

地缘政治事件、金融危机与全球原油价格体系

——基于内生结构性突变的实证分析

张 菡*

〔摘要〕本文通过在传统的时间序列模型中引入结构性突变,检测了结构性突变的存在性及其对全球原油价格及价格依存关系的影响。研究发现,地缘政治事件和金融危机是造成全球原油价格关系产生结构性突变的主要因素,但不同的事件产生的效果不同。例如,西德克萨斯原油在2011年的库存积压事件改变了长期价格关系的水平、趋势和状态,而1997年亚洲金融危机仅仅导致区域内原油价格关系出现平移。2008年金融危机是影响最为深远的结构性突变事件。它打破了原油价格关系的稳态,使得Wlazlowski et al.(2011)在危机前得出的关于俄罗斯乌拉尔原油可作为基准原油的结论不再成立。

关键词:原油价格 结构性突变 地缘政治 金融危机

JEL 分类号:E31 G01 Q41

一、引言

在大多数文献中,布伦特轻质原油、西德克萨斯轻质原油和迪拜中质原油被认为是全球原油的定价基准,可以代表市场上所有原油的价格变动。但是这些基准原油的代表性最近受到了质疑。就布伦特轻质原油而言,它的期货交易量上升很快,但作为定价基准的现货产量却在迅速下降。根据能源咨询公司 Energy Aspects 的数据,组成布伦特轻质原油的四种混合油的装船量从2011年1月的110万桶降低到2014年1月的930,000桶。因此批评者认为布伦特原油作为全球原油定价基准的角色已经“损坏”(Hume,2014)。无独有偶,另一个能源咨询集团 Consilience 也发布了一份关于布伦特原油作为价格基准的研究报告。他们预测了组成布伦特基准原油的所有油种的未来产量,包括那些还未开发的油田产量,得出的结论是现有基准原油的产量到2020年只能维持在100万桶每天(Consilience,2014)。业内人士对此忧心忡忡。这是因为,基准原油的产量下滑和流动性缺乏,会使其无法准确反映原油现货的价格。首先,缺乏流动性的市场是扭曲的,容易受到逼仓。第二,在流动性缺乏的情况下,真实交易清淡,报价数量也少。但是,一种原油若要成为市场基准原油,其交易和报价应该是定期并频繁发生的(Fattouh,2007a)。

西德克萨斯轻质原油的价格通常被认为能够反映美国地区的供需情况。然而西德克萨斯库欣原油的价格经常与其他原油的价格关系产生脱离,使得西德克萨斯轻质原油的定价基准功能也备受“损坏”的争议。因此有学者呼吁市场参与者采用其他可以更准确反映市场供需关系的原油作为定价基准(Fattouh,2007b)。

迪拜原油面临着和布伦特原油类似的困境。迪拜原油的产量峰值在1991年达到了38.3万桶/每天,但到了2008年下降到了6.86万桶/每天。由于这个原因,市场参与者在实践中开始考虑

* 张菡,中国社会科学院世界经济与政治研究所,经济学博士。

增加其他基准原油的价格比重(Giaever-Enger and Booth,2014)。

基于上述事实,研究者有必要重新审视不同原油之间的价格关系,来评估这些基准原油是否还能够代表市场上总体的价格变动。鉴于近些年来原油价格经历了巨大的波动,笔者拟在考虑结构性突变的影响下研究原油的价格关系。此外,由于现有基准原油的价格标杆作用受到争议,本文的分析并不局限于实践中所使用的几种基准原油,也包含文献中发现的“潜在”基准原油。从数量方法来说,本文中采用的方法并不预先设定结构突变点,而是从数据本身出发,来检测是否存在结构性突变,确定其发生的时点,进而分析所在时点的市场环境。这样的分析有助于加深理解经济和地缘政治事件对原油市场的影响。具体来说,本文的研究旨在回答下列问题:

1. 1997 年以来原油价格序列及价格依存关系中是否存在显著的结构性突变?
2. 如果存在结构性突变,导致这种突变的原因是什么?
3. 如果存在结构性突变,这些突变的影响是什么?
4. 在考虑结构性突变的情况下,基准原油的表现如何? 是否还能作为其他原油价格的领导者?

本文的贡献在如下几个方面。第一,本研究提供了原油市场上结构性突变存在的实证证据。大量允许结构性突变存在的检验从不同层面提供了完整的信息。例如,协整检验可以分析长期价格关系中的突变,而格兰杰因果关系检验则提供了短期价格关系中的突变证据。第二,本研究是基于动态的视角。而以往的文献如 Wlazowski et al.(2011),假设模型是静态的。最后,这个实证研究使用了包含 32 种原油品种的大样本,得出的结论也更稳健。

本文的结构安排如下。第二部分将对相关文献做出综述,第三部分对数据进行描述和分类。第四五六部分分别进行了允许结构性突变的单位根检验、协整检验和格兰杰因果关系检验。最后一部分是结论性评述。

二、文献综述

世界原油市场上的价格关系在文献中有广泛的研究。Brunetti and Gilbert(2000)用双变量 FIGARCH 模型发现纽约商业交易所在原油市场上相对于伦敦国际石油交易所占据优势地位。Lin and Tamvakis(2001)用 GARCH 和 VAR 模型,发现纽约商业交易所和伦敦国际石油交易所存在交易时间重叠的时段中存在显著的溢出效应。他们之后的文章(Lin and Tamvakis,2004)运用自回归条件持续期模型来检验布伦特期货和西德克萨斯期货价格之间的信息溢出效应,发现纽约商业交易所存在布伦特期货的交易上占据支配地位。Lu et al.(2008)分析了西德克萨斯、布伦特、迪拜、塔皮斯和米纳斯原油之间的信息溢出效应。他们运用了 Hong 检验(Hong,2001),发现西德克萨斯原油和布伦特原油占据支配地位,其中西德克萨斯原油相对布伦特原油又占优势。Fan et al.(2008)也运用了 Hong 检验。他们计算了西德克萨斯原油和布伦特原油的风险价值,发现了双向的风险溢出效应。除了线性的因果联系,Bekiros and Diks(2008)还研究了西德克萨斯原油的现货和期货之间非线性的因果关系。

以上研究都基于静态的观点,即假设模型的系数在所研究的时间区间内是恒定不变的。只有为数不多的文献考虑了系数在某些时间区间内的变化。Hammoudeh and Li(2004)运用向量误差修正模型研究了亚洲金融危机对美国和国际原油价格的影响。他们发现危机前后的因果关系改变了方向。Lu et al.(2014)在 Hong 检验的滚动试验和 DCC-MGARCH Hong 检验的基础上,提出了一种新的时变性格兰杰因果关系检验。他们用这种方法研究了西德克萨斯原油期货、布伦特原油期货、迪拜原油现货和塔皮斯原油现货价格之间的时变性信息溢出效应。他们着重研究了一些大事件对因果关系的影响。这些事件包括 2003 年 3 月的伊拉克战争、OPEC 在 2008 年 12 月的减产声明,以

及2011年早期的利比亚内战。他们发现当这些事件发生在主要产油国的时候,迪拜和塔皮斯原油对布伦特和西德克萨斯原油的因果关系变得更强。而在无事件发生的平常时期,迪拜和塔皮斯原油是处于从属地位的。这种时变性的因果关系表明基准原油的角色是随时间变动的,所以原油定价机制应该也随着时间调整。

上文提到,基准原油的地位在近些年受到了质疑。Wlazlowski et al.(2011)试图找到新的价格指向标。他们采用了一个32种原油的大样本,用格兰杰因果关系检验来检测哪些原油驱动了其他原油的价格,而哪些原油只是跟随了市场的趋势。他们的实证结果肯定了传统的基准原油(布伦特和西德克萨斯原油)作为全球定价者的地位。他们还发现了第三个全球定价者,俄罗斯乌拉尔原油。然而,迪拜法塔赫原油虽然在实践中被用作基准原油,但它并没有定价者应有的表现,因此Wlazlowski et al.(2011)认为在评估原油市场价格行为的时候,迪拜法塔赫原油所占的比重应当降低。

Candelson et al.(2013)在Wlazlowski et al.(2011)研究的基础上,把格兰杰因果关系检验用Hong et al.(2009)的方法扩展到了极端风险的情形下。他们同样采用了32种原油价格序列,但是主要研究了极端价格变动下的因果关系模式。他们发现,无论价格处于上升趋势还是在下跌过程中,西德克萨斯和布伦特原油都是定价者。这源于这两个市场上的基本面和投机因素。地中海俄罗斯乌拉尔原油和欧洲福卡多斯原油在价格极端下跌过程中表现出基准原油的模式,而厄瓜多尔奥连特原油则在价格极端上升过程中表现出基准原油的模式。迪拜法塔赫和阿曼原油,虽然都被认为是基准原油,但却更多地表现出价格跟随者的模式,而非价格领导者。Candelson et al.(2013)还观察到原油市场上的一体化趋势在极端情况下是下降的。

本文的研究在Wlazlowski et al.(2011)的基础上进行了扩展,考虑了结构性突变的因素。比起Candelson et al.(2013)仅研究价格极端变动的情况,本文研究了整个样本时期的总体模式。本文的主要关注点在于结构性突变对应的事件对价格的时间序列特性的影响,对长期价格协整关系的影响和对基准原油作为价格指向标行为的影响。

三、数据描述和分类

笔者从托马斯路透的数据库终端得到了32种原油船上交货价(FOB)的周数据,时间跨度从1997年1月到2011年11月^①。这些数据在支付方式上是可比的(除了苏伊士混合原油的支付包含了60天的信用期间),在运送方式上也可比(所有价格都是船上交货价,目的地港口保持不变)。这样保证了合同期的差异等因素不会影响结果。每种原油都有776个观察值。表1列出了这些原油价格序列的描述性统计量。

原油的异质性很强,大体上可以根据质量和产地两个维度来分类。这两个维度都对原油的用途和价格有影响。从物理化学特性上来看,原油在美国石油学会重力指标(API gravity^②),酸度和含硫量上都有所不同(Bacon and Tordo,2004)。这些区别使得不同原油的炼化过程和最终产品也有差别。具体来说,API越高的原油越轻,质量也越好。这是因为轻质原油中的有用成分含量高,经过比较简单的蒸馏炼化程序就可以生产出汽油和其他最终产品。而重质原油中轻质烃的含量低,需要经过焦化和分裂等复杂的炼化程序才可以得到有用的石油产品。甜度和酸度指的是原油的含硫量。硫会造成污染,需要炼油厂进行大量的投资来去除,所以硫的含量越低越好。低硫原油被称为甜性油,而高硫原油是酸性油。量化标准如表2所示。

