

# BDI 指数非线性均值回复特性研究<sup>①</sup>

余方平, 匡海波

(大连海事大学综合交通运输协同创新中心, 大连 116026)

**摘要:** BDI 指数是国际航运市场主要运价指数之一. 文章提出了 BDI 指数“临界增长率带”均值回复理论, 刻画其对数增长率偏离中枢的不对称性均衡运行规律. 同时, 构建了基于 3R-SETAR 的 BDI 指数对数增长率非线性均值回复特性分析模型, 有效回避了现有均值回复测算模型不能直接划分阶段门限且精度较差、稳健不足、应用复杂等缺点. 最后, 实证分析了 1985 年~2015 年频度日/周/月的 BDI 指数的非线性均值回复特性, 结果表明 BDI 指数调整服从三体制非线性均值回复过程, 存在“临界增长率带”区域. BDI 指数日对数增长率主要处于内体制, 周和月对数增长率基本在高体制内运行. 低体制和高体制波动率高于内体制. 低体制回复周期较短、高体制回复周期较长.

**关键词:** BDI 指数; 非线性均值回复; 3R-SETAR 模型; 门限值; 回复周期

**中图分类号:** F840.63 [U-9]   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2018)09-0118-09

## 0 引言

波罗的海干散货指数(Baltic Dry Index, BDI)是衡量海运干散货船航线的运价综合性指数, 是国际航运市场的风向标, 也是国际贸易领先指数及经济晴雨表<sup>[1]</sup>. 它具有周期性、季节性以及高波动特性<sup>[2]</sup>. 近三十多年来, BDI 指数从 1985 年初设立时的 1 000 点开始, 经 2008 年中最高 11 689 点, 又在 2015 年末跌到 478 点, 显示了其均值回复特性.

从现有文献看, 关于海运运价及其综合性指数是否具有均值回复的特性有 3 种观点.

1) 认为其具有线性均值回归的特性. 这些文献认为运价或指数较高时有下降、价格较低时有向上的趋势, 短期内随机地上下波动、长期围绕某一数值或区间波动. 这种观点可追溯到 20 世纪七八十年代. 如 Hawdon<sup>[3]</sup> 得出了油轮运费时间序列

具有均值回复特性的结论. Beenstock 和 Vergottis<sup>[4]</sup> 模拟验证了干散货运价和船价都具有均值回复特性. Tvedt<sup>[5]</sup> ADF 检验认为海运运价和二手船价服从均值回复过程. Kavussanos 和 Visvikis<sup>[6]</sup> 分析了海运即时运价和 FFA 运价的均值回复和波动特性相互关系. 李耀鼎和宗蓓华<sup>[7]</sup> 证明了 BDI 对数序列是一阶单整过程, 且拒绝随机游走假设、具有均值回归特性. Tsioumas 等<sup>[8]</sup> 利用 PP 和 KPSS 检验了 BDI 具有平稳和线性均值回复特性.

2) 认为其不具有均值回复的特性. 这些文献主要借助序列协整、GARCH 等计量方法检验, 认为海运运价和指数能充分反映可获得的信息, 具有随机游走而不是均值回复特性和趋势. 如 Berg-Andreassen<sup>[9]</sup> 利用 ADF 检验得出了 BDI 指数不具有均值回复特性的结果. Veenstra 和 Franses<sup>[10]</sup> 协整检验得到了干散货运价具有随机游走特性的定论. Chen 等<sup>[11]</sup> 借助扩展的二元 ECM-GARCH 模

① 收稿日期: 2016-07-10; 修订日期: 2017-12-03.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71831002; 71672016); 教育部长江学者和创新团队发展计划资助项目(IRT\_17R13); 大连海事大学综合交通运输协同创新中心种子基金资助项目(3132018301; 3132018304).

作者简介: 余方平(1981-), 男, 湖南攸县人, 讲师. Email: yufangping1981@163.com

型对 1999 年~2008 年四条好望角和巴拿马船型运价变动率的研究表明不具有均值回复特性。

3) 认为具有非线性均值回复的特性. 学术界也对非线性均值回复特性问题进行了初步探索, 如 Adland 和 Cullinake<sup>[12]</sup> 揭示了油轮运价的非线性均值回复等动态特性. 蒋迪娜<sup>[13]</sup> 利用两状态马尔柯夫机制转换模型对中国出口集装箱运价指数的非线性均值回复过程变动进行了刻画. Ko<sup>[14]</sup> 利用混合转换模型对干散货运价的非线性均值回复和波动过程进行建模描述, 证明了航运运价供给曲线双峰特性和 1 年期期租运价调整速度在低波动区域大于高波动区域。

总体来看, 在现有对海运运价和综合性指数的均值回复特性研究取得了较大进展. 然而, 尽管有些文献检验出其存在线性的均值回复特性或者得出了不存在均值回复的结论, 但并不意味着不存在非线性均值回复特性; 尽管少量文献利用两区间转换模型初步探讨了 BDI 指数非线性均值回复的特性, 但是对其回复特性刻画尚未深入分析. 基于此, 本文利用三体制自激励门限自回归模型(3R-SETAR 法)对 BDI 指数的非线性均值回复特性进行专题分析。

### 1 BDI 指数三阶段均值回复特性理论基础

定义 BDI 指数对数增长率是非线性三阶段均值回复的, 如果存在 3 个均值过程, 它们都是均值回复的, 这 3 个过程分别被称为高水平(高体制区域(Rigime 3))、正常水平(内体制区域(Rigime 1))和低水平(低体制区域(Rigime 2))均值过程<sup>[15]</sup>. BDI 指数对数增长率就是在这 3 种状态和区域之间相互转移. BDI 指数对数增长率序列表现出非线性均值回复特性, 是由于其受到干散货船舶运力供需、全球宏观经济、燃油成本、地缘政治等各种外部冲击以及市场相关方非理性行为和预期的影响<sup>[16-17]</sup>。

