

中国股票市场和债券市场收益率动态相关性分析

郑振龙，陈志英

(厦门大学 经济学院 金融系，福建 厦门 361005)

摘 要：基于 A 股综合市场收益率和中信全债指数收益率数据来研究中国股票市场和债券市场收益率的动态相关性，并分析时变的股债相关性影响因素，以及在横截面上对股票收益率的定价影响进行考察后得知：股债相关性是时变的，股票市场的不确定性和预期通货膨胀率是影响股债相关性的主要因素；通过虚拟变量回归发现，股债相关性在横截面上对股票收益率的影响很小。这些结论对于投资者来说具有直接的现实意义。

关 键 词：股票债券相关性；宏观因子；市场波动率；换手率；相关性风险

中图分类号：F830.91 **文献标识码：**A **文章编号：**1005-0892 (2011) 02-0045-09

一、引言及文献综述

为了消除非系统性风险，金融机构往往投资于多种品种相异的金融资产，以获得多样化投资的好处。分散化投资组合的波动率取决于投资组合中各资产的波动率和这些资产间的相关系数。传统的金融理论通常假定相关系数是常数或者是时间的确定性函数，但事实上，大量的实证研究表明各市场间或资产间的相关性是时变的，特别是当金融危机来临时，各种市场以及各种资产之间的相关性会大幅提高。

股票和债券资产组合是一种传统而常见的分散化的投资组合方式，它们的收益率之间的相关性已经得到多数学者们的重视。已有不少学者发现股债的相关性具有明显的时变特征，经常出现大幅度的正负波动变化。如 Ilmanen (2003) 在研究美国股票和债券的相关关系时发现，二者的相关系数在 20 世纪的大部分时间为正，但在 30 年代早期和 50 年代晚期以及现在为负。^[1]Cappiello et al. (2006) 使用非对称动态条件相关系数 (ADCC) 模型研究欧洲几个国家的股债相关性时发现，当欧盟成立时，股债相关性存在明显的结构变化。^[2]Li (2004) 以及 Connolly et al. (2007) 也发现美国股债相关性具有时变的特征。^[3-4]曾志坚和江洲 (2007) 利用 VAR 模型检验我国股票市场与债券市场收益率的协整关系，发现股票市场与债券市场收益率之间存在长期影响，即存在领先—滞后关系，并且二者之前的月度相关性是时序变化的。^[5]袁超等 (2008) 使用 ADCC 模型研究发现，中国股票与债券的相关系数是时变的，并且存在结构性变化。^[6]

当时变的相关性成为共识时，我们更为关心的是为什么它是时变的？它受哪些因素的影响？它对

收稿日期：2010-11-10

基金项目：国家自然科学基金面上项目 (70971114)；福建省自然科学基金项目 (2009J01316)；教育部人文社科一般项目 (07JA790077)；教育部留学回国人员科研启动基金项目“人民币即期与远期汇率关系及外汇市场协同稳定机制研究”

作者简介：郑振龙，厦门大学教授，博士生导师，金融学博士，国务院学科评议组成员，国家重点学科厦门大学金融学学术带头人，主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究；陈志英，厦门大学博士研究生，主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究。

宏观市场和微观市场信息会产生怎样的反应? Andersson et al. (2008) 发现, 在高通货膨胀预期时期, 股票与债券价格同向运动; 在低通货膨胀预期时期, 股票与债券收益负相关。并且, 股票市场的高波动率会导致股票与债券价格的耦合 (decoupling), 即相互依赖。另外, 他们还发现, 预期经济增长率基本不会影响股票与债券的相关性。^[7]Li (2004) 认为, 宏观基本面因素对股债相关性影响更为重要的是宏观变量的不确定性, 而不是它们的水平值; 实际利率的不确定性变化 (即实际利率的波动率) 对股债相关性具有正向的影响; 未预期到的通货膨胀率的不确定性 (即未预期到的通货膨胀率的波动率) 影响是不确定的。通过对 G7 (西方七国集团) 的实证研究表明, 长期预期通货膨胀率的不确定性是决定相关性的最主要因素, 实际利率的不确定性次之。^[8]Connolly et al. (2005) 发现, 股债相关性与股票市场波动率和换手率负相关。在低 (高) 隐含波动率时期和未预期的低 (高) 换手率时期, 股票和债券的相关性是正 (负) 的。^[9]Baele et al. (2010) 以利率、通货膨胀率、经济增长率和现金流增长率作为状态变量, 以风险厌恶、通货膨胀率、经济增长的不确定性和流动性因子作为潜在变量, 利用半结构机制转换模型研究美国股票和债券市场的相关性, 结果发现在解释股债相关性时, 流动性因子起着重要作用, 宏观因子的贡献并不大。^[9]