^① 数据的原始来源为美国能源部,从2011年11月11日后不再更新。

^② 美国石油学会重力指标(API)是美国石油学会制订的用以表示石油及石油产品密度的一种量度,通常在10°和70°之间。

表 1 32 种原油的周价格序列的描述性统计量

符号	名称	平均值	标准差	最小值	最大值	偏度	峰度
x1	西德克萨斯库欣	48.88	28.9	11	142.52	0.75	2.74
x2	欧洲布伦特	48.54	31.04	9.44	141.07	0.83	2.75
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	48.91	31.57	9.55	143.94	0.84	2.78
x4	加拿大标准	47.79	28.83	10.06	144.93	0.81	2.94
x5	加拿大劳埃德混合	37.54	26.45	5.4	128	1.03	3.23
x6	墨西哥伊斯莫斯	46.27	29.73	8.78	137.87	0.86	2.83
x7	墨西哥玛雅	40.35	27.78	5.8	126.58	0.91	2.88
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	47.32	30.98	8.45	141.44	0.84	2.77
x9	厄瓜多尔奥连特	42.4	27.7	7.9	126.14	0.95	2.96
x10	安哥拉卡宾达	47.07	30.46	8.95	137.09	0.86	2.78
x11	喀麦隆科乐	47.19	30.63	8.95	141.91	0.86	2.8
x12	埃及苏伊士混合	44.39	29.88	7.6	133.15	0.88	2.8
x13	阿曼混合	46.43	30.07	9.5	137.45	0.84	2.74
x14	澳大利亚吉普斯兰	50.21	31.97	10.25	145.95	0.82	2.74
x15	马来西亚塔皮斯	51.44	32.77	10.95	151.97	0.83	2.78
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	46.49	30.36	8.73	137.61	0.87	2.78
x17	中国大庆	47.78	30.5	9.5	139.45	0.87	2.86
x18	沙特阿拉伯轻油	46	30.24	9.65	136.02	0.89	2.81
x19	沙特阿拉伯中质油	44.59	29.62	9.25	131.77	0.91	2.81
x20	沙特阿拉伯重油	43.34	29.14	8.5	128.72	0.92	2.81
x21	亚洲穆尔班	48.52	31.12	9.83	143.4	0.82	2.74
x22	亚洲迪拜法塔赫	46.02	29.92	9.6	136.82	0.85	2.76
x23	卡塔尔杜汉	47.89	30.97	10.11	142.8	0.83	2.74
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	46.42	30.35	9.45	136.03	0.85	2.72
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	45.26	29.68	9.2	132.73	0.86	2.71
x26	科威特混合	45.02	29.46	9	133.04	0.87	2.77
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	49.07	31.4	9.75	142.51	0.83	2.73
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	49.53	32	9.45	146.15	0.82	2.73
x29	欧洲福卡多斯	49.43	32.07	9.55	146.21	0.83	2.75
x30	欧洲利比亚锡德尔	47.92	30.59	9.65	138.14	0.84	2.73
x31	印度尼西亚米纳斯	49.52	32.19	9.65	145.51	0.83	2.74
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	46.45	29.67	8.85	137.98	0.86	2.83

表 2 原油质量的定义

标准	定义为	标准	定义为
$API > 35^\circ$	轻质	含硫量 $\leq 0.5^\circ$	甜性
$26^\circ < API < 35^\circ$	中质	含硫量 $> 0.5^\circ$	酸性
$API < 26^\circ$	重质		

原油产地也非常重要,因为原油需要被运到炼油厂,最终产品也需要运送给消费者。根据 Wlazlowski et al.(2011)的划分,原油的原产地可以区分为欧洲、美洲、撒哈拉以南的非洲、亚洲和澳大利亚、中东和北非六大区域。表3列出了各种原油的质量和产地信息。

表3 样本原油及其属性

符号	名称	地区	质量类别	缩写
x1	西德克萨斯库欣	美洲	轻质、甜性	WTI
x2	欧洲布伦特	欧洲	轻质、甜性	BRT
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	欧洲	轻质、甜性	EFK
x4	加拿大标准	美洲	轻质、甜性	CPR
x5	加拿大劳埃德混合	美洲	重质、酸性	LYD
x6	墨西哥伊斯莫斯	美洲	中质、酸性	IMS
x7	墨西哥玛雅	美洲	重质、酸性	MYA
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	美洲	中质、甜性	CLM
x9	厄瓜多尔奥连特	美洲	中质、酸性	ORT
x10	安哥拉卡宾达	撒哈拉以南非洲	中质、甜性	CBD
x11	喀麦隆科乐	撒哈拉以南非洲	中质、甜性	KLE
x12	埃及苏伊士混合	北非	中质、酸性	SUZ
x13	阿曼混合	中东	中质、酸性	OMN
x14	澳大利亚吉普斯兰	亚洲、澳大利亚	轻质、甜性	GPL
x15	马拉西亚塔皮斯	亚洲、澳大利亚	轻质、甜性	TPS
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	欧洲	中质、酸性	URL
x17	中国大庆	亚洲、澳大利亚	中质、甜性	CDQ
x18	沙特阿拉伯轻油	中东	中质、酸性	SSL
x19	沙特阿拉伯中质油	中东	中质、酸性	SAM
x20	沙特阿拉伯重油	中东	中质、酸性	SSH
x21	亚洲穆尔班	中东	轻质、酸性	MBN
x22	亚洲迪拜法塔赫	中东	中质、酸性	DBF
x23	卡塔尔杜汉	中东	轻质、酸性	DKN
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	中东	中质、酸性	IRL
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	中东	中质、酸性	IRH
x26	科威特混合	中东	中质、酸性	KWT
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	北非	轻质、甜性	SHR
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	撒哈拉以南非洲	轻质、甜性	BNL
x29	欧洲福卡多斯	撒哈拉以南非洲	中质、甜性	FCD
x30	欧洲利比亚锡德尔	北非	轻质、甜性	ESD
x31	印度尼西亚米纳斯	亚洲、澳大利亚	中质、甜性	MNS
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	美洲	中质、酸性	TJN

四、允许结构性突变的单位根检验:Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验

(一)方法

检验时间序列数据是否平稳,在对经济活动中的经济关系和波动进行建模时至关重要。因为标准化回归的估计方法——普通最小二乘法,是建立在经济数据围绕恒定的长期均值进行波动的假设基础上的。同时,它还假设经济数据的方差与时间无关,即经济数据是平稳的。如果经济数据并没有回到长期趋势的态势,并且方差也是随时间变动的,那么普通最小二乘法会产生伪回归的结果,只有在协整的情况下例外。在协整的情况下模型会去除随机趋势而产生平稳的残差。因此,对于时间序列,需要首先检验平稳性,然后才能确定合适的模型。

通常情况下,ADF 检验(Dickey and Fuller,1979)在平稳性检验的实践中应用最广泛。传统的单位根检验假设随机冲击的效果是暂时性的、不可持续的。然而 Nelson and Plosser(1982)发现几乎所有的宏观经济时间序列都存在单位根,这意味着随机冲击对长期宏观经济产生的效果是永久性的。Perron(1989)质疑了 Nelson and Plosser(1982)的发现,提出在允许结构性突变的情况下,标准单位根检验会倾向于不拒绝原假设。换句话说,如果一个时间序列被检验为不平稳(即被检验为 $I(1)$ 序列),但实际情况可能是这个时间序列在允许结构性突变的情况下是平稳的($I(0)$),但却被错误地认定为 $I(1)$ 。因此,大多数的宏观经济数据并非存在单位根,而是大的、偶尔产生的冲击的效果是持续性的,小的、经常性的冲击效果是暂时性的,经济最终还是会回归长期趋势。Perron(1989)指出“经济的确是围绕一个长期的趋势平稳的。只有两个冲击产生了持续性的影响,1929 年的大崩溃和 1973 年的石油危机”。之后他改进了传统的单位根检验,增加了一个虚拟变量来加入一个外来的结构性突变。

Christiano(1992)批评了 Perron 的这种结构性突变时点已知的假设,指出在实践中,通过对数据的事先检查得到结构性突变时点是一种“数据挖掘”行为,违背了传统检验中的分布理论。随后学者们开始研究内生决定突变时点的方法,此类研究包括 Banerjee et al.(1992),Perron and Vogelsang(1992),Perron(1997),Lumsdaine and Papell(1997),Zivot and Andrews(2002),这些研究显示内生决定结构性突变时点可以减少单位根检验的偏误。其中代表性的方法包括 Perron and Vogelsang(1992)和 Zivot and Andrews(2002)的允许单个结构性突变的单位根检验,以及 Clemente et al.(1998)的允许两个结构性突变的单位根检验。这些检验的优点在于它们不要求事先知道结构性突变的时点,而是通过对数据的检验来确定结构性突变的时点。这可以帮助分析在结构性突变发生的时候是否伴随着大事件的发生,比如政府政策、货币危机或者战争等。

Ben-David et al.(2003)警告说“没有允许单个结构性突变可能导致 ADF 检验无法拒绝原假设;如果存在两个结构性突变却没有考虑的话,会导致允许单个结构性突变的单位根检验无法拒绝原假设”。所以在对可能存在结构性突变的时间序列进行单位根检验时,最好先用 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验看是否存在两个显著的结构突变。如果 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验并不支持两个显著的结构突变,再考虑用 Perron-Vogelsang 只允许一个结构性突变的单位根检验。如果这些检验都不支持结构性突变的存在,再考虑用 ADF 检验或者 PP 检验。这个过程可以避免 Baum(2004)提出的问题:如果 Perron-Vogelsang and Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验表明有显著的异常值存在,那 ADF 和 PP 检验得出的结果是不可靠的,因为显著的异常值表明不考虑结构性突变的模型是错误的。

根据以上讨论,笔者首先采用 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验来检测原油价格序列中是否存在两个显著的结构突变。这个检验有两种模型:

1. 附加异常值(additive outliers, 又称作 AO)模型,此模型能捕捉到序列均值产生的突变;
2. 新息异常值(innovational outliers, 又称作 IO)模型,此模型允许序列均值有一个渐进的转变。

(二)实证结果

表4和表5列示了对原油价格时间序列的Clemente-Montanes-Reyes单位根检验结果。表中显示t统计量是不显著的,表明即使允许结构性突变的存在,单位根检验的原假设也无法被拒绝,无论是AO还是IO模型都是如此。AO模型捕捉到了2005年中和2011年早期两个时点为最显著的结构性突变时点,而IO模型捕捉到的时点是2004年末和2010年中。其中AO模型的t统计量普遍比IO模型的大,表明AO模型比IO模型能更好地解释原油价格序列,意味着原油价格序列表现出的结构性变化更可能是突然发生的,而不是渐变的。

表4 原油价格的Clemente-Montanes-Reyes单位根检验结果:附加异常值(AO)模型

符号	名称	t 统计量	第一个 突变时点	第一个突变时 点的 t 统计量	第二个 突变时点	第二个突变时 点的 t 统计量
x1	西德克萨斯库欣	-4.45	2004-11-05	29.17***	2007-11-30	13.96***
x2	欧洲布伦特	-4.48	2005-04-01	44.51***	2011-05-06	12.50***
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	-4.42	2005-04-01	44.75***	2011-05-06	12.43***
x4	加拿大标准	-5.57	2004-11-05	29.81***	2008-03-28	9.213***
x5	加拿大劳埃德混合	-4.1	2007-12-07	28.57***	2008-11-28	-8.84***
x6	墨西哥依斯莫斯	-4.59	2005-09-09	41.64***	2011-05-06	10.40***
x7	墨西哥玛雅	-4.61	2005-10-07	42.07***	2011-05-06	12.00***
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	-4.2	2005-04-01	46.19***	2011-03-18	14.39***
x9	厄瓜多尔奥连特	-4.32	2005-04-01	41.92***	2011-03-18	15.83***
x10	安哥拉卡宾达	-4.51	2005-04-01	44.70***	2011-05-06	12.95***
x11	喀麦隆科乐	-4.1	2005-04-01	44.02***	2011-05-06	12.64***
x12	埃及苏伊士混合	-3.91	2005-05-06	45.51***	2011-03-11	16.11***
x13	阿曼混合	-4.33	2005-04-01	46.39***	2011-05-13	11.65***
x14	澳大利亚吉普斯兰	-4.27	2005-05-06	44.12***	2011-05-06	11.64***
x15	马来西亚塔皮斯	-4.35	2005-05-06	44.69***	2011-05-06	11.86***
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	-4.32	2005-04-01	44.72***	2011-05-06	12.97***
x17	中国大庆	-4.24	2004-10-29	40.96***	2011-05-13	12.35***
x18	沙特阿拉伯轻油	-4.56	2005-05-06	44.10***	2011-05-06	12.28***
x19	沙特阿拉伯中质油	-4.53	2005-05-06	43.90***	2011-05-06	12.46***
x20	沙特阿拉伯重油	-4.46	2005-05-06	43.43***	2011-05-06	12.36***
x21	亚洲穆尔班	-4.21	2005-04-15	46.73***	2011-05-06	11.66***
x22	亚洲迪拜法塔赫	-4.72	2005-09-09	45.05***	2011-05-13	10.94***
x23	卡塔尔杜汉	-4.4	2005-04-01	46.69***	2011-05-13	11.35***
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	-4.54	2005-04-01	45.17***	2011-05-06	12.48***
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	-4.52	2005-04-01	44.99***	2011-05-06	12.46***
x26	科威特混合	-4.14	2005-07-22	45.00***	2011-05-06	12.01***
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	-4.46	2005-04-01	45.09***	2011-05-06	12.15***
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	-4.43	2005-04-01	45.90***	2011-05-06	11.97***
x29	欧洲福卡多斯	-4.45	2005-04-01	45.88***	2011-05-06	12.19***
x30	欧洲利比亚锡德尔	-4.44	2005-04-01	45.30***	2011-05-06	12.65***
x31	印度尼西亚米纳斯	-4.61	2004-10-29	43.26***	2011-05-06	12.83***
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	-4.46	2005-05-06	43.07***	2011-05-06	11.06***

