



No.C2016006

2016-8-31

司法质量、不完全契约与贸易产品质量

余淼杰、崔晓敏、张睿^①

摘要：司法质量的提高增大了违约成本，从而使得一国在出口合约密集型产品上具有比较优势。本文采用 Feenstra 和 Romalis（2014）的方法准确测算了一国不同产品的进出口质量水平，并通过实证研究发现：1）司法质量和平均出口质量正相关，但司法质量更高的国家在出口合约密集型产品上并不具有质量意义上的比较优势；2）司法质量更高的国家在进口合约密集型产品上具有质量意义上的比较优势；3）进口国司法质量是影响合约密集型产品相对贸易质量的重要因素，而出口国司法质量则主要影响合约密集型产品的相对贸易数量。本文的结果通过了一系列的稳健性检验，同时在考虑了司法质量潜在的内生性之后依然成立。本文的研究拓展了对比较优势在贸易产品质量方面作用机制的理解。

关键词：司法质量、不完全契约、产品质量、比较优势

Judicial Quality, Incomplete Contract, and Product Quality of Traded Goods

Abstract

Higher judicial quality increases the costs of contract violations and generates a country's comparative advantage in producing contract-intensive goods, whose production procedures heavily rely on contract enforcement. This paper estimates country-level import and export quality for each goods using Feenstra and Romalis (2014) approach and provide empirical evidences that: 1) judicial quality is positively associated with average export quality, but a country with higher judicial quality does not exhibit comparative advantage in exporting contract-intensive goods in terms of quality; 2) a country with higher judicial quality does exhibit comparative advantage in importing contract-intensive goods in terms of quality; 3) importer's judicial quality is a key determinant of relative quality of trade for contract-intensive goods, while exporter's judicial quality is more relevant for relative quantity of trade for contract-intensive goods. Our results are robust to measurements, specifications, and potential endogeneity. This paper helps extend comparative advantage to the quality dimension.

Key words: Judicial quality, Incomplete contract, Product quality, Comparative advantage

^① 北京大学国家发展研究院中国经济研究中心。余淼杰：mjyu@nsd.pku.edu.cn；崔晓敏：sunnylizzie@163.com；张睿：rayzhangrui23@126.com。

一 引言

制度如何影响一国经济发展？经济学文献中有大量针对这一问题的研究，而新世纪以来的实证研究则直接关注不同制度对长期经济增长的影响，如 Acemoglu 等（2001）。随着这方面研究的深入，“制度”和“经济发展”这两个较为宽泛的概念被进一步具体化。一方面，制度水平的一个重要维度是司法质量，即司法系统运行的效率和可靠性，司法质量的高低直接影响在一个国家的违约成本；另一方面，一国的国际贸易状况是经济发展的重要方面，而由于高收入的国家往往消费和出口高质量的产品，因此贸易产品的质量也成为一国经济发展水平的重要标志（Khandelwal, 2010）。以往的研究中，由于产品质量难以观测，因此涉及产品质量的研究相对较少；近年来随着贸易产品质量测算方法的发展，和微观数据的逐步可得，关于质量的文献逐渐增多。

本文从产品质量的视角出发，探究一国司法质量对其国际贸易的影响。目前的实证研究已开始关注司法质量对于贸易的影响，但多基于比较优势的视角研究一国的司法质量如何影响其出口额大小。不同于已有的研究，本文则关注司法质量对产品质量的影响，从而提出司法质量影响国际贸易的一个新机制。此外，相比于以往研究多关注司法质量对一国出口的影响，本文还强调司法质量对一国进口的影响。本文的研究较为全面地刻画了司法质量如何影响进出口产品质量，并发现司法质量较高的国家所出口的合约密集型产品（即在生产过程中更加依赖良好司法环境的产品）的相对质量并不更高，但司法质量较高的国家所进口的合约密集型产品的相对质量则显著更高。因此司法质量较高的国家在进口合约密集型产品上具有质量意义上的比较优势，出口国的司法质量则主要影响合约密集型产品的相对贸易数量。

司法质量如何影响国际贸易？最早研究司法质量对贸易影响的文献（Berkowitz, 2006; Levchenko, 2007; Nunn, 2007; 等）大多从比较优势的观点出发。要从这一角度理解司法质量的影响，首先需要认识到不同产品在生产过程中，对于司法质量的依赖是不同的。产品在生产过程中依赖司法质量的程度，与产品生产过程中需要的定制化投入品（customized inputs）的成本份额密切相关。举例而言，生产面粉所需要的大部分投入品是高度同质化的（如小麦）；与之相反，生产汽车所需的大部分投入品则是高度定制化的（如引擎、轴承、离合器等）。具体而言，这类产品对投入品的特征有特定的要求，且定制化投入品占生产成本的份额也很大。由于投入品的高度定制化特征，汽车厂商往往通过合同委托上游供应商生产符合自身要求的定制化投入品。

上游供应商需要通过专用性投资（relationship-specific investment）来进行定制化投入品的生产。专用性投资越多，则相应投入品生产成本越低、质量越好。由于投入品高度定制化，难以在市场上进行转卖，故上游供应商的议价能力显著低于生产商。因此当一国司法质量较差、违约成本较低时，生产商有较强的动机在供应商进行专用性投资，产出定制化投入品之后违反合同，重新谈判以进一步压低购买价格，产生“敲竹杠”（hold-up）的问题，使得议价能力低的供应商蒙受损失。这种情况下，上游供应商事前进行专用性投资的动机被抑制，产生投资不足的现象，导致生产定制化投入品的生产成本提高。因此司法质量较低的国家在生产定制化投入品份额较高的产品上具有比较劣势。以上论述说明产品在生产过程中依赖司法质量的程度与相应定制化投入品的成本份额密切相关。因此通常将定制化投入品的成本份额定义为“合约密集度”（contract intensity），反映这类产品在生产过程中对司法质量的依赖程度。因此良好的司法质量可作为一种生产禀赋，产生一国在生产合约密集度高的产品上的比较优势。

比较优势逻辑被早期研究作为司法质量影响贸易的主要作用机制。Levchenko（2007）在不完全合约的理论框架设定下，将这一逻辑模型化。实证研究方面，Berkowitz 等（2006）基于 Rauch（1999）的分类将产品划分为差异化和同质化产品，发现出口国（进口国）的制

度水平对差异化产品的双边贸易流有正向（负向）影响，而对同质化产品则与异质化产品相反。Nunn（2007）则通过投入产出表和 Rauch（1999）的分类，构造更加准确的合约密集度指标。他的研究发现在控制了传统的比较优势变量（物质资本和人力资本）以及其他可能的影响变量之后，司法质量更高的国家在出口合约密集型产品上具有显著的比较优势，且这一比较优势的影响大于传统的比较优势变量。

后续研究则多在 Nunn（2007）的实证框架下向微观层面的实证研究进行拓展。Ma 等（2010）利用世界银行企业调查数据，发现若企业所处的司法环境越好，则这类企业在合约密集型行业上相对出口更多。Li 等（2012）则利用中国制造业企业的数据发现，若企业所处省份的司法质量越好，则这些企业在合约密集型行业的出口上具有比较优势。Feenstra 等（2012）利用中国海关进出口贸易数据，在以上研究的基础上进一步区分司法质量对不同出口模式（一般贸易和加工贸易）和不同所有制（内资企业、合资企业和外资企业）企业出口的异质性影响。他们发现司法质量的比较优势效应在外资企业和加工贸易出口企业中更加明显。这些研究在微观企业层面上进一步证实了 Nunn（2007）的发现。

Essaji 和 Fujiwara（2012）和本文研究最为密切相关。他们利用美国的进口数据，发现司法质量更高的国家具有在合约密集型产品上出口高质量产品的比较优势。他们的研究样本为出口到美国的所有国家的产品质量，无法刻画不同目的国市场司法质量对进口产品质量的影响。本文在 Essaji 和 Fujiwara（2012）的基础上，整理了双边国家、SITC4 位产品码贸易品的质量数据，并发现司法质量是影响一国合约密集型进口品相对质量的重要因素，而其对合约密集型出口品相对质量的影响统计上不显著。

此外，Essaji 和 Fujiwara（2012）的研究利用了 Khandelwal（2010）提出的需求面方法测算进口产品质量。正如 Feenstra 和 Romalis（2014）指出的，Khandelwal（2010）在偏好为 nested Logit 形式的假设下，仅利用需求面的价格和数量信息估计需求函数，将估计残差作为进口产品质量的估计值，所得到的质量估计值依赖于对于供给面的假设，因此估计的结果不甚稳健。而目前在国际贸易实证领域较为流行的需求面质量估计方法，还包括 Khandelwal 等（2013）和 Fan 等（2015），他们在偏好为 CES 形式下加入消费者对于产品质量的偏好，同样通过估计需求函数，将残差作为出口产品质量的估计值，这一方法的最大问题在于得到的产品质量估计值在跨年和跨国的意义上不可比，因而也为产品质量的比较带来困难。此外以往研究中还常用产品的单价代表产品质量（如 Manova 和 Zhang，2012），但单价包含了许多质量以外的信息，因此使用单价作为质量的代理变量可能造成估计偏差。本文利用 Feenstra 和 Romalis（2014）提出的测算方法估计一国在不同产品上的进出口产品质量，该方法同时考虑需求面和供给面因素的影响，较为稳健，且得到的质量指数在跨国意义上可比较，从而便于实证分析。

总体而言，现有关于司法质量影响贸易的研究，多利用检验比较优势的实证策略关注司法质量对于出口额的作用。本文将从以下三个方面进行拓展创新：

第一、进一步厘清司法质量影响贸易的经济机制。相比于单纯关注贸易额，本文将主要关注司法质量如何影响不同合约密集度产品的质量，将司法质量对一国比较优势影响的研究拓展到产品质量的维度。以往研究发现，一国良好的司法质量可以提升该国在出口合约密集型产品上的比较优势，本文进一步研究这一比较优势是否体现在质量上。即若一国司法质量较高，那么该国所出口合约密集型产品的相对质量是否也更高。这有助于解释良好的司法质量成为一国比较优势的内在机制和原因。

第二、以往研究大多只关注司法质量对于出口的影响，本文在此基础上进一步强调司法质量对进口的影响。具体来说，若一国的司法质量较高，一方面该国的整体市场环境对合约密集型产品的质量要求应该更高，另一方面良好的司法质量有助于降低企业间“敲竹杠”的风险、促进定制化投入品的生产，因此进口到该国的合约密集型产品的相对质量也应该更高，

这意味着司法质量较高的国家在进口合约密集型产品上应具有质量意义上的比较优势。这同样有助于揭示司法质量如何通过产品质量这一维度影响一国的贸易情况。

第三、本文利用 Feenstra 和 Romalis (2014) 提出的方法测算贸易产品的质量。这一方法的优点在于同时利用供给和需求信息,更加稳健地估计产品质量。与之相比,需求面方法仅利用需求面信息估算产品质量(如 Khandelwal, 2010),其估算值依赖于对供给侧的假设,从而对于产品质量的估计可能并不稳健。

本文利用 1997 年 SITC 第二版 4 位码的双边贸易数据,测算产品质量,并有以下的实证发现:1) 司法质量与一国平均出口质量正相关,但司法质量较高的国家所出口的合约密集型产品的相对质量并不更高;2) 司法质量较高的国家所进口的合约密集型产品的相对质量则显著更高,因此司法质量较高的国家在进口合约密集型产品上具有质量意义上的比较优势;3) 进口国司法质量是决定合约密集型产品相对贸易质量的重要因素,而出口国的司法质量则主要影响合约密集型产品的相对贸易数量。本文的实证结果通过了一系列的稳健性检验,并且在考虑了司法质量可能的内生性之后依然成立。本文行文结构如下:第二部分介绍实证策略和关键变量的构造;第三部分描述数据特征以及司法质量影响贸易产品质量的直观证据;第四部分呈现实证结果,进行各种稳健性检验,探讨司法质量影响一国合约密集型进口品相对质量的具体机制,并利用工具变量回归解决司法质量可能存在的内生性问题;第五部分总结全文。

二 实证策略与变量构造

本部分首先介绍本文的实证策略——研究司法质量如何对一国的进出口贸易产品质量产生影响;其次,介绍主要关键变量的度量,包括贸易产品质量、合约密集度和司法质量等。

(一) 实证策略

根据式 (2.1.1), 初步识别司法质量对一国进出口贸易产品质量的影响:

$$\ln(y_{ig}) = \beta_1 \cdot Q_i + \beta_2 \cdot X_i + \gamma_g + \varepsilon_{ig} \dots \dots (2.1.1)$$

