

企业卡特尔合谋行为检验模型

——基于 OPEC 的实证研究(1995—2016)

沈 曦

(嘉吉投资中国有限公司,上海 200233)

摘要: OPEC (Organization of the Petroleum Exporting Countries, 简称 OPEC) 长期以来被认为是一个国际卡特尔组织,其通过联合各产油国限产操纵国际油价来最大化自身的经济利益。然而近年来的一些研究质疑了这一传统观点。基于两个严格定义的概念:条件独立性和可交换性,检验了 OPEC 各国之间行为的相关性和对于同一外生冲击的反应。结果发现,OPEC 的确可以被认为是一个成员国相互联系的卡特尔组织,但是是一个组织失败的卡特尔,因为没有足够的证据表明其可以有效促成并维持成员国之间的串通合谋行为。进一步的动态稳定性检验发现,OPEC 的存在并不是导致历史上几次全球油荒和油价上升的原因。

关键词: OPEC; 卡特尔合谋; 条件独立性; 可交换性

中图分类号: F416.22

文献标志码: A

文章编号: 1008-5092(2020)01-0037-12

原油输出国组织(OPEC)长期以来一直被认为是利用市场势力提高油价赚取超额利润的国际卡特尔组织。从20世纪70年代的石油危机,到90年代的海湾战争,再到最近两年石油价格一路猛涨,OPEC的恶意限产经常被归结为经济衰退的根源。国内外一系列的研究也部分证明OPEC行为对全球原油价格乃至经济走势的影响是显著的。

Ulen指出,一个成功的卡特尔组织要满足两个条件:(1)能激励自己的成员遵守组织的决议;(2)抵御外来的竞争。但OPEC组织似乎并不满足这两条。相比其他的跨国卡特尔组织(如食糖,煤炭等),OPEC无疑是最特殊的一个。首先,OPEC是唯一一个没有明文规定惩罚机制的组织。由此带来的结果是OPEC唯一依赖的工具——配额——执行力很弱。OPEC总在容忍成员国的“背叛”行为,而作为最大的产油国沙特,面对其他成员国的超配额生产,却总是通过减少自己的产量来维持整个OPEC产出的稳定。这显然和组织的长期稳定是不相容的。

针对这些现象,当今一些前沿的实证研究就

质疑了OPEC的卡特尔特性。本文通过总结OPEC研究的主要文献,然后基于一个严格定义的计量模型检验OPEC的组织结构和合谋行为。这有利于重新认识OPEC组织特性及其行为。

一、OPEC 及其历史

原油输出国组织是一个政府间的合作组织,成立于1960年,创始成员国有五个:伊朗,伊拉克,科威特,沙特和委内瑞拉。发展至今有9个国家陆续加入:卡塔尔(1961);印度尼西亚(1962);利比亚(1962);阿联酋(1967);阿尔及利亚(1969);尼日利亚(1971);厄瓜多尔(1973);安哥拉(2007)和刚果(1975—1994)。在官方文件中,OPEC宣称自己的目标是“协调各成员国的原油政策,保证一个稳定合理的原油价格,维持有效率的原油产出供应,以此保证产油国能得到合理的回报”。

OPEC对全球原油价格的影响力源自自身巨大的储备和生产能力。根据2012年OPEC的官方报告,OPEC掌握着将近80%的原油储备,提供着超过40%的原油生产。根据《世界原油展望报

告》(WOO),在未来 10~20 年,原油的主要消费国将从发达国家转向发展中国家,而现阶段发展中国家(尤其是中国,印度等大国)的强劲发展将维持对原油产品的高需求。从原油生产上看,OPEC 国家巨大的原油储备在可以预见的时期内不太可能出现耗竭。由此看来,OPEC 似乎有足够的资本维持自己的市场势力。

二、相关文献综述

文献综述主要包括两部分,首先总结过去 30 年间对于 OPEC 卡特尔行为的实证研究,在第二部分将重点陈述当今产业组织理论用于检验企业合谋行为的四种方法,并分析各自的利弊,找到最适合本文的分析框架。

1. OPEC 行为实证研究文献

OPEC 的国家卡特尔组织,属性来自很多实证研究的证据:Griffin^[1]和 Jones^[2]通过对全球主要产油国的数据实证分析发现,OPEC 国家的行为更像是一个联合的卡特尔组织,而其他非 OPEC 国家之间的竞争更符合典型的 Bertrand 价格竞争模型。沿袭着这一思路,Kaufmann^[3]检验了 OPEC 产量对全球原油价格的影响。相比市场结构模型,另一些文献更深层次地讨论了 OPEC 的组织结构:利用投资的数据,Adelman^[4]发现诸如沙特和科威特等 OPEC 成员国曾故意限制生产能力来控制原油供给和市场价格。Geroski,^[5] Dahl 和 Yucel,^[6] Alhajji 和 Huettner,^[7] 以及 Di-booglu 和 Algudhea^[8] 都基于博弈论“以牙还牙(tit-for-tat)”的惩罚机制来解释 OPEC 成员国之间的产量博弈行为。国内已有的研究基本都支持 OPEC 合谋行为这一假设命题。牛琦彬和贾松岩^[9],张照志和王安建^[10]用 1986—2004 年的数据对欧佩克在世界原油市场的垄断程度进行了测量,发现 OPEC 在世界原油市场上仍然具有较强的垄断性,而且一两个非核心成员的退出或加入对欧佩克组织的垄断度不会产生根本性影响。

然而,以上的文献都忽视了一个重要的问题:OPEC 是一个国家政府之间的组织,这就注定了简单的利润最大化假设并不完全适用,一些政治因素必须得以考虑。在过去的 10 年中越来越多的文献开始质疑 OPEC 的合谋性。总体上分成三类,第一类侧重于研究卡特尔的稳定性,通过证明组织结构的不稳定来驳斥卡特尔假设。Adelman 就指出新的替代能源的冲击完全可能导致 OPEC

