

基于变系数分位数回归的金砖四国金融稳定分析^①

叶五一, 肖丽华, 缪柏其

(中国科学技术大学管理学院, 合肥 230026)

摘要: 金融不稳定性累积到一定程度就会引发金融危机, 而新兴市场作为世界经济发展的重要增长点, 同时也是金融危机爆发的重灾区. 因此, 新兴市场金融稳定性的研究至关重要. 本文基于新兴市场代表国家——金砖四国(中国, 俄罗斯, 印度, 巴西)的主要综合股指对金融稳定性进行了实证研究. 与传统金融稳定性的研究方法不同, 本文考虑系统性冲击在正常和极端市场下对不同国家金融市场的影响. 首先应用分位数回归模型对金砖四国的金融稳定性进行检验, 进而基于变系数分位数模型研究系统性冲击对金融市场稳定性的影响随时间变化的趋势, 对金融稳定性进行了时变分析. 实证结果表明, 金砖四国都具有某种程度的金融不稳定性, 近期中国和巴西在5%分位数处的金融不稳定性受系统性冲击的影响相对于印度和俄罗斯更加剧烈.

关键词: 金融稳定性; 金砖四国; 分位数回归; 变系数分位数回归; 系统性冲击

中图分类号: F830.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2018)05-0044-09

0 引言

金融危机对全球金融经济的危害之大, 波及范围之广, 传播速度之快, 让整个金融体系猝不及防. 2008年发生的美国次贷危机引发了全球性的金融危机, 对全球金融系统的影响至今仍让人提之生畏. 金融危机爆发的重要导火索就是金融脆弱性的积聚, 因此研究金融市场稳定性, 对于维护金融稳定, 防范金融危机都至关重要.

至今为止, “金融稳定”一词, 在我国的理论、实务界尚无严格的定义, 西方国家的学者对此也无统一、准确的理解和概括, 较多地是从“金融不稳定”、“金融脆弱”等方面来展开对金融稳定及其重要性的分析. 析宏观经济中, “金融不稳定性”常用来描述金融对于由微小常规经济冲击导致的大范围的金融危机的敏感性. 金融脆弱性的理论源起于20世纪30年代 Fisher^[1]和 Keynes^[2]的研究, 他们发现金融投资能够传播冲击, 并且构造了实体经济和金融机构之间的联系. Minsky^[3]则

做了进一步的研究, 并指出金融投资使得现代经济具有内在脆弱性. 自金融脆弱性理论提出以来, 国外学者对其展开了大量的研究. 然而大多数对金融脆弱性的研究停留在对银行系统金融稳定性的度量上, Aoki 和 Nikolov^[4], Albulescu^[5], Bernoth 和 Pick^[6]都分别探讨银行和货币市场对金融稳定性的影响, Anufriev 和 Tuinstra^[7]则研究了不同的上市方式对资本稳定性的影响. 另外一些学者基于国家宏观经济指标进行分析, 应用统计和计量的方法对多个指标进行合成, 从而对金融稳定性进行度量. Horváth 和 Vaško^[8]基于中央银行的政策透明度合成复杂的指标模型检测 110 个国家 2000 年至 2011 年间的金融稳定性. Blot^[9]基于 DCC 和 VAR 等模型研究了宏观经济价格的稳定性与金融稳定性之间的时变相关关系, 实证结果发现两者之间并不存在显著的动态相关关系. Sensoy^[10]通过主成分分析方法和 DCC 方法, 基于五个发展中国家的经济变量, 构建了一个时变的

① 收稿日期: 2016-07-05; 修订日期: 2017-10-24.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71671171; 71371007; 71631006).

作者简介: 叶五一(1979—), 男, 山东安丘人, 博士, 副教授. Email: wyue@ustc.edu.cn

金融脆弱性指标(FIX),并可以对发展中国家的金融状况进行预警.国内学者黄金老^[11]首次对金融脆弱性进行了分析,并指出金融市场上的脆弱性主要来自于资产价格的波动性及波动性的联动效应.耿志祥和费为银^[12]基于稳定分布的新视角研究了金融资产风险度量在风险投资中的应用.文风华等^[13]基于中国的实际数据,分析了房地产价格波动性与金融脆弱性之间的关系.马亚明和赵慧^[14]基于中国股市和房地产价格指数数据,利用SVAR模型研究了热钱对我国股票市场和房地产市场的影响.刘焯和方立兵等^[15]通过构建“外生信息冲击的门限自回归条件密度(TARCD-X)”模型探究融资融券交易如何动态影响市场稳定性.

Baur和Schulze^[16]首次从对系统性冲击抵抗能力的角度对金融稳定性进行了检验,并通过实证分析得到,在极端市场条件下,新兴市场国家股票市场比发达国家受系统性冲击的影响更加强烈.该文在不同的分位点下对回归系数进行比较得到结论,没有给出某一给定的分位点下系统性冲击随时间的变化趋势.由于市场风险的度量VaR本质上对应为股票市场收益率的较低分位点,因此在特定分位点下,尤其是在极端市场条件下,分析新兴国家受系统性冲击的影响程度便显得很有实际意义.

本文延续Baur和Schulze对于金融稳定性的定义,在其工作的基础上,应用变系数分位数回归方法,分析在正常和极端市场条件下斜率系数随着时间的变化趋势,即分析金砖四国国家股票综合指数收益率的分位数受系统性冲击的影响随着时间的演变趋势.同时还比较了系统性冲击对不同国家金融市场随时间变化的不同影响程度.

