

# 商品金融化背景下大宗商品指数收益机制转换<sup>①</sup>

韩立岩<sup>1</sup>, 郑擎擎<sup>1</sup>, 尹力博<sup>2</sup>

(1. 北京航空航天大学经济管理学院, 北京 100191;  
2. 中央财经大学金融学院, 北京 100081)

**摘要:** 基于虚拟变量 Markov 机制转换模型, 选取具有代表性的国际商品指数 - 标普高盛商品指数(S&P GSCI)及道琼斯大宗商品指数(DJCI)为研究对象, 探寻大宗商品指数收益率机制转换出现的规律与诱因. 实证结果表明: 修正后的模型能较好地反映大宗商品指数收益率波动性呈现出的“中 - 高 - 中高 - 低 - 中”的阶段性变化, 在阶段变换的拐点处商品指数呈现出具有转折意义的“V”形走势; 金融危机前后的流动性冲击改变机制转化的概率. 研究结果可以为预测大宗商品市场走势及阶段性转折点提供参考.

**关键词:** 大宗商品指数; 金融化; 机制转换; 金融危机

**中图分类号:** F831   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007 - 9807(2017)09 - 0061 - 09

## 0 引言

21 世纪初, 大规模商品指数投资兴起, 以投资为目的的交易量所占比例上升, 实物交割被弱化, 显著影响大宗商品期货价格变动, 商品期货市场呈现金融化态<sup>[1]</sup>. 具体表现为大宗商品期货价格剧烈波动, 与实际供需关系不符. 巴克莱银行统计数据 displays: 2002 年指数基金投资大宗商品的金额只有 90 亿美元, 到 2010 年已高达 2 000 亿美元. Tang 和 Xiong<sup>[2]</sup> 指出 2004 年之后指数投资开始明显流入大宗商品市场, 研究发现标普高盛商品指数或者道琼斯瑞银商品指数列表之内的非能源商品价格的波动幅度远大于列表以外的同类商品.

由于大宗商品尤其是能源商品和大宗农产品具有特殊的战略资源属性, 其价格变化与全球经济密切相关<sup>[3-4]</sup>, 同时商品指数投资在通胀保护方面具有独特的优越性<sup>[5]</sup>, 因此金融化背景下大宗商品价格的剧烈波动引起了学术界的高度关

注. 近年来, 大宗商品与金融类资产收益率之间的相关性逐渐上升, 表现出明显的价格传递性<sup>[6-8]</sup>, 不同种类、不同地区的大宗商品相互影响<sup>[9-10]</sup>. 以上种种现象说明大宗商品金融化已经成为一种新常态<sup>[11]</sup>, 大宗商品金融化程度显著增强, 波动性较以前更加剧烈.

大宗商品价格剧烈波动可以视为其内在生成机制和状态之间的随机性变迁, 由同期或滞后期的经济环境决定, 难以直接观察其规律性, 更无法准确预测其变化势. Markov 机制转换模型将这种状态机制的转移设定为随机变量, 纳入模型的内生变量体系, 以分析金融时间序列发生转折的时点以及每种状态可能持续的时间, 同时根据不同机制下模型参数的改变分析时间序列的差异与特点. Markov 机制转换模型由 Hamilton<sup>[12]</sup> 在研究美国 GDP 季度数据时首次提出, 之后与 Susmel<sup>[13]</sup> 一起在传统的条件异方差模型中引入 Markov 过程进行修正, 形成 MS - ARCH 模型, 为建立刻画带有结构变点的金融时间序列模型提供了新方

① 收稿日期: 2015 - 04 - 03; 修订日期: 2016 - 06 - 04.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71371022; 71671193).

作者简介: 韩立岩(1955-), 男, 北京人, 博士, 教授, 博士生导师. Email: hanly@buaa.edu.cn

法.在此基础上, Kim<sup>[14]</sup>将 Markov 机制转换模型扩展到一般的状态空间模型中,为宏观经济周期的研究开辟了新道路. Smith<sup>[15]</sup>在研究比较短期利率的 Markov 机制转换和随机波动扩散模型时,指出 Markov 机制转换模型在预测方面具有一定优越性.国外将 Markov 机制转换模型运用于大宗商品方面的研究颇多. Almansour<sup>[16]</sup>运用 Markov 机制转换模型研究原油与天然气的期货期限结构. Lammerding 等<sup>[17]</sup>在贝叶斯马尔科夫状态空间模型框架下指出原油价格中存在投机泡沫. Chan 等<sup>[18]</sup>研究 Markov 机制转换模型时发现,在“平稳 (tranquil)”和“危机 (crisis)”两种不同的机制下,大宗商品与其他金融资产和房地产资产之间相关关系有所不同.但是绝大多数研究样本为单一类别的大宗商品,不同类别的大宗商品表现出一定的差异性,难以全面综合地分析总结.商品期货指数作为重要的宏观经济指标,是由不同的成分商品按照特定的几何算法编制而成的综合指数,更能全面客观地反映大宗商品期货市场的总体状况.为使结果更具综合性,本文选取具有代表性的国际大宗商品指数作为研究对象.

