

“一带”背景下中国对中亚五国农产品出口增长的波动分析

朱晶^{1,2}, 徐志远¹, 李天祥¹

(1.南京农业大学 经济管理学院,江苏 南京 210095;
2.南京农业大学 中国粮食安全研究中心,江苏 南京 210095)

摘 要:本文利用 un comtrade 数据库 2003—2014 年中国对中亚五国 HS6 位目农产品出口数据,将二元边际与贸易持续时间纳入同一分析框架,探讨中国对中亚五国农产品出口增长的波动问题。研究发现:首先,中国对中亚五国农产品出口增长较不稳定,而这种不稳定性主要源自出口增长的集约边际部分。其次,出口持续时间较短是导致出口增长波动的主要原因,中国对中亚五国出口持续时间均值和中位值仅为 5 年和 3 年左右。最后,提高出口持续时间或降低出口产品退出风险率,会在降低出口增长波动的同时实现增长层次的提高;若仅推动每一产品的出口数量的增加,那么虽然使出口层次提高,却会带来更加剧烈的波动。因此相比对集约边际或扩展边际的单方面强调,政府更应注重推动出口风险率的下降,在此基础上保障出口风险率的平稳,这将是未来推动中国对中亚五国农产品出口长期稳定增长的政策方向。

关键词:中亚五国;农产品出口;贸易持续时间;二元边际;出口波动

中图分类号:F746.12 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2017)05-0111-10

一、引言和文献综述

中亚五国作为亚欧大陆中心的重要节点,在当下丝绸之路经济带的建设中具有不可或缺的作用,且作为传统的农业国家,中亚五国与中国西部在农业生产的要素禀赋方面存在较强的互补性优势。积极推进双边的农业交流与合作,不仅有利于彼此的经济增长,亦可为“一带”战略的向西顺利推进助力。2014 年中国对中亚五国农产品出口总额达到 808.86 百万美元,相比 2004 年增长超过 10 倍。然而,总量增长的同时仍面临两方面突出问题:一是双边经贸往来的紧密程度依然偏低。中国对中亚五国农产品出口总额在中国农产品世界出口以及五国农产品世界进口中的平均比重分别为 0.58% 和 4.28%,双边农产品贸易增长的空间依然巨大。二是我国对五国农产品出口增长的波动十分剧烈。2004 年出口增长率为-8.70%,而 2005 年出口增长率则高达 53.08%,两者相差 61.78%。分国别的波动特征同样显著,以哈萨克斯坦为例,中国对其出口增长率 2004 年为-17.55%,2005 年增长到 47%,增长率涨幅达 64.55 个百分点。

频繁波动带来的重要影响之一是增加出口的不确定性,提高企业的出口决策风险。因为稳定的出口增长通常伴随着贸易结构的相对稳定,企业能够准确预判出口成本与风险,一旦进入

收稿日期:2016-12-20
基金项目:国家社会科学基金重大项目“完善国家粮食安全保障体系”(14ZDA038)
作者简介:朱晶,女,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师,教育部长江学者特聘教授,E-mail: crystalzhu@njau.edu.cn;徐志远,男,南京农业大学经济管理学院博士生;李天祥,男,南京农业大学经济管理学院博士生。

出口市场就会长期持续下去,而剧烈的波动增加了企业的试探性出口,进一步加剧出口增长的不确定性,恶性循环下阻碍出口增长的长期发展。

因此,如何平抑贸易增长的剧烈波动,推动中国对中亚五国农产品出口的可持续增长,将成为实现“一带”沿线国家贸易畅通的重要着力点,也为解决中国面临的愈加严峻的农产品贸易逆差问题提供一种新的思考视角和可能途径。然而现有大量研究多集中于从出口数量增长或种类扩张的单一边际角度探讨出口增长问题,少有研究对出口增长进行结构性分解,将两种边际纳入同一框架来有效解释出口增长的波动。

早期的文献主要对两种边际在增长中的相对作用进行考察,一些学者的研究结果认为贸易的增长主要靠集约边际带动^[1]。而另外一部分学者则得出相反结论^[2];Eaton 等人^[3]进一步指出,发展中国家的出口贸易主要以集约边际贡献为主,而发达国家的出口则以扩展边际为主。随后的研究则在此基础上偏向于对二元边际变动的影响因素的关注,并借此讨论了二元边际与增长波动之间的关系^[4-5]。这部分研究结果指出,如果一国的出口增长主要依靠集约边际的带动,就意味着增长极易受到外部影响而产生剧烈波动^[6];相反,如果出口增长更多源自扩展边际,那么就意味着贸易更加多元化,有助于分散外部冲击对贸易增长的作用力,从而实现贸易的稳定性增长^[7]。然而,此类研究中仍忽略了两个问题:一是除外部冲击以外,贸易的增长仍会产生较强的波动,而对这种波动产生的原因却并未给予回答;二是相关研究仅仅讨论了外部因素对二元边际进而对贸易增长产生了不同程度的影响,但对背后的内在作用机理却没有更多解释。新近的研究中,Besedeš 和 Prusa^[8]通过引入生存分析方法,从贸易持续时间的角度初步探讨了二元边际与贸易持续时间之间的内在联系。Besedeš 和 Prusa^[9]用 SITC-4 位目的数据研究了46个国家的出口贸易持续时间,得出各国中位持续时间均处于1~2年的较低水平。Brenton 等人^[10]通过对不同国家或经济体的研究证实了上述特征。普遍较短的贸易持续时间意味着存在同一产品的频繁重复出口,进而引发贸易增长的持续不稳定;贸易持续时间的探讨为深入解释贸易增长的波动提供了新的微观视角,弥补了基于引力模型探讨贸易波动这种静态分析所带来的缺陷。