注:本表列示了Clemente-Montanes-Reyes单位根检验附加异常值模型的结果。表中的日期采用的格式是“yyyy-mm-dd”;***表示1%的显著性水平。

表 5 原油价格的 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验结果:新息异常值(IO)模型

符号	名称	t 统计量	第一个 突变时点	第一个突变时 点的 t 统计量	第二个 突变时点	第二个突变时 点的 t 统计量
x1	西德克萨斯库欣	-4.59	2003-11-28	3.11 ***	2007-01-12	2.89 ***
x2	欧洲布伦特	-4.51	2004-12-03	3.95 ***	2010-08-20	3.23 ***
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	-4.8	2004-12-24	4.21 ***	2010-08-20	4.21 ***
x4	加拿大标准	-4.57	2004-06-25	3.48 ***	2008-12-19	3.48 *
x5	加拿大劳埃德混合	-5.42	2004-12-10	3.21 ***	2007-04-20	3.21 ***
x6	墨西哥伊斯莫斯	-4.83	2004-12-24	4.25 ***	2010-09-17	4.25 ***
x7	墨西哥玛雅	-4.79	2004-12-03	4.22 ***	2010-08-20	4.22 ***
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	-5.01	2004-12-03	4.49 ***	2010-11-19	4.49 ***
x9	厄瓜多尔奥连特	-5.08	2004-12-24	4.41 ***	2010-08-20	4.41 ***
x10	安哥拉卡宾达	-5	2004-12-24	4.44 ***	2010-08-20	4.44 ***
x11	喀麦隆科乐	-5.04	2004-12-03	4.45 ***	2010-08-20	4.45 ***
x12	埃及苏伊士混合	-4.85	2004-12-24	4.25 ***	2010-08-20	4.25 ***
x13	阿曼混合	-4.76	2004-12-31	4.17 ***	2010-08-20	4.17 ***
x14	澳大利亚吉普斯兰	-4.81	2004-12-10	4.26 ***	2010-08-20	4.26 ***
x15	马来西亚塔皮斯	-4.91	2004-12-10	4.37 ***	2010-08-20	4.37 ***
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	-4.31	2004-12-24	3.78 ***	2010-08-20	3.78 ***
x17	中国大庆	-5	2004-12-03	4.43 ***	2010-08-20	4.43 ***
x18	沙特阿拉伯轻油	-4.85	2004-12-24	4.29 ***	2010-08-20	4.29 ***
x19	沙特阿拉伯中质油	-4.42	2004-12-24	3.92 ***	2010-08-20	3.92 ***
x20	沙特阿拉伯重油	-4.4	2004-12-24	3.91 ***	2010-08-20	3.91 ***
x21	亚洲穆尔班	-4.63	2004-12-31	4.05 ***	2010-08-20	4.05 ***
x22	亚洲迪拜法塔赫	-4.56	2004-12-24	3.99 ***	2010-08-20	3.99 ***
x23	卡塔尔杜汉	-4.63	2004-12-31	4.05 ***	2010-08-20	4.05 ***
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	-4.92	2004-12-24	4.35 ***	2010-08-20	4.35 ***
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	-4.91	2004-12-24	4.35 ***	2010-08-20	4.35 ***
x26	科威特混合	-4.53	2004-12-24	3.96 ***	2010-08-20	3.96 ***
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	-4.33	2004-06-25	3.78 ***	2010-08-20	3.78 ***
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	-5.12	2004-12-03	4.58 ***	2010-08-20	4.58 ***
x29	欧洲福卡多斯	-4.83	2004-12-10	4.29 ***	2010-08-20	4.29 ***
x30	欧洲利比亚锡德尔	-4.42	2004-12-10	3.89 ***	2010-08-20	3.89 ***
x31	印度尼西亚米纳斯	-4.74	2004-12-03	4.33 ***	2010-11-19	4.33 ***
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	-4.86	2004-12-24	4.28 ***	2010-09-17	4.28 ***

注:本表列示了 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验新息异常值模型的结果。表中的日期采用的格式是“yyyy-mm-dd”;***表示 1% 的显著性水平。

根据 Chai et al.(2013),2005 年原油价格突然变化不是由于供需关系,因为供需双方并没有显著的失衡。当时原油需求在下降,而供给在缓慢上升。同期美元指数也比较平稳。然而 2005 年发

生了很多突发事件,这些事件改变了市场预期,对敏感的原油市场造成了冲击。这些事件包括:卡特里娜飓风在墨西哥湾登陆,此处聚集了美国 30% 原油生产和 24% 的炼化产能,飓风摧毁了大量设施,影响了生产;沙特阿拉伯的法赫德国王去世;尼日利亚的石油工人遭绑架;2 月中旬伊朗南部的爆炸事件;以及伊拉克的持续不稳定局势等。美国和伊朗的关系恶化,以及伊朗核问题也经常冲击国际原油市场。

AO 模型中发现的第二个结构性突变发生在 2011 年。它也不是由市场基本面产生的,而是由突发事件造成的。这段时间市场上原油供应充足,并且沙特阿拉伯承诺增产。但中东和北非的危机使得油价持续上升。由于政局不稳,利比亚的原油产量大幅下滑。尽管沙特阿拉伯承诺增产,但它出口的酸性原油无法替代市场需求更高的利比亚甜性原油。虽然利比亚原油主要出口欧洲,但原油市场的价格都对利比亚的不稳定局势做出了反应。

上述分析表明 AO 模型捕捉到了原油价格序列中的突发性变化。IO 模型中发现的结构性突变不如 AO 模型中发现的那么显著,但也反映了市场上的变化,这些变化更多地与基本面相关。2004 年全球经济的强劲增长,尤其是美国,中国和印度的经济增长,刺激了对原油的需求,推高了全球原油价格。美国的 GDP 从 2003 年的 2.8% 跳升到 2004 年的 3.8%。同时,中国由于本国电力短缺,也大量进口燃料和原油。美元指数在 2004 年贬值也提升了油价。2003 年到 2004 年间,美元贬值了 11%,而世界原油价格增加了 44% (Chai et al., 2013)。

在 2010 年,世界经济从衰退中复苏。这次复苏主要是由于 OECD 国家政府主导的经济刺激,使得原油消费在经历了四年的负增长之后,首次转为正增长。同时,发展中国家的原油消费势头也在持续。美国第二轮量化宽松政策提供了丰沛的流动性,美元指数持续下跌。因此 2010 年油价的变化主要是由世界经济复苏和美元贬值引起的。

表 A.2 和表 A.3 列出了一阶差分后的 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验结果。结果表明一阶差分后的序列在允许有两个结构性突变的情况下是平稳的。因此可以得出结论:原油价格序列是有结构性突变的 I(1) 序列,应该用协整模型来估计。此外,检验到的结构性突变都出现在 2008 年下半年,正是金融危机发生的时候。由于一阶差分衡量的是价格的变动,这个结构性突变反映了 2008 年原油价格从猛涨到历史最高值后转向下跌,价格变动由正变负的事实。

五、允许结构性突变的协整检验:Gregory-Hansen 协整检验

(一) 方法

上述单位根检验的结果表明对原油序列的分析要建立在协整模型的基础上。如果在原油价格序列中发现了长期协整关系,这种关系的存在可以作为原油市场一体化的证据。例如,如果所有酸性油的价格之间存在长期协整关系,则意味着不同地区的酸性油价格都向同一个长期均衡回归。也就是说,如果有偏离均衡的情况发生,经济力量(如套利等)会促使价格回归均衡。

传统的协整检验的原假设是没有协整关系,备选假设是存在协整关系。这个备选假设有一个隐含的前提,即长期协整关系是稳定的,不随时间而变动。但是这个假设在实践中并不现实,长期协整关系在某个时点是可以改变的。根据 Gregory and Hansen (1996),允许结构性突变的协整关系是指在某段长期的时间内协整关系保持不变,然后在某个时点切换到另一种新的长期的关系。这种突变有几种不同的类型:它可以是水平移动,即模型的截距有所变化;或者是水平移动伴随趋势变动,即在水平移动的模型中加入时间趋势项;或是状态转换,不仅截距和时间趋势变化,系数也发生变化。标准的检验流程是计算允许一个未知时点结构性突变的 ADF, Z_a 和 Z_t 统计量,来判定是否能拒绝无协整关系的原假设。用公式来表示这三种结构性突变,如下所示:

令虚拟变量 $D\tau$ 在结构性突变前为 0, 在突变后为 1。

水平移动: $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D\tau + \beta x_t + \varepsilon_i, t$, 其中截距 α 在突变时点之后发生了变化, 而模型系数保持不变。

水平移动伴随时间趋势: $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D\tau + \beta_0 t + \beta x_t + \varepsilon_i, t = 1, \dots, n$. 此处的 $\beta_0 t$ 在水平移动模型中添加了一个时间趋势项。

状态转换: $y_t = \alpha_1 + \alpha_2 D\tau + \beta x_t + \beta x_t D\tau + \varepsilon_i, t = 1, \dots, n$. 此处在上述模型的系数上添加了虚拟变量, 用以表示结构性突变对系数的影响。

所有这些检验的原假设都是没有协整关系, 备选假设是在有一个结构性突变的情况下存在一个协整关系。

Gregory-Hansen 检验的缺点在于:

1. 它仅允许存在一个结构性突变;
2. 自变量个数最多只能有 4 个。

第二个缺点使我们在一次检验中加入变量的个数不能超过 5 个。因此这个检验只能用于分组样本, 而不能用于全体样本。在每个子样本中, 笔者都会选择一到两个基准原油, 这个基准原油是现实中使用的, 或文献中推荐为有潜力的定价基准, 然后检验子样本中是否存在有一个结构性突变的协整关系。如果子样本中除基准原油之外的原油数目超过了 4 个, 笔者将进行多次检验来确保覆盖每一个原油品种。