1 金融稳定性检验模型

1.1 基于分位数回归模型的金融稳定性检验

在对金融稳定性进行度量时,本文遵循了Baur和Schulze^[16]对金融稳定性的定义,认为若在极端市场条件下,金融市场更容易受到系统性冲击的影响则市场表现出不稳定性.具体来说,如果市场收益在正常和极端条件下受系统性冲击的影响相同,则认为市场具有稳定性;反之,如果在极端条件下遭遇冲击后所受的影响比正常条件下

更强烈,则说明在极端市场条件下,系统性冲击的效应被放大了,金融市场对外部冲击的抵御能力相对较弱,金融系统表现出不稳定性.

本文选用MSCI全球指数来代替系统性冲击,MSCI指数指的是摩根史坦利资本国际公司所编纂的全球型指数,这其中全球各主要国家的重点股票所组成,是全球投资组合经理最多采用的基准指数.首先用自回归模型(AR)对MSCI全球指数收益率做自回归,通过AIC准则得到最优的滞后阶数,并将自回归模型的残差 f_t 作为系统性冲击,将 f_t 作为解释变量用于后面的分位数回归模型.

为了检验比较极端条件和正常条件下系统性冲击对于金融系统的影响,本文首先应用分位数回归,把各个不同国家的综合股指的日对数收益率作为被解释变量 r_{it} ,首先对不同分位数下进行分位数回归,通过对回归系数进行比较检验金融稳定性.进而通过变系数分位数回归对固定的分位数进行分析,更加精准的分析不同市场环境下,系统性冲击对国家股票市场的影响.如果在极端市场条件下,股指收益率的分位数表现出对系统性冲击反应更加激烈,则进一步验证了金融市场的金融不稳定性.具体模型如下

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i f_t + u_{it} \quad (1)$$

$$Q_r(\tau | f_t) = \alpha_i(\tau) + \beta_i(\tau) f_t \quad (2)$$

其中, r_{it} 是第*i*个国家的综合股指的日对数收益率; f_t 是上文中介绍的系统性冲击变量, u_{it} 表示时间*t*时刻金融市场*i*受到的异质性冲击,这里不对其作过多假定,假定 $Q_u(\tau | f_t) = 0$.关于分位数回归系数估计和检验详见Koenker和Bessett^[17]的关于分位数回归的线性假设检验,以及关于异方差的稳健性检验.

$Q_r(\tau | f_t)$ 表示 r_{it} 的 τ th条件分位点函数,分位点回归系数 $\beta_i(\tau)$ 决定 r_{it} 的 τ th条件分位点与系统性冲击 f_t 之间的相依关系.

1.2 基于变系数分位数回归模型的金融稳定性检验

通过分位数回归可以看出一个金融市场是否具有金融稳定性,但是不能获得系统性冲击对于金融市场的影响随着时间的变化趋势,冲击是否会随着经济环境的变化,如金融危机或者经济危机的发生而受到影响.本文为了进一步研究在正

常和极端市场条件下,斜率系数随着时间的变化趋势,需要对上面的普通分位数回归方法进行推广,利用变系数分位点回归方法分析金砖四国国家股票综合指数收益率的分位数受系统性冲击的影响,给出相应的随时间的演变趋势.将(2)推广为变系数分位点回归模型

$$Q_\tau(U_i, f_i) = \sum_{k=0}^d f_i \beta_{k,\tau}(U_i) \quad (3)$$

其中 U_i 为一维平滑变量,可以是解释变量 f_i 的某一分量,也可以是另外一个外生变量.在本文中,为了研究回归系数随着时间的变化趋势,选择 U_i 为时间 $t, \beta_{k,\tau}(\cdot)$ 为平滑系数函数, $\beta_{k,\tau}(\cdot) = (\beta_{0,\tau}(\cdot), \dots, \beta_{d,\tau}(\cdot))' = (\alpha_\tau(\cdot), \beta_\tau(\cdot))'$.

所以考虑如下的变系数分位点模型

$$Q_\tau(t, f_i) = \alpha(t) + \beta(t)f_i \quad (4)$$

为了得到截距 $\alpha(t)$ 和系数 $\beta(t)$ 随着时间的变化趋势,在实证分析时,本文将采用局部线性方法对其进行估计.在时间 t_0 处,截距 $\alpha(t_0)$ 和系数 $\beta(t_0)$ 的局部线性估计可以通过最小化下式得到

$$\min_{\alpha, \beta} \sum_{i=1}^n \rho_\tau(r_i - (\alpha(t_0) + \beta'(t_0)(t - t_0)f_i)) \times K_h(t - t_0) \quad (5)$$

其中 $\beta'(\cdot)$ 为 $\beta(\cdot)$ 的一阶导数, $K(\cdot)$ 表示常用的核函数, $K_h(x) = K(x/h)/h, h$ 为窗宽.本文采用常用的 Epanechnikov 核函数 $K(u) = 0.75(1 - u^2)I(|u| \leq 1)$,窗宽 h_n 选择为 $h_n = 3.5s/n^{1/3}$,其中 s 为样本观测值的样本标准差.变换 t_0 ,将得到不同时刻截距和斜率系数的估计.具体估计过程以及估计的良好性质可以参见 Cai 和 Xu^[18]对于非参数的动态系数分位点回归模型的估计的研究.

