

系统性风险动态特征与国家风险评级差异性^①

——以金砖五国为例

孙晓蕾¹, 杨玉英^{1, 2}, 李建平¹

(1. 中国科学院科技政策与管理科学研究所, 北京 100190; 2. 中国科学院研究生院, 北京 100049)

摘要: 准确追踪并度量东道国国家风险状况, 对于跨国资本运作风险决策是不可或缺的。对国家风险度量的研究分为基于多属性决策的国家风险评估和基于资本资产定价理论的系统性风险建模两大类。研究选取金砖五国作为研究对象, 对各国系统性风险的动态性进行建模, 并通过考察系统性风险与基于多属性的 ICRG 国家风险评级的相关性, 剖析两类国家风险度量的差异性。研究发现金砖五国的系统性风险波动较大, 但近年波动在减缓; 虽然受美国次贷危机冲击较大, 但很快恢复平稳, 抵抗外界风险能力增强。与反映一国的整体国家风险状况的 ICRG 国家风险评级相比, 系统性风险更多是反映金融风险状况, 能提供更高频的风险收益信息, 二者互为补充, 可提高跨国资本投资决策的合理性与准确性。

关键词: 国家风险; 系统性风险; 国家 Beta; DCC-GARCH

中图分类号: F831.5; F832.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2014)11-0057-12

0 引言

国家风险是国际信贷、国际投资以及国际贸易的伴随物。对于国际投资者而言, 国家风险不仅是全球投资战略的一重要影响因素, 更是国际资本流动的重要决定因素, 国家风险的增长将削弱资本流动^[1, 2]。几乎一切国际资本流动都面临着因相关国家“不能”或“不愿”履行合同而产生违约可能, 由此产生的国家风险会导致跨国企业经济利益的损失。因此, 准确追踪并度量东道国国家风险状况, 对于跨国资本运作风险决策而言是不可或缺的必要环节。

国家风险通常是指因为国家的某种特定政治、社会、经济、金融、自然环境和突发事件等因素引致的经济利益损失的可能性^[3, 4]。随着银行和企业国际化经营范围和深度的不断扩展, 为了有效防范和规避国家风险, 针对国家风险的监测评估则成为了研究热点。从当前研究来看, 对国家

风险的度量可以分为两大类: 基于多属性决策的国家风险评估和基于资本资产定价理论的系统性风险。

基于多属性决策的国家风险评估模型, 其核心思想是将国家风险分解为若干评估指标, 使用已有的风险等级信息得到一定的评价规则, 用以预测以后的风险评级^[5, 6]。这也是国际评级机构在进行国家风险评级时所采用的策略。伴随着对国家风险因素讨论的深入, 学者们更多地将注意力集中到国家风险模型的开发与预测方面, 如神经网络模型^[7, 8]、多目标规划模型^[9]、数据逻辑分析模型^[10]、博弈论方法^[11]以及机器学习模型^[12, 13]等。基于多属性决策的国家风险评估模型对于国家风险因素构成具有较好的解释性, 但是在因素和模型选择上缺少规范流程, 而且多是国际权威机构的评级结果作为评估结果合理性判断的标杆^[14]。特别是, 该类国家风险评估模型多是以 GDP、人均 GDP、消费者价格指数、国际储备等

① 收稿日期: 2012-08-03; 修订日期: 2012-11-07。

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71003091; 71133005); 中国科学院院长奖项目。

作者简介: 孙晓蕾(1981—), 女, 山东烟台人, 博士, 助理研究员。Email: xlsun@casipm.ac.cn

年度宏观数变量为数据基础,能够实现相对低频(如年度)的国家风险评级.这对于海外贸易、直接投资等长周期的跨国资本运作,具有较好的风险参考价值,但是难以满足股票、债券投资者这一类投资者对更高频率更即时的国家风险评级信息需求.在这种情况下,利用资本资产定价模型(capital asset pricing model, CAPM)模型计算的国家 Beta 值成为国家风险的替代变量,由此产生了基于资本资产定价理论的系统性风险研究.

基于资本资产定价理论的系统性风险研究,其核心思想是利用 CAPM 模型中的 Beta 系数衡量一个国家的整体系统性风险^[15]. CAPM 模型最初是用来衡量一种资产或者一个投资组合的系统性风险,根据风险的大小来优化投资者的资产组合.早期的研究认为 CAPM 中风险资产的 Beta 系数是一个常量^[16],但是通过对 CAPM 模型的测试研究发现 Beta 值实际是随时间变化的^[17,18],而且宏观和微观因素的变化都会影响到 Beta 值的变化,比如通货膨胀、汇率、经济环境、未来预期等^[15,16]. Gangemi 和 Brooks 等^[19]、Verma 和 Soydemir^[20]采用基于 CAPM 的国家 Beta 分别对澳大利亚和拉丁美洲的国家风险进行研究. Brooks 等^[21]和 Marshall 等^[15]分别研究 17 个发达国家和 20 个新兴市场的国家 Beta 风险,验证了国家 Beta 的时变性. Johansson^[22]利用双变量随机波动模型度量中国、马来西亚、菲律宾和泰国的 Beta 值的动态变化.上述研究中,国家 Beta 的度量是从投资者资产组合优化的角度,利用相对高频的金融数据(如股指收益日数据、周数据)更真实地反映出一个国家系统性风险在某些特殊时点受相关因素影响的变化情况.

基于多属性决策的国家风险评估和基于资产定价理论的系统性风险,作为两种不同的国家风险度量方法,前者侧重考察国际资本流动中当事人面临的、因受特定国家层面的事件引发的目标国不能或不愿履行国际契约,从而造成当事人利益损失的可能性;后者则更侧重于跨国资本运作中东道国的金融风险收益相对于全球基准收益变动的敏感程度.从本质上来看,二者是有所差异的,即系统性风险更多地蕴含了金融收益的可能性,但是在目前的文献研究中对二者未作严格区别.本文则试图在对系统性风险动态建模的基础

上,进一步对比分析两类国家风险度量的差异性.

