

非对称非线性平滑转换的广义自回归条件异方差算法 的碳价格均值回归检验

杨 星^{1,2}, 李 斌¹, 曾 悦², 米君龙^{3†}

(1. 暨南大学 经济学院 金融系, 广东 广州 510630; 2. 华南理工大学广州学院 经济学院, 广东 广州 510800;

3. 广州区域低碳经济研究基地, 广东 广州 510630)

摘要: 本文利用非对称非线性平滑转换的广义自回归条件异方差(ANST-GARCH)算法对欧盟碳排放权价格均值回归特征进行了检验, 研究表明: 1) 在欧盟碳交易市场3个阶段的发展进程中, 第I阶段欧盟碳排放权配额(EUA)价格序列变动服从均值回避, 第II, III阶段均具有非对称均值回归特征; 2) 经过风险调整后的欧盟碳配额价格序列仍然具有非对称性均值回归特征, 负的均值回归速度和幅度明显大于正的均值回归速度和振幅; 3) 均值回归与投资者对信息的过度反应有关, 与时变理性预期无关. 具体而言, 第I阶段拒绝过度反应假设, 接受时变理性预期假设; 第II, III阶段接受过度反应假设, 拒绝时变理性预期假设.

关键词: 非线性分析; 碳价格波动; 均值回归; 时变理性预期; 过度反应

引用格式: 杨星, 李斌, 曾悦, 等. 非对称非线性平滑转换的广义自回归条件异方差算法的碳价格均值回归检验. 控制理论与应用, 2019, 36(4): 622 – 628

DOI: 10.7641/CTA.2018.70752

Test of mean reversion of carbon price based on ANST-GARCH algorithm

YANG Xing^{1,2}, LI Bin¹, ZENG Yue², MI Jun-long^{3†}

(1. Department of Finance, School of Economics, Jinan University, Guangzhou Guangdong 510630, China;

2. School of Economics, Guangzhou College of SCUT, Guangzhou Guangdong 510800, China;

3. Research Center on Low-carbon Economy for Guangzhou Region, Guangzhou Guangdong 510630, China)

Abstract: In this paper, the asymmetric non-linear smoothing transformation-generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (ANST-GARCH) algorithm is used to test the average regression characteristics of EU carbon emission rights price. Research shows: 1) In the development process of the three stages of the EU carbon trading market, the European union allowance (EUA) price series change in the stage I follows the mean aversion, the stage II and III follows the mean regression; 2) After the risk adjusted, the EUA price series still has asymmetric mean regression characteristics, and the negative mean regression speed and amplitude are significantly greater than the positive mean regression speed and amplitude, the risk compensation in the three stages all has non symmetry; 3) The Mean regression is related to the excessive response of investors to information, and is not related to time-varying rational expectations. Specifically, the hypothesis of overreaction is rejected at the stage I, and the assumption of time-varying rational expectation is accepted; stage II, III accepts over-reaction assumptions and rejects time-varying rational expected assumptions.

Key words: nonlinear analysis; carbon price fluctuation; mean reversion; time-varying rational expectations; overreaction

Citation: YANG Xing, LI Bin, ZENG Yue, et al. Test of mean reversion of carbon price based on ANST-GARCH algorithm. *Control Theory & Applications*, 2019, 36(4): 622 – 628

1 引言

尽管关于金融资产价格均值回归的存在性至今仍有争议, 但均值回归理论对于金融资产预测和定价

的重要性却是毋庸置疑的. 均值回归理论认为: 金融市场的价格运动并不遵循“随机游走”规律, 而是不断地向某一“价值中枢”运动, 当市场价格严重偏离

收稿日期: 2017–10–18; 录用日期: 2018–10–12.

†通信作者. E-mail: 284184070@qq.com; Tel.: +86 15913161124.

本文责任编辑: 胡跃明.

国家社科基金重点项目(15AGJ009)资助.

Supported by the National Social Science Foundation of China (15AGJ009).

价值中枢时,它会在下一时刻以更高的概率向价值中枢聚集.这一定论被不同的研究所证实,典型的如:Valeriy Zakamulin^[1]利用标准普尔综合指数1871-2011的年收益率数据,用自相关和方差比法检验出该收益率序列具有明显的长周期性均值回归特征;Juan Wang等人^[2]通过拉格朗日乘子(lagrange multipliers, LM)傅里叶单位根检验研究了亚洲7个股票交易市场,证明7个股票市场的价格指数服从均值回归过程;宋玉臣,王宇洋^[3]检验出金融危机是一个快速回归均值过程;K Mayer和TSF Weber^[4]运用蒙特卡罗模拟欧洲能源交易所(European energy exchange, EEX)电力价格数据,捕捉到不同速度的均值回归过程.