国内运用 Markov 机制转换模型的文章有很多,主要研究银行短期利率<sup>[19]</sup>、宏观经济周期<sup>[20-22]</sup>和股票市场波动性<sup>[23]</sup>等,发现该模型对时间序列的刻画更加精准.然而鲜有文章将 Markov 机制转换运用于大宗商品方面的研究.

本文的创新之处在于:第 1,选取具有代表性的国际大宗商品指数—标普高盛商品指数 (S&P GSCI) 及道琼斯大宗商品指数 (DJCI),而非单一类别的大宗商品,在商品金融化背景下更加全面的刻画大宗商品的整体态势;第 2,引入 Markov 机制转换模型,该模型的优越性在于将金融时间序列中机制的改变纳入内生变量体系而非人为规定,更加符合实际情况;第 3,引入反映金融危机前后其模式改变的虚拟变量,更加细致地描述危机前后大宗商品指数波动特征的差异性. Mishkin<sup>[24]</sup>说过:2008 年金融危机是大萧条之后世界上最为严重的金融危机,它改变了货币、银行和金融市场的本质特征.随着大宗商品金融化,本文认为这场危机对大宗商品市场同样存在本质影响,引入两个虚拟变量将研究区间精确划分为危机前、危机时、危机后 3 个时间段,进一步全面刻画

商品指数的波动机制.

## 2 模型的建立与估计

### 2.1 模型的建立

假设随机变量  $y_t (t = 1, 2, \dots, T)$  代表收益率,其分布依赖于一组不可观测的离散状态变量  $s_t$ ,其中  $s_t \in \{1, 2, \dots, M\}$ ,即总共存在  $M$  个状态.本文选取两状态 Markov 机制转换模型,即令  $M = 2$ .当  $s_t = m, m = 1, 2$  时,称在  $t$  时刻位于状态  $m$ ,机制转换模型如下式所示

$$y_t = \mu(m) + \sum_{i=1}^N \alpha_i(m) y_{t-i} + \sigma(m) \varepsilon_t \quad (1)$$

在式 (1) 的基础上引入虚拟变量对传统的 Markov 机制转换模型进行修正,反映金融危机前后模式转换的差异.修正后的虚拟变量机制转换模型如下式所示

$$y_t = \mu(m) + \sum_{i=1}^N \alpha_i(m) y_{t-i} + \sum_j \beta_j(m) d_j + \sigma(m) \varepsilon_t \quad (2)$$

其中  $d_j$  表示虚拟变量,本文设定两个虚拟变量  $d_1$  和  $d_2$ ,将研究区间划分为危机前、危机时、危机后 3 个阶段,即

$$d_1 = \begin{cases} 0 & t \leq 2006 - 12 - 31 \\ 1 & t \leq 2007 - 01 - 01 \end{cases},$$

$$d_2 = \begin{cases} 0 & t \leq 2008 - 12 - 31 \\ 1 & t \leq 2009 - 01 - 01 \end{cases}$$

$\varepsilon_t$  (i. i. d) 为标准正态分布,随机扰动项  $\sigma(m) \varepsilon_t$  的方差依赖于  $t$  时刻的状态  $m$ .  $m$  服从一阶 Markov 过程.

$P(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}, i, j = 1, 2$ ,表示  $y_t$  在  $t-1$  时刻位于状态  $i$  的条件下,  $t$  时刻位于状态  $j$  的转移概率.将其写作转移概率矩阵

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{21} \\ P_{12} & P_{22} \end{bmatrix}, \text{其中 } \sum_{i=1}^2 P_{ij} = 1, j = 1, 2. \text{ 设}$$

$$\delta = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{21} \\ \delta_{12} & \delta_{22} \end{bmatrix} \text{ 为参数矩阵, } G_{t-1} \text{ 为影响}$$

状态转移概率的外生变量组成的向量,基于多项式 Logit 规格定义如下转移概率函数

$$p_{ij}(G_{t-1}, \delta_i) = \frac{\exp(G'_{t-1} \delta_{ij})}{\sum_{s=1}^2 \exp(G'_{t-1} \delta_{is})} \quad (3)$$

由于状态转移概率在金融危机前后会有所差异, 本文设  $G_{t-1} = (c, d_1, d_2)$   $c$  为一常数. 为使规范化, 令  $\delta_{22} = 0, i = 1, 2$ .

### 2.2 模型的估计方法

模型中需要估计的参数集合为

$$\Phi = \{c, \mu(m), \sigma(m), \alpha_i(m), \beta_i(m), \delta_{11}, \delta_{21}\}$$

其中  $m, i \in \{1, 2\}$ , 估计方法为极大似然函数和递归算法. 分为以下 5 步:

1) 令  $t = 1$ , 记  $\zeta_{t-1}$  为  $t - 1$  时刻的信息集. 给定  $P(s_{t-1} = m | \zeta_{t-1})$  的初始值, 计算一阶向前预测概率

$$\begin{aligned} P(s_t = m | \zeta_{t-1}) &= \sum_{j=1}^2 P(s_t = m | s_{t-1} = j) \times \\ &P(s_{t-1} = j | \zeta_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^2 p_{jm}(G_{t-1}, \delta_j) \times \\ &P(s_{t-1} = j | \zeta_{t-1}) \end{aligned} \quad (4)$$

