

# A 股市场上的“中石油魔咒”现象及其解释

刘红忠<sup>1</sup>, 何文忠<sup>2</sup>, 李治平<sup>3</sup>

(1. 复旦大学 经济学院, 上海 200433; 2. 上海浦东发展银行,  
上海 200001; 3. 国金证券, 上海 201204)

**摘要:**文章针对 A 股市场上流传甚广的“中石油魔咒”现象, 首次从基本面角度进行了解释, 认为造成这一现象的根本原因是国际原油价格对我国股票市场存在显著的负向溢出效应, 即当国际原油价格上涨时, 对中石油个股产生利好, 但对整体宏观经济却构成利空, 因而中石油股票价格上涨, 整个股票市场却会下跌。进一步研究还发现, 这种负向溢出效应具有非线性特征, 表现为国际原油价格上涨对股票市场的打压力度要大于其下跌对股票市场的提升力度。这提醒 A 股投资者相对于国际原油价格下跌, 要更加关注国际原油价格上涨带来的投资风险。

**关键词:**原油价格; 股票市场; 中石油魔咒; 溢出效应

**中图分类号:** F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-9952(2012)08-0109-13

## 一、引言

长期以来, A 股市场上表现出这样一种现象, 即只要中国石油和中国石化两只股票大涨, 大盘就随即下跌, 并被喻为“中石油魔咒”。如 2008 年 6 月 20 日中石油最高涨幅达 8.7%, 随后三个月上证综合指数下跌 40%; 2009 年 7 月 23 日中石油最高涨幅达 7.82%, 随后不到两个月大盘指数下跌 20% 以上; 2010 年 11 月 11 日中石油最高涨幅为 9.97%, 随后股指大幅跳水, 沪指轻松跌破 3 000 点大关, 收盘时下跌 162 点, 跌幅达 5.16%, 创 2009 年 8 月 31 日以来最大单日跌幅, 由此带来中国股市一轮大调整。几乎每一次中石油大幅上涨都会引发市场极度恐慌, 从而导致 A 股大幅震荡。投资者对这种现象从多个角度进行了解释, 比较流行的有以下两种: 一是“掩护撤退论”, 即认为由于散户过于看重大盘指数的指向意义, 大资金便将中石油作为撬动大盘的工

收稿日期: 2012-01-11

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70671027); 教育部人文社会科学规划项目(09YJC790044)

作者简介: 刘红忠(1965—), 男, 浙江丽水人, 复旦大学经济学院教授, 博士生导师;

何文忠(1983—), 男, 安徽安庆人, 上海浦东发展银行资金总部, 博士;

李治平(1978—), 男, 江苏连云港人, 国金证券首席宏观分析师, 博士。

具,通过拉升中石油股价,从而在不影响大盘指数的情况下卖空其他股票,达到撤出市场的目的。我们认为,这种解释自相矛盾,大资金的目的是撤出股票市场,拉升中石油固然可以达到卖出其他股票的目的,但买入的中石油股票又如何撤出?既然大资金能够买入中石油这样引人注目的大盘股从中牟利,为何不选择一只小盘股且不易引起市场注意的股票牟利。二是“股指期货操纵论”,即大资金在股指期货开好空仓,先拉抬中石油价格再反手做空打压股指,从而在股指期货上获利。这种解释与现实也不太吻合。首先,股指期货于2010年4月16日上市,而“中石油魔咒”现象在此之前即已存在;其次,中国金融期货交易所在推出股指期货交易标的时就出台了一系列风险防范制度,如持仓限额制度、大户持仓报告规定等,目的就是为了防范交易标的被操纵,因而大资金能够操纵股指的可能性微乎其微。

我们更倾向于从基本面角度解读“中石油魔咒”现象。根据 Soydemir (2000)的研究,股票价格指数的变化既可能是由基本面因素变化引起的,也可能是由投资风格漂移和羊群效应等市场情绪因素引起的。但对1988—1994年发达国家和新兴市场国家股票市场传导机制的研究发现,基本面因素对股票指数变化的影响更大。因此,从基本面角度解读“中石油魔咒”更具有合理性。观察中石油股票价格我们发现,几乎每一次价格大涨都处在国际原油价格上涨时期,显然,国际原油价格上涨是中石油股票利好的重要因素。但从整个宏观经济看,根据林伯强和牟敦国(2008)的研究,国际原油价格上涨会对我国宏观经济产生显著的紧缩作用。因而,国际原油价格上涨是不利于中国宏观经济的,而A股市场作为整体宏观经济的反映若是有效的,国际原油价格上涨显然也是不利于A股市场的。因此,“中石油魔咒”现象背后的基本面逻辑可以理解为:国际原油价格上涨——中石油股票价格上涨、宏观经济紧缩——A股市场下跌。显然,为了验证这一基本面逻辑,我们有必要考察国际原油市场与中国A股市场的关系,即国际原油价格是否对A股市场产生了负向溢出效应,国际原油价格上涨是否引发了A股市场的下跌。