考虑到金砖五国(巴西、俄罗斯、印度、中国、南非)作为新兴市场国家对国际投资者的吸引力,本文选择上述国家作为研究对象,首先,利用 Engle^[23]年提出的 DCC-GARCH 模型度量系统性风险(国家 Beta)的动态性;其次,选取 ICRG 发布的国家风险评级作为基于多属性决策的国家风险评估的典型,通过计算二者间的相关系数,来分析两类国家风险度量的差异.

1 系统性风险(国家 Beta)建模

研究首先阐明了利用 CAPM 模型来计算系统性风险,即国家 Beta 的基本原理与思路;接着,利用 DCC-GARCH 模型对一国系统性风险的动态性进行建模.

1.1 CAPM 模型

CAPM 模型旨在通过简单的线性关系表达资产预期收益与预期风险之间的理论关系,即认为资产的预期收益率与该资产的风险值之间存在正相关关系^[24,25],基本公式可以表达为: $E(r_i) = r_f + \beta_{im} [E(r_m) - r_f]$. 其中 $E(r_i)$ 是资产 i 的期望收益率; r_f 是无风险收益率; $E(r_m)$ 是市场投资组合 m 的期望收益率; $E(r_m) - r_f$ 是市场风险溢价; Beta 系数 β_{im} 是资产 i 的系统性风险,且 $\beta_{im} = \frac{Cov(r_i, r_m)}{Var(r_m)}$.

如果把全球股市视为一个投资组合,每一个国家的股指视为一种资产,则每一个国家股指相对世界股指的收益率计算公式为:

$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{w,t} + \varepsilon_{i,t} (t = 1, 2, \dots, T)$. 其中 $R_{i,t}$ 为国家 i 的第 t 期的股指收益率; $R_{w,t}$ 为世界股指第 t 期的收益率; α_i 为国家 i 的股指固定收益率,类似于无风险利率; β_i 系数衡量了国家 i 的股指相对世界股指变化的系统性风险,实际是国家 i 的股指相对世界股指发生变化的敏感程度,即国家 Beta. 如果 $\beta_i > 1$,说明国家 i 的股指相对世界股指系统风险较大,同时也说明国家 i 相对世界股指具有更高的收益率,反之亦然.这也验证了国家 Beta 系数符合了金融领域中基本的风险收益特征,即高风险伴随高收益,低风险伴随低

收益。

值得注意的是,上述推理隐含的共同的假设是单个资产相对整个资产组合和单个国家相对世界股指的系统性风险 β 是不随时间发生变化的。随着研究的深入, β 被证明是时变的^[15-21], 因此有必要采用适合的模型来度量动态国家 β , 更准确地反映一国的系统性风险变化。

1.2 DCC-GARCH 模型

动态国家 β 的计算首先需要对各国和世界股指收益率条件波动率、各国股指收益率与世界股指收益率的相关系数进行建模。相比于 Kalman 滤波方法和 Schwert & Seguin 方法, GARCH 模型不仅能够对误差的方差进一步的建模^[23], 更重要的是计算得到误差较小的动态 β ^[21]。考虑到当发生大的金融事件时(譬如亚洲金融危机和美国次贷危机), 股指收益率间的相关性一般会显著增强^[24-25], 因此在计算国家 β 时应将股指相关性的时变性考虑在内。DCC-GARCH 模型是 Engle^[23] 在静态条件相关系数模型(CCC-GARCH 模型)^[26] 基础上, 通过改进度量动态相关系数而得到的改进模型, 其突出优势表现在: 第一步是利用单变量 GARCH 模型获得条件方差, 第二步是通过条件方差把残差转换成标准残差估计相关性系数, 这个过程即保持了单变量模型的灵活性, 又克服了传统多变量 GARCH 模型中各种约束条件的复杂性, 使得 DCC-GARCH 模型在计算多个序列之间的相关性时更便捷, 也更容易处理。基本公式如下

$$r_t | \Omega_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t) \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i r_{i,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1}, \quad i = 1, 2, \dots, k \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t \quad (3)$$

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' + b \quad (4)$$

$$R_t = \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} Q_t \text{diag}(Q_t)^{-\frac{1}{2}} \quad (5)$$

其中 $r_t = [r_{1,t}, r_{2,t}, \dots, r_{k,t}]'$ 表示 k 种股指风险收益率向量(均值为零); $h_{i,t}$ 表示第 t 期国家 i 的股指波动率方差; $D_t = \text{diag}[\sqrt{h_{1,t}}, \sqrt{h_{2,t}}, \dots, \sqrt{h_{k,t}}]$ 为 $k \times k$ 维股指收益率的条件标准差对角矩阵; R_t 是 $k \times k$ 维动态相关系数矩阵, Q_t 是正定矩阵且要求 $a \geq 0, b \geq 0, a + b < 1, \bar{Q} = E(\varepsilon_t \varepsilon_t')$

是标准化收益率向量的无条件协方差矩阵。通常 DCC(1,1) - GARCH(1,1) 模型已经能够很好的对相关系数进行估计, 而且兼具了模型的简洁性^[15]。研究利用此模型, 能够便捷地计算出动态国家 β 值, 其过程可分解为:

1) 利用公式(1)和(2), 构建 GARCH(1,1) 模型估计各国股指收益率和作为基准的世界股指收益率的动态波动率;

2) 利用公式(3), 将股指收益率转化为标准残差向量的形式;

