

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2014.05.10

基于波动和收益分解的股市风险收益关系检验^{*}

——以 2003—2012 年上证指数高频数据为例

张 虎,周 迪

(中南财经政法大学 统计与数学学院,武汉 430074)

摘 要:基于非参数高频数据的跳跃检验以及方差分解方法,将股指收益和波动都分解为正负方向的连续、跳跃成分,并对 2003—2012 年上证指数的风险与收益关系进行检验,分析结果表明:上证综指跳跃发生天数占总天数的 11.99%,平均跳跃强度为 1.1 次,正负跳跃存在非对称性,负向(向下)跳跃对跳跃方差的贡献比正向(向上)跳跃大;已实现方差在不同时间范围对收益都没有解释效力,分解的各风险因子只在中期(一周)对收益有较好的预测作用;不同成分的风险收益权衡关系是不一致的,各上行风险都得到负的风险溢酬,而各下跌风险都得到正的风险溢酬;我国股市中存在显著的杠杆效应,收益对波动非对称性的效应主要来自连续收益的贡献,而非跳跃收益。

关键词:日内跳跃检验;波动分解;收益分解;风险收益权衡;波动非对称性;杠杆效应;风险溢酬;高频数据

中图分类号:F830.91;F224.0

文献标志码:A

文章编号:1674-8131(2014)05-0080-10

一、引言

资本市场投资风险与收益的关系是金融学研究中非常重要的领域之一,学者们围绕这个问题主要从以下两个方面展开研究:一是研究风险(波动)对收益的影响(或者预测作用),这在金融经济学中称为“风险收益权衡”(Risk-return trade-off);二是研究收益对风险(波动)的影响或者预测,特别是对波动的非对称性影响,即利好消息(正的收益)与利空消息(负的收益)对未来波动的非对称影响,这在金融经济学中称为“杠杆效应”。

有关风险收益权衡的研究,学者们主要是基于资本资产定价模型(CAPM)、套利定价理论(APT)。二者都认为较大的波动(风险)应该有较大的收益作为风险升水(风险溢酬),即股票收益高低与波动(风险)大小应该是正相关的,这一结论也符合我们的直觉认识。但是关于“市场波动率风险是否被定价”以及“其风险价格是正是负”,却一直存在争议。Ang et al(2006)以及 Bollerslev et al(2011)基于美国股票市场的实证研究对波动率风险溢酬给予了有力支持;而 French et al(1987)和郑振龙等(2011)的研究结果却是负的相关关系。对于这种争议的

* 收稿日期:2014-05-21;修回日期:2014-07-09

基金项目:中南财经政法大学研究生创新教育项目(2014B1901)“基于高频数据的中国股市收益分布及预测研究”

作者简介:张虎(1963—)男,湖北随州人;教授,博士,博士生导师,现任中南财经政法大学统计与数学学院副院长,主要从事金融计量、风险管理研究;E-mail:zhh11497@sina.com。

周迪(1988—)男,湖北鄂州人;博士研究生,主要从事数量经济研究,在中南财经政法大学统计与数学学院学习;E-mail:zhou19880101@163.com。

解释,Bollesrlve et al(2006)认为:由于研究者主要基于参数方法来描述和度量金融资产风险对收益的影响,如建立 ARCH 族模型或者为波动率设计其服从的随机过程模型,而风险收益的权衡关系对波动率的构造方法比较敏感,因而导致了结果的不一致。另外,市场上的整体波动既包含了连续的波动也包括了跳跃波动,而各波动又可以进一步分解成向上波动和向下波动,这些不同类型的波动可以基于收益率的日内高频数据进行测算。左浩苗等(2011)基于高频数据测算了连续波动和跳跃波动,同时进行了风险收益权衡分析,但是由于其采用的跳跃测度方法是 Barndorff-Nielsen et al(2006)和 Andersen et al(2007)等提出的跳跃检验统计量,不能对连续部分和跳跃部分方差进一步分解。为克服上述研究方法的不足,本文基于 Lee et al(2008)提出的日内跳跃的检验方法,将连续路径波动和跳跃波动分解成向上的波动和向下的波动,得到跳跃上行风险、跳跃下跌风险、连续路径上行风险以及连续路径下跌风险,以全面考察各风险因子在风险收益权衡中的作用以及各方向的风险对整体风险的作用,并期望能够在已有的风险收益权衡理论基础上进行更深入的考察。

有关波动的非对称性研究,传统的研究方法依赖于一些能够反映正负信息冲击对波动的不同影响程度的模型,如 TGARCH 模型(Rabemananjara et al,1993)、GJR-GARCH 模型(Glosten et al,1993)和 EGARCH 模型(Nelson,1991)等。这些模型的特点是考察不同符号的冲击(扰动项)对波动的影响,但是由于其没有区分扰动的大小,将所有大小的扰动项都一起进行考虑,可能无法对波动的非对称性做出准确的检验(左浩苗等,2011)。事实上不同程度的正负冲击或者正负收益变化对未来的波动的影响是不一样的,Rabemananjara et al(1993)指出,小的正向价格变动对未来波动率增加的影响可能比同样幅度的负向价格变动要大,但是大的负向价格变动的影响要大于同样幅度的正向价格变动的影响。陈浪南等(2010)通过构建混合 GARCH 跳跃模型发现,跳跃行为加剧了波动的非对称性程度;左浩苗等(2011)虽然通过运用高频数据测算出各月的正负跳跃(极端收益),发现负向跳跃对未来波动的影响要大于正向跳跃,但是没有考察连续部分收益(非极端收益)的影响,因此不能检验在收益率的