## 二、原油价格与股票市场关系文献综述

很多学者从资本资产定价角度对原油价格和股票市场的关系进行考察。Chen(1986)使用多因素定价模型对原油价格及其他宏观经济因素与股票市场的关系进行了系统研究。在该研究中,他选取了工业产量、通货膨胀率、风险溢价、期限利差(长期国债与国库券之差)、股票指数、消费变动率和油价变动率等变量对股票收益率进行回归,发现相对于其他宏观变量,原油价格在股票指数变动中作用不大,不足以成为资本资产定价因子。Hamao(1988)考虑到日本外向型经济结构,在该模型中加入了汇率因子对日本1975—1984年数据进行了实证分析,发现原油价格对日本股票市场同样没有显著影响,认为原

油价格对股票市场的冲击已经包含在其他变量之中。但该结论的时变性较强，Kaneko 和 Lee(1995)使用 1974—1993 年数据研究认为原油价格已经成为日本资本市场的重要影响因素。

随着原油衍生品交易额越来越大，西方国家建立的以期货市场为主导的原油定价体系逐渐成为全球原油价格的基准，原先由 OPEC 国家主导的以市场供需为基础的定价体系受到极大削弱。原油已经不仅仅是作为一种投入要素存在，而是更多地体现出其金融属性，就像一般性的金融资产一样，其价格波动幅度时常远远超出实体经济的变动范围，投资者情绪、市场流动性和经济景气变动等因素均会影响原油价格。此时关于原油价格与股票市场的经验研究转向两市场溢出效应。在计量方法上，不仅关注即期原油价格对股票价格的影响，同时还强调原油价格的滞后期对股票价格的影响。这与现实更加接近，因为由于库存、价格粘性和进口时滞等因素的影响，不仅当期油价会对股价产生影响，以往各期的滞后效应同样也会对股价产生影响。Jones 和 Kaul(1996)使用分布滞后模型对油价与美国股票市场的关系进行了全面研究。他们首先将股票收益率序列对滞后 4 期的油价进行回归，发现油价在整体上对股票收益率有显著影响，为了找出影响因素，又引入滞后 4 期的工业产量作为企业现金流变动的代理变量，此时油价系数均不显著。据此他们认为，油价变动对股票市场的影响完全可以由油价变动引起的企业现金流变动来解释。这实际上是对 Huang 等(1996)的观点提出了质疑。Huang 等(1996)认为，原油价格变化不仅影响企业未来现金流，还会影响资产定价的预期贴现率。由于油价上升，一方面，进口国输入性通货膨胀压力加大，政府未来可能会提高利率；另一方面，企业投资回报减少，可能要求更高的投资报酬率。不过他们没有对此进行经验验证，因而，Jones 和 Kaul(1996)的结论可信度更高。Fayoumi(2009)选取土耳其、突尼斯和约旦三个发展中国家 1997—2008 年数据进行了实证，研究发现油价对股票市场没有显著影响，建议投资者在决策时应更多地关注其他宏观变量而不是原油价格。可见，原油价格对发达国家、新兴市场国家和发展中国家资本市场的影响是有差异的。

国内关于原油价格与股票市场关系的研究起步较晚，相关文献仅见于金洪飞和金萃(2008)。但是他们选用的数据是股权分置改革之前的，股改前我国股票市场投机气氛浓烈，市场定价功能扭曲，股票价格常常连企业的真实价值都无法反映(赵志君，2003)，当然更不会对国际原油价格冲击做出反应。此外，在他们的研究中，假定原油价格对股票市场的溢出效应是线性的。而根据 Hamilton(2005)的研究，油价对经济的影响具有非线性特征，即油价上涨对经济的紧缩力度与油价下跌对经济的刺激力度是不同的，股票市场作为宏观经济的“晴雨表”，对原油价格的反应应当也是非线性的。因此，为了更加全面地认识国际油价与我国股票市场的关系，有必要选取股改后的数据对两者关

系进行更加深入的探讨。

### 三、数据和研究设计

#### (一)数据选取和描述性统计分析

1. 数据选取。股权分置改革于2006年底基本完成,故我们选取的样本区间为2007年1月4日至2011年6月30日,在此期间我国股票市场经历了罕见的牛市和熊市。为了考察这种极端情形下两市场的相互关系,我们以最高最低指数将样本区间划分为三个阶段:第一阶段为牛市,2007年1月4日至2007年10月16日;第二阶段为熊市,2007年10月17日至2008年10月28日;第三阶段为平缓市,2008年10月29日至2011年6月30日,分别以样本I、样本II和样本III表示。考虑到沪深两市运行环境基本一致,本文只选取上证综合指数作为中国股票市场的代表,原油价格则选取美国西得克萨斯中质原油现货价格(WTI)作为代表,这一价格也是全球原油的基准价格。由于中国和美国的节假日存在差异,我们剔除两序列不匹配日期,得到1062组数据。