3) 利用公式(4)和(5), 通过 DCC(1,1) 模型计算各国股指收益率与世界股指收益率间的动态相关性系数 R_t ; 利用公式(6)^[15] 计算动态国家 β 。

$$\beta_{i,t} = \frac{Q_t \sqrt{h_{i,t}} \sqrt{h_{w,t}}}{h_{w,t}} = \frac{Q_t \sqrt{h_{i,t}}}{\sqrt{h_{w,t}}} \quad (6)$$

需要说明的是, 在原始 CAPM 模型中收益率是投资者的期望收益率, 而本文采用的是实际收益率, 由此计算所得的国家 β 系数是能够更准确地反映该国的实际系统性风险状况。

2 数据描述

本文以金砖五国这五个新兴市场国家作为研究对象, 为了增加对比性, 研究选取了典型发达国家, 美国作为对照组。选取 MSCI(Morgan and Stanley Capital International) 编制的国家指数代表各个国家综合股市价格指数(以下简称综合股指), 该指数是 MSCI 根据全球行业分类标准(GICS)对上市公司进行分类, 在每一个行业以一定的标准选取 60% 市值的股票作为成份股编制国家指数。考虑到数据的可获取性与可比较性, 选择 MSCI 数据库中 1995-01-04 至 2010-04-21 间以各国本币编制的金砖五国和美国的国家指数以及世界指数的周数据。采用公式 $R_{i,t} = 100 \times \ln(P_{i,t}/P_{i,t-1})$ 对数据进行预处理, 得到收益率数据, 其中 $P_{i,t}$ 为第 t 期国家 i 的国家指数价格; 采用同样的处理方式得到世界指数收益率, 替代 CAPM 模型中的资产组合的收益率。金砖五国以及美国的综合股指收益率和世界指数收益率如图 1 所示。这些指数收益率存在明显的波动

3 实证结果

研究采用 OxMetrics5 软件进行模型估计. 首先利用单变量 GARCH(1, 1) 计算各个指数收益率的动态波动率, 并进一步估算 DCC(1, 1) 模型的各参数, 如表 2 所示. 模型中的参数估计在 95% 的置信水平

下, 基本都显著不为零, 而且 a 和 b 的值也满足模型的要求. 这说明金砖五国的综合股指波动率和动态条件相关系数是随着时间发生变化的, 这与 Marshall 等^[15] 对新兴市场国家的研究结果一致.

3.1 波动率与动态相关性

利用表 2 的参数估计可以得到各国指数和世界指数收益率动态波动率, 如图 2 所示.

表 2 DCC(1, 1)-GARCH(1, 1) 模型的参数估计

Table 2 Parameter estimation of the DCC(1, 1)-GARCH(1, 1) model

国家	GARCH 参数						DCC 参数		LogL
	ω_i	α_i	β_i	ω_w	α_w	β_w	a	b	
巴西	0.86 [0.46]	0.17 [0.05]**	0.8 [0.06]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.0427 [0.05]	0.9536 [0.07]**	-3.681
俄罗斯	1.29 [0.69]	0.14 [0.04]**	0.84 [0.05]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.01757 [0.01]**	0.98242 [0.01]**	-4.170
印度	0.81 [0.41]**	0.14 [0.04]**	0.81 [0.05]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.0217 [0.01]**	0.97829 [0.01]**	-3.766
中国	0.44 [0.21]**	0.15 [0.03]**	0.84 [0.03]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.016695 [0.01]**	0.983295 [0.01]**	-3.874
南非	0.46 [0.29]	0.08 [0.02]**	0.87 [0.04]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.008759 [0.01]**	0.991231 [0.01]**	-3.444
美国	0.15 [0.08]**	0.14 [0.05]**	0.84 [0.04]**	0.15 [0.07]**	0.15 [0.05]**	0.82 [0.05]**	0.047355 [0.02]**	0.929593 [0.03]**	-2.571

注: ** 表示在 95% 的置信水平下是显著的, 括号中数字是标准差. a 和 b 应满足 $a + b < 1$ 的约束条件, 表中所估计系数中 $a + b$ 的值与 1 相差太小, 所以在表格中保留多位小数.