国内对中国二元边际与贸易的持续时间进行的大量实证研究普遍认为:一方面中国的出口增长主要来源于集约边际,扩展边际的作用十分有限^[6];另一方面中国出口产品(包括农产品)的贸易持续时间普遍较短,多段贸易现象比较突出。邵军^[11]利用 HS6 位目的细分数据研究对1995—2007年中国出口持续时间的研究得出,中国出口贸易持续时间均值与中位值分别只有2.84年和2年;郭慧慧和何树全^[12]、陈勇兵^[13]利用同样细分数据着重对中国农产品出口持续时间的分析,也得出基本一致的生存时间特征。无论是总体贸易还是分行业情况,中国对外贸易中普遍存在的较短生存时间使研究者们一致认为,从单纯强调出口扩张而忽视出口持续时间的角度,制定农业贸易政策尚存在一定的片面性。

毋庸置疑,以上各类文献对深入理解贸易增长提供了更多的视角。然而现有文献更多的是偏向于对总体出口情况的探讨,针对农产品特别是中亚五国农产品出口的研究相对较少,将二元边际与贸易持续时间相结合,从二者内部作用机制的角度探讨出口增长波动性的研究更为少见。

有鉴于此,本文的主要目的是基于新-新贸易理论框架,利用2003—2014年 un comtrade 数据库的 HS6 位目数据,分析中国对中亚五国农产品出口增长的二元边际(Dual Margin)结构,并进一步引入生存分析方法,从贸易持续时间的角度探讨造成二元边际增长波动的主要动因,借以说明贸易持续时间与出口增长波动之间的关系,以期能够找到导致出口增长波动的主要因素。

本文余下结构的安排如下:第二部分是理论基础;第三部分为研究方法 with 数据说明;第四部

分是实证分析;最后是结论和政策启示。

二、理论基础

新-新贸易理论^[14]在探讨出口增长二元边际路径时,基于两个重要假设:企业异质性与固定贸易成本(包括冰川融化成本与一次性的沉没成本)。其中前者意味着企业存在不同的生产率水平,因而生产差异化产品;后者意味着企业进入出口市场必须支付一个固定的贸易成本 c^{ei} (e 和 i 分别表示出口国和进口国)。所以,在固定贸易成本 c^{ei} 存在情况下,只有生产率最高的企业或产品才能进入出口市场;生产率水平较低的企业或产品只能在国内生产并销售;生产率最低的企业则直接被淘汰出局。一旦生产率水平或固定贸易成本发生变化,就会引发企业“规模效应”与“自选择效应”的产生,其中规模效应表示企业出口的产品量值发生变化;自选择效应表示优胜劣汰下企业或产品数量上的增减。从而引出出口增长的两条路径:集约边际的增长与扩展边际的增长。

事实上,Melitz(2003)的基准模型是以贸易稳定为基础的,即新增的企业或产品一旦进入出口市场往往能够长期持续下去,因为企业或产品的生产率水平具备相对的稳定性。但贸易现实中贸易关系的脆弱性却十分普遍^[9],对此,Segura-Cayuela 和 Vilarrubia^[15]在其扩展模型中引入了一个“每期固定成本 f^{ei} ”,即企业为掌握国际市场关于产品的完整信息而每次出口都要选择支付的一种固定成本。在充分信息的条件下,企业可以对 f^{ei} 形成与 c^{ei} 相一致的预期,因而能够准确地作出适当的市场决策(出口市场、国内市场、直接退出)。而在不充分信息的条件下,企业在进入市场前无法掌握对目标市场需求结构、产品需求特征等完整信息,从而使得试探性出口行为在企业决策中大量存在。这也导致现实贸易中存在大量的企业或产品进入、退出现象。

一般认为,扩展边际对一国的出口增长只有短期效应,长期出口增长依然依赖于集约边际的贡献^[16],但在贸易关系稳定的条件下,扩展边际对出口增长还存在另一个重要意义,即扩展边际扩大了集约增长的产品集合规模。这意味着即使两个国家的出口增长均来自于集约边际的贡献,但由于各自集约增长中的产品范围规模差异也可能带来不同的出口表现。相反,如果贸易关系并不稳定,那么一方面会抑制扩展边际的作用;另一方面会使得新增贸易关系无法推动出口的长期增长。从而导致一国即使在较大的产品范围内进行出口,但由于这些出口产品的贸易关系并不稳定,使得其出口增长依然依靠少数产品的长期出口拉动。这就意味着该国可能无法抵御来自国际上的经济危机、需求变动等外部冲击,从而引发出出口增长频繁的、剧烈的波动。因此,提高出口贸易关系的稳定性,对于一国出口增长的长期稳定增长具有十分重要的意义。