在实证过程中,将分析极端分位点(1%, 5%, 95%, 99%)下,截距函数和斜率函数随着时间的变化趋势.并通过极端分位点与 50%分位点下的函数值进行对比分析,进而检验金砖四国

的金融稳定性,即如果极端市场条件下(1%, 5%, 95%, 99%分位点)市场冲击的影响比正常市场条件下(50%)更剧烈,则说明金融市场存在不稳定性.

2 实证分析

2.1 数据描述

本文以 MSCI 世界指数(world index)和金砖四国(中国上证综合指数(SSEC)、俄罗斯莫斯科指数(RST)、巴西圣保罗指数(BVSP)、印度 SENSEX30 指数(SENSEX)日对数收益率为研究对象进行实证分析.数据来源于万德数据库,时间从 2006 年 1 月 10 日至 2015 年 2 月 27 日.在处理数据时选择了共同交易日的数据,删除了不同交易日的数据(例如不同国家的假日不同,一些交易日会有不同),总共的数据量 $T = 1948$.本文没有加入南非国家研究金砖五国,是因为南非 2010 年 12 月才正式加入到金砖国家中.各个国家股票指数的日收益率 r_t 定义如下

$$r_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100 \quad (6)$$

其中 P_t 表示指数第 t 日的收盘价格, P_{t-1} 为前一日的收盘价格.

2.2 描述性统计量

首先本文给出了样本的描述性统计量,如表 1 所示.从表 1 看出,四个国家的收益率都具有较大的方差,印度 SENSEX 指数(SENSEX)和俄罗斯莫斯科指数(RST)的股票收益率波动明显大于中国上证综指(SSEC)和巴西圣保罗指数(BVSP),其中印度 SENSEX 指数具有最大的偏度和峰度,俄罗斯 RST 指数次之.同时,所有指数的收益率序列的 JB 检验都具有显著性,因此均不符合正态分布,分位点回归方法不仅能够提供更多的信息,而且对样本的分布并无任何要求,因此,应用分位点回归模型进行分析是合适的.

表 1 基本统计描述

Table 1 Basic statistical description

	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	JB	P 值
SSEC	0.31	0.20	109.86	-138.63	10.55	-0.22	37.85	98 427.65	0.000 0
SENSEX	0.00	0.18	576.57	-756.11	50.19	-2.65	106.21	865 593.40	0.000 0
RST	0.13	0.16	646.82	-756.27	47.15	0.09	125.08	1 207 731.00	0.000 0
BVSP	0.13	0.19	239.79	-230.26	20.77	-0.70	49.02	171 806.00	0.000 0

注: JB 检验为正态性检验, P 值远远小于 0.05, 则应拒绝原假设, 认为数据不符合正态分布.

2.3 金融稳定性检验

首先基于分位数回归的方法对金砖四国的股票市场进行金融稳定性检验,其中根据 AIC 准则方法,选择 MSCI 世界指数收益率的三阶自回归 (AR(3)) 得到的残差作为系统性冲击的度量. 本文并没有对 MSCI 世界指数自回归得到的残差做异方差检验,也没有用 GARCH 类方法做相应的异方差性处理,这是因为残差的异方差性很可能就是不同冲击的表现形式,如果通过 GARCH 模型对异方差性进行处理,相当于对残差进行了标准化处理,会过滤掉重要信息. 因此本文直接采用自回归得到的残差作为系统性冲击,通过分析不同市场条件(不同分位数)下,系统性冲击对金砖四国股票收益率的影响,从而判断相应金融市场的金融稳定. 图 1 给出了四个国家在不同分位点下斜率系数的估计值,即模型(1)中的 $\beta_i(\tau)$ 随分位点的变化趋势.

从图 1 可以看出,中国 SSEC 指数,俄罗斯 RST 指数,巴西 BVSP 指数在低位和高分位点处都有更大的斜率系数,显著大于 0.5 分位点时的斜率系数,然而印度 SENSEX30 指数收益率的估计结果是一个倒 U 型,即在高分位点和低分位点处估计的系数小于 0.5 分位点. 而且,随着分位数的不同俄罗斯和印度的斜率系数的变化没有中国和巴西剧烈. 为了进一步定量地验证金砖四国的金融稳定性,本文分别对各个国家做了斜率相等假设检验.

分位数回归的斜率相等检验,零假设为各个分位点处的斜率相等,如果接受该假设,说明斜率对于不同分位点具有不变性,则说明该指数的收益率在极端条件下受到的系统性冲击的影响没有被扩大,即说明金融市场具有金融稳定性. 否则,说明在极端市场条件下,指数的收益率受到系统性冲击的影响更加剧烈,相应的金融市场具有金融不稳定性. 表 2 给出了 1%, 5%, 50%, 95%, 99% 处的检验结果.

从表 2 的检验结果看出,四个金砖国家都表现出了一定的金融不稳定性,所有的检验结果中只有印度 SENSEX30 指数的 $q_{1} = q_{50}$ 和巴西圣保罗 (BVSP) 指数的 $q_{99} = q_{50}$ 的检验不具有显著

性. 这表明在极端条件下,无论是低分位点还是高分位点,系统性冲击的影响都被扩大了,四个国家的金融市场都表现出了不同程度的金融不稳定性.

