

# 价格离散对出口贸易关系稳定的影响

## ——基于进口商搜寻视角的探析

齐欣,郑颖

(天津财经大学经济学院,天津 300202)

**摘要:** 价格离散是检验市场效率的重要指标。基于进口商搜寻视角,在构建价格离散影响贸易关系稳定的理论框架基础上,采用2000—2007年中国海关数据库和中国工业企业数据库的微观数据进行实证分析,检验了产品价格离散对以“企业—产品—目的国”界定的企业现有出口贸易关系稳定性的影响。研究发现:价格离散对贸易关系的稳定性有显著的负向影响。从贸易方式来看,价格离散对加工贸易关系稳定的负面影响小于对一般贸易的影响;从企业所有制来看,价格离散对国有企业贸易关系稳定性的影响远高于外资企业和民营企业;从目的国契约执行效率来看,相比于高契约执行效率的国家,价格离散对出口低契约执行效率国家贸易关系的负向影响更大。搜寻成本是价格离散影响出口贸易关系稳定的中介变量。价格离散通过增加进口商边际搜寻成本来提高进口商搜寻的预期收益,降低现有贸易关系稳定性。因此,提升资源配置效率、市场信息效率、市场制度效率,降低价格离散度是推进我国外贸稳定增长的重要途径。

**关键词:** 价格离散; 贸易关系稳定; 搜寻成本; 搜寻收益; 质量; 产品异质性

**中图分类号:** F062.9    **文献标识码:** A    **文章编号:** 1671-9301(2020)04-0129-14

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.010

### 一、引言

当前,中国已经是名副其实的出口大国。面对国际复杂多变的外部市场和国内经济发展步入“新常态”等一系列深刻变化,要保持出口平稳持续增长,除了在政策上鼓励新的贸易关系建立,加强现有贸易关系的稳定性更为重要<sup>[1]</sup>。贸易关系稳定指的是出口商与进口商保持较长期的契约关系,表现为某一出口商生产的产品在较长一段时间里不间断地向进口商所在国输出。传统贸易理论认为,建立在一国相对稳定的要素禀赋基础上的贸易关系是相对稳定的,尤其在搜寻成本存在的背景下,贸易关系一旦建立就不会轻易终止。实际数据却显示,新建出口贸易关系中的70%在第二年就终止了,只有约20%的比例能够持续三年以上<sup>[2]</sup>。进口商终止原有贸易关系,在市场上重新匹配出口商的原因是什么呢?价格是交易中最敏感的要素之一。价格离散是指在同一时间同一市场的不同卖家销售同种类别的商品存在价格差异<sup>[3-4]</sup>。Stigler<sup>[4]</sup>认为,市场信息不完全导致价格离散,价格离散诱发搜寻行为,搜寻行为引导资源优化配置。价格离散是检验市场效率的重要指标。本文从出口产品价格离散和进口商搜寻的视角探析贸易关系不稳定的原因,从而为促进中国外贸稳定、经济高质量发展提供可能的思路。

收稿日期:2020-04-16;修回日期:2020-07-01

作者简介:齐欣(1963—),女,天津人,经济学博士,天津财经大学经济学院教授、博士生导师,研究方向为对外贸易与经济合作;郑颖(1984—),女,江西上饶人,天津财经大学经济学院博士研究生,天津财经大学珠江学院讲师,研究方向为贸易契约。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA100);天津市教委社会科学重大项目(2016JWD20)

近年来不少学者聚焦中国出口贸易关系的稳定性,且主要集中在出口贸易关系持续时间的测算及其影响因素的探讨。学者们大多采用生存分析法,从两个层面测算出口贸易关系持续时间:一类以陈勇兵等<sup>[5]</sup>为代表,基于“企业—目的国”层面定义出口贸易关系<sup>[1,5-6]</sup>;一类以邵军<sup>[7]</sup>为代表,基于“产品—目的国”层面定义出口贸易关系<sup>[7-8]</sup>。两个层面得到基本一致的结论:我国出口贸易关系持续时间较短,且具有负时间依赖性。学者们还从国家特征、产品特征、企业特征等角度对影响贸易关系稳定性的因素进行研究,并得出许多有价值的结论:国家特征(如地理距离、文化距离)对出口持续时间有抑制作用<sup>[9]</sup>;产品特征(如产品初始贸易额高、单位价值高)会延长贸易关系持续时间<sup>[7-8]</sup>;出口企业特征(如企业规模、企业成立年限、出口目的国数量、出口产品种类、所有权性质等特征)会对持续时间产生显著影响<sup>[5-9]</sup>。虽然学者们探寻了影响贸易关系的诸多因素,但仍存在几点遗憾:第一,鲜有文献从进口商的视角考察影响贸易关系稳定的因素。交易是双方合意的行为表达,对贸易关系的分析除了从出口商的视角,还应增加进口商的视角。第二,尚缺乏文献深入探究在搜寻成本存在的背景下贸易关系不稳定的原因和机制。陈勇兵等<sup>[5]</sup>指出了在搜寻成本存在的背景下贸易关系生存时间较短的困惑,但是并未就传统理论与现实不符的原因进行深入探讨。

那么,基于进口商搜寻视角,出口产品价格离散会如何影响贸易关系稳定性呢?通常,进口商在初次产生购买需求时,会先行搜集市场上同种类别产品的信息并作横向比较,把质量等因素综合表示成价格后做出购买决策。价格是购买决策的关键因素<sup>[10]</sup>。进口商在其搜寻范围内选择报价最低的出口商购买产品,并形成购后评价,反馈到价格信息系统。当有重复购买需求时,进口商根据搜寻条件先做搜寻决策:继续搜寻或停止搜寻。继续搜寻,意味着进口商在市场上继续寻找报价更低的潜在出口商。搜寻预期的边际收益等于增加一次搜寻所带来的预期最低价格减少量乘以购买量。价格离散程度越高,搜寻到更低价商品的可能性越大,进口商继续搜寻的积极性也越高。随着搜寻次数的增多,一方面,获得自搜寻的边际收益在下降,另一方面,市场规模庞大、信息分散、产品异质带来的搜寻时间成本和“鞋底”成本不断累加。搜寻不可能无限次地进行下去,当搜寻的预期边际收益等于搜寻成本时,进口商停止搜寻<sup>[4]</sup>。停止搜寻,意味着进口商放弃寻找新的潜在供应商,维持与现有出口企业的贸易关系,贸易关系进入稳定状态。进口商搜寻模型如图1所示。本文将从进口商搜寻视角出发,探索价格离散对贸易关系稳定的影响。

古典经济学假设市场是完全竞争的,遵循“一价定律”,价格机制是实现资源最优配置的有效机制。自Stigler<sup>[4]</sup>提出“搜寻”的概念后,搜寻理论被广泛应用于分析微观主体在市场上的搜寻行为对交易匹配和市场均衡的影响。Lippman and McCall<sup>[11]</sup>研究了搜寻行为,认为购买者在搜寻过程中形成的心理上的“保留价格”对购买决策至关重要。

如果搜寻到的产品价格小于或等于保留价格,则购买该产品;反之,放弃购买,继续搜寻。无限制地增加搜索次数并不经济,最优搜寻次数与搜寻成本、搜寻收益相关,但也涉及价格离散程度、购买商品数量等因素<sup>[12]</sup>。张红等<sup>[13]</sup>将搜寻成本理论应用到住房领域,从理论上研究二手房价格离散与信息搜寻行为的关系,并通过实验数据进行检验。汪波和刘凤霞<sup>[10]</sup>通过随机观测消费者的搜寻时间来研究其搜寻购买行为。近些年,随着电子商务平台的逐渐兴起,Kamssu *et al.*<sup>[14]</sup>研究了基于互联网的信息搜寻问题。姜永玲等<sup>[15]</sup>和孙浦阳等<sup>[16]</sup>利用淘宝交易平台数据,研究发现价格离散与商家数量有关,电子交易平台能有效降低搜寻成本,对市场均衡价格产生显著影响。遗憾的是,目前尚未有文献系统地讨论价格离散、搜寻行为对交易双方保持长期稳定关系的影响。

