

中美股票市场信息冲击的非对称性 调整特征与联动性效应

——基于门限协整的误差修正模型

□ 宋玉臣 乔木子

内容提要 美国是世界上最大的经济体,其股票市场的代表性和国际影响不言而喻。研究中美股票市场信息冲击的非对称性调整特征与联动性效应对于科学认识中国股票市场具有重要的参考价值。因此,本文以上证指数和 S&P500 指数为研究对象,通过四种门限自回归的误差修正模型分析中美股票市场间的联动效应和非对称性调整特征。实证结果表明:美国股票市场对中国存在显著的单向联动效应以及短期均衡关系;与美国股市相比,中国股票市场表现为显著的非对称性调整特征,对正向信息冲击反应速度较快,而市场对负向信息反应的效率较低。

关键词 门限协整 联动性 非对称性 长期均衡

作者宋玉臣,吉林大学数量经济研究中心暨商学院教授、博士生导师,主要研究方向:金融市场;乔木子,吉林大学商学院博士研究生,主要研究方向:金融市场。(长春 130012)

一、引言

中国股票市场从二十世纪九十年代初建立以来,无论是在上市公司数量、总市值、投资者规模还是发行量等方面都达到了较高的水平,表现出与成熟股票市场相似的特征。伴随中国经济开放程度的不断深入,股票市场也逐步地走向开放的市场发展,是中国资本市场发展的必然选择,即金融自由化加强了股票市场之间的依赖性。

在经济全球化和国际金融市场一体化的背景下,国际金融市场呈现全球化、自由化等特征,国家之间的商品、服务、人力和金融资本等自由流动存在的障碍越来越少,国家与国家金融之间的依

赖性越发紧密(Gerrits&Yuce,1999)。作为世界上最大经济体的美国,其股票市场的成熟理性和国际影响不言而喻。以2007年美国次贷危机所引发的金融危机为例,美国次贷危机造成全球性的信贷紧缩和金融市场的极大冲击,致使各国经济受到不同程度的影响,特别是作为经济“晴雨表”的各国股票市场,在受到美国股市大幅下挫影响后,各国股票市场之间的关联性表现得更加复杂。理论上中国股票市场受美国股票市场的波动影响,但这是否意味着随着当前中国股票市场的规模逐渐扩大,对美国股票市场也会产生影响?或者是中国股票市场已经与美国股票市场趋同?因此,通过研究中国和美国股票市场之间可能存在的联

* 基金项目:本研究得到国家自然科学基金资助项目《现代金融理论和金融实践的二重分歧及解决路径的理论与方法》(批准号:71273112)的资助。

动性及非对称性调整,以期为中国股票市场防范外部金融危机的冲击和维护国家金融安全提供重要政策建议,具有重要现实意义。

股票市场间联动性的研究主要是以发达国家股票市场为研究对象(Jondeau & Rockinger, 2006; Van Rijckeghem & Weder, 2003; Mazouz et al., 2016),认为可观察的宏观经济并不能完全解释本国股票市场的波动,而需要从市场间波动溢出效应中寻找原因。近几年逐渐扩展到对发达国家与新兴国家股票市场的联动性研究(Chiang et al., 2007; 张兵, 2010)。龚金国和史代敏(2015)认为随着不断增加的贸易强度,过去相互独立的中美股市逐渐呈现出相互依存的状态。陈云(2013)采用内生结构突变的ZA单位根检验和GH协整检验研究表明中美股市在长期和短期内都存在信息溢出效应,美国股票市场对中国股票市场的波动溢出呈现不断增加的态势。进一步研究中,王健(2014)通过细化短期、中期和长期对中美股市间联动性进行研究,发现短期内中美股市存在显著的联动性,而中长期效应并不明显。而韩非和肖辉(2005)、陈潇和杨恩(2011)、Wang et al.(2011)却得到与之不一致的结论,发现中国股票市场和美国股票市场之间并不存在显著的波动溢出效应,这是因为中国资本市场尚未完全开放,股票市场间的联动性受到资本管制的隔离影响。此外, Tsay(1998)、Goodwin & Holt(1999)、Shabbar & Jaffry(2004)等从市场间信息溢出的非对称性角度作进一步研究,认为不同市场间的价格溢出速度是不一样的,并且各个市场对于正向和负向的信息冲击呈现为显著的非对称性现象,发现负向信息冲击所产生的影响更大(Chiang & Doong, 2001)。刘金全等(2006)利用非对称性GARCH模型描述和检验了沪市股票的日收益率序列的条件波动性,并且分析股票市场的信息影响曲线发现沪市股票存在显著的非对称性反应,利好消息需要其他市场干预刺激才能发挥作用。何兴强和李涛(2007)从不同市场状态下研究得到股票收益均具有非对称性调整特征并且牛、熊市阶段市场对利空消息都会过度反应,对中国股票市场的非对称性调整有更进一步的理解。

