

中美股票市场和债券市场联动效应的比较研究

——基于尾部风险溢出的视角

陈学彬, 曾裕峰*

(复旦大学金融发展研究院, 上海 200433)

内容提要:本文以中美股票指数和债券指数(包括总债券、国债和企业债)数据为研究样本,基于多元多分位数 CAViaR(即 MVMQ-CAViaR)模型研究了中美股票市场和债券市场在不同市态下(包括牛市、熊市和震荡)极端风险溢出效应,并使用分位数脉冲响应函数分析了市场冲击对不同市场尾部风险的动态影响过程。研究发现,中国股票和债券在早期的牛市和熊市中不存在显著的尾部风险溢出效应,相对分割的债券市场隔离了股票市场的风险传染,但随着金融改革的不断深化,股票和债券的极端风险传导效应在近年来得到加强;而美国股票和债券的互联互通程度相对较高,二者的尾部风险溢出关系随着债券的信用等级不同呈现出明显分化,其中企业债与股票始终保持显著的尾部风险溢出效应,而国债和股票只在熊市阶段维持这种溢出关系,符合“flight-to-quality”现象。本文研究结论为加快推进我国债券市场的发展提供了重要理论依据和方向。

关键词:尾部风险溢出;风险价值;多元分位数模型;股债关系

中图分类号:F830.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2016)07—0001—13

一、引言

随着经济全球化和金融自由化的不断发展,金融市场间的资本流动与信息传递效率都在提高,不同国家之间以及单个国家不同金融市场之间的联动性也显著增强。一方面,市场间的关联性是整个金融体系有效性的表现,也是市场化的货币政策能够得以有效实施的基础性条件(殷剑锋,2006);另一方面,市场关联性又导致了金融风险跨市场溢出效应,使得单个市场的风险快速地向其他市场传播,增加了国家政策实施和投资者决策的难度(梁琪等,2015)。国外学者对股票市场、债券市场、货币市场和外汇市场等不同市场的风险溢出效应问题进行了大量实证研究,如货币市场和股票市场(Bernanke & Kuttner, 2005)、股票市场和债券市场

(Campbell & Ammer, 1993)、股票市场和外汇市场(Alagided等,2011)、债券市场、股票市场和货币市场(Ehrmann等,2011)。也有其他学者对不同形式的溢出效应进行了很好的论述,如均值溢出效应(Kim等,2006)、波动率溢出效应(Li & Zou, 2008)、流动性溢出效应(Goyenko & Ukhov, 2009)、极端风险溢出效应(Hong等,2009)。金融市场之间的风险传染一直是实务界和学界研究的热点话题,尤其是极端风险^①的传染。面对当前国内剧烈波动的金融市场,对我国股市与债市的极端风险溢出关系进行深入研究,不但有助于进一步挖掘我国不同市场之间风险的内在传导机制,同时也有益于金融监管和金融稳定政策的制定,更有助于投资主体的资产配置和风险管理。

股票市场和债券市场作为我国金融市场的重

收稿日期:2016-04-21

作者简介:陈学彬(1953-),男,四川自贡人,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域是货币理论和人民币汇率,E-mail: chenxb@fudan.edu.cn;曾裕峰*(1990-),男,江西吉安人,博士研究生,研究领域是金融风险管理,E-mail: zyf_2014@126.com.*为通讯作者。

^①已有文献提及的极端风险表示的是市场发生极端事件时所面临的风险,也是基于VaR(Value at Risk)来刻画极端风险,与本文中使用的“尾部风险”含义无任何差异,相反,“尾部风险”更能描述这种风险的本质。

要组成部分,也是金融机构资产配置的主要品种。目前,国内关于股票市场和债券市场的溢出效应主要集中在均值溢出效应(殷剑锋,2006)、波动溢出效应(胡秋灵、马丽,2011;许祥云等,2014)和流动性溢出效应(王茵田、文志瑛,2010),而关于股票和债券尾部风险溢出的研究尚未出现,而且现有文献所选择的债券样本大多数为总债券指数,忽略了不同信用等级的债券持有人在面临极端风险冲击时所做出投资决策的显著差异性。本文的研究很好地完善了这几方面的不足,本文首次将 White 等(2015)提出的多变量、多分位数的 CAViaR (Multivariate and Multi-quantiles CAViaR,即 MVMQ-CAViaR)模型应用到股债尾部风险溢出的研究,并新构造了 Wald 统计量检验了中美股票和不同信用等级的债券在牛市、熊市和震荡三个不同市态下尾部风险溢出效应的差异及背后的经济学解释。研究发现,由于“刚性兑付”和“隐性担保”的制度根源,中国不同信用等级的债券与股票的风险传导关系并无明显差异,而美国股票和债券的尾部风险溢出关系呈现出显著的差异,其中,企业债与股票始终保持显著的尾部风险溢出效应,而国债和股票只在熊市阶段维持这种溢出关系。

二、文献综述

不同金融市场的溢出现象都有其内在的传递机制和经济基础,目前关于股票市场和债券市场风险溢出效应的形成机制,主要存在以下几种代表性的假说:(1)金融风险传染:在经济基本面没发生实质改变时,一个市场的不利冲击会自动地传递到另一个市场,导致两者的同方向变动,特别是出现极端风险的时候(Bae 等,2003);(2)风险对冲需求:当一种资产的价格偏离实际价值过高,对冲者就会将所持有的头寸更多地转向其他安全资产,从而达到目标对冲比率水平(Barsky,1989);(3)资产的替代:假设股票和债券是两种完全竞争的资产,如果相关信息的披露有助于股票价格的提高,这就会激励投资者将组合中的债券转换成股票;如果信息更有利于债券,则投资者将会把持有的股票置换为债券(Dean 等,2010)。当假说(1)成立时,股票市场和债券市场表现为“联动效应”;当假说(2)和假说(3)成立时,两者之间通常表现为“跷跷板效应”。

国际上关于股票市场和债券市场的文献比较丰富。如早期学者 Barsky (1989)从这两种资产的共同定价因子出发,发现实际利率的变化对股票和

债券价格的作用机制不同,从而使得股票和债券具有一定的负弱相关。然而,其他学者却发现,美国二战后真实利率几乎不影响股票和债券的价格,两者主要受预期因素(如预期通货膨胀、未来股票超额收益等)的影响,最终驱动两者呈现正弱相关(Campbell & Ammer,1993)。Dirk & Brian(2009)研究了股票和债券的收益率在危机时期跨资产传染和跨国家的传染。另外,股票和债券的波动溢出效应同样引起了部分学者的关注,如 Fang 等(2007)通过运用对称的多元 GARCH 模型研究了美欧发达国家股票和债券的波动溢出现象,但是,缺乏对波动率非对称性特征的研究;Cappiello 等(2006)和 Wu(2005)分别将金融市场中“波动杠杆性”的典型事实加入到不同多元波动模型中,结果更好地拟合了实际中的样本数据;Connolly 等(2005)发现,股债关系与股票市场状态相关,当股票市场不确定性增大时,两者成负相关;Goyenko & Ukhov (2009)以美国股票市场和政府债券为样本,研究发现,两个市场的流动性存在显著溢出现象,符合“flight-to-liquidity”,并发现货币政策显著影响市场流动性,其影响通过债券市场传导至股票市场。后续还有一些学者从宏观变量或者经济制度的角度研究了它们对股票和债券相关关系的影响,如经济周期(Andersen 等,2007)、通货膨胀(Andersen 等,2008)、经济政策不确定性(Li 等,2015)、欧洲货币联盟制度(Kim,2006)等。

