

欧盟反倾销调查与中国对欧出口贸易间关系研究：基于 ARDL-ECM 模型的分析

代松^{1,2} 陈相森³

(1. 中国华融资产管理股份有限公司博士后科研工作站, 北京 100033; 2. 中国人民大学财政金融学院博士后流动站, 北京 100872; 3. 山东财经大学国际经贸学院, 山东 济南 250014)

摘要: 欧盟对华反倾销问题是当前中欧经贸关系进程中的重大问题, 本文采用ARDL模型和边界检验技术, 实证分析欧盟对华反倾销与中国对欧出口之间的长、短期关系。结果显示, 我国对欧出口与欧盟GDP、出口商品价格、反倾销之间存在协整关系。根据协整分析, 长期内欧盟对华反倾销并未抑制我国对欧出口贸易, 相反, 反倾销在一定程度上推动了对欧出口规模; 欧盟成员国收入水平对出口贸易有较大的促进作用; 出口价格变动对出口抑制效应不明显。

关键词: 反倾销调查; ARDL模型; 界限检验

中图分类号: F742

文献标识码: A

文章编号: 1006-1894 (2014) 02-0005-11

21世纪以来, 中欧双边贸易呈现高速发展趋势。2004年欧盟取代日本成为我国最大贸易伙伴, 当年双边贸易额达1,772.8亿美元, 2008年中欧双边贸易达到4,255.8亿美元, 比2004年翻了一番还多, 期间年均增长达19.1%。2009年受国际金融危机影响, 中欧双边贸易出现下滑, 但贸易总额仍达到3,640.8亿美元。当前, 欧盟已是中国最大的贸易伙伴国, 中国也成为欧盟第二大贸易国和最大进口来源国。然而, 随着中欧双边贸易规模扩大, 特别是欧盟对华贸易失衡加剧, 中欧双方之间的贸易争端逐渐增多, 欧盟开始频繁对我国出口商品使用反倾销、反补贴、保障措施等贸易救济手段。^①据WTO官方统计, 1995~2009年欧盟共发起针对中国的反倾销调查达91起, 占同期欧盟对外反倾销调查总量的22.4%。2008年金融危机爆发, 欧洲经济衰退, 贸易保护主义抬头, 欧盟进一步加强了对华反倾销调查力度。^②仅2009年, 欧盟就针对中国发起反倾销调查8起, 反倾销初裁、终裁各6起, 反倾销日落复审终裁3起。中国出口商品在欧盟遭遇反倾销调查次数较多, 中国是欧盟对外反倾销调查的主要目标国之一。因此, 研究欧盟反倾销调查对中国出口贸易的影响, 不仅有利于我们加深对欧盟反倾销问题的认识, 而且有利于我们寻找有效措施化解中欧双方间

收稿日期: 2013-03-08。

作者简介: 代松, 男, 经济学博士, 中国人民大学财政金融学院博士后流动站暨中国华融资产管理股份有限公司博士后科研工作站博士后, 研究方向: 比较金融制度、国际金融与公司融资; 陈相森, 男, 经济学博士, 山东财经大学国际经贸学院副教授, 研究方向: 跨国经营与国际直接投资。

① 根据WTO网站提供的数据并经作者计算得出。

② 华雨婷. 欧美对华反倾销岁末盘点与反思. <http://www.legaldaily.com.cn>.