其中 $\ln(y_{ig})$ 为国家 i SITC 第二版 4 位码产品 g 的出口质量或进口质量。 Q_i 为 i 国司法质量指标。 X_i 为一系列国家层面的控制变量,包括人力资本、劳均资本、银行私人信贷占 GDP 比重、人均 GDP 的对数等。 γ_g 表示产品层面固定效应,用以控制不同产品间的固定差异。 ε_{ig} 表示随机误差项。下文将详述国家-产品层面出口质量 $\overline{Qe_{ig}}$ 、进口质量 $\overline{Ql_{ig}}$ 、国家层面司法质量 Q_i 的构造过程。

需要说明的是,估计 (2.1.1) 式的主要目的是描述司法质量与一国整体进出口产品质量之间的相关关系,但并不区分司法质量对合约密集度不同产品贸易质量的影响,因此 (2.1.1) 式的回归并不涉及任何形式的比较优势,而是着重描绘一个国家的平均进出口贸易产品质量是如何随着司法质量而变化的。本文主要关注的回归式设定为 (2.1.2) 式:

$$\ln(y_{ig}) = \beta_1 \cdot ci_g \cdot Q_i + \beta_2 \cdot h_g \cdot H_i + \beta_3 \cdot k_g \cdot K_i + \beta_4 \cdot EFD_g \cdot FD_i + \beta_5 X_{ig} + \alpha_i + \gamma_g + \zeta_{ig} \dots \dots (2.1.2)$$

其中 ci_g 表示产品 g 的合约密集度,而 $ci_g \cdot Q_i$ 则为产品 g 合约密集度与 i 国司法质量的交互项。 h_g 和 k_g 分别为不同产品 g 的技术密集度和资本密集度; H_i 和 K_i 分别为不同国家 i 的人力资本存量和劳均资本存量。 EFD_g 表示产品 g 的外部融资依赖度^①, FD_i 则表示国家 i 的金融发展程度。 X_{ig} 表示其它国家-产品层面控制变量, α_i 为国家层面固定效应, γ_g 为产品层面固定效应,以控制国家间和产品间固定差异的影响, ζ_{ig} 则为随机误差项。

式 (2.1.2) 与以往研究一国出口比较优势的实证研究类似,通过引入国家和产品层面固

^① 由于无法获得 4 分位 SITC 产品的技术、资本密集度以及外部融资依赖度指标,在实证回归中本文采用美国 IO 行业的相应指标作为代理变量。

定效应 α_i 和 γ_g 吸收所有进出口产品质量在国家在产品层面上的变动,进而本文主要关注变量 $c_{ig} \cdot Q_i$ 的系数 β_1 。该系数衡量了随着合约密集度的提高,一国司法质量对进出口贸易产品质量的影响会如何变动,即一国进口(或出口)合约密集型产品在质量意义上的比较优势。实证分析控制了传统比较优势(人力资本丰裕的国家在出口技术密集型的产品上具有比较优势,而物质资本丰裕的国家在出口资本密集型的产品上具有比较优势)和金融发展层面的比较优势可能带来的影响。本文通过采用式(2.1.2)这一设定来研究司法质量较高的国家是否在出口(或进口)合约密集型产品上具有质量意义上的比较优势。如前所述,一方面,司法质量较高的国家,违约成本较高,因此有助于在事前缓解合约密集型产品生产过程中的“敲竹杠”问题,有助于提高该国所生产的合约密集型产品的相对质量,从而带来该国出口合约密集型产品在质量意义上的比较优势。另一方面,司法质量较高的国家对产品的质量要求可能会更高,有助于缓解产品质量不可观测所带来的“逆向选择”问题。而合约密集型产品涉及到诸多定制化投入品,对市场环境的敏感度可能更高,因而司法质量提高,也将有助于提高该国合约密集型进口品的相对质量。

(二) 关键变量构造

1. 贸易产品质量

本文利用 Feenstra 和 Romalis (2014) 的方法衡量贸易产品质量,首先构造产品-出口国-进口国层面的双边产品质量;其次,利用双边产品质量进一步构造产品-出口国和产品-进口国层面的产品质量,用于后续的实证分析。本小节简要介绍构造产品质量的理论框架和方法,详细的推导过程见附录 A。

假设 k 国消费者面临来自不同出口国 i 的一系列差异化产品。 k 国消费者的偏好由以下(2.2.1)式定义的支出函数所刻画:

$$E^k = U^k \left[\int_i \left(p_i^k / (z_i^k)^{\alpha^k} \right)^{(1-\sigma)} di \right]^{1/(1-\sigma)} \dots \dots (2.2.1)$$

其中 U^k 为 k 国消费者通过消费差异化产品得到的总效用; p_i^k 和 z_i^k 分别为 k 国消费者所面对的由 i 国出口品的 CIF 价格和产品质量; σ 为产品间的替代弹性; α^k 为刻画 k 国消费者对质量偏好的参数,令 $\alpha^k = 1 + \lambda \ln(U^k)$,则 k 国效用(收入)水平越高,对质量的偏好就越明显。消费者的需求函数 q_i^k 可由(2.2.2)式定义:

$$q_i^k = \frac{\partial E^k}{\partial p_i^k} = \frac{\partial E^k}{\partial P_i^k} \cdot \frac{1}{(z_i^k)^{\alpha^k}} \dots \dots (2.2.2)$$

在供给层面,出口国 i 的企业 j 通过设定 FOB 价格 p_{ij}^{*k} 和产品质量 z_{ij}^k ,最大化其利润。利润最优化问题如下:

$$\max_{p_{ij}^{*k}; z_{ij}^k} [p_{ij}^{*k} - c_{ij}(w_i, z_{ij}^k)] \frac{\tau_i^k q_{ij}^k}{tar_i^k}$$

其中 τ_i^k 、 T_i^k 和 tar_i^k 分别对应从价(ad valorem)贸易成本、单位(per-unit)贸易成本和关税,且满足 $p_{ij}^k = \tau_i^k (p_{ij}^{*k} + T_i^k)$ 。 $c_{ij}(w_i, z_{ij}^k)$ 为生产质量为 z_{ij}^k 产品的单位成本,其中 w_i 为成本率。令 $c_{ij}(w_i, z_{ij}^k) = w_i (z_{ij}^k)^{1/\theta} / \varphi_{ij}$,其中 φ_{ij} 为 i 国企业 j 的生产率。 θ 为刻画质量提升过程中规模报酬递减效应的参数,且 $0 < \theta < 1$ 。求解企业的优化问题可得到质量 z_{ij}^k 表达式(2.2.3):

$$\ln(z_{ij}^k) = \theta \left[\ln(\kappa_1^k p_{ij}^{*k}) - \ln\left(\frac{w_i}{\varphi_{ij}}\right) \right], \kappa_1^k = \frac{\alpha^k \theta (\sigma - 1)}{1 + \alpha^k \theta (\sigma - 1)} \dots \dots (2.2.3)$$

在企业生产率存在异质性的设定下,定义 \widehat{X}_i^k 和 $\widehat{\varphi}_i^k$ 为 i 国出口到 k 国零利润企业的出口额和生产率; M_i 为 i 国潜在进入企业的数目。与 Melitz (2003)一致, i 国企业出口到 k 国

需要支付一定的固定成本 f_i^k ,

$$f_i^k = \left(\frac{w_i}{\varphi_i^k}\right) \left(\frac{Y^k}{p^k}\right)^{\beta_0} e^{\beta' F_i^k}, \beta_0 > 0 \dots (2.2.4)$$

其中 Y^k 、 p^k 为 k 国的总支出和价格指数, F_i^k 则包含一系列影响固定成本的双边变量, 包括语言相似度等。

给定进口国 k 和 SITC 第二版 4 位码产品 g , 令全世界出口到 k 国产品 g 的平均质量为 $\overline{z_{world,g}^k}$, 则可得到 i 国出口到 k 国相对于平均水平的质量 $\overline{Qe_{ig}^k}$ 为^①:

$$\ln(\overline{Qe_{ig}^k}) = \frac{\kappa_{1g}^k}{(\sigma_g - 1)} [(\sigma_g - 1) \ln(\overline{p_{ig}^k}) + \ln(\overline{p_{ig}^{*k}}) + \beta_g' F_i^k + \sigma \ln(\overline{tar_{ig}^k})] - \ln(\overline{z_{world,g}^k}) \dots (2.2.5)$$

其中 $\overline{p_{ig}^k}$ 和 $\overline{p_{ig}^{*k}}$ 分别为 i 国出口到 k 国产品 g 的平均 CIF 价格和 FOB 价格。类似地, 给定出口国 i 和 SITC 第二版 4 位码产品 g , 令 i 出口到全世界产品 g 平均质量为 $\overline{z_{i,g}^{world}}$, 则可得到 k 国从 i 国进口相对于平均水平的质量 $\overline{Qi_{ig}^k}$ ^②:

$$\ln(\overline{Qi_{ig}^k}) = \frac{\bar{\alpha}_g \theta_g}{(1 + \gamma_g)} \left[(1 + \gamma_g) \ln(\kappa_{1g}^k \overline{p_{ig}^{*k}}) - \ln\left(\frac{X_{ig}^k}{\overline{tar_{ig}^k}}\right) + \beta_{0g} \ln\left(\frac{Y^k}{p^k}\right) + \beta_g' F_i^k \right] + \left[\frac{\bar{\alpha}_g \theta_g}{(1 + \gamma_g)} + \frac{1}{(\sigma_g - 1)} \right] \ln(\kappa_{2g}^k) - \ln(\overline{z_{i,g}^{world}}) \dots (2.2.6)$$

在 (2.2.5) 和 (2.2.6) 的基础上, 参照 Feenstra 和 Romalis (2014), 我们利用 GEKS 加总方法对不同国家的出口和进口质量之比进行加总, 从而得到每个国家在每个 SITC 第二版 4 位码产品层面上的出口质量和进口质量, 分别记为 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$ 和 $\ln(\overline{Qi_{ig}^k})$ ^③。本文主要采用 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$ 和 $\ln(\overline{Qi_{ig}^k})$ 作为关键的因变量, 但也考虑采用 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$ 和 $\ln(\overline{Qi_{ig}^k})$ 进行稳健性回归的情况。

2. 合约密集度

产品的合约密集度 ci_g 依照 Nunn (2007) 的方法进行构造,

$$ci_g = \sum_s \theta_{gs} \cdot R_s \dots (2.2.7)$$

其中 θ_{gs} 是产品 g 生产中中间投入品 s 占总中间投入的份额, 可从投入产出表中获得。 R_s 为衡量 s 行业中投入品定制化程度高低的指标。根据 Nunn (2007), 本文采用美国投入产出表计算 θ_{gs} , R_s 为美国 IO 行业 s 所有 SITC 产品种类中差异化产品种类所占的比例, 差异化产品的定义则来自 Rauch (1999)^④。由此得到的合约密集度 ci_g 为 IO 行业层面的指标, 进一步

^① 详细的推导过程见附录 A1 和 A2。

^② 详细的推导过程见附录 A1 和 A2。

^③ 详细的加总过程见附录 A3。

^④ Rauch (1999) 将不同的 SITC 产品划分为“有公开交易所”、“有参考价格”、“差异化产品”三种类型, 并提供了“宽松型”和“保守型”两种划分标准。本文主要采用 Rauch (1999) 对差异化产品的“宽松型”定义, 后文还将汇报基于“保守型”定义的稳健性检验的结果。

将其对应到不同的 SITC 第二版 4 位码产品上，并与产品质量的数据匹配。

3. 司法质量

在实证研究中，履约环境的质量一般由一国司法制度的有效性所度量。根据 Nunn (2007)，本文主要采用 Kaufmann 等 (2003) 提供的法治质量 (rule of law) 指数衡量一国的司法质量。这一指标衡量了在 1997 和 1998 年之间，一个国家司法实践和司法程序的有效性和一致性，以及该国的总体履约情况。此外，本文还采用 Gwartney 和 Lawson (2003)、以及世界银行 2004 年“Doing Business”报告提供的司法质量和履约环境指标，以检验回归结果的稳健性。