结合图 1, BDI 指数对数增长率三体制非线性均值回复特性显著, 且存在“临界增长率带”(  $\eta_1, \eta_2$  ). 如果 BDI 指数对数增长率超出了(  $\eta_1,$

$\eta_2$  ), 偏离程度越大, 回复到(  $\eta_1, \eta_2$  ) 内的速度越快; 偏离的程度越小, 回复到(  $\eta_1, \eta_2$  ) 内的速度越慢. 1) 回复方向. 低体制和高体制区域回复方向分别向上、向下. 2) 回复力度. 低体制和高体制离内体制区域越远, 回复力度越大; 内体制区域回复力度则处于平稳随机状态. 3) 回复波动. 当 BDI 指数处于低体制和高体制区域时, 表现出比内体制区域较大的波动率. 4) 回复跳跃. BDI 指数处于内、低或高体制区域时间越长, 其发生均值过程跳跃概率也增加, 突破临界点进入另一区域. 5) 回复周期. BDI 指数在 3 个区域必然会周期交替出现. 因此, 采用 3R-SETAR 描述 BDI 指数增长率调整非线性过程, 并呈现出三体制非线性均值回复特性是适用的。

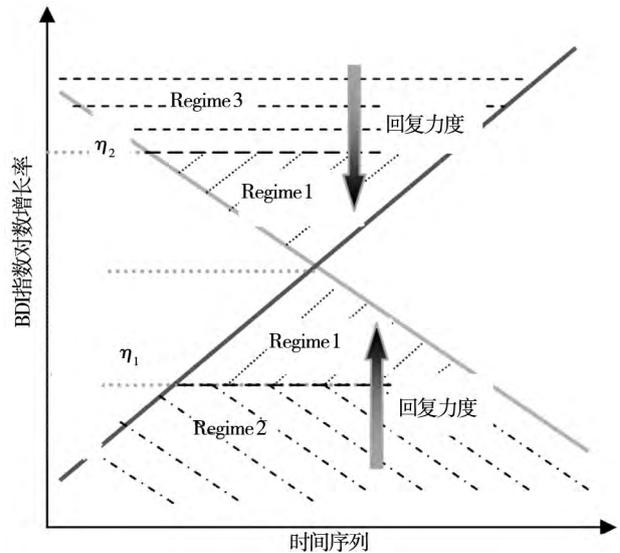


图 1 BDI 指数三体制非线性均值回复特性理论

Fig. 1 BDI index three regime nonlinear mean reversion theory

### 2 基于 3R-SETAR 的 BDI 指数非线性均值回复模型

#### 2.1 3R-SETAR 模型简介

$nR$ -SETAR 模型 ( multi-regime self-exciting threshold autoregressive model ), 某研究变量在一个体制内是线性的, 但可在多个体制间选择转换, 而选择转换取决于门限值变量, 且门限值变量为该研究变量的某个滞后项<sup>[18-20]</sup>. 与其它非线性模型相比,  $nR$ -SETAR 模型既能合理解释非线性关

系,又提供了复杂非线性关系一种简易实现途径,因此它在生物、物理、经济、气候等领域得到了广泛地应用.

假设  $X_t$  为研究变量,为单一时间序列,记  $X_{t-1} = (x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_{t-p})'$  为  $k \times 1$  列向量,其中  $k = 1 + p$ . nR-SETAR 模型如下<sup>[19-20]</sup>

$$x_t = \alpha_1' X_{t-p} I_{\eta_1}(d) + \dots + \alpha_n' X_{t-p} I_{\eta_n}(d) + \omega_t \tag{1}$$

其中  $\alpha_j' = (\alpha_{j1}, \alpha_{j2}, \dots, \alpha_{jp})$  ( $j = 1, \dots, n$ ) 为第  $j$  个体制中模型的常数项和滞后变量对应参数估计值的行向量;参数  $\eta_j$  为门限值  $\boldsymbol{\eta} = (\eta_0, \eta_1, \eta_2, \dots, \eta_{n-1})$  且  $\eta_1 < \eta_2 < \dots < \eta_{n-1}$ ,  $\eta_0 = -\infty$ ,  $\eta_n = \infty$ ;  $I_{\eta_j}(d) = I(\eta_{j-1} < x_{t-d} < \eta_j)$ ,  $I(\cdot)$  为示性函数( $a$  为真,则  $I(a) = 1$ , 否则  $I(a) = 0$ );  $p$  为滞后参数;  $d$  为延迟参数,为严格的正整数,其上限  $d'$  满足  $d' = p$ ; 误差项  $\omega_t$  是一致平方可积鞅差序列,满足  $E(\omega_t | \xi_t) = 0$  ( $\xi_t$  为中性滤子) 和  $\sigma^2 = E\omega_t^2 < \infty$ .

### 2.2 基于 3R-SETAR 的 BDI 指数非线性均值回复模型

记 BDI 指数为  $\{y_t\}$ , 其对数增长率序列为  $\{x_t\}$

$$x_t = \ln(y_t / y_{t-1}) \tag{2}$$

其中  $y_t$  和  $y_{t-1}$  为第  $t$  和第  $t-1$  日 BDI 指数值.

当  $n = 3$  时, nR-SETAR 模型具体记为 3R-SETAR( $p_1, p_2, p_3; d$ ) 模型,其方程为

$$x_t = \begin{cases} \alpha_1' X_{t-p} + \omega_t & x_{t-d} \leq \eta_1 \\ \alpha_2' X_{t-p} + \omega_t & \eta_1 < x_{t-d} < \eta_2 \\ \alpha_3' X_{t-p} + \omega_t & x_{t-d} \geq \eta_2 \end{cases} \tag{3}$$

其中  $p_1, p_2, p_3$  分别为低、内和高体制方程滞后参数,满足  $p = \max\{p_1, p_2, p_3\}$ ,  $1 \leq d \leq \max\{p, 1\}$ , 其它参数含义同前.