为了保证序列的平稳性和正态性,本文分别取两个序列的对数收益率,即:

$$R\_OIL_t = (\ln OIL_t - \ln OIL_{t-1}) \times 100 \quad (1)$$

$$R\_SHZS_t = (\ln SHZS_t - \ln SHZS_{t-1}) \times 100 \quad (2)$$

其中, $R\_OIL_t$ 和 $R\_SHZS_t$ 为原油与上证综指的对数收益率, $OIL_t$ 和 $SHZS_t$ 为原油市场与股票市场第t日的收盘价。所有数据均来源于彭博数据库。

2. 描述性统计分析。表1列出了原油价格和上证综指三个时段日收益率描述性统计量。从均值看,原油价格和上证综指收益率在三个时段均值符号都相同,似乎说明两市之间存在一定程度的协同性。从峰度看,各个时段原油价格和股票收益率分布的峰度都大于3,表明两个序列具有尖峰厚尾特征,极端事件发生的次数较多。各个阶段原油价格和股票收益率的偏度均不等于0,说明原油价格和股票收益率分布不对称,正收益发生的概率与负收益发生的概率不均等。除第一阶段原油价格外,检验正态分布的JB统计值均在1%的显著性水平上拒绝了原油和股票日收益率服从正态分布的假设。 $Q(10)$ 、 $Q(20)$ 和 $Q^2(20)$ 为检验序列高阶自相关的统计值,全部在1%的水平上显著,表明原油价格和上证综指收益率的水平值和平方序列均存在一定程度的高阶自相关性。滞后5期的ARCH-LM检验均在1%的显著性水平上拒绝了收益率残差序列不存在条件异方差的原假设,表明收益率序列方差具有波动聚集的时变特征。两序列的ADF统计值均在1%的水平上显著,说明原油价格和上证综指收益率序列是平稳的,使用线性回归不会产生“伪回归”问题。

表 1 样本指数收益率描述性统计量

	第一阶段 (07.1.4—07.10.16)		第二阶段 (07.10.17—08.10.28)		第三阶段 (08.10.29—11.6.30)	
	均值	0.250	0.411	-0.090	-0.459	0.041
中位数	0.320	0.827	-0.071	-0.501	-0.005	0.127
最大值	5.498	5.195	14.546	9.034	21.277	7.020
最小值	-4.794	-9.256	-11.430	-8.044	-13.065	-6.983
标准差	1.833	2.234	2.835	2.745	3.116	1.685
偏度	-0.217	-1.367	0.096	0.276	0.552	-0.377
峰度	3.215	5.980	6.808	4.135	8.632	5.010
JB 统计值	1.794	125.375***	149.039***	16.329***	867.397***	121.345***
Q(10)	20.318**	9.830	18.37**	10.396	34.418	13.256
Q(20)	25.377	14.098	29.886*	21.430	68.988	24.539
Q <sup>2</sup> (20)	51.886***	14.212	114.28***	11.737	599.3***	207.5***
ARCH-LM	8.934*	5.545	38.228***	4.180	38.22***	29.869***
ADF 统计值	-15.68***	-14.09***	-17.14***	-15.66***	-25.87***	-25.52***
样本数	184		246		632	

注：JB 统计值为检验正态性的 Jarque-Beta 统计量，Q(10)为 Ljung 和 Box 提出的检验时间序列自相关性的 Q 统计值；Q<sup>2</sup>(10)为检验股票收益序列平方序列自相关性的 Q 统计值；ARCH-LM 为假定收益率序列服从随机游走情形下的条件异方差性检验，滞后期为 5。ADF 统计值为不含常数和趋势项的扩展迪基—富勒统计值。\*\*\*、\*\* 和 \* 分别为 1%、5% 和 10% 的显著性水平。下同。

## (二)模型说明

1. 协整检验。根据上述分析，尽管原油价格和股票指数对数值是不平稳的，但它们的一阶差分(对数收益率)却是平稳的，因此，可以对它们进行协整检验。本文选取 Johansen 协整检验作为检验方法。检验对变量的趋势特征较为敏感，不同的趋势假定可能会导致不同的检验结果。协整方程趋势项有五种情况：(1)无常数项或确定性趋势；(2)无确定性趋势但有常数项；(3)非线性趋势但有常数项；(4)有线性趋势和常数项；(5)有二次趋势项和常数项。在不能明确序列存在何种趋势的情形下，要对这五种情况进行检验。不过，根据 Nieh 和 Lee(2001)的研究，第(1)种和第(5)种情况在现实中并不常见，因此，本文只对第(2)、第(3)和第(4)种情况进行检验。

2. Granger 因果关系检验。为避免“伪回归”问题，这里我们选择收益率指标作为两市场代表。

3. DCC-MVGARCH 模型。经验研究表明，市场事件不仅影响价格变动的均值，还会影响价格变动的方差。因此在检验均值溢出效应之后，还有必要对市场的波动性进行检验，以判断两市场是否存在风险传染效应。根据上述描述性统计，原油价格和股票指数收益率都存在显著的高阶自相关性和波动集聚特征，因此，我们选用 DCC-MVGARCH 模型进行分析。与其他模型相比，该模型既通过引入 ARCH 项和 GARCH 项克服了数据的条件异方差，使系数估计更加可信，又避免了 CCC-MVGARCH 模型关于资产之间相关系数