三 数据

(一) 数据来源及描述性统计

本文使用的数据主要来自 UNcomtrade 数据库和 Nunn (2007)，包括来自各个地区、不同发展水平的 158 个国家，1270 个 SITC 第二版 4 位码产品，277 个 IO 行业。具体来说，根据式 (2.2.5) 和 (2.2.6)，本文使用 UNcomtrade 数据库中 SITC 第二版 4 位码产品分类的双边贸易数据，利用 Feenstra 和 Romalis (2014) 提供的方法，估计出口国-行业、进口国-行业、出口国-进口国-行业的质量指数，即 $\ln(\overline{Qe_{ig}})$ 、 $\ln(\overline{Qi_{ig}})$ 、 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$ 和 $\ln(\overline{Qi_{ig}^k})$ 。值得一提的是，由于 Feenstra 和 Romalis (2014) 估计的质量指数为相对值，因而即使在同一 SITC4 位码下、具有不同单位的产品价格和产品质量也并不可比^①。因而在测算产品质量时，本文还也根据产品单位进行分类，最终划分出 1292 个产品 (SITC-单位) 类别。

司法质量水平、合约密集度以及其它国家、行业层面特征变量等则均来自 Nunn (2007)。由于缺乏 1997 年各国产品层面的技术含量、劳均资本和外部融资依赖度数据，本文采用美国 1997 年 IO 行业的技术和资本密集度和外部融资依赖度指标作为代理变量。根据 Feenstra (2000) 和美国经济研究局分别提供的 10 分位 HS 编码和 4 分位 SITC 第二版对应码、10 分位 HS 编码和美国 IO 行业对应码，将 IO 行业和 4 分位 SITC 产品分类对应起来^②。

表 1 主要变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
出口质量	66,634	1.42	3.26	0.00	517.67
进口质量	123,010	1.22	0.81	0.04	42.81
司法质量	91,958	0.55	0.21	0.11	0.97
合约密集度	95,859	0.50	0.24	0.02	0.98
技术密集度	85,175	0.39	0.13	0.16	0.85
资本密集度	85,175	0.88	0.53	0.21	3.57
人力资本存量	52,300	0.34	0.40	0.01	2.52
劳均资本存量	52,300	0.02	0.01	0.00	0.05

注：文章的回归部分还控制了其它变量，受篇幅限制，表 1 仅汇报了主要变量的描述性统计情况。

^① 不同 SITC 行业 and 不同单位的产品质量并不可比，因此不能通过简单加总得到 IO 行业层面质量指数。且不同产品质量差异较大，通过一定方式加总得到的行业层面质量指数也不具有实际含义。

^② 由于存在一个 4 分位 SITC 产品或一个 IO 行业匹配多个 10 分位 HS 产品的情况，因此当 4 分位 SITC 分类和 IO 分类匹配存在多对多的情况时，我们根据 10 分位 HS 产品数量，将 IO 行业中包含最多 4 分位 SITC 分类所对应的 10 分位 HS 产品的行业作为该 4 分位 SITC 产品所对应的 IO 行业。

表 1 列示了样本数据中主要变量的统计性质。值得一提的是，和出口产品质量指数相比，进口产品的质量指数更为分散，但二者的均值相差不大。不同国家间司法质量指数差别则较大，法治最差的国家这一指标为 0.11，而法治最好的国家则为 0.97。类似地，不同行业的合约密集度也有较大差异。司法质量与合约密集度在不同国家和不同产品间的变动有助于识别司法质量对合约密集度不同产品质量的异质性影响。此外，行业和资本密集度在不同行业间也存在较大异质性。由于样本数据包含 158 个不同地区和发展水平的国家，因此人力资本、劳均资本在国家间差异也较大。这为在控制传统比较优势变量的影响下分析司法质量对一国出口质量的影响提供了可能性。

（二）司法质量、合约密集度和贸易情况：描述性证据

本节将首先从图形上直观展示一国的司法质量与不同合约密集度产品的贸易情况有何关系。将所有产品按合约密集度进行排序，取合约密集度最高和最低的 10% 的产品进行比较。

图 1 关注了这两类产品的相对贸易额大小与司法质量的关系。将各个国家合约密集度最高和最低的 10% 的产品的出口（进口）额分别进行加总，再将二者的比值取对数，得到一国合约密集型产品的相对出口（进口）额。根据 Nunn (2007)，司法质量更好的国家在出口合约密集度高上具有比较优势，因此司法质量越高则该国合约密集型产品的相对出口额越大。图 1 左图显示两者之间的相关系数达到 0.305，这与 Nunn (2007) 的发现高度一致。与之相反，图 1 右图显示一国司法质量与合约密集型产品的相对进口额之间的相关系数仅为 0.053，并无显著的统计关系。

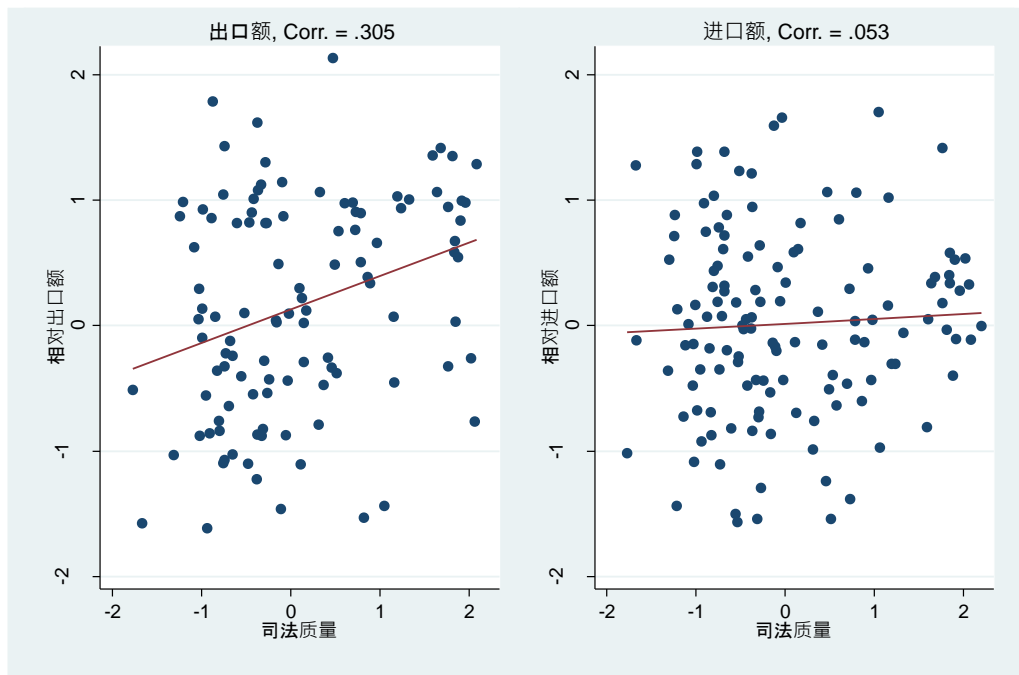


图 1 合约密集型产品贸易额相对大小与司法质量

注：该图展示一国司法质量与其合约密集型产品相对出口（进口）额的关系。左右两图横轴为 Kaufmann 等 (2003) 的法治质量指数。左（右）图纵轴为合约密集度最高 10% 的产品和最低 10% 产品的出口（进口）额之比。所有变量均经过标准化处理。

数据来源：Feenstra 和 Romalis (2014)，Kaufmann 等 (2003) 及作者计算得到。

图 2 和 3 继续探究一国司法质量对其合约密集型产品相对出口（进口）品质量的影响。

根据以往部分研究（如 Alessandria 和 Kaboski, 2011; Manova 和 Zhang, 2012; 等），本文首先采用出口单价作为产品质量的代理变量，并计算合约密集型产品的相对出口价格指数。首先，将出口（进口）价格减去其对应的每个 SITC 第二版 4 分位码产品的世界平均价格，从而使得不同类型产品的价格可比；其次，分别计算合约密集度最高和最低 10% 产品的平均价格；最后，取上述两组产品价格比值的对数，便得到一国合约密集型产品的相对出口（进口）价格。由图 2，与贸易额所展示的现象相反，一国司法质量与其合约密集型产品的相对出口价格的相关性接近于 0（0.065），而一国司法质量与其合约密集型产品的相对进口价格则显著正相关（0.449）。若将价格作为产品质量的近似指标，这意味着司法质量越高的国家在质量意义上并不具有出口合约密集型产品的比较优势。相反，司法质量越高，则一国所进口的合约密集型产品的相对质量更高。

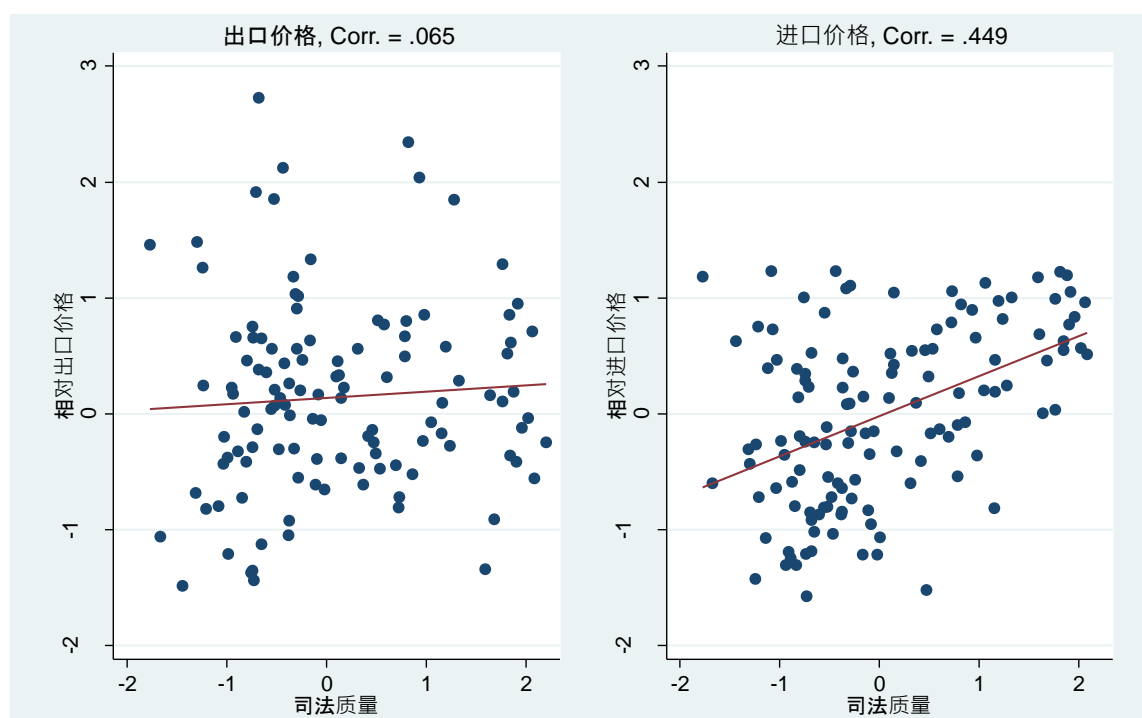


图 2 合约密集型产品贸易价格相对大小与司法质量

注：该图展示一国司法质量与其合约密集型产品相对出口（进口）价格的关系。左右两图横轴为 Kaufmann 等（2003）的法治质量指数。左（右）图纵轴为合约密集度最高 10% 的产品和最低 10% 产品的平均出口（进口）价格之比。所有变量均经过标准化处理。

数据来源：Feenstra 和 Romalis（2014），Kaufmann 等（2003）及作者计算得到。

除产品质量以外，单价还包含其他方面的信息。为了避免其他因素干扰对产品质量的度量，本文采用 Feenstra 和 Romalis（2014）所测度的国家-SITC 层面的出口（进口）产品质量指数，取合约密集度最高和最低的 10% 分别计算其平均质量^①，最后将两者之比取对数，得到一国合约密集型产品的相对出口（进口）质量。图 3 左图显示，司法质量与一国合约密集型产品相对出口质量呈现正相关，相关系数达到 0.218，而司法质量与一国合约密集型产品相对进口质量有更强的正相关关系，达到 0.476。因此由图形 3，司法质量对合约密集型产品相对进口质量的影响，远大于其对相对出口质量的影响。

