

# 跨国相关的外部需求不确定性与企业出口质量

## ——基于需求侧增质成本的视角

钱学锋, 方明朋

**[摘要]** 本文拓展了一个包含跨国相关的需求波动与企业内生质量决策的贸易模型,分析了外部需求不确定性给企业出口增质造成的困境,并明确了相应的施策应对路径。首先,理论分析与简约式估计发现:对于风险厌恶企业,虽然提升出口质量既能稳定需求波动又能提高需求水平,但跨国相关的外部需求不确定性将总出口利润的波动转化为企业决策的额外成本,抵消了稳需作用所产生的增质收益,导致外部需求不确定性阻碍了企业提升出口质量。其次,经测算,由外部需求不确定性引发的增质成本中,来自跨国相关特征的成分占40.15%,忽略跨国相关特征将低估企业的总增质成本。为进一步考察总增质成本低估所产生的影响,本文借助结构式估计发现,移除外部需求不确定性的跨国相关特征后,总增质成本的下降将使一国的平均出口质量上升84.50%。最后,考虑外部需求环境的跨国相关特征,对增质政策的反事实模拟显示:从需求侧提高质量的稳需效应能在直接促进企业提升出口质量的同时,进一步增强与降成本相关的供给侧政策的增质效果,并通过稳定出口利润、优化贸易利得等方式实现外贸的保稳提质。

**[关键词]** 外需不确定性; 跨国相关性; 出口质量; 需求侧政策

**[中图分类号]** F424 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)11-0100-18

### 一、引言

依托强大的外部需求,中国的对外贸易在数十年间实现了蓬勃发展,但长期以来出口质量的提升始终不容乐观(毛日昇和陈瑶雯,2021)。如图1所示,中国的出口质量虽在加入世界贸易组织(简称入世)后的一段时间内实现了一定程度的增长,但仍未能达到世界平均水平。随着中国进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期,外部需求环境不断恶化,不确定性、不稳定性大幅提升,外贸增质面临更加严峻的挑战。图1显示,从2008年国际金融危机至今,中国对世界市场的出口增长率呈现“波浪式”变化,2016年跌至-8.05%的谷底,2018年反弹至9.41%,却又在2019年大幅下降至0.50%。与外部需求波动相对应的是,相较于世界平均水平,中国的出口质量自

**[收稿日期]** 2023-07-30

**[基金项目]** 国家社会科学基金重大项目“全球价值链背景下国际贸易政策体系调整与中国应对策略研究”(批准号21&ZD083)。

**[作者简介]** 钱学锋,中南财经政法大学工商管理学院教授,博士生导师,经济学博士;方明朋,中南财经政法大学工商管理学院博士研究生。通讯作者:方明朋,电子邮箱:fmp1997@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

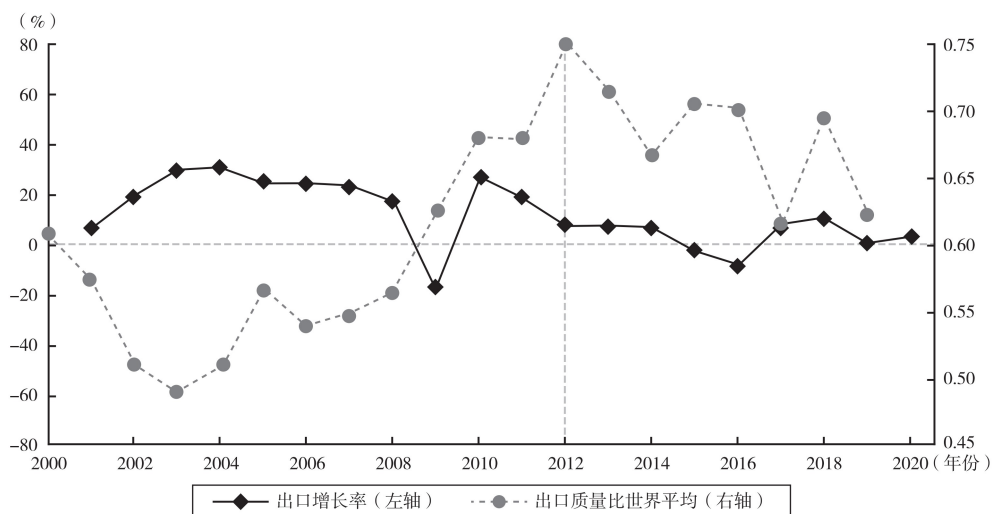


图1 中国面临的外部需求形势及出口质量变化趋势

注：限于出口质量数据的可得性，参照李坤望等(2014)的做法，这里用出口单价表征出口质量。出口单价数据来自CEPII，进出口贸易数据来自WTO。

2012年以来也在波动中持续走低(如图1灰色虚线部分所示)。

特别地，2023年第一季度世界需求持续低迷，全球商品进口总额比2022年同期下降2.68%。尽管在政策稳步调整下，中国的出口贸易逐渐复苏，但自2023年2月开始，新出口订单指数再度下降，从52.4%的高位滑落至46.4%<sup>①</sup>，外部需求形势依旧严峻。在此背景下，2022—2023年间国务院办公厅相继印发了《关于推动外贸保稳提质的意见》《关于推动外贸稳规模优结构的意见》等一系列政策文件。围绕稳出口、提质量的本质要求，亟须厘清外部需求不确定性与出口质量的互动关系，找准企业在复杂外部环境中自主增质的痛点和堵点，并明确相应的施策应对路径。与此同时，进一步从外部需求不确定性影响企业出口质量的机制入手，挖掘复杂外部环境中出口受挫的新来源，也为在推进“质的有效提升”中实现“量的合理增长”提供理论依据。

现阶段，针对外部需求不确定性与企业出口质量关系的讨论仍不太丰富。部分文献从贸易政策、需求冲击、出口波动等间接视角做了分析，或只考虑不确定性对出口质量的影响，或仅强调质量对需求波动的反作用，彼此结论各不相同，仍存在较大分歧(苏理梅等，2016；Feng et al., 2017；李小平和代智慧，2018；钟腾龙和余淼杰，2020)。其原因在于：①多数文献集中于经验研究层面，缺乏完整的理论框架刻画外部需求不确定性与企业出口质量的互动关系并统一两者的测度。②部分文献在考虑企业依据预期利润决策质量水平时，忽略了需求不确定性引发的利润波动可能压低企业对预期利润的效用评价，从而存在重要的机制遗漏。③现有文献在分析外部需求不确定性及其影响时均基于跨国独立的假设(Vannoorenberghe et al., 2016；Herskovic et al., 2020)，忽略了各国需求波动之间存在的相关性，即需求间的协同波动(Co-vary)问题<sup>②</sup>。根据本

① 新出口订单指数数据来源于中国国家统计局。该指数基于调查数据算得，反映了企业家对本企业出口产品订单比上季度变化情况的判断，低于50%表示外贸收缩。

② 需要说明的是，本文中外需不确定性的相关性体现在协方差而非相关系数。原因在于：一是更关注需求的协同波动程度；二是在不确定性下，个体对收入冯·诺伊曼—摩根斯坦效用函数可转化为期望收入与收入方差—协方差之差，影响个体选择行为的是协方差而非相关系数。

文的测算,不考虑此类跨国相关性意味着外部需求不确定性将低估61.89%<sup>①</sup>,这表明传统分析视角可能低估了企业的增质成本。

针对上述不足,本文通过纳入需求不确定性的跨国相关特征,拓展了一个包含企业内生质量决策的贸易模型,分析了外部需求不确定性影响企业出口质量决策的新机制。<sup>①</sup>理论模型分析发现,在需求不确定性存在跨国相关特征的背景下,总利润的波动构成风险厌恶企业质量决策的新成本来源。在这种机制下,企业通过提高质量所获得的利润提升却因扩大利润波动而形成更高的成本,该成本抵消了质量稳定需求所产生的收益,进而抑制了企业增质的动机。随着外部需求不确定性的增强,新的增质成本随之提高,最终导致企业降低自身的出口质量。基于理论模型,本文分别测度了出口质量和跨国相关的外部需求不确定性,并实证检验了以上机制。<sup>②</sup>测算发现,由外部需求不确定性引发的增质成本中来自跨国相关特征的成分占40.15%,忽略跨国相关特征将低估企业的总增质成本。为进一步考察上述增质成本低估所产生的影响,通过将局部均衡模型拓展为一般均衡模型,借助结构式估计发现,移除外部需求不确定性的跨国相关特征后,总增质成本的下降将使一国平均出口质量上升84.50%。<sup>③</sup>针对外部需求环境的跨国相关特征,对增质政策的反事实模拟显示:从需求侧增强质量的稳需效应,能够在直接促进企业提升出口质量的同时,增强与降成本相关的供给侧政策的增质效果<sup>②</sup>,并通过稳定出口利润、优化贸易利得等方式实现外贸的保稳提质。本文的研究结果表明,一方面,推动外贸的保稳提质需重视由跨国相关的需求不确定性所引发的需求侧增质成本;另一方面,围绕增质与稳需的政策需要,除了从供给侧持续减轻企业的生产成本负担,需要在需求侧强化出口产品与目的地消费需求的匹配程度,从而增强质量的稳需作用,提高企业增质的内在激励。

