

【风险管理】

金融开放条件下国债市场的 波动溢出和风险定价研究

费兆奇 刘康

【摘要】在进一步扩大金融业对外开放的背景下,如何度量全球风险对中国债券市场的影响,以及全球风险如何参与国内债市风险定价的问题具有重要的研究价值。本文通过构建双因素波动溢出模型和多因素的条件国际资本资产定价模型,比较研究全球因素(包括美国因素和欧元区特有因素)对中国不同期限国债的波动溢出效应,并考察金融开放条件下中国国债的风险定价。研究发现:全球因素对中国国债的波动溢出效应是显著的,其对中国长期国债的波动溢出效应显著高于短期国债;美国因素对中国短期国债的波动溢出效应显著高于欧元区特有因素,而欧元区特有因素对中国长期国债的波动溢出效应显著高于美国因素;经济体之间的经济趋同和货币政策趋同(货币政策趋同和汇率波动)对中国长期国债(短期国债)的波动溢出效应具有显著的解释能力;中国国债的风险价格和风险敞口均具有显著的时变特征,与美欧相比,其超额预期收益和风险价格通常处于较低的水平,但在危机时期会出现大幅飙升的现象。

【关键词】波动溢出;国债市场;风险定价;预期收益

【作者简介】费兆奇(通讯作者),中国社会科学院金融研究所,国家金融与发展实验室,电子信箱:feizhaoqi@163.com(100028);刘康,中国工商银行金融市场部,国家金融与发展实验室,电子信箱:kang.liu@icbc.com.cn(100140)。

【原文出处】《经济研究》(京),2020.9.25~41

【基金项目】本研究得到国家自然科学基金应急管理项目“金融市场风险防范和化解研究”(项目编号:71850009)的资助。

一、引言

在中国进一步扩大金融业对外开放的背景下,全球风险对中国资本市场的冲击愈发凸显。由于美欧等主要经济体雄踞全球金融市场定价的制高点,其市场风险的波澜变幻,直接引致全球金融市场随之震荡。“橘生淮南则为橘,生于淮北则为枳”,不同国度风险敞口之下资本市场的各异表现,引发我们对全球风险以何种程度、何种方式影响中国资本市场的思考。进而,美欧诸国所代表与引发

的全球风险如何参与中国国内资本市场风险定价等问题的研究,也展现出前所未有的现实意义。

在此背景下,国际金融研究的一个基础性问题再次引发学界的关注,即“为何不同国度的资本市场演绎着不同的预期收益”。主流观点将其归因为不同国度风险敞口的差异。在完全开放(完全封闭)的国际资本市场中,某一国家资本市场的预期收益完全由全球的风险敞口(国内的风险敞口)所决定,这是国际资本资产定价模型(单因素资本资

产定价模型)成立的基础。但当某一国家与全球资本市场的联系处于开放和分割之间的某种状态时,它的风险敞口则较难量化,因为它将同时受到全球风险和国内风险的影响。这正是现实中的情景:其一,在上世纪80年代末,一些新兴市场的金融自由化改革及资本账户的全面开放,显著提升了全球资本市场对新兴市场的波动溢出效应,但波动溢出的水平仍然较低(Bekaert & Harvey, 1997),说明全球风险对这些新兴市场的影响程度依然较小。其二,部分新兴市场在开放资本账户之后,全球的波动溢出效应并不稳定,呈现出剧烈波动的现象(Park & Lee, 2011),说明全球风险对各市场的影响水平具有随时间变化的特征。其三,全球资本市场(以美国市场代替)对发达经济体的波动溢出水平虽然较高,但尚未达到完全溢出的程度(Baele, 2005),这意味着即使对于开放程度较高的发达经济体而言,资产价格依然会同时受到全球风险和本地风险两方面因素的影响。为此,在中国加速金融业对外开放的背景下,准确评估外部风险对中国市场的波动溢出水平,即中国资本市场受全球风险和国内风险的影响程度及其时变特征,已成为新形势下研究中国资本市场定价的基础性内容。^①

当前,国内的相关研究主要聚焦在国际股票市场(费兆奇, 2014; 梁琪等, 2015; 李红权等, 2017; 郑挺国和刘堂勇, 2019),对于债券市场的研究却相对有限。在国际资本市场中,债券市场的市值远高于股票市场;而且,国债市场的波动溢出效应和定价问题还将直接影响到一国财政赤字的融资成本、货币政策的独立性(Schaeffer & Ramirez, 2017)、长期利率水平(Abad et al., 2010)以及区域市场的金融稳定(Tsukuda et al., 2017)。从中国的实践来看,一是随着利率市场化改革的深入推进,国债市场正逐步显现出为整个金融体系提供基准利率的价值。二是从宏观调控的角度看,国债市场是连接财政政策与货币政策,以及人民银行开展公开市场操作的市场基础(孙国峰, 2000)。三是随着中国金融开放

的提速和2017年7月“债券通”的开通,境外投资者加速进入中国债券市场,且倾向于持有风险较低的国债,境外投资者持有中国国债的比例从2017年6月的4.00%快速跃升至2019年11月的8.63%。综上分析,研究外部风险对中国国债市场的冲击程度,以及国债风险定价的影响具有越来越重要的现实意义。

在完全开放的国际资本市场中,如果跨区域资产具有相似的风险特征,那么,它们应当具有相同的预期收益,从而“一价定律”成立。由于各国国债具有较多的同质性,相关研究认为不同国家的国债市场在整体上具有相似的系统性风险。在此假定下,如果市场处于完全开放的状态,那么国债的风险溢价应当相同,进而它们的到期收益率也是相同的。为此,考察不同国家国债到期收益率的差异,成为检验国债市场开放程度的一种潜在方法。相关文献将这种方法应用于检验欧元区成员国国债市场的开放程度(Geyer et al., 2004; Gomez - Puig, 2009)。其中具有共性的结论是在引入欧元之后,欧元区成员国国债在区域内的联动性得到了显著提升,区域风险因素对国债的定价发挥着越来越大的作用。Pagano & Thadden(2004)发现流动性差异是欧元区国债到期收益率仍然存在差异的一个主要原因。Schuknecht et al. (2010)发现欧元区成员国与德国国债的到期收益率之差在次贷危机期间显著扩大,各国在危机期间的财政失衡问题和投资者风险厌恶程度突然提升是导致这一现象的主要因素。

然而,受主权信用差异、流动性差异等因素的影响,不同国家国债的系统性风险并非完全相同。资产定价理论认为,忽略系统性风险的差异,直接对国债到期收益率进行比较分析是有偏误的。Barr & Priestley(2004)考察了全球主要经济体国债的预期收益。他们的资产定价模型允许国债预期收益同时受到全球和本地两组因素的影响:当预期收益只受到本地因素的影响,则模型退化为资本资产定

价模型(Sharpe, 1964),意味着本地与全球市场是完全分割的;当预期收益只受全球因素的影响,则模型退化为国际资本资产定价模型(Ferson & Harvey, 1993),意味着本地市场完全开放。Barr & Priestley (2004)发现,主要经济体的国债市场尚未实现完全开放,而是处于完全开放与完全分割之间的某种状态。Abad et al. (2010)检验了影响欧元区国债定价的区域因素,发现各国国债受欧元区因素的影响较大,受全球因素的影响较小。这意味着欧元区风险对各国国债的定价发挥着主导作用。Pozzi & Wolswijk (2012)发现欧元区国债在次贷危机期间受区域因素的影响程度大幅提升。但是,资产定价理论高度依赖对系统性风险的准确识别以及相应资产定价模型的设定形式,由此产生了地区风险影响权重和模型设定的“联合检验”问题,为检验结果带来了不确定性。

鉴于上述分析,本文比较研究美国因素和欧元区特有因素对中国不同期限国债的波动溢出效应、差异及影响,并将波动溢出的时变特征引入多因素条件国际资本资产定价模型,考察金融开放条件下中国国债的风险定价。本文的要点主要包括以下几个方面。

其一,基于信息溢出视角考察国债的波动溢出效应。该方法的核心思想是,在完全开放的国际资本市场中,由于不存在投资“壁垒”,本地风险(本地信息冲击)对资产价格的影响,可以通过区域内的分散化投资得以消除;由此,只有全球的系统性风险(全球共同信息冲击)才能影响资产价格的波动(Baele, 2005; 李红权等, 2011)。从上述文献看,一个具有共性的结论是全球的国债市场一直处于完全开放和完全分割之间的某种状态。为此,本文通过考察全球共同信息对中国国债价格即期波动的解释程度来测度波动溢出的水平,并将国债价格即期波动中不能被全球共同信息所解释的部分,归因为本地因素。“一价定律”在本质上要求,不仅不存在资本流动障碍,而且投资者可以通过交易来消除

套利机会。但在实践层面,套利机会的衡量十分复杂,正如投资者倾向于投资本国资产这一长期谜题,虽消除了形式上的资本流动障碍(如资本控制措施和交易成本),但还不足以促成资本的跨国界自由流动。如果考虑厌恶风险情绪、不确定性(如汇率风险)等因素,则可在部分程度上解释投资者对本国资产的偏好问题,但是这一谜题在很大程度上依然悬而未决。因此,本文采用的信息溢出法,对波动溢出的测度标准更为严格,因为它不仅考虑了市场的开放程度,而且直接衡量了全球即期冲击在各个国债市场之间的传播程度。