本文相比较以往的研究,具有以下特点:(1)本文涵盖非线性特征的门限值为0的TAR模型、

门限值 τ 一致估计的TAR模型、门限值为0的MTAR模型以及门限值 τ 一致估计的MTAR模型,分别分析上证指数和S&P500指数的长期均衡关系和非对称性特征,着重分析两个股票市场在均衡调整过程的关联性;(2)根据实际情况设定和构建门限协整的误差修正模型,研究在中美股市非对称性的基础上市场自身滞后项对当期股市以及当期另一股市的信息溢出效应,并在建模的过程中充分考虑这点,以期更好地考察在短期均衡调整过程中受到信息冲击的股市表现的非对称性调整特征以及中美股市面临市场间的正向和逆向冲击时各自的调整速度。

二、研究方法

1. 门限自回归模型

Johansen 和 Engle-Granger 协整检验法是对序列线性对称性特征信息传导的检验,然而在金融市场往往会表现为结构性变化等非线性特征,其与线性时间序列所展现的均衡关系是不一致的,不同于线性时间序列通过线性组合消除共同趋势的方式。那么,线性协整理论就不适合非线性系统,因此需要采用非线性协整模型对金融市场间的结构性变化等非对称特征进行检验。Enders & SiKlos(2001)提出了一个两机制的门限协整模型,致力于描述协整检验中的非对称性调整特征,可将公式(1)进行修正,为:

$$\Delta \hat{\xi}_t = \rho_1 I_t \hat{\xi}_{t-1} + \rho_2 (1 - I_t) \hat{\xi}_{t-1} + \sum_{i=1}^P \varphi_i \hat{\xi}_{t-i} + \mu_t \quad (1)$$

$$I_t = 1 \quad \hat{\xi}_{t-1} \geq \tau; I_t = 0 \quad \hat{\xi}_{t-1} < \tau \quad (2)$$

$$\text{或者, } I_t = 1 \quad \Delta \hat{\xi}_{t-1} \geq \tau; I_t = 0 \quad \Delta \hat{\xi}_{t-1} < \tau \quad (3)$$

其中, I_t 是Heaviside指标, P 是滞后阶数, $\rho_1, \rho_2, \varphi_i$ 是系数, τ 是门限值。滞后阶数 P 的选择是用指标AIC、BIC大小和Ljung-Box Q检验序列残差相关性以选择最优 P 值。此外,可以采用残差滞后项 $\hat{\xi}_{t-1}$ 或者残差滞后项的变化量 $\Delta \hat{\xi}_{t-1}$ 来决定Heaviside指标 I_t 。从公式(3)中 $\Delta \hat{\xi}_{t-1}$ 也可反映其滞后项变化的非对称性调整。公式(1)和公式(2)组合成门限自回归TAR模型,而同样的公式(1)和公式(3)则组合成动量门限自回归MTAR模型。在门限自回归的研究中,靳晓婷和张晓彤(2008)

采用 TAR 模型研究汇率,发现人民币汇率波动存在门限的非线性,并且得到当大于门限值时,升值的冲击表现得更加持久,体现了升值预期的作用和升值不断加速的趋势。崔畅和刘金全(2006)引入 MTAR 模型,通过检验序列的非对称调整假设,显示在长期里中国股票价格和内在价值之间存在均衡关系,在短期内对均衡的调整是非对称的。

门限值 τ 可以被设定为固定值,也可以通过模型内生决定门限值(Chan,1993)。因此本文设定了四种模型形式:门限值为 0 的 TAR 模型、门限值一致估计的 TAR 模型、门限值为 0 的 MTAR 模型以及门限值一致估计的 MTAR 模型。四个模型存在差异,则不能统一设定模型变量和参数,这就需要通过 AIC 和 BIC 等信息准则选择合适的模型参数值。模型的滞后阶数都通过 AIC 和 BIC 最小值进行选择。在此基础上,本文通过 F 统计量来检验不存在协整关系的零假设: $H_0: \rho_1=\rho_2=0$ 。如果在拒绝不存在协整关系的原假设前提下,可进行对称性调整的原假设检验,即检验 $H_0: \rho_1=\rho_2$ 。假如通过 F 值检验拒绝原假设,那么表明存在非对称性调整。