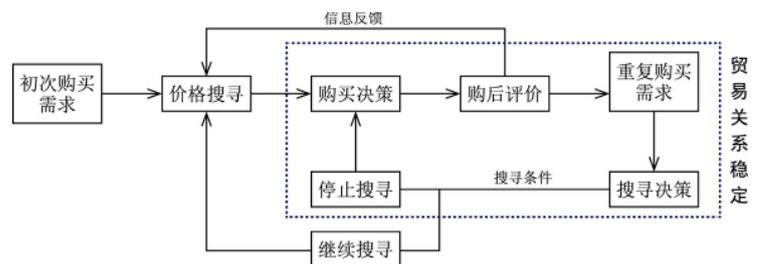


图1 进口商搜寻模型

本文将基于进口商搜寻视角,考察产品价格离散对出口贸易关系稳定性的影响。可能的边际贡献在于:第一,从进口商视角,将搜寻匹配模型引入进口商重复购买决策,分析产品价格离散对以“企业—产品—目的国”界定的贸易关系稳定性的影响,进一步拓展了现有相关文献;第二,借鉴 Feenstra and Romalis<sup>[17]</sup>的思路,采用 2000—2007 年中国海关贸易数据库和中国工业企业数据库的匹配数据,按照价格离散的概念,测度了中国出口市场上同一年的不同出口商出口以 HS6 位编码定义的同种类别产品的价格离散度指标(剔除质量因素);第三,分析了价格离散通过何种机制影响企业出口贸易关系稳定,这为政府提高市场制度效率、行业协会提高市场信息效率、企业提高资源配置效率提供了切实可行的路径支持。

## 二、理论模型

本文在 Defever *et al.*<sup>[18]</sup>的基础上,构建在进口商有重复购买需求时,市场价格离散、搜寻成本对其采购前是否选择重新搜寻价格信息产生影响,导致现有贸易关系稳定性可能产生变化的理论模型。

假设  $i$  国出口市场上,同一时期(本文以年来度量)同种类别的产品  $h$ (本文以 HS6 位编码定义)有若干企业  $j$  提供的质量、价格存在异质性的多个产品品种。异质性产品品种价格服从的概率密度函数和累计分布函数分别为  $g(p)$  和  $G(p)$ 。来自  $k$  国的进口商每年都会采购产品  $h$ 。为降低成本,进口商在做购买决策前有搜寻产品信息的可能性,但搜寻行为受搜寻成本  $F$  的约束<sup>[19]</sup>。

假设进口商在  $t=0$  年初次购买,与出口企业  $j$  建立贸易关系,其从企业  $j$  处以价格  $p_j$  购入产品  $h$ ,总支出为  $E_j$ 。进口商在  $t=1$  年对产品  $h$  有重复购买需求。进口商在做重复购买决策前有搜寻的意愿,但受搜寻成本的制约,进口商开展搜寻的期望支出水平必须满足条件:

$$E[E|p_t < p_j] < \frac{E_j}{1-\delta} \quad (1)$$

即进口商在已经找到出口企业  $j$  采购价格  $p = p_j$  的条件下,搜寻信息以匹配新出口商的期望支出水平  $E[E^s | p = p_j]$  要低于未来持续从企业  $j$  处购买的消费支出的贴现值  $\delta \in (0, 1)$  为贴现因子。

进口商以初次购买的价格  $p_j$  作为保留价格开展搜寻<sup>[20]</sup>。搜寻的结果有两种:一种是没有搜寻到更低价格的产品( $p_t \geq p_j$ ),则  $t=1$  年继续从企业  $j$  处采购产品,继续搜寻;另一种是搜寻到更低价格的产品( $p_t < p_j$ ),则  $t=1$  年从新出口商处采购产品,原贸易关系终止。前者发生的概率为  $P(p_t \geq p_j) = 1 - G(p)$ ,后者发生的概率为  $P(p_t < p_j) = G(p)$ 。

搜寻的期望支出水平  $E[E^s | p = p_j]$  可以表示为:

$$V_0 = E_j + F + \delta V_1 \quad (2)$$

$$V_t = P(p_t \geq p_j) (E_j + F + \delta V_{t+1}) + P(p_t < p_j) \frac{E[E|p_t < p_j]}{1-\delta} \quad (3)$$

只要进口商仍然从企业  $j$  处购买产品,并且不放弃搜寻,就会一直面临同样的问题,所以  $V_t = V_{t+1}$ 。将式(3)写成非递归形式,即:

$$V_t = \frac{1}{1-\delta[1-G(p)]} \left\{ [1-G(p)] (E_j + F) + G(p) \frac{E[E|p_t < p_j]}{1-\delta} \right\} \quad (4)$$

将式(4)代入式(2),并结合式(1)的搜寻条件,得到:

$$V_0 = E_j + F + \frac{1}{1-\delta[1-G(p)]} \left\{ [1-G(p)] (E_j + F) + G(p) \frac{E[E|p_t < p_j]}{1-\delta} \right\} < \frac{E_j}{1-\delta} \quad (5)$$

整理得到:

$$F < \frac{\delta}{(1-\delta)} G(p) [E_j - E(E|p_t < p_j)] \equiv \bar{F}(p_j) \quad (6)$$

$\bar{F}(p_j)$  为边际搜寻成本。由式(6)可知, 边际搜寻成本  $\bar{F}(p_j)$  和三个因素正相关: (1) 贴现因子  $\delta$ 。由  $\frac{\partial \bar{F}(p_j)}{\partial \delta} > 0$  可知, 贴现因子越大, 进口商的“耐心”程度越高, 越有耐心不断搜寻, 边际搜寻成本越高。(2) 价格分布  $G(p)$ 。价格越离散, 分布越广, 搜寻到更低价格的可能性就越大, 边际搜寻成本也越高。(3) 预期节省额  $[E_j - E(E|p_i < p_j)]$ 。进口商现在以价格  $p_j$  购买, 支出总额为  $E_j$ 。预期搜寻到更低价格  $p_i < p_j$ , 预期支出总额为  $E(E|p_i < p_j)$ 。进口商预期搜寻节省额越高, 越有搜寻动力。

当搜寻成本  $F < \bar{F}(p_j)$  时, 说明当前的搜寻成本在进口商的承受范围之内。此时, 进口商预期搜寻收益大于搜寻成本, 认为搜寻有利可图, 因此进口商选择继续在市场上搜寻并随时准备更换出口企业, 现有贸易关系不稳定; 当  $F \geq \bar{F}(p_j)$  时, 说明搜寻成本超出进口商的承受范围。此时, 进口商认为搜寻难度较大, 开展搜寻激励不足, 选择放弃搜寻并维持与现有出口商贸易关系, 现有贸易关系趋于稳定。如图2所示, 边际搜寻成本曲线左侧的贸易关系不稳定, 右侧的贸易关系趋于稳定。

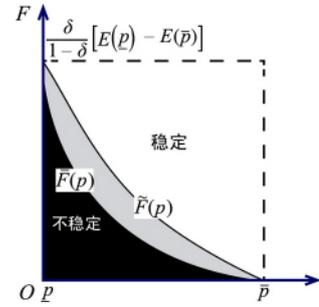


图2 边际搜寻成本曲线与贸易关系稳定

进一步地, 假设当前产品的价格分布不是  $G(p)$ , 而是另一种比  $G(p)$  更离散的价格分布  $\tilde{G}(p)$ 。 $\tilde{G}(p)$  与  $G(p)$  均值相同,  $\tilde{g}(p)$  是其对应的概率密度函数,  $\tilde{F}(p)$  是边际搜寻成本。可以证明, 对任意  $p = p_j$ , 都有:

$$\tilde{F}(p) > \bar{F}(p) \tag{7}$$

具体证明过程为:

根据式(6)的搜寻条件, 如果对于任意  $p = p_j$ , 都有  $\tilde{F}(p) > \bar{F}(p)$ , 意味着:

$$[1 - \tilde{G}(p)] [E_j - E_c(E|p_i < p_j)] > [1 - G(p)] [E_j - E_c(E|p_i < p_j)] \tag{8}$$

将上式展开得到:

$$[1 - \tilde{G}(p)] [E_j - \int_{p_j}^{\bar{p}} \tilde{g}(p) E(p) dp] > [1 - G(p)] [E_j - \int_{p_j}^{\bar{p}} g(p) E(p) dp] \tag{9}$$

根据定积分分部积分公式, 对上式进行整理得到:

$$-E(\bar{p}) \tilde{G}(\bar{p}) + \int_{p_j}^{\bar{p}} \tilde{G}(p) \frac{\partial E}{\partial p} dp > -E(\bar{p}) G(\bar{p}) + \int_{p_j}^{\bar{p}} G(p) \frac{\partial E}{\partial p} dp \tag{10}$$