本文可能的边际创新在于:<sup>①</sup>现有研究出口质量的文献多聚焦于确定、独立的国际需求(Hummels and Klenow, 2005; Baldwin and Harrigan, 2011; Fajgelbaum et al., 2011; Dingel, 2017),本文基于不确定的外部需求背景,从需求波动的跨国相关特征切入,结合风险厌恶企业的需求预期行为,发掘了被低估的需求侧增质成本和其抑制企业提升出口质量的新机制。<sup>②</sup>在讨论外部需求不确定性与出口质量的关系时,单纯的经验研究未能形成统一的分析框架(苏理梅等, 2016; 李小平和代智慧, 2018; 钟腾龙和余淼杰, 2020)。本文通过构建理论模型,在厘清相关作用机制的基础上,明确了变量测度和计量检验的理论逻辑,并结合结构式估计评估了相应增质政策的施策效果。<sup>③</sup>不同于多数研究从多元化视角讨论如何保证出口的稳定(Gervais, 2016; Vannoorenberghe et al., 2016; Herskovic et al., 2020; Kumar et al., 2022),本文通过分析外部需求不确定性影响企业出口质量的机制,补充讨论了复杂外部环境中质量提升受阻给出口稳定施加的内在压力,并进一步明确了外贸保稳提质的需求侧应对路径。

## 二、理论模型

### 1. 消费者需求

借鉴 Eaton et al. (2011)、Esposito (2022) 的思路,设定如下包含质量的效用函数:

<sup>①</sup> 本文利用目的地多样化指数表征外需不确定性,二者负相关,包含与不包含协方差的指数均值分别为0.11和0.04。

<sup>②</sup> 本文中,供给侧增质政策主要是指降低企业生产质量需要投入的固定成本,该成本与融资状况、人力资本及专利技术投入相关。

$$u_j = \left( \sum_i \int_z [a_{ij}(z)n_{ij}(z)]^{\frac{1}{\sigma}} [(\lambda_i(z))(q_{ij}(z))]^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} dz \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (1)$$

$$a_{ij} = \left( \mu_j + \frac{v_j}{\lambda_i^\theta} \right)$$

式(1)为目的地*j*的代表性消费者的效用函数,其中,*a*表示目的地*j*的需求不确定性;*μ*表示目的地需求不确定性*a*的均值;*v*表示不能被产品质量完全抵消的需求不确定性<sup>①</sup>,均值为0;*λ*表示出口产品的质量<sup>②</sup>;*θ*∈(0,1]表示质量稳需效应的强度,该参数取决于出口产品与目的地需求的匹配程度,二者越契合则消费者对某一质量产品的需求波动就越小;*q*表示目的地的进口数量;*z*表示出口产品种类;*σ*>1代表产品之间的替代弹性。*n*表示生产该产品的企业愿意服务目的市场的意愿或深度。一方面,对于不愿意向该市场出口的产品,*n*=0,消费者无法获得此类产品,从而效用为0;另一方面,对于*n*>0的产品,服务意愿越强,越能激发消费者的深层次需求,从而提高其效用水平<sup>③</sup>。

在企业单产品设定下,目的地*j*的消费者对出口国*i*某产品的需求可表示为:

$$q_{ij} = a_{ij} \frac{(P_{ij})^\sigma}{P_j^{1-\sigma}} n_{ij} \lambda_i^{\sigma-1} I_j \quad (2)$$

其中,*I*代表目的地的收入水平。*P*表示目的地经过调整(Adjusted)的价格指数。

## 2. 生产者行为

参考现有针对不确定性研究的设定(Nguyen, 2012; Esposito, 2022),本文假设企业为风险厌恶者,风险厌恶程度为*γ*。其对总利润的期望效用函数可表示为:

$$E(u_i) = E(\pi_i) - \frac{\gamma}{2} \text{Var}(\pi_i) \quad (3)$$

$$\pi_i = \sum_j \pi_{ij} - \lambda_i^k F_i$$

其中,Var代表方差,*π*表示企业利润,*λ<sup>k</sup>F*代表投资于产品质量生产的固定成本,*k*=(1-*α*)(*σ*-1)>2*θ*>0。*F<sub>i</sub>*=*f<sub>i</sub>*/*φ<sub>i</sub>*,*φ*为企业的生产率水平<sup>④</sup>,*f*代表质量与生产率之外的增质成本,与出口国的人力资本、融资环境等因素相关。式(3)表明,对于风险厌恶的企业而言,贸易利润的波动将降低企业对预期利润的效用评价,从而影响其相关决策。

企业的贸易决策可分为三个阶段:第一阶段选择自身的出口质量*λ*,即质量层次;第二阶段选择服务目的市场的意愿*n*;第三阶段决定在目的市场的定价。企业仅在第三阶段了解实际产生的需求波动。

① 这里假定质量不影响波动均值,可以更加凸现有研究所指出的质量对缓解不确定性影响的作用(李小平和代智慧,2018;周定根等,2019;彭书舟和张胃,2022)。质量所不能抵消的部分波动可能来自国家间共同的价值观、协同的贸易政策等独立于出口国之外的因素。

② 本文的模型中假定企业决定整体的产品质量水平,故后文中企业质量、产品质量等表述与出口质量内涵相同,不再严格区分。

③ 给定消费者数量,将*n*放在既有消费者效用中,可用激发既有消费者的需求潜力来代表企业开拓更多消费群体的行为。

④ 关于生产率与质量生产成本关系的设定思路借鉴Hallak and Sivadasan(2013)的研究。不同之处在于,Hallak and Sivadasan(2013)为了讨论位于出口临界附近的企业在规模上的差异,将影响产品质量的产品生产率(Product Productivity)从传统生产率中区分出来。由于这并非本文的研究目的,为简化分析,仍将*φ*设定为传统生产率。

第三阶段,企业根据已确定的 $\lambda$ 与 $n$ 定价:

$$p_{ij} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} mc_{ij} = \frac{\sigma}{\sigma - 1} \frac{w_i \tau_{ij}}{\varphi_i} \lambda_i^\alpha \quad (4)$$

企业的边际成本 $mc$ 取决于工资 $w$ 、冰山成本 $\tau$ 、生产率 $\varphi$ 以及质量水平 $\lambda$ 。其中, $\alpha \in (0, 1)$ ,表示质量之于边际成本的弹性。同时,企业在目的市场的利润可表示为:

$$\pi_{ij} = a_{ij} \left( \frac{p_{ij}}{P_j} \right)^{1-\sigma} \lambda_i^{\sigma-1} n_{ij} I_j / \sigma = a_{ij} r_{ij} n_{ij} = a_{ij} \bar{r}_{ij} \lambda_i^k n_{ij} \quad (5)$$

式(4)、式(5)显示,质量的下降将降低企业的定价并压缩其利润水平<sup>①</sup>。第二阶段,企业在给定的质量下决策 $n$ :

$$\begin{aligned} \max_n E(u_i) &= \sum_j (\mu_j r_{ij} n_{ij}) - \lambda_i^k F_i - \frac{\gamma}{2} \sum_j \sum_s n_{ij} n_{is} r_{ij} r_{is} \text{cov}(a_{ij}, a_{is}) - \eta_{ij} \left( \sum_j n_{ij} \right) \\ \frac{\partial E(u_i)}{\partial n_{ij}} &= \underbrace{\left[ \mu_j \bar{r}_{ij} \lambda_i^k - \eta_{ij} \right]}_{\text{边际收益}} - \underbrace{\gamma \sum_s n_{is} \bar{r}_{ij} \bar{r}_{is} \lambda_i^{2k} \text{cov}(v_j, v_s) \lambda_i^{-2\theta}}_{\text{边际成本}} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $\text{cov}$ 表示协方差, $s$ 与 $j$ 含义相同,均代表目的地。从式(6)可以看出,对于风险厌恶企业,在其服务特定市场的决策中,需求波动使得新增出口市场和向其他市场的产品供应构成额外的边际成本。随着目的市场需求波动的加剧,以及市场间需求协同波动的加深,该成本逐渐增加,并将降低企业服务目的市场的意愿。结合式(5),由于 $n$ 与企业利润正相关,可以预期的是,由需求不确定性及其跨国相关性引起的决策成本将进一步影响企业的质量决策。最终, $n$ 可表示为:

$$n_i = \frac{1}{\gamma} (\hat{r}_i \Sigma \hat{r}_i)^{-1} (\mu r_i - \eta_i) \quad (7)$$