2. 门限协整的非对称误差修正模型

Granger(1987)阐述到当所有变量都是协整的时候,就可以采用误差修正模型进行估计。误差修正模型整合了非平稳时间序列的水平值和差分值的特点,研究序列短期与长期的调整过程,并且把长期和短期均衡有效结合起来。因此,在非平稳时间序列建模中误差修正模型具有很强的实际应用。模型设定的前提就是上文提及的两个原假设,存在变量之间的不均衡状态时,调整过程是非对称的。另外,由于中美两国存在时差,导致两个股票市场交易的不同步,需要考虑中国股票市场上期股票市场的变动是否会对当期美国股票市场造成一定的影响。因此本文在构建门限协整的误差修正模型时充分考虑了中美股市各自滞后项对双方股市的影响。本文对门限协整的非对称误差修正模型进行调整,得到:

$$\Delta H_t = \theta_H + \delta_H^+ E_{t-1}^+ + \delta_H^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{Hj}^+ \Delta H_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{Hj}^- \Delta H_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{Hj}^+ \Delta V_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{Hj}^- \Delta V_{t-j}^- + v_{Ht} \quad (4)$$

$$\Delta V_t = \theta_V + \delta_V^+ E_{t-1}^+ + \delta_V^- E_{t-1}^- + \sum_{j=1}^J \alpha_{Vj}^+ \Delta H_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \alpha_{Vj}^- \Delta H_{t-j}^- + \sum_{j=1}^J \beta_{Vj}^+ \Delta V_{t-j}^+ + \sum_{j=1}^J \beta_{Vj}^- \Delta V_{t-j}^- + v_{Vt} \quad (5)$$

其中, ΔH 和 ΔV 分别为上证指数和 S&P500 指数的一阶差分。李国璋和江金荣(2010)对协整理论和误差修正模型研究过程中出现的问题提出规范的意见,认为在误差修正模型的构建中要加深对差分滞后项的理解,需要选择正确的差分滞后阶数,因此,本文实证中对门限协整的误差修正模型的不同滞后阶数 p 进行估计,根据 AIC 和 BIC 准则选择最合适的滞后阶数。变量右上标的+和-分别表示变量的一阶差分为正值和负值。例如当 $V_{t-1} > V_{t-2}$, 则 $\Delta V_{t-1}^+ = V_{t-1} - V_{t-2}$ 反之 $\Delta V_{t-1}^- = 0$, 对于 ΔH_{t-1} 的设定是一样的。而误差修正项 E 通过公式

(2)和公式(3)进行定义,为: $E_{t-1}^+ = I_t \hat{\xi}_{t-1}$ 和 $E_{t-1}^- = (1-I_t) \hat{\xi}_{t-1}$ 对误差修正项的设定不仅能表现在面临正向和负向冲击时上证指数和 S&P500 指数的变化,体现各自反应的非对称性特征,也可以从构建的 Heaviside 指标中体现门限协整的影响。模型(4)和模型(5)实际上是在动态调整的基础上观察非对称效应价格调整产生的影响,即正向或逆向冲击是否存在不同的调整速度,而模型(1)和模型(2)则是不考虑非对称效应的影响时市场可能存在的调整速度。因此本文是以上证指数为驱动力,期望的误差修正项系数的表现为对于上证指数为正(例如: $\delta_H^+ > 0, \delta_H^- > 0$),而对于 S&P500 指数则表现为负(例如: $\delta_V^+ < 0, \delta_V^- < 0$)。