因为  $\tilde{G}(p)$  比  $G(p)$  更离散, 所以  $\tilde{G}(p) > G(p)$ ,  $-E(\bar{p}) \tilde{G}(\bar{p}) > -E(\bar{p}) G(\bar{p})$ 。又因为  $\tilde{G}(p) > G(p)$ , 而且  $\frac{\partial E}{\partial p} > 0$ , 所以  $\int_{p_j}^{\bar{p}} \tilde{G}(p) \frac{\partial E}{\partial p} dp > \int_{p_j}^{\bar{p}} G(p) \frac{\partial E}{\partial p} dp$ 。得出结论: 如果  $\tilde{G}(p)$  与  $G(p)$  均值相同, 分布更离散, 则对任意  $p = p_j$ , 都有  $\tilde{F}(p) > \bar{F}(p)$  成立。如图2所示, 产品价格离散使进口商边际搜寻成本增加, 曲线外扩。进口商搜寻到最低价格的预期收益会增加, 更能激发进口商搜寻的积极性, 导致贸易关系趋向不稳定。因此, 本文提出如下命题:

命题1: 给定其他条件不变的情况下, 产品价格离散对贸易关系稳定具有负向影响。

命题2: 边际搜寻成本是价格离散影响贸易关系稳定的中介变量。给定其他条件不变的情况下, 市场上产品价格离散, 使进口商边际搜寻成本增加, 贸易关系趋向不稳定。

下文先测度贸易关系的稳定性及出口产品价格离散度, 再实证检验命题1的稳健可靠性, 在此基础上检验命题2的搜寻成本中介效应。

### 三、数据说明和测度

#### (一) 贸易关系稳定性

本文从“企业—产品—目的国”三个维度界定贸易关系<sup>①</sup>。由于出口贸易关系持续时间具有长时间依赖性, 本文对贸易关系是否稳定采用“三年判断标准”<sup>[2]</sup>(见表1): 一种稳定的贸易关系为企

业从进入某一目的国市场不间断地出口某种产品到退出该市场所经历的年数不低于三年,即企业  $j$  从  $t$  年开始连续三年或三年以上出口 HS6 位产品至  $k$  国。如果贸易关系稳定,记为 1;反之,记为 0。

本文采用 2000—2007 年中国海关数据。需要说明的是,2000—2007 年 HS6 位码存在三个版本:1996 版本(2001 年)、2002 版本(2002—2006 年)、2007 版本(2007 年)。为保证产品分类的一致性,根据联合国统计司提供的转换表<sup>②</sup>将所有年份的 HS 编码统一调整为 HS6 位 2002 版本。本文还剔除了企业名称中含有“进出口”“贸易”“商贸”等字样的仅从事贸易中介的企业。由于无法得知 2000 年贸易关系建立的确切时间,以及 2006 年和 2007 年新建的贸易关系后续是否持续,为避免数据删失对贸易关系稳定性分析产生偏误,分析过

表 1 贸易关系状态界定“三年判断标准”

贸易关系状态		前一年 ( $t-1$ )	当年 ( $t$ )	后一年 ( $t+1$ )	后两年 ( $t+2$ )	后 $N$ 年 ( $t+N$ ) $N \geq 3$
不稳定	存在 1 年	不存在	存在	不存在	—	—
	存在 2 年	不存在	存在	存在	不存在	—
稳定	存在 3 年	不存在	存在	存在	存在	不存在
	存在 $N$ 年	不存在	存在	存在	存在	存在

表 2 新建贸易关系持续时间

	贸易关系 个数	存在 1 年	存在 2 年	存在 3 年	存在 4 年	存在 5 年	存在 6 年	存在 7 年
2001 年新建	183 399	100%	32%	19%	10%	7%	6%	4%
2002 年新建	191 856	100%	41%	20%	13%	10%	6%	
2003 年新建	249 904	100%	34%	20%	13%	9%		
2004 年新建	465 928	100%	41%	22%	14%			
2005 年新建	466 698	100%	34%	18%				

程中本文采用的样本是 2000 年尚未建立且在 2001—2005 年新建立的贸易关系。另外,在样本观测期内,存在部分出口关系间断出口现象,即出口关系持续一年或两年后中断至少一年又出现的现象。Besedes and Prusa<sup>[21]</sup>的研究表明多个持续时间不会对出口关系持续时间的分布产生实质影响,因此,将同一出口关系的多个持续时间看成独立的多个持续时间。最终得到 2001—2005 年间,由 60 483 个出口企业新建的出口 4 903 种 HS6 位编码产品至 221 个目的国共 1 489 136 条贸易关系,以及 1 557 785 条贸易关系记录。从表 2 可以看出,尽管 2001—2005 年间很多中国企业积极开拓海外市场,每年新建贸易关系持续增多,但大多数的出口贸易关系稳定性不高,60% 的贸易关系第二年就终止了,能持续三年的稳定贸易关系仅占 19.7%。和李坤望等<sup>[2]</sup>所得的结论基本一致。

## (二) 价格离散度

价格离散度采用  $t$  年中国出口市场上以 HS6 位码定义的同一种类产品出口价格的标准差来衡量。考虑到同种类别的商品包含质量异质性,所以本文先剔除价格中包含的质量因素后再行测算价格离散度。

目前测算产品质量的方法中较为常用的有两种:(1) Khandelwal *et al.*<sup>[22]</sup>的方法,将质量视为外生变量,仅从需求层面推断产品质量信息。(2) Feenstra and Romalis<sup>[17]</sup>的方法,将质量作为内生变量,综合供需层面测算产品质量。出口产品质量异质性会在一定程度上导致垄断,因此本文采用第二种测算方法,假设出口企业在垄断竞争的市场环境下,基于供求信息综合决定其差异化产品的质量和价格。

从需求角度来看,进口商在搜寻产品信息时,不仅考虑产品价格也考虑产品质量<sup>[23]</sup>,将质量等信息折算成价格后制定购买决策。 $k$  国进口商从企业  $j$  购买的产品  $h$  的价格和质量分别为  $p_{jkh}$  和  $z_{jkh}$ , 则支出函数为:

$$E_{hk} = U_{hk} \left[ \int_h (p_{jkh}/z_{jkh}^{\alpha_{hk}})^{(1-\sigma_h)} dh \right]^{\frac{1}{(1-\sigma_h)}} \quad (11)$$

其中,  $U_{hk}$  为效用水平,  $\alpha_{hk} = 1 + \lambda_h \ln U_{hk}$ ,  $\sigma_h$  为产品替代弹性。对支出函数求导,可得需求函数:

$$q_{jkh} = \frac{\partial E_{hk}}{\partial p_{jkh}} = \frac{\partial E_{hk}}{\partial p_{jkh}^*} \times \frac{1}{z_{jkh}} \quad (12)$$

其中  $p_{jkh}^* = p_{jkh}/z_{jkh}$  为“质量调整后的价格”,即剔除质量因素的价格。

从供给角度来看,垄断竞争市场中,企业  $j$  同时决定产品价格  $p_{jkk}$  和质量  $z_{jkk}$ 。企业生产函数满足 Cobb-Douglas 函数,生产的单位成本  $c_j(z_{jkk}, w_j) = w_j(z_{jkk})^{\frac{1}{\theta_h}}/\varphi_j$ 。其中  $w_j$  为投入要素成本,  $\theta_h$  是衡量成本递增效应的参数,  $\varphi_j$  是企业  $j$  的生产率。根据利润最大化函数:

$$\max_{p_{jkk}, z_{jkk}} [p_{jkk} - c_j(z_{jkk}, w_j)] \times q_{jkk} \quad (13)$$

由利润最大化一阶条件可得质量的表达式(14):

$$\ln z_{jkk} = \theta_h [\ln(\kappa_{1kk}) + \ln(p_{jkk}) + \ln(\varphi_j) - \ln(w_j)] \quad (14)$$

其中  $\kappa_{1kk} = \frac{\alpha_{hk}\theta_h(\sigma_h - 1)}{1 + \alpha_{hk}\theta_h(\sigma_h - 1)}$ 。剔除质量因素的价格指数的计算公式为:

$$\ln(p_{jkk}^*) = \ln(p_{jkk}) - \ln(z_{jkk}) = (1 - \theta_h) \ln(p_{jkk}) - \theta_h [\ln(\kappa_{1kk}) + \ln(\varphi_j) - \ln(w_j)] \quad (15)$$

根据剔除质量因素的价格,计算  $t$  年 HS6 位产品层面的价格标准差,得到产品  $h$  的价格离散度  $disper_{ht}$ 。

按“企业—产品—目的国”的贸易关系维度,将  $t$  年企业  $j$  出口到  $k$  国的产品  $h$  的年度出口价值除以出口总数量,得到出口产品单价  $p_{jkk}$ 。企业劳动生产率用 PPI 指数平减后的人均工业产值表示。企业要素投入  $w_j$  以企业人均工资水平衡量。利用 Feenstra and Romalis<sup>[17]</sup> 研究中结构性参数  $\alpha_{hk}$ 、 $\theta_h$ 、 $\sigma_h$  的估值,获得参数  $\kappa_{1kk}$ 、 $\theta_h$  的估值。根据公式(15),代入各个参数,获得剔除质量因素的价格指数  $\ln(p_{jkk}^*)$ 。最后计算 HS6 位产品层面价格的标准差,得到产品价格离散度。这部分涉及企业基本信息和财务信息,因此本文使用 2000—2007 年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据。