2) 计算收益率  $y_t$  和状态变量  $s_t$  的一阶向前联合概率

$$f(y_t, s_t = m | \zeta_{t-1}) = f(y_t | s_t = m, \zeta_{t-1}) \times P(s_t = m | \zeta_{t-1}) \quad (5)$$

由于  $y_t \sim N(\mu(m) + \alpha(m)d_1, \sigma^2(m))$ , 得

$$f(y_t | s_t = m, \zeta_{t-1}) = \frac{1}{\sigma(m)} \phi\left(\frac{y_t - \mu(m) - \alpha(m)d_1}{\sigma(m)}\right) \quad (6)$$

3) 计算  $t$  时刻的似然函数

$$\begin{aligned} L_t(\Phi) &= f(y_t | \zeta_{t-1}) \\ &= \sum_{j=1}^2 f(y_t, s_t = j | \zeta_{t-1}) \end{aligned} \quad (7)$$

4) 计算联合对数似然函数

$$l_t(\Phi) = \sum_{i=1}^t \ln L_i(\Phi) \quad (8)$$

极大化式(8), 求出对应参数集合  $\hat{\Phi}_t$ . 若此时  $t =$

$T$ , 则迭代结束,  $\hat{\Phi}_{t=T}$  即为所求, 否则进行下一步.

5) 令  $t = t + 1$ , 计算滤波概率

$$P(s_t = m | \zeta_t) = \frac{f(y_t, s_t = m | \zeta_{t-1})}{\sum_{j=1}^2 f(y_t, s_t = j | \zeta_{t-1})} \quad (9)$$

将第 4 步得到的  $\hat{\Phi}_t$  代入式(9) 作为下一次循环的初始值, 返回第 1 步.

## 3 实证结果分析

### 3.1 数据选取与处理

本文选取具有代表性的国际大宗商品指数 - S&P GSCI 和 DJCI, 数据频率为日度数据, 周期为 2005 - 02 - 02 ~ 2015 - 12 - 31, 原因如下: 第一, 2004 年之后指数投资开始明显流入大宗商品市场<sup>[2]</sup>, 选取 2005 年初作为样本区间起点可以避免遗漏商品指数投资兴起之后的波动特征; 第二, 该研究区间涵盖了金融危机以及近两年以来的全球经济波动期, 包括完整的经济周期, 避免了单独研究经济上行期或经济下行期带来的偏误, 使得结果更加全面客观. 数据来源于道琼斯数据网 [www.Djindexes.com](http://www.Djindexes.com).

模型采用对数收益率

$$y_t = \ln(p_t) - \ln(p_{t-1})$$

其中  $p_t$  为  $t$  时刻商品指数的总额回报. 表 1 为指数收益率序列的描述性统计. 数据显示指数收益率的均值均为负数, 即 S&P GSCI 和 DJCI 的整体收益为负. 进一步检验收益率序列的平稳性、自相关性和异方差性, 分别采用的是 ADF 检验、Breusch-Godfrey LM 检验和 ARCH 检验. ADF 检验和 ARCH 检验均在 1% 的显著性水平下拒绝原假设, 可知 S&P GSCI 和 DJCI 的收益率序列均为

表 1 S&P GSCI 和 DJCI 收益率序列的描述性统计

Table 1 Descriptive statistics for the return series of S&P GSCI and DJCI

统计值	均值	标准差	最大值	最小值	样本数
S&P GSCI	-0.339	15.246	72.158	-86.486	2750
DJCI	-0.045	11.351	64.675	-69.967	2750
检验值	BG-LM(1)	BG-LM(2)	BG-LM(3)	ADF	ARCH
S&P GSCI	3.972**	2.401*	1.743	-54.443***	74.577***
DJCI	1.618	1.094	0.766	-53.698***	61.791***

注: 1. 表格中均值、标准差、最大值、最小值进行了扩大 1 000 倍的处理; 2. \*\*\*  $p < 1\%$ 、\*\*  $p < 5\%$ 、\*  $p < 10\%$ .

平稳序列,且存在异方性. Breusch-Godfrey LM(  $n$  ) 表示检验包括  $n$  阶滞后项,可以看出 DJCI 收益率不存在自相关性,而 S&P GSCI 收益率序列存在二阶自相关,将对这两个序列分别进行模型设定. 综上本文选择建立随机扰动项方差依赖于状态变量的 Markov 机制转换模型.