结合上面理论分析,式(3)可较好地估计和解释 BDI 指数对数增长率调整过程非线性均值回复特性,其主要特点有<sup>[19-20]</sup>: 一是借助门限控制作用,可以描述具有极限点、极限环、跳跃性、相依性、次谐波等复杂现象的非线性动态系统,从而能够灵活刻画出 BDI 指数对数增长率每个体制的特性;二是基于对非线性系统依状态取值逐段

线性化处理,借助于线性自回归模型的参数估计与定阶准则,不存在实质上的困难,精度较高且稳健、适用性强、应用简便,能够较好地描述 BDI 指数对数增长率复杂非线性均值回复的均衡运行规律,这是优于其它非线性模型一大特点.

### 2.3 实证步骤

1) 平稳性假设检验. 3R-SETAR 模型首先要进行非线性单位根平稳性检验. 这是因为当序列具有非线性特性时,传统的线性单位根检验方法检验功效都很低<sup>[21]</sup>. 在这里,借助 supWald、supLM 和 supLR 3 个统计量检验 BDI 指数对数增长率序列非线性平稳性<sup>[20-22]</sup>. 其原假设  $H_0$  表示为,  $\rho_1 = \rho_0 = \rho_2 = 0$ . 由于 supWald、supLM 和 supLR 统计量的渐近分布收敛到标准分布,该标准分布是与被估参数无关的分布. 特别指出,如果进行非线性检验得到不平稳性的结论,那么 3R-SETAR 模型不适合分析 BDI 指数对数增长率序列均值回复特性.

2) 门限效应假设检验. 应用 3R-SETAR 模型也要解决非线性设定是否优于线性设定的问题<sup>[23-24]</sup>. 这个问题是应用 3R-SETAR 模型的核心. 在时间序列非线性检验结果为平稳的前提下,运用文献[23]的门限效应假设检验法对其进行一个、两个或多个门限效应的相互比较检验,验证应用式(3)分析非线性回复特性的恰当性.

3) 滞后参数  $p$  和延迟参数  $d$  的确定. 对于式(3)的 3R-SETAR 模型中滞后参数  $p$  和延迟参数  $d$  的确定标准如下<sup>[24]</sup>, 一是延迟参数  $d$  小于等于滞后参数  $p$ . 二是采用赤池信息准则(AIC)最小确定模型滞后参数  $p$  和延迟参数  $d$ , AIC 是式(3)中所示的多维空间中超曲面的极小点. 通过取 AIC 最小值来确定最优  $d$  和  $p$  的值.

4) 门限值  $\eta_j$  估计. 门限值  $\eta_j$  是从区间  $[\eta_{\min}, \eta_{\max}]$  中取值,其中对  $\eta_{\min}$  和  $\eta_{\max}$  的选择原则是为了使得概率  $P_r(x_{t-d} < \eta_{\min}) > 0$  和  $P_r(x_{t-d} > \eta_{\max}) < 1$ . 参照格点搜索法<sup>[24]</sup>, 从被排列的门限值变量序列的分位数中确定门限值  $\eta_j$ . 对于每组可能的门限值  $\eta_j$  估计,借助式(3)的残差方差

$$\bar{\sigma}^2(\boldsymbol{\eta}, d) = T^{-1} \sum_{t=0}^T \bar{w}^2(\boldsymbol{\eta}, d) \tag{4}$$

最小残差方差对应的门限值  $\hat{\boldsymbol{\eta}} = \{\hat{\eta}_1, \hat{\eta}_2\}$  就

是最终所获得的门限值参数估计值.

5) 非线性回复特性参数估计. 将门限值参数值带入式(3)的 3R-SETAR 模型中, 对 BDI 指数对数增长率时间序列数据按照门限值判别标准分类, 落入内、低和高体制区域构成 3 个子 BDI 指数对数增长率序列. 然后通过普通最小二乘法分别将内、低和高体制区域子模型相关系数参数估计出来.

6) 非线性均值回复细化特性测算. 主要对回复方向、力度、波动率和周期等深入分析. 对于回复方向, 根据式(3)中的每一个体制方程的自回归系数来确定. 对于回复力度, 可根据偏离临界点或门限值的距离来分析. 对于回复波动率, 采用每一个体制内对应的子时间序列的波动率来描述. 对于任一体制均值回复周期, 采用半衰期 (half-life) 法计算<sup>[25]</sup>

$$H^* = \ln(0.5 / \alpha_{j1}) \quad (5)$$

其中  $\alpha_{j1}$  为某体制一阶自回归系数估计值.

### 3 实证分析

采集 1985-01-01 ~ 2015-12-25 期间频度为日/周/月 BDI 指数数据 (其中 1985-01-04 ~ 1999-10-29 期间为 BFI 指数)<sup>②</sup>. 借助 R 软件分析 BDI 指数对数增长率序列非线性均值回复特性.

#### 3.1 数据描述和基本性质

BDI 指数日/周/月对数增长率描述性统计量和走势情况见表 1 和图 2. 表 1 表明 BDI 指数对数增长率序列存在尖峰性质. 图 2 所示 BDI 指数对数增长率走势呈现周期性. 由于时间跨度长达 31 年, BDI 指数走势往往含有结构性变化, 但不管短期如何变化, 这种变化朝着长期均衡调整. 另外该序列中间部分波动较为平稳, 而上部和下部波动较为剧烈, 因此 3R-SETAR 模型分析 BDI 指数非均值回复特性是合理的.