(二) 实证结果

1. 按质量分组的协整检验

在质量分组中, 笔者选择了西德克萨斯和布伦特作为甜性油的基准原油, 在酸性油中选择伊朗轻油作为基准原油^①。

表 6 和 7 列示了对甜性油的实证结果。表格显示无协整关系的原假设几乎在所有的检验中都被拒绝了。这意味着在有一个结构性突变的情况下每组原油中都存在协整关系。但是, 我们发现应用不同的基准原油会得到不同的结构性突变时点。当应用西德克萨斯作为基准原油时, 模型捕捉到的结构突变时点多发生在 2011 年早期。而在应用布伦特作为基准原油时, 捕捉到的突变时点分散在 2006 到 2009 年之间。西德克萨斯比布伦特的质量更好, 通常情况下与布伦特的差价在 $+/-3$ 美元/桶。但在 2011 年 2 月的时候, 西德克萨斯的交易价格在 85 美元/桶, 而布伦特的价格在 103 美元/桶。这种巨大差价的原因在于当时库欣地区的库存因北美地区产能过剩已经达到容量极限, 价格承压, 与此同时布伦特的价格因埃及和中东局势动荡而飙升。这是因为库欣地区以西德克萨斯计价的原油库存无法及时转运到墨西哥湾区的炼厂, 使得西德克萨斯的价格无法通过套利来回到正常差价的区间。模型检验到的 2011 年发生的西德克萨斯原油与其它原油产生的价格关系突变正反映了这种情况。此外, 从模型结果中可以看到, 这次事件造成的影响是深远的: 它不仅造成了协整关系的平移, 还改变了长期协整关系的趋势和状态。Fletcher(2011) 指出, “输油管道体系的僵化, 美国中西部的原油运出能力缺乏, 以及加拿大的油砂油和美国本土的页岩油不断涌入, 西德克萨斯的价格脱钩现象会持续一段时间, 还可能变得更糟。”由于这次事件是西德克萨斯独有的, 所以在以布伦特原油为基准的检验中, 模型并没有显示 2011 年出现结构突变点。

尽管如此, 在以布伦特原油为基准的模型中捕捉到的结构突变时点的确反映了 2006-2009 年间原油市场的供应紧张状况。在 2006 年中期, 油价持续增长, 伊拉克, 以色列和黎巴嫩之间的战争是重要因素。从 2007 年末到 2008 年上半年, Hamilton(2009) 指出这是原油价格有史以来受到最

^① 根据 Wlazlowski et al.(2011), 伊朗轻油是酸性油的价格领导者。

大冲击的时段,并把2007-08的价格上涨归功于强劲需求和产量停滞。在2009年1月份,由于加沙地带以色列和巴勒斯坦之间的武装冲突,原油价格再次短暂上扬(BBC,2009)。

表6 甜性油组的 Gregory-Hansen 检验结果:以西德克萨斯原油为基准原油

WTI, EFK, CPR, GPL, TPS			WTI, SHR, BNL, ESD		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-12.44***	2011-02-11	平移	-7.41***	2011-04-01
趋势	-12.73***	2011-02-11	趋势	-7.92***	2011-03-04
状态	-11.05***	2011-03-11	状态	-7.53***	2011-02-11
状态 & 趋势	-10.86***	2010-08-27	状态 & 趋势	-7.16***	2011-02-11
	<i>Z_t</i> 统计量			<i>Z_t</i> 统计量	
平移	-16.16***	2011-04-01	平移	-9.6***	2011-02-18
趋势	-17***	2011-04-01	趋势	-9.67***	2011-02-18
状态	-16.74***	2011-03-18	状态	-10.54***	2010-12-31
状态 & 趋势	-17.52***	2011-01-28	状态 & 趋势	-10.15***	2009-09-18
	<i>Z_α</i> 统计量			<i>Z_α</i> 统计量	
平移	-401.23***	2011-04-01	平移	-175.54***	2011-02-18
趋势	-431.75***	2011-04-01	趋势	-178.04***	2011-02-18
状态	-418.94***	2011-03-18	状态	-209.27***	2010-12-31
状态 & 趋势	-446.56***	2011-01-28	状态 & 趋势	-192.89***	2009-09-18
WTI, CLM, CBD, KLE			WTI, CDQ, FCD, MNS		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-6.57***	2011-03-04	平移	-7.85***	2011-04-01
趋势	-6.62***	2011-03-04	趋势	-7.84***	2011-04-01
状态	-5.82*	2009-10-23	状态	-8.04***	2011-02-11
状态 & 趋势	-5.62	2009-04-10	状态 & 趋势	-7.94***	2010-02-12
	<i>Z_t</i> 统计量			<i>Z_t</i> 统计量	
平移	-6.83***	2011-01-07	平移	-9.7***	2011-02-18
趋势	-6.84***	2011-01-07	趋势	-9.71***	2011-02-18
状态	-7.36***	2011-02-18	状态	-11***	2011-02-18
状态 & 趋势	-6.61***	2011-01-07	状态 & 趋势	-10.47***	2010-02-26
	<i>Z_α</i> 统计量			<i>Z_α</i> 统计量	
平移	-104.92***	2011-01-07	平移	-177.08***	2011-02-18
趋势	-105.37***	2011-01-07	趋势	-177.8***	2011-02-18
状态	-126.95***	2011-02-18	状态	-224.59***	2011-02-18
状态 & 趋势	-106.84***	2011-01-07	状态 & 趋势	-207.41***	2010-02-26

注:本表列示了对西德克萨斯为基准原油的甜性油组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表1%的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表3。

与甜性油组的结果相反,尽管表格8确认在酸性油组中也存在协整关系的结构性突变,但结构突变的时间点并没有清晰的规律。一个可能的原因是基准原油的选择。根据 Montepeque (2005),

中性油和酸性油并没有一个合适的基准原油用以定价。表格 8 的实证结果无法找到规律证实了这一点。因为一个合适的基准原油应该像上述关于西德克萨斯和布伦特的讨论一样,能够反映市场状况,存在可循的规律。

表 7 甜性油组的 Gregory-Hansen 检验结果:以布伦特为基准原油

BRT, EFK, CPR, GPL, TPS			BRT, SHR, BNL, ESD		
突变类型	ADF 统计量	突变时点	突变类型	ADF 统计量	突变时点
平移	-6.18 ***	2007-03-02	平移	-8.06 ***	2006-09-01
趋势	-6.37 ***	2008-01-11	趋势	-9 ***	2006-06-23
状态	-19.45 ***	2006-11-10	状态	-10.52 ***	2006-08-11
状态 & 趋势	-12.54 ***	2008-02-01	状态 & 趋势	-19.49 ***	2006-12-08
	Zt 统计量			Zt 统计量	
平移	-19.1 ***	2007-12-21	平移	-17.79 ***	2006-07-28
趋势	-19.25 ***	2007-12-21	趋势	-18.81 ***	2006-07-28
状态	-20.28 ***	2007-12-21	状态	-18.68 ***	2006-07-28
状态 & 趋势	-20.46 ***	2007-12-21	状态 & 趋势	-20 ***	2006-08-18
	Z α 统计量			Z α 统计量	
平移	-497.45 ***	2007-12-21	平移	-452.72 ***	2006-07-28
趋势	-502.34 ***	2007-12-21	趋势	-487.09 ***	2006-07-28
状态	-538.74 ***	2007-12-21	状态	-482.6 ***	2006-07-28
状态 & 趋势	-544.93 ***	2007-12-21	状态 & 趋势	-528.2 ***	2006-08-18
BRT, CLM, CBD, KLE			BRT, CDQ, FCD, MNS		
突变类型	ADF 统计量	突变时点	突变类型	ADF 统计量	突变时点
平移	-5.23 *	2007-12-21	平移	-7.28 ***	2009-02-06
趋势	-6.13 ***	2008-11-14	趋势	-7.24 ***	2009-02-06
状态	-5.16	2007-12-21	状态	-8.5 ***	2009-01-02
状态 & 趋势	-6.51 **	2004-08-27	状态 & 趋势	-8.54 ***	2009-01-02
	Zt 统计量			Zt 统计量	
平移	-13.2 ***	2008-02-29	平移	-14.5 ***	2009-02-13
趋势	-14 ***	2008-06-20	趋势	-14.48 ***	2009-02-13
状态	-13.29 ***	2008-02-29	状态	-15.97 ***	2009-01-02
状态 & 趋势	-16.02 ***	2004-08-20	状态 & 趋势	-16.31 ***	2008-06-27
	Z α 统计量			Z α 统计量	
平移	-294.04 ***	2008-02-29	平移	-340.54 ***	2009-02-13
趋势	-323.29 ***	2008-06-20	趋势	-339.9 ***	2009-02-13
状态	-299.16 ***	2008-02-29	状态	-388.29 ***	2009-01-02
状态 & 趋势	-390.37 ***	2004-08-20	状态 & 趋势	-400.31 ***	2008-06-27

注:本表列示了对布伦特为基准原油的甜性油组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表 1% 的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表 3。

表8 酸性油组的 Gregory-Hansen 检验结果:以伊朗轻油为基准原油

IRL, IMS, ORT, SUZ, OMN			IRL, URL, SSL, SAM, SSH		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-10.72***	2003-10-10	平移	-4.79	2003-06-06
趋势	-10.72***	2003-10-10	趋势	-5.65*	2010-01-08
状态	-10.11***	2010-10-15	状态	-5.07	2003-06-06
状态 & 趋势	-10.33***	2010-11-19	状态 & 趋势	-5.87	2009-05-01
	Zt 统计量			Zt 统计量	
平移	-10.4***	2004-07-30	平移	-13.82***	2003-08-01
趋势	-10.36***	2004-07-30	趋势	-14.34***	2009-11-27
状态	-12.34***	2004-09-10	状态	-14.41***	2003-08-15
状态 & 趋势	-12.35***	2004-09-10	状态 & 趋势	-14.81***	2004-12-17
	Z α 统计量			Z α 统计量	
平移	-166***	2004-07-30	平移	-290.29***	2003-08-01
趋势	-165.87***	2004-07-30	趋势	-305.73***	2009-11-27
状态	-234.31***	2004-09-10	状态	-308.14***	2003-08-15
状态 & 趋势	-233.99***	2004-09-10	状态 & 趋势	-322.16***	2004-12-17
IRL, DBF, KWT, TJN			IRL, LYD, MYA		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-6.24***	2010-11-05	平移	-6.34***	2008-04-18
趋势	-6.14***	2010-10-15	趋势	-6.31***	2004-10-01
状态	-6.37**	2009-06-05	状态	-6.59***	2009-02-13
状态 & 趋势	-6.46**	2008-03-21	状态 & 趋势	-6.89***	2004-09-10
	Zt 统计量			Zt 统计量	
平移	-7.75***	2010-08-13	平移	-6.09***	2011-06-10
趋势	-7.76***	2010-08-13	趋势	-6.39***	2004-09-10
状态	-7.91***	2010-06-25	状态	-6.73***	2008-06-13
状态 & 趋势	-8.42***	2008-05-23	状态 & 趋势	-6.79***	2008-06-27
	Z α 统计量			Z α 统计量	
平移	-118.51***	2010-08-13	平移	-70.23***	2011-06-10
趋势	-118.51***	2010-08-13	趋势	-74.65***	2004-09-10
状态	-126.67***	2010-06-25	状态	-86.96***	2008-06-13
状态 & 趋势	-135.59***	2008-05-23	状态 & 趋势	-88.53***	2008-06-27

注:本表列示了对 Iran 轻质为基准原油的酸性油组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表 1% 的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表 3。