国内学者从不同视角探索了股票市场和债券市场的互动关系,却得出两种截然不同的结论。一方面,殷剑锋(2006)认为,股票市场与其他市场存在严重分割的问题,使得股票市场与债券市场既不存在长期的均衡关系,也没有稳健的 Granger 因果关系;史永东等(2013)使用 Joe-Clayton-Copula 函数对尾部相关性估计后,也发现股票市场和债券市场联动效应总体不显著,相对分割的债券市场可以避免极端条件下系统风险的相互感染;郑振龙等(2014)研究股票和债券的平均相关系数与系统性风险的关系,发现股票与债券市场间的相关系数未被显著定价,间接说明了中国资本市场尚处于分割状态,一体化局面尚未形成;另一方面,胡秋灵、马丽(2011)、袁超等(2008)和李成等(2010)从波动率溢出的角度出发,使用不同的多元 GARCH 模型均证明我国股票和债券市场存在不同程度的波动溢出效应;王茵田、文志瑛(2010)使用 VAR 模型论证了我国股票和债券市场流动性一体化的结论;王

茵田、朱英姿(2011)在 Fama-French 三因素模型基础上加入与债券相关的指标,同样发现债券的回购利率和期限利差对股市风险溢价具有显著解释能力。除此之外,许祥云等(2014)还研究了市场情绪变化对我国股债关系的重要影响。

上述国内外实证分析为本文提供了有益的借鉴,但目前文献还没有涉及到股票和债券极端风险溢出的话题,也没有关于股票和不同信用等级债券的对比研究,在我国股票市场出现巨幅波动的严峻形势下,我国股票市场和债券市场是否存在尾部风险溢出效应?债券市场是否能够为股票投资者提供一个“避风港”?同时,上述的结论在不同市场状态下,针对不同信用等级的债券是否具有明显的差异呢?这对投资者和监管者来说都是亟需认清和解决的现实问题。

本文的研究将有助于回答上述问题,White 等(2015)提出的 MVMQ-CAViaR 模型以结构化方程的形式,既能直接探讨不同市场之间尾部风险的相互传染效应,也能清晰地分析单个市场冲击同时对所有相关市场的动态影响过程。相比国内现有的文献,本文主要的特色有以下几方面:(1)研究方法:引用 White 等(2015)最新提出的 MVMQ-CAViaR 模型直接探讨股票和债券的极端风险溢出,并首次构造了 Wald 统计量对尾部风险溢出效应进行了显著性检验;(2)研究视角:第一次探讨我国股票市场和债券市场的尾部风险溢出效应的话题,并将其与发达的美国资本市场进行了对比分析,有利于得出可借鉴的研究结论和政策建议;(3)研究内容:将总样本区间分别划分为牛市、熊市和震荡三个样本时期,同时,还根据债券信用等级的不同将债券分为总债券、国债和企业债三个样本,全面细致地探讨了不同债券指数与股票指数收益率的尾部风险溢出效应及差异。

三、研究设计

1. 中美尾部风险溢出的相关假说

在资本自由流动、信息充分的市场中,股市和债市在理论上可以相互参照定价。美国被认为是世界上金融业发展最为充分的国家,其金融产品的多层次性、市场结构的复杂性以及政策监管的有效性引领全球金融行业的发展,因此,股市和债市的互联互通程度相对较高。当股市处于危机状态下,宏观经济的基本面发生急剧恶化,投资者的风险规避情绪严重,恐慌的股票持有者会选择抛售手中持

有的风险性头寸,并增加投资组合中的安全资产,尤其是政府债券,这种风险溢出效应可概括为“flight-to-quality”。而在股票牛市或者震荡时期,由于美国债券不存在刚性兑付的现象,企业债券所提供的安全边界要明显小于国债,因此,股市或企业债市发生极端风险仍有可能向另一个市场扩散,而国债收益率在牛市和震荡过程中变动相当微小(Li 等,2015)。为了检验美国股市和债市的尾部风险溢出效应,本文提出如下假设:

H₁: 美国企业债和股票在不同市态下彼此均保持显著的尾部风险传染,而美国国债仅在股市危机时期才维持这种传导关系。

然而,我国长期受经济体制、监管制度等各种客观因素影响,两个市场被人为分割开来,社会资金不能在两个市场自由流动。1997年,为防止信贷资金进入股市从而影响证券市场的稳定性,央行决定要求商业银行全部退出上海和深圳交易所的债券市场,同时,建立了银行间债券市场,中国债券市场自此形成两市(交易所债市和银行间债市)分立的状态。近年来,我国监管部门对股票市场和债券市场进行了一些卓有成效的改革,如2010年商业银行重返交易所债券市场,证券、基金等非银行金融机构在两市场之间的套利,使得两者的联系经历了由相互独立到趋于增强的过程(史永东等,2013)。因此,本文提出如下假设:

H₂: 早期我国股市和债市处于分割状态,使得两个市场之间的风险传导关系被阻隔,但随着金融市场改革的深化,两者的联动关系趋于增强。

另外,国外债券市场发展规律显示,企业债违约事件是债券市场发展过程中的正常现象,但在我国,为了保护投资者的利益,不同风险状况的企业债券均由银行或信托公司兜底,使得我国债券市场形成了“刚性兑付”的行业共识,即使是2014年爆发的“11超日债”也并未出现实质意义的违约,它仍然支付了利息。因此,使得我国国债和企业债所面临的市场风险并没有显著的差异,企业债券的避险功能也非常明显,因此,本文提出如下假设:

H₃: 由于“刚性兑付”和“隐形担保”的制度保障,我国不同信用等级企业债和国债与股票的尾部风险溢出效应并无显著的差异。

2. 实证模型

Engle & Manganeli(2004)基于金融数据普遍具有波动聚集的典型事实,提出采用 CAViaR 模型来对金融市场的尾部风险进行度量,得到了后续国

内外学者的广泛应用。但该模型只能探讨单个金融资产的动态风险特征,却不能很好地分析不同资产的信息溢出现象。为了分析单个金融机构受市场系统性风险冲击的影响,White等(2015)将传统的CAViaR模型扩展成为多元多分位数CAViaR模型,该模型将单方程的分位数回归思想扩展到向量自回归的结构化方程,能更直接和清晰地分析互联市场的尾部风险溢出效应。具体表达式如下:

$$\begin{cases} q_{1t}(\theta) = c_1 + a_{11}|Y_{1t-1}| + a_{12}|Y_{2t-1}| + \\ b_{11}(\theta)q_{1t-1}(\theta) + b_{12}(\theta)q_{2t-1}(\theta) \\ q_{2t}(\theta) = c_2 + a_{21}|Y_{1t-1}| + a_{22}|Y_{2t-1}| + \\ b_{21}(\theta)q_{1t-1}(\theta) + b_{22}(\theta)q_{2t-1}(\theta) \end{cases} \quad (1)$$

式中, $q_{it}(\theta)$ 表示市场收益率 Y_{it-1} 在 θ 概率下的条件分位数(本文称之为尾部风险),也可看作为市场收益率对应 θ 的风险价值 VaR , $i=1,2$, 1代表股票市场,2代表债券市场; $|Y_{it-1}|$ 表示市场指数 i 的收益率绝对值,该项代表市场冲击项,且暗含滞后一期的正向冲击和负向冲击对当期 VaR 具有相同的影响效果; q_{it-1} 代表滞后的条件分位数,它能很好地描述金融市场尾部分布的自相关性。以模型中的第一个方程为例, $q_{2t-1}(\theta)$ 项表示债券市场对股票市场的尾部风险溢出; $|Y_{2t-1}|$ 项则表示债券市场的冲击对股票市场尾部风险的影响。