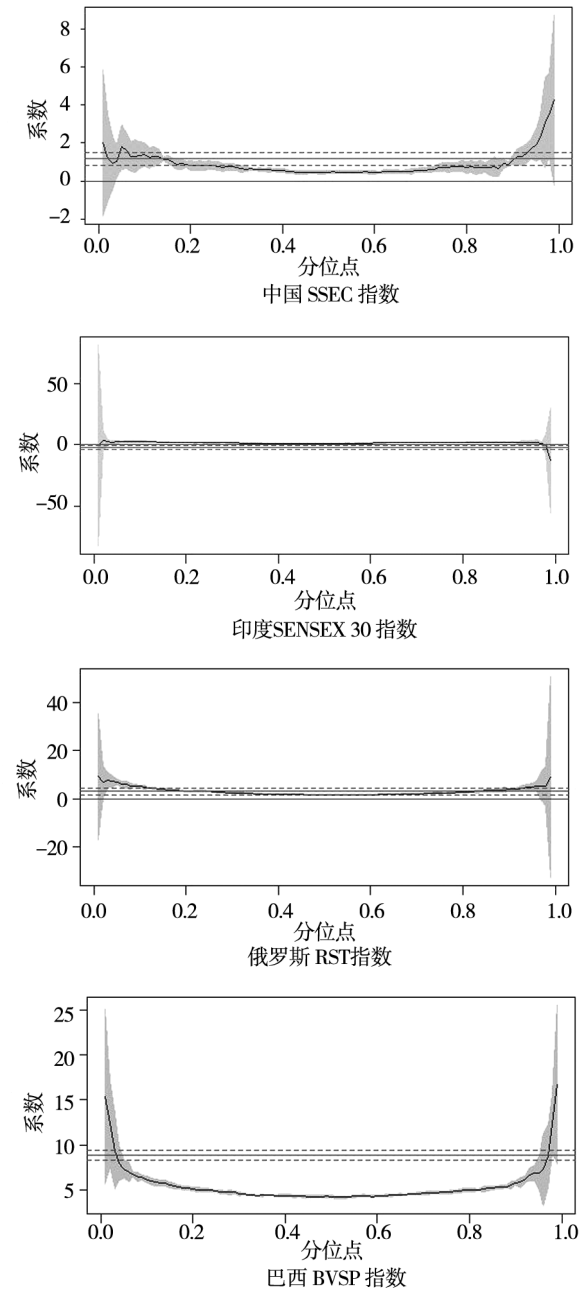


图 1 金砖四国分位数回归系数变化趋势图

Fig. 1 Varying trends of quantile regression coefficients form BRIC countries

注: 图 1 中黑色实线表示分位数回归结果,灰色带为分位数回归结果的 95% 的置信区间;图中直线表示最小二乘回归方法的实证结果,直线上下虚线为其 95% 的置信区间. 纵轴为回归得到的系数值,横轴表示分位点.

表2 斜率相等检验结果

Table 2 Test for the equality of coefficients

	$q1 = q5 = q 50 = q 95 = q 99$		$q1 = q 50$		$q5 = q 50$		$q95 = q 50$		$q 99 = q 50$	
	卡方检验 (3,1 945)	Prob > F	卡方检验 (1,1 945)	Prob > F	卡方检验 (1,1 945)	Prob > F	卡方检验 (1,1 945)	Prob > F	卡方检验 (1,1 945)	Prob > F
SSEC	479.70	0.00	4.53	0.03	5.75	0.02	15.95	0.00	463.66	0.00
SENSEX	34.96	0.00	0.62	0.43	25.38	0.00	5.10	0.02	6.75	0.01
RST	183.75	0.00	107.61	0.00	52.62	0.00	75.53	0.00	7.02	0.01
BVSP	187.06	0.00	142.87	0.00	37.64	0.00	74.99	0.00	3.23	0.07

注：斜率相等检验，P值小于0.05认为结果显著，拒绝原假设，认为斜率不相等，否则认为斜率相等。

2.4 金融不稳定性随时间变化趋势

金砖国家作为新兴市场国家的代表，表现出了不同程度的金融不稳定性，这和 Baur 和 Schulze 给出的结果一致，相对于发达国家，在极端条件下，金砖国家更容易受到系统性冲击的影响但 Baur 和 Schulze 只检验了市场存在金融不稳定性，并没有给出在极端条件下，系统性冲击的影响相对于时间的变化趋势，不能有力地解释系统性冲击对金融市场的影响程度。本文将应用变系数分位点回归方法检验在极端条件下，系统性冲击对金砖国家金融市场的影响随着时间的变化趋势，从而有力地佐证了一些重

要时间特别是金融危机等事件对金融市场稳定性的影响。

按照前文介绍，为了捕捉斜率系数随着时间的变化特征，选择平滑变量为时间 t ，即具体的变系数分位点模型为

$$Q(f_i, t) = \alpha(t) + \beta(t)f_i \tag{8}$$

其中 $Q(f_i, t)$ 为给定 t, f_i 时 r 的条件分位点， $\alpha(t), \beta(t)$ 为 t 刻的截距和斜率系数参数， f_i 表示系统性冲击， r_i 表示金砖国家股指的对数收益率。