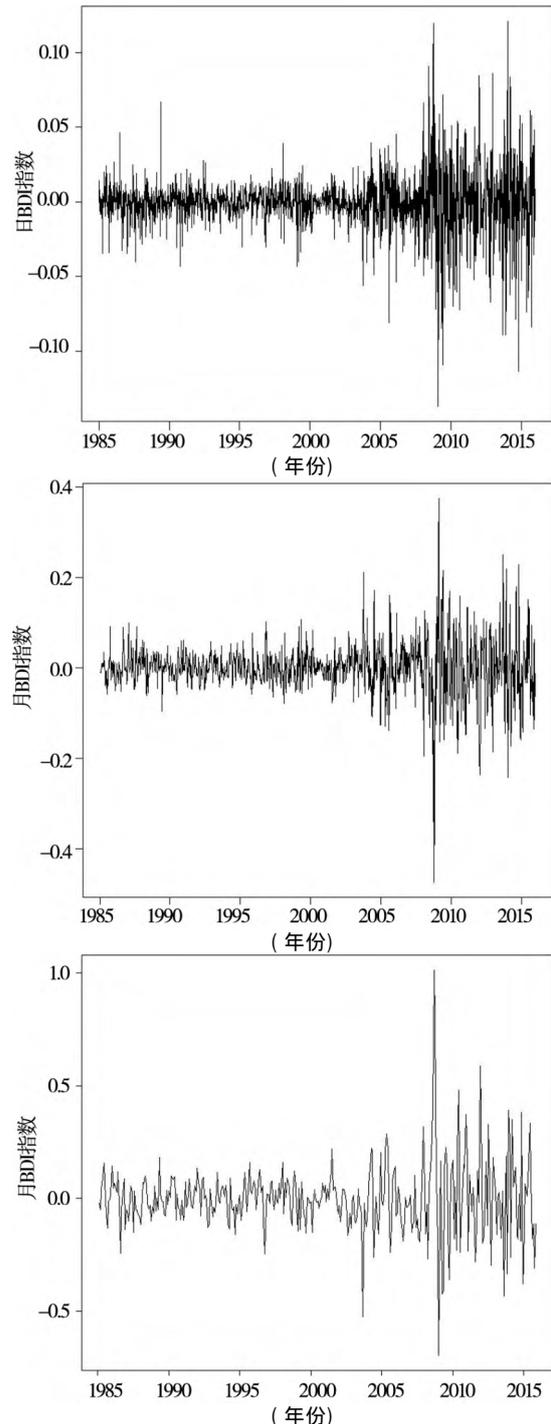


图 2 BDI 指数对数增长率走势  
Fig. 2 BDI index logarithmic growth rate trends

表 1 BDI 指数对数增长率描述性统计量

Table 1 BDI index logarithmic growth rate descriptive statistics

频度	最小值(%)	最大值(%)	均值(%)	标准差(%)	峰度	偏度
日	-13.658	12.072	$9.285 \times 10^{-5}$	1.495	10.119	-0.076
周	-47.359	37.339	-0.046 0	5.545	8.590	-0.503
月	-69.646	79.189	-0.265	14.684	4.847	0.276

② 来源 Clarksons 网站( <https://sin.clarksons.net> ).

### 3.2 实证过程

#### 3.2.1 平稳性单位根检验

非线性单位根检验结果如表 2 所示. BDI 指数日对数增长率的 supLR、supLM 和 supWald 值分别为 729.08、695.92 和 764.37, 这表明序列为非线性平稳过程. 同样的, BDI 指数周和月对数增长率的 supLR、supLM 和 supWald 值都表明其为非线性平稳过程.

#### 3.2.2 门限效应假设检验

结合上面门限效应假设检验步骤, 进行 SETAR 非线性效应检验和模型设定选择. 对不同门限个数(1 个和 2 个门限) 分别检验, 结果见表 3. 表 3 中, “1vs2” 表示原假设序列为线性过程

(一体制), 备择假设序列为一个门限值非线性过程(两体制); “1vs3” 和 “2vs3” 类似.

表 3 显示, 对 BDI 指数日/周/月对数增长率序列, 进行 “1vs2” 和 “1vs3” 检验时同时拒绝原假设. 如 BDI 指数日对数增长率序列, 在 5% 的显著性水平下拒绝了线性 1R-SETAR 模型; 在 “2vs3” 的比较检验中, 拒绝了建立 2R-SETAR 模型, 从而应该建立 3R-SETAR 模型. 总体看, 对于 BDI 指数日/周/月对数增长率序列全部接受 3R-SETAR 模型的建立假设, 这实际上验证了 BDI 指数对数增长率序列符合 BDI 指数三体制非线性均值回复特性理论, 证明 3R-SETAR 模型能有效刻画 BDI 指数非线性均值回复特性.

表 2 BDI 指数对数增长率平稳性单位根检验结果

Table 2 BDI index logarithmic growth rate stationary unit root test results

统计量名称	统计量			临界值			结论
	日	周	月	1%	5%	10%	
supLR	729.08	176.475	94.77	22.23	17.90	15.77	平稳
supLM	695.92	167.07	83.49	21.76	17.63	15.59	平稳
supWald	764.37	186.594	108.17	23.01	18.4	16.18	平稳

表 3 nR-SETAR 模型体制比较选择结果

Table 3 Comparison results of nR-SETAR model selection

模型体制选择	日			周			月		
	统计量	Bootstrap 临界值		统计量	Bootstrap 临界值		统计量	Bootstrap 临界值	
		5%	10%		5%	10%		5%	10%
1vs2	157.53	12.21	11.82	43.14	14.73	13.98	32.72	16.07	15.98
1vs3	278.26	23.72	23.68	56.68	24.03	22.89	49.87	28.58	27.92
2vs3	118.34	18.58	18.32	13.18	11.88	11.83	15.75	7.37	7.33