方程(1)中的估计系数服从渐近的正态分布^①,不同市场之间是否存在显著的溢出效应,需要对滞后尾部风险的非对角系数 b_{21} 、 b_{12} 进行统计上的假设检验。令 R 是 $q \times 10$ 的约束矩阵, β 为 10×1 的估计系数矩阵,针对原假设 $H_0: R\beta = r$, 本文通过借鉴传统Wald统计量的构造思想,在多元分位数模型框架下重新建立能检验尾部风险溢出效应是否显著的新Wald检验统计量如下:

$$(R\hat{\beta} - r)' [R \times \hat{VC}_T \times R']^{-1} (R\hat{\beta} - r) \xrightarrow{d} \chi^2(q) \quad (2)$$

式中, $\hat{VC}_T = \frac{1}{T} \hat{Q}_T^{-1} \hat{V}_T \hat{Q}_T^{-1}$, 它表示系数的方差-

协方差矩阵,其中, $V_T = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \eta_i \eta_i'$, $\hat{\eta}_i = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p \nabla q_{i,j,t}(\cdot, \hat{\beta}) \psi_{\theta_{ig}}(\varepsilon_{i,j,t}), \hat{Q}_T = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^p E[f_{i,j,t}(0) \nabla q_{i,j,t}(\cdot, \hat{\beta}) \nabla' q_{i,j,t}(\cdot, \hat{\beta})]$, $\varepsilon_{i,j,t} = Y_{it} - q_{i,j,t}(\cdot, \hat{\beta})$, $f_{i,j,t}(\cdot)$ 为 $\varepsilon_{i,j,t}$ 基于 F_{t-1} 信息集的条件密度函数。

(2)式构造的统计量可以用来检验两个市场相互之间是否存在相互溢出效应。特别地,若要检验股票市场和债券市场是否存在尾部溢出效应,则 $q=2, r=0$, 当Wald统计量大于给定显著性水平下的临界值时,则说明两个市场具有显著的尾部风险溢出效应;反之,则结论相反。

3. 模型估计方法

MVMQ-CAViaR模型属于多元分位数回归范畴,可采用最小绝对离差法(Least Absolute Deviation, LAD)估计,它需要优化的目标函数为:

$$\min_{\alpha} \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \sum_{i=1}^n [\rho(\theta_i) \cdot (Y_{it} - q_{it}(\theta_i, \alpha))] \quad (3)$$

式中, $\rho(\theta_i) = \theta_i - I(Y_{it} < q_{it}(\theta_i, \alpha))$, $I(\cdot)$ 是示性函数, n 表示金融市场的个数, T 为样本总数。

式(3)表示的是结构化方程的绝对离差总体最小化。该方法相比多变量联合分布的参数估计法主要有以下优势:首先,不需对收益数据的联合分布做任何先验性的假设,有效地避免了分布误设的风险;其次,分位数回归是对特定分位数下的数据进行回归,因此,对数据中的异常值具有相对的稳健性;最后,它能直接度量相依性市场的尾部风险大小,而不需要分别估计条件均值和条件波动率方程来间接求解,大大简化了模型估计系数的个数。

本文以股票市场和债券市场在分位数 $\theta = 1\%$ 的尾部风险为例,取前300个观测值对应的分位点来初始化 q_{it} ,并运用单纯形算法和拟牛顿算法对模型进行优化。为提高结构化模型的估计效率,本文采用了两步估计法:第一步,首先估计Engle & Manganelli(2004)提出的单变量分位数SAV(Symmetric Absolute Value)模型,并将其估计的结果作为第二步优化的初始估计系数;第二步,对多元分位数模型(1)进行整体优化,使目标函数(3)达到最小化。具体的估计步骤可进一步参考White等(2015)的文献。

4. 模型样本外回测检验

模型的样本内表现并不能简单地扩展到样本外,为了进一步论证该模型预测尾部风险的效果,还必须进行样本外的回测检验。Kupiec(1995)假设该模型能有效地预测风险,则“击中事件”应服从贝努利分布,并构造似然比的非条件检验统计量:

^①具体证明过程可参考White等(2015)。

$$LR = -2\ln[(1-p)^{N-n} \times p^n] + 2\ln[(1-n/N)^{N-n} \times (n/N)^n] - \chi^2(1) \quad (4)$$

式中, p 为显著性水平; N 为预测的样本总数; n 为预测样本中的击中次数。当 LR 统计量大于给定置信水平下卡方分布的临界值时, 则拒绝原模型。相反, 当统计量小于临界值时, 则接受该模型。

通过(4)式可知, Kupiec 似然比检验量是刻画实际击中次数接近理论击中次数程度的指标。进一步的研究表明, 除了检验失败比率以外, 还应检验击中事件是否存在相关性, 如果发生 VaR 预测失败的观测值之间具有明显的相关性, 那么有可能发生连续超过 VaR 的损失, 这将给投资者带来巨大的损失。也就是说, 精确可靠的风险测度模型的击中序列应该是无偏和无自相关的。由此, Engle & Manganelli (2004) 提出了动态分位数检验 (Dynamic Quantile test, DQ test), 以多头风险为例, 该检验首先定义一个新的击中序列:

$$HIT_{\theta,t} = I(y_t < -VaR_t) - \theta \quad (5)$$

式中, θ 为给定的分位数, 当 $y_t < -VaR_t$ 时, $HIT_{\theta,t} = 1 - \theta$; 当 $y_t > -VaR_t$ 时, $HIT_{\theta,t} = -\theta$ 。显然, 如果模型参数估计正确, 那么 $E(HIT_{\theta,t} | \Omega_{t-1}) = 0$ 。这说明, $HIT_{\theta,t}$ 对于任何滞后的 $HIT_{\theta,t-k}$ 以及预测的 VaR_{t-k} 都应不具备相关性。本文构造如下回归方程:

$$HIT_{\theta,t} = \beta_0 + \beta_1 HIT_{\theta,t-1} + \beta_2 HIT_{\theta,t-2} + \dots + \beta_p HIT_{\theta,t-p} + \beta_{p+1} VaR_t + u_t \quad (6)$$

把上述模型表述成矩阵形式: $HIT_{\theta,t} = X\beta + u_t$, 其中, X 是 $T \times K$ 矩阵向量, 取 $p = 5, k = 7$ 。在原假设: $\beta = 0$ 的情况下, 构造的 DQ 检验统计量为:

$$DQ = \frac{\hat{\beta}'_{ols} X' \hat{\chi} \hat{\beta}_{ols}}{\theta(1-\theta)} - \chi^2(k) \quad (7)$$

5. 样本数据的选取

本文以中国和美国为研究对象, 分别选取了 2005 年 1 月 1 日—2015 年 8 月 31 日期间股票市场和债券市场指数数据, 将全样本分为样本内和样本外两个数据样本, 最后 500 个数据作为样本外数据进行回测检验。关于中国数据方面, 股票市场采用能代表我国 A 股走势的沪深 300 指数; 中国总债券指数选择由中国债券信息网编制的中债综合净价指数, 该指数涵盖了银行间债券、交易所债市、企业债等各类债券, 可以更全面反映我国债券市场的整体波动; 国债指数和企业债指数则分别选择上证国债指数和上证企业债指数 (许祥云也是选择这两个