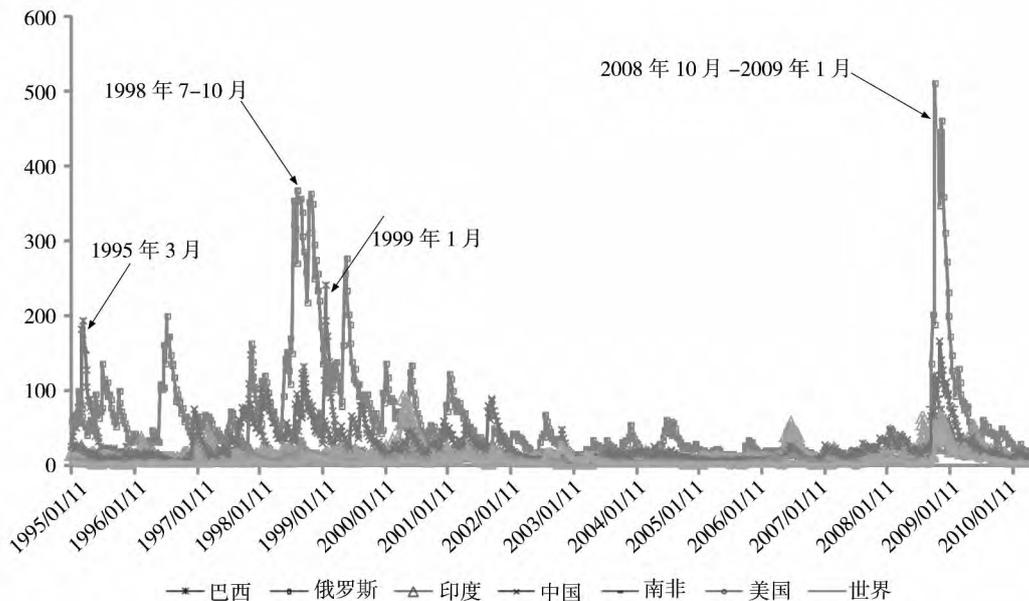


图 2 收益率波动

Fig. 2 Volatilities of the returns

据 Jang 等^[27]统计,1993 年以来全球共发生了 6 次主要货币危机(currency crisis):1994 年 12 月墨西哥危机、1997 年 7 月亚洲危机、1998 年 8 月俄罗斯债务违约、1999 年 1 月巴西货币贬值、2001 年 12 月阿根廷危机和 2007 年 6 月美国次贷危机. 图 2 中指数收益率较大的波动基本都发生在这些危机前后,特别是在 1998 年 7 月—10 月和 2008 年 10 月—2009 年 1 月间. 1998 年 7 月—10 月,受亚洲金融危机影响,俄罗斯、中国、巴西三国收益率出现大幅波动;2008 年 10 月—2009 年 1 月,受美国次贷危机持续恶化影响,金砖五国收益率都出现了相对较大幅度的波动,其中俄罗斯的波动幅度最大,其次是中国. 巴西的综合股指收益率在墨西哥危机(1994 年 12 月)发生后于 1995 年 3 月出现了大的波动,随后在 1999 年 1 月巴西货币贬值又一次引发了巴西指数收益的大幅度波动. 俄罗斯在 1995 年—2002 年综合股指收

益率一直处于大幅波动中,这与 1997 年 7 月发生的亚洲金融危机、1998 年 8 月俄罗斯卢布危机以及与其经济体制发展有着密切联系. 尤其是 1998 年 7 月—1999 年 10 月俄罗斯的收益率波动非常的大,这主要是因为俄罗斯在 1997 年 3 月政府更替引起投资者对俄政局的不安,以及 1998 年大笔债务陆续到期,而俄罗斯生产一直下降,国际能源价格也持续的下降,降低了政府的收入,俄罗斯政府严重的财政和债务危机引起了投资者的心理恐慌,大量投资者撤资引发了又一次金融危机,造成股市的大幅波动.

图 3 是金砖五国及美国综合股指收益率与代表世界整体的指数收益率的动态相关系数的时变图. 样本期内,美国综合股指与世界指数的相关系数一直保持很平稳的状态,而且相关性系数一直保持在 0.8 以上,二者波动呈现较强的一致性.

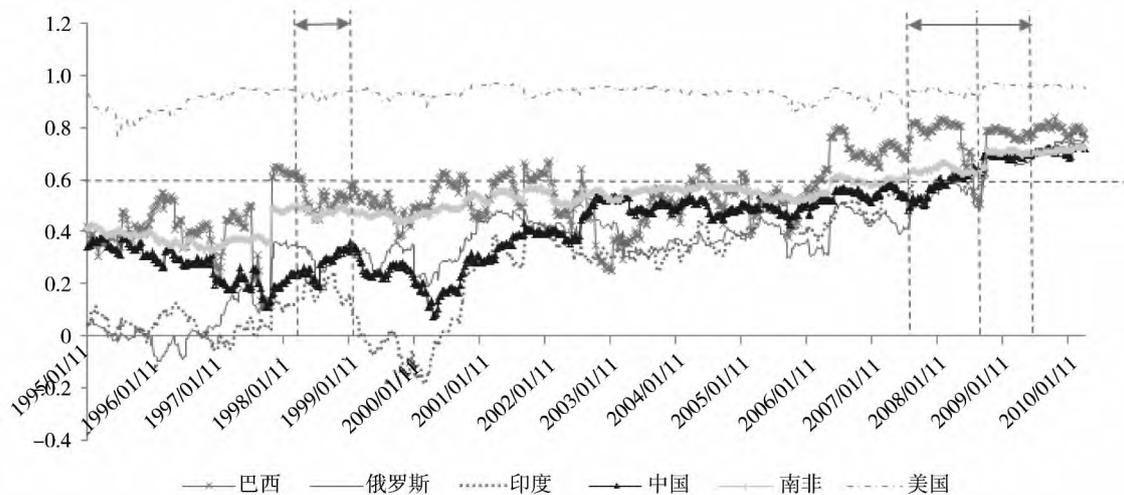


图 3 动态相关性系数

Fig. 3 Time-varying correlation coefficients

金砖五国的综合股指收益率与世界指数收益率的相关性在样本期内发生了较大的变化,从长期趋势上看,1995 年 1 月到 2010 年 4 月间,金砖五国综合股指收益率与世界指数收益率的相关性总体上是上升,但是就具体国家而言,金砖五国与世界指数收益率的相关性特征又存在较为明显的差异性. 其中,巴西综合股指收益率与世界指数收益率的相关性程度整体上是金砖五国中最大的,但是其波动幅度也较大. 南非综合股指收益率与世界指数收益率间相关性程度整体较高,但

相对稳定. 1995 年—1996 年间,俄罗斯与世界指数收益率的相关程度很弱,甚至出现负相关;但是随着俄罗斯经济的快速发展,自 1997 年其与世界指数收益率的相关性快速增强,增长后相对稳定;美国次贷危机爆发后,其相关性程度增强. 印度较为特殊,在 1999 年—2000 年间与世界指数收益率成明显的负相关关系,之后其相关性程度与俄罗斯表现接近. 中国在 1998 年亚洲金融危机之前,其与世界指数收益率的相关性要远高于俄罗斯和印度两国,并且在后续发展中相对印度保

持了较高的相关性; 1998 年—2002 年间, 中国与世界指数收益率的相关性总体上略低于俄罗斯, 而在 2003 年—2006 年间, 其相关性程度要高于俄罗斯. 在美国次贷危机爆发后, 俄罗斯、中国和印度三国其相关性程度快速趋同.