非对称影响中到底是哪一部分起到主要作用。而本文由于同时将跳跃收益和连续收益进行了分解,可以检验不同收益成分对波动的非对称性影响,以更加深入地考察我国股市的非对称效应。

综上所述,本文充分利用高频数据包含更加丰富的信息的优点,对我国股市的收益与风险的关系进行更加精确的刻画,创新点主要体现在如下两个方面:一是优化了已有的风险收益权衡研究方法,已有研究中的风险通常用波动率来进行刻画,无法区分“好波动”与“坏波动”,前者指由于价格上升引起的波动,后者则是由于价格下跌引起的波动,两种波动给投资者带来的风险不同,因此投资者所要求的回报也应该不同。本文通过对波动的进一步分解,一方面发现两类波动在风险收益权衡中的作用的确不同,另一方面发现波动分解后对收益预测效果更好,可见将波动进行分解是有意义的。二是对杠杆效应做了进一步的深入研究,不仅考虑了传统杠杆效应中正负收益对波动的非对称影响,而且对正负收益进行了区分,分别考虑了大的正负收益(跳跃收益)以及小的正负收益(连续收益)对波动的非对称影响,以便更好地认识我国股市的运行规律,并为投资者在我国暴涨暴跌的股市环境中更好地进行风险规避和提高收益,以及管理者更有效地进行市场监管提供参考。

二、理论与模型

1. 跳跃检验的原理及收益分解

为了进行跳跃检验以及求得跳跃方差,国内大量学者都是在 Andersen et al(2001)提出的已实现方差以及 Barndorff-Nielsen et al(2004)提出的双幂变差基础上进行已实现方差的分解,进而求得跳跃波动(王春峰等,2008;陈国进等,2010;左浩苗等,2011)。但是该方法不能精确地检测出日内跳跃发生的时间以及跳跃方向,因此也就不能得到不同方向上的波动。

Andersen et al(2007)以及 Lee et al(2008)提出了一个日内跳跃的检验方法,该方法(简称 L-M)是通过用连续路径部分的瞬时波动率将收益率标准化来进行检验,标准化后的收益率统计量为:

$$\ell(i) = \frac{r_{t,i}}{\frac{1}{K-2} \sum_{j=i-k+2}^{i-1} |r_j| |r_{j-1}|}$$

其中 $r_{t,i}$ 为离散样本的第 t 日第 i 个日内收益率,分母中的表达式是用双幂变差作为瞬时波动率的估计值。当抽样频率趋于 0 且在时间 $(t, i-1)$ 和 (t, i) 之间没有跳跃的原假设下, $\ell(i)$ 的绝对值收敛于一个 Gumbel 分布:

$$\frac{\max_{i \in \bar{A}_N} |\ell(i)| - C_n}{S_n} \xrightarrow{d} \zeta$$

此外,跳跃的大小可以通过下式计算得到:

$$K_{t,i,j} = (r_{t,i}) I_{\left\{ \frac{|\ell_{t,i,j} - C_n|}{S_n} > \beta^* \right\}}$$

I_{\cdot} 为示性函数,当括号内算式成立时,取值为 1,否则取值为 0,这种识别日内跳跃的方法也可以直接估计跳跃方差。

2. 连续部分和跳跃部分的波动分解

Barndorff-Nielsen et al (2010) 定义的实现半变差为:

$$rs_t^+ = \sum_{i=1}^m r_{t,i}^2 I_{\{r_{t,i} > 0\}}$$

$$rs_t^- = \sum_{i=1}^m r_{t,i}^2 I_{\{r_{t,i} < 0\}}$$

Andrino et al (2011) 根据 Barndorff-Nielsen et al (2010) 的思想,定义了正向和负向的日内跳跃半变差 (Jump semivariation, jsv), 以及正向和负向的连续路径半变差 (Continual semivariation, csv)。定义如下:

$$jsv_t^+ = \sum jsv_{t,i,j}^+$$

$$jsv_t^- = \sum jsv_{t,i,j}^-$$

其中, jsv_t^+ 和 jsv_t^- 的表达式为:

$$jsv_t^+ = I_{\{K_{t,i,j} > 0\}} \left(K_{t,i,j}^2 - \frac{1}{m - J_t} \sum r_{t,k}^2 \right)$$

$$jsv_t^- = I_{\{K_{t,i,j} < 0\}} \left(K_{t,i,j}^2 - \frac{1}{m - J_t} \sum r_{t,k}^2 \right)$$