国内对股债相关性的研究比较少, 大多是定性的描述, 实证研究并不多。张雪春 (2005) 从通货膨胀率、经济周期和货币政策等方面探讨了我国股市与债市的相关系数变化及影响因素, 认为股债相关性与通货膨胀率及其不确定性负相关。^[10]徐林 (2006) 分析了我国股票和国债市场指数之间的相关性, 将股债相关性的影响因素划分为三个方面: 具有内生性质的因素、影响资产供需面的因素和政策性影响因素; 并运用向量误差修正模型研究发现, 前两方面因素与股债指数之间存在长期趋势, 而政策变量的影响相对次要。^[11]但他们都只讨论了宏观基本面的影响, 忽视了股票和债券市场微观结构对股债相关性的影响。

另外, 相关系数的时变性意味着相关系数本身可能也是个风险源。因为, 如果各资产收益率间的相关系数是时变的, 那么为了弥补未来“低分散化”状态带来的损失, 投资者就会要求证券在相关性高时提供更好的回报。如果这种假设成立的话, 那么投资者就会为能在高相关性时表现好的证券支付一个溢价。近年来, 相关性风险 (即由于资产间相关性的变化所带来的收益率波动的可能性) 得到了学者们的广泛关注。Driessen et al. (2009) 从 S&P100 指数期权及其成分股的股票期权的价格差异中证明了相关性风险是被定价了的, 同时他们发现了显著为负的相关性风险价格。^[12]Krishnan et al. (2009a, 2009b) 利用美国市场数据, 在控制了市场收益率、HML、SMB 以及流动性、波动率、协偏度、协峰度和一些宏观经济变量后, 发现相关性风险有着显著的负的风险价格, 且该结论在不同相关性风险因子设定下均是稳健的。运用同样的方法, 他们还发现美国股票市场和债券市场的相关性也具有显著为负的风险价格。^[13-14]刘琛 (2010) 采用组合检验法和 Fama—Macbeth 的回归分析方法进行实证研究, 发现我国股票市场平均相关性具有显著为负的风险价格, 并且这一结果是稳健的。^[15]到目前为止, 还没有文章研究我国股债相关性是不是系统性风险, 以及它在股票横截面收益中是否被定价这个问题。

本文首先在已有的研究基础上, 将中国股债相关性的影响因素划分为宏观因素和微观因素, 系统性地研究中国股债相关性背后的驱动因素, 为金融市场和宏观经济之间的联系提供一个更深刻的视角, 为进一步研究中国股票与债券市场提供理论基础和实证依据。接着本文还将考虑这种时变的相关性在股票横截面收益中是否被定价。

二、股债相关性的重要影响因素及指标构建

(一) 宏观因素

股票和债券价格等于它们未来现金流的贴现, 而贴现率等于真实利率、通货膨胀预期与风险溢价

之和。从理论上说,在其他条件不变的情况下,预期通货膨胀率上升会使贴现率变大。对于债券特别是固定票息率的债券而言,其未来的现金流是不变的,预期通货膨胀率与债券价格负相关。但是,它对股票价格的影响是不确定的,因为预期通货膨胀率不仅影响股票的贴现率,也影响其现金流;利率的上升也会使贴现率变大,从而使股票和债券价格同方向变化,因而利率与股债相关性是正向关系。