#### 3.2.3 滞后参数 $p$ 、延迟参数 $d$ 和门限值 $\eta_j$ 的确定

本文中 BDI 指数日/周/月对数增长率序列的滞后参数参考文献 [24] 设定为  $p = 12$ . 文献 [25] 指出, 满足 3R-SETAR 的时间序列存在局部非平稳性, 滞后参数估计可能不准确, 可设定延迟参数  $d = 1$ . 因此, 此处 BDI 指数对数增长率时间序列的延迟参数也设定  $d = 1$ . 结合门限效应假设检验要求, 借助  $AIC$  最小确定 3R-SETAR 模型阶数  $p$ . 在这里, 滞后参数  $p$  和延迟参数  $d$  的组合为  $3^{12}$  种情形. 通过对所有情形测算对比, 得到 BDI 指数日/周/月对数增长率 3R-SETAR 优化模型情况如下: BDI 指数日对数增长率序列  $AIC$  最小值为  $-72\ 864.11$ , 对应最优模型为 3R-SETAR(2, 2, 3; 1), 低、内和高体制的滞后参数分别为 2、2

和 3; BDI 指数周对数增长率序列  $AIC$  最小值为  $-10\ 009.85$ , 模型为 3R-SETAR(2, 2, 3; 1); BDI 指数月对数增长率序列  $AIC$  最小值为  $-1\ 419.35$ , 模型为 3R-SETAR(3, 1, 3; 1). 结合门限效应假设检验, 同时估计出了门限值(见表 4).

表 4 3R-SETAR 最优模型滞后参数和门限值

Table 4 3R-SETAR optimal model delayed orders and thresholds

频度	自回归项滞后参数			状态变量		延迟参数
	低体制	内体制	高体制	下门限值(%)	上门限值(%)	
日	2	2	3	-0.842 1	0.541 0	1
周	2	2	3	-2.394 0	0.185 0	1
月	3	1	3	-11.348 0	2.573 0	1

#### 3.2.4 非线性回复特性参数的确定

用非线性最小二乘估计法来估计式(3). 表 5 给出了 BDI 指数日/周/月对数增长率序列 3R-

SETAR 模型参数估计值,具体包含了各个体制模型的系数估计值以及对应的标准误差和  $t$  检验统计量. 总体来看,大多数的回归系数在 5% 的显著水平下都是显著非零的,也直接验证了 3R-

$$x_t = \begin{cases} -1.37 \times 10^{-3} + 0.807x_{t-1} - 0.175x_{t-2} + \omega_t \\ -1.31 \times 10^{-4} + 0.916x_{t-1} - 0.07x_{t-2} + \omega_t \\ -8.45 \times 10^{-5} + 0.949x_{t-1} - 0.205x_{t-2} + 0.0505x_{t-3} + \omega_t \\ 3.26 \times 10^{-3} + 0.498x_{t-1} - 0.104x_{t-2} + \omega_t \\ -2.19 \times 10^{-3} + 0.923x_{t-1} - 0.477x_{t-2} + \omega_t \\ -8.85 \times 10^{-5} + 0.708x_{t-1} - 0.258x_{t-2} + 0.0933x_{t-3} + \omega_t \\ 7.27 \times 10^{-2} - 0.0813x_{t-1} - 0.1625x_{t-2} + \omega_t \\ -6.9 \times 10^{-3} + 0.2354x_{t-1} + \omega_t \\ 2.1 \times 10^{-2} + 0.4775x_{t-1} - 0.2113x_{t-2} - 0.112x_{t-3} + \omega_t \end{cases}$$

对于每一个体制方程,其常数项刻画的是非线性均值回复的起点水平,滞后自回归项以常数项为基准,并对此作修正调整. 每一体制

SETAR 模型适合刻画 BDI 指数日/周/月对数增长率时间序列的非线性均值回复特性.

式(6)~式(8)分别为日/周/月 BDI 指数日/周/月对数增长率 3R-SETAR 具体刻画方程

$$x_{t-1} \leq -0.8421\% \quad -0.8421\% < x_{t-1} < 0.541\% \quad (6)$$

$$x_{t-1} \geq 0.541\% \quad x_{t-1} \leq -2.394\% \quad -2.394\% < x_{t-1} \leq 0.185\% \quad (7)$$

$$x_{t-1} > 0.185\% \quad x_{t-1} \leq -11.348\% \quad -11.348\% < x_{t-1} \leq 2.573\% \quad (8)$$

方程自回归系数随着阶数增加,其绝对值越小,表明  $x_{t-1}$ 、 $x_{t-2}$ 、 $x_{t-3}$  对  $x_t$  的影响权重逐步衰减.

表5 BDI 指数对数增长率 3R-SETAR 模型体制自回归参数估计值

Table 5 BDI Index logarithmic growth rate 3R-SETAR model regime autoregression parameter estimates