关于碳排放权交易市场均值回归的研究尚不多见,目前的文献主要有:Fan Xinghua等人^[5]利用多尺度熵分析了欧洲气候交易所DEC16期货价格序列,认为碳期货价格存在均值回归特征;Jeonghyun Kim和Byeongseon Seo^[6]采用门限向量误差修正模型研究了交易成本对均值回归过程的影响,认为交易成本高将抑制均值回归;Andros Gregoriou^[7]利用非线性单位根检验,考察了2005-2012年碳配额与碳期货价格之间的背离值,认为均值回归与市场效率相关;Yuan JianHui等人^[8]则通过方差比检验出DEC10期货价格在较长时间上并不存在均值回归特征;张跃军,魏一鸣^[9]通过带有广义误差分布(generalized error distribution, GED)的GEDGARCH模型和VaR方法考察了DEC07和DEC08期货的价格、收益率,认为它们不具备均值回归特征.上述研究极少考虑价格或收益率时间序列中的内在“噪声”.在数据的辨识精度上存在缺陷,同时,由于对时间序列的平稳性检验的缺乏,使得伪回归问题也十分严重,这是本研究中特别关注的问题

本文的研究分为3步:1) 检验非对称均值回归存在性;2) 检验风险调整后均值回归的变化;3) 时变理性预期假设和过度反应假设对均值回归的影响.

2 原始碳价格时间序列的去噪与重构

2.1 数据说明

数据来源于Bluenext交易所和欧洲气候交易所(European climate exchange, ECX)整合的现货欧盟排放权配额(European union allowance, EUA)日收盘价.第I阶段区间2006年6月27日至2007年12月28日,共380个交易日收盘价,第II阶段2008年2月26日至2012年12月5日,共1186个交易日收盘价.第III阶段2012年12月7日至2016年1月13日,共798个交易日收盘价.由于前期未用完的配额可以在下一期继续使用,因而数据时间会有重叠部分.实证通过MATLAB 7.0软件实现.

2.2 原始碳价格时间序列去噪

选取离散小波变换对碳价格时间序列进行去噪,

分3步进行.

第1步 离散小波分解.选择小波函数(小波基)和分解层数^[1],比较Daubechies(db)小波系和Symlet(sym)小波系综合评价指标期望,证明sym小波系去噪明显效果优于db小波系,故选择sym小波函数,又由于对小波基选择时,一般要考虑对称性,故选择具有近似对称性的sym4.当分解层数为7层时,综合评价的期望值最大,效果最优.基于sym4小波7层分解得到细节系数结果如图1所示.

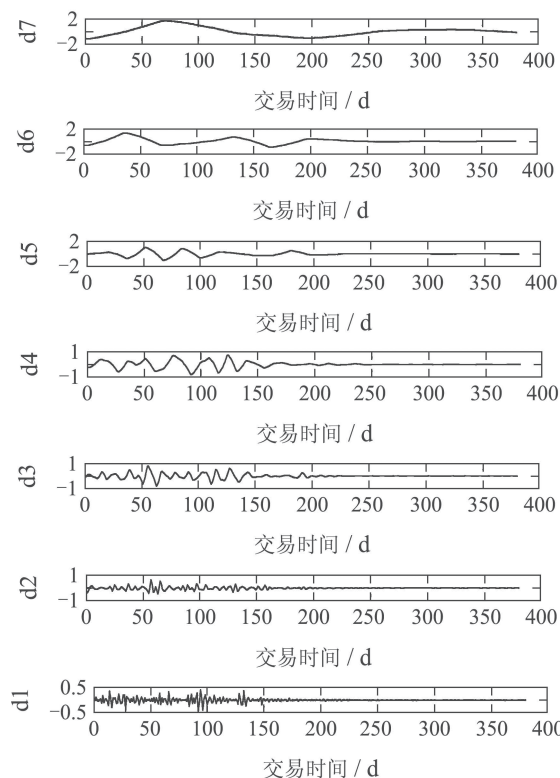
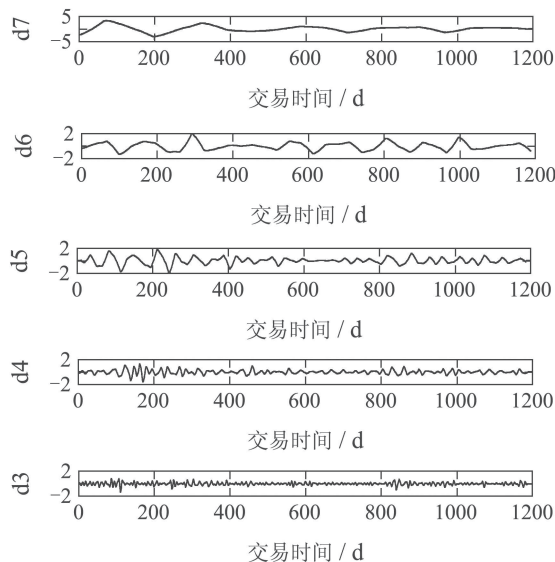


图1(a) 第I阶段原始价格序列sym4小波分解7层的细节系数
Fig. 1(a) The 7 layers detail coefficients of the stage I carbon price series decomposed by sym4 wavelet



