

文章编号:1003 - 207(2008)04 - 0044 - 06

基于修正 GARCH 模型的中国股市收益率与波动周内效应实证研究

陈雄兵¹, 张宗成²

(1. 中南财经政法大学新华金融保险学院, 湖北 武汉 430073;

2. 华中科技大学经济学院, 湖北 武汉 430074)

摘要: 本文研究《证券法》实施之后的 2000—2006 年沪深股市收益率与波动的周内效应。利用修正的 GARCH 模型, 发现两市收益率的最大与最小值均分别出现在周二与周四; 两市的最小波动均出现在周二, 但沪市的最大波动在周三, 而深市的最大波动则在周一。进一步的分析表明中国股市的收益率与市场风险有显著的正向关系, 即投资者由于承担高风险而受到补偿获得高收益。文章最后对周内效应的存在提出了两种解释。

关键词: 周内效应; 波动性; GARCH 模型; 市场风险

中图分类号: F224 **文献标识码:** A

1 引言

周内效应(the day of the week effect)指股市的日收益率在一周内的五个交易日之间存在显著差别,这在理论上与有效市场假说(Effect Market Hypothesis, EMH)相背离,因而被称为“异象”(anomaly)。但众多的实证研究表明欧美发达国家的成熟股市呈现出某种形式的周内效应,亚太地区的新兴市场如香港、新加坡和韩国等则存在出不同形式的周内效应,中国股市也表现出形式独特的周内效应。

Fama(1965)^[1]与 Cross(1973)^[2]对美国股市的研究是周内效应最早的实证文献,他们发现股市收益率在一周内的差别很大,最低的收益率总是出现在周一。自从这两篇开创性的研究之后,大量针对美国和英国的成熟股市的实证研究得出同样的结论,即周一的收益率最低,周五的收益率最高(Gibbons & Hess(1981)^[3], Rogalski(1984)^[4], Harris(1986)^[5], Abraham & Ikenberry(1994)^[6], Kiyamaz & Berument(2003)^[7])。这表明股市在一周内呈现低开高收的走势,投资者若在周一低价时

买入,持有一周后在周五高价时卖出即可获得超额收益。Baker(2007)^[8]研究的是 1977—2002 年的加拿大股市,在 GARCH 模型的框架内,通过假设误差项服从 Student's t 分布,发现周一收益率最低,周五则是最高。除了股市之外,部分研究发现周内效应也存在于外汇市场,期货市场以及债权市场等。例如 Glassman(1987)^[9], Corhay(1994)^[10]和 Tang(1997)^[11]。

亚太地区的新兴股市则是另外一种形式的周内效应。Jaffe(1985)^[12]对日本和澳大利亚, Aggarwal(1989)^[13]对香港、新加坡、马来西亚和菲律宾, Ho(1990)^[14]对韩国、新加坡等十个市场的研究表明周五的收益率仍然是最高,最低的收益率则出现在周二。但最新的研究则指出亚太新兴股市的周内效应形式与成熟股市相同,例如 Choudhry(2000)^[15]利用 GARCH 模型,假设误差项的分布服从条件 Student's t 分布,发现印度、马来西亚和泰国的股市存在周一效应。

也有研究对周内效应的存在表示质疑。Connolly(1991)^[16]发现美国股市的周一效应很弱,利用贝叶斯方法对样本量的影响加以消除之后更发现周一效应完全消失。Chang(1993)^[17]的研究也证实了上述结论。Peiro(1994)^[18]检验了纽约、东京、伦敦、法兰克福、巴黎和马德里的股市,发现除伦敦之外,其他 5 个市场均不存在周内效应。Aggarwal(2003)^[19]对 6 个期货市场的研究表明周内效应不

收稿日期:2007 - 03 - 21; 修订日期:2008 - 02 - 19

基金项目:国家自然科学基金资助项目(70541003)