2. 按地域分组的协整检验

在地域划分中,中东北非组和美洲组的原油数目超过 5 个,超出了 Gregory-Hansen 检验的上限,所以这个检验被多次应用来确保覆盖组内每个原油。

表 9 到表 11 的检验结果显示各统计量都很显著,意味着同一地区原油之间的协整关系中普遍存在结构性突变。此外,这种结构性突变存在着明显的地域特征。

表 9 亚洲组的 Gregory-Hansen 检验结果:以马来西亚塔皮斯为基准原油

TPS, GPL, CDQ, MNS		
突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-7.1 ***	1998-05-01
趋势	-7.09 ***	1998-05-01
状态	-7.34 ***	2009-01-16
状态 & 趋势	-10.05 ***	2000-07-28
Z_t 统计量		
平移	-10.19 ***	1998-02-13
趋势	-10.21 ***	2000-09-29
状态	-10.63 ***	2009-02-13
状态 & 趋势	-10.84 ***	2009-02-13
Z_α 统计量		
平移	-162.91 ***	1998-02-13
趋势	-163.67 ***	2000-09-29
状态	-181.85 ***	2009-02-13
状态 & 趋势	-182.77 ***	2009-02-13

注:本表列示了对马来西亚塔皮斯原油为基准的亚洲油组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表 1% 的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表 3。

表 10 欧洲组的 Gregory-Hansen 检验结果:以布伦特为基准原油

BRT, EFK, URL		
突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-7.87 ***	2007-08-17
趋势	-8.27 ***	2007-06-08
状态	-10.2 ***	2007-06-15
状态 & 趋势	-20.14 ***	2008-07-04
Z_t 统计量		
平移	-18.08 ***	2007-05-04
趋势	-18.55 ***	2007-05-04
状态	-19.1 ***	2007-12-21
状态 & 趋势	-20.13 ***	2008-06-20
Z_α 统计量		
平移	-463.81 ***	2007-05-04
趋势	-479.32 ***	2007-05-04
状态	-498.73 ***	2007-12-21
状态 & 趋势	-533.44 ***	2008-06-20

注:本表列示了对布伦特为基准原油的欧洲组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表 1% 的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表 3。

表 11 美洲组的 Gregory-Hansen 检验结果:以西德克萨斯为基准原油

WTI, CPR, LYD, IMS, MYA			WTI, CLM, ORT, TJN		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-12.06***	2011-03-18	平移	-7.44***	2011-03-11
趋势	-12.42***	2011-03-18	趋势	-7.62***	2011-03-11
状态	-11.18***	2011-03-04	状态	-7.13***	2011-04-01
状态 & 趋势	-12.98***	2010-09-10	状态 & 趋势	-5.79	2011-07-22
Z _t 统计量			Z _t 统计量		
平移	-15.02***	2011-04-01	平移	-8.7***	2011-04-22
趋势	-15.66***	2011-04-01	趋势	-8.83***	2011-04-22
状态	-16.08***	2011-04-01	状态	-9.54***	2011-02-18
状态 & 趋势	-16.07***	2010-09-17	状态 & 趋势	-8.66***	2011-01-07
Z _α 统计量			Z _α 统计量		
平移	-361.13***	2011-04-01	平移	-157.83***	2011-04-22
趋势	-383.05***	2011-04-01	趋势	-160.22***	2011-04-22
状态	-397.01***	2011-04-01	状态	-184.48***	2011-02-18
状态 & 趋势	-397.45***	2010-09-17	状态 & 趋势	-162.67***	2011-01-07

注:本表列示了对西德克萨斯为基准原油的美洲组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表 1% 的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表 3。

亚洲组的检验结果捕捉到了 1998 年的亚洲金融危机,并显示这个区域性的金融危机只是导致了长期协整关系的平移,并未对趋势或状态产生影响(见表 9)。趋势上产生突变的时间点在 2000 年,这个时候亚洲国家,特别是中国,开始迅速发展,对能源产生了大量需求。表 11 显示西德克萨斯原油在 2011 年的库存积压问题对美洲原油之间的协整关系造成了深刻的结构性变化:美洲组的结构性突变点都发生在 2011 年早期。欧洲组的检验结果(表 10)显示此区域的结构性突变点发生于 2007 年。Chai et al.(2013)指出这个时期美元持续走低,引发市场对于通胀的担忧,使得大量资金进入原油市场谋求增值。

中东北非组的原油质量相似,多为酸性油,因此此组的检验结论和上节讨论的酸性油组类似,即本组中没有明显的规律性,可能是由于本区域缺少基准原油。然而,从检验结果中可以发现一个有趣的现象,当检验中包含欧洲利比亚锡德尔原油(ESD)的时候,结果显示 2011 年 2 月为结构突变点,此时利比亚动乱正处于最激烈的时刻:卡扎菲出动直升机,向示威抗议人群进行机枪扫射,还发射了迫击炮弹。据福布斯杂志(Katusa, 2011)估计,这次危机直接令利比亚的原油产量减半。从表 12 中可以看出,利比亚危机对长期协整关系的水平和趋势都造成了突变。

表 12 中东北非组的 Gregory-Hansen 检验结果:以迪拜法塔赫原油为基准

DBF, SUZ, SSL, SAM, SSH			DBF, MBN, DKN, IRL, IRH		
突变类型	ADF 统计量	突变日期	突变类型	ADF 统计量	突变日期
平移	-7.12***	2005-07-01	平移	-6.42***	2010-01-08
趋势	-7.28***	2005-07-01	趋势	-6.45***	2010-01-15
状态	-7.27***	2007-05-11	状态	-7.25***	2008-03-21

续表

DBF, SUZ, SSL, SAM, SSH			DBF, MBN, DKN, IRL, IRH		
状态 & 趋势	-7.97***	2008-04-04	状态 & 趋势	-6.95**	2004-07-30
	Z_t 统计量			Z_t 统计量	
平移	-8.43***	2005-04-15	平移	-6.34***	2010-03-26
趋势	-8.4***	2010-08-06	趋势	-6.36***	2010-03-26
状态	-9.15***	2007-06-08	状态	-7.81***	2008-09-12
状态 & 趋势	-9.7***	2008-05-23	状态 & 趋势	-8.47***	2007-09-28
	$Z\alpha$ 统计量			$Z\alpha$ 统计量	
平移	-143.76***	2005-04-15	平移	-83.34***	2010-03-26
趋势	-142.31***	2010-08-06	趋势	-84.22***	2010-03-26
状态	-162.51***	2007-06-08	状态	-115.42***	2008-09-12
状态 & 趋势	-179.44***	2008-05-23	状态 & 趋势	-132.93***	2007-09-28
DBF, KWT, SHR, ESD					
突变类型	ADF 统计量	突变日期			
平移	-6.27***	2011-02-18			
趋势	-6.23***	2011-02-18			
状态	-6.46**	2008-08-08			
状态 & 趋势	-6.79**	2008-05-09			
	Z_t 统计量				
平移	-7.53***	2011-02-04			
趋势	-7.49***	2011-02-04			
状态	-7.9***	2008-11-14			
状态 & 趋势	-8.18***	2008-04-25			
	$Z\alpha$ 统计量				
平移	-106.78***	2011-02-04			
趋势	-106.22***	2011-02-04			
状态	-118.21***	2008-11-14			
状态 & 趋势	-125.62***	2008-04-25			

注:本表列示了对迪拜法塔赫为基准原油的中东北非组进行的 Gregory-Hansen 检验结果。表中日期格式为“yyyy-mm-dd”。***代表1%的显著性水平。表中原油名称为缩写,全称见表3。

六、允许结构性突变的格兰因果关系检验

(一) 方法

对每一对价格序列 $x_{i,t}$ 和 $x_{j,t}$ 来说,格兰杰因果关系检验基于以下模型:

$$x_{i,t} = \sum_{l=1}^p a_l x_{i,t-l} + \sum_{m=1}^p b_m x_{j,t-m} \quad (1)$$

$$x_{j,t} = \sum_{l=1}^p c_l x_{i,t-l} + \sum_{m=1}^p d_m x_{j,t-m} \quad (2)$$

模型中 b_m 和 c_i 的显著性水平的联合检验 F 统计量可以显示一个价格的滞后值对另一个价格的预测能力。例如,如果所有的 b_m 联合显著异于零,那么可以拒绝原假设: x_j 不是 x_i 的格兰杰原因,也即意味着 x_j 的过去值可以有效预测 x_i 。

然而模型的系数随着经济发展、政策变化或者其他原因是可能改变的。也就是说,模型系数可能是不稳定的,稳定的系数只存在于某个时间段内。例如,Wlazlowski et al.(2011)发现俄罗斯乌拉尔原油可以作为潜在的全球价格基准,因为格兰杰因果关系检验显示它的过去值可以预测其它原油的价格。他的样本区间为1997年到2006年。然而,当样本区间扩大到2011年的时候,此结论不成立。为了说明这一点,本文首先按照Wlazlowski et al.(2011)的方法重新计算了相应的系数。这个系数是某一个原油与其它31个原油的格兰杰因果关系检验中,原假设被拒绝的百分比。具体来说,在方程2中,如果 x_i 是 x_j 的格兰杰原因, x_i 就被称为是 x_j 的价格领导者, x_j 则被称为是 x_i 的价格跟随者。对某一个原油 x_i 来说,同样本中所有其他原油之间,有31个检验来测试其价格领导者属性(x_i 及其滞后项作为自变量),同时也有31个检验来测试其价格跟随者属性(x_i 作为因变量)。在31个价格领导者检验中,原假设被拒绝的次数百分比被称为价格领导者系数,同样地,在31个价格跟随者检验中,原假设被拒绝的次数百分比被称为价格跟随者系数。如果某种原油的价格领导者系数很高而价格跟随者系数很低,这种原油能迅速对市场环境变化作出反应,并在价格关系中起领导作用。相反,如果价格领导者系数很低而价格跟随者系数很高,这种原油对市场变化的反应较慢,主要是被动地跟随市场变动。如果两个系数都很高,则表明这种原油很好地融合进了全球市场,主动和被动的变化都很迅速。

表13列示了格兰杰因果关系检验在不同样本期间的结果。1997-2006年间的检验结果引自Wlazlowski et al.(2011)的论文。Wlazlowski et al.(2011)据此得出结论说西德克萨斯(x_1)和布伦特(x_2)都是全球市场上的价格领导者,但迪拜法塔赫(x_{22})和阿曼混合油(x_{13})并没有显示出任何价格领导者的特征。笔者在将样本区间扩大到1997-2011年后,发现西德克萨斯(x_1)和布伦特(x_2)的两种系数都很高,表明它们与全球市场联系紧密,融合得很好^①。同时,没有证据支持迪拜法塔赫(x_{22})和阿曼混合油(x_{13})的价格领导作用。对比两个样本期间的结果,最大的差异在于Wlazlowski et al.(2011)发现的潜在价格领导者——俄罗斯乌拉尔原油(x_{16}),它的价格领导系数从1下降到0.58,因而其价格领导作用在更长的样本区间内并不能得到支持。其原因可能是 x_{16} 及其滞后项作为自变量的模型在长期内并不够稳定。为了检验这段时间内是否有结构性突变,笔者应用了Supreme Wald检验。

SupremeWald检验不需要对结构突变时点作出预判,而是对每一个可能的突变时点进行检验,把得到的最大的检验值与无结构突变的原假设下的临界值作比较,如果超出,则拒绝原假设,意味着在最大检验值发生的时点处有一个结构性突变。(Kim and Siegmund, 1989; Quandt, 1960; Andrews, 1993)