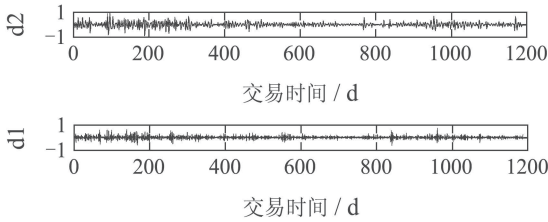


图 1(b) 第II阶段原始价格序列sym4小波分解7层的细节系数
Fig. 1(b) The 7 layers detail coefficients of the stage II carbon price series decomposed by sym4 wavelet

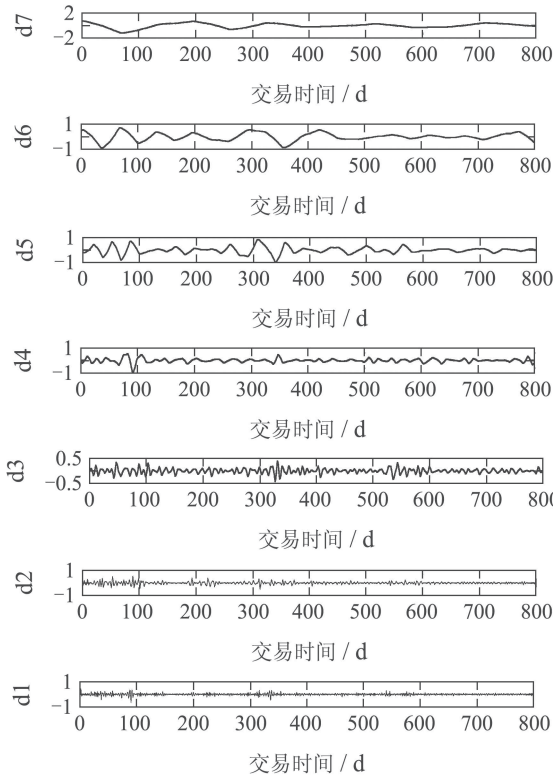


图 1(c) 第III阶段原始价格序列sym4小波分解7层的细节系数

Fig. 1(c) The 7 layers detail coefficients of the stage III carbon price series decomposed by sym4 wavelet

第2步 奇异点检测. 奇异点分为两类: 峰值点和过零点. 奇异点检测采用突变点的小波检测方法, 用函数的正则性来判断^[1]; 若函数在某处间断(或导数不连续)则函数在该处奇异. 小波变换的一阶导数 $\frac{dWf}{dt} = 0$ 点, 是 $Wf(t)$ 的峰值点; 二阶导数 $\frac{d^2Wf}{dt^2} = 0$ 点, 是 $Wf(t)$ 的过零点. 通过奇异点检测, 可检测到突变点的位置、类型及变化幅度.

奇异点通常出现在细节系数d1触底处. 首层细节系数d1较清晰反映信息不连续, 且间断时间较短, 波幅较大. 图1显示: 第I阶段价格序列奇异点位于 $t=28$ (2006年8月4日), $t=92$ (2006年11月7日)附近; 第II阶段价格序列奇异点位于 $t=200$ (2008年12月5日)附近; 第III阶段价格序列未见奇异点.

第3步 去噪与重构. 对3个阶段碳价格序列(M_0)进行去噪, 分别使用强制去噪法(M_1)、默认阈值去噪法(M_2)、极值阈值去噪(M_3)以及小波包去噪法(M_4)^[13]. 其中, 强制去噪和默认阈值去噪采用db4小波基函数4层分解; 极值阈值去噪和小波包去噪采用sym4小波基函数下4层分解. 不同去噪方法下3个阶段价格序列去噪结果如图2所示.

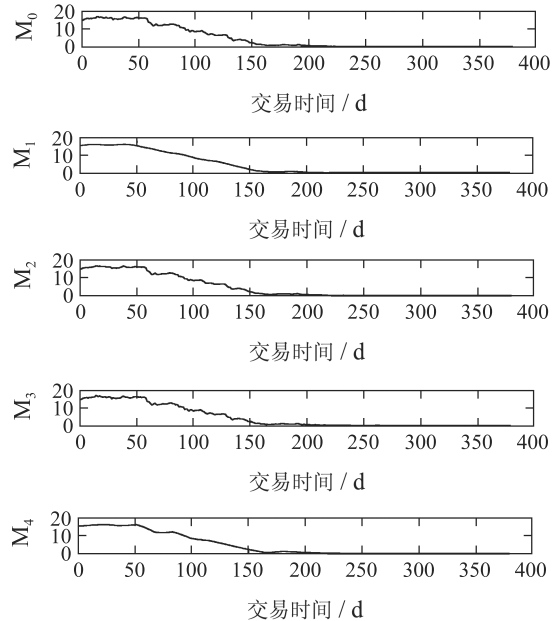


图 2(a) 不同去噪方法下第I阶段价格序列去噪结果
Fig. 2(a) The results of the stage I carbon price series under different denoising methods

