The Impacts of Margin Trading on Rate of Return and Volatility in the Stock Market:

A Study using the SVAR Model and Panel Regressions

by

Wenqing Shi

A Dissertation Presented in Partial Fulfillment
of the Requirements for the Degree
Doctor of Business Administration

Approved March 2018 by the
Graduate Supervisory Committee:

Hongquan Zhu, Co-Chair
Hong Yan, Co-Chair
Nengjiu Ju

ARIZONA STATE UNIVERSITY

May 2018

融资对股价收益与波动的影响特征研究——基于 SVAR 模型与面板模型的实证分析

史文清

全球金融工商管理博士
学位论文

研究生管理委员会
于 2018 年 3 月批准：

严弘， 联席主席
朱洪泉， 联席主席
巨能久

亚利桑那州立大学

二零一八年五月

ABSTRACT

Although margin trading has significant impacts on the stock market, extant research has mainly focused on its effect on stock price volatility and has rarely examined its influence on the rate of returns. In addition, little systematic research has examined the differential effects of margin trading under different circumstances. This thesis examines the effects of margin trading in bull market, bear market, balanced market and among stocks included in main board, SMEs(small and medium-sized enterprises) board, GEM(growth enterprises board), as well as large-cap and small-cap in China. I further studied the long-, medium-, and short-term influences of margin trading on the volatility of stock price, return rate, and liquidity of the market by both using the SVAR model and conducting panel data analyses.

The findings show that: a)Volatility. Margin trading can effectively curtail the medium- and short-term volatility of the share price under any market condition but has no prominent influence on long-term volatility. b)Profitability. Margin trading enhances profitability in the bull market with an apparent leverage effect while having no significant effects on short-term profitability in the balanced market and the bear market. c) Individual shares with different attributes. The influences of margin trading on the large-cap and small-cap shares, shares with high vs. low PE ratio, shares included in the main board and SMEs stocks vary in different types of market. d) Liquidity. The

influences of margin trading on the fluidity of market are significantly different in the bull, bear, and balanced markets.

Finally, I set up a new trading strategy based on the above conclusions. The result from hypothetical trading demonstrates that the newly-created trading strategy works better than the long-term holding strategy, highlighting the practical implications of this thesis in addition to its implications for research

摘要

虽然融资对股市有显著影响，目前的研究集中探讨其对股价波动的作用，而很少涉及其对收益率的影响。另外，现有研究没有系统探讨融资对股市的影响在不同情形下会有何不同。本论文按照牛市、熊市、平衡市，主板、中小板、创业板，以及大盘、小盘等分类，用自回归模型（SVAR 模型）与面板数据模型对融资对于中国股市股价的波动性、收益性、流动性的长期、中期、短期的影响进行了实证研究。

论文研究表明：1）对于波动率。在任何市场环境下，融资均能有效地减小股价的中短期波动，而长期影响不显著；2）对于收益率。融资在牛市中起到助涨的作用，杠杆效应明显；对于平衡市与熊市，融资的短期助涨特性无法持续。3）不同属性个股。大盘股与小盘股、高市盈率与低市盈率、主板个股与中小创个股，在不同市场阶段融资影响表现不同。4）对于流动性。在牛市、熊市、均衡市下，融资对于流动性的影响也显著不同。

最后，根据以上结论，论文构建了一个交易策略，回测表明，其表现好于长持策略，说明论文不仅有理论意义也具有实用价值。

目录

页码

表格列表.....vii

图表列表.....viii

章节

一、绪论.....1

1.1 引言.....1

1.2 融资融券对股票市场影响研究综述.....3

1.3 已有研究的不适用性与局限性.....6

1.3.1 已有研究的不适用性.....6

1.3.2 已有研究的局限性.....8

1.4 论文创新与主要研究内容.....9

1.4.1 论文创新.....9

1.4.2 主要研究内容.....10

二、指标选取与模型初步.....12

2.1 分期限指标选取.....12

2.2 市场影响 SVAR 模型与个股影响面板模型.....13

三、融资对于股市收益与波动影响的理论机制.....14

3.1 融资对于股市收益影响的理论机制.....14

章节 页码

3.2 融资对于股市波动影响的理论机制 16

四、实证检验I：融资对股市收益波动的影响情况——基于 SVAR 模型 17

4.1 结构向量自回归模型（SVAR）简述 17

4.2 SVAR 模型实施 18

4.2.1 牛市背景下影响关系 18

4.2.2 熊市背景下影响关系 23

4.2.3 平衡市下影响关系 28

4.3 小结 33

五、实证检验II：融资对个股收益波动的影响情况——基于面板模型 34

5.1 多元回归模型简述 34

5.2 主板市场实证分析 35

5.2.1 牛市背景实证分析 35

5.2.2 熊市背景实证分析 40

5.2.3 平衡市背景实证分析 42

5.2.4 小结 43

5.3 中小板、创业板市场实证分析 43

5.3.1 牛市背景实证分析 43

5.3.2 熊市背景实证分析 45

章节 页码

5.3.3 平衡市背景实证分析 46

5.3.4 小结 46

5.4 延伸研究——高低股权集中度个股在融资对收益波动影响上的差异性 46

六、实证检验III：融资对市场流动性的影响情况——基于 SVAR 模型 50

6.1 变量选取与模型 50

6.2 牛市背景下 SVAR 模型结果 57

6.3 熊市背景下 SVAR 模型结果 60

6.4 平衡市背景下 SVAR 模型结 62

6.5 融资余额对股市流动性、波动性与收益性影响的潜在关系探讨 64

七、相应投资策略制定与回测 66

八、总结 70

参考文献 71

表格列表

表格 页码

1: 中美股市差异 6

2：时间序列数据平稳性检验 18

3： 高低市盈率面板模型结果（牛市） 39

4： 大、小盘股面板模型结果（熊市） 40

5： 高低市盈率面板模型结果（熊市） 41

6： 大、小盘股面板模型结果（平衡市） 42

7： 高低市盈率面板模型结果 42

8: 中小板、创业板面板模型结果（牛市） 44

9：中小板、创业板面板模型结果（熊市） 45

10： 中小板、创业板面板模型结果（平衡市） 46

11： 高低股权集中度面板模型结果（牛市） 47

12： 高低股权集中度面板模型结果（熊市） 48

13： 高低股权集中度面板模型结果（平衡市） 48

14： 时间序列数据平稳性检验 51

15：融资余额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计 52

16：融资买入额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计 54

17：融资卖出额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计 56

图表列表

图表 页码

1 融资融券与股市波动关系的三种研究结论 5

2 论文大致框架 11

3 研究数据所选的不同股市时间区间 12

4 融资对于股市收益率影响的理论机制 15

一、绪论

1.1 引言

世界范围内，证券市场发展多年以来，形成了一整套较为完善的投资交易机制，其中，融资融券交易为广大投资者提供了杠杆交易的可能，是一种较为重要、不可或缺的投资交易方式。所谓融资，指的是投资者向证券公司或第三方缴纳一定比例的保证金，从而获得证券公司或第三方提供的较大数额资金用于购买证券的一种投资方式；而所谓融券，是指投资者向证券公司或第三方同样缴纳一定比例的保证金，获得证券公司或第三方提供的证券并卖出的一种交易方式。在国外较为成熟的证券市场中，融资融券均是非常重要的一种投资手段，是一种较为成熟的交易制度。

2010 年 3 月 31 日起，我国逐步开放了融资融券。而在开放融资融券之前，证券市场（尤其是股票市场）缺乏杠杆投资的手段，做空投资的机制更是匮乏，融资融券无疑为我国的证券市场的交易机制提供了重要补充。

显然，融资融券的开放使得我国资本市场的杠杆交易限制解除，同时增加了卖空机制，使得在熊市中投资者也可以通过卖空获利。但是，加入杠杆交易并增加卖空机制是否会使得整个资本市场的波动变大在学术界一直存在争议。一些学者认为两融交易机制的引入会增加股市整体的波动与震荡，而另一些学者则认为两融交易与股市的波动无关抑或存在平抑股市波动的作用。如此的结论分歧也导致了融资融券业务的是否应当受到适当监管成为一个较为复杂的问题。

比较重要的一点是，国内融资规模与融券规模存在巨大差距，国内主要以融资为主。主要原因一个是融券的标的证券是有种类之分，而融资的标的是现金，没有种类之分；另一个原因在于，融资融券的中间商证券公司手头掌握的证券资源有限，比如一些上市公司的大股东并不愿意将自己手中的股票用于融资融券业务，导致证券公司能得到的股票较少，无法提供给融券需求方。那么相比于国外成熟市场，我国的股票市场融资规模占据主导，融券业务虽然存在，但是对于股市的影响则非常小。所以，本文基于中国国情，主要专注于对融资影响的研究。

中国股票市场与国外成熟市场显著的区别有三，一、我国股市是散户交易占比高，而散户不具备专业机构的信息收集、分析估值等能力，往往跟风交易，他们主要依赖的是技术分析，如 MACD、KDJ 等技术指标。二、我国股票市场是订单驱动市场，有别于美国的做市商、订单驱动、专家报价的混合型价格形成机制。三、我国股票市场换手率远远高于其它股票市场。

这三大区别导致，国外成熟市场表现为估值驱动。因为，当机构短期大量买入、卖出股票会面临流动性约束，故必须以公司估值为基础；相反地，中国股票市场表现为交易驱动，或者说是流动性驱动。当机构、大户短期大量买入、卖出公司股票时，会导致股价涨跌或者波动，从而可以通过造市获益。

同时，由于相对于大市值股票，小市值股票的可操纵性更强。在股票流动性、波动性、收益性的表现上也会产生差别。

融资交易作为一种杠杆交易，风险要大于非融资交易，为了保护投资者，监管部门规定了一定的资金规模，参与股票市场的时间等。也就是说，融资交易是专属于机构与大户的投资工具。这就使得融资交易与股票的流动性、波动性、收益性之间产生了密切，而又机制不明的关系。也因此，融资对于不同的市场阶段，牛市、熊市、平衡市，大市值、中市值、小市值个股的影响机制的影响也是不明确的。

由于对于这些机制的研究需要各种难以获得的数据。而能够获得的数据则是融资数额、股票价格等显性数据。故，本文希望基于中国股票市场数据，通过统计模型工具，分析融资在牛、熊与平衡市下对于市场整体及不同特性个股的收益性与波动性的影响，进而根据研究结论制定出相应的投资策略，来验证其有效性。

1.2 融资融券对股票市场影响研究综述

目前国内外对于融资融券机制的研究已较为深入，然而在研究对象上，多为国外证券市场，即使是国内的许多研究，也将目光放在了香港、台湾市场，这与国内较晚开放融资融券也有一定关系。纵观各类研究，国内外就融资融券对于股市影响，特别是波动性特征的影响的研究结论仍旧存在一些差异。

总结国内外文献结论，融资融券对于股票波动性的影响主要分为三种观点。

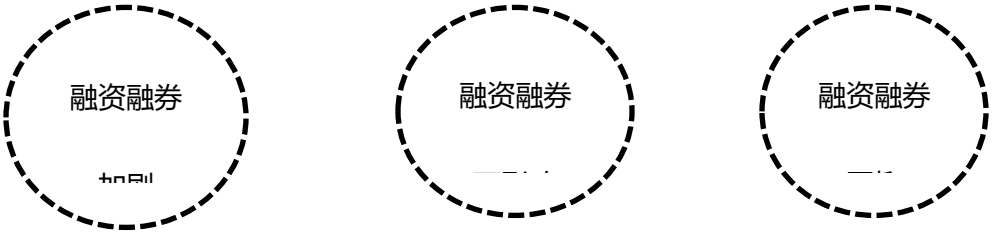
第一种观点认为，融资融券会影响股票市场稳定，加剧股票市场波动。Conrad（1994）就融券卖空交易进行研究，同时构建两种模型，分别为“信息公开”与“信息不公开”模型，其研究结果表明，在公开信息的情况下，融券卖空交易与股价下跌成正比，而在不公开信息的情况下，融券卖空交易对价格下跌的影响更大。Henry and McKenzie（2006）、Chang.et

al（2007）以 1992 年-2003 年香港股票市场的日数据为研究对象，发现在允许卖空交易的情况下，股市波动性显著增加。可以看到，得出融资融券增加股票波动结论的研究集中于国外，至今未有对国内股市的研究，另外，国外侧重于融券卖空的研究，对于融资做多的研究较为匮乏，然而国内市场则以融资做多为主。故，融资融券增加股票市场波动的结论对于我国股市的适用性有待商榷。

第二种观点认为融资融券对股市波动没有影响，反而可以增强股市稳定性。Charoenrook and Daouk（2005）对全球 111 个股票市场自 1969 年 12 月至 2002 年 12 月的数据的研究、Bris.et al（2007）对全球 46 个股票市场 1990-2001 年的周数据的研究以及陈淼鑫和郑振龙（2008b）对全球 37 个股票市场的研究，都认为放开融资融券限制不会加大市场的波动性。其中，Charoenrook and Daouk（2005）和 Bris.et al（2007）还发现融券卖空交易可以显著降低市场的波动性。廖士光和杨朝军（2005b）以香港股票市场为研究对象，分别运用协整检验和 Granger 因果检验、事件研究法、GARCH 模型进行实证研究，发现融券卖空机制的存在并不会加剧证券市场的波动，反而会使证券市场波动率有所降低。

第三种观点认为融资融券与股票市场波动性之间不存在关联性。King 等（1993）的实验结果表明，融资融券对股市的稳定作用不显著，同时与股价的泡沫形成也不存在显著联系。Kraus and Rubin（2003）建立了一个理论模型来阐述融券卖空限制放松与融资杠杆比率放松对股价收益波动性的影响均不显著。Battalio and Schultz（2006）针对纳斯达克交易所 1999-2000 年的网络股泡沫，使用高频数据分析得出限制融资融券对网络股的价格或

者网络泡沫没有显著影响。唐艳（2012）利用 VAR 模型、协整分析及脉冲响应等方法，对我国股票市场融资融券试点运行以来的交易情况进行实证检验，发现融资交易和融券交易都与股市波动协整，且融券卖空对指数波动的影响要大于融资交易，同时实证结果表明融资融券对股市波动的整体贡献很小，股市波动更多源于外在因素及自身的惯性影响。



图表 1 融资融券与股市波动关系的三种研究结论

总的来说，已有研究基本围绕融资融券对于股市波动的影响而展开，而在融资融券对于股市收益率上的影响较少涉及，同时应当注意到我国股市与国外或者香港、台湾的股市存在一些根本上的差异，许多研究结论对于我国股市不具有参考性。；另外，应当注意到，大部分的研究均处于宏观层面，并未对于个股进行较为细致的微观探讨。

之所以融资融券对股票市场的影响没有定论，根本上是因为不同市场条件下所诱发的参与者交易行为不同。

融资融券能够平抑股市的波动性基本上是基于机构投资者主导估值驱动的股票市场，此种情况下，机构投资者采取低估融资买入，高估融券卖出。融资融券是稳定性投机行为，自然有利于股价稳定，平抑波动。

融资融券放大波动，要么是市场处于一种恐慌时期或者市场大幅下跌时期，基于控制风险的需要进行趋势性交易，要么融资融券的交易者有进行趋势性交易的偏好。从而，融资融券放大了市场波动。

融资融券与市场波动没有关联性。有可能以上两种力量相互抵消，也可能是选取的波动性度量的时间长短不太恰当，或者是融资融券的数量达不到相应的阈值，又或者市场对于融资融券的信号意义不太敏感。

这些机制往往是稍纵即逝的群体性倾向，非常难以把握。所以，融资融券对于股市的影响缺乏令人信服的结论就不难理解了。

1.3 已有研究的不适用性与局限性

1.3.1 已有研究的不适用性

正如上一节所说，由于中国股市的一些自有特性，基于国外股票市场的研究结论对于我国股市不具有适用性。以较为典型的美国股市作为对比，我们可以发现存在许多的显著差异（数据来源：WIND 资讯）。

表格 1: 中美股市差异

	美国	中国
市场制度	资本利得税	无
参与者	机构占 90%	散户占 80%
市场特征I	换手率年 60%	换手率 200%+
市场特征II	融资融券基本平衡	融资远远大于融券
股价驱动	基本面驱动	交易驱动

在市场制度方面，我国与美国股市最根本的差异在于资本利得税的有无；在参与者方面，我国股市投资者以散户为主，美国股市以机构投资者为主；在市场特征方面，我国股市换手率较高，美国股市换手率较低，同时我国股市融资规模远远大于融券规模，而在美国股市，两者趋于平衡；在股价驱动方面，我国股市表现为以交易驱动，美国股市表现为以基本面驱动。