其二,通过扩展双因素模型比较研究美国风险和欧元区特有风险对中国国债的冲击及其风险定价。一方面,当前对于债券市场波动溢出的研究主要集中于单因素模型的检验,即考察全球风险(通常以美国因素为代表)对本地债市的溢出效应。然而,全球风险可能过于宽泛,作为主要经济体的美欧诸国对全球资本市场的影响或许难分伯仲(例如欧债危机),即除美国风险之外,欧元区的特有风险仍然可能对中国债市造成系统性冲击。为此,本文基于多元 GARCH 模型构建“美国—欧元区”双因素模型,比较研究美国风险和欧元区特有风险对中国国债市场的波动溢出效应及其影响因素。另一方面,如果欧元区特有风险对中国国债的溢出效应是显著的,那么中国国债市场的风险定价应同时考虑美国因素和欧元区特有因素等两个系统性的外部风险。在此条件下,本文基于多元 GARCH - M 模型将条件国际资本资产定价模型的外部因素由全球单一风险(Barr & Priestley, 2004)扩展为“美国—欧元区”双风险因素。

其三,对不同期限国债的波动溢出效应进行比较研究。既有文献集中于考察外部风险对当地国债总体指数的波动溢出水平。然而,不同期限的国债伴随着不同的风险及预期收益,更有研究指出期限风险可以较好地解释债市预期收益的波动(Fama & French, 1996)。为此,从理论层面看,如果外部风

险对不同期限国债的波动溢出效应呈现出显著的系统性差异,那么在资产定价时,不同期限国债所面临的外部风险将呈现出系统性差异。从实践层面看,基于不同期限国债的波动溢出研究,能够为决策者和国际投资者提供更多的参考依据和投资选择。

其四,通过扩展 Kalman 滤波体系,考察国债波动溢出效应的时变特征。Kalman 滤波(Kalman & Bucy, 1961)是基于状态空间方法的一套递推滤波算法,自上世纪 60 年代问世以来,逐步在航空器轨道修正、导航追踪、雷达控制、传感器数据融合等诸多领域得到广泛应用。随着计量研究的不断完善, Kalman 滤波在近些年受到应用经济学的青睐,例如王博森等(2016)基于可违约债券 CIR 仿射定价模型。运用 Kalman 滤波法对政府隐性担保的风险定价进行了实证考察。Kalman 滤波是在测量方差恒定的情况下,实现参数的时变估计,但金融数据可能存在“异方差”特性,例如,胡秋灵和马丽(2011)研究表明中国股票市场和债券市场的波动均具有显著的 ARCH 效应。为此,本文试图进一步扩展 Kalman 滤波体系,释放关于“方差恒定”的假设,并运用 GARCH 模型(Bollerslev, 1986)描述方差的系统性变化,将“异方差”引入传统的 Kalman 滤波体系,进而实现对国债波动溢出水平的最优估计。

其五,在既定波动溢出水平的基础上考察国债市场的时变风险和定价。准确刻画国债风险价格、风险敞口和预期收益的时变特征,不仅可以揭示风险溢价的短期波动,有助于投资者及时修正投资策略,而且能够为中国国债收益率曲线的构建和分析提供更精确的信息。本文在研究债市波动溢出的基础上,将波动溢出的时变特征引入条件国际资本资产定价模型,该模型具有三方面的动态特征:一是允许债市的波动溢出水平是时变的,即中国债市受美国因素和欧元区特有因素的影响程度可以随时间变化;二是通过条件方差、协方差等模型形式的设定允许债市的风险敞口(risk exposure)是时变

的;三是通过信息变量捕捉风险价格的波动特征。

此外,运用信息变量对国债波动溢出的时变特征进行模拟。与 Kalman 滤波的估计方法相比,运用信息变量对模型参数进行模拟的估计方法,可以对引起国债波动溢出的因素进行检验。相关研究发现宏观经济波动和货币政策调整会对债券的风险溢价产生显著影响(Amihub & Mendelson, 1991; 王雄元等, 2015; 牛霖琳和林木材, 2017)。为此,本文构建了反映主要经济体经济趋同、货币政策趋同的相关因子,并检验这些因素对国债波动溢出水平的解释能力。

二、研究方法和模型构建

(一)基于信息溢出视角的波动溢出模型

信息溢出法认为在完全开放的国债市场,区域内的分散化投资可以消除当地信息冲击对国债价格波动的影响,有且只有全球共同信息的冲击会对国债的价格波动造成系统性影响,即各国的国债市场所面临的信息冲击是一致的,但对信息冲击的反馈程度是有差异的。为了使全球共同信息的测量具有可操作性,需要为其寻找一个代理变量,信息溢出法根据有效市场假说(Fama, 1970),假定全球(通常以美国代替)资产价格的即期波动可以充分反映所有相关信息的变化。相关文献将这一方法应用于检验国际股票市场的波动溢出效应(Bekeart et al., 2005; Baele & Inghelbrecht, 2010)。本文以该方法为起点,研究国债市场波动溢出的水平。

1. 描述全球风险的“美国—欧元区”双因素模型

为了比较研究美国风险和欧元区特有风险,本文将全球单因素模型扩展为“美国—欧元区”双因素模型,其二元 GARCH 模型的设定形式如下:

$$\begin{bmatrix} r_{us,t} \\ r_{eu,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{us,1} & \delta_{eu,1} \\ \delta_{us,2} & \delta_{eu,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{us,t-1} \\ \mu_{eu,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{us,t} \\ \varepsilon_{eu,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{us,t} | \Omega_{t-1} \\ \varepsilon_{eu,t} | \Omega_{t-1} \end{bmatrix} = A'A + B' \varepsilon_{us,t-1} \varepsilon'_{eu,t-1} B + C'$$

$$H_{t-1}C + D'\xi_{t-1}\xi'_{t-1}D \quad (2)$$

其中, r_t 代表国债的超额收益矩阵; δ 代表参数矩阵; μ_t 代表信息集合矩阵; ε_t 代表新息^②矩阵。 $r_{us,t}$ 和 $r_{eu,t}$ 分别表示美国和欧元区国债的超额收益。信息集合 $\mu_{us,t}$ ($\mu_{eu,t}$) 包括常数项、滞后 1 期的美国(欧元区)国债超额收益和股市超额收益, 长期国债到期收益率与短期利率之差、长期国债到期收益率与股市股息生息率之差 (Barr & Priestley, 2004; Abad et al., 2010)。设定条件方差矩阵 H_t 符合非对称 BEKK 模型 (Engle & Kroner, 1995) 程序, $\xi_{i,t}$ 是当 $\varepsilon_{i,t} < 0$ 时取值为 1, 否则取值为 0 的虚拟变量。

美国新息 ($\varepsilon_{us,t}$) 和欧元区新息 ($\varepsilon_{eu,t}$) 之间可能含有部分共同信息, 即被一组共同信息所驱动。为了比较美国因素和欧元区特有因素对中国债市的冲击程度, 本文设定欧元区新息除了受当地自身因素的影响之外, 同时还受到美国因素的冲击。表达式为:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{us,t} \\ \varepsilon_{eu,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ k_{t-1} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{us,t} \\ e_{eu,t} \end{bmatrix} = K_{t-1}e_t \quad (3)$$

$$e_t | \Omega_{t-1} \rightarrow N(0, w_t); W = \begin{bmatrix} \sigma_{us,t}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{eu,t}^2 \end{bmatrix}; H_t = K_{t-1}W_t$$

$$K'_{t-1} \quad (4)$$

$$K_{t-1} = \frac{Cov_{t-1}(\varepsilon_{us,t}, \varepsilon_{eu,t})}{Var_{t-1}(\varepsilon_{us,t})} = \frac{h_{us,eu,t}}{h_{us,t}} \quad (5)$$

其中, e_t 代表美国和欧元区国债市场在正交化之后的新息矩阵; W_t 代表相应的条件方差矩阵。 $h_{us,t}$ 和 $h_{eu,t}$ 分别代表各国的条件方差, $h_{us,eu,t}$ 代表美国和欧元区的条件协方差。

2. “双因素”波动溢出模型: 基于扩展 Kalman 滤波体系的时变研究

本节基于波动溢出模型, 将全球单因素检验扩展为“美国—欧元区”双因素检验, 进而比较研究美国因素和欧元区特有因素对中国国债市场的波动溢出效应。同时, 通过扩展 Kalman 滤波体系, 构建时变参数模型, 考察国债波动溢出的时变特征。扩

展的 Kalman 滤波体系是指释放传统 Kalman 关于“同方差”的假定, 并允许残差方差随时间呈现系统性变化。模型设定形式为:

$$r_{i,t} = \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\varepsilon_{i,t} = \beta_{us,t|t}e_{us,t} + \beta_{eu,t|t}e_{eu,t} + e_{i,t} \quad (7)$$

$$\beta_{us,t|t} = \beta_{us,t|t-1} + \eta_{us,t}; \beta_{eu,t|t} = \beta_{eu,t|t-1} + \eta_{eu,t} \quad (8)$$

$$h_{i,t} = var(e_{i,t} | \Omega_{t-1}) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}e_{i,t-1}^2 + \alpha_{i2}h_{i,t-1} + \alpha_{i3}\xi_{i,t-1}^2 \quad (9)$$