### 3.2 实证结果

大宗商品指数收益率的模型参数估计结果如表 2 所示. S&P GSCI 对数收益率模型设定如式 (10) 所示, DJCI 对数收益率模型设定如式 (11) 所示. 由表中数据可得,  $\sigma(1)$  的值均小于  $\sigma(2)$ , 状态 1 的波动程度小于状态 2, 所以  $s_t = m = 1$  表示“平缓波动”状态,  $s_t = m = 2$  表示“剧烈波动”状态.

$$y_t = \mu(m) + \sum_{i=1}^2 \alpha_i(m) y_{t-i} + \sum_{j=1}^2 \beta_j(m) d_j + \sigma(m) \varepsilon_t \quad (10)$$

$$y_t = \mu(m) + \sum_{j=1}^2 \beta_j(m) d_j + \sigma(m) \varepsilon_t \quad (11)$$

首先观察 S&P GSCI 指数收益率,在“平缓波动”状态下该收益率与其前两阶收益率均呈现正相关,在“剧烈波动”状态下,该收益率与前一阶收益率显著负相关,且估计系数的绝对值较大,这说明“平缓波动”是对前几日收益率的平稳延续,而“剧烈波动”则是前一日收益率的大幅反转. 金融危机期间,“平缓波动”状态的收益率较危机前有所上升,“剧烈波动”状态的收益率较危机前较大幅度下降,说明在“剧烈波动”状态下,指数收益率对市场负面冲击反映更为敏感. 危机后时期,“平缓波动”状态的收益率相对于危机时期有小

幅下降,仍然比危机前高,“剧烈波动”状态的收益率相对于危机时期有很小幅度的上升,比危机前低很多,也就是说金融危机爆发后,市场一直处于“快跌慢涨”的状态,这种现象与投资客风险厌恶的心理相吻合. 接下来观察 DJCI 收益率,危机前时期“平缓波动”状态下的条件均值为 0.135%,“剧烈波动”状态下的条件均值为 -0.063%,金融危机爆发后两种状态下的条件均值均有所下降,分别下降 0.031% 和 0.117%,“剧烈波动”状态的条件均值下降幅度更大. 危机后时期,“平缓波动”状态下的收益率进一步下降为负值,约为 -0.014%,“剧烈波动”状态下的收益率虽然较危机时期有所上升,但仍为负值,约为 -0.012%. 可以发现金融危机爆发至今,大宗商品一改危机前的强劲涨势,一直处于低迷态势.

Chan 等<sup>[18]</sup>, Bhar 和 Hammoudeh<sup>[25]</sup> 均运用两状态 Markov 机制转换模型研究大宗商品与其他类别资产之间的相关关系,结果显示这种关系随机制不同而有所差异. 这些研究仅着眼于单一商品,对于不同时间段进行统一的处理,一方面不同类别商品难以形成统一规律,另一方面不同时间段有不同的外界冲击,统一处理难免会损失有效信息. 本文选取了具有代表性的商品指数,概括研究整个大宗商品的机制转换规律. 大宗商品连接了实体经济与金融市场,在 2007 年~2008 年金融危机期间深受影响. 本文认为危机前、危机时、危机后应放在不同的体系中分别研究,故在模型中加入了反应危机前后的机制转换差异的虚拟变量,使得结果更加细致全面,便于观察不同时期不同的机制转换特征.

表 2 模型参数估计结果

Table 2 Estimations of model parameters

参数	平缓波动( $m = 1$ )		剧烈波动( $m = 2$ )	
	S&P GSCI	DJCI	S&P GSCI	DJCI
$\mu(m)$	-1.347*	1.080**	1.448	-0.628
$\alpha_1(m)$	12.219	—	-61.053**	—
$\alpha_2(m)$	18.214	—	0.921	—
$\beta_1(m)$	2.725**	-0.305	-3.360**	-1.174
$\beta_2(m)$	-1.418*	-0.919*	0.921	1.680
$\ln \sigma(m)$	-466.041***	-482.681***	-388.331***	-408.524***

注: 1. 本文将表格中参数进行了扩大 1 000 倍的处理; 2. \*\*\*  $p < 1\%$ 、\*\*  $p < 5\%$ 、\*  $p < 10\%$ .

表 3 为商品指数收益率在不同状态下的持续时间. 在危机前时期, S&P GSCI 两种状态的持续期基本相同, 均在 1.6 天左右, 说明指数在两种状态之间较频繁转换, DJCI “平缓波动”状态的持续期明显长于“剧烈波动”状态, 整体比 S&P GSCI 平稳. 危机时期, 两种指数所有状态的持续期都有所延长, “剧烈波动”状态的持续期更是大幅增

加, 显著说明危机时期大宗商品指数异常不稳定. 危机后时期, 两种指数所有状态的持续期均缩短, “平缓波动”状态的持续期明显高于“剧烈波动”状态, 大宗商品市场转向平稳. 在危机后时期, S&P GSCI 和 DJCI 两种指数出现趋同现象, 一定程度上说明危机过后不同商品指数之间出现联动性.

表 3 S&P GSCI 和 DJCI 收益率不同状态的持续期

Table 3 Durations of the returns of S&P GSCI and DJCI under different states

持续期	$D_1$	$D_2$	$D_1^*$	$D_2^*$	$D_1^{**}$	$D_2^{**}$
S&P GSCI	1.603	1.615	90.403	179.013	55.393	27.710
DJCI	67.924	13.565	255.235	1.156E7	64.986	22.653

注: 其中  $D_1$  和  $D_2$  分别表示金融危机前时期商品指数收益率位于“平缓波动”状态和“剧烈波动”状态的持续期条件均值,  $D_1^*$  和  $D_2^*$  分别表示金融危机爆发时期商品指数收益率位于“平缓波动”状态和“剧烈波动”状态的持续期条件均值,  $D_1^{**}$  和  $D_2^{**}$  分别表示金融危机后时期商品指数收益率位于“平缓波动”状态和“剧烈波动”状态的持续期条件均值, 单位为“天”.