货币政策对股票市场和债券市场也会产生影响,其中最重要的是货币流动性 (Monetary Liquidity)。货币流动性增加会加大对股票和债券的需求,但由于影响程度不同,从而影响股市和债市的相关性。Baks 和 Kramer(1999)用 G7 数据证明了过度的货币流动性会导致资产价格上升。^[16]易纲和王召 (2002)就货币政策对金融资产价格 (特别是股票价格) 的影响进行了深入分析,认为当固定资产投资上升引起原材料和劳动力价格上涨时,扩张性货币政策的长期结果是同时引起物价水平和股票价格的上升;当投资具有规模经济效应或可以使劳动生产率显著提高时,扩张性货币政策的长期结果是股价的上升和物价水平的下降。^[17]北京大学中国宏观经济研究中心宏观组 (2008) 研究发现,货币流动性对股票收益率的影响具有可持续的正向影响。^[18]

(二) 微观因素

股票市场的不确定性也可能会影响股票和债券市场的相关关系。比如考虑股票和债券的联合定价模型时,它包括两种风险:一种是股票和债券的系统性风险;一种是股票市场特有的风险。当股票市场剧烈变化时,股票的预期收益率就会上升,这会伴随着股票价格的下降,从而产生一个可观察到的负的收益率。投资者为了规避股票市场风险就会转向相对安全的债券市场,债券的风险溢价就会下降,从而债券价格上升,产生一个可观察到的正的收益率。这就是所谓的“追逐安全性”(“flight to quality”)。因此,股票市场的不确定性会影响股票市场和债券市场的相关性,并且这种相关性更有可能是负的。

另外,股票市场的流动性 (Market Liquidity) 也是影响股债相关性的潜在变量。市场流动性就是迅速执行一定数量交易的成本。市场的流动性越高,则进行即时交易的成本就越低。大量的研究表明,股票市场的流动性是个定价因子,改善市场流动性的冲击会提高证券收益率。市场流动性对股票和债券市场联动性的影响,关键在于流动性是怎样在跨市场联动的。危机时期,由于“追逐流动性”(“flight to liquidity”)会促使投资者从低流动性的股票市场转向高流动性的债券市场,产生的价格压力会导致股票和债券负的相关性。

(三) 指标的构建

由于中国没有预期通货膨胀率数据,本文直接用已实现通货膨胀率代替预期通货膨胀率。^①通货膨胀率取月度环比 CPI 的对数差分,用 INF 表示。

利率指标选择银行间同业拆借利率,用 $R7$ 表示。同业拆借市场的交易量及价格波动,能够及时反映出金融体系“头寸”或“银根”的松紧,即能够及时、灵敏地反映出市场上货币资金的供求状况,因而可成为货币市场的基准利率。

货币流动性选择一个较为通用的指标是 $M2/GDP$,因为它提供了货币总量相对于经济总量的信息。取 $M2/GDP$ 对数差分代表宏观市场流动性,用 $EM2G$ 表示。其中, $M2$ 和 GDP 都已经过季节调整。

对于股票市场不确定性,即股票市场波动率,国外的研究都是取隐含波动率,因为它能够很好地反映市场的波动率预期。由于中国没有期权交易,更无从说起隐含波动率了。但国内有不少研究表明,GARCH 类模型适用于中国股市波动率。例如,吕涛 (2006) 研究表明,中国股票市场上几乎所有的指数都可以运用 ARCH 类模型对波动率建模,并且统计显著。^[19]周林 (2009) 对各类 GARCH 模型进行比较后发现,在对股票波动率的模拟方面,波动率的条件对数正态模型优于单位根或者线性的

设定，并指出运用指数 GARCH (EGARCH) 模型进行拟合最优。^[20]本文将采取 EGARCH-M 模型对股票波动率进行拟合。

EGARCH 模型是 Pagan 和 Schwert (1990) 以及 Nelson (1991) 在 GARCH 模型基础上提出的。该模型相比 GARCH 模型有如下两个优点：第一，指数模型去除了 ARCH 和 GARCH 模型所要求的估计系数必须为正的的限制条件。第二，GARCH 模型的一个缺点是它假定条件方差仅受扰动项的绝对值大小的影响而与扰动项的正负无关，因此它不能包含波动率的不对称效应，而 EGARCH 模型把标准残差的值和它的绝对值分别作为方差方程中的回归因子，因而该模型可以包含波动率的不对称效应。^[21-22]

Nelson (1992)指出，提高观测值的频度可以降低由波动率模型的设定偏误所带来的估计误差。^[23]因此，为了提高估计的精确度，本文首先采用市场超额收益率的日度数据来估计波动率方程，随后再将日度数据的结果加总为月度数据。估计结果见附录，股票市场波动率用 $Svol$ 表示。

衡量股票市场流动性有多种指标，这里选用换手率来代替股票市场的流动性。股票市场换手率=流通股成交量 / 流通股数量。选取沪深两市 2003 年 5 月至 2010 年 6 月所有的 A 股（剔除 PT 股和 ST 股）数据，计算每一股票的月度换手率，加总再除以每月的股票数，算出市场平均换手率，用 Turnover 表示。

三、实证分析

本文选取按流通市值加权的所有沪深两市 A 股综合收益率代表股票市场回报率，因为用综合收益率比用上证综合指数更具有代表性，它衡量了两个市场 A 股的回报率；选取中信标普全债指数收益率代表债券市场回报率，因为中信全债指数反映了包括银行间和交易所债券市场在内的整个债券市场走势。无论是从债券存量还是从结算量上看，银行间市场都占据了主要部分；而交易所债券存量仅占全部债券存量的 2.68%，如果单纯使用证券交易所发布的国债指数难免有失偏颇，无法反映整个债券市场的情况。而中信标普全债涵盖了银行间和交易所债券市场，包括国债、央票和政策性银行债券，基本代表了中国的整个债券市场。 样本期限从 2002 年 5 月到 2010 年 6 月，共 98 个样本。对股票和债券价格取对数来计算股票和债券收益率： $r_t=\ln(p_t/p_{t+1})$ 。

综合 A 股收益率来自 CSMAR 金融数据库，沪深两市 A 股个股数据、全债指数数据和七天回购利率来源于锐思 (RESSET) 金融研究数据库。CPI、M2、GDP 数据来自中经网数据库。

表 1 列出了股票和债券月收益率的描述性统计。ADF 单位根检验显示股票和债券收益率序列是平稳的。滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验显示，股票和债券收益率存在自相关。ARCH-LM 检验表明，在 10%的置信水平上股票收益率存在明显的异方差，采用 GARCH 模型是合理的。

表 1 股票和债券市场收益率描述性统计量

收益率	均值	标准差	偏度	峰度	Q(20)	ARCH	ADF
股票	0.0071	0.1001	- 0.4376	3.7014	47.593**	2.6384*	- 4.6648**
全债	0.0022	0.0079	- 1.0015	8.0715	43.915**	29.015**	- 6.2695**

注：Q(20)是滞后 20 阶的 Ljung-Box 统计量。ARCH 是检验 ARCH 效应的滞后 5 阶 LM 检验。ADF 检验是增广的迪基-富勒检验，包含常数项，不包含趋势项，通过 SIC 准则自动选择滞后项。**、* 表示在 5%、10%的置信水平上显著。下同。

根据 Engle(2002)提出的动态条件相关系数 (Dynamic Conditional Correlation, DCC) MVGARCH 模型来计算股票和债券收益率的动态相关性，^[24]以期能更好地反映股票和债券市场的动态相关变化。

DCC 模型假设 k 种资产的收益率 r_t 的新息 $\{\varepsilon_t\}$ 服从均值为 0、协方差矩阵为 H_t 的多元正态分布，

即 $\varepsilon_t | F_{t-1} \sim N(0, H_t)$, F_{t-1} 是到 $t-1$ 期止的信息集。动态相关结构设定为：

$$\begin{cases} r_t = \mu_t + \varepsilon_t \\ H_t = D_t R_t D_t \\ R_t = \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \cdot Q_t \cdot \text{diag}(Q_t)^{-1/2} \\ Q_t = (1-a-b) \cdot \bar{Q} + a \cdot \xi_{t-1} \xi_{t-1}' + b Q_{t-1} \end{cases} \tag{1}$$

其中， D_t 是 $k \times k$ 维的时变标准差矩阵，其对角元素是一元 GARCH 模型估计出的标准差； R_t 是动态相关系数矩阵。 $\xi_{t-1} = D_t^{-1} \varepsilon_{t-1}$ ，为标准化残差向量； \bar{Q} 为标准化残差的无条件协方差矩阵。DCC-MVGARCH 模型可以通过两个步骤估计：首先对每一资产做单变量 GARCH (1, 1) 模型估计，得到每个市场的残差序列 ε_t ；其次将其标准化后代入 DCC 模型，运用最大似然法估计模型 (1) 的参数 a 、 b ，得到动态相关系数。

这里首先分别用 AR(1)和 ARMA(1,1) (阶数用 SIC 准则确定) 对股票和债券收益率建模，得到残差向量；再用上述两步法进行估计，得到动态相关系数，用 Cor 表示。表 2 是估计出来的相关系数的描述性统计，图 1 是其时序图，可以看出股债相关性在 -0.1769 和 0.5647 之间变动，时正时负，但大部分时间为正；平均相关系数比较小，为 0.0262；波动幅度较大，尖峰，右偏。

表 2 股债相关系数描述性统计量

相关系数	均值	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
Cor	0.026122	0.56470	- 0.17690	0.108172	1.238724	8.322459

接着通过 OLS 回归，研究股债相关性的影响因素。回归方程如下：

$$\begin{aligned} Lcor_t = & \alpha + \beta_1 INF_{t-1} + \beta_2 R7_{t-1} + \beta_3 EM2G_{t-1} + \\ & \beta_4 Vol_{t-1} + \beta_5 Turnover_{t-1} \end{aligned} \tag{2}$$

其中， $i=0, 1$ 表示当期或者滞后一期。由于相关系数的取值范围是 $[-1, 1]$ ，本文采用 Fisher 转换公式 $LCor = \frac{1}{2} \ln \left(\frac{1+Cor}{1-Cor} \right)$ ，使其取值范围为整个实数轴。转换后的变量服从渐近正态分布。

表 3 是所有变量的单位根检验。ADF 单位根检验表明，所有的序列都是平稳的。

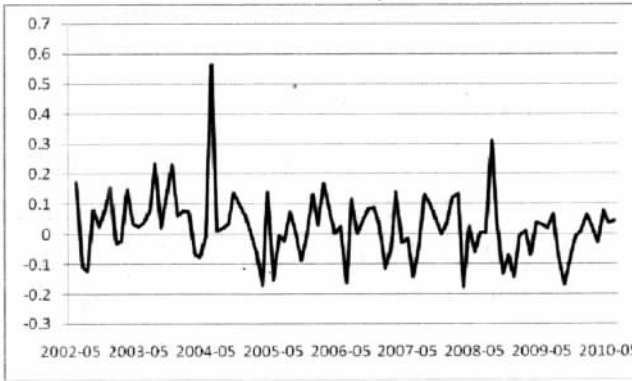


图 1 股债相关系数

表 3 平稳性检验

变量	Cor	Svol	Turnover	INF	EM2G	R7
ADF	- 9.171226**	- 4.07756**	- 3.12725**	- 10.046**	- 2.8644*	- 7.7273**

注：市场波动率 Svola 的 ADF 检验带常数项和趋势项，其他变量带常数项。

从表 4 中可以看出，宏观基本面因素与股债相关性是同方向变动的，但系数不显著；股票市场波动率和换手率回归系数在 10%水平上显著，与股债相关系数负相关，这与第二部分的分析一致。通货膨胀率与股债相关性正相关，滞后一期的货币流动性和利率与股债相关性也是正相关的，但是滞后一期的通货膨胀率与股债相关性负相关。回归模型的 R^2 约为 13%左右，模型的拟合效果偏低，说明

了上述因素只是影响相关性的重要方面，还存在其他因素也会对相关性产生影响。

表 4 OLS 回归结果

	估计值	t 值	估计值	t 值
常数项	0.06896	1.43997	0.08298	1.64839
INF _t	4.29879*	1.89325		
EM2G _t	0.62734	0.33557		
R7 _t	2.98301	1.61495		
INF _{t-1}			- 0.64397	- 0.27887
EM2G _{t-1}			1.39225	0.77014
R7 _{t-1}			2.04744	1.05242
Vol _{t-1}	- 0.16579*		- 0.14946	- 1.65858
Turnover _{t-1}	- 0.15237*		- 0.15537*	- 1.79067
R ²	0.13328		0.133618	
F 统计量	2.79877**		2.77606**	
样本数	98		97	

前面已经阐述了相关性可能是潜在的风险源，接下来考察股债相关性风险在横截面上会不会影响股票收益率。回归模型如下：

$$R_{i,t}=\alpha_i+\beta_iR_{m,t}+\eta_i(D_tR_{m,t})+\varepsilon_t$$

(3)

其中， $R_{m,t}$ 是市场超额收益率，虚拟变量 $D_t=\begin{cases} 1 & \rho_t>0 \\ 0 & \rho_t\leq 0 \end{cases}$ ，反映了股债相关性的变化。 $R_{i,t}$ 是 Fama-French

25 组合的超额收益率，是将样本公司（沪深两市所有 A 股，剔除 ST 和 PT 股）先按流通市值（Size）的大小从小到大分为五组；然后将每一组按照账面市值比（BM）的大小从小到大再分为五组，从而将整个样本公司分成 25 组，每一组合的收益率采用流通市值加权计算。无风险利率在 2002 年 7 月 2 日前用一年期银行存款利率，之后使用一年期中央银行票据的票面利率。所有数据来自于锐思数据库。表 5 列出了回归方程（3）中虚拟变量系数 η 的显著性，“√”表示 η 在 10% 的显著性水平下是显著的，“-”表示不显著。

表 5 虚拟变量系数的显著性

按 Size 分组	按 BM 分组				
	L	2	3	4	H
S	—	—	—	—	—
2	—	—	—	—	√
3	—	—	√	√	—
4	—	—	—	—	—
B	—	√	—	—	—

从表 5 中可以看出，25 组合只有 4 组 η 是显著的，大部分是不显著的。这说明股债相关性对股票市场收益率的影响比较小，在横截面上可能不会被定价。

四、结论

本文利用 DCC 模型计算中国股票和债券市场的相关性,分析宏观市场和微观市场因素对股债相关性的影响机理,并通过虚拟变量回归考察股债相关性在横截面上对股票收益率的影响。结果表明,在样本期内,股票和债券的相关系数是时变的,大部分时间表现为正相关。根据投资组合理论,当股票与债券收益正相关时,分散投资的收益就比较低,债券就无法提供投资者所需的风险规避作用。因此在构建投资组合和风险管理时,投资者必须考虑到这种时变的相关性对分散化投资收益的影响。另外虚拟变量回归表明,这种时变的相关性对股票市场的收益率影响较小。

同时本文发现,股票市场的不确定性对股债相关性具有负作用,预期通货膨胀率与股债相关性正相关,即在高通货膨胀预期时期,股票和债券价格同向变化;其他宏观因素如货币流动性和利率对股债相关性的影响并不显著。

这些结论具有直接的现实意义。第一,当股票市场剧烈变化时,由于投资者追逐安全性和流动性,会促使他们从股票市场转移到债券市场,引起股票市场和债券市场负向变动,从而跨市场的投资组合能够获得较好的分散化收益。第二,在高通货膨胀预期时期,资产波动更加剧烈,投资者更想分散化投资风险,但这时的股票和债券是正相关的,并不能够很好地分散风险。这就像墨菲定律所说的,越想分散化风险,分散化投资的机会就越少。第三,可以利用股票市场的波动率和换手率以及通货膨胀预期来预测股票和债券的相关性,这为投资组合和风险管理提供了参考。

注 释:

①本文也用已实现通货膨胀率 ARMA (1,1) 过程的拟合值作为预期通货膨胀率进行实证,结果是一致的。限于篇幅没有给出具体报告。

②根据中央国债登记结算公司发布的《中国债券市场年度分析报告(2009)》,“截至 2007 年末,在中央结算公司托管的债券共有 997 只,比上年增加 223 只。人民币债券存量达 12.33 万亿元,比上年的 9.25 万亿元增加 3.08 万亿元,全年托管量增幅 33%。其中,银行间市场可流通量 11.14 万亿元,占债券存量的 90.35%;交易所市场可流通量 0.33 万亿元,占债券存量的 2.68%;商业银行柜台市场可流通量 0.04 万亿元,占债券存量的 0.32%;不可在上述市场流通量 0.83 万亿元,占 6.73%。”

参考文献:

- [1]Ilmanen, A. Stock-Bond Correlations[J]. The Journal of Fixed Income, 2003, 12(2): 55-56.
- [2]Cappiello, L., Engle, R., and Sheppard, K. Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns[J]. Journal of Financial Econometrics, 2006, 4(4): 537-572.
- [3]Li, L. Macroeconomic Factors and the Correlation of Stock and Bond Returns [EB/OL]. Yale School of Management Working Papers, 2004.
- [4]Connolly, R., Stivers, C., and Sun, L. Commonality in the Time-variation of Stock-Stock and Stock-Bond Comovements[J]. Journal of Financial Markets, 2007, 10(2): 192-218.
- [5]曾志坚, 江 洲. 关于我国股票市场与债券市场收益率联动性的实证研究[J]. 当代财经, 2007, (9): 58-63.
- [6]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]. 金融研究, 2008, (1): 63-73.
- [7]Andersson, M., Krylova, E., and Vähämaa, S. Why does the Correlation between Stock and Bond Returns Vary Over Time?[J]. Applied Financial Economics, 2008, 18(2): 139-151.
- [8]Connolly, R., Stivers, C., and Sun, L. Stock Market Uncertainty and the Stock-Bond Return Relation[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 2005, 40: 161-194.
- [9]Baele, L., Bakaert G., and Inghelbrecht K. The Determinants of Stock and Bond Return Comovements[J]. Review of Fi-

financial Studies , 2010.

[10]张雪春. 股市和债券的相关性分析[J]. 山东工商学院学报, 2005 , 19(5) : 34-39.

[11]徐 林. 我国股市和债市 (国债) 相关性研究[D]. 成都 : 西南财经大学, 2006.

[12]Driessen, J., P. Maenhout, and G. Vilkov. Option-Implied Correlations and the Price of Correlation Risk[J]. Journal of Finance, forthcoming, 2009.

[13]Krishnan, C. N. V., R. Petkova, and P. Ritchken. Correlation risk [J]. Journal of Empirical Finance, 2009a, 16 (3) : 353-367.

[14]Krishnan, C. N. V., R. Petkova, and P. Ritchken. The Pricing of Stock-Bond Correlation Risk[EB/OL]. working paper, 2009b.

[15]刘 琛. 相关性风险价格 : 中国股市证据[D]. 厦门: 厦门大学, 2010.

[16]Baks,K. and Kanner,G. Global Liquidity and Asset Prices: Measurement, Implications and Spillovers[EB/OL]. IMF working paper, 1999.

[17]易 纲, 王 召. 货币政策与金融资产价格[J]. 经济研究, 2002 , (8) : 13-20.

[18]北京大学宏观经济研究中心宏观组. 流动性度量及其与资产价格的关系[J]. 金融研究, 2008 , (9) : 44-59.

[19]吕 涛. 沪深股市波动率研究[D]. 北京 : 北方工业大学, 2006.

[20]周 林. 股票波动率模拟及对中国市场预测效果的实证研究[J]. 数学的实践与认识, 2009 , 39(3) : 25-34

[21]Pagan, A. R., and G. W. Schwert. Alternative Models for Conditional Stock Volatility[J]. Journal of Econometrics, 1990, 45 : 267-290.

[22]Nelson, Daniel B., Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach [J]. Econometrica, 1991, 59 : 347-370.

[23]Nelson, D. B. Filtering and Forecasting with Misspecified Arch Models I: Getting the Right Variance with the Wrong model[J]. Journal of Econometrics, 1992, 52 (1-2): 61-90.

[24]Engle, R. Dynamic Conditional Correlation-a Simple Class of Multivariate GARCH Models[J]. Journal of Business and Economic Statistics, 2002 , (20) : 339-350.

附录 股票市场波动率的计算

选取综合 A 股日对数收益率，样本从 2002 年 5 月 8 日到 2010 年 6 月 30 日，共 1981 个日数据。表 1 是对数收益率的描述性统计。

表 1 股票市场日收益率描述性统计量

均值	标准差	偏度	峰度	Q(20)	ARCH	ADF
0.000389	0.019597	- 0.37326	6.100659	54.457	25.8976**	- 42.93784**

表 1 中的 ARCH—LM 检验表明，在 1%的置信水平上股票收益率存在明显的异方差，采用 GARCH模型是合理的。虽然 GARCH 模型能扩展成 GARCH (p, q) 的高阶形式，但一般来讲，GARCH(1, 1) 已经能充分捕获数据中的波动聚集性，故本文只选择一阶模型。接下来用 EGARCH(1, 1)-M (均值方程中应当包含波动率因子) 模型对市场波动率进行估计。表 1 中 ADF 单位根检验显示，股票市场收益率序列是平稳序列。滞后 20 阶的 Ljung-Box 检验显示，股票收益率不存在自相关。因此可以对收益率序列建立一个简单的均值模型，即模型仅包括常数项、波动率因子和一个随机扰动项。收益率与波动率的动态模型的具体形式如下：

均值方程： $r_t=\mu+\theta_1\sigma_t+\varepsilon_t$

(1)

方差方程： $\ln(\sigma_t^2)=\theta_2+\theta_3\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}\right|+\theta_4\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+\theta_5\ln(\sigma_{t-1}^2)$

(2)

等式 (1) 中的 ε_t 是独立同分布的正态扰动项。等式 (2) 表示当前的波动率受滞后一期的波动率和市场收

益率扰动项的影响，其中收益率扰动项对波动率的绝对影响通过系数 θ_3 来表现、扰动项的不对称影响通过系数 θ_4 来表现。采取极大似然估计法来估计等式（1）、（2）中的各个参数，估计结果见表 2。

表 2 市场波动率的估计结果

$r_t=\mu+\theta_1\sigma_t+\varepsilon_t$				
	系数	标准误	Z 统计量	p 值
μ	- 0.0027	0.000931	- 2.899298	0.0037
θ_1	0.181477	0.059632	3.043298	0.0023
$\ln(\sigma_t^2)=\theta_2+\theta_3\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+\theta_4\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}+\theta_5\ln(\sigma_{t-1}^2)$				
θ_2	- 0.231031	0.031090	- 7.431088	0.0000
θ_3	0.168858	0.014629	11.54273	0.0000
θ_4	- 0.014617	0.007899	- 1.850499	0.0642
θ_5	0.987084	0.003216	306.8914	0.0000

从表 2 中可以看到：第一，模型中各个系数均十分显著，说明 EGARCH-M 模型能够较好地拟合中国 A 股市场的收益率数据；第二，在均值方程中，波动率的系数为正并且显著，说明预期市场超额收益率与波动率之间为正向相关，这符合对收益率与波动率在时间序列方面关系的预期；第三， θ_5 值趋于 1，但是在统计上显著不等于 1，说明波动率的变动是可以持续的，但并不会永远延续下去；第四， θ_4 显著为负值，说明市场负的冲击会造成市场更剧烈的波动即冲击的非对称效应，有可能是这种不对称的影响造成了中国股票市场收益率负偏的现象。

An Analysis of the Dynamic Correlation of Yields between China’s Stock Market and Bond Market
ZHENG Zhen-long, CHEN Zhi-ying
(Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract : On the basis of the data of A-share comprehensive market yield and the all bond index yield of CITIC, this paper examines the dynamic correlation between the stock returns and bond returns in China, analyzes the driving forces behind this time-varying correlation, and discusses the pricing influence on stock returns on cross section. The results indicate that the stock-bond correlation is time-varying, and the uncertainty of the stock market and the expected inflation rate are the major factors influencing the share-debt correlation. It is also found through the dummy variable regression that the stock-bond correlation has little effect on stock returns on the cross section. For investors, these conclusions have some direct relevance.

Key words : stock-bond correlation; macroeconomic factors; market volatility; turnover; correlation risk

责任编辑：魏 琳