本文对于四个模型进行更多的原假设。第一种形式的原假设也就是对 Granger 因果的检验,检验 S&P500 指数的变动是否 Granger 引起上证指数的变化,在于对所有滞后阶数 i 时对原假设 $H_{01}: \alpha_i^+ = \alpha_i^- = 0$ 的检验;相同的,对于上证指数的变化能否引起 S&P500 指数的变化也可设立原假设,为: $H_{02}: \beta_i^+ = \beta_i^- = 0$ 。第二种形式的原假设是关于指数变化的非对称性效应的假设,例如 $H_{03}: \alpha_1^+ = \alpha_1^-$, 原假设表示 S&P500 指数的变动对自身具有对称效应。在检验的同时对于上证指数是否也是对称性调整也可进行原假设,例如: $H_{05}: \beta_1^+ = \beta_1^-$ 。第三种形式的假设为累计非对称效应,对上证指数来说原假设表达为: $H_{07}: \sum_{i=1}^J \alpha_i^+ = \sum_{i=1}^J \alpha_i^-$, 类似地对 S&P500 指数设定的原假设为: $H_{08}: \sum_{i=1}^J \beta_i^+ = \sum_{i=1}^J \beta_i^-$ 。

最后根据误差修正模型,对于均衡性的非对称路径调整可以通过 δ^+ 和 δ^- 来检验,设立原假设为: $H_{09}:\delta^+=\delta^-$,检验市场指数受到正向或逆向冲击时是否表现为非对称性调整及通过计算得出其各市场所需的调整时间。

三、实证结果分析

1. 统计性描述

本文从 wind 数据库中选取样本数据量为 2000 年 1 月 1 日到 2015 年 12 月 31 日的上证指数和 S&P500 指数的日数据,剔除掉两个变量节假日等不一致数据。S&P500 指数整体上在指数数值上要比上证指数小,两者的相关性为 0.18。通常需要检验两个序列的非平稳性,使用单位根检验,也即使用 ADF 检验,如果两个序列存在单位根,那么就可以采用协整检验的方法来研究它们之间的相互关系。两者的统计性描述和 ADF 单位根检验结果如表 1。从表 1 可以看出,统计结果显示在 1%的置信水平下两个序列都不能拒绝单位根的原假设,但是上证综指和 S&P500 指数的一阶差分形式的单位根检验拒绝了原假设,因此,属于一阶差分平稳序列,满足协整要求。

表 1 数据统计性描述

数据	上证综指		S&P500 指数	
	Level y	1st Diff(y)	Level x	1st Diff(x)
均值	2217.387	-	1282.829	-
标准差	887.706	-	270.927	-
最小值	1011.499	-	676.530	-
最大值	6092.057	-	2090.57	-
ADF 检验	-1.577	-27.209***	-0.2784	-62.237***

注:*,**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%置信水平下拒绝原假设。

2. 线性协整分析

对线性协整分析采用 Johansen 协整检验和 Engle-Granger 两步法。Johansen 协整从 Trend、constant 和 None 三个方面来解释特征根迹和最大特征值检验,检验结果如表 2。正如表 2 所示,在 10%的置信水平下,在原假设为最多为 1 个协整方程时,最大特征值检验和特征根迹都要小于置信水平为 10%的临界值,不能拒绝原假设;原假设为没有协整方程时,最大特征值检验和特征根迹都要小于置信水平为 10%临界值,例如包含趋势

项的 $\lambda_{\max}$ 的最大特征值为 10.30,要小于 10%的临界值 16.85,因此不能拒绝原假设,即表明不存在协整方程。从实证结果可以得到上证指数和 S&P500 指数在整体上不存在线性协整关系。

表 2 Johansen 协整检验

检验	特征	统计数值	临界值		
			10%	5%	1%
Johansen $\lambda_{\max}$					
r<=1	Trend	5.93	10.49	12.25	16.26
r=0	Trend	10.30	16.85	18.96	23.65
r<=1	Constant	1.11	7.52	9.24	12.97
r=0	Constant	6.4	13.75	15.67	20.20
r<=1	None	0.75	6.5	8.18	11.65
r=0	None	6.04	12.91	14.90	19.19
Johansen λ_{trace}					
r<=1	Trend	5.93	10.49	12.25	16.26
r=0	Trend	16.23	22.76	25.32	30.45
r<=1	Constant	1.11	7.52	9.24	12.97
r=0	Constant	7.51	17.85	19.96	24.60
r<=1	None	0.75	6.5	8.18	11.65
r=0	None	6.80	15.66	17.95	23.52

Engle-Granger 协整检验分为两步骤。第一,对公式 (2) 进行最小二乘回归,确定上证指数和 S&P500 指数之间的长期线性关系,得到的系数为 0.595,p 值小于 0.01。第二,对回归估计后的残差进行单位根检验,单位根 ADF 检验结果为-1.583,小于 10%置信水平的临界值为-2.567,可认为估计残差序列为非平稳序列。因此,Engle-Granger 协整检验也得到了和 Johansen 协整检验一致的结果。