根据 Dooley 等^[28] 和 Wang 等^[29] 的研究, 本文将美国次贷危机的时间界定为: 始于 2007 年 6 月, 结束于 2009 年 5 月, 其中以 2008 年 9 月(美国第四大投资银行雷曼兄弟申请破产保护) 为界, 可进一步将美国次贷危机划分为前后两个阶段. 2007 年 6 月—2008 年 7 月美国次贷危机发生前期对金砖五国收益率波动和相关性的影响不明显, 但是 2008 年 8 月之后, 金砖五国收益率与世界收益率的相关性在经历了短暂降低后, 出现了明显的上升趋势, 这与 Dooley 等^[28] 研究新兴市场受美国次贷危机的影响结果是一致的. 金砖五国受到美国次贷危机影响的时间基本相同, 但是受影响程度显著不同, 受影响最大的是俄罗斯, 其次是中国.

3.2 动态国家 Beta

图 4 给出了金砖五国和美国的系统性风险(国家 Beta) 的时变图. 综合来看, 美国的国家 Beta 波动幅度最小, Beta 值在 1 附近小幅度波动, 且呈现出相对稳定的特征. 这意味着, 投资者虽然在美国可能无法获得远高于世界基准的收益率, 但是资产可以获得相对较好的保值. 俄罗斯和巴西的系统性风险较高, 其绝大部分国家 Beta 值大于 1, 且波动幅度大. 中国和南非的国家 Beta 值在 1995 年—2003 年间在 0.5 和 1 之间小幅波动, 但 2004 年开始国家 Beta 值开始在 1 附近波动. 不同的是, 中国自 2004 年之后国家 Beta 值基本是大于 1 的, 而南非自 2006 年之后国家 Beta 值基本是小于 1 的. 印度的国家 Beta 值在 1995 年—2005 年的 10 年间一直小于 1, 甚至是出现了负值, 这与图 3 中印度综合股指收益率与世界指数收益率出现了负相关系数相呼应. 这可能与新兴市场的独特性有关系, 其经济周期与发达国家并非同步, 在发达国家股市下跌时, 新兴市场的股市反而会上升, 但是从整个样本期间看, 印度的系统风险呈现总体上升的趋势.

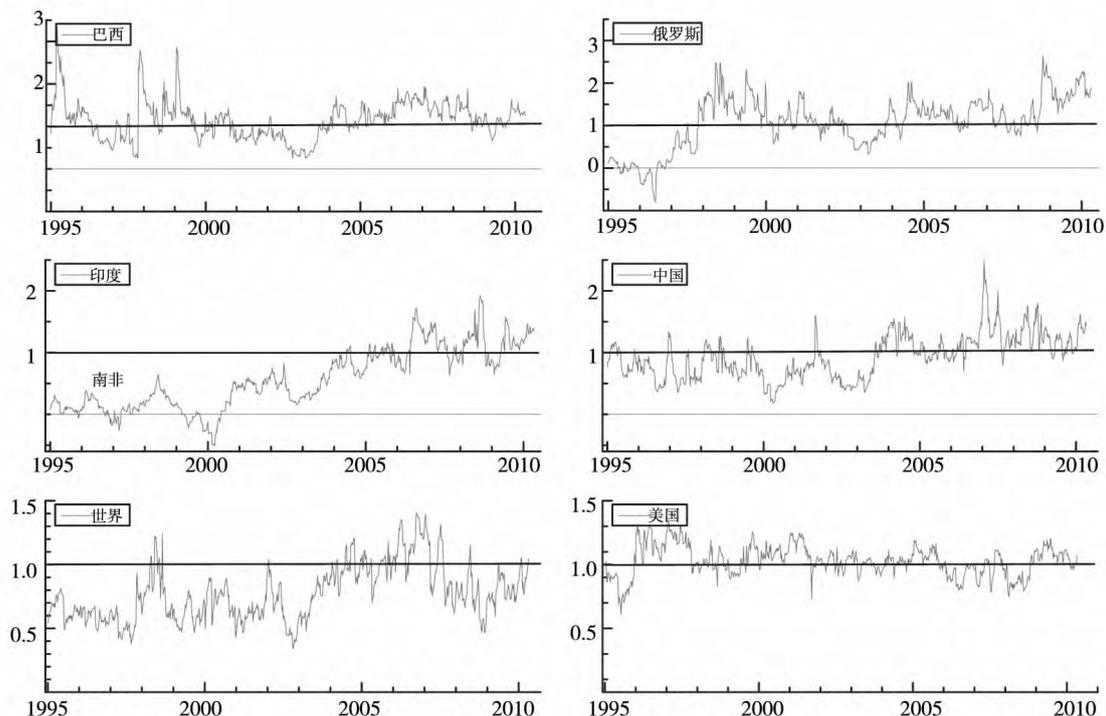


图 4 动态国家 Beta

Fig. 4 Time-varying country Beta

表3给出了金砖五国及美国的国家Beta统计描述.从国家Beta均值来看,巴西的系统性风险最高,而印度最低.考虑到CAPM模型隐含的假设是风险越大则收益越大,研究构造了衡量一国单位风险收益率指标 $\bar{r}_i/\bar{\beta}_i$, \bar{r}_i 和 $\bar{\beta}_i$ 分别代表国家*i*在样本期内综合股指的收益率均值和国家Beta均值.该指标反映了在面临单位系统性风险

时能够获得的综合股指收益率,其值越大,说明在该国家进行投资与在其他国家投资相比,面临相同的系统性风险时能够得到相对较高的平均收益率,即该国是具有较高投资价值的.由表3可知,金砖五国中除中国之外,其他四个国家的单位风险收益都很高,尤其是印度,国家Beta均值最低,但是单位风险收益是最高的.