表 4 为商品指数收益率的状态转移概率. 在危机前时期 S&P GSCI 指数在不同状态之间的转换概率略大于在相同状态之间的延续概率 (即  $P_{11} < P_{12}$ ,  $P_{22} < P_{21}$ ), 说明这段时期内 S&P GSCI 指数在不同状态之间频繁转换, 对比 S&P GSCI, DJCI 在危机前时期更倾向于在同一种状态延续,  $P_{11}$  和  $P_{21}$  均大于 90%. 进入危机时期,

相同状态之间的转移概率均增加, 由“剧烈波动”状态变为“平缓波动”状态的概率大幅减小, 说明危机时期商品市场不稳定性显著增加, 尤其是 DJCI 指数对应的  $P_{21}$  几乎降为零, 波动性高于 S&P GSCI. 危机后时期不同状态之间的转换概率有所上升, 同时 S&P GSCI 和 DJCI 表现出趋同现象.

表 4 S&P GSCI 和 DJCI 收益率的状态转移概率

Table 4 State transition probability of the returns of S&P GSCI and DJCI

概率	危机前		危机时		危机后	
	S&P GSCI	DJCI	S&P GSCI	DJCI	S&P GSCI	DJCI
$P_{11}$	0.376	0.985	0.989	0.996	0.982	0.985
$P_{12}$	0.624	0.015	0.011	0.004	0.018	0.015
$P_{21}$	0.619	0.074	0.006	$8.649 \times 10^{-8}$	0.036	0.044
$P_{22}$	0.381	0.926	0.994	1.000	0.964	0.956

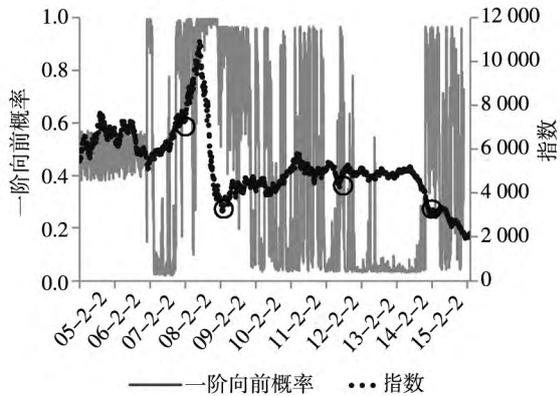
注:  $P_{ij}$  商品指数收益率在前一时刻位于状态  $i$  的条件下, 后一时刻位于状态  $j$  的条件概率.

图 1 复合了商品指数走势图与指数收益率处于“剧烈波动”状态的一阶向前预测概率. 一阶向前预测概率是基于  $t-1$  时刻的全部信息预测  $t$  时刻属于某种状态的条件概率. 将指数收益率处于“剧烈波动”状态的一阶向前预测概率走势总结为“中-高-中高-低-中”5 个阶段, 转折点图中用圆圈圈出. 总结得出以下规律: 第一、两种商品指数机制转换概率走势相似, 除第 1 阶段外基本相同, 说明不同类别的商品指数具有联动性. 第二、每个阶段转折点附近商品指数会经历一轮“V”形走势, “V”形左侧由于商品市场中卖方力量很大, 致使价格持续挫落, 如果此时大宗商品的

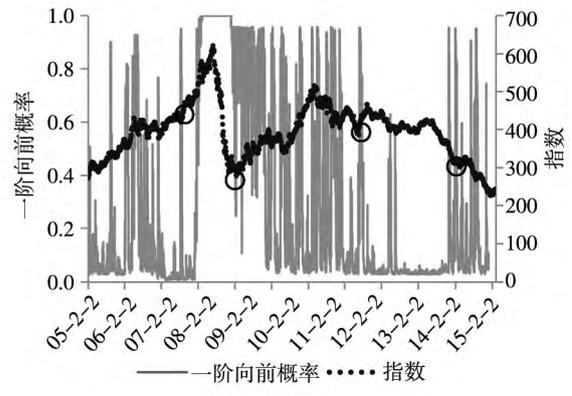
某些影响因素突然发生改变或持续改变产生累积效应, 这股沽售浪潮就会减弱, 买方力量继而控制整个市场, 使得商品指数出现回升, 形成“V”形的右侧, 开启新的阶段. 2008 年 3 月, 美国第五大投资银行贝尔登斯由于次贷证券投资失败低价出售给 DJ 摩根, 美国次贷危机响起警报, 商品价格虽然整体还在上升, 但已危机四伏波动加剧, “剧烈波动”状态的一阶向前预测概率由“中”转“高”. 与股市运行一样, 深度下跌必然伴随反弹, 2009 年 2 月在急剧暴跌七个月之后, 大宗商品指数走势出现小幅回升, 此次转折点的出现主要是由于世界各国不断实施政府救助并刺激经济, 美国启

动量化宽松政策等措施的累积效应,此后“剧烈波动”状态的一阶向前预测概率有所降低,但仍然处于“中高”状态.2012年中期,新兴经济体增速出现较大幅度放缓,欧债危机进一步深化,世界经济持续低迷,大宗商品需求疲弱,结束微弱上涨态势进入微跌区间,指数收益率进入低波动期.

