

SHANGHAI JIAO TONG UNIVERSITY

**学士学位论文**

## BACHELOR’S THESIS



论文题目： 中国股市日历效应及其影响因素研究

学生姓名:

学生学号: 515120910122

专 业: 金融学

指导教师:

学院(系): 安泰经济与管理学院



SHANGHAI JIAO TONG UNIVERSITY

**学士学位论文**

## BACHELOR’S THESIS



论文题目： 中国股市日历效应及其影响因素研究

学生姓名: 陆树成

学生学号: 515120910122

专 业: 金融学

指导教师: 许永国

学院(系): 安泰经济与管理学院

中国股市日历效应及其影响因素研究

摘要

日历效应是股票市场的一种异常现象，指股票在特点的时段具有显著高于或低于其他时段的收益率。本文通过对上证综指、创业板指与深证成指的收益率序列建立已实现Garch模型，检验股指不同时段的周历、月历与假日效应，并引入市场风险因素、投资者情绪因素与政策因素研究三种因素对各类日历效应的影响。实证中市场风险因素与投资者情绪因素的结果与理论分析相符，政策因素的结果与理论分析相反。研究发现中国股市中的各类股票在不同时段具有不同的日历效应，市场风险因素能够减弱正日历效应、增强负日历效应，投资者情绪因素会增强正日历效应、减弱负日历效应，政策因素会减弱所有日历效应。研究说明：日历效应会不断发生变化；资本市场自身蕴含的风险倾向于消除正日历效应，但在不受外部控制的情况下可能引发灾难性的股价下跌；投资者的非理性乐观与从众行会消除负日历效应但会推动股价偏离正常价值；政府部门对资本市场的关注与适当管制程度能够有效减弱市场异象。

关键词：日历效应，已实现Garch模型，市场风险因素，投资者情绪因素，政策因素

**RESEARCH ON CALENDAR EFFECT OF CHINA'S STOCK MARKET AND ITS INFLUENCING FACTORS**

**ABSTRACT**

The calendar effect is an anomaly in the stock market, which means that stocks have significantly higher or lower yields in other periods. This paper establishes the realized Garch model by establishing the yield series of the Shanghai Composite Index, the GEM and the Shenzhen Stock Exchange, and tests the weekly, monthly and holiday effects of the stock index at different times, and introduces risk factors, investor sentiment factors and policy factors. Study the effects of three factors on various calendar effects. The empirical results of risk factors and investor sentiment factors are consistent with theoretical analysis, and the results of policy factors are contrary to theoretical analysis. The study found that various stocks in China's stock market have different calendar effects at different times. Risk factors can weaken the positive calendar effect and enhance the negative calendar effect. Investor sentiment factors will enhance the positive calendar effect, weaken the negative calendar effect, and the policy factors will weaken. All calendar effects. Research shows that the calendar effect will continue to change; the risks inherent in the capital market tend to eliminate the positive calendar effect, but may lead to catastrophic stock price decline without external control; investors' irrational optimism and guild guild Eliminating the negative calendar effect will drive the stock price to deviate from normal value; the government's attention to the capital market and the appropriate degree of control can effectively weaken the market vision.