作者简介:陈雄兵(1979—),男(汉族),湖北人,中南财经政法大学新华金融保险学院,教师,研究方向:金融经济学。

存在。Schwert (2003)^[20] 则总结如下,自从 1980 年代周内效应开始被学者们关注以来,它基本上是消失了,或者至少是削弱了。Yamori (2004)^[21] 对 29 个外汇汇率的研究表明在 1980 年代周内效应存在于几个外汇市场,但 1990 年代开始则基本上全部消失了。总体来看,对于周内效应是否存在以及其具体的表现形式,国外学者看法不一。

针对中国股市的研究则相对较少,而且结论也不一致。奉立城 (2000)^[22] 发现沪深股市存在负的周二效应和正的周五效应,但其仅仅使用普通最小二乘 (OLS) 的方法,因此其结果缺乏可信性。Chen (2001)^[23] 以 1994 年 7 月《公司法》的实施为分界点展开研究,发现只在 1995 年后存在负的周二效应。陈超 (2002)^[24] 则以 1996 年底实行涨跌停板制度为分界点,发现只有 1996 年的沪市存在负的周二效应和正的周五效应,并最终得出中国股市基本不存在周内效应的结论。赵留彦 (2004)^[25] 利用 1993—2001 年的数据,使用交叠样本的方法认为早期存在负的周一效应,后期则是正的周五效应。张兵 (2005)^[26] 运用样本滚动方法对周内效应进行全景式的探讨,样本期是沪深股市开市以来至 2004 年 4 月,发现中国早期具有明显的周五效应,但从 1998 年开始周五效应消失,周二效应也只是出现在市场的早期,不具稳健性。

对于一个理性的投资者而言,收益率仅仅是其投资决策的一部分,另一部分则是收益的波动性或者称投资风险。收益率的波动是否存在周内效应以及高(低)波动是否伴随着大(小)交易量,这些对于投资者都很重要。如果投资者能够判断出风险的特定模式,那就可以基于收益率与风险的双重考虑而轻易地做出投资决策。例如,风险规避的投资者可以通过减少那些其风险可能增加的资产来调整自己的投资组合从而达到风险规避的目的。

作为一个新兴的市场,中国股市自 1990 年代初成立以来一直处于高速发展阶段。截止 2006 年底,沪深两市上市公司为 1434 家,股票市价总值达 89403 亿元,开户的股民数量则为 7854 万之多(《中国统计年鉴》,2007 年)。在其快速发展过程中,中国股市表现出一定的行为特征。其中一些属于新兴市场的共性特点,但另外也存在许多极具中国特色的特征,最显著的一点就是中国的股票基于其所有者类型可分为暂不可上市流通的国有股和法人股以及可流通的流通股,流通股则又包括 A 股和 B 股。中国股市的制度特征和其他国家不同,因此针对其

他国家的实证研究结论,例如周内效应的表现形式,不可以自动推广到中国。

近年来,亚洲新兴的股市越来越引起人们的关注。中国上海、深圳股市的高速发展更引人注目,新兴股市的周内效应也愈来愈引起投资者和研究人员的兴趣。这些都吸引着我们对中国股市的周内效应作进一步研究,以探索新兴股票市场的发展规律。

2 研究方法

2.1 收益率与波动的“周内效应”分析

中国股市周内效应存在与否缺乏共识的主要原因有两点,一是样本区间的选择,二是模型的设定,本文在这两方面都有所贡献。其一,中国股市的运行在很大程度上表现出“政策市”与“消息市”的特征,正是因为政府政策与市场信息的多变性使得股市在不同的样本区间呈现不同的统计特征。无论从投资者、上市公司还是市场监管当局的角度看,中国股市在逐步发展过程中其规范性得以加强,因此本文选择 2000—2006 年的数据,以求得到更可靠的结论。其二,大量的金融时间序列如股市收益率,常常会出现波动聚集性 (Volatility Clustering),即较大的波动聚集在某一时段,而较小的波动则聚集在另外的时段。这表明收益率序列的方差随时间而变化,即是所谓的异方差 (Heteroskedasticity)。以往的研究仅仅着重于收益率的周内效应研究,因此广泛使用标准的 GARCH 类模型,它的优势在于利用方差方程更好地刻画均值方程中误差项的异方差特征,从而使均值方程的估计更为有效。本文则是同时研究收益率与波动中的周内效应,因此对标准的 GARCH 模型中方差方程的设定形式加以改变使之成为修正的 GARCH 模型。在此基础上,我们进一步用条件方差而非以往研究中的方差或者标准差来衡量波动的大小。