2015年以来,石油危机深化,卢布腰斩,乌克兰局势持续恶化,美国退出量化宽松货币政策等因素导致大宗商品看空情绪严重,使得大量资本逃离大宗商品期货市场,商品价格开始加速波动下降,“剧烈波动”状态的一阶向前预测概率回升至中等水平.



(a) 标普高盛商品指数



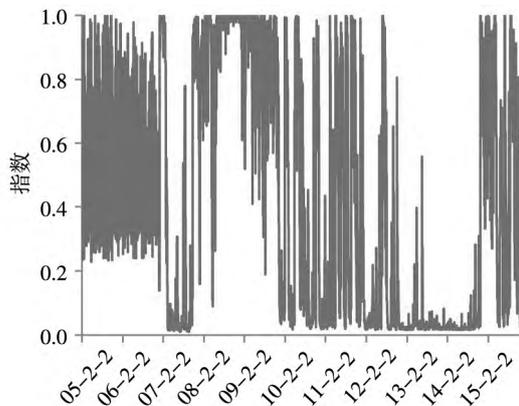
(b) 道琼斯大宗商品指数

图1 剧烈波动状态的一阶向前预测概率

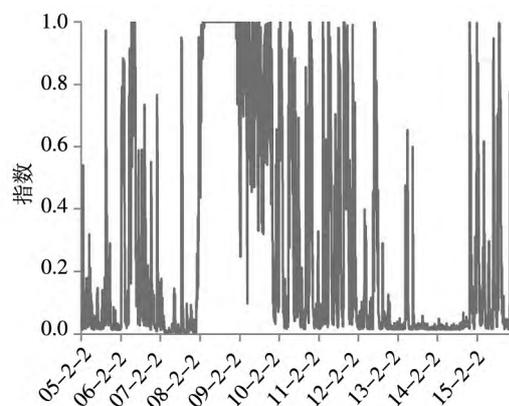
Fig. 1 One-step-ahead prediction probability under violent fluctuation

图2和图3展示了由Markov机制转换模型分别计算大宗商品指数收益率在两种状态下的滤波概率和平滑概率.滤波概率是已观测到 $t$ 时刻及以前的全部信息估计已观测区间最终时点的状态概率,平滑概率是基于整个样本期的全部信息对过去状态的估计.金融危机前S&P GSCI指数收益率处于“剧烈波动”状态的滤波概率和平滑概率基本保持在50%左右,机制转换频率高,DJCI指数收益率在危机前时期相对平稳,处于“平

稳波动”状态的概率较高,机制转换频率较低.进入危机时期后,S&P GSCI和DJCI指数收益率处于“剧烈波动”状态的概率经历了一小段时期的下落后迅速上升,基本稳定在90%以上,充分说明危机期间大宗商品市场的不稳定性.危机后时期,S&P GSCI和DJCI指数收益率处于“剧烈波动”状态的概率由高转低再转高.与图1对比发现,3种概率的走势基本相同,说明本文采用带虚拟变量的Markov机制转换模型预测精准.



(a) 标普高盛商品指数



(b) 道琼斯大宗商品指数

图2 剧烈波动状态的滤波概率

Fig. 2 Filtered probability under violent fluctuation

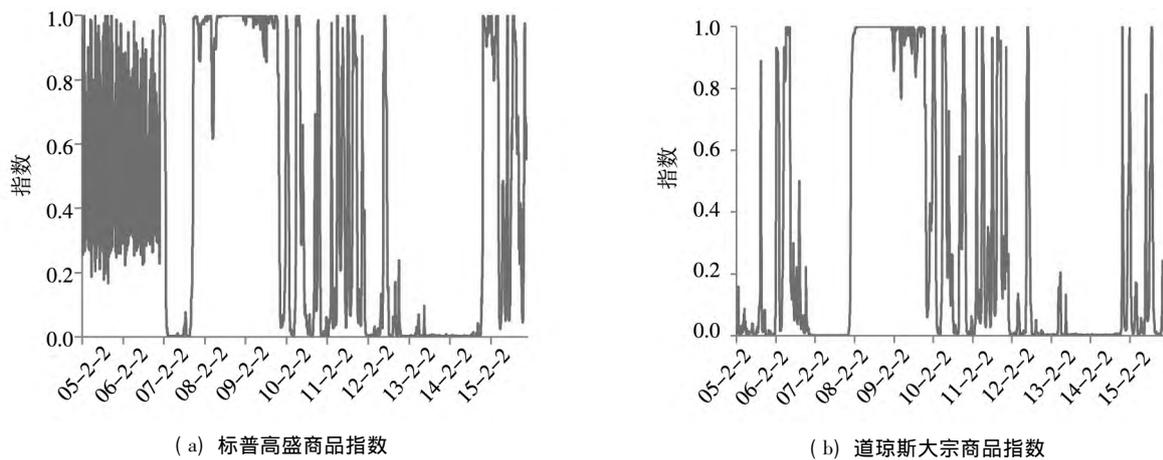


图3 剧烈波动状态的平滑概率

Fig. 3 Smoothed probability under violent fluctuation

## 4 结束语

本文基于 Markov 机制转换模型探寻大宗商品指数收益率机制转换出现的规律与诱因,重点考察金融危机前后商品市场发展模式的主要差异,并探究这些差异出现的原因.研究发现:

1) 大宗商品指数收益率近十年表现为“中-高-中高-低-中”的阶段性的波动态势,阶段转折点附近指数呈现“V”形走势.商品金融化背景下,大宗商品指数收益率机制转换的出现主要受到市场实际供需、实体经济、金融市场、投机因素、联动因素等多方面因素影响,商品指数收益率的波动特征发生转变归因于转折点附近某种或某些因素发生较大变化,致使原有规律被打破,继而进入下一个波动阶段.2005年~2008年之间,大宗商品指数收益率处于“剧烈波动”状态的概率较高,这段时期新兴经济体快速增长、国际资本市场泡沫增大、美元贬值、通胀严重以及中东地区的不稳定局势使得大宗商品指数一路呈现快速上升的局面;2008年~2009年之间,大宗商品指数收益率处于“剧烈波动”状态的概率达到最高,原因在于美国次贷危机引发全球性的金融危机爆发,致

使世界经济大面积衰退,大宗商品指数急剧下跌;随后经济状况开始好转,对大宗商品需求有所增加,同时美国实施量化宽松政策,使得2009年~2013年大宗商品指数有所回升,波动性减弱;2013年~2014年,大宗商品指数收益率处于“平稳波动”状态的概率明显增大,在此期间世界经济持续处于低迷状态,美国退出量化宽松政策,俄罗斯由于过度依赖石油导致经济快速下滑,卢布严重贬值,同时局部地区局势紧张,这些因素导致大宗商品指数微弱下跌波动幅度减弱.2015年贸易和资本流动疲软,发达经济体政府债务高位累积,影响经济增长和金融稳定,世界经济复苏乏力且不平稳,诸多因素直接影响到大宗商品市场,商品指数波动再次加剧.

2) 金融危机后大宗商品指数收益率机制转换的频率下降,波动性减弱.从市场上讲,去杠杆化导致大宗商品市场泡沫能量释放,形成市场低位平稳的态势.从制度上讲,这与监管部门加强对商品市场和影子银行的监督管理有密切联系.金融法案改革以及交易制度标准化使得对商品期货交易风险的管理进一步加强,弱化负面冲击造成的剧烈波动,系统性风险得以降低,在一定程度上推进了商品期货市场的平稳有序发展.

## 参考文献:

- [1] Henderson B J, Pearson N D, Wang L. New evidence on the financialization of commodity markets[J]. Review of Financial Studies, 2015, 28(5): 1285-1311.
- [2] Tang K, Xiong W. Index investment and the financialization of commodities[J]. Financial Analyst Journal, 2012, 68(6):

54 - 74.