三、研究方法 & 数据说明

贸易持续时间对出口增长波动影响的内在逻辑在于出口关系的不稳定性,这意味着存在产品频繁进入与退出市场的现象,从而对出口增长的长期稳定产生扰动;另一方面,贸易持续时间对出口增长的影响基于二元边际的结构分解。因此,本文首先利用改造的 Feenstra 净种类变动指数考察新增与退出产品种类的综合作用情况,进而观察产品进入与退出的变动幅度与趋势;随后对出口增长进行结构分解,探讨是集约边际还是扩展边际主导出口增长,并对这种结构产生的原因作简要论述;最后通过贸易持续时间的分析,一方面对上述两步工作所得结论进行对比验证,更主要的是给出贸易持续时间中产品退出市场的风险率(h)与出口增长二元边际结构之间关系的公式,解释贸易持续时间的长短是如何最终影响出口增长持续波动的。

(一) 出口增长二元边际的特征事实

1. 扩展边际的考察——Feenstra 净种类变动指数

Feenstra 净种类变动指数因其开创性地将新产品纳入贸易价格衡量,进而反映种类变动在文献中被广泛使用,公式(1)中记 I 为当期 I_t 和前一期 I_{t-1} 都有出口的农产品种类集, $I \subseteq (I_t \cap I_{t-1})$, 并定义 Feenstra 净种类变动指数为 $t-1$ 期 I 中产品 i 的出口额与 $t-1$ 期 I_{t-1} 中产品 i 的出口额比值,占 t 期该比值的比例再减去 1,且令 V_{it} 为 t 期产品 i 的出口额 ($V_{it} = p_{it}q_{it}$)。

$$\text{Feenstra 净种类变动指数} = \frac{\sum_{i \in I} V_{it-1} / \sum_{i \in I_{t-1}} V_{it-1}}{\sum_{i \in I} V_{it} / \sum_{i \in I_t} V_{it}} - 1 \quad (1)$$

当产品种类相对于基期没有增长时,该指数为零;当产品种类相对于基期有增长时,该指数大于零。这一指数的一个良好性质是当 HS 贸易分类代码被拆分时,如果它们占总贸易额的份额不变,这一指标亦不会变化。然而,该指数一个重要的缺陷是考虑产品价格随时间变化时,以贸易额比重反映的贸易种类的变动将不再准确。因此,为保持该指数对产品种类变动情况的解释力,本文在保持指数基本结构不变的基础上,将出口额的变动比重替换成出口产品种类的数量变动比重。改造后的形式如下:

$$\text{Feenstra 净种类变动指数(新)} = \frac{\sum_{i \in I} c_{it-1} / \sum_{i \in I_{t-1}} c_{it-1}}{\sum_{i \in I} c_{it} / \sum_{i \in I_t} c_{it}} - 1 \quad (2)$$

其中, c 表示某一时期出口产品种类的数量,模型结构与结果解释均与原模型保持一致,改造后的指数剔除了价格随时间变化对种类变化造成的比重变动偏误,能够更好地契合原指数对结果的解释。

2. 集约边际的考察——生存分析方法

生存分析方法较早地被广泛应用于生物学与医学等领域,用以分析由于疾病、暴力、环境以及其他因素的影响,导致机体的生命持续时间、遗传性状、生态性等发生改变时,改变的状态所维持的时间,以及这种状态在某一时刻结束的风险等问题;Besede(2006a)首次将其引入国际贸易领域,来探讨出口产品的贸易关系从发生到消亡所持续时间的问题。并说明了产品出口持续时间越长,在长期就会有越大的稳定性,从而为贸易的长期增长提供持久动力。本文将引入该方法,并采取国际上普遍运用的 K-M 非参数估计形式,从总体上考察中国对中亚五国农产品出口增长集约边际的出口稳定性情况。

3. K-M 非参数估计

Kaplan-Meier 非参数估计法对生存函数与风险函数采用乘积极限估计的方式计算。由此,假设存在 n 个独立观测值 (t_i, c_i) , $i = 1, 2, \dots, n$ 。其中 t_i 是生存时间, c_i 是观测值 i 的删失指示变量(如果目标事件失败,则 c_i 取 1,反之取 0),如果 $t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(m)}$ 表示排序后的失败时间,其中 $m < n$;此时,令 n_i 表示在 t 期存在失败风险但尚未失败的产品数量, d_i 表示在 t 期相对于 $t-1$ 期发生失败的产品数量,进而生存函数表示为:

$$\bar{S}(t) = \prod_{t_i \leq t} \frac{n_i - d_i}{n_i} \quad (3)$$

当 $t < t_{(1)}$ 时, $\bar{s}(t) = 1$ 对应的风险函数为失败的数量与处于风险中但尚未失败的数量之比:

$$\bar{h}(t) = \frac{d_i}{n_i} \quad (4)$$

(二) 考虑出口退出风险的出口增长结构分解

Feenstra 净种类变动指数一定程度上反映了扩展边际的变动情况,但这种变动并不能解释其对出口增长的作用,也无法解释出口增长非平稳波动的原因。因此,本文将出口增长分解为