其中, $n_i = (n_{i1}, \dots, n_{in})'$ 为 $N \times 1$ 维的列向量, $\hat{r}_i$ 表示企业 $i$ 在各市场 $r_{ij}$ 组成的 $N \times N$ 维对角矩阵, $N$ 为国别或目的地数量。 $\Sigma$ 为 $a$ 的 $N \times N$ 维方差—协方差矩阵; $\mu r$ 为含波动均值的 $N \times 1$ 维列向量; $\eta$ 表示 $N \times 1$ 维的拉格朗日乘子向量,引入 $n_{ij} \geq 0$ 的约束条件。结合极值求解的库恩—塔克条件,可得到去除质量因素的 $n$ <sup>②</sup>:

$$\bar{n}_i = \frac{1}{\gamma} (\hat{r}_i \Sigma(v) \hat{r}_i)^{-1} (\mu \bar{r}_i - \bar{\eta}_i) = n_i / \lambda_i^{2\theta-k} \quad (8)$$

横线上标表示从式(7)的对应项中分离质量后的指标。由于企业的质量决策依据其出口意愿决策,在分析需求不确定性与企业质量决策的关系之前,需要在给定质量水平下明确目的地需求不确定性 $a$ (分离质量后为均值 $\mu$ 以及 $v$ 的方差或协方差)与企业向该地的出口意愿 $\bar{n}$ 之间的关系。在包含逆矩阵的背景下,求导难以得出显示性结果,这里通过数值模拟的方式给出二者的关系,见图2(a)。可以看出,无论是目的地需求波动均值 $\mu$ 的下降,还是随机项 $v$ 的协方差上升,抑或均值、方差以及协方差的整体变动,均将导致 $\bar{n}$ 的下降,且到达一定幅度后,企业将放弃向该地出口。

① 本模型未设定出口固定成本,转而利用对 $n$ 的决策突出企业根据总预期利润决定出口意愿的特点,同时保证模型的可计算性。去除 $n$ 但包含出口固定成本的模型参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。此时,企业仍按照出口市场相互独立的视角决策是否出口,预期利润最大化仅通过质量决策实现,相关结论并未变化。

② 这里 $k > 2\theta$ 使得企业在服务意愿决策与质量负相关,原因在于,质量提升通过需求波动的相关性提高了企业的决策成本,使得高质量企业在不确定的环境中更加谨慎地开拓市场。不过,由于质量存在增需和稳需效应,企业在目的市场利润仍随着出口质量的上升而上升。

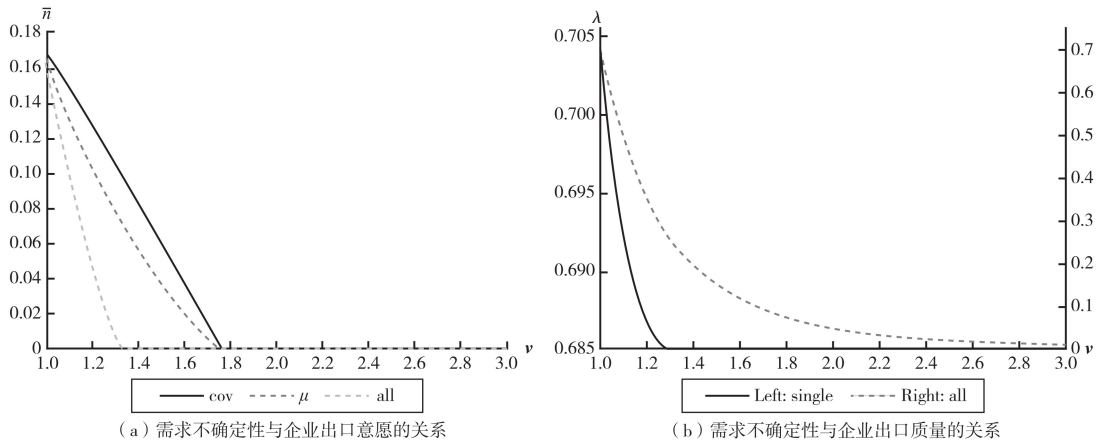


图2 需求不确定性与企业出口意愿和出口质量的关系

注:(a)中all是指方差、协方差以及均值三者均变动;(b)中single是指单国需求不确定性变化,all是指所有国家需求不确定性变化。数值模拟的相关细节讨论参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

第一阶段,企业根据利润的期望效用决策自身的质量水平:

$$\begin{aligned} \max_{\lambda_i} E(u_i) &= \sum_j (\mu_j r_{ij} n_{ij}) - \lambda_i^k F_i - \frac{\gamma}{2} \sum_j \sum_s n_{ij} n_{is} r_{ij} r_{is} \text{cov}(a_{ij}, a_{is}) \\ \frac{\partial E(u_i)}{\partial \lambda_i} &= \frac{1}{\lambda_i} (2\theta \sum_j [\mu_j (\bar{r}_{ij} \lambda_i^k) (\bar{n}_{ij} \lambda_i^{2\theta-k})] \\ &\quad - \underbrace{k \lambda_i^k F_i}_{\text{边际成本1}} - \underbrace{\theta \gamma \sum_j \sum_s \bar{n}_{ij} \bar{n}_{is} \bar{r}_{ij} \bar{r}_{is} \text{cov}(v_j, v_s) \lambda_i^{2\theta}}_{\text{边际成本2}}) \end{aligned} \quad (9)$$

与既有文献相比,式(9)在囊括企业传统增质收益和成本的同时,充分考虑了需求不确定性对企业质量决策影响的新特点:一是在期望利润部分( $E(\pi)$ ),虽然更高的产品质量可以直接提升企业在目的市场的获利水平( $\bar{r}\lambda^k$ ),但其通过扩大总利润波动降低了企业的服务意愿( $\bar{n}\lambda^{-k}$ )。在二者相互抵消的背景下,由于质量的稳需效应( $\lambda^{2\theta}$ )弱化了利润波动对服务意愿的影响,最终使得提高的产品质量通过扩大预期利润,具备更高的边际收益。二是在利润波动部分( $\text{Var}(\pi)$ ),需求不确定性的跨国相关性综合了企业在各个目的市场的利润波动,使得在质量稳需效应的作用下提升的出口利润转化为不确定性成本(即边际成本2),进而降低了企业对于期望利润的效用评价。这表明,较之确定的需求环境,外部需求不确定性使企业增添了对预期利润的负面评价,从而更不愿意为提高产品质量投资。此外,式(9)中边际成本2这一项表明,忽略需求波动的跨国相关性将低估企业质量的决策成本,遗漏部分影响机制,进而低估需求不确定性对出口质量的影响。最终的企业质量表达式为:

$$\lambda_i = \left[ \frac{\theta \left( \sum_{j|n_j \neq 0} \mu_j \bar{r}_{ij} \bar{n}_{ij} \right)^{\frac{1}{k-2\theta}}}{k f_i \varphi_i^{-1}} \right] \quad (10)$$

前文已明确,目的地需求不确定性越高,即更低的 $\mu$ 和更高的 $\text{Var}(v)$ 、 $\text{cov}(v, v)$ ,企业服务目的市场的意愿 $\bar{n}$ 越低。据此,基于式(10),外部市场需求不确定性对企业出口质量的影响体现在两个方面:一是控制其他因素不变,企业单个出口目的地需求不确定性的提升将降低其质量水平;二是企业所有目的市场需求不确定性的提升将降低其质量水平<sup>①</sup>。这里同样给出对需求不确定性与企

① 详细讨论参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

业出口质量关系的数值模拟结果,见图2(b)。可见,无论是随着单个目的地需求不确定性的上升,还是整体需求不确定的上升,企业出口质量均呈下降趋势。由此,本文提出:

命题1:具有跨国相关特征的外部需求不确定性的上升将降低企业的出口质量。

进一步地,由式(10)可以发现,虽然质量的稳需效应被外部需求不确定性引发的新成本抵消,但其仍通过关键参数 $\theta$ 正向影响出口质量,并决定其余参数影响出口质量的边际效应。这意味着,如果从供给端降低企业的质量投入成本 $f$ ,其增质效果将因稳需效应的提升而加强。由此,本文提出:

命题2:提高质量对需求的稳定作用将直接促进企业提升产品质量,并可增强与降低质量生产成本相关的供给侧增质政策的效果。

### 三、变量与数据

#### 1. 企业层面的出口质量估计

(1)估计设定。与质量估计的多数文献相一致,本文仍采用残差法估计企业出口质量。根据理论模型的式(2),双边贸易流可对数化表示为<sup>①</sup>:

$$\ln q_{ijt} = -\sigma \ln p_{ijt} + (\sigma - 1) \ln \lambda_{ijt} + \ln(n_{ijt} a_{ij} P_{jt}^{\sigma-1} I_{jt}) \quad (11)$$

其中, $q$ 代表贸易数量, $p$ 代表价格。为避免估计式(11)时因出口质量与出口产品价格的相关性而产生内生性问题,本文借鉴Piveteau and Smagghue(2019)的方法,利用进口汇率变动时企业在出口价格调整和出口质量调整上的差异构建工具变量。工具变量 $RER$ 利用进口汇率构造,同时需要结合企业的中间品进口信息:

$$RER_{it} = \sum_c \omega_{cit_0} \ln(\widetilde{rer}_{ct}) = \sum_c \omega_{cit_0} \ln(er_{ct} \times \frac{CPI_{ct}}{CPI_{CHN,t}}) \quad (12)$$

其中, $er$ 为名义汇率, $rer$ 为实际汇率, $\omega$ 代表 $i$ 国企业在基年从 $c$ 国进口中间品占总中间品进口的比重, $CPI$ 为一国的价格指数<sup>②</sup>。控制变量方面:①由于本文假定出口意愿 $n$ 不存在产品层面的差异,且只与企业层面的出口收益相关,加之实际观测的出口收益中已包含需求波动,因此本文纳入企业在 $t$ 时期向目的地 $j$ 出口的其余产品的平均收益 $mr_{ijt}$ 来控制 $n$ 、 $a$ 的影响。②通过目的地时间固定效应 $\delta_{jt}$ 控制目的地价格指数和收入的影响。③为了控制进口汇率通过产品进口与出口质量产生的相关性,本文除参考Piveteau and Smagghue(2019)的做法控制了企业进口来源地和出口目的地的加权平均人均GDP(统一记为 $gdp_{it}$ ),也控制了企业的进口中间品种类 $mv_{it}$ 。④由于样本期内企业存在间断出口的现象,本文通过加入固定效应 $entry_{ijt}$ ,控制了企业—产品—目的地的层面每一个连续出口期间的首年,以排除此类进入退出效应引发的工具变量的非外生性。⑤本文还加入了企业—产品—目的地固定效应 $\delta_{ijt}$ 来控制不可观测的异质性。将上述控制变量统一记为 $\chi_{ijt}$ ,最终估计方程可写为:

$$\ln q_{ijt} = -\sigma \ln p_{ijt} + \chi_{ijt} + \delta_{ijt} + \delta_{jt} + \ln \varepsilon_{ijt} \quad (13)$$

基于式(11),在贸易数量中减去价格 $\ln p$ 、 $\ln(nap^{\sigma-1}I)$ 以及目的地—时间固定效应后,得到企业—产品—目的地的出口产品质量。对于最终得到的企业—产品—目的地的层面的出口产品质

① 由于本文模型遵从的企业单产品设定,故假设 $n$ 不存在产品间的差异。

② 限于各国生产者价格指数数据的可获得性及完整性,本文利用CPI转换实际汇率。

量,本文进行了双边1%水平上的缩尾处理,以排除极端值影响。进一步地,利用企业双边产品贸易的占比作为权重,可将企业—产品—目的地层面的出口产品质量加权平均为企业层面出口质量。

(2)数据来源。本文使用的贸易数据主要来源于2000—2013年中国海关进出口数据,原始数据已被清理,剔除了无效贸易金额、加工贸易及贸易中间商样本,仅保留了制造业贸易数据。汇率、人均GDP数据来自世界银行数据库;价格指数数据来自经济学人智库数据(EIU)。相关数据经过匹配后,用于估计的样本量为2786535。

(3)估计结果。表1第(1)—(3)列给出了出口质量的IV估计结果,其中,第(1)列为基准结果;第(2)列对应地使用了汇率的滞后一阶段作为稳健性工具变量;第(3)列加入了对企业—产品—目的地不同持续出口期间的控制。从IV估计结果可以看出,替代弹性 $\sigma$ 的估计值维持在2—3.5的区间内,均大于1。结合相关工具变量检验,以及一阶段的估计结果,可以认为利用汇率和中间品进口信息构造的工具变量具备一定的合理性。

表1 出口质量及需求不确定性估计结果

	出口质量			需求不确定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	基本	滞后	控制区间	基本		滞后	控制区间
2SLS的第二阶段被解释变量: $\ln q$				估计式(15)的被解释变量: $\ln r$			
$\ln p$	-3.4082*** (0.4286)	-2.2261*** (0.3250)	-3.0391*** (0.6311)	-1.0941*** (0.3933)			
2SLS的第一阶段被解释变量: $\ln p$				估计式(16)的被解释变量: $\ln \lambda^{\sigma-1} \alpha$			
$\ln RER$	0.0513*** (0.0065)	0.0843*** (0.0108)	0.0379*** (0.0074)				
$\ln \lambda$					0.5156*** (0.0024)	0.7310*** (0.0063)	0.5658*** (0.0020)
固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2786535	1199773	2308720	1026547	1026471	357809	819962
WeakIV	62.1396	60.1905	25.8563	29.331			
Underid	63.5034	62.5778	26.5373	31.026			

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平;前三列括号内为聚类在企业—产品—目的地层面的稳健标准误,以下各表同。后四列括号内为聚类在企业—目的地层面的稳健标准误,此处估计使用的是企业—目的国—时间层面的加总数据,用于估计的样本量存在差异。

表2展示了最终的出口质量估计结果,第1—3行是企业—产品—目的地层面的出口产品质量,第4—6行是企业层面平均的出口质量。可以看到,虽然各个结果在均值、最值等层面出现了不同程度的变化,但考虑到样本和估计方法的调整,这种差异仍相对有限。因此,总体而言,上述出口质量估计方法具备一定程度的稳健性。



表 2 出口质量及目的地多样化指数估计结果

指标维度及类别	质量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业—产品—目的地质量	Basic	2788415	-0.0054	2.9770	-8.9433	8.1224
	Lag	1199773	-0.0012	1.9872	-5.8126	4.9452
	Spell	2308720	-0.0038	2.6239	-7.8362	7.0074
企业质量	Basic	166293	1.0978	2.1543	-8.9433	8.1224
	Lag	65394	0.6701	1.2964	-5.8126	4.9452
	Spell	138129	0.9288	1.7977	-7.8362	7.0074
出口目的多样化指数	Basic	78	0.0398	0.0320	-0.0005	0.1558
	Robust1	65	0.0085	0.0061	0.0008	0.0316
	Robust2	64	0.1021	0.1091	-0.0715	0.6398

注:表中为对数化出口质量,均在1%水平做缩尾处理。其中,Basic表示表1第(1)、(4)列的基准结果;Lag表示表1第(2)列的滞后一期结果;Spell表示表1第(3)列的控制企业—产品—目的地不同持续出口期的结果。对于多样化指数,由于不同目的地需求波动的观测值差别较大,为避免估计中出现缺漏值,仅保留了观测值大于1000的国家,最终得到78国的多样化指数。对于Robust1、Robust2的结果,样本量的减少使得最终仅保留65国与64国。