其中, $r_{i,t}$ 代表中国长期(短期)国债的超额收益; $\mu_{i,t}$ 和 $\varepsilon_{i,t}$ 分别代表预期收益和预期外收益。 $\varepsilon_{i,t}$ 受到三个因素的影响: 一是美国长期(短期)国债新息 $e_{us,t}$ 的冲击; 二是欧元区长期(短期)国债特新息 $e_{eu,t}$ 的冲击; 三是中国本地的特质新息 $e_{i,t}$ 。 $\beta_{us,t|t}$ 和 $\beta_{eu,t|t}$ 分别表示中国长期(短期)国债对美国新息和欧元区特新息冲击的敏感度, 以此描述相应的波动溢出水平。特质新息 ($e_{i,t}$) 的条件方差由 TGARCH(1,1) 程序决定, 其中, $\xi_{i,t}$ 是当 $e_{i,t} < 0$ 时取值为 1, 否则取值为 0 的虚拟变量。预期收益 $\mu_{i,t}$ 通过本地、美国和欧元区三组往期信息集合的估计而得, 表达式如下:

$$\mu_{i,t-1} = \delta_i X_{i,t-1} + \delta_{us} X_{us,t-1} + \delta_{eu} X_{eu,t-1} \quad (10)$$

扩展的 Kalman 滤波体系对于参数的动态估计, 主要体现在两个方面: 其一, 允许量测模型(7)中波动溢出参数 $\beta_{i,t}$ 随时间波动, 其波动特征由转换模型(8)决定, 设定其符合随机游走程序。其二, 允许量测模型(7)的残差方差是时变的, 并设定其时变路径由 TGARCH(1,1) 决定(如模型 9 所示)。此外, 量测模型(7)和转换模型(8)的残差项均符合正态分布, 且彼此互不相关。Kalman 滤波体系的估计原理是, 依据直至 $t-1$ 时刻的全部信息集合, 对 $\varepsilon_{i,t}$ 进行预测, 计算其最优的预测估计 $\varepsilon_{i,t|t-1}$; 此后根据公式 $v_t = \varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t|t-1}$ 得到预测误差。预测误差根据公式 $\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + K_t v_t$ 为波动溢出参数 $\beta_{i,t}$ 的不断更新提供新信息, 公式中的 K_t 代表 Kalman 滤波增益。最后, 扩展的 Kalman 滤波体系通过最大似然法进

行参数估计:

$$l_t = -\frac{1}{2}\ln(2\pi) - \frac{1}{2}\ln(F_t) - \frac{1}{2}v'_t R_t^{-1} v_t \quad (11)$$

其中, F_t 是 v_t 的方差矩阵。

(二) 引入时变波动溢出效应的多因素条件国际资本资产定价模型

本文对条件国际资本资产定价模型的扩展有二:其一,将影响中国国债的外部因素由全球单一因素扩展为“美国—欧元区”双因素,即中国国债的超额收益除了受自身风险因素(条件方差)的影响之外,还受到美国风险因素(中美国债超额收益的条件协方差)和欧元区特有风险因素(中欧国债超额收益的条件协方差)的影响。其二,引入时变的波动溢出效应,即允许外部风险因素对中国国债超额收益的影响随时间变化。模型的设定形式如下:

$$r_{i,t} = \beta_{us,tl} \lambda_{us,t-1} cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{us,t}) + \beta_{eu,tl} \lambda_{eu,t-1} cov_{t-1}(r_{i,t}, r_{eu,t}) + (1 - \beta_{us,tl} - \beta_{eu,tl}) \lambda_{i,t-1} var_{t-1}(r_{i,t}) + e_{i,t} \quad (12)$$

$$r_{eu,t} = \beta_{eu,us,tl} \lambda_{us,t-1} cov_{t-1}(r_{eu,t}, r_{us,t}) + (1 - \beta_{eu,us,tl}) \lambda_{eu,t-1} var_{t-1}(r_{eu,t}) + e_{eu,t} \quad (13)$$

$$r_{us,t} = \lambda_{us,t-1} var_{t-1}(r_{us,t}) + e_{us,t} \quad (14)$$

$$e_t = [e_{i,t}, e_{eu,t}, e_{us,t}] | X_{t-1} \rightarrow N(0, H_t); H_t = C' C + A' e_{t-1} e'_{t-1} A + B' H_{t-1} B \quad (15)$$

其中, $r_{i,t}$ 、 $r_{us,t}$ 和 $r_{eu,t}$ 分别代表中国、美国和欧元区长期(短期)国债的超额收益。 β_{it} 代表既定的波动溢出水平,是本文基于信息溢出视角估算出的时变波动溢出水平。 $\beta_{us,tl}$ 和 $\beta_{eu,tl}$ 分别代表美国和欧元区对中国的波动溢出效应; $\beta_{eu,us,tl}$ 代表美国对欧元区的波动溢出效应,基于单因素的波动溢出模型估算得出。 e_t 是误差项的矩阵形式。 H_t 代表超额收益的条件方差—协方差矩阵,设定其符合 BEKK 模型(Engle & Kroner, 1995)程序,其中, C 是 $(N \times N)$ 对称矩阵, A 和 B 是 $(N \times N)$ 矩阵的恒定系数。在 H_t 的表达式中,设定方差的程序数据由往期的误差平方和条件方差所决定,协方差的程序数据由往期的误差和协方差的向量积所构成。为此,本文约束矩

阵 A 和 B 为对角矩阵。 $\lambda_{us,t-1}$ 、 $\lambda_{eu,t-1}$ 和 $\lambda_{i,t-1}$ 分别代表美国、欧元区和中国国债市场的风险价格,本文在模型中通过往期信息变量捕捉风险价格的波动特征,其表达式为:

$$\lambda_{us,t-1} = \exp(k'_{us} X_{t-1}^{us}); \lambda_{eu,t-1} = \exp(k'_{eu} X_{t-1}^{eu}); \lambda_{i,t-1} = \exp(\delta'_i X_{t-1}^i) \quad (16)$$

上述表达式是为了保证风险价格的取值始终为正,其中 X_{t-1}^{us} 、 X_{t-1}^{eu} 和 X_{t-1}^i 分别代表美国、欧元区和中国本地往期的相关信息集合。信息集合包括常数项、各国滞后 1 期的长期(短期)国债超额收益、股市超额收益、长期国债到期收益率与短期利率之差以及长期国债到期收益率与股市股息生息率之差。

在上述模型中,由于波动溢出水平 $\beta_{i,tl}$ 是时变的,在一般状态下,中国国债的超额收益同时受到本地因素、美国因素和欧元区特有因素的影响,而这些因素比重的分配由时变的波动溢出水平 β_{it} 来决定。当中国处于完全开放的状态时, $\beta_{us,tl} + \beta_{eu,tl} = 1$, 式(12)中的方差项退化为 0,说明超额收益只受美国和欧元区因素的影响。当中国与全球处于完全分割状态时, $\beta_{us,t} = \beta_{eu,t} = 0$, 式(12)中的 2 个协方差项均为 0,该式退化为单因素条件资本资产定价模型(CAPM),说明超额收益只受中国本地因素的影响。

三、波动溢出效应的实证分析与检验

(一) 样本数据分析

本文选取美国、欧元区和中国三个市场作为研究国债波动溢出的样本。其中,侧重于比较研究长期国债(5 年至 10 年期)、短期国债(1 年至 5 年期)的波动溢出水平及差异。所有样本数据为月度数据,以本币计价,来源于 Datastream 数据库。

为了构建欧元区长期、短期国债指数,需要对欧元区 19 个国家的相关指数进行合成。但受限于 Datastream 数据库的数据可得性和各国主权信用评级的差异,本文选取主权信用评级为 A 级的爱尔兰、奥地利、比利时、德国、法国、荷兰和西班牙等 7 个市场,用以构建欧元区国债的相关指数。从总量的代表性来看,这些国家一般政府债务未偿还余额

占欧元区 19 国总和的比重达到了 69.823% (2019 年 12 月数据), 具有较好的代表性。计算欧元区长期(或短期)国债加权收益率的公式如下:

$$R_{euro,t} = \sum_{k=1}^7 (R_{k,t} w_{k,t} / \sum_{k=1}^7 w_{k,t}) \quad (17)$$

其中, $R_{k,t}$ 代表上述 7 个欧元区成员国中国家 k 的长期(或短期)国债收益率, $w_{k,t}$ 代表其长期(或短期)国债的市值; $\sum_{k=1}^7 w_{k,t}$ 代表上述 7 个欧元区成员国长期(或短期)国债市值的总和。

表 1 描述了各市场长期、短期国债超额收益率的均值和标准差, 其中的超额收益率是指国债收益率与当地无风险利率之差。总体看, 所有国家长、短期国债在样本期间的超额收益均为正值。从长、短期国债的比较来看, 长期国债的超额收益及标准差均显著地高于短期国债的超额收益及标准差。从各市场比较来看, 虽然中国国债的绝对收益率较高, 但较高的无风险利率导致中国国债的超额收益