3. 门限协整分析

在研究经济时间序列时,通常会遇见该时间序列存在变结构问题和非平稳性问题,这些序列在整个区间上并不存在线性协整关系,但序列区间之间存在非线性协整关系,因此,可以运用门限协整的方法将整体序列拆分,处理非线性协整关系(刘印旭和张世英,2005)。本文根据研究方法的设定将采用四个模型,分别为门限值为 0 的 TAR 模型、门限值 τ 一致估计的 TAR 模型、门限值为 0 的 MTAR 模型以及门限值 τ 一致估计的 MTAR 模型,检验结果如表 3 所示。在选择模型滞后阶数时,采用逐步试验,试采取最大滞后阶数为 12 阶,根据 AIC 和 BIC 最小以及 Ljung-Box Q 值来确定最优滞后阶数 p,对四个模型都进行拟合,发现 p=

3 时, AIC 和 BIC 最小。

表 3 门限协整检验结果

	TAR	Consistent TAR	MTAR	Consistent MTAR
门限值	0	8.398	0	17.984
ρ_1	-1.088*** (-25.55)	-1.064*** (-24.52)	-1.074*** (-25.76)	-1.051*** (-22.09)
ρ_2	-1.101*** (-29.17)	-1.110*** (-29.71)	-1.111*** (-29.06)	-1.105*** (-30.34)
诊断指标				
AIC	38898	28897	28897	28896
BIC	28935	28934	28934	28933
$Q_{LB}(4)$	0.999	0.999	0.999	0.999
$Q_{LB}(8)$	0.101	0.138	0.107	0.123
$Q_{LB}(12)$	0.003	0.004	0.003	0.004
原假设				
$\Phi(H_0: \rho_1=\rho_2=0)$	464.62***	463.66***	465.26***	465.89***
$F(H_0: \rho_1=\rho_2)$	0.151	3.320*	1.162	4.165**
	[0.698]	[0.083]	[0.281]	[0.037]

注: (1)*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 置信水平下拒绝原假设; (2)[] 表示 P 值, () 表示 t 值。

根据 Chan(1993)的方法来估计门限值一致估计的 TAR 和 MTAR 的门限值, 结果显示不同的滞后阶数设定对于门限值的选择影响相当小。P 为 3 时门限值一致估计的 MTAR 的门限值为 17.984, 其最小的均方误差和为 791265.061 (图 1)。在门限值一致估计的 MTAR 模型中 $\hat{\xi}_{t-1}$ 的变化范围为 -18.71 到 19.01, 在 $\hat{\xi}_{t-1}$ 靠近 20 的时候 SSE 值越来越小。同样地, 对于 TAR 模型来说在门限值处, 此时的 SSE 值最小, 为 791696.586, $\hat{\xi}_{t-1}$ 的变化范围为 -10.911 到 11.21。在表 3 中可以看出门限值一致估计的 MTAR 模型的 AIC 和 BIC 最小, 因此可以认为门限值一致估计的 MTAR 模型是表现最好的。

在表 3 中, ρ_1 和 ρ_2 分别表明的是在上证指数受到正向冲击和负向冲击时表现的情况, 对于原假设 $\Phi(H_0: \rho_1=\rho_2=0)$ 的检验从门限值一致估计的 MTAR 结果中得到的 F 统计结果为 465.98, 在 1% 的置信水平下显著, 说明上证指数和 S&P500 指数之间存在门限协整关系。另外从对门限值一致估计的 MTAR 模型中原假设 $F(H_0: \rho_1=\rho_2)$ 的检验结果来看 F 统计值为 4.165, 在 5% 的置信水平下一般显著, 说明两个变量形成长期均衡的调整过

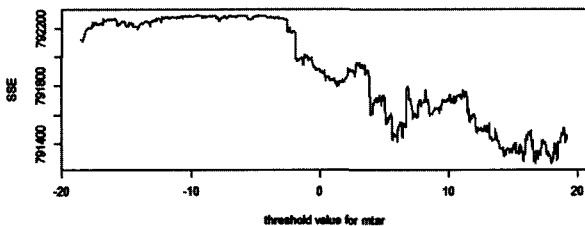


图 1 MTAR 模型 SSE 值的动态图

程是非对称的。即说明从长期看上证指数价格和 S&P500 指数之间存在着均衡关系, 但是其均衡调整速度是非对称的。四个模型的 ρ_1 和 ρ_2 ($|\rho_1| < |\rho_2|$) 在 1% 置信水平下显著, 并且门限值一致估计的 TAR 模型和门限值一致估计的 MTAR 模型拒绝了不存在协整关系和对称性调整的原假设。也就是说两个模型的实证结果显示上证指数和 S&P500 指数在面临正向信息冲击时调整速度比较快, 所需时间相对较短, 而在面对负向信息冲击时, 调整速度比较慢, 所需调整时间较长。

