

学校编号: 10384

分类号_____ 密级_____

学号: 15620091151723

UDC_____

厦 门 大 学

硕 士 学 位 论 文

交易量—波动率的关系与信息溢出

Trading Volume-Volatility Relation And Information Spillover

李彦璐

指导教师姓名: 郑振龙 教授

专业名称: 金融工程

论文提交日期: 2012 年 月

论文答辩时间: 2012 年 月

学位授予日期: 2012 年

答辩委员会主席: _____

评 阅 人: _____

2012 年 4 月

厦门大学学位论文原创性声明

本人呈交的学位论文是本人在导师指导下,独立完成的研究成果。本人在论文写作中参考其他个人或集体已经发表的研究成果,均在文中以适当方式明确标明,并符合法律规范和《厦门大学研究生学术活动规范(试行)》。

另外,该学位论文为()课题(组)的研究成果,获得()课题(组)经费或实验室的资助,在()实验室完成。(请在以上括号内填写课题或课题组负责人或实验室名称,未有此项声明内容的,可以不作特别声明。)

声明人(签名):

年 月 日

厦门大学学位论文著作权使用声明

本人同意厦门大学根据《中华人民共和国学位条例暂行实施办法》等规定保留和使用此学位论文，并向主管部门或其指定机构送交学位论文（包括纸质版和电子版），允许学位论文进入厦门大学图书馆及其数据库被查阅、借阅。本人同意厦门大学将学位论文加入全国博士、硕士学位论文共建单位数据库进行检索，将学位论文的标题和摘要汇编出版，采用影印、缩印或者其它方式合理复制学位论文。

本学位论文属于：

（ ） 1. 经厦门大学保密委员会审查核定的保密学位论文，
于 年 月 日解密，解密后适用上述授权。

（ ） 2. 不保密，适用上述授权。

（请在以上相应括号内打“√”或填上相应内容。保密学位论文应是已经厦门大学保密委员会审定过的学位论文，未经厦门大学保密委员会审定的学位论文均为公开学位论文。此声明栏不填写的，默认为公开学位论文，均适用上述授权。）

声明人（签名）：

年 月 日

摘要

传统的金融理论，如投资组合理论、资产定价的 CAMP 模型等，都将研究重心放在金融资产的定价问题上。随着金融市场微观结构理论的发展、资本市场的完善和相关交易数据的积累，金融领域的研究重点已经从传统的代表性交易者模型转移到差异性交易者模型，交易量逐步成为研究资产价格问题的重要研究方向。事实上，量价结合早已被应用到股票投资中，但是，目前的理论研究还没有完全揭示出交易量所蕴含的信息。

本文以 A 股市场和 H 股市场为研究对象，将交易量作为信息流的替代指标，研究交易量对于收益波动的影响能力和预测作用，以及信息流在两地市场间的传递效应。研究发现，两地市场的收益波动均存在杠杆效应，交易量作为信息流的替代指标对市场收益波动有解释作用，具有解释能力的信息主要是非预期交易量所代表的非预期信息，交易量对于收益波动的预测作用相对较小。对两地市场的信息溢出效应研究表明，随着两地市场的发展逐渐成熟和制度不断完善，开始产生双向的信息溢出效应，H 股市场向 A 股市场的信息溢出效应更为强烈。

关键词：股票波动率，交易量，信息溢出，EGARCH 模型

Abstract

Traditional financial theory attaches much importance on the price of financial assets, such as portfolio theory, capital asset pricing model. With the development of microstructure financial theory, the improvement of capital market and the accumulation of the relevant transaction data, research focus in financial areas has been transferred to the different trader model, from the traditional represented trader model. In fact, volume is not strange in the “technical analysis” which is widely used till now, as the old Wall Street adage says, “It takes volume to move prices”. But the roll of volume in academic field is still unveiled.

This paper investigates the relationships between return volatility and trading volume of A-share market and H-share market, and the information spillover effects between A-share market and H-share market, using trading volume as an alternative indicator of information flow. We find that the existence of “Leverage Effects” is significant in the two markets, trading volume as alternative indicators of the flow of information can explain the role of return volatility, the information is represented by the unexpected volume, trading volume is relatively weak for the role of volatility forecast. From the research of information spillover effect of the two markets, we find that with the development of the two markets and the improvement of the system, there has been information spillovers in the two markets, especially from H-share market to A-share market.

Keywords: Stock Volatility; Trading Volume; Information Spillover; EGARCH Model

目 录

第一章 绪论	1
1.1 研究背景及选题意义.....	1
1.2 研究思路及研究方法.....	2
1.3 论文的创新点.....	3
第二章 研究综述	4
2.1 量价关系的理论基础.....	4
2.1.1 混合分布假说.....	5
2.1.2 信息顺序到达模型.....	7
2.1.3 噪声交易理性预期模型.....	9
2.2 国外相关文献综述.....	9
2.3 国内相关文献综述.....	12
第三章 计量模型和方法描述	14
3.1 GARCH 类模型.....	14
3.1.1 ARCH 模型.....	14
3.1.2 GARCH 模型.....	15
3.1.3 GARCH—M 模型.....	17
3.1.4 EGARCH 模型.....	17
3.2 预期交易量与非预期交易量.....	18
第四章 收益波动和交易量关系的实证分析	20
4.1 数据选取.....	20
4.2 对交易量的分解.....	20
4.3 数据基本统计特征的分析.....	22

4.3.1 交易量和收益率序列的描述性统计分析.....	22
4.3.2 平稳性检验	23
4.3.3 收益率的条件异方差检验.....	24
4.4 交易量与波动率的格兰杰因果检验	24
4.5 交易量与收益波动的关系研究	25
4.5.1 交易量与收益率的简单回归.....	25
4.5.2 基于 EGARCH 模型的量价关系检验	26
4.5.3 考虑交易量的信息溢出效应分析.....	40
第五章 结论和展望	53
参考文献	55
致谢.....	57

CONTENTS

1 Introduction	1
1.1 Background and Motivation	1
1.2 Research Ideas and Research Methods.....	2
1.3 Innovation.....	3
2 Literature Review	4
2.1 The Theoretical Basis of The Price-Volume Relationship.....	4
2.1.1 Mixture Distribution Hypothesis.....	5
2.1.2 Information Sequence Arrival Model.....	7
2.1.3 A Frame Work In Noisy Rational Expectation Equilibrium	9
2.2 Foreign Research Situation	9
2.3 Domestic Research Situation	12
3 Econometric Model And Method.....	14
3.1 GARCH Model	14
3.1.1 ARCH Model	14
3.1.2 GARCH Model	15
3.1.3 GARCH—M Model	17
3.1.4 EGARCH Model.....	17
3.2 Expected Trading Volume And Unexpected Trading Volume	18
4 Analysis The Relationship Of Volatility And Trading Volume	20
4.1 Data	20
4.2 The Decomposition Of The Trading Volume.....	20
4.3 Analysis Of The Data Basic Statistical Characteristics	22

4.3.1 Descriptive Statistical Analysis Of Trading Volume And Return	22
4.3.2 Augmented Dickey-Fuller Test.....	23
4.3.3 ARCH LM Test	24
4.4 Granger Causality Tests.....	24
4.5 Trading Volume And Volatility Relationship Study	25
4.5.1 Simple Regression Of Trading volume And Return	25
4.5.2 Trade Volume And Price Relationship Test.....	26
4.5.3 Analysis Of Information Spillovers Effect	40
5 Conclusion And Further Research	53
References	55
Acknowledgements.....	57

第一章 绪论

1.1 研究背景及选题意义

在金融市场中，投资者在进行投资决策时，一般经历了以下的过程，首先新信息被投资者获得，投资者对该信息进行分析判断然后发出交易指令，在市场有效的前提下，市场中的新信息将通过交易过程反映到市场价格中去。在本次交易结束以后，市场价格变化和交易量都会表达出市场中的信息。通过这个过程，可以看出，虽然信息本身是无法被直观地观测到的，但是信息到达过程和传递过程，可以通过收益波动和交易量体现出来，交易量在该过程中是不可或缺的重要因素。因此，我们可以将交易量作为信息流的替代指标，来研究新信息到达市场对于收益波动的影响。

随着经济全球化的不断强化和科技创新的高速发展，金融市场全球化、自由化的确实越来越明显，尤其是表现在世界股票市场中的波动溢出效应，一国股市的剧烈波动往往会引起其他市场的联动效应。我们可以发现，具有强烈的波动溢出效应的股票市场间往往存在一系列相同或相似属性的基本因素，比如说相似的经济体制、高度的经济金融开放程度、密切的贸易关系等等，这些市场对于相同或相似的信息比较敏感，因而当一个市场因为信息的冲击而产生波动时，信息传递到另一个市场时，也会使该市场的收益产生波动，所以股票市场的波动溢出效应实质上是一种信息溢出效应。由于交易量是刻画信息到达过程的一个比较准确的指标，因而在研究市场间的信息溢出效应时，我们可以直接研究交易量和跨市场的收益波动是否有关系、交易量如何影响跨市场的收益波动，从而更直观地了解信息如何在市场间传递，跨市场的信息对于收益波动的影响力有多大。

本文研究了交易量与波动率的关系以及信息溢出的意义主要有以下几点：

第一，华尔街有这样一句老话：“It takes volume to make prices move.”在几乎所有有关股市投资的技术分析中，我们都可以看到量价结合对于投

资决策的重要性，通过研究交易量和波动率之间的关系，投资者可以更清楚地了解市场信息的传递机制、金融市场的微观结构以及风险收益的关系，提高投资者的投资分析能力和对市场价格波动的预测能力。

第二，由于市场总是非完全有效的，市场中的交易者可以分为知情交易者和不知情交易者，知情交易者首先获得了新信息，通过交易行为将信息表达达到价格中去，不知情交易者可以结合股票价格的时间序列和知情交易者的交易量序列进行分析，推测出知情交易者的信息，结合交易量序列比单独利用价格序列作推测的效果要好得多。

第三，加入世界贸易组织使得中国同世界的经济贸易关系更加密切，QFII 和 QDII 等资金渠道为资金的跨境流动提供了条件，股权分置改革的进行使得我国股市制度逐步完善，为股市的持续向好发展提供了基础条件，随着 2010 年 4 月股指期货的推出，我国股市日渐成熟，与国际金融市场的关系越来越紧密，金融开放程度越来越高，股市投资者在进行投资决策时，已经不能仅仅关注上市公司基本面和本国的宏观经济状况，必须要对全球金融市场有一定的了解，关注全球的政治经济动态，本文通过研究一个市场的交易行为对其他市场的收益波动是否有影响和影响的力度，可以揭示市场间的信息传递机制，为投资者的投资分析和预测提供依据。

第四，市场微观结构理论认为，新的信息不断地到达市场以及新信息不断被结合到市场价格中去的过程导致了价格的变动。如果一个市场是制度完善、操作规范的，那么信息必定可以及时有效的在市场中传递。从这个角度来说，交易量序列对于市场波动的解释能力，反映了信息在市场中的传递方向、传递速度、深度以及信息对市场的影响程度，体现了市场的有效性程度，监管当局可以将交易量的研究作为市场质量评判和诊断的标准之一。

1.2 研究思路及研究方法

本文研究了股票市场交易量与波动率的关系以及 A 股市场和 H 股市场的信息溢出效应。全文共分为四个部分：

第一章是引言，介绍了研究背景和选题意义，论文的研究框架以及创新点。

第二章介绍了基本的 ARCH 类模型，并引进了非对称的 EGARCH 模型。

第三章是实证部分。可分为三个层次：第一，对实证方法进行了介绍，将交易量进行了去时间趋势的处理，并且分为预期交易量和非预期交易量，利用格兰杰因果检验对于交易量和波动率的关系进行初步研究分析。第二，基于 EGARCH 模型，实证分析了 A 股市场和 H 股市场中交易量与市场波动的关系，分析交易量对于市场波动是否具有预测作用，探究引起市场波动的信息是来自于预期交易量还是非预期交易量。第三，基于 EGARCH 模型，以交易量作为信息代理指标实证分析 A 股和 H 股市场中的双向信息溢出效应，并分析交易量对于跨市场的价格波动是否具有预测作用。

第四章是结论和展望，对本文的实证结果进行总结性分析，同时对该领域未来的研究方向给出几点建议。

1.3 论文的创新点

第一，本文将交易量分解为预期交易量和非预期交易量，实证分析了不同性质的交易量对于收益波动的影响，探究引起股价波动的信息来自于何种性质的交易量，并且分析交易量对于次日收益波动的预测能力如何，为基于量价关系的技术分析提供了理论支持。

第二，本文以交易量作为信息代理指标，将交易量引入到跨市场的收益波动中，实证分析交易量中的信息对于跨市场收益波动的解释能力如何，进而分析 A 股市场和 H 股市场的信息溢出效应。

第二章 研究综述

2.1 量价关系的理论基础

传统的金融理论都将研究重心放在金融资产的定价问题上。随着金融市场微观结构理论的发展、资本市场的完善和相关交易数据的积累，金融领域的研究重点已经从传统的代表性交易者模型转移到了差异性交易者的交易模型上来了，交易量逐步成为研究资产价格问题的重要研究方向。股市收益的长期波动性主要取决于实体经济变量的变化，但是实体经济变量却没有办法解释收益波动的短期动态特征，波动的短期变化主要与交易行为密切相关。许多实证研究发现，交易量和波动性存在显著的正相关性，股市发生强烈的波动时往往跟随者较大的交易量。一些学者们试图对量价正相关性进行解释，建立了一系列的理论模型，逐步形成了具有代表性四种理论：

（1）信息流理论模型。该模型认为信息流是收益波动和交易量的共同驱动因素，而波动和交易量本身并不直接相关；

（2）理念分散模型。该模型认为是交易者对市场信息认知度的不一致导致了波动和交易量的变化，交易者对市场信息的估价越分散，引起价格的波动越大，交易量也越大。

（3）交易理论模型。该模型认为解释收益波动与交易量正相关性的关键因素是交易者的交易行为，交易者总是喜欢在市场非常活跃时进行交易，所以交易量和价格波动在时间上存在集群性。