因此,连续路径的正负半变差的定义为:

$$csv_t^+ = rs_t^+ - jsv_t^+$$

$$csv_t^- = rs_t^- - jsv_t^-$$

以上分解出的三类半变差满足如下等式:

$$rv_t = rs_t^+ + rs_t^-$$

$$jv_t = jsv_t^+ + jsv_t^-$$

$$cv_t = csv_t^+ + csv_t^-$$

3. 实证模型的构建

(1) 风险收益权衡关系检验

与左浩苗等(2011)的做法一样,首先采用滞后一期的已实现方差作为条件方差的预测值,得到第一个模型:

$$r_t = \alpha + \beta [rv_{t-1}] + \varepsilon_t$$

对已实现方差分解得到连续路径方差和跳跃方差,传统的方法是基于二次幂差理论,如 Andersen et al (2007) 和王春峰等 (2008) 基于二次变差理论构造跳跃检验统计量对已实现方差进行分解,在得到连续路径方差和跳跃方差的基础上对已实现方差进行预测,发现可以得到更好的预测效果。左浩苗等(2011)也基于这种方法得到连续和跳跃成分后对风险收益权衡进行了分析。本文基于跳跃检验的方法,首先得到跳跃的收益以及跳跃的方差,进而得到连续路径方差,即 $cv_t = rv_t - jv_t$, 则有:

$$r_t = \alpha + \beta_1 [cv_{t-1}] + \beta_2 [jv_{t-1}] + \varepsilon_t$$

其意义在于放松了 $\beta_1 = \beta_2$ 的假设。

另外根据前面的分析,连续路径方差和跳跃方差都可以进一步分解成正负半变差 ($jv_t = jsv_t^+ + jsv_t^-$ 和 $cv_t = csv_t^+ + csv_t^-$), 可以进一步表示为:

$$r_t = \alpha + \beta_{11} [csv_{t-1}^+] + \beta_{12} [csv_{t-1}^-] + \beta_{21} [jsv_{t-1}^+] + \beta_{22} [jsv_{t-1}^-] + \varepsilon_t$$

由于波动的影响存在时滞,本文分别考察了过去一天(短期)、过去一周(中期)以及一个月(长期)的波动对收益的影响,采用各自变量的滞后各期的平均值作为条件预测值进行分析。

(2) 波动率的非对称性检验

有关波动的非对称性研究,大量的学者是基于改进的 GARCH 族模型来进行检验的(陈浪南等, 2010), 本文则基于非参数方法,直接测算出波动率。基于日内跳跃检验方法得到正负跳跃收益以及正负跳跃调整后的连续收益,以考察不同成分收益对我国股票市场波动非对称性的影响和作用。首先考虑模型:

$$rv_t = \varphi_0 + \varphi_1 |r_{t-1}| + \varphi_2 [r_{t-1} | I(r_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t$$

其中, φ_1 衡量了规模效应,反应上一期绝对收益量对波动的影响; φ_2 刻画了波动的非对称性,如果其值大于 0,则说明利空消息 ($r < 0$) 对未来的波动的影响大于利好消息。同时考虑到后一期波动 rv_{t-1} 的持续性影响,得到如下模型:

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1 [rv_{t-1}] + \varphi_1 |r_{t-1}| + \varphi_2 [r_{t-1} | I(r_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t$$

而根据前面的分析,已实现方差可以继续分解

为跳跃方差和连续路径方差,可以得到:

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1[rv_{t-1}] + \beta_2[jv_{t-1}] + \varphi_1|r_{t-1}| + \varphi_2[r_{t-1} | I(r_{t-1} < 0)] + \varepsilon_t$$

另外,需要考虑的是:在正负收益对波动的非对称性影响中,是跳跃(极端的收益)还是连续性的收益作用更大?基于前面得到的跳跃收益及调整后得到的连续收益可得到如下模型:

$$rv_t = \varphi_0 + \varphi_1 |jr_{t-1}| +$$

$$\varphi_2[jr_{t-1} | I(jr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1[rv_{t-1}] + \varphi_1 |jr_{t-1}| +$$

$$\varphi_2[jr_{t-1} | I(jr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1[rv_{t-1}] + \beta_2[jv_{t-1}] + \varphi_1 |jr_{t-1}|$$

$$+ \varphi_2[jr_{t-1} | I(jr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

$$rv_t = \varphi_0 + \varphi_1 |cr_{t-1}| +$$

$$\varphi_2[cr_{t-1} | I(cr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1[rv_{t-1}] + \varphi_1 |cr_{t-1}| +$$

$$\varphi_2[cr_{t-1} | I(cr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

$$rv_t = \varphi_0 + \beta_1[rv_{t-1}] + \beta_2[jv_{t-1}] + \varphi_1 |cr_{t-1}| +$$

$$\varphi_2[cr_{t-1} | I(cr_{t-1}) < 0] + \varepsilon_t$$

本文随后将对这些模型进行实证检验。

三、数据分析及实证研究

1. 数据选择与统计分析

本文实证分析基于从2003年1月2日至2012

年12月28日上证综指的高频数据。鉴于噪声的影响,选取5 min的分时交易数据,共115 919个;由于在进行跳跃检验时每个值的检验中需要用到之前的270个收益率数据,因此,实证分析的数据为115 650个。数据来源于CSMAR高频数据库。

