

基于平滑转换机制分位点回归模型的动态相关性

叶五一, 马荣贵, 吴 遵

(中国科学技术大学管理学院, 安徽合肥 230026)

摘要: 构建了平滑转换机制下的分位点回归模型, 其平滑转换变量选取市场波动率指数 (volatility index, VIX), 研究了美国股市对全球若干代表性股市风险的非线性影响. 研究发现平滑机制转换模型的转换位置能够刻画全球股市对美国股市的敏感点, 转换斜率则描述了联动性的转换速率. 实证结果表明, 国际股市相关性存在非线性机制转换, 几乎全球股市都受到了美国股市的冲击, 且在不同的分位点下, 相关性在高低机制间平滑转换, 转换速率各不相同, 并在低分位下表现强烈, 说明金融市场间的相关性主要是尾部风险的传导. 将所选数据样本分为三个子样本, 用所提出的平滑转换机制分位点回归模型分别对它们进行研究, 结果表明危机期间与非危机期间的位置转换参数及相关性都不同, 危机期间的位置转换参数明显降低了, 且在低分位下的相关性明显提升, 说明该模型对于研究金融市场间的动态相关性是可行的, 而且外生变量 VIX 能对金融市场间的联动性产生显著影响. 这给国际投资者和政策制定者提供了一种新的思路, 即可以借助于 VIX 变化考虑美国经济对全球股市的影响.

关键词: 分位点回归; 平滑机制转换; 波动率指数; 在险价值

中图分类号: TP391 **文献标识码:** A **doi:** 10.3969/j.issn.0253-2778.2019.08.010

引用格式: 叶五一, 马荣贵, 吴遵. 基于平滑转换机制分位点回归模型的动态相关性[J]. 中国科学技术大学学报, 2019, 49(8): 668-679.

YE Wuyi, MA Ronggui, WU Zun. Dynamic correlation of quantile regression model based on smooth transition mechanism[J]. Journal of University of Science and Technology of China, 2019, 49(8): 668-679.

Dynamic correlation of quantile regression model based on smooth transition mechanism

YE Wuyi, MA Ronggui, WU Zun

(School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

Abstract: A quantile regression model was built under the smooth transition mechanism with the market volatility index (VIX) as smooth transition variable to study the non-linear effects of the US stock market on most of the global stock markets. The transition position of the smoothing mechanism model can describe the sensitive point of global stock market to the US stock market, and the transition slope describes the conversion rate of interconnectedness. The empirical results show that there does exist nonlinear mechanism transformation in the correlation of international stock markets, and that almost all global stock markets are subject to the impact of the US stock market. Moreover, under different

收稿日期: 2018-12-07; **修回日期:** 2019-03-19

基金项目: 国家自然科学基金(71671171)资助.

作者简介: 叶五一(通讯作者), 男, 1979年生, 博士/副教授. 研究方向: 金融工程, 风险管理. E-mail: wyye@ustc.edu.cn

quantiles, the conversion rates between different mechanism are not identical. Evident difference is found under low quantiles, which suggests that the correlation between financial markets is mainly due to tail-risk conduction. Then the collected data was divided into three sub samples and were studied respectively using the proposed model. The results show that there is a significant difference between position parameters during and after the crisis. During the crisis the position parameters decreased, and the correlation improved significantly under low quantiles, indicating that the proposed model is feasible to study the dynamic correlation between financial markets and that the exogenous variable VIX has a considerable influence on the correlation between financial markets. This provides a new perspective for international investors and policy makers to consider the impact of the US economy on global equity markets with the help of the VIX.

Key words: quantile regression; smoothing mechanism transition; volatility index; value at risk

0 引言

近年来,金融危机频繁发生,而全球经济趋于一体化,使得对国际金融市场之间的联动性的分析越来越重要.相关性作为衡量市场间的联动性的最重要指标之一,一直深受学者、投资者及政策制定者的重视.对投资者来说,一个有效分散化的资产组合需要清晰了解国际股权收益的关系及相关性如何变化;对政策制定者来说,由于国际金融市场间的相关性在金融系统的稳定性中扮演了重要的角色,因此他们也非常关心国际股市的相关性及相关性如何变化.此外,对相关性的研究方法也在不断创新.

一直以来,此领域的研究都是直接对相关性进行建模来分析其变化情况. Eun 和 Shim 采用了向量自回归(vector autoregressive, VAR)方法对九个主要的国际市场进行建模,研究一个市场对另一个市场的动态相关性,发现国际股票市场间都存在相依性,对世界股市影响最大的是美国股市,然而几乎没有单个的外国股市能够显著地解释美国股市的变化^[1].这也是本文研究问题的原因所在,随着国际一体化的发展,美国作为世界经济霸主的地位日趋明显,其金融市场的风吹草动都会对全球股市造成一定的影响,因此本文就只着眼于美国股市对其他国家股市的影响.对于股票市场间收益率的相关关系受外生变量影响的研究非常少,而且也难以较为明确地确定相关性的主要决定因素.因此,外生变量对市场间相关性影响的研究是一个非常重要且极具研究意义的课题.相关性是分析金融问题的重要手段之一,资产定价、投资组合的选择以及金融风险管理等问题都与相关性的度量密切相关.尤为重要的一点是,相关性的显著增加被认为是危机传染发生的

重要检验方法.因此,在得到较为准确的市场间的相关关系后,通过分析该结果,可以使得国际投资者和各国政策制定者在进行决策时更加灵活. Longin 和 Solnik 通过研究发现,当股票收益率为负时,市场间的相关系数有变大的趋势,也就是说熊市时的市场间的相关性要高于牛市;进一步研究表明,高波动率本身而言并不会引起市场之间相关性的增大,但是相关性会受到市场趋势的影响^[2].

已有很多文献研究了金融危机对市场之间相关性的影响,绝大多数表明股票市场间的相关系数在危机时期会增大. Knif 等基于 Logit 模型对条件相关性和条件波动率进行了建模,实证结果表明,股票市场波动率的变大会使得市场收益率之间的相关性增大^[3]. Essahbi 等采用了结构变点成对时变相关的方法研究了 1997 年的亚洲金融危机的传染,结果也表明了亚洲危机的确是由泰国危机传染所致,而且成对相关系数显著上升^[4].很多学者注意到当股票收益率剧烈下降时,市场间相关性有上升的趋势. Ramchand 和 Susmel 通过 SWARCH 模型发现,当美国市场处于高波动状态时,它与其他市场之间的相关性要比处于低波动状态时的平均高出 2~3.5 倍^[5]. Longinand 和 Solnik 研究了过去 30 年期间七个主要国家每月超额收益的相关性,发现国际协方差和相关性矩阵是不稳定的,且相关性在高波动时期上升^[6].

平滑转换方法作为近期研究非线性相关机制转换的新方法,广受学者的青睐.对于股权市场的整合研究,很多文献都采用了平滑转换的方法. Patricia 采用平滑转换分析的方法研究了亚太地区的股权市场的整合,该模型测量了市场整合的速度,认为泰国是亚太地区市场整合速度最快的国家^[7].