（4）信息不对称模型。该模型认为交易者之间的信息不对称导致了交易，而对股票价值认知的不一致将导致股票价格的变化。

对于成熟股票市场的实证研究大部分都支持信息流理论模型，同时该理论还得到了市场微观结构理论的支持，市场微观结构理论认为，价格的变动主要是由于新的信息不断到达市场以及新信息被结合到市场价格中去的过程而产生的。所以，信息流理论模型目前已经成为解释价格波动性和

交易量关系的主流理论。信息流理论模型包括混合分布假定 (Mixture Distribution Hypothesis, MDH)、信息顺序到达模型 (Sequential Information Hypothesis, SIF) 和噪声交易理性预期模型 (A frame work in Noisy rational expectation equilibrium)。实证研究则更多的支持了混合分布假说。

2.1.1 混合分布假说

最早提出混合分布假说 (Mixture Distribution Hypothesis, MDH) 来解释量价正相关性的学者是 Clark (1973)。Tauchen 和 Pitts (1983) 将其进一步发展, 建立了量价关系的二元混合模型 (Bivariate Mixture Model)。在此基础上, Andersen(1996)对模型进行了改进, 形成了修正的混合分布模型 (Modified Mixture Distribution Model)。Torbiu (1996) 对混合分布理论进行了拓展, 将市场信息分为公开信息和内部信息, 将交易量分为由流行性需求引致的交易量和由新信息到达市场引致的交易量, 指明了研究股票市场信息传导机制的新方向。

(1)混合分布假说模型

Clark (1973) 在解释量价的正相关关系时首次提出了混合分布假说模型。他认为金融资产的收益波动和交易量都是由一种潜在的不可观测的信息流共同控制的, 新的信息流进入市场后, 对市场产生冲击, 从而引起了价格波动和交易量变化。日交易量与日信息流的速率正相关, 日价格波动与日信息流的速率也是正相关的, 日信息流使得日价格波动和交易量之间呈现出正相关关系。Clark 认为, 交易次数或交易量可以作为信息流的替代指标, 虽然交易量和价格波动之间没有直接的因果关系, 市场信息将二者联系起来, 从而使二者表现出正相关关系。

(2) 二元混合分布模型

Tauchen 和 Pitts (1983) 在 Clark 的基础上建立了二元混合分布模型。该模型认为一个交易日内有大量信息流入, 从而使市场在日内达到一系列的瓦尔拉斯均衡, 从一个均衡被打破到重新达到均衡是由于市场新信息的促成。模型假定每日市场中的交易者数量是固定的并且足够大, 量价关系的二元混合分布模型为:

$$\Delta p = \sum_{i=1}^I \Delta p_i, \Delta p_i \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$V = \sum_{i=1}^I V_i, V_i \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$$

其中， Δp 表示日内价格变化量， Δp_i 表示从第 i 次到第 $i+1$ 次均衡的价格变化量， V 表示日内累积交易量， V_i 表示第 i 次到第 $i+1$ 次均衡的累积交易量， I 是一个随机变量，表示日内市场达到均衡的次数。

由于每日到达市场的新信息的次数是随机的，日内价格变动和日内交易量都可以表示为依赖变量 I 的混合正态分布：

$$\Delta p = \sigma_1 \sqrt{I} Z_1, Z_1 \sim N(0,1)$$

$$V = \mu_2 I + \sigma_2 \sqrt{I} Z_2, Z_2 \sim N(0,1)$$

其中， Z_1 、 Z_2 和 I 相互独立， $\text{cov}(\Delta p, V|I) = 0$ ，即日内价格变动与日内交易量不相关。由上式可以得到交易量与价格变动的方差的关系式为：

$$\text{cov}(\sigma_1^2 I, V) = \sigma_1^2 \mu_2 \text{var}(I) > 0$$

由上式可以看出，交易量和价格变化的方差的协方差依赖于不可观测的混合变量 I 的方差，因而交易量和价格变化的方差是正相关的。由上式可以看出，交易量的条件期望依赖于信息变量，价格变化的方差与信息变量成正比，因此，交易量或交易次数可以作为进入市场信息的一个很好的替代指标。

(3) 修正的混合分布模型 (Modified Mixture Distribution Model)

在现实的金融市场中，市场无法达到完全有效，噪声和信息是同时存在的，但是二元混合分布模型只考虑了信息交易。Andersen (1996) 对二元混合分布模型进行了扩张，将日交易量分为信息交易和噪声交易，同时用具体的随机波动过程来模拟动态的潜在信息速率到达过程，建立了刻画日内价格收益与交易量关系的修正的混合分布模型 (Modified Mixture Distribution Model)。

修正的混合分布模型认为日交易量由信息交易和噪声交易两部分构成，噪声交易和信息交易相互独立，服从日强度为常量的随机泊松分布过程。

因而日交易量的系统波动主要是由信息交易量的波动产生。修正的混合分布模型的表达式是：

$$R_t|K_t \sim N(0, K_t), V_t|K_t \sim P_0(m_0 + m_1 K_t)$$

其中， R_t 表示金融资产的日内对数收益率， K_t 表示潜在的日信息流到达强度，上式说明金融资产的日内对数收益服从条件正态分布过程，日内对数收益的条件方差反映了信息流的强度。 V_t 为金融资产的日内交易量，其中， m_0 是一个常量，反映了交易量中的噪声交易成分， m_1 是一个比例因子，表明日内交易量对到达市场信息的反映强度。由上式可以看出，收益波动的方差等同于到达市场信息流的强度，因此，信息流过程是一个随机过程。为了描述动态信息过程，修正的混合分布模型用随机一阶自回归模型对潜在的信息流建模如下：

$$\ln(K_t) = \omega + \beta \ln(K_{t-1}) + \sigma_\mu \mu_t, \mu \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma_\eta^2)$$

其中， β 代表收益波动的持续性参数，反映出价格收益波动的自相关性和波动持续性。

(4) 广义二元混合分布模型

Lamoureux and Lastrapes(1990)研究发现，潜在的信息流过程并不能充分解释收益波动的持续性。Andersen (1996) 运用带有自相关潜在信息过程的二元混合模型进行研究，发现相较于不包含交易量的一元模型，二元混合模型估计出的波动持续性参数显著降低，从而对二元混合模型能否充分解释交易量与价格波动的联合行为特征尤其是价格波动的持续效应产生了疑问。他认为交易量与收益波动可能有不同大小的序列相关性，不能仅以信息到达过程来反应两者的关系。Liesenfeld (2011) 对二元混合分布模型进行了扩展，建立了广义二元混合分布模型。他认为交易行为和价格波动是由到达市场的信息以及投资者对信息的敏感程度共同作用形成的，投资者对新的市场信息的敏感程度和潜在的信息流过程都是序列相关的随机变量，两者具有不同的动态特征。

2.1.2 信息顺序到达模型

信息顺序到达模型由 Copeland (1976) 提出，该模型从信息到达市场

的传播过程、投资者获得信息并对信息处理反应的过程等角度解释了价格波动与交易量的正相关关系。信息顺序到达模型认为市场在 0 时刻处于均衡状态，市场中所有的投资者有相同的信息集合。当某一时刻一个新信息进入市场时，投资者依次获得该信息，每个投资者获得该信息后都会发生交易行为，但是未得到信息的交易者不能从已得到信息的交易者的行为表现中推断出新信息，同时投资者无法进行卖空行为。直到所有投资者都获得了该信息并做出交易后，所有投资者又有相同的信息集，市场再一次达到均衡状态。由于信息带来的影响将取决于交易者对信息的理解，该模型按照交易者的理解不同作了简单地分类，认为市场上的投资者分为乐观交易者和悲观交易者，乐观交易者买入一定数量的证券，悲观交易者卖出一定数量的证券，形成了交易。由于市场禁止卖空行为，悲观交易者收到信息时不能进行卖空交易，只能以减少相关风险资产的方法来避免损失过大，悲观交易者的交易量小于乐观交易者的交易量，每一次的交易行为都会引起价格的波动。当信息在市场上不断传播，会引发一系列的交易，从而产生一系列的交易量和价格波动，使得交易量和价格波动呈现出正相关关系。当市场信息达到均衡状态时，价格会将市场信息完全反映出来，从而形成均衡的市场价格。信息顺序到达模型存在两个缺点：第一，该模型假设未得到信息的交易者不可以在其他交易者获得新信息时从市场价格的变动中学习和了解信息；第二，该模型认为当所有交易者对信息的认知达到一致时，即所有交易者都是乐观者或者都是悲观者时交易量会达到最大值，这一结论与许多学者的研究结论相矛盾。产生这一矛盾可能是由于市场不允许卖空，并将交易者强行分为乐观交易者和悲观交易者。

混合分布假说和信息顺序到达模型的区别在于，混合分布假说认为所有投资者在同一时间获得新的信息，并在同一时间做出分析进行相应的交易，新的均衡点在瞬间达到，而不需要进行中间均衡点，价格和交易量同步进行调整；而信息顺序到达模型则认为市场投资者分布得到信息，投资者逐个进行交易，需要经过很多个中间均衡点才能达到最终的均衡点，因而两个模型所揭示的市场信息传播过程是不一样的。

2.1.3 噪声交易理性预期模型

Pfleiderer (1984) 对市场信息进行了拓展, 建立了噪声交易理性预期模型 (A frame work in Noisy rational expectation equilibrium)。该模型假定, 交易者会根据其所处的不同生命周期来安排他的资产组合, 出于这种资产安排需求的交易行为就称为生命周期交易。该模型认为, 市场在到达理性预期均衡的过程中, 由于生命周期交易引入的噪声干扰, 投资者得到的个别信息只有一部分能够市场价格反映出来, 那么生命周期交易的交易量就会对价格变化的数量产生影响。在私有信息被市场逐渐消化的过程中, 与价格变化绝对值无关的投机交易量增加。由于生命周期交易随机影响对投机者的有效供应, 因而对收益波动产生影响。随着生命周期交易重要性的不断加强, 交易量与价格变动绝对值的相关性将会进一步加强。

2.2 国外相关文献综述

Osborne 研究发现股票价格服从依赖于交易量的扩散过程。Crouch (1970) 研究发现每日交易量和每日股价变动的绝对值呈现正相关关系, 这种关系在个股和股票指数中均有体现。Clark (1973) 在对棉花期货市场日数据的研究中发现, 价格变动的平方与成交量呈现正相关关系。Morgan (1976) 用每隔四天的数据和月度数据对 51 支股票样本数据进行了研究, 发现股票价格变动的方差与成交量成正相关。Westerfield (1977) 和 Harris (1983) 分别对 315 支和 497 支普通股股票数据进行检验, 发现股价变动和交易量、股价变动的平方和交易量都有正相关关系。Epps 和 Epps (1976) 研究 20 支股票样本的交易数据, 发现价格变动的样本方差与交易量呈现正相关关系。Jain 和 Joh (1988) 用每小时的市场指数数据进行研究也发现了股价变化的平方与交易量正相关。Hiemstra 和 Jones (1994) 开始运用线性和非线性的格兰杰因果检验研究股市收益率和交易量之间的动态关系。Campbell, Grossman 和 Wang (1993) 对量价因果关系进行研究时发现, 股价变化有可能会出现反转情况, 而这一反转现象相对于小成交量的股价变化可信度更低。Karpoff (1987) 研究发现, 期货市场和证券市场不同, 期货价格收益

与交易量之间并不存在相关关系。他将这一现象的原因归结于证券市场做多和做空的成本是不一样的，因而当证券价格上升时往往伴随着大的成交量，当证券价格下降时往往伴随着较小的交易量，从而使得证券市场的价格收益和交易量之间呈现正相关关系；而在期货市场中，做多和做空的成本是一样的，因而价格的上升或下降并不会造成交易量变化的不对称，所以期货市场的价格收益与交易量之间没有相关关系。Huffman (1992) 建立了一个动态平衡模型，认为价格变化和交易量与价格中的信息含量密切相关，当价格中的信息含量高时，价格会出现大幅度上升或下降的情况，此时投资者也会因为获得新信息产生交易行为，从而交易量也会随之增加，信息的不确定性是导致交易量发生变化的根本原因，这就解释了交易量与价格变化的绝对值呈现正相关的现象。Blume, Easley 和 O' Hara (1994) 认为交易量数据可以提供关于过去价格变化的准确信息，交易者具有学习能力，通过对过去的价格变化过程和交易量进行研究可以获得有价值的信息，量价结合的技术分析要优于单纯关注价格走势的技术分析，利用交易量进行技术分析的交易者要比没有利用交易量进行技术分析的交易者表现更好。Wang (1995) 通过信息不对称分析交易量和价格收益之间的动态关系，他建立了理性预期模型，检验交易量与流入市场的信息如何发生关联，以及投资者获得信息后如何通过交易过程反映出他们的私人信息，研究发现交易量可以为未来的股价变动提供信息。Chordia 和 Swaminathan (2000) 研究认为，由于高交易量个股对市场信息的反应更加敏锐，所以高交易量股票的每日收益率领导着低交易量股票的每日收益，在市场信息的传递过程中，交易量具有重要作用。Chen (2001) 运用格兰杰因果检验考察了九个发达国家和地区股市的指数和交易量之间的动态关系，研究发现交易量和股价变动的绝对值之间存在着正相关关系，有的市场上表现为股价变动先于交易量变化，有的市场表现为交易量变化先于股价变动。Lee 和 Rui (2002) 运用格兰杰因果检验考察了英、美、日三国之间股价和交易量的关系，结果表明交易量不是股价变动的格兰杰原因，而美国的交易量对英日市场具有先导作用。