由于以上一些显著的差异，导致许多基于国外市场的融资融券研究结论对于我国股市不适用。就融资融券对于股市收益波动的影响，我国股市可能存在其独特性。

对于机构投资者占主体的海外成熟市场，一般把股票的波动性、收益性作为股票本身的内在特性，与交易行为的关联度不大。

股票流动性是关注到股票交易行为的一个概念，一些关于流动性的定义甚至与波动性具有某种同构性特征。Keynes(1930)将流动性定义为“市场价格未来的波动性”，O’Hara（1995）将流动性定义为“流动性即一定时间内完成交易所需要的成本”。关于流动性，被广泛接受的理论是股票流动性可以由宽度、深度、及时性三个度量来量度。Amihud（2002）给出了一个非流动性带来股票收益的经验验证。这就说明，即使在成熟市场流动性也会导致股票的波动性与收益性。

由于中国股市与海外成熟股市差异巨大，交易行为影响股票流动性的方式理应不同，而流动性对波动性与收益性的影响将会更大。

杨朝军（2008）用基于指令簿的马尔科夫链模型建立了中国股票市场流动性的理论并进行了相关实证。这些结论隐含了中国股票市场由流动性驱动波动性与收益性。但对于不

同市场阶段、不同个股的实证研究并未见相关实证研究，已有的研究都是将市场作为一个整体进行研究。

本文的假设是，在不同的市场阶段，不同的个股在参与者的交易行为驱动下，融资行为会导致非流动性的变化，导致股票的波动性与收益性呈现复杂的特征。而这种特征又是具有某种统计稳定性，可以作为构建交易策略的依据。

1.3.2 已有研究的局限性

除了由于市场制度的本质差异导致的研究结论的不适用性，纵观国内外对于融资融券的各类研究，可以发现还存在许多局限性：

1. 就融资融券对于股票收益率影响情况的研究较少。
2. 没有考虑到我国股市融资规模与融券规模的不对称性，就我国股市而言，应以研究融资为主。
3. 没有考虑到股市在牛市、熊市与平衡市三种不同时期所表现出的收益波动情况的差异。
4. 波动性指标没有区分期限长短（短期、中期和长期）。而对于股市而言，短期情况与长期情况往往存在差异，不能一概而论。
5. 基本为宏观研究，研究对象主要为整个市场，没有考虑到不同种类个股之间的一些个性化特点。

1.4 论文创新与主要研究内容

1.4.1 论文创新

基于上一节中指出的国内外对于融资融券与股市关系研究的一些不适用性与局限性，本文在具体研究实施中将做到如下几点创新：

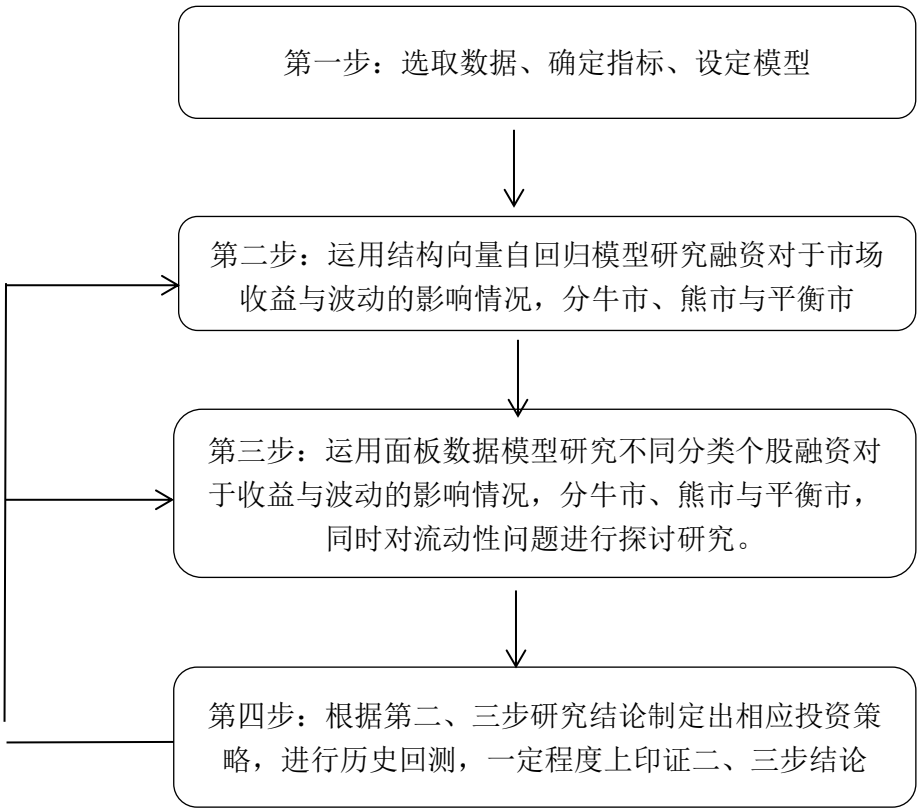
1. 所有研究数据均选自中国股市，数据本身就是中国股市自身特性的一种体现。
2. 除却研究融资对于股价波动的影响之外，增加对于股价收益率的影响。
3. 直接针对融资对股市价格的影响进行研究，放弃对规模极小的融券的研究（规模极小，研究结论就存在偏误性）。
4. 将样本数据分为牛市、熊市与平衡市三个股市区间，揭示不同股市周期下融资对于股市的影响情况。
5. 将波动性指标分为短期波动指标（30 日）、中期波动指标（90 日）与长期波动指标（250 日）分别进行研究。
6. 将研究标的分为大盘股/小盘股、高市盈率股/低市盈率股和主板股/创业板股等分别进行研究，从而揭示不同类个股在融资对股价收益与波动影响上的差异性，使得研究更微观与细致。

总体而言，本文的所有创新点主要增强了研究的实证性、全面性与“中国性”。在实证性方面，对于广大的证券投资者而言，股价的收益永远都是非常重要的关注点，故在波动性之外增加了收益率进行研究； 在全面性方面，不同股市周期，不同分类个股由于自身特性的缘故，在融资对于收益与波动的影响上也存在机制上的差异，而原有研究多集中于宏观

层面，那么对于微观机制差异上的刻画则在一定程度上强化了股市融资机制相关研究的全面性；在“中国性”方面，应当注意到中国股市融券规模与融资规模的巨大差距，在中国股市占据主导的是融资，所以研究中直接主要关注融资对股市收益与波动的影响，使研究结论也与中国市场所契合，否则如果使用同样的研究方法与模型去研究融券，将融资融券“一概而论”，很可能在融券结论上出现偏差。

1.4.2 主要研究内容

本文研究主要包括市场研究与个股研究，在市场研究中，主要使用结构向量自回归模型研究融资对于市场整体收益与波动的影响情况；在个股研究中，主要使用面板数据模型研究融资对于个股收益与波动的影响情况。在研究中，本文还将股市周期分为牛市、熊市与平衡市三个阶段加以区分研究。在得出研究结论后，本文将基于结论制定出我国股市的投资策略并进行历史回测，赋予研究一定的实证性，同时一定程度上印证研究结论。


第一步：选取数据、确定指标、设定模型
第二步：运用结构向量自回归模型研究融资对于市场收益与波动的影响情况，分牛市、熊市与平衡市
第三步：运用面板数据模型研究不同分类个股融资对于收益与波动的影响情况，分牛市、熊市与平衡市，同时对流动性问题进行探讨研究。
第四步：根据第二、三步研究结论制定出相应投资策略，进行历史回测，一定程度上印证二、三步结论

图表 2 论文大致框架

二、指标选取与模型初步

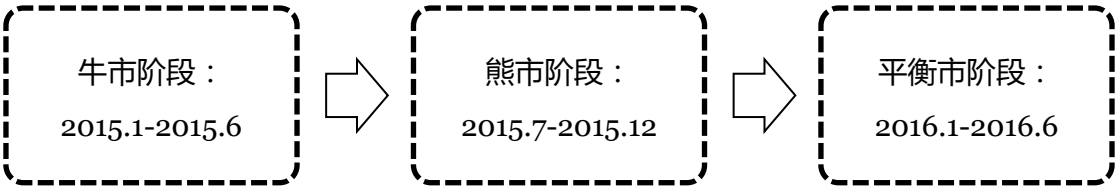
2.1 分期限指标选取

从市场整体入手，选取沪深 300 指数，这是因为沪深 300 指数所含股票涵盖了沪深两市各个行业重要股票的股价信息，能较好地反映市场整体走势。

从个股角度，则采用随机抽样的方法选取沪深两市主板中 100 支融资融券标的股的股价作为研究数据。其中 50 支为大盘股，50 支小盘股（或者 50 支高市盈率股，50 支低市盈率股，又或者根据其他指标分类）。从板块对比来看，按照同样方法在主板与创业板中选取个股价格数据。

获取指数数据与股价数据后（数据来源 WIND 资讯），直接可以得到收益率指标 r 。此外，在波动指标的选取上，使用指数或股价 30 日移动标准差（σ_{30}）、90 日移动标准差（σ_{90}）与 250 日移动标准差（σ_{250}）分别作为短期波动指标、中期波动指标与长期波动指标。

本文选取数据的时间区间为 2015 年 1 月至 2016 年 6 月，其中 2015 年 1 月至 6 月为牛市阶段，2015 年 7 月至 12 月为熊市阶段，2016 年 1 月至 2016 年 6 月为平衡



图表 3 研究数据所选的不同股市时间区间

2.2 市场影响 SVAR 模型与个股影响面板模型

本文研究主要分为市场宏观分析与个股微观分析两部分，市场宏观分析部分主要采用结构向量自回归模型（svar）分析融资对于市场收益与波动的影响。

$$\begin{cases} A_t = a_0 + a_1 A_{t-1} + b_1 B_t + b_2 B_{t-1} + \varepsilon_t \\ B_t = \overline{a_0} + \overline{a_1} A_t + \overline{a_2} A_{t-1} + \overline{b_1} B_{t-1} + \varepsilon_t' \end{cases} \quad \cdots\cdots(1)$$

公式（1）为融资对于市场指数影响的 svar 模型，其中，A表示收益率或者波动性，B表示融资余额或者其变动，这里假定时间序列滞后一阶，当然具体的滞后阶数要视数据模型而定。这里采用 svar 模型主要考虑到当期融资余额与当期股市收益率或波动存在内在的结构性特征，而这种内在结构关系隐藏于普通的 var 模型的残差项中，只有使用 svar 模型才能更加深入的揭示各变量之间的动态关系。

对于个股微观分析部分，则采用普通的面板数据模型，主要比较不同类别个股之间的其多元回归系数的异同。

$$A_{i,t} = a_i + a_{i,1} A_{i,t-1} + b_{i,1} B_{i,t} + b_{i,2} B_{i,t-1} + \beta_t \mu_t + \varepsilon_{i,t} \cdots\cdots(2)$$

公式（2）为融资对于个股收益波动影响的面板数据模型，其中，A表示个股收益率或者波动，B表示个股融资额或者其变动，μ表示市场收益率与波动，时间序列在这里假定滞后一阶，实际视数据模型而定。

在面板模型得出每种分类的系数平均值后，按照大盘、小盘，融资融券标的股与非标的股，主板与创业板，对系数进行比较，得出差异。

三、融资对于股市收益与波动影响的理论机制

在具体模型研究实施前，通过对于以往诸多研究文献的总结，可以提炼出关于融资对于股市收益与波动影响的理论机制，为滞后的模型研究与结论得出提供一定的理论支撑。

3.1 融资对于股市收益影响的理论机制

融资对于股市收益的影响，文献比较缺乏。但基于中国股票市场交易驱动，或者说是流动性驱动的特性，论文认为融资对于收益影响的机制是存在的。大量的观察发现我国一些成交活跃的股票长期维持高价格，成交不活跃的股票长期维持低价格，而与其基本面却不相关。这说明了，交易本身在塑造价格，也就是在塑造股票的收益率。

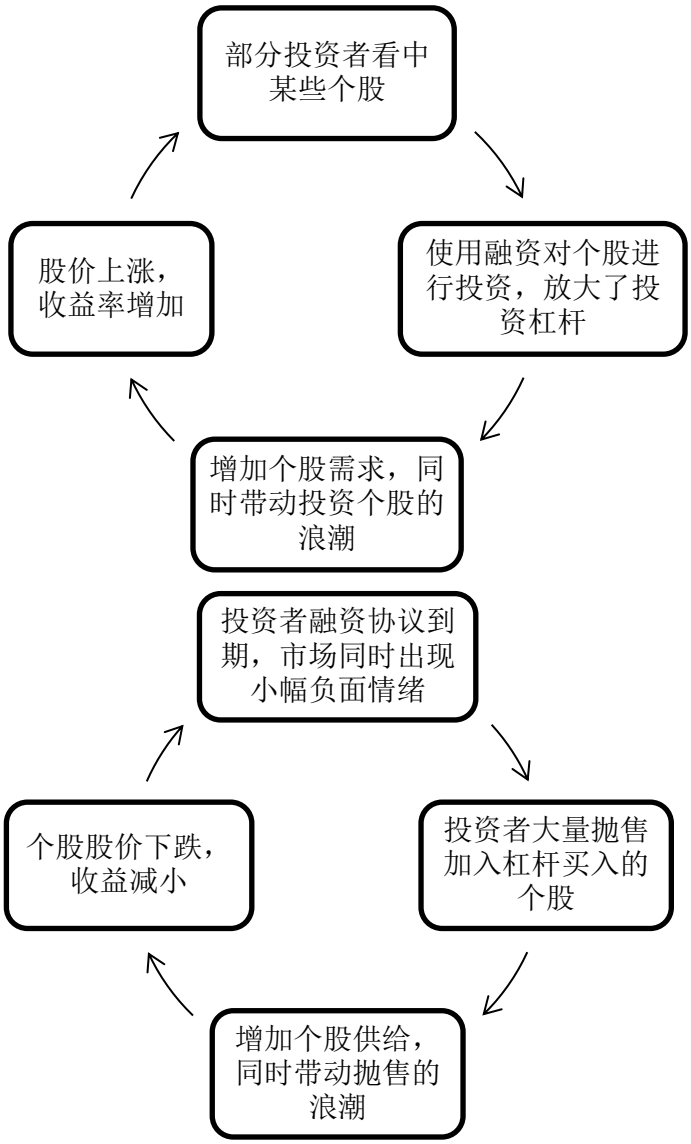
中国股票市场并不是所有股票都可以进行融资融券交易，只有部分股票是两融标的。融资标的股票与非融资标的股票相比，应该是增加了相对买入量。也就是说融资股票是可以加杠杆买入的，而非融资股票则不可以。这就是意味着相对于非融资标的股票，增加流动性与交易量。

因为融资交易是加杠杆投资行为，必然带来了波动风险的扩大。类似于融资对于波动的影响。论文认为，融资对股票的收益率也具有双重影响机制。

（1） 负反馈效应。杠杆投资者基于融资余额的观察，当融资余额较高时，担心杠杆风险较大，降低杠杆，卖出股票，导致股票价格下跌。当融资余额较低时，认为杠杆风险较小，加大杠杆，买入股票，导致股票价格上涨。

（2） 正反馈效应。杠杆投资者基于融资余额的观察，当融资余额上升时，认为股票有潜在的利好消息，加大杠杆买入股票，导致股票价格上涨。当融资余额下降时，担心公司有有不利信息，降低杠杆卖出股票，导致股票价格下跌。

将这两种效应，总结如下图：



图表 4 融资对于股市收益率影响的理论机制

3.2 融资对于股市波动影响的理论机制

正如上一节所述，融资其实就是一种杠杆交易形式，学术界对于这样一种杠杆交易形式对于股市波动的影响也一直存在争议，一些学者认为融资能够有效的减小个股的波动，而另一些学者则持相反的看法，这两种不同观点的理论机制如下。

融资减小个股波动的理论机制表现为：对于一些潜在被低估的个股，部分投资者可以借助融资的方式，使用杠杆放大自己的买入能力，增加个股的需求，推动个股股价的回归——从原来被低估的股价回到正常股价水平；对于一些潜在被高估与过高估值的个股，在一些较为狂热的投资情绪影响下，投资者借用杠杆进行放大买入的情况较多，而当融资到期时，这样的不理性逐渐回归，不理性投资者抛售该个股，同时带动卖出的浪潮，促使股价回归理性水平。综合而言，由于在促使股价从低谷与高估水平双向回归的影响，融资减小了股市波动。