表3 金砖五国及美国的国家Beta统计描述

Table 3 Descriptive statistics for BRICS and USA country Beta

	巴西	俄罗斯	印度	中国	南非	美国
均值	1.153	1.084	0.569	0.937	0.774	1.029
标准差	0.016	0.021	0.018	0.012	0.008	0.004
峰度	2.206	0.001	-0.775	0.362	-0.146	0.090
偏度	0.804	-0.406	0.300	0.469	0.617	-0.126
最小值	0.257	-0.797	-0.517	0.176	0.343	0.612
最大值	3.329	2.634	1.917	2.493	1.405	1.339
观测数	798	798	798	798	798	798
单位风险收益	0.261	0.238	0.349	-0.007	0.229	0.119

3.3 系统性风险与国家风险评级对比

国家风险的度量是十分复杂的,但是可以依赖相关国际机构的国家风险评级进行跨国比较.出于商业以及政府决策的需要,围绕国家风险的测量出现了众多的专业队伍或机构,如S&P's、Moody's、ICRG、Institution Investor、Euromoney、EIU等等.虽然不同机构采取的评估方法和过程可能很不一样,但是其评级结果具有很强的一致性^[1].本文选用美国PRS集团编制的国际国家风险指南(international country risk guide,ICRG)所发布的国家风险评级结果作为基于多属性决策的国家风险评估的代表,考察其与系统性风险(国家Beta)的相关关系.ICRG将国家风险分为三种要素风险:政

治风险(political risk,PR)、经济风险(economic risk,ER)、金融风险(financial risk,FR),其中政治风险由12个指标加权得到,经济风险和金融风险分别由5个指标加权得到;最后综合国家风险(composite risk,CR)可以利用 $CR=0.5PR+0.5(ER+FR)$ 计算得到.数值越大代表风险越低.

研究采用了金砖五国1995年1月—2010年4月的月度ICRG国家风险数据,并利用每月的国家Beta均值构造月度国家Beta序列,从而使得二者具有相同的时间频度,以具有可比性.表4给出了金砖五国各国的系统性风险(国家Beta)与ICRG综合国家风险、政治风险、金融风险和经济风险评级的相关系数.

表4 金砖五国系统性风险与ICRG国家风险评级的相关系数:1995-01-2010-04

Table 4 Correlations between country beta risks and ICRG risk ratings in BRICS countries: 1995-01-2010-04

系统性风险	政治风险	金融风险	经济风险	综合国家风险
(巴西)	0.033	0.478**	0.074	0.317**
(俄罗斯)	0.180*	0.442**	-0.266**	0.115
(印度)	0.284**	0.771**	0.052	0.572**
(中国)	0.319**	0.467**	0.265**	0.566**
(南非)	0.026	0.257**	0.160*	0.165*

注:*表示在5%置信水平上显著相关,**表示在1%置信水平上显著相关.

从表 4 可知,金砖五国的系统性风险(即国家 Beta),虽然与 ICRG 综合国家风险的相关性相对较低,但是呈现出与金融风险较高的相关性,其中印度的系统性风险与金融风险的相关性最高($R=0.771$),南非的最低($R=0.257$)。这主要是因为,在计算国家 Beta 时采用的是各国的综合股指数据,而对于一国的金融市场而言,股指是衡量其金融稳定性的关键变量,因此二者应具有较高的一致性。

就具体国家而言,巴西的系统性风险与政治风险和经济风险的相关程度很低($R < 0.1$),这说明巴西的系统性风险对政治风险和经济风险的敏感度低,具有较好的独立性。印度的系统性风险虽然对经济风险的敏感度低,但是与政治风险呈现出一定的相关性($R=0.284$);南非的情况则正好与之相反。中国的系统性风险与政治风险、经济风险和金融风险的相关程度接近,这也在一定程度上说明了若中国的政治、经济和金融风险发生变化时,都会给其系统性风险带了较为显著的改变。从相关程度来看,俄罗斯呈现了与中国类似的规律,但不同的是,俄罗斯的系统性风险与经济风险呈现出负相关的关系。可能的原因是,对于中国,政治、经济和金融风险的往往呈现出较为一致的变化趋势,而俄罗斯作为 OPEC 之外最大的能源出口国,其经济发展与石油价格的涨跌紧密

相关,同时油价波动所蕴含的投机机会则给金融市场带来了更多的不确定性,从而使得系统性风险与经济风险、金融风险的相关性出现异向,这也是在后续研究中需要重点解决的相关性机理问题。

本研究中之所以选取美国作为对照组,主要是出于分析美国次贷危机对世界和金砖五国系统性风险影响的需要。考虑到数据的可获取,对美国及金砖五国的系统性风险与 ICRG 综合国家风险评级在次贷危机时期(2007 年 6 月—2009 年 5 月)与考察期(1998 年 1 月—2010 年 4 月)内的相关性进行了对比,发现与考察期内相关性总体表现相比,在美国次贷危机时期,美国的系统性风险与 ICRG 综合国家风险评级的相关性方向发生改变,相关性程度略微降低。类似的是中国和印度两国。中国的相关性程度有所降低,更为重要的是相关性方向发生改变,印度,不仅相关性方向发生改变,而且相关性程度大幅降低。南非和巴西的系统性风险与 ICRG 综合国家风险评级呈正相关,南非略微降低,而巴西则有所提高。对于俄罗斯而言,虽然二者的相关性方向未发生改变,但是相关性程度在次贷危机时期明显增强。可见,系统性风险与 ICRG 国家风险评级的相关性因国家不同而存在较大差异,这也说明了不考虑国家差异性下将系统性风险作为国家风险的替代是不完全合适的。