本文将 HS2002 版本与《国民经济行业分类》(GB/T 4754—2002)的 2 位码匹配,以计算 28 个制造业出口产品的价格离散度。表 3 显示了按行业分类的中国出口产品价格离散度,左侧是剔除质量因素后的行业水平价格离散度,右侧是未剔除质量因素的行业水平价格离散度。可以看出,剔除质量因素后,总体上,饮料制造业和皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业出口产品价格相对集中(价格离散度均为 0.663),交通运输设备制造业出口产品价格离散度最高(价格离散度为 1.571)。2000 年至 2007 年间,有 12 个行业的产品价格呈收敛趋势,工艺品及其制造业出口产品价格收敛最为明显,2007 年的价格离散度较 2000 年降低约 30%。有 16 个行业的产品价格呈离散趋势,纺织业出口产品价格离散趋势最强烈,离散程度增长 103.95%。若未剔除质量因素,总体而言纺织业出口产品的价格离散度最低(价格离散度为 0.498),交通运输设备制造业出口产品的价格离散度最高(价格离散度为 3.453)。2000 年至 2007 年间,有 17 个行业的产品价格呈离散趋势,其中纺织业出口产品价格离散趋势最强,离散程度增长 153.14%。这说明价格离散不是某一个行业市场效率不高的暂时现象,将普遍且持续地存在。只要存在信息不完全,进口商无法关注到所有出口产品,就会存在价格离散现象<sup>[3]</sup>。

### (三) 搜寻成本

搜寻成本(search)是中介变量。搜寻是以市场信息离散为前提的,市场信息离散产生有利可图的搜寻行为,诱发搜寻行动。搜寻存在规模经济,根据 Nelson<sup>[24]</sup> 的搜寻成本节约理论,消费者节约搜寻成本的行为会促进交易空间上的聚集,进而出现交易区域化。2001—2007 年间,跨境电子商务刚起步,通过电子商务平台开展搜寻还未形成规模。当时一种突出的发展形式就是固定时间、固定地点、固定产品种类以及部分固定客户(本文涉及的重复购买客户)的贸易展销会,如中国进出口商品交易会<sup>[25]</sup>。进口商在特定的交易区域内开展搜寻,搜寻成本主要体现在时间成本上。根据前文的理论假定:在同一时期的同一市场上,不同出口商提供的是质量、价格存在异质性的同类不同品种的产品。进口商只有寻访到不同卖家才能获取不同的产品信息。在交易聚集空间内,如果进口商寻访到的卖家数量是一定的,卖家总数量越多,搜寻覆盖率越低,低价卖家被搜寻到的可能性越低<sup>[15]</sup>。换言之,如果卖家数量增多,那么进口商只有通过增加搜寻次数才能提高获得优质低价产品信息

表3 《国民经济行业分类》(GB/T 4754-2002) 行业出口产品价格离散度

行业名称	剔除质量因素后的价格离散度				未剔除质量因素的价格离散度			
	总体	2000年	2007年	2000—2007年	总体	2000年	2007年	2000—2007年
农副食品加工业	0.710	0.736	0.679	-7.76%	0.992	1.034	0.960	-7.14%
食品制造业	0.763	0.694	0.706	1.71%	1.282	1.111	1.302	17.23%
饮料制造业	0.663	0.701	0.530	-24.47%	0.989	1.053	0.873	-17.12%
纺织业	0.699	0.473	0.965	103.95%	0.498	0.494	1.250	153.14%
纺织服装、鞋、帽制造业	0.963	0.930	0.632	-32.11%	1.262	1.293	0.938	-27.43%
皮革、毛皮、羽毛(绒)及其制品业	0.663	0.753	1.115	48.15%	0.988	1.080	1.464	35.61%
木材加工及竹藤棕草制品业	1.152	1.016	0.909	-10.49%	1.495	1.435	2.056	43.28%
家具制造业	0.865	0.802	0.964	20.15%	1.907	1.537	1.515	-1.49%
造纸及纸制品业	0.984	0.974	0.713	-26.82%	1.714	1.671	1.254	-24.96%
印刷业和记录媒介的复制业	0.745	0.696	0.714	2.64%	1.251	1.190	1.302	9.35%
文教体育用品制造业	0.734	0.686	0.886	29.23%	1.228	1.046	1.937	85.15%
石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.916	0.937	1.168	24.65%	1.977	1.920	2.176	13.34%
化学原料及化学制品制造业	1.082	0.766	0.937	22.34%	2.167	1.483	1.685	13.57%
医药制造业	0.898	0.862	0.886	2.75%	1.679	1.688	1.908	13.00%
化学纤维制造业	0.863	0.764	0.717	-6.17%	1.956	2.097	0.814	-61.19%
橡胶制品业	0.763	0.746	1.002	34.37%	0.809	0.865	2.074	139.73%
塑料制品业	0.981	0.980	0.789	-19.53%	1.970	1.827	1.131	-38.10%
非金属矿物制品业	0.791	0.819	0.774	-5.55%	1.121	1.044	1.362	30.56%
黑色金属冶炼及压延加工业	0.755	0.715	0.867	21.28%	1.315	1.211	1.255	3.66%
有色金属冶炼及压延加工业	0.861	0.795	0.953	19.88%	1.240	1.321	1.331	0.70%
金属制品业	0.908	0.927	0.810	-12.63%	1.465	1.481	1.295	-12.53%
通用设备制造业	0.802	0.792	1.249	57.65%	1.265	1.238	2.797	125.88%
专用设备制造业	1.241	1.259	1.570	24.68%	2.749	2.751	3.475	26.33%
交通运输设备制造业	1.571	1.431	1.082	-24.40%	3.453	3.248	2.790	-14.10%
电气机械及器材制造业	1.075	1.188	0.918	-22.77%	2.736	2.963	2.221	-25.02%
通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.912	0.893	1.145	28.31%	2.190	2.153	2.657	23.40%
仪器仪表及文化、办公用机械制造业	1.208	1.118	1.164	4.05%	2.659	2.560	2.738	6.94%
工艺品及其他制造业	1.099	0.974	0.688	-29.40%	2.705	2.508	1.097	-56.26%

的概率。搜寻次数增加,付出的搜寻成本随之上升。进口商的搜寻成本与市场上同类产品出口商的数量密切相关。而且,从特定进口商为重复购买特定产品而搜寻合意出口商的视角来看,以“出口商—产品—进口商”三个维度界定的贸易关系中“产品—进口商”这两个维度是固定的,只有“出口商”是不固定的。市场上潜在出口商的数量直接关系到进口商的搜寻和贸易关系的稳定性。因此,我们采用当年中国市场上所有出口HS6位产品的出口商总数量来衡量搜寻成本。

#### (四) 控制变量

(1) 契约密集度( $z$ ) 采用 Nunn<sup>[26]</sup> 构建的产品契约依赖度指标  $z_h$ 。  $z_h = \sum_m \theta_{hm} R_m^{neither}$  其中  $\theta_{hm} = u_{hm}/u_h$   $\mu_{hm}$  表示生产产品  $h$  使用中间品  $m$  的投入量,  $u_h = \sum_m u_{hm}$  表示生产产品  $h$  使用的所有中间品投入总量。  $R_m^{neither}$  是生产产品  $h$  中既不是“机构交易产品”(organized exchanges) 也没有“参考价格”(reference price) 的产品所占的比重。通过我国投入产出表可以算出  $u_{hm}$ 、 $u_h$ , 从而计算出参数  $\theta_{hm}$  的值。但是我国行业统计缺乏  $R_m^{neither}$  项的统计,盲目用其他统计量替代会丧失其原本的含义,因此我们直接采用 Nunn 的契约密集度数据<sup>[27]</sup>。(2) 人力资本密集度( $labor$ ) 采用企业应付工资总额与应付福利费总额之和与全部从业人员年平均人数的比值取对数来表示,并采用以2000年为基期的消费价格指数对应付工资总额与应付福利费总额进行平减处理。(3) 资本密集度( $capital$ ) 采用企业固定资产合计与全部从业人员年平均人数的比值取对数来表示,并使用2000年固定资产投资价格指数对固定资产合计进行平减处理。(4) 技术密集度( $rnd$ ) 用企业研究开发费用与主营业务收入的比值来表示。(5) 关税( $duty$ ) 为  $t$  年中国进口产品  $h$  的关税,采用 WTO 进口关税数据库(Tariff Download Facility) HS2 位码的最惠国税率中的平均从价税率来表示,旨在分析进口关税下降对本国