融资增大个股波动的理论机制表现为：对于原本就被高估的个股，由于市场投资者情绪的哄抬，更多不理性的投资者将借助融资，加大杠杆买入，进一步增加高估个股的股价；一旦市场出现小幅的回落，或者投资者情绪一定程度的小计划，原本杠杆买入的非理性投资者则会大量抛售个股，原本被高估的个股将在短时间内股价暴跌，最终表现为融资增加了股市的波动性。

总的来说，虽然对于融资是否影响股市收益与波动的问题一直没有定论，然而不管是何种观点，学术界对于任意一种观点的理论机制还是有一个较为统一的结论的。

四、实证检验I：融资对股市收益波动的影响情况——基于 SVAR 模型

4.1 结构向量自回归模型（SVAR）简述

在研究各变量之间的动态影响关系时，向量自回归模型（VAR）与结构向量自回归模型（SVAR）是较为常用的统计工具。两者之间的主要区别在于：是否考虑到同期各变量之间的影响。以股市收益率与市场融资余额为例，如果是普通的 VAR 模型，则在模型中主要考察过去几天市场融资余额变化对于今天股市收益率的影响，而没有考虑到今天市场融资余额的变化对今天股市收益率的影响。反观 SVAR 模型，则在模型中加入了当期变量之间的影响，即考虑到了今天市场融资余额变化对于今天股市收益率的影响。

$$\Gamma_0 Y_t = \delta + \Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_2 Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_p Y_{t-p} + u_t \quad (3)$$

公式（3）为滞后p阶的 SVAR 模型，其中Y_t为 n 个研究变量组成的向量，Y_{t-p}为期滞后 P 阶的向量，δ为常数向量，u_t为随机误差向量。$\Gamma_0, \Gamma_1, \ldots, \Gamma_p$均为系数矩阵。

可以看出，当公式（3）中的系数矩阵Γ_0可逆时，公式三可变型为公式（4）。

$$Y_t = \Gamma_0^{-1}\delta + \Gamma_0^{-1}\Gamma_1 Y_{t-1} + \Gamma_0^{-1}\Gamma_2 Y_{t-2} + \cdots + \Gamma_0^{-1}\Gamma_p Y_{t-p} + \Gamma_0^{-1} u_t \quad (4)$$

公式（4）即为普通的 VAR 模型，所以可以说 VAR 模型是 SVAR 模型的缩减形式。

就本文研究而言，融资余额与市场收益率之间是存在当期影响的可能性的，所以使用 SVAR 模型更为妥当。

4.2 SVAR 模型实施

本文选取 2015 年 1 月至 2016 年 6 月的沪深 300 指数日数据代表股票市场的整体走向，并将其分为三个阶段，2015 年 1 月至 6 月为牛市阶段，2015 年 7 月至 12 月为熊市阶段，2016 年 1 月至 6 月为平衡市阶段。由沪深 300 指数数据得出收益率数据R_t与波动数据$\sigma_{30,t}$ ，$\sigma_{90,t}$ ，$\sigma_{250,t}$(分别为 30 日、90 日、250 日移动平均标准差)。

首先对各时间数据进行平稳性检验，检验结果如表二。

表格 2：时间序列数据平稳性检验

	沪深 300 收益率	30 日移动标准差	90 日移动标准差	250 日移动标准差	市场融资余额
原数据	平稳	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳
一阶差分	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

在常规的平稳性检验（ADF TEST）中，收益率数据由于原本就是股价数据的一阶差分，所以本身就平稳，而波动数据与融资余额数据均不平稳，在一阶差分后平稳，故在模型中，收益率数据使用原数据，其他数据均使用一阶差分数据。

此外，还需根据信息准则对模型的滞后阶数进行判断，这里滞后阶数直接在模型中显示，不再一一说明。

4.2.1 牛市背景下影响关系

牛市阶段为 2015 年 1 月至 6 月，使用数据生成联合显著的 SVAR 模型如下（滞后阶数直接在模型中显示，不一一说明）：

（一）收益率--融资余额模型

$$\begin{cases} R_t = 0.0013041 + 0.1517R_{t-1} - 0.3555R_{t-2} + 3.201 \times 10^{-7}\Delta RZ_t + 6.06 \times 10^{-6}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +6.11 \times 10^{-6}\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = 23.5761 + 108.33R_t + 806.1164R_{t-1} + 223.9486R_{t-2} + 0.5397\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +0.1271\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值					
	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
R_t	0.0232	0.0432	0.0132	0.0342	0.0234
	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
ΔRZ_t	0.0177	0.0443	0.0654	0.0253	0.0265

（二）短期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \sigma_{30,\ t} = 0.000062 + 0.8502\sigma_{30,\ t-1} - 4.201 \times 10^{-7}\Delta RZ_t - 7.27 \times 10^{-6}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = 27.3366 + 128.33\sigma_{30,\ t} + 1426.925\sigma_{30,\ t-1} + 0.6559\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{30,t}$	0.0195	0.0176	0.0325
	$\sigma_{30,t}$	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0327	0.0541	0.0192

（三）中期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \sigma_{90,\ t} = -0.000051 + 0.9372\sigma_{90,\ t-1} - 7.201 \times 10^{-9}\Delta RZ_t - 5.4 \times 10^{-8}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = 28.276 + 2334.3\sigma_{90,\ t} + 6246.478\sigma_{90,\ t-1} + 0.646\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{90,t}$	0.0261	0.0103	0.0032
	$\sigma_{90,t}$	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0119	0.0187	0.0366

（四）长期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \Delta\sigma_{250,\ t} = 0.0000419 + 0.9342\Delta\sigma_{250,\ t-1} + 3.338\times10^{-9}\Delta RZ_t + 5.52\times10^{-8}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -9.27 + 7876.432\sigma_{250,\ t} + 31862.84\Delta\sigma_{250,\ t-1} + 0.5931\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{250,t}$	0.0023	0.0432	0.0319
	$\sigma_{250,t}$	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0127	0.0342	0.0014

其中R_t为指数计算出的收益率，RZ_t为股市总体融资余额，$\sigma_{30,\ t}$ $\sigma_{90,\ t}$ $\sigma_{250,\ t}$分别为沪深 300 指数 30 日移动平均标准差，90 日移动平均标准差与 250 日移动平均标准差。

以上模型的特征根均在单位圆内，模型系统均平稳，且系数均联合显著并无残差自相关。

根据以上 SVAR 模型得出相应的脉冲响应函数并作图如下：

图 1: 牛市背景下融资余额变化对收益率的影响

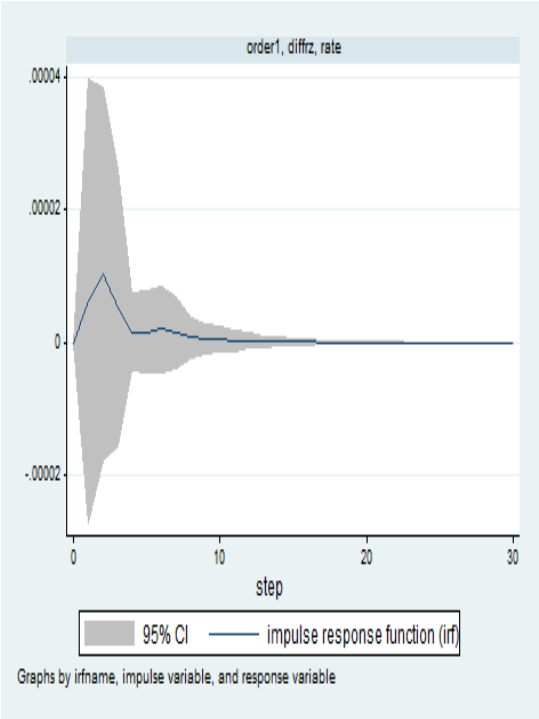


图 2: 牛市背景下融资余额变化对短期波动的影响

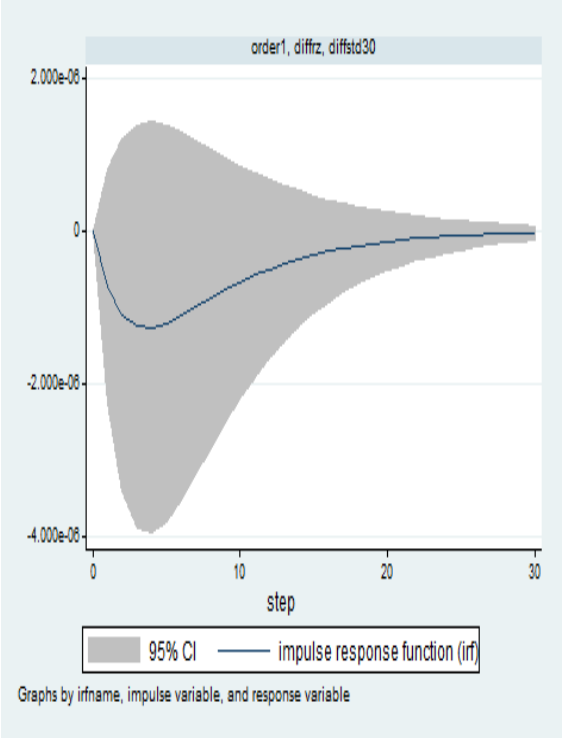


图 3: 牛市背景下融资余额变化对中期波动的影响

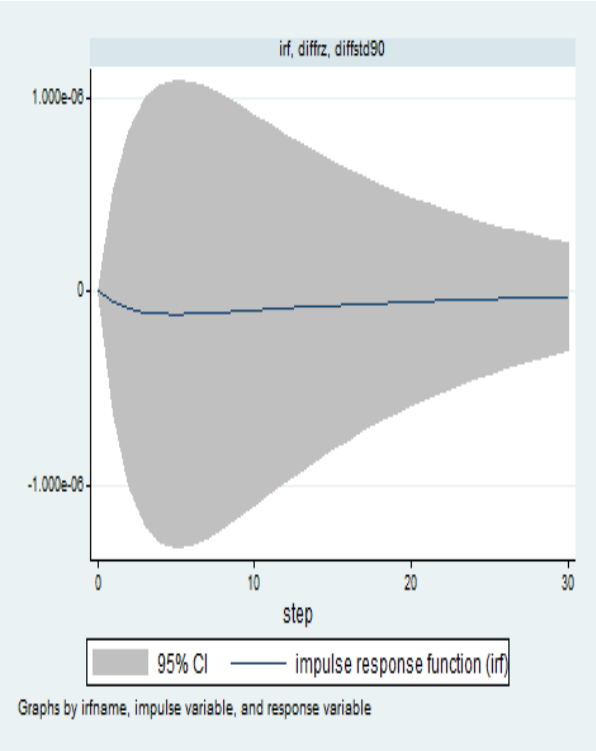
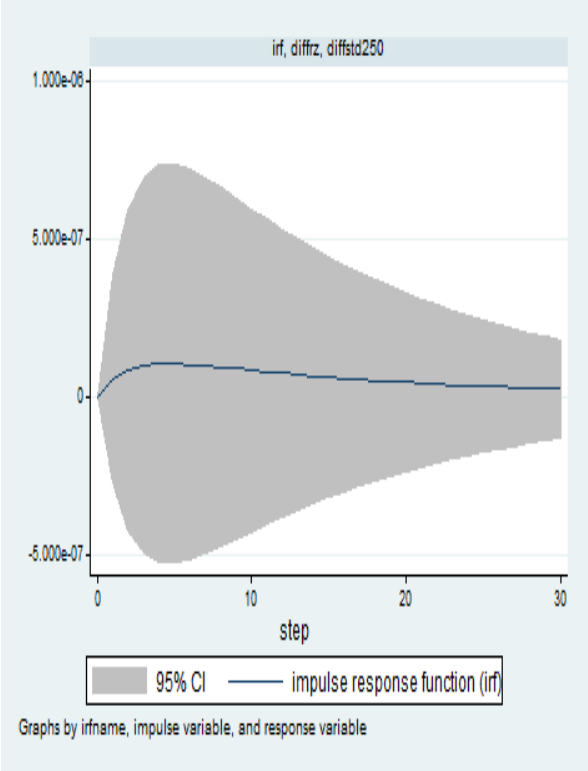


图 4: 牛市背景下融资余额变化对长期波动的影响



由上图可以看出，融资余额变化对于股市收益的影响在短期内（1 至 4 天内）有正向影响，但在四天后其影响消失，即融资余额变化的持续增长在短期内会导致股价收益率的上涨。简单来说，如果昨天融资余额上升了 1，今天融资余额上升了 2，则今天股票的收益率可能相较于昨天上涨，而如果今天的融资余额仍旧上升 1，那么融资余额变化维持原状，则今天的股票收益率可能与昨天相同。当然，这里对于收益的助涨效应较为轻微，或者说在显著性上表现较弱。

在图一中，我们比较融资余额变化对于短、中、长期波动的影响可以看出，融资余额变化对于短期波动有负向影响，即融资余额变化的持续上涨可以减小股市短期波动，但是对于中、长期波动而言影响较少。

总的来说，在牛市背景下，融资助长（效应较弱），并且减少短期波动。

4.2.2 熊市背景下影响关系

熊市阶段为 2015 年 7 月至 12 月，使用数据生成 SVAR 模型如下：

（一）收益率--融资余额模型

$$\begin{cases} R_t = -0.004399 + 0.8643R_{t-1} - 0.1163R_{t-2} + 0.0000123\Delta RZ_t + 0.0000162\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad -0.0000211\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -16.2591 + 101.433R_t + 621.4474R_{t-1} - 547.4169R_{t-2} + 0.6763\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +0.00417\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值					
	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
R_t	0.0352	0.0389	0.0276	0.0274	0.0438
	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
ΔRZ_t	0.0398	0.0296	0.0215	0.0371	0.0154

（二）短期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \sigma_{30,\ t} = -0.0001593 + 0.8327\sigma_{30,\ t-1} - 1.112 \times 10^{-7}\Delta RZ_t - 6.3 \times 10^{-7}\Delta RZ_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -23.775 + 31.2234\sigma_{30,\ t} - 7313.33\sigma_{30,\ t-1} + 0.6496\Delta RZ_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{30,t}$	0.0182	0.0322	0.0279
	$\sigma_{30,t}$	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0187	0.0444	0.0332

（三）中期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \Delta\sigma_{90,\ t} = -0.0000238 + 0.944\Delta\sigma_{90,\ t-1} - 9.342 \times 10^{-9}\Delta RZ_t - 1.08 \times 10^{-7}\Delta RZ_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -20.5576 + 23.344\Delta\sigma_{90,\ t} - 4117.478\Delta\sigma_{90,\ t-1} + 0.6915\Delta RZ_{t-1} + \varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{90,t}$	0.0053	0.0281	0.0462
	$\sigma_{90,t}$	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0265	0.0561	0.0434

（四）长期波动—融资余额模型

$$\begin{cases} \Delta\sigma_{250,\ t} = 0.0000168 + 1.008\Delta\sigma_{250,\ t-1} + 2.134\times10^{-9}\Delta RZ_t - 1.47\times10^{-8}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -12.03612 + 896.443\sigma_{250,\ t} + 4844.849\Delta\sigma_{250,\ t-1} + 0.6989\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad +\varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{250,t}$	0.0153	0.0565	0.0228
	$\sigma_{250,t}$	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0531	0.0269	0.028