^① 由于该质量指数已在每种 SITC 产品的范围内进行标准化，因此跨产品可比，可直接进行比较和运算。

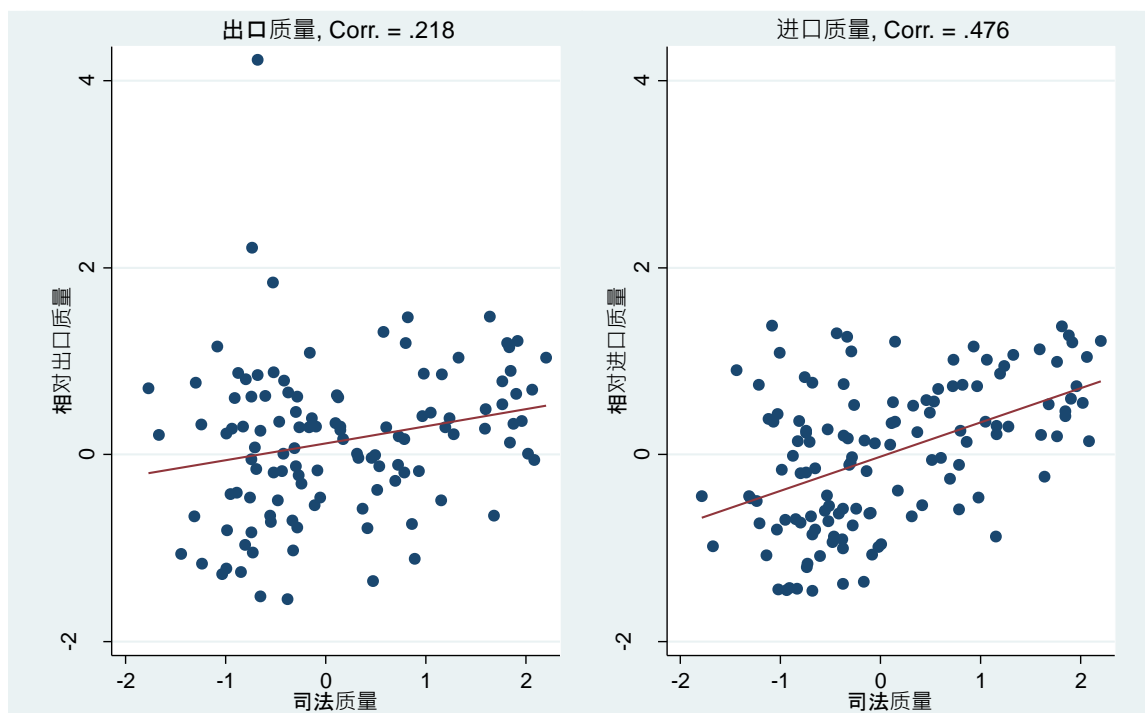


图3 合约密集型产品贸易质量相对大小与司法质量

注：该图展示一国司法质量与其合约密集型产品相对出口（进口）质量的关系。左右两图横轴为Kaufmann等（2003）的法治质量指数。左（右）图纵轴为合约密集度最高10%的产品和最低10%产品的平均出口（进口）质量之比。所有变量均经过标准化处理。

数据来源：Feenstra和Romalis（2014），Kaufmann等（2003）及作者计算得到。

四 实证分析

（一）基准结果

1. 单边贸易数据

首先对回归式（2.1.1）进行估计，以描述司法质量与一国进出口贸易产品平均质量的关系。为将司法质量的回归系数在进出口国间进行比较，本文均采用标准化后的变量进行回归^①。表2列（1）首先考虑了一国司法质量对出口质量 $\ln(\overline{Qe_{ig}})$ 的影响。在控制了该国人力资本、劳均资本、银行私人信贷占GDP比重和人均GDP的对数之后，一国司法质量和其出口的产品质量水平显著正相关。具体来说，司法质量提高1个标准差，则其出口的产品质量平均提高0.254个标准差，且该影响在1%的水平上显著。而列（5）则关注一国司法质量对其进口产品质量 $\ln(\overline{Qi_{ig}})$ 的影响在控制列（1）中国家层面特征变量后，司法质量提高1个标准差，其进口产品质量平均提高0.058个标准差，但该影响仅在10%的水平上显著。因此，一国司法质量对进口产品质量的正向作用远小于对出口产品质量的正向作用。这一结果显示了司法质量和一国平均出口产品质量之间的相关性。

进一步采用比较优势的实证框架式（2.1.2）分析司法质量对合约密集型和密集型进出口贸易品质量是否存在异质性影响。首先根据比较优势的逻辑，良好的司法质量促进了企业的专用性投资，有助于保障定制化投入品的质量，进而有利于合约密集型产品相对出口质量的提升。基于这一逻辑，表2列（2）-（4）分析了司法质量更高的国家所出口的合约密集型产品的相对质量是否更高。在控制了传统比较优势变量（ $h_g \cdot H_i$ 和 $k_g \cdot K_i$ ）以及金融

^① 除特别说明外，文章其余章节均汇报的为标准化后的回归结果。

表 2

基准回归结果

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$\ln(\overline{Qe_{ig}})$	$\ln(\overline{Qe_{ig}})$	$\ln(\overline{Qe_{ig}})$	$\ln(\overline{Qe_{ig}})$	$\ln(\overline{Ql_{ig}})$	$\ln(\overline{Ql_{ig}})$	$\ln(\overline{Ql_{ig}})$	$\ln(\overline{Ql_{ig}})$
国家司法质量	0.253*** (0.074)				0.057* (0.033)			
合同密集度×国家司法质量		0.047 (0.036)	0.016 (0.035)	-0.098* (0.059)		0.073*** (0.026)	0.066** (0.027)	0.133** (0.054)
合同密集度×ln(人均 GDP)				0.416** (0.166)				-0.223 (0.149)
行业技术衡量指标×ln(国家层面人力资本)		0.045 (0.037)	0.023 (0.036)	0.017 (0.035)		0.006 (0.016)	0.007 (0.017)	0.014 (0.016)
行业劳均资本存量×ln(国家层面劳均资本)		-0.209*** (0.051)	-0.112** (0.053)	-0.069 (0.057)		-0.164*** (0.027)	-0.116*** (0.031)	-0.139*** (0.032)
行业外部融资依赖度×ln(国家层面金融发展程度)		0.001 (0.013)	-0.001 (0.012)	-0.001 (0.012)		0.012* (0.007)	0.008 (0.007)	0.008 (0.007)
行业劳均资本存量×ln(国家层面金融发展程度)			-0.031 (0.031)	-0.036 (0.032)			-0.025 (0.018)	-0.021 (0.019)
出货价值的附加值比×ln(人均 GDP)			0.322*** (0.075)	0.330*** (0.076)			0.149** (0.063)	0.136** (0.062)
美国 1997 年 Grubel-Lloyd 指数×ln(人均 GDP)			-0.069 (0.077)	-0.060 (0.078)			-0.132*** (0.044)	-0.140*** (0.042)
TFP 增长率×ln(人均 GDP)			0.063 (0.064)	0.051 (0.064)			0.049 (0.038)	0.056 (0.039)
(1-投入集中度的赫芬达尔指数)×ln(人均 GDP)			0.182 (0.114)	0.135 (0.119)			-0.154** (0.076)	-0.118* (0.066)
常数项	-0.042 (0.050)	-0.100*** (0.010)	-0.277*** (0.057)	-0.336*** (0.063)	-0.032* (0.017)	0.071*** (0.004)	0.135*** (0.034)	0.169*** (0.049)
出口国固定效应		有	有	有				
进口国固定效应						有	有	有
行业固定效应	有	有	有	有	有	有	有	有
观测值	33,908	30,710	30,645	30,645	45,789	42,063	41,676	41,676
R ²	0.366	0.434	0.436	0.436	0.457	0.478	0.479	0.479

注：表中汇报的系数均为标准化回归系数。括号中为 cluster 到国家层面的聚类稳健标准误。此外，列（1）和列（5）还控制了人力资本、劳均资本、银行私人信贷占 GDP 比重、人均 GDP 的对数等国家层面的控制变量。***，**，*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著

发展层面的比较优势^①之后，列（2）中司法质量对合约密集型产品的相对出口质量并无显著的提升作用。相反，司法质量较高的国家进口的合约密集型产品的相对质量较高。由表 2 列（6），在控制了技术工人、资本和金融发展方面的比较优势之后，一国司法质量提高 1 个标准差，该国在合约密集型产品上的相对进口质量比非合约密集型产品平均高出 0.073 个标准差，即平均约提高 3.31%^②，该影响在 1%的水平上显著。这与图 2 和图 3 中的描述性证据一致。

基准回归结果初步显示，司法质量对一国出口的合约密集型产品的相对质量并无显著影响，但对其进口的合约密集型产品的相对质量却有显著的正向影响。考虑到列（2）和（6）仅控制了比较优势变量，因而回归结果可能受到其他遗漏变量的影响，因此在列（3）-（4）、（7）-（8）中进一步控制其他可能对进出口产品质量造成影响的变量，以确保基准结果的稳健性。经济发展程度不同的国家在不同行业间的分工亦不相同，因此本文控制了人均 GDP 和一系列行业产品特征的交互项。行业特别变量包括出货价值的附加值比、Grubel-Lloyd 指数、TFP 增长率以及(1-投入集中度的 HHI 指数)，用于分别控制发达国家在高附加值行业产品、生产环节细分程度高的行业产品、技术进步速度较快的行业产品、以及技术复杂程度较高的行业产品上可能存在比较优势。

控制了以上变量，重新估计（2.1.2）式，并将结果呈现于表 2 列（3）-（4）和列（7）-（8）。可以看到，进一步控制其它变量之后所得到的实证结果和之前的实证结果相一致：司法质量对一国出口的合约密集型产品的相对质量并无显著影响，但其进口的合约密集型产品的相对质量却有显著的正向影响。最后，考虑到不同发展程度的国家所采用的质量规范以及对质量的偏好等都不尽相同，列（4）和（8）的回归中还控制了人均 GDP 对数和司法质量的交互项的影响。由列（4）和（8），司法质量对合约密集型出口品相对质量的影响转为负向，并在 10%的水平显著，而其对合约密集型进口品相对质量的影响依然显著为正。

2. 双边贸易数据

国际贸易涉及进口国和出口国的双边关系，因此不同国家的贸易伙伴、以及所贸易的产品可能存在较大的异质性。表 2 的基准回归结果的因变量是国家（ i ）-产品（ g ）层面的出口质量 $\ln(\overline{Qe}_{ig})$ 和进口质量 $\ln(\overline{Qi}_{ig})$ ，而忽略了贸易伙伴的异质性。这可能使得出口国司法质量对合约密集型出口品质量的异质性影响并不显著。因此，本节进一步采用（2.2.5）和（2.2.6）式中的进口国（ k ）-出口国（ i ）-产品（ g ）层面的出口产品质量 $\ln(\overline{Qe}_{ig}^k)$ 和进口产品质量 $\ln(\overline{Qi}_{ig}^k)$ 作为因变量，检验表 2 基准回归中的各项结论是否依然成立。类似（2.1.1）式，设定（2.1.1'）和（2.1.1''）式：

^① 由于不同的行业和产品对外部融资依赖度不同，因此一国金融发展程度可能通过融资这一渠道影响进出口贸易产品的质量，我们因此控制了一国金融发展程度与外部融资依赖度以及资本密集度的交互项，并采用银行私人信贷占 GDP 之比衡量一国金融发展程度，外部融资依赖度的计算则遵循 Rajan 和 Zingales（1999）。

^② 为方便分析，假设合约密集型和合约密集型产品的密集度指数差值为 1，并将标准化回归系数乘以进口产品质量对数的标准差得到，或将非标准化的进口产品质量的对数对标准化后自变量回归得到。事实上，样本中合约密集度指数的最大和最小值差为 0.96，十分接近于 1。因而这一近似并不会显著夸大司法质量对合约密集型产品的相对影响。

$$\ln(\overline{Qe_{ig}^k}) = \beta_1 \cdot Q_i + \beta_2 \cdot X_i + \gamma_{kg} + \varepsilon_{ig}^k \dots \dots (2.1.1')$$

$$\ln(\overline{Qt_{ig}^k}) = \beta_1 \cdot Q_k + \beta_2 \cdot X_k + \gamma_{ig} + \varepsilon_{ig}^k \dots \dots (2.1.1'')$$

与(2.1.1)式不同,由于 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$ 度量了在给定进口国 k 和产品 g 的前提下, i 国出口到 k 国产品 g 的质量相对于全世界出口到 k 国产品 g 平均质量的差值,因此在式(2.1.1')中加入进口国-产品固定效应 γ_{kg} 以确保结果的可比性。类似地,由于 $\ln(\overline{Qt_{ig}^k})$ 度量了在给定出口国 i 和产品 g 的前提下, i 国出口到 k 国产品 g 的质量相对于 i 国出口到全世界产品 g 平均质量的差值,因此在式(2.1.1'')中加入出口国-产品固定效应 γ_{ig} 。