为常数的不合理假设,能动态描述不同时间序列之间的风险传递。具体模型形式参见 Engle(2002)。

#### 四、实证分析

##### (一)均值溢出效应检验

表 2 给出了三阶段的 Johansen 协整检验结果。对于牛市阶段和熊市阶段,在任意趋势项假设下原油价格与上证指数都不存在协整关系,表明这两个阶段原油价格与上证指数走势相对独立,没有产生任意一方的均值溢出效应。而在 2008 年 10 月 29 日至 2011 年 6 月 30 日中国股票市场走势相对平稳阶段,两序列在三个趋势项假设下均通过了协整检验,表明该阶段原油价格与上证指数存在显著的长期均衡关系,表 3 列出了这一阶段的协整方程。

表 2 Johansen 协整检验结果

样本区间	趋势项假设		协整向量假 设个数	特征根迹 统计值	5%临界值	最大特征值 检验	5%临界值	协整关系
	趋势类型	常数项						
样本 I 牛市阶段	确定性趋势	无	h=0 h≤1	19.46 * 7.96 *	20.26 9.16	11.50 * 7.96 *	15.89 9.16	无
	无线性趋势	无	h=0 h≤1	9.91 0.36	15.49 3.84	9.55 0.35	14.26 3.84	无
	有线性趋势	有	h=0 h≤1	23.27 7.98	25.87 12.52	15.29 7.97	19.38 12.51	无
样本 II 熊市阶段	确定性趋势	无	h=0 h≤1	12.99 6.21	20.26 9.16	6.78 6.20	15.89 9.16	无
	无线性趋势	无	h=0 h≤1	6.34 0.015	15.49 3.84	6.32 0.02	14.26 3.84	无
	有线性趋势	有	h=0 h≤1	20.54 6.13	25.87 12.52	14.41 6.12	19.38 12.52	无
样本 III 震荡阶段	确定性趋势	无	h=0 h≤1	26.15 *** 5.66	20.26 9.16	20.49 *** 5.65	15.89 9.16	有
	无线性趋势	无	h=0 h≤1	24.92 *** 4.66	15.49 3.84	20.26 *** 4.66	14.26 3.84	有
	有线性趋势	有	h=0 h≤1	58.48 *** 6.14	25.87 12.52	52.34 *** 6.14	19.38 12.52	有

表 3 三种趋势项假设下协整方程(2008.10.29—2011.6.30)

	趋势项假设 2	趋势项假设 3	趋势项假设 4
协整方程	$\ln SHZS = -0.37 \ln OIL - 6.34$ (0.089)*** (0.386)	$\ln SHZS = -0.38 \ln OIL$ (0.089)***	$\ln SHZS = -1.07 \ln OIL + 0.001T$ (0.12)*** (0.00017)
对数似然值	2 966.427	2 966.925	2 982.963

由表 2 和表 3 可以发现,所有系数均在 1%的显著性水平上通过了检验,且原油价格与上证指数是负相关关系。这一结论与大多数原油进口国情形基本相似。从原油价格和上证综指走势图看,第三阶段原油价格与上证指数存在确定性趋势,因此,趋势项假设 2 更为合理。此时,原油价格对股票指数的长期均衡弹性为-0.37%,即原油价格每上涨 1%将会导致股票市场下跌 0.37%。

在原油价格与上证指数 Granger 因果关系检验中(表略)与协整检验相同,在第一阶段和第二阶段,滞后 1 期、2 期、3 期和 4 期的 F 统计值均不能拒绝原油价格不是上证综指的 Granger 原因和上证综指不是原油价格的 Granger 原因的原假设。这意味着两个阶段原油价格与上证指数不存在短期

因果关系。而在第三阶段，滞后 2 期、3 期和 4 期的 Granger 检验均拒绝了原油价格不是上证综指的 Granger 原因和上证综指不是原油价格的 Granger 原因的原假设，说明原油价格与上证指数存在双向因果关系。

综合协整检验和 Granger 因果检验结果，我们可得出如下结论与启示：

其一，股改后剔除市场极端变化时段，原油价格对中国股票市场存在显著的负向冲击效应，验证了“中石油魔咒”的基本面逻辑，但这一结论与金洪飞和金犇(2008)研究结论相反。研究结论的不同，一方面说明股份制改革以后，我国股票市场的运行效率得到大幅提高，股票市场的定价功能得到充分发挥，股票价格已经开始有效反映实体经济变化；另一方面说明在我国原油对外依存度不断增大的今天，原油价格已经对我国宏观经济产生了显著冲击，并在股票市场上得到了印证。因此，投资者在做出投资决策时应当增强能源意识，重视“中石油魔咒”现象，充分考虑原油价格在未来可能对宏观经济和资本市场产生的冲击。