4. 基于门限协整的误差修正模型分析

从门限协整的 AIC 和 BIC 大小判断门限值一致估计的 MTAR 模型实证结果最优, 因此, 模型 (4) 和模型 (5) 中的误差修正项通过公式 (1) 和公式 (3) 进行构建并估计, 意在阐述具有门限值的非对称误差修正模型, 实证结果如表 4 所示。在非对称误差修正模型中选择滞后阶数为 4, 对实证结果可以看出上证指数和 S&P500 指数的非对称误差修正模型有较多系数是显著的 (例如, 上证指数在 5% 的置信水平下有 $\alpha_1^+, \alpha_2^+, \alpha_3^+, \alpha_4^+, \alpha_1^-, \alpha_2^-, \alpha_3^-, \alpha_4^-$, β_3^-, β_4^-)。R² 统计性显示上证指数和 S&P500 指数分别为 0.451 和 0.531, 整体解释能力还比较好。

Granger 因果检验实质上是检验两个变量之间的因果关系, 用 F 检验值来判断一个变量是否 Granger 引起另一个变量。从表 4 的原假设 H_{01} 和 H_{02} 检验结果中可以看出 F 值为 0.72 并且 p 值为 0.674 说明上证指数的变动不会 Granger 引起 S&P500 指数的变动。然而 F 值为 1.885 表明了 S&P500 指数的变动会 Granger 引起上证指数的变动。同样地对于变量本身滞后项的影响来说, 上证指数和 S&P500 指数对滞后项的影响检验的 F 值分别为 309.06 和 3.021, 都是显著的, 表明两个经济时间序列变量的当期的变动受到自身滞后项变动的影响。总而言之, 上证指数的变动会受到自身滞后项变动以及 S&P500 指数变动的影响, 然而

表 4 基于门限协整的非对称误差修正模型
实证结果

	上证指数		S&P 500 指数	
	估计值	t 值	估计值	t 值
θ	-3.525**	-2.295	0.742+	1.492
α_1^+	-0.776***	-29.62	-0.003	-0.513
α_2^+	-0.67***	-23.213	0.006	0.59
α_3^+	-0.4***	-14.079	-0.002	-0.22
α_4^+	-0.099***	-4.09	0.012+	1.529
α_1^-	-0.859***	-33.113	0.011	1.348
α_2^-	-0.658***	-21.291	0.006	0.557
α_3^-	-0.418***	-13.317	0.013	1.304
α_4^-	-0.26***	-9.298	-0.01	-1.088
β_1^+	0.12	0.887	0.036	0.817
β_2^+	0.77	0.695	0.061*	1.697
β_3^+	-0.118	-1.237	0.064**	2.093
β_4^+	0.121+	1.573	0.044**	1.75
β_1^-	0.159	1.122	0.162***	3.531
β_2^-	0.102	0.83	0.059+	1.49
β_3^-	0.236**	2.284	0.037	1.099
β_4^-	-0.177**	-2.184	0.068***	2.615
δ^+	-1.157	-0.887	-1.053***	-18.38
δ^-	-0.057	-0.425	-1.204***	-27.655
R^2	0.419	-	0.530	
AIC	36783.97		28892.01	
BIC	36907.17		29015.21	
$H_{01}: \alpha_1^+ = \alpha_1^- = 0$	309.06***	[0]	0.72	[0.674]
$H_{02}: \beta_1^+ = \beta_1^- = 0$	1.885*	[0.058]	3.021***	[0.002]
$H_{03}: \alpha_1^+ = \alpha_1^-$	4.233**	[0.04]	1.453	[0.228]
$H_{04}: \alpha_4^+ = \alpha_4^-$	16.14***	[0]	2.825*	[0.093]
$H_{05}: \beta_1^+ = \beta_1^-$	0.065	[0.798]	6.476**	[0.011]
$H_{06}: \beta_3^+ = \beta_3^-$	8.188***	[0.004]	0.477	[0.49]
$H_{07}: \sum_{i=1}^4 \alpha_i^+ = \sum_{i=1}^4 \alpha_i^-$	29.605***	[0]	0.397	[0.54]
$H_{08}: \sum_{i=1}^4 \beta_i^+ = \sum_{i=1}^4 \beta_i^-$	0.463	[0.5]	4.581**	[0.03]
$H_{09}: \delta^+ = \delta^-$	0.38	[0.54]	8.257***	[0]