表3 进口国-出口国-产品层面的贸易产品质量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
因变量	$\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$	$\ln(\overline{Qt_{ig}^k})$	$\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$	$\ln(\overline{Qt_{ig}^k})$
出口国司法质量	0.082*** (0.018)			
进口国司法质量		0.006 (0.013)		
合约密集度×出口国司法质量			0.015 (0.019)	
合约密集度×进口国司法质量				0.024*** (0.007)
国家层面控制变量	有	有		
国家-产品层面控制变量			有	有
出口国固定效应			有	
进口国固定效应				有
出口国×产品固定效应		有		有
进口国×产品固定效应	有		有	
观测值	556,581	448,653	463,614	411,460
R^2	0.904	0.917	0.904	0.917

注:表中汇报的系数均为标准化回归系数。列(1)和(3)括号中为 cluster 到出口国层面的聚类稳健标准误,列(2)和(4)括号中为 cluster 到进口国层面的聚类稳健标准误。列(1)和(3)还控制了表2列(1)和(4)中国家层面控制变量的影响;列(2)和(4)则控制了表2列(3)和(6)中国家-产品层面控制变量的影响。***, **, *分别表示在1%, 5%, 10%水平上显著。

参照式(2.1.2),设定(2.1.2')和(2.1.2'')式以研究司法质量对合约密集度不同的产品贸易质量的异质性影响:

$$\ln(\overline{Qe_{ig}^k}) = \beta_1 \cdot ci_g \cdot Q_i + \beta \cdot X_{ig} + \alpha_i + \gamma_{kg} + \zeta_{ig} \dots \dots (2.1.2')$$

$$\ln(\overline{Qt_{ig}^k}) = \beta_1 \cdot ci_g \cdot Q_k + \beta \cdot X_{kg} + \alpha_k + \gamma_{ig} + \zeta_{ig} \dots \dots (2.1.2'')$$

其中,传统比较优势项和金融发展层面的比较优势均控制在 X_{ig} 和 X_{kg} 中。式(2.1.2')在给定进口国 k 和产品 g 的前提下,研究出口国的司法质量对合约密集型产品的相对出口质量的影

响；相似地，式（2.1.2''）在给定出口国 i 和产品 g 的前提下，研究进口国的司法质量对合约密集型产品的相对进口质量的影响。式（2.1.1'）-（2.1.2''）的回归结果列于表 3。

表 3 的列（1）显示，出口国司法质量对出口产品的整体平均质量水平有显著正向影响，司法质量提高 1 个标准差，则出口质量整体提高 0.082 个标准差，且回归系数在 1%水平上显著；列（2）则表明进口国司法质量对进口产品的整体平均质量水平无显著影响。此外，与表 2 列（2）-（4）、（6）-（8）所呈现的结果一致，出口国司法质量对合约密集型产品的相对出口质量并无显著的提升作用；进口国司法质量对合约密集型产品的相对进口质量有显著的正向影响，其系数为 0.024 并在 1%水平上显著。因此利用国家-产品层面和进口国-出口国-产品层面数据进行实证分析，得到了一致的结论——司法质量越高的国家在出口合约密集型产品上并不具有质量意义上的比较优势；相反，司法质量越高的国家在进口合约密集型产品上具有质量意义上的显著的比较优势。

（二）稳健性分析

1. 其它司法质量和合约密集度衡量指标

本节将考虑其它司法质量和合约密集度衡量指标，以进一步探讨实证结果的稳健性。首先，其它司法质量度量指标。除 Kaufmann 等（2003）司法质量指标外，Gwartney 和 Lawson（2003）（下称 GL2003）以及世界银行 2004 年“Doing Business Survey”（下称 DBS）调查数据提供的司法质量和合同执行情况指标也是相关研究的常用指标。本节将利用这两套司法质量指标检验结果的稳健性。其次，其它合约密集度度量指标。Rauch（1999）提供了两套差异化产品分类的标准，一种为宽松型（liberal）、一种为保守型（conservative）。在基准回归分析中，本文主要采用宽松型标准定义差异化产品，构建合约密集度指数。本节还将考虑保守型标准定义差异化产品，构建相应合约密集度衡量指标。

表 4 其它司法质量和合约密集度衡量指标

因变量	自变量			
	司法质量	司法质量	宽松型合约密集度指标×司法质量	保守型合约密集度指标×司法质量
出口产品质量指数 $\ln(\overline{Qe_{ig}^k})$	GL2003 指标	0.201*** (0.049)	0.049 (0.036)	0.057 (0.038)
	DBS: 诉讼时间	0.041* (0.023)	-0.086** (0.039)	-0.080* (0.046)
	DBS: 诉讼程序	0.098** (0.043)	0.059 (0.035)	0.060 (0.037)
	GL2003 指标	0.009 (0.024)	0.071** (0.030)	0.058* (0.032)
进口产品质量指数 $\ln(\overline{Qi_{ig}^k})$	DBS: 诉讼时间	0.018* (0.010)	0.059* (0.033)	0.057* (0.032)
	DBS: 诉讼程序	0.016 (0.015)	0.068** (0.029)	0.064** (0.030)

注：表中汇报的系数均为标准化回归系数，且括号中为 cluster 到出口国或进口国层面的聚类稳健标准误。此外，所有回归都控制了表 2 基准回归中的相应控制变量。***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%水平上显著。

表 4 汇报了分别采用 GL2003 司法质量指标以及世界银行 DBS 调查数据的合同执行情况指标，及其与宽松型和保守型合约密集度指标交互项进行回归的系数。世界银行合同执行情况指标主要包括诉讼时间和诉讼程序两个变量。参照 Nunn（2007），诉讼时间指标为 1500

减去通过司法程序使得合同执行所需要的时间，诉讼程序指标为 60 减去通过司法程序使得合同执行所需要程序数量。因而诉讼时间和程序指标越大，则该国的司法质量越高。总体上，表 4 的回归结果和基准回归结果相一致。三种司法质量指标和一国出口产品质量指数均显著正相关，而司法质量对一国合约密集型产品相对出口质量并无正显著影响，甚至有时出现显著的负向影响。另一方面，司法质量和一国进口产品质量指数正相关，但在大多数情况下并不显著，而司法质量对一国合约密集型产品相对进口质量则有显著的正影响。

2. 其它质量测算方法

接下来考虑产品质量测算方法的稳健性。除 Feenstra 和 Romalis (2014) 的方法之外，之前的研究还采用了单价法和 Khandelwal、Schott 和 Wei (2013) 所提出的回归推断方法（下称 KSW 方法）度量产品质量。因此本节将采用这两种方法度量产品质量，并重复基准回归。单价法即利用产品的单位价值作为其质量的代理变量，单位价值越高则质量应该也越高。KSW 方法^①适用于测算出口产品质量，并在近年来被广泛应用于实证研究^②，其背后的经济学逻辑是给定在同一市场中，两个品种的价格相等，那么销售量较大的品种的质量应该较高。在利用 KSW 方法衡量出口品的质量时，本文采用 Broda 和 Weinstein (2006) 提供的美国 4 分位 SITC 行业贸易弹性进行估计。需要注意的是，KSW 方法得到的出口产品质量仅在同一进口国-产品类别内可比，因此本文仅利用该出口产品质量研究一国司法质量是否对该国合约密集型产品的相对出口质量有所影响。回归结果见表 5。

表 5 其它贸易产品质量衡量指标

	(1)	(2)	(3)
因变量	$\ln(UVe_{ig})$	$\ln(UVi_{ig})$	$\ln(\overline{Qe_KSW_{ig}^k})$
合约密集度×司法质量	-0.028 (0.033)	0.100*** (0.028)	-0.021 (0.030)
国家-产品层面控制变量	有	有	有
出口国固定效应	有		有
进口国固定效应		有	
进口国×行业固定效应			有
产品固定效应	有	有	
观测值	30,645	41,676	397,211
R^2	0.428	0.438	0.284

注：表中汇报系数均为标准化回归系数，列（1）和列（3）括号中为 cluster 到出口国层面的聚类稳健标准误，列（2）括号中为 cluster 到进口国层面的聚类稳健标准误。所有回归都控制了其它国家-产品层面变量。***，**，*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

表 5 列（1）和（2）呈现根据式（2.1.2）分别采用 i 国在产品 g 上的出口单价 (UVe_{ig}) 和进口单价 (UVi_{ig}) 的对数值作为因变量的回归结果。列（3）则呈现根据式（2.1.2'）采用根据 KSW 方法测算得到的 i 国出口到 k 国产品 g 的质量作为因变量的估计结果。与基准结果一致，列（1）和列（3）均显示司法质量更高的国家，其出口的合约密集型产品的相对质量（价格）并不更高；而列（2）则显示司法质量更高的国家，其进口的合约密集型产品的

^① 对 Khandelwal、Schott 和 Wei (2013) 方法的具体介绍和应用见附录 B。

^② Fan 等 (2015)、Martin 和 Mejean (2014) 以及王雅琦等 (2015) 均采用 KSW 方法度量出口产品质量并进行相关研究。

相对质量（价格）显著更高。

（三）影响机制探讨

前述分析着重考察司法质量是否影响一国进出口合约密集型产品在质量意义上的比较优势。本文的基本结论是司法质量越高的国家进口的合约密集型产品的相对质量更高，但其出口的合约密集型产品的相对质量却并不更高。在这一节我们进一步探讨司法质量对一国合约密集型产品进出口相对质量可能的影响机制。

1. 比较优势的数量和价值维度

除了质量维度之外，数量和价值维度也是一国贸易优势的重要方面。Nunn（2007）指出司法质量更好的国家在合约密集型产品上的相对出口额更大，并利用跨国数据验证了这一推断。基于 Nunn（2007）的研究，本文在研究司法质量对合约密集度不同产品相对贸易额影响的基础上，进一步将该影响分解为价格（质量）维度和数量两个维度。由于 4.1 和 4.2 小节已经对价格和质量维度进行了分析，因此本小节关注其对数量维度的影响。基于（2.1.2）式的设定，表 6 列（1）-（4）回归的因变量依次为 i 国在产品 g 上的出口额 X_{ig} 、出口数量 Ve_{ig} 、进口额 M_{ig} 和进口数量 Vi_{ig} 。

表 6 司法质量和贸易优势的数量和价值维度

因变量	(1) $\ln(X_{ig})$	(2) $\ln(Ve_{ig})$	(3) $\ln(M_{ig})$	(4) $\ln(Vi_{ig})$
合约密集度×司法质量	0.164*** (0.059)	0.155** (0.061)	0.037 (0.031)	0.009 (0.035)
国家-产品层面控制变量	有	有	有	有
国家固定效应	有	有	有	有
产品固定效应	有	有	有	有
观测值	28,085	28,085	41,676	41,676
R^2	0.586	0.564	0.719	0.691

注：表中汇报系数均为标准化回归系数，列（1）和（2）括号中为 cluster 到出口国层面的聚类稳健标准误，列（3）和（4）括号中为 cluster 到进口国层面的聚类稳健标准误。所有回归都控制了表 2 列（3）和列（6）中的相应控制变量。***，**，*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

表 6 的回归结果表明，司法质量更高的国家合约密集型产品的相对出口额（列<1>）和出口数量（列<2>）显著更高，而司法质量更高的国家合约密集型产品的相对进口额（列<3>）和进口数量（列<4>）并不更高。这表明司法质量更高的国家在出口合约密集型产品上的比较优势主要体现在数量和价值上，而在进口合约密集型产品上则不具有数量和价值意义上的比较优势。表 6 列（1）的结果证实了 Nunn（2007）的研究，且估计系数的大小也和 Nunn（2007）得到的结果较为接近。

2. 贸易伙伴司法质量与出口产品质量：基于离散度的分析

以上实证结果显示，司法质量更好的国家在出口合约密集型产品上的比较优势主要体现在出口额和出口数量上，而并非出口价格和质量上。与此同时，司法质量更好的国家，进口合约密集型产品的质量也显著高于非合约密集型产品。由进出口两方面实证结果可知，在双边贸易关系中，合约密集型贸易品的相对质量水平主要依赖于进口国的司法质量水平。即进口国的司法质量是决定贸易中合约密集型产品相对质量的重要因素，而出口国司法质量水平

和其出口品质量水平正相关,但对其合约密集型出口品相对质量的影响在统计上不显著。本节将从一国出口合约密集型产品的质量分布离散程度和其所面对贸易伙伴司法质量的分布离散程度这一角度,解析这一现象的可能原因。