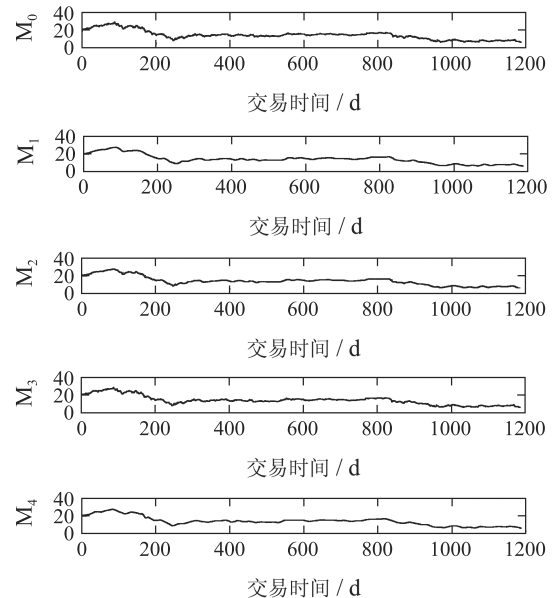
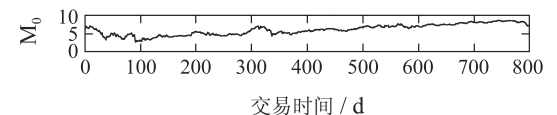


图 2(b) 不同去噪方法下第II阶段价格序列去噪结果
Fig. 2(b) The results of the stage II carbon price series under different denoising methods



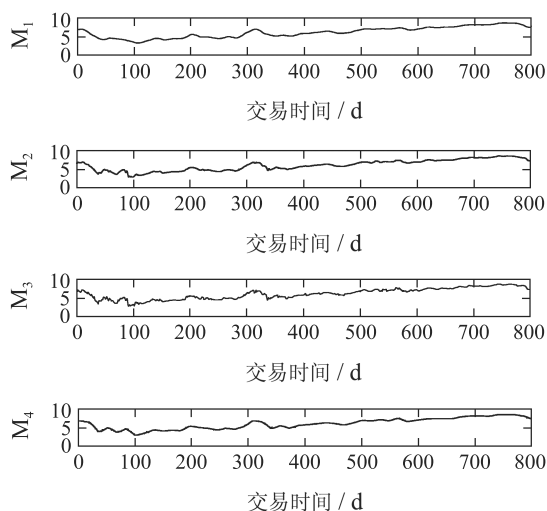


图 2(c) 不同去噪方法下第III阶段价格序列去噪结果
Fig. 2(c) The results of the stage III carbon price series under different denoising methods

判断小波去噪效果用均方根误差和信噪比进

行^[14], 判断标准为: 均方根误差值越小, 小波去噪效果越好, 去噪后的信号越真实; 信噪比值越高, 小波去噪效果越好. 结果见表1.

表1显示: 极值阈值去噪效果最优, 3个阶段的均方误差最小, 信噪比最高; 默认阈值去噪效果其次, 优于强制去噪和小波包去噪; 强制去噪的均方误差高于小波包去噪, 但信噪比又低于强制去噪. 故实际检验中取极值阈值去噪.

3 碳价格序列的平稳性检验

利用增广迪克福迪(augmented Dickey-Fuller, ADF)对去噪后的价格序列进行平稳性检验^[14], 数学表达式如下:

$$Y_t = \alpha + \eta Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta Y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

其中: Y_t 表示时间序列变量值, Y_{t-1} 表示滞后1期变量值, $\Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-p}$ 分别表示滞后1期、2期至 p 期一阶差分后的序列变量, ε_t 表示随机项.

表 1 4种方法对3个阶段碳价格序列去噪效果比较

Table 1 Comparison of the denoising effects of four methods on the three stages carbon price series

序列	强制去噪		默认阈值去噪		极值阈值去噪		小波包去噪	
	均方误差	信噪比	均方误差	信噪比	均方误差	信噪比	均方误差	信噪比
I	0.4125	25.4036	0.0641	41.5765	0.0111	56.7866	0.3317	27.2974
II	0.4512	30.3745	0.3091	33.6602	0.1358	40.8049	0.4347	30.6976
III	0.2538	27.8110	0.1275	33.7907	0.0646	39.6915	0.2047	29.6790

ADF检验原假设 $H_0: \beta_i = 0$; 备择假设: $\beta_i < 0$. 检验前, 通过赤池信息准则(Akaike information criterion, AIC)确定时间序列滞后阶数. 如果检验拒绝原假设, 时间序列不存在单位根, 为平稳序列, 否则为非平稳序列. 对其差分后再检验, 直至拒绝原假设, 以此确定序列单整阶数. 检验结果如表2所示.

表 2 三阶段价格序列ADF检验结果

Table 2 The ADF test results of the three stages carbon price series

序列	ADF统计量	5%临界值水平	P值	结论
第I阶段	-2.044956	-2.869029	0.2676	不平稳
第II阶段	-1.064953	-2.863772	0.7313	不平稳
第III阶段	-1.550100	-2.864970	0.5077	不平稳
第I阶段 (一阶差分)	-7.120475	-2.869029	0.0000	平稳
第II阶段 (一阶差分)	-29.00740	-2.863772	0.0000	平稳
第III阶段 (一阶差分)	-13.11128	-2.864970	0.0000	平稳

去噪后价格序列ADF值均大于5%显著水平下临界值, 无法通过平稳性检验接受原假设, 价格序列为非平稳序列. 进一步, 对3个阶段去噪后的价格序列一阶差分, 再进行ADF检验, ADF统计量均小于临界水平, 拒绝原假设, 不存在单位根, 说明一阶差分后价格序列为平稳序列. 故ANST-GARCH检验中使用去噪后的一阶差分价格序列.