其二，在市场极端变化时期，原油价格对我国股票市场的长期均衡关系不显著，但这并不意味着这一时段原油价格对股票市场没有影响。在牛市或熊市阶段，股票指数已经远远脱离实体经济，股票市场更多地由投资者情绪等基本因素以外的因素主导。因而，此时原油价格对股票市场的冲击显得不那么重要，以至在统计上不够显著。从这个意义上看，“中石油魔咒”对股票市场的影响又是有限的，不会对整体市场趋势产生决定性影响。

## (二)波动性溢出效应检验

根据上述分析，第一阶段和第二阶段原油价格与股票市场均无显著关系，“中石油魔咒”的影响效果较弱。因此，这里我们仅对第三阶段进行检验。为了得到原油价格与股票市场波动率之间的动态相关系数，首先对两序列进行 GARCH(1,1)估计，表 4 列出了估计结果。从表 4 中可以看出，两个市场收益率序列 ARCH 项和 GARCH 项均显著异于零，且系数之和接近于 1，说明两个市场的波动率存在显著的波动聚集性和持久性。

表 4 两残差序列基于 GARCH(1,1)模型的估计结果

序 列	原油价格	上证综指
常数	0.068482(0.10216)	0.014856(0.068969)
ARCH( $\alpha$ )	0.074982*** (0.021275)	0.048437* (0.030662)
GARCH( $\beta$ )	0.930140*** (0.017773)	0.952712*** (0.026721)
系数之和( $\alpha+\beta$ )	1.00512	1.00115
对数似然值	-1478.343	-1193.544

在得到两序列的残差后，我们使用 DCC(1,1)模型进行极大似然估计，得到表 6。从表 6 可以发现， $\alpha$  和  $\beta$  均显著不为零，说明两市场的时变相关系数不是常数，而是随着时间的变动而动态变化。

表5 DCC模型的参数估计结果

表达式	$\alpha$	$\beta$	对数似然值
$Q_t = S(1 - \alpha - \beta) + \alpha(\epsilon_{t-1} \epsilon'_{t-1}) + \beta Q_{t-1}$	0.0411* (0.023)	0.7187*** (0.0962)	-2 662.892

利用表5中的表达式可算出原油价格与股票市场的时变相关系数,见图1。从图1可以发现,两个市场动态相关系数始终为正,说明原油市场与股票市场的时变方差始终同向变化,一个市场遭到意外冲击后,其波动性增大会传导至另一市场。因而,市场主体可以根据一个市场的价格变化推测另一市场的价格变化。但从数值上看,两个市场时变相关系数均值为0.12,最高也仅为0.25,说明尽管两市场间存在风险传染,但协同程度并不高。

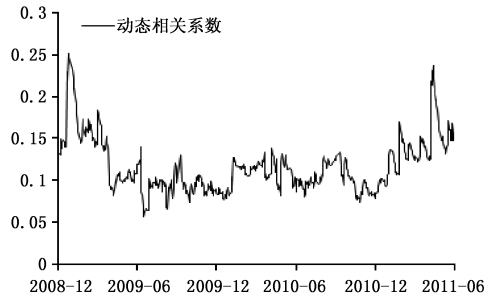


图1 国际原油价格与上证综指动态相关系数

(三)非线性检验

根据Hamilton(2005)的研究,油价对经济的影响是非线性的,即具有不对称性,当油价上涨时,油价上涨对经济的紧缩力度比油价下跌时对经济的刺激力度要大。作为宏观经济的“晴雨表”,股票市场对油价的反应也应是线性的。因此,为了判断两个市场间在面对油价上涨和下跌时是否具有不同的信息传递效果,我们使用EGARCH模型对两市场的时变相关系数进行检验,结果如下:

$$\text{均值方程为: } \text{corre}_t = 0.007 + 0.94\text{corre}_t + \hat{\mu}_t$$

$$t = (6.54)(89.91)$$

方差方程为:

$$\ln(\hat{\sigma}_{t-1}^2) = -0.276 - 0.026\ln|\hat{\mu}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1}| + 0.091(\hat{\mu}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1}) + 0.969\ln(\hat{\sigma}_{t-1}^2)$$

$$t = (-6.379)(-4.804) \quad (9.163) \quad (196.04)$$

$$R^2 = 0.898, \text{Log likelihood} = 2041.835, \text{D. W.} = 2.11, \text{AIC} = 6.453, \text{SC} = -6.41$$

其中,  $\text{corre}_t$  为时变相关系数,  $\hat{\sigma}_t$  为条件异方差项,  $\hat{\mu}_t$  为残差序列。  $R^2$  较高,表明方程拟合效果较好, D. W. 接近 2, 说明序列的低阶相关性得到很好消除。

$\ln|\hat{\mu}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1}|$  的系数估计值为 -0.026, 代表非对称项的  $(\hat{\mu}_{t-1}/\hat{\sigma}_{t-1})$  系数估计值为 0.091。当原油市场出现利好信息时 ( $\mu_{t-1} > 0$ ), 该信息将对条件方差对数值产生 0.065  $(-0.026 + 0.091 \times 1)$  单位的冲击; 而当原油市场出现利空信息时 ( $\mu_{t-1} < 0$ ), 该信息将对条件方差对数值产生 -0.117  $(-0.026 - 0.091 \times (-1))$  单位的冲击, 估计结果显然符合 Hamilton(2005) 的研究结论。当原油市场出现利好信息时, 意味着原油价格正在上涨, 此时原油对宏观经济的紧缩