我们使用如下的方程来研究收益率中的周内效应:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_m M_t + \alpha_T T_t + \alpha_h H_t + \alpha_f F_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 R_t 代表 t 日的收益率,引入 R_{t-1} 是为了消除收益率序列中的自相关性。组成市场指数的个股往往表现出交易的非同步性 (nonsynchronous trading),这会导致市场指数的收益率呈现一定程度的自相关。新兴市场的流动性偏低,因而自相关性问题可能会更加突出。 M_t 、 T_t 、 H_t 和 F_t 分别为代表周一、二、四和周五的虚拟变量,为避免虚拟变量陷阱,我

们以周三为基底。若交易日 t 为周一, 则 M_t 取值 1, 否则取 0, 其余虚拟变量依此类推。股市收益率分布一般呈现如下三个特征: 波动聚集性 (Volatility Clustering)、偏态 (skewness, 即不对称性) 与尖峰态 (leptokurtosis)。波动聚集性意味着时变方差或者异方差, 即回归误差项 ϵ_t 会呈现所谓的异方差。Engle (1982) [27] 首创的 ARCH 模型可以很好地描述时间序列中的异方差特征, ARCH 模型假设误差的条件方差为滞后若干期误差平方的函数, 这种设定方式虽无充分的经济理由, 但却收到很好的实证效果。Bollerslev (1986) [28] 提出了效果更好的广义 (Generalized) 的 ARCH 模型, 即 GARCH 模型。实际中最常用的 GARCH (1, 1) 将误差设定为:

$$\epsilon_t / \sigma_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{2}$$

$$h_t = w + a \epsilon_{t-j}^2 + bh_{t-1} \tag{3}$$

其中 ϵ_{t-1} 表示 $t-1$ 期的信息集。方程 (3) 表明误差项 ϵ_t 服从条件期望为 0, 条件方差为 h_t 的条件正态分布。方程 (4) 则表明 h_t 不仅依赖于误差平方的过去值, 也依赖于其自身的过去值。

为了研究波动中的周内效应, 类似于收益方程, 我们将虚拟变量引入条件方差方程中。即用如下修正的 GARCH 模型来同时研究收益率及其波动中的周内效应:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_m M_t + \alpha_t T_t + \alpha_h H_t + \alpha_f F_t + \epsilon_t \tag{4}$$

$$\epsilon_t / \sigma_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{5}$$

$$h_t = w + a \epsilon_{t-1}^2 + bh_{t-1} + \alpha_m M_t + \alpha_t T_t + \alpha_h H_t + \alpha_f F_t \tag{6}$$

其中方程 (5) 为均值方程, 用来研究收益率中的周内效应。方程 (6) 反映方程 (5) 中误差项 ϵ_t 的异方差特征。方程 (7) 为方差方程, 用来研究波动中的周内效应。

2.2 收益率与市场波动(风险)之间的关系

资本资产定价理论 (CAPM) 和套利定价理论

(APT) 均认为收益率与市场风险存在正的联系。理论上, 资产的风险通常是用其收益率与市场组合收益率的条件协方差来度量。考虑到风险会影响到投资的期望收益, Engle (1987) [29] 发展了 ARCH-in-Mean (ARCH-M) 模型, 它将条件均值表示为条件方差的显式函数。本文使用 GARCH-M (1, 1) 模型来研究中国股市中收益率与市场波动(风险)之间的关系。模型的具体设定为:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \sqrt{h_t} + \epsilon_t \tag{7}$$

$$\epsilon_t / \sigma_{t-1} \sim N(0, h_t) \tag{8}$$

$$h_t = w + a \epsilon_{t-j}^2 + bh_{t-1} \tag{9}$$

$\sqrt{h_t}$ 的出现意味着我们可以很方便地研究风险与期望收益之间的交替 (trade-off) 关系。风险对期望收益的影响由相对风险厌恶系数 (index of relative risk aversion) 所反映。显著为正的 α 意味着投资者因为承担高风险而受到补偿获得高收益, 显著为负的 α 则意味着投资者因为承担高风险而受到惩罚获得低收益。这样, 利用 GARCH-M 模型便可以很好地研究投资收益与投资风险之间的关系。一般而言, 投资者是风险规避型的, 因此我们预期为显著的正值。