以上模型的特征根均在单位圆内，模型系统均平稳，且系数均联合显著并无残差自相关。

根据以上 SVAR 模型得出相应的脉冲响应函数并作图如下：

图 5：熊市背景下融资余额变化对收益率的影响

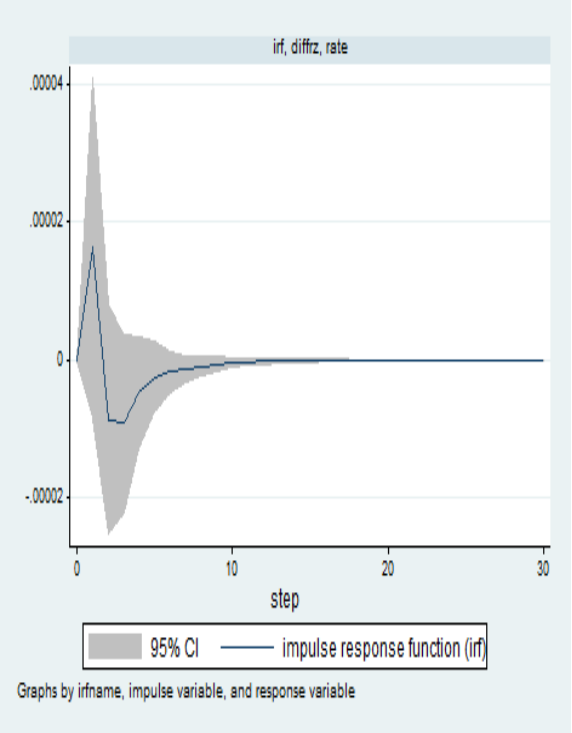


图 6： 熊市背景下融资余额变化对短期波动的影响

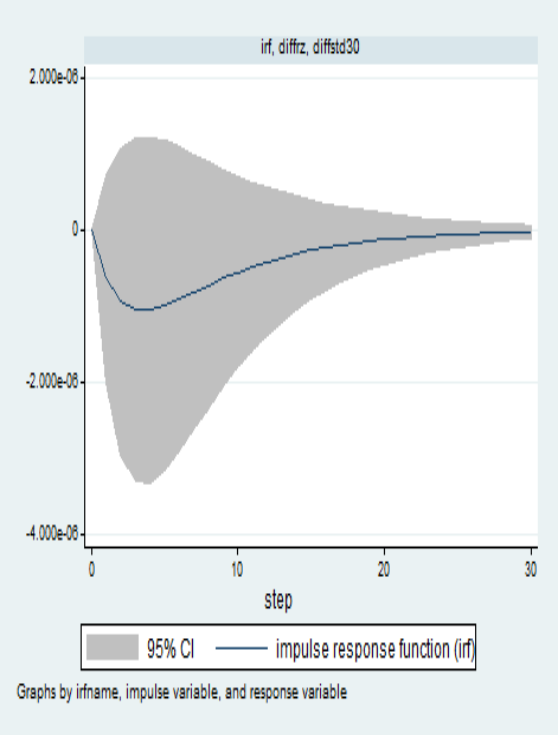


图 7：熊市背景下融资余额变化对中期波动的影响

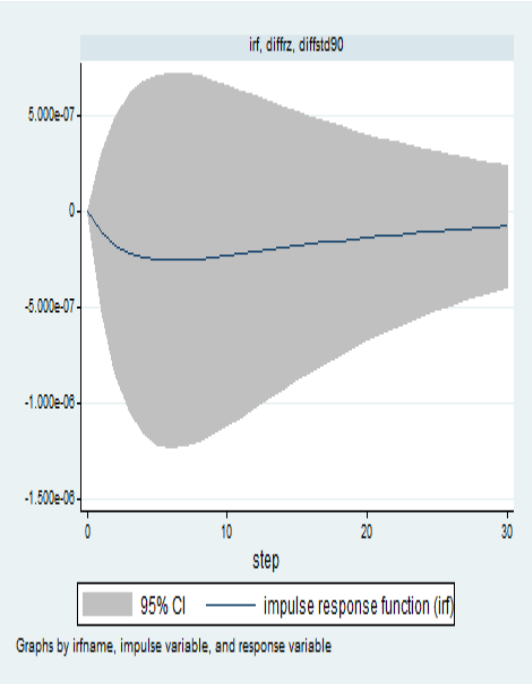
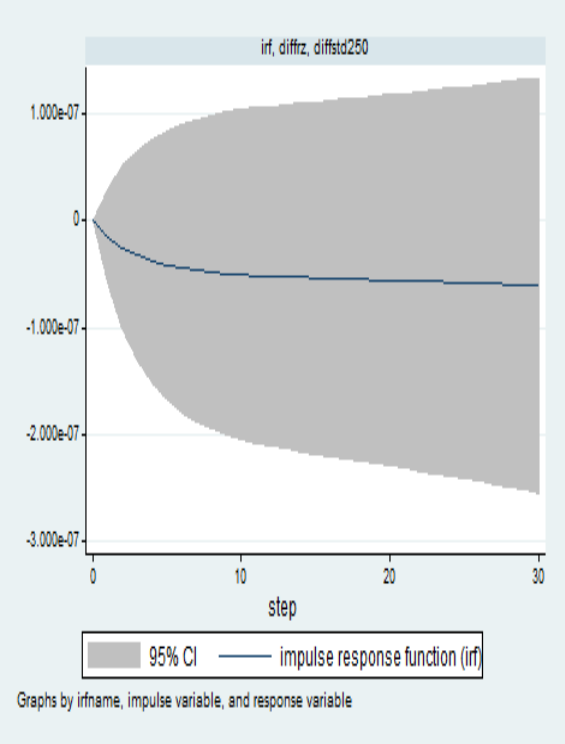


图 8：熊市背景下融资余额变化对长期波动的影响



从上图中可以看出，在熊市背景下，融资余额变化的增长在短期内显著提升股市收益率，但随后立刻下降并对收益产生副作用，随后影响消失。这种影响与牛市背景下的影响有所不同，牛市时融资确实助涨，但熊市时融资的影响更为复杂，为先助涨再助跌，且下跌幅度大于上涨幅度。这样的结果表明，融资余额短期的上涨确实可以促使股价收益率的上升，但是在熊市背景下，整个市场下行，融资的作用有限，即使能促涨，但这样的驱动力明显不足，也就是说，在熊市时，融资对于收益率的影响不显著。

就融资对于波动的影响而言， 与牛市结果类似，中、长期波动的表现比较平稳，融资余额变化依旧只对短期波动产生负影响，融资的增加减少了市场的短期波动。这与收益率的结果有所区别，无论是在牛市还是熊市，融资都可以有效减少短期波动。

4.2.3 平衡市下影响关系

平衡市阶段为 2016 年 1 月至 6 月，使用数据生成 SVAR 模型如下：

（一）收益率--融资余额模型

$$\begin{cases} R_t = -0.00022 + 0.3525R_{t-1} - 0.8732R_{t-2} + 0.0008932\Delta RZ_t + 0.0000234\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad -0.00003431\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -9.7023 + 89.4563R_t + 672.899R_{t-1} - 423.987R_{t-2} + 0.6669\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +0.00398\Delta RZ_{t-2} + \varepsilon_t \end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值					
	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
R_t	0.0101	0.0322	0.0328	0.0334	0.0199
	R_t	R_{t-1}	R_{t-2}	ΔRZ_{t-1}	ΔRZ_{t-2}
ΔRZ_t	0.0583	0.0364	0.0474	0.0325	0.0124

（二）短期波动—融资余额模型

$$\begin{cases}\sigma_{30,\ t} = 0.0002901 + 0.809\sigma_{30,\ t-1} - 9.862\times10^{-9}\Delta RZ_t - 5.34\times10^{-8}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = 13.923 + 56.4511\sigma_{30,\ t} - 6096.233\sigma_{30,\ t-1} + 0.6355\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t\end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{30,t}$	0.0053	0.0337	0.0285
	$\sigma_{30,t}$	$\sigma_{30,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.0493	0.0251	0.0166

（三）中期波动—融资余额模型

$$\begin{cases}\sigma_{90,\ t} = 0.0000458 + 0.784\sigma_{90,\ t-1} - 5.5556\times10^{-9}\Delta RZ_t - 1.8998\times10^{-7}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = -26.554 + 14.8932\sigma_{90,\ t} - 4443.321\sigma_{90,\ t-1} + 0.6995\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t\end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{90,t}$	0.0193	0.0466	0.0289
	$\sigma_{90,t}$	$\sigma_{90,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.06	0.0564	0.0176

（四）长期波动—融资余额模型

$$\begin{cases}\sigma_{250,\ t} = 0.0000188 + 2.138\sigma_{250,\ t-1} + 1.982\times10^{-9}\Delta RZ_t - 1.379\times10^{-8}\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t \\ \Delta RZ_t = 32.03612 + 197.343\sigma_{250,\ t} + 5773.239\sigma_{250,\ t-1} + 0.6999\Delta RZ_{t-1} \\ \qquad +\varepsilon_t\end{cases}$$

模型中自变量对应 P 值			
	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_t	ΔRZ_{t-1}
$\sigma_{250,t}$	0.0445	0.0258	0.012
	$\sigma_{250,t}$	$\sigma_{250,t-1}$	ΔRZ_{t-1}
ΔRZ_t	0.05	0.0407	0.005

以上模型的特征根均在单位圆内，模型系统均平稳，且系数均联合显著并无残差自相关。

根据以上 SVAR 模型得出相应的脉冲响应函数并作图如下：

图 9：平衡市背景下融资余额变化对收益率的影响

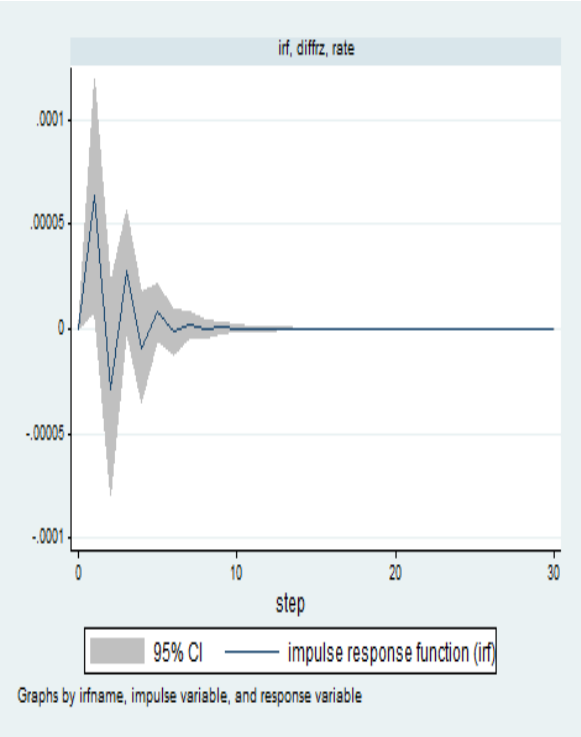


图 10：平衡市背景下融资余额变化对短期波动的影响

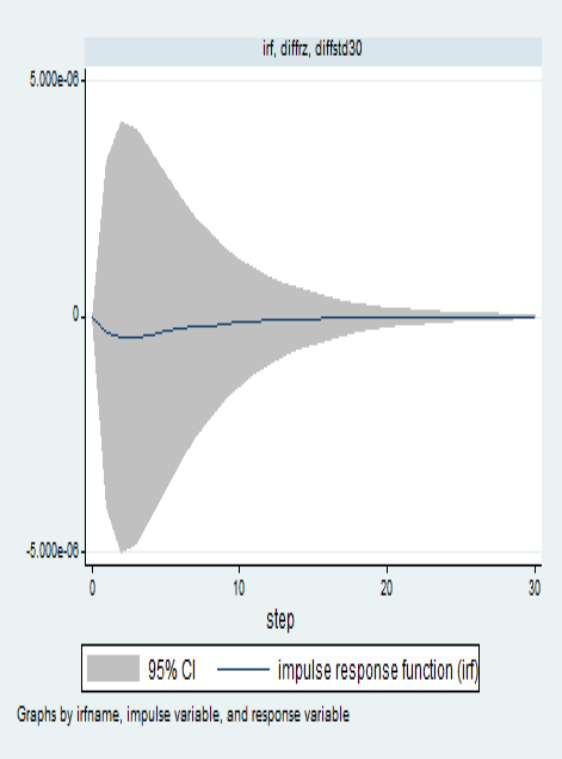


图 11：平衡市背景下融资余额变化对中期波动的影响

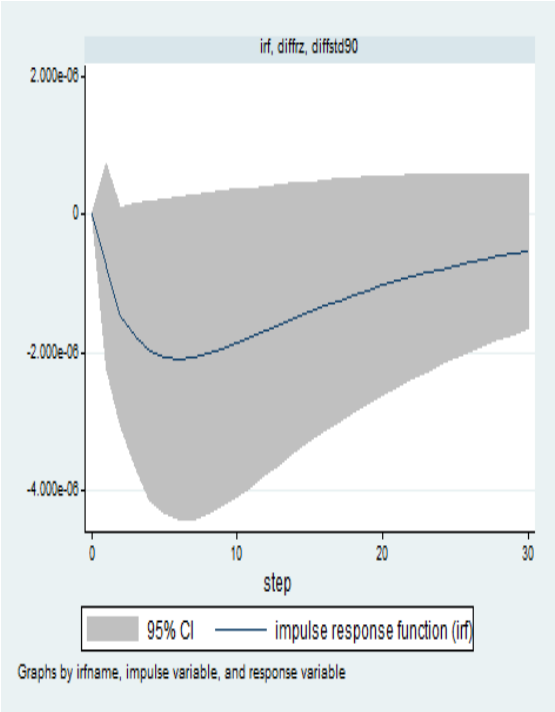
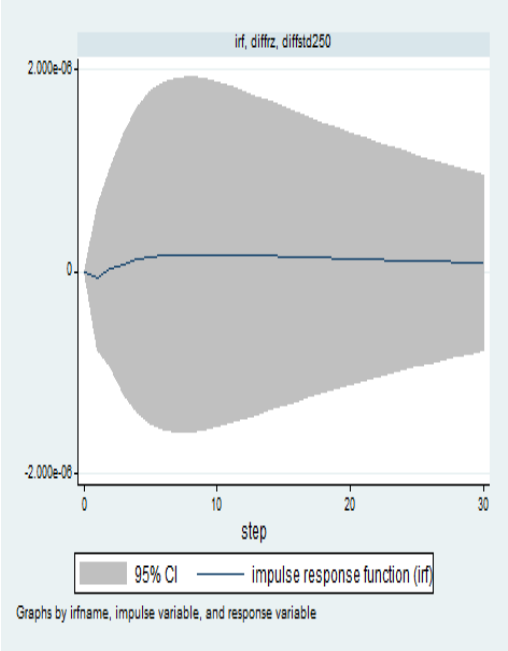


图 12：平衡市背景下融资余额变化对长期波动的影响



由上图看出，在平衡市情况下，无论是收益还是波动的情况又与牛、熊市背景下的情况不同。

就融资对于收益率的影响而言，融资余额变化的上涨使得股市收益率在短期内出现震荡，上涨下跌交替出现。故在平衡市状态下，融资对于股市收益在稍长时间期限内的影响不显著。值得注意的是，无论是牛市、熊市还平衡市，在融资余额变化上涨的冲击后，股市收益率均在 1 至 2 个交易日内出现上涨，只是在之后的几个交易日内表现出现差异：牛市保持上涨，熊市出现大幅下跌，平衡市忽而下跌忽而上涨，波动逐渐减小最后趋稳。

就融资对于短期、中期和长期波动的影响而言，平衡市的情况也不同。在平衡市背景下，融资余额变化的上涨冲击对于中期波动的影响最为显著：融资余额的上涨可以有效减小股市的中期波动，但是对于短期波动与长期波动的影响较少。

4.3 小结

以往研究主要关注与融资融券对于股市波动的影响，主要分为三种观点，分别认为融资融券加剧股市波动、融资融券减少股市波动与融资融券与股市波动无显著联系。但是应当注意到，在不同股市不同环境下的融资融券与波动的联系是会存在差异的，并且我国股市融券的量非常小，应主要关注融资对于股市波动动的影响。另外，股市的波动的期限选取也会对研究结果产生影响。基于以上的想法，本文在这里将股市环境分为牛市、熊市与平衡市三个阶段，分别研究融资对于股市短期、中期与长期波动的影响，得出结论：

在牛市与熊市情况下，融资能有效减小股市短期波动，对中长期波动影响不显著。在平衡市情况下，融资能有效减小股市中期波动，对短、长期波动影响不显著。此外，本文增加了融资对股市收益率的影响研究，发现无论是在何种股市环境下，融资在 1 至 2 天内均能助涨，而在牛市下助涨效应会持续，在熊市下助涨会被更强烈的下跌效应抵消，在平衡市下助涨效应与助跌效应交替出现，最后趋于平缓。

五、实证检验II：融资对个股收益波动的影响情况——基于面板模型

上一章中，通过对 SVAR 模型的运用，得出了融资余额对于股市收益率与波动率影响上的一些结论，然而正如前文所述，除却宏观的全市场研究，对于不同个性的个股的区别化研究也是非常必要的，只有从微观上更细致地刻画出融资余额的变动对个股收益波动的传导机制，我们才能更为全面化与清晰化地认知融资对于股市的影响，同时个股个性化的结论更具有投资指导性，也赋予了研究更多的实证意义

5.1 多元回归模型简述

$$R_{i,t} = \alpha_t + a_{i,1}R_{i,t-1} + b_{i,1}\Delta RZ_{i,t} + b_{i,2}\Delta RZ_{i,t-1} + \beta_t M_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

$$\sigma_{i,t} = \alpha_t + a_{i,1}\sigma_{i,t-1} + b_{i,1}\Delta RZ_{i,t} + b_{i,2}\Delta RZ_{i,t-1} + \beta_t M\sigma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