4 碳价格序列非对称性均值回归存在性检验

均值回归检验利用ANST-GARCH^[15]模型. ANST-GARCH有3种形式, 分别包括了不同的非对称项, 模型1: ANST-GARCH, 主要用于检验均值回归存在性及其非对称性特征; 模型2: ANST-GARCH-M, 在模型1中加入了风险补偿项, 以判断均值回归是否存在非对称的时变风险补偿; 模型3: ANST-GARCH- φ , 加入了过度反应假设项, 检验非对称均值回归是否与过度反应假设有关^[16].

假设 均值回归取决于信息冲击力度(价格波动程度)以及投资者对信息的反应程度(过度反应或反应

不足). 如果 t 期收益与 $t-1$ 期收益负自相关, 意味着价格严重偏离中枢价值, 价格最终会向中枢价值回归, 即负自相关关系决定了均值回归的存在. 与此同时, 如果负的均值回归速度大于了正的均值回归速度(又或者相反), 则导致了均值回归的非对称性^[17].

4.1 均值回归的存在性与非对称特征检验

对风险中性的均值回归检验采用的条件均值方程和方差方程如下:

$$Y_t = w_1 + (\beta_1 + \beta_2 F(\varepsilon_{t-1}))Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1} + (b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1})F(\varepsilon_{t-1}), \quad (3)$$

其中: $F(\varepsilon_{t-1}) = 1/(1 + e^{-\gamma(\varepsilon_{t-1})})$, 表示内生区制转移函数, 取值区间为(0, 1); ε_{t-1} 表示上期冲击的大小和方向, $\varepsilon_{t-1} > 0$ 表示上一期信息对价格产生利好冲击, 转移函数 F 值趋近于1; $\varepsilon_{t-1} < 0$ 表示上一期信息对价格产生利空冲击, 转移函数 F 值趋近于0. γ 为未知的内生区制转移控制参数. σ_t 表示条件方差, 且受到前置一期预测方差GARCH项(σ_{t-1})、前置一期均值方程残差平方(ε_{t-1}^2)和转移函数的影响.

判断均值回归存在的标准为非对称项前系数 β_1 和 β_2 的取值和正负性. 若 β_1, β_2 取值均小于0, Y_t 与 Y_{t-1} 成负相关, 在信息冲击下(无论是利好消息还是利空消息的冲击), 变量存在反转趋势, 即反持续性, 反持续性特征就是均值回归特征. 若 β_1, β_2 取值均大于0, 意味着在信息的冲击下, 变量保持一定的持续性变动, 当期变量与前置一期变量具有正相关关系, 即均值回避. 若 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$, 且 $\beta_1 + \beta_2 > 0$, 那么利空消息带来变量序列收敛反转, 利好消息带来变量持续变动, 这说明投资者对利空消息存在着过度反应.

非对称性检验标准为 β_2 , β_2 是影响 Y_t 变动趋势的非对称系数, 如果 $\beta_2 \neq 0$ 且显著, 说明均值回归具有非对称性特征; 如果 $b_1 + b_2 \neq 0$ 且显著, 则说明条件波动具有非对称性.

选取去噪后的平稳一阶差分价格序列, 进行非对称均值回归检验, 拟合结果如表3所示.

表3显示: 第I阶段 β_1, β_2 均大于0, 表明价格变动具有正相关关系和持续性, 存在均值回避特征, 并且利好信息的冲击大于利空信息的影响; 第II, III阶段模型中 $\beta_1 < 0, \beta_2 < 0$, 且 $\beta_1 + \beta_2 < 0$, 无论利好消息还是利空信息的冲击, 价格波动始终保持同向负相关, 且利空消息下回归速度更快, 说明第II, III阶段价格序列存在非对称均值回归特征. 比较 $|\beta_1|, |\beta_1 + \beta_2|$ 可知, 第II阶段均值回复速度和幅度均大于第III阶段. 同时, 3个阶段的 $\beta_2 \neq 0$ 且显著, 说明均值回归具有非对称性特征; $b_1 + b_2 \neq 0$ 且显著, 说明条件波动具有非对称性.

表3 三阶段EUA去噪后一阶差分价格序列对方程(2)和(3)拟合结果

Table 3 The fitting results for equations (2) and (3) of the three stages first-order differential EUA price series after

参数	第I阶段 价格序列	第II阶段 价格序列	第III阶段 价格序列
w_1	0.9198**	-0.0117**	-0.0004**
β_1	0.1314**	-0.2386**	-0.1984**
β_2	0.9859**	-0.3036**	-0.0997**
γ	62.8980**	50.0017**	75.0477**
α	-0.0568**	0.0058**	-0.2788**
α_1	0.6749**	-0.000	-0.2975**
α_2	0.9873**	0.7919**	0.7039**
b	0.1217**	-0.0091**	-0.3160**
b_1	0.0097**	-0.000	-0.2975**
b_2	0.0209**	0.3956**	0.5971**

注: **表示在1%的置信水平下, 统计量具有统计显著性.