力度较大,因而与股票市场相关性也较大,原油价格上涨将会导致股票市值大幅下跌。而当原油市场出现利空信息时,意味着原油价格处在下跌阶段,此时对宏观经济的拉动力度较小,因而与股票市场相关性也较小,原油价格下跌只会导致股票市场小幅上涨。原油价格对股票市场溢出效应的这种非线性特征提醒投资者相对于原油价格下跌带来的利好信息,要更加关注原油价格上涨可能带来的投资风险。

#### (四)稳健性检验

通过对整个样本期原油市场与股票市场关系进行的分段检验,有助于我们理解股票市场在极端情形和平缓情形下对原油市场的反应。但是作为新兴和转轨国家,我国股票市场不断发展变化,相关改革措施渐次推出,这些举措都有可能影响到原油价格与股票市场的关系。为了捕捉这种制度性事件对原油价格与股票市场关系的影响,我们对整个样本期进行滚动检验。检验窗口为 100 天,第一个检验窗口为 2007 年 1 月 4 日(第 1 个交易日)至 2007 年 6 月 8 日(第 100 个交易日),第二个检验窗口为 2007 年 1 月 5 日(第 2 个交易日)至 2007 年 6 月 11 日(第 101 个交易日),依此类推,最后一个检验窗口为 2011 年 1 月 27 日(第 963 个交易日)至 2011 年 6 月 30 日(第 1062 个交易日)。图 2 给出了原油价格不是股票市场原因的 Granger 检验 F 统计值,虚线为  $F(1,98)$  在 10% 显著性水平上的临界值。从图 2 中可以看出,牛市阶段和熊市阶段大部分时间 Granger 检验都不能拒绝原假设,而在第三阶段能够拒绝原假设的时间段明显增多,这与前面的检验完全一致,说明检验窗口的设定是合理的。从整体上看,F 统计值呈现周期性的波动状态,拒绝原假设和不能拒绝原假设的情形交替出现,这与我国原油进口量呈现季节性波动是分不开的(见图 3)。在进口量较大的季节,原油价格变动对实体经济的影响较大,因而对股票市场的冲击效应较大,F 检验显著;而在进口量较小的季节,原油价格变动对实体经济的影响相对较小,因而对股票市场的冲击效应也就较小,F 检验不显著。这说明滚动 Granger 检验很好地捕捉到这种季节性变动。除此之外,一些重大制度推出似乎也对原油价格与股票市场的关系造成了影响。2010 年 4 月,股指期货制度推出,按照以往规律,这一时期我国原油进口量较

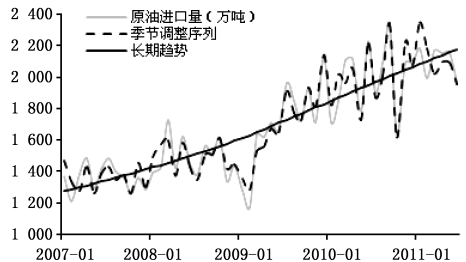
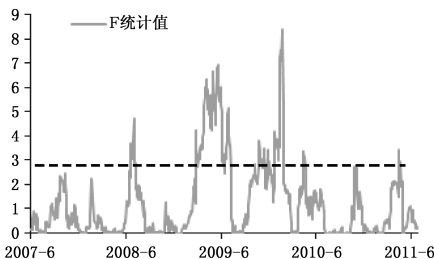


图 2 油价不是股票市场的原因 granger 检验

图 3 原油进口量(来源: Bloomberg 数据库)

小,国际原油价格对股票市场的影响应当较小,F统计值应渐次回落。但当年F统计值急剧上升,在1%的显著性水平上拒绝了原油价格不是股票市场原因的原假设。这说明股指期货的推出在一定程度上增强了我国股票市场的价格发现能力,A股对意外因素的变化更加敏感了。

### 五、“中石油魔咒”基本面逻辑的作用机制探讨

上述检验结果证实了国际原油价格对我国股票市场存在显著的负向溢出效应,表明“中石油魔咒”现象的基本面逻辑具有较强的合理性。但这种逻辑背后的作用机制尚不清晰,下面结合我国国情和文献综述,对这一具体作用机制进行初步探讨(见图4)。