本文使用置信水平为1%的L-M跳跃检验方法进行检验,并在此基础上对上证综指收益率和波动率进行分解。如表1所示,样本期内共发生317次跳跃,其中向下跳跃196次,占到总次数的61.83%;从2006年开始每年的向下跳跃次数都大于向上跳跃次数。由表2可以看到,样本期间,向下的平均跳跃收益比向上的更大,说明上证综指更有可能发生大的向下波动。样本期间内至少发生一次跳跃的天数所占的比例为11.99%;日内跳跃强度范围为0~4次,跳跃发生次数最多的是2003年3月27日,最大值对应的日期是2008年9月19日(该日受印花税开始改由出让方单方支付的影响而高开8.5%);在存在跳跃的日期,平均每天的日内跳跃次数是1.10次;2008年和2011年跳跃次数最多,分别为48次和49次,这与2008年的金融危机和一系列经济政策以及2011年欧债危机进一步加剧给市场带来的冲击有关。

由表2还可以看到,平均跳跃方差贡献占到16.46%,表明跳跃波动是整体波动的一个不可忽略

表1 跳跃的描述统计

年份	跳跃次数	下跳次数	跳跃发生天数比重(%)	平均跳跃强度	一天最大跳跃强度
2003	17	6	5.31	1.42	4
2004	27	13	10.33	1.08	2
2005	26	12	9.50	1.13	2
2006	27	16	10.37	1.08	3
2007	29	23	11.16	1.07	2
2008	48	32	18.37	1.07	3
2009	25	16	8.61	1.19	3
2010	33	21	12.40	1.10	2
2011	49	35	19.26	1.04	2
2012	36	22	14.05	1.06	2
整个样本	317	196	11.99	1.10	4

注:跳跃检验的显著性水平为0.01。

的部分;同时,向上跳跃方差占整体跳跃方差比重小于向下的跳跃方差,再一次说明正负跳跃无论是在发生次数上,还是在波动大小上都是非对称的。从各年的各种波动大小来看,2008年的上证综指已实现方差、跳跃方差以及跳跃方差对总方差的贡献

都是最大的,这与2008年金融危机带来的大幅震荡有关。值得注意的是,虽然2011年的跳跃次数最多,但是由于其跳跃幅度都不很大,是频繁的小跳跃,因而跳跃方差对总方差的贡献并没有2008年高。

表2 日跳跃收益(幅度)及跳跃方差贡献统计

	$mean(jr_t^-)$	$mean(jr_t^+)$	$mean(jr_t^-)$	rv_t	jv_t/rv_t	jsv_t^+/jv_t
2003	0.007 624	0.002 357	0.005 266	0.000 082	5.72	74.52
2004	0.011 783	0.005 069	0.006 714	0.000 134	13.45	62.54
2005	0.014 156	0.006 139	0.008 017	0.000 142	16.45	59.25
2006	0.013 522	0.008 455	0.005 067	0.000 167	14.34	37.47
2007	0.017 826	0.014 207	0.003 619	0.000 470	8.64	19.52
2008	0.027 836	0.016 339	0.011 497	0.000 735	26.48	54.78
2009	0.016 336	0.010 614	0.005 722	0.000 304	9.42	34.19
2010	0.011 975	0.008 161	0.003 814	0.000 178	12.53	27.25
2011	0.010 651	0.007 609	0.003 041	0.000 116	24.29	30.12
2012	0.008 133	0.004 821	0.003 311	0.000 079	12.86	42.99
整个样本	0.014 676	0.008 966	0.005 710	0.000 242	16.45	45.86

注: jr_t^+ 和 jr_t^- 分别表示向上和向下的跳跃收益, jsv_t^+ 和 jsv_t^- 分别表示向上和向下的跳跃方差,最后两列数据以百分数形式给出。

从图1可以看到,跳跃的时序图是不连续的,反应了某一时间段没有发生跳跃,但在2008年和2011年这两年跳跃较其他年份更密集;同时可以看到,和总体收益一样,跳跃也具有时变性和集聚性,

且从整体上看,跳跃收益和整体收益的变化保持一致,整体收益在2008年发生较大幅度的震荡,跳跃幅度在这一年也较大。从图2可以看出,负向的跳跃方差明显比正向的跳跃方差更要密集。