三个维度:出口贸易关系的进入 (entry)、退出 (failure)、持续 (survival) 和深化 (deepening)。深入观察种类变动对出口增长产生的可能影响。首先本文将出口总额表示为:

$$V_t = n_t v_t \tag{5}$$

其中, V_t 表示一国在 t 期的农产品出口总额; n_t 表示 t 期出口贸易关系的数量; v_t 表示 t 期每一个出口贸易关系的平均出口价值。一国 t 期的出口贸易关系由两部分组成,一部分为由 $t-1$ 期持续到 t 期的出口关系数量,用 s_t 表示;另一部分为 t 期新增的出口关系数量,用 ε_t 表示;因而有 $n_t = s_t + \varepsilon_t$ 。由此,一国由 t 期到 $t+1$ 期的出口增长可以被表示为如下形式:

$$V_{t+1} - V_t = n_{t+1} V_{t+1} - n_t V_t = S_{t+1} [V_{t+1} - V_t] - d_t V_t + \varepsilon_{t+1} V_{t+1} \tag{6}$$

其中, S_{t+1} 表示从 t 期持续到 $t+1$ 期的出口关系数量; $[v_{t+1} - v_t]$ 表示每一持续出口的贸易关系的出口额变化,即出口深度; d_t 表示在 $t+1$ 期退出的出口关系数量,相应地 $d_t v_t$ 表示退出贸易关系的出口额; ε_{t+1} 表示 $t+1$ 期新增出口贸易关系的数量,而 $\varepsilon_{t+1} v_{t+1}$ 表示新增出口关系的出口额。因此,一国的出口增长率 $g_{t+1,t}$ 可表示为:

$$\begin{aligned} g_{t+1,t} &= \frac{V_{t+1} - V_t}{V_t} = \frac{S_{t+1} [v_{t+1} - v_t] - d_t v_t + \varepsilon_{t+1} v_{t+1}}{n_t v_t} \\ &= \underbrace{\frac{S_{t+1}}{n_t}}_{\text{出口持续}} \underbrace{\left(\frac{v_{t+1} - v_t}{v_t} \right)}_{\text{出口深化}} - \underbrace{\frac{d_t}{n_t}}_{\text{出口退出}} + \underbrace{\frac{\varepsilon_{t+1}}{n_t} \cdot \frac{v_{t+1}}{v_t}}_{\text{出口进入}} \end{aligned} \tag{7}$$

进一步地,我们定义一国 t 年出口的产品在 $t+1$ 年退出市场的概率 (风险率) 为 h_{t+1} ,相应地, $(1-h_{t+1})$ 表示出口产品从 t 年持续到 $t+1$ 年的概率 (生存率)。那么,

$$S_{t+1} = (1-h_{t+1}) n_t \tag{8}$$

$$d_t = h_{t+1} n_t \tag{9}$$

因此,公式 (10) 的出口增长分解模型可重写为:

$$V_{t+1} - V_t = (1-h_{t+1}) n_t [v_{t+1} - v_t] - h_t n_t v_t + \varepsilon_{t+1} v_{t+1} \tag{10}$$

相应的出口增长率 $g_{t+1,t}$ 为:

$$g_{t+1,t} = \frac{V_{t+1} - V_t}{V_t} = \underbrace{(1-h_{t+1})}_{\text{出口持续}} \underbrace{\left(\frac{v_{t+1} - v_t}{v_t} \right)}_{\text{出口深化}} - \underbrace{h_{t+1}}_{\text{出口退出}} + \underbrace{\frac{\varepsilon_{t+1}}{n_t} \cdot \frac{v_{t+1}}{v_t}}_{\text{出口进入}} \tag{11}$$

其中, $(1-h_{t+1})$ 表示从 t 期持续到 $t+1$ 期的出口贸易关系的变化率; $(v_{t+1} - v_t)/v_t$ 表示持续出口贸易关系平均出口额的变化率; h_{t+1} 表示 t 期出口贸易关系在 $t+1$ 期退出的风险率,但此时化简后也表示为退出出口贸易关系的出口额相对于 t 期的变化率,即退出产品对增长的影响; $\varepsilon_{t+1} v_{t+1}/n_t v_t$ 表示 $t+1$ 期新增出口贸易关系的出口额相对于 t 期出口总额的变化率,即新增产品出口对增长的影响。

不难发现,我们虽然将出口持续时间 (产品退出的风险率表示) 内生进入出口增长的分解模型中,但此时的出口退出风险率为出口产品在两年之内退出的概率,显然与基于总体样本考察的出口产品退出风险率并不完全适应。为此,我们将公式 (15) 等式右边的每一部分进一步分解为两个维度:产品由 t 期到 $t+1$ 期的生存率取决于该产品在 $t+1$ 期之前已经持续存活年数,即在两期持续出口的产品集中,有些产品可能是 t 期刚进入市场的新增产品,而有些产品可能在 t 期以前就已经持续出口若干年,但最大出口年数不超过 t 年,这样从 t 期存活到 $t+1$ 期的产品集就可分为由不同持续出口时间组成的子集。因此,我们进行如下定义:

$$\begin{aligned} s_t &= \{s_t^0, s_t^1, s_t^2, \dots, s_t^i, \dots, s_t^I\} \\ d_t &= \{d_t^0, d_t^1, d_t^2, \dots, d_t^i, \dots, d_t^I\} \\ v_t &= \{v_t^0, v_t^1, v_t^2, \dots, v_t^i, \dots, v_t^I\} \\ h_t &= \{h_t^0, h_t^1, h_t^2, \dots, h_t^i, \dots, h_t^I\} \end{aligned}$$