区域	待估参数	日 3R-SETAR(3 2, 2; 1)			周 3R-SETAR(3 2, 2; 1)			月 3R-SETAR(3 1, 3; 1)		
		参数值	标准误差	$t$ 统计量	参数值	标准误差	$t$ 统计量	参数值	标准误差	$t$ 统计量
低体制	$\alpha_{10}$	$-1.37 \times 10^{-3} ***$	$3.48 \times 10^{-4}$	-3.94	$3.26 \times 10^{-3}$	$2.52 \times 10^{-3}$	1.294	0.0727**	0.0410	1.7736
	$\alpha_{11}$	$8.07 \times 10^{-1} ***$	$1.73 \times 10^{-2}$	46.74	$4.98 \times 10^{-1} ***$	$4.09 \times 10^{-2}$	12.1855	-0.0813	0.1249	-0.6510
	$\alpha_{12}$	$-1.75 \times 10^{-1} ***$	$1.92 \times 10^{-2}$	-9.13	$1.04 \times 10^{-1} ***$	$4.26 \times 10^{-2}$	2.4306	-0.1625	0.1057	-1.5367
内体制	$\alpha_{20}$	$-1.31 \times 10^{-4}$	$1.40 \times 10^{-4}$	-0.94	$-2.19 \times 10^{-3}$	$2.18 \times 10^{-3}$	-1.0032	-0.0069	0.0115	-0.6021
	$\alpha_{21}$	$9.16 \times 10^{-1} ***$	$2.27 \times 10^{-2}$	40.28	$9.23 \times 10^{-1} ***$	$6.79 \times 10^{-2}$	13.5828	0.2354***	0.1025	2.2967
高体制	$\alpha_{22}$	$-7.00 \times 10^{-2} ***$	$2.92 \times 10^{-2}$	-2.40	$-4.77 \times 10^{-1} ***$	$7.95 \times 10^{-2}$	-5.9938			
	$\alpha_{30}$	$-8.45 \times 10^{-5}$	$3.25 \times 10^{-4}$	-0.26	$8.85 \times 10^{-5}$	$2.14 \times 10^{-3}$	0.0413	0.0210	0.0163	1.2896
	$\alpha_{31}$	$9.49 \times 10^{-1} ***$	$1.96 \times 10^{-2}$	48.38	$7.08 \times 10^{-1} ***$	$3.49 \times 10^{-2}$	20.3098	0.4775***	0.0673	7.0933
	$\alpha_{32}$	$-2.05 \times 10^{-1} ***$	$2.62 \times 10^{-2}$	-7.83	$-2.58 \times 10^{-1} ***$	$4.27 \times 10^{-2}$	-6.0528	-0.2113***	0.0757	-2.7896
	$\alpha_{33}$	$5.05 \times 10^{-2} ***$	$2.15 \times 10^{-2}$	2.35	$9.33 \times 10^{-2} ***$	$4.44 \times 10^{-2}$	2.0999	-0.1120	0.0952	-1.1763

注: \*\*\* 表示概率 95% 水平显著、\*\* 表示概率 90% 水平显著.

### 3.2.5 非线性均值回复细化特性的测算

图3和表6展示了 BDI 指数对数增长率 3R-SETAR 模型样本特征和体制区域散布情况. 非线性均值回复细化特性如下.

1) 关于回复方向. 结合表5看, BDI 指数日/周/月对数增长率 3R-SETAR 模型每一个体制方程的第一项和第三项自回归系数为正(除 BDI 指数月对数增长率低体制第一项和高体制第三项自回归系数负数外), 第二项自回归系数全都为负. 第二项自回归系数为负数、有效保证了低体制区域回复方向向上, 高体制区域回复方向向下.

2) 关于回复波动率. 表7列示了 BDI 指数日/周/月对数增长率 3 个体制的实际均值和波动率情况. 很显然, 当 BDI 指数处于低体制区域和高体制区域时, 表现出比内体制区域更高的波动率. 如 BDI 指数日对数增长率低体制和高体制波动率为 1.39% 和 1.35%, 远高于内体制的 0.36% 水平, BDI 指数周和月对数增长率的情况类似.

3) 关于回复周期. 根据式(5)测算周期, 见表7. 可看出, BDI 指数日和周对数增长率低体制周期为 3.23 日和 0.99 周、高体制分别为 13.24 日和 2.01 周. BDI 指数月对数增长率低体制周期不

明显,而高体制的周期为0.94月。

4) 关于回复力度和直接穿越回复. 低体制和高体制区域回复力度跟偏离度相关, 偏离门限值的距离越大, 回复力度越大. 如, 考虑 BDI 指数日对数增长率  $x_{t-1}$  不变,  $x_{t-2}$  处于  $(-\infty, -0.8421\%)$ , 当  $x_{t-2}$  越小、偏离度越大时, 由于此时自回归系数为  $-0.175$ , 如果  $x_t$  也不断变大, 那么回复力度也

不断加大, 导致 BDI 指数日对数增长率  $x_t$  由低体制跳跃至内体制区域, 甚至直接跃到高体制区域内. 见表 8 中 BDI 指数对数增长率序列相邻直接穿越的相关统计.

BDI 指数日/周/月对数增长率的回复方向、波动率、周期和力度等结论也反过来有效验证解释了 BDI 指数的三体制非线性回复特性理论.