3 实证结果

3.1 收益率序列的基本统计分析

本文使用上证综合指数和深圳成分指数 2000 年 1 月 4 日到 2006 年 7 月 31 日的日收盘价数据, 两市均有 1579 个观测值。数据来自 Wind 资讯。定义收益率 (%) 如下:

$$R_t = 100 \times \ln(P_t / P_{t-1}) \tag{1}$$

其中 R_t 代表 t 日的收益率, P_t 和 P_{t-1} 分别为 t 日和 $t-1$ 日的收盘价。

表 1 给出 2000 年到 2006 年沪深股市日收益率的基本统计信息, 包括均值、标准差、偏度和峰度。

表 1 沪深股市指数日收益率的基本统计信息

		全部	周一	周二	周三	周四	周五
沪 市	均值	0.01049	-0.00216	0.10562	0.04565	-0.11414	0.01751
	标准差	1.36473	1.59269	1.26487	1.36743	1.38878	1.17618
	偏度	0.63926	0.75109	1.20856	0.76122	0.14242	0.31016
	峰度	8.57096	9.13141	12.99209	8.47933	5.27003	3.87588
深 市	均值	0.01027	-0.04773	0.12746	0.04366	-0.09581	0.02349
	标准差	1.45616	1.69081	1.36526	1.42255	1.50389	1.26527
	偏度	0.61164	0.72516	0.90194	0.79391	0.25633	0.41256
	峰度	7.99576	8.59617	11.57945	8.1122	5.10208	4.19006
样本量		1579	313	315	317	316	318

总体来看,两市的日收益率均在 0.01% 左右。所有的收益率序列均呈现非零的偏度,意味着其分布不具有对称性。正的偏度表明投资者更有可能得到正的投资回报。远大于 3 的峰度则意味着其分布与正态分布相比呈现出尖峰厚尾特征。这些均表明收益率不服从正态分布。具体来看,两市的最大收益率均出现在周二(沪市的 0.10562 和深市的 0.12746),最小值也均在周四(沪市的 -0.11414 和深市的 -0.09581)。若仅仅以标准差来度量波动性,则两市的最大波动日均出现在周一(沪市的 1.59269 和深市的 1.69081),这可能反映出如下两个事实。一是中央政府和上市公司倾向于在周末宣布各种利好或者利差消息,从而导致市场在周一出现较大的波动。二是周六与周日虽然休市,但市场信息仍然在传播。投资者在周一所做出的投资决策是基于其在周五至周日三天内所获得的信息,而不是象在其他交易日仅仅依赖前一天的信息。这样,大量的信息传播也会导致周一的市场出现较大的波动。两市的最小波动则均出现在周五(沪市的 1.17618 和深市的 1.26527)。

表 2 给出沪深股市指数日收益率的单位根检验结果。本文采用 ADF 检验,滞后项的选取依赖于 AIC 准则。由表 2 可知,三种检验形式下均可以在 1% 水平上拒绝存在单位根的原假设,因此我们认为两市的收益率均是平稳的。

表 2 沪深股市指数日收益率的单位根检验

	检验形式 [*]	ADF 统计量	1% 临界值 ^{**}	结论
沪市	N & N	-38.57	-2.57	无单位根
	T	-38.56	-3.43	
	C & T	-38.55	-3.96	
深市	N & N	-37.91	-2.57	无单位根
	T	-37.90	-3.43	
	C & T	-37.89	-3.96	