首先，本文给出了各个国家不同分位点 (5%, 50%, 95%), (1%, 50%, 90%) 下回归系数随着时间的变化趋势，如图 2、图 3 所示。

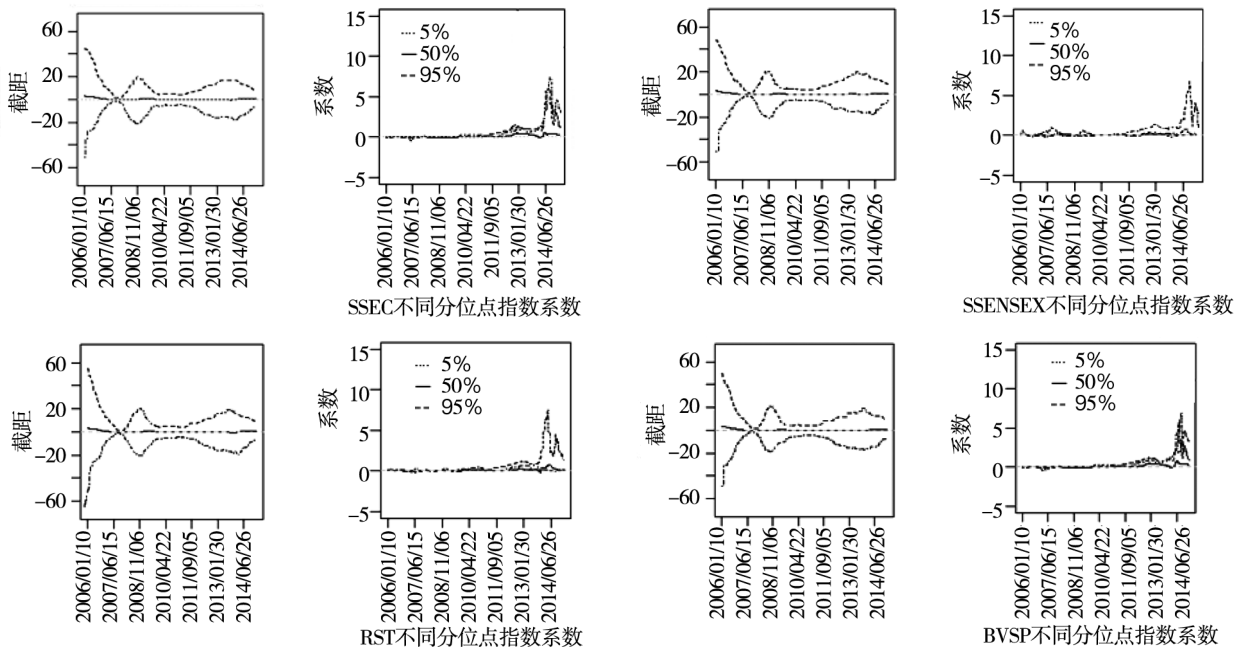


图2 金砖四国不同分位点下系数随时间变化趋势

Fig. 2 Varying trends of coefficients under different quantile form BRIC countries

从图 2 得出，对于四个国家，变系数分位数回归的截距项随着时间变化的趋势大致相同，5% 和 95% 分位点处截距具有一定的对称性，相比于极

端分位点 50% 分位点下的截距项更加趋于 0，还可以看出在金融危机时期存在明显变大的趋势，这说明金融危机加剧了金砖国家的市场风险。

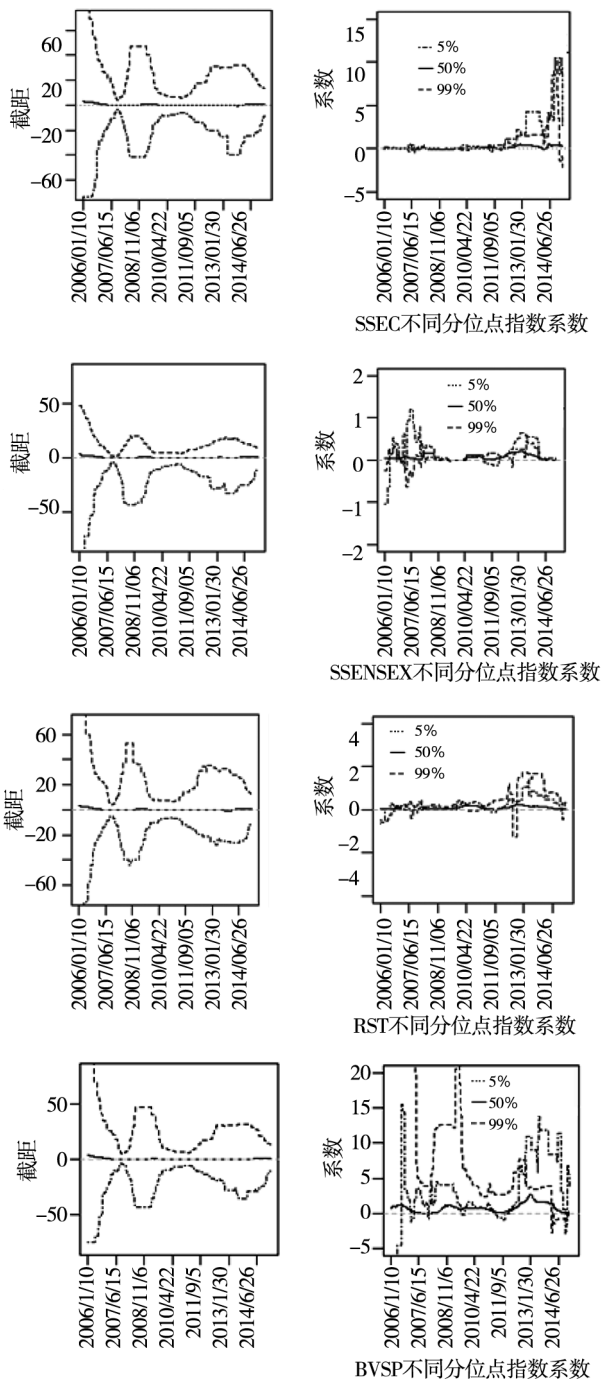


图3 金砖四国不同分位点下系数随时间变化趋势(续)
Fig. 3 Varying trends of coefficients under different quantile form BRIC countries(continue)

为了分析金融稳定性,需要比较5%和95%分位点下的斜率系数和50%分位点下的斜率系数的差异.由图2可以看出,斜率系数存在显著的差异.对于中国和巴西,极端分位点下的斜率系数尤其是5%下的斜率系数明显比50%下的要大,而且近期差异更加显著.尽管俄罗斯和印度斜率系

数也有类似的特征,但是差异并不显著.因此,金砖国家都表现出一定的金融不稳定性,中国和巴西更加严重,并且近期金融不稳定性有加剧的趋势.