成员国之间合作的不稳定。^[4] Griffin 和 Xiong 证明了即便在有配额限定的情况下,背叛行为依然是有利可图的。^[1] Staniford^[11]通过对配额这一指标的研究发现 OPEC 成员国之间的竞争不是短期的产量而是通过扩大自身生产能力来获得更大的长期生产配额。第二类文献得益于高级的计量工具,侧重于检验 OPEC 对全球原油市场的影响力。Gulen^[12]基于协整检验的结果拒绝了 OPEC 限产对全球原油价格显著影响的假设命题。Alhajji 和 Huetter^[13]通过检验 OPEC 核心国家的行为发现 OPEC 作为卡特尔组织控制力并不足以强到影响全球原油市场,因为没有一个核心国家足以成为主导生产者(dominant producers)。与之类似,Smith^[11]论证了 OPEC 面临的竞争结构介于非合作寡头市场和卡特尔之间。第三类文献主要研究的是 OPEC 协调各国行为的工具:配额。Reynolds 和 Pippenger^[14]利用格兰杰因果检验发现短期内是配额数量决定各国的产出,但是长期内是产出决定配额。Almoguera, Douglas 和 Herrera^[15]综合了 1974—2004 数据,并指出如果说还有一些证据能说明 OPEC 成员国在 70 和 80 年代存在一定的合谋行为的话,90 年代以来这样的合谋和限产行为的证据已经不复存在了。

2. 企业合谋行为检验模型

近年来,美国反垄断案例的增多推进了产业组织理论对于验证企业间合谋行为模型的研究。在过去的 20~30 年间,针对企业间合谋行为的实证研究主要发展出了若干模型方法。

第一类模型的出发点依然是市场结构,Porter^[16]和 Ellison^[17]等人在针对美国北部地区铁路运输公司(Joint Executive Committee,简称 JEC)之间合谋行为的研究中发展出来了一个完备的市场结构检验模型。通过设定包含需求函数成本函数的结构模型以后,可以在一个市场结构假设下得到企业利润最大化的简化形式模型,从而判断企业间的关系行为是否和假设相一致。Almoguera, Douglas 和 Herrera 使用的正是这个框架。这种模型虽然具备严谨的经济学推理,但在实际操作上存在一定的困难。首先模型的简化形式估计严重依赖于对市场结构的假设。其次,一旦需求函数中需要控制的外生变量数量太多,简化形式模型就会变得极其复杂,相应的参数识别就变得尤其困难。这一点对于 OPEC 市场结构估计是一个严峻的挑战。除此以外,作为一个政府之间的合作

组织,OPEC 面临的不仅仅是简单的市场变量,更有政治等因素,而简单的利润最大化假设似乎也并不合适。

第二类模型依托的是企业行为:由 Porter 和 Zona^[18] 在研究牛奶供应商竞标行为的案例中发展出来。这种计量方法通过对比有合谋嫌疑的企业行为和完全竞争关系的企业行为,差别越是显著,指控合谋的证据就越是充分。但是找到一个合适的完全竞争企业参考标准往往很困难。在 OPEC 的研究中,世界原油产出主要集中在几个寡头国家供应商手中,其他的小国基本扮演的是价格接受者的角色。来源于 2000 年美国司法部(Department of Justice,简称 DOJ)和联邦贸易委员会(Federal Trade Commission,简称 FTC)针对赖氨酸生产企业(lysine)的一次反垄断调查中使用的计量方法,要求观察到一个明显的合谋时间点,在这一个时间点之前,企业之间是完全竞争的,在这一个时间点以后,企业之间有了合谋嫌疑。前后行为的差异就成为司法部指控企业合谋的证据。而这样的时间点选择是最为关键的一步。在 OPEC 案例中,这样的时间点几乎是不存在的。最后一种选择源自 Bajari 和 Ye^[19] 对于水泥行业企业竞标建筑工程的案例分析报告。计量模型直接从企业行为出发,使用简化形式模型估计,从而避免了结构模型带来的参数识别问题。模型假设检验建立在两个严格定义的数学概念之上:一是(条件)独立性(conditional independence),就是说企业 i 的行为不会影响到企业 j 的行为,个体之间是相互独立的。二是可交换性(exchangeability)。模型认为一个因素(比如运输成本)的变化对于每个竞争性企业的行为影响应该是相同的,如果不同的企业行为调整不同,企业之间的竞争性假设就值得怀疑。

综合以上的讨论,Bajari 和 Ye 的计量模型对于 OPEC 国家之间可能存在的合谋行为的检验能力优于其他方法,我们的实证模型就将建立在条件独立性和可交换性检验之下。

三、OPEC 合谋行为实证模型

在这一部分我们将详细阐述我们的实证模型。首先我们要引入独立性和可交换性这两个概念的严格数学定义。然后通过 OPEC 国家的行为建立简化形式的计量回归模型。最后我们将讨论如何通过假设检验来判断合谋行为的存在与否。

我们的实证模型基于 Bajari 和 Ye^[19] 的模型框架,这种方法被应用于研究水泥建筑企业竞标高速公路维修项目的反垄断合谋案例。简单地讲,基本思想是模型的应变量是企业的竞标行为,自变量中 Bajari 和 Ye 控制了企业到建筑项目的距离,企业的生产能力,企业的运营成本等个体因素。回归分析可以得到各个观测个体的残差,如果企业之间是独立的,即不存在合谋行为,这些残差之间应该没有相关关系,而显著的相关关系就是合谋的证据。

1. (条件)独立性和可交换性的数学定义

(条件)独立性和可交换性这两个概念源自拍卖竞标理论,两者共同构成了竞争性投标行为的充分必要条件。(条件)独立性意味着在控制了可以被公共观察到的成本因素以后,企业的投标行为应该是相互之间独立的。作为串谋的卡特尔组织成员,各自只会在事先商议好的框架下投标(产业组织理论称之为“假投标”,phantom bid),企业之间的行为会出现显著的相关性。第二个条件可交换性直观上可以理解为如果企业之间没有合谋而是竞争关系,任何一个企业 i 的竞标行为应该完全由自身和竞争对手的成本结构水平决定。作为一个相互勾结的串谋组织,每个企业不仅要顾及自身的利益,更要遵守事先的约定,照顾其他竞争对手的情况,因此我们会观察到一个相互影响的竞标关系。