Engle(1982)开创性的提出了以自回归统计异方差 ARCH 模型刻画股票

收益方差中的持续现象，发现金融资产的波动有持续性，股价发生大的波动之后往往会跟随着大的波动。Bollerslev(1986)在此基础上，针对 ARCH 某些参数过多的缺点，提出了 GARCH 模型。Nelson(1991)为了刻画出金融资产波动的非对称性，又提出了 EGARCH 模型，他认为金融资产对于好消息和坏消息反应是不一样的，坏消息引起的收益波动要大于好消息引起的收益波动。Lamoureux 和 Lastrapes(1990)对 20 家在芝加哥期权交易所具有期权交易的股票样本进行研究，将交易量作为信息流的替代指标加入到 GARCH(1, 1)模型，股价的波动持续性显著降低，这说明交易量和价格波动都是由到达市场的不可观测的信息流驱动的，交易量作为信息流的替代指标可以在很大程度上解释价格波动。虽然信息流本身是无法观测的，但是价格波动和交易量都可以作为信息流的外在体现，因而，当在收益率的方差方程中加入交易量作为解释变量时，交易量的系数会显著为正，收益率波动的持续性将被交易量吸收，ARCH 项和 GARCH 项的估计系数之和由原来的接近于变成趋近于 0。Najand 和 Yung(1991)对美国国债期货进行研究，结果表明当交易量被引入到 GARCH 模型的条件方差方程中时，交易量的系数显著为正，说明交易量代表的信息能够解释价格波动。Foster(1995)利用 GARCH(1,1)模型和广义矩方法对石油期货市场的交易量和价格波动的关系进行研究，发现不仅当期交易量和价格波动存在正相关关系，滞后一期交易量也能显著解释价格波动。Brailsford(1996)运用 GARCH 模型研究了澳大利亚股票市场信息流对价格波动的作用，研究发现在收益率的条件方差方程中加入当期交易量能够显著降低股票收益率波动的持续性。Fujihara 和 Mougou(1997)运用 GARCH(1,1)模型对原油期货市场的价格波动和交易量进行研究，虽然在收益率的方差方程中加入交易量后，交易量的系数是显著为正的，但是方差方程的 ARCH 效应并不能显著降低，说明还存在其他影响收益率波动持续性的因素。Terry(2000)运用 GARCH-M 模型对七个国际证券市场的量价关系进行实证研究发现，在大多数证券市场中，交易量都能在很大程度上解释收益波动，其中美国市场收益率的 ARCH 效应可以完全由交易量来解释。Lee and Rui(2002)研究发现美国市场的交易量对英国和日本市场的收益率、波动率以及交易量有预测作用，

原因是美国股票发展成熟、市场有效性强，市场对于信息的处理速度很快，美国市场的交易量最先反映出国际金融市场的信息并产生信息溢出效应。Gagon and Karolyi(2003)对美国和日本股市进行研究，发现两个市场的收益率溢出效应对于交易量的相互作用很敏感，他们认为，国际金融市场的价格变化可以分为两种：基于流动性的价格变化和基于信息的价格变化。基于流动性的价格变化通常伴随着更高的交易量，但是这种变化并不会传递到其他市场。而基于信息的价格变化伴随着相对较低的交易量，这种变化更可能影响其他市场。Kim(2005)对美国、香港、澳大利亚、新加坡、日本的股市进行研究，发现美国市场的滞后交易量对于其他市场波动率的溢出效应是显著为正的。Syed Mujahid Hussain(2010)运用 EGARCH 模型研究发现德国的交易量对英国的收益波动的影响是显著为正。他认为原因在于：两国本就存在着一定的双边贸易关系，欧盟又使得这两个经济体的经贸关系进一步加强，而金融市场一体化又使得溢出效应越来越明显。

2.3 国内相关文献综述

陈怡玲和宋逢明（2000）使用线性模型，对随机抽取的 31 只股票的量价关系进行检验。研究结果表明，中国股市的日价格变动的绝对量及日价格变动本身都与日交易量呈现线性正相关关系，交易量和价格变动之间的关系是非对称的，日价格波动与日交易量也呈现正相关关系，将交易量分为预期交易量和非预期交易量后，预期交易量与未预期交易量都与日股价波动呈现正相关关系，但是未预期日交易量对日价格波动的解释能力要大于预期日交易量对日价格波动的解释能力。王承炜和吴冲锋（2002）运用线性和非线性格兰杰因果关系检验考察了沪深两市价格和将交易量之间的关系，发现沪深两市存在着双向的非线性因果关系，但将价格和交易量的时间序列经过周末效应和 GARCH 现象调整之后，价格和交易量之间仅存在线性因果关系，而不存在非线性因果关系，这与美国纳斯达克市场的结果不同。赵留彦和王一鸣（2003）利用 GARCH 模型对上证综合指数和深证成分指数的收益率和交易量的关系进行了比较全面的考察。研究结果表明，我国股市收益波动存在明显的非对称效应，当期交易量和收益率之间显著

正相关，股价上升时交易量也会明显增大；虽然在总体上，交易量对收益波动没有确定一致的解释作用和先导作用，但是将交易量分解为预期交易量和非预期交易量之后，他们发现这两部分对收益波动的影响是有区别的，预期交易量的变化和非预期交易量没有显著地相关性，非预期交易量不但与收益波动正相关，还对次日的收益波动起到预测作用。李双成,王春峰(2003)利用 GARCH - M 模型对沪深股市指数进行实证分析，研究发现中国股票市场交易量能够解释收益率波动的持续性。华仁海和仲伟俊(2004)以我国大豆、铜、铝、橡胶和小麦期货为研究对象运用 GARCH (1, 1) 模型进行检验发现，铜和大豆的滞后期交易量对价格波动不具有解释作用，铝、橡胶和小麦的滞后期交易量对价格波动均有显著的影响，但是橡胶滞后期的交易量对价格波动的影响是反向的。孔东民(2006)以上证 50 指数的 20 家股票为样本，运用 GARCH (1,1) 模型考察交易量和收益波动之间的关系，研究发现将交易量引入 GARCH 模型后，交易量的估计系数非常显著且为正，说明交易量和波动率之间呈现正相关关系，并且模型的 GARCH 效应趋于消失，说明交易量能够吸收收益波动的持续性；在依据正负随机信息流对交易量进行分解后发现，收益波动在不同的信息影响下明显不同，收益波动对正向信息流的反应程度远小于其对负向信息流的反应程

第三章 计量模型和方法描述

3.1 GARCH 类模型

3.1.1 ARCH 模型

Engle(1982)和 Cragg(1982)在分析宏观数据时发现, 时间序列模型扰动方差的稳定性比通常假设的要差一些。这一发现说明:在对通货膨胀模型进行分析时, 大的和小的预测误差经常会成群出现, 表明存在一种异方差, 其中预测误差的方差取决于后续扰动项的大小。为了刻画预测误差的条件方差中的某种相关性, Engle 提出了自回归条件异方差模型 (autoregressive conditionally heteroskedasticity model, ARCH 模型)。该模型的主要思想是: 扰动项 u_t 的条件方差依赖于其前期值 u_{t-1} 的大小。扰动项 u_t 的条件方差 σ_t^2 由两个部分组成: 常数项和由前一时刻扰动项平方 u_{t-1}^2 表示的前一时刻关于变化量的信息。

假设在 $(t-1)$ 时刻的所有信息的条件下, 扰动项的平方 u_t^2 服从 AR (1) 过程:

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

其中, ε_t 服从白噪声过程, 满足:

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = \begin{cases} \lambda^2, & t = s \\ 0, & t \neq s \end{cases}$$

因而, 扰动项 u_t 的条件分布是

$$u_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)]$$

即, u_t 服从以 0 为均值, $(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)$ 为方差的条件正态分布。

由于 u_t 的条件方差只依赖于前一期的扰动项平方的干扰, 所以称此过程为 ARCH (1) 过程。

由此可以推出, u_t 的条件方差依赖于前 p 期的扰动项平方干扰的 ARCH (p) 过程记作:

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (3.2)$$

如果扰动项的条件方差中不存在自相关，则有 $\alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_p = 0$ 。

由此可知，

$$\text{var}(u_t) = \sigma^2 = \alpha_0$$

上式即为误差条件方差同方差的情形。

不过 ARCH 模型仍然存在着一些不足之处：

第一，对于大部分的金融时间序列而言， u_t 的条件方差 σ_t^2 依赖于多期的变化量，模型需要很大的滞后阶数，采用日数据进行研究时更是如此。这不仅会带来计算上的难度，还会导致解释变量多重共线性等其他问题。

第二，ARCH (p) 模型将 σ_t^2 设为过去的市场信息 ε_t^2 的线性组合。而实践中线性情况只是特例，在大多数情况下 σ_t^2 与 ε_t^2 的关系是非线性的。

第三，ARCH (p) 模型假定 ε_t 是服从正态分布的，但是统计数据表明资产收益率的分布呈现尖峰厚尾的特征，这种正态假设与实际情况不符合。

3.1.2 GARCH 模型

针对 ARCH 模型在实际应用中往往阶数很大需要估计很多个参数的缺陷，Bollerslev (1986) 在 Engle 的基础上对异方差的表达进行了直接的线性拓展，提出了更具有一般性应用更加广泛的 ARCH 模型，即广义自回归条件异方差模型 (generalized autoregressive conditionally heteroskedasticity model, GARCH 模型)。该模型很好的解决了 ARCH 模型滞后项过多的问题。在 GARCH 模型中，要考虑两个设定：条件均值和条件方差。

GARCH (1,1) 模型为

$$y_t = X_t' \gamma + u_t \quad t=1,2,\dots,T \quad (3.3)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (3.4)$$

其中， $X_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ 是解释变量向量， $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k)'$

是系数向量。

式(3.3)是以扰动项为外生变量的均值方程， σ_t^2 是以之前的信息为基础的向前预测方差，因而式(3.4)被称作条件方差方程。条件方差 σ_t^2 包括三个组成部分：常数项 ω ；从前期得到的波动性的信息 u_{t-1}^2 ，即 ARCH 项；上一期的预测方差，即 GARCH 项。

ARCH 模型是 GARCH 模型的一个特例，即在条件方差方程中不存在滞后预测方差项 σ_{t-1}^2 ，即为 GERCH (0,1) 模型。

GARCH(p,q)模型的条件方差方程可以表示为：

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (3.5)$$

其中，q 是 ARCH 项的阶数，p 是 GARCH 项的阶数。GARCH 模型相较于 ARCH 模型的优点是可以以简单的低阶 GARCH 模型代表复杂的高阶 ARCH 模型，使得模型的估计变得简单准确。但是 GARCH (p,q) 模型的系数 α_i 和系数 β_i 要服从一定的条件。

当 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j = 1$ 时，此时干扰项 u_t 是不平稳的，此时的 GARCH 模型是 IGARCH 模型。

当 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$ 时，此时干扰项 u_t 是平稳过程，此时外部冲击对干扰项 u_t 波动率的影响作用将随着时间的推移而逐渐衰退。 $\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j$ 值的大小反映出外部冲击对于干扰项 u_t 波动性产生影响的持久性，该值越大，冲击的持久效应越大。

但是 GARCH 模型也有一些缺点：

第一，GARCH 模型中条件方差是滞后误差项平方和滞后一期条件方差的线性组合，误差项的符号不会影响波动率，即 GARCH 模型不能描述波动率的非对称性。

第二，GARCH 模型假定 u_t 是服从正态分布的，但是统计数据表明资产收益率的分布呈现尖峰厚尾的特征，这种正态假设与实际情况不符合。

第三，为了保证条件方差是非负的，GARCH 模型假定所有参数是非负的，这个假定对于模型是很大的限制，排除了条件方差的随机波动行为。

3.1.3 GARCH—M 模型

由于投资者普遍认为金融资产的收益应当与风险成正比，风险越大预期收益就越高，所以具有较高可观测风险的资产可以获得较高的平均收益。将条件方差引入均值方程来表示预期风险的模型被称为 ARCH—M 模型，该模型由 Engle, Lilien 和 Robins (1987) 引入，表达式为：

$$y_t = X_t' \gamma + \rho \sigma_t^2 + u_t \quad (3.6)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p u_{t-p}^2 \quad (3.7)$$

其中，参数 ρ 是可观测到的预期风险波动对 y_t 的影响程度，代表了风险和收益之间的一种权衡。

如果把 σ_t^2 看成是 GARCH(p,q)过程，则条件方差方程可以表达为：

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \cdots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (3.8)$$

式(3.6)和式(3.8)被称为 GARCH—M 模型，GARCH—M 模型有两种变形形式：

(1) 用条件标准差 σ_t 代替条件方差 σ_t^2

$$y_t = X_t' \gamma + \rho \sigma_t + u_t \quad (3.9)$$

(2) 将条件方差 σ_t^2 换成其对数形式 $\ln(\sigma_t^2)$

$$y_t = X_t' \gamma + \rho \ln(\sigma_t^2) + u_t \quad (3.10)$$

GARCH—M 模型通常应用于金融资产预期收益与预期风险密切相关的情况。

3.1.4 EGARCH 模型

研究者在对股票市场进行实证分析时发现，股票市场的新信息对于收益波动的冲击呈现出非对称特征。对于这种现象普遍的解释是金融杠杆在股价上涨和下跌时是不一样的，股价下跌时金融杠杆会增大，这使得股票投资的风险增加从而导致收益波动率增大，这种效应被称为“杠杆效应”。为了解释这种现象，Nelson(1991)提出了 EGARCH 模型(exponential GARCH model)。EGARCH 模型的条件方差方程为

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \alpha \left| \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right| + \gamma \frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \quad (3.11)$$

等式左边是条件方差的对数，这意味着杠杆影响不是二次的而是指数的，所以条件方差的预测值一定是非负的。可以通过检验 $\gamma < 0$ 的假设是否成立确定是否存在杠杆效应。只要 $\gamma \neq 0$ 冲击的影响就存在着非对称效应。