从图3可以看出,1%和99%的趋势和5%及95%下的趋势相似,而且表现出更大的波动性,且斜率系数的不对称性也更加的突出,这一步佐证了本文的结论,即在极端条件下,系统性风险对金砖国家金融市场稳定性的冲击更加剧烈.

由于度量金融市场风险时主要考虑下分位点,所以本文着重分析下分位点处(5%)的情况.图4,5,6,7分别给出了不同国家,在5%分位点处截距 $\alpha(t)$ 和斜率系数 $\beta(t)$ 随着时间的变化趋势,即系统性冲击对各个国家金融市场的影响随着时间变化的趋势.

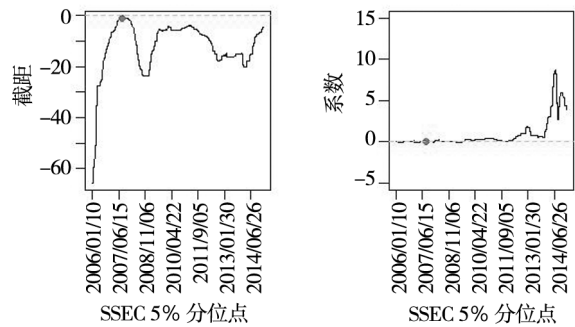


图4 中国5%分位点变系数回归系数
Fig. 4 Coefficient trend of 5% quantile of China

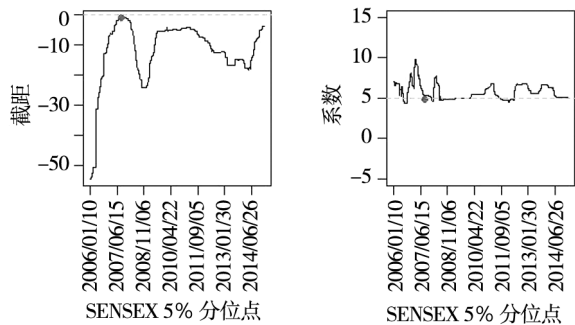


图5 印度5%分位点变系数回归系数
Fig. 5 Coefficient trend of 5% quantile of India

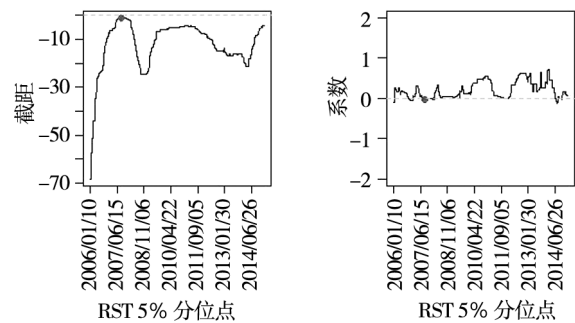


图6 俄罗斯5%分位点变系数回归系数
Fig. 6 Coefficient trend of 5% quantile of Russia

首先,纵观四个国家综合指数在5%分位点的截距项的回归结果,发现四个国家截距项实证结果随着时间的变化趋势基本相同.这说明在5%分位点上,四个国家的收益率分位点之所以不同很大程度上是因为受系统性冲击的影响不同,因此本文将重点对斜率系数的变化趋势进行分析.

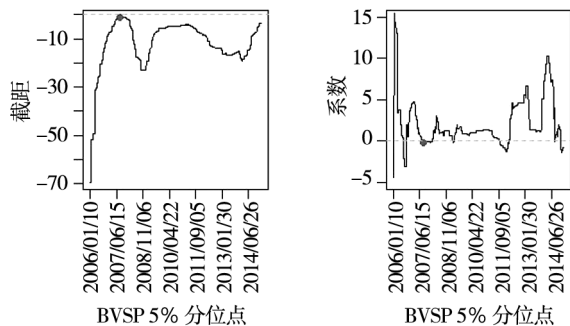


图7 巴西5%分位点变系数回归系数

Fig. 7 Coefficient trend of 5% quantile of Brazil

由图4可以看出,中国上证综合指数在5%分位点处,在2006年至2012年基本处于稳定状态,即使在图中标注的金融危机时期也没有太大的波动,这和Baur和Schulze^[16]以及史金凤^[19]等学者的研究是一致的,这是因为中国股票市场的特殊性,受政府干预比较强,没有完全自由化,所以相对比较稳定.但是从2013年开始,中国逐步放宽金融市场,使得金融市场更多地受市场自身的影响,从而不稳定性加剧.这一现象可以用Roger和Stacey^[20]的研究结论去解释,这两位学者认为股票市场的流动性的大幅波动,会加剧股市的金融不稳定性.