注:(1)+、*、**、*** 分别表示在 15%、10%、5%和 1% 置信水平下拒绝原假设;(2)[]表示 P 值。

S&P500 指数并不会受到上证指数的变动的影响,但也会受到自身滞后项变动的影响。可以判断出 S&P500 指数相对上证指数更加独立,而上证指数在一定时期内会依赖于 S&P500 指数变动的影响。本文的实证结果跟张兵等 (2010)得到的中国股市对美国股市的引导作用很弱的实证结果类似。

原假设 H_{03} 到 H_{09} 都是从不同角度来检验模型短期内的对称性调整关系。首先,原假设 H_{03} 到

H_{06} 来检验两个变量的滞后项的非对称性效应,检验在不同滞后阶数的条件下受到冲击时变量的滞后项的正向反应和负向反应是否呈对称性调整。结果如表 4 所示,S&P500 指数对其自身滞后一阶是非对称性调整,然而上证指数对其滞后一阶和滞后四阶项的正向和负向变动属于非对称性调整效应,同时对其 S&P500 指数一阶和三阶项的变动也是非对称性。其次,通过对累计非对称效应的原假设 H_{07} 和 H_{08} 的检验,结果显示上证指数和 S&P500 指数存在显著短期均衡的累计非对称性调整特征。

最后一个非对称形式为动量均衡调整路径的非对称,也就是对原假设 H_{09} 的检验,检验结果显示 S&P500 指数的 F 统计值为 8.419,在 1%置信水平下显著,说明 S&P500 指数拒绝动量均衡调整路径是对称性的原假设。另外对系数来说对于正向的误差修正项调整和负向的误差修正项是显著的,表征 S&P500 指数对于正向和负向的冲击反应是显著不一致的,S&P500 指数存在动量均衡调整的非对称性。而对上证指数的检验结果可看出只有对正向的误差修正项是显著的。从反应时间角度来看,S&P500 指数对正向和负向的偏离呈现出的非对称性特征差异不显著(正向调整时间 1/1.053,负向调整时间 1/1.204)。而上证指数虽然对于正向的信息冲击影响反应较为迅速,但在面对负向的信息冲击时,对其反应过度且调整速度缓慢,表现为显著的非对称性特征。

四、结论

本文使用门限值为 0 的 TAR 模型,门限值一致估计的 TAR 模型,门限值为 0 的 MTAR 模型以及门限值一致估计的 MTAR 模型四个模型以检验上证指数和 S&P500 指数之间存在的短期均衡关系,并通过构建门限协整的误差修正模型以分析在短期均衡调整过程中上证指数和 S&P500 指数之间存在的非对称性调整。实证结果显示,首先,通过 Granger 因果检验得到在指数调整中 S&P500 指数相对于上证指数更加独立,不受上证指数变化的影响,相反上证指数却受到 S&P500 指数变动的影响,呈现出单向的联动效应。其次,对短期均衡的研究中,通过四个模型不难看出,在拒绝不存在协整关系和对称性调整的原假设基础

上,得到上证指数和 S&P500 指数面对正向冲击和逆向冲击时,呈现出不一致的影响特征。并且从反应速度角度来看,S&P500 指数对于正向或逆向所带来的新信息冲击调整速度较快,非对称性表现不显著。与之相反,上证指数对于新信息的正向冲击反应迅速,而对于负向冲击时反应较为迟缓,存在显著的非对称性特征。这是由于美国股票市场更为成熟理性,投资者在面对正向或负向的信息冲击时,能够更快地调整其投资策略,进行套利保值。而中国在股票市场上缺乏做空机制,使得投资者在面对负向冲击时只能持仓等待股价上涨或者平仓以减少损失,股价的下跌会造成投资者不稳定心理的产生,会进一步扩大负向信息的影响程度。此外,从正向信息冲击角度可以看出中国股票市场表现得更加成熟与理性,调整时间较短。