Silvennoinen 和 Teräsvirta 提出了一个带有时变条件相关结构的多元 GARCH 模型,其中时变条件相关结构也采用了平滑转换的方法^[8]. Berben 和 Jansen 通过带有时变平滑转换机制的二元 GARCH 模型,从行业的视角研究了国际股权市场间的联动性^[9]. Lahrech 和 Sylwester 研究了美国和拉丁美洲股票市场间的联动性,采用的方法也是带有时变平滑转换机制的动态条件相关多元 GARCH 模型^[10]. Chelley-Steeley 等延伸了平滑转换条件相关模型,首次研究了非流动性冲击对股票市场收益率的联动性的影响^[11]. Silvennoinen 和 Teräsvirta 建立了 STCC-GARCH 模型,该模型允许条件相关系数通过一个转移变量在不同程度之间平滑地进行转换^[12]. Patricia 用平滑转换的方法对股权市场的整合构建模型来研究东欧股权市场间的相关性^[13]. Lundbergh 等提出了时变平滑转换自回归模型^[14]. 平滑转换的方法涉及转换变量的选取,该变量可以选择内生变量,也可选择外生变量. 在现在文献中,以滞后应变变量和时间作为转换变量较为常见. 总之,只要具有经济意义,获取方便即可. 本文我们选取波动率指数 (volatility index, VIX) 作为转换变量,因为 VIX 已经十分成熟,经过二十多年的市场检验, VIX 不断地发展和完善,已经被人们认为是衡量美国股市波动性的最重要的基准指标,并且较为容易准确获取^[15].

线性相关系数分析和 Granger 因果分析是研究金融市场之间相关性较为早期的研究方法. 然而,线性相关系数无法捕捉到变量间的非线性关系,很多经济时间序列并不符合这一条件. Granger 因果分析则通常只能给出定性结论,不能对相关程度的大小加以定量地描述,这对分析问题有很大的限制. 近几年来,随着分位点的广泛应用,它为研究变量间尾部相关性提供了新的思路,且分位点回归不需要假定序列误差项为正态分布,使得结果更加可信. Koenker 等提出的分位点回归模型避免了分布的估计,可以直接得到分位点的值^[16]. 叶五一等基于动态分位点回归模型进行金融传染分析,对亚洲金融危机的传染进行了检验,发现该方法可以很好地检测金融危机的发生^[17]. Mishra 采用分位点回归方法分析汇率和股票之间的动态相关性^[18]. 由于大多时间序列都具有尖峰厚尾的特性,因此分位点方法能够完整地描述变量间的相关性,并且分位点方法定义下的损失函数能够直接对风险进行量化,这对

风险管理也是一个很好的工具.

本文将平滑转换的思想应用到分位点回归模型中,同时考虑了非线性和尾部性质,并将转换变量选定为 VIX,应用该模型研究美国股市对全球股市的动态影响. 这给人们做决策时提供了一个新的思路,且更为直观简便.

1 平滑转换分位点回归模型

1.1 平滑机制转换模型

1.1.1 传统平滑机制转换模型

平滑转换分析是一种确定性结构变化建模的方法,由文献[19-21]提出,该模型旨在将任何单一的结构性突变为不同机制间的平滑转换. 对于时间序列 x_t 和 y_t ,考虑如下的平滑转换模型:

$$y_t = \alpha + \beta_1(1 - G(s_t; \gamma, c))x_t + \beta_2 G(s_t; \gamma, c)x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中, $G(s_t; \gamma, c)$ 就是转换函数,它是被界定在 0~1 之间的连续函数,本文采用如下的逻辑函数形式:

$$G(s_t; \gamma, c) = \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\}}.$$

式中, γ 称为斜率参数,即转换速率,且要求 $\gamma > 0$, γ 越大, $G(\cdot)$ 越大, y_t 变化的幅度越快; s_t 是转换变量,是导致 y_t 由一种变化转为另一种变化的变量; c 是位置参数,为 y_t 变化的具体位置. 随着 s_t 的增加,逻辑函数在 0~1 之间单调变化,且围绕 c 是对称的,因为对于所有的 z ,

$$G(c - z; \gamma, c) = 1 - G(c + z; \gamma, c).$$

当 $s_t < c$ 时, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 0$; 当 $s_t > c$ 时, $G(s_t; \gamma, c) \rightarrow 1$. 显然,在原有线性模型的基础上加入了非线性因素后,序列的变化不再是持续恒定的,在 c 值前后,数据的变化会显示出不同. 在两个极端值 $G(s_t; \gamma, c) = 0$ 和 $G(s_t; \gamma, c) = 1$ 之间,两个机制通过转换变量 s_t 联系起来,且从一个机制到另一个机制是平滑变化的. 机制转换发生的时间由转换变量 s_t 决定,文献[21]采用了 $s_t = y_{t-d}$ 作为转换变量, y_{t-d} 是滞后因变量;文献[22]考虑平滑时变参数 AR 模型时,设定 $s_t = t$.

1.1.2 广义平滑机制转换模型

由于上面的平滑转换模型只考虑了单一的转换速率,而在转换函数的上下尾,其转换速率可能不同,因此单一的转换速率可能已经不能很好地描述上下尾的转换速率. 作为对比,我们还考虑广义平滑转换模型,即考虑转换函数的上下尾有不同的转换

速率,因此可以构建如下的广义转换函数形式:

$$G(s_t; \gamma, c) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma_1(s_t - c)\}}, & s_t > c; \\ \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma_2(s_t - c)\}}, & s_t \leq c. \end{cases}$$

同样, s_t 是转换变量, c 是位置参数, γ_1 是当 $s_t > c$ 时的转换速率, γ_2 是当 $s_t \leq c$ 时的转换速率, 即表明随着 s_t 的增加, 转换函数 $G(s_t; \gamma, c)$ 在 $0 \sim 1$ 之间单调变化, 但关于 c 是非对称的.

1.2 平滑转换分位点回归模型

1.2.1 线性分位点回归模型

分位点回归模型^[16]是对传统分位点方法的一种扩展. 类似于一般的线性模型, 该模型假定分位点满足线性关系. 假定 Y 为因变量, 它的分布函数可表示为 $F(y) = Pr(Y \leq y)$. 对于任意 $0 < \tau < 1$, 随机变量 Y 的 τ 分位点被定义为

$$Q_\tau(Y) = \inf\{y : F(y) \geq \tau\}.$$

像分布函数一样, 分位数函数提供了一个关于随机变量 Y 的完整描述. 假定 $X_t = (X_{t,1}, \dots, X_{t,k})^T$ 为 $K \times 1$ 维随机向量, $\{x_1, \dots, x_n\}$ 为其样本, 其中 x_t 的第 j 个分量为 $x_{t,j}$ ($t = 1, \dots, n; j = 1, \dots, k$). 类似于一般的线性模型, 分位点回归模型可以定义为

$$Y_t = X_t^T \beta_\tau + \mu_{t,\tau}, t = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