以上为滞后 1 阶个股面板模型（具体滞后阶数视实际数据情况而定），其中$R_{i,t}$为个股日收益率，$RZ_{i,t}$为个股融资余额，M_t为市场收益率，$\sigma_{i,t}$为个股股价标准差（30 日移动标准差、90 日移动标准差、250 日移动标准差），$M\sigma_{i,t}$为市场指数标准差。在这里市场数据直接使用上一章的沪深 300 指数收益率数据。

多元回归模型在确定滞后阶数时不像上一章中的 SVAR 模型或者 VAR 模型有相应的信息准则加以确定，本文采用从无滞后阶数开始至滞后 P 阶，考察每个模型中滞后变量的系数显著性判断滞后阶数。举例来说，如果在滞后两阶模型中，二阶滞后项系数不显著，而在一阶模型中，一阶滞后项的系数显著，那么则确定一阶滞后模型为相应模型。如果各阶系数均不显著，则默认模型滞后一阶。

在模型样本选取方面，本文主要考察大盘融资融券标的股与小盘融资融券标的股、高市盈率标的股与低市盈率标的股在融资额对收益波动影响上的结构差异，当然也可以按照其他个股特征进行分类。除却主板市场，本文同时考虑中小板，创业板等不同板块之间的差异。

在模型样本选取上，由于中国股市个股繁多，在面板模型中对全样本进行统计比较繁复，也没有必要，故本文采取均匀抽样方法，按照股票代码排序等距选取样本，同时剔除期间停牌的个股，以提高模型的准确性。

5.2 主板市场实证分析

5.2.1 牛市背景实证分析

由 2015 年 1 月至 6 月的个股数据得出不同类别模型如下：

大盘股：

$$R_{i,t} = 0.1121 + 1.2101R_{i,t-1} + 6.31 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} + 5.41 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1} + 0.1091M_t$$

$$(1.1222) \quad (5.9333 \times 10^{-7}) \quad (6.3232 \times 10^{-7}) \quad (0.04876)$$

$$\sigma_{30i,t} = -0.0032 + 0.135\sigma_{30i,t-1} + 4.333 \times 10^{-6}\Delta RZ_{i,t} + 8.2332 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.048) \quad (3.377 \times 10^{-6}) \quad (5.112 \times 10^{-7})$$

$$+0.123M\sigma_{30t}$$

$$(0.059)$$

$$\sigma_{90i,t} = -0.0133 + 0.2301\sigma_{90i,t-1} + 8.221 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} + 7.512 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.099) \qquad (1.327 \times 10^{-6}) \qquad (4.098 \times 10^{-7})$$

$$+0.333M\sigma_{90t}$$

$$(0.198)$$

$$\sigma_{250i,t} = 0.0044 + 0.115\sigma_{250i,t-1} + 1.119 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} + 2.987 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.029) \qquad (1.112 \times 10^{-7}) \qquad (4.887 \times 10^{-7})$$

$$+0.511M\sigma_{250t}$$

$$(0.229)$$

模型中自变量对应 P 值				
	自变量 1	$\Delta RZ_{i,t}$	$\Delta RZ_{i,t-1}$	自变量 4
$R_{i,t}$	0.295	0.302	0.412	0.027
$\sigma_{30i,t}$	0.005	0.209	0.113	0.039
$\sigma_{90i,t}$	0.021	0.000	0.070	0.097
$\sigma_{250i,t}$	0.000	0.330	0.568	0.027

从大盘股的面板模型中，可以发现在牛市环境下，融资余额的变化对于大盘股收益率、短期波动、中期波动及长期波动的影响均不显著。另外，大盘股收益率受前一天影响不显著，但是波动（短、中、长）受影响较为显著。在市场对于大盘股的影响上，无论是收益率还是波动，都具有显著的正影响。

与上一章市场分析中所得出的牛市下的融资助涨且对短期波动影响显著的结论相比，大盘股由于自身流通盘较大，涨跌幅度小与波动幅度小等特点，融资对于其收益与波动的影响效果不太显著。（注：这里的大盘股以流通盘大于等于 10 亿元为界，小盘股以流通盘小于等于 1 亿元为界）

那么，与大盘股对应的小盘股是否具有与之不同的特性呢？再来观察小盘股的面板模型，这里的小盘股为流通盘在 1 亿元以下的个股。

小盘股：

$$R_{i,t} = 0.331 + 0.123R_{i,t-1} + 3.3901 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} + 7.1118 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1} + 0.0891M_t$$

$$(0.165) \qquad (1.2976 \times 10^{-7}) \qquad (2.8982 \times 10^{-7}) \qquad (0.0866)$$

$$\sigma_{30i,t} = 0.0912 + 0.0487\sigma_{30i,t-1} - 6.112 \times 10^{-6}\Delta RZ_{i,t} - 7.112 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.0377) \qquad (2.995 \times 10^{-6}) \qquad (3.282 \times 10^{-7})$$

$$+0.0337M\sigma_{30t}$$

$$(0.0398)$$

$$\sigma_{90i,t} = -0.0022 + 0.1221\sigma_{90i,t-1} + 1.221 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} - 3.519 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.09891) \qquad (1.922 \times 10^{-7}) \qquad (3.766 \times 10^{-7})$$

$$+1.222M\sigma_{90t}$$

$$(1.376)$$

$$\sigma_{250i,t} = 0.014 + 0.444\sigma_{250i,t-1} + 2.9887 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t} + 2.366 \times 10^{-7}\Delta RZ_{i,t-1}$$

$$(0.556) \qquad (3.787 \times 10^{-7}) \qquad (3.177 \times 10^{-7})$$

$$+0.0776M\sigma_{250t}$$

$$(0.123)$$

模型中自变量对应 P 值				
	自变量 1	$\Delta RZ_{i,t}$	$\Delta RZ_{i,t-1}$	自变量 4
$R_{i,t}$	0.479	0.009	0.015	0.319
$\sigma_{30i,t}$	0.206	0.043	0.032	0.427
$\sigma_{90i,t}$	0.228	0.552	0.368	0.393
$\sigma_{250i,t}$	0.446	0.451	0.479	0.555

小盘股模型的滞后阶数判断为一阶，在二阶滞后模型中，二阶滞后项的系数均不太显著。与大盘股相比，小盘股的收益率、波动性自相关性同样比较弱，但是融资额对于小盘股的收益与短期波动的影响是显著的。在收益上表现为，小盘股融资额显著促涨；在短期波动上表现为，小盘股融资额显著减小短期波动。另外，滞后两阶模型的不显著，表明融资额助涨且减小短期波动的效应持续较短。应当注意到，该效应与上一章牛市下市场的研究结果相似。

由于将所有公式列出篇幅较大，且不太直观，对于高低市盈率的面板模型结果采用表格形式列出。

表格 3： 高低市盈率面板模型结果（牛市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高市盈率	收益率	1*	0*,1*,2*	0*
	短期波动	1	-0*,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*
低市盈率	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0*
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

上表中，数字 0,1,2 代表滞后阶数，如果一个空格内出现 0,1,2 就表示这一列所对应的变量在模型等式右边出现了零、一、二阶滞后变量。数字旁边的星号代表这一滞后变量系数显著，否则为不显著。负数符号代表负相关。因变量指模型所对应的因变量，在收益率模型中，因变量（个股）为个股收益率，因变量（市场）为市场收益率。

这里的高、低市盈率分类标准为大于 50 倍为高市盈率股，低于 10 倍为低市盈率股。从表三的模型结果我们可以看出，对于高市盈率的股票，融资余额显著助涨，且减小短期波动。并且可以看到，在滞后两阶的情况下，融资余额变化对于收益率的影响效应依旧显著。同时，对于高市盈率股票，其自身收益率的自相关性较强，收益率与长期波动与市场相关性显著，但在短期、中期波动上与市场的关系不太明朗。就结果而论，高市盈率个股与小盘股的研究结论类似，只是在收益率影响上有略微的差距：小盘股融资余额滞后一阶

显著，高市盈率融资余额滞后二阶显著。也就是说高市盈率股融资余额对收益率的影响时间更长。

对于低市盈率个股，无论是收益还是波动与市场相关性较大，且融资余额同样对其起到减小短期波动的作用，但是在收益率的效应上影响不显著，这与大盘股的研究结果类似，只是在短期波动的影响上不同。

总的来说，在牛市环境下，对于小盘股与高市盈率股，融资助涨且减小短期波动，高市盈率股的助涨效应更强；对于大盘股，融资无显著影响；对于低市盈率股，融资能减小短期波动。

5.2.2 熊市背景实证分析

熊市时间阶段为 2015 年 7 月至 2015 年 12 月，同样以表格形式展现面板模型如下。

表格 4： 大、小盘股面板模型结果（熊市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
大盘股	收益率	1*	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0*
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*
小盘股	收益率	1*	0*,1*,-2*	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表四中可以看出，在熊市中，无论是大盘股还是小盘股与市场的相关性还是比较高的，在收益率与波动上表现出与市场的较强一致性。就大盘股而言，融资对于收益率的影响依旧不显著，但减少了短期的波动。就小盘股而言，融资对于收益率出现了先助涨后助跌的现象，同时减少了短期波动，这与市场的研究结论相一致。

表格 5： 高低市盈率面板模型结果（熊市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高市盈率	收益率	1*	0*,-1*,-2*	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*
低市盈率	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表五中可以看出，在熊市中，融资对于高市盈率的个股的助跌效应更加明显，对于低市盈率的个股的收益率影响不显著。无论是高市盈率还是低市盈率，融资均对个股有减小短期波动的作用，但是对于中、长期波动影响不显著。高市盈率个股与小盘股相比，融资助涨效应消失更快，而助跌效应更加强烈。

总的来说，在熊市环境下，融资对于小盘股与高市盈率股先助涨后助跌，但高市盈率股助涨效应消失更快，助跌更明显；对于大盘股与低市盈率股，融资对于收益影响效应不显著。在波动方面，融资对所有类别股票都产生了减少短期波动的作用。

5.2.3 平衡市背景实证分析

平衡市阶段为 2016 年 1 月至 6 月，以表格形式展现面板模型如下：

表格 6： 大、小盘股面板模型结果（平衡市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
大盘股	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	-0*,-1*	0*
	长期波动	1	0,1	0*
小盘股	收益率	1*	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0

表格 7： 高低市盈率面板模型结果

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高市盈率	收益率	1*	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0*
	中期波动	1	-0*,-1*	0
	长期波动	1	0,1	0*
低市盈率	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表六、七可以看出，在平衡市的背景下，融资对于个股收益的影响均不显著，而在波动方面，融资能减小大盘股与高市盈率股的中期波动，对于小盘股与低市盈率股的影响较小。根据全市场研究结论来看，在平衡市，融资能显著减小中期波动， 对于收益的影响也并不显著。可以看出，个股面板模型在一定程度上验证了这一观点，但是在不同类别上存在一些差异。

5.2.4 小结

在牛市环境下，对于小盘股与高市盈率股，融资助涨且减小短期波动，高市盈率股的助涨效应更强；对于大盘股，融资无显著影响；对于低市盈率股，融资能减小短期波动。

在熊市环境下，融资对于小盘股与高市盈率股先助涨后助跌，但高市盈率股助涨效应消失更快，助跌更明显；对于大盘股与低市盈率股，融资对于收益影响效应不显著。在波动方面，融资对所有类别股票都产生了减少短期波动的作用。

在平衡市环境下，融资能减小大盘股与高市盈率股的中期波动，对于小盘股与低市盈率股的波动影响较小，而融资对于收益率上的影响不显著。

5.3 中小板、创业板市场实证分析

由于中小板、创业板基本属于小盘股范畴，流通股均较少，且个股数量与主板相比较少，在一定程度上具有共性，故不再作大小盘、高低市盈率的分类。另外，中小板、创业板的融资融券标的股票较少，在这不再作均匀抽样处理，而是将所有股票纳入考量。

5.3.1 牛市背景实证分析

表格 8: 中小板、创业板面板模型结果（牛市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
中小板	收益率	1	0*,1*	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*
创业板	收益率	1	0*,1*	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*

从表八中可以看出，在牛市环境下，中小板与创业板的收益不具有自相关性，在收益与长期波动上受市场影响明显。融资确实起到了对中小板与创业板的助涨效应，但对于各种期限的波动来说，融资的影响比较微弱。

中小板、创业板个股在上市条件上要比主板个股宽松，且波动较大，交易风险高，牛市背景下，在融资的影响机制上也存在一些差异，主要表现在：在中小板、创业板，融资对于各种期限的波动的影响均不显著，而在主板市场，融资显著地减少了短期波动。

5.3.2 熊市背景实证分析

表格 9：中小板、创业板面板模型结果（熊市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
中小板	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*
创业板	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*

在熊市背景下，面板模型的结果有所不同，融资对于中小板、创业板的收益与波动影响都不显著，而不像主板那样存在融资减小短期波动的情况。这说明，在这两个较小的板块中，融资对于这个市场机制的影响比较微弱，或者说融资与个股的价格特征不存在相互影响的情况。

5.3.3 平衡市背景实证分析

表格 10： 中小板、创业板面板模型结果（平衡市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
中小板	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*
创业板	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,1	0
	中期波动	1	0,1	0
	长期波动	1	0,1	0*

在平衡市背景下，面板模型结果与熊市背景下类似，融资对于中小板、创业板的个股的影响机制较不明确，无论是收益，还是短、中、长期波动的影响均不甚显著。这与主板市场中，融资降低中期波动的结论有着出入。

5.3.4 小结

在牛市、熊市与平衡市下，中小板、创业板在融资对于个股收益波动的影响上表现出一定的共性。在牛市，融资对于中小板、创业板有助涨效应；在熊市与平衡市，融资对于中小板、创业板个股的收益波动影响不显著。

5.4 延伸研究——高低股权集中度个股在融资对收益波动影响上的差异性

在上文中已经对高低市盈率等不同特性的个股在融资对其收益波动影响上的区别进行了研究，也得出了相应的研究结论。而在多数国内外股市研究中，股权集中度则是一个较

为重要的指标，是另一个特性指针。故同样使用本章中的面板模型，就融资对于个股收益与波动的影响，在区分高低股权集中度个股的情况下，进行了研究。这里按照前十大股东股权占比对随机抽样的 200 只主板个股进行排序，将前 25%的个股作为高股权集中度个股，将后 25%的个股作为低股权集中度个股，共计 100 只个股。牛市、熊市与平衡市下具体面板模型结果展示如下：

表格 11： 高低股权集中度面板模型结果（牛市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高股权集中度	收益率	1	0*,1*	0*
	短期波动	1	-0*,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*
低股权集中度	收益率	1	0*,1*	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表十一的结果看出，牛市时，高股权集中度与低股权集中度的个股，融资对于其收益与波动的影响几乎一致，无显著差异，同时，融资助涨收益率并减少短期波动的影响效果与第四章中市场的结论相一致，基于研究样本为随机均匀抽样，可见股权集中度的高低与融资对个股收益与波动的影响的内在联系并不显著。

表格 12： 高低股权集中度面板模型结果（熊市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高股权集中度	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	-0*,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*
低股权集中度	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	-0*,-1*	0
	中期波动	1	0,1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表十二的结果可以看出，熊市时，高低股权集中度的个股均表现出融资可以显著减小短期波动的特征来，但是对收益的影响不显著。股权集中度的高低在熊市中也同样未表现出区分度，同时高低股权集中度的结论特点与全市场结论相似，更加表明股权集中度的高低不影响融资的影响机制。

表格 13： 高低股权集中度面板模型结果（平衡市）

		因变量（个股）	融资余额变化	因变量（市场）
高股权集中度	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	-0*,-1*	0*
	长期波动	1	0,1	0*
低股权集中度	收益率	1	0,1	0*
	短期波动	1	0,-1*	0
	中期波动	1	-0*,-1	0*
	长期波动	1	0,1	0*

从表十三中可以看出，平衡市下，融资与个股的中期波动成负相关，而与个股是高股权集中度个股还是低股权集中个股没有显著关联，且对个股中期波动的影响也与第四章中的全市场结论一致。在平衡市时，股权集中度的高低同样不影响融资对个股的收益与波动变化传导。

综合来看，无论在何种市场状态下，我国股市高低股权集中度的个股在融资对收益波动的影响机制上没有显著差异，主要原因在于：中国股市股权集中度普遍偏高，多为前五大股东牢牢把控上市公司大部分股权，全市场在股权集中度的差异性上分化不显著；此外中国股市起步较晚，投资者较少考量股权集中度指标，导致个股的价格变动变化与该指标影响关系本就不存在明显的联系。