- [3]何亚男,汪寿阳. 世界经济与国际原油价格: 基于 Kilian 经济指数的协整分析[J]. 系统工程理论与实践, 2011, 31(2): 221 - 228.  
He Yanan, Wang Shouyang. The global economy and world crude oil price: An analysis of the cointegration with Kilian economic index[J]. Systems Engineering-Theory & Practice, 2011, 31(2): 221 - 228. (in Chinese)
- [4]张文,王珏,部慧,等. 基于时差相关多变量模型的金融危机前后国际原油价格影响因素分析[J]. 系统工程理论与实践, 2012, 32(6): 1166 - 1174.  
Zhang Wen, Wang Jue, Bu Hui, et al. Multivariable model based on cross-correlogram for analyzing the change of relationship between factors and crude oil price during financial crisis[J]. Systems Engineering-Theory & Practice, 2012, 32(6): 1166 - 1174. (in Chinese)
- [5]部慧,汪寿阳. 商品期货及其组合通胀保护功能的实证分析[J]. 管理科学学报, 2010, 13(9): 26 - 36.  
Bu Hui, Wang Shouyang. Empirical study of inflation-hedging characteristics of commodity futures and its portfolio in China [J]. Journal of Management Sciences in China, 2010, 13(9): 26 - 36. (in Chinese)
- [6]Büyüksahin B, Robe M. Speculators, commodities and cross-market linkages[J]. Journal of International Money and Finance, 2014, 42(4): 38 - 70.
- [7]Mensi W, Beljid M, Boubaker A, et al. Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold[J]. Economic Modelling, 2013, 32(5): 15 - 22.
- [8]Silvennoinen A, Thorp S. Financialization, crisis and commodity correlation dynamics[J]. Journal of International Financial Markets Institutions & Money, 2013, 24(4): 42 - 65.
- [9]Ji Q, Fan Y. How does oil price volatility affect non-energy commodity markets? [J]. Applied Energy, 2012, 89(1): 273 - 280.
- [10]王孝松,谢申祥. 国际农产品价格如何影响了中国农产品价格[J]. 经济研究, 2012, 47(3): 141 - 153.  
Wang Xiaosong, Xie Shenxiang. How do prices of foreign agricultural products affect prices of Chinese agricultural products [J]. Economic Research Journal, 2012, 47(3): 141 - 153. (in Chinese)
- [11]Adams Z, Glück T. Financialization in commodity markets: A passing trend or the new normal[J]. Journal of Banking & Finance, 2015, 60(11): 93 - 111.
- [12]Hamilton J D. A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle[J]. Econometrica, 1989, 57(2): 357 - 384.
- [13]Hamilton J D, Susmel R. Autoregressive conditional heteroskedasticity and changes in regime[J]. Journal of Econometrics, 1994, 64(1/2): 307 - 333.
- [14]Kim C J. Dynamic linear models with Markov-switching[J]. Journal of Econometrics, 1994, 60(1/2): 1 - 22.
- [15]Smith D R. Markov-switching and stochastic volatility diffusion models of short-term interest rates[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2002, 20(2): 183 - 197.
- [16]Almansour A. Convenience yield in commodity price modeling: A regime switching approach[J]. Energy Economics, 2016, 53(1): 238 - 247.
- [17]Lammerding M, Stephan P, Tiede M, et al. Speculative bubbles in recent oil price dynamics: Evidence from a Bayesian Markov-switching state-space approach[J]. Energy Economics, 2013, 36(3): 491 - 502.
- [18]Chan K F, Treepongkaruna S, Brooks R, et al. Asset market linkages: Evidence from financial, commodity and real estate assets[J]. Journal of Banking and Finance, 2011, 35(6): 1415 - 1426.
- [19]吴吉林,张二华,原鹏飞. 我国银行间同业拆借利率的动态研究——基于跳跃-扩散-机制转换模型的实证分析[J]. 管理科学学报, 2011, 11(14): 33 - 41.  
Wu Jilin, Zhang Erhua, Yuan Pengfei. Study on dynamic behavior of Chinese interbank offered rate: The empirical analysis based on jump-diffusion-regime switching model[J]. Journal of Management Sciences in China, 2011, 11(14): 33 - 41. (in Chinese)
- [20]刘金全,刘志刚. 具有 Markov 区制转移的向量误差修正模型及其应用[J]. 管理科学学报, 2006, 9(5): 44 - 49.  
Liu Jinquan, Liu Zhigang. Vector error correct model with Markov regime switching and its applications[J]. Journal of

- Management Sciences in China ,2006 ,9(5) : 44 -49. ( in Chinese)
- [21]Chen S W ,Lin J L. Identifying turning points and business cycles in Taiwan: A multivariate dynamic Markov-switching factor model approach [J]. Academia Economic Papers ,2000 ,28(3) : 289 -320.
- [22]王建军. Markov 机制转换模型研究——在中国宏观经济周期分析中的应用 [J]. 数量经济技术经济研究 ,2007 , (3) : 39 -48.
- Wang Jianjun. Research on the Markov switching model [J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics ,2007 , (3) : 39 -48. ( in Chinese)
- [23]姜 婷,周孝华,董耀武. 基于 Markov 机制转换模型的我国股市周期波动状态研究 [J]. 系统工程理论与实践 ,2013 ,33(8) : 1934 -1939.
- Jiang Ting ,Zhou Xiaohua ,Dong Yaowu. Stock market cycle fluctuation in China: Markov regime switching model [J]. Systems Engineering-Theory & Practice ,2013 ,33(8) : 1934 -1939. ( in Chinese)
- [24]Mishkin F S. The Economics of Money , Banking and Financial Markets [M]. New Jersey: Prentice Hall ,2010: 199 -224.
- [25]Bhar R , Hammoudeh S. Commodities and financial variables: Analyzing relationships in a changing regime environment [J]. International Review of Economics & Finance ,2011 ,20(4) : 469 -484.

## Regime-switching of commodity index returns under financialization of commodities

HAN Li-yan<sup>1</sup> , ZHENG Qing-qing<sup>1</sup> , YIN Li-bo<sup>2</sup>

1. School of Economics and Management , Beihang University , Beijing 100191 , China;

2. School of Finance , Central University of Finance and Economics , Beijing 100081 , China

**Abstract:** This paper studies the occurrence and causes of the regime-switching of two representative commodity indexes , S&P GSCI ( Standard & Poor's Goldman Sachs Commodity Index) and DJCI ( Dow Jones Commodity Index) , by using the modified Markov Regime-Switching model with the dummy variables that reflect the changes of regimes both before and after the financial crisis. The results show that the suggested model performances better in characterizing the periodic variation of return volatility , which possesses a feature of "medium-high-medium high-low-medium". Around the turning point , the considered commodity index is shaped as a "V" type. It also reveals that liquidity shocks in the process of financial crisis could alter the probability of regime-switching. The empirical findings could provide some references , to some extent , for the prediction of the trend of commodity markets and the emergence of the stage turning points.

**Key words:** commodity indexes; financialization of commodities; regime-switching; financial crisis