EGARCH 模型的主要有以下优点：第一，由于条件方差是以对数形式出现，不需要对模型的参数施加任何限制，这使得模型具有很强的灵活性，并且方程的求解过程也更加简单。第二，EGARCH 模型考虑到金融现象的非对称性，可以用于描述信息对于市场的不对称冲击。

3.2 预期交易量与非预期交易量

根据混合分布假说理论，交易可以分为两种：流动性交易和信息交易。流动性交易是投资者为了调整头寸或者流动性需求而产生的交易，这部分交易量是投资者可以预测的部分，即预期交易量。信息交易是投资者获得新信息后，对信息进行分析做出投资决策所进行的交易，这部分交易量是投资者无法预测的部分，即非预期交易量。这两种交易量对于收益波动的影响是不一样的，因此本文将交易量进行了分解。

由于在较长的时间区间内，随着市场不断发展，交易量总体上是在不断上升的，这种上升趋势并不会对收益波动产生影响。为了避免交易量的上升趋势影响对价格波动和交易量关系的研究，首先需要对交易量进行对数处理。大量的研究已经发现交易量序列含有时间趋势，实证分析表明交易量的时间趋势可以分为线性时间趋势和非线性时间趋势。所以本文假定 A 股市场和 H 股市场的交易量同时含有线性趋势和非线性趋势，对交易量做如下回归：

$$\ln V_t = a + b_1 t + b_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

其中， V_t 代表交易量序列， t 代表线性时间趋势， t^2 代表非线性时间趋势。上述回归方程的残差估计值即是剔除了时间趋势后的交易量序列，记作 V'_t ，有：

$$V'_t = V_t - a - b_1 t - b_2 t^2 \quad (3.13)$$

序列 V'_t 仍然可能存在着高度的序列相关性，本文采用 ARMA 模型来剔除序列的相关性，公式如下：

$$V'_t = \sum_{i=1}^p p_i V'_{t-i} + \sum_{j=0}^q q_j \varepsilon_{t-j} \quad (3.14)$$

上述 ARMA 模型的回归残差就是非预期交易量，记作 $V'_t{}^u$ ；而预期交易量则是 V'_t 和 $V'_t{}^u$ 的差异部分，记作 $V'_t{}^e$ 。

混合分布假说对于流动性交易和信息交易的解释隐含以下结论：第一，非预期交易作为信息流进入市场的随机速率要比交易量本身好，即非预期交易量对于收益波动的解释能力比交易量本身要好；第二，非预期交易量对于收益波动的解释能力要显著强于预期交易量；第三，非预期交易量中超过均值的部分对于收益波动的解释能力要大于非预期交易量整体。

第四章 收益波动和交易量关系的实证分析

4.1 数据选取

由于 1993 年以前，A 股市场处于初级发展阶段，市场不规范，制度不健全，市场容量小，价格波动剧烈，因而这段区间的数据有较大的偏差，所以本文的样本区间起点为 1993 年 1 月 5 日。虽然 A 股市场由上海与深圳两地市场组成，但是沪市的走势一直强于深市，2000 年 9 月 16 日起深圳证券交易所开始停发新股，直到 2004 年 6 月获准成立中小企业板才重新开始发行新股，并且沪市与深市的制度和经济环境基本一致，上证综数和深成指数的相关系数为 0.9548，两市高度相关，所以本文认为上证综指可以在很大程度上代表深成指数的特性，同时也考虑到样本区间的时间要求，本文选择上证综合指数作为 A 股市场走势的代表，H 股市场则选择最能反映香港股市价格趋势的香港恒生指数代表。由于两地的市场机制存在差异，大陆有春节、国庆等长假，而香港有复活节、圣诞节等节日，根据 Hamao 和 Masulis 的研究表明，两个股票市场如果有几个不重合的交易日，即一个市场在当日交易，另一个市场在当日不交易，在实证时，把样本中不重合交易日的交易数据删去即可，不会影响实证结果的准确性。所以本文选取了两个市场共同交易日的交易数据，得到 1993 年 1 月 5 日至 2012 年 2 月 8 日共计 4499 个数据，数据来源于彭博数据库（Bloomberg）。

市场指数收益率采用收盘指数的对数差分形式，计算公式为：

$$r_t = \ln(P_t/P_{t-1})$$

其中， r_t 代表第 t 日的收益率， P_t 代表第 t 日的股市收盘价。

4.2 对交易量的分解

由于本文的样本区间为 1993 年至 2012 年将近二十年的时间，样本区间跨度比较大，随着两地市场的不断发展完善，交易量总体呈现上升趋势，而交易量的这种上升趋势会使得股票价格波动和交易量的关系变得不稳定，

因而，首先要对交易量进行去时间趋势的处理。

由于本文认为交易量同时含有线性和非线性时间趋势，所以对交易量做如下回归：

$$\ln V_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

其中， V_t 代表交易量序列， t 代表线性时间趋势， t^2 代表非线性时间趋势，方程回归结果如下表。

表 4.1 两地市场交易量的 OLS 回归结果

	A	β_1	β_2	R^2	D.W.统计量
A 股	16.28571 (0.0000)	0.000925 (0.0000)	0.339078 (0.0000)	0.818264	0.186295
H 股	17.98363 (0.0000)	0.000402 (0.0000)	1.02E-07 (0.0000)	0.819472	0.433616

从表 4.1 可以看出，该模型的系数 β_1 和系数 β_2 都显著不为 0，并且模型的拟合优度比较高，说明 A 股市场和 H 股市场的原始交易量中确实含有显著的线性和非线性时间趋势。上述回归方程的残差估计值即是剔除了时间趋势后的交易量序列，记作 V'_t ，有：

$$V'_t = V_t - \alpha - \beta_1 t - \beta_2 t^2 \quad (4.2)$$

由方程(4.1)的 D.W. 统计量检验结果可知，两地市场的 D.W. 统计量都远小于 2，说明序列 V'_t 存在着高度的序列相关，这说明 V'_t 中含有大量的可以预期的信息。根据混合分布假说，交易量可以分为两部分来解释：预期交易量和非预期交易量。投资者可以预测的部分是预期交易量，是投资者为了调整头寸或者流动性需求而产生的交易，可以由交易量的平均值表示。非预期交易量是投资者无法预测的部分，是由新的信息到达市场而产生的交易。为了从 V'_t 中去除可预期的部分的到非预期信息，本文采用 ARMA 模型来剔除序列的相关性。由于不同市场的市场结构、投资群体等存在着差异，因而两地市场交易量序列的 ARMA 模型并不相同。本文根据交易量序列各自的自相关函数以及偏相关函数，对 A 股市场交易量采用 ARMA(2, 2) 进行回归，对 H 股市场交易量采用 ARMA(2, 3) 进行回归，回归结果

如下表。

表4.2 A股市场交易量ARMA (2, 2) 回归结果

AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	R^2
1.677513 (0.0000)	-0.682671 (0.0000)	-0.941902 (0.0000)	0.062013 (0.0000)	0.830702

表4.3 H股市场交易量ARMA (2, 3) 回归结果

AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	MA(3)	R^2
1.817675 (0.0000)	-0.818155 (0.0000)	-1.339503 (0.0000)	0.246128 (0.0000)	0.110946 (0.0000)	0.668154

表4.4 ARMA模型拟合残差的LM检验

	ARMA (2, 2)	ARMA (2, 3)
F统计量	1.416428	0.846024
Prob	0.2427	0.4292

由表 4.2 和表 4.3 可知，两个 ARMA 模型的系数都在 1% 的显著性水平下显著，同时对两个模型的残差序列进行序列相关的 LM 检验，表 4.4 的检验结果表明，两个残差序列都不存在序列相关性，表明上述 ARMA 模型已经成功地去除了交易量序列 V_t^e 的序列相关性。模型的回归残差就是非预期交易量，记作 V_t^u ；而预期交易量则是 V_t^e 和 V_t^u 的差异部分，记作 V_t^e 。

4.3 数据基本统计特征的分析

4.3.1 交易量和收益率序列的描述性统计分析

表 4.5 列示了 1993.01.05—2012.02.08 期间 A 股市场和 H 股市场日收益率和交易量的描述性统计分析结果。

表 4.5 A 股和 H 股市场收益率及交易量的描述性统计分析结果

	A 股		H 股	
	交易量	收益率	交易量	收益率
均值	3420	0.000102	702	0.000131
标准差	4600	0.009849	1000	0.007850
偏度	1.671182	1.051337	4.162823	0.246042
峰度	5.143493	20.94834	51.71046	13.92715
Jarque——Bera	2955.460	61217.15	457778.0	22428.40

从表中可以看到，两地市场收益率序列和交易量序列的 Jarque——Bera 统计量都很高，表明以上四个序列均不服从正态分布。交易量序列具有正的偏度，峰度大于 3；收益率序列具有负的偏度，峰度大于 3，因而交易量和收益率序列均表现出了“尖峰厚尾”的特征。

4.3.2 平稳性检验

由于 EGARCH 模型要求时间序列必须是平稳的，所以本文对两市的去势交易量、非预期交易量和预期交易量以及收益率序列的平稳性进行了检验，检验结果如下表。

表 4.6 A 股市场交易量和收益率的 ADF 检验

	收益率 R_t	去势交易量 V_t'	非预期交易量 V_t^u	预期交易量 V_t^e
ADF t 统计量	-67.03618	-7.172371	-66.97672	-7.100631
Prob	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000

表 4.7 H 股市场交易量和收益率的 ADF 检验

	收益率 R_t	去势交易量 V_t'	非预期交易量 V_t^u	预期交易量 V_t^e
ADF t 统计量	-67.00816	-7.497809	-66.92297	-5.359365
Prob	0.0001	0.0000	0.0001	0.0000

由表 4.6 和表 4.7 可知，收益率序列、去势交易量序列、非预期交易量序列以及预期交易量序列的 ADF 统计量在 1% 的显著性水平上均拒绝存在

单位根的原假设，即交易量和收益率序列都不存在单位根，是平稳序列。

4.3.3 收益率的条件异方差检验

金融时间序列数据的波动聚集特征表明其存在条件异方差现象，即波动存在“成群”现象，波动在一些时期内较小，在其他一些时期内较大。本文对收益率序列的条件异方差性进行了检验，采用 ARCH LM 检验方法，检验结果如下表。

表 4.8 两市收益率的 ARCH 效应检验

	A股市场收益率	H股市场收益率
F统计量	244.6168 (0.0000)	206.0817 (0.0000)
$T \times R^2$ 统计量	631.3598 (0.0000)	543.9328 (0.0000)

由上表的 ARCH LM 检验结果表明，两市收益率均存在波动持续性（ARCH 效应），即大幅度的波动会集中在一段时间内发生。这表明如果股价近期出现大幅度的变化，则在未来的一段时间内仍然会有较大的波动。

4.4 交易量与波动率的格兰杰因果检验

表 4.9 交易量与波动率的格兰杰因果检验结果

原假设	A 股市场		H 股市场	
	F 统计量	Prob	F 统计量	Prob
交易量不是波动率的格兰杰原因	9.15296	0.0001	34.7022	0.0000
波动率不是交易量的格兰杰原因	10.5414	0.0000	5.99659	0.0025

由上表可知，在交易量和波动率的格兰杰检验中，两地市场的 F 统计量在 1% 的显著性水平下均显著，因而两地市场的交易量与波动率之间均存在着双向线性因果关系。这表明由交易量代表的信息到达过程是引起收益波动的原因之一，交易量和波动率可能受同一信息到达过程的影响，这基

本符合混合分布模型的假设，所以以交易量和波动率受同一信息到达过程影响为假设，以交易量变量来解释收益变动和波动持续性具有合理性。

4.5 交易量与收益波动的关系研究

4.5.1 交易量与收益率的简单回归

收益率与交易量之间的静态关系很早就被理论界关注。为了考察 A 股市场和 H 股市场量价关系之间的静态关系，首先进行普通最小二乘回归，方程如下：

$$R_t = a + bV_t' + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

$$|R_t| = a + bV_t' + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

其中， R_t 、 V_t' 分别表示收益率和去除时间去势的交易量序列。两个方程的区别在于式(4.3)的因变量是日收益率，而式(4.4)的因变量是日收益率的绝对值。对于 A 股市场和 H 股市场，式(4.3)的回归结果如下表：

表 4.10 方程(4.3)的回归结果

	a	b	R^2
A 股市场	0.000102 (0.4803)	0.002293 (0.0000)	0.027241
H 股市场	0.000128 (0.2736)	0.001277 (0.0009)	0.002472

由回归结果可以看出，A 股市场和 H 股市场的系数 b 均显著大于 0，表明交易量与收益率之间存在明显的正相关关系。这与现实中的市场实际交易状况相符合，当价格发生大的改变时必然伴随着交易量的放大，这也是股市投资技术分析关于量价研究的出发点。

以收益率的绝对值作为因变量进行研究时，回归结果如下表：

表 4.11 方程(4.4)的回归结果

	a	B	R^2
A 股市场	0.006283	0.003202	0.089595

	(0.0000)	(0.0000)	
H 股市场	0.005277 (0.0000)	0.004811 (0.0000)	0.192718

收益率的绝对值可以看作是代表收益波动的指标，回归结果表明，A 股市场和 H 股市场的截距项的值接近，均显著大于 0，系数 b 也显著大于 0，说明大的交易量往往伴随着剧烈的收益波动，这与市场的实际情况是相符合的。