这里对误差项 $\mu_{t,\tau}$ 的分布不作过多假定, 只需要满足条件 $Q_\tau(\mu_{t,\tau} | x) = 0$, 于是 Y 的 τ 条件分位点为 $Q_\tau(Y | X = x_t) = x_t^T \beta_\tau$. 为了满足可识别性, 即无条件分位点也可以由该模型得到, 一般假定解释变量 X 的第一个分量恒等于 1, 即 $x_{t,1} \equiv 1$. 同样类似于线性模型参数估计的最小二乘方法, 该模型的参数估计问题可以用最小化方法得到. 假定有数据集 $\{x_t, y_t\}_{t=1}^n$, 可以通过最小化 $\sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - x_t^T \beta_\tau)$ 得到参数 β_τ 的 M 估计 $\hat{\beta}_\tau$, 这里

$$\rho_\tau(u) = (\tau - I(u < 0))u,$$

$I(u < 0) = \begin{cases} 1, & u < 0 \\ 0, & u \geq 0 \end{cases}$, 称为示性函数. 由于函数

$\rho_\tau(u)$ 在原点不可微, 因此该模型的参数没有显式解. 应用文献[23]提出的解决线性问题的内点算法, 该最小化问题可以得到解决. 得到参数 β_τ 的估计 $\hat{\beta}_\tau$ 以后, 线性假设下的条件分位点函数为

$$Q_\tau(Y | X = x) = x^T \beta_\tau.$$

如果假定 $\mu_{t,\tau}$ 服从非对称 Laplace 分布, 即 $\mu_{t,\tau} \sim \text{ALD}(a, \sigma, \tau)$, 其密度函数为

$$f(x, a, \sigma, \tau) = \frac{\tau(1-\tau)}{\sigma} \exp\left\{-\frac{x-a}{\sigma} [\tau - I(x \leq a)]\right\}.$$

其中, $-\infty < a < +\infty$ 为位置参数, $\sigma > 0$ 为尺度参数, $I(\cdot)$ 为示性函数. 在上述假定下, 可采用极大似然估计对参数进行估计. 本文将基于该方法进行参数估计.

1.2.2 平滑转换系数分位点回归模型

在许多实际应用中, 线性分位点可能不足以准确捕获变量之间的潜在相关性. 为了克服线性分位点模型在描述非线性现象时的不足, 本文考虑平滑转换系数分位点回归模型. 所谓的平滑转换系数分位点回归模型即采用平滑机制转换模型对回归系数进行建模. 基于上面介绍的平滑转换模型, 平滑转换系数分位点回归模型可表示为

$$Q_\tau(X_t, s_t, \gamma, c) = X_t^T (\beta_{1,\tau}(1 - G(s_t; \gamma, c)) + \beta_{2,\tau}G(s_t; \gamma, c)) \quad (3)$$

此模型的估计步骤如下:

①采用网格搜索的方法来寻找最优的斜率参数 γ^* 和位置参数 c . 给定转换变量 s_t , 设定网格的范围, 最小化下式:

$$\sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - X_t^T (\beta_{1,\tau}(1 - G(s_t; \gamma, c)) + \beta_{2,\tau}G(s_t; \gamma, c))) \quad (4)$$

最小残差平方和对应的 γ^* 和 c^* 即为最优的斜率参数和位置参数.

②给定转换变量 s_t , 最小化下式:

$$\sum_{t=1}^n \rho_\tau(y_t - X_t^T (\beta_{1,\tau}(1 - G(s_t; \gamma^*, c^*)) + \beta_{2,\tau}G(s_t; \gamma^*, c^*))) \quad (5)$$

即得到系数 $\beta_{1,\tau}$ 和 $\beta_{2,\tau}$ 的估计 $\hat{\beta}_{1,\tau}$ 和 $\hat{\beta}_{2,\tau}$.

③平滑转换系数的估计为

$$\hat{R} = \hat{\beta}_{1,\tau}(1 - G(s_t; \gamma^*, c^*)) + \hat{\beta}_{2,\tau}G(s_t; \gamma^*, c^*).$$

1.2.3 广义平滑转换系数分位点回归模型

在实践中, 平滑转换函数中单一的转换速率已不能清晰地描述转换变量在上下尾的转换快慢, 上下尾的转换速率是否一致仍是我们需要去探寻的问题. 基于平滑转换分位点回归模型(3), 广义平滑转换分位点回归模型即转换函数采用了广义平滑转换函数, 即

$$G(s_t; \gamma, c) = \begin{cases} \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma_1(s_t - c)\}}, & s_t > c; \\ \frac{1}{1 + \exp\{-\gamma_2(s_t - c)\}}, & s_t \leq c. \end{cases}$$

该模型系数的估计步骤如下:

①固定位置参数 c , 同样采用网格搜索的方法寻找上下尾斜率参数 γ_1 和 γ_2 , 其中 γ_1 是 $s_t > c$ 时的转换速率, γ_2 是 $s_t \leq c$ 时的转换速率;

②得到 γ_1 和 γ_2 的估计后, 采用分位点回归方法求目标函数的回归系数 $\beta_{1,\tau}$ 和 $\beta_{2,\tau}$ 的估计值;

③最后计算得到整体的广义平滑转换系数。

1.2.4 模型的平滑机制转换检验

为了检验模型的非线性性质, 我们采用拟似然比检验方法进行假设检验, 该似然比统计量采用无约束和有约束情况下最小化 τ 分位数回归的目标函数值构造, 其表达式为

$$LR(\tau) = \frac{2(\hat{V}(\tau) - \tilde{V}(\tau))}{\tau(1-\tau)s(\tau)} \sim \chi^2(q).$$

其中, $\tilde{V}(\tau)$ 为有约束情况下最小化 τ 分位数回归的目标函数值, $\hat{V}(\tau)$ 为无约束情况下最小化 τ 分位数回归的目标函数值, $s(\tau)$ 为分位数密度函数, q 是目标函数中约束条件的个数。

由于模型的非线性体现在转换函数 $G(s_t; \gamma, c)$ 上, 因此, 为了检验模型系数的平滑机制转换性质, 需要检验转换函数中的 γ 值是否为 0. 在转换函数 $G(s_t; \gamma, c)$ 的 $\gamma=0$ 处进行一阶泰勒展开得

$$\widehat{G(s_t; \gamma, c)} = (1 + \exp\{-\gamma(s_t - c)\})^{-1} \cong 1/2 + (1/4)(s_t - c)\gamma.$$

由此产生的辅助回归模型可表示为

$$y_t = \alpha + \beta_1 x_t + \beta_2 s_t x_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

因此, 我们只需对辅助回归做非线性检验即可. 该检验的原假设为 $H_0: \gamma=0$, 等价于 $H_0: \beta_2=0$. 为了方便计算, 我们采用似然比检验的另一种表达:

$$LR = -2 \ln \lambda = -2(\ln \hat{L}_k - \ln \hat{L}_u) \sim \chi^2(q).$$

其中, $\ln \hat{L}_k$ 为带约束的对数似然函数, $\ln \hat{L}_u$ 为不带约束的对数似然函数, q 为约束条件个数, 在这里的取值为 1. 约束条件即为 $\beta_2=0$. 其检验步骤如下:

① y_t 对 x_t 作回归, 得到带约束的对数似然函数 $\ln \hat{L}_k$;

② y_t 对 x_t 和 $s_t x_t$ 做回归, 得到无约束的对数似然函数 $\ln \hat{L}_u$;

③计算检验统计量 LR, 统计量 LR 渐近服从于 $\chi^2(1)$ 分布.

同样, 为了检验平滑转换函数的非对称性, 需要

进行如下的检验:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 \leftrightarrow H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2.$$

该检验也是一种带约束的检验, 可以基于似然比检验方法进行类似的检验.