的贸易摩擦,推动中欧贸易乃至中国对外贸易的可持续发展。

一、相关文献评述

反倾销是WTO组织允许的成员国为维护公平贸易而采取的保障措施之一,也是国际贸易领域一项重要研究课题。自20世纪90年代起,国外涌现出一系列关于反倾销调查对当事双方贸易影响的研究文献。Staiger和Wolak (1994)^[1]使用标准的产业分类数据估计1980~1985年美国对外反倾销调查的效应,发现反倾销调查导致明显的贸易限制效应,调查期内被调查国的出口有较大幅度下降。Krupp和Pollard (1996)^[2]分析美国化学工业对多种进口化学产品的调查,发现反倾销调查减少了多数化工产品的进口量。Brenton (2001)^[3]研究1989~1994年间欧盟发起的98起反倾销调查案例,发现反倾销税减少了被调查国的出口,同时反倾销带来的贸易转移效应显著。Durling和Prusa(2006)^[4]运用面板固定效应模型和GMM模型,定量分析1996~2001年热轧钢行业的反倾销调查的影响,发现反倾销调查具有明显的贸易破坏效应(trade destruction),但没有发现贸易转移效应的存在(trade diversion)。Shi和Song (2004)^[5]分析了对外反倾销的经济效应,将反倾销的调查效应分为初次和二次调查效应,结果表明反倾销的调查效应在不同的产业间存在差异,而被调查和未被调查产品的差异引起了贸易转移效应。Khatibi(2009)^[6]利用1997~2002年欧盟反倾销调查的时间序列数据分析,表明欧盟反倾销调查具有显著的贸易转移效应,而且当欧盟成员国表现出比较劣势时,针对被诉国的反倾销调查愈加严厉。

随着欧盟加大对华反倾销调查的力度,中欧双边贸易摩擦成为国内外学术界关注的热点。Wang(1999)^[7]分析了欧盟反倾销政策对中国出口贸易的影响,认为非市场经济地位是欧洲法院裁定对华反倾销的主因。作者进一步分析指出,欧盟对华反倾销政策并未充分考虑中国朝向市场经济所作出的努力,因而在政策应用方面存在法律缺陷。Liu和Vandenbussche (2002)^[8]分析了1979~2000年欧盟对华反倾销的主要特征及发展趋势,认为国有企业性质、激烈市场竞争、产业集中度、非市场经济地位构成欧盟对华反倾销的主因。Xu和Tang (2009)^[9]利用1998~2006年欧盟对华反倾销调查数据,通过二元probit模型实证分析了影响欧盟对华反倾销的主要因素,这些因素包括进口竞争、宏观经济冲击、先前反倾销记录、产业特征及WTO成员国地位等。国内研究方面,范丽娜和姬明发(2003)^[10]探讨了欧盟反倾销法关于倾销、损害、因果关系认定的规定,并指出了欧盟反倾销法在实践中对中国替代国选取等方面的不公平做法。戴芷华(2005)^[11]就欧盟反倾销条例和歧视性的“非市场经济”规定,探讨欧盟反倾销诉讼对国内相关产业发展的不利影响,并提出我国出口企业应采取的因应策略。张保生(2007)^[12]从WTO反歧视改革模式角度探讨欧盟对华贸易政策中的隐形贸易保护主义,认为欧盟对华政策歧视性突出表现在两个方面:一是不公平地使用替代国制度,二是不公平地对中国出口产品征收幅度统一的反倾销税。

尽管国际上针对反倾销问题的研究文献成果丰富，但是针对中国遭遇国外反倾销问题的研究较少，而且众多的文献研究主要集中于美国对华反倾销调查上，即使有文献关注欧盟对华反倾销调查，研究重点往往集中于反倾销的动因及影响因素分析上，对于反倾销给我国出口带来的长期影响鲜有文献涉及。鉴于中欧贸易在中国对外贸易中的重要地位，加强对欧盟反倾销调查问题研究，对维护中国出口贸易的良好秩序具有积极影响。因此，本文在现有学者研究的基础上，克服目前研究文献的不足，利用1995~2009年中国对欧出口贸易的季度时序数据，运用有界协整检验技术和自回归分布滞后模型（auto regressive distributed lag, ARDL），实证考察欧盟对华反倾销调查与我国对欧盟出口间的关系。本文与其他研究的不同之处体现在：一是研究方法不同。不同于以往文献研究以定性分析为主，本文采用Pesaran(2001)^[13]发展的有界协整检验技术和ARDL模型，以反倾销的季度时序数据，定量分析欧盟反倾销调查对中国输欧贸易的影响；二是研究对象不同。与以往文献集中关注美国对华反倾销问题不同，本文重点考察欧盟对华反倾销给对我国出口贸易带来的长、短期影响。另外，本文在研究时间跨度、数据频数等方面与以往研究也不尽相同。