(二)实证结果

表14列出了当俄罗斯乌拉尔原油作为因变量预测其它原油价格时的SupremeWald检验值与对应的突变时点。所有的SupremeWald检验统计量都在1%的水平上显著,表明确有结构性突变存在。同时可以看出大多数检验得出的结构突变时间点都在2008年金融危机期间,少数分布在2009年初。因此金融危机的确对原油之间的价格依存关系产生了影响。

^① 此处结果与Wlazlowski et al.(2011)的结果有差异,经沟通对比后发现原因是Wlazlowski et al.(2011)的数据中布伦特的价格和笔者采用的有出入。笔者的数据采自美国能源局的最新数据。

表 13 不同样本时期的格兰杰因果关系检验结果

名称	1997-2006(Wlazlowski et al.(2011))		1997-2011	
	价格领导者系数	价格跟随者系数	价格领导者系数	价格跟随者系数
x1 西德克萨斯库欣	1	0.13	1	0.97
x2 欧洲布伦特	0.97	0.26	1	0.94
x3 欧洲挪威埃科菲斯克	0.71	0.68	0.65	0.39
x4 加拿大标准	0.65	1	0.52	1
x5 加拿大劳埃德混合	0.94	1	0.39	1
x6 墨西哥伊斯莫斯	0.87	0.45	0.97	0.81
x7 墨西哥玛雅	0.71	0.16	0.97	0.94
x8 哥伦比亚卡纽莱蒙	0.84	0.26	0.97	0.84
x9 厄瓜多尔奥连特	0.68	0.87	0.77	0.74
x10 安哥拉卡宾达	0.65	0.74	0.77	0.48
x11 喀麦隆科乐	0.74	0.87	0.55	0.58
x12 埃及苏伊士混合	0.55	0.84	0.55	0.58
x13 阿曼混合	0.77	0.84	1	0.97
x14 澳大利亚吉普斯兰	0.61	0.77	0.97	0.81
x15 马来西亚塔皮斯	0.13	1	0.68	0.97
x16 地中海俄罗斯乌拉尔	1	0.42	0.58	0.61
x17 中国大庆	0.35	1	0.45	0.94
x18 沙特阿拉伯轻油	0.58	0.48	0.65	0.61
x19 沙特阿拉伯中质油	0.65	0.52	0.74	0.68
x20 沙特阿拉伯重油	0.61	0.52	0.71	0.65
x21 亚洲穆尔班	0.84	0.81	0.9	0.87
x22 亚洲迪拜法塔赫	0.68	0.81	0.87	0.84
x23 卡塔尔杜汉	0.77	0.84	0.9	0.87
x24 地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	0.84	0.61	0.77	0.42
x25 地中海西迪科瑞尔伊朗重油	0.84	0.77	0.77	0.42
x26 科威特混合	0.87	0.9	0.94	0.87
x27 阿尔及利亚撒哈拉混合油	0.61	0.58	0.52	0.39
x28 欧洲尼日利亚邦尼轻油	0.58	0.81	0.52	0.42
x29 欧洲福卡多斯	0.68	0.71	0.55	0.58
x30 欧洲利比亚锡德尔	0.77	0.9	0.52	0.52
x31 印度尼西亚米纳斯	0.48	1	0.39	1
x32 委内瑞拉蒂朱纳轻油	0.52	0.94	0.77	0.61

注:上表中1997-2006年的结果引自Wlazlowski et al.(2011),1997-2011年的结果为笔者用同样的方法重新计算得到。

表14仅仅列出了Wald检验值的最大值。为了观测Wald检验值的动态变化,图1显示了所有的Wald检验统计量。从1997年1月份到2006年3月份,即Wlazlowski et al.(2011)的样本区间

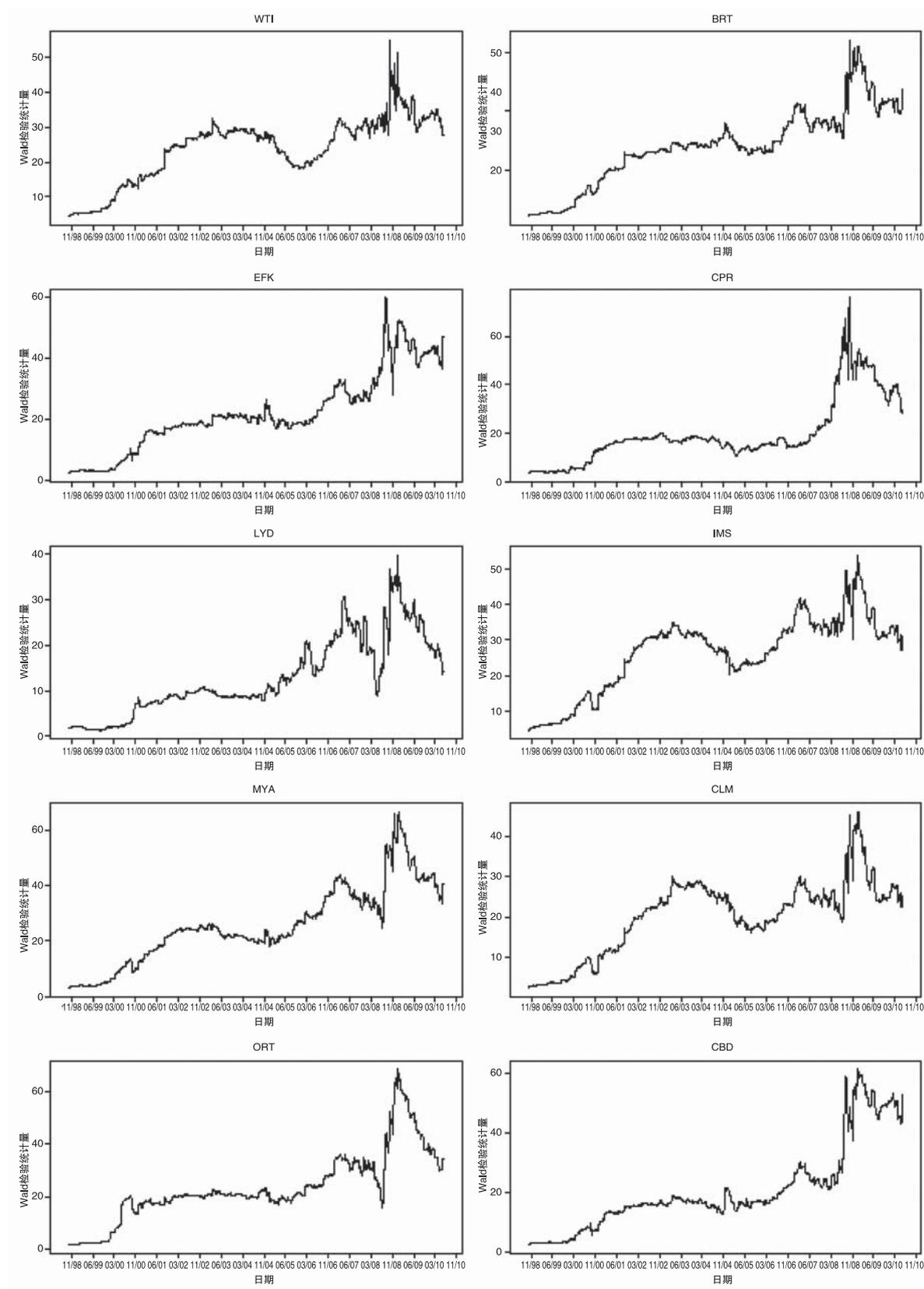
内,整体来说这个统计量是相对稳定的,在这个时期内模型也相对稳定。从2007年开始,特别是2008年中期,Wald统计量飙升,与之对应的是原油价格从顶点崩塌的过程。因此俄罗斯乌拉尔原油和其它原油之间稳定的价格关系被原油价格的崩溃破坏了。尽管模型系数产生结构性突变并不一定意味着格兰杰因果关系发生了突变,因为后者依赖于系数的整体显著性而非系数本身。但是结构性突变的存在可以从一定程度上解释在样本期延长至金融危机后,俄罗斯乌拉尔原油的价格领导作用消失的原因。

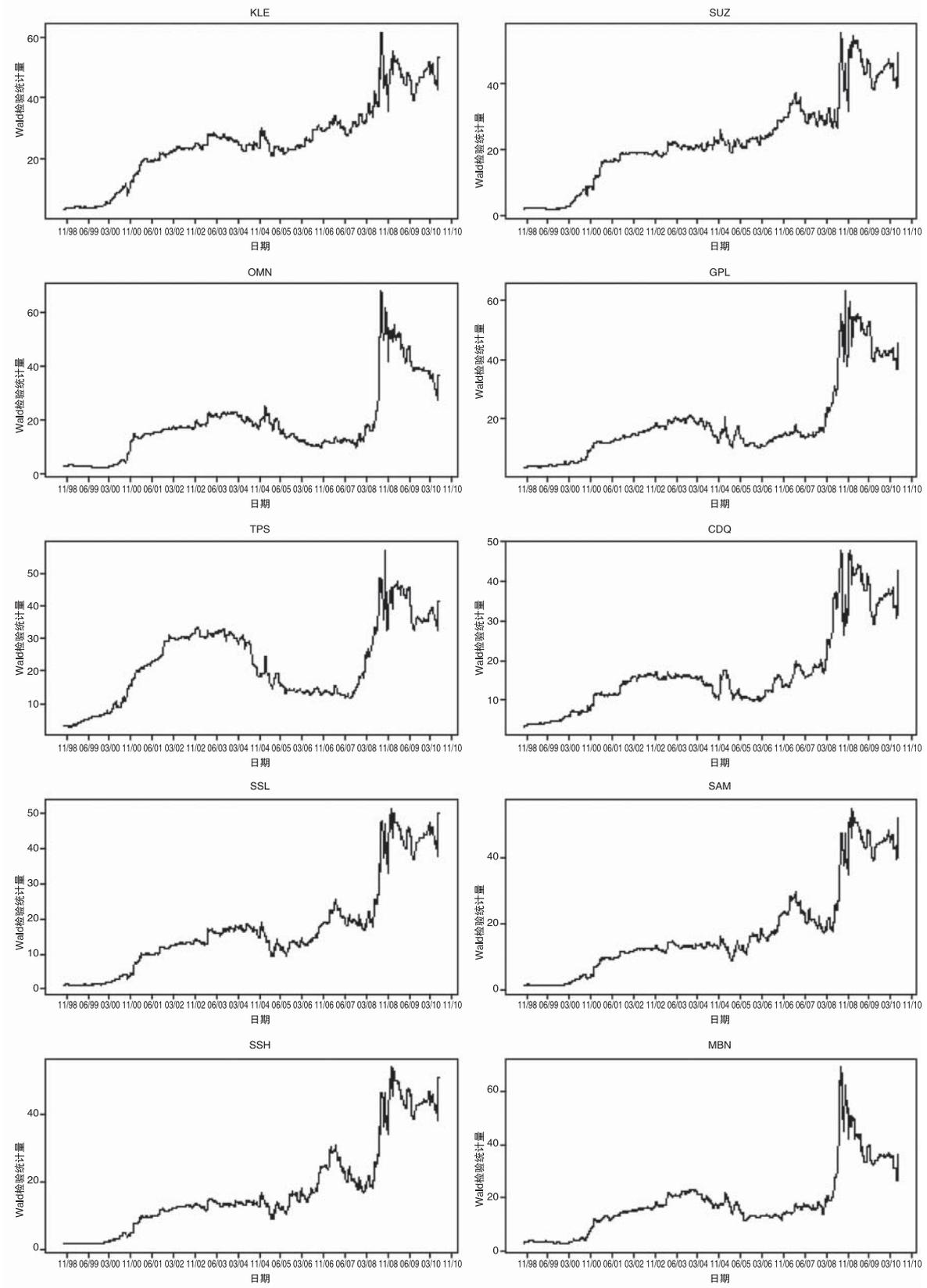
表14 俄罗斯乌拉尔原油系数中的结构性突变

名称	SupremeWald 检验统计量	突变时点	名称	SupremeWald 检验统计量	突变时点
WTI	54.85***	2008-10-03	SSL	51.32***	2008-12-12
BRT	64.15***	2008-10-03	SAM	54.81***	2008-12-12
EFK	59.69***	2008-08-15	SSH	53.81***	2008-12-12
CPR	75.95***	2008-10-03	MBN	69.07***	2008-08-15
LYD	39.81***	2008-12-26	DBF	63.75***	2008-08-15
IMS	54.03***	2008-12-26	DKN	70.95***	2008-08-15
MYA	66.60***	2009-01-09	IRL	55.52***	2009-01-02
CLM	46.04***	2008-12-26	IRH	57.62***	2009-01-02
ORT	68.39***	2008-12-26	KWT	57.55***	2008-08-15
CBD	61.08***	2009-01-02	SHR	57.81***	2008-08-15
KLE	61.63***	2009-08-15	BNL	62.73***	2008-08-22
SUZ	55.64***	2009-08-15	FCD	61.17***	2008-08-22
OMN	67.88***	2009-08-15	ESD	62.17***	2009-02-13
GPL	63.04***	2008-10-03	MNS	62.08***	2008-10-03
TPS	57.00***	2008-10-03	TJN	59.76***	2008-12-26
CDQ	47.79***	2008-11-21			