率在样本市场中是最低的。

(二) 国债超额收益的可预测性

在估计和检验波动溢出模型之前, 首先考察本地和外部信息变量对于中国国债超额收益的预测能力。设定中国不同期限国债的超额收益与本地、外部的信息集合变量呈如下线性关系:

$$r_{i,t} = a_i + b_i^F Z_{i,t-1}^F + b_i^L Z_{i,t-1}^L + \varepsilon_{i,t} \quad (18)$$

其中, $r_{i,t}$ 代表中国长期(短期)国债的超额收益; $Z_{i,t-1}^L$ 代表中国本地的信息集合; $Z_{i,t-1}^F$ 代表外部信息集合, 在本文中包含美国信息集合和欧元区信息集合; $\varepsilon_{i,t}$ 是预测误差项。该式与系列资产定价模型的基础形式保持一致。资产定价理论认为, 如果市场是完全开放的, 则中国本地的信息集合 $Z_{i,t-1}^L$ 对式(18)中 $r_{i,t}$ 的解释能力不显著, 即 $b_i^L = 0$; 如果市场是完全封闭的, 则外部的信息集合 $Z_{i,t-1}^F$ 对式(18)中 $r_{i,t}$ 的解释能力不显著, 即 $b_i^F = 0$ 。

表 1 各市场国债超额收益率统计特征

样本市场	样本数据起止时间	长期国债 (%)		短期国债 (%)	
		均值	标准差	均值	标准差
美国	2007.07 - 2019.12	0.336	1.538	0.151	0.533
欧元区	2007.07 - 2019.12	0.386	1.221	0.165	0.464
中国	2007.07 - 2019.12	0.104	1.054	0.0323	0.546

表 2 基于中国本地和外部信息变量预测中国国债超额收益

信息集合	长期国债	短期国债	信息集合	长期国债	短期国债
包含美国、欧元区和中国本地信息			仅包含美国和欧元区信息		
调整 R ²	11.928	18.979	调整 R ²	12.672	17.877
F 统计值(Wald 检验)	2.659***	3.870***	F 统计值(Wald 检验)	3.666***	5.000***
仅包含美国信息			仅包含欧元区信息		
调整 R ²	10.495	11.602	调整 R ²	12.189	15.174
F 统计值(Wald 检验)	5.309***	5.823***	F 统计值(Wald 检验)	6.101***	7.574***
仅包含中国本地信息					
调整 R ²	6.110	8.205			
F 统计值(Wald 检验)	3.392**	4.285***			

注: (1) 表中结果是式(18)根据最小二乘法估计得出; (2) 本地信息集合包括滞后 1 期的中国长期(短期)国债超额收益、股市超额收益、长期国债到期收益率与短期利率之差、长期国债到期收益率与股市股息生息率之差, 外部信息包括美国信息集合和欧元区信息集合; (3) ***、** 和* 分别代表在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著, 下表同。

表2描述了对中国国债超额收益进行预测的估计结果。本文考察了中国国债市场在不同情形下的拟合度(调整 R^2)及信息集合的显著性(Wald 检验):一是式(18)同时包含外部和中国本地所有信息集合;二是仅包含外部信息集合;三是仅包含中国本地信息集合。首先,中国的国债市场(包括长期或短期)在上述三种情形下,关于信息集合的Wald 检验均是显著的,即拒绝原假设“所有信息集合不显著”,说明中国本地信息集合和外部信息集合对于中国国债市场的超额收益均具有显著的预测能力。这意味着中国国债市场处于非完全开放的状态(完全开放和完全分割之间的某种状态)。其次,从调整 R^2 的估计值看,信息集合(包括中国本地或外部信息集合)对中国短期国债预测的调整 R^2 值均大于对长期国债的预测,说明各类信息对短期国债的预测水平较高。

(三)波动溢出检验

1. 参数估计

表3描述了基于扩展的Kalman 滤波体系,对国债波动溢出水平进行时变估计的参数结果。其一,从长期国债的溢出效应看,无论是期末的时点估计 β_{it} ,或是全样本均值估计 $\bar{\beta}$,均是显著的。这意味着美国因素和欧元区特有因素对中国长期国债均具有显著的波动溢出效应。其二,从短期国债的溢出

表3 中国国债波动溢出的参数估计:基于扩展的Kalman 滤波体系

国债期限	美国因素		欧元区因素		方差模型估计系数		
	$\beta_{us,t t}$	β_{us}	$\beta_{eu,t t}$	β_{eu}	α_{i0}	α_{i1}	α_{i2}
中国长期国债	0.117** (0.0501)	0.143*** [17.035]	0.190** (0.0864)	0.221*** [17.548]	0.0000211 (0.0000168)	0.212 (0.174)	0.538* (0.291)
中国短期国债	0.0853 (0.0743)	0.0839*** [12.806]	-0.0355 (0.106)	0.0162 [1.106]	0.00000862 (0.00000623)	0.193 (0.146)	0.530* (0.298)

注:(1)表中参数结果是根据式(6)-(11)估计而得;(2) $\beta_{us,t|t}$ 和 $\beta_{eu,t|t}$ 分别代表美国因素和欧元区特有因素在样本末期 t 时刻对中国国债的波动溢出水平;(3) α_{i0} 、 α_{i1} 和 α_{i2} 分别代表残差方程中的常数项、残差均方系数和条件方差系数;(4)估计参数的标准误差在圆括号中显示,下表同;(5) $\bar{\beta}_{us}$ 和 $\bar{\beta}_{eu}$ 分别代表美国因素和欧元区特有因素在样本期间对中国国债波动溢出水平的平均值,计算公式为 $\bar{\beta} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \beta_{it}$,其显著性根据 t 统计量(中括号显示)判别。^③

效应看,只有 $\bar{\beta}_{us}$ 是显著的。这意味着在全样本区间内,美国因素对中国短期国债具有显著的波动溢出效应。其三,在条件方差方程中,条件方差系数 α_{i2} 均在10%的显著性水平上显著。这说明作为Kalman 滤波体系的扩展,GARCH 因素是显著的。

2. 国债波动溢出的期限差异及区域差异

为了进一步考察外部因素对中国国债波动溢出效应的特征,表4计算了不同期限国债在样本期间波动溢出的均值水平,并通过 t 检验考察了期限差异和区域差异的显著性。其一,从期限的差异看,外部因素对中国长期国债的影响程度显著高于对短期国债的影响。美国因素对中国长、短期国债的波动溢出水平的差异为0.0588(t 值为6.292);欧元区特有因素对中国长、短期国债的波动溢出水平的差异为0.205(t 值为9.392)。其二,从区域的差异看,对于中国长期国债,欧元区特有因素的影响程度显著高于美国因素,差异为0.0784(t 值为4.622);对于中国短期国债,美国因素的影响程度显著高于欧元区特有因素,差异为0.0676(t 值为3.379)。

3. 波动溢出的时变特征及政策含义

图1描述了外部因素对中国长期和短期国债波动溢出水平的时变特征。其一,外部因素对中国国债的波动溢出水平虽在不同时期各有升降,但长期

的上升趋势并不明显。近些年,中国债券市场的对外开放不断提速,包括投资市场不断放宽 QFII 的限制,发行市场不断放宽熊猫债的限制,离岸市场不断丰富参与主体,积极发展上海自贸区债券业务,加快推进债券通的实施和不断完善人民币跨境支付系统,等等。从理论上,债券市场的加速开放理应持续提升外部因素对中国债券市场的波动溢出水平,然而本文在实证检验中并未发现有显著提升的趋势。其中制度层面的因素是中国债券市场在法律、会计、评级、基础设施、防范风险等方面还有诸多需要完善之处,这些因素使得中国与全球资本市场的深度对接仍然存在一些问题,在一定程度上阻断了信息、资金在中国和全球资本市场之间的自由流动。

表 4 中国长、短期国债波动溢出的均值水平、差异及显著性检验

国债期限	美国因素	欧元区因素	区域差异
	$\bar{\beta}_{us}$	$\bar{\beta}_{eu}$	
中国长期国债	0.143	0.221	-0.0784*** [-4.622]
中国短期国债	0.0839	0.0162	0.0676*** [3.379]
期限差异	0.0588*** [6.292]	0.205*** [9.392]	

注:区域差异和期限差异的显著性,根据 t 统计量(中括号表示)判别。^④

其二,从图 1 的比较看,美国因素在大部分时期对中国长期国债的波动溢出水平高于短期国债(表 4 中的“期限差异”是显著的);欧元区特有因素

在全样本期间对中国长期国债的波动溢出水平高于短期国债。这说明,与短期国债相比,中国长期国债受外部因素的影响程度更高。从实践的角度看,长、短期国债的差异,说明国际资本更倾向于持有中国的长期国债。

其三,一方面,欧元区特有因素对中国长期国债的波动溢出水平显著高于美国因素,潜在原因是经济基本面的变化对一国长期国债价格波动的影响处于主导地位,而中国与欧元区的经济往来更为密切,例如中欧贸易额一直高于中美贸易额。另一方面,美国因素对中国短期国债的波动溢出水平显著高于欧元区特有因素,潜在原因是货币政策的变化对一国短期国债价格波动的影响处于主导地位,例如与欧央行相比,美联储货币政策对中国的影响程度更高。