二、模型设定、计量方法与数据说明

（一）模型设定

根据需求函数原理，国际市场上对一国出口商品的需求主要取决于出口商品价格、进口国国内收入和汇率等相关因素。虽然，中国对欧盟出口贸易也会受到我国国内经济政策、国际能源价格波动、劳动力价格变动等一系列因素的影响，但这些影响因素都能最终体现在进口国经济实力和出口国出口商品价格两个方面，且考虑到数据的可得性及可靠性，本文并没有将其他因素囊括到模型中。由于本文的目的主要是考察反倾销对我国出口贸易的影响，因此在出口商品需求函数中增加反倾销数据。另外，为简单起见，本文参照邵军和徐康宁(2006)^[14]的做法舍弃了汇率变量，原因有二：一是我国长期实行有管理的浮动汇率，汇率变化的幅度本身不大；二是汇率变动最终还是可以通过相对价格的变动来加以反映的，为了避免计量分析中出现共线性的问题，故予以舍弃。

本文构造加入反倾销数据的出口需求函数形式如下：

$$\ln EXPT_t = \beta_0 + \beta_1 \ln GDP_t + \beta_2 \ln PPI_t + \beta_3 AD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， $EXPT_t$ 表示t时期我国对欧盟(地区)的出口额，单位亿欧元，该变量取对数； GDP_t 表示t时期欧盟(地区)国民收入水平。一般认为进口国国民收入越高，对国外产品的需求就越大，我们用t时期欧盟国内生产总值衡量国民收入水平，该变量取对数反映收入弹性； PPI_t 代表t期我国对欧出口商品价格，出口商品价格越高，欧盟进口需求可能越少，因此预期其对出口影响为负。^①由于无法获得对欧出口商品价格，本文以1995~2009年工业品出厂价格指数近似衡量对欧出口商品价格，该变量取

对数反映价格变动的弹性; AD_t 表示 t 时期欧盟对华反倾销调查数据,以欧盟对华发起的反倾销调查案件数量来衡量,该变量为计数变量。

由于时间变量一般具有非平稳性,若直接对方程(1)中的时间变量进行OLS回归,很可能遭遇“伪回归”问题。为此,本文在做OLS回归前首先对变量进行协整检验,以确定变量间是否存在长期稳定关系。之后,采用由Pesaran提出的有界协整检验方法和ARDL模型进行检验(Pesaran, et al, 2001^[13]; Pesaran, 1997^[15]),在协整分析的基础上进行变量间长期关系和短期动态的研究。

需要补充说明的是,本文研究中将中国对欧盟出口作为一个整体来考量,并不涉及遭到反倾销的具体产品,这主要是基于以下两个原因:第一,本文研究重点是欧盟对华反倾销调查与中国对欧盟出口整体情况间的关系,反倾销调查与对欧出口具体产品间的关系并非本文的研究对象;第二,将我国对欧盟出口作为一个整体来考虑,即使部分产品因遭到反倾销调查而出口受阻,新产品也会“替代”旧产品的位置,这种“新”、“旧”整体的具体内容不会影响本文的结论。

(二) 计量检验方法: 边界协整检验

Johansen法和E-G方法是在对时间序列变量进行协整关系检验时最常用的协整检验方法。然而,采用上述两种方法研究中国经济现象时普遍存在着样本数据时间跨度较短问题(邵军等, 2006)。^[14]特别是在样本量较小的情况下, Johansen法和E-G法的检验值往往会出现偏误,导致协整关系并不可靠,分析结果缺乏稳健性。针对这些问题,本文采用由Pesaran^{[13][15]}提出的一种新方法,即用边界检验技术和ARDL协整方法检验变量间的长期和短期关系,该方法能够确保小样本情况下协整检验的稳健性,比较适合对中国经济数据的分析处理。此外,有界检验方法的另一个特性就在于不管回归变量是纯粹的0阶单整或一阶单整或是0阶单整和一阶单整的混合,都可以使用这一方法,而且当解释变量为内生变量时,ARDL模型的估计也不会受到影响,估计结果更加稳健。正是因为这些优点,近年来ARDL方法在文献中获得极为广泛的应用。

运用边界检验方法和ARDL模型对经济时间序列模型进行分析包括两个阶段。第一阶段,通过计算构成ARDL模型的基础误差,纠正表达式中滞后水平变量显著性检验的F统计量,以检验被研究的变量间是否存在长期协整关系。第二阶段,运用ARDL模型,估计变量之间长期关系的系数。