其中, i 表示出口贸易关系已建立的年数; I 表示可能的最大年数,若考察期为 10 年,那么最大可能年数则为 10 年; h_t 、 d_t 、 v_t 、 s_t 的定义与前文表述相同; s_t^i 表示在 t 期前已经建立 i 年(包括 t 期)的从 t 期持续到 $t-1$ 期的出口贸易关系数量,如 s_t^0 表示某一出口贸易关系是 t 期新建立的,因此 $s_t^0=1$ 。类似地, d_t^i 表示在 t 期退出,但在此之前已经建立 i 年的出口关系数量,且 $d_t^0=0$; h_t^i 表示从 $t-1$ 期持续到 t 期退出的,建立年数为 i 的出口关系的风险率,且 $h_t^0=0$ 。由此,可以得到基于不同建立年份出口贸易关系退出风险率的出口增长分解模型:

$$V_{t+1}-V_t=\sum_{i=1}^I\left[\underbrace{\left(1-h_{t+1}^i\right) n_t^i}_{\text {出口持续 }}\right]\left[\underbrace{v_{t+1}^i-v_t^i}_{\text {出口深化 }}\right]-\sum_{i=1}^I\left[\underbrace{\left(h_{t+1}^i n_t^i\right) v_t^i}_{\text {出口退出 }}\right]+\underbrace{\varepsilon_{t+1} v_{t+1}^0}_{\text {出口进入 }} \quad(12)$$

对应的出口增长率 $g_{t+1,t}$ 为:

$$g_{t+1,t}=\frac{V_{t+1}-V_t}{V_t}=\sum_{i=1}^I\left[\underbrace{\left(1-h_{t+1}^i\right)}_{\text {出口持续 }}\right]\left[\underbrace{\frac{v_{t+1}^i-v_t^i}{v_t^i}}_{\text {出口深化 }}\right]-\sum_{i=1}^I\left(\underbrace{h_{t+1}^i}_{\text {出口退出 }}\right)+\underbrace{\frac{\varepsilon_{t+1} v_{t+1}^0}{n_t^0 v_t^0}}_{\text {出口进入 }} \quad(13)$$

四、实证分析

(一) 出口增长的种类变动与边际影响

首先通过经改造的 Feenstra 净种类变动指数,考察新增与退出产品种类的综合变动情况。如表 1 所示:无论总体与分国别来看,所有指数值均在 0 值附近波动,说明对中亚五国出口农产品净种类增长幅度较小,始终未形成持续稳定的增长趋势;同时,大量存在的负值,一方面表明在对应年份出口产品种类退出数量大于新增数量,另一方面频繁且大量的产品种类退出削弱了新增产品种类对出口增长的种类贡献,对出口增长的稳定产生扰动。

表 1 Feenstra 净种类变动指数(新)

国家	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
五国总体	0.31	0.07	0.32	0.05	-0.04	-0.10	0.16	-0.02	-0.07	0.23
哈萨克斯坦	0.28	0.12	0.28	0.04	-0.05	-0.09	0.16	0.03	-0.11	0.30
吉尔吉斯斯坦	0.08	0.15	0.28	-0.02	0.21	-0.09	-0.09	-0.03	0.11	-0.06
塔吉克斯坦	0.08	0.14	0.44	0.39	-0.16	0.15	-0.13	0.00	0.30	-0.11
土库曼斯坦	0.17	0.00	1.14	0.00	0.60	-0.08	0.09	0.13	0.22	0.09
乌兹别克斯坦	0.45	0.16	0.38	-0.16	-0.02	0.21	-0.02	-0.16	-0.02	0.29

数据来源:根据 un comtrade 数据库数据计算。

按照新-新贸易理论的新近观点,新增产品种类越多,扩展边际对出口增长的贡献就越明显;而产品种类退出越频繁,集约边际对出口增长的贡献就会愈加的不稳定。若出口增长主要源自于集约边际,那么这种不稳定就会导致总体出口增长的剧烈波动。事实上,中国农产品出口增长依然依靠集约边际带动;且通过对比产品种类与价值在二元边际结构中的相对贡献发现,频繁且大量产品种类退出现象的存在,使得无论哪种边际其种类贡献水平都远低于价值贡献,如在集约边际部分,价值对出口贡献仅为种类的 1/3 左右。由上文出口增长的分解等式可知,当一种产品经过一段时间的持续出口,突然在 t 时刻退出出口市场(无论是长期的还是暂时退出),那么在此时间点该产品对出口的影响就会从集约边际部分转移,进入到退出产品对出口影响的部分,加之该产品 t 时刻的退出,就会同时对扩展边际与集约边际产生削弱,因此,新增产品在出口市场的不稳定性仍可能是导致上述结果的重要因素。

表 2 二元边际贡献的种类与价值分解(%)

国家	集约边际		扩展边际		新增产品	
	种类贡献	价值贡献	种类贡献	价值贡献	种类贡献	价值贡献
哈萨克斯坦	80.53	17.29	9.29	2.18	28.76	4.26
吉尔吉斯斯坦	78.71	28.03	7.35	4.06	28.32	6.54
塔吉克斯坦	73.47	20.59	13.92	0.15	40.45	13.46
土库曼斯坦	78.01	26.13	23.23	3.67	45.22	7.86
乌兹别克斯坦	69.49	16.75	15.31	4.67	45.82	8.79