指数), 数据均来自于 Wind 数据库。对于美国数据, 本文选择标准普尔 500 指数作为美国股票市场的基准指数, 美国总债券指数、国债指数和企业债指数均采用由巴克莱银行编制的债券指数系列, 美国总债券 (US Aggregate Bond Index) 包括了国债、地方债、企业债和抵押债等投资级别的债券, 整体上可以很好地代表美国总体债券的变动状况; 国债和企业债也是选用不同期限加权计算后的债券指数, 所有美国数据都来源于 Bloomberg 数据库。

为了更清晰地分析股票和债券在不同市态下的联动特征, 将样本数据按股票市场行情 (牛市、熊市和震荡) 进行划分, 在样本期内, 2004 年 1 月 1 日—2007 年 10 月 16 日, 中国处于牛市行情; 2007 年 10 月 17 日—2009 年 1 月 13 日, 中国处于熊市行情; 2009 年 1 月 14 日—2013 年 8 月 14 日, 中国处于震荡行情。美国的股市周期可能跟我国具有一定的差异性, 2004 年 1 月 1 日—2007 年 2 月 1 日, 处于震荡向上的行情; 2007 年 2 月 2 日—2009 年 3 月 8 日, 处于熊市行情; 2009 年 3 月 9 日—2013 年 8 月 14 日, 处于牛市行情。本文取指数收盘价对数一阶差分来计算每日的指数收益, 并将其扩大 100 倍便可得到八个市场指数的收益率, 计算公式如下:

$$R_t = 100 \times \ln(p_t/p_{t-1}) \quad (8)$$

式中, p_t 为市场价格指数。

四、实证结果及分析

1. 数据的基本特征

表 1 给出了所有指数收益率的基本统计特征: 第一, 在本文所选样本期内, 债券收益率的均值、标准差均小于股票收益率的均值和标准差, 其中, 中国债券指数的均值仅为 0.017, 远低于沪深 300 股指的收益率均值 0.048, 这表明, 中国债券市场相比股票市场, 收益率相对较低, 但所承担的风险也较小, 符合传统的“收益与风险成正比”的原理, 而美国市场却有悖于这个结论。第二, 中国大部分收益数据均具有显著的负向偏度, 即收益发生在均值左侧的概率要大于右侧, 但美国总债券和国债的偏度统计量没达到 1% 的显著性水平。另外, 所有的指数收益数据均具有“尖峰厚尾”的特性, 厚尾性暗含着市场发生极端风险事件的概率要大于正态分布给出的经验概率。第三, 本文还对所有数据进行了平稳性检验, 得到的 ADF 值均在 1% 的显著性水平

下拒绝原假设,结合 J-B 统计量的 P 值,表明它们是 不服从正态分布的平稳时间序列。

表 1 样本的描述性统计

	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度	J-B 值
沪深 300	0.048	8.931	-9.695	1.883	-0.471 *	6.152 *	0.000
中国总债券	0.017	1.365	-1.155	0.161	0.428 *	12.306 *	0.000
中国国债	0.015	1.016	-1.387	0.102	-1.917 *	41.208 *	0.000
中国企业债	0.023	1.672	-1.937	0.142	-0.898 *	37.911 *	0.000
标准普尔 500	0.015	10.246	-9.470	1.214	-0.597 *	13.192 *	0.000
美国总债券	0.017	1.326	-1.262	0.235	-0.088	4.886 *	0.000
美国国债	0.014	1.723	-1.672	0.233	0.008	6.648 *	0.000
美国企业债	0.020	2.057	-2.094	0.337	-0.223 *	5.434 *	0.000

注: * 表示在 1% 的显著性水平下拒绝原假设; J-B 值给出的是该统计量的 P 值

资料来源:表中数据由 Wind 和 Bloomberg 数据库中收盘价通过(8)式计算而来

2. 模型的估计结果

表 2 给出了 MVMQ-CAViaR 模型的估计结果。由中国的实证结果发现, b_{11} 、 b_{22} 系数均为正且在 1% 的水平下显著,说明股票和债券的动态 VaR 过程是显著自相关的,但相比股票市场,我国债券市场的一阶自相关性要相对弱于股票市场。 a_{11} 、 a_{22} 估计值在 5% 水平下是显著的且为负值,说明前期的

负向市场冲击会进一步加大下一期的风险价值。 b_{21} 在 1% 水平下显著,但系数值非常小,而 b_{12} 却未达到 10% 的显著性水平,这表明我国股票市场对债券市场具有微弱的尾部风险传导效应,但债券市场对股票市场的尾部风险溢出却不显著。另外, a_{21} 系数值显著异于零,说明股票指数收益率显著影响债券市场的风险价值。

表 2 中美股票—债券的多元分位数估计结果

系数	中国			美国		
	总债券	国债	企业债	总债券	国债	企业债
c_1	-0.030 (0.100)	0.003 (0.011)	0.015 (0.016)	-0.103 (0.088)	-0.019 (0.141)	-0.088 * (0.064)
c_2	-0.044 *** (0.006)	0.003 (0.004)	0.004 ** (0.002)	-0.026 *** (0.011)	-0.035 *** (0.014)	-0.022 ** (0.013)
a_{11}	-0.103 *** (0.044)	-0.057 ** (0.028)	-0.093 ** (0.054)	-0.259 *** (0.078)	-0.255 *** (0.077)	-0.251 *** (0.086)
a_{21}	-0.005 ** (0.002)	0.014 *** (0.002)	-0.015 *** (0.001)	-0.012 * (0.009)	-0.028 * (0.019)	-0.048 ** (0.015)
a_{12}	0.681 (1.397)	0.028 (0.088)	-0.193 (0.518)	-0.624 * (0.425)	-0.473 (0.683)	-0.733 ** (0.428)
a_{22}	-0.617 *** (0.046)	-0.511 *** (0.026)	-0.096 *** (0.025)	-0.151 *** (0.039)	-0.212 *** (0.059)	-0.157 *** (0.071)
b_{11}	0.968 *** (0.017)	0.986 *** (0.005)	0.985 *** (0.007)	0.902 *** (0.030)	0.892 *** (0.061)	0.910 *** (0.030)
b_{21}	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	-0.002 *** (0.001)	-0.004 * (0.003)	-0.003 (0.008)	-0.017 *** (0.004)
b_{12}	0.161 (0.982)	-0.019 (0.033)	-0.173 (0.262)	-0.255 (0.292)	0.003 (0.653)	-0.263 * (0.173)
b_{11}	0.544 *** (0.028)	0.863 *** (0.007)	0.943 *** (0.010)	0.909 *** (0.031)	0.848 *** (0.069)	0.935 *** (0.032)

注:括号内数据是对应系数的标准误; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的显著性水平下拒绝原假设

资料来源:表中结果通过(1)式回归计算整理得到

对于美国股票和债券的MVMQ-CAViaR模型结果,本文发现,VaR的一阶自回归系数 b_{11} 、 b_{22} 也均是显著的,且系数保持在0.84以上,说明两个市场的风险价值具有高度的自相关特性。市场的冲击项 a_{11} 、 a_{22} 在1%水平下显著且为负值,这表明,美国股市、债市的风险价值也受到前期自身市场冲击的负向影响。美国国债中的系数 b_{21} 、 b_{12} 均未达到10%的显著水平,而企业债的 b_{21} 、 b_{12} 在10%的显著性水平下是显著异于零,说明企业债与股票的联动关系要强于国债和企业债。大部分 a_{21} 、 a_{12} 值达到了10%的显著性水平,说明一个市场的尾部风险受到另一市场前一期的市场冲击影响。