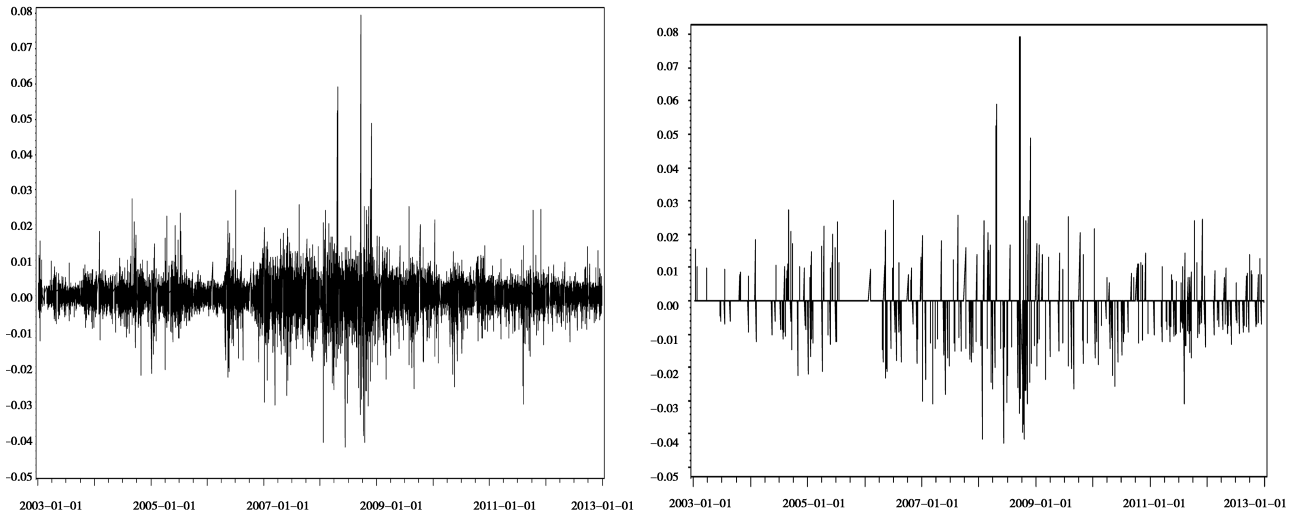


图1 上证综指5分钟收益率和跳跃收益率

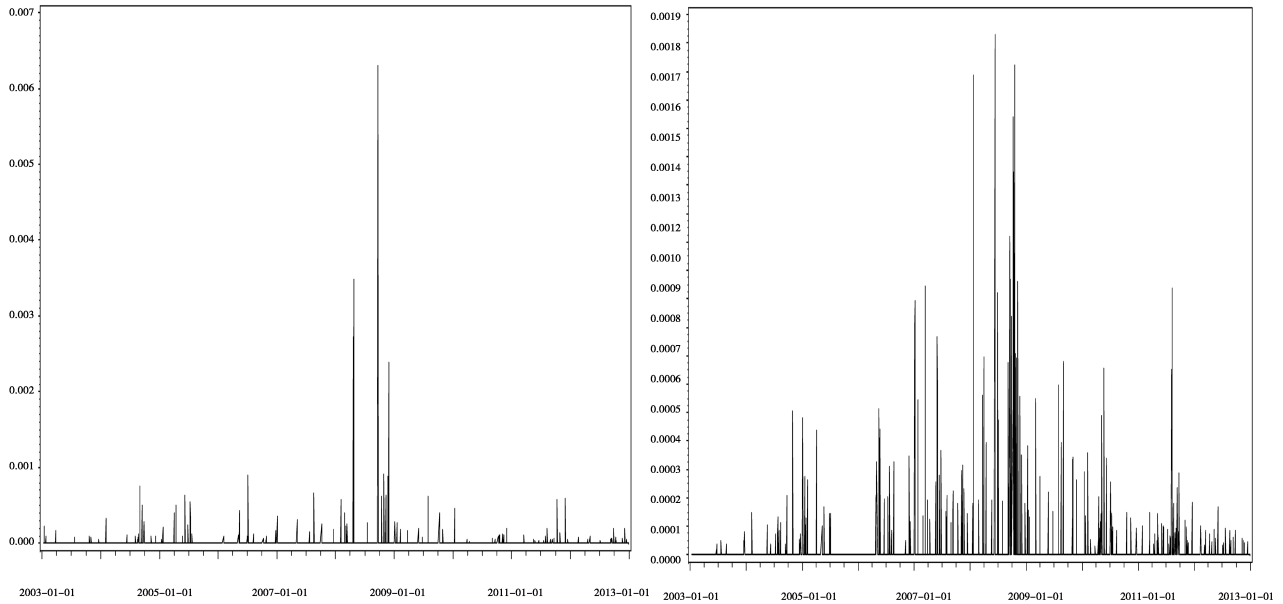


图 2 上证综指正负跳跃方差

2. 不同波动成分在风险收益权衡中的作用

表 3 报告了风险收益权衡的结果。首先来看已实现方差对收益率的影响,从回归(1)(4)(7)的结果可以看到:不管是在短期还是中长期,已实现方差的系数都是不显著的,这表明过去的已实现方差对收益率没有解释效果,预期的高风险并没有带来预期的高收益;从回归方程的调整可决系数也可以看出,解释力度非常小。该结论与左浩苗等(2011)得到的结果一致。但是将已实现方差分解成连续路径方差和跳跃方差之后,其对未来收益率的影响程度在不同的期间发生变化。在短期内,跳跃方差前面的系数为 3.745,且在统计上是显著的;而连续路径方差前面的系数也为正,但是不显著。在中期(一周的),跳跃方差的影响进一步加大,系数为 10.223;而连续路径方差此时的影响为负,且在统计上也是显著的。这说明,连续路径方差和跳跃方差对收益具有不同的解释效力,并且符号有可能是相反的,如果直接用已实现方差进行回归就等价于在模型中施加了 $\beta_1 = \beta_2$ 的约束,这是不太合理的。而在长期中,连续路径方差和跳跃方差对预期收益都没有显著的影响。