为了严格定义条件独立性和可交换性,我们首先定义每一个生产者的成本函数是由一组共同的参数 θ 和各个生产者自己的成本变量 $Z_i (i=1, 2, 3, \dots)$, Z_i 可以解释为一些影响成本的因素比如到市场的距离,原材料进货单价等等,这些因素都会因人而异。Bajari 和 Ye 为了研究企业竞标过程中的不确定因素(比如成本的不确定或是市场需求的不确定),在成本函数中引入了一个随机项 ε_i 。如果将成本函数定义为 $C_i = \alpha + \beta Z_i + \varepsilon_i^8$,且假设 ε^i 只有生产者 i 自己可以观察到,那么对于竞争对手和其他观察者来说,该生产者的产量或其他行为 b 就退化为一个随机变量,在概率统计上可以定义为给定 Z_i 的一个条件分布,我们将它的累积分布和密度函数分别记为 $G_i(b; z)$ 和 $g_i(b; z)$,其中 $Z = (Z_1, Z_2, Z_3, \dots)$ 。严格意义上说, $G_i(b; z)$ 和 $g_i(b; z)$ 应该取决于各个生产者之间成本变量的联合分布函数,因为决定个人行为的不仅有生产者的成本变量 Z_i ,也受制于其他

生产者的成本情况 $Z_j, j \neq i$ 。

由此我们可以严格定义条件独立性和可交换性。条件独立性要满足条件: 给定 $Z = (Z_1, Z_2, Z_3, \dots)$, 生产者 i 的行为分布函数 $G_i(b; z)$ 和生产者 j 的 $G_j(b; z)$ 应该满足独立同分布。因为每一个生产者的成本变量 Z_i 是相互独立的, 继而每一个生产者的成本 C_i 独立于其他生产者的成本变量。对于相互之间竞争的生产者 i 和 j 而言, $G_i(b; z)$ 和 $G_j(b; z)$ 都取决于 Z , 而 Z_i 和 Z_j 之间是独立的, 因此 $G_i(b; z)$ 和 $G_j(b; z)$ 也应该是互不依赖, 相互独立的。而 $G_i(b; z)$ 和 $G_j(b; z)$ 之间的同分布性是因为竞争企业在给定相同的市场背景和成本结构前提下, 对于同一市场的供给行为应该是一样的。正如 Porter 和 Zona (1999) 指出的打破这样独立同分布条件的唯一原因就是非竞争行为或是合谋行为。当企业之间串通合谋事先划分好势力范围, 各自在领地上垄断市场, 而对于别人的领地自觉退让的时候, 我们任意观察一个市场, 这个市场的“领主”生产者 i 和其他生产者 j 的行为肯定有显著的区别。而 Porter 和 Zona 进一步指出, 即便给定了 Z , 合谋会使得企业 i 和 j 的行为存在相关性, 从而同时打破独立性和同分布性两个要求。具体到我们的原油市场中, 如果 OPEC 成员国之间的确相互串通, 共同控制石油市场, 我们应该观察到无论是北美市场还是亚洲市场, OPEC 成员国之间都会存在明显的相关性, 或是共同减产或是同步扩张。

可交换性从另一个角度分析了企业行为: 竞争性生产者的行为仅仅依赖于 Z , 换言之, Z 的改变是唯一会导致生产者行为 b 发生变动的因素。Bajari 和 Ye 利用了以下数学定义

$$G_i(b; z_1, z_2, z_3, z_4 \dots) = G_{\pi}(b; z_{\pi 1}, z_{\pi 2}, z_{\pi 3}, z_{\pi 4} \dots)$$

其中 π 表示变动的函数。如果成本变动 π , 那么企业的行为也应该对应变动 π 。简单地说, 如果假设 z_1, z_2 发生了变动 π , 其他 z_i 保持不变, 生产者的行为也将变化 π 。在实证分析中, 如果企业之间是完全竞争关系, 对于同一外生冲击做出的反应应该是一样的; 而不一样的反应恰恰是怀疑合谋行为的证据。

2. OPEC 合谋实证检验模型

对于条件独立性和可交换性的实证检验建立在一组简化形式的线性回归模型基础之上。模型的应变量则是各个 OPEC 成员国每年向各个市场出口的原油数量。按照 OPEC 官方的年度统计报

告 (Annual Statistical Bulletin, 简称 ASB), 世界石油市场被分成六大分市场: 欧洲、北美、亚太地区、拉美、非洲和中东地区。

而需要控制和考虑的自变量则包括两类: 一是各个市场需求的变动, 二是各个生产者的成本变动。原油作为当今国民经济生产的重要投入品和当地经济的增长速度联系紧密, 因此需求要素可以利用各个市场的经济增长情况 (GDP 增长率) 来测量和估计。

成本变动相对比较复杂, 原油出口的成本主要包括两部分, 生产成本和运输成本, 运输成本可以利用 OPEC 官方公布的单位运价和运输距离来计量。生产成本的计量最为困难, 一个原因是我们很难掌握精确的生产成本数据, 更重要的是规模经济的存在使得生产成本严重依赖于产量, 如果 OPEC 成员国之间确实有合谋行为, 产量将是一个内生变量而非外生给定, 从而导致计量结果的偏差。所以, 我们需要一个既能反映生产成本, 又独立于生产者行为的工具变量来帮助我们计量模型。

天然气的产量变动提供了这么一个理想的工具变量。首先, 天然气的勘测开采和原油具有很大的相似性, OPEC 国家几乎个个都是天然气的生产大国。因此能影响原油生产的成本冲击诸如劳动成本或是投资成本的变动都会同时影响该国家的天然气生产。而世界天然气市场不同于原油市场, OPEC 对于天然气不具备有效的控制影响能力。因此天然气产出的变动率这个变量既满足了外生性条件, 又准确地报告了原油生产行业成本的变动。

每个成员国到相应的市场的运输成本, 竞争对手 (其他国家) 的运输成本, 最后我们还考虑了每个成员国的原油储备和竞争对手的储备水平。此外值得注意的是, 作为一个政府间的合作组织, OPEC 的行为不仅仅受到经济因素的影响, 更会受到诸如海湾战争等政治因素的影响, 为了控制这些外生冲击, 我们引入一系列年度的虚拟变量。在给定这些因素以后, 我们的回归模型将帮助我们检验条件独立性和可交换性在 OPEC 成员国之间的显著性。

不同于以前的文献, 我们的计量模型没有包含备受争议的配额这一变量。因为并没有足够的证据证明配额对于 OPEC 成员国的产量有显著的限制作用。我们模型更侧重于考察各国在实际产