格兰杰因果检验以及上述简单的回归方程仅给出了两市交易量与收益率关系的初步认识。下面本文将根据混合分布假说，运用 GARCH 类模型进行研究。

4.5.2 基于 EGARCH 模型的量价关系检验

由于本文选用的样本区间为二十年，在这段时间 A 股市场经历了过渡调整、规范发展这样一个不断完善的过程，在二十年的探索发展中，市场受到市场制度改革、国内国际经济环境的影响，因而应当样本分区间进行研究。1996 年底涨跌停板制度的实施是中国股市发展史上的分水岭，该制度的实施，使得股市更好地发挥了价格发现功能，有效地减缓和抑制过度投机行为和突发事件对于股票价格的冲击，为市场争取了一定的时间来充分化解这些因素对于市场造成的影响，防止价值暴涨暴跌，维护股市的正常秩序，有利于股市的健康发展。一直以来，股权分置是我国股市发展的重大障碍，在诸多方面制约了 A 股市场的规范发展，造成了非流通股东和流通股东的利益分置，使得二级市场的股价与上市公司的业绩不对称，造成股市价格悬空，容易受到投资机构操纵，股价波动加大，且定价机制扭曲，影响投资者的信心。2005 年股权分置改革开始实施后，改变了非流通股东与流通股东利益取向不一致的公司治理状况，有助于在巩固全体股东共同利益的基础上，促进上市公司治理进一步完善，提高上市公司整体质量，增强投资者信心，同时增强了股市的价格发现功能和对上市公司行为的市场约束功能。本文以 2005 年 5 月 9 日股权分置改革的实施和 1996 年 12 月 16 日涨跌停板制度的实施为依据，将样本分为三个子区间，区间一是

2005年5月9日至2012年2月8日，区间二是1996年12月16日至2005年5月8日，区间三是1993年1月5日至1996年12月15日。

Lamoureux、Lastrapes (1990) 和 Pyun、Lee、Nam (2000) 等学者都曾经利用 GARCH(1,1) 模型检验交易量对于波动性的影响。但是，GARCH 模型在刻画股票收益率时存在几点不足。首先，经验研究发现，波动对于好消息和坏消息的反应力度是不一样的，当坏消息发生时，即股价下跌时，收益波动率将趋向于增大；当好消息发生时，即股价上涨时，收益波动率趋向于减小。GARCH 模型假定条件方差是过去残差平方的函数，残差的符号并不影响波动率，即条件方差对于价格上升和价格下降的反应时一样的。所以，GARCH 模型并不能反映股票收益率和收益波动之间的负相关情况。其次，GARCH 模型为了保证条件方差是非负的，假定所有参数是非负的，这个假定对于模型是很大的限制，排除了条件方差的随机波动行为。

鉴于 GARCH 模型存在以上问题，本文选择 EGARCH 模型来刻画交易量对收益波动的影响。EGARCH 模型的条件方差是以对数形式出现，不需要对模型的参数施加任何限制，这使得模型具有很强的灵活性，并且方程的求解过程也更加简单。此外，EGARCH 模型考虑到金融现象的非对称性，可以用于描述信息对于市场的不对称冲击。

首先，用 EGARCH 模型分别刻画 A 股市场和 H 股市场的股价波动率：

$$R_t = \mu + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\log h_t = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) \quad (4.6)$$

上述方程的回归结果如下：

表 4.12 A 股市场的波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.204373 (0.0000)	-0.467774 (0.0000)	-0.938172 (0.0000)
α	0.120466 (0.0000)	0.218560 (0.0000)	0.274440 (0.0000)
β	0.988193	0.970014	0.912362

	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
γ	-0.052731 (0.0000)	-0.043590 (0.0000)	-0.008482 (0.5676)

表 4.13 H 股市场的波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.326634 (0.0000)	-0.242644 (0.0000)	-0.299541 (0.0000)
α	0.172127 (0.0000)	0.140692 (0.0000)	0.158650 (0.0000)
β	0.980559 (0.0000)	0.986300 (0.0000)	0.982138 (0.0000)
γ	-0.067028 (0.0000)	-0.077976 (0.0000)	-0.021590 (0.0856)

由表 4.12 和表 4.13 可知，方差方程的系数 α 和系数 β 均在 1% 的显著性水平下显著不为 0，并且数值较大，说明 A 股市场和 H 股市场均存在较大的波动持续性，一个较大的波动之后，往往跟着较大的波动，而较小的波动后面往往跟着较小的波动。由系数 γ 来看，H 股市场的系数 γ 一直是在 10% 的显著性水平下显著，并且，随着 H 股市场不断发展成熟，系数 γ 的显著性变得很强烈，说明 H 股市场作为较成熟的证券市场，一直存在着杠杆效应，并且这种效应随着市场的发展在增强。而 A 股市场的回归结果表明，在实行涨跌停板限制之后，A 股市场才显现出非对称效应，这从侧面反映出涨跌停板制度实施后，A 股市场确实向着良性发展迈进了一步，涨跌停板制度对于证券市场的发展是具有很重要的作用。同时，我们可以看到，A 股市场系数 γ 的显著性在整体区间上低于 H 股市场，原因可能有以下几点：第一，内地股市有一定的“政策市”特点，政府对于股市的干预过多，股民对于政府救市存在着些许期待，当市场出现利空消息时，投资者寄希望于政府会利用政策手段托市，因而并不急于清仓，而是

等待政府救市。第二，2010年股指期货推出之前，A股市场缺乏做空机制，投资者不能进行卖空交易，投资者不能有效规避风险，造成投资者在股市上涨时追涨买入股票，在股市下跌时却不能卖空股票；第三，投资者在股市上涨时，一般只要股价上升到其心理价位，就会马上卖出股票以锁定盈利，而不太愿意冒险继续持有，而在股市下跌时，由于投资遭受损失不愿意割肉，产生惜售行为。

按照混合分布假说的理论，金融资产的收益和交易量是由同一个潜在的不可观测的信息流变量共同决定的，信息流产生的冲击将同时造成收益波动和交易量的变动，交易量是信息流良好的替代指标。因而，将交易量加入到收益波动的方差方程中，交易量所代理的信息流能够解释收益波动，因为收益波动也受同一信息流影响。为了考察交易量对收益波动的影响，在式(4.6)的基础上，在方差方程中加入去势交易量，如果交易量系数显著，则表明交易量所含有的信息对收益波动具有解释作用，收益波动和交易量确实受到同一信息流影响。模型方程变为如下形式：

$$\log h_t = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) + \delta_1 V_t' \quad (4.7)$$

为了考察交易量对波动率的是否具有预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_t = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) + \delta_2 V_{t-1}' \quad (4.8)$$

回归结果如下：

表 4.14 加入 A 股去势交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-15.46015 (0.0000)	-0.561255 (0.0000)	-9.347489 (0.0000)
α	0.110924 (0.0000)	0.219853 (0.0000)	0.354401 (0.0000)
β	0.560459 (0.0000)	0.560760 (0.0000)	0.049903 (0.0000)
γ	-0.106224	-0.061136	-0.025845

	(0.0000)	(0.0000)	(0.1228)
δ_1	1.492894 (0.0000)	0.020061 (0.0001)	0.883381 (0.0000)

表 4.15 加入 A 股滞后一期去势交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.377034 (0.0000)	-0.472170 (0.0000)	-0.234232 (0.0000)
α	0.127020 (0.0000)	0.215195 (0.0000)	0.200188 (0.0000)
β	0.971317 (0.0000)	0.969299 (0.0000)	0.990658 (0.0000)
γ	-0.040530 (0.0005)	-0.047877 (0.0000)	-0.01523 (0.0009)
δ_2	0.027320 (0.0000)	0.014637 (0.0000)	0.004362 (0.3165)

在 A 股市场收益率的方差方程中加入去势交易量后，其系数 δ_1 在 1% 的显著性水平下显著大于 0，说明交易量能体现市场的含有的信息，对收益波动具有解释作用。在各区间内，方差方程的系数 α 和系数 β 均显著降低，同时，由似然比检验可知，LR 统计量在三个区间上分别是 15.18、54.12、72.62，P 值均为 0，这说明去势交易量不仅对股价波动具有解释作用，并且能够显著降低波动的持续性，去势交易量代理的信息是产生收益波动的重要原因。同时，在区间一和区间二上系数 γ 均显著，在区间三系数 γ 不显著，说明随着 A 股市场制度不断完善，即使加入交易量，收益波动仍然稳定的体现出非对称效应。在 A 股市场收益率的方差方程中加入滞后一期的去势交易量后，其系数 δ_2 在区间三上不显著，而在其他两个区间上显著为正，这说明，随着涨跌停板制度的实施，我国股市逐步趋于理性、规范，量价结合的技术分析逐步适用于 A 股市场，投资者在进行投资决策时，可

以交易量作为一个重要的依据对市场进行分析预测。同时，值得注意的是，在区间二和区间三，虽然 δ_2 显著，但是其数值大小远小于当期交易量，并且方差方程的系数 α 和系数 β 基本没有变化，因而虽然滞后一期的去势交易量所含有的信息能够在一定程度上解释收益波动，从而起到对股价波动预测的作用，但是其预测作用是相对较小的。

表 4.16 加入 H 股去势交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-12.87526 (0.0000)	-11.74295 (0.0000)	-14.47140 (0.0000)
α	0.041106 (0.7912)	0.036566 (0.4184)	0.037195 (0.5388)
β	0.245817 (0.0000)	0.163800 (0.0000)	0.400974 (0.0000)
γ	-0.124704 (0.0000)	-0.032047 (0.2438)	-0.039855 (0.2750)
δ_1	1.775352 (0.0000)	2.307034 (0.0000)	2.418560 (0.0000)

表 4.17 加入 H 股滞后一期去势交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.406514 (0.0000)	-0.361108 (0.0000)	-0.349599 (0.0000)
α	0.132304 (0.0000)	0.111326 (0.0000)	0.121147 (0.0000)
β	0.969942 (0.0000)	0.972163 (0.0000)	0.974080 (0.0000)
γ	-0.081378 (0.0000)	-0.091186 (0.0000)	-0.039997 (0.0056)

δ_2	0.029600 (0.0000)	0.050669 (0.0000)	0.041506 (0.0011)
------------	----------------------	----------------------	----------------------

在 H 股市场收益率的方差方程中加入 H 股市场去势交易量后，在区间一内系数 γ 显著小于 0，在区间二和区间三内系数 γ 不显著，说明当市场逐步完善时，加入去势交易量作为波动率的解释变量时，收益波动的杠杆效应仍然可以稳定的体现出来。由检验结果可知，H 股市场去势交易量的系数 δ_1 在三个区间内均在 1% 的水平上显著为正，说明去势交易量能够体现出收益率波动中的信息，同时，系数 α 变得完全不显著，而系数 β 的大小也明显降低，方程在三个区间的 LR 检验统计量分别为 4.13、4.54、7.88，其 P 值分别为 0.0421、0.0331、0.005，说明去势交易量不仅对收益波动具有解释作用，同时可以在很大程度上吸收股价波动的持续性，当期去势交易量代理的信息是导致收益波动的重要原因。在 H 股市场收益率的方差方程中加入 H 股滞后一期的去势交易量后，虽然其系数 δ_2 在各区间均在 1% 的显著性水平下显著为正，但是与加入当期交易量的方差方程相比较，之后一期交易量的系数 δ_2 的数值大小仅为当期交易量系数 δ_1 的百分之几，这表明虽然滞后一期的去势交易量所含有的信息可以解释部分收益波动，对次日收益波动具有预测作用，但是这种预测作用是很有限制的，可能的原因是由于 H 股市场已经是比较成熟的证券市场，因而市场的信息处理能力很强，到达市场的信息可以在很快的时间内体现到价格中，因而当日的信息基本在日内已经反应到市场变动中，而对于次日的收益波动影响则很小。

由于去势交易量中含有预期交易量，而按照混合分布假说的理论，对收益波动具有解释作用的主要是非预期交易量，因而下面将非预期交易量引入模型进行研究，模型方程变为如下形式：

$$\log h_t = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{1/2}) + \delta_3 V_t' \quad (4.9)$$

为了考察非预期交易量对波动率的是否具有预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_t = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{t-1}^{1/2}) + \delta_4 V_{t-1}' \quad (4.10)$$

回归结果如下：

表 4.18 加入 A 股非预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-1.246106 (0.0000)	-1.361318 (0.0000)	-0.973693 (0.0000)
α	0.194790 (0.0000)	0.250586 (0.0000)	0.289280 (0.0000)
β	0.890240 (0.0000)	0.887456 (0.0000)	0.923952 (0.0000)
γ	-0.252244 (0.0000)	-0.185648 (0.0000)	-0.179434 (0.0000)
δ_3	1.947495 (0.0000)	1.244017 (0.0000)	1.151722 (0.0000)

表 4.19 加入 A 股滞后一期非预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.235610 (0.0000)	-0.386829 (0.0000)	-0.265079 (0.0000)
α	0.101583 (0.0000)	0.170264 (0.0000)	0.207590 (0.0000)
β	0.983660 (0.0000)	0.974452 (0.0000)	0.988001 (0.0000)
γ	-0.033994 (0.0002)	-0.077908 (0.0000)	-0.016074 (0.0003)
δ_4	0.260133 (0.0001)	0.213397 (0.0000)	0.096312 (0.0000)

在 A 股市场收益率的方差方程中加入非预期交易量后，其系数 δ_3 在 1% 的显著性水平下在三个区间内均显著大于 0，LR 检验统计量在三个区间分别为 72.95、134.82、157.78，P 值均为 0，说明非预期交易量确实对股价波动具有解释能力，其中含有的信息是收益波动产生的原因之一。同时，

方差方程的系数 γ 在三个区间均显著为负，说明加入非预期交易量之后，收益波动仍然能够稳定的体现出非对称效应。在 A 股市场收益率的方差方程中加入滞后一期的非预期交易量后，其系数 δ_4 虽然在 1% 的显著性水平下显著，似然比检验的结果也是显著的，但是与加入当期交易量的方差方程的系数 δ_3 相比较，非预期交易量的系数 δ_4 的数值非常小，这说明非预期交易量所代表的信息虽然是造成次日市场波动的原因之一，但是并不是主要原因，非预期交易量代理的信息对于次日市场波动的影响比较小，因而非预期交易量预测次日收益波动的能力还是有限的。