由于 Feenstra 和 Romalis (2014) 以及 Khandelwal 等 (2013) 估计的进口国-出口国-产品层面质量在不同目的国和产品间不可比^①,因而在分析司法质量和出口品质量分布时,我们使用出口价格作为产品质量的代理变量。表 7 分析了出口国司法质量、贸易伙伴司法质量离散度分别和产品合约密集度的交互项,对该国出口产品离岸价格离散度的影响。回归设定如式 (4.3.1) 所示:

$$\begin{aligned} \text{Var}_j(UVe_{ijg}) = & \beta_1 \cdot ci_g \cdot Q_i + \beta_2 \cdot ci_g \cdot \text{Var}(Q_{ij}) \\ & + \beta_3 \cdot X_{ig} + \alpha_i + \gamma_g + \zeta_{ig} \dots \dots \end{aligned} \quad (4.3.1)$$

其中 $\text{Var}_j(UVe_{ijg})$ 表示 i 国出口到国家 j 的产品 g 出口离岸价格 UVe_{ijg} 在出口国间的离散度, $\text{Var}_j(Q_{ij})$ 表示 i 国的贸易伙伴国 j 的司法质量的离散度。变量的离散度分别采用最大最小值差、90 和 10 分位数差以及标准差三个统计量衡量。估计结果列于表 7。

表 7 司法质量和产品出口价格的分布

	(1)	(2)	(3)
因变量: $\text{Var}_j(UVe_{ijg})$	最大最小值差	90 和 10 分位数差	标准差
合约密集度×出口国司法质量	-0.177*** (0.055)	-0.175*** (0.052)	-0.087** (0.039)
合约密集度×贸易伙伴司法质量最大最小值差	0.597*** (0.011)		
合约密集度×贸易伙伴司法质量 90 和 10 分位数差		0.569*** (0.012)	
合约密集度×贸易伙伴司法质量标准差			0.122*** (0.014)
国家固定效应	有	有	有
产品固定效应	有	有	有
观测值	29,341	29,341	23,613
R^2	0.686	0.512	0.300

注:表中汇报系数均为标准化回归系数,括号中为 cluster 到出口国层面的聚类稳健标准误。此外,所有回归都控制了表 2 列 (3) 中的相应控制变量。***, **, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平上显著。

由表 7 列 (1) - (3) 可知: 1) 出口国司法质量越高,则合约密集型产品相对非合约密集型产品出口价格的相对离散程度越小; 2) 贸易伙伴司法质量的离散程度(分别以最大最小值差、90 和 10 分位数差以及标准差度量)越大,则平均而言合约密集型产品的出口质量的相对离散程度也越高,且回归系数均在 1% 水平上显著。更重要的是,合约密集度和贸易伙伴司法质量离散度交互项的回归系数均显著大于出口国司法质量和合约密集度交互项的回归系数^②,且随着合约密集度的增大,贸易伙伴司法质量的离散度对一国出口价格(质量)离散程度的解释力度显著增大。这表明贸易伙伴国司法质量对合约密集型贸易品相对质量的

^① Feenstra 和 Romalis (2014) 通过引入参照国家以消除出口质量指数中目的国市场价格指数和收入的影响,而 Khandelwal 等 (2013) 则通过目的国市场和行业的固定效应吸收目的国特征变量的影响,因而他们得到的进口国-出口国-产品层面质量指数仅在目的国和行业内可比。

^② 我们还对出口国司法质量、贸易伙伴司法质量离散度分别与合约密集度的交互项的回归系数之和进行了 t 检验。回归结果表明,除用标准差衡量离散度的情况外,这两个回归系数之和均显著大于零。

影响覆盖了出口国自身司法质量水平对合约密集型产品相对质量的影响，因而导致总体上合约密集型产品的相对质量水平主要依赖于进口国的司法质量水平。

3. 司法质量影响合约密集型产品相对进口质量的渠道

至此，实证结果从多个方面表明进口国的司法质量水平是合约密集型产品相对贸易质量的重要决定因素，而出口国的司法质量的作用则不明显。具体到影响渠道上，一方面，司法质量较高的国家，产品质量的规范也较为严格，这有助于缓解消费者和厂商之间由于产品质量无法观测而产生的“信息不对称问题”。而合约密集型产品的生产涉及到诸多定制化投入品，因而其对“信息不对称问题”更加敏感，故司法质量的提高更加有利于合约密集型进口品质量的提高。另一方面，司法质量更高的国家，违约的成本较大。这减少了企业间“敲竹杠”的风险，促使出口到该国的定制化投入品生产企业更愿意进行专用性投资，提高了该国所进口的定制化投入品的相对质量。而定制化投入品本身合约密集度也较高，因此文章所发现的高司法质量国家合约密集型产品相对进口质量较高的这一现象，可能是由于司法质量通过完善履约环境，减少“敲竹杠”风险，最终促进合约密集型进口品质量提高。

本文通过两种方法区分司法质量影响进口品相对质量的这两种作用机制：第一，根据联合国 BEC (Broad Economy Classification) 分类标准将贸易品分为消费品、中间品和资本品三大类，并分样本重复基准回归。直观上讲，消费品不作为任何中间投入，面临的“敲竹杠”的风险较小。因此司法质量对消费品中合约密集型产品相对进口质量的影响，主要通过提高整体市场环境对质量的要求、缓解“信息不对称”问题这一机制发挥作用。第二，在回归中加入 Rauch (1999) 所定义的差异化产品虚拟变量和司法质量的交互项，用以直接控制司法质量通过减少“敲竹杠”行为对异质性定制化投入品相对进口质量的影响。合约密集型中间品或资本品的异质性程度往往更高，因而可能面临更为严重的“敲竹杠”的行为。表 8 报告了估计结果。

表 8 消费品、中间品和资本品

自变量	因变量	消费品	中间品和资本品
		$\ln(\overline{Q}_{i,g})$	$\ln(\overline{Q}_{i,g})$
宽松型合约密集度×司法质量		0.184*** (0.048)	-0.010 (0.041)
宽松型 Rauch 指标×司法质量		-0.065** (0.029)	0.041** (0.020)
保守型合约密集度×司法质量		0.183*** (0.039)	-0.004 (0.034)
保守型 Rauch 指标×司法质量		-0.082*** (0.024)	0.046** (0.021)

注：表中汇报系数均为标准化回归系数，括号中为 cluster 到进口国层面的聚类稳健标准误。所有回归都控制了表 2 列 (6) 中的相应控制变量。***, **, *分别表示在 1%, 5%, 10%水平上显著。

表 8 分别报告了消费品和中间品分样本回归的结果，并考虑了宽松型和保守型合约密集度指标及产品异质性 (Rauch) 指标^①。在对进口消费品质量的回归中，司法质量和合约密集度指数的交互项显著为正，而司法质量和产品异质性 (Rauch) 指标交互项的回归系数则

^① 司法质量和合约密集度交互项与司法质量和产品异质性 (Rauch) 指标的相关系数为 0.732，尽管相关程度较高，但不完全共线——两个指标间仍然存在差异。前者衡量了产品生产中对异质性中间品依赖度的高低，而后者则反映了产品本身的异质性程度。

显著为负，且合约密集度交互项的正向效果显著大于产品异质性所带来的负向影响。这验证了司法质量通过提高整体质量规范、规避“信息不对称问题”，进而有助于提高合约密集型进口品的相对质量的机制。而在对进口中间品和资本品质量的回归中，司法质量和合约密集度指数的交互项为负但并不显著，而司法质量和产品异质性指标交互项的回归系数则显著为正。进口中间品将用于国外最终品的生产，因而其自身的定制化程度（并非生产该进口中间品所用的投入品的定制化程度）将直接影响司法质量对其进口质量的影响。Rauch 指标和司法质量的交互项显著为正，则在一定程度上验证了良好的司法质量有助于缓解中间品出口厂商所面临的“敲竹杠”风险，因而有助于合约密集型进口中间品相对质量的提高。而整体质量规范的提高对合约密集型进口中间品相对质量提高的作用不大。

（四）内生性和工具变量回归

尽管在短期内一国的司法质量相对其经济表现外生，但横截面上的制度表现可能是长期经济发展与司法制度互动的效果，因而可能存在内生性问题。举例来说，若一国长期从事合约密集型产品的贸易活动，那么该国对良好的司法质量的需求更加迫切，从而造成反向因果偏误。为检验文章的主要结论是否受内生性的影响，本文采用司法制度的起源作为一国司法质量的工具变量。根据司法制度的起源，可将现行的司法制度分成五类，起源于英国普通法（British common law）、法国公民法（French civil law）、德国公民法（German civil law）、社会主义法律体系、斯堪的纳维亚法（Scandinavian civil law）。回归样本中有 51 个国家的法律制度起源于英国普通法，73 个起源于法国公民法，15 个起源于社会主义法律体系，此外还有 6 和 5 个国家的法律制度分别起源于德国公民法和斯堪的纳维亚法。为避免共线性问题，文章仅采用起源于英国普通法、法国公民法或德国公民法三个虚拟变量作为司法质量的工具变量，而将起源于社会主义法律体系和斯堪的纳维亚法类别的国家作为对照组。由于一国的司法起源在很早之前就被决定，不受 1997 年贸易水平的影响，因而可以用于分离司法质量中外生变化的影响。

表 9 两阶段工具变量回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln(\overline{Qe_{ig}})$	$\ln(\overline{Q}_{ig})$	$\ln(\overline{Q}_{ig})$	$\ln(\overline{Q}_{ig})$
司法质量×合约密集度	0.006	0.163***	0.641***	0.243***
	(0.036)	(0.026)	(0.156)	(0.035)
国家-产品层面控制变量	有	有	有	有
国家固定效应	有	有	有	有
产品固定效应	有	有	有	有
观测值	30,599	41,644	41,644	41,644
内生性检验	0.013	16.837***	14.618***	28.343***
Kleibergen-Paap rank LM Chi2	3,636***	4,535***	197***	3,523***
Kleibergen-Paap rank Wald F	4,250	6,812	200	4,082
Hansen J	2.465	13.527***	-	-

注：表 9 中汇报的均为标准化回归系数，且括号中为异方差稳健的标准误。此外，所有回归均控制了基准回归中的其它变量。***，**，*分别表示在 1%，5%，10%水平上显著。

表 9 汇报了采用法律起源虚拟变量和合约密集度的交互项作为司法质量和合约密集度交互项的工具变量的回归结果。其中，列（1）和列（2）采用所有工具变量进行回归，而列（3）和列（4）则分别考虑只采用一个工具变量——起源于英国普通法或法国公民法虚拟变量，进行回归的情况。由列（1）-（4），出口质量的工具变量回归系数较小且不显著，而进

口质量的工具变量回归系数则均显著为正、且数值较大。这与表 2 中的基准回归结果相一致。此外，表 9 还汇报了内生性检验、工具变量和识别不足检验（Kleibergen-Paap rank LM Chi2 统计值）、弱工具变量检验（Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值）、过度识别检验（Hansen J）的结果。值得说明的是，列（1）-（4）一阶段回归系数均显著，且 Kleibergen-Paap rank LM Chi2 统计值均显著大于 1% 显著度水平上的临界值，故工具变量和内生变量显著相关，不存在识别不足的问题。列（1）-（4）的 Kleibergen-Paap rank Wald F 统计值均大大超过 Baum 等（2007）给出的经验临界值 10，因而亦不存在弱工具变量的问题。由于列（2）并未通过过度识别检验，因而列（3）-（4）考虑仅采用单个工具变量的回归结果，并得到和列（2）一致的结果。然而，回归（1）没能通过内生性检验，这可能是由于出口国司法质量和合约密集度的交互项无论是在固定效应还是工具变量回归中均不显著且数值较小，并未表现出显著差别。

五 结论

本文重点研究司法质量对贸易产品质量的影响，特别是对合约密集度不同产品的异质性影响。首先，本文采用 Feenstra 和 Romalis（2014）的方法准确测算了一国贸易品的质量水平；其次，本文的实证研究发现：1）司法质量和平均出口产品的质量正相关，但司法质量更高的国家在出口合约密集型产品上并不具有质量意义上的比较优势；2）司法质量更高的国家在进口合约密集型产品上具有质量意义上的比较优势；3）进口国的司法质量是影响合约密集型产品相对贸易质量的重要因素，而出口国的司法质量则主要影响合约密集型产品的相对贸易数量。