总而言之,我国股票市场的信息会显著地传递到债券市场,但是,这种传导效应的强度并不大,而债券市场向股票市场的传导渠道被严重阻碍,这从侧面反映了我国股市和债市发展程度不对称的现状。而对于资本市场发展更充分的美国股票和债券市场,两者相互之间具有对称的信息溢出。进一步还发现,无论是尾部风险溢出项还是市场冲击项,美国企业债和股票之间的联动程度最为强烈,国债最为微弱。

3. 尾部风险溢出效应检验

限于篇幅,表2只给出了多元分位数模型中股票和债券在总样本区间内单个估计系数的显著性,但并没有对多个变量的联合显著性进行检验,也没有对不同子区间进行分析,所以,无法给出这两个市场是否存在双向尾部风险溢出的一般性结论。考虑到不同股票市场态势下投资者的心理和行为具有不同的特征,从而导致金融市场间的联动关系在牛市、熊市和震荡下必然会有差异(汪冬华等,2012)。另外,国债的发行主体一般为国家,它是信用等级最高的债券,而企业债券的发行主体是一般性的企业,当市场发生极端风险事件时,两者所面临的违约概率具有明显不同,那么它们与股票的尾部风险溢出效应是否有显著的区别呢,本文将详细论述股票和不同信用等级的债券在不同股票市态下尾部风险溢出检验结果及其差异。

由方程(1)可知,一个市场的尾部风险既受到自身前一期尾部风险和自身前一期市场冲击的影响,也受到其他市场前一期尾部风险和市场冲击的影响,这里重在探讨尾部风险的溢出效应。假设股票和债券不存在相互的尾部风险溢出效应,即原假设 $H_0:b_{21}=b_{12}=0$ 。

由表3结果中的P值可发现:第一,我国的总债券、国债和企业债与沪深300指数的尾部风险传导效应在牛市、熊市和震荡阶段表现出完全的一致,这个结论支持本文的研究假设 H_3 。企业债券的“刚性兑付”制度,严重扭曲了债券类产品的风险定价,使得我国整个债券市场的产品在一定程度上表现出相当的同质性,缺乏多元化多层次的产品结构。第二,在早期的牛市和熊市区间内,我国的股票和债券不存在双向的尾部风险溢出关系,近年来的金融改革深化使得两者的互联互通程度得到了强化,这个结论支持了本文的假设 H_2 。主要原因可能是我国债券市场绝大部分为利率产品,利率作为两市共同的定价因子,股市对利率的调整是相对迅速的,而债市对利率传导并不充分,甚至出现严重滞后(罗瑜,2012),因此,不管股票市场处于牛市还是熊市,债券市场能很好地隔离股票市场的风险,起到“避风港”的作用;金融危机后,我国股市大部分时间处于震荡过程,一般在该状态下市场的不确定性增加,机构投资者主要是基于优化资产组合配置的角度去权衡股票和债券投资比例,加之两市资金的流动限制不断减少,此时两者的关系能很好地用“风险对冲需要”和“资产替代”假说来解释,因此,在后危机阶段,两市表现出显著的尾部风险溢出关系。

表3 中国股票市场和债券市场的尾部风险溢出检验结果

原假设	χ^2 分布 统计量	P 值	结论(5% 显著性水平)
沪深300-总债券			
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (总区间)	24.686	0.000	拒绝
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (牛市)	2.734	0.255	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (熊市)	2.142	0.343	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (震荡)	21.083	0.000	拒绝
沪深300-上证国债			
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (总区间)	29.185	0.000	拒绝
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (牛市)	4.608	0.100	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (熊市)	1.085	0.581	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (震荡)	17.648	0.001	拒绝
沪深300-上证企业债			
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (总区间)	8.416	0.015	拒绝
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (牛市)	4.081	0.130	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (熊市)	0.823	0.663	接受
$H_0:b_{21}=b_{12}=0$ (震荡)	14.363	0.001	拒绝

资料来源:该检验结果是通过(2)式Wald统计检验量计算得来

表4给出了美国股票和债券市场尾部风险溢出的统计检验结果,本文发现,该结论与我国市场的实证结果具有显著的差异。一方面,美国企业债在任何时期均与股票维持显著的尾部风险溢出效应,由于美国的企业债券在面临极端风险时很有可能出现违约破产,市场的预期收益率亦会发生改变,从而投资者会根据收益最大化重新调整其资产组合;另一方面,美国国债和总债券只在熊市阶段保持这种显著关系。以上两个结论验证了假设 H_1 。2008年金融危机爆发,美国股市急剧下跌并波及到全球证券市场,风险厌恶的投资者更偏好于流动性货币和安全性更高的国债,符合“flight-to-quality”现象。

表4 美国股票市场和债券市场的尾部风险溢出检验结果

原假设	χ^2 分布 统计量	P 值	结论(5% 显著性水平)
标准普尔 500-美国总债券			
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (总区间)	2.202	0.333	接受
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (牛市)	1.291	0.524	接受
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (熊市)	5.557	0.062	拒绝
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (震荡)	1.948	0.378	接受
标准普尔 500-美国国债			
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (总区间)	0.148	0.929	接受
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (牛市)	3.865	0.145	接受
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (熊市)	43.927	0.000	拒绝
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (震荡)	0.012	0.994	接受
标准普尔 500-美国企业债			
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (总区间)	13.918	0.001	拒绝
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (牛市)	19.967	0.000	拒绝
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (熊市)	137.136	0.000	拒绝
$H_0: b_{21} = b_{12} = 0$ (震荡)	6.653	0.036	拒绝

资料来源:该检验结果是通过(2)式 Wald 统计检验量计算得来

4. 分位数脉冲响应分析

由方程(1)可知,股票(或债券)市场的冲击会直接影响到自身和其他市场的尾部风险。一般而言,当期的市场冲击会改变投资者对未来一期金融资产风险价值的预期,进而直接导致尾部风险大小的变化以及间接引起尾部风险溢出大小的变化。为了考察变量之间互动的更为清晰的方法是脉冲响应分析。传统的脉冲响应分析主要探讨市场信

息冲击对收益率的均值影响,而本文需要考察的是市场冲击对收益率尾部的动态影响过程,因此,采用的是分位数脉冲响应分析(Quantile Impulse Response Function,即 QIRF)。该方法的具体计算步骤如下:首先,假设股票指数和债券指数收益率的数据形成过程满足 $\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_t & 0 \\ \beta_t & \gamma_t \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$, 市场的冲击强度依赖于 Cholesky 分解矩阵 $\begin{bmatrix} \alpha_t & 0 \\ \beta_t & \gamma_t \end{bmatrix}$;其次,在时间 t 给新信息 ε_{it} 一次性两单位的负向冲击,使原有的收益率 Y_{it} 变成 \tilde{Y}_{it} ,即 $\tilde{Y}_{it} = Y_{it} + \Delta Y_{it}$;最后,分析 ΔY_{it} 对中美股票指数和债券指数尾部风险的动态影响过程。