表 4.20 加入 H 股非预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.285158 (0.0000)	-0.310711 (0.0000)	-8.390928 (0.0000)
α	0.137336 (0.0000)	0.114528 (0.0000)	0.365759 (0.0000)
β	0.982323 (0.0000)	0.977799 (0.0000)	0.218023 (0.0000)
γ	-0.073267 (0.0000)	-0.094881 (0.0000)	-0.067963 (0.0813)
δ_3	0.339133 (0.0000)	0.455908 (0.0000)	2.289021 (0.0000)

表 4.21 加入 H 股滞后一期非预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.240619 (0.0000)	-0.225923 (0.0000)	-0.381021 (0.0000)
α	0.125292 (0.0000)	0.118443 (0.0000)	0.209613 (0.0000)
β	0.985584 (0.0000)	0.986315 (0.0000)	0.978054 (0.0000)

γ	-0.064058 (0.0000)	-0.076904 (0.0000)	-0.009912 (0.5572)
δ_4	0.135888 (0.0000)	0.117899 (0.0001)	0.167090 (0.0056)

在 H 股市场收益率的方差方程中加入 H 股市场非预期交易量后，其系数 δ_3 均在 1% 的显著性水平下显著，似然比检验的结果也是显著的，但是方差方程的系数 α 和系数 β 均没有显著降低，说明非预期交易量虽然在一定程度上能够解释股价波动体现出波动中的信息，但是并不能显著降低波动的持续性。在 H 股市场收益率的方差方程中加入 H 股滞后一期的非预期交易量后，交易量的系数 δ_4 仍然显著，表明非预期交易量虽然对股价波动有一定的预测作用。但是 LR 检验统计量在三个区间分别为 0.28、0.85、0.09，P 值分别为 0.5949、0.3579、0.7594，说明滞后一期交易量对于次日收益波动的预测作用很小，原因可能是 H 股市场已经很成熟，信息处理能力较 A 股市场更强，因而市场可以在当日反应出包含在交易量中的信息，交易量中的信息对于次日的价格波动也就没有影响了。

为了验证预期交易量和非预期交易量对于波动率的解释作用是否存在显著差异，下面将非预期交易量和预期交易量同时引入 EGARCH 模型，模型变为如下形式：

$$\log h_t = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) + \delta_5 V_t^u + \delta_6 V_t^e \quad (4.11)$$

为了考察交易量对波动率的是否存在预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_t = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{t-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}^{1/2}) + \delta_7 V_{t-1}^u + \delta_8 V_{t-1}^e \quad (4.12)$$

回归结果如下：

表 4.22 加入 A 股非预期交和预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-1.854351 (0.0000)	-1.445921 (0.0000)	-1.895442 (0.0000)

α	0.158523 (0.0000)	0.239427 (0.0000)	0.377043 (0.0000)
β	0.828293 (0.0000)	0.878383 (0.0000)	0.823316 (0.0000)
γ	-0.338191 (0.0000)	-0.199717 (0.0000)	-0.164906 (0.0000)
δ_5	1.284587 (0.0000)	1.249818 (0.0000)	2.107112 (0.0000)
δ_6	0.007606 (0.6918)	0.019802 (0.1143)	0.114959 (0.0000)

表 4.23 加入 A 股滞后一期非预期和预期交易量的 A 股波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.362205 (0.0000)	-0.388427 (0.0000)	-0.884929 (0.0000)
α	0.112766 (0.0000)	0.169791 (0.0000)	0.376024 (0.0000)
β	0.971753 (0.0000)	0.974252 (0.0000)	0.927820 (0.0000)
γ	-0.053893 (0.0000)	-0.078791 (0.0000)	0.033070 (0.0539)
δ_7	0.030723 (0.0598)	0.212347 (0.0000)	0.203667 (0.0086)
δ_8	0.008369 (0.6513)	0.001082 (0.7628)	0.021114 (0.0038)

在 A 股市场收益率的方差方程中同时加入非预期交易量和预期交易量后, 在三个区间内系数 γ 均显著为负, 说明引入非预期交易量和预期交易量后, 收益波动仍然可以稳定的体现出非对称效应。在三个区间内非预期交易量的系

数 δ_5 均在 1% 的显著性水平下显著大于 0, 而预期交易量的系数 δ_6 在 1996 年之后的两个区间内均不再显著, 这说明随着 A 股市场的逐步发展完善, 市场开始趋于理性, 非预期交易量所代理的新信息才能使市场产生波动, 相较于预期交易量非预期交易量具有更强的信息代理能力, 非预期交易量和市场波动受到同一信息到达过程的影响。在方差方程中引入滞后一期的非预期交易量和预期交易量时, 滞后一期非预期交易量的系数 δ_7 在三个区间上均显著, 而滞后一期非预期交易量的系数 δ_8 在区间一和区间二上不再显著, 这说明对次日市场波动率具有预测作用的信息是非预期交易量所蕴含的新信息, 这与当期交易量的实证结果是一致的, 当然由于滞后一期非预期交易量的系数 δ_7 数值很小, 说明这种预测作用是有限的。

表 4.24 加入 H 股非预期和预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-9.387821 (0.0000)	-13.58121 (0.0000)	-13.13684 (0.0000)
α	0.209266 (0.0001)	2.918861 (0.0000)	1.902808 (0.0000)
β	0.102268 (0.0069)	0.348016 (0.0000)	0.266557 (0.0049)
γ	-0.140845 (0.0000)	-0.013148 (0.6007)	-0.050265 (0.1989)
δ_5	2.310217 (0.0000)	2.198907 (0.0000)	2.550826 (0.0000)
δ_6	0.063717 (0.3298)	0.014894 (0.7207)	1.105442 (0.0000)

表 4.25 加入 H 股滞后一期非预期和预期交易量的 H 股波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.389530 (0.0000)	-0.330560 (0.0000)	-0.500890 (0.0000)

α	0.129123 (0.0000)	0.106654 (0.0000)	0.181913 (0.0000)
β	0.971368 (0.0000)	0.974887 (0.0000)	0.963812 (0.0000)
γ	-0.080039 (0.0000)	-0.088391 (0.0000)	-0.029731 (0.1113)
δ_7	0.027358 (0.0018)	0.041110 (0.0001)	0.064717 (0.0006)
δ_8	0.045023 (0.3112)	0.090081 (0.0071)	-0.184128 (0.0065)

在 H 股市场收益率的方差方程中同时加入 H 股市场非预期交易量和预期交易量之后，与 A 股市场结果类似，在区间一和区间二上，非预期交易量的系数 δ_5 显著而预期交易量的系数 δ_6 不再显著，说明对收益波动具有解释作用的信息是来自于非预期交易量，在区间三上，虽然预期交易量的系数 δ_6 是显著为正的，但是非预期交易量的系数 δ_5 明显大于预期交易量的系数 δ_6 ，这说明即使在尚不成熟的证券市场中，收益波动受到预期交易量的影响，但是相较于预期交易量，非预期交易量代表的新信息仍然是解释市场股价波动的主要因素。在 H 股市场收益率的方差方程中同时加入 H 股滞后一期的非预期交易量和预期交易量后，非预期交易量的系数 δ_7 均在 1% 的显著性水平下显著，而预期交易量的系数 δ_8 在区间一中不再显著，说明随着 H 股市场的逐步发展完善，投资者已经不能从预期交易量所含有的信息中分析预测市场的走势和波动，非预期交易量中的信息才具有一定的预测作用。

为了进一步研究预期交易量和非预期交易量对于收益波动的影响有何不同，下面利用脉冲响应函数分析预期交易量和非预期交易量的变动对收益波动的影响。由于预期交易量所含有的信息已经被市场投资者预料到，因而预期交易量的变化对收益波动的冲击应该很小，而非预期交易量中包含了市场没有预见到的信息，即新信息，因而非预期交易量的变化应当对

收益波动产生冲击。

图 4.1 A 股市场预期和非预期交易量冲击引起市场波动的响应函数

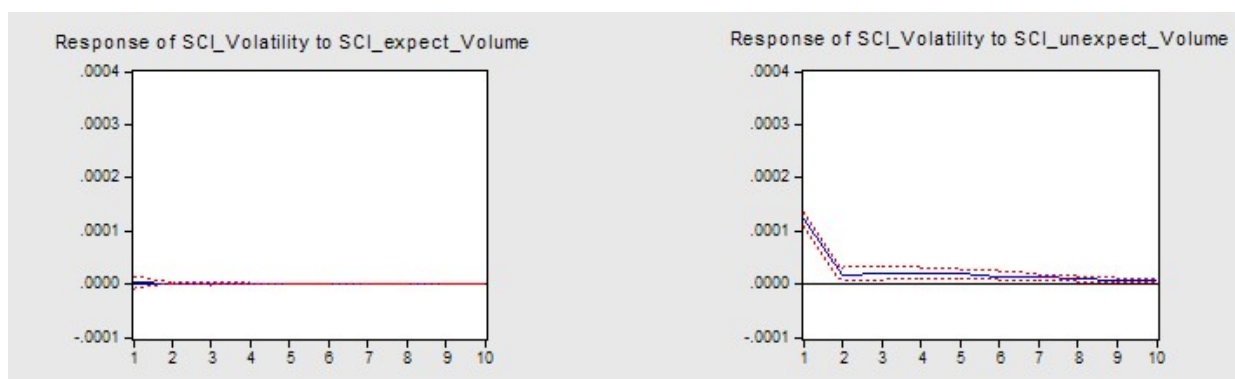
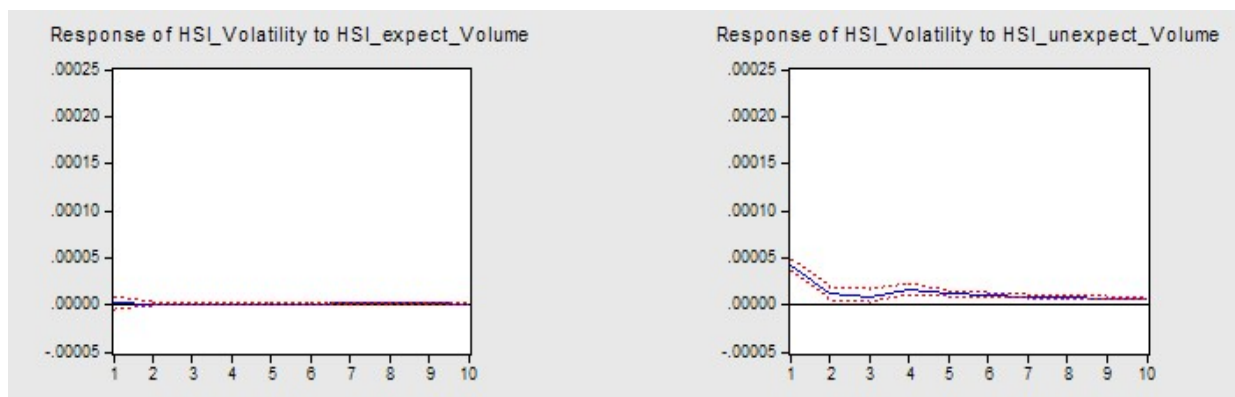


图 4.2 H 股市场预期和非预期交易量冲击引起市场波动的响应函数



由以上脉冲响应图可以看出，A 股市场和 H 股市场的非预期交易量的变化对于收益波动均在当期有一个较大的冲击，在下一期以及之后几期，冲击很小，并趋近与 0，这说明非预期交易量所代理的信息对于当日的收益波动具有很大的影响，但是对于次日及之后的收益波动几乎没有影响，原因可能是市场对于新信息的处理能力比较强，处理速度比较快，市场波动已经在当日对非预期交易量中的信息进行了反应，所以次日的收益波动不再受到这些信息的影响。而预期交易量对于收益波动在当期以及之后的各个期间内几乎都没有影响，说明市场对预期交易量所含有的信息已经预料到，因而，预期交易量的变化对于市场波动不会产生影响，这与前面的分析是一致的。

由上述实证分析可以看出，A 股市场和 H 股市场交易量所包含的信息

能够解释收益率的波动，并降低波动率的持续性，交易量和收益波动时受到同一信息到达过程影响的，并且能够对市场波动产生影响的信息主要来自于非预期交易量，随着两地市场的不断成熟，预期交易量中蕴含的信息并不能导致市场波动。在滞后一期交易量对收益率方差方程的影响中，滞后一期的非预期交易量系数是显著的，说明非预期交易量含有的信息对于次日市场波动具有影响能力，投资者可以依据非预期交易量对次日市场波动进行预测，有助于投资者进行投资决策。但是，非预期交易量所含有的信息对于次日收益波动的影响能力有限，因而非预期交易量对收益波动的预测作用也相对较弱，这可能是由于随着股市发展的相对成熟，其市场的信息处理能力更强，处理速度更快，因而信息在日内就已经在市场收益率和股价波动中反映出来。

4.5.3 考虑交易量的信息溢出效应分析

香港作为亚洲金融中心，在地域上和内地紧密相连，香港回归以及中国加入世界贸易组织，使得两地商品流通和贸易往来日益频繁，经济金融一体化的程度逐步加深，QFII 和 QDII 制度的实施以及港股直通车的施行使得两地资金往来也更加频繁、自由，随着一批大型内地企业陆续在香港上市，内地企业在香港股市中比重越来越大，市值已超过香港当地企业，香港股市的“内地化”现象不断加强，这些公 A+H 司的基本面状况同时反映在香港和内地证券市场上，国内的许多实证也支持了 A 股和 H 股之间存在显著的波动溢出效应，这种市场波动溢出效应实质上就是信息的溢出，根据混合分布假说的理论，既然市场波动和交易量受到同一信息到达过程的影响，那么交易量在跨市场的信息溢出中同样具有信息代理能力。下面本文将研究交易量是否具有跨市场的信息代理能力，影响跨市场收益波动的信息主要来自于何种交易量。