4.2 风险调整对均值回归的影响: 时变理性预期检验

在均值方程中加入风险项 $\delta_1 \sqrt{\sigma_t}$, 检验时变理性预期对均值回归的影响:

$$Y_t = w_1 + (\beta_1 + \beta_2 F(\varepsilon_{t-1}))Y_{t-1} + \delta_1 \sqrt{\sigma_t} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1} + (b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1})F(\varepsilon_{t-1}), \quad (5)$$

参数 δ_1 描述均值方程中风险对变量 Y_t 的影响程度. 如果 $\delta_1 > 0$, 则说明风险因素对价格存在正向作用, 风险增加会带来价格上涨; $\delta_1 < 0$ 时, 风险因素对价格有反向作用, 风险值上升带来价格下降. 时变理性预期假设认为高风险带来更大的风险补偿. $\delta_1 > 0$, 则时变理性预期假设成立, 否则拒绝该假设检验结果如表4所示. 表4显示: 考虑风险因素后第I阶段 $\delta_1 > 0$, 表明风险上升导致价格上涨, 接受时变理性预期假设对均值回归的影响; 第II, III阶段 $\delta_1 < 0$, 说明风险与价格序列存在负相关关系, 风险补偿具有非常规性, 拒绝时变理性预期假设, 说明时变理性预期不是导致均值回归特征形成的原因.

考虑风险补偿对称性问题:

$$Y_t = w_1 + w_2 F(\varepsilon_{t-1}) + (\delta_1 + \delta_2 F(\varepsilon_{t-1}))\sqrt{\sigma_t} + \varepsilon_t, \quad (6)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1} + (b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1})F(\varepsilon_{t-1}). \quad (7)$$

如果参数 δ_2 显著且非零, 那么风险变化对价格 Y_t 的影响具有非对称性. 价格下跌时风险对收益的

影响程度为 δ_1 , 价格上涨时风险对收益的影响程度可表示为 $\delta_1 + \delta_2$. 若 $\delta_2 > 0$, 表示价格上涨时风险补偿大于价格下行; 若 $\delta_2 < 0$, 则价格上行时的风险补偿小于价格下行时的风险补偿. 检验结果如表5所示.

表4 EUA去噪后一阶差分价格序列对方程(4)和(5)拟合结果

Table 4 The fitting results for equations (4) and (5) of the three stages first-order differential EUA price series after denoising

参数	第I阶段 价格序列	第II阶段 价格序列	第III阶段 价格序列
w_1	0.9340**	0.0937**	0.0287**
β_1	0.3896**	-0.2243**	-0.1353**
β_2	0.6065**	-0.2874**	-0.0681**
γ	80.0190**	80.0029**	97.8803**
δ_1	0.8593**	-0.2937**	-0.1309**
α	-0.1377**	0.0238**	0.3093**
α_1	-0.0335**	-0.000*	-0.2934**
α_2	0.8285**	0.7502**	0.6494**
b	0.3565**	-0.0442**	0.2628**
b_1	-0.0318**	-0.000	-0.2912**
b_2	0.3761**	0.4738**	0.5280**

注: **和*分别表示在1%和5%的置信水平下, 统计量具有统计显著性.

表5 EUA去噪后一阶差分价格序列对方程(6)和(7)拟合结果

Table 5 The fitting results for equations (6) and (7) of the three stages first-order differential EUA price series after denoising

参数	第I阶段 价格序列	第II阶段 价格序列	第III阶段 价格序列
w_1	1.0000**	0.0623**	0.0255**
w_2	1.0000**	0.0064**	0.0012**
γ	40.0221**	38.6001**	41.8350**
δ_1	1.0000**	-0.1654**	-0.1009**
δ_2	1.0000**	-0.0906**	-0.0545**
α	0.0054**	2.3999**	0.1360**
α_1	-0.0004**	-2.3999**	0.1319**
α_2	0.7947**	2.3999**	0.4592**
b	0.0005**	2.3999**	0.1448**
b_1	-0.0004**	-2.3999**	0.1319**
b_2	0.4030**	2.3999**	0.2115**

注: **表示在1%的置信水平下, 统计量具有统计显著性.

表5显示: 考虑风险补偿后三阶段参数 δ_2 均显著且非零, 表明风险调整对价格 Y_t 的影响具有非对称性. 其中, 第I阶段参数 $\delta_2 > 0$, 表明价格上升时风险对价格序列的影响程度大于价格下跌时的影响; 第

II, III阶段参数 $\delta_2 < 0$, 表明价格下跌时风险对价格序列的影响程度高于价格上涨的影响.