注: * N & N、T 与 C & T 分别指 ADF 检验中不带漂移与趋势项、带趋势项以及同时带漂移与趋势项。

** 为拒绝存在单位根的虚拟假设的临界值。

3.2 收益率与波动的“周内效应”分析

表 3 给出修正 GARCH 模型的估计结果,可以发现沪深股市的收益率与波动中均存在周内效应。

就均值方程看,周二的系数均为正(沪市的 0.066 和深市的 0.070)而其他三个交易日的系数均为负,表明周二收益率最高,其次是作为基底的周三。三个为负的系数中,周四系数最小(沪市的 -0.230 和深市的 -0.195),因此周四收益率最低。即两市最高收益率均在周二,其次是周三,最低收益

率则在周四,这与表 1 给出的统计特征相一致。但只有周四的系数显著(5% 显著性水平上),因而收益率只存在负的周四效应,这与赵留彦(2004)的结论相异,我们认为这主要是因为新兴加转轨时期的中国股市发展迅速,中央政府实施的一系列制度变革使得不同的样本阶段可能会表现出不同的统计特征——例如周内效应的具体表现形式。

表 3 沪深股市指数收益率及其波动的
周内效应估计结果

	沪市		深市	
0	0.087	(1.378)	0.072	(1.075)
1	0.020	(0.761)	0.040	(1.371)
m	-0.124	(-1.347)	-0.164	(-1.615)
r	0.066	(0.763)	0.070	(0.766)
h	-0.230 [*]	(-2.533)	-0.195 [*]	(-2.088)
f	-0.099	(-1.074)	-0.050	(-0.523)
w	0.300	(3.276)	0.160	(1.602)
a	0.113	(9.719)	0.101	(8.929)
b	0.856	(66.164)	0.864	(60.173)
m	-0.038	(-0.290)	0.314	(1.903)
r	-0.666 [*]	(-4.791)	-0.615 [*]	(-3.616)
h	-0.235	(-1.408)	-0.005	(-0.026)
f	-0.229	(-1.721)	-0.106	(-0.650)
Ljung - Box Q(24)	0.037	[0.402]	0.030	[0.597]
Ljung - Box Q ² (24)	0.037	[0.828]	0.045	[0.783]
ARCH LM(3)	1.421	[0.700]	0.750	[0.862]
a + b	0.969		0.965	

注:圆括号和方括号中分别为系数的 t 统计量和 p 值, * 和 ** 则分别代表在 1% 和 5% 水平上显著。

两市的波动性则表现各异。沪市的四个系数均为负,表明作为基底的周三具有最大的波动, r 最小则表明周二的波动最小。同样可知深市的最大与最小波动分别出现在周一与周二。两市中均只有周二的系数显著(1% 水平上),因此我们认为波动只呈现负的周二效应。

两市的方差方程中 ARCH 项系数 a 与 GARCH 项系数 b 均显著(1% 水平上)。波动持续性通常由 a 与 b 之和 a + b 来度量,其和高度接近 1(沪市的 0.969 和深市的 0.965),表明波动具有很强的持续性。以沪市为例,(a + b)³⁰ = 0.969³⁰ = 0.388,意味着冲击对股价造成的影响在 30 个交易日后尚有约 39%。股市一旦受到冲击出现异常波动,则在短期内很难得以消除。标准化残差滞后 24 阶的 Ljung - Box Q 统计量均对应较大的 p 值(沪市的 0.402 和深市的 0.597),表明不可以拒绝残差之间无自相关的虚拟假设,从而均值方程是充分的。标准化残差平方滞后 24 阶的 Ljung - Box Q 统计量也均对应较大的 p 值(沪市的 0.828 和深市的

0.783),表明方差方程是充分的。滞后3阶的残差 ARCH LM 统计量也对应较大的 p 值(沪市的 0.700 和深市的 0.862),表明也不可以拒绝残差无异方差的虚拟假设。因此总体来看,修正的 GARCH 模型很好地拟合了收益率序列的行为。