下面来分析各正向和负向的方差(风险)对收益的影响。本文将连续波动和跳跃波动分解成正

负波动,以考察不同类型的风险的定价情况。实证结果显示:在中期内,上行风险的价格都为负,风险溢酬为负;而下跌风险的价格都为正,风险溢酬为正;并且,连续路径方差负的上行风险溢酬大于正的下跌风险溢酬,这也可以解释为什么整体上连续路径方差的风险溢酬为负。在对正负跳跃风险考察中发现,正的下跌风险溢酬大于负的上行风险溢酬,进而整体的跳跃风险溢酬为正,这与前面分析发现的向下跳跃不论是在跳跃数量、平均跳跃幅度还是在对跳跃方差的贡献上都比正向跳跃大的结论是一致的。需要注意的是这些结论仅仅体现在中期的风险权衡关系中,而在短期和长期中,并不存明显稳定的风险收益权衡关系。

上述分析结果表明,虽然在整体上看,已实现方差对预期收益没有解释效力,但是如果将已实现方差分解成不同类型的波动(风险),则所分解的成分可能在中期(一周)对预期收益产生显著的影响,并且各成分对于预期收益的影响是不一样的,所得到的风险价格、风险溢酬也是不一致的。一方面,从整体上看,极端风险对未来的收益影响更大,极端风险得到了定价;另一方面,上行风险和下跌风险的风险定价符号不一致,前者的风险溢酬为负,后者为正。这说明,将跳跃波动与连续波动和上行风险与下跌风险进行区分,对于我们深入理解系统性风险是如何定价的具有非常重要的意义。

表 3 风险收益权衡分析结果

	rv_t	cv_t	jv_t	csv_t^+	csv_t^-	jsv_t^+	jsv_t^-	$R^2(\%)$
各自变量值取各自过去 1 天的值								
(1)	2.232 (1.544)							0.215
(2)		0.546 (0.371)	3.745 (2.034)					0.292
(3)				-9.446 (-1.663)	1.141 (0.106)	6.733 (1.963)	0.043 (0.005)	0.183
各自变量值取各自过去 5 天的平均值								
(4)	1.057 (0.441)							-0.007
(5)		-4.362 (-2.022)	10.223 (2.445)					0.697
(6)				-8.227 (-2.413)	3.359 (2.456)	-7.341 (-3.690)	11.181 (6.829)	17.755
各自变量值取各自过去 22 天的平均值								
(7)	-1.873 (-0.855)							0.031
(8)		-0.283 (-0.098)	-5.622 (-0.766)					0.029
(9)				1.822 (6.155)	4.355 (-0.588)	-5.148 (-0.354)	-4.840 (-2.739)	3.642

注:本表所得结果是在 Newey-West 序列相关一致性标准下估计得到,括号内为 t 统计值,回归的截距项没有给出,被解释变量为当期收益率,表示调整后的(百分比)。

3. 正向、负向连续、跳跃收益对波动非对称性的影响

以往的文献在考察波动的非对称性时,通常是检验当期的收益率与下一期的波动率的关系,如果存在负相关,则证明波动的非对称性存在。Bollerslev et al(2006)以及 Andriano et al(2011)采用了类似于本文的方法来进行波动非对称性检验,均得到了显著的波动非对称性。另外 Corsi et al(2010)通过加入过去的正的收益和负的收益来研究其对波动的杠杆效应,但都没有分解出不同成分的收益。

与之前的文献相比,本文将收益分解成连续和跳跃成分进行波动的非对称性检验,并进行对比分析,表 4 给出了各种收益率的波动非对称性检验结果。从模型(6)(7)(8)可以看出,体现规模效应的

系数都显著为正,同时考察非对称性的系数也都显著为正,说明不管是分解之前的收益,还是分解后的跳跃收益和连续收益,都存在显著的波动非对称性。当在模型中加入滞后的已实现方差,或者分解的连续路径方差和跳跃方差时,原始收益以及连续收益模型中的系数符号没有变化,并且依然是显著的。这表明,即使在考虑了 rv_{t-1} 或者 cv_{t-1} 和 jv_{t-1} 之后,收益以及连续收益中仍然包含了有关波动以及体现波动非对称性的额外信息,这也说明了这两类收益在刻画波动非对称性上是比较稳健的。而跳跃收益(变化剧烈的收益)在加入了 rv_{t-1} 或者 cv_{t-1} 和 jv_{t-1} 之后,其系数发生了明显的变化,如模型(5)中,当加入连续路径方差和跳跃方差后,跳跃收益的两个系数都变得不显著了。这说明连续路径方差或者跳跃方差中包含了部分跳跃收益的额外信息,在控制了它们之后, $|jr_{t-1}|$ 和 $|jr_{t-1}| \times I(jr_{t-1} < 0)$ 对波动

的影响变得不显著了。另外模型(11)中,当加入滞后的已实现方差时,反映规模效应的系数变化不太大,但是反映波动非对称性的系数符号发生了变化,变成了负数,说明跳跃收益(极端变化的收益)对波动的非对称性的作用不稳定。这与 Corsi et al (2012)对 S&P500 的研究结论一致,其发现杠杆效应主要是由于连续收益所导致,而跳跃收益的贡献基本没有。