量上是否存在合谋或是联合限产的行为。无论是否包含配额这一指标都没有关系,不会影响整个模型的测度和检验。

表 1 概括了我们回归模型的所有变量:

表 1 回归模型变量	
变量名称	意义
$Expro_{i,j,t}$	国家 i 在 t 年向市场 j 的出口量
$Dist_{i,j}$	国家 i 和市场 j 之间的距离 ($LDIST_{i,j,t} = Ln(Dist_{i,j})$)
$w_{j,t}$	t 年市场 j 地区的单位运输成本
$CAP_{i,t}$	国家 i 在 t 年的原油储备水平
$\%GDP_{j,t}$	地区(市场) j 在 t 年的 GDP 增长速度
$\%GAS_{i,t}$	生产国 i 在 t 年天然气产量的变化率
τ_h	年份虚拟变量($h=96,97,\cdots 11$)

不同于 Bajari 和 Ye 的模型,我们的回归模型不能包括所有的竞争对手的变量。OPEC 总共有 14 个成员国,这就意味着我们的模型要包括 26 个变量才覆盖所有竞争对手的变量(运输成本和储备水平),这对于自由度是一个巨大的损失。我们的模型中将竞争对手定义为除了成员国 i 以外,另两个最大的出口国。

由此我们的实证模型就可以写成如下的形式:

$$Export_{i,j,t} = \alpha_{0,i} + \alpha_{1,i}^1 LDIST_{i,j,t} + \alpha_{1,i}^2 W_{j,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_{2,i}^k LDIST_{k,j,t} + \alpha_{3,i} CAP_{i,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_{3,i}^k CAP_{k,t} + \alpha_{4,i} \% GDP_{j,t} + \alpha_{5,i} \% GAS_{i,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_{5,i}^k \% GAS_{k,t} + \sum_h \alpha_{6,i}^h \tau_h + \varepsilon_i$$

其中变量 $LDIST_{k,j,t}$, $\%GAS_{k,t}$ 和 $CAP_{k,t}$ ($k=1, 2$) 分别控制了出生产国 i 以外,另外最大的两个竞争对手的运输成本、生产成本和储备水平。

正如我们在上一个部分解释的,残差 ε_i 之间的相关系数可以直接用来检验条件独立性。根据 Barjari 和 Ye 的解释,在排除了影响生产者 i 行为的所有“合理”因素(包括自身成本,竞争对手的成本以及外生的需求冲击)之后,如果 OPEC 成员国之间是相互竞争的, ε_i 和 ε_j 的相关系数 $\rho_{i,j}$ 应该等于零,即不存在其他的相关性。严格的统计检验基于 Fisher 的 Z 检验:

原假设为 $H_0: \rho_{i,j} = 0$

假设检验统计量为 Fisher $Z: Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}$

Z 服从均值为 $\mu_Z = \frac{1}{2} \ln \frac{1+\rho}{1-\rho}$ (当条件独立满足的时候, $\rho = 0$ 且 $\mu_Z = 0$), 方差为 $\sigma_Z = 1/\sqrt{n-3}$

(n 为样本容量)的正态分布。通过假设检验我们可以很方便的测度条件独立性的成立与否。

另一个条件可交换性的成立与否同样可以基于以上的回归模型得到验证。正如可交换性的数学定义解释的,所有原油出口国对于同一个外生冲击的反应应该是一样的。在统计检验中表现为 $\alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, l=1,2,3,\cdots$ 换言之,我们的实证模型可以写成如下新的形式:

$$Export_{i,j,t} = \alpha_0 + \alpha_1^1 LDIST_{i,j,t} + \alpha_1^2 W_{j,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_2^k LDIST_{k,j,t} + \alpha_3 CAP_{i,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_3^k CAP_{k,t} + \alpha_4 \% GDP_{j,t} + \alpha_5 \% GAS_{i,t} + \sum k = 1, 2 \alpha_5^k \% GAS_{k,t} + \sum_h \alpha_6^h \tau_h + \varepsilon_i$$

基于 F 分布的邹至庄检验提供了一个简单的统计检验途径。新的回归模型等同于对原始模型施加了一组 $\alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, l=1,2,3,\cdots$ 的约束条件。如果我们将原假设设定为:

$$H_0: \alpha_{l,i} = \alpha_{l,j}, l=1,2,3,\cdots$$

邹至庄检验的统计量是:

$$F = \frac{(SSR_C - SSR_U)/n}{SSR_U/(T-m)}$$

其中 T 是样本容量, m 是自变量的个数, n 是约束条件的数量。 F 统计量服从自由度是 $(n, T-m)$ 的 F 分布。

只要简单地估计无约束模型和约束模型,并且计算各自的 SSR (残差平方和), 我们就能方便地检验可交换性。

四、OPEC 合谋行为实证检验结果

实证分析将分成三个步骤,首先简单地介绍样本的基本情况,回归分析结果有助于初步讨论 OPEC 国家行为上的特点,在第二部分将检验条件独立性和可交换性,最后的动态检验将验证 OPEC 国家在所需求比较稳定的 1995—2007&2013—2016 年间和全球油荒的 2008—2013 年间行为上的差异。

1. 样本概况

我们关于原油的数据来自 OPEC 的官方报告 (ASB, Annual Statistical Bulletin), 总共收集到了从 1995 到 2016 年共计 21 年的面板数据 14。关于各个地区 GDP 增长速度的数据来自联合国 (the United Nation) 的年度世界经济报告 (World Economic Situation and Prospects, 1995—2016)。表 2 概括了样本的基本情况:

表 2 样本基本统计量

A. 分市场数据(出口量和单位运输成本)					
变量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
I. 欧洲市场					
$Exprot_{i,j,t}$	373. 83	435. 42	161. 7	1769. 1	0
$w_{j,t}$	1. 54	0. 55	1. 51	3. 14	0. 86
II. 北美市场					
$Exprot_{i,j,t}$	379. 62	511. 12	77. 1	1670. 7	0
$w_{j,t}$	1. 36	0. 42	1. 29	2. 15	0. 75
III. 亚太地区					
$Exprot_{i,j,t}$	706. 68	947. 63	379. 3	4281. 7	0
$w_{j,t}$	1. 57	0. 73	1. 5	3. 35	0. 71
IV. 拉美市场					
$Exprot_{i,j,t}$	69. 61	155. 59	0	824. 5	0
$w_{j,t}$	1. 36	0. 42	1. 29	2. 15	0. 75
V. 非洲市场					
$Exprot_{i,j,t}$	32. 71	59. 27	0	263. 9	0
$w_{j,t}$	2. 13	0. 89	1. 91	4. 06	1. 11
VI. 中东市场					
$Exprot_{i,j,t}$	27. 4	68. 47	0	309. 8	0
$w_{j,t}$	1. 99	0. 87	2. 01	4. 17	0. 95
B. 生产国数据(储备水平和生产成本)					
变量	均值	标准差	中位数	最大值	最小值
$CAP_{i,t}$	79723	75714. 37	76108	297571	3990
$\% GAS_{i,t}$	4. 19	17. 98	3. 7	50. 6	- 206. 8

值得注意的是,各个 OPEC 成员国向六大市场的出口数量差异巨大,主要集中在欧洲、北美和亚太市场。这也部分因为这三个地区的工业化程度较高,需求相比非洲等地区要大。但是六个市场单位运输成本的差异其实并不显著,只是相比北美和欧洲地区,中东和非洲市场运输成本的波动要较为剧烈一些。

2. 实证计量结果

实证回归分析分成两个部分,首先表 3 的回归模型系数估计值针对的是总体样本,第二列是普通最小二乘估计结果,后六列是分位点(quantile)回归的结果。附表的输出结果来自各个产油国的独立样本。所有的模型都在面板数据框架下加入了年份的时间虚拟变量回归得到。附表分成 A、B 两部分,A 中首先提供了针对整个样本的回归结果,根据回归模型,理论先验地认为,任何一个产油国向市场 j 的出口量对于市场的需求,竞争对手的成本(生产成本和运输成本)以及自己的储备水平成正比,而和自己的成本以及对手的储备水平成反比,因此 $\alpha^1_{1,i}, \alpha^2_{1,i}, \alpha^k_{3,i}$ 和 $\alpha_{5,i}$ 是负的,其余系数理论上是正值。根据表 3 部分第一

列的系数结果,基本和这些理论预计相吻合。生产者 i 对竞争对手的行为的反应是验证竞争关系的重要依据。每一个产油国都被引入了两个竞争对手,因此运输距离的系数 $\alpha^k_{2,i}$,对手原油储备水平的系数 $\alpha^k_{3,i}$ 还有对手生产成本的系数 $\alpha^k_{5,i}$ 都同时反映出产油国 i 对于第一和第二大竞争对手的反应,计量结果表明,对于第一竞争对手的情况(无论是成本还是距离)国家 i 的反应在统计上都是显著的,但是第二号竞争对手的情况似乎对该国的影响并不大。这一现象和寡头竞争市场的理论很接近。在一个寡头垄断的市场中,当一个厂商占据了绝对优势,他的一举一动起着举足轻重的作用,而作为追随者,他们的行为对于市场竞争结构影响甚微。虽然这不是证明 OPEC 国家之间竞争的充分证据,也在一定程度上反映出这些国家之间存在的相互影响关系,至少不是完全的合谋。作为测量需求变动的变量,分市场 GDP 的增长幅度表现出了显著的正影响,说明 OPEC 的产出确实受到需求的制约。最后值得我们注意的是储备量的系数在统计上并不显著,然而这一点并不意外,原油从勘测到开采一般需要 5 ~ 10 年

表 3 样本分位点回归结果

变量	均值回归	分位点回归					
		15%	25%	33%	66%	75%	85%
$\alpha_{0,i}$	-1088.67 (-5.67)	- ¹	1.88 (0.52)	23.58 (1.58)	-22.32 (-0.31)	0.57 (0.00)	39.12 (0.28)
$\alpha_{1,i}^1$	-72.58 (-4.16)	-	-0.0005 (-4.87)	-0.003 (-6.75)	-0.016 (-6.70)	-0.025 (-5.71)	-0.028 (-6.10)
$\alpha_{1,i}^2$	-31.52 (-1.23)	-	0.38 (0.35)	-0.24 (-0.05)	-1.31 (-0.06)	-6.32 (-0.16)	8.34 (0.19)
$\alpha_{2,i}^1$	206.5 (8.87)	-	0.0012 (7.00)	0.003 (8.50)	0.049 (15.59)	0.066 (11.93)	0.069 (12.42)
$\alpha_{2,i}^2$	3.35 (0.12)	-	0.001 (0.52)	0.001 (1.19)	0.008 (1.96)	0.012 (1.75)	0.012 (1.45)
$\alpha_{3,i}$	0.002 (12.32)	-	0.00004 (5.65)	0.0002 (8.35)	0.001 (4.73)	0.002 (9.57)	0.004 (16.60)
$\alpha_{3,i}^1$	-0.09 (-2.40)	-	-0.00002 (-3.53)	-0.0002 (-5.34)	-0.0002 (-1.37)	-0.0002 (-0.79)	-0.00002 (-0.09)
$\alpha_{3,i}^2$	-0.0004 (-0.82)	-	0.00 (1.00)	-0.0001 (-2.46)	-6.28e-06 (-0.04)	-0.0003 (-0.17)	0.0001 (0.39)
$\alpha_{4,i}^1$	26.06 (4.43)	-	0.37 (1.84)	3.10 (3.56)	17.72 (3.64)	24.78 (2.70)	29.97 (2.94)
$\alpha_{5,i}$	-0.10 (-0.13)	-	-0.007 (-0.28)	0.006 (0.06)	0.03 (0.07)	0.097 (0.12)	0.67 (1.20)
$\alpha_{5,i}^1$	0.65 (0.24)	-	0.11 (1.14)	0.65 (1.61)	6.67 (3.25)	7.25 (1.94)	0.52 (0.13)
$\alpha_{5,i}^2$	0.45 (0.29)	-	-0.06 (-1.32)	-0.034 (-0.16)	0.82 (0.73)	0.57 (0.28)	-0.35 (-0.16)
R^2	0.23	0.05	0.16	0.14	0.23	0.19	0.28
obs	1182	1182	1182	1182	1182	1182	1182