2 实证分析

本文将选取全球十个国家的主要股票市场指数收益率, 采用平滑转换系数分位点回归模型, 直接从系数的角度来分析美国股市对其余国家股票市场的非线性机制转换的影响.

2.1 数据描述

本文选取了美国, 中国, 日本, 英国, 德国, 意大利, 西班牙, 比利时, 韩国, 菲律宾共 10 个国家的 11 种代表股票指数进行实证分析, 分别为标准普尔 500 指数 (SPX), 上证指数 (SZSE), 恒生指数 (HSI), 日经 225 指数 (N225), 伦敦富时 100 指数 (FTSE), 法兰克福 DAX 指数 (GDAX), 意大利 FTSEMIB 指数 (MIB), 马德里 SMSI 指数 (SMSI), 比利时 BFX 指数 (BFX), 韩国综合指数 (KS11), 菲律宾马尼拉综合指数 (PSI). 分析的数据是从 2005 年 1 月 5 日到 2017 年 1 月 4 日选取上述股指的日收盘价, 并将其转化为日收益率. 由于本文将要分析的是美国股指收益率对其余所选国家股指收益率的相关影响, 而且考虑所用的模型为机制转换模型, 因此我们选取的转换变量为 VIX. VIX 由芝加哥期权交易所 (CBOE) 在 1993 年推出, 是追踪标普 500 指数期权隐含波动率加权平均后所得的指数, 又被称为“恐慌指数”. 该指数越高表示市场参与者预期后市波动程度会更加激烈, 同时其也反映其不安的心理状态. 因此, 该指数对于美国经济对其他国家的影 响有警示的作用.

对数据进行初步分析之后, 得到各国股指收益率的描述性统计量, 如表 1 所示. 从表 1 可以看出, 各国股指收益率的均值都接近于 0, 标准差都在 (0.0005, 0.01) 之间. 偏度系数均小于 0, 说明收益率的分布都是左偏的, 峰度系数显著不为 0, 所以收益率的分布具有“尖峰厚尾”的特征. 而且, KS 检验均表明各国股指的对数收益率不服从正态分布. 因此, 应用分位点模型能够更好地对收益率数据之间的相依性进行描述.

表 1 股指收益率的描述性统计量
Tab. 1 Descriptive statistics of stock index return

股指	均值	偏度	峰度	标准差	KS(p-value)
SPX	0.000 12	-0.751 77	14.037 42	0.006 03	<0.01
SZS	0.000 18	-0.451 85	7.479 80	0.008 69	<0.01
FTSE	0.000 08	-0.047 37	12.576 26	0.006 03	<0.01
N225	0.000 10	-0.738 55	11.010 13	0.008 00	<0.01
HSI	0.000 09	-0.140 98	11.644 34	0.007 42	<0.01
GDAX	0.000 19	-0.078 72	10.804 27	0.007 04	<0.01
MIB	-0.000 07	-0.389 62	10.114 59	0.007 84	<0.01
SMSI	0.000 00	-0.427 79	10.189 54	0.007 65	<0.01
BFX	0.000 04	-0.512 03	8.873 21	0.006 28	<0.01
KS11	0.000 16	-0.472 14	11.033 09	0.006 49	<0.01
PSI	0.000 25	-0.471 40	13.241 32	0.006 78	<0.01

2.2 平滑转换系数分位点模型的估计结果

2.2.1 平滑转换分位点回归模型的平滑机制转换检验

在实证分析中,首先采用提出的广义平滑转换系数分位点回归模型拟合所选取的不同国家的股指与美国标普 500 指数的关系,其中转换变量为 VIX. 以美国标普 500 指数收益率为响应变量,分别以其余各国股指的收益率指数为应变变量进行平滑机制转

换分位点回归模型建模. 由于 VaR 本质上为各个国家收益率的分位点,因此上述模型可以分析不同国家的市场风险是如何受到美国股指收益率的影响的,而且这种影响(斜率系数)则又受到外生变量 VIX 的影响. 为了检验 VIX 是否对平滑转换函数产生影响,本文采用节 1.2.4 提出的平滑机制转换检验的方法,进行相应的检验,其检验结果如表 2 所示.

表 2 平滑机制转换检验 LR 统计量的值

Tab. 2 The value of smoothing mechanism transformation test LR statistics

SZS	FTSE	N225	HSI	GDAX	MIB	SMSI	BFX	KS11	PSI
9.9710	5.4300	25.1692	10.1632	10.2063	55.8102	40.0124	52.5710	24.4143	11.7392

由于 LR 统计量渐近服从自由度为 1 的卡方分布,取 $\alpha=0.05$,其临界值 $\chi^2_1(0.05)=3.841$. 因此我们可以看出各国的 LR 统计量均显著大于临界值,说明在 $\alpha=0.05$ 的水平上显著拒绝原假设 H_0 ,所有的平滑转换分位点回归模型中的参数都满足 $\gamma \neq 0$,因此在所有的模型中 VIX 指数都对平滑转换系数产生影响. 因此,下面将应用平滑机制转换模型来分析各股指收益率的分位点与美国标普 500 指数之间的相依关系.

2.2.2 平滑转换分位点回归模型的估计结果

在估计平滑转换分位点回归模型的参数时,首先需要估计的是位置参数 c 和斜率参数 γ ,此处应用网格搜索的方法,得到最优的位置参数和斜率参数之后,将其带入平滑转换系数分位点模型进行回归,便可以得到所有参数的估计结果. 本文在不同的

分位点下对模型进行回归,模型的参数估计结果如表 3 所示.

由表 3 的参数估计结果可以看出,各国金融市场跟美国金融市场之间确实存在某种程度上的联系,而且美国金融市场对不同国家金融市场的敏感程度各不相同,因此美国金融危机对不同国家的传染性程度不同,在不同分位点下,这种联系也各不相同,且基本上在上下分位点表现得更加强烈,这也说明了美国金融市场对各国金融市场的危机传染主要是尾部风险的传染.

位置转换参数 c 的大小表明了 VIX 的影响下,各国股指收益率的分位点与美国股指收益率之间系数的机制转换门槛的高低, c 的值越大,表明美国股指收益率对其他国家股指收益率的影响相对较低. 而且转换变量的选择对于两国之间的回归系数

的平滑转换关系的刻画也非常重要. 我们之所以选取隐含波动率指数 VIX 作为转换变量, 是因为 VIX 是对美国标普 500 指数的跟踪, 能够预测其未来的波动, 具体时间序列图如图 1 所示. 由图 1 可以看出, VIX 的变化确实跟标普 500 指数收益率的波动相匹配, 因此各国可以通过对 VIX 的变动对美国经济的走向做出判断. 本文选取的 11 种代表股指中, 意大利 MIB 的 c 值最小, 中国 SZSS 的 c 值最大, 表明 MIB 与 SPX 之间的回归系数的平滑转换特性更容易受到 VIX 指数的影响, 而 SPX 对 SZSS 的敏感

程度最低. 这主要是因为对外贸易是意大利经济的主要支柱, 而它的两大贸易伙伴除了欧盟就是美国; 虽然中国与美国的贸易也很频繁, 但由于中国一直实行国际资本管制的政策, 使中国的金融市场与国际金融市场之间表现出相对独立的状态. 斜率参数 γ 表示机制转换的快慢, 即美国金融危机传导到各国的速率的快慢, 也反映了在美国经济的影响下各国对美国冲击的敏感程度. 由表 3 的估计结果可以看出, 除了中国 SZSS、日本 N225 和德国 GDAX 之外, 其余股指的转换速率都挺快, 尤其是发达国家的.