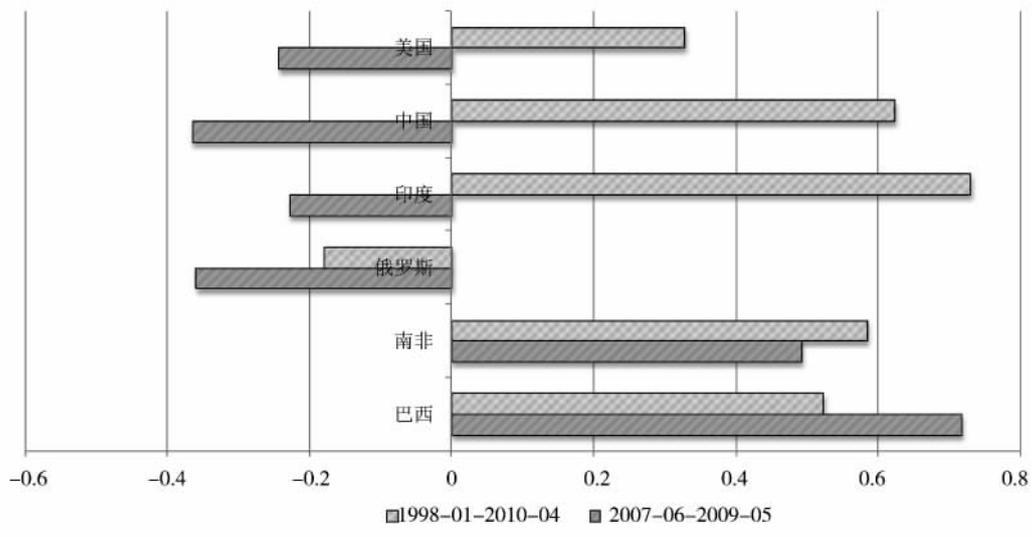


图 5 国家 Beta 与 ICRG 综合国家风险评级相关性对比

Fig. 5 Comparison between country Beta and ICRG composition country risk rating

需要说明的是,ICRG 的国家风险评级反映了一国的整体风险的变化,更侧重因受特定国家层面的事件引发的目标国不能或不愿履行国际契约而造成当事人利益损失的单边可能性;而国家 Beta 度量的是一国相对世界基准的收益率增长或损失的双边可能性,即 1.1 部分阐述的国家 Beta 的风险—收益双重特征,本质上是一国股指相对世界指数变化的敏感程度。这也正是上文中正负相关关系存在的部分原因。即,正相关关系更多地反映了国家 Beta 的收益特征,ICRG 的国家风险评级数值增大,代表该国的国家风险状况好转,相伴随的多是政治经济社会的稳步发展与直接投资力度加大,所带来的收益率增长速度往往高于世界的平均水平,从而使得该国的国家 Beta 呈增长趋势,反之亦然。负相关关系则更多揭示了国家 Beta 的风险特征,当 ICRG 的国家风险评级数值降低,代表该国的国家风险状况恶化,由于经济社会环境的恶化,收益率增长速度往往低于世界的平均水平,这就使得该国的国家 Beta 所蕴含的风险愈发凸显。

4 结 束 语

国家风险是国际资本流动中当事人面临的、因受特定国家层面的事件引发的目标国不能或不愿履行国际契约,从而造成当事人利益损失的可能性。准确度量并获取更全面的国家风险信息,对于跨国资本投资者而言是十分关键且必要的。

基于多属性决策的国家风险评价结果多是低频的,难以满足投资者对国家风险信息更高频率的需求。因此,本研究基于 CAPM 模型中的国家 Beta 来度量一个国家的系统性风险,以金砖五国为例,在周数据的基础上,通过运用 Engle 提出的 DCC-GARCH 模型计算金砖五国 1995 年 1 月—2010 年 4 月动态的系统性风险,即国家 Beta。研究发现金砖五国综合股指收益率的波动率和相关性受到美国次贷危机影响的时间基本相同,但是受影响程度不同,其中受影响最大的是俄罗斯,其次是金砖五国的系统性风险波动较大,但近年波动在减缓;虽然受美国次贷危机冲击较大,但很快恢复平稳,抵抗外界风险能力增强。更为重要的是,通过分析系统性风险(国家 Beta)与 ICRG 国家风险评级的相关性程度与方向,发现受美国次贷危机影响,系统性风险与 ICRG 国家风险评级的相关性因国家不同而存在较大差异,这也说明了二者所蕴含的风险信息是有差异的。ICRG 国家风险评级更为全面的反映一国的整体国家风险概况,而系统性风险则更多得反映了金融风险状况,这对于投资决策者而言,能够提供更多维度的风险信息,系统性风险更适合金融投资者作参考,提高跨国资本投资决策的合理性与准确性。

考虑到一国政治、经济、金融等要素风险间的相关性与风险传染路径在不同国家间的差异性,有必要进一步考察欧债危机的影响下系统性风险与综合国家风险以及国家要素风险间相关关系。这也是下一步将要开展的工作。

参 考 文 献:

- [1] Erb C, Harvey C R, Viskanta T. Political risk, economic risk and financial risk[J]. *Financial Analysts Journal*, 1996, 52(1): 28-46.
- [2] Fiess N M. Capital Flows, Country Risk and Contagion[R]. World Bank Policy Research Working Paper No. 2943, 2003. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=636305>.
- [3] Bouchet E C, Gros Lambert B, Gros Lambert B. Country Risk Assessment: A Guide to Global Investment Strategy[M]. New York: John Wiley & Sons, 2003.
- [4] 李福胜. 国家风险分析·评估·监控[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2006.
Li Fusheng. Country Risk: Analysis, Assessment & Monitoring[M]. Beijing: Social Sciences Academic Press, 2006. (in Chinese)
- [5] 李建平, 孙晓蕾, 范英, 等. 国家风险评级的问题分析与战略思考[J]. *中国科学院院刊*, 2011, 26(3): 245-251.