的时间,因此探明储备量的变动很难直接影响到产油国的供给行为。

分位点回归结果提供了更多的信息。为了方便比较,我们分别选择了 15%、25%、33%、66%、75% 和 85% 六个分位点。其中 15% 分位点回归结果系数过于不显著,不具备参考价值。横向对比剩余的五个分位点,估计结果不难发现 75% 和 85% 分位点的系数要显著大于 25% 和 33% 的估计结果。自身运输距离 $LDIST_{i,j,t}$ 对于 85% 分位点国家的影响高达 -0.028,高出 25% 分位点国家近 55 倍。自身储备量对于 85% 分位点的影响达到了 0.004,高出 25% 分位点的 0.00004 达 100 倍之多。这证明对于原油出口大国,如沙特等,出口量对于运输成本,生产能力更加敏感。进一步考虑竞争对手的影响,尽管和均值回归类似,分位点回归同样支持来自最大竞争对手的影响要高于

第二竞争对手,但是无论是对手运输成本的系数 $\alpha_{1,i}^k$,还是对手生产能力的系数 $\alpha_{3,i}^k$,以及对手生产成本的系数 $\alpha_{5,i}^k$,85% 分位点的回归结果都要显著高于 25% 分位点。这再次证实了产油大国对于外生冲击的调整弹性更大的结论。

3. 条件独立性和可交换性检验

首先我们检验的是条件独立性,根据 Bajari 和 Ye 的实证分析框架,根据线性回归的结果计算出各个观测样本单位的残差,然后计算任何两个产油国残差之间的相关系数 r 。根据 Fisher 的 Z 统计量, $Z = (\frac{1}{2} \ln \frac{1+r}{1-r}) * \sqrt{n-3}$,每一个相关系数都可以被转化为 Fisher Z 。

表 4 记录了所有 78 组关系和其相对应的相关系数与 Z 统计量。

表 4 无约束回归系数分布

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	
1	1	0.13 (1.32)	0.59 (6.84)	-0.12 (-1.21)	0.69 (8.56)	0.56 (6.39)	-0.01 (-0.1)	-0.21 (-2.12)	-0.26 (-2.68)	0.3 (3.15)	0.69 (6.16)	0.8 (4.67)	0.43 (3.2)
2		1	0.13 (1.35)	0.7 (8.74)	0.52 (5.82)	0.01 (0.07)	0.65 (7.92)	0.67 (8.27)	0.66 (8.04)	-0.24 (-2.41)	-0.13 (-0.93)	0.04 (0.16)	0.37 (3.52)
3			1	0.01 (0.09)	0.41 (4.12)	0.59 (6.83)	-0.08 (-0.85)	0.15 (1.5)	-0.14 (-1.41)	0.46 (5.0)	0.55 (4.44)	0.41 (1.94)	-0.1 (-0.92)
4				1	-0.07 (-0.68)	-0.15 (-1.65)	0.84 (12.84)	0.8 (11.05)	0.91 (15.4)	-0.23 (-2.42)	-0.29 (-2.13)	-0.09 (-0.4)	0.38 (3.55)
5					1	0.29 (2.98)	0.01 (0.11)	-0.07 (-0.71)	-0.2 (-2.01)	0.04 (0.42)	0.34 (2.57)	0.55 (2.8)	0.17 (1.57)
6						1	-0.3 (-3.12)	0.2 (2.08)	-0.23 (-2.34)	0.67 (8.12)	0.58 (4.8)	0.4 (1.89)	-0.23 (-2.1)
7							1	0.5 (5.57)	0.82 (11.8)	-0.36 (-3.77)	-0.23 (-1.7)	0.08 (0.35)	0.63 (6.67)
8								1	0.8 (11.2)	0.02 (0.17)	-0.19 (-1.38)	-0.16 (-0.72)	-0.01 (-0.09)
9									1	-0.03 (-3.11)	-0.3 (-2.2)	0.02 (0.1)	0.42 (4.04)
10										1	0.37 (2.84)	0.39 (2.94)	0.32 (1.86)
11											1	0.39 (1.82)	-0.24 (-2.2)
12												1	0.64 (1.52)
13													1

为了方便分析,图 1 标出了所有显著性的关系。其中 60% 的相关系数在统计上是显著的,这样的境况处于一个中间水平,超过半数的关系呈显著相关性已经可以证明一定的串通合谋行为的存在。但是值得注意的是显著性关系主要集中在沙特,阿联酋,委内瑞拉,安哥拉以及印尼这四个国家之上。其中安哥拉是 2007 新加入 OPEC 的成员,4 年的样本正好身陷 2008 年以来伴随全球石油价格的猛涨的时期。至于委内瑞拉和印尼,他们的 OPEC 成员国地位并不稳定,前者直到 2007 年才恢复自己的席位,样本同样受到了近两年全球油荒的影响。而印尼自从 2008 年以来已经不属于 OPEC。除开这三个国家,沙特和阿联酋是 OPEC 中的前两大产油国,从有领导者的寡头垄断市场的模型考虑,他们的行为对于其他效果的影响显著是可以理解的。剔除这两个国家以后,我们再考察剩下的 8 个国家,在总共 28 组关

系中,有 14 组关系是显著的,虽然有所降低,却依然难以证明国家之间行为的完全独立性。

仅仅检验条件独立性并不足以证明卡特尔的存在或是产油国之间的串通行为。一个可能的解释是遗漏变量问题。我们的回归模型尽管引入了时间虚拟变量来控制外生性冲击,却不可能考虑到所有的外来干扰,比如产油国的技术进步等等,这些遗漏的变量如果能对若干个国家的产量行为同时产生影响,就可能造成行为上的相关性,即便他们之间并不存在真正的串通。因此,第二个需要检验的条件是可交换性。如果各个产油国之间是完全竞争关系,可交换性要求每个国家对于同一个外生冲击做出相同的反应,即表现为回归系数的相同。我们使用的是邹至庄检验,且统计量是:
$$F = \frac{(SSR_c - SSR_U)/n}{SSR_U/(T - m)}$$
。表 5 记录了任何两个产油国之间的可交换性检验的 F 值。

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1			***		***	***		***	***	***	***	***	***
2				***	***		***	***	***	***			
3				***		***				***	***		
4							***	***	***	***	***		***
5						***			***	***	***		
6							***	***	***	***	***		***
7								***	***	***	***		***
8									***	***	***		
9										***	***		***
10											***	***	
11													***
12													
13													