## 2. 目的地需求不确定性的估计

依据理论模型,目的地需求不确定性对企业质量决策的影响由三部分构成:一是该地需求波动的均值 $\mu$ ;二是该地需求波动中随机成分 $v$ 的方差;三是该地需求波动与其余目的地的协同波动(即随机成分 $v$ 的协方差)。为能够综合反映需求不确定性上述特征并便于后文分析,遵循Esposito(2022)的做法,结合式(8)的构成,利用 $\Sigma$ 和 $\mu$ 构建了反映目的地 $j$ 需求不确定性的多样化指数(Diversification Index):

$$D_j = [(\Sigma(v)_{N \times N})^{-1} \times \mu_{N \times 1}]_j \quad (14)$$

其中, $\Sigma(v)$ 表示 $v$ 构成的方差—协方差矩阵, $N$ 为国别或目的地数量。该指标的取值随着目的地 $j$ 与其他国家(地区)间需求波动协方差(方差)的增加而降低,随着波动均值的增加而增加<sup>①</sup>。进一步地,计算该指标需要先对目的地需求波动 $a$ 进行估计。结合理论推导和Esposito(2022)的方法,可凭借扩展的引力方程将需求不确定性表示为不能为价格等因素解释的残差项。利用这一方法,目的地多样化指数的估计分为三个阶段。第一阶段,将式(2)企业—目的地层面的引力方程变化为:

$$\ln r_{ijt} = (1 - \sigma) \ln p_{ijt} + \chi_{ijt} + \delta_{ij} + \delta_{jt} + \ln(\lambda_{it}^{\sigma-1} \times a_{ijt}) \quad (15)$$

其中, $\delta$ 代表固定效应, $\chi$ 中控制的控制变量与式(13)保持一致。特别地, $\chi$ 中的 $entry_{ijt}$ 变为企业—目的地连续出口期间首年的固定效应。利用前文中相同的工具变量,通过2SLS方法可估计得到上式质量与需求波动的复合项<sup>②</sup>。第二阶段,根据前文对需求波动的设定,将该复合项进一步拆解为:

① 具体证明和讨论的内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体方法是,先用IV估计得到 $\sigma$ ,并通过 $\ln r - (1 - \sigma) \times \ln p$ 得到后四项,再在控制 $\lambda$ 的基础上与式(15)的第2—4项回归,进而计算出 $\lambda^{\sigma-1} a$ 的复合项。

$$\begin{aligned} \ln(\lambda_i^{\sigma-1} \times a_{ijt}) &= (\sigma - 1 - \theta) \ln \lambda_i + \ln(\mu_j \times \lambda_i^\theta + v_{ijt}) \\ &= (\sigma - 1 - \theta) \ln \lambda_i + mr_{ijt} + \delta_{ij} + \delta_i + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (16)$$

从对复合项首次分解中可以看出,前后两项存在相关性,可能导致在利用出口质量进行回归估计时产生内生性问题。通过额外控制售向其余市场的平均收益  $mr$ 、企业一目的地以及时间层面的固定效应  $\delta$ ,可限制企业特征及其行为对估计的影响,从而得到  $\sigma-1-\theta$  的估计值。从复合项中剔除  $(\sigma-1-\theta) \times \ln \lambda$ ,可得到用于计算多样化指数的外部需求不确定性残差项<sup>①</sup>。

表1第(4)一(7)列给出了相关估计结果,第(4)列为IV估计,第(5)一(7)列同时报告了基于第(4)列估计的第二阶段估计结果。第(4)列的估计结果显示,替代弹性  $\sigma$  的估计值为2.09>1,符合模型假定且位于前文估计的  $\sigma$  之间。结合上述结果, $\theta$  的估计值为0.58,稳健性结果为0.36、0.53。结果符合理论模型对  $\theta>0$  的假设,进一步证明了产品质量存在缓解外部需求不确定性的重要作用。

第三阶段,利用以上估计的结果,结合式(14),借鉴 Esposito(2022)的方法,可计算出目的地的多样化指数。表2中第7—9行列示了相关结果。Basic表示IV估计法下多样化指数的基本估计值;Robust1代表使用2007年之后数据的估计结果;Robust2代表使用2007年之前数据的估计结果。对比第8、9行的估计结果可以看出,国际金融危机冲击后,各目的地多样化指数总体下降。这表明,中国的外部需求环境出现了较大的恶化,跨国相关的需求不确定性增强<sup>②</sup>。

### 3. 外部需求不确定性下的增质成本

进一步地,基于式(9)中边际成本项,利用中国向各个目的地出口的平均贸易额数据以及前文对出口质量、需求不确定性的估计结果,本文模拟计算了2000—2013年间由外部需求不确定性引起的中国出口的平均增质成本(简称增质成本)<sup>③</sup>,结果见图3。

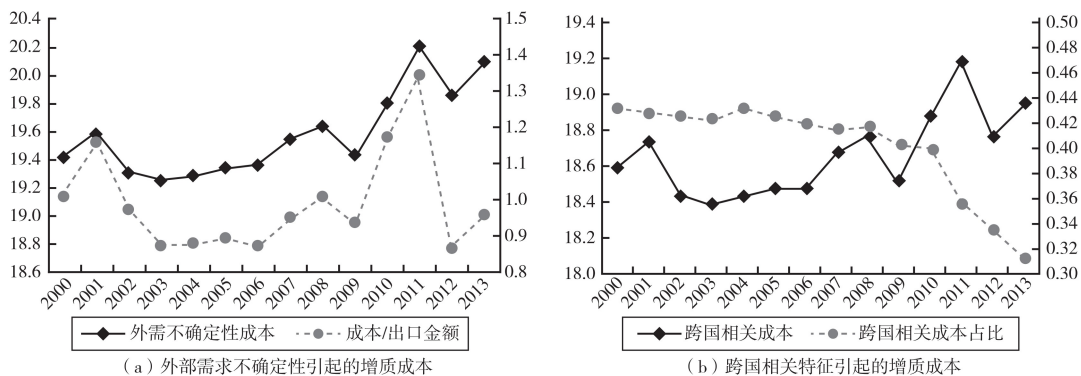


图3 外部需求不确定性和跨国相关特征引起的增质成本

① 结合前文定义的多样化指数公式,即式(14),计算所需的外部不确定性参数主要为均值  $\mu$  和波动  $v$ 。对于  $\mu \lambda^\theta + v$  一项,只需要在多样化指数计算中,从均值成分中剔除质量因素  $\lambda^\theta$ 。  
 ② 对多样化指数的讨论参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。  
 ③ 为便于展示,成本值已取对数。模拟值计算的相关参数取值分别为  $\gamma=0.4$ 、 $\theta=0.578$ 、 $\sigma=3.4$ ;需求不确定性  $v$  及出口质量基于表2 Basic 估计结果。特别地,由于增质成本是乘积求和项,与出口金额的绝对值差距较大,在计算中本文分别使用二者除以样本期均值的结果。

首先,如图3(a)中黑线所示,入世后中国整体外部环境得以优化,总增质成本经历了一定时期的下降,随后保持平稳,但国际金融危机爆发后再度上扬。同时,通过观察总增质成本与平均出口金额比值的变动趋势可以发现(见图3(a)灰线),与纯粹的成本变动相比,出口增质的实际压力表现出更大幅度的跳跃,特别是在国际金融危机后的2009—2011年间。以上趋势说明,外部需求环境愈复杂,愈需要重视来自需求侧的增质阻力。其次,如图3(b)中的黑线所示,由跨国相关特征引发的增质成本也呈现总体上升趋势,样本期内平均增加6.70%,且占总增质成本平均比重达40.15%,表明忽略跨国相关特征将极大地低估企业增质的需求侧成本。不过,虽然总量不断上升,跨国相关特征引发的增质成本的占比却日渐走低(见图3(b)灰线)。其原因可能在于,企业存在向协同波动较弱的市场调整出口比重的内生行为,从而导致需求侧增质成本中来自单国波动的比重有所增加。但结合理论模型的分析发现,外部需求环境整体不佳的背景下,此类调整仍难以应对增质成本绝对量扩大的总体趋势。

## 四、实证结果分析

### 1. 计量模型

(1)模型设定<sup>①</sup>。计量估计部分重点检验具备跨国相关特征的外部需求不确定性对企业出口质量产生的影响。结合式(10),与Esposito(2022)的做法一致,本文通过构建如下对数化方程检验命题1:

$$quality_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln DT_{it} + \alpha_2 \chi_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

