

我国金融市场间动态相关 及风险传染的异化分析

郑国忠 郑振龙

摘要: 基于不同市态下我国股市、债市及汇市指数收益数据分析了三者间的动态相关及波动溢出效应,并对相应溢出风险作了量化测度。结论表明: 不同市态下,三个金融市场间的动态关联性及波动溢出效应存在明显的异化现象。股市与债市间的波动溢出效应较弱,汇市的波动更多受债市信息的影响。相关金融市场间存在风险传染,其波动溢出效应不但增加了单市场的风险,同时也增加了组合风险;不考虑市场间的波动溢出效应将低估市场风险。

关键词: 牛市; 熊市; 动态相关; 风险传染

中图分类号: F830.9

文献标识码: A

文章编号: 1008 - 1569(2014)02 - 0079 - 10

DOI:10.13658/j.cnki.sar.2014.02.011

一、引言及相关文献述评

经济全球化的推进无疑使得各地金融市场间的联系愈发紧密,一地金融市场的波动也日趋受到其他金融市场波动的影响,即所谓的“波动溢出”现象。我国金融市场间的时变相关性及其波动溢出效应的存在不可避免地对投资组合的风险管理与资产定价产生影响。不同市场态势下,我国金融市场间的相关性及其波动的溢出效应是否有所不同? 动态关联与波动溢出效应是否加大了市场间的风险,若有,其风险传染机制如何,而又如何量化分析? 不同市态下市场间的风险传染程度有否不同? 对这些问题的回答也正是本文的研究目的所在。

关于多市场间动态相关性的检验,往往基于动态条件相关系数(DCC)的测算(Engle, 2002; Lee 2006; 曹永琴等 2009;)。谷耀等(2006)采用基于DCC的GARCH模型验证了沪深港股市间的动态联动性;杨光(2008)利用DCC对表征我国经济波动的有关宏观变量间的动态相关性进行了详细地比较,并指出DCC的引入能够较好地刻画我国经济波动相关因素间的关联性。郑振龙等(2012)也同样采用DCC-GARCH模型对我国股市与债市进行了相关性的分析,鲁旭等(2012)将其拓展为三元,并考虑了非对称性,研究结论均表明三地股市动态关联性趋同,并为沪深两市合并提供了一定的实证依据。

但以上研究局限于整体样本的探讨,均未考虑不同市场状态的影响。汪冬华等(2012)指

基金项目: 国家自然科学基金青年项目“投资者风险偏好: 度量与应用”(项目编号: 71101121)。

作者简介: 郑国忠,厦门大学经济学院金融系博士研究生;

郑振龙,厦门大学金融系教授、博士生导师,闽江学者特聘教授。

出,不同市态下投资者的交易行为、偏好及其投资心理均会对市场间的波动及其关联性产生影响,因而根据不同市态的划分有助于分析不同市态下我国金融市场间的动态相关及其波动溢出等现象,他们基于上证综指及中债总指数数据分析了我国股市与债市间的溢出效应,研究表明二者间的溢出效应存在牛熊市态下的异化;汪东华、汪辰(2012)同时验证了汇改后再牛市与熊市下我国股市与汇市间波动溢出现象的异化;但其研究并未涉及三个金融市场间波动溢出的异化分析。王斌会等(2010)对于我国股市、债市与汇市三市场间的溢出效应,李成等(2010)则考察了四个金融市场间的信息传递与溢出效应,但这些多元市场的分析均未考虑不同市态的异化,同时未对市场间波动溢出导致的风险传染进行测度。在这方面,Elisabeth(2009)对不同扰动项分布下的多元 GARCH 模型的风险测算作了详尽的分析。兰鹏等(2012)与周伟、何建敏、余德建(2012)等的研究虽有关于多元 GARCH 模型下的风险传染的分析,但也仅是分析了市场间的波动溢出与信息传递,并未对市场间的波动所导致的风险传染值进行测度。韩鑫韬等(2012)则基于 DCC-GARCH 模型对我国股市与债市间的风险溢出进行了量化,研究表明股市对债市有显著的波动溢出效应,同时剔除其他市场波动影响下测得的 VaR 会低估风险,但其研究仅限于二元的分析,且并未考虑投资组合风险的测算。

从以上国内外研究文献可知,已有的文献对于我国股市、债市及汇市等金融市场间的研究分别从时变相关性、波动溢出、信息传递以及风险传染等方面展开不同角度的论证,但基于不同市态下我国三个主要金融市场间的动态相关及波动溢出的研究文献鲜见,而对我国股市、债市及汇市的溢出风险的量化测度在不同市态下的量化分析的文章几乎没有,而这也是本文的研究目的与重点所在。

文章的主要创新之处在于:首次分析了我国股市、债市及汇市在牛市、熊市及振荡市等不同市态下的信息传递及风险传染的异化现象;并首次进一步对考虑市场间波动溢出效应影响与否的单市场风险及组合风险进行量化测度及分析。该方向的研究有助于促进我国股市、债市及汇市的健康协调发展及明晰其间的风险传染进而对投资组合的风险管理有其重要的理论指导价值及实务意义。

二、模型设定

本文采用多变量的 DCC-MVGARCH(1,1)模型来考察不同市态下我国股市、债市以及汇市三者间的动态相关及其波动的溢出效应。DCC-GARCH 模型是 Engle 等(2002)提出的,该模型不但能克服以往多元 GARCH 模型不足,有着良好计算优势,且能研究在不同时期的市场信息等因素影响下,多种金融资产之间的动态相关特征。其基本设定形式如下:

$$R_{i,t} = \mu_i + \gamma_{1,i}R_{1,t-1} + \gamma_{2,i}R_{2,t-1} + \gamma_{3,i}R_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_{1,i}\varepsilon_{1,t-1}^2 + \alpha_{2,i}\varepsilon_{2,t-1}^2 + \alpha_{3,i}\varepsilon_{3,t-1}^2 + \beta_i h_{i,t-1} \quad (2)$$

其中,1 式和 2 式分别是均值方程与条件方差方程, $i=1,2,3$,1、2、3 分别代表股市、债市和汇市,即 R_1 、 R_2 、 R_3 分别表示的是股市、债市以及汇市的收益率序列。 γ 为均值方程的估计系数, ω 、 α 、 β 为方差方程的估计系数。 $\alpha_{1,1}$ 、 $\alpha_{2,2}$ 、 $\alpha_{3,3}$ 分别为股市、债市、汇市三市场 ARCH 系数; $\alpha_{i,j}$ ($i, j=1, 2, 3; i \neq j$) 表示从 i 市场到 j 市场的波动溢出系数,若其在一定置信水平下显著不为 0,则可认为两金融市场间存在波动溢出。 ε_t 为市场在 t 期所受冲击, H 为其条件方差-协方差阵。由 Engle 等(2002)的设定, H 可以分解为:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

$$Q_t = (1 - a - b) \bar{Q} + a z_{t-1} z'_{t-1} + b Q_{t-1} \quad (4)$$

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

其中 $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{i,t}})$ 即为对角元素是各分量条件标准差的对角矩阵; R_t 即为动态条件相关系数矩阵; z_t 为三维的标准化残差序列, \bar{Q} 为样本的无条件协方差阵 a, b 为非负的 DCC 模型参数(且 $a + b < 1$ 若 $a = b = 0$ 则模型退化为 CCC 模型) Q_t 为标准化残差的方差协方差阵, 其中的元素为 $q_{ii,t}$ ($i = 1, 2, 3$) 与 $q_{ij,t}$ ($i, j = 1, 2, 3; i \neq j$) 运用极大似然估计法可得模型的 DCC 参数 a, b 进而动态相关系数矩阵 R_t 中的元素可以进一步由 $r_{ij,t} = q_{ij,t} / \sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}$ ($i, j = 1, 2, 3; i \neq j$) 估计得。另外, 由下文的描述性统计检验结果可知, 股市、债市、汇市各收益率序列均拒绝了正态分布的原假设, 因而本文假定模型残差向量 ε_t 服从联合的 t 分布, 进而可基于以下极大似然函数对模型参数进行估计:

$$L_t(\theta) = \frac{\Gamma[(k+m)/2]}{\Gamma(\frac{k}{2}) [\pi(k-2)]^{m/2}} |H_t|^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{\varepsilon_t^T \varepsilon_t}{(k-2) H_t} \right]^{-(k+m)/2} \quad (6)$$

$$L_N(\theta) = \sum_{t=1}^N \ln\{L_t(\theta)\} \quad (7)$$

其中 θ 为所需估计参数向量, N 为样本个数, k 为 t 分布自由度, m 为变量个数(本文中为 3)。

三、实证分析

(一) 数据说明及描述性统计

本文分别选取上证综指、中国国债总指数以及人民币有效汇率指数的对数收益率(分别表示为: R_1, R_2, R_3 , 且 $R_i = \ln(\text{当天指数收盘价} / \text{前一日指数收盘价})$, $i = 1, 2, 3$) 来表征我国股市、债市和汇市的价格变动情况。其中上证综指数取自 wind 数据库, 中债总指数取自中国债券信息网。为了与股市和汇市所代表序列相一致并能更好地体现人民币的对外价值与相对购买力, 因而本文选取人民币有效汇率指数作比, 数据来源于锐思数据库。作为经济晴雨表的象征, 我国股市自 2005 年 7 月人民币汇改后迎来一轮牛市上涨行情, 上证综指于 2007 年 10 月 16 日报收 6124 的历史高位后狂跌至 2008 年 10 月 28 日的 1664 点, 之后, 上证指数大多位于 2000-3000 点间振荡。为了研究在不同市态下我国股市、债市、汇市的价格互动的异化现象, 本文将样本区间划分为: 阶段一(牛市) 2005 年 7 月 22 日-2007 年 10 月 16 日; 阶段二(熊市) 2007 年 10 月 17 日-2008 年 10 月 28 日; 阶段三(振荡市) 2008 年 10 月 29 日-2013 年 1 月 10 日。各阶段模型变量描述性统计结果如表 1 所示:

表 1 描述性统计结果

变量	均值	标准差	偏度	峰度	JB 统计量	Q(10)	ADF 检验	
阶段一	R1	0.003	0.0169	-1.1274	7.3836	528.53***	21.837**	-23.41***
	R2	6.54E-05	0.0008	-0.1132	5.6491	153.75***	59.168***	-17.98***
	R3	-8.43E-05	0.0018	-0.7216	6.3491	289.25***	23.742***	-22.37***
阶段二	R1	-0.0047	0.0276	0.2700	4.0729	14.77***	45.835*	-15.44***
	R2	0.00037	0.0017	5.2451	39.773	14927***	104.5***	-10.07***
	R3	0.000573	0.0025	2.1053	19.765	3050.38***	68.495***	-14.94***
阶段三	R1	0.00021	0.0151	-0.2602	5.4175	251.49***	93.666*	-31.98***
	R2	0.000153	0.0012	-0.0626	8.9080	1436.08***	73.165***	-27.02***
	R3	-9.40E-05	0.0034	-5.2367	65.009	162643***	103.27***	-16.63***

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝原假设; Q(10) 为检验序列自相关性的 Ljung-Box Q 统计量, 下同。

由表 1 的均值与标准差的检验结果可知, 债市与汇市波动要远小于股市波动, 且由股市收益率均值可见, 阶段一股市普遍处上涨态势, 而阶段二则大部分处下跌趋势。偏度与峰度的检验结果均表明三个变量不符合正态分布的特征, 这也可从 JB 统计量看出。另外由 Q 统计量可知各变量都存在一定的自相关性, 且 ADF 检验的结果表明各变量均为平稳序列。

(二) 模型参数估计结果

基于 DCC - MVGARCH(1, 1) 模型分别对三个阶段我国股市、债市及汇市的相关性及波动溢出效应进行检验。波动溢出效应的参数估计结果如表 2 所示; 三个不同市态下的股市、债市及汇市间的动态相关性如图 1、2、3 所示。

从表 2 可知, 各阶段 $\beta_i (i = 1, 2, 3)$ 均在 1% 水平上显著, 且各 $\alpha_{ij} (i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$ 也较为显著, 这些都表明股市、债市及汇市均存在 ARCH 效应, 即方差时变与波动持续性。就第一阶段(牛市)中 $\alpha_{ij} (i, j = 1, 2, 3; i \neq j)$ 的估计结果而言, 该期间股市与债市的双向波动溢出效应较为明显 (α_{12} 、 α_{21} 均显著); 股市的波动增加会促进债市的波动(见 α_{12}), 可能的原因是股市的波动意味着市场风险增大, 导致资金在市场间的转移。而牛市下并不存在汇市对股市的波动溢出效应, 仅对其自身与债市有一定的影响, 这与第二、三阶段的检验结果一致, 即不同市态下均存在汇市对债市的溢出, 且振荡市情形下还存在汇市与债市的双向溢出效应。综合第三阶段振荡市态下的情形以及 α_{13} 、 α_{31} 的大小可见, 相对而言汇市对股市的波动溢出效应要更显著, 也更强于股市对汇市的溢出, 这与高海霞等(2007)的研究结论一致。这或是由于相对于股市所传递出的信息, 汇市的波动更为关注债市传递的市场利率信息(这也有赖于汇率决定的利率平价理论)、货币供应以及对外贸易等。综合三个阶段的结果可知, 除阶段一外, 其余时期 α_{12} 、 α_{21} 均不显著, 即股市与债市间波动溢出效应并不很显著(这与王璐等(2009)、王斌会等(2010)的结论一致), 二者间的价格传递效应较弱, 这是由于我国债市仍存在较严重的市场分割现象(分别存在交易所及银行间市场, 两市的交易主体及品种等方面有较大差异)以及流动性等因素的影响, 使得债市的信息反映不如市场流通及有效性较高的股市。

综合图 1、2、3 可知, 三市场间动态相关性存在较大波动, 且大小形成鲜明对比。牛市期间三对相关性的由大到小排序为: 股市与债市、债市与汇市、股市与汇市; 熊市期间相关性排序为: 股市与汇市、股市与债市、债市与汇市; 振荡市态下相关性排序为: 债市与汇市、股市与债市、股市与汇市。这是因为对处于第一阶段及之后的第二阶段, 人民币刚经历汇改, 形成了较明显的升值态势, 因而该阶段人民币汇率收益率普遍为负, 而股市收益率在牛市期间普遍为正, 熊市期间普遍为负, 债市指数的收益率则较为稳定。所以, 牛市期间, 股市与汇市收益为负相关, 而熊市期间, 股市与汇市收益相关性从三者间最小一跃成为最大。

表 2 溢出效应检验 DCC - MVGARCH(1, 1) 模型估计结果

T	σ_2^i	w_i	a_{1i}	a_{2i}	a_{3i}	β_i	$Q_{(10)}$	Arch - lm
牛市	i = 1	0.0016*** (3.7119)	0.2373*** (10.0558)	-3.4757** (-2.4679)	-0.2690 (-0.6559)	0.9686*** (165.7493)	9.252 [0.86]	0.042 [0.8369]
	i = 2	0.0004 (0.9021)	0.0047*** (3.0087)	0.0086 (0.3466)	-0.0556*** (-3.7285)	0.9855*** (80.7554)	19.89 [0.59]	0.117 [0.7324]
	i = 3	4.25E-07 (2.62E-07)	0.0022 (0.3647)	0.0860 (0.9881)	0.3135*** (5.3017)	0.8976*** (24.3807)	13.53 [0.20]	0.319 [0.5725]
熊市	i = 1	0.0136 (1.2000)	-0.1745** (-2.4070)	1.5014 (1.2433)	0.3643 (0.3427)	0.8553*** (3.6028)	5.009 [0.89]	0.821 [0.3656]
	i = 2	3.84E-05 (0.0486)	-0.0008 (-0.2353)	1.209*** (12.3542)	-0.0728*** (-2.9872)	0.3896*** (4.3801)	0.434 [0.51]	0.425 [0.5152]
	i = 3	1.54E-07 (3.62E-08)	0.0024 (0.3692)	-0.0891 (-0.2461)	0.1218 (1.5447)	0.9527*** (21.9120)	4.800 [0.90]	0.125 [0.7238]

T	σ_2^i	w_i	a_{1i}	a_{2i}	a_{3i}	β_i	$Q_{(10)}$	Arch - lm
振荡市	i = 1	0.0024*** (6.3088)	0.2111*** (10.1585)	-0.1945 (-0.7740)	-0.1471* (-1.6928)	0.9640*** (126.1925)	6.761 [0.75]	1.172 [0.2793]
	i = 2	-0.0017 (-3.2747)	-0.0030 (-1.3648)	0.3240*** (19.4989)	-0.0201*** (-3.8176)	0.9466*** (171.5766)	8.074 [0.23]	1.867 [0.1806]
	i = 3	-0.0017 (-0.0003)	-0.0620 (-6.7059)	0.1695* (1.9147)	0.2647*** (9.9019)	0.7815*** (18.8742)	14.83 [0.14]	0.807 [0.3693]

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平上拒绝原假设。() 内为z统计量, [] 内为相应检验的P值,残差检验为ARCH-LM(1)检验。

相对而言,牛市期间,股市与债市的相关性稍好(大部分介于0-0.2之间),而在熊市与振荡市情形下,二者动态相关性较弱,这是由于经历2007年的通胀年后,债市行情在第二阶段处于大起大落态势,因而与股市相关性较差,且方向不一致。同时,在振荡市态下,债市与汇市间的相关性最高,且呈现一定的正相关。这或是由于振荡市态下股市波动较大,且收益方向不一致,而汇市在经历2008年金融危机以及2010重启汇改后依然表现出升值的趋势,且该阶段债市的波动相对小于前两期,因而该阶段债市与汇市的相关性更强。

(三) 风险传染的异化分析——考虑市场间溢出效应与否的比较

基于DCC-GARCH模型分别对不同市态下的我国股市、债市、汇市三个金融市场间的风险传染进行比较分析,其结果如表3、4、5所示。其中,表3给出的是基于DCC-GARCH模型得出的条件方差求得的单市场VaR值,失效天数为当天实际收益率超出所预测的收益率VaR区间的天数总和,失效率为失效天数与样本观察期的比;LR统计量及其p值是检验模型拟合优度及有效性的回测检验(Kupiec, 1995)。表4给出的则是不考虑其他市场波动影响下的独立方程所测得的单市场VaR值。

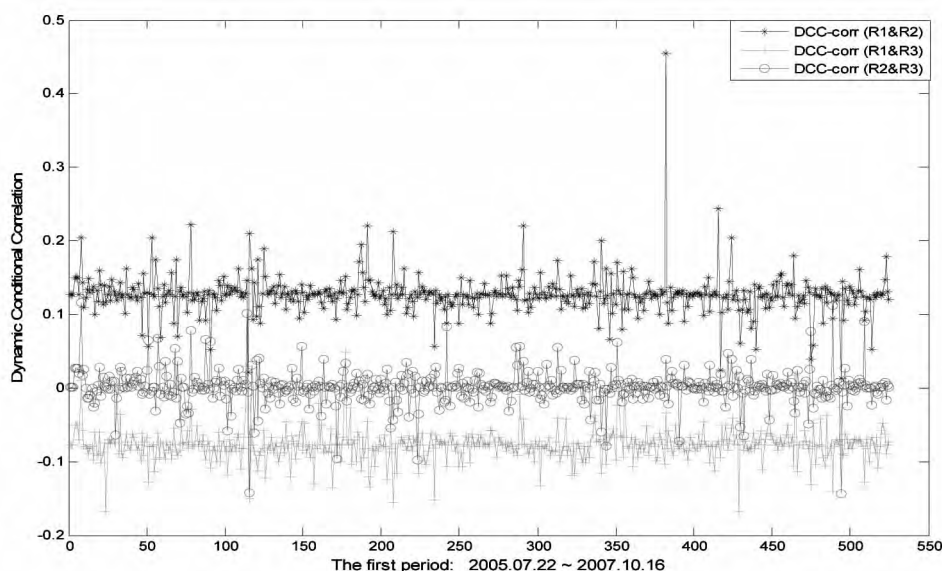


图1 牛市:股市、债市及汇市的动态条件相关系数

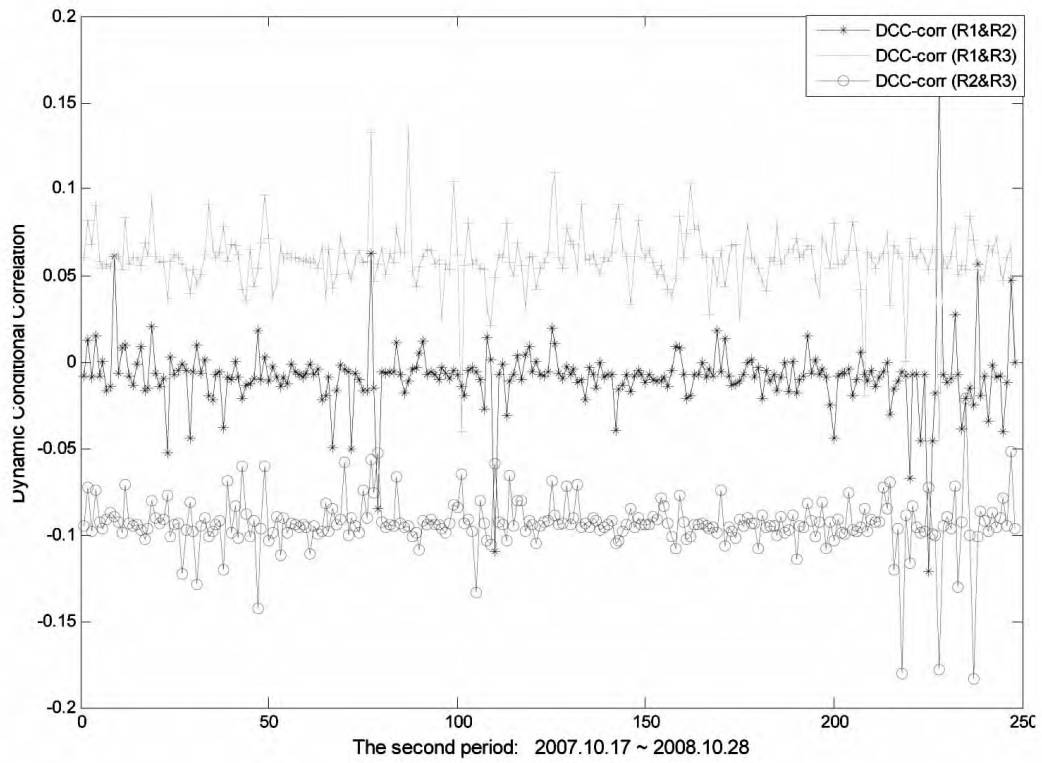


图 2 熊市: 股市、债市及汇市的动态条件相关系数

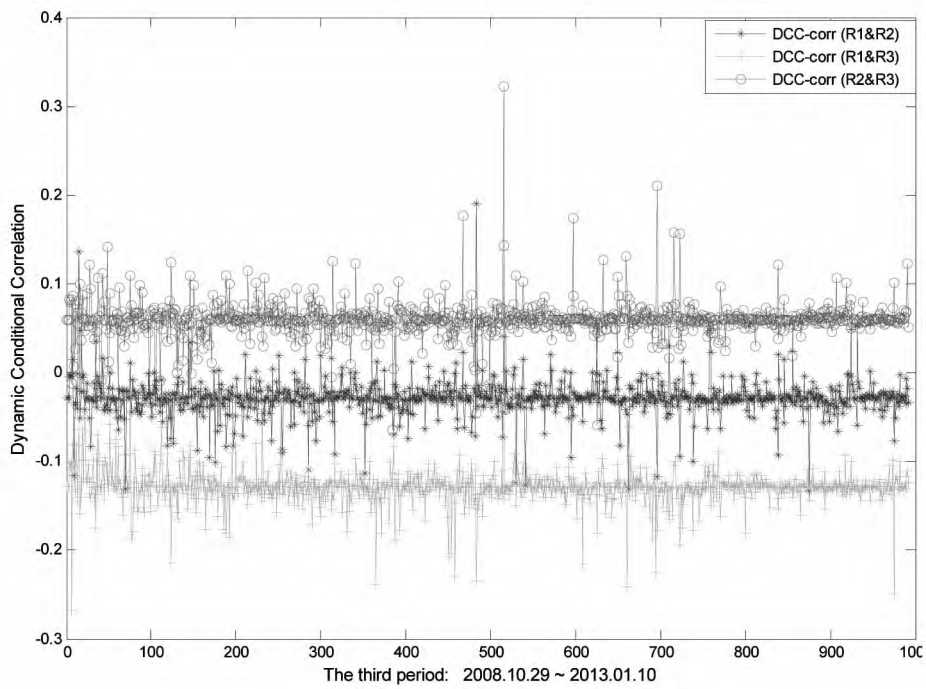


图 3 振荡市: 股市、债市及汇市的动态条件相关系数

表 3 单市场 VaR 的 DCC - GARCH 模型估计结果

	变量	极大值	极小值	标准差	失效数	失效率	LR 统计量	p 值
牛市	R1: 95%	0.0817	-0.0758	0.0137	32	0.0614	1.3137	0.2517
	R1: 99%	0.1194	-0.1136	0.0202	9	0.0173	2.2728	0.1317
	R2: 95%	0.0031	-0.0030	0.0003	20	0.0384	1.6266	0.2022
	R2: 99%	0.0043	-0.0041	0.0004	5	0.0096	0.0095	0.9224
	R3: 95%	0.0091	-0.0094	0.0011	19	0.0365	2.2363	0.1348
	R3: 99%	0.0134	-0.0138	0.0017	3	0.0058	1.1262	0.2886
熊市	R1: 95%	0.1037	-0.1129	0.0065	12	0.0486	0.0105	0.9182
	R1: 99%	0.1400	-0.1441	0.0067	2	0.0081	0.0966	0.7559
	R2: 95%	0.0292	-0.0290	0.0035	7	0.0324	2.8726*	0.0901
	R2: 99%	0.0431	-0.0430	0.0052	1	0.0121	1.1404	0.2856
	R3: 95%	0.0149	-0.0139	0.0021	10	0.0405	0.5020	0.4786
	R3: 99%	0.0218	-0.0209	0.0031	3	0.0040	0.1075	0.7430
振荡市	R1: 95%	0.0709	-0.0730	0.0090	43	0.0435	0.9247	0.3363
	R1: 99%	0.1034	-0.1066	0.0132	7	0.0071	0.9499	0.3297
	R2: 95%	0.0078	-0.0079	0.0012	39	0.0394	2.4986	0.1139
	R2: 99%	0.0113	-0.0114	0.0017	12	0.0121	0.4257	0.5141
	R3: 95%	0.0484	-0.0486	0.0024	37	0.0374	3.6010*	0.0577
	R3: 99%	0.0716	-0.0718	0.0036	8	0.0081	0.390	30.5321

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝原假设。

表 4 未考虑其他市场波动影响的单市场 VaR 估计结果

	变量	极大值	极小值	标准差	失效数	失效率	LR 统计量	p 值
牛市	R1: 95%	0.0634	-0.0527	0.0084	44	0.0845	10.8124***	0.0010
	R1: 99%	0.0863	-0.0757	0.0119	15	0.0288	12.2928***	0.0005
	R2: 95%	0.0033	-0.0030	0.0003	44	0.0845	10.8124***	0.0010
	R2: 99%	0.0044	-0.0039	0.0004	14	0.0269	10.2137***	0.0014
	R3: 95%	0.0057	-0.0054	0.0008	38	0.0729	5.0373**	0.0248
	R3: 99%	0.0078	-0.0074	0.0011	13	0.0250	8.2815***	0.0040
熊市	R1: 95%	0.0709	-0.0994	0.0064	22	0.0891	6.5074**	0.0107
	R1: 99%	0.0889	-0.1207	0.0065	7	0.0283	5.6081**	0.0179
	R2: 95%	0.0033	-0.0030	0.0004	17	0.0688	1.6577	0.1979
	R2: 99%	0.0044	-0.0039	0.0006	7	0.0283	5.6081***	0.0179
	R3: 95%	0.0060	-0.0045	0.0004	19	0.0769	3.2600*	0.0710
	R3: 99%	0.0081	-0.0066	0.0006	7	0.0283	5.6081**	0.0179

	变量	极大值	极小值	标准差	失效数	失效率	LR 统计量	p 值
振荡市	R1: 95%	0.0556	-0.0465	0.0066	82	0.0829	18.9851***	0.0000
	R1: 99%	0.0729	-0.0644	0.0093	29	0.0293	24.5502***	0.0000
	R2: 95%	0.0098	-0.0085	0.0011	73	0.0738	10.3619***	0.0013
	R2: 99%	0.0134	-0.0116	0.0016	27	0.0273	20.3136***	0.0000
	R3: 95%	0.0092	-0.0096	0.0015	96	0.0971	36.6155***	0.0000
	R3: 99%	0.0126	-0.0129	0.0020	26	0.0263	18.3083***	0.0000

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝原假设。

由表 3 可知,在 95% 和 99% 的置信度下,股票、国债及汇市的指数收益率的 VaR 失效率几乎都小于给定的失效率,同时 LR 统计量也显示所测得的结果除了振荡市 95% 置信水平下的汇市收益率风险值存在一定的高估外,其余都拒绝了显著异于给定置信度的原假设,说明 DCC - GARCH 模型给出的拟合结果较为合理,而不考虑其他市场波动影响的单方程模型给出的结果大部分显著异于所设定的置信水平,说明模型可靠性较差。可见,由于考虑了其他金融市场波动的影响,基于 DCC - GARCH 模型所测得的 VaR 值均要大于单方程所测得的 VaR 值,即不考虑其他市场波动影响会存在一定程度风险低估。同时也侧面反映出,不考虑其他市场波动影响,三个市场能接受较低的损失收益率;其余相关金融市场波动确实一定程度上增加了单市场的风险,即存在市场间的风险传染现象,应引起投资组合风险管理的重视。

相较而言,在不同市态下股市的市场波动都要明显高于债市与汇市,这也可从标准差看出;同时熊市下的三个市场波动要高于牛市情形。就拟合效果和失效率的情形而言,牛市与熊市下模型测度的效果好于振荡市的情形,这说明当市场趋势性明显的情况下,模型跟踪效果较优;而趋势不明朗的情形,模型拟合效果较差。

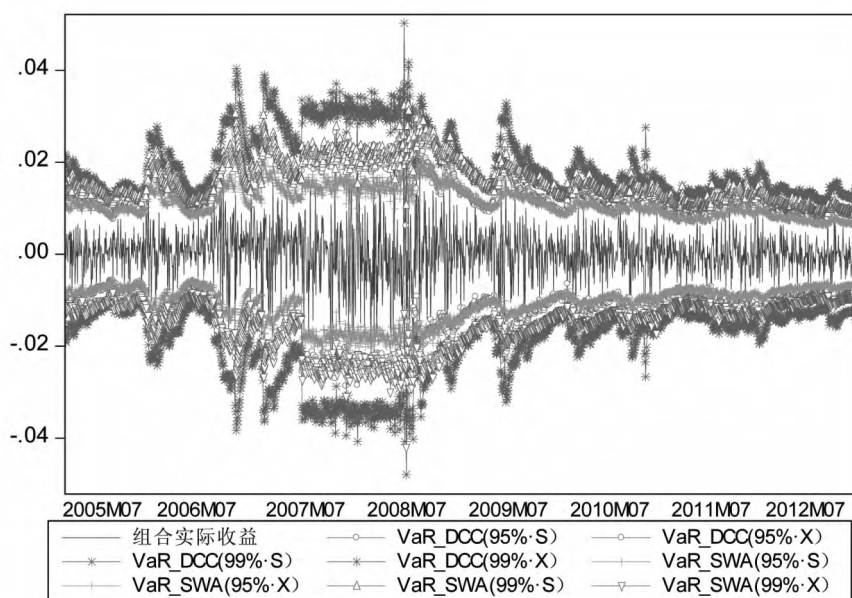


图 4 三市场的组合 VaR 估计结果比较

为分析投资组合的风险管理问题及多市场间的风险传染,进一步计算三个市场的组合 VaR,结果如表 5 和图 4 所示,其中,DCC: 95% 指的是基于 DCC - GARCH 模型所测得的条件方差 - 协方差阵根据相应权重计算而来的 95% 置信水平下的组合 VaR 值(图 4 中 S、X 分别

指上下区间) ;SWA: 95% 指的是将表 4 中未考虑其他市场波动影响下的单方程所测得的三个金融市场的 VaR 值进行简单的加权平均,即 $P_{VaR} = wVaR$, w 指的是三个市场的权重,本文以 (1/3, 1/3, 1/3) 为例。由表 5 可知, DCC 给出的结果无论何种市态还是何种置信度下均大于简单加权平均的结果,标准差的结果也一样,这可从图 4 中直观看出,也与上文的分析一致,即考虑了其他市场波动影响的投资组合波动性更大,对风险管理的难度也更大。并且,牛市与熊市两个趋势明显市态下的模型拟合结果依然要优于振荡市态下的情形。由 LR 回测检验的结果和失效率来看, DCC 模型给出的组合风险值存在一定的高估,而单方程给出的简单加权平均失效率依然是都要高于预设的置信度。综上可知,不考虑金融市场间的风险传染性,将会倾向于低估风险;金融市场间的波动会增加并引致其他市场的风险,对于投资组合风险管理这点不应忽视。

表 5 三市场的组合 VaR 估计结果比较

	变量	极大值	极小值	标准差	失效数	失效率	LR 统计量	p 值
牛市	DCC: 95%	0.0276	-0.0255	0.0046	18	0.0345	2.9553*	0.0856
	DCC: 99%	0.0404	-0.0383	0.0067	4	0.0077	0.3133	0.5757
	SWA: 95%	0.0223	-0.0187	0.0028	31	0.0594	0.9158	0.3386
	SWA: 99%	0.0306	-0.0269	0.0039	8	0.0153	1.2861	0.2568
熊市	DCC: 95%	0.0371	-0.0374	0.0023	7	0.0283	2.8726*	0.0901
	DCC: 99%	0.0503	-0.0479	0.0025	1	0.0040	1.1404	0.2856
	SWA: 95%	0.0257	-0.0344	0.0021	17	0.0688	1.6577	0.1979
	SWA: 99%	0.0325	-0.0421	0.0022	6	0.0243	3.6417**	0.0563
振荡市	DCC: 95%	0.0235	-0.0242	0.0031	36	0.0364	4.2357**	0.0396
	DCC: 99%	0.0343	-0.0354	0.0045	7	0.0071	0.9499	0.3297
	SWA: 95%	0.0223	-0.0196	0.0029	45	0.0455	0.4341	0.5100
	SWA: 99%	0.0296	-0.0271	0.0040	14	0.0142	1.5282	0.2164

注: **、*、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平上拒绝原假设。

四、结论与启示

本文采用多元 DCC - MVGARCH(1, 1) 模型分析了不同市态下我国股市、债市以及汇市三者间的动态相关及其波动的溢出效应的异化现象,并对相应的溢出风险进行了量化测度,结论表明:在不同市态下,我国股市与债市间的信息传递效应较弱,这源于我国债市仍存在较严重的市场分割与流动性较弱等现象,使得债市的信息反映不如市场流通及有效性较高的股市;相对于股市信息,汇市的波动更为关注债市传递的市场利率信息、货币供应以及对外贸易等,因而使得汇市对债市的溢出效应要更显著于对股市的。不同市态下,三个金融市场间的动态相关性存在明显异化现象:牛市期间,股市与债市的相关性稍好,而在熊市与振荡市情形下,二者动态相关性较弱;牛市期间,股市与汇市关联性为负;而熊市期间则为正,这也与人民币汇改及升值态势有关。进一步的风险传染的异化分析表明, DCC - GARCH 模型的风险测度效果较好,不同市态下股市的市场波动都要明显高于债市与汇市,当市场趋势性明显的情况下,模型跟踪效果较优;相关金融市场间的波动溢出效应不但增加了单市场的风险,同时也增加了组合

的风险;不考虑市场间的波动溢出效应会倾向于低估市场风险,即市场间存在风险传染现象,应引起投资组合风险管理的重视。

本文的研究可见,自人民币汇改以来,随着热钱不断涌入使得我国汇市的波动日益增强,汇市与股市、债市间的波动溢出性也日益显著,在投资风险的管控中除了关注股市与债市间的相关性与投资转移、资产配置外,还应密切注意汇市波动对股市、债市的影响。而针对债市与汇市间在不同市态下相关性与溢出效应,央行在采取利率工具调度汇市时应考虑其风险的传染,同时也应进一步完善债市的发展与监管,提高债市的整体销量。同时,在不同的市态下,我国股市、债市及汇市间的波动溢出及风险传染效应不尽相同,且三者间的相关性呈现正负的时变波动性,因而对于同时投资于不同金融市场的投资者而言,需对市场间的动态关联性及风险传染予以重视。若将牛市、熊市与振荡市态下的样本合成一起研究则有可能得不出稳健的结论甚至得到错误的判断。本文的结论也佐证了在不同的经济周期,组合投资的风格应有所不同;投资者应当根据不同市态下各金融市场间动态相关性与风险传染效应的不同,进行资产配置的优化与风险管理。

参考文献:

- 曹永琴、李泽祥《中国金融经济周期与真实经济周期的动态关联研究》,《统计研究》2009 年第 5 期。
- 陈国进、许德学、陈娟《我国股票市场和外汇市场波动溢出效应分析》,《数量经济与技术经济研究》2009 年第 12 期。
- 谷耀、陆丽娜《沪、深、港股市信息溢出效应与动态相关性——基于 DCC-(BV) EGARCH-VAR 的检验》,《数量经济技术经济研究》2006 年第 8 期。
- 韩鑫韬、陈徐、黄党波《我国股票市场与债券市场的溢出风险测度——来自上海证券市场的证据》,《经济经纬》2012 年第 5 期。
- 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》,《数量经济与技术经济研究》2010 年第 6 期。
- 鲁旭、赵迎迎《沪深港股市动态联动性研究——基于三元 VAR-GJR-GARCH-DCC 的新证据》,《经济评论》2012 年第 1 期。
- 汪冬华、雷曼、阮永平、汪辰《中国股市和债市溢出效应在牛熊市中的异化现象——基于上证综合指数和中债总指数的实证研究》,《预测》2012 年第 4 期。
- 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》,《管理科学学报》2012 年第 11 期。
- 郑振龙、杨伟《金融资产收益动态相关性:基于 DCC-GARCH 多元变量模型的实证研究》,《当代财经》2012 年第 7 期。
- 周伟、何建敏、余德建《多元随机风险传染模型及沪铜场内外风险传染实证》,《中国管理科学》2012 年第 3 期。
- Laurent S. J. Bauwens, J. Rombouts 2006, "Multivariate GARCH models: a survey", *Journal of Applied Econometrics* 21(1), 79-109.
- Lee Jim 2006, "The comovement between output and prices: Evidence from a dynamic conditional correlation GARCH model", *Economics Letters* 91(1), 110-116.
- Jian Yang, Yinggang Zhou, Zijun Wang. 2009, "The stock-bond correlation & macroeconomic conditions: One and a half centuries of evidence", *Journal of Banking & Finance* 33(4) 670-680.
- R. Engle, 2002, "Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class Of Multivariate GARCH models", *Journal of Business and Economic Statistics* 20(3) 339-350.

regulatory failure , the paper holds the view that the transmission and distribution management system of electric industry should turn to the path of reform for “integration for transmission and distribution and competition for electricity sales”.

An Analysis of Alienation of Dynamic Correlation and Risk Contagion among Financial Markets in China

Zheng Guozhong/Zheng Zhenlong

Based on earnings figures in China’s stock market , bond market and foreign currency market under different market status , the paper analyses the dynamic correlation among the three and their volatility spillover effects and makes a quantitative measure of the responding spillover risks. The conclusion indicates obvious alienation of dynamic correlation and volatility spillover effects among the three financial markets. There is a weak volatility spillover effect between stock market and bond market , the fluctuation in foreign currency market is more influenced by the information from bond market. Risk contagion exists among the related financial markets , their volatility spillover effects not only increases the risk of a single market but also increases the portfolio risk; a market risk will be underestimated if inter – market volatility spillover effects are not put into consideration.

Issues Related to Market – Oriented Reform of Wage System

Liu Jun/Xu Zhiqiang

The major reason for the expansion of income distribution gap in China lies in the fact that a wage formation mechanism has not yet been established to comply with the requirement of market economy , and both wage distribution system and structure do not match employment pattern with the marketization of employment. The basic goal for the reform of wage system is to make wage level reasonably reflect the labor market value by establishing a basic wage formation system or mechanism so as to promote the formation of labor market and the market transformation of labor relations. It is suggested that wage collective consultation should be conducted to build an institutional framework of wage determination in accordance with market mechanism , optimize the distribution of income , implement a developmental wage policy and introduce institutional construction for the support mechanism.