注:本表列示了在格兰杰因果检验中俄罗斯乌拉尔原油价格作为自变量时,其系数的 SupremeWald 检验统计量,以及检验得到的突变时点。这个检验的原假设是俄罗斯乌拉尔原油的系数不存在结构性突变。表中突变时点的格式为“yyyy-mm-dd”。***表示1%的显著性水平。

尽管在技术上可以进一步就结构突变前后的子样本区间进行格兰杰因果关系检验,但是从图1上可以看出,在结构突变时点后,Wald检验统计量并没有回到一个较低的水平,特别是对于安哥拉卡宾达原油(CBD),喀麦隆科乐原油(KLE),中国大庆原油(CDQ),沙特阿拉伯轻油(SSL),沙特阿拉伯中质油(SAM),沙特阿拉伯重油(SSH),地中海西迪科瑞尔伊朗轻油(IRL),地中海西迪科瑞尔伊朗重油(IRH),阿尔及利亚撒哈拉混合油(SHR),欧洲福卡多斯原油(FCD),和欧洲利比亚锡德尔原油(ESD)。Wald检验统计量持续高位意味着俄罗斯乌拉尔原油作为因变量时的系数并没有回到稳态。由于系数并不稳定,从模型中得出的推断也不稳健,因此笔者并没有根据结构突变点区分分子样本分别进行格兰杰因果关系检验。





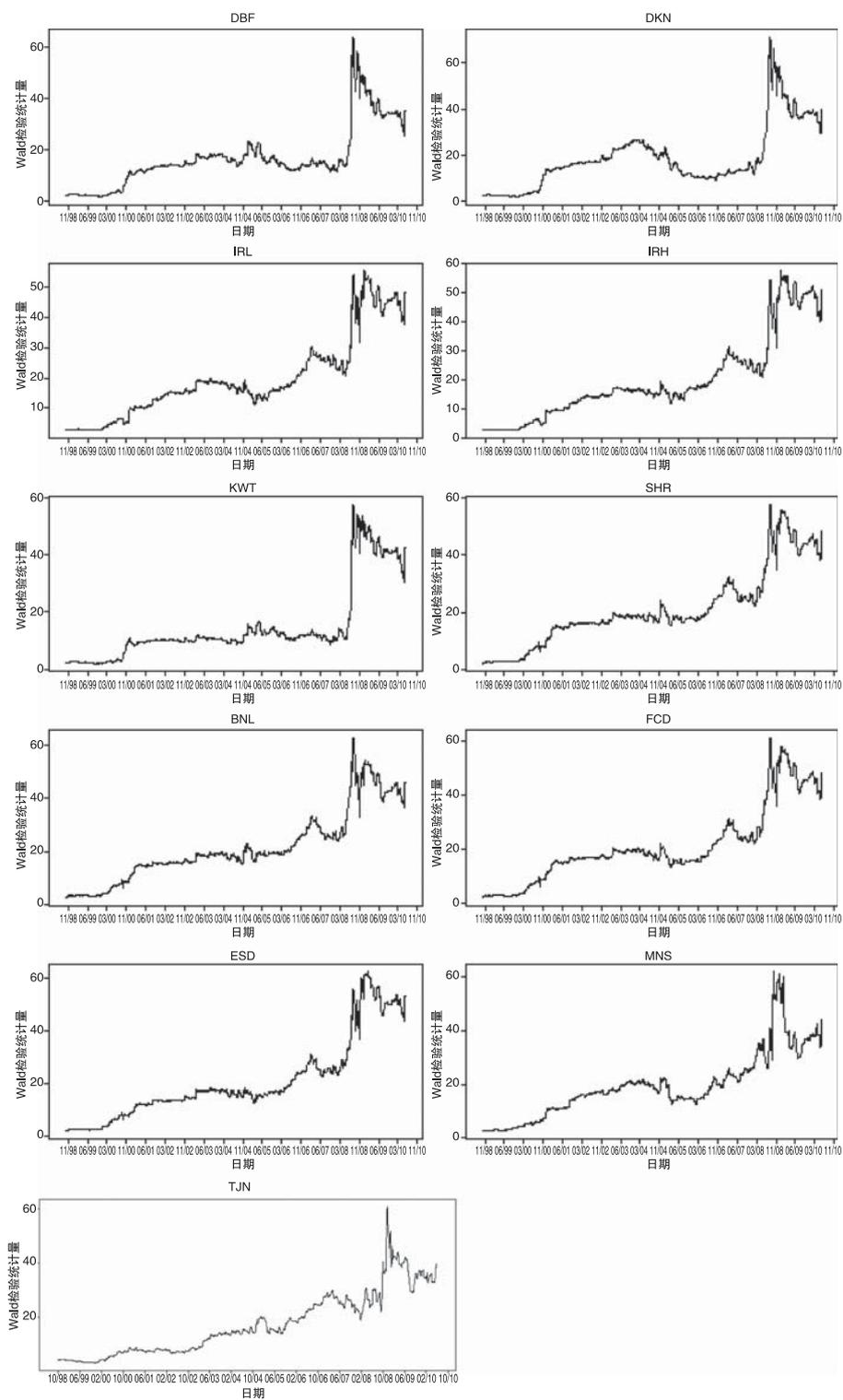


图1 俄罗斯乌拉尔原油系数的动态 Wald 检验统计量

注:本图展现了俄罗斯乌拉尔原油在作为自变量预测其它原油时,其系数的动态 Wald 检验统计量。横轴时间的格式为“mm/yy”,间隔8个月。

七、结 论

本文通过在传统的时间序列模型中引入结构性突变,检测了结构性突变的存在性及其对原油价格及价格依存关系的影响。允许结构性突变的单位根检验有两种,附加异常值(AO)模型和新息异常值(IO)模型,因而可检测出两种结构性突变。根据对相应市场状况的分析可知,附加异常值模型检测到的结构性突变与突发事件有关,如地缘政治事件等,而新息异常值模型检测到的结构性突变与市场基本面相关。此外,原油价格的时间序列属性并未因结构性突变的产生而发生改变:原油价格一直是 $I(1)$ 序列,并不平稳。

允许结构性突变的协整检验确认原油价格中存在长期协整关系,同时也确认了在长期协整关系中有结构性突变发生。此外,检测到的结构性突变时点都可以对应到相应的事件。西德克萨斯在 2011 年库存积压和价格脱钩现象导致它与其它同品质原油或同区域原油的长期价格关系出现了突变。这种变化影响深远,因为它同时改变了长期协整关系的水平、趋势和状态。相反,亚洲金融危机只是影响到了区域内原油的水平,并未影响到趋势。此外,模型还检验到了 2011 年的利比亚危机。

SupremeWald 检验被用在格兰杰因果关系检验的模型里,显示 2008 年金融危机打破了格兰杰因果关系检验模型的稳定性,使得 Wlazlowski et al.(2011) 文中的主要结论—俄罗斯乌拉尔原油可以作为潜在的基准原油,在更长的样本区间内不再成立。

本文的分析说明了在时间序列建模中结构突变的重要性。一般来说,如果总体回归函数在样本中发生了突变,那么普通最小二乘法只是在综合了突变前后不同时期后,估计了整体样本中存在的一个“平均”关系。根据突变所处时点和大小,这个“平均”回归方程和真实的方程会有很大差别,由此得到的估计和预测质量不高。因此,在实践中,考虑结构性突变的存在及其对结论的影响是十分关键的。

附录

表 A.1 原油价格序列一阶差分的 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验结果:
附加异常值(AO)模型

符号	名称	t 统计量	第一个突变时点	第一个突变时点的 t 统计量	第二个突变时点	第二个突变时点的 t 统计量
x1	西德克萨斯库欣	-7.61 **	2008-07-11	-9.04 ***	2008-12-12	8.9 ***
x2	欧洲布伦特	-7.1 **	2008-07-11	-9.54 ***	2008-12-12	9.67 ***
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	-7.12 **	2008-07-04	-9.69 ***	2008-11-28	9.69 ***
x4	加拿大标准	-7.36 **	2008-07-04	-9.05 ***	2008-12-12	8.97 ***
x5	加拿大劳埃德混合	-8.4 **	2008-07-04	-7.09 ***	2008-12-12	7.07 ***
x6	墨西哥依斯莫斯	-6.66 **	2008-07-04	-9.56 ***	2008-12-12	9.69 ***
x7	墨西哥玛雅	-6.34 **	2008-07-04	-9.82 ***	2008-11-28	10.01 ***
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	-6.17 **	2008-07-04	-9.39 ***	2008-12-12	9.4 ***
x9	厄瓜多尔奥连特	-6.85 **	2008-07-04	-9.1 ***	2008-12-12	9.32 ***
x10	安哥拉卡宾达	-7.2 **	2008-07-04	-9.48 ***	2008-11-28	9.55 ***
x11	喀麦隆科乐	-6.75 **	2008-06-27	-8.4 ***	2008-12-12	8.59 ***