由图5可以看出,印度SENSEX30指数在5%分位点处,系统性冲击对其金融市场的影响在2008年金融危机前后波动较大,这是因为印度的金融市场已经相对自由化,资本市场也更易受到世界金融危机的影响,所以在金融危机发生时,资本市场的波动性相对于其他时期更大,加剧了金融不稳定性.而在2008年后,金融市场表现出了较强的稳定性,这和前文分析的印度的整体金融不稳定性较弱一致.这也从另一方面佐证了印度金融市场相较于中国,更加成熟和稳定,对市场变化的适应能力更强,受系统性冲击的影响相对较小.

由图6可以看出,5%极端市场条件下,俄罗斯金融市场随着时间的变化并没有受到系统性冲击大的巨大影响,原因之一是因为俄罗斯金融市场相对于其他金融市场稳定性强,这和分析相一致.另一方面,相对于中国和印度而言,俄罗斯最近十年的经济不景气,股票市场也是熊市占上风,所以系统性冲击对其金融市场的影响也相对较弱.

图7表示在极端条件下,巴西的金融市场受系统性冲击的影响比较强烈,金融危机前后受到的影响波动强烈,这是因为巴西本身为自由化的金融市场,但是自身金融市场又不够完善,所以表现出了比较强的金融不稳定性.而且巴西股市相对于其他三个国家表现出了更强的波动性,所以按照Roger和Stacey的研究结论,金融不稳定也因此被加强.

纵观金砖国家综合指数5%极端市场条件下系数的回归结果,可以看出,系统性冲击对金砖四国金融市场的影响确实具有被放大的效应,而且在不同的时间情况下,系统性冲击对金砖四国的金融市场的影响程度不同,这种影响很可能和本国的政策导向和金融自由化程度以及股票市场资金的流动性有关.因此,上述研究可以为金融监管机构以及政策制定者在确定金融政策和调控手段时时提供了一定的依据.

为了保证结果的严谨性,以及巴塞尔协议中金融市场风险VaR,一般采用99%置信水平因此本文在1%分位点处做了相同的研究.结果表明1%分位点处,各个国家的变系数回归系数随时间变化和5%趋势非常相似,且波动更加剧烈,这说明越是极端的条件下,系统性冲击的影响也更为显著.

3 稳健性检验

由于本文的研究是基于变系数分位点的方法定量检验极端分位点下系统性冲击随着时间的变化对金砖国家金融市场的影响.为了验证不同的宏观因子的影响是否不同,本文另外选择了MSCI新兴市场指数作为系统性风险因子,其他的数据处理和之前完全相同.实证结果表明不同的系统

性冲击因子对金砖四国的稳定性影响趋势类似,特别是尾部的形态,只有微小的差异。因此,本文认为这两种系统性冲击代表的选取对分析结果影响不大。鉴于此,前文中可以选用 MSCI 世界指数来代表系统性风险冲击因素。

另外,文中系统性冲击选择的是 MSCI 世界指数日收益率的 AR(3) 的残差,那么是否选择不同阶数的自回归影响程度不同呢? 对此本文仍然根据 AIC 最小原则,选择次优级别的 AR(1) 做相同分析,研究结果表明,AR(1) 和 AR(3) 的结果基本无差异,说明自回归阶数对检验结果影响甚微,因此前文选择 AR(3) 的残差作为系统性冲击因子的做法合理。

4 结束语

在国际金融市场一体化程度逐步加强的情况下,各个国家都受到国际金融市场越来越多的影响,一个国家金融体系的崩溃,都有可能全球经济陷入瘫痪的局面。新兴市场国家较发达国家而言虽然经济发展速度快,但是经济和金融繁荣的同时,金融市场的脆弱性更加明显,金砖四国是作为全球最大的新兴市场国家,金融市场的表现也具有很大的代表性。

本文应用变系数分位数回归方法,研究了极端条件下,金砖四国金融市场受系统性冲击的影响随着时间的变化趋势。首先通过分位数回归检验金砖四国的股票市场的金融稳定性,结果显示,系统性冲击在极端市场条件下对于四

国股票收益率的影响都显著大于正常条件下的影响,其中中国和巴西表现的最为明显,成典型的 U 型结构。

为了进一步探究系统性冲击对于各个国家金融系统的影响随着时间的变化,本文提出运用变系数分位数回归方法,分析和比较了在 1%、5%、95%、99% 以及 50% 分位点处,各国家金融市场随着时间变化受系统性冲击的影响。实证结果表明,印度、俄罗斯两个国家受系统性冲击随着时间的变化不是很显著。中国股票市场的特殊性,使得中国在 2013 年之前受到系统性冲击的影响在极端条件下也没有更加剧烈,即使在 2007 年~2008 年美国次贷危机时期。但在 2013 年后,极端条件下受系统性冲击的影响明显增大,金融不稳定性加剧。巴西作为拉丁美洲最大的经济实体,且金融市场自由化,所以长期以来受到系统性冲击的影响相对较大,在极端条件下,系统性冲击的影响也更加剧烈,金融不稳定性也很显著。

本文在通过分位数回归模型检验了金砖四国金融市场不稳定性基础上,提出采用变系数分位数回归方法分析金融稳定性问题,检验在极端市场条件下,系统性冲击随着时间对金融市场的影响。基于该方法不仅可以检验金融市场的稳定性,而且能够使得捕捉到的信息更加及时准确通过时变的斜率系数,可以看出在极端市场条件下,什么时间段受到的冲击最为强烈,这对于了解金融不稳定性演变过程具有很好的参考价值,对于国家采取针对性措施稳定金融市场也具有一定的借鉴意义。