图 1 产油国之间相关性行为检验

表 5 可交换性检验 F 统计量(完全样本)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1	0	3.02 *	1.52	6.49 *	3.15 *	0.14	4.86 *	0.86	0.45	1.95 *	2.42 *	2.0 *	2.41 *
2		0	0.77	0.19	1.13	0.51	1.42	0.04	0.8	1.32	1.97 *	0.34	0.76
3			0	0.83	0.41	8.91 *	0.63	2.06 *	1.07	0.37	0.98	0.76	1.50
4				0	1.98 *	1.97 *	0.44	1.34	0.28	0.75	1.59	0.24	0.82
5					0	1.22	1.97 *	2.60 *	1.61 *	4.73 *	0.26	0.15	0.24
6						0	2.41 *	1.75 *	1.59	1.53	0.17	0.16	3.33 *
7							0	1.75 *	0.19	1.82 *	1.65 *	2.84 *	0.89
8								0	0.85	2.26 *	1.48	0.43	1.24
9									0	1.78 *	0.97	0.1	0.46
10										0	0.71	0.58	0.28
11											0	0.24	2.69 *
12												0	1.95 *
13													0

在总共 78 组关系中 28 个检验的 F 值显著异于 0。相比条件独立性的检验结果,各国之间的协同行动证据减弱了不少,但是 36% 的比率同样难以证明完全竞争关系,同样也不足以确定合谋行为的存在。此外,单纯偏离可交换性同样不能成为指控合谋的充分条件。两个竞争关系的企业由于存在地理、成本的更多方面的差异,面对同样的需求变动表现出不同的反应也是完全可以理解的。所以只有同时背离条件独立性和可交换性才构成证明合谋行为的充分条件。

图 2 综合了条件独立性和可交换性。* 表示产油国(i,j)之间不满足条件独立性,** 表示不满足可交换性,*** 表示同时不满足两者。

同时背离条件独立性和可交换性的关系组有 16 个,占到了 20%,虽然不算低,严格说也不是一个很显著的比例。对于跨度达到 16 年的样本,仅

有 20% 的关系表现出产油国之间有串通的可能,这并不足以构成 OPEC 各国联合垄断并操纵世界石油市场的证据。从这一点上看,条件独立性和交换性检验并没有提供充分的证据来指明 OPEC 成员国之间的串通合谋行为。

4. 动态稳定性检验

最后讨论的动态稳定性源自 Porter 对于 JEC 的研究。一直以来产业组织理论都主张市场繁盛时期企业维持合谋的可能性更大。我们同样要检验这一理论对 OPEC 组织行为的适用性。

2008 年以来,全球油荒下原油价格的上升被舆论归结为 OPEC 国家的集体减产。回归模型也提供了类似的证据:2008—2013 这五年的虚拟变量的系数显著为负,说明 OPEC 国家在这 4~5 年里确实有明显的减产行为。我们的动态稳定性

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1		**	*	**	***	*	**	*	*	***	***	***	***
2				*	*		*	*	*	*	**		
3				*		***		**		*	*		
4					**	**	*	*	*	*	*		*
5						*	**	**	***	**	*	*	
6							***	***	*	*	*		***
7								***	*	***	***	**	*
8									***	*	*		
9										***	**		
10										*	*		
11													***
12													**
13													

图 2 条件独立性和可交换性检验

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	13
1		**	*	**	***	***	**	***	***	***
2				*	***	**	*	***	*	***
3					***	***	**	**	***	**
4					**	***	*	***	***	***
5						***	**	**	***	***
6							***	**	***	**
7								***	***	***
8									***	**
9										***
13										

图 3A 条件独立性和可交换性检验(1995—2007,2013—2016)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1			*	**	*	*	**	**	*	***	*	***
2			*	*			*	***	*	*		
3						*		***	*	**	*	
4						**	*	***	*	*	*	**
5								**			**	*
6							**	***	*	**		
7								***	*	***	**	**
8									***	*	**	**
9										***	*	*
10											***	**
11												
12												

图 3B 条件独立性和可交换性检验(2008—2013)

检验将区分相对平稳的 1995—2007、2013—2016 年和最近的 4 年两个子样本,基本的方法依然是检验条件独立性和可交换性这两个条件。

图 3 直接标注了在 1995—2007&2013—2016 和 2008—2013 这两个子样本的条件独立性和可

交换性检验结果,和图 2 类似,* 表示不满足条件独立性,** 表示背离可交换性,*** 表示同时偏离两者。

如果 OPEC 国家的联合限产的确导致了过去 4~5 年的原油危机,2008—2013 年的子样本应该

表现出更显著的合谋证据。但是和预期完全相反,在国际油价相对平稳的 1995—2007、2013—2016 年的子样本中,产油国之间的合谋证据远比油价一路高升的 2008—2013 要强得多。在前一个子样本中,55% 的关系(45 组中的 25 个)同时偏离条件独立性和可交换性,从而表明串通合谋行为的存在;而后四年中的样本只有 15% (66 组中的 10 个)表现出显著性。换言之,OPEC 成员国在油价平稳时期的合谋要远远强于近几年原油涨价时期。按照这样的实证结果,将近 4~5 年国际油价的上升归结为 OPEC 集体限产显然是不合理的。

针对这样的结果,Porter 的理论模型给予了一种解释。对于一个长期存在的卡特尔组织,其内部稳定性很大程度上取决于外部需求的波动。当市场需求高涨的时候,背离组织的诱惑变得很大,因此卡特尔倾向于不稳定;而在外部市场不景气,或是需求疲软的环境下,背离的收益很小,卡特尔反而容易维持团结。1995—2007 年间,OPEC 成员国反而维持了比较密切的关系;而在 2008 年以后,需求的上升,导致了各国竞相扩大产量,导致组织联盟的瓦解。至于油价上升的原因,联合限产行为显然不是全部的解释。其他因素:比如需求的急剧增加,生产能力的约束都不应该被忽视,然而遗憾的是我们的模型不能给出进一步的结论。但是有一点是可以肯定的:OPEC 在长期中并不能有效地维持成员国之间的合作,这样的卡特尔组织是失败的。

六、结论和延伸

实证模型从严格定义的条件独立性和可交换性出发,检验了 OPEC 国家在 1995—2016 年间可能存在的合谋行为。结果可以总结为以下几点:

第一,条件独立性检验证实了 OPEC 成员国之间的共同决定产量的行为,而可交换性检验进一步证实了不同国家对于同一外生冲击反应的差异,因此定义为一个卡特尔组织是合理的。

第二,综合条件独立性和可交换性检验结果,我们没有足够的证据支持 OPEC 成员国之间的串

通合谋行为。对于违背条件独立性或是可交换性的行为并不足以构成指控 OPEC 联合限产操纵油价的证据。

第三,动态稳定性检验进一步验证了第二条结论,相比油价飙升的 2008—2011 年,OPEC 国家的合谋行为在原油市场稳定的 1995—2007&2013—2016 年间更明显。由此看来,OPEC 国家的勾结并不是导致近几年油荒的主要原因。进一步研究可以包含以下三个方向:

首先我们的“合谋”定义局限为经济合谋,作为政府间的合作组织,OPEC 很可能是一个政治工具。也许从阿拉伯原油禁运时间开始,OPEC 就成为产油国对抗西方国家(尤其是北约国家)的武器,而不是谋求利润最大化的工具。我们的一系列年份的虚拟变量控制了这些政治因素,同时也是我们的模型无法检验 OPEC 成员国之间政治合谋的存在可能性。

其次是我们对运输成本的测度。我们的单位运输成本来自 OPEC 官方报告。这是一个综合性的加权平均数。实际上原油的运输有三种方式:管道运输、油轮运输和陆地运输。不同的运输方式成本差异巨大。管道运输的边际成本最小,但是需要巨大的前期投资,陆地运输灵活性最大,但是受到地理的局限性也越大。准确测度每一个成员国到各个市场的运输成本是一个很困难的任务,但是利用 OPEC 官方报告的指标无疑会导致一些偏误。

另外一个问题来自我们的工具变量,为了考虑各产油国成本的变动,同时规避内生变量问题,我们引入了各国天然气产量的变化率作为工具变量。但这带来了一个新的问题:测量误差(measurement error)。由于天然气产量的变动同时也受到供求两方面的影响,简单将所有的变动归结为成本的因素显然是不合理的,因此我们的回归模型也就掺杂了天然气市场需求波动的干扰,这样的测量误差虽然不像内生变量问题那样严重,对于模型计量的影响,尤其是系数的显著性影响还是存在的。

参考文献:

- [1] GRIFFIN J M, XIONG W W. The incentive to cheat: an empirical analysis of OPEC[J]. The Journal of Law and Economics, 1997,40(2):289-316.

- [2] JONES C. OPEC behaviour under falling prices: implications for cartel stability[J]. The Energy Journal, 1990,11(3):117-130.
- [3] KAUFMANN R K, DEES S, KARADELOGLOU P, et al. Does OPEC matter an econometric analysis of oil prices[J]. The Energy Journal, 2004,25(4):67-90.
- [4] ADELMAN M A. The competitive floor to world oil prices[J]. The Energy Journal, 1986,7(4):9-31.
- [5] Geroski P A, Ulph A M U T. Supplement:Conference Papers || A Model of the Crude Oil Market in Which Market Conduct Varies[J]. The Economic Journal, 1987,97:77-86.
- [6] DAHL C, YUCEL M. Testing alternative hypotheses of oil producer behavior[J]. The Energy Journal, 1991,12(4):117-138.
- [7] ALHAJJI A F, HUETTNER D. OPEC and world crude oil markets from 1973 to 1994: cartel, oligopoly, or competitive[J]. The Energy Journal, 2000,21(3):31-60.
- [8] DIBOGLU S, ALGUDHEA S N. All time cheaters versus cheaters in distress: An examination of cheating and oil prices in OPEC[J]. Economic Systems, 2007,31(3):292-310.
- [9] 牛琦彬,贾松岩. OPEC 在世界原油市场的垄断度分析[C]//第一届中国能源战略国际论坛,北京:2006.
- [10] 张照志,王安建. 欧佩克卡特尔特征研究[J]. 资源与产业, 2010,12(6):28-32.
- [11] SMITH J L. Inscrutable OPEC behavioral tests of the cartel hypothesis[J]. The Energy Journal, 2005,26(1):142-154.
- [12] GÜNTNER J H F. How do oil producers respond to oil demand shocks[J]. Energy Economics, 2014,44:1-13.
- [13] ALHAJJI A F, HUETTNER D. The target revenue model and the world oil market: empirical evidence from 1971 to 1994[J]. The Energy Journal, 2000,21(2):121-144.
- [14] REYNOLDS D B, PIPPENGER M K. OPEC and Venezuelan oil production:Evidence against a cartel hypothesis[J]. Energy Policy, 2010,38(10):6045-6055.
- [15] ALMOGUERA P A, DOUGLAS C C, HERRERA A M. Testing for the cartel in OPEC:non-cooperative collusion or just non-cooperative[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2011,27(1):144-168.
- [16] PORTER R H. A study of cartel stability: the joint executive committee, 1880 – 1886[J]. The Bell Journal of Economics, 1983,14(2):301.
- [17] ELLISON G. Theories of cartel stability and the joint executive committee[J]. The RAND Journal of Economics, 1994,25(1):37-57.
- [18] PORTER R H, ZONA J D. Detection of bid rigging in procurement auctions[J]. Journal of Political Economy, 1993,101(3):518-538.
- [19] BAJARI P, YE L X. Deciding between competition and collusion[J]. Review of Economics and Statistics, 2003,85(4):971-989.

Cartel Detecting: An Empirical testing based on OPEC (1995—2016)

SHEN Xi

(Cargill Investment Ltd., Shanghai 200233, China)

Abstract: OPEC traditionally was defined as a typical international Cartel organization. It controls the worldwide oil price and maximizes its profit though limiting each member's output and export. However, recently, this claim is challenged by new empirical evidence and theoretical hypotheses. This paper tests OPEC's behavior based on two mathematical definitions: conditional independence and exchangeability. The result supports the Cartel hypothesis but it is dysfunctional. There lacks solid evidence to support OPEC members' collusion. The dynamic test rejects the assumption that OPEC's collusive behavior triggers recent oil shortage.

Keywords: OPEC collusive behavior; conditional independence; exchangeability

(责任编辑:李 军)