方程(1)的ARDL模型设定如下:

$$\ln EXPT_t = c + \sum_{i=1}^{p_0} \beta_i \ln EXPT_{t-i} + \sum_{j=0}^p \Phi'_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中, $X_t = (\ln GDP_t, \ln PPI_t, AD_t)'$, $p = (p_1, p_2, p_3)$, 分别代表相应变量的滞后阶

① 我国输欧商品90%以上属于制成品,仅机电产品、纺织品及原料和家具玩具就占输欧产品的70%左右,因此用工业品出厂价格指数可以近似衡量输欧贸易品价格。

数, c 为常数项 ε_t 为误差项。

(三) 数据说明

本文以1995~2009年中欧双边贸易的季度数据为样本, 采用自回归分布滞后的ARDL模型分析欧盟对华反倾销给我国出口贸易带来的影响。相应数据来源: 中国对欧出口贸易规模及欧盟国民收入季度数据来自欧盟统计局官方网站 (<http://epp.eurostat.ec.europa.eu/>), 考虑到数据季节性影响, 我们对所有季度变量进行X12的季节调整。我国工业品出厂价格指数PPI中, 1995~2008年数据来自北京大学CCER数据库, 2009年数据来自国家统计局网站, 经作者整理; 欧盟对华反倾销数据来自WTO统计数据库网站并经作者整理。为了使数据具有可比性, 用相应的消费者价格指数(1995年=100)对各个季度的出口贸易额、GDP数据进行平减, 并取自然对数。

三、模型检验与实证结果分析

(一) 单位根检验

在进行ARDL有界协整检验之前, 首先要对时间序列变量的平稳性进行检验, 并确定其单整的阶数。^①这是因为有界协整检验假设变量是 $I(0)$ 或 $I(1)$ 的, 如果变量是 $I(2)$ 或更高阶的差分平稳, 那么, 用于判断是否存在协整的F检验将失效。因此, 在进行界限检验之前要对各变量进行单位根检验。本文没有选择常用的ADF法进行单位根检验, 因为ADF法容易出现检验水平失真且具有很低的检验势。而Ng和Perron(2001)^[16]提出的修正的单位根检验(modified unit root test)比ADF法具有更小的检验水平失真和更好的检验势, 尤其是在小样本情况下, 该法更具有有效性。因此本文采用此检验方法, 遵循MAIC法来选择变量的滞后阶数, 各变量的单位根检验结果见表1。

表1 Perron 和Ng (2001) 单位根检验结果

水平变量单位根检验				
	MZA	MZT	MSB	MPT
lnEXPT	0.26559	0.19642	0.73954	35.6822
lnGDP	0.5652	0.52064	0.92117	55.0649
lnPPI	-10.9751**	-2.078**	0.18934**	3.2235***
AD	-29.2399*	-3.81474*	0.13046*	0.8658*
一阶差分变量单位根检验				
Δ lnEXPT	-15.1937*	-2.73478*	0.17999**	1.69425*
Δ lnGDP	-21.0044*	-3.23924*	0.15422*	1.17159*
Δ lnPPI	—	—	—	—
Δ AD	—	—	—	—

注: *, **, ***分别表示在1%、5%、10%显著水平下拒绝存在单位根原假设。

① 李占国, 江心英. 基于有界检验方法的外商投资与我国就业效应的实证分析[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2008, (5).

检验结果显示,在给定的显著性水平下,PPI指数和反倾销数据为平稳时间序列,其余变量为一阶单整序列。^①当变量同时包括I(0)和I(1)序列时,无法使用Grange-Engle因果检验和Johansen协整检验判断变量之间的长期关系,此时可引入Pesaran等(2001)^[13]提出的界限检验(bounds testing)法。