(四) 国债波动溢出的解释因素

为了考察国债波动溢出的解释机制,本节研究了影响债券市场价格波动的相关因素,如汇率的不确定性(Dumas & Solnik, 1995)、经济(商业)周期的波动(Fama & French, 1989)、短期利率或货币政策的影响(Bayoumi & Eichengreen, 1998)等。考虑到双边汇率的波动通常是经济体之间经济运行和货币政策相对变化的综合反映,即双边汇率波动的减弱通常反映了经济体之间的经济趋同和货币政策趋同(Fratzcher, 2002)。为此,本节首先检验经济趋同和货币政策趋同对于国债的波动溢出效应是否具有显著的解释能力,然后检验汇率波动的影响。方法是构建运用信息变量描述国债波动溢出的相关模型,其一般表达式如下:

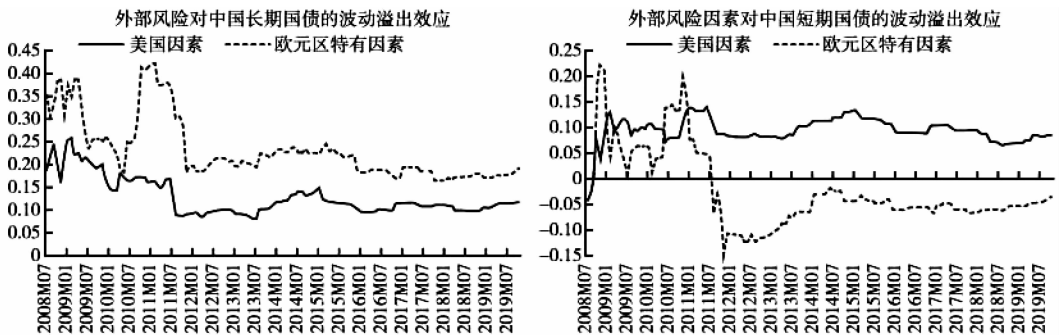


图 1 外部风险对中国国债的波动溢出效应

注:波动溢出水平是根据式(6)-(11)估计而得的 $\beta_{i,t}$ 值。

$$\varepsilon_{i,t} = \beta_{us,t|t} e_{us,t} + \beta_{eu,t|t} e_{eu,t} + e_{i,t} \quad (19)$$

$$\beta_{us,t|t} = \varphi_{us,0} + \varphi_{us,j} Z_{us,j,t|t}; \beta_{eu,t|t} = \varphi_{eu,0} + \varphi_{eu,j} Z_{eu,j,t|t} \quad (20)$$

$$h_{i,t} = \text{var}(e_{i,t} | \Omega_{t-1}) = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} e_{i,t-1}^2 + \alpha_{i2} h_{i,t-1} + \alpha_{i3} \xi_{i,t-1}^2 \quad (21)$$

上述模型的设定允许国债市场的波动溢出水平 $\beta_{us,t|t}$ 和 $\beta_{eu,t|t}$ 具有时变特征,其时变特征由函数(20)所决定。 $Z_{i,t}$ 代表相关经济或金融信息变量的集合,由引起波动溢出的因素所构成。

1. 经济趋同和货币政策趋同的影响

设定国债波动溢出的时变特征由经济体之间的经济趋同因子和货币政策趋同因子的函数所表示,函数(20)的具体表达式如下:

$$\beta_{us,t|t} = \varphi_{us,0} + \sum_{i=1}^3 \varphi_{us,1,i} Economy_{us,i,t|t} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{us,2,i} Money_{us,i,t|t} \quad (22)$$

$$\beta_{eu,t|t} = \varphi_{eu,0} + \sum_{i=1}^3 \varphi_{eu,1,i} Economy_{eu,i,t|t} + \sum_{i=1}^2 \varphi_{eu,2,i} Money_{eu,i,t|t} \quad (23)$$

其中, $Economy_{us,t|t}$ 和 $Economy_{eu,t|t}$ 分别代表中美和中欧经济趋同因子。该因子的构建方法是:其一,通

过 Kalman 滤波求得中国与美国(欧元区) OECD 综合领先指数的时变相关系数、OECD 商业信心指数的时变相关系数和 OECD 消费者信心指数的时变相关系数;其二,用主成分分析法求得 3 个时变相关系数的主成分,以此代表经济趋同因子。 $Money_{us,t|t}$ 和 $Money_{eu,t|t}$ 分别代表中美和中欧货币政策趋同因子,该因子的构建方法是:其一,通过 Kalman 滤波分别求得中国与美国(欧元区)短期利率的时变相关系数、通货膨胀的时变相关系数;其二,用主成分分析法估算 2 个时变相关系数的主成分,以此代表货币政策趋同因子。

表 5 描述了经济趋同因子和货币政策趋同因子对国债波动溢出水平的解释程度以及相应方差方程的估计系数。从相关参数的估计看,对于中国长期国债,中美经济趋同因子 $\varphi_{us,1}$ 及其货币政策趋同因子 $\varphi_{us,2}$, 中欧经济趋同因子 $\varphi_{eu,1}$ 及其货币政策趋同因子 $\varphi_{eu,2}$, 均在 5% 的显著性水平上显著。这说明主要经济体之间的经济趋同、货币政策趋同均对中国长期国债的波动溢出效应具有显著的正向解释能力。对于中国短期国债,中美货币政策趋同

表 5 经济趋同、货币政策趋同对中国国债波动溢出水平的解释

国债 期限	美国因素		欧元区因素			方差模型估计系数			
	经济趋同因子		货币政策趋 同因子 $\varphi_{us,2,i}$	经济趋同因子		货币政策趋 同因子 $\varphi_{eu,2,i}$	α_{i0}	α_{i1}	α_{i2}
	$\varphi_{us,1,i}$		$\varphi_{us,1,i}$						
	主成分 1	主成分 2	主成分 1	主成分 1	主成分 2	主成分 1			
中国长 期国债	0.172*** (0.0625)	-0.0452 (0.0667)	0.101** (0.0450)	0.336*** (0.128)	-0.115 (0.0931)	0.392*** (0.105)	0.0000464 (0.0000446)	-0.0268*** (0.00876)	0.993*** (0.0660)
中国短 期国债	0.104 (0.123)	0.0118 (0.132)	0.338*** (0.0787)	0.202 (0.239)	0.0158 (0.176)	0.475** (0.144)	0.0000451 (0.0000433)	0.0759 (0.0952)	0.729*** (0.281)

注:(1)根据主成分方法,本文构建的经济趋同因子最多可提取 3 个互不相关的主成分,货币政策趋同因子最多可提取 2 个互不相关的主成分。在检验趋同因子各主成分对国债波动溢出的影响时,一方面,应尽可能将经济趋同因子和货币政策趋同因子的所有主成分均放入模型之中;但另一方面,趋同因子的部分主成分对国债波动溢出的影响可能并不显著,过多的不显著变量可能会降低模型的估计效率,甚至导致模型的估计出现偏误。为此,本文对包含不同数量主成分的模型进行稳健性检验。检验发现,经济趋同因子含 2 个主成分,货币政策趋同因子含 1 个主成分的模型,其设定形式可以通过稳健性检验。(2)在构建经济趋同因子和货币政策趋同因子时,由于次贷危机对 Kalman 滤波的初始值设置带来了巨大的扰动,从而影响到相关趋同因子估值的稳定性。为此,本节的解释模型为了回避次贷危机对样本初期的扰动,将样本初期设置为 2010 年 1 月。

因子 $\varphi_{us,2}$ 和中欧货币政策趋同因子 $\varphi_{eu,2}$ 均在 5% 的显著性水平上显著,说明主要经济体之间的货币政策趋同对于中国短期国债的波动溢出效应具有显著的正向解释能力。2014 - 2015 年,全球经济的复苏步伐出现分化,主要经济体之间的货币政策随之出现分化。在此背景下,中国与美国(欧元区)的货币政策趋同因子、经济趋同因子均出现了不同幅度的下降,从而弱化了外部风险因素(美国和欧元区)对中国国债的波动溢出效应。

2. 汇率波动的影响

本节检验汇率波动对于国债的波动溢出效应是否具有显著的解释能力,设定国债波动溢出的时变特征由汇率波动的函数所表示,函数(20)的具体表达式如下:

$$\beta_{us,t|t} = \varphi_{us,0} + \varphi_{us,1} EXvol_{us,t|t} \quad (24)$$

$$\beta_{eu,t|t} = \varphi_{eu,0} + \varphi_{eu,1} EXvol_{eu,t|t} \quad (25)$$

其中, $EXvol_{us,t|t}$ 和 $EXvol_{eu,t|t}$ 分别代表人民币兑美元和人民币兑欧元汇率的波动水平,汇率波动的计算方法是基于 GARCH(1,1) 模型,估算人民币兑美元(欧元)汇率的条件方差。

表 6 描述了汇率波动对于国债波动溢出水平的解释系数以及相应方差方程的估计系数。从相关参数的估计看,汇率波动对中国短期国债的波动溢出效应具有显著的负向影响。对于中国短期国债,人民币兑美元汇率的波动水平 $\varphi_{us,1}$, 其估计值为负数,且在 5% 的显著性水平上显著。意味着人

民币兑美元汇率波动幅度的增加,会显著降低美国因素对中国短期国债的波动溢出效应。例如 2015 年 8 月人民银行调整人民币兑美元汇率中间价报价机制(“811 汇改”)之后,人民币兑美元汇率的波动幅度显著放大,在此情形下,美国因素对中国短期国债的波动溢出效应呈现出趋势性下降的特征(如图 1 所示)。