六、实证检验III：融资对市场流动性的影响情况——基于 SVAR 模型

根据之前的研究，在不同的股市背景下，无论是个股还是市场整体，融资对于收益与波动的影响存在一定的差异，那么这样一种差异具体又是由于何种原因导致的呢？也就是说，这样的一种差异致使一直表现形式，而隐藏在这表现形式之下的又是怎样的更深层次的原因？当然，深层次的原因往往是复杂化多元化的，若要穷极所有原因不免有些困难，考虑到股市流动性与收益、波动存在着较为紧密的关系，这里将从融资对于流动性在不同股市背景下的影响关系入手，以期以此为一个切入点，在一定程度上对于前文的差异性进行一定的解释，也给予一些实证意义上的支撑。

6.1 变量选取与模型

在这里，为了与之前研究相对应，依旧将选取的数据区间定位 2015 年 1 月至 2016 年 7 月，其中 2015 年上半年为牛市时期，2015 年下半年为熊市时期，之后则为平衡市时期。在数据选取上，为了更加全面的展现融资对于市场流动性的影响，加入融资买入额($RZMR_t$)、融资偿还额($RZCH_t$)、融资余额($RZYE_t$)以及沪深股市成交量($volume_t$)与沪深 300 指数(HS_t)进行模型研究。这里继续使用 SVAR 模型与相对应的脉冲响应函数进行变量关系研究。

这里应当注意到数据的趋势性问题，在牛市时，股价不断上涨，相对于的各变量往往也受其影响，表现出一定的趋势性，而具有趋势性的数据不平稳，无法应用与具体模型实施中，故需要对相应数据作去趋势化处理。普遍的去趋势方法是将数据进行差分，但差分后的数据存在量刚上的差异，同时类似于收益率这样的数据，是在差分后再除以原变量，虽然解决了量纲上的问题，但是等于改变了数据实质。举例来说，如果原先要研究对成交量

的影响，在差分或取类似收益率这样的数据后，确实做到了数据的平稳性，但是研究标的也变成了对成交量变动的影响，结论是对成交量的变动的影响，而不是最初的对成交量这个绝对值得影响，增大成交量与增大成交量的变化是存在本质区别的，所以这里对数据进行另外一种去趋势化。

$$volume_t' = \ln(volume_t/ma(5，volume_t)$$

如以上公式所示，将成交量数据除以其五日均值后再取对数，这样既保留了变量原来的意义，也做到了去趋势化，当然对于其他数据同样做如上处理，然后进行平稳性检验。

表格 14： 时间序列数据平稳性检验

	融资买入额	融资偿还额	融资余额	沪深 300 指数	沪深成交量
原数据	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳	不平稳
变换后	平稳	平稳	平稳	平稳	平稳

从表十四中可以看到，对于原数据的变换确实起到了去趋势的作用，各项数据在变换后都平稳。

以沪深 300 成交额作为流动性指标，关于融余额、融资买入额、融资卖出额分别建立 VAR 模型，对 2015 年 1 月 5 日—2017 年 12 月 31 日数据运算结果如下：

$$\begin{cases} volume_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZYE_{t-1}' + \beta_6 RZYE_{t-2}' \\ RZYE_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZYE_{t-1}' + \beta_6 RZYE_{t-2}' \\ HS_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZYE_{t-1}' + \beta_6 RZYE_{t-2}' \end{cases}$$

表格 15：融资余额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计

	VOLUME	HS	RZYE
VOLUME(-1)	0.323975	0.001578	-0.001270
	(0.03292)	(0.00264)	(0.00137)
	[9.84255]**	[0.59839]	[-0.92829]
VOLUME(-2)	-0.027613	0.005999	0.002671
	(0.03273)	(0.00262)	(0.00136)
	[-0.84355]	[2.28711]*	[1.96272]*
HS(-1)	3.546614	0.772650	0.095041
	(0.46247)	(0.03706)	(0.01923)
	[7.66885]**	[20.8500]**	[4.94354]**
HS(-2)	-2.332481	-0.193876	-0.024673
	(0.44307)	(0.03550)	(0.01842)
	[-5.26432]**	[-5.46079]**	[-1.33952]
RZYE(-1)	-1.703817	0.147431	1.160451
	(0.83638)	(0.06702)	(0.03477)
	[-2.03713]*	[2.19983]*	[33.3757]**
RZYE(-2)	2.022758	-0.156894	-0.318719
	(0.78671)	(0.06304)	(0.03270)
	[2.57117]*	[-2.48885]*	[-9.74546]**
C	-0.009538	0.000545	0.000281
	(0.00512)	(0.00041)	(0.00021)
	[-1.86369]	[1.32797]	[1.32300]

R-squared	0.197277	0.498067	0.854326
Adj. R-squared	0.192302	0.494956	0.853423
Sum sq. resids	24.05208	0.154433	0.041566
S.E. equation	0.157630	0.012631	0.006553
F-statistic	39.64928	160.0909	946.1606
Log likelihood	421.3652	2882.372	3522.207
Akaike AIC	-0.849980	-5.898199	-7.210681
Schwarz SC	-0.814927	-5.863145	-7.175628
Mean dependent	-0.010751	0.001033	0.002156
S.D. dependent	0.175394	0.017773	0.017116
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.25E-10	
Determinant resid covariance		1.23E-10	
Log likelihood		6974.601	
Akaike information criterion		-14.26380	
Schwarz criterion		-14.15864	

其中，*为 p=0.05 显著，**p=0.01 显著（下同）。论文注意到，指数的成交额变动除了受到前一期指数成交额变动、前两期的指数收益率变动的影响外，也受到前一期融资余额变动的影响。说明，融资余额能够影响流动性。同时，论文也注意到，融资余额变动也受到前一期的涨幅变动、前一期融资余额变动外，也受到前二期成交额变动的影响。说明融资余额与指数交易额存在交互影响。

$$\begin{cases} volume_t^{'} = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}^{'} + \beta_2 volume_{t-2}^{'} + \beta_3 HS_{t-1}^{'} + \beta_4 HS_{t-2}^{'} + \beta_5 RZMR_{t-1}^{'} + \beta_6 RZMR_{t-2}^{'} \\ RZMR_t^{'} = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}^{'} + \beta_2 volume_{t-2}^{'} + \beta_3 HS_{t-1}^{'} + \beta_4 HS_{t-2}^{'} + \beta_5 RZMR_{t-1}^{'} + \beta_6 RZMR_{t-2}^{'} \\ HS_t^{'} = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}^{'} + \beta_2 volume_{t-2}^{'} + \beta_3 HS_{t-1}^{'} + \beta_4 HS_{t-2}^{'} + \beta_5 RZMR_{t-1}^{'} + \beta_6 RZMR_{t-2}^{'} \end{cases}$$

表格 16：融资买入额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计

	VOLUME	HS	RZMR
VOLUME(-1)	0.386732	-0.006096	-0.070908
	(0.06171)	(0.00494)	(0.05610)
	[6.26694]**	[-1.23286]	[-1.26403]
VOLUME(-2)	-0.134787	0.012051	0.039500
	(0.06171)	(0.00494)	(0.05610)
	[-2.18427]*	[2.43748]*	[0.70416]
HS(-1)	3.158886	0.797982	3.669021
	(0.42568)	(0.03411)	(0.38696)
	[7.42085]**	[23.3971]**	[9.48167]**
HS(-2)	-2.229960	-0.202902	-2.173873
	(0.42662)	(0.03418)	(0.38782)
	[-5.22702]**	[-5.93598]**	[-5.60539]**
RZMR(-1)	-0.072886	0.009362	0.372467
	(0.07035)	(0.00564)	(0.06395)
	[-1.03601]	[1.66082]	[5.82404]**
RZMR(-2)	0.139982	-0.007647	-0.064185
	(0.07005)	(0.00561)	(0.06368)
	[1.99832]*	[-1.36252]	[-1.00796]
C	-0.008461	0.000505	-0.007929
	(0.00510)	(0.00041)	(0.00464)
	[-1.65777]	[1.23514]	[-1.70908]
R-squared	0.194834	0.496639	0.243212

Adj. R-squared	0.189844	0.493519	0.238521
Sum sq. resids	24.12527	0.154872	19.93621
S.E. equation	0.157870	0.012649	0.143510
F-statistic	39.03952	159.1787	51.84822
Log likelihood	419.8839	2880.986	512.8611
Akaike AIC	-0.846941	-5.895357	-1.037664
Schwarz SC	-0.811888	-5.860303	-1.002610
Mean dependent	-0.010751	0.001033	-0.008703
S.D. dependent	0.175394	0.017773	0.164458
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.90E-08	
Determinant resid covariance		1.86E-08	
Log likelihood		4527.918	
Akaike information criterion		-9.244961	
Schwarz criterion		-9.139800	

论文注意到，指数的成交额除了受到前一期指数成交额变动、前两期的指数收益率变动的影响外，也受前期融资买入额的影响，但影响程度不如融资余额显著。论文也注意到，融资买入额变动仅仅受到前两期的收益率变动以及融资买入额变动有关，而与指数成交额无关。

$$\begin{cases} volume_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZMC_{t-1}' + \beta_6 RZMC_{t-2}' \\ RZMC_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZMC_{t-1}' + \beta_6 RZMC_{t-2}' \\ HS_t' = \alpha + \beta_1 volume_{t-1}' + \beta_2 volume_{t-2}' + \beta_3 HS_{t-1}' + \beta_4 HS_{t-2}' + \beta_5 RZMC_{t-1}' + \beta_6 RZMC_{t-2}' \end{cases}$$

表格 17：融资卖出额、指数收益率、指数交易额的相互影响 VAE 估计

	VOLUME	HS	RZMC
VOLUME(-1)	0.099782	0.006313	-0.156970
	(0.06648)	(0.00537)	(0.05781)
	[1.50099]	[1.17511]	[-2.71523]*
VOLUME(-2)	-0.068112	0.004840	-0.063549
	(0.06470)	(0.00523)	(0.05627)
	[-1.05272]	[0.92560]	[-1.12946]
HS(-1)	3.569660	0.803909	3.550697
	(0.41978)	(0.03392)	(0.36505)
	[8.50360]**	[23.6969]**	[9.72652]**
HS(-2)	-2.499042	-0.202125	-1.795730
	(0.42568)	(0.03440)	(0.37018)
	[-5.87070]**	[-5.87550]**	[-4.85094]**
RZMC(-1)	0.288172	-0.006896	0.499609
	(0.07425)	(0.00600)	(0.06457)
	[3.88112]**	[-1.14917]	[7.73754]**
RZMC(-2)	0.062453	0.001251	0.012591
	(0.07140)	(0.00577)	(0.06209)
	[0.87472]	[0.21685]	[0.20278]
C	-0.008911	0.000497	-0.007844
	(0.00506)	(0.00041)	(0.00440)
	[-1.76078]	[1.21401]	[-1.78227]
R-squared	0.206857	0.495539	0.221323

Adj. R-squared	0.201941	0.492413	0.216496
Sum sq. resids	23.76503	0.155210	17.97224
S.E. equation	0.156686	0.012663	0.136258
F-statistic	42.07687	158.4802	45.85557
Log likelihood	427.2183	2879.923	563.4194
Akaike AIC	-0.861986	-5.893175	-1.141373
Schwarz SC	-0.826933	-5.858121	-1.106320
Mean dependent	-0.010751	0.001033	-0.007498
S.D. dependent	0.175394	0.017773	0.153937
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.70E-08	
Determinant resid covariance		1.66E-08	
Log likelihood		4582.827	
Akaike information criterion		-9.357594	
Schwarz criterion		-9.252434	

论文注意到，指数的成交额除了受到前两期的指数收益率变动的影响外，也受前期融资卖出额影响。并且与前期成交额变动、融资卖出额额变动、收益率变动有关。

6.2 牛市背景下 SVAR 模型结果

考虑一般情形，假定沪深 300 指数的收益率、融资余额、融资买入额、融资卖出额、沪深 300 收益率均存在相互影响。

在模型设定上，由于变量的增多，模型相对变得更为复杂，具体 SVAR 模型（这里描述的是滞后一阶的模型，具体滞后阶数需要进行信息准则的判断）如下：

$$
\begin{cases}
volume_t' = \alpha + \beta_1 RZMR_t' + \beta_2 RZMR_{t-1}' + \beta_3 RZMC_t' + \beta_4 RZMC_{t-1}' \\
\quad + \beta_5 RZYE_t' + \beta_6 RZYE_{t-1}' + \beta_7 HS_t' + \beta_8 HS_{t-1}' + \beta_9 volume_{t-1}' \\
RZMR_t' = \alpha + \beta_1 volume_t' + \beta_2 volume_{t-1}' + \beta_3 RZMC_t' + \beta_4 RZMC_{t-1}' \\
\quad + \beta_5 RZYE_t' + \beta_6 RZYE_{t-1}' + \beta_7 HS_t' + \beta_8 HS_{t-1}' + \beta_9 RZMR_{t-1}' \\
RZMC_t' = \alpha + \beta_1 RZMR_t' + \beta_2 RZMR_{t-1}' + \beta_3 volume_t' + \beta_4 volume_{t-1}' \\
\quad + \beta_5 RZYE_t' + \beta_6 RZYE_{t-1}' + \beta_7 HS_t' + \beta_8 HS_{t-1}' + \beta_9 RZMC_{t-1}' \\
RZYE_t' = \alpha + \beta_1 RZMR_t' + \beta_2 RZMR_{t-1}' + \beta_3 RZMC_t' + \beta_4 RZMC_{t-1}' \\
\quad + \beta_5 volume_t' + \beta_6 volume_{t-1}' + \beta_7 HS_t' + \beta_8 HS_{t-1}' + \beta_9 RZYE_{t-1}' \\
HS_t' = \alpha + \beta_1 RZMR_t' + \beta_2 RZMR_{t-1}' + \beta_3 RZMC_t' + \beta_4 RZMC_{t-1}' \\
\quad + \beta_5 RZYE_t' + \beta_6 RZYE_{t-1}' + \beta_7 volume_t' + \beta_8 volume_{t-1}' + \beta_9 HS_{t-1}'
\end{cases}
$$

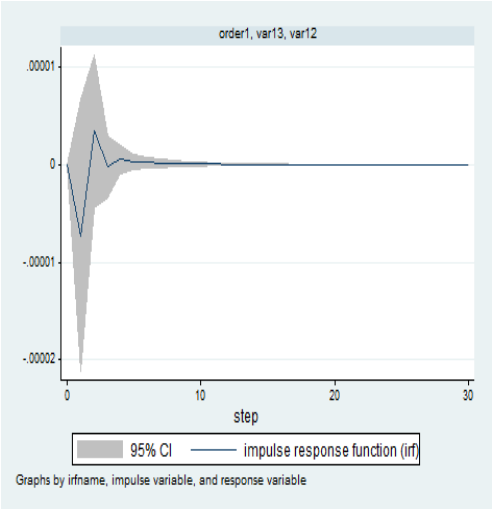
由于模型较为复杂，而研究的关注的重点主要由该模型相对应的脉冲响应函数所展现，故在之后的研究结果展示中，不再对每一个系数进行描述，主要展示脉冲响应函数。

根据上节中的模型，运用 2015 年上半年数据进行训练，首先判断滞后阶数结果如下：

滞后阶数	AIC	HQIC	SBIC
0	114.207	114.256	114.327
1	90.7221	91.0144*	91.4422*
2	90.5536*	91.0407	91.7537
3	90.653	91.3349	92.3332
4	90.8777	91.7544	93.0379

从上表中可以得出模型滞后阶数为 1，进而得出脉冲响应函数如下：

从上表中可以得出模型滞后阶数为 1，进而得出脉冲响应函数如下：



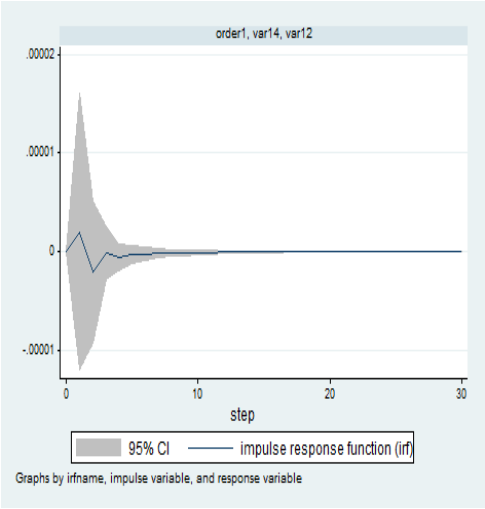
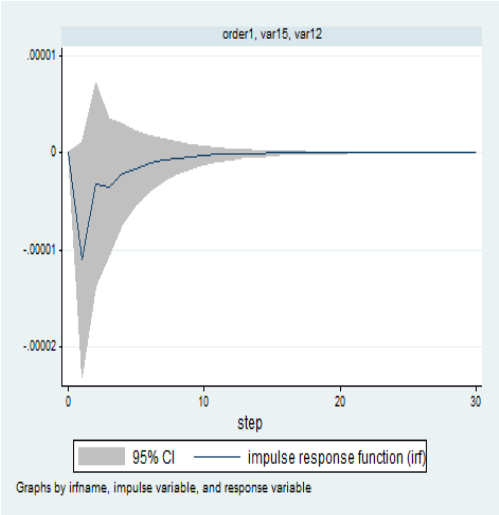