出口产品贸易关系产生的影响。各主要变量描述性统计结果见表4。

表4 各主要变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
价格离散度( <i>disper</i> )	1 432 946	0.644 9	0.180 7	0.000 0	2.764 4
契约密集度( <i>z</i> )	1 306 643	0.578 9	0.187 3	0.240 3	0.980 1
人力资本密集度( <i>labor</i> )	1 557 772	-2.850 7	0.412 3	-8.385 0	0.606 1
资本密集度( <i>capital</i> )	1 557 766	4.540 0	0.727 7	-2.489 7	9.552 0
技术密集度( <i>rnd</i> )	1 412 230	-5.396 3	1.243 0	-17.204 4	0.049 9
关税( <i>duty</i> )	1 162 941	11.510 6	6.766 2	0	65

四、价格离散影响贸易关系稳定的实证分析

(一) 模型设定

本文构建如下计量模型用以检验命题1——价格离散对贸易关系稳定的影响:

$$stab_{ht} = \alpha + \beta_1 disper_{ht} + \theta X_{ht} + \gamma_k + \eta_t + \mu_{ht} \quad (16)$$

其中  $stab_{ht}$  是被解释变量,表示  $t$  年出口产品  $h$  的新建贸易关系中稳定贸易关系的占比。 $disper_{ht}$  是关键解释变量,表示  $t$  年出口市场上产品  $h$  的价格离散度。 $X_{ht}$  为控制变量  $\mu_{ht}$  是随机扰动项。经 Hausman 检验后,本文确定采用固定效应分析法,引入目的国固定效应  $\gamma_k$  和年份固定效应  $\eta_t$ 。系数  $\beta_1$  用来衡量价格离散对贸易稳定的影响,根据命题1,预期  $\beta_1$  显著为负。

(二) 基准回归分析

表5 全样本基准回归结果

1. 全样本估计。本部分进行基准回归,分析价格离散对贸易关系稳定性的影响。为避免多重共线性干扰,本文采用逐步回归的方式进行全样本估计,并以剔除质量因素的价格标准差来衡量价格离散程度,结果列于表5。第(1)列控制了目的国和年份固定效应,没有包含控制变量。为检验估计结果的稳健性,依次将控制变量加入基准模型。从第(1)列基准模型估计结果可知,价格离散对产品出口贸易关系稳定性产生显著的负向影响,支持了本文理论模型提出的命题1,即价格离散导致出口贸易关系稳定性降低。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>disper</i>	-0.022 6*** (0.000 557)	-0.026 7*** (0.000 657)	-0.034 7*** (0.000 718)	-0.034 6*** (0.000 719)	-0.036 0*** (0.000 728)	-0.036 2*** (0.000 805)
<i>z</i>		0.007 45*** (0.000 550)	0.007 96*** (0.000 550)	0.005 70*** (0.000 620)	0.004 90*** (0.000 622)	0.005 66*** (0.000 680)
<i>labor</i>			-0.013 8*** (0.000 324)	-0.016 1*** (0.000 412)	-0.014 7*** (0.000 435)	-0.014 7*** (0.000 472)
<i>capital</i>				-0.001 85*** (0.000 225)	-0.001 79*** (0.000 224)	-0.002 93*** (0.000 240)
<i>rnd</i>					0.001 15*** (0.000 100)	0.001 02*** (0.000 110)
<i>duty</i>						-0.000 327*** (1.85e-05)
<i>cons</i>	0.017 8*** (0.002 89)	0.009 22*** (0.002 42)	-0.023 1*** (0.003 45)	-0.018 3*** (0.003 29)	-0.007 70*** (0.003 61)	0.009 92*** (0.001 65)
N	1 432 323	1 206 051	1 206 050	1 206 044	1 196 900	1 067 440

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平; 括号内的值为聚类稳健标准误,均聚类在产品 HS6 位码维度; 以上回归控制了目的国和年份固定效应。

第(2)列在基准模型的基础上加入产品契约密集度,发现出口契约密集度高的产品贸易关系更稳定。产品契约密集度高,意味着生产过程中投入较多资产专用性中间品。资产专用性作为贸易双方的“黏合剂”,能更好地维持贸易关系<sup>[26]</sup>。第(3)列加入契约密集度和人力资本密集度,结果显示,人力资本密集度对贸易关系稳定的影响为负,即人力资本密集型产品的贸易关系稳定性更低。在第(4)列中加入资本密集度,结果显示,资本密集型产品的出口贸易关系稳定性更低。在第(5)列中加入技术密集度,结果显示,技术密集度的提升会显著提高出口贸易关系稳定性。这说明人力资本密集型和资本密集型产品向技术密集型产品转型,有利于维持贸易关系稳定。在第(6)列中加入中国进口产品关税,可见进口税率的提高会降低出口贸易关系稳定性。总体而言,在逐一加入控制变量后,价格离散保持了对贸易关系稳定性的显著负向影响,并且系数波动较小,表明估计结果具有良好的稳健性。据此,在全样本范围内命题1成立。

2. 按照贸易方式不同估计。贸易方式主要分为一般贸易和加工贸易两种。得益于我国充裕的劳动力资源、土地资源等比较优势,以及产业全球化转移的结果,加工贸易一直是我国出口贸易的重

要方式。根据《中华人民共和国海关加工贸易货物监管办法》,加工贸易包括来料加工和进料加工,开展加工贸易业务需提前经各省级外经贸主管部门审批<sup>③</sup>。因此和一般贸易相比,加工贸易“两头在外”的业务模式使得双方的贸易关系被提前锁定,受到市场上其他同类产品价格竞争的影响较小,价格敏感度较低,价格离散对加工贸易关系的负向影响理应小于一般贸易模式。本文分析了价格离散对不同贸易类型的贸易关系的异质性影响,结果列于表6第(1)列和第(2)列,可见价格离散对新建的加工贸易关系的负面影响小于一般贸易关系。

表6 分类型样本基准回归结果

	一般贸易 (1)	加工贸易 (2)	国有 (3)	民营 (4)	外资 (5)	高契约执行效率 (6)	低契约执行效率 (7)
<i>disper</i>	-0.0380*** (0.000855)	-0.0298*** (0.00203)	-0.0648*** (0.00452)	-0.0288*** (0.00122)	-0.0405*** (0.00109)	-0.0336*** (0.00115)	-0.0383*** (0.00113)
<i>z</i>	0.00414*** (0.000741)	-0.0130*** (0.00166)	-0.00288 (0.00331)	-6.10e-05 (0.00107)	0.00738*** (0.000925)	0.00702*** (0.000944)	0.00346*** (0.000987)
<i>labor</i>	-0.0147*** (0.000505)	-0.00746*** (0.00119)	-0.0114*** (0.00251)	-0.0197*** (0.000710)	-0.00790*** (0.000653)	-0.0114*** (0.000658)	-0.0177*** (0.000671)
<i>capital</i>	-0.00338*** (0.000259)	0.00194*** (0.000603)	0.00902*** (0.00141)	-0.00555*** (0.000359)	0.000193 (0.000337)	-0.00289*** (0.000346)	-0.00276*** (0.000333)
<i>rnd</i>	0.00111*** (0.000117)	0.000693** (0.000269)	0.00247*** (0.000519)	0.00176*** (0.000172)	0.000373** (0.000150)	0.000357** (0.000153)	0.00184*** (0.000159)
<i>duty</i>	-0.000427*** (2.02e-05)	-0.000132*** (4.36e-05)	-0.000413*** (0.000115)	-0.000387*** (2.72e-05)	-0.000269*** (2.61e-05)	-0.000361*** (2.60e-05)	-0.000300*** (2.65e-05)
<i>cons</i>	0.0150*** (0.00208)	-0.00705* (0.00390)	-0.0140 (0.00865)	0.0175*** (0.00263)	0.0121*** (0.00217)	0.00939*** (0.00333)	0.00859*** (0.00251)
N	822163	245058	33978	440230	593013	564517	502704

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平; 括号内的值为聚类稳健标准误, 均聚类在产品 HS6 位码维度; 以上回归控制了目的国和年份固定效应。