图1给出了我国股票和债券市场分别受到两单位标准差新信息冲击时,股票和债券^①的未来100期脉冲响应过程。从图2结果可以看出,所有的新信息影响都不是永久持续的,均会减弱并慢慢消失,只不过衰减的速度不一样,其中债券市场在受到冲击时快速减弱,在第5期内降幅达到90%左右,而股票市场对于冲击的记忆性更强,它会缓慢地衰减,直到100期左右再次慢慢回到初始稳态水平。值得一提的是,本文发现,债券市场的冲击对于股票市场的尾部风险是正向的,且呈现出先增强再不断减弱的趋势,在第5期达到峰值。由于债券市场的负向冲击大多来源于基准利率的变化,利率的降低会导致债券价格的上涨和债券到期收益率的下降,而对股票市场是利好,市场流动性增强,投资者会更多地配置股票资产,最终导致股票市场风险价值的降低,符合“flight-to-quality”现象。

由图2可以看出,美国股票和债券市场冲击对两个市场尾部风险的影响方向是一致的,但明显可以发现,市场冲击对股票的冲击强度要大于债券,美国总体债券的走势相对平稳,其主要原因可能是美国资本市场发展历史久远,市场发展程度最高,投资群体大部分为机构投资者,这些投资经验成熟的专业投资者的交易行为反映了一致性预期的变化,短期市场冲击对两个市场都是同质性的,而且,美国资本市场之间互联互通程度很高,资金可以自由在不同市场之间流动,市场中的对冲交易和套利行为也加速了不同资产价格的趋同变化,

^①限于篇幅,这部分的债券数据只选取了中美的总债券指数,其他结果备索。

所以,不管是源于股票还是债券的冲击,两者均表现为联动效应。而且,大部分债券是利率性的理

财产品,利率相对于股票价格波动更不敏感,所以,市场的冲击对债券的影响效果相对较小。

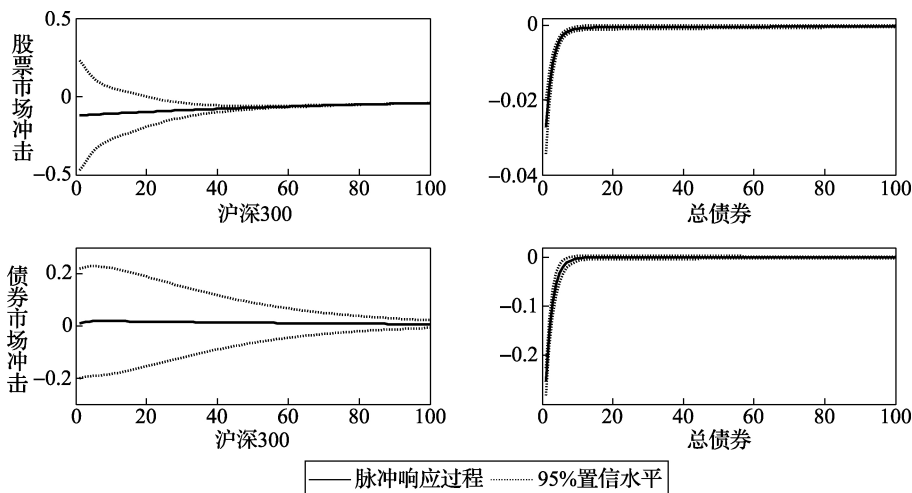


图1 中国股票市场和债券市场的分位数脉冲响应分析

注:图1上半部分给出了沪深300指数受到两个单位标准差新信息冲击时,对股票和债券未来100期的反应;同理,下半部分是债券指数受到两个单位新信息冲击时,对股票和债券未来100期的反应
资料来源:该图形的脉冲响应过程根据分位数脉冲响应函数计算而来

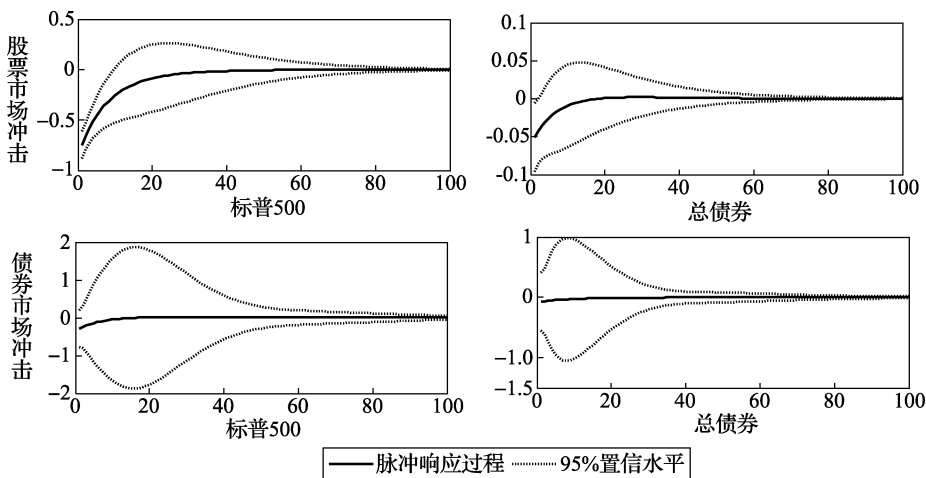


图2 美国股票市场和债券市场的分位数脉冲响应分析

注:图2上半部分给出的标准普尔500指数受到两个单位标准差新信息时,对股票和债券未来100期的反应;同理,下半部分是债券指数受到两个单位标准差新信息时,对股票和债券未来100期的反应
资料来源:该图形的脉冲响应过程根据分位数脉冲响应函数计算而来

5. 样本外回测检验结果

MVMQ-CAViaR模型研究了当其他市场处于极端不利条件时,本市场所面临的风险水平。该风险价值既包含了无溢出效应的风险价值,也包

含溢出风险价值,这正是 Adrian & Brunnermeier (2011) 提出的条件风险价值 (CoVaR)^①,所以,这部分等同于检验 MVMQ-CAViaR 模型对 CoVaR 预测的准确度,也可看作是模型的稳健性

^①CoVaR 可解释为 Conditional VaR、Contagion VaR 或者 Comovement VaR。Adrian & Brunnermeier(2011)认为,相比传统 VaR,CoVaR 是测度系统性风险更合适的指标。

检验结果。表5给出了 Kupiec 似然比检验和动态分位数检验结果,该模型对相依性的股票市场和债券市场的尾部风险测度效果还比较理想,大部分结果均通过了后测检验。更具体而言,MVMQ-CAViaR 模型对刻画中国和美国市场收益

率的动态演化过程并无明显差异,其中,沪深300指数和标准普尔500指数收益率的DQ检验均拒绝了原假设,中国企业债和美国国债的预测结果显著地高估了实际暴露的风险,将会占用过量的经济资本。

表5 回溯检验结果

	Kupiec 似然比检验			动态分位数(DQ)检验	
	击中次数	LR 统计量	P 值	DQ 统计量	P 值
沪深300	8	1.538	0.215	58.030	0.000
中国总债券	3	0.943	0.331	2.270	0.943
中国国债	6	0.190	0.663	2.551	0.902
中国企业债	1	4.813	0.028	0.306	0.999
标准普尔500	5	0.000	1.000	24.780	0.001
美国总债券	2	2.353	0.125	0.906	0.996
美国国债	1	4.813	0.028	0.214	0.999
美国企业债	3	0.943	0.331	2.057	0.957