图 13：牛市融资买入额对股市成交量的影响 图 14：牛市融资偿还额对股市成交量的影响



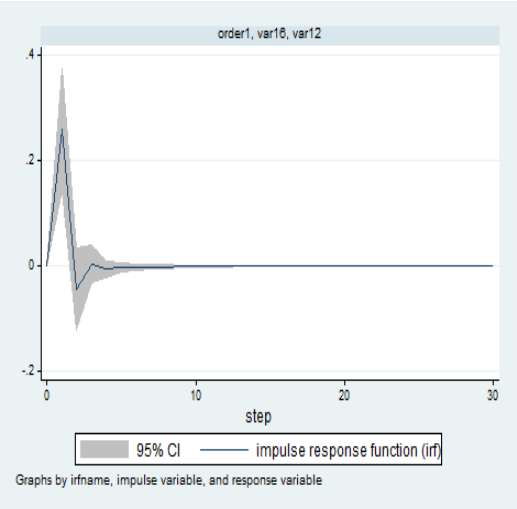


图 15：牛市融资余额对股市成交量的影响 图 16：牛市股指对股市成交量的影响

从脉冲函数结果中可以看出，在牛市阶段，融资余额对于成交量是有显著的短期负向影响的，也就是说融资余额的增加会导致整体市场成交量的减少，市场活跃度降低，流动性下降。对照之前牛市中，融资余额的增加减小短期波动增加收益率的结论，从流动性角

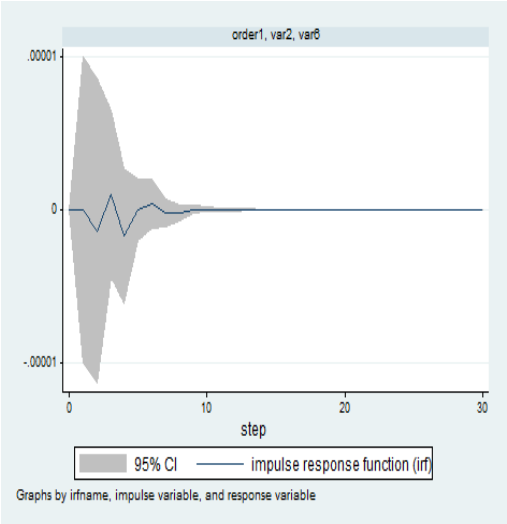
度进行解释的话，融资余额的增加减小了股市活跃度，致使流动性下降，进而对波动性也产生了负向影响。

6.3 熊市背景下 SVAR 模型结果

同样的，首先确定滞后阶数为一，结果如下表：

滞后阶数	AIC	HQIC	SBIC
0	114.191	114.238	114.307
1	79.8292	80.1107*	80.5223*
2	79.9542	80.4235	81.1095
3	79.7455*	80.4024	81.3629
4	80.0496	80.8941	82.1291

进而得出脉冲响应函数如下：



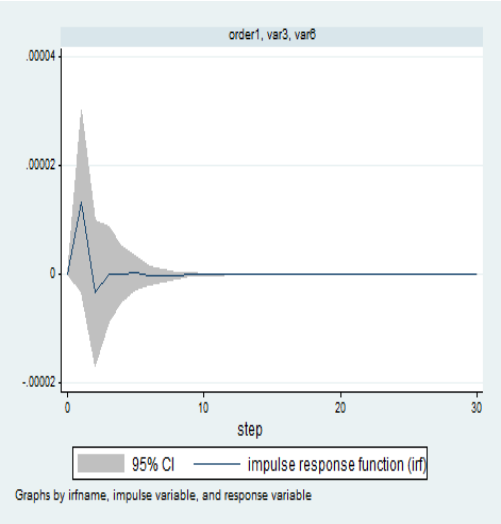
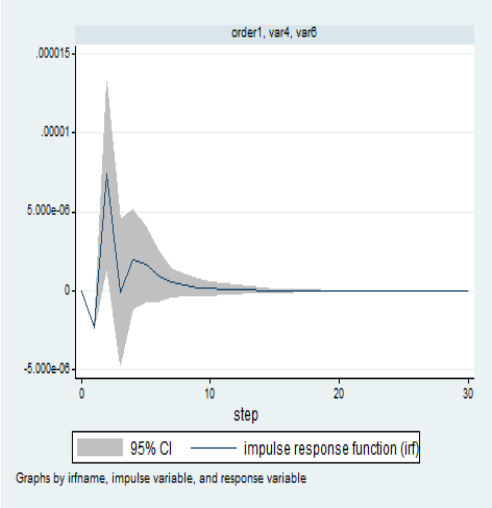


图 17：熊市融资买入额对股市成交量的影响图 18：熊市融资偿还额对股市成交量的影响



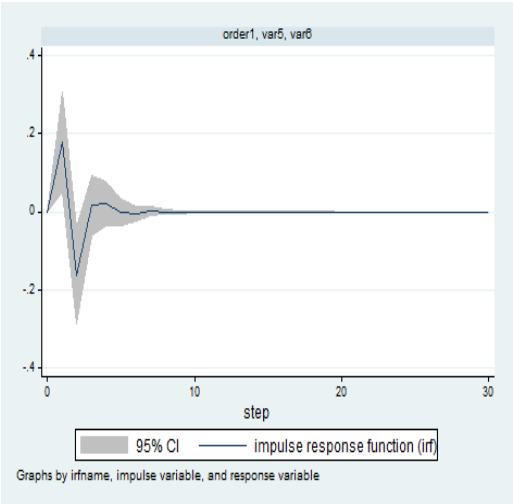


图 19：熊市融资余额对股市成交量的影响　　图 20：熊市股指对股市成交量的影响

从脉冲响应函数可以看出，在熊市阶段，融资余额对于股市成交量的影响正好与牛市时相反，融资余额的增加显著在短期内增加股市成交量，在一定程度上增加了股市的流动性。同时，可以看到。股指的价格变化对成交量的影响也与牛市时存在差异，在熊市，股指价格的正向冲击会对股市成交量产生先助涨后助跌的影响，而在牛市助涨效应更加剧烈，助跌效应则非常微弱。

6.4 平衡市背景下 SVAR 模型结果

同样的，使用三大信息准则对模型滞后阶数进行确认，结果显示，模型的滞后阶数为三。

滞后阶数	AIC	HQIC	SBIC
0	104.446	104.495	104.565
1	71.0249	71.314	71.737
2	70.3633	70.8451	71.5502
3	68.6249*	69.2994*	70.2865*
4	80.0496	80.8941	82.1291

然后，得出模型的脉冲响应函数如下：

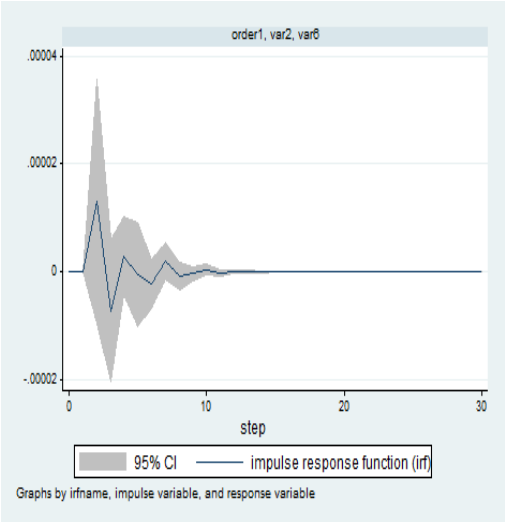
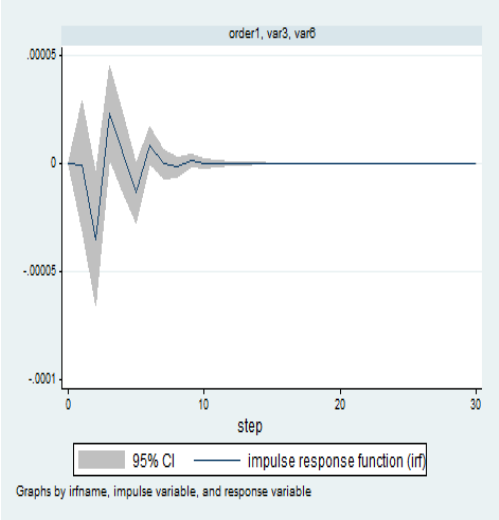


图 21: 平衡市融资买入额对股市成交量的影响图



22: 平衡市融资偿还额对股市成交量的影响

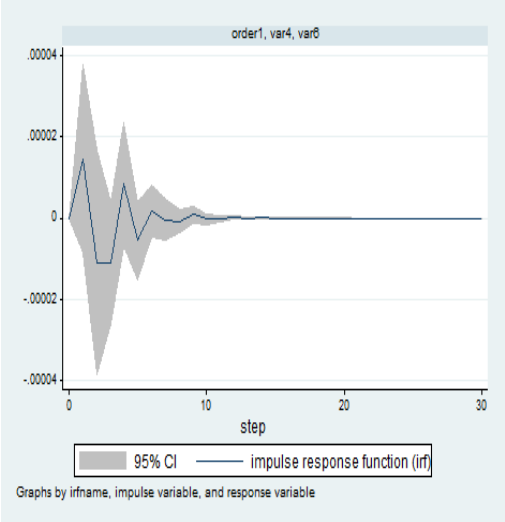


图 23:平衡市融资余额对股市成交量的影响

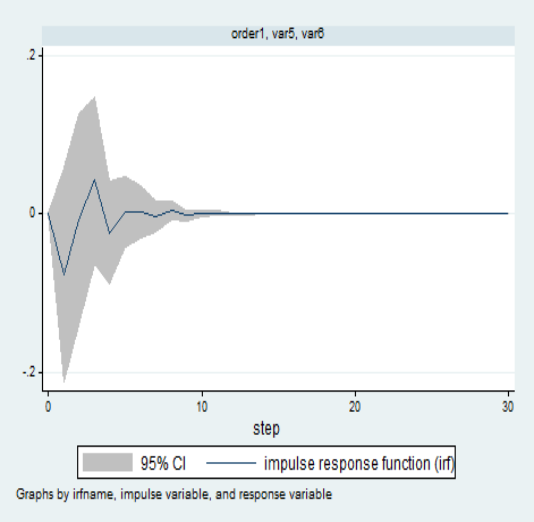


图 24: 平衡市股指对股市成交量的影响

从平衡市的结果可以发现，融资余额对于股市成家量的影响呈现出了稍长时间段的波动影响，同时股指对于股市成交量的影响也呈现出一定程度的波动，相较于牛市与熊市，这样的波动影响较为模糊，没有较为确切的朝某一方向的影响。

6.5 融资余额对股市流动性、波动性与收益性影响的潜在关系探讨

基于前文的 SVAR 模型结果，融资对于股市波动性与收益性在不同股市环境中的影响差异是较为明显的，而本文也希望从流动性的角度对这样的差异做出一定解释。

	融资对流动性的影响	融资对波动性的影响	融资对收益性的影响
牛市	显著减小	有效减小短期波动	助涨
熊市	显著增加	有效减小短期波动	先助涨后助跌，助跌效应更大
平衡市	增减交替，影响时间稍长	有效减小中期波动	涨跌交替，影响时间更长

总体来看，在牛市时，融资增加收益同时减小了流动性，相反的，在熊市，融资增加了流动性减小了收益，而在平衡市，影响情况都呈现出了震荡性。可以看出，融资对股市流动性与收益性的影响存在一定的对应，从流动性的角度考量，在牛市融资增加股市收益可能是由于融资减小了股市流动性，股价更易在交易驱动的情况下上涨；在熊市时，融资增加了股市流动性，增加了投资者对于股市的投资，然而由于整体股市环境的疲软与整体行情的下行，股价收益率依旧下降，融资投资者在整体悲观情绪下，将资金抽离，导致更进一步的市场下行。所以融资余额的增加在熊市时确实增加了市场交易，且在短期内对收益率有正向影响，但大势所趋导致之后更大的资金抽离，收益下跌显著。

在波动性方面，在平衡市时融资影响的是中期波动，这与牛、熊两市时有所区别，即融资对于股市波动的影响在平衡市时，时间跨度更长一些。而相对应的，融资对股市流动性的影响在平衡市时也表现出时间跨度稍长，与对波动的影响表现出一定程度的一致性。

综合来讲，融资对于股市流动性的影响在不同股市周期下的差异可以从一个侧面来解释其对其他两个变量——波动性与收益性的影响差异，尤其是在收益性上。

七、相应投资策略制定与回测

本文已对融资在牛市、熊市与平衡市下对市场与不同种类的股票的收益与不同期限的波动指标的影响做了较为全面的研究，根据相应的影响特征，可以制定出较为有效的股市投资策略。

从市场研究中，我们发现在牛市、熊市背景下，融资减小了股市的短期波动，在平衡市背景下，融资减小了股市的中期波动。同时，虽然在收益上的影响不太明确，但是无论实在哪种市场环境下，融资余额变化增加后的 1 至 2 天，股价均有向上趋势，具体见下图。

图 25：融资冲击在牛市中对于市场股价的影响

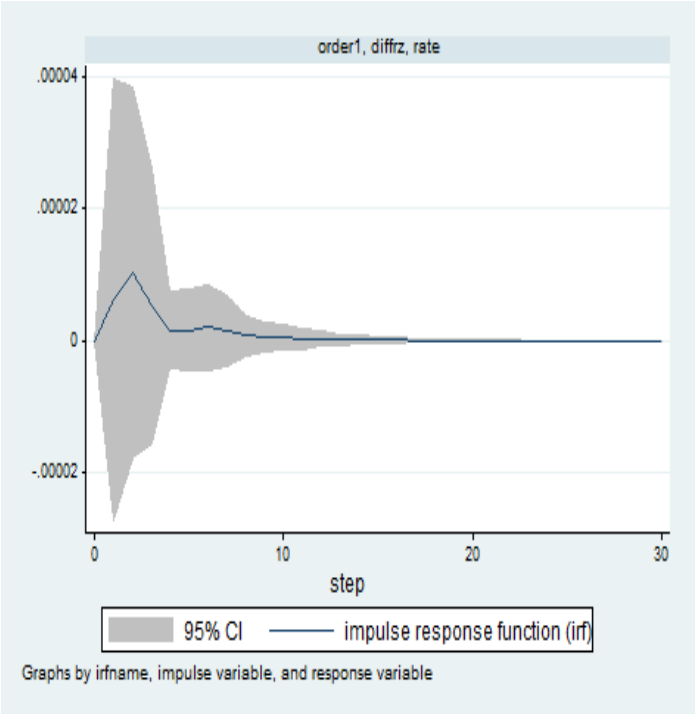


图 26：融资冲击在熊市中对于市场股价的影响

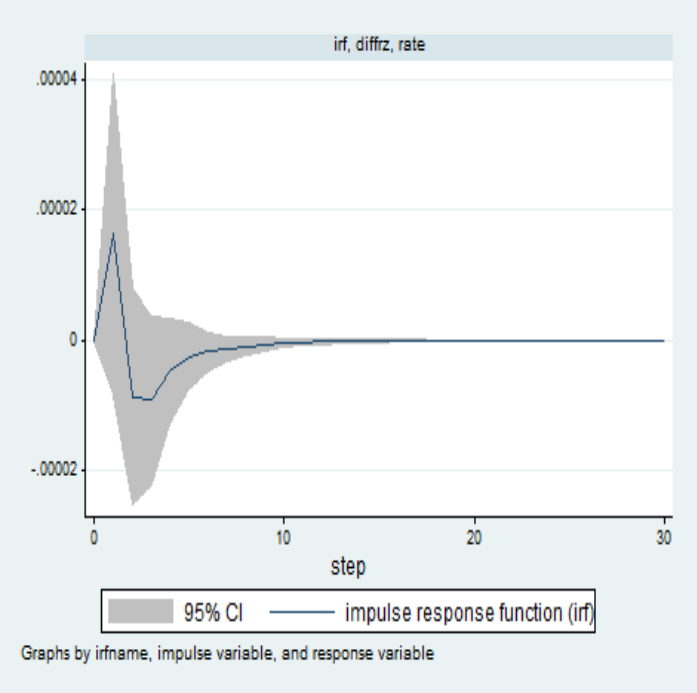
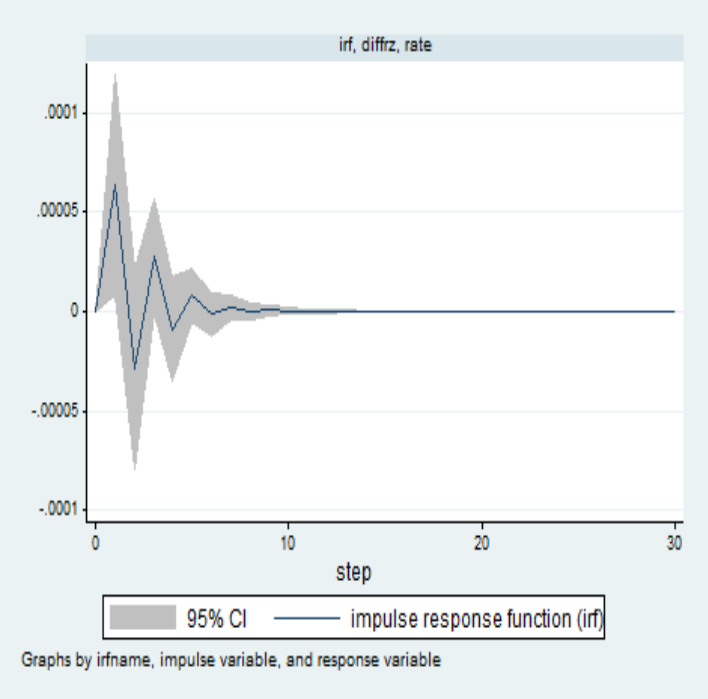