(五) 波动溢出模型的稳健性检验

本节对波动溢出模型的稳健性进行检验,包括基于扩展 Kalman 滤波体系的双因素波动溢出模型,考察经济趋同(2 个主成分)和货币货币政策趋同(1 个主成分)对中国国债波动溢出影响的模型,考察汇率波动对中国国债波动溢出影响的模型。具体方法是采用广义矩估计(GMM)检验不同模型的标准残差($z_{i,t} = e_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$)是否符合约束条件:(1) $E[z_{i,t} z_{i,t-j}] = 0$; (2) $E[(z_{i,t}^2 - 1)(z_{i,t-j}^2 - 1)] = 0$; (3) $E[z_{i,t}] = 0$; $E[z_{i,t}^2 - 1] = 0$; $E[z_{i,t}^3] = 0$; $E[z_{i,t}^4 - 3] = 0$ 。其中, $e_{i,t}$ 和 $h_{i,t}$ 分别代表波动溢出模型的残差和条件方差。式(1)和(2)分别表示条件均值模型和条件方差模型设定形式的约束条件,即要求标准化残差和条件方差不存在显著的自相关,分别对上述 2 个约束条件进行 4 个自由度的 χ^2 检验($j = 1, 2, 3, 4$)。式(3)表示标准正态分布的约束条件,对其进行 4 个自由度的 χ^2 检验。最后,对上述 3 个约束条件进行 12 个自由度的 χ^2 联合检验。

表 6 汇率波动对中国国债波动溢出水平的解释

国债期限	美国因素	欧元区因素	方差模型估计系数		
	人民币兑美元 汇率波动 $\varphi_{us,1}$	人民币兑欧元 汇率波动 $\varphi_{eu,1}$	α_{i0}	α_{i1}	α_{i2}
中国长期国债	-13.155 (14.020)	1.587 (2.922)	0.0000303 (0.0000236)	-0.0300 (0.109)	0.473 (0.388)
中国短期国债	-42.772** (21.651)	1.490 (2.123)	0.00000117 (0.00000237)	0.0333 (0.0754)	0.872*** (0.180)

注:(1)表中参数结果是根据式(19)、(21)、(24)和(25)估计而得;(2)模型估计的样本区间与表 5 保持一致。

表7总结了检验结果的 χ^2 统计量,所有关于模型被正确设定的原假设均不能被拒绝。中国长、短期国债的条件均值检验、条件方差检验均不显著,说明相关模型残差和条件方差均不存在自相关,意味着模型被正确设定的原假设不能被拒绝。此外,模型残差符合正态分布的原假设不能被拒绝。最后,对于各组模型的条件均值、条件方差和正态分布的联合检验均不能被拒绝。

四、时变波动溢出效应下的债市风险和预期收益

(一)时变风险价格和时变风险敞口

表8描述了模型(12)–(16)的参数估计结果。对于美国、欧元区和中国三个市场,每个市场均有部分信息变量系数估计值是显著的,说明相关信息变量对各国国债的风险价格具有显著的解释能力。这意味着所有样本国家的国债市场,其风险价格的时变特征均是显著的。此外,中国和欧元区本地信息的显著性,还说明中国和欧元区的国债市场尚未达到理论上完全开放的状态,否则,本地信息集合对各国国债风险价格的解释能力应趋于零或是不显著的。在方差模型(15)中,所有国家的残差平方系数、条件方差或条件协方差系数各有显著,意味着各国国债市场的风险敞口均具有显著的时变特征。

表7 波动溢出模型设定及稳健性检验

国债期限	条件均值	条件方差	正态分布	联合检验
基于扩展 Kalman 滤波体系的波动溢出模型:(6)–(11)				
中国长期国债	2.690	1.063	0.295	4.621
中国短期国债	2.751	2.202	1.078	7.225
中国波动溢出的解释模型:(19)、(21)、(22)和(23)				
中国长期国债	5.161	1.666	2.814	9.226
中国短期国债	0.712	0.797	1.054	3.634
中国波动溢出的解释模型:(19)、(21)、(24)和(25)				
中国长期国债	5.161	1.666	2.814	9.226
中国短期国债	0.712	0.797	1.054	3.634

(二)长期国债和短期国债的超额预期收益

从图2各国国债超额预期收益的运行趋势看,其一,对于所有样本国家,长期国债的超额预期收益在多数时期持续高于短期国债。表9计算了各国长、短期国债超额预期收益差异的显著性,证实了这一差异在样本期间内均是显著的。但是在特殊时期,长、短期国债超额预期收益也会出现短暂的“倒挂”,体现的是市场在经济衰退期对经济运行较为强烈的“悲观”预期。例如,中美两国短期国债的超额预期收益在次贷危机时期均出现了不同程度的“蹿升”,并超出长期国债的超额预期收益。此外,在2015年中国经济下行压力加大时期,中国长、短期国债超额预期收益也出现了短暂的“倒挂”现象。

其二,从各国的横向比较看,中国长期、短期国债的超额预期收益均处于较低的水平。如果以模型(12)作为分析工具,可以发现其主要原因有二:一方面,美国因素和欧元区特有因素对中国国债的波动溢出(β_{us} 和 β_{eu})依然处于较低水平,这意味着外部风险因素能够参与到国内国债风险定价的程度较低。另一方面,从各项参数的分解估计看,中国国债的风险价格 $\lambda_{i,t}$ (单位风险报酬)处于较低水平,与美国和欧元区相比存在数倍的差距,这是导致中国国债超额预期收益较低的一个重要因素。

表 8 时变波动溢出效应下的条件国际资本资产定价模型参数估计

(a) 美国										
	$k_{us,0}$	$k_{us,1}$	$k_{us,2}$	$k_{us,3}$	$k_{us,4}$	c	a	b		
长期国债	-1.789*** (0.318)	0.115* (0.0770)	-17.553*** (2.862)	-129.989 (320.828)	-630.614 (652.687)	-0.00960*** (0.000427)	0.00000600 (0.0812)	1.001*** (0.000469)		
短期国债	-0.658* (0.294)	0.0886 (0.175)	-11.858*** (0.764)	24.596 (75.220)	67.821 (247.200)	0.00790** (0.00395)	0.208*** (0.0211)	0.954*** (0.00961)		
(b) 欧元区										
	$k_{eu,0}$	$k_{eu,1}$	$k_{eu,2}$	$k_{eu,3}$	$k_{eu,4}$	c_{11}	c_{12}	a	b	
长期国债	-1.424*** (0.425)	-0.159 (0.107)	-14.230*** (2.326)	207.962 (144.985)	-211.261* (129.131)	0.484** (0.201)	0.298** (0.129)	0.419*** (0.0724)	0.648*** (0.146)	
短期国债	-1.054* (0.626)	-0.374 (0.280)	-5.874* (3.505)	583.272** (231.161)	-538.733*** (175.251)	0.0160* (0.00911)	0.00907** (0.00417)	0.536*** (0.0738)	0.777*** (0.0649)	
(c) 中国										
	δ_0	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4	c_{11}	c_{12}	c_{13}	a	b
长期国债	-29.513** (15.637)	11.113** (5.585)	-12.210 (9.762)	-15835.044* (9042.940)	14871.047** (7730.667)	0.705** (0.116)	0.238** (0.111)	0.151* (0.0863)	0.469*** (0.110)	-0.123 (0.284)
短期国债	-36.386** (17.552)	33.085** (15.964)	209.786** (100.784)	-13549.336* (7323.938)	5640.044** (2422.016)	0.179*** (0.0283)	0.00786 (0.0117)	-0.00119 (0.00993)	0.626*** (0.113)	0.0905 (0.213)

注：(1) 参数 k 是美国（欧元区）国债市场估计的参数矩阵，其代表的变量系数如下： k_0 ，常数项； k_1 ，长期（短期）国债超额收益的滞后值； k_2 ，股市超额收益的滞后值； k_3 ，长期国债到期收益率与短期利率之差； k_4 ，长期国债到期收益率与股市股息生息率之差； c 、 a 、 b 分别代表条件方差模型中的常数项、滞后残差平方系数和滞后条件方差系数。(2) 参数 δ 是中国国债市场估计参数的矩阵，其代表的变量系数如下： δ_0 ，常数项； δ_1 ，中国长期（短期）国债市场超额收益的滞后值； δ_2 ，中国股市超额收益的滞后值； δ_3 ，中国长期国债到期收益率与短期利率之差； δ_4 ，中国长期国债到期收益率与股市股息生息率之差； c_{11} 、 c_{12} 、 c_{13} 代表条件方差—协方差模型的常数项； a 、 b 分别代表条件方差模型中的滞后残差平方系数和滞后条件方差系数。(3) 本文通过检验模型残差考察了资产定价模型的稳健性：一是根据 Bera - Jarque 对模型残差进行正态分布检验；二是根据 Ljung - Box 测试对标准化残差进行滞后 10 阶的自相关检验，并对标准化残差平方进行滞后 10 阶的自相关检验，即异方差检验。检验结果表明：其一，所有国家长期国债的模型残差符合正态分布，但短期国债的模型残差拒绝正态分布的假设，潜在原因是样本数据在危机时期的极值引致正态分布的峰值偏高；其二，所有模型（包括中国、美国、欧元区的长期和短期国债模型）的标准化残差和标准化残差平方均不存在自相关。上述检验说明相关模型具有较好的稳健性。