3.3 收益率与市场波动(风险)之间的关系

表4给出 GARCH-M 模型的估计结果。两市的均在5%水平上显著为正(沪市的0.198和深市的0.225),表明股市的风险与投资者的收益率之间有显著的正向关系,具体而言就是投资者因为承担高风险而受到补偿获得高收益。标准化残差滞后24阶的Ljung-Box Q 统计量、标准化残差平方滞后24阶的Ljung-Box Q 统计量以及残差滞后3阶的 ARCH LM 统计量均对应较大的 p 值,表明残差序列不存在自相关或异方差,从而上述模型是充分的。

表4 沪深股市 GARCH-M(1,1) 模型估计结果

	沪市		深市	
0	-0.223	(-1.969)	-0.283	(-2.134)
1	0.023	(0.848)	0.040	(1.399)
	0.198 *	(2.039)	0.225 *	(2.199)
w	0.067	(5.540)	0.081	(4.786)
a	0.118	(9.270)	0.116	(9.632)
b	0.853	(59.500)	0.851	(54.108)
Ljung-Box Q(24)	0.036	[0.313]	0.028	[0.587]
Ljung-Box Q ² (24)	0.031	[0.905]	0.046	[0.806]
ARCH LM(3)	1.338	[0.720]	0.988	[0.804]
a + b	0.971		0.967	

注:圆括号和方括号中分别为系数的 t 统计量和 p 值,*代表在5%水平上显著。

4 结束语

众多的研究涉及股票市场上的周内效应。了解收益率及其波动的周内效应表现形式有助于投资者做出理性的投资决策,优化投资组合,减少投资风险,获取较高的投资收益。在分析现存文献的不足之后,本文利用修正的 GARCH 模型研究 2000—2006 年期间沪深股市收益率与波动的周内效应,以及收益率与波动(风险)之间的关系。研究结论如下:

(1) 沪深两市收益率特征表现一致,两市的最大收益率均出现在周二,其次是周三,周四的收益率则最低。但只有周四的系数显著,因此收益率只呈现负的周四效应。

(2) 两市的波动性则表现不一,沪市的最大与最小波动分别出现在周三与周二,而深市的最大与最小波动则出现在周一与周二。同样也只有周二的系

数显著,因此波动只呈现负的周二效应。

(3) 沪深股市的期望收益率与波动(风险)之间均呈现显著的正向关系,意味着中国投资者因为承担高风险而受到补偿获得高收益。

理论上,周内效应与有效市场假说相矛盾,因而被称为“异象”(anomaly)。但若考虑到如下两个因素,则周内效应的存在也有一定道理。一是市场风险,风险会影响投资的期望收益,不同的交易日完全可能出现不同的风险,因此其收益率也可能出现显著的差异,从而产生周内效应。二是交易成本,周内效应意味着不同交易日之间的收益率存在显著差异,不过这种差异在数值上往往很小。如果投资者买卖证券过程中的交易成本大致与收益率差异相抵消,则不同交易日的实际收益率便不存在显著差别,因此仍然可以认为市场有效。

参考文献:

- [1] Fama, E. The behavior of stock market prices [J]. *Journal of Business*, 1965, 38: 34 - 105.
- [2] Cross, F. The behavior of stock prices on Fridays and Mondays [J]. *Financial Analysts Journal*, 1973, 29: 67 - 69.
- [3] Gibbons, M. and Hess, P. Day of the week effects and asset returns [J]. *Journal of Business*, 1981, 54: 579 - 596.
- [4] Rogalski, R. J. New findings regarding day - of - the - week returns over trading and non - trading periods: A note [J]. *Journal of Finance*, 1984, 35: 1603 - 1614.
- [5] Harris, L. A Transaction Data Study of weekly and Intradaily Patterns in Stock Returns [J]. *The Journal of Financial Economics*, 1986, 16: 99 - 117.
- [6] Abraham, A., and Ikenberry, D. The individual investor and the weekend effect [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1994, 29: 263 - 277.
- [7] Kiyamaz, H., and Berument, H. The day of the week effect on stock market volatility and volume: International evidence [J]. *Review of Financial Economics*, 2003, 12: 363 - 380.
- [8] Baker, K. The day - of - the - week effect and conditional volatility: Sensitivity of error distributional assumptions [J]. *Review of Financial Economics* 2007, 9 (3).
- [9] Glassman, D. Exchange rate risk and transactions costs: Evidence from bid - ask spreads [J]. *Journal of International Money and Finance*, 1987, 6: 479 - 490.
- [10] Corhay, A. and Fatemi, A. On the presence of a day - of - the - week effect in the foreign exchange market [J]. *Managerial Finance*, 1995, 21: 32 - 43.