本文的发现指出贸易产品质量，特别是合约密集型产品的贸易质量受到进口国司法质量的显著影响。具体来说，进口国的司法质量水平可能通过提高市场整体环境对于产品质量的要求，以及完善履约环境从而减少“敲竹杠”行为两个方面对合约密集型产品的相对质量水平产生影响。本文拓展了文献对比较优势具体作用机制在质量维度的认识。此外，本文的研究还表明，在当前我国经济面临产业升级、产品质量提升双重压力的情况下，提高司法质量水平，构建良好的履约环境，有助于提升我国贸易品的质量和竞争力。

参考文献

- 王雅琦, 戴觅, 徐建炜, “汇率, 产品质量与出口价格”, 《世界经济》, 2015 年第 5 期。
- Acemoglu, D. K., Robinson, J., & Johnson, S. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review*, 91(5), 1369-1401.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2007). Enhanced routines for instrumental variables/GMM estimation and testing. *Stata Journal*, 7(4), 465-506.
- Berkowitz, D., Moenius, J., & Pistor, K. (2006). Trade, law, and product complexity. *Review of Economics and Statistics*, 88(2), 363-373.
- Essaji, A., & Fujiwara, K. (2012). Contracting institutions and product quality. *Journal of Comparative Economics*, 40(2), 269-278.
- Fan, H., Li, Y. A., & Yeaple, S. R. (2015). Trade liberalization, quality, and export prices. *Review of Economics and Statistics*, 97(5), 1033-1051.
- Feenstra, R. C., Hong, C., Ma, H., & Spencer, B. J. (2013). Contractual versus non-contractual trade: The role of institutions in China. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 94, 281-294.
- Khandelwal, A. (2010). The long and short (of) quality ladders. *Review of Economic Studies*, 77(4), 1450-1476.
- Khandelwal, A. K., Schott, P. K., & Wei, S. J. (2013). Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exporters. *American Economic Review*, 103(6), 2169-2195.
- Levchenko, A. (2007). Institutional quality and international trade. *Review of Economic Studies*, 74(3), 791-819.
- Ma, Y., Qu, B., & Zhang, Y. (2010). Judicial quality, contract intensity and trade: Firm-level evidence from developing and transition countries. *Journal of Comparative Economics*, 38(2), 146-159.
- Manova, K., & Zhang, Z. (2012). Export Prices Across Firms and Destinations. *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 379-436.
- Nunn, N. (2007). Relationship-Specificity, Incomplete Contracts, and the Pattern of Trade. *Quarterly Journal of Economics*, 122(2), 569-600.
- Nunn, N., & Trefler, D. (2014). Domestic Institutions as a Source of Comparative Advantage. *Handbook of International Economics*, 4, 263-315.
- Rauch, J. E. (1999). Networks versus markets in international trade. *Journal of International Economics*, 48(1), 7-35.
- Wang, Y., Wang, Y., & Li, K. (2014). Judicial quality, contract intensity and exports: Firm-level evidence. *China Economic Review*, 31(12), 32-42.

附录 A: Feenstra 和 Romalis (2014) 进出口质量的测算方法

本附录详细介绍了如何利用 Feenstra 和 Romalis (2014) 的方法构造产品-国家层面的贸易产品质量。

A1. 理论框架

假设在某种产品上, k 国消费者面对着来自不同出口国 i 的一系列差异化品种。 k 国消费者的偏好由以下 (A1) 式定义的支出函数所刻画:

$$E^k = U^k \left[\int_i \left(p_i^k / (z_i^k)^{\alpha^k} \right)^{(1-\sigma)} di \right]^{1/(1-\sigma)} \dots \dots (A1)$$

其中 U^k 为 k 国消费者通过消费产品类别中的不同品种得到的总效用; p_i^k 和 z_i^k 分别为 k 国消费者所面对的由 i 国出口品种的 CIF 价格和产品质量; σ 为品种间的替代弹性; α^k 为刻画 k 国消费者对于质量偏好的参数, 令 $\alpha^k = 1 + \lambda \ln(U^k)$, 则 k 国效用 (收入) 水平越高, 对于质量的偏好就越明显。消费者的需求函数 q_i^k 可由 (A2) 式定义:

$$q_i^k = \frac{\partial E^k}{\partial p_i^k} = \frac{\partial E^k}{\partial P_i^k} \cdot \frac{1}{(z_i^k)^{\alpha^k}} \dots \dots (A2)$$

其中定义 $P_i^k \equiv p_i^k / (z_i^k)^{\alpha^k}$ 为“质量调整后价格”。

在供给层面, 出口国 i 的企业 j 通过决策 FOB 价格 p_{ij}^{*k} 和产品质量 z_{ij}^k , 最大化其利润, 其最优化问题如下:

$$\max_{p_{ij}^{*k}, z_{ij}^k} [p_{ij}^{*k} - c_{ij}(w_i, z_{ij}^k)] \frac{\tau_i^k q_{ij}^k}{tar_i^k} = \max_{p_{ij}^{*k}, z_{ij}^k} \left\{ p_{ij}^{*k} - \tau_i^k \frac{[c_{ij}(w_i, z_{ij}^k) + T_i^k]}{(z_{ij}^k)^{\alpha^k}} \right\} \frac{Q_{ij}^k}{tar_i^k}$$

其中 τ_i^k 、 T_i^k 和 tar_i^k 分别对应从价 (*ad valorem*) 贸易成本、单位 (per-unit) 贸易成本和关税, 满足 $p_{ij}^{*k} = \tau_i^k (p_{ij}^{*k} + T_i^k)$ 。 $Q_{ij}^k \equiv q_{ij}^k (z_{ij}^k)^{\alpha^k}$ 为“质量调整后产量”。 $c_{ij}(w_i, z_{ij}^k)$ 为生产质量为 z_{ij}^k 产品的单位成本, 与成本率 w_i 有关。令 $c_{ij}(w_i, z_{ij}^k) = w_i (z_{ij}^k)^{1/\theta} / \varphi_{ij}$, 其中 φ_{ij} 为 i 国企业 j 的生产率, $0 < \theta < 1$ 为刻画质量提升过程中规模报酬递减效应的参数。求解企业的优化问题可得到质量 z_{ij}^k 表达式 (A3):

$$\ln(z_{ij}^k) = \theta \left[\ln(\kappa_1^k p_{ij}^{*k}) - \ln\left(\frac{w_i}{\varphi_{ij}}\right) \right], \kappa_1^k = \frac{\alpha^k \theta (\sigma - 1)}{1 + \alpha^k \theta (\sigma - 1)} \dots \dots (A3)$$

FOB 和 CIF 价格分别满足:

$$p_{ij}^{*k} = T_i^k \left[\left(\frac{1}{1 - \alpha^k \theta} \right) \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) - 1 \right] \equiv \overline{p}_i^{*k}$$

$$p_{ij}^k = \tau_i^k T_i^k \left[\left(\frac{1}{1 - \alpha^k \theta} \right) \left(\frac{\sigma}{\sigma - 1} \right) \right] \equiv \overline{p}_i^k$$

因此质量调整后价格 P_{ij}^k 满足:

$$P_{ij}^k = \overline{p}_i^k \left[\frac{w_i / \varphi_{ij}}{\kappa_1^k \overline{p}_i^{*k}} \right]^{\alpha^k \theta}$$

在企业生产率存在异质性的设定下, 设 i 国企业生产率的分满足帕累托分布, φ_i 为生产率分布的下界, 有

$$G_i(\varphi) = 1 - \left(\frac{\varphi}{\varphi_i} \right)^{-\gamma}$$

定义 i 国企业 j 对 k 国的出口额 (包含各项贸易成本) 为 $X_{ij}^k \equiv P_{ij}^k Q_{ij}^k$, 则 i 国对 k 国的总出口额 X_i^k 为 (A4) 式:

$$X_i^k = M_i \int_{\widehat{\varphi}_i^k}^{\infty} X_{ij}^k g_i(\varphi) d\varphi = \widehat{X}_i^k M_i \left(\frac{\widehat{\varphi}_i^k}{\varphi_i} \right)^{-\gamma} \kappa_2^k, \kappa_2^k \equiv \frac{\gamma}{\gamma - \alpha^k \theta (\sigma - 1)} \dots \dots (A4)$$

\widehat{X}_i^k 和 $\widehat{\varphi}_i^k$ 为*i*国出口到*k*国零利润企业的出口额和生产率； M_i 为*i*国潜在进入企业的数目。与Melitz（2003）一致，*i*国企业出口到*k*国需要支付一定的固定成本，设固定成本 f_i^k 满足（A5）式：

$$f_i^k = \left(\frac{w_i}{\widehat{\varphi}_i^k} \right) \left(\frac{Y^k}{p^k} \right)^{\beta_0} e^{\beta' F_i^k}, \beta_0 > 0 \dots \dots (A5)$$

其中 Y^k 、 p^k 为*k*国的总支出和价格指数， F_i^k 则包含一系列影响固定成本的双边变量，包括语言相似度等。对于零利润的出口企业，其毛利润为 $\widehat{X}_i^k / (\sigma \text{tar}_i^k)$ ，有（A6）式：

$$\frac{\widehat{X}_i^k}{\sigma \text{tar}_i^k} = f_i^k = \left(\frac{w_i}{\widehat{\varphi}_i^k} \right) \left(\frac{Y^k}{p^k} \right)^{\beta_0} e^{\beta' F_i^k} \dots \dots (A6)$$

另外，我们可求解*i*国企业出口到*k*国的平均质量调整后价格，即（A7）式：

$$\overline{P}_i^k = \left[\int_{\widehat{\varphi}_i^k}^{\infty} \frac{P_i^k(\varphi)^{(1-\sigma)}}{M_i \left[1 - G_i(\widehat{\varphi}_i^k) \right]} g_i(\varphi) d\varphi \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} = (\kappa_2^k)^{\frac{1}{1-\sigma}} \overline{P}_i^k = (\kappa_2^k)^{\frac{1}{1-\sigma}} p_i^k \left[\frac{w_i / \widehat{\varphi}_i^k}{\kappa_1^k p_i^{*k}} \right]^{\alpha^k \theta} \dots \dots (A7)$$

结合（A4）、（A6）、（A7）式，有

$$\overline{P}_i^k = \frac{(\kappa_2^k)^{\frac{1}{1-\sigma}} p_i^k}{(\kappa_1^k p_i^{*k})^{\alpha^k \theta}} \left[\frac{X_i^k / \kappa_2^k \text{tar}_i^k}{M_i (w_i / \varphi_i)^\gamma} \left(\frac{Y^k}{p^k} \right)^{\beta_0} e^{-\beta' F_i^k} \right]^{\alpha^k \theta / (1+\gamma)} \dots \dots (A8)$$

Feenstra和Romalis（2014）进一步证明（A8）式中 $(X_i^k / \kappa_2^k \text{tar}_i^k) / [M_i (w_i / \varphi_i)^\gamma]$ 满足以引力方程的形式：

$$\frac{X_i^k}{M_i (w_i / \varphi_i)^\gamma} = (Y^k)^{(1+\gamma)} \left[\sigma \kappa_2^k \text{tar}_i^k \left(\frac{Y^k}{p^k} \right)^{\beta_0} e^{\beta' F_i^k} \right]^{-\gamma} \left(\frac{\overline{P}_i^k}{p_i^k} \right)^{-(\sigma-1)(1+\gamma)} \dots \dots (A9)$$

A2. 双边贸易产品质量

我们构造*i*国出口到*k*国的平均出口质量 \overline{z}_i^k 其中 \overline{P}_i^{*k} 和 \overline{P}_i^k 分别为质量调整后的FOB和CIF价格：

$$\ln(\overline{z}_i^k) = \ln(\overline{p}_i^{*k}) - \ln(\overline{P}_i^{*k}) = \ln(\overline{p}_i^k) - \ln(\overline{P}_i^k)$$

在给定进口国*k*的情况下，不同出口国*i*和*j*的平均出口质量之比满足：

$$\ln \left(\frac{\overline{z}_i^k}{\overline{z}_j^k} \right) = \ln \left(\frac{\overline{p}_i^{*k}}{\overline{p}_j^{*k}} \right) - \ln \left(\frac{\overline{P}_i^{*k}}{\overline{P}_j^{*k}} \right)$$