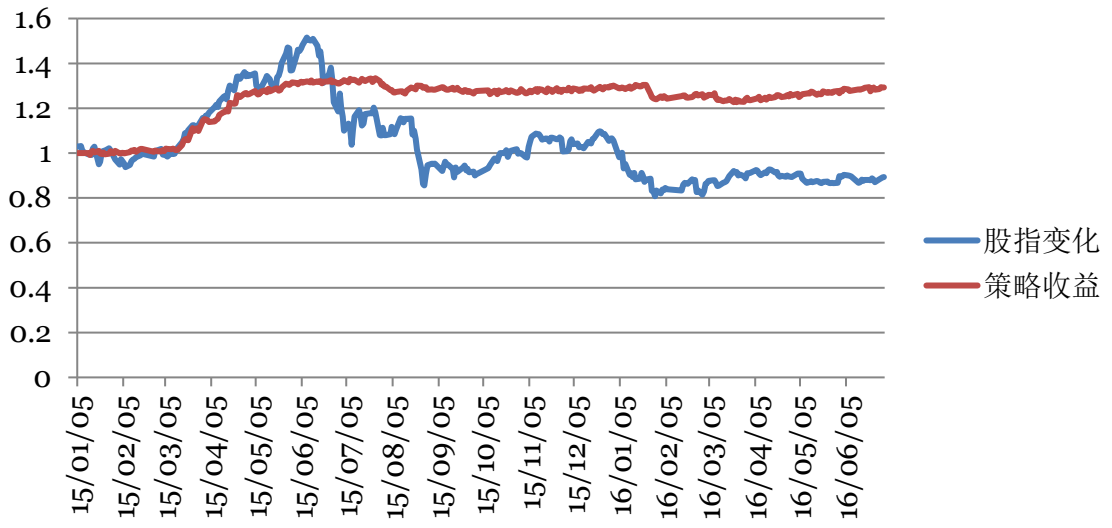
图 27 融资冲击在平衡市中对于市场股价的影响



综合来说，在任一股市大环境下，融资余额变动的增长均能在 1 至 2 天内增加收益率，同时减小短期波动，基于这样的研究结论，可以得出投资策略：在当日融资余额变化大于昨日融资余额变化时（$\Delta RZ_t > \Delta RZ_{t-1}$）且当日收益率大于 0（R > 0）时，在第二日开盘时买入股票，在第二日收盘前比较第二日与前一天的融资余额变化（ΔRZ_{t+1}和ΔRZ_t）,如果融资余额变化持续上扬（$\Delta RZ_{t+1} > \Delta RZ_t$）则保持仓位，否则在第三日开盘时卖出原股票。

现假设初始资本为 1，每次买卖均用上全部资金，以沪深 300 指数作为回测股价进行 2015 年 1 月至 2016 年 6 月的历史回测，回测结果如下：

图 28：投资策略历史回测收益情况



这里股指变化指初始以 1 买入价格与沪深 300 指数相同的股票，一直持有至 2016 年 6 月，期间这支股票价格的走势；策略收益是指初始投入 1，使用策略购买和卖出价格与沪深 300 指数相同的股票，期间这投入 1 的资本变化。可以看出，在牛市阶段，该投资策略的收益要慢于整体股市的增长，而在熊市阶段，投资策略收益也会下跌，但幅度较小，可以

有效抗击总体大盘下跌，在平衡市阶段该策略又具有平稳上涨的优点。总体来说，该投资策略属于较为稳健的投资策略，在较长的时间跨度上使用该策略又较为出色的投资收益，效果较好。

另外，应当注意到，在上文中指出：在牛市中，小盘股与高市盈率股融资助涨效应更强；在熊市中，小盘股与高市盈率股融资助跌效应更强。那么可以在牛市中选取小盘股与高市盈率股进行该投资策略的使用，而在熊市中相应地规避此类股票，选取大盘股与低市盈率股进行此种策略的投资。根据以上方法进行投资，相应投资策略收益很大可能会更加优化，收益会更高。

八、总结

2010 年 3 月，融资融券机制被正式引入中国股市，一定程度上标志着我国股市的日趋完善与成熟。历经 7 年时间，融资融券中的融资已经成为股票市场上较为常见的杠杆投资手段，其对于股市收益波动上的影响也越来越引起学术界的重视。而 2015 年全年的股市大震荡又给予了更为深入地研究融资影响机制的机会，于是乎，本文以 2015 年至 2016 年上半年的股市数据为基础，借助相应统计模型，从宏观与微观层面，对中国市场上的融资影响进行了量化分析，并得出了一些具有显著性的结论。

通过研究发现，在任何市场环境下，融资均能有效地减小股价的中短期波动，长远来看，影响并不显著；就收益率方面，融资在牛市中确实能起到助涨的作用，杠杆效应在牛市中得以体现，而在平衡市与熊市时，融资的助涨无法持续。在个股差异方面，大小盘股、高低市盈率个股、主板个股与中小板或创业板个股之间也切实存在着一些不同，融资影响机制在不同特性的股票上也出现了分化。此外，本文通过研究融资对于市场流动性的影响在不同股市周期下的差异， 从一个角度给予了收益性与波动性研究一定的理论支撑。

最后，受相应的研究结论启发，本文制定了较为初始化的投资策略并进行了历史回测，结果较好，赋予了研究相应的实证意义。

参考文献：

杨朝军.证券市场流动性理论与中国实证研究[M].上海交通大学出版社，2008.

徐海涛.限制卖空对证券市场收益偏度和波动性影响的实证研究[J].辽宁工学院学报，2005（03）.

廖士光，杨朝军（2005b）.卖空交易机制、波动性和流动性——一个基于香港股市的经验研究[J].管理世界，2005（12）：6-14.

廖士光.融资融券交易价格发现功能研究——基于标的证券确定与调整的视角[J].上海立信会计学院学报，2011（01）.

杨德勇，吴琼.融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J].中央财经大学学报，2011（05）.

唐艳.我国股市融资融券与股市波动的 VAR 模型分析[J].金融与经济，2012（09）：17-20.

朱相平,朱灏. 融资融券:理论综述及在我国的实践意义[J]. 经济视角(下),2011,01:61-64.

陈涤非,李红玲,王海慧,张建平. 通胀预期形成机理研究——基于 SVAR 模型的实证分析[J]. 国际金融研究,2011,03:29-36.

张欢,成金华. 中国能源价格变动与居民消费水平的动态效应——基于 VAR 模型和 SVAR 模型的检验[J]. 资源科学,2011,05:806-813.

[杨德勇,吴琼. 融资融券对上海证券市场影响的实证分析——基于流动性和波动性的视角[J]. 中央财经大学学报,2011,05:28-34.

李自磊,张云. 美国量化宽松政策对金砖四国溢出效应的比较研究——基于 SVAR 模型的跨国分析[J]. 财经科学,2014,04:22-31.

陈海强,范云菲. 融资融券交易制度对中国股市波动率的影响——基于面板数据政策评估方法的分析[J]. 金融研究,2015,06:159-172.

顾海峰,孙赞赞. 融资融券对中国证券市场运行绩效的影响研究——基于沪深股市的经验证据[J]. 南京审计学院学报,2013,01:22-30.

刘烨,方立兵,李冬昕,李心丹. 融资融券交易与市场稳定性:基于动态视角的证据[J]. 管理科学学报,2016,01:102-116.

巴曙松,朱虹. 融资融券、投资者情绪与市场波动[J]. 国际金融研究,2016,08:82-96.

王旻,廖士光,吴淑琨. 融资融券交易的市场冲击效应研究——基于中国台湾证券市场的经验与启示[J]. 财经研究,2008,10:99-109.

蔡笑,田奎. 融资融券对股市流动性影响的实证检验[J]. 商业时代,2010,31:56-57.

万彩敏. 融资融券对标的证券超额收益率影响的实证研究[D].西南财经大学,2014.

徐世福. 融资融券交易与股价变化的实证研究[D].浙江财经大学,2015.

陈璇. 股票融资融券交易的市场效应研究[D].山东财经大学,2013.

文艳军. 融资融券对我国股票市场的影响研究[D].西南财经大学,2012.

孙珊. 融资融券对我国股市流动性和波动性的影响研究[D].天津财经大学,2016.

高晶. 融资融券对我国股市流动性和波动性影响的实证研究[D].重庆大学,2016.

闫娜. 融资融券交易对我国股市波动性及流动性影响的研究[D].西南财经大学,2016.

潘庭庭. 融资融券对我国股票市场流动性和波动性影响的实证研究[D].沈阳理工大学,2016.

周鑫. 融资融券业务对我国股市流动性影响的实证分析[D].湖南大学,2014.

于孝建.融资融券交易对中国股市流动性和波动性的影响——以沪市为例[J].华南理工大学学报(社会科学版),2012,14(02):1-7.

邓丹凤.基于实证分析的融资融券对我国股市波动的影响研究[J/OL].现代营销(下旬刊),2017(09):135-137[2018-02-16].

罗维. 融资融券对我国股市波动性的影响研究[D].湖北大学,2016.

潘庭庭. 融资融券对我国股票市场流动性和波动性影响的实证研究[D].沈阳理工大学,2016.

刘迎. 我国 IPO 发行对股市波动的影响研究[D].西北大学,2013.

陈永伟.股市波动的杠杆效应检验:一种新的方法[J].中国管理科学,2012,20(05):31-37.

于孝建.融资融券交易对中国股市流动性和波动性的影响——以沪市为例[J].华南理工大学学报(社会科学版),2012,14(02):1-7.

赵丽丽. 互联网财经新闻对股市影响的定量分析[D].西南财经大学,2012.

温思凯. 中国股票市场波动成因研究[D].西南财经大学,2010.

温德清．政策因素对我国股市波动影响的实证研究[D].江西财经大学,2004.

陈泽忠．中国股市的波动性研究[D].西南财经大学,2001.

Yanxi Li1,Jing Long2. Stock Market Volatility and Earnings Management:A Regional Perspective[A]．中国管理现代化研究会.第五届（2010）中国管理学年会——会计与财务分会场论文集[C].中国管理现代化研究会:,2010:11.

Zhuang Xiao-wei,Jin Xiu. Correlation analys is between topological properties and market volatility of stock network based on complex network[A]．东北大学、IEEE 新加坡工业电子分会.第 27 届中国控制与决策会议论文集[C].东北大学、IEEE 新加坡工业电子分会:,2015:4.

Tonn Talpsepp. International Comparison of Local Currency Effects on Stock Market Volatility Asymmetry in Asian Markets[A]. International Economics Development and Research Center(IEDRC).Proceedings of 2012 2nd International Conference on Economics,Trade and Development[C].International Economics Development and Research Center(IEDRC):,2012:6.

Houping Liu,Liying Wang,Yun Tang. Study on China's Stock Index Futures and Stock Market Volatility--Based on the Analysis of the CSI 300 Index[A]. Information Engineering Research Institute,USA.Proceedings of 2012 International Conference on Research Challenges in Social and Human Sciences(ICRCSHS 2012) Volume 1[C].Information Engineering Research Institute,USA:,2012:8.

C.Z.SUN,Y.W.YANG. Analysis of the Correlation between Macro-economy and Stock Market Volatility Employed by Time-varying Copula and ICA[A]. International Research Association of Information and Computer Science.Proceedings of International Conference on Industrial Technology and Management Science(ITMS 2015)[C].International Research Association of Information and Computer Science:,2015:6.

Miller,E．msk，uncertainty and divergence of opinion[J]．Journal of Finance，1977(32)：1151—1168．

Verreeehia,D．Constraints On Short Selling and Asset Price Adjustment To Private formation[J]．Journal of Financial Eeonomics，1 987(18)：277-3 1 1.

Scheinkman，J．A．&W．Xiong．Overcondence and speculative Bubbles[J]．Journal of Political Economy,2003(11)：1183-1219．

Jian-Guo Zhou. Risks of Margin Trading of Investors in China[A]. Singapore Management and Sports Science Institute,Singapore、Academic Conference Institute, USA.Proceedings of 2016 EBMEI International Conference on Education, Information and Management(EBMEI-EIM 2016)[C].Singapore Management and Sports Science Institute,Singapore、Academic Conference Institute, USA:,2016:5.

Yang Deyong,Wu Qiong. The Impact of Margin Trading on the Liquidity and Volatility of the Securities Market Based on the empirical research of the Shanghai security market[A]. IEEE Beijing Section、IEEE Wuhan Section、Guangdong University of Business Studies、Engineering Information Institute.Proceedings of 2011 International Conference on Business Management and Electronic Information(BMEI 2011) VOL.01[C].IEEE Beijing Section、IEEE Wuhan Section、Guangdong University of Business Studies、Engineering Information Institute:,2011:5.

Heejoon Han. Quanitle Dependence between Stock Markets and Its Application on Volatility Forecasting[A]. 中国统计学会、中国概率统计学会、中国现场统计研究会、中国统计教育学会、中华机率统计学会.第十届海峡两岸统计与概率研讨会摘要集[C].中国统计学会、中国概率统计学会、中国现场统计研究会、中国统计教育学会、中华机率统计学会:,2016:1.

Sang Hoon Kang. Volatility transmission between Gold futures and Singaporean stock markets[A]. Global Research & Development Services.Conference Proceedings of the International Conference on Business,Economics,Legal Studies and Humanities(ICBELSH)[C].Global Research & Development Services:,2015:1.

Iqra Khalid. DETERMINANTS OF STOCK PRICE VOLATILITY IN KSE: THE MEDIATING ROLE OF CORPORATE DIVIDEND POLICY CASE OF PTCL AND WORLD CALL[A]. Global Research & Development Service.Proceedings of 2nd International Conference on Science and Technology (2nd ICST), Kuala Lumpur[C].Global Research & Development Service:,2014:1.

Affan Ahmad. MODELING STOCK MARKET VOLATILITY USING GARCH MODELS:EVIDENCE FROM KSE 100 INDEX[A]. Global Research & Development Service.Conference Proceedings of International Conference on Business Innovation, Economics, Law, Social Sciences & Humanities (ICBELSH)[C].Global Research & Development Service:,2014:2.

WILLIAM BRENT CARPER. DIVIDEND POLICY AND STOCK PRICE VOLATILITY:A RE-EXAMINATION OF THE EVIDENCE[A]. 美国尼亚加拉大学.2008 年国际会计与商业会议论文集[C].美国尼亚加拉大学:,2008:1.

Amihud Y. Illiquidity and stock returns: Cross-section and time-series effects. Journal of Financial Markets, (2002)5, 31-56.