注:黑色加粗数字表示在5%的显著性水平下拒绝原假设

资料来源:该回溯检验结果根据式(4)和式(7)计算整理而来

进一步从图3中的动态 VaR 可以看出,沪深300股指在2013年8月—2014年9月,VaR序列还相对平稳,从2014年10月开始,受益于政策的改革红利、充足的货币流动性以及舆论媒体的鼓吹,推动着我国股票市场进入了疯牛状态,但牛市的背后却已经积累了巨大的隐患,投资杠杆(如融资融券和民间配资)交易的过度滥用,场外证券活动缺乏统一监督,改革红利的过高预期与短期经济表现未达预期的矛盾,使得从2015年6月开始又出现断崖

式下跌,市场波动非常剧烈,风险价值也急剧上升。但中国债券市场似乎独立于这一波股市巨幅波动的漩涡,依然保持小幅波动的状态。然而,相对投机心理严重的中国A股市场,标准普尔500指数波动幅度明显变小,VaR序列保持平稳缓慢的波动趋势,在2015年8月份受美国加息预期不断强化的负面影响,股票市场的风险明显放大,而美国总债券指数收益率波幅不大。

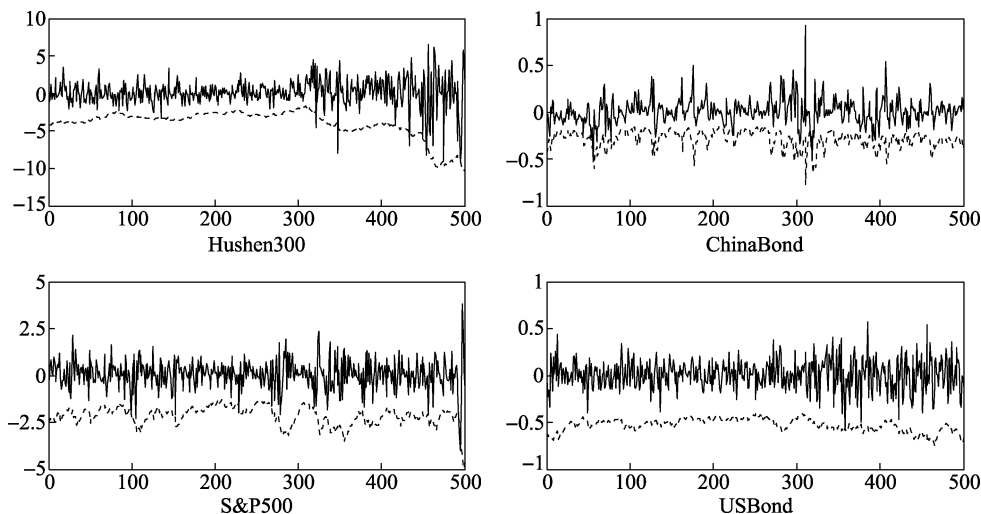


图3 中美股票和债券样本外1%动态 VaR 序列图

注:实线代表该指数的收益率,蓝虚线表示1%的动态 VaR 序列

资料来源:该图形结果是根据样本内的系数结果来预测样本外的 VaR 结果

五、结论与政策启示

1. 研究结论

本文以中国、美国的股票市场和债券市场的日频率数据为研究基础,将总样本数据分别划分为牛市、熊市和震荡三个不同的子样本区间,使用多元分位数回归模型(即MVMQ-CAViaR模型)对股票市场和债券市场的尾部风险溢出进行了研究,并新构造了Wald统计量对两个市场在不同市态下尾部风险溢出效应进行检验,继而还使用分位数脉冲响应函数分析了当市场出现两个单位标准差新信息冲击时,分别对股票市场和债券市场尾部风险的动态影响过程,最后对该模型的整体预测效果进行样本外稳健性检验。

研究发现:(1)我国股票市场和不同债券市场的尾部风险溢出关系完全一致,具体而言,样本区间内的牛市和熊市,股票和债券市场不具有显著的尾部风险溢出效应,而次贷危机后两市开始呈现出明显的风险溢出关系。另外,我国股票市场对债券市场具有单向的风险传导效应,而债券市场的尾部风险或市场冲击却不会扩散到股票市场。(2)美国的企业债和股票的尾部风险溢出关系要明显强于国债,其中国债只在股票熊市时才与股票具有风险传染,而企业债在任何时期均与股票有显著的尾部风险传染。(3)中国股市相比债市而言,对市场冲击的记忆性更强,而且债市的冲击会增大债券市场的尾部风险,但会减小股票市场的尾部风险,这一现象符合传统的“flight-to-

quality”。美国市场相对成熟和理性,投资交易行为更多反映的是经济基本面的变动,所以,股票市场和债券市场对市场冲击具有联动效应。

2. 政策启示

随着金融市场一体化的加快,我国股票市场和债券市场的联系愈加紧密,股票和债券作为我国投资者最重要的两种配置资产,分别研究中美两市之间的尾部风险传染关系对制定有效的金融政策、防范金融风险、提高机构投资者的组合投资能力均具有积极意义。本文相关的研究结论对我国具有以下重要的政策启示:(1)我国债券市场被人为地割裂为银行间债券市场和交易所债券市场,要实现我国债券市场的长远发展,必须从建立统一跨市场的监管和托管结算体系入手,打通交易所和银行间两个市场,实现债券市场资金在两个市场间自由流动。(2)我国企业债券市场发展尤其滞后,必须打破“刚性兑付”的制度约束,在确保不发生系统性风险的前提下让违约事件自然发生,消除直接融资市场中利率定价与风险承担机制的扭曲,提高投资者的风险意识,从而提升金融配置资源的效率。(3)我国股票和债券市场的互联互通程度还相对较弱,并且银行间债券市场对基准利率的反应不充分,这直接增加了我国中央银行政策调控的难度。当下行之有效的办法就是放松对两市投资主体和资金流的管制,增加市场的参与主体,让市场中的投资者通过跨市场套利交易行为来促进信息的流通。

参考文献:

- [1] Alagidede P., T. Panagiotidis, X. Zhang. Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates[J]. The Journal of International Trade & Economic Development, 2011, 20, (1): 67 - 86.
- [2] Andersen T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold et al. Real-time Price Discovery in Global Stock, bond and Foreign Exchange Markets[J]. Journal of International Economics, 2007, 73, (2): 251 - 277.
- [3] Andersen M., E. Krylova, S. Vahamaa. Why Does the Correlation between Stock and Bond returns Vary over Time? [J]. Applied Financial Economics, 2008, 18, (2): 139 - 151.
- [4] Adrian T., M. K. Brunnermeier. CoVaR[R]. NBER Working Paper, No. 17454, 2011.
- [5] Bernanke B. S., K. N. Kuttner. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? [J]. The Journal of Finance, 2005, 60, (3): 1221 - 1257.
- [6] Bae K. H., G. A. Karolyi, R. M. Stulz. A New Approach to Measuring Financial Contagion[J]. Review of Financial Studies, 2003, 16, (3): 717 - 763.
- [7] Baur, D. G. and B. M. Lucey. Flights and Contagion—an Empirical Analysis of Stock-bond Correlation[J]. Journal of Finan-

cial Stability,2009,5,(4):339-352.