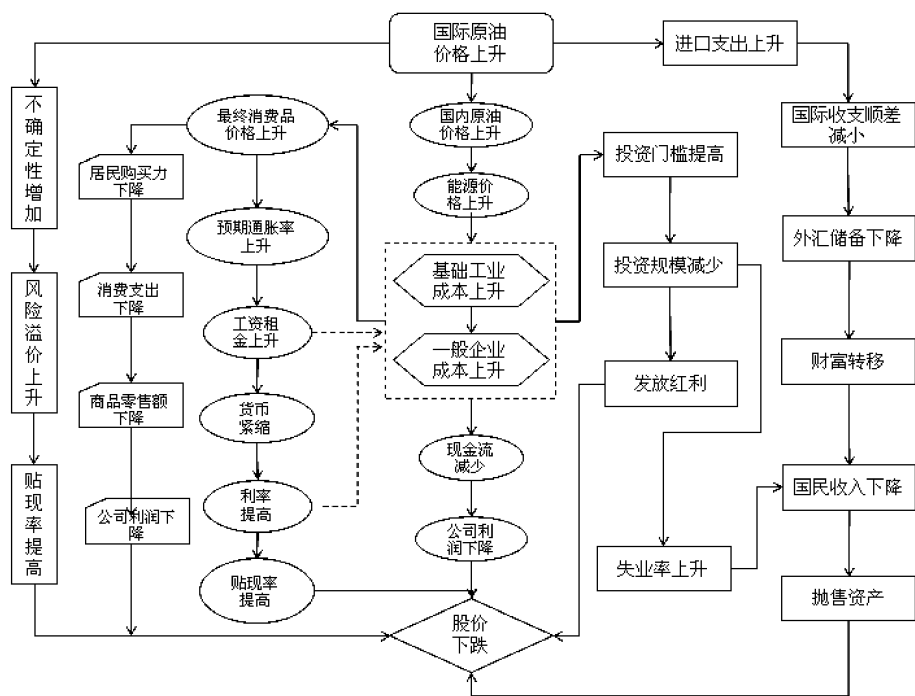


图4 国际原油价格对股票市场的可能传导机制

首先,国际原油价格上升会直接导致进口支出水平上升,财富从国内快速向原油出口国转移,国内购买力水平下降(Fried和Schulze,1975)。为了维持现有消费水平不变,部分企业和居民可能会抛售证券资产,致使股价下跌。但我们认为通过财富转移机制引发“中石油魔咒”现象的可能性不大。一方面,由于我国国际收支长期保持双顺差状态,外汇储备额较高,原油价格上涨引起的支出增加很容易被其他项目冲抵;另一方面,经过近二十多年的发展,我国证券市值已经大幅提高,市场在深度方面有了长足的进步。截至2010年末,

我国证券市场市值为 235 629 亿元，而该年原油进口支出比去年增加约 2 983 亿元，占证券市场市值不到 1.3%，即便抛售等额的证券资产，股价下跌的幅度也较小。

其次，国际原油价格上涨会迅速传递至国内成品油价格，使煤炭、天然气等一般能源价格普遍上涨，推动社会总供给曲线上移 (Barro, 1984)。由于我国仍处在重工业化阶段，高能耗工业在国民经济中比重较高，基础工业企业的议价能力往往比一般企业要强，因而能源价格负担常常会被转嫁至一般企业。一般企业若不能将压力转移至下游企业，企业的生产成本必然增加，利润遭到侵蚀，股价随之下跌；若转嫁至最终消费者，又会引起社会消费水平下降，企业销售额降低，股价同样会受到影响。因而，“中石油魔咒”现象受该作用机制影响的可能性较大。

再次，国际原油价格上涨会带来输入型通货膨胀压力，导致货币紧缩等一系列政策调控措施。纵观历次油价上涨，其后均可发现货币紧缩的影子。Bernanke 等 (1997) 比较分析了油价上涨与货币政策冲击对美国宏观经济的影响，发现相对于油价冲击的影响，之后的货币政策才是引起经济衰退的主要原因。他们认为，由于原油是很多商品和劳务的投入品，价值链较长，油价上升很容易酿成供给推动型通胀，工人因通胀预期而又会要求工资和租金进一步上涨，导致更高的通胀。为了打破这种“工资—物价”的螺旋式上涨，政府往往会采取超预期紧缩货币政策，这种超预期紧缩政策极易导致经济衰退。由于我国国情的特殊性，原油价格对中国股市的冲击效应来自该途径的可能性更大。我国股票市场与发达国家不同，发达国家资本市场发展大多是自下而上的，是适应市场个体的融资需求而产生的，其市场化程度较高；而我国的资本市场发展是自上而下的，主要是在政府主导下推动筹建的，导致我国股市对国家政策十分敏感，甚至强于对实体经济的敏感性。原油价格上涨后，迫于通胀压力，政府提高利率和准备金等措施都会对证券市场产生较大冲击。此外，紧缩性宏观政策还会导致企业融资成本上升，投资门槛提高，投资支出下降，由于我国高投资、低消费的经济结构，可以预见这是“中石油魔咒”现象产生的主要原因。

最后，原油价格上涨还会使未来不确定性增加，导致投资支出减少。根据不确定性投资理论，如果投资是不可逆的，企业未来调整代价较大，会选择增大当前消极等待的决策区域，停止不可逆的投资决策 (Bernanke, 1983)。若企业将这部分资金用于分红，将会直接引起股价下跌。此外，不确定性增加还会导致风险溢价上升，投资者要求的必要报酬率更高。根据 Gordon 模型，股票价格是未来现金流的贴现值，必要报酬率提高同样会引起股票价格下跌，从而引发“中石油魔咒”现象。