表 3 平滑转换分位点回归模型的参数估计结果

Tab. 3 The result of parameter estimation of regression model of smooth transition points

股指	c	γ	$\tau=0.05$		$\tau=0.25$		$\tau=0.5$		$\tau=0.75$		$\tau=0.95$	
			β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
SZSS	21.6	4.7	0.327 58*	0.152 15*	0.164 31	0.122 43	0.092 34	0.072 81	0.203 90	0.035 90	0.032 43	0.090 70
FTSE	16.6	27	0.800 05	0.637 55	0.629 71	0.710 87	0.626 18	0.717 13	0.619 23	0.686 56	0.643 14	0.723 85
N225	16.1	4.4	0.466 05	0.515 91	0.286 63	0.317 43	0.222 44	0.305 48	0.382 74	0.293 97	0.500 75	0.274 28
HSI	16.0	38	0.515 44	0.428 64	0.247 83	0.387 58	0.217 60	0.354 05	0.399 83	0.378 47	0.118 44	0.452 66
GDAX	15.5	1.3	0.937 25	0.762 57	0.922 96	0.792 52	0.801 62	0.775 14	0.768 66	0.786 48	0.894 86	0.827 36
MIB	13.8	40	1.397 30	0.835 61	0.883 48	0.839 49	0.707 19	0.808 08	0.658 35	0.775 02	0.810 07	0.767 02
SMSI	14.9	35	1.134 42	0.711 63	0.918 37	0.762 56	0.705 76	0.737 11	0.719 98	0.698 48	0.519 69	0.745 46
BSX	15.5	37	0.839 55	0.580 67	0.596 00	0.665 48	0.604 54	0.668 11	0.612 33	0.693 23	0.470 01	0.664 64
KS11	16.0	38	0.380 61	0.431 31	0.225 69	0.332 46	0.169 76	0.322 41	0.160 64	0.332 46	0.463 79	0.377 45
PSI	16.6	12	0.454 14	0.208 45	0.095 48	0.101 91	0.123 04	0.121 08	0.114 57	0.146 54	0.343 98	0.356 92

[注] * 表示在该分位数水平下不显著.

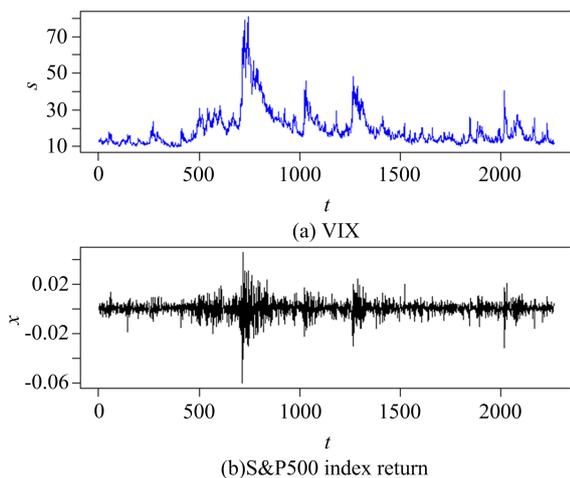


图 1 VIX 与标普 500 指数收益率的对照

Fig. 1 Volatility index (VIX) and S&P500 index return

对 β 系数而言, β_1 和 β_2 代表的是变量之间的相关系数, 前者为高相关水平, 后者是低相关水平. 当转换函数 $G(s_t; \gamma, c) = 0$ 时, 模型处于高机制, 此时相关系数为 β_1 ; 当转换函数 $G(s_t; \gamma, c) = 1$ 时, 模型处于低机制, 此时相关系数为 β_2 . 因此, 模型的动态

相关系数随着转换变量在低高机制之间平滑转换. 在不同的分位点下, 这种相关性也不同. 我们可以看到, 在 0.05 分位点下, 除了中国 SZSS 的 β_1 系数和 β_2 系数不显著外, 其余股指的相关系数都很显著, 且除了日本 N225 与韩国 KS11 之外, 高相关水平系数 β_1 均高于低相关水平系数 β_2 ; 在其余分位点下, SPX 与各股指的相关系数都显著, 随着分位点的升高, 相关系数呈现先降低后升高的趋势, 这也说明金融市场间的传染性主要是尾部风险. 估计结果表明美国标普 500 指数对各国股指收益率分位点的影响确实具有动态性和非线性性, 也表明了本文模型的适应性. 由估计结果可以看出, 美国标普 500 指数对各国股指的影响不同, 且各国股指的高低水平差异也不同. 在 0.05 分位点下, 相关性最强的是意大利 MIB, 其高水平相关系数达到了 1.39730, 远超出了其他国家的, 而且高低水平差异也是最大的, 说明美国经济对意大利经济的影响波动范围大, 这也提醒国际投资者和意大利政府更加警惕美国经济的变动带来的影响. 相关性较强的有英国 TFSE、德国

GDAX、西班牙 SMSI 以及比利时 BFX,其余国家股指的相关性相对较弱,而中国 SZZS 的相关性表现得最低. 相比意大利 MIB,美国 SPX 对中国 SZZS 的影响就要小很多了,其高水平相关系数也才到达 0.32758,这只有意大利的 24%左右,且高低水平差异也很小,这也给出了中国可以幸免于美国的金融危机传染的原因. 日本 N225 与韩国 KS11 的高低相关水平出现反差,其在 0.05 分位下高相关水平低于低相关水平,在高分位下才出现反转,因此这两个国家股指在高分位下的研究更有意义,这也体现了采用分位点研究的方法更能够全面地刻画美国市场与各国市场之间的相关性.

我们已经知道 2008 年的美国金融危机是前所未有的,几乎所有经济体都无一幸免,但与其他经济体相比,欧洲国家不仅首当其冲,最早收到危机的冲击,且影响范围最广、程度最深,这说明了欧美国家在经济体制、投资、贸易等诸多方面具有较高的相似性、关联度,加上不断发展的全球化进程、高度的经济相互依赖性,使得这两个地区的关联度大大提升,远高于其他地区. 因此,大西洋两岸之间只要任一方发生微小的“风吹草动”,都有可能引发两岸共同的轩然大波. 我们从模型估计结果可以看出,除了英国 FTSE 的位置转换参数稍微大一点,其余几个欧洲国家股指的位置转换参数确实比亚洲国家的低,说明欧洲国家对美国金融危机冲击的敏感性要比亚洲国家的强;从模型的转换速率看,除了德国 GDAX 的相对较低外,其余欧洲国家股指的转换速率都较快,说明美国金融危机传导到欧洲的速度很快;而且我们可以看出,在 0.05 分位点下,欧洲国家股指的 β 系数要比其

余国家股指的大得多,在其他分位点下也相对较大,说明美国与欧洲国家的经济依赖性较强、动态相关性较高.