从上述分析结果可以看出,通过测出日内跳跃发生时间、发生大小以及方向的跳跃检验方法,可以将原始收益分解成连续收益和跳跃收益,从而可以更详细地考察不同收益成分对波动非对称性的影响。与之前文献一样,本文也检测出了稳健的波动非对称性,但收益对波动非对称性的影响主要来自稳定的连续收益,而跳跃收益的贡献很小。

表 4 波动非对称的实证检验结果

	rv_{t-1}	cv_{t-1}	jv_{t-1}	$ r_{t-1} $	$ r_{t-1} \times I$ ($r_{t-1} < 0$)	$ cr_{t-1} $	$ cr_{t-1} \times I$ ($ cr_{t-1} < 0$)	$ jr_{t-1} $	$ jr_{t-1} \times I$ ($ jr_{t-1} < 0$)	$R^2(\%)$
(1)	0.605 (11.609)									36.548
(2)				0.015 (6.520)	0.010 (7.531)					33.482
(3)						0.013 (12.000)	0.010 (6.940)			21.786
(4)								0.040 (6.210)	0.010 (4.990)	42.277
(5)	0.452 (8.434)			0.012 (7.267)	0.005 (4.279)					50.559
(6)	0.505 (6.872)					0.008 (7.061)	0.006 (3.970)			44.107
(7)	0.520							0.034 (7.789)	-0.006 (-2.228)	64.579
(8)		0.813 (14.769)	0.391 (2.826)							39.640
(9)		0.71 (10.801)	0.346 (2.332)	0.003 (3.142)	0.003 (2.430)					41.484
(10)		0.716 (10.322)	0.387 (2.699)			0.003 (2.271)	0.003 (2.617)			41.217
(11)		0.812 (14.834)	0.492 (2.623)					-0.006 (-1.468)	0.003 (0.819)	39.814

注:本表所得结果是在 Newey-West 序列相关一致性标准下估计得到,括号内为 t 统计值,回归的截距项没有给出,下标 $t-1$ 表示滞后一阶,被解释变量为当期收益率, $R^2(\%)$ 表示调整后的 R^2 (百分比)。

四、结论与启示

本文基于高频数据的 L-M 日内跳跃检验方法及 Andriano et al(2011)的方差分解思想,将已实现方差分解成连续成分的已实现正负半变差和跳跃成分的正负半变差,并将收益率也按这一思想进行分解,得到了正的和负连续收益以及正的和负的

跳跃收益,测算出各个具体的风险和收益指标的“实现值”,进而在此基础上对我国股市的风险收益权衡和波动的非对称性进行了检验。分析发现:

(1)在考察期内,上证综指跳跃发生天数占总天数的 11.99%,在有跳跃的天数里,平均跳跃强度为 1.1 次;负向(向下)跳跃不论是在在跳跃数量、平均跳跃幅度上,还是对跳跃方差的贡献上都比正向

(向上)跳跃要大,正负跳跃存在明显的非对称性。

(2)对风险收益权衡的分析表明:已实现方差不管是在短期还是在中长期都不能对收益起到预测作用,也就是说,已实现方差所代表的风险因子没有得到定价;各分解的风险因子都只能在中期(一周)对收益产生预测作用,上行风险都得到负的风险溢酬,而下跌风险则都得到正的风险溢酬;连续路径部分的上行风险溢酬大于下跌风险,使得连续路径方差整体上得到负的风险溢酬;而跳跃部分的下行风险溢酬大于上行风险溢酬,导致波动方差整体上表现为正的风险溢酬。可见,不同波动(风险因子)的风险收益权衡关系是不一致的,可以解释为什么整体上的风险收益权衡关系不明显,这对于深入理解系统性风险是如何定价的具有重要的意义。

(3)对波动非对称性的分析表明:各种收益(包括跳跃收益、连续收益以及总收益)在进行单独检验时都能对波动产生非对称性影响;当加入其他波动信息时,总收益以及连续收益对已实现波动的影响依然显著,并且方向不变,说明连续收益和总收益对波动的非对称性影响是稳健的;而跳跃收益或者极端的收益对波动的非对称性影响不稳健,当分别控制不同的波动信息时,跳跃收益对波动的非对称性影响变得不显著或者影响方向发生了变化。因此,我国股市中存在显著的杠杆效应,并且收益对波动非对称性的效应主要来自连续收益的贡献,而非极端收益。

本文充分利用高频数据包含更加丰富的信息的优点,对我国股市收益与风险的关系进行更加精确的刻画,对于投资者以及证券市场监管当局均具有重要意义。对个人或者机构投资者来说,通过将波动的不同成分进行区分,有助于其对波动的认识更加具体和准确,同时能改进其对波动的预测,进而更好地规避风险和提高收益。而对于证券市场监管当局而言,针对我国股市的暴涨暴跌现象,充分利用高频数据包含的信息有助于其更好地研究我国股市的运行规律,进而促进资本市场的健康发展。

参考文献:

陈浪南,孙坚强.2010.股票市场资产收益的跳跃行为研究[J].经济研究(4):54-66.

郑振龙,汤文玉.2011.波动率风险及风险价格——来自中国A股市场的证据[J].金融研究(4):143-157.