续表

符号	名称	t 统计量	第一个突变时点	第一个突变时点的 t 统计量	第二个突变时点	第二个突变时点的 t 统计量
x12	埃及苏伊士混合	-7.19**	2008-07-04	-9.2****	2008-11-28	9.27***
x13	阿曼混合	-7.01**	2008-07-25	-10.5***	2008-11-28	10.68***
x14	澳大利亚吉普斯兰	-7.02**	2008-07-04	-10.2***	2008-12-05	10.31***
x15	马来西亚塔皮斯	-7.16**	2008-07-04	-10.2***	2008-11-28	10.29***
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	-7.65**	2008-07-04	-9.2****	2008-12-12	9.32***
x17	中国大庆	-6.9**	2008-07-04	-10.0***	2008-11-21	10.14***
x18	沙特阿拉伯轻油	-7.48**	2008-07-04	-9.79***	2008-11-28	9.84***
x19	沙特阿拉伯中质油	-7.74**	2008-07-04	-9.58***	2008-11-28	9.66***
x20	沙特阿拉伯重油	-7.95**	2008-07-04	-9.39***	2008-11-28	9.48***
x21	亚洲穆尔班	-6.03**	2008-07-04	-11.1***	2008-11-28	11.21***
x22	亚洲迪拜法塔赫	-6.08**	2008-07-04	-10.7***	2008-11-28	10.83***
x23	卡塔尔杜汉	-5.9**	2008-07-04	-11.3***	2008-11-28	11.36***
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	-7.28**	2008-07-04	-9.98***	2008-12-12	10.1***
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	-7.39**	2008-07-04	-9.81***	2008-12-12	9.95***
x26	科威特混合	-6.31**	2008-07-04	-10.6***	2008-11-28	10.73***
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	-7.38**	2008-07-04	-9.71***	2008-11-28	9.72***
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	-7.24**	2008-07-04	-9.74***	2008-11-28	9.71***
x29	欧洲福卡多斯	-7.26**	2008-07-04	-9.81***	2008-11-28	9.79***
x30	欧洲利比亚锡德尔	-6.59**	2008-07-04	-9.73***	2008-12-12	9.86***
x31	印度尼西亚米纳斯	-6.7**	2008-07-04	-8.07***	2009-01-30	8.25***
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	-6.63**	2008-07-04	-9.52***	2008-12-12	9.66***

表 A.2 原油价格序列一阶差分的 Clemente-Montanes-Reyes 单位根检验结果：
新息异常值 (IO) 模型

符号	名称	t 统计量	第一个突变时点	第一个突变时点的 t 统计量	第二个突变时点	第二个突变时点的 t 统计量
x1	西德克萨斯库欣	-11.15**	2008-06-27	-8.34***	2008-12-19	8.37***
x2	欧洲布伦特	-17.6**	2008-06-27	-8.46***	2008-12-19	8.62***
x3	欧洲挪威埃科菲斯克	-16.21**	2008-07-11	-9.23***	2008-12-05	9.33***
x4	加拿大标准	-11.07**	2008-07-11	-8.58***	2008-12-19	8.59***
x5	加拿大劳埃德混合	-10.98**	2008-07-11	-7.41***	2008-12-19	7.43***
x6	墨西哥伊斯莫斯	-10.21**	2008-07-11	-8.2****	2008-12-19	8.38***
x7	墨西哥玛雅	-9.49**	2008-07-11	-8.95***	2008-11-14	9.12***
x8	哥伦比亚卡纽莱蒙	-9**	2008-07-11	-7.97***	2008-12-05	8.02***
x9	厄瓜多尔奥连特	-9.62**	2008-07-11	-8.06***	2008-11-28	8.23***
x10	安哥拉卡宾达	-15.9**	2008-07-11	-8.87***	2008-12-05	9****
x11	喀麦隆科乐	-16.22**	2008-07-11	-9.1****	2008-12-05	9.19***
x12	埃及苏伊士混合	-16.3**	2008-07-11	-9.23***	2008-12-05	9.37***

续表

符号	名称	t 统计量	第一个 突变时点	第一个突变时 点的 t 统计量	第二个 突变时点	第二个突变时 点的 t 统计量
x13	阿曼混合	-11.36 **	2008-07-11	-9.16 ***	2008-11-21	9.23 ***
x14	澳大利亚吉普斯兰	-11.65 **	2008-07-11	-9.00 ***	2008-11-14	9.08 ***
x15	马来西亚塔皮斯	-11.43 **	2008-07-11	-8.72 ***	2008-12-05	8.79 ***
x16	地中海俄罗斯乌拉尔	-20.71 **	2008-07-11	-8.74 ***	2008-12-26	8.9 ****
x17	中国大庆	-11.28 **	2008-07-11	-8.36 ***	2008-11-28	8.46 ***
x18	沙特阿拉伯轻油	-15.97 **	2008-07-11	-8.99 ***	2008-12-05	9.12 ***
x19	沙特阿拉伯中质油	-15.95 **	2008-07-11	-8.88 ***	2008-12-05	9.02 ***
x20	沙特阿拉伯重油	-15.91 **	2008-07-11	-8.74 ***	2008-12-05	8.89 ***
x21	亚洲穆尔班	-11.14 **	2008-07-11	-9.14 ***	2008-11-21	9.2 ****
x22	亚洲迪拜法塔赫	-11.55 **	2008-07-11	-8.67 ***	2008-12-05	8.76 ***
x23	卡塔尔杜汉	-20.95 **	2008-07-11	-10.3 ***	2008-12-05	10.4 ***
x24	地中海西迪科瑞尔伊朗轻油	-20.49 **	2008-06-27	-8.73 ***	2008-12-26	8.89 ***
x25	地中海西迪科瑞尔伊朗重油	-16.24 **	2008-07-11	-9.03 ***	2008-12-05	9.16 ***
x26	科威特混合	-11.63 **	2008-07-11	-8.67 ***	2008-12-05	8.8 ****
x27	阿尔及利亚撒哈拉混合油	-15.86 **	2008-07-11	-8.96 ***	2008-12-05	9.05 ***
x28	欧洲尼日利亚邦尼轻油	-15.59 **	2008-07-11	-8.82 ***	2008-12-05	8.88 ***
x29	欧洲福卡多斯	-20.13 **	2008-07-11	-8.75 ***	2008-12-05	8.83 ***
x30	欧洲利比亚锡德尔	-20.94 **	2008-07-11	-9.08 ***	2008-12-05	9.21 ***
x31	印度尼西亚米纳斯	-9.85 **	2008-06-27	-7.02 ***	2009-02-06	6.75 ***
x32	委内瑞拉蒂朱纳轻油	-10.19 **	2008-07-11	-8.21 ***	2008-12-19	8.38 ***

参考文献

- Andrews, D. (1993): "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 61, 821-856.
- Bacon, R. and S. Tordo (2004): "Crude Oil Prices: Predicting Price Differentials Based on Quality", *World Bank Other Operational Studies*, 10.
- Banerjee, A., R. Lumsdaine and J. Stock (1992): "Recursive and Sequential Tests of the Unit-root and Trend-break Hypotheses: Theory and International Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Baum, C. (2004): "Topics in Time Series Regression Modeling", In United Kingdom Stata Users Group Meetings 2004.
- BBC (2009): Oil Price Rises on Gaza Conflict, <http://news.bbc.co.uk/1/hi/7811043.stm>.
- Bekiros, S. and C. Diks (2008): "The Relationship between Crude Oil Spot and Futures Prices: Cointegration, Linear and Nonlinear Causality", *Energy Economics*, 30, 2673-2685.
- Ben-David, D., R. Lumsdaine and D. Papell (2003): "Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-run Growth: Evidence from Two Structural Breaks", *Empirical Economics*, 28, 303-319.
- Brunetti, C. and C. Gilbert (2000): "Bivariate Bigarch and Fractional Cointegration", *Journal of Empirical Finance*, 7, 509-530.
- Candelon, B., M. Joëts and S. Tokpavi (2013): "Testing for Granger Causality in Distribution Tails: An Application to Oil Markets Integration", *Economic Modelling*, 31, 276-285.
- Chai, J., S. Wang and B. Xiao (2013): "Abrupt Changes of Global Oil Prices", *Journal of Systems Science and Information*, 1, 38-59.
- Christiano, L. (1992): "Searching for a Break in GNP", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 237-250.
- Clemente, J., A. Montañés and M. Reyes (1998): "Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean", *Economics Letters*, 59, 175-182.
- Consilience Energy Advisory Group (2014): "The Brent Oil Price Marker: Future Prospects", Tech. Rep.

- Dickey, D. and W. Fuller (1979): "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–431.
- Diebold, F. and K. Yilmaz (2012): "Better to Give than to Receive: Predictive Directional Measurement of Volatility Spillovers", *International Journal of Forecasting*, 28, 57–66.
- Fan, Y., Y.J. Zhang, H.T. Tsai and Y.M. Wei (2008): "Estimating 'Value at Risk' of Crude Oil Price and Its Spillover Effect Using the GED-GARCH Approach", *Energy Economics*, 30, 3156–3171.
- Fattouh, B. (2007a): "OPEC Pricing Power", *Oxford Institute for Energy Studies*, WPM, 31.
- Fattouh, B. (2007b): "WTI Benchmark Temporarily Breaks Down: Is it Really a Big Deal", *Middle East Economic Survey*, 49, 14.
- Fletcher, S. (2011): "Price Dislocation in Benchmark Crudes", *Oil and Gas Journal*.
- Gregory, A. and B. Hansen (1996): "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70, 99–126.
- Hamilton, J. (2009): "Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007–08", National Bureau of Economic Research.
- Hammoudeh, S. and H. Li (2004): "The Impact of the Asian Crisis on the Behavior of Us and International Petroleum Prices", *Energy Economics*, 26, 135–160.
- Hong, Y. (2001): "A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates", *Journal of Econometrics*, 103, 183–224.
- Hong, Y., Y. Liu and S. Wang (2009): "Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover between Financial Markets", *Journal of Econometrics*, 150, 271–287.
- Hume, N. (2014): "Call for Brent Reform", *Financial Times*, <https://www.ft.com/content/a9786cbc-97ec-11e3-8dc3-00144feab7de>.
- Katusa, M. (2011): "The Libyan Crisis: Where are Oil Prices Going?" *Forbes*, <https://www.forbes.com/sites/energysource/2011/03/03/the-libyan-crisis-where-are-oil-prices-going/#6773e46659fe>.
- Kim, H. and D. Siegmund (1989): "The Likelihood Ratio Test for a Change-point in Simple Linear Regression", *Biometrika*, 76, 409–423.
- Lin, S. and M. Tamvakis (2001): "Spillover Effects in Energy Futures Markets", *Energy Economics*, 23, 43–56.
- Lin, S. and M. Tamvakis (2004): "Effects of Nymex Trading on IPE Brent Crude Futures Markets: a Duration Analysis", *Energy Policy*, 32, 77–82.
- Lu, F.B., Y.M. Hong, S.Y. Wang, K.K. Lai and J. Liu (2014): "Time-varying Granger Causality Tests for Applications in Global Crude Oil Markets", *Energy Economics*, 42, 289–298.
- Lu F.B., Y. Li, S.H. Wang and S.Y. Wang (2008): "Information Spillovers among International Crude Oil Markets—An Empirical Analysis Based on CCF Method and ECM", *Systems Engineering-Theory & Practice*, 28, 25–34.
- Lumsdaine, R. and D. Papell (1997): "Multiple Trend Breaks and the Unit-root Hypothesis", *Review of Economics and Statistics*, 79, 212–218.
- Montepeque, J. (2005): "Sour Crude Pricing: a Pressing Global Issue", *Middle East Economic Survey*, 48, 1–42.
- Nelson, C. and C. Plosser (1982): "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–162.
- Perron, P. (1989): "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica, Journal of the Econometric Society*, 57, 1361–1401.
- Perron, P. (1997): "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, 355–385.
- Perron, P. and T. Vogelsang (1992): "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal of Business & Economic Statistics*, 10, 301–320.
- Giaever-Enger, T. and D. Booth (2014): "Dated Brent as a Solution to Pricing of Crude Oil in Asia", *Platts*, Tech Rep.
- Quandt, R. (1960): "Tests of the Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes", *Journal of the American Statistical Association*, 55, 324–330.
- Wlzlowski, S., B. Hagströmer and M. Giullietti (2011): "Causality in Crude Oil Prices", *Applied Economics*, 43, 3337–3347.
- Zivot, E. and Andrews, D. (2002): "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit-root Hypothesis", *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 25–44.

(责任编辑:罗 滢)