数据来源:根据 un comtrade 数据计算。

注:扩展边际包括新增产品贡献和退出产品贡献两部分。

然而即便如此,出口产品频繁退出市场具体如何影响贸易增长的稳定性?二者之间的内在作用机制如何?以往文献对于此类问题并未作出深入解答;本文将从贸易持续时间的角度回答如上问题。一般而言,出口产品频繁退出市场意味着相关产品出口持续时间较短,并伴随较低的生存率(s)或较高的退出风险率(h),影响出口增长的长期稳定。

(二) 出口增长的产品持续性特征

相比于传统理论对比较优势的强调,由新-新贸易理论形成的二元边际分析方法,强调出口产品种类的多样化对出口增长的重要作用,且后来学者进一步指出,产品在出口市场的生存率存在显著负的时间依存性,即如果多元化的贸易产品不具有稳定性,存在大量的同一产品的重复出口,那么更多的贸易产品种类对于长期的出口增长反而会产生抑制,造成二元边际增长的不波动。因此,我们更关心的是新增出口产品能否在提供最初的增长贡献后能够在之后的几年内稳定下来,进而在长期形成对集约边际的贡献部分,而不是同一产品的反复出口对扩展边际产生的混淆影响。

本部分采用“产品—国家”对的年度数据建立贸易时间段,来表明贸易关系的持续时间。其中,贸易关系表示某产品从进入特定贸易市场到退出该市场过程所维持的状态,鉴于研究目的,不再过多赘述贸易关系相关技术细节,而集中于考察中国对中亚五国农产品出口持续性的两个方面:出口贸易关系的生存率和风险率。

表 3 中国对中亚五国农产品出口贸易关系的统计描述

国家	贸易关系数	贸易持续 时间段数	退出风险率(%)					持续时间	
			1 年	4 年	7 年	12 年	均值	中位数	
五国总体	275	405	30.86	56.65	65.95	70.79	5.49	3	
哈萨克斯坦	219	325	31.38	56.81	66.79	75.42	5.42	3	
吉尔吉斯斯坦	130	184	35.33	60.57	69.74	75.93	4.94	2	
塔吉克斯坦	68	99	38.38	67.37	74.62	86.29	4.43	2	
土库曼斯坦	52	75	29.33	54.64	65.52	65.52	5.71	4	
乌兹别克斯坦	110	183	43.17	74.4	78.85	81.2	4.05	2	

数据来源:根据 un comtrade 数据计算。

表 3 结果表明:①中国对中亚五国出口农产品存在明显的频繁进入与退出现象,平均每个贸易关系就有 1.49 个持续时间段;②无论在总体层面还是分国别层面,都可观察到超过 50% 的出口贸易关系在 4 年内退出五国市场(图 1);③长期来看,对五国出口贸易关系的退出风险率上升速度在减弱,但首年仍有超过 30% 的出口退出风险率,这意味大多出口贸易关系可能都无法形成对出口增长的长期推动力(表 3、图 1);④总体与分国别出口贸易关系持续情况表现出显著一致性,国家间生存率与风险率动态趋势并不存在明显差异。

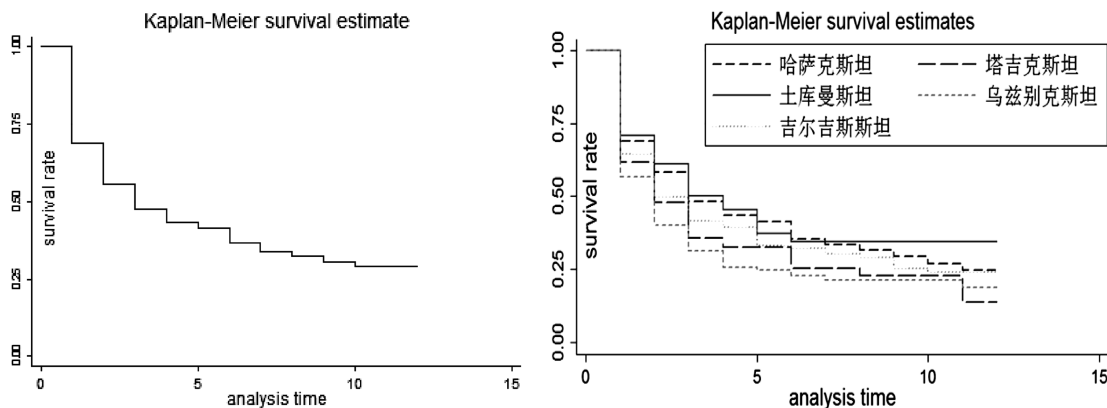


图 1 中国对中亚五国总体与分国别生存率

数据来源:根据 un comtrade 数据计算。

(三) 产品退出风险对出口增长波动的影响

基于上述描述性分析,我们愈加明确出口贸易关系的脆弱性对出口增长稳定的扰动。本部分的主要目的是将出口贸易关系的退出风险率内生进入出口增长的结构分解模型中,从而系统探讨前文观察到的大量产品进入、退出动态变化是如何导致出口增长波动的。