4.3 过度反应假设对均值回归的影响

在均值方程(6)中加入转换概率项 $(\eta_1 + \eta_2 F(\varepsilon_{t-1})) \cdot Y_t$, 检验过度反应假设对均值回归的影响, 如果 $t-1$ 期正的收益变化在 t 期发生反转, 即产生过度反应, 并对均值回归产生影响; 反之, 如果 $t-1$ 期正的收益变化在 t 期持续, 则说明过度反应不影响均值回归. 参数 η 的取值范围为(0,1), 其中, η_1, η_2 在(0, 0.5)之间为过度反应, η_1, η_2 在(0.5, 1)之间为反应不足.

$$Y_t = w_1 + w_2 F(\varepsilon_{t-1}) + (\eta_1 + \eta_2 F(\varepsilon_{t-1})) Y_{t-1} + (\delta_1 + \delta_2 F(\varepsilon_{t-1})) \sqrt{\sigma_t} + \varepsilon_t, \quad (8)$$

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \sigma_{t-1} + (b_0 + b_1 \varepsilon_{t-1}^2 + b_2 \sigma_{t-1}) F(\varepsilon_{t-1}). \quad (9)$$

当 η_1, η_2 在(0, 0.5)之间, 说明在信息冲击下(无论是利好消息还是利空消息的冲击), 价格序列均存在均值回归; 当 η_1, η_2 在(0.5, 1)之间, 说明在信息的冲击下, 价格系列存在均值回避, 不存在均值回归. 进一步, 如果 $b_1 + b_2 < 0$, 表示利空消息带来价格序列收敛反转, 投资者对利空信息存在过度反应; 反之, 如果 $b_1 + b_2 > 0$, 则表示利好消息带来价格序列收敛反转, 投资者对利好消息反应过度. 检验过度反应假设是否成立, 拟合结果如表6所示.

表6 EUA去噪后一阶差分价格序列对方程(8)和(9)拟合结果

Table 6 The fitting results for equations (8) and (9) of the three stages first-order differential EUA price series after denoising

参数	第I阶段 收益率序列	第II阶段 收益率序列	第III阶段 收益率序列
w_1	-0.4082**	0.0563**	0.0397**
w_2	-0.4974**	-0.0030**	-0.0234**
η_1	0.9254**	0.1660**	0.1296**
η_2	0.8154**	0.0076**	-0.0596**
γ	109.9742**	110.0000**	110.0000**
δ_1	-0.4680**	-0.1328**	-0.0964**
δ_2	-0.5220**	-0.0784**	-0.0634**
α	-0.0059**	0.0512**	-0.0348**
α_1	-0.1282**	0.0000	0.0000
α_2	1.0258**	0.9867**	1.0000**
b	0.0690**	0.0505**	0.1157**
b_1	-0.9897**	-1.0000**	-1.0000**
b_2	-0.9742**	-1.0000**	-1.0000**

注: **表示在1%的置信水平下, 统计量具有统计显著性.

表6显示:在3个阶段的价格一阶差分价格系列的变动中,第I阶段 η_1, η_2 均大于0.5,小于1,说明均值回归与过度反应无关,在II, III阶段, η_1, η_2 均小于0.5,说明过度反应是均值回归产生的原因之一.与此同时,3个阶段的 $b_1 < b_2, b_1 + b_2 < 0$,说明价格受利空信息冲击的波动幅度大于利好信息的冲击,投资者对利空信息存在反应过度.

5 结论

1) 对碳价格均值回归检验表明:除第I阶段外,第II, III阶段EUA价格序列具有非对称均值回归特征,且第II阶段价格均值回归速度和幅度大于第III阶段;经过风险调整后的EUA价格序列仍然具有非对称性均值回归特征,负的均值回归速度和幅度明显大于正的均值回归速度和振幅.3个阶段的风险补偿都具有非对称性;

2) 时变理性预期假设检验表明:第I阶段,接受时变理性预期假设,第II, III阶段风险与价格序列存在负相关关系,拒绝时变理性预期假设.说明时变理性假设无法解释非对称性均值回归;

3) 过度反应假设检验表明:第I阶段,拒绝过度反应假设第II, III阶段存在投资者过度反应.且投资者对利空信息的过度反应大于对利好消息的过度反应,接受过度反应是均值回归形成的原因.

参考文献:

- [1] VALERIY Z. Secular mean reversion and long-run predictability of the stock market. *Bulletin of Economic Research*, 2016, 69(4): 1 – 26.
- [2] JUAN W, ZHANG D X, JIAN Z. Mean reversion in stock prices of seven Asian stock markets: Unit root test and stationary test with Fourier functions. *International Review of Economics and Finance*, 2015, 37: 157 – 164.
- [3] SONG Yuchen, WANG Yuyang. The asymmetric mean reversion and the Formation mechanism of financial crisis: An empirical study based on ANSTGARCH model. *Commercial Research*, 2015, (455): 9 – 17.
(宋玉臣, 王宇洋. 非对称均值回归与金融危机形成机理基于ANST-GARCH模型的实证研究. 商业研究, 2015, (455): 9 – 17.)
- [4] KLAUS M, THOMAS S, FLORIAN W. Modeling electricity spot prices Combining mean-reversion, spikes and stochastic volatility. *European Journal of Finance*, 2011, 21(4): 292 – 315.
- [5] FAN X H, LI S S, TIAN L X. Complexity of carbon market from multi-scale entropy analysis. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 2016, 452: 79 – 85.
- [6] JEONGHYUN K, BYEONGSEON S. Transaction costs and nonlinear mean reversion in the eu emission trading scheme. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 2015, 56(2): 281 – 296.
- [7] A GREGORIOU, J HEALY, N SAVVIDES. Market efficiency and the basis in the European union emissions trading scheme: New evidence from nonlinear mean reverting unit root tests. *Journal of Economic Studies*, 2014, 41(4): 615 – 628.
- [8] YUAN J H, SONG T Y, CHEN F, et al. Is Eu-ets future carbon price mean-reversion. *Journal of Applied Sciences*, 2013, 13(8): 1256 – 1260.
- [9] ZHANG Yuejun, WEI Yiming. Interpreting the mean reversion of international carbon futures price: Empirical evidence from the EU ETS. *Systems Engineering—Theory & Practice*, 2011, 31(2): 214 – 220.
(张跃军, 魏一鸣. 国际碳排放价格的均值回归: 基于EU ETS的实证分析. 系统工程理论与实践, 2011, 31(2): 214 – 220.)
- [10] KONG Ximei, HAMITI Mulati, YAN Chuanbo, et al. Xinjiang local liver hydatid CT images classification and research based—wavelet transform. *Journal of Biomedical Engineering Research*, 2016, 35(3): 162 – 167.
(孔喜梅, 木拉提·哈密提, 严传波, 等. 基于小波变换的新疆地方性肝包虫CT图像分类研究. 生物医学工程研究, 2016, 35(3): 162 – 167.)
- [11] WANG Feng, ZHAN Danfeng, KONG Lei, et al. Singularity detection based on wavelet transform. *Science & Technology Vision*, 2014, (21): 17 – 19.
(王丰, 詹丹凤, 孙雷, 等. 基于小波变换的信号奇异性检测研究. 科技视界, 2014, (21): 17 – 19.)
- [12] YE Qing, HAN Liyan. Application of singularity detection based on wavelet analysis in stock markets. *Statistical Research*, 2012, 29(3): 97 – 101.
(叶青, 韩立岩. 奇异点检测的小波方法在证券市场中的应用. 统计研究, 2012, 29(3): 97 – 101.)
- [13] LONG Ran, DONG Zhiyong. Research on combined forecast of landslide deformation based on wavelet de-noising and neural networks. *Subgrade Engineering*, 2015, 183(6): 33 – 39.
(隆然, 董志勇. 基于小波去噪和神经网络的滑坡变形组合预测研究. 路基工程, 2015, 183(6): 33 – 39.)
- [14] WANG Zhihong, LANG Ying, HAN Haihua, et al. Denoising algorithm of express way floating car data based on wavelet threshold. *Transactions of Beijing Institute of Technology*, 2017, 37(7): 717 – 720.
(汪宏宇, 郎莹, 韩海花, 等. 基于小波阈值的浮动车数据消噪算法. 北京理工大学学报, 2017, 37(7): 717 – 720.)
- [15] SONG Yuchen, LI Nanbo. Research on mean-reversion theory and quantity method in stock yield. *Commercial Research*, 2013, (11): 129 – 137.
(宋玉臣, 李楠博. 股票收益率均值回归理论及数量方法研究. 商业研究, 2013, (11): 129 – 137.)
- [16] HM ANDERSON, K NAM, F VAHID. Asymmetric nonlinear smooth transition GARCH models. *Nonlinear Time Series Analysis of Economic and Financial Data*, 1999, (1): 191 – 207.
- [17] ZHAO Zhenquan, SU Zhi, DING Zhiguo. Asymmetric mean-reverting pattern of stock returns in China: ANST-GARCH approach. *The Journal of Quantitative & Technical Economics*, 2005, (4): 107 – 116.
(赵振全, 苏治, 丁志国. 我国股票市场收益率非对称均值回归特征的计量检验: 基于ANST-GARCH模型的实证分析. 数量经济技术经济研究, 2005, (4): 107 – 116.)
- [18] XU Qifa, CAI Chao, JIANG Cuixia. An analysis of the Rrelationship between order imbalance and stock returns throw quantile regression approach for large-scale data. *Chinese Journal of Management Science*, 2016, 24(12): 20 – 29.
(许启发, 蔡超, 蒋翠侠. 指令不均衡与股票收益关系研究——基于大规模数据分位数回归的实证. 中国管理科学, 2016, 24(12): 20 – 29.)

作者简介:

杨星 教授, 博士生导师, 主要研究方向为金融资产定价、金融风险风险管理, E-mail: tyxing@jnu.edu.cn;

李斌 博士研究生, 主要研究方向为碳金融市场、商业银行碳信贷管理, E-mail: 13922226626@163.com;

曾悦 硕士, 主要研究方向为碳金融与能源金融, E-mail: 335732592@qq.com;

米君龙 硕士, 主要研究方向为碳金融、碳金融风险风险管理, E-mail: 284184070@qq.com.