## 六、结 论

本文针对 A 股市场上流传甚广的“中石油魔咒”现象,首次从基本面角度进行了解释,并得出如下结论:其一,在股市走势较为平缓时期,国际原油价格对我国资本市场有显著的冲击作用。协整检验表明,油价上涨 1% 将会导致上证综指下降 0.37%。这说明股改后国际原油价格已经对我国 A 股市场产生了负向冲击,较好地证明了“中石油魔咒”基本面逻辑的合理性。其二,在牛市和熊市期间,国际油价对我国股市的冲击作用相对较小,但这并不意味着国际原油价格对我国股票市场没有影响。在这种情形下,股票指数已经脱离实体经济,市场走势更多地取决于投资者情绪等基本面之外的其他因素,油价的作用此时显得不那么重要。这也从另一个侧面说明“中石油魔咒”并不是万能的,它受到市场情绪等多方面因素的制约。其三,使用 DCC-GARCH 模型检验发现,两个市场存在高度的风险传染性。投资者在做出决策时应当密切关注国际原油价格的变动,警惕原油价格变动带来的股票市场价格波动。对两市场的动态相关系数检验发现,国际原油价格对中国股票市场的影响具有非线性特征,即国际原油价格上涨对股票市场的打压力度要大于国际原油价格下跌对股票市场的提升力度。这提醒投资者相对于原油价格下跌,要更加关注原油价格上涨可能带来的投资风险。其四,通过对“中石油魔咒”基本面逻辑具体作用机制的探讨,我们认为国际原油价格上升带来的货币紧缩等一系列政策调控措施对 A 股市场的影响更大。因而投资者在关注原油价格变化的同时,更要关注内生性的宏观经济政策的变化。

## 主要参考文献:

- [1]金洪飞,金萃.石油价格与股票市场的溢出效应——基于中美数据的比较分析[J].金融研究,2008,(2):83—97.
- [2]赵志君.股票价格对内在价值的偏离度分析[J].经济研究,2003,(10):66—74.
- [3]Fayoumi N A. Oil prices and stock market returns in oil importing countries: The case of Turkey, Tunisia and Jordan[J]. European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences, 2009, 16: 84—98.
- [4]Bernanke B S. Irreversibility, uncertainty and cyclical investment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1983, 98: 85—106.
- [5]Chen N, Roll R, Ross S A. Economic forces and the stock market[J]. Journal of Business, 1986, 59: 383—403.
- [6]Engle R F. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002, 20: 339—350.
- [7]Fried E R, Schultze C L, Perry G L, et al. Higher oil prices and the world economy[M]. Washington, D C: The Brookings Institution, 1975.

- [8] Hamao Y. An empirical examination of the arbitrage pricing theory: Using Japanese data[J]. *Japan and the World Economy*, 1988, 1: 45—61.
- [9] Hamilton J D. Oil and the macroeconomy since world war II[J]. *Journal of Political Economy*, 1983, 91: 228—248.
- [10] Huang R D, Masulis R W, Stoll H R. Energy shocks and financial markets[J]. *Journal of Futures Markets*, 1996, 16: 1—27.
- [11] Jones C, Kaul G. Oil and the stock market[J]. *Journal of Finance*, 1996, 51: 463—491.
- [12] Nieh C, Lee C. The dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries[J]. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 2001, 41: 477—490.
- [13] Kaneko T, Lee B S. Relative importance of economic factors in the U. S. and Japanese stock markets[J]. *Journal of the Japanese and International Economics*, 1995, 9: 290—307.
- [14] Soydemir G. International transmission mechanism of stock market movements: Evidence from emerging equity markets[J]. *Journal of Forecasting*, 2000, 19: 149—176.

## CNPC Curse in A-share Market and Its Explanation

LIU Hong-zhong<sup>1</sup>, HE Wen-zhong<sup>2</sup>, LI Zhi-ping<sup>3</sup>

(1. *School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;*

*2. Shanghai Pudong Development Bank, Shanghai 200001, China;*

*3. Sinolink Securities Stock Company Limited, Shanghai 201204, China)*

**Abstract:** This paper provides an explanation of CNPC curse in A-Share market from the fundamental perspective for the first time and believes that the reason for CNPC curse is the negative spillover effect of international crude oil prices on China's A-share market, that is to say, the increase in international crude oil prices is advantageous to CNPC, but is disadvantageous to the overall macroeconomy, thus leading to the increase in CNPC stock price and the reduction in overall stock market. Further study shows that this negative spillover effect is characterized by non-linearity, namely the decline effect of the increase in international crude oil prices on stock market is greater than the rise effect of the decrease in international crude oil prices on stock market, which reminds A-share investors to pay more attention to the investment risks caused by the increase in international crude oil prices.

**Key words:** crude oil price; stock market; CNPC curse; spillover effect

(责任编辑 喜 雯)