本文利用公式(15)测算了出口增长中“出口持续”“出口深度”“出口退出”“出口进入”4个维度的贡献均值。结果显示:①平均意义上,扩展边际在出口增长中的作用提升了,甚至发生了二元边际结构逆转现象。例如对五国总体出口增长中,集约边际的贡献仅为 42.86%,扩展边际成为平均出口增长的主要来源。分国别方面,中国对塔吉克斯坦、土库曼斯坦、乌兹别克斯坦三国农产品出口增长也表现出类似的逆转情况;而哈萨克斯坦与吉尔吉斯斯坦两国即使二元边际结构没有发生根本性改变,但集约边际也受到不同程度的削弱(表 1、表 4)。这一结果表明在出口增长二元边际结构的长期趋势中,大量产品频繁进入、退出可能造成了某一年份的极端性结构逆转现象。

为了更深入理解这一变动,我们以中国对中亚五国总体农产品出口情况为例,首先假定两种极端现象:情况一,假设出口退出的风险率 $h_{t+1} = 1$;由公式(15)可知,此时集约边际的贡献为 0,出口增长完全来自于扩展边际推动,由此带来的扩展边际贡献值以及总体出口增长率变为 -0.69 。情况二,假设出口退出的风险率 $h_{t+1} = 0$;此时扩展边际的贡献全部来自新增产品的作用,带来 0.32 的边际贡献;集约边际得到了最大化的贡献度,且完全来自于每一贸易关系平均出口额的增长率,获得 0.12 的边际贡献值;进而相应的总体出口增长率变为 0.44。进一步地,就可以得到出口产品存在退出风险的情况下出口增长率的变动区间 $[-0.69, 0.44]$ 。因此,出口产品退出风险率的变化直接影响出口增长率的变化程度与变化方向,且一旦退出风险率存在不稳定剧烈变动,即存在频繁产品进入、退出,就会引发出出口增长的波动(见表 4)。

事实上,出口产品两期内平均退出风险率(h_{t+1})已经处于较低水平(表 4),结合总体出口产品持续时间情况不难发现,若考虑每一出口产品 t 期之前的持续状态,那么就可能观察到多数从 t 期持续到 $t+1$ 期的产品在 t 期之前的持续时间均较短,相应具有更高的退出风险率(h_{t+1}^i),这与总体出口产品退出趋势就表现为内在的一致性。因此,我们依然以中国对中亚五国总体农产品出口情况为例,利用公式(17)进一步考察出口退出风险率的延长对出口增长波动的影响。为此,我们首先令 $h_{t+1}^i = h^i$,即将 t 期之前已经持续 i 年的出口产品在 $t+1$ 期退出的风险率(h_{t+1}^i)近似于总体样本持续时间为 i 年的产品退出风险率(h_t^i),并将整体出口产品不同持续时间 h_t^i 都提高一倍,这样我们可以得到一条估计的降低出口退出风险率的出口增长率长期趋势线(survival);其次,为了观察到降低出口产品退出风险率对出口增长波动的影响,我们将出口深化部

分每年的平均出口价值变动率也提高一倍,从而得到估计的提高出口深化率 $(v_{t+1}-v_t)/v_t$ 的出口增长率长期趋势曲线(deepening),具体如图 2 所示。

表 4 中国对中亚五国农产品出口增长的二元边际深度分解

国家	出口增长率 $g_{t+1,t}$	出口持续 $1-h_{t+1}$	出口深化 $(v_{t+1}-v_t)/v_t$	集约边际	出口退出 $-h_{t+1}$	出口进入 $\varepsilon_{t+1} v_{t+1}/n_t v_t$	扩展边际
五国总体	0.21	0.80	0.12	0.09	-0.20	0.32	0.12
哈萨克斯坦	0.10	0.81	0.10	0.08	-0.19	0.21	0.02
吉尔吉斯斯坦	0.06	0.79	0.33	0.25	-0.21	0.02	-0.19
塔吉克斯坦	0.28	0.73	0.11	0.08	-0.27	0.46	0.19
土库曼斯坦	0.27	0.78	0.09	0.06	-0.22	0.43	0.21
乌兹别克斯坦	0.19	0.69	0.09	0.05	-0.31	0.44	0.14

数据来源:根据 un comtrade 数据库数据整理计算。

不难发现,提高出口持续时间或降低产品退出风险率不仅提高了出口增长的整体水平,同时平滑了出口波动,使得出口倾向于获得更加平稳的长期出口增长。同时,若在保持出口退出风险率不变的情况下,单纯改变出口深度,即每期平均出口价值的变动率,虽然同样能够提高出口增长层次,却会带来更加剧烈的出口增长波动。