3. 按照企业所有制不同估计。不同所有制类型的企业在面临价格离散时,其贸易关系稳定性受影响的程度并不相同。一方面,民营企业机制相对灵活,针对价格离散对原有贸易关系带来的冲击,其会在产品改进、团队建设、市场化运作等方面实现更快速的调整与适应,因此受到市场竞争的影响相对较小。另一方面,外资企业作为跨国公司在华建立的全球化生产网络中的一个节点,更容易获得稳定的国外订单,出口产品的替代弹性更低,和其他所有制类型企业相比,受市场竞争的影响更小,因而价格离散对外资企业贸易关系稳定的影响相对较小。基于上述分析,本文对价格离散与不同所有制企业的贸易关系稳定性的关系分别进行考察。根据聂辉华等<sup>[28]</sup>的建议,本文使用实收资本比例来识别企业所有制。外资企业和国有企业分别以外商(包括港澳台企业)实收资本比例超过实收资本的 25%、国有实收资本比例超过实收资本的 50% 来识别。回归结果列于表6第(3)列至第(5)列,结果表明价格离散对民营企业、外资企业的影响显著小于国有企业,也就是说同类产品价格离散对国有企业建立的贸易关系冲击最大。

4. 按照目的国契约执行效率不同估计。契约的有效实施不仅依赖于立法层面的“有法可依”,更依赖于执法层面的“执法必严、违法必究”。在契约不完全的背景下,一国的契约执行效率是影响贸易结构的重要制度因素之一<sup>[29]</sup>。契约执行效率对契约履行,尤其对资产专用性产品的契约履行格外重要<sup>[27]</sup>。契约执行效率高的国家或地区往往政治稳定、市场繁荣、法治健全,这是保证出口关系稳定的重要因素<sup>[30]</sup>。Kaufmann *et al.*<sup>[31]</sup> 提供了 2000—2007 年间 212 个国家的契约执行效率(rule of law) 指数,该指数在一定程度上反映了进口商对交易对象的信任程度以及对交易契约的遵守程度。我们将契约执行效率以中位数划分,对高于中位数和低于中位数的目的国样本分别进行回归,估计结果见表6第(6)列和第(7)列。可以发现,价格离散对不同契约执行效率的目的国贸易关系稳定性均产生显著的负向影响,且价格离散对低契约执行效率国家的负向影响大于高契约执行效率

国家。这说明价格离散更容易导致低契约执行效率目的国放弃与原有贸易伙伴的长期契约关系,转而匹配新的交易伙伴,而高契约执行效率的目的国更具契约精神,较倾向于维持原有贸易关系。

(三) 稳健性分析

以上的基准回归结果初步验证了本文第一个命题,即产品价格离散对贸易关系稳定具有负向影响。为避免测量误差和内生性问题可能导致的估计结果的偏误,我们进一步做了如下稳健性检验:

1. 测量误差的检验。本文使用生存分析中的风险模型做进一步检验。比例风险模型  $\lambda(t; x) = \lambda(t)h(x)$ , 被解释变量  $\lambda(t; x)$  代表存在于  $t$  年的贸易关系到  $t+1$  年将不存在的概率,解释变量  $x$  是影响贸易关系存在的各种因素,回归系数表示解释变量  $x$  增加一个单位,使新风险率变成原来风险率的  $e^\beta$  倍。根据基准风险  $\lambda(t)$  的不同函数形式,我们采用参数指数回归、参数威布尔回归、参数冈珀茨回归和半参数 Cox 回归分别进行估计,结果列于表 7 第(1)列至第(4)列,结果均显示,价格离散度的系数显著为正,支持产品价格离散会显著增大现有贸易关系中断风险的结论。

表 7 稳健性分析回归结果

	指数 (1)	威布尔 (2)	冈珀茨 (3)	Cox (4)	价格极差 (5)	IMF (6)	滞后项 (7)	异方差 (8)
<i>disper</i>	0.195*** (0.006 69)	0.268*** (0.006 62)	0.225*** (0.006 66)	0.148*** (0.004 43)	-0.003 13*** (9.49e-05)	-0.008 47*** (0.001 35)	-0.036 2*** (0.001 04)	-0.063 9*** (0.002 47)
<i>z</i>	-0.043 0*** (0.006 57)	-0.052 2*** (0.006 57)	-0.045 3*** (0.006 57)	-0.036 0*** (0.004 28)	0.002 75*** (0.000 646)	-0.014 3*** (0.001 06)	0.008 68*** (0.000 687)	0.014 9*** (0.000 862)
<i>labor</i>	0.082 1*** (0.004 39)	0.115*** (0.004 39)	0.095 1*** (0.004 39)	0.059 9*** (0.002 87)	-0.012 6*** (0.000 452)	0.003 79*** (0.000 418)	-0.007 93*** (0.000 391)	-0.008 52*** (0.000 424)
<i>capital</i>	0.030 4*** (0.002 23)	0.042 4*** (0.002 22)	0.035 5*** (0.002 23)	0.021 6*** (0.001 44)	-0.003 70*** (0.000 233)	-0.002 41*** (0.000 270)	-0.002 86*** (0.000 226)	-0.001 74*** (0.000 231)
<i>rnd</i>	-0.013 6*** (0.000 970)	-0.019 0*** (0.000 966)	-0.015 7*** (0.000 969)	-0.010 0*** (0.000 632)	0.001 52*** (0.000 112)	0.000 167 (0.000 125)	0.001 91*** (0.000 110)	0.002 23*** (0.000 109)
<i>duty</i>	0.002 04*** (0.000 168)	0.002 79*** (0.000 167)	0.002 34*** (0.000 168)	0.001 49*** (0.000 112)	-0.000 285*** (1.81e-05)	-0.000 174*** (2.36e-05)	-0.000 426*** (1.88e-05)	-0.000 593*** (2.11e-05)
<i>cons</i>	-0.135 (0.707)	-0.336 (0.707)	-0.339 (0.707)	-0.336 (0.707)	0.014 9*** (0.002 35)	0.112*** (0.002 86)	0.072 3*** (0.001 54)	0.083 5*** (0.001 65)
N	1 067 221	1 067 221	1 067 221	1 067 221	1 154 532	1 133 926	1 061 899	1 067 221

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著水平; 括号内的值为聚类稳健标准误,均聚类在产品 HS6 位码维度; 以上回归控制了目的国和年份固定效应。

其次,本文使用另一种测度价格离散的方法——价格极差,利用既定时刻产品最高价与最低价的差来验证估计结果<sup>[3]</sup>。从表 7 第(5)列可知,价格离散对贸易关系稳定性产生显著的负向影响。

最后,本文采用国际货币基金组织(IMF)提供的一套数据库<sup>④</sup>进行重新测算。该数据库涵盖了 166 个国家 1963 年至 2014 年 SITC Rev.1 4 分位上超过 800 种出口产品的多样性和质量指标。我们截取了 2001—2007 年中国出口产品的相关数据,利用数据库中的出口产品价格指标的对数减去出口产品质量指标的对数,得到出口产品剔除质量因素的价格指标的对数,再计算出 SITC4 位码水平的价格标准差来度量价格离散程度。由于数据库采用的是 SITC Rev.1 4 位码,本文根据联合国统计司提供的转换表将其转化成 HS6 位码 2002 版本。结果列于表 7 第(6)列,可以证明命题 1 的估计结果是稳健的。

2. 内生性问题分析。本部分计量模型的被解释变量(*stab*)和核心解释变量(*disper*)之间可能存在反向因果关系:产品出口贸易关系稳定,意味着只有物美价廉的产品才能获得稳定持续的订单,优胜劣汰将导致行业价格离散度越来越小。上述双向因果关系可能会造成内生性问题。本文采用异方差稳健的 DWH 检验,得到的 P 值为 0(P < 0.5),表明价格离散度为内生解释变量。进一步地,我们采用价格离散度的滞后一期作为当期价格离散度的工具变量,因为滞后一期的价格离散度与当期价格离散度相关,但与当期的扰动项不相关,即当期的贸易关系稳定性并不会影响上一期的价格离

散度。考虑到存在异方差的情况下,广义矩估计(GMM)比两阶段最小二乘法(2SLS)更有效率,因此本文使用GMM估计,结果列于表7第(7)列,可以发现命题1的结论仍然成立。

此外,Lewbel and Chirstopher<sup>[32]</sup>提供了一种利用异方差构造有效工具变量对模型进行估计的方法。我们利用该方法进行GMM估计,结果列于表7第(8)列。对比发现,利用异方差构造工具变量的估计结果与使用价格离散度滞后项作为工具变量的估计结果类似,进一步说明估计结果的稳健性。