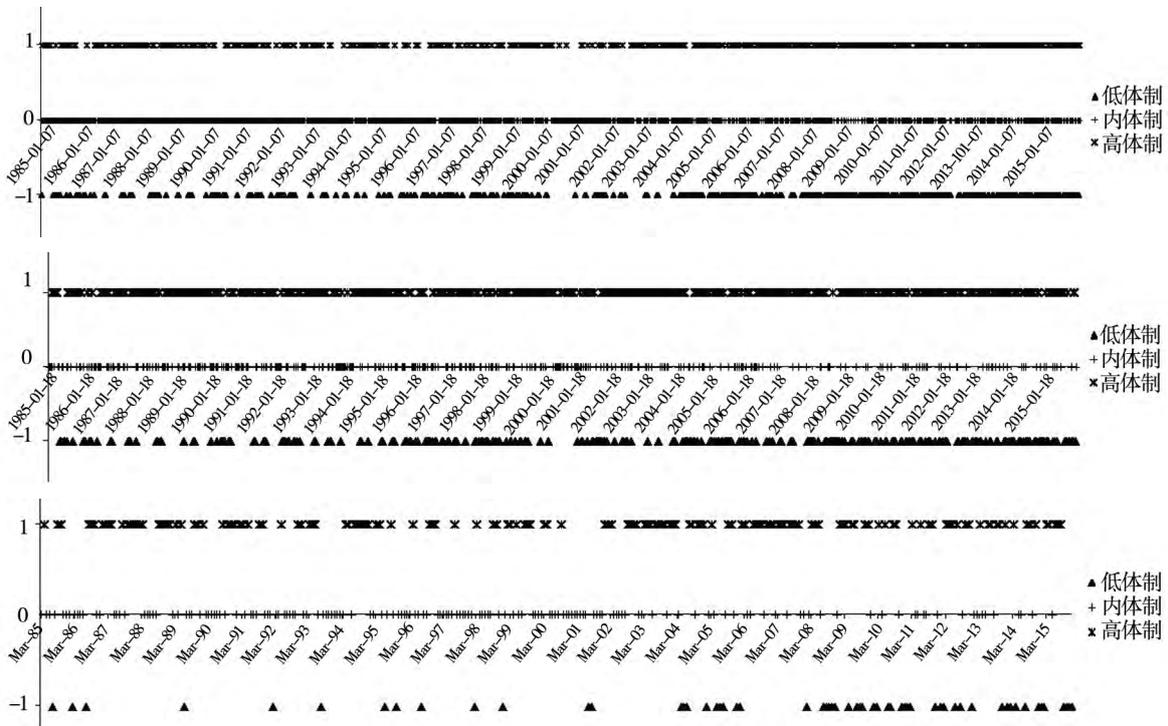


图3 BDI 指数对数增长率 3R-SETAR 模型体制区域分布图

Fig. 3 BDI index logarithmic growth rate 3R-SETAR model regime region scatter diagram

表6 BDI 指数对数增长率 3R-SETAR 模型的样本特征

Table 6 BDI Index logarithmic growth rate 3R-SETAR model sample features

频度	落入各个阶段样本数			落入各个阶段的样本占比 (%)		
	低体制	内体制	高体制	低体制	内体制	高体制
日	1 335	4 435	2 006	17.17	57.03	25.79
周	403	422	776	25.16	26.35	48.50
月	63	158	149	16.89	42.78	40.33

表7 BDI 指数对数增长率 3R-SETAR 模型体制的实际均值、波动率(标准差)和周期

Table 7 BDI Index logarithmic growth rate 3R-SETAR model regimes' actual mean, volatility(standard deviation) and reversion cycle

频度	均值 (%)			波动率(标准差) (%)			周期		
	低体制	内体制	高体制	低体制	内体制	高体制	低体制	内体制	高体制
日	-2.00	-0.09	1.61	1.39	0.36	1.35	3.23	7.90	13.24
周	-6.26	-0.96	3.67	5.04	0.76	3.97	0.99	8.65	2.01
月	-23.51	-3.23	12.16	16.51	3.60	10.16	—	0.48	0.94

表8 BDI 指数对数增长率相邻直接穿越的统计情况

Table 8 BDI index logarithmic growth rate adjacent direct crossing statistics

频度	低体制→高体制的样本个数	占低体制样本数量比例(%)	高体制→低体制的样本个数	占高体制样本数量比例(%)
日	35	2.62	33	1.65
周	79	19.60	75	9.66
月	14	22.22	15	10.07

## 4 结束语

本文对 1985 - 01 - 04 ~ 2015 - 12 - 25 期间的 BDI 指数日/周/月非线性均值回复特性进行了深入分析. 首先,提出了基于 BDI 指数“临界增长率带”的三体制非线性回复特性分析框架. 其次,构建了基于 3R-SETAR 的 BDI 指数非线性均值回复特性分析模型,并给出了实证详细步骤. 最后,对 BDI 指数日/周/月对数增长率序列进行了实证. 结果表明 BDI 指数非线性均值回复特性显著,1) 3R-SETAR 模型很好地刻画了 BDI 指数对数增长率的非线性均值回复特性,也支持了存在“临界增长率带”区域,其调整是三体制非线性均值回复长期过程的结论. 2) BDI 指数对数增长率的低体制区域的均值方程的常数项和二阶自回归系数相对较大、一阶自

回归系数相对较小,高体制区域的方程常数项和二阶自回归系数相对较小、一阶自回归系数相对较大;体制区域方程中时间序列项越滞后,其影响权重逐渐减小. 3) BDI 指数对数增长率在低体制和高体制区域回复力度主要跟二阶滞后项偏离度相关,偏离门限值越远,回复力度越大;低体制和高体制区域回复方向分别为向上、向下. 4) BDI 指数日对数增长率序列主要处于内体制区域,而 BDI 指数周和月对数增长率序列基本在高体制内运行. 5) BDI 指数对数增长率在低体制区域和高体制区域波动率大于内体制区域的波动率. 6) BDI 指数对数增长率低体制区域回复周期较短、高体制的较长. BDI 指数对数增长率低体制区域的均值回复时间较短,持续下跌概率大幅降低,市场或其它干预因素会让其较快回复;而停留在高体制区域内的时间较长,因此发生跳跃回复时间也较长.