**Key words:** calendar effect, realized Garch model, risk factors, investor sentiment factors, policy factors

目 录

第一章 绪论 1

1.1 研究背景及研究意义 1

1.1.1 研究背景 1

1.1.2 研究意义 1

1.2 研究方法与内容安排 1

1.2.1 研究方法 1

1.2.2 内容安排 2

1.3 文献综述 3

1.3.1 国外日历效应研究文献综述 3

1.3.2 国内日历效应研究文献综述 4

1.3.3 文献总结与评价 4

第二章 中国股市中的日历效应 6

2.1 日历效应概念 6

2.2 日历效应影响因素 6

2.2.1 市场风险因素 6

2.2.2 投资者情绪因素 7

2.2.3 政策因素 7

2.3 本章总结 8

第三章 中国股市日历效应检验 9

3.1 日历效应检验方法 9

3.2 日历效应建模——R-Garch模型 9

3.2.1 模型选择 9

3.2.2 模型描述与解释 10

3.2.3 模型参数设定 10

3.2.4 日历效应检验步骤 11

3.3 数据选择与处理方法 11

3.3.1 数据选择 11

3.3.2 对数收益率与已实现波动率 11

3.3.3 数据描述性统计 12

3.3.4 数据分段 12

3.4 日历效应检验结果分析 13

3.4.1 模型分布假设确定结果 13

3.4.2 日历效应检验结果 15

第四章 中国股市日历效应影响因素实证分析 16

4.1 日历效应影响因素检验方法 16

4.1.1 检验方法概述 16

4.1.2 检验模型设定与解释 16

4.1.3 日历效应影响因素假设 16

4.2 日历效应影响因素变量构造 17

4.2.1 市场风险因素 17

4.2.2 投资者情绪因素 17

4.2.3 政策因素 18

4.2.4 影响因素变量描述性统计 18

4.3 日历效应影响因素实证分析 19

4.3.1 实证结果 19

4.3.2 实证分析 20

第五章 结论与建议 22

5.1 日历效应检验的结论 22

5.2 日历效应影响因素的结论 22

5.3 相关建议 23

5.3.1 理论研究建议 23

5.3.2 投资建议 23

5.4 本研究的不足之处与改进方法 24

5.5 初稿待补充内容（后续删除） 24

参考文献 25

谢辞 27

1. 绪论
   1. 研究背景及研究意义
      1. 研究背景

自1980年以来，伴随着改革开放和社会主义市场经济发展，中国证券市场逐步成长。1990年11月26日上海证券交易所成立，同年12月1日深圳证券交易所成立，经过近30年的快速成长，上交所与深交所均已发展成为市场结构完整、规范有序运作、高效稳健运行的证券交易所。在2009年10月，深交所设立创业板，专门为自主创新及其他成长型创业企业发展提供融资服务。截至2019年2月，在上交所共有1400余家上市公司，总市值超过32万亿人民币；在深交所主板共有470余家上市公司，总市值超过7万亿人民币；在深交所创业板共有740余家上市公司，总市值超过5万亿人民币。因此，对代表中国股市整体情况的上证综指、深证成指、创业板指中的股市异象进行研究有重要的实际意义，叠加国内对三种指数综合检验日历效应及实证影响因素的研究很少，对沪深两市个股综合测试日历效应结果显著性与稳定性的研究更少，本文选择这三种股指以及沪深两市个股作为中国股市日历效应的研究对象以期在揭示更完整的日历效应及其影响因素，并从多个角度分析产生日历效应这一市场异象的原因。

* + 1. 研究意义

本文共有两个主要目的，首先是检验中国股市的日历效应，其次是实证分析这类日历效应的影响因素。日历效应，指资产收益率在某些特定的时间段内出现异常，如显著为正或者显著为负，且这种异常波动能在长时间范围内持续存在。

检验中国股市的日历效应，是以上证指数、深证成指、创业板指以及沪深两市个股作为主要研究对象，检验其收益率是否存在日历效应。日历效应的表现形式有多种，比如周内效应、月内效应、隔月效应、假日效应等，本文主要检验样本内的周历效应、月历效应与假日效应。例如某一资产存在“负周四效应”指该资产收益率在周四显著为负。

Sullivan等（2001）提出基于主观感受或集体认知得到一些假设从而进行数据挖掘研究是十分危险的，容易得到表象结论而不是真实效果，并以日历效应为例实证了样本内的某一日历效应在样本外往往是不显著的。本文针对这一问题首先以搜索式的方式检验中国股市的日历效应，而后对或有的日历效应搜索相关文献进行初步解答，并应对各类解答设计实证方法检验其正确性。由此引出本文的第二个目的：通过多种方式探究可能与这种异常现象相关的因素，还原日历效应这一表面现象之下的逻辑。

* 1. 研究方法与内容安排
     1. 研究方法

本文所选用的主要数据，即上证指数、深证成指和创业板指日收盘价数据与沪深两市个股日收盘价数据以及年度基本面数据均来自聚宽数据（JQData），JQData是聚宽数据团队专门为金融机构、学术研究和量化研究者们提供的本地量化金融数据服务。

本文将使用引入虚拟变量以及计数变量的基于最小二乘法的线性回归模型对中国股市的日历效应进行检验，该方法借鉴自XXX期刊中XXXX的XXXXX一文。

最基本的模型形式为：

其中对应不同的研究对象，为无风险收益率，即本文主要研究的是超额收益率的日历效应。由于工作量大，内容重复度较高，本文涉及到的回归分析、数据收集与分类、投资组合构造等均使用python3.7编程实现。

* + 1. 内容安排

本文以上证指数、深证成指和创业板指2011年至2018年的日超额收益率数据以及沪深两市上千支个股同时段的日超额收益率数据作为主要样本，检验其具体的日历效应——周内效应、月历效应与假日效应，并在得到具体的日历效应后搜寻相关文献对该现象的解释、假说等，针对该类解释、假说等设计实证检验方法研究日历效应市场异象背后的影响因素。

本文将所选股指按照一定方式划分多个阶段进行日历效应的检验以确保检验得到的日历效应准确无误、非偶然现象以及测量误差导致，并初步预计将全文分为以下五个部分：

（1）介绍本文的研究背景、研究目的与意义、国内外文献综述；

（2）叙述检验日历效应的方法与使用该方法的原因，按照已设计的步骤检验中国股市日历效应；

（3）针对检验得到的日历效应结果，首先搜寻相关文献中的解释与假设，其次依照检验过程中的发现自主提出假设，最后对结果的各类解释、假设进行归类并设计实证方法；

（4）按照第三部分中设计的实证方法进行实证检验，确保识别日历效应的模型始终使用基本模型确保前后结果的一致性与可比性，并得到相应结果；

（5）根据第四部分的结果进一步解释日历效应这一表面现象之下的逻辑，分析与日历效应相关的影响因素以及影响方式。

* 1. 文献综述
     1. 国外日历效应研究文献综述

国外的日历效应研究大致从上世纪30年代的一篇文献开始，Field（1931）最早提出