#### (四) 检验搜寻成本的中介效应

前文的理论模型表明,搜寻成本不仅直接影响贸易关系稳定性,而且是价格离散度影响贸易关系稳定性的中介变量,因此有必要检验搜寻成本的中介效应是否显著。

借鉴温忠麟等<sup>[33]</sup>的做法,本文将以搜寻成本为中介效应,将价格离散对贸易关系稳定影响的回归分为三步进行:(1)检验价格离散与贸易关系稳定之间的关系,其结果应该显著;(2)检验价格离散与搜寻成本之间的关系,检验结果也应该显著;(3)将价格离散度与搜寻成本同时代入回归模型,检验二者对贸易关系稳定的影响,此时,如果价格离散度的估计系数值比第一步中的值小,且不显著则表示假设完全成立,显著则表示部分成立,同时搜寻成本与贸易关系稳定之间的关系应该仍然显著。递归方程构建如下:

$$stab_{ht} = \alpha + \beta_1 disper_{ht} + \theta X_{ht} + \gamma_k + \eta_t + \mu_{ht} \quad (17)$$

$$search_{ht} = \alpha + \lambda disper_{ht} + \theta X_{ht} + \gamma_k + \eta_t + \mu_{ht} \quad (18)$$

$$stab_{ht} = \alpha + \beta_2 disper_{ht} + \sigma search_{ht} + \theta X_{ht} + \gamma_k + \eta_t + \mu_{ht} \quad (19)$$

其中, $stab_{ht}$ 是被解释变量,表示 $t$ 年出口产品 $h$ 的新建贸易关系中稳定贸易关系的占比。 $disper_{ht}$ 是核心解释变量,表示 $t$ 年出口市场上产品 $h$ 的价格离散度。 $search_{ht}$ 是中介变量,表示 $t$ 年进口商购买产品 $h$ 的搜寻成本。 $X_{ht}$ 为控制变量。

在方程(17)中,估计系数 $\beta_1$ 用来衡量价格离散度对贸易关系稳定的影响。在 $\beta_1$ 显著的基础上,通过方程(18)价格离散度的估计系数 $\lambda$ 和方程(19)中系数 $\beta_2$ 和 $\sigma$ 的显著性,判断搜寻成本的中介效应是否存在。此外,通过在方程(19)中加入核心解释变量和中介变量,对直接效应和间接效应进行分解。其中,估计系数 $\beta_2$ 表示直接效应,即价格离散对贸易关系稳定的影响。估计系数 $\sigma$ 表示间接效应,用于刻画价格离散通过搜寻成本对贸易关系稳定产生的影响。若系数 $\lambda$ 显著且 $\beta_2$ 和 $\sigma$ 也显著, $\beta_2$ 的数值小于 $\beta_1$ 的数值则为部分中介效应;若系数 $\lambda$ 和 $\sigma$ 显著, $\beta_2$ 不显著, $\beta_2$ 的数值小于 $\beta_1$ 的数值则为完全中介效应<sup>[34]</sup>。表8为价格离散通过搜寻成本的中介效应对贸易关系稳定性影响的检验结果。

表8第(1)列和第(2)列为价格离散通过搜寻成本的中介效应对贸易关系稳定性影响渠道的检验结果。第(2)列中价格离散度的估计系数为0.587,在1%的水平上显著,表明价格离散会显著增加进口商的搜寻成本。第(3)列纳入搜寻成本后,价格离散度的系数依然显著为负,搜寻成本的估计系数也显著为负,表明搜寻成本存在中介效应,会显著降低出口贸易关系稳定性,即产品价格离散会

表8 搜寻成本的中介效应检验

	<i>stab</i> (1)	<i>search</i> (2)	<i>stab</i> (3)
<i>disper</i>	-0.0362*** (0.000805)	0.587*** (0.00836)	-0.0334*** (0.000794)
<i>z</i>	0.00566*** (0.000680)	0.727*** (0.00684)	0.00920*** (0.000682)
<i>labor</i>	-0.0147*** (0.000472)	0.178*** (0.00473)	-0.0139*** (0.000471)
<i>capital</i>	-0.00293*** (0.000240)	-0.674*** (0.00227)	-0.00622*** (0.000251)
<i>rnd</i>	0.00102*** (0.000110)	0.244*** (0.00102)	0.00221*** (0.000114)
<i>duty</i>	-0.000327*** (1.85e-05)	-0.00964*** (0.000157)	-0.000374*** (1.85e-05)
<i>search</i>			-0.00487*** (0.000117)
<i>cons</i>	0.00992*** (0.00165)	10.41*** (0.469)	0.0606*** (0.00330)
N	1067440	1067440	1067440

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著水平;括号内的值为聚类稳健标准误,均聚类在产品HS6位码维度;以上回归控制了目的国和年份固定效应。

通过增加进口商搜寻成本,降低出口贸易关系稳定性。此外,核心变量价格离散度系数的绝对值下降了7.73%。根据逐步检验法的思路,本文认为中介效应为7.9%<sup>⑤</sup>,并且间接效应和直接效应之比为0.086,表明价格离散对贸易关系稳定的影响有7.9%是通过增加搜寻成本实现的。

### 五、结论与启示

本文基于进口商搜寻视角,考察产品价格离散对企业出口贸易关系稳定性的影响。在构建搜寻成本约束下价格离散影响贸易关系稳定的理论框架基础上,本文采用Feenstra and Romalis<sup>[17]</sup>的方法,测度了2000—2007年中国市场上同一年的不同出口商出口同种HS6位产品剔除质量因素后的价格离散度,以“企业—产品—目的国”三个维度界定贸易关系并判断其稳定状态,进而检验了价格离散对贸易关系稳定性的影响。结果显示,价格离散对贸易关系稳定性有显著的负向影响,且随贸易方式、出口企业所有制和目的国契约执行效率的不同,呈现一定的差异性。

从贸易方式来看,价格离散对加工贸易关系稳定的负面影响显著小于对一般贸易的影响。因此,为促进我国出口贸易关系稳定,政府有必要创造有利于高价值加工贸易企业开展活动的政策环境和监管环境,建立和完善促进加工贸易发展的政策体系,进一步完善吸引外商投资的法律法规。在此基础上,促使我国加工贸易融入高技术水平、高附加值的生产制造链、研发合作链和产业集群链;促使产品结构从以劳动密集型为主向劳动、资本、技术密集型并重转变,优化产品结构;促使经营主体从单一主体向多元主体转变,鼓励国有企业和民营企业参与加工贸易<sup>[35]</sup>。与此同时,出口企业可以通过国际直接投资、国际技术贸易、国际工程承包、第三方市场合作、加工贸易、海外政府采购等合作模式积极开拓新市场,利用贸易方式的功能性锁定契约期限,保持契约关系稳定。

从企业所有制来看,价格离散对国有企业贸易关系稳定性的影响远高于外资企业和民营企业。因此,为促进我国出口贸易关系稳定性,政府层面可以通过统筹推进市场准入负面清单制度改革,完善准入机制、审批机制、监管机制、社会信用体系和激励奖惩机制,形成国有、民营、外资企业等各类市场主体公开、公平、公正参与竞争的市场环境,激发市场主体尤其是非公有制经济的活力,为优化资源配置提供制度性保障。针对民营企业,要进一步减轻企业税费负担,健全银行业金融机构服务民营企业体系,完善民营企业直接融资支持制度,健全民营企业融资增信支持体系,充分调动民营企业改革发展的积极性、创造性,增强其发展活力。行业层面可以通过组织、协调,促进进出口博览会、专项展览会等向专业化、品牌化、国际化、信息化方向发展,帮助企业及时了解行业发展动向,顺应行业发展潮流,为企业推广新产品搭建国际平台。行业协会还要引导企业根据国家和地方产业发展目录,以技术创新推动产业有序转移和优化升级,实现高质量发展的内在需求。在企业自愿的基础上,开展互惠互利的合作活动,协调本行业商品价格,保护产品在市场上的合理价格,避免企业间竞相压价的恶性竞争。在企业层面,国有企业应以混合所有制改革为突破口,积极引进民营企业、外资企业等各类战略投资者,促进企业经营机制转变,激发企业活力。