其中, $DT_{it}$ 表示企业层面加总的多样化指数,用来表征企业面临的外部需求不确定性; $quality_{it}$ 为前文估计的企业*i*在*t*年的出口质量。其余变量中, $\chi_{it}$ 代表控制变量,包括:企业未出口市场的加总多样化指数 $UDT_{it}$ ;企业*i*在*t*年出口产品的平均价格 $p_{it}$ ,用以控制式(10)中生产率等随时间变化的企业层面因素;企业所有出口目的地的平均人均收入水平 $gdp_{it}$ ,企业与所有出口目的地之间的平均实际汇率 $rer_{it}$ ,平均关税 $tariff_{it}$ 和平均地理距离 $dist_{it}$ ,用以控制与目的地相关的能够影响出口贸易的信息<sup>②</sup>。此外, $\delta_i$ 代表企业固定效应, $\delta_t$ 代表时间固定效应,用以控制其余不可观测因素的影响; $\varepsilon$ 代表残差项。

(2)数据来源<sup>③</sup>。双边距离数据来自CEPII,双边关税数据来自WITS。最终数据的年份跨度为2000—2013年,样本量为166072。

### 2. 计量估计结果

(1)跨国相关的外需不确定性对企业出口质量的影响。为了检验命题1,本文首先检验需求不确定性的增加(即多样化指数下降)是否导致企业降低自身的出口质量,表3第(1)—(3)列展示了相关结果。第(1)列未加入固定效应与控制变量,第(2)列加入了控制变量,第(3)列同时控制了固定效应与控制变量。可以看出,企业面对的外部需求不确定性越高,则出口质量越低,命题1的结论得到了初步检验。

表3第(4)列列示了基于调节效应的机制检验。根据式(9),由于 $k=(1-\alpha)(\sigma-1)$ ,对数化后 $\sigma$ 可

① 计量模型部分,为了不再引入过多的参数,仍采用了 $\alpha$ 等字母。

② 本国与目的地的双边距离、汇率和关税以贸易额为权重加权至企业层面。

③ 描述性统计内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表3 外部需求不确定性对企业出口质量的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	基准估计结果				EPU-IV 结果
$\ln DT$	0.5109*** (0.0062)	0.3800*** (0.0096)	0.1737*** (0.0181)	0.1287*** (0.0184)	1.4364** (0.7283)
$\sigma_{high} \times \ln DT$				-0.0229*** (0.0015)	
$\sigma_{high}$				0.0299*** (0.0018)	
$\chi$	否	是	是	是	是
$\delta_i$	否	否	是	是	是
$\delta_t$	否	否	是	是	是
$R^2$	0.0609	0.1417	0.5874	0.5887	0.3104
观测值	164972	164738	164728	164728	164596
WeakIV					27.8053
Underid					27.6321

注： $\chi$ 表示控制变量合集， $\delta_i$ 、 $\delta_t$ 分别表示企业、时间层面的固定效应；括号内为聚类于企业一层面的稳健标准误。以下各表同。

以负向调节外部需求不确定性对企业出口质量的影响，替代弹性越高，影响越小。本文利用 Broda and Weinstein(2006)估计的 $\sigma$ 构造  $\sigma_{high}$  指标，对上述机制进行检验。 $\sigma_{high}$ 表示企业出口中替代弹性较高的产品的数量。正如预期所示，替代弹性负向调节了外部需求不确定性的作用，替代弹性越高，则外部需求不确定性的提升对企业出口质量的抑制越弱。

(2)稳健性检验。稳健性检验分为如下四个层面：

第一层，采用更换核心变量指标的传统策略。①在对外部需求不确定性与出口质量关系的检验中，同时更换了企业出口质量和多样化指数的度量指标。出口质量的稳健性指标由 Khandelwal et al.(2013)方法计算得到；多样化指数及相关派生指数的稳健性指标由 OLS 方法直接计算得到<sup>①</sup>。相关结果列示于表4第(1)列。②由于本文测度的目的地多样化指数本身不随时间变动，还将用2007年前后数据估得的多样化指数进行组合，形成相应的时变指标。表4第(2)列展示了利用该指标的估计结果。③在表4第(3)列中将企业层面加总的多样化指数替换为平均的多样化指数，以补充检验整体外部需求不确定性与企业出口质量的关系。④虽然理论模型的结论表明，通过改变出口意愿，出口目的地数量变化是外部需求不确定性影响质量的重要机制之一，但即使控制该数量，外部需求不确定性提升依然对出口质量有不利影响。表4第(4)列给出了控制企业出口目的地数量的估计结果。如表4所示，多样化指数与企业出口质量的关系均保持稳健。

第二层，检验单个目的地需求不确定(用该目的地的多样化指数  $D_j$  表示)的提升对企业出口质量的影响。由于该指标为目的地层面，因此将样本扩大至企业一目的地一时间层面。特别地，此估计中额外加入了企业除  $j$  外其余出口目的地多样化指数的总和  $\ln D_{i,-j}$ ，以控制国别之间因需求的协

① OLS方法是指在控制质量的情况下直接利用OLS估计式(15)，并利用得到的残差项算得多样化指数。

表 4 外部需求不确定性与企业出口质量关系的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	企业层面的稳健性结果				企业一目的地的稳健性结果		
$\ln DT_{rob}$	0.2782*** (0.0167)						
$\ln DT_{vary}$		0.4334*** (0.0124)					
$\ln DT_{mean}$			0.1005*** (0.0175)				
$\ln DT$				0.1473*** (0.0180)			
$\ln D$					0.6047*** (0.0076)		0.4764*** (0.0697)
$\ln D_{nocov}$						0.7813*** (0.0125)	
$\ln Cov$						-0.5002*** (0.0091)	
$Mount$				0.0387*** (0.0037)			
$\chi$	是	是	是	是	是	是	是
$\delta_i$	是	是	是	是	是	是	是
$\delta_i$	是	否	是	是	是	是	是
$R^2$	0.5859	0.5768	0.5870	0.5881	0.5568	0.5612	0.0922
观测值	163735	164642	164705	164728	925494	852358	925494
WeakIV							1447.7512
Underid							1434.8866

注:第(1)列的被解释变量为基于Khandelwal et al.(2013)方法计算的出口质量。后缀“rob”代表利用OLS方法直接估计出的多样化指数构建的相应指标;后缀“vary”代表利用2007年前后不同的多样化指数组合得到的指标;后缀“mean”表示用均值计算的整体多样化指数; $Mount$ 表示企业出口目的地数量。后三列括号为聚类于企业一目的地的稳健标准误。后三列的控制变量还包括双边关税、距离、汇率、企业在目的地的出口价格。

同波动而产生的多样化指标上的相关性。估计结果列示于表4第(5)列。可以看到,单个目的市场的需求不确定性越高,向其出口的企业的出口质量就越低,命题1再次得到检验。进一步地,为了检验需求不确定性中跨国相关特征对企业质量决策的影响,这里将 $D_j$ 区分为不包含跨国相关性的多样化指数 $D_{nocov_j}$ 和 $D_{nocov_j} - D_j$ 。用后者反映跨国相关成分对企业出口质量产生影响,并对数化记为 $\ln Cov_j$ ,二者差异越大表明需求不确定性的跨国相关成分越高。理论部分的分析表明,出口目的地需求不确定性的跨国相关性越强(即 $\ln Cov_j$ 越高),给企业带来的增质成本越高,企业越会降低自身的出口质量。表4第(6)列结果显示, $\ln Cov_j$ 的估计系数为负,表明外部需求不确定性的跨国相关因素加重了企业升级出口质量的成本负担,也说明传统跨国独立视角存在重要的机制遗漏。此外,去除跨国相关特征的外部需求不确定性( $\ln D_{nocov_j}$ )仍与企业的出口质量负向相关,补充说明了目的地需求波动本身也降低了风险厌恶企业的增质动机。

第三层,估计外部需求不确定性与价格、收益及出口意愿的关系,从机制的视角补充检验命题1的结论。一方面,结合理论模型中的式(4)、式(5),外部市场需求不确定性的上升将通过对企业出口质量的负向影响进一步降低企业的出口定价以及所能够获得的出口收益。另一方面,本文的理论模型认为,跨国相关的目的地需求不确定性对企业服务目的市场意愿 $\bar{n}$ 的影响是其作用于企业出口质量的重要机制之一。上述两方面的估计结果支持了目的地需求不确定性与企业出口价格、收益及出口意愿的负向关系,命题1得到了补充检验<sup>①</sup>。