从模型的整体估计来看,日本 N225、韩国 KS11 在低分位下其高低机制相关水平系数的差异没有在高分位点下的高之外,其余各国股指都在 0.05 分位下表现出较好的高低机制相关系数的差异,说明金融危机的传导在尾部更能表现出非线性机制转换的动态相关性. 当然,中国 SZZS 无论在高低分位点下都表现出弱相关性,且在 0.05 分位下不显著,这也解释了美国金融危机对中国市场的冲击很小. 这说明我们选择隐含波动率指数 VIX 是正确的,因为 VIX 作为标普 500 指数的跟踪器,用在该机制转换模型中能够很好地捕捉分位点回归系数的转换点. 其次,VIX 作为外生变量在本文提出的平滑机制转换分位点模型中,能够对不同国家股指之间的分位点回归系数产生影响. 研究分位点回归模型系数的平滑转换机制是因为系数的显著变化是危机发生传染的一个前兆,这对于提前预防危机传染有很好的帮助.

2.2.3 不同时段下平滑转换分位点回归模型的估计结果

由于本文选取的数据横跨了 2008 年的金融危机,前面得出的结果是考虑了整个时间周期下的危机传染特性,那么在不同时间段,美国金融市场对各国金融市场的传导机制是否有差异呢? 针对这个问题,我们将数据分为了危机前、危机中、危机后三个阶段进行考量,首先对危机前的数据进行估计,得出的结果如表 4 所示.

表 4 危机前平滑转换分位点回归模型的参数估计结果

Tab. 4 Parameter estimation results of the smoothing transition point regression model before crisis

股指	c	γ	$\tau=0.05$		$\tau=0.25$		$\tau=0.5$		$\tau=0.75$		$\tau=0.95$	
			β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
SZZS*	23.3	0.7	-0.148 24	-1.456 01	-0.181 41	-0.304 79	0.025 16	0.205 58	0.204 55	0.716 69	0.335 68	1.905 36
FTSE	15.1	7	0.482 57	1.128 33	0.421 03	0.509 14	0.513 02	0.604 48	0.519 98	0.674 32	0.489 20	0.508 10
N225	17.0	3.8	0.147 48*	0.731 24*	0.065 14*	1.399 08	0.165 80	1.096 23	0.257 95	1.196 14	0.331 18	2.230 56
HSI	16.1	42	-0.062 43*	1.029 52*	0.085 97*	0.956 07	0.210 55	0.670 21	0.225 94	0.084 31	0.358 92	-1.023 41
GDAX	17.6	4.6	0.743 44	1.545 55*	0.749 04	1.412 75	0.682 22	1.433 90	0.687 60	1.629 15	0.615 47	-2.106 69
MIB	15.5	4.9	0.580 90	1.016 86	0.549 49	0.995 84	0.455 38	0.956 26	0.458 84	0.687 13	0.494 66	0.615 42
SMSI	17.5	6	0.634 57	0.745 85*	0.530 06	1.233 93	0.509 75	1.283 93	0.509 81	1.454 83	0.508 86	0.341 97
BFX	16.5	2	0.417 50	1.113 20*	0.343 90	1.142 17	0.388 56	0.827 99	0.468 88	0.876 75	0.455 34	-0.018 22
KS11	17.5	7	0.312 76*	0.915 45*	0.179 95	0.888 14*	0.182 47	1.191 85	0.288 40	1.103 96	0.552 79	1.818 36
PSI*	17.8	27	0.698 48	-0.140 53	0.003 55	0.541 66	0.088 59	0.841 04	0.041 55	1.177 92	0.347 98	1.277 31

[注] * 表示在该分位数水平下不显著.

将危机前的数据的拟合结果(表 4)与前面整段数据拟合结果(表 3)进行对比,可以看出,我们所选取的股指中,除了英国 FTSE 的位置转换参数稍微降低了一点,其余各国股指的位置转换参数基本上或多或少有所提高,而转换速率除了中国香港 HSI 和菲律宾 PSI 有所升高外,其余都降低了. 由于数据样本截取的是危机前的数据,按照我们提出的模型,理论上位置转换参数就应该上升,转换速率应该下降,而我们得到的结果也基本上符合这一理论,这就说明了本文提出的模型能刻画金融危机的传染机制的动态性与非线性性. 由模型的 β 系数可知,美国金融市场与各国金融市场的相关性不同,且在不同的分位点下,其相关性也各不相同. 对于高机制相关系数 β_1 而言,除了 SZZS,

N225, HSI 及 KS11 在低分位下表现不显著外,其余各国股指在不同分位点下都没有太明显的变化;对于低机制相关系数 β_2 , FTSE, HSI, MIB 及 BFX 在低分位下表现得较大,而 SZZS, N225, KS11 及 PSI 在高分位下表现得较大, SMSI 则在高低分位处较小、在中分位处相对较大;这与整段数据的拟合结果有出入,而且在显著性方面, SZZS 和 PSI 在不同的分位点下基本都不显著, N225 和 HSI 在低分位下不显著,整体表现来看,我们所截取的危机前的数据采用本文提出的模型不太理想,可能是我们对危机的时间划分存在问题,且样本数量相对较小. 我们继续对危机中的数据进行回归,得到的结果如表 5 所示.

表 5 危机中平滑转换分位点回归模型的参数估计结果

Tab. 5 Parameter estimation results of smooth transition point regression model in crisis

股指	c	γ	$\tau=0.05$		$\tau=0.25$		$\tau=0.5$		$\tau=0.75$		$\tau=0.95$	
			β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
SZZS	19.4	2.9	1.416 99*	0.062 63*	1.129 75	0.095 48*	0.577 60	0.048 98	0.530 57	0.033 84	0.053 79	0.080 06
FTSE	14.7	6	2.138 88	0.588 82	1.157 45	0.628 96	0.744 85	0.708 88	0.544 22	0.649 56	-0.093 85	0.781 98
N225	14.4	36	2.256 07	0.521 26	0.666 39*	0.228 59	0.869 47	0.223 36	0.462 77	0.268 26	-0.214 35	0.252 23
HSI	12.7	34	2.067 85*	0.422 18	1.857 24	0.415 86	0.901 81	0.347 85	0.816 62	0.353 10	-1.392 08	0.438 25
GDAX	13.9	34	2.053 09	0.707 28	1.140 35	0.685 79	1.039 25	0.729 58	0.920 24	0.713 88	0.965 99	0.832 23
MIB	13.0	15	3.130 50	0.682 09	1.399 47	0.742 65	0.941 62	0.724 85	0.550 61	0.668 19	-0.219 26	0.720 78
SMSI	12.9	5	2.859 52	0.637 42	1.165 20	0.692 34	0.724 22	0.609 11	-0.094 61*	0.603 54	-0.654 37	0.700 44
BFX	13.4	25	2.393 83	0.515 31	1.370 89	0.607 45	0.922 73	0.624 67	0.903 64	0.618 87	0.273 13	0.713 04
KS11	15.8	2	1.411 06	0.388 99	0.606 62	0.315 69	0.505 44	0.331 82	0.372 72	0.324 04	0.530 60	0.456 55
PSI	14.4	20	1.097 56	0.163 39*	0.077 19*	0.071 82*	0.452 05	0.102 51	0.478 88	0.183 96	0.902 45	0.478 91

[注] * 表示在该分位数水平下不显著.