参考文献:

- [1] Fisher. The debt-deflation theory of great depressions[J]. *Econometrica* 1933, 1(4): 337-357.
- [2] Keynes J M. The General Theory of Employment, Interest, and Money[M]. New York: Harcourt Brace and World, 1936.
- [3] Hyman P, Minsky D. A Theory of Systemic Fragility[M]. // Altman E D, Sametz A W (Eds.), *Financial Crises: Institutions and Markets in a Fragile Environment*, London: John Wiley and Sons, 1977.
- [4] Aoki K, Nikolov K. Bubbles, banks and financial stability[J]. *Journal of Monetary Economics*, 2015, 74(6): 33-51.
- [5] Albulescu C T. Financial stability and monetary policy: A reduced form model for the euro area[J]. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 2013a, 16(1): 62-81.
- [6] Bernoth K, Pick A. Forecasting the fragility of the banking and insurance sectors[J]. *Journal of Banking and Finance* 2011, 35(4): 807-818.
- [7] Anufriev M, Tuinstra J. The impact of short-selling constraints on financial market stability in a heterogeneous agents model[J]. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2013, 37(8): 1523-1543.
- [8] Horváth R, Vaško D. Central bank transparency and financial stability[J]. *Journal of Financial Stability*, 2016, 22(1): 45-56.

- [9] Blot C, Creel J, Hubert P, et al. Assessing the link between price and financial stability[J]. *Journal of Financial Stability*, 2015, 16(1): 71–88.
- [10] Sensoy A, Ozturk K, Hacihasanoglu E. Constructing a financial fragility index for emerging countries[J]. *Finance Research Letters*, 2014, 11(4): 410–419.
- [11] 黄金老. 论金融脆弱性[J]. *金融研究*, 2001, (3): 41–49.
Huang Jinlao. The theory of financial fragility[J]. *Journal of Finance*, 2001, (3): 41–49. (in Chinese)
- [12] 耿志祥, 费为银. 金融资产风险度量及其在风险投资中的应用——基于稳定分布的新视角[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(7): 87–101.
Geng Zhixiang, Fei Weiyin. Risk measures of financial assets and its application in risk investment: From the new perspective of stable distribution[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(7): 87–101. (in Chinese)
- [13] 文凤华, 张阿兰, 戴志峰, 等. 房地产价格波动与金融脆弱性——基于中国的实证研究[J]. *中国管理科学*, 2012, 20(2): 1–10.
Wen Fenghua, Zhang Alan, Dai Zhifeng, et al. Price fluctuation of real estate industry and financial fragility: An empirical study based on Chinese[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2012, 20(2), 1–10. (in Chinese)
- [14] 马亚明, 赵 慧. 热钱流动对资产价格波动和金融脆弱性的影响——基于 SVAR 模型的实证分析[J]. *现代财经*, 2012, (6): 5–15.
MaYaming, Zhao Hui. On the effect of hot money flows on asset price fluctuation and financial fragility: Based on empirical analysis of SVAR model[J]. *Modern Finance and Economics*, 2012, (6): 5–15. (in Chinese)
- [15] 刘 焯, 方立兵, 李冬昕, 等. 融资融券交易与市场稳定性: 基于动态视角的证据[J]. *管理科学学报*, 2016, 19(1): 102–116.
Liu Ye, Fang Libing, Li Dongxin, et al. Margin trading and the stability of stock market: A dynamic perspective[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2016, 19(1): 102–116. (in Chinese)
- [16] Baur D G, Schulze N. Financial market stability—A test[J]. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 2009, 19(3): 506–519.
- [17] Koenker R, Bassett Jr G. Regression quantiles[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1978, 46(1): 33–50.
- [18] Cai Z, Xu X. Nonparametric quantile estimations for dynamic smooth coefficient models[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2008, 104(485): 371–383.
- [19] 史金凤, 刘维奇, 杨 威. 基于分位数回归的金融市场稳定性检验[J]. *中国管理科学*, 2011, 19(2): 24–29.
Shi Jinfeng, Liu Weiqi, Yang Wei. Test for financial market stability based on quantile regression method[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2011, 19(2): 24–29. (in Chinese)
- [20] Roger L, Stacey L S. A model of financial fragility[J]. *Journal of Economic Theory*, 2001, 99(1/2): 220–264.

Analysis of financial stability of BRIC countries based on varying coefficients quantile regression model

YE Wu-yi, XIAO Li-hua, MIAO Bai-qi

The School of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China

Abstract: A crisis occurs when the financial instability is up to a certain degree. As the important growth point of global economic development, emerging markets suffered from the heavy blow of the financial crisis. Thus, it is imperative to study the financial stability of emerging markets. This paper mainly discusses the financial stability of the major stocks of BRIC countries (China, Russia, India, Brazil), the representatives of the emerging markets. Different from the traditional methods in this field, this paper focuses on the influence of systemic shock on normal and extreme markets respectively. First, a quantile regression model is used to test the financial stability of the BRICs. Then a variable coefficient quantile model is proposed to study the time-varying trend of the impact that systematic shock has imposed on their financial stability. Also, a time-varying analysis is conducted subsequently. The empirical result shows that each of the BRICs has a certain degree of financial instability. China and Brazil suffers more severely from the systematic shock at the 5 percentiles compared with India and Russia recently.

Key words: financial stability; BRIC countries; quantile regression; varying coefficients quantile regression; systematic impact