(二) 界限检验

界限检验法首先要估计无约束误差修正模型(UECM),式(2)的ARDL-ECM模型如下:

$$\Delta \ln EXPT_t = c + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta \ln EXPT_{t-i} + \sum_{j=0}^{p-1} \Phi_j' \Delta X_{t-j} + \gamma_0 \ln EXPT_{t-1} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 Δ 表示各变量的一阶差分, ε_t 为具有白噪声过程的随机项,且服从正态分布, $X_t = (\ln GDP_t, \ln PPI_t, AD_t)'$, $\gamma = (\gamma_{GDP}, \gamma_{PPI}, \gamma_{AD})$ 。对UECM模型滞后变量的系数进行F检验以确定其显著性,从而判断变量间是否存在长期关系。方程(3)原假设: $H_0: \gamma_0 = \gamma_{GDP} = \gamma_{PPI} = \gamma_{AD}$;备择假设 $H_1: \gamma_0 \neq 0, \gamma_{GDP} \neq 0, \gamma_{PPI} \neq 0, \gamma_{AD} \neq 0$ 。

如果原假设成立,表明变量间不存在协整关系,否则,备择假设成立,变量之间存在协整关系,并可进一步利用误差修正模型建立短期影响关系。^②需要说明的是,用于上述假设检验的统计值并非标准的F统计量,而是Pesaran提供的基于I(0)与I(1)变量的两套临界值。如果计算的F统计量比Pesaran给出的下限临界值低,则表明模型中的变量间不存在长期协整关系,反之,则表明变量之间存在长期协整关系。如果F统计值在临界值之间,则无法给出确定性结论。一旦确定变量间存在协整关系,可以采用ARDL模型进行变量间的长期关系和短期动态分析。以下过程采用microfit4.1软件完成。

首先对(3)式各差分变量进行充分滞后,^③并依据AIC和SBC准则以及序列相关LM统计量选择潜在的滞后期P。考虑到本文选用的是季度数据,因此选取的最大滞后阶数为8阶。根据一阶差分变量的各滞后阶数得到相应AIC值、SBC值、1阶和4阶序列相关的LM检验统计量,具体结果见表2。

表2 ARDL-ECM模型不同滞后阶数的AIC、SBC值及序列相关LM统计量

p	1	2	3	4	5	6	7	8	
AIC	88.59	102.16	95.78	98.32	94.46	89.53	95.64	102.53	
SBC		82.79	90.9	79.57	77.23	68.6	58.99	60.62	62.93
$\chi(1)$		0.0088 (0.925)	0.837 (0.36)	0.018 (0.893)	0.0799 (0.777)	1.7969 (0.18)	8.21 (0.004)	3.47 (0.062)	5.23 (0.022)
$\chi(4)$		1.153 (0.886)	3.16 (0.531)	6.314 (0.177)	11.02 (0.026)	19.01 (0.001)	17.48 (0.002)	14.49 (0.001)	24.04 (0.000)

注: $\chi(1)$ 、 $\chi(4)$ 分别表示滞后1阶和4阶的序列相关检验;圆括号内数字表示检验的p概率值。

① 王宇雯.人民币实际有效汇率及其波动对我国出口结构的影响:基于ARDL-ECM模型的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009,(6).

② 对于自变量不同的显著性水平,Pesaran等的渐近分布临界值均包括两组:一组值假设所有变量是I(1),即上临界值;另一组值假设所有变量是I(0)的,即下临界值。

③ 王宇雯.人民币实际有效汇率及其波动对我国出口结构的影响:基于ARDL-ECM模型的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2009,(6).

根据表2的估计结果，按照AIC标准选择的最优滞后阶数为滞后8期，按照SBC的标准最优滞后期是2期。当两个结果不一致时，进一步作序列相关检验，观察滞后1期和4期的序列相关LM统计量。通过检验，在滞后2期情况下变量间无明显的序列相关问题，因此最佳滞后阶数 $P=2$ 。对于模型（3），利用Pesaran边界检验法对其水平滞后1期的变量间协整关系进行检验。检验结果如下。

表3 有界协整检验结果

原假设	$r_0 = r_{GDP} = r_{PPI} = r_{AD} = 0$	
F 检验	5.104**	
临界值	5%	10%
	3.47; 4.61	2.85; 3.93

注：**表示在5%水平上显著。

从表3可知，通过UECM回归方程得到F检验值为5.104，大于Pesaran给出的5%水平临界区间的上限4.61，即在5%的显著水平上，出口需求与商品价格、欧盟国民收入水平、反倾销之间存在长期的均衡关系。