中国股票市场呈现显著的非对称性均衡调整特征,可以从政府和投资者两个方面来理解。从政府方面来看,政府往往会在股市低迷的时候采取一系列政策措施进行救市,造成政策市行为偏差较为明显,使投资者形成股票市场具有政策底部的错误预判,而这恰恰会为投资者提供担保,促使投资者更加乐观。从投资者角度来看,相较于美国股票市场,中国股票市场中个人投资者所占比重较大,对于证券投资的认知程度、投资经验以及信息获取等方面差异较大,其投资理念较易受到心理偏差的影响,并且对于市场出现的新信息的解读是有限并有偏的,呈现出对于股票价格的预测缺乏信息的及时性和准确性,往往采用惯性投资策略,对于负向信息冲击的反应缓慢。基于此,本文基于实证结果并结合事实,认为政府应该减少非市场化的政策调整,给予投资者对股票价格合理有效的预期。同时,需加强对中国股票市场投资者的投资理念、经验积累的教育,降低投资者的惯性投资理念,有效提高股票市场的运行效率。

参考文献:

1. Chan K S., "Consistency and limiting distribution of the least squares estimator of a threshold autoregressive model" [J], *The annals of statistics*, 1993: 520~533.
2. Chiang T C, Doong S C., "Empirical analysis of real and financial volatilities on stock excess returns: evidence from Taiwan industrial data" [J], *Global Finance Journal*, 2000, 10(2): 187~200.
3. Engle R F, Granger C W J., "Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing" [J], *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1987: 251~276.
4. Gerrits R J, Yuce A., "Short-and long-term links among European and US stock markets" [J], *Applied Financial Economics*, 1999, 9(1): 1~9.
5. Goodwin B K, Holt M T., "Asymmetric adjustment and price transmission in the US beef sector" [J], *American journal of agricultural economics*, 1999, 81(3): 630~637.
6. Jaffry S., "Asymmetric price transmission: a case study of the French hake value chain" [J], *Marine Resource Economics*, 2004, 19(4): 511~524.
7. Jondeau E, Rockinger M., "The Copula-GARCH model of conditional dependencies: An international stock market application" [J], *Journal of International Money & Finance*, 2006, 25(5): 827~853.
8. Mazouz K, Mohamed A, Saadouni B., "Stock return comovement around the Dow Jones Islamic Market World Index revisions" [J], *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2016.
9. Rijkeghem C V, Weder B., "Spillovers through banking centers: a panel data analysis of bank flows" [J], *Journal of International Money & Finance*, 2003, 22(4): 483~509.
10. Tsay R S., "Testing and modeling multivariate threshold models" [J], *Journal of the American Statistical Association*, 1998, 93(443): 1188~1202.
11. Wang K, Chen Y H, Huang S W., "The dynamic dependence between the Chinese market and other international stock markets: A time-varying copula approach" [J], *International Review of Economics & Finance*, 2011, 20(4): 654~664.
12. 陈潇、杨恩:《中美股市杠杆效应与波动溢出效应——基于 GARCH 模型的实证分析》[J],《财经科学》2011 年第 4 期。
13. 陈云:《人民币汇率与中美股市之间的信息溢出效应》[J],《经济评论》2013 年第 2 期。
14. 龚金国、史代敏:《金融自由化、贸易强度与股市联动——来自中美市场的证据》[J],《国际金融研究》2015 年第 6 期。
15. 韩非、肖辉:《中美股市间的联动性分析》[J],《金融研究》2005 年第 11 期。
16. 何兴强、李涛:《不同市场态势下股票市场的非对称反应——基于中国上证股市的实证分析》[J],《金融研究》2007 年第 08A 期。
17. 靳晓婷、张晓炯、梁惠德:《汇改后人民币汇率波动的非线性特征研究——基于门限自回归 TAR 模型》[J],《财经研究》2008 年第 9 期。
18. 刘金全、于冬、崔畅:《中国股票市场的信息反应曲线和股票价格波动的非对称性》[J],《管理学报》2006 年第 3 期。
19. 王健:《中美股市联动性——基于极大重叠离散小波变换的研究》[J],《世界经济文汇》2014 年第 2 期。
20. 张兵、范致镇、李心丹:《中美股票市场的联动性研究》[J],《经济研究》2010 年第 11 期。

责任编辑 董希望