## 参考文献

- [1] Tsouknidis D A. Dynamic volatility spillovers across shipping freight markets [J]. *Transportation Research Part E*, 2016, 91 (7): 90 - 111.
- [2] Geman H, Smith W O. Shipping markets and freight rates: An analysis of the Baltic Dry Index [J]. *The Journal of Alternative Investments*, 2012, 15(1): 98 - 109.
- [3] Hawdon D. Tanker freight rates in the short and long run [J]. *Applied Economics*, 1978, 10(3): 203 - 217.
- [4] Beenstock M, Vergottis A. An econometric model of the world market for dry cargo freight and shipping [J]. *Applied Econometrics*, 1989, 21(3): 339 - 256.
- [5] Tvedt J. A new perspective on price dynamics of the dry bulk market [J]. *Maritime Policy & Management*, 2003, 30(3): 221 - 230.
- [6] Kavussanos M G, Visvikis I D. Market interactions in returns and volatilities between spot and forward shipping freight markets [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2004, 25(8): 15 - 20.
- [7] 李耀鼎, 宗蓓华. 国际干散货运价波动与随机游走检验 [J]. *大连海事大学学报*, 2006, 32(4): 5 - 10.  
Li Yaoding, Zong Beihua. Research on the volatility of freight and random walk test of international dry bulk market [J]. *Journal of Dalian Maritime University*, 2006, 32(4): 5 - 10. (in Chinese)
- [8] Tsioumas V, Papadimitriou S, Smirlis Y, et al. A novel approach to forecasting the bulk freight market [J]. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 2017, 33(1): 33 - 41.
- [9] Berg-Andreassen J A. Some properties of international maritime statistics [J]. *Maritime Policy & Management*, 1996, 23(4): 381 - 395.
- [10] Veenstra A W, Franses P H. A co-integration approach to forecasting freight rates in the dry bulk shipping sector [J]. *Transportation Research Part A*, 1997, 31(6): 447 - 458.

- [11]Chen S , Meersman H , Voorde E. Dynamic interrelationships in returns and volatilities between Capesize and Panamax markets [J]. *Maritime Economics & Logistics* ,2010 ,12( 1) : 65 – 90.
- [12]Adland R , Cullinake K. The non-linear dynamics of spot freight rates in tanker markets [J]. *Transportation Research Part E* ,2006 ,42( 3) : 211 – 224.
- [13]蒋迪娜. 基于马尔柯夫机制转换模型的中国出口集装箱运价指数波动研究 [J]. *数理统计与管理* ,2008 ,27( 3) : 511 – 514.  
Jiang Dina. A study of CCFI based on markov-switching model [J]. *Application of Statistics and Management* ,2008 ,27( 3) : 511 – 514. ( in Chinese)
- [14]Ko B W. A mixed-regime model for dry bulk freight market [J]. *The Asian Journal of Shipping and Logistics* ,2010 ,26( 2) : 185 – 204.
- [15]叶 峰 , 张 弢 , 唐国兴. 股指期货价格非线性均值回复特性实证研究 [J]. *管理科学学报* ,2003 ,6( 5) : 40 – 45.  
Ye Feng , Zhang Tao , Tang Guoxing. Empirical study of nonlinear mean-reversion characteristic of stock-index futures [J]. *Journal of Management Sciences in China* ,2003 ,6( 5) : 40 – 45. ( in Chinese)
- [16]Stopford M. *Maritime Economics ( 3rd Edition)* [M]. New York: Routledge ,2009.
- [17]Jugović A , Komadina N , Hadžić A P. Factors influencing the formation of freight rates on maritime shipping markets [J]. *Scientific Journal of Maritime Research* ,2015 ,29( 1) : 23 – 29.
- [18]Tong H , Lim K S. Threshold autoregression , limit cycles and cyclical data ( with discussion) [J]. *Journal of the Royal Statistical Society , Series B* ,1980 ,42( 3) : 245 – 292.
- [19]Tong H. *Non-linear Time Series: A dynamical System Approach* [M]. New York: Oxford University Press ,1990.
- [20]Kapetanios G , Shin Y. Unit root tests in three-regime SETAR models [J]. *The Econometrics Journal* ,2006 ,9( 2) : 252 – 278.
- [21]Enders W , Granger C W J. Unit-Root tests and asymmetric adjustment with an example using the term structure of interest rates [J]. *Journal of Business & Economic Statistics* ,1998 ,16( 3) : 304 – 311.
- [22]Bec F , Ben S M , Carrasco M. Tests for unit-root versus threshold specification with an application to the purchasing power parity relationship [J]. *Journal of Business & Economic Statistics* ,2004 ,22( 4) : 382 – 395.
- [23]Hansen B E. Testing for linearity [J]. *Journal of Economic Surveys*. 1999 ,13( 5) : 551 – 576.
- [24]Hansen B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation , testing , and inference [J]. *Journal of Econometrics* ,1999 ,93( 2) : 345 – 368.
- [25]Taylor A M. Potential pitfalls for the purchasing-power-parity puzzle? Sampling and specification biases in mean-reversion tests of the law of one price [J]. *Econometrica* ,2001 ,69( 2) : 473 – 498.

## BDI index nonlinear mean reversion characteristic

YU Fang-ping , KUANG Hai-bo

Collaborative Innovation Center for Transport Studies , Dalian Maritime University , Dalian 116026 , China

**Abstract:** BDI index is one of the main international marine market indexes. In this paper , the mean reversion theory of BDI index “critical growth rate band” is proposed to describe the equilibrium operation law of the logarithmic growth rate deviating from the central asymmetry. Meanwhile , a nonlinear mean reversion analytical model for BDI index logarithmic growth rate based on 3R-SETAR is constructed. The model effectively avoids the shortcomings of the existing mean reversion models , which can not directly divide the stage threshold , and have poor accuracy , lack of robustness and application complexity. Finally , an empirical analysis of daily/weekly/monthly BDI index data from 1985 to 2015 arrive at these main conclusions: BDI index is a three regime nonlinear mean reversion process , and has a “critical growth rate band”. The daily logarithmic growth rate is mainly in the internal regime and the weekly/monthly logarithmic growth rate is mainly running in the high regime. The low regime’s and high regime’s volatility of BDI index is higher than the internal regime’s. The low regime reversion cycle is shorter , and the high regime reversion cycle is longer.

**Key words:** BDI index; nonlinear mean reversion; 3R-SETAR model; threshold; reversion cycle