（三）协整系数的估计与结果分析

在确定滞后期后，根据AIC和SBC标准选择最终模型为ARDL（1,0,0,0）。采用ARDL（1,0,0,0）形式对方程(2)进行长期系数和短期动态估计，估计的结果分别见表4和表5。

表4 ARDL长期关系估计结果（因变量lnEXPT）

回归元	回归系数	标准差	T 比率 [Prob]
lnGDP	4.2401	0.36434	11.6377 [0.000]
lnPPI	-0.01929	0.02135	-0.90361[0.370]
AD	0.0332	0.01602	2.0742 [0.043]
CON	-27.4083	2.6233	-10.4481[0.000]

表4的估计结果显示，从长期看，欧盟对华反倾销调查并未构成我国对欧出口贸易壁垒，相反，反倾销变量与对欧出口贸易呈显著的正向相关关系，即欧盟对华反倾销反而推动了中国对欧出口贸易，估计系数为0.033，且通过5%的显著水平检验，表明欧盟每增加1起对华反倾销调查，长期内推动中国对欧出口上升约3.32%。为什么会出现这一结果呢？我们认为，随着欧盟加大对华反倾销调查力度，出口企业为适应外部环境变化，长期内必然不断调整出口商品质量和档次规避市场风险，也就是说，长期内欧盟反倾销调查间接推动出口产品质量和竞争优势的提升，加上中欧贸易较强的互补性，因而对欧出口贸易出现不降反升的现象。这一结论具有极强的政策含义，说明欧盟的反倾销措施并非是解决对华贸易失衡的根本手段，这也可以从我国对欧出口贸易变动趋势得到验证（见图1和图2）。从图1和图2的对比发现，2001年以来，虽然欧盟加大对华反倾销调查的力度，但我国对欧出口贸易依然保持

快速发展的趋势，出口年均增速达17%。

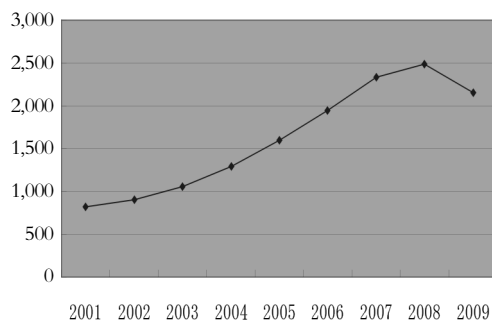
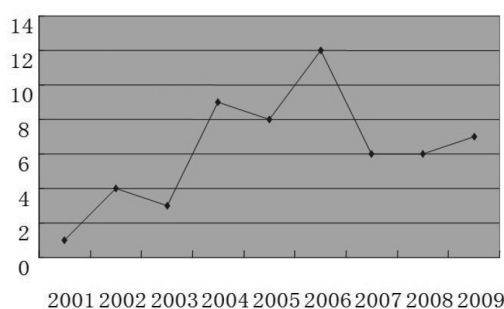


图1 欧盟对华反倾销调查变动趋势图 (2001~2009年) 图2 中国对欧盟出口变动趋势图 (2001~2009年)

国民收入对出口贸易的影响也是显著正相关的，即欧盟成员国国民收入增长带动中国对欧出口贸易。国民收入每增加1%，我国对欧出口增加4.24%。这一结果与一般理论分析是一致的，进一步验证进口国的收入水平是影响该国对外需求的重要因素。

价格水平的变动与出口贸易呈负相关关系，符合理论预期，但在统计上并未通过显著性水平检验，说明长期内出口商品价格水平变动并不是影响中国对欧出口贸易的主要因素，其主要原因可能是由中欧之间贸易商品结构决定的。我国对欧盟出口主要是一些化工、纺织、机械设备等劳动或资本密集型商品，这些商品尤其是劳动密集型产品在欧洲市场上有较强的竞争优势，且市场需求旺盛，价格弹性较低，从而使得出口商品价格变动并不会明显影响到对欧出口规模。郑静(2004)、^[17]王国安和范昌子(2006)^[18]等得出类似的结论。

表5 ARDL-ECM模型估计结果 (因变量 $\Delta \ln EXPT$)