由危机中的数据样本得出的模型估计结果可知,就位置转换参数 c 而言,各国股指的位置转换参数明显降低了,其中 HSI, MIB 和 SMSI 的最低, SZZS 的虽然也有下降,但仍保持在较高位置. 转换速率也大都比危机前的高,对 β 系数而言,各国金融市场与美国金融市场在不同分位点下的相关性不同,尤其在低分位下表现强烈,再一次说明本文提出的模型能够很好地捕捉金融危机的传导机制,而且在 0.05 分位点上,除了 SZZS, HSI 和 PSI 之外,其余各国股指的回归系数都很显著,高低分位水平差异明显,很好地体现了金融危机的尾部风险的传导

具有动态性及非线性性. 对于高水平相关系数 β_1 , 在 0.05 分位下各国股指都表现出较高的相关性,远高于整段数据一起考虑下的值;而低水平相关系数 β_2 在不同的分位点下各国股指表现出的相关性没有太大的变化,且与整段时间一起拟合的结果有相似性,很好地说明了在危机期间本文所提出的模型更能捕捉金融危机传导的动态性与非线性性,该模型是有效的. 为了便于更好地比较整段时间下的模型回归结果,我们继续对危机后的数据采用平滑转换分位点模型进行估计,得到的结果如表 6 所示.

表 6 危机后平滑转换分位点回归模型的参数估计结果

Tab. 6 Parameter estimation results of smooth transition point regression model after crisis

股指	c	γ	$\tau=0.05$		$\tau=0.25$		$\tau=0.5$		$\tau=0.75$		$\tau=0.95$	
			β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
SZZS	22.8	0.2	0.287 85*	0.401 54*	0.015 48*	0.307 53	0.067 39	0.234 96	0.191 60	0.128 77	0.082 22	0.256 22
FTSE	15.5	49	0.585 57	0.784 84	0.670 94	0.753 06	0.662 70	0.758 78	0.605 29	0.731 31	0.717 09	0.741 85
N225	17.7	0.2	0.767 45	0.533 98	0.481 94	0.307 03	0.433 25	0.330 96	0.545 57	0.217 29	0.776 14	0.162 75
HSI	16.9	5	0.332 20*	0.405 41	0.278 89	0.392 92	0.227 12	0.349 23	0.450 90	0.376 67	0.296 00	0.451 63
GDAX	17.6	1.3	0.890 24	1.066 65	0.958 69	0.994 48	0.843 44	0.957 47	0.921 85	0.908 31	0.916 98	0.917 22
MIB	13.9	6	1.636 08	1.130 25	1.241 50	1.064 08	0.915 43	1.021 77	1.000 65	0.986 26	0.730 87	0.860 23
SMSI	17.8	27	1.170 65	0.788 67	1.073 86	0.917 41	0.946 94	0.862 50	1.065 85	0.875 34	1.186 52	0.702 84
BFX	18.2	17	0.818 28	0.890 01	0.779 47	0.741 50	0.824 63	0.758 23	0.800 07	0.725 01	0.948 58	0.701 24
KS11	16.8	3	0.190 74*	0.379 29	0.102 29	0.398 57	0.161 96	0.345 14	0.152 44	0.375 85	0.136 48	0.357 59
PSI	17.6	6	0.259 31*	0.190 68*	0.084 02	0.200 98	0.178 00	0.122 59	0.210 43	0.076 87	0.333 50	0.155 89

[注] * 表示在该分位数水平下不显著。

从表 6 可以看出, 各国股指的位置转换参数相较危机中明显上升, 除了 MIB 的之外, 基本与危机前的相差不大, 转换速率也与危机前的近似, 最重要的是 β 系数明显要比危机前的好, 而且在 0.05 分位点下, 其高低水平转换系数与整段时间数据回归后的结果类似, 也与危机中的相似, 只是比危机中的要小很多。可能是我们选取的危机前的数据相对较短, 而危机后的数据基数较大。

整体来看, 我们将整段时间分为危机前、中、后来考虑, 发现, 危机前的结果显示模型估计不太理想, 但危机中和危机后的估计结果确实能说明金融

危机尾部风险的非线性传导机制的动态相关性, 与前面整段时间一起考虑的估计结果类似, 而且危机中的估计结果更能体现金融危机的传导具有动态性与非线性。

2.2.4 广义平滑转换分位点回归模型的估计结果

为了分析平滑转换函数在上下尾的转换速率是否相同, 接下来将采用广义平滑转换系数分位点模型拟合所选取的不同国家的股指收益率与美国标普 500 指数的关系, 在不同分位点下得到的拟合结果如表 7 所示。

表 7 广义平滑转换分位点回归模型的参数估计结果

Tab. 7 Parameter estimation results of generalized smooth transition point regression model

股指	c	γ_1	γ_2	$\tau=0.05$		$\tau=0.5$		$\tau=0.95$	
				β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
SZZS	21.6	4.9	1.0	0.324 67	0.155 87*	0.094 09	0.072 88	0.014 36	0.091 82
FTSE	16.6	49	2	0.804 14	0.637 46	0.607 84	0.717 13	0.584 42	0.727 62
N225	16.1	4.9	2.8	0.471 42*	0.510 85	0.222 03	0.304 08	0.528 02	0.274 05
HSI	16.0	37	13	0.530 72	0.428 64	0.231 28	0.350 75	0.118 44	0.452 66
GDAX	15.5	4.7	1.1	0.942 33	0.776 07	0.801 65	0.775 22	0.902 89	0.827 78
MIB	13.8	2	36	1.415 32	0.832 94	0.700 38	0.809 04	0.815 83	0.766 59
SMSI	14.9	20	14	1.222 31	0.711 63	0.705 76	0.737 11	0.519 58	0.745 47
BFX	15.5	49	32	0.839 55	0.580 67	0.605 66	0.668 15	0.470 01	0.664 64
KS11	16.0	49	21	0.377 68*	0.431 31	0.169 76	0.322 41	0.463 79	0.377 45
PSI	14.6	25	12	0.454 14	0.208 45	0.123 04	0.123 37	0.343 99	0.356 93

[注] * 表示在该分位水平下不显著。

由表 7 结果可以看出,在固定 c 值之后,转换函数的上下尾的转换速率确实不同,说明在转换位置前后,针对不同的转换变量的值,其冲击的敏感程度不同.这是符合危机传染的性质的,把 c 看作危机传染的一个临界信号,危机前后的冲击速率应该会不同,而且由表中 γ_1 和 γ_2 的值可以看出,一般情况下都是当转换变量大于转换位置参数时,其转换速率明显高于当转换变量小于转换位置参数时的值,但 MIB 却出现了不一样的情况,可能是由于意大利金融市场与美国金融市场高度相关的原因,而且 MIB 的转换位置参数是最小的,说明其对美国金融市场高度敏感.这提供了投资者和决策者更合理的调节范围.

对于 β 系数而言,在不同的分位点下,对于高机制相关系数 β_1 ,其变化的差异较明显,在低分位 0.05 下,相关性表现得较大,除了 SZZS 和 KS11 的

有所下降之外,其余股指都有一定程度的加强或不变,且 KS11 在 0.05 分位点下不显著;对于低机制相关系数 β_2 ,除了 GDAX 稍微有点上升之外,其余股指都有一定程度的减弱或不变,且在不同的分位点下,该相关系数变化不是太明显.因此从 β 系数来看,广义平滑转换系数分位点回归模型实际上相对于平滑转换分位点回归模型确实有了改进,模型的估计结果也有了提升,能够更加准确地描述美国金融市场对其他国家金融市场的冲击.