根据（8）和（9）， $\ln(\overline{z}_i^k) - \ln(\overline{z}_j^k)$ 可进一步表述为（A10）：

$$\ln \left(\frac{\overline{z}_i^k}{\overline{z}_j^k} \right) = \frac{\kappa_1^k}{(\sigma-1)} \left[(\sigma-1) \ln \left(\frac{\overline{p}_i^k}{\overline{p}_j^k} \right) + \ln \left(\frac{\overline{p}_i^{*k}}{\overline{p}_j^{*k}} \right) + \beta' (F_i^k - F_j^k) + \sigma \ln \left(\frac{\text{tar}_i^k}{\text{tar}_j^k} \right) \right] \dots \dots (A10)$$

在给定进口国*k*的前提下，令全世界出口到*k*国的平均产品质量为 \overline{z}_{world}^k ，则可得到*i*国出口到*k*国相对于平均水平的质量 Qe_i^k ：

$$\ln(\overline{Qe_i^k}) = \frac{\kappa_1^k}{(\sigma-1)} [(\sigma-1)\ln(\overline{p_i^k}) + \ln(\overline{p_i^{*k}}) + \beta' F_i^k + \sigma \ln(\overline{tar_i^k})] - \ln(\overline{z_{world}^k}) \dots \dots (A10')$$

同样地，在给定出口国 i 的情况下，不同进口国 k 和 l 的平均进口质量之比满足：

$$\ln\left(\frac{\overline{z_i^k}}{\overline{z_i^l}}\right) = \ln\left(\frac{\overline{p_i^k}}{\overline{p_i^l}}\right) - \ln\left(\frac{\overline{P_i^k}}{\overline{P_i^l}}\right)$$

根据 (A8) 和 (A9)， $\ln(\overline{z_i^k}) - \ln(\overline{z_i^l})$ 可进一步表述为 (A11)：

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\overline{z_i^k}}{\overline{z_i^l}}\right) &= \frac{\bar{\alpha}\theta}{(1+\gamma)} \left[(1+\gamma) \ln\left(\frac{\kappa_1^k \overline{p_i^{*k}}}{\kappa_1^l \overline{p_i^{*l}}}\right) - \ln\left(\frac{X_i^k / \overline{tar_i^k}}{X_i^l / \overline{tar_i^l}}\right) + \beta_0 \ln\left(\frac{Y^k / p^k}{Y^l / p^l}\right) + \beta'(F_i^k - F_i^l) \right] \\ &+ \left[\frac{\bar{\alpha}\theta}{(1+\gamma)} + \frac{1}{(\sigma-1)} \right] \ln\left(\frac{\kappa_2^k}{\kappa_2^l}\right) \dots \dots (A11) \end{aligned}$$

在给定出口国 i 的前提下，令 i 出口到全世界的平均产品质量为 $\overline{z_i^{world}}$ ，则可得到 k 国从 i 国进口相对于平均水平的质量 $\overline{Q_i^k}$ ：

$$\begin{aligned} \ln(\overline{Q_i^k}) &= \frac{\bar{\alpha}\theta}{(1+\gamma)} \left[(1+\gamma) \ln(\kappa_1^k \overline{p_i^{*k}}) - \ln\left(\frac{X_i^k}{\overline{tar_i^k}}\right) + \beta_0 \ln\left(\frac{Y^k}{p^k}\right) + \beta' F_i^k \right] + \left[\frac{\bar{\alpha}\theta}{(1+\gamma)} \right. \\ &\left. + \frac{1}{(\sigma-1)} \right] \ln(\kappa_2^k) - \ln(\overline{z_i^{world}}) \dots \dots (A11') \end{aligned}$$

拓展到不同的产品 g ，我们有双边贸易质量满足：

$$\begin{aligned} \ln(\overline{Qe_{ig}^k}) &= \frac{\kappa_{1g}^k}{(\sigma_g-1)} [(\sigma_g-1)\ln(\overline{p_{ig}^k}) + \ln(\overline{p_{ig}^{*k}}) + \beta_g' F_i^k + \sigma \ln(\overline{tar_{ig}^k})] \\ &- \ln(\overline{z_{world,g}^k}) \dots \dots (A10') \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln(\overline{Q_{ig}^k}) &= \frac{\bar{\alpha}_g \theta_g}{(1+\gamma_g)} \left[(1+\gamma_g) \ln(\kappa_{1g}^k \overline{p_{ig}^{*k}}) - \ln\left(\frac{X_{ig}^k}{\overline{tar_{ig}^k}}\right) + \beta_{0g} \ln\left(\frac{Y^k}{p^k}\right) + \beta_g' F_i^k \right] + \left[\frac{\bar{\alpha}_g \theta_g}{(1+\gamma_g)} \right. \\ &\left. + \frac{1}{(\sigma_g-1)} \right] \ln(\kappa_{2g}^k) - \ln(\overline{z_{ig}^{world}}) \dots \dots (A11') \end{aligned}$$

A3. 国家-产品层面出口质量和进口质量

以上我们计算出了双边贸易质量 (A10') 和 (A11')。由 (A10) 和 (A11)，我们可进一步计算在给定一种产品 g 内，不同出口国 i 和 j 出口到同一目的国 k 的平均 FOB 质量调整后价格之比 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^{*k}}}{\overline{p_{jg}^{*k}}}\right)$ ：

$$\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^{*k}}}{\overline{p_{jg}^{*k}}}\right) = \ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{jg}^k}}\right) - \ln\left(\frac{\overline{z_{ig}^k}}{\overline{z_{jg}^k}}\right) \dots \dots (A12)$$

同样可以得到在给定一种产品 g 内，不同给定的情况下，不同进口国 k 和 l 从同一出口国 i 的平均 CIF 质量调整后价格之比 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{ig}^l}}\right)$ ：

$$\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{ig}^l}}\right) = \ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{ig}^l}}\right) - \ln\left(\frac{\overline{z_{ig}^k}}{\overline{z_{ig}^l}}\right) \dots \dots (A13)$$

接下来我们需要对 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^{*k}}}{\overline{p_{jg}^{*k}}}\right)$ 和 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{jg}^k}}\right)$ 、以及 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{ig}^l}}\right)$ 和 $\ln\left(\frac{\overline{p_{ig}^k}}{\overline{p_{ig}^l}}\right)$ 进行加总，以得到国家-产

品层面的出口质量和进口质量。以出口质量为例，我们首先计算在产品类别 g 上， i 和 j 两个国家的 Laspeyres 出口价格指数比 pl_{ijg}^* 和 Paasche 出口价格指数比 pa_{ijg}^* ：

$$pl_{ijg}^* = \sum_k s_{jg}^{*k} \cdot \left(\frac{p_{ig}^{*k}}{p_{jg}^{*k}} \right)$$

$$pa_{ijg}^* = \sum_k s_{ig}^{*k} \cdot \left(\frac{p_{ig}^{*k}}{p_{jg}^{*k}} \right)$$

其中 $s_{jg}^{*k} = X_{jg}^k / \sum_k X_{jg}^k$ 为在产品类别 g 内， j 国出口到 k 国占 j 国全部出口 FOB 价值的比例。将 $\overline{p_{ig}^{*k}}$ 和 $\overline{p_{jg}^{*k}}$ 替换为质量调整后价格 $\overline{P_{ig}^{*k}}$ 和 $\overline{P_{jg}^{*k}}$ ，可得到两国的 Laspeyres 质量调整后出口价格指数比（记为 PL_{ijg}^* ）和 Paasche 质量调整后出口价格指数比（记为 PA_{ijg}^* ）。接下来对两个价格指数比取几何平均，得到 Fisher 出口价格指数比 pf_{ijg}^* ：

$$pf_{ijg}^* = (pl_{ijg}^* \cdot pa_{ijg}^*)^{0.5}$$

同理也可得到 Fisher 质量调整后出口价格指数比（记为 PF_{ijg}^* ）。最后进行如（A14）式 GEKS 加总：

$$p_{ikg}^{*GEKS} = \prod_{j=1}^c pf_{ijg}^* \cdot pf_{jkg}^* \dots \dots (A14)$$

我们得到产品类别 g 上 i 国和 k 国之间的 GEKS 加总出口价格指数之比。同理可得两国之间在产品类别 g 上的 GEKS 加总质量调整后出口价格指数之比 P_{ikg}^{*GEKS} 。取 k 国为美国作为参照国，则由此可得 i 国在 SITC 第二版产品类别 g 上的出口质量指数 $\overline{Qe_{ig}}$ ：

$$\ln(\overline{Qe_{ig}}) = \ln(p_{i,US,g}^{*GEKS}) - \ln(P_{i,US,g}^{*GEKS}) \dots \dots (A15)$$

类似地，我们利用以上的方法，可以依次得到 GEKS 加总进口价格指数比 p_{ikg}^{*GEKS} 和 GEKS 加总质量调整后进口价格指数比 P_{ikg}^{*GEKS} ，以及 i 国在 SITC 第二版产品类别 g 上的进口质量指数 $\overline{Qi_{ig}}$ ：

$$\ln(\overline{Qi_{ig}}) = \ln(p_{i,US,g}^{*GEKS}) - \ln(P_{i,US,g}^{*GEKS}) \dots \dots (A16)$$

附录 B: Khandelwal、Schott 和 Wei (2013) 的出口产品质量测算方法

本附录介绍了如何运用 Khandelwal、Schott 和 Wei (2013) 所提出的出口质量测算方法测算出口国 i 出口到进口国 k 的产品 g 的质量。

假设进口国 k 在产品 g 上的偏好满足以下 (B1) 的 CES 形式:

$$U_g^k = \left[\int_i Q_{ikg}^{\frac{\eta_g}{\sigma_g}} \cdot X_{ikg}^{\frac{\sigma_g-1}{\sigma_g}} di \right]^{\frac{\sigma_g}{\sigma_g-1}} \dots \dots (B1)$$

其中 U_g^k 为 k 国消费者消费产品类别 g 所得的效用, X_{ikg} 和 Q_{ikg} 分别为 k 国消费者所消费的来自 i 国品种的数量和质量, σ_g 为类别 g 内不同品种之间的替代弹性, η_g 则衡量了消费者对质量的偏好程度。在预算约束 (B2) 下

$$\int_i p_{ikg} \cdot Q_{ikg} di = Y_{kg} \dots \dots (B2)$$

可得 k 国消费者在产品类别 g 内对于来自 i 国品种的需求为 (B3):

$$X_{ikg} = Q_{ijg}^{\eta_g} \cdot p_{ijg}^{-\sigma_g} \cdot P_{kg}^{\sigma_g-1} \cdot Y_{kg} \dots \dots (B3)$$

其中 P_{kg} 为 k 国产品类别 g 中所有品种的综合价格指数。将 (B3) 等式取对数, 则有 (B4):

$$\ln(X_{ikg}) = \eta_g \ln(Q_{ikg}) - \sigma_g \ln(p_{ikg}) + (\sigma_g - 1) \ln(P_{kg}) + \ln(Y_{kg}) \dots \dots (B4)$$

定义有效质量指数为 $\epsilon_{ikg} = \eta_g \ln(Q_{ikg})$, 经过简单代数变换有

$$\ln(X_{ikg}) + \sigma_g \ln(p_{ikg}) = \mu_{kg} + \epsilon_{ikg} \dots \dots (B4')$$

其中 $\mu_{kg} = (\sigma_g - 1) \ln(P_{kg}) + \ln(Y_{kg})$ 。(B4') 的直观经济学含义为, 给定两种品种的价格相等, 那么销售量更大的品种的质量应该更高。在实证应用中, 在 X_{ikg} 和 p_{ikg} 可观测的情况下, 研究者多采用 Broda 和 Weinstein (2006) 所估计的每种 SITC 产品的替代弹性 σ_g 代入 (B4'), 并采用进口国固定效应和产品的固定效应代替 μ_{kg} , 即变为

$$\ln(X_{ikg}) + \sigma_g \ln(p_{ikg}) = \mu_k + \mu_g + \epsilon_{ikg} \dots \dots (B4'')$$

估计 (B4'') 所得的回归残差 $\widehat{\epsilon_{ikg}}$ 即为 KSW 方法估计得到的有效质量指数, 我们在正文中表 5 的列 1 中使用这一指数以度量 i 国出口到 k 国产品 g 的质量。需要注意的是, 由于 (B4'') 采用了进口国固定效应 μ_k 和产品固定效应 μ_g 消除不可观测的变量和参数, 因此得到的有效质量指数 $\widehat{\epsilon_{ikg}}$ 仅在同一进口国-产品类别内可比, 而无法进行跨产品或跨进口目的国的比较, 这也是我们使用 $\widehat{\epsilon_{ikg}}$ 在给定进口国 k 和产品 g 情况下, 探讨不同出口国 i 的司法质量对于合约密集型产品相对出口质量的影响的考虑。