1.H 股市场向 A 股市场的信息溢出

在 A 股市场收益波动的方差方程中加入 H 股市场去势交易量，如果交易量系数显著，则表明 H 股市场交易量所代表的信息对 A 股市场的收益波动具有解释作用，H 股市场的交易量和 A 股市场的波动会受到同一信息的影响，两地存在着信息溢出效应。方程如下：

$$\log h_{At} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{At-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{At-1}^{1/2}) + \delta_9 V_{Ht} \quad (4.13)$$

为了考察 H 股市场的去势交易量对 A 股市场的收益波动是否具有预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_{At} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{At-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{At-1}^{1/2}) + \delta_{10} V_{Ht-1} \quad (4.14)$$

回归结果如下：

表 4.26 加入 H 股市场去势交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-10.84693 (0.0000)	-0.515478 (0.0000)	-1.129596 (0.0000)
α	-0.046508 (0.2800)	0.221207 (0.0000)	0.292974 (0.0000)
β	-0.107077 (0.1198)	0.965501 (0.0000)	0.890773 (0.0000)
γ	-0.055415 (0.0448)	-0.046355 (0.0000)	0.027341 (0.1327)
δ_9	1.058370 (0.0000)	0.027605 (0.0016)	0.205020 (0.0000)

表 4.27 加入 H 股滞后一阶去势交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.461573 (0.0000)	-0.515567 (0.0000)	-1.333953 (0.0000)
α	0.092064 (0.0000)	0.221377 (0.0000)	0.342948 (0.0000)
β	0.959955 (0.0000)	0.965504 (0.0000)	0.871086 (0.0000)
γ	-0.020592	-0.046108	0.038275

	(0.0058)	(0.0000)	(0.0534)
δ_{10}	0.037097 (0.0000)	0.026661 (0.0032)	0.002605 (0.8924)

在 A 股市场收益率的方差方程中加入 H 股市场去势交易量后，在三个区间内，去势交易量的系数 δ_9 均在 1% 的显著性水平下显著大于 0，并且系数 δ_9 的值越来越大，说明随着两地股市的逐步发展成熟及经贸金融关系的逐步密切，H 股市场去势交易量中的信息对于 A 股市场的影响在逐步增强，尤其在 2005 年之后的区间一上，方差方程的系数 α 和系数 β 均不再显著，说明在进行股权分置改革之后，随着 A 股市场的日益规范成熟、两地经贸关系的日益密切以及 A+H 股的数量不断增加，两地的市场信息溢出效应越来越明显，H 股市场交易量所代表的信息对 A 股市场波动有很大的影响，该信息可以在很大程度上降低 A 股股价波动的持续性。另外，方差方程的系数 γ 在区间一和区间二上均显著为负，说明随着 A 股市场的制度不断完善，加入 H 股市场交易量之后 A 股市场的收益波动仍然能稳定的体现出杠杆效应。在 A 股市场收益率的方差方程中加入 H 股滞后一期的去势交易量，在 1996 年之后的两个区间内，滞后一期去势交易量的系数 δ_{10} 均在 1% 的显著性水平下显著为正，说明随着两地的关系日益密切，H 股市场交易量所蕴含的信息对 A 股市场的收益波动具有预测作用，A 股市场投资者可以以 H 股市场交易量作为依据对市场走势和收益波动进行预测，有助于投资者投资决策。当然，由方差方程中系数 α 和系数 β 几乎没有变化可知，这种预测作用是有限的。

由于去势交易量中含有预期交易量，而按照混合分布假说的理论，对收益波动具有解释作用的主要是非预期交易量中的信息，因而下面将非预期交易量引入模型进行研究，模型方程变为如下形式：

$$\log h_{At} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2}) + \delta_{11} V_{Ht}^u \quad (4.15)$$

为了考察 H 股市场的非预期交易量所含有的信息对 A 股市场的收益波动是否具有预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_{At} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2}) + \delta_{12} V_{Ht-1}^u \quad (4.16)$$

回归结果如下：

表 4.28 加入 H 股市场非预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.219666 (0.0000)	-0.470301 (0.0000)	-2.081247 (0.0000)
α	0.100589 (0.0000)	0.215905 (0.0000)	0.462835 (0.0000)
β	0.985204 (0.0000)	0.969592 (0.0000)	0.794266 (0.0000)
γ	-0.018143 (0.0019)	-0.044406 (0.0000)	0.021770 (0.3474)
δ_{11}	0.196942 (0.0000)	0.103089 (0.0019)	0.044481 (0.0000)

表 4.29 加入 H 股滞后一阶非预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.184169 (0.0000)	-0.473069 (0.0000)	-0.539664 (0.0000)
α	0.095538 (0.0000)	0.215516 (0.0000)	0.237367 (0.0000)
β	0.988411 (0.0000)	0.969291 (0.0000)	0.956441 (0.0000)
γ	-0.011124 (0.0385)	-0.044466 (0.0000)	-0.006424 (0.5862)
δ_{12}	0.118407 (0.0000)	0.106894 (0.0017)	0.082991 (0.0000)

在 A 股市场收益率的方差方程中加入 H 股市场非预期交易量，在三个区间内，非预期交易量的系数 δ_{11} 均在 1% 的显著性水平下显著，并且系数值逐步增大，说明随着两地市场的逐步成熟和经济关系的日益密切，H 股市场非预期交易量所含有的信息对 A 股市场股价波动率的解释能力逐步增强，有 H 股市场向 A 股市场的信息溢出效应在增加。同时，在区间一和区间二内，方差方程的系数 γ 均显著为负，说明随着 A 股市场制度逐步完善，收益波动在加入 H 股市场非预期交易量作为解释变量之后，仍然能够稳定的体现出非对称效应。在 A 股市场收益率的方差方程中加入 H 股滞后一期的非预期交易量后，滞后一期非预期交易量的系数 δ_{12} 均显著为正，说明 H 股的非预期交易量所含有的信息对于 A 股市场次日波动具有解释能力，投资者在进行投资决策时可以予以考虑。

为了验证 H 股市场的预期交易量和非预期交易量对于 A 股市场的收益波动的解释作用是否存在差异，下面将非预期交易量和预期交易量同时引入 EGARCH 模型，模型变为如下形式：

$$\log h_{At} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2}) + \delta_{13} V_{Ht}^u + \delta_{14} V_{Ht}^e \quad (4.17)$$

为了考察 H 股市场的预期交易量和非预期交易量对于 A 股市场的收益波动的预测作用是否存在差异，分别用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_{At} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{At-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{At-1}^{1/2}) + \delta_{15} V_{Ht-1}^u + \delta_{16} V_{Ht-1}^e \quad (4.18)$$

回归结果如下：

表 4.30 加入 H 股非预期和预期交易量的 A 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-12.50765 (0.0000)	0.494279 (0.0000)	-1.932475 (0.0000)
α	-0.056010 (0.1646)	0.217486 (0.0000)	0.445714 (0.0000)

β	-0.276436 (0.1590)	0.967334 (0.0000)	0.809073 (0.0000)
γ	-0.044249 (0.0878)	-0.046003 (0.0000)	0.048443 (0.0376)
δ_{13}	0.970890 (0.0000)	0.084363 (0.0286)	-0.382696 (0.0002)
δ_{14}	0.016761 (0.1465)	1.267033 (0.0000)	0.416147 (0.0000)

表 4.31 加入 H 股滞后一期非预期和预期交易量的 A 股波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.426089 (0.0002)	-0.493528 (0.0000)	-1.741741 (0.0000)
α	0.089619 (0.0000)	0.216984 (0.0000)	0.392417 (0.0000)
β	0.963385 (0.0000)	0.967373 (0.0000)	0.827100 (0.0262)
γ	-0.019897 (0.0066)	-0.045760 (0.0000)	0.049642 (0.0000)
δ_{15}	0.032688 (0.0060)	0.091531 (0.0143)	0.379964 (0.0000)
δ_{16}	0.059070 (0.1314)	0.014372 (0.1970)	0.073513 (0.4707)

在 A 股市场收益率的方差方程中同时加入 H 股市场当期的预期交易量和非预期交易量后，非预期交易量的系数 δ_{13} 均显著为正，而预期交易量的系数 δ_{14} 在区间一不再显著，说明随着股权分置改革的进行，A 股市场制度逐步发展完善，投资者也更加理性，市场波动仅对 H 股市场的非预期交易量的信息敏感，由 H 股市场向 A 股市场的信息溢出主要来自于 H 股市

场的非预期交易量。在 A 股市场收益率的方差方程中同时加入 H 股滞后一期的预期交易量和非预期交易量后，滞后一期非预期交易量的系数 δ_{15} 是显著为正的，而预期交易量的系数 δ_{16} 在各个区间均不显著，说明对于 A 股市场的收益波动具有预测作用的信息来自于 H 股市场的非预期交易量，预期交易量中的信息对于 A 股市场的收益波动没有预测作用。

由上述实证分析可以看出，H 股市场交易量对 A 股市场的收益波动具有解释能力，而交易量是市场信息的载体，因而存在着 H 股市场的信息传递到 A 股市场并对 A 股市场的收益波动产生影响的现象。由于股权分置改革 A 股市场逐步反映出真实的供求关系和定价机制，投资者信心增加，更加关注外围市场的信息，同时两地经贸关系越来越密切，所以实证结果显示这种信息溢出效应在 2005 年 5 月 9 日 A 股市场股权分置改革正式启动后表现的更加强烈，在 A 股市场波动率的方差方程中加入 H 股市场的交易量能够显著降低 A 股市场收益率的波动持续性，这说明随着两地市场的不断发展完善、两地经贸金融关系的日益密切以及 A+H 股数量的不断增加及市场影响力的不断增强，H 股市场的信息传递对 A 股市场的作用已经不容忽视，A 股市场投资者在投资时应当更加关注 H 股市场的交易量，在使用量价结合的技术分析时，不仅仅要考虑本市场的交易量，还要考虑跨市场的交易量所蕴含的信息，更准确地进行投资决策。本文将 H 股市场的交易量分为非预期交易量和预期交易量之后发现，随着 A 股市场的逐步发展成熟以及投资者的逐步理性，导致 A 股市场波动的 H 股市场信息主要是来自于 H 股市场非预期交易量的新信息，H 股市场的预期交易量所代理的信息对 A 股市场的收益波动的解释能力非常小，相信随着两地市场的进一步发展成熟，这种影响将会逐渐消失。由 H 股市场滞后一期非预期交易量和预期交易量在 A 股市场波动率的方差方程中的表现可以看出，对于 A 股市场次日股价波动具备预测能力的主要是 H 股市场的非预期交易量所代理的信息，预期交易量中的信息并不具备预测作用，这一实证结果与混合分布假说的理论是相符合的。

2.A 股市场向 H 股市场的信息溢出

在 H 股市场收益波动的方差方程中加入 A 股市场去势交易量，如果交

易量系数显著，则表明 A 股市场交易量所代表的信息对 H 股市场的收益波动具有解释作用，A 股市场的交易量和 H 股市场的波动会受到同一信息的影响，两地存在着信息溢出效应。方程如下：

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{17} V_{At} \quad (4.19)$$

为了考察 A 股市场的去势交易量对 H 股市场的收益波动的是否具有预测能力，用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式：

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{18} V_{At-1} \quad (4.20)$$

回归结果如下：

表 4.32 加入 A 股市场去势交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.354242 (0.0000)	-0.263376 (0.0000)	-0.302372 (0.0000)
α	0.165279 (0.0000)	0.137594 (0.0000)	0.153063 (0.0000)
β	0.977554 (0.0000)	0.983899 (0.0000)	0.981494 (0.0000)
γ	-0.077067 (0.0000)	-0.080018 (0.0000)	-0.020145 (0.1153)
δ_{17}	0.015724 (0.0065)	0.008238 (0.0112)	-0.006394 (0.1397)

表 4.33 加入 A 股滞后一期去势交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.352180 (0.0000)	-0.261882 (0.0000)	-0.306375 (0.0000)
α	0.165392 (0.0000)	0.137578 (0.0000)	0.153964 (0.0000)

β	0.977751 (0.0000)	0.984052 (0.0000)	0.981136 (0.0000)
γ	-0.076363 (0.0000)	-0.079816 (0.0000)	-0.019847 (0.1212)
δ_{18}	0.014856 (0.0098)	0.007870 (0.0136)	-0.005890 (0.1789)

在 H 股市场收益率的方差方程中加入 A 股的当期和滞后一期去势交易量后, 其系数 δ_{17} 和系数 δ_{18} 在区间三内不显著, 在区间二内, 在 5% 的显著性水平下显著, 在区间一内, 在 1% 的显著性水平下显著, 说明随着 A 股市场制度的不断完善和市场的发展成熟, 以及两地关系日益密切, 其交易量对 H 股市场收益波动产生影响, 并且影响作用逐步加强, A 股市场向 H 股市场的信息溢出效应越来越明显, 同时 A 股市场交易量逐步显现出对 H 股市场波动的预测作用, H 股市场投资者在投资决策时可以利用这一信息。

由于去势交易量中含有预期交易量, 而按照混合分布假说的理论, 对波动率具有解释作用的主要是非预期交易量, 因而下面将非预期交易量引入模型进行研究, 模型方程变为如下形式:

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{19} V_{At}^u \quad (4.21)$$

为了考察 A 股市场的非预期交易量对 H 股市场的收益波动是否具有预测能力, 用滞后一期的交易量代替当期交易量, 模型的方差方程变为如下形式。

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha |\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1}/h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{20} V_{At}^u \quad (4.22)$$

回归结果如下:

表 4.34 加入 A 股市场非预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.318519 (0.0000)	-0.254403 (0.0000)	-0.274165 (0.0000)
α	0.158426	0.138521	0.148425