回归元	回归系数	标准差	T 比率 [Prob]
$\Delta \ln GDP$	1.2422	0.28133	4.4155[0.000]
$\Delta \ln PPI$	-0.00565	0.00517	-1.0926[0.280]
ΔAD	-0.00973	0.00342	2.8418[0.006]
$ecm(-1)$	-0.29297	0.07995	-3.6640[0.001]

注： $ecm = \ln EXPT - 4.2401 * \ln GDP + 0.019295 * \ln PPI - 0.033229 * AD + 27.4083 * INPT$ 。

表5反映了与长期关系相联系的短期动态系数，除了 $\Delta \ln PPI$ 系数外，其他变量系数在统计上都是显著的，而且所有变量的符号与我们的预期相一致。尤其是误差修正项ECM的估计系数为-0.29297，在统计上高度显著，并且符号方向正确（负号），说明系统对长期趋势的偏离在下一个季度会有29%得到修正。

最后，为了检验模型最终设定的可靠性，利用估计方程递归残差累积和CUSUM与递归残差平方累积和CUSUMSQ对模型结构的稳定性进行检验（结果见图3和图

4)。①检验结果表明，残差和在5%的临界值水平上稳定，回归方程具有良好的统计特性，估计结果可靠。

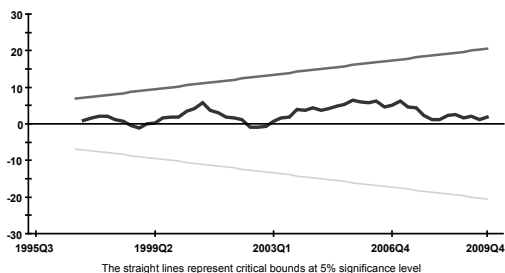


图3 递归残差累积和

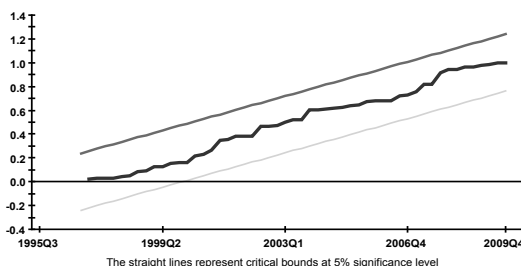


图4 递归残差平方累积和

四、结论与对策建议

本文利用边界协整检验方法和ARDL模型，就欧盟对华反倾销与我国对欧出口贸易间的长期和短期关系进行了分析，结果表明：第一，中国对欧出口贸易与出口商品价格(PPI)、欧盟国民收入(GDP)、对华反倾销调查间存在着长期稳定的协整关系。第二，从长期来看，欧盟国民收入增长对我国出口贸易具有明显的带动作用，是影响我国对欧出口的最主要因素。第三，反倾销调查对中国出口贸易并未产生抑制作用，相反，从长期来看，反倾销调查在一定程度上促进了我国对欧盟出口贸易的增长。本文认为，出现这种结果的主要原因是国内企业为应付欧盟反倾销调查对出口产品结构及产品质量进行升级，进而提升了出口产品的竞争优势，并最终导致我国对欧盟贸易稳定增长局面的出现。第四，出口商品价格提高对出口贸易扩大具有负面作用，但统计上并不显著，可以认为出口商品价格波动对出口贸易没有显著影响。

虽然协整检验表明，长期内欧盟对华反倾销调查并未抑制我国对欧出口贸易的发展，但不能因此忽视短期内反倾销调查的危害。在现实中，欧盟反倾销调查对我国出口贸易仍具有较强的抑制作用，尤其是对特定行业、特定企业的影响可能更为深远。特别是由于企业产品结构升级对企业而言不是短期内能够实现的，并且也不是所有企业都有能力针对反倾销调查主动调整产品结构。由于我国为数众多的中小企业普遍存在出口单一、技术含量低、抗风险能力较弱等问题，面对欧盟的反倾销调查可能无法在短时间内进行有效调整，因此本文研究结论对于政策选择仍具有极强的借鉴意义：第一，相关政府部门应主动加强与欧盟各成员国的沟通交流，向对方表明反倾销并非解决欧盟对华贸易失衡的根本手段，争取对方的理解，防止欧盟对我国滥用反倾销。第二，及早争取欧盟给予我国市场经济地位。大量研究表明非