- Li Jianping, Sun Xiaolei, Fan Ying, et al. Problem analysis and strategic thinking of country risk rating [J]. *Bulletin of Chinese Academy of Sciences*, 2011, 26(3): 245–251. (in Chinese)
- [6] 寇刚, 娄春伟, 彭怡, 等. 基于时序多目标方法的主权信用违约风险研究 [J]. *管理科学学报*, 2012, 15(4): 81–87.
- Kou Gang, Lou Chunwei, Peng Yi, et al. A time series MCDM method for sovereign default risk evaluation [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2012, 15(4): 81–87. (in Chinese)
- [7] Cooper J C B. Artificial neural networks versus multivariate statistics: An application from economics [J]. *Journal of Applied Statistics*, 1999, 26(8): 909–921.
- [8] Yim J, Mitchell H. Comparison of country risk models: Hybrid neural networks, logit models, discriminant analysis and cluster techniques [J]. *Expert Systems with Applications*, 2005, 28(1): 137–148.
- [9] Doumpos M, Pentaraki K, Zopounidis C, et al. Assessing country risk using a Multi-Group discrimination method: A Comparative Analysis [J]. *Managerial Finance*, 2001, 27(8): 16–34.
- [10] Hammer P L, Kogan A, Lejeune M A. Modeling country risk ratings using partial orders [J]. *European Journal of Operational Research*, 2006, 175(2): 836–859.
- [11] Alfaroa L, Kanczuk F. Sovereign debt as a contingent claim: A quantitative approach [J]. *Journal of International Economics*, 2005, (65): 297–314.
- [12] Van Gestel T, Baensens B, Van Dijke P, et al. A process model to develop an internal rating system: Sovereign credit ratings [J]. *Decision Support Systems*, 2006, 42(2): 1131–1151.
- [13] Rios-Morales R, Gamberger D, Smuc T, et al. Innovative methods in assessing political risk for business internationalization [J]. *Research in International Business and Finance*, 2009, 23(2): 144–156.
- [14] Saini K G, Bates P S. A survey of the quantitative approaches to country risk analysis [J]. *Journal of Banking and Finance*, 1984, 8(2): 341–356.
- [15] Marshall A, Maulana T, Tang L. The estimation and determinants of emerging market country risk and the dynamic conditional correlation GARCH model [J]. *International Review of Financial Analysis*, 2009, 18(5): 250–259.
- [16] Bos T, Newbold P. An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model [J]. *Journal of Business*, 1984, (57): 35–41.
- [17] Fabozzi F, Francis J. Beta as a random coefficient [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1978, 13(1): 101–116.
- [18] Bollerslev T. On the correlation structure for the generalized autoregressive conditional heteroscedastic process [J]. *Journal of Time Series Analysis*, 1988, 9(2): 121–131.
- [19] Gangemi M A M, Brooks R D, Faff R W. Modeling australia's country risk: A country beta approach [J]. *Journal of Economics and Business*, 2000, 52(3): 259–276.
- [20] Verma R, Soydemir G. Modeling country risk in Latin America: A country beta approach [J]. *Global Finance Journal*, 2006, 17(2): 192–213.
- [21] Brooks R D, Faff R W, McKenzie MD. Time-varying country risk: An assessment of alternative modeling techniques [J]. *European Journal of Finance*, 2002, 8(3): 247–249.
- [22] Johansson A C. Asian sovereign debt and country risk [J]. *Pacific-Basin Finance Journal*, 2010, 18(4): 335–350.
- [23] Engle R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models [J]. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2002, 20(3): 339–350.
- [24] Sharp W. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk [J]. *Journal of Finance*, 1964, 19(3): 425–442.
- [25] Lintner J. The valuation of risk assets and the selection of risky investment in stock portfolios and capital budgets [J]. *Review of Economics and Business*, 1965, 47(1): 13–37.
- [26] Bollerslev T. Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalized ARCH model [J]. *Review of political economy*, 1990, 72(3): 116–131.

- [27] Jang W, Lee J, Chang W. Currency crisis and the evolution of foreign exchange market: Evidence from minimum spanning tree [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Application*, 2011, 390(4): 707–718.
- [28] Dooley M, Hutchison M. Transmission of the U. S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling–recoupling hypothesis [J]. *Journal of International Money and Finance*, 2009, 28(8): 1331–1349.
- [29] Wang G J, Xie C, Han F, et al. Similarity measure and topology evolution of foreign exchange markets using dynamic time warping method: Evidence from minimal spanning tree [J]. *Physica A: Statistical Mechanics and its Application*, 2012, 391(16): 4136–4146.

Dynamics of systematic risk and its difference from country risk ratings: Evidence from BRICS countries

SUN Xiao-lei¹, YANG Yu-ying^{1,2}, LI Jian-ping¹

1. Institute of Policy and Management, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
2. Graduate University of Chinese Academy of Sciences, Beijing 100049, China

Abstract: It is necessary and essential when making risk decision on cross-national capital operation to trace and measure the country risk of host country. Country risk measurement can be divided into two types: country risk rating based on multi-attributes and systematic risk modeling based on capital asset pricing. In this paper, the dynamics of systematic risk of BRICS countries is modeled and then the correlations between systematic risk and ICRG country risk ratings based on multi-attributes are calculated and analyzed. Empirical results show that systematic risk volatility is high, but decreasing in BRICS countries; and although shocked by the 2008 financial crisis, the systematic risk volatilities quickly tend to be stable, which suggests that the risk tolerance has been increasing in BRICS countries. Compared with ICRG country risk ratings that reflect the whole risk status of one given country, systematic risk reflects more the financial risk with return information. This could offer more risk–return information to improve the rationality and accuracy of decisions on cross-national capital operation.

Key words: country risk; systematic risk; country Beta; DCC-GARCH