从目的国契约执行效率来看,相比于高契约执行效率的国家,价格离散对低契约执行效率国家的负向影响更大。因此,为促进我国出口贸易关系稳定性,政府层面应针对日趋复杂多变的国际形势,完善境外安全风险控制体系,分析甄别不同国家(地区)最新对外贸易政策的影响,帮助企业及时全面了解目的国形势变化,采取积极有效措施来防范和妥善处理风险。行业协会层面可以通过加强市场信息网络建设,以信息共享为基础,加强行业指导和风险研究预警。同时,发挥行业协会的沟通桥梁服务作用,注重与国(境)内外投资促进机构和行业协会的联系,稳定和不同国家(地区)行业间的合作关系。企业层面在开展贸易合作之前要强化风险意识,明确自身经济实力,对合作伙伴资质进行调查,完善企业风险预警机制。在开展贸易的过程中,要提高风险防控能力,提升贸易合同制定的全面性和科学性,有效防控合同风险,并制定风险防控的应急预案。在企业治理上,要强化诚信意识,遵循契约精神,遵守规则,尊重契约,以期对贸易关系稳定持续具有积极作用。

价格离散是检验市场效率的重要指标,搜寻成本是价格离散影响出口贸易关系稳定的中介变量,价格离散通过增加进口商搜寻成本来提高进口商搜寻预期,降低现有贸易关系稳定性。通过市场提升制度效率、信息效率、资源配置效率,降低价格离散度是推进我国外贸稳定增长的重要途径。

#### 注释:

- ①更确切的方法应该是使用“企业—产品—进口商”来界定贸易关系。受限于数据可获得性,我们采用“企业—产品—目的国”来界定。
- ②联合国贸易统计机构 HS 转换表详见 <https://unstats.un.org/unsd/trade/classifications/correspondence-tables.asp>。
- ③根据《加工贸易审批管理暂行办法》(1999年)经营企业开展加工贸易,必须事先报外经贸主管部门审批。商务部、海关总署 2016 年第 45 号《关于取消加工贸易业务审批的公告》要求,自 2016 年 9 月 1 日起取消加工贸易合同审批。因此,在本文样本期间内,加工贸易合同仍然需要审批。
- ④该数据库的网址为 <http://data.imf.org/?sk=A093DF7D-E0B8-4913-80E0-A07CF90B44DB>。
- ⑤中介效应的计算过程为:  $\lambda \times \sigma / \beta_1 = 0.587 \times (-0.00487) / (-0.0362) \approx 7.9\%$ 。

#### 参考文献:

- [1]周世民,孙瑾,陈勇兵. 中国企业出口生存率估计:2000—2005[J]. 财贸经济, 2013(2): 80—90.
- [2]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): 81—103.
- [3]赵冬梅. 电子商务市场价格离散度的收敛分析[J]. 经济学(季刊), 2008(1): 686—700.
- [4]STIGLER G. The economics of information[J]. Journal of political economy, 1961, 69: 213—225.
- [5]陈勇兵,李燕,周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素[J]. 经济研究, 2012(7): 48—61.
- [6]刘慧,慕建红. “邻居”对中国企业出口生存的影响有多大——基于信息溢出的视角[J]. 财贸经济, 2018(8): 96—125.
- [7]邵军. 中国出口贸易联系持续期及影响因素分析——出口贸易稳定发展的新视角[J]. 管理世界, 2011(6): 24—33.
- [8]邓路. 国家形象、交易信任与出口持续时间——来自中国产品层面的证据[J]. 当代财经, 2018(10): 14—23.
- [9]刘慧,慕建红. 文化距离对中国企业出口持续时间的影响[J]. 上海财经大学学报, 2019(4): 65—79.
- [10]汪波,刘凤霞. 基于价格的消费者信息搜寻过程研究[J]. 天津大学学报, 2005(5): 172—175.
- [11]LIPPMAN S, MCCALL J. The economics of job search: a survey[J]. Economic inquiry, 1976, 14(2): 158—169.
- [12]李东进. 消费者搜寻信息努力的影响因素及其成果与满意的实证研究[J]. 管理世界, 2002(11): 100—107.
- [13]张红,于璐,李林峻,等. 二手房价格离散程度与住房信息搜寻行为关系[J]. 清华大学学报, 2019(11): 880—886.
- [14]KAMSSU A, SIEKPE S, ELLZY J. Shortcomings to globalization: using internet technology and electronic commerce in developing countries[J]. Journal of developing areas, 2004, 38: 151—169.
- [15]姜永玲,徐智博,胥莉. 搜寻成本、网络外部性与价格离散:来自淘宝服装和电脑配件市场的经验[J]. 系统管理学报, 2015(1): 8—21.
- [16]孙浦阳,张靖佳,姜小雨. 电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J]. 经济研究, 2017(7): 139—154.
- [17]FEENSTRA R, ROMALIS S. International prices and endogenous quality[J]. Quarterly journal of economics, 2014, 129: 477—527.
- [18]DEFEVER F, FISCHER C, SUEDEKUM J. Supplier search and re-matching in global sourcing: theory and evidence from China[R]. CEP working paper, No. 1515, 2017.
- [19]RAUCH J, WATSON J. Starting smelliness unfamiliar environment[J]. International journal of industrial organization, 2003, 21: 1020—1042.
- [20]MCCALL J. Economics of information and job search[J]. Quarterly journal of economics, 1970, 84: 113—126.
- [21]BESEDES T, PRUSA T. Product differentiation and duration of US import trade[J]. Journal of international economics, 2006, 70(2): 339—358.
- [22]KHANDELWAL A, SCHOTT P, WEI S. Trade liberalization and embedded institutional reform: evidence from Chinese exports[J]. American economic reviews, 2013, 103(6): 2169—2195.

- [23]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): 463-484.
- [24]NELSON P. Information and consumer behavior[J]. Journal of political economics, 1970, 78(2): 311-329.
- [25]谢康. 市场经济条件下信息搜寻行为与效益分析[J]. 数量经济技术经济研究, 1994(10): 6-13.
- [26]NUNN N. Relationship-specificity, incomplete contracts, and the pattern of trade[J]. Quarterly journal of economics, 2007, 122(2): 569-600.
- [27]盛丹,王永进. 契约执行效率能够影响 FDI 的区位分布吗? [J]. 经济学(季刊) 2010(7): 1239-1260.
- [28]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142-158.
- [29]LEVCHENKO A. Institutional quality and international trade[J]. Review of economic studies, 2007, 74(3): 791-819.
- [30]张晓冬,李斌,卢娟. 进口国制度质量、知识产权保护与中国创意产品出口[J]. 产业经济研究, 2019(4): 61-74.
- [31]KAUFMANN D, KRAAY A, MASSIMO M. Governance matters VIII: aggregate and individual governance indicators 1996-2008 [R]. World Bank working paper, No. 4978, 2009.
- [32]LEWBEL A, CHRISTOPHER F. Advice on using heteroskedasticity-based identification [J]. Journal of business and economic statistics, 2012, 30: 67-80.
- [33]温忠麟,刘红云,侯杰泰. 调节效应和中介效应分析[M]. 北京: 教育科学出版社, 2012.
- [34]赵维,邓富华,霍伟东. “一带一路”沿线国家互联网基础设施的贸易效应——基于贸易成本和全要素生产率的中介效应分析[J]. 重庆大学学报, 2019(12): 57-63.
- [35]李琛,赵军,刘春艳. 双向 FDI 协同与制造业出口竞争力升级: 理论机制与中国经验[J]. 产业经济研究, 2020(2): 16-31.

(责任编辑: 枫 远)

## The impact of price dispersion on the stability of export trade relations: from the perspective of importers' search

QI Xin, ZHENG Ying

(School of Economics, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300202, China)

**Abstract:** Price dispersion is an important indicator of market efficiency. Based on the importer search perspective and the theoretical framework of the impact of price dispersion on the stability of trade relations, this paper examines the effect of product price dispersion on the stability of existing export trade relations defined by “firm-product-destination country” by using the microdata from China Customs Database and China Industrial Enterprise Database from 2000 to 2007. The study finds that price dispersion has a significant negative impact on the stability of trade relations. From the perspective of trade mode, the negative impact of price dispersion on the stability of processing trade relations is smaller than the effect on general trade; from the perspective of enterprise ownership, the impact of price dispersion on the stability of trade relations of state-owned enterprises is much higher than that of foreign-owned enterprises and private enterprises; from the perspective of contract execution efficiency of destination country, the negative impact of price dispersion on the trade relations of countries with low export contract execution efficiency is more significant than that of countries with high export contract execution efficiency. Search cost is the mediating variable by which price dispersion affects the stability of the export trade relations. It shows that price dispersion increases the importers' expected search revenue and reduces the stability of the existing trade relations by increasing the importer's marginal search cost. Therefore, promoting the efficiency of resource allocation, market information efficiency, market system efficiency, and reducing price dispersion are the crucial way to promote the stable growth of China's foreign trade.

**Key words:** price dispersion; stability of trade relations; search cost; search revenue; quality of products; product heterogeneity