2.2.5 广义平滑转换模型的选择

由上节广义平滑转换分位点回归模型的估计结果可以看出,其不同的上下尾转换速率确实使得参数估计结果发生了一些变化.为了判断模型的上下尾转换速率是否相同,我们采用拟似然比检验方法对平滑转换模型和广义平滑转换模型进行检验比较,以此进行模型的选择.其结果如表 8 所示.

表 8 广义平滑机制转换检验 LR 统计量的值

Tab. 8 The value of generalized smoothing mechanism transformation test LR statistics

SZZS	FTSE	N225	HSI	GDAX	MIB	SMSI	BFX	KS11	PSI
0.405 4	2.965 2	10.311 0	22.762 7	5.532 8	7.097 6	0.047 2	0.099 5	0.267 8	0.108 4

由于 LR 统计量渐近服从卡方分布,取 $\alpha = 0.05$,其临界值 $\{\chi_1\}^2(0.05) = 3.841$,由结果我们可以看出有四个股指的 LR 统计量大于临界值,说明在 $\alpha = 0.05$ 的水平上拒绝原假设 H_0 ,即 $\gamma_1 \neq \gamma_2$,表明这四个股指在转换位置 c 的前后对于美国金融冲击的转换速率确实存在差异,投资者和决策者应该充分考虑这一信息;其余股指都接受原假设,即 $\gamma_1 = \gamma_2$,这时采用一般的平滑转换模型也是有效的.

3 结论

本文通过平滑转换分析方法对分位点回归模型进行建模,研究国际股市收益率的分位点回归模型系数的平滑机制转换,并选取了外生变量 VIX 作为转换变量.而我们实证分析是以美国为轴心,应用提出的平滑转换分位点回归估计方法与广义平滑转换分位点回归估计方法来研究美国股市对九个国家的主要股票市场的非线性机制转换下的动态相关性.本文的实证结果表明了美国股市与全球股市之间确实存在机制转换下的动态相关性,且回归系数在高低机制间平滑变化,在不同的分位点下其相关性各不相同,且在低分位下表现出较强相关性.由于不同国家的经济政策不同,与美国之间的贸易密切

程度不同,其对美国经济变动的敏感程度也不同,而且机制转换的速度也不同,这都可以从模型转换位置和斜率参数的估计结果看出.从分段危机期间与非危机期间的估计结果可以看出,位置转换参数、转换速率及相关性系数确实有明显的差异,说明我们提出的模型对于研究危机的非线性传导机制的动态相关性是可行的.实证结果为国际投资者提供了一种新的启发,随着机制转换下的回归系数的不断变化,为了使资产的收益最大化,他们的资产组合也将不断变化;也为政策制定者提供了更加充足的依据,更加理性、全面地维护市场的稳定.本文的延伸之处在于可以考虑相关性不只存在两种机制,这样能够更加全面地理解国际市场间的动态相关性.

参考文献(References)

- [1] EUN C S, SHIM S. International transmission of stock market movements[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1989, 24(2): 241-256.
- [2] LONGIN F, SOLNIK B. Extreme correlation of international equity markets [J]. The Journal of Finance, 2001, 56(2): 649-676.
- [3] KNIF J, KOLARI J, PYNÖNEN S. What drives correlation between stock market returns? International evidence. [EB/OL]. [2018-12-01] [https:// www.](https://www.)

- univaasa.fi/fi/research/publications/publicationseries/old/knif_ym_fullpaper.PDF.
- [4] ESSAADI E, JAMEL J, WAJJIH K. The Asian crisis contagion: A dynamic correlation approach analysis [J]. *Panoeconomicus*, 2009, 56(2): 241-260.
- [5] RAMCHAND L, SUSMEL R. Volatility and cross correlation across major stock markets[J]. *Journal of Empirical Finance*, 1998, 5(4): 397-416.
- [6] LONGIN F, SOLNIK B. Is the correlation in international equity returns constant: 1960-1990? [J]. *Journal of International Money and Finance*, 1995, 14(1): 3-26.
- [7] CHELLEY-STEELEY P. Equity market integration in the Asia-Pacific region: A smooth transition analysis [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2004, 13(5): 621-632.
- [8] SILVENNOINEN A, TERÄSVIRTA T. Multivariate autoregressive conditional heteroskedasticity with smooth transitions in conditional correlations [R]. Stockholm School of Economics, Stockholm; SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, 2005: No. 577.
- [9] BERBEN R P, JANSEN W J. Comovement in international equity markets: A sectoral view [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(5): 832-857.
- [10] LAHRECH A, SYLWESTER K. US and Latin American stock market linkages [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2011, 30(7): 1341-1357.
- [11] CHELLEY-STEELEY P, LAMBERTIDES N, SAVVA C S. Illiquidity shocks and the comovement between stocks: New evidence using smooth transition [J]. *Journal of Empirical Finance*, 2013, 23: 1-15.
- [12] STAN H A, SILVENNOINEN A, TERÄSVIRTA T. A smooth transition logit model of the effects of deregulation in the electricity market[J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2016, 31(4): 707-733.
- [13] CHELLEY-STEELEY P L. Modeling equity market integration using smooth transition analysis: A study of Eastern European stock markets [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2005, 24(5): 818-831.
- [14] LUNDBERGH S, TERÄSVIRTA T, VAN DIJK D. Time-varying smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2003, 21(1): 104-121.
- [15] 彭善琴. 基于波动率指数的研究 [D]. 济南: 山东大学, 2015.
- [16] KOENKER R, BASSETT G JR. Regression quantiles [J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1978, 46(1): 33-50.
- [17] 叶五一, 缪柏其. 基于动态分位点回归模型的金融传染分析[J]. *系统工程学报*, 2012, 27(2): 214-223.
YE Wuyi, MIAO Baiqi. Analysis of financial contagion based on dynamic quantile regression model [J]. *Journal of Systems Engineering*, 2012, 27(2): 214-223.
- [18] MISHRA S. The quantile regression approach to analysis of dynamic interaction between exchange rate and stock returns in emerging markets: Case of BRIC nations [J]. *IUP Journal of Financial Risk Management*, 2016, 13(1): 7-27.
- [19] TERÄSVIRTA T, ANDERSON H M. Characterizing nonlinearities in business cycles using smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 1992, 7: 119-136.
- [20] GRANGER C W, TERÄSVIRTA T. Modeling Nonlinear Economic Relationships [M]. Oxford: Oxford University Press, 1993.
- [21] TERÄSVIRTA T. Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models [J]. *Journal of the American Statistical Association*, 1994, 89: 208-218.
- [22] LIN C F, TERÄSVIRTA T. Testing the constancy of regression parameters against continuous structural change [J]. *Journal of Econometrics*, 1994, 62: 211-228.
- [23] PORTNOY S, KOENKER R. The Gaussian hare and the Laplacian tortoise: Computability of squared-error versus absolute-error estimators[J]. *Statistical Science*, 1997, 12(4): 296-300.