	(0.0000)	(0.0000)	(0.0000)
β	0.980488 (0.0000)	0.984920 (0.0000)	0.983914 (0.0000)
γ	-0.074012 (0.0000)	-0.080053 (0.0000)	-0.014096 (0.2954)
δ_{19}	0.215548 (0.0000)	0.090975 (0.0048)	-0.041986 (0.2990)

表 4.35 加入 A 股滞后一期非预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.313363 (0.0000)	-0.252537 (0.0000)	-0.280997 (0.0000)
α	0.160506 (0.0000)	0.139002 (0.0000)	0.151391 (0.0000)
β	0.981072 (0.0000)	0.985145 (0.0000)	0.983456 (0.0000)
γ	-0.070264 (0.0000)	-0.079578 (0.0000)	-0.016475 (0.2025)
δ_{20}	0.089493 (0.0079)	0.122594 (0.0182)	-0.034086 (0.3931)

在 H 股市场收益率的方差方程中加入 A 股的当期和滞后一期非预期交易量后，在 1996 年之后的两个区间内，系数 γ 均在 1% 的显著性水平下显著为负，说明随着 H 股市场的不断发展完善，在 H 股市场收益波动的方差方程中加入 A 股市场的非预期交易量，H 股市场的收益波动仍然可以显示出非对称性。在区间一和区间二内，H 股市场非预期交易量的系数 δ_{19} 和系数 δ_{20} 均在 5% 的显著性水平下显著为正，这说明随着两地市场的不断成熟、两地经贸金融关系的不断加深以及 A+H 股数量的不断增加，A 股

市场非预期交易量所代理的信息逐步对 H 股市场的股价波动产生影响，A 股市场向 H 股市场的信息溢出效应逐步显现出来，这也体现出 A 股市场这二十年确实经历了一个蜕变的过程，开始在国际金融市场中占有一席之地。

为了验证 A 股市场的预期交易量和非预期交易量中的信息对于 H 股市场收益波动率的解释能力是否存在差异，下面将非预期交易量和预期交易量同时引入 EGARCH 模型，模型变为如下形式：

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{Ht-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{21} V_{At}^u + \delta_{22} V_{At}^e \quad (4.23)$$

为了考察 A 股市场的预期交易量和非预期交易量对于 H 股市场的收益波动率的预测能力是否存在差异，下面运用滞后一期的交易量代替当期交易量，模型的方差方程变为如下形式：

$$\log h_{Ht} = \omega + \alpha \left| \varepsilon_{t-1} / h_{Ht-1}^{1/2} \right| + \beta \ln h_{Ht-1} + \gamma (\varepsilon_{t-1} / h_{Ht-1}^{1/2}) + \delta_{23} V_{At-1}^u + \delta_{24} V_{At-1}^e \quad (4.24)$$

回归结果如下：

表 4.36 加入 A 股非预期和预期交易量的 H 股市场波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.333067 (0.0000)	-0.263564 (0.0000)	-0.292387 (0.0000)
α	0.158648 (0.0000)	0.137746 (0.0000)	0.150276 (0.0000)
β	0.979138 (0.0000)	0.983903 (0.0000)	0.982266 (0.0000)
γ	-0.077349 (0.0000)	-0.080641 (0.0000)	-0.017245 (0.2060)
δ_{21}	0.183184 (0.0004)	0.067019 (0.0707)	-0.021684 (0.6184)
δ_{22}	0.006467 (0.3187)	0.004833 (0.2140)	-0.005051 (0.2824)

表 4.37 加入 A 股滞后一期非预期和预期交易量的 H 股波动率方程

	区间一	区间二	区间三
ω	-0.344294 (0.0000)	-0.261347 (0.0000)	-0.299929 (0.0000)
α	0.162708 (0.0000)	0.138034 (0.0000)	0.152757 (0.0000)
β	0.978320 (0.0000)	0.984150 (0.0000)	0.981710 (0.0000)
γ	-0.076196 (0.0000)	-0.080200 (0.0000)	-0.019547 (0.1361)
δ_{23}	0.012506 (0.0599)	0.066721 (0.0832)	-0.012589 (0.7587)
δ_{24}	0.054155 (0.3570)	0.004577 (0.2364)	-0.005822 (0.2033)

在 H 股市场收益率的方差方程中同时加入 A 股市场的当期非预期交易量和预期交易量后,在区间三 A 股市场的非预期交易量的系数 δ_{21} 不显著,在区间二 A 股市场的非预期交易量的系数 δ_{21} 在 10% 的显著性水平下显著,在区间一 A 股市场的非预期交易量的系数 δ_{21} 在 1% 的显著性水平下显著,而 A 股市场预期交易量的系数 δ_{22} 在三个区间上均不显著,由此可以看出, A 股市场的预期交易量对于 H 股市场的收益波动没有影响,对 H 股市场收益波动产生影响的信息来自于 A 股市场的非预期交易量,并且随着时间的推移, A 股市场的非预期交易量的作用越来越显著, A 股市场向 H 股市场的信息溢出越来越明显。在 H 股市场收益率的方差方程中同时加入 A 股市场滞后一期的非预期交易量和预期交易量后,预期交易量的系数 δ_{24} 均不显著,而非预期交易量的系数 δ_{23} 在 1996 年之后的两个区间显著为正,这说明 A 股市场的预期交易量中的信息对于 H 股市场的收益波动并没有预测作用,对 H 股市场的收益波动具有一定预测能力的信息来自于 A 股市场的非预期交易量。

由上述实证分析可以看出,在1996年A股市场实施涨跌停板制度之后,A股市场逐步趋于理性,交易量不再非理性的大幅度变动,A股市场的交易量逐步具备了作为信息流代理指标的能力,由于两地市场关系的日益密切,开始产生A股市场向H股市场的信息溢出效应,并随着两地市场的制度不断改革完善和市场日益成熟,信息溢出效应不断加强,而A股市场交易量可以作为信息流的代表体现出A股市场向H股市场的信息溢出效应。同时,这种信息溢出主要体现在A股市场的非预期交易量中,A股市场预期交易量所含有的信息对于H股市场的股价波动并没有产生影响。同时A股市场的交易量逐步显现出对H股市场波动的预测作用,投资者可以将这一现象运用到量价结合的技术分析中去,H股市场投资者在投资决策时应该同时考虑A股市场和H股市场的交易量变化。同时,由A股市场向H股市场以及H股市场向A股市场信息溢出实证结果的对比可知,加入A股市场的交易量后,H股市场收益波动方差方程的系数 α 和系数 β 在各个区间上始终是显著的,因而A股市场向H股市场的信息溢出效应要弱于H股市场向A股市场的信息溢出效应,这主要是由于我国A股市场起步较晚,市场发展相对不完善,制度也还存在一些问题,而香港是国际金融中心,H股市场已经发展得比较成熟,虽然H股市场中存在着一定比重的A+H股,两地的经贸金融关系也越来越密切,但是H股市场与国际金融市场的关系更为紧密,其收益波动更多是受到国际金融市场信息的影响。

第五章 结论和展望

本文分析了交易量的内在结构,并以 1993 年 1 月 5 日至 2012 年 2 月 8 日的上证综合指数和香港恒生指数的每日收盘价格以及相应的日成交量序列为样本,通过 EGARCH 模型对收益波动和交易量的关系以及信息溢出效应进行了一个比较全面的分析。本文结论认为:

第一, A 股市场和 H 股市场交易量所包含的信息能够解释收益率的波动,并降低波动率的持续性,说明交易量和收益波动是受到同一信息到达过程影响的。对市场收益波动产生影响的信息主要来自于非预期交易量,投资者在技术分析时应当重点关注非预期交易量的变化,而不是原始交易量。此外,实证结果表明预期交易量不会影响股价的波动,这或许可以从侧面体现出我国股市的弱势效率。

第二,交易量所含有的信息对于次日收益波动的影响能力有限,说明交易量对收益波动的预测作用相对较弱,这可能是由于随着股市逐渐发展成熟,市场的信息处理能力更强,处理速度更快,因而信息在日内就已经在市场收益率和股价波动中反映出来,从而基本不影响次日的收益波动。

第三,在 A 股市场实施涨跌停板制度之后,两地市场表现出双向的信息溢出效应, H 股市场向 A 股市场的信息溢出要更为强烈,说明香港市场作为国际金融中心,其国际影响力和信息处理能力更强。由实证结果可以看出,在 A 股市场启动股权分置改革之后,信息溢出效应表现得非常强烈,这从侧面反映了股权分置改革确实是 A 股市场发展史上的里程碑,为 A 股市场的发展成熟和融入国际金融市场提供了不可或缺的条件。

第四, H 股市场的收益波动一直存在着杠杆效应,并随着市场的发展在逐渐增强。而 A 股市场在实行涨跌停板限制之后才显现出非对称效应,这从侧面反映出涨跌停板制度对于证券市场的发展是具有很重要的作用。A 股市场波动率杠杆效应的显著性一直低于 H 股市场,原因可能是我国股市前年才推出股指期货允许投资者卖空、非理性投资者比重较大,以及政府长久以来对股市进行干预扮演救市角色。

本文的研究也存在着不足和遗憾，随着股票市场的发展成熟以及信息技术的不断提高，信息的传递速度越来越快，本文使用的是 1993 年至 2012 年共 20 年的日数据，如果可以使用日内高频数据进行研究交易量作为信息代理指标对于收益波动的预测作用，可能会得出有益的结论。另外，影响金融资产价格的因素是多方面和多层次的，传统的金融理论有太多太强的前提假设现实条件无法满足，交易量的提出可以扩大研究的思路，但是本文不能完全解释交易量在金融资产价格行为中的作用，大多数研究都将交易量作为外生变量处理，但是交易量也有可能是内生的，利用动态模型进行研究也许是一个很好的研究方向。

参考文献

- [1] Clark P.K., Subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices [J]. *Econometrica*, 1973(41):135-156.
- [2] Harris L., Cross-security tests of the mixture of distribution hypothesis [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1986(21):39-46.
- [3] Epps T.W., Epps M.L., The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: implication for the mixture of distribution hypothesis [J]. *Econometrica*, 1976(44):305-321.
- [4] Hiemstra C., and J.D. Jones., Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation [J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1994, 54(5), 1639-1664.
- [5] Campbell John Y., Sanford J. Crossman and Jiang Wang, Trading Volume and Serial correlation in Stock Returns [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1993, November, 905-939.
- [6] Hendrik Bessembinder and Paul J. Seguin, Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets [J]. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28(1):21-39
- [7] Lamoureux C., and W. Lastrapes, Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects [J]. *Journal of Finance*, 1990, 45:221-229
- [8] Robert T. Daigler and Marilyn K., The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation [J]. *The Journal of Finance*, 1999, 54(6):2297-2316
- [9] Schwert G.W. and P.J. Seguin, Heteroskedasticity in Stock Return [J]. *Journal of Finance*, 1989, 45:1129-1156
- [10] Goyal A, Ivo W, Predicting the Equity Premium, UCLA Working Paper, 1999
- [11] Fama, E.F., K.R. French. Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies [J]. *Journal of Finance*, 1996, (56):55-84.
- [12] Campbell J.Y., Grossman S.J., Wang J., Trading Volume and Serial Correlation in stock returns Quarterly [J]. *Journal of Economics*, 1993, 10:905-939.

- [13]Engle,R.F.,Kroner,K.F,Multivariate simultaneous generalized ARCH [J].Econometric Theory, 1995,2:122-150
- [14]Banz R W.The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks [J].Journal of Financial Economics,1981,(9):3-18.
- [15]John Y.Campbell,Glen B.Taksler.Equity Volatility and Corporate Bond Yields [J].The Journal of Finance,2003,58(6):2321-2350
- [16]Clark P K.A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices [J].Econometrica,1973,41(J.):135-155.
- [17]Fama F E.Efficient Capital Markets:A Review of Theory and Empirical Work [J]Journal of Finance,1970,25(5):383-417.
- [18]Victor Fang,Yee-Choon Lim,and Chien-Ting Lin.Volatility Transmissions Between Stock And Bond Markets:Evidence From Japan And The U.S.International [J].Journal of Information Technology,2006,12(6):121-128
- [19]陈怡玲、宋逢明.中国股市价格变动与交易量关系的实证研究 [J].管理科学学报, 2000(2):62-68.
- [20]王承炜、吴冲锋.A、B 股互自相关研究 [J].系统工程理论方法应用, 2001(4):265-268.
- [21]赵留彦、王一鸣.A、B 股之间的信息流动与波动溢出 [J].金融研究, 2003, (10): 37-52
- [22]华仁海、仲伟俊.对我国期货市场价量关系的实证分析[J].数量经济技术经济研究, 2000(6):119-121.
- [23]高铁梅.计量经济分析方法与建模 [M].北京:清华大学出版社, 2006:193-206.
- [24]吴文锋、刘太阳、吴冲锋.金融市场协同波动溢出分析及实证研究 [J].管理工程学报, 2007, 21 (3): 111-115
- [25]潘越、吴世农.中国股票市场信息流对股价波动的影响分析 [J].中国财物与会计研究, 2004(2):50-69
- [26]王杉、宋逢明.中国股票市场的简单量价关系模型 [J].管理科学学报, 2006(4):65-72.
- [27]王承炜、吴冲锋.A、B 股互自相关研究 [J].系统工程理论方法应用, 2001(4):265-268.

致谢

在论文完成之际，首先感谢我的导师郑振龙教授，从论文的选题，研究方法的设计以及论文的写作无不倾注着导师的心血。郑老师海纳百川的人格魅力，渊博的知识和严谨的治学态度给了我极大的帮助和影响。

感谢陪伴我的同窗好友们，他们的鼓励和帮助，给了我一次次前进的信心，与他们的欢声笑语和患难与共，都是我人生的财富。

最后要特别感谢我的父母，多年来是父母支持我，给我动力，催我奋进，我真诚地感谢父母。