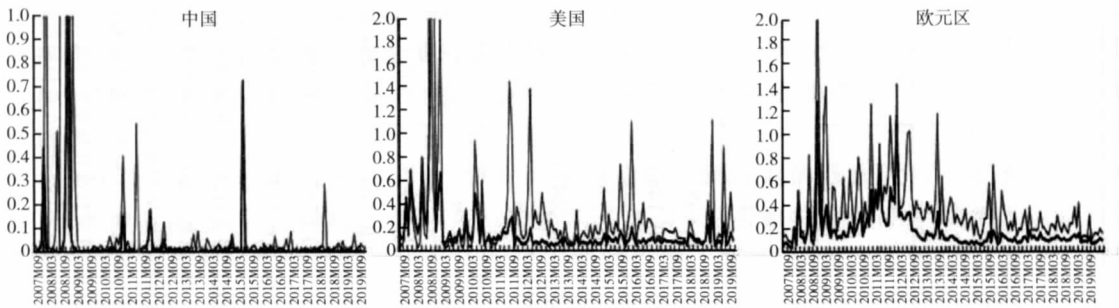


图 2 长期国债和短期国债的超额预期收益 (%)

注：浅色、深色曲线分别代表长期、短期国债的超额预期收益。

五、结论及政策含义

本文通过构建双因素波动溢出模型和多因素条件国际资本资产定价模型，比较研究了全球因素（包括美国因素和欧元区特有因素）对中国不同期

限国债的波动溢出效应、差异及影响因素，并将波动溢出效应的时变特征引入多因素的条件国际资本资产定价模型，考察了中国不同期限国债的风险和预期收益。主要发现及政策含义如下：

表 9 长期国债和短期国债的超额预期收益及差异

样本市场	样本期间	超额预期收益的均值水平		差异	
		长期国债	短期国债	均值差异	T 值
美国	2007 · 07 - 2019 · 12	0.317	0.149	0.168	[3.971]
欧元区	2007 · 07 - 2019 · 12	0.420	0.189	0.231	[7.349]
中国	2007 · 07 - 2019 · 12	0.119	0.0264	0.0929	[2.117]

注:(1)超额预期收益是根据模型(12) - (16)估计而得;(2)度量差异显著性的 t 统计量,其计算公式与表 4 相同。

第一,全球因素对中国国债的波动溢出效应是显著的,但在近些年并没有呈现出显著的上行趋势。其潜在原因有二:一方面,2014 年以来,全球主要经济体的经济复苏步伐和货币政策出现分化,使得中国与美国(欧元区)的货币政策趋同因子、经济趋同因子均出现了不同幅度的下降,从而弱化了全球因素对中国国债的波动溢出水平。此外,2015 年 8 月人民银行调整人民币兑美元汇率中间价报价机制(“811 汇改”)之后,人民币兑美元汇率的波动幅度显著放大,从而使得美国因素对中国短期国债的波动溢出效应出现趋势性下降。另一方面,中国债券市场的对外开放在近些年不断提速,但由于市场的自身改革尚未完全到位,与国际资本市场的对接仍然存在一些问题。例如,2020 年 7 月,人民银行、证监会已对债券市场基础设施机构互联互通做出安排,并允许部分银行以互联互通机制或直接开户方式参与交易所债券市场现券协议交易,但交易托管结算系统等基础设施统一的具体细节仍有待进一步推进。又如,虽然当前已经引入国际评级机构加强中国评级体系建设,但由于评级粘性及客户承揽等诸多因素,中国债券评级的国际化进程还有待进一步加强,这也在一定程度上阻断了信息、资金在中国和全球资本市场之间的自由流动。后续还应持续推进国内债市的自身改革,进一步加强跨市场统一监管与信息共享,建立统一的市场规则,继续加大改革与对外开放的力度,减少由市场分割及监管差异带来的市场风险,进一步推动法律、会计等相关制度建设,引入更多类型的境内外机构投资者,持续推进中国债券市场的对外深层

次开放。

第二,从期限比较看,全球因素对中国长期国债的波动溢出效应显著高于短期国债,说明与短期国债相比,中国长期国债受全球因素的影响程度较高,而受本地因素的影响较低。这意味着在对中国国债定价时,需要充分考虑到全球风险对中国不同期限国债的影响程度是有系统性差异的。从宏观调控的角度看,随着中国利率市场化改革的持续推进和国债市场的快速发展,人民银行通过调整短期政策利率进行利率调控(如通过引导国债在二级市场的短期收益率,进而影响长期收益率及后续同期限国债的发行利率)时,应将美债、欧债收益率出现的市场波动或政策调整,及其对中国不同期限国债产生的外部冲击纳入考虑范畴。

第三,从全球因素的比较看,美国因素对中国短期国债的波动溢出效应显著高于欧元区特有因素,而欧元区特有因素对中国长期国债的波动溢出效应显著高于美国因素。这意味着在分析外部风险对中国国债市场的冲击时,长期国债应更多关注来自欧元区的特有风险,短期国债应更多关注来自美国的风险。

第四,从波动溢出的解释因素看,中、美(欧元区)经济趋同和中、美(欧元区)货币政策趋同均对中国长期国债的波动溢出效应具有显著的解释能力,中、美(欧元区)货币政策趋同对中国短期国债的波动溢出效应也具有显著的解释能力。也就是说,经济体之间的经济周期趋于同步、货币政策的步调趋于一致,均会有效提升全球因素对中国长期国债的波动溢出水平,经济体之间货币政策的步调

趋于一致亦会有有效提升全球因素对中国短期国债的波动溢出水平。上述结论意味着在全球经济和金融运行平稳的时期,保持与主要经济体经济周期和货币政策在步调上的一致,有利于促进国际资本实现跨区域的多样化投资,使得金融资源得到更高效的配置,进而促进经济的增长。但是,在国际金融较为动荡的时期,保持“以我为主”的独立、稳健的货币政策,可以有效降低全球风险因素对国内市场的冲击。

第五,在多因素条件国际资本资产定价模型中,波动溢出效应的时变特征允许美国因素和欧元区特有因素对中国国债的影响水平是时变的。在以此为基础的国债风险定价中,本文发现:其一,对于中、美、欧三个样本,国债的风险价格和风险敞口均具有显著的时变特征。其二,中国长期国债的超额预期收益在多数时期持续高于短期国债,但在次贷危机和2015年中国经济下行压力陡增的时期,中国长、短期国债的超额预期收益曾出现短暂的“倒挂”现象。其三,中国国债的超额预期收益与美国、欧元区相比,在多数时期处于较低水平,仅在危机时期与美欧等国的体量相当。问题在于中国国债的风险价格(单位风险报酬)较低,与美、欧相比存在数倍差距。中国的国债市场由于受此前市场分割、二级市场流动性较弱、利率传导机制不完善等因素的影响,国债的风险价格对风险变化不敏感,多数时期处于较低的水平,但在动荡时期会出现数倍的“飙升”现象,这极易导致突发性危机。为此,应深入推进和完善中国债市的市场化定价机制建设:一方面,明确国内做市商激励机制安排,增加做市商中非银行类金融机构占比,增加做市商报价规模,提升中长期债券在做市商报价中的占比,缩小做市双边报价价差,丰富做市交易对冲手段,进一步提高市场流动性。另一方面,应充分考虑全球风险对中国不同期限国债影响程度的系统性差异,推动中国国债市场与国际市场进一步接轨,使市场风险充分定价,进一步完善市场价格形成机制和传

导机制,防范国债收益率大幅度波动引致突发性市场风险。

注释:

①全球风险因素对某国资本市场波动溢出水平的变化是一种状态,是某国与全球资本市场相互融合或分割的一种表现形式,也是检验某国与全球资本市场融合程度的一个重要标准。中国金融对外开放的提速和金融对内改革的深化,在理论上会趋势性提升中国与全球资本市场的融合程度。在此背景下,全球风险因素对国内市场的波动溢出水平也会随之逐步提升:一方面,它会降低资金成本并使得金融资源得到更高效的配置,促进经济增长,促进跨区域的多样化投资;但另一方面,它也会在危机时期加剧国际间资金流动的波动,并对宏观经济稳定造成冲击。

②新息是指即期新到的信息。在信息溢出法中,资产的超额预期收益可划分为两个部分:一是基于往期信息估计得出的预期收益,二是由于即期新到信息扰动而形成的预期外收益 ε_t 。根据有效市场假说, ε_t 的波动可以充分反映所有即期新到信息的变化。

$$\textcircled{3} t \text{ 统计量的计算公式为 } t = \frac{1/N \sum_{i=1}^N (\beta_{it} - 0)}{S_t / \sqrt{N}};$$

$$S_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (\beta_{it} - \bar{\beta})^2}{(N-1)}}.$$

$$\textcircled{4} t \text{ 统计量的计算公式如下: } t = \frac{1/N \sum_{i=1}^N (\beta_{1,it} - \beta_{2,it})}{S_t / \sqrt{N}};$$

$$S_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (\beta_{d,it} - \bar{\beta}_d)^2}{(N-1)}}, \text{ 其中, } \beta_{d,it} = \beta_{1,it} - \beta_{2,it}; \bar{\beta}_d = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_{d,it}.$$