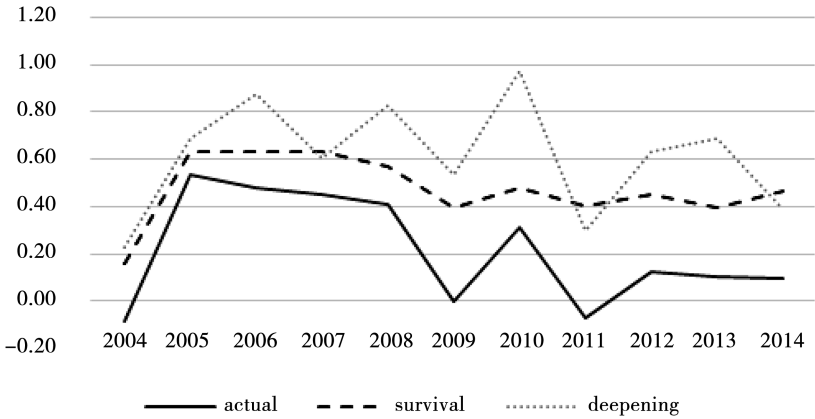


图 2 出口退出风险率变动对增长波动的影响

五、结论与政策启示

本文采用 un comtrade 数据库 2003—2014 年 HS6 位目的中国对中亚五国农产品出口数据,通过将出口产品退出风险率内生引入出口增长的结构分解模型,深入分析了中国对中亚五国农产品出口贸易的增长波动问题。研究发现,中国对中亚五国出口农产品存在大量且频繁的进入、退出现象,同时对出口增长二元边际产生了影响。在扩展边际方面,受退出产品的影响,新增产品种类未能形成有效的出口增长价值贡献,使得扩展边际对出口增长的作用十分有限;在集约边际方面,虽然集约边际依然主导出口增长,但由于普遍存在的大量产品种类退出现象,使得新增产品始终无法为集约边际提供新生动力,集约边际仅在较少产品范围上推动出口增长,导致出口增长率呈长期下降趋势。

同时,出口增长两种边际部分种类贡献与价值贡献之间存在的巨大差距意味着大量产品的退出对出口增长的影响可能是巨大的。通过对出口增长进一步分解后发现,在完全不存在产品退出风险 $(h_{t+1}=0)$ 与存在完全的产品退出风险 $(h_{t+1}=1)$ 两种极端情况下,中国对中亚五国农产品平均出口增长率的差异是巨大的,出口增长率的变动区间在 $[-0.69,0.44]$ 之间。

为了观察到这种变动对出口增长长期波动趋势的影响,本文再次对出口增长进行深层分

解,进而将总体出口持续时间或总体出口产品退出风险率嵌入出口增长结构分解模型中,结果表明,若保持其它条件不变,将出口产品的退出风险率降低一倍(或任意其它倍数),那么不仅会提高出口增长的整体层次,而且还会使得出口增长率的长期趋势变得相对平滑。而若在同样其它条件不变情况下,仅将出口产品每期平均出口额的变动率($(v_{t+1}-v_t)/v_t$)提高一倍(或任意其它倍数),那么就只带来出口整体层次的提高,却引发了更剧烈的出口波动,这一结论是符合以往研究预期的,即既定产品的长期持续出口会引发贸易条件的恶化,进而容易受到外部冲击的影响而导致剧烈波动。

综上所述,中国对中亚五国农产品出口增长推动政策的制定,不应一味强调新增贸易关系的开发和传统出口产品数量的提升,更应注重对总体出口贸易持续时间培育,使出口增长的二元边际更好地发挥联动作用,共同促进中国对中亚五国农产品出口在更广泛的产品范围内获得持续稳定的长期增长动力。

参考文献:

- [1] Amurgo-Pacheco, Md-Pierola. *Patterns of Export Diversification in Developing Countries: Intensive and Extensive Margins*[R/OL]. World Bank Policy Research Working Paper, 2008.
- [2] Kang K. *The Path of the Extensive Margin (Export Variety): Theory and Evidence*[R]. University of California, Davis Working Paper, 2004.
- [3] Eaton J, Eslava M, Kugler M, et al. The Margins of Entry into Export Markets: Evidence from Colombia[J]. *Military Medicine*, 2008; 231-272.
- [4] Elhanan H, Marc M, Yona R. Estimating Trade Flows: Trading Partners and Trading Volumes[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (2).
- [5] Martina L. *Deconstructing Gravity: Trade Costs and Extensive and Intensive Margins* [R]. MPRA Paper, 2008; 10230.
- [6] 钱学锋, 熊平. 中国出口增长的二元边际及其因素决定: 经验研究[J]. *经济研究*, 2010(1): 65-79.
- [7] Hummels D, Klenow P. The Variety and Quality of a Nation's Exports[J]. *American Economic Review*, 2005, 95 (3): 704-23.
- [8] Besedeš T, Prusa T J. Ins, Outs, and the Duration of Trade[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2006, 39(1): 266-295.
- [9] Besedeš T, Prusa T J. Product Differentiation and Duration of US Import Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2006, 70(2): 339-358.
- [10] Brenton P, Saborowski C, Von Uexkull E. What Explains the Low Survival Rate of Developing Country Export Flows? [R]. World Bank Policy Research Working Paper Series, 2009.
- [11] 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.
- [12] 郭慧慧, 何树全. 中国农业贸易关系生存分析[J]. *世界经济研究*, 2012(2): 51-56.
- [13] 陈勇兵, 蒋灵多, 曹亮. 中国农产品出口持续时间及其影响因素分析[J]. *农业经济问题*, 2012(11): 7-15.
- [14] Melitz M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6): 1695-725.
- [15] Segura-Cayuela R, Vilarrubia J M. *Uncertainty and entry into export markets*[R]. Bank of Spain working Paper, 2008; 811.
- [16] Besedeš T, Prusa T J. The Role of Extensive and Intensive Margins and Export Growth[J]. *Journal of Development Economics*, 2011, 96(2): 371-379.

(责任编辑: 宋雪飞)