- [11] Tang, G. Impact of the day-of-the-week effect on diversification and exchange rate risks [J]. *International Business Review*, 1997, 6:35 - 51.
- [12] Jaffe, J. The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence [J]. *Journal of Finance*, 1985, 40:433 - 454.
- [13] Aggarawal, R. Seasonal and Day of the Week Effects in Four Emerging Stock Markets [J]. *The Financial Review*, 1989, 24: 541 - 550.
- [14] Ho, Y. Stock Return Seasonalities in Asia Pacific Markets [J]. *Journal of International Financial Management and Accounting*, 1990, 2:44 - 77.
- [15] Choudhry, T. Day of the week effect in emerging Asian markets: Evidence from the GARCH model [J]. *Applied Financial Economics*, 2000, 10: 235 - 242.
- [16] Connolly, R. A posterior odds analysis of the week-end effect [J]. *Journal of Econometrics*, 1991, 49:51 - 104.
- [17] Chang, E., Pinegar, M., & Ravichandran, R. International evidence on the robustness of the day-of-the-week effect [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28:497 - 513.
- [18] Peiro, A. Daily seasonality in stock returns: Further international evidence [J]. *Economics Letters*, 1994, 45:227 - 232.
- [19] Aggarawal, R., and Mehdiian, S. Day-of-the-week regularities and their higher moments in futures market [J]. *American Business Review*, 2003, 21:47 - 53.
- [20] G. Schwert. Anomalies and market efficiency [C]. *Handbook of the Economics of Finance*, 2003:937 - 972.
- [21] Yamori, N., & Kurihara, Y. The day-of-the-week effect in foreign exchange markets: Multi-currency evidence [J]. *Research in International Business and Finance*, 2004, 18:51 - 57.
- [22] 奉立城. 中国股票市场的“周内效应”[J]. *经济研究*, 2000, 11:51 - 61.
- [23] Chen, G. The day of the week regularity in the stock markets of China [J]. *Journal of Multinational Financial Management*, 2001, 11:139 - 163.
- [24] 陈超. 中国股票市场“周内效应”再检验 [J]. *经济科学*, 2002, 1:85 - 91.
- [25] 赵留彦. 中国股市收益率的时变方差与周内效应 [J]. *世界经济*, 2004, 1:50 - 57.
- [26] 张兵. 中国股市日历效应研究:基于滚动样本检验的方法 [J]. *金融研究*, 2005, 7:33 - 44.
- [27] Engel, Robert F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK inflation [J]. *Econometrica*, 1982, 50:987 - 1008.
- [28] Bollerslev, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity [J]. *Journal of Econometrics*, 1986, 31:307 - 327.
- [29] Engle R, et al. Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model [J]. *Econometrica*, 1987, 55:391 - 407.

The Day-of-the-Week Effect on Stock Return and Volatility in China: Empirical Evidence from Modified GARCH Model

CHEN Xiong-bing¹, ZHANG Zong-cheng²

(1. Xinhua School of Finance and Insurance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. School of Economics, Huazhong University of Science and Technology, Wuhan 430074, China)

Abstract: This paper investigates the day-of-the-week effect on stock return and volatility in China during the period of 2000 to 2006. Under modified GARCH framework, we find that the lowest and the highest return are present on Thursday and Tuesday for both Shanghai and Shenzhen markets, respectively. The lowest volatility is observed on Tuesday for both markets, whereas the highest volatility occurs on Monday for Shenzhen and on Wednesday for Shanghai. We also find there is significantly positive relationship between expected returns and market risk. Two explanations for the day-of-the-week effect are provided in the end of the paper.

Key words: the day-of-the-week effect; volatility; GARCH model; market risk