- [8] Barsky R. B. Why Don't the Prices of Stocks and Bonds Move Together? [J]. The American Economic Review,1989,79,(5):1132-1145.
- [9] Campbell J Y, Ammer J. What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns [J]. The Journal of Finance,1993,48,(1):3-37.
- [10] Connolly R., C. Stivers, L. Sun. Stock Market Uncertainty and the Stock-bond return Relation [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2005,40,(1):161-194.
- [11] Dean W. G., R. W. Faff, G. F. Loudon. Asymmetry in Return and Volatility Spillover between Equity and Bond Markets in Australia [J]. Pacific-Basin Finance Journal,2010,18,(3):272-289.
- [12] Engle R. F., S. Manganelli. CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantile [J]. Journal of Business and Economic Statistics,2004,22,(4):367-381.
- [13] Fang V., E. Lin, V. Lee. Volatility Linkages and Spillovers in Stock and Bond Markets: some International Evidence [J]. Journal of International Finance and Economics,2007,7,(1):1-10.
- [14] Goyenko R. Y., A. D. Ukhov. Stock and Bond Market Liquidity: A Long-run Empirical Analysis [J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis,2009,44,(1):189-212.
- [15] Hong Y., Y. Liu, S. Wang. Granger Causality in Risk and Detection of Extreme Risk Spillover between Financial Markets [J]. Journal of Econometrics,2009,150,(2):271-287.
- [16] Kim S. J., F. Moshirian, E. Wu. Evolution of International Stock and Bond Market Integration: Influence of the European Monetary Union [J]. Journal of Banking & Finance,2006,30,(5):1507-1534.
- [17] Kupiec P. H. Techniques for Verifying the Accuracy of Risk Measurement Models [J]. Journal of Derivatives,1995,3,(2):73-84.
- [18] Li X. M., B. Zhang, R. Gao. Economic Policy Uncertainty Shocks and Stock-bond Correlations: Evidence from the US Market [J]. Economics Letters,2015,(132):91-96.
- [19] Li X. M., L. P. Zou. How do Policy and Information Shocks Impact Co-movements of China's T-bond and Stock Markets? [J]. Journal of Banking & Finance,2008,32,(3):347-359.
- [20] White H., T. H. Kim, S. Manganelli. VAR for VaR: Measuring Tail Dependence Using Multivariate Regression Quantiles [J]. Journal of Econometrics,2015,187,(1):169-188.
- [21] Wu R. S. International Transmission Effect of Volatility between the Financial Markets during the Asian Financial Crisis [J]. Transition Studies Review,2005,12,(1):19-35.
- [22] 胡秋灵, 马丽. 我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析 [J]. 北京: 金融研究, 2011, (10).
- [23] 李成, 马文涛, 王彬. 我国金融市场间溢出效应研究——基于四元 VAR-GARCH(1,1)-BEKK 模型的分析 [J]. 北京: 数量经济技术经济研究, 2010, (6).
- [24] 梁琪, 李政, 郝项超. 中国股票市场国际化研究: 基于信息溢出的视角 [J]. 北京: 经济研究, 2015, (4).
- [25] 罗瑜. 我国货币市场与债券市场的传导性分析——商业银行资产配置视角 [J]. 北京: 管理世界, 2012, (2).
- [26] 史永东, 丁伟, 袁绍锋. 市场互联、风险溢出与金融稳定——基于股票市场与债券市场溢出效应分析的视角 [J]. 北京: 金融研究, 2013, (3).
- [27] 汪冬华, 汪辰. 汇改后不同市态下汇市与股市溢出效应的异化 [J]. 天津: 管理科学学报, 2012, (11).
- [28] 王茵田, 文志瑛. 股票市场和债券市场的流动性溢出效应研究 [J]. 北京: 金融研究, 2010, (3).
- [29] 王茵田, 朱英姿. 中国股票市场风险溢价研究 [J]. 北京: 金融研究, 2011, (7).
- [30] 许祥云, 廖佳, 吴松洋. 金融危机前后的中国债股关系分析——基于市场情绪变化的解释视角 [J]. 武汉: 经济评论, 2014, (1).
- [31] 殷剑锋. 中国市场联动分析: 2000-2004 [J]. 北京: 世界经济, 2006, (1).
- [32] 袁超, 张兵, 汪慧建. 债券市场与股票市场的动态相关性研究 [J]. 北京: 金融研究, 2008, (1).
- [33] 郑振龙, 王为宁, 刘杨树. 平均相关系数与系统性风险: 来自中国市场的证据 [J]. 北京: 经济学(季刊), 2014, (3).

A Comparative Study of Co-movement between Stock and Bond Markets in China and the US —Based on the Perspective of Tail Risk Spillover Effect

CHEN Xue-bin, ZENG Yu-feng

(Fudan University, Shanghai, 200433, China)

Abstract: The interconnection among financial markets is the fundamental conditions for monetary policy implementation. Meanwhile, systemic risk result from cross-market spillover effects has attracted widespread attention of the policy makers and practitioners. As two important parts of capital markets, stock and bond markets are the main channels of asset allocation to the financial institutions. Faced with the current huge fluctuation in the domestic financial market, having a better understanding of the relationship between China's stock and bond markets not only contribute to dig into the intrinsic risk transmission mechanism of the two markets, but also beneficial to asset allocation and risk management of large financial institutions, as well as financial regulation.

Using the data of the stock indexes and bond indexes (including aggregate bonds, government bonds and corporate bonds) about China and the USA, this paper adopts MVMQ-CAViaR model to study the tail risk spillover effect based on different stock market condition (including bull, bear and shock). Furthermore, Quantile impulse response function is used to analyze the market shock's effect on the dynamic process of different markets' tail risk. The results indicate that:

(1) The stock market and the bond market in China have not significant tail risk spillover effect either in a bull or a bear market. More specifically, the tail risk stemmed from stock market can significantly spread to the bond market, while the tail risk of bond market cannot transmits to the stock market, which indicates relatively segmented bond market avoid the contagion of tail risk from stock market, But with the deregulation of financial policy and the rapid development of financial markets, the institutional investors can arbitrage and hedge in different markets segments, so the extreme risk transmission effect between stock and bond in recent years has become significant.

(2) However, the invest restriction in US to all investors is relatively limited. A large number of professional investors hold different types asset simultaneous to construct effective portfolio, so the degree of interconnection US stocks and bonds is relatively high. The tail risk spillover effect between stock and bond market in US vary in bond credit rating. More specifically, corporate bonds and stocks remain a significant tail risk spillover effects all the time, while government bonds and stocks maintain the relationship only in a bear market condition, which is consistent with flight-to-quality hypothesis.

All in all, our conclusions provide an important theory basis and direction for developing China's bond market. Due to the institutional assurance of "rigid payment", the risk exposure of many lower-rated corporate bonds is still small despite of facing financial distress. Therefore, our country should acceleratory promote the development of corporate bond market. At same time, financial liberalization reform should reduce the restriction and administrative control to the market participants.

Compared to the domestic existing literatures, the main contribution of this article is: (1) Research Method; we adopt structured MVMQ-CAViaR model proposed by White et al. (2015) to directly study extreme risk spillover effect between stock and bond markets, Then we first construct Wald statistic to test tail risk contagion. (2) Research Perspective; we are first to explore the difference between China and the US to stock-Bond relationship under the same framework, which provide a good reference to better develop the bond market in our country. (3) Research Content; this paper divided the total sample into three subsample (bull, bear and shock) and separate the bonds into aggregate bond, government bond and corporate bond according to the credit rating, which provides a more useful and comprehensive complement to what we know about the stock - bond interconnection.

Key Words: tail risk spillover; Value-at-Risk; multivariate quantile model; stock-bond relationship

(责任编辑:文 川)