参考文献:

[1] 费兆奇,2014:《国际股市一体化与传染的时变研究》,《世界经济》第9期。

[2] 胡秋灵、马丽,2011:《我国股票市场和债券市场波动溢出效应分析》,《金融研究》第10期。

- [3] 李红权、洪永森、汪寿阳, 2011:《我国 A 股市场与美股、港股的互动关系研究:基于信息溢出视角》,《经济研究》第 8 期.
- [4] 李红权、何敏园、严定容, 2017:《国际金融风险传导的微观经济基础研究:基于公司数据角度》,《金融评论》第 5 期.
- [5] 梁琪、李政、郝项超, 2015:《中国股票市场国际化研究:基于信息溢出的视角》,《经济研究》第 4 期.
- [6] 牛霖琳、林木材, 2017:《中国超长期国债的相对流动性溢价与收益率曲线的结构性建模》,《金融研究》第 4 期.
- [7] 孙国峰, 2000:《银行间债券市场发展与中央银行货币政策调控》,《金融研究》第 9 期.
- [8] 王博森、吕元稹、叶永新, 2016:《政府隐性担保风险定价:基于我国债券交易市场的探讨》,《经济研究》第 10 期.
- [9] 王雄元、张春强、何捷, 2015:《宏观经济波动性与短期融资券风险溢价》,《金融研究》第 1 期.
- [10] 郑挺国、刘堂勇, 2019:《股市波动溢出效应及其影响因素分析》,《经济学(季刊)》第 1 期.
- [11] Abad, P., H. Chulia, and M. Gomez - Puig, 2010, "EMU and European Government Bond Market Integration", *Journal of Banking and Finance*, 34, 2851 - 2860.
- [12] Amihud, Y., and H. Mendelson, 1991, "Liquidity, Maturity, and the Yields on US Treasury Securities", *Journal of Finance*, 46, 1411 - 1425.
- [13] Baele, L., 2005, "Volatility Spillover Effects in European Equity Markets", *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 40, 373 - 401.
- [14] Baele, L., and K. Inghelbrecht, 2010, "Time - varying Integration, Interdependence and Contagion", *Journal of International Money and Finance*, 29, 791 - 818.
- [15] Barr, D. G., and R. Priestley, 2004, "Expected Returns, Risk and the Integration of International Bond Markets", *Journal of International Money and Finance*, 23, 71 - 97.
- [16] Bayoumi, T., and B. Eichengreen, 1998, "Exchange Rate Volatility and Intervention: Implications of the Theory of Optimum Currency Areas", *Journal of International Economics*, 45, 191 - 209.
- [17] Bekaert, G., and C. R. Harvey, 1997, "Emerging Equity Market Volatility", *Journal of Financial Economics*, 43, 29 - 77.
- [18] Bekaert, G., C. R. Harvey, and A. Ng, 2005, "Market Integration and Contagion", *Journal of Business*, 78, 39 - 68.
- [19] Bollerslev, T., 1986, "Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 307 - 327.
- [20] Dumas, B., and B. Solnik, 1995, "The World Price of Foreign Exchange Risk", *Journal of Finance*, 50, 445 - 479.
- [21] Engle, R. F., and K. F. Kroner, 1995, "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", *Econometric Theory*, 11, 122 - 150.
- [22] Fama, E. F., 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, 25, 383 - 417.
- [23] Fama, E. F., and K. R. French, 1989, "Business Conditions and the Expected Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 25, 23 - 50.
- [24] Fama, E. F., and K. R. French, 1996, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies", *Journal of Finance*, 51, 55 - 84.
- [25] Ferson, W. E., and C. R. Harvey, 1993, "The Risk and Predictability of International Equity Returns", *Reviews of Financial Studies*, 6, 527 - 566.
- [26] Fratzscher, M., 2002, "Financial Market Integration in Europe: On the Effects of EMU on Stock Markets", *European Central Bank Working Paper* 48.
- [27] Geyer, A., S. Kossmeier, and S. Pichler, 2004, "Measuring Systematic Risk in EMU Government Yield Spread", *Review of Finance*, 27, 455 - 479.
- [28] Gomez - Puig, M., 2009, "Systematic and Idiosyncratic Risk in EU - 15 Sovereign Yield Spreads after Seven Years of Monetary Union", *European Financial Management*, 15, 971 - 1000.

[29] Kalman, R. , and R. Bucy, 1961, "New Results in Linear Filtering and Prediction Theory", *Journal of Basic Engineering*, 83, 95 – 108.

[30] Pagano, M. , and E. Thadden, 2004, "The European Bond Markets under EMU", *Oxford Review of Economic Policy*, 20, 531 – 554.

[31] Park, C. Y. , and J. W. Lee, 2011, "Financial Integration in Emerging Asia: Challenges and Prospects", *Asian Economic Review Policy*, 6, 176 – 198.

[32] Pozzi, L. , and G. Wolswijk, 2012, "The Time – varying Integration of Euro Area Government Bond Markets", *European Economic Review*, 56, 36 – 53.

[33] Sharpe, W. , 1964, "Capital Asset Price: A Theory

of Market Equilibrium under Conditions of Risk", *Journal of Finance*, 19, 425 – 442.

[34] Schaeffer, I. , and D. R. Ramirez, 2017, "Is There a Long – term Relationship among European Sovereign Bond Yield?", *Business and Economic Research*, 7, 68 – 86.

[35] Schuknecht, L. , J. Hagen, and G. Wolswijk, 2010, "Government Bond Risk Premiums in the EU Revisited— The Impact of the Financial Crisis", *ECB Working Paper*, 1152.

[36] Tsukuda, Y. , J. Shimada, and T. Miyakoshi, 2017, "Bond Market Integration in East Asia: Multivariate GARCH with Dynamic Conditional Correlations Approach", *International Review of Economics & Finance*, 51, 193 – 213.

Volatility Spillover Effects and Risk Pricing of Government Bond Markets under the Condition of Financial Opening

Fei Zhaoqi Liu Kang

Abstract: Summary: Volatility risk in the U. S. and Eurozone usually leads to turbulence in the global financial market. Global risk has had a greater influence on China's capital market since China's financial opening up. Therefore, it is important to study how global risk, represented by the U. S. and Eurozone, impact China's capital market.

In this paper, we examine the time – varying volatility spillover of global risk to China's government bond markets at the portfolio level, which is constructed by maturity. We then test the risks of and expected returns on government bonds with different levels of maturity under the condition of financial opening. We allow for generalized autoregressive conditional heteroskedasticity effects in innovations by modeling the time variation of volatility spillover within an extended Kalman filter framework. We build a multi – factor international conditional asset pricing model to test risks and expected returns. The model permits variation in the price of, and exposure to, risk. The pre – estimated volatility spillover level allows the influence of local and global risk factors to be time – variant. The main findings are as follows.

First, the volatility spillover effect of the global risk to China's government bond market is significant. Its level does not show a significant upward trend, as the reform of China's bond market is still in progress, which has limited its opening to some extent.

Second, the volatility spillover level of the global risk to China's long – term government bond market is signifi-

cantly higher than that for China's short-term government bond market. This implies that the long-term government bond market is affected more by the global risk factor and less by the local risk factor than the short-term government bond market is. Therefore, the influence of regional risks, including global risk and local risk, varies systematically with government bond pricing. From a macro control view, when adjusting the short-term policy rate to implement interest-rate management, the People's Bank of China should consider the external shock to government bonds with different degrees of maturity caused by the volatility of U.S. and European debt.

Third, the volatility spillover level of U.S. risk to China's short-term government bond market is significantly higher than that of Eurozone specific risk. The volatility spillover level of Eurozone specific risk to China's long-term government bond market is significantly higher than that of U.S. risk. This implies that we need to focus on Eurozone specific risk when analyzing the impact of global risk on China's long-term bonds, and on U.S. risk when analyzing the impact on China's short-term bonds.

Fourth, economic convergence and monetary policy convergence between economies play a significant role in determining the volatility spillover of China's long-term government bonds, while monetary policy convergence plays a significant role in determining the volatility spillover of China's short-term government bonds. This means that economic convergence and monetary policy convergence will promote the volatility spillover effect of external factors. In addition, it implies that an independent and robust monetary policy could effectively reduce the transmission of external financial risk factors in times of crisis.

Finally, we apply the time-varying volatility spillover effect to the multi-factor international conditional capital asset pricing model. Our empirical evidence supports the time-varying characteristics of the price of, and exposure to, risk. The expected excess return of China's long-term government bonds is usually higher than that of China's short-term government bonds. This situation reverses temporarily during periods of recession, such as in 2008 and 2015. In addition, the expected excess return of China's government bonds is usually lower than that of the U.S. and Eurozone, and similar only in times of crisis. This occurs because China's government bond market's price for risk (reward to risk) is much lower than that of the U.S. and Eurozone. China's government bond market's price for risk is not sensitive to changes in risk due to certain restrictions, such as market segmentation, weak liquidity in the secondary market, and the imperfect transmission mechanism of interest rates. It also presents a low level at most times but soars during special periods, which may lead to sudden crisis.

Key words: volatility spillover; government bond; risk pricing; expected return