① 图中直线代表在5%显著性水平上的临界值。原假设是误差纠正模型的所有估计系数都是稳定的，如果残差和在两条直线包围的区间内，无法拒绝原假设，模型具有稳定性。

市场经济地位是我国出口贸易遭遇国外反倾销调查的重要原因,因此争取欧盟对我国市场经济地位的认可,改变我国出口企业面临极不公平的国际贸易环境显得尤为迫切。第三,通过政策引导努力优化我国对欧出口产品结构,提高出口产品档次和质量,提高产品核心竞争优势,是我国应对贸易摩擦挑战的根本途径。第四,积极援引WTO争端解决机制解决反倾销问题。随着我国出口规模扩大,出口企业遭遇不公平贸易待遇的可能性增加,在遵循WTO游戏规则的同时,应充分行使WTO赋予每一成员方的合法权益,采取有效措施遏制国外对我国反倾销不断蔓延的趋势。第五,作为出口企业应加强自律,避免相互压价。协整检验表明,长期内价格调整对出口贸易的影响并不明显,盲目降低价格只能招致欧盟更严厉的反倾销调查,相反保持价格的稳定,甚至适当的抬价,可以降低遭遇反倾销调查的风险,减轻反倾销对出口的压力。

参考文献:

- [1] Staiger, R.W. and Wolak, F.A. Measuring Industry-specific Protection: Antidumping in the United States[R]. Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics, 1994.
- [2] Krupp, C. and Pollard, P. Market Responses to Antidumping Laws: Some Evidence from the U.S. Chemical Industry[J]. Canadian Journal of Economics, 1996, 29(1).
- [3] Brenton, P. Anti-Dumping Policies in the EU and Trade Diversion[J]. European Journal of Political Economy, 2001, 17(3).
- [4] Durling, J. and Prusa, T. The Trade Effects Associated with an Antidumping Epidemic: The Hot-Rolled Steel Market, 1996~2001[J]. European Journal of Political Economy, 2006, 22(3).
- [5] Shi, Y. and Song, H. On the Investigation Effects of the United States Antidumping Petitions[J]. Journal of World Trade, 2004, 138(3).
- [6] Khatibi, A. The Trade Effects of European Antidumping Policy[R]. ECIPE Working Paper, No. 07/2009.
- [7] Wang, J. A Critique of the Application to China of the Non-market Economy Rules of Antidumping Legislation and Practice of the European Union[D]. United Kingdom: University of Leicester, 1999.
- [8] Liu, X. and Vandenbussche, H. European Union Anti-dumping Cases Against China: An Overview and Future Prospects to China's World Trade Organization Membership[J]. Journal of World Trade, 2002, 36(6).
- [9] Xu, S. and Tang, Y. European Union Anti-Dumping Investigations against China[J]. The Chinese Economy, 2009, 42(6).
- [10] 范丽娜, 姬明发. 欧盟反倾销法对华的不公正表现及对策[J]. 经济论坛, 2003, (2).
- [11] 戴芷华. 中欧贸易与反倾销问题[J]. 国际商务研究, 2005, (2).
- [12] 张保生. WTO反歧视改革模式与欧盟对华贸易政策[J]. 国际贸易, 2007, (8).
- [13] Pesaran, et al. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships[J]. Journal of Applied Economics, 2001, 3(16).
- [14] 邵军, 徐康宁. 基于有界协整方法的中国进口需求弹性研究[J]. 财贸研究, 2006, (5).
- [15] Pesaran, M. The Role of Economic Theory in Modeling the Long Run[J]. The Economic Journal, 1997, 107(440).
- [16] Ng, S. and Perron, P. Lag Length Selection and the Construction of Unit Roots Tests With Good Size and Power[J]. Econometrical, 2001, 6(69).
- [17] 郑静. 中国对欧盟出口贸易的计量方法[J]. 世界经济研究, 2004, (12).
- [18] 王国安, 范昌子. 中欧贸易互补性研究——基于比较优势理论和产业内贸易理论的实证分析[J]. 国际贸易问题, 2006, (3).

(下转第32页)