第四层,为解决变量测度方法本身对多样化指数外生性的损害,利用目的地经济政策不确定性(EPU)构造了工具变量并进行2SLS估计。采用这一工具变量的基本思路是:首先,在双边贸易层面,目的地EPU将集中表现为对消费者决策的影响。通过扰动进口需求影响企业的预期利润,进而改变其出口质量决策。其次,本文采用的目的地EPU的测度方法为文本分析法,即利用杂志、报刊相关关键词出现的频率构造相应指标,具备一定的外生性(李凤羽和杨墨竹,2015;Handley and Limão,2022)。EPU数据来自Baker et al.(2016),将各国的月度数据平均至年度层面。

针对企业层面多样化指数 $DT$ 的工具变量为企业层面各出口目的地的平均EPU指数,目的地层面多样化指数 $D$ 的工具变量则直接为相应目的地的EPU指数。针对出口质量的2SLS估计结果列示于表3第(5)列和表4第(7)列,外部需求不确定性不利于出口质量的结论依然成立。<sup>②</sup>

最后,针对简约式估计可能存在的其他一些问题,额外添加如下估计:①进一步将海关数据扩展至2015年,对命题1的结论做了补充检验。②为排除目的地需求不确定性与企业层面出口质量在维度上的差异可能对估计结果的影响,分别利用企业目的地层面的质量和目的地层面的平均质量数据进行了补充检验。③由于本文估计得到的目的地需求不确定性(或多样化指数)不随时间变动,因此还利用单年的截面数据对命题1做了检验。上述结果均保持稳健<sup>③</sup>。

## 五、量化分析结果

基于经验事实的支持,本部分通过引入企业进入门槛变动的作用机制,将局部均衡模型扩展为一般均衡模型,进一步量化讨论特定机制在外部需求不确定性影响出口质量中的重要作用,并评估需求侧增质政策的效果。结构式估计分为以下三个部分:①通过外部需求不确定性的变化,量化一国平均出口质量的变动,补充检验命题1。②对比是否考虑跨国相关特征的估计结果,讨论其在需求不确定性对出口质量的影响中发挥的重要作用。③通过变动相关参数得到一国推动质量升级的反事实结果,并与基准参数结果对比以检验命题2。

### 1. 外部需求不确定性与出口质量<sup>④</sup>

表5第(1)一(3)列检验了当外部需求不确定性提升时一国平均出口质量水平的变化,以及该变化对平均出口价格、利润以及资源配置产生的影响。此外,这里也列示了贸易利得发生的变化。考虑到2007年之后,国际金融危机爆发大大增加了各国的需求波动,本部分选取2007—2013年的需求不确定性估计指标做对比分析。由结果可见,存在跨国关联的需求不确定性的提升将降低各国的出口质量水平,并对出口定价、出口收益产生不利影响。同时,外部需求不确定

① 具体内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 对工具变量的更多讨论参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

④ 参数的数值信息和对结果的敏感性讨论参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

性的扩大也降低了一国的工资及进入门槛,恶化了资源配置效率。上述结果补充检验了命题1的结论。

表5 相关参数变动 单位:%

参数 变量	Var = 2000—2013→2007—2013			Covar→0			$\theta = 0.48 \rightarrow 0.45$		
	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值	均值	最小值	最大值
$\Delta P$	4.1816	-22.1241	32.8270	-5.0420	-72.4233	32.5927	0.7533	-10.4114	10.9288
$\Delta w$	-88.9026	-89.0320	-88.6841	65.0371	64.7039	65.2382	-56.8147	-63.5113	-49.7270
$\Delta \varphi^*$	-65.6320	-65.8269	-65.3045	39.9823	33.4781	40.1501	-20.6757	-24.3033	-17.1182
$\Delta \lambda$	-97.9899	-98.0252	-97.9162	84.4940	84.1279	84.7128	-71.0029	-76.7144	-64.6383
$\Delta p/\tau$	-78.1537	-78.3232	-77.8537	51.6523	51.3022	51.8637	-51.9574	-58.3332	-45.3325
$\Delta \pi$	-88.9103	-89.3138	-88.6402	65.0511	64.1894	66.0377	-61.6040	-67.5695	-55.2892

注:表中 $P$ 代表价格指数, $\lambda$ 为企业的平均质量, $p/\tau$ 表示企业的平均出口fob价格, $\pi$ 表示一国总的出口收益,Covar代表协方差,Var代表方差—协方差,下同。由于需求不确定性的估计值的变化,表中前三列的国别数量为26国。为便于国别统一,这里采用2000—2013年与2007—2013年做对比。稳健结果的国别数量为25。

## 2. 跨国相关特征的作用

表5第(4)—(6)列检验了跨国相关特征(用不含方差的Covar表征)在需求不确定性对出口增质的影响中发挥的作用。结果显示,在不考虑跨国相关特征的背景下,各国的出口质量平均提升84.50%,并在价格、收益和资源配置等方面有不同程度的改善。这表明,忽略外部需求不确定性跨国相关特征所引发的增质成本将低估复杂的需求环境下企业出口增质所面临的困境<sup>①</sup>。

## 3. 外部需求不确定性背景下的增质政策

根据命题2,从需求侧直接增强产品质量的稳需效应将降低企业的增质成本,促进出口增质。表5第(7)—(9)列通过变动稳需参数 $\theta$ 对命题2做了检验。结果显示:①削弱质量的稳需效应将降低各国的产品质量。这说明,虽然稳需效应发挥的积极作用被外部需求不确定性所引发的新成本抵消,但其仍通过关键参数 $\theta$ 正向影响产品质量,增强稳需效应将推动企业出口提质,既印证了理论模型部分对稳需效应机制的刻画,也检验了命题2的前半部分结论。②削弱质量的稳需效应同时带来了出口定价、出口利润、资源配置以及贸易利得的下降,说明产品质量本身是不确定性环境下确保贸易和福利稳定的关键因素,需求侧增质政策将有助于实现外贸的保稳提质。

进一步地,为检验命题2的后半部分,本文在保持中国需求波动不变的基础上设定了中国出口企业所面对的外部需求不确定性的恶化程度(即Var的下降幅度)。在不同的稳需效应下,利用中国的质量生产成本 $f$ 的下降模拟了反事实结果。

表6的前两列展示了当 $\theta=0.48$ 时,中国的外部需求不确定性增加10%而质量生产成本的削减10%所产生的变动。结果显示,企业平均质量从下降27.46%变为提升4.48%,生产进入门槛从下降8.40%变为提升1.19%,出现了明显的回升。同时,贸易利得、出口价格和利润的降幅都有了大幅缩减。表6前后两列展示了 $\theta$ 下降为0.45时质量生产成本削减的施策效果。可以发现,相较于质量对外部需求不确定性具备更强对冲作用的经济结构,政策干预的有效性出现了明显的下降。23.41%的质量跌幅,仅能扭转为3.71%的增幅,而其余指标下跌的减缓幅度也均有不同程度的下降。质量

<sup>①</sup> 此外,本文讨论了风险厌恶参数 $\gamma$ 对于跨国相关特征作用的影响,内容参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

稳需效应的不足不仅降低了相关政策的增质效果,也削弱了其稳定出口的能力。通过对比以上结果,可以认为,出口质量所发挥的稳需作用会强化供给侧增质政策干预的效果,命题2得到检验。

表6 需求侧政策的间接增质效果 单位:%

变量	参数	CHN: $\text{Var} \rightarrow (1+10\%) \text{Var} \& f \rightarrow (1-10\%) f$			
		$\theta = 0.48$		$\theta = 0.45$	
		$f$ 变动前	$f$ 变动后	$f$ 变动前	$f$ 变动后
$\Delta w/P$		-11.5288	-7.9283	-7.8051	-5.8391
$\Delta \varphi^*$		-8.4011	1.1851	-7.3094	1.0288
$\Delta \lambda$		-27.4624	4.4763	-23.4110	3.7177
$\Delta p/\tau$		-11.7489	-8.4707	-8.5917	-8.8982
$\Delta \pi$		-16.8411	-8.0985	-13.3132	-8.6209

## 六、结论与启示

本文通过纳入需求不确定性的跨国相关特征,拓展了一个包含企业内生质量决策的贸易模型,讨论了外部需求存在不确定性的背景下一国出口增质面临的困境,并明确了相应的施策应对路径。研究结论表明:跨国相关的外部需求不确定性通过将总出口利润的波动转化为企业决策的额外成本,抵消了质量增需和稳需的积极效应,进而抑制了企业的增质动机。进一步地,本文测算发现,由外部需求不确定性引发的增质成本中,来自跨国相关特征的成分占40.15%,忽略跨国相关特征将低估总增质成本。为考察上述增质成本低估所产生的影响,本文通过将理论模型扩展为一般均衡框架,借助结构式估计发现,移除外部需求不确定性的跨国相关特征后,增质成本下降将使一国平均出口质量上升84.50%。针对外部需求环境的跨国相关特征,对增质政策的反事实模拟显示:从需求侧提高质量的稳需效应能在直接促进企业提升出口质量的同时,增强与降成本相关的供给侧政策的增质效果,并通过稳定出口利润、优化贸易利得等方式实现外贸的保稳提质。

围绕经济高质量发展“稳中求进”和外贸“保稳提质”的施策要求,上述结论揭示出:①面对日益复杂的国际环境,由外部需求不确定性引发的需求侧成本已成为制约企业自主增质的关键因素。忽视这一因素将极大地低估中国贸易高质量发展所遭受的阻力。②在出口质量仍与世界水平存在差距的背景下,跨国相关特征导致中国各个出口市场的需求波动相互关联,直接削弱了通过贸易多元化推动出口稳定所能取得的效果。因此,优化企业的核心竞争力,助力出口产品以质取胜,将与多元化战略形成有效互补,保证企业站稳,深耕目的市场,增强出口贸易的稳定性。③虽然质量的稳需效应被外部需求不确定性产生的新成本所抵消,但在促进企业提升出口产品质量方面,该效应仍发挥着重要作用,并能够与供给侧增质政策形成互补。因此,通过外贸“提质”促进出口“保稳”,除了从供给侧解决企业增质所面对的资金、技术、要素等方面的困难,也应在需求端强化产品与目的市场需求的匹配程度,以增强质量的稳需作用。

### 〔参考文献〕

- [1]李凤羽,杨墨竹.经济政策不确定性会抑制企业投资吗?——基于中国经济政策不确定指数的实证研究[J].金融研究,2015,(4):115-129.
- [2]李小平,代智慧.出口质量影响了出口波动吗——金融危机时期的经验证据[J].贵州财经大学学报,2018,(6):



1-14.

- [3]李坤望,蒋为,宋立刚.中国出口产品品质变动之谜:基于市场进入的微观解释[J].中国社会科学,2014,(3):80-103.
- [4]毛日昇,陈瑶雯.汇率变动、产品再配置与行业出口质量[J].经济研究,2021,(2):123-140.
- [5]彭书舟,张胃.中间品贸易自由化如何影响中国企业出口波动[J].财贸研究,2022,(9):1-14.
- [6]苏理梅,彭冬冬,兰宜生.贸易自由化是如何影响我国出口产品质量的?——基于贸易政策不确定性下降的视角[J].财经研究,2016,(4):61-70.
- [7]钟腾龙,余森杰.外部需求、竞争策略与多产品企业出口行为[J].中国工业经济,2020,(10):119-137.
- [8]周定根,杨晶晶,赖明勇.贸易政策不确定性、关税约束承诺与出口稳定性[J].世界经济,2019,(1):51-75.
- [9]Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4): 1593-1636.
- [10]Baldwin, R., and J. Harrigan. Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence[J]. American Economic Journal: Microeconomics, 2011, 3(2): 60-88.
- [11]Broda, C., and D. E. Weinstein. Globalization and the Gains from Variety[J]. Quarterly Journal of Economics, 2006, 121(2): 541-585.
- [12]Dingel, J. I. The Determinants of Quality Specialization[J]. Review of Economic Studies, 2017, 84(4): 1551-1582.
- [13]Eaton, J., S. Kortum, and F. Kramarz. An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms [J]. Econometrica, 2011, 79(5): 1453-1498.
- [14]Esposito, F. Demand Risk and Diversification through International Trade [J]. Journal of International Economics, 2022, 135: 103562.
- [15]Fajgelbaum, P., G. M. Grossman, and E. Helpman. Income Distribution, Product Quality, and International Trade[J]. Journal of Political Economy, 2011, 119(4): 721-765.
- [16]Feng, L., Z. Li, and D. L. Swenson. Trade Policy Uncertainty and Exports: Evidence from China's WTO Accession[J]. Journal of International Economics, 2017, 106: 20-36.
- [17]Gervais, A. The Impact of Price Variability on US Imports of Homogeneous Inputs [J]. Economics Letters, 2016, 143: 16-19.
- [18]Hallak, J. C., and J. Sivadasan. Product and Process Productivity: Implications for Quality Choice and Conditional Exporter Premia[J]. Journal of International Economics, 2013, 91(1): 53-67.
- [19]Handley, K., and N. Limão. Trade Policy Uncertainty[J]. Annual Review of Economics, 2022, 14: 363-395.
- [20]Herskovic, B., B. Kelly, H. Lustig, and S. Van Nieuwerburgh. Firm Volatility in Granular Networks [J]. Journal of Political Economy, 2020, 128(11): 4097-4162.
- [21]Hummels, D., and P. J. Klenow. The Variety and Quality of a Nation's Exports [J]. American Economic Review, 2005, 95(3): 704-723.
- [22]Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei. Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters[J]. American Economic Review, 2013, 103(6): 2169-2195.
- [23]Kumar, S., Y. Gorodnichenko, and O. Coibion. The Effect of Macroeconomic Uncertainty on Firm Decisions [R]. NBER Working Paper, 2022.
- [24]Nguyen, D. X. Demand Uncertainty: Exporting Delays and Exporting Failures [J]. Journal of International Economics, 2012, 86(2): 336-344.
- [25]Piveteau, P., and G. Smagghue. Estimating Firm Product Quality Using Trade Data [J]. Journal of International Economics, 2019, 118: 217-232.
- [26]Vannoorenberghe, G., Z. Wang, and Z. Yu. Volatility and Diversification of Exports: Firm-Level Theory and Evidence[J]. European Economic Review, 2016, 89: 216-247.

**Spatial Correlated External Demand Uncertainty and Export Quality:  
From the Perspective of Demand-Side Quality Improvement Cost**

QIAN Xue-feng, FANG Ming-peng

(School of Business Administration, Zhongnan University of Economics and Law)

**Abstract:** Relying on a robust external demand, China's export has experienced vigorous development over the past few decades. However, the long-standing issue of improving export quality remains challenging. As the external demand environment deteriorates rapidly, uncertainty and instability increase significantly, further highlighting the challenges in improving the product quality of trade. Against this backdrop, it becomes imperative to clarify the interactive relationship between external demand uncertainty and export quality, identify bottlenecks for firms to autonomously improve product quality in a complex external environment, and specify the strategies for quality improvement.

This paper constructs a trade model that includes spatial correlated demand uncertainty and firm's endogenous quality decision. Based on this model, we find that firstly, for risk-averse firms, spatial correlated demand uncertainty transforms the volatility of total export profits into additional costs for enterprise decisions. This offsets the quality improvement benefits caused by demand stabilization, hindering firms from improving export quality. Secondly, calculations show that the component of quality improvement costs arising from spatial correlation accounts for 40.15%. Ignoring these features underestimates the total cost of quality improvement. Through structural estimation based on extended theoretical model, it is found that removing spatial correlation features of external demand uncertainty will reduce quality improvement costs, leading to an 84.50% increase in a country's average export quality. Finally, a counterfactual simulation of quality improvement policies shows that enhancing the match between export products and consumer demand from the demand side not only directly promotes firms to improve quality of export product but also strengthens the quality improvement effects of supply-side policies related to cost reduction.

The possible marginal contributions of this paper are as follows. Firstly, unlike most existing studies focusing on determined and independent international demand, this paper explores underestimated demand-side quality improvement costs and a new mechanism inhibiting firms' export quality in the context of uncertain external demand, taking into account spatial correlated features of demand fluctuations and incorporating the demand expectations behavior of risk-averse firms. Secondly, this paper constructs a theoretical model that considers the interactive relationship between external demand uncertainty and export quality. Based on a clear understanding of the relevant mechanisms, it not only specifies the theoretical logic of core variable measurement and econometric testing but also evaluates the policy effectiveness of quality improvement measures through structural estimation. Thirdly, unlike most studies discussing export stability from the perspective of export diversification, it discusses the pressures imposed by poor quality on export stability in a complex external environment through analyzing the mechanism of external demand uncertainty affecting export quality, and further clarifies the demand-side paths to promote stability by improving quality.

**Keywords:** external demand uncertainty; spatial correlation; export quality; demand-side policy

**JEL Classification:** F19 C60 D50

[责任编辑:覃毅]