陈国进,王占海.2010.我国股票市场连续性波动与跳跃性波动实证研究[J].系统工程理论与实践(9):1554-1562.

王春峰,姚宁,房振明,李晔.2008.中国股市已实现波动率的跳跃行为研究[J].系统工程(2):1-6.

左浩苗,刘振涛.2011.跳跃风险度量及其在风险——收益关系检验中的应用[J].金融研究(10):170-184.

ADRIAN T, ROSENBERG J. 2008. Stock Returns and Volatility: Pricing the Short-Run and Long-Run Components of Market Risk[J]. The Journal of Finance, 63(6):2997-3030.

ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T, DIEBOLD F X, EBENS H. 2001. The distribution of realized stock return volatility[J]. Journal of Financial Economics, 61(1):43-76.

ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T, DOBREV D. 2007. No-arbitrage semi-martingale restrictions for continuous-time volatility models subject to leverage effects, jumps and iid noise: Theory and testable distributional implications [J]. Journal of Econometrics, 138(1):125-180.

ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T, FREDERIKSEN P, ØRREGAARD N M. 2010. Continuous-time models, realized volatilities, and testable distributional implications for daily stock returns[J]. Journal of Applied Econometrics, 25(2):233-261.

ANG A, HODRICK R J, XING Y, ZHANG X. 2006. The cross-section of volatility and expected returns[J]. The Journal of Finance, 61(1):259-299.

AUDRINO F, HU Y. 2011. Volatility Forecasting: Downside Risk, Jumps and Leverage Effect[D]. School of Economics and Political Science, Department of Economics, University of St. Gallen.

BARNDORFF-NIELSEN O E, KINNEBROCK S, SHEPHARD N. 2010. Measuring downside risk- realized semivariance [M]// BOLLERSLEV T, RUSSEL J, WATSON M. Volatility and Time Series Econometrics. Oxford University Press, 117-137.

BARNDORFF-NIELSEN O E, SHEPHARD N. 2004. Power and bipower variation with stochastic volatility and jumps [J]. Journal of financial econometrics, 2(1):1-37.

BARNDORFF-NIELSEN O E, SHEPHARD N. 2006. Econometrics of testing for jumps in financial economics using bipower variation [J]. Journal of financial Econometrics, 4(1):1-30.

BOLLERSLEV T, GIBSON M, ZHOU H. 2011. Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities [J]. Journal of

- Econometrics,160(1):235-245.
- BOLLERSLEV T,ZHOU H. 2006. Volatility puzzles: a simple framework for gauging return-volatility regressions[J]. Journal of Econometrics,131(1):123-150.
- CORSI F,PIRINO D,RENòR. 2010. Threshold bipower variation and the impact of jumps on volatility forecasting[J]. Journal of Econometrics,159(1):276-288.
- CORSI F,RENòR. 2012. Discrete-time volatility forecasting with persistent leverage effect and the link with continuous-time volatility modeling [J]. Journal of Business & Economic Statistics,30(3):368-380.
- FRENCH K R, SCHWERT G W, STAMBAUGH R F. 1987. Expected stock returns and volatility[J]. Journal of financial Economics,19(1):3-29.
- LEE S S,MYKLAND P A. 2008. Jumps in financial markets: A new nonparametric test and jump dynamics [J]. Review of Financial studies,21(6):2535-2563.
- PATTON A, SHEPPARD K. 2011. Good volatility, bad volatility: Signed jumps and the persistence of volatility [R]. Working Paper .
- RABEMANANJARA R, ZAKO? AN J M. 1993. Threshold ARCH models and asymmetries in volatility [J]. Journal of Applied Econometrics,8(1):31-49.

Test of the Relation between Risk and Return of China's Stock Market Based on Volatility and Earnings Decomposition

—Taking High Frequent Data of Shanghai Composite Index during 2003—2012 as an Example

ZHANG Hu,ZHOU Di

(School of Statistics and Mathematics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430074, China)

Abstract: Based on the jumping test and variance decomposition method of non-parametric frequency data, the stock index returns and volatility are both decomposed into successive and jumping ingredients with positive and negative directions, and the relation between the risk and the return of Shanghai index during 2003—2012 was tested. The analysis results show that the jumping days of Shanghai Composite Index take 11.99% of the total number of days between 2003—2012, that the average jumping intensity is 1.1 times, that there is asymmetrical feature between positive and negative jumps, that the contribution of downward jumps to jump variance is bigger than that of forward jumps, that the realized variance can not explain the return in different times ranges, that each decomposed risk factor can play better forecast role in earnings in the medium term (in one week), that the tradeoff relation between the risk and the return in different compositions is different, that each of upside risks has negative risk premium while each of the downside risks has positive risk premium. There is significant leverage effect in China's stock market, and the asymmetrical effect of the return on volatility mainly results from the contribution of consecutive return but not from jumping return.

Key words: intraday jumping test; volatility decomposition; return decomposition; risk-return tradeoff; volatility asymmetry; leverage effect; risk premium; high frequent data

CLC number: F830.91; F224.0

Document code: A

Article ID: 1674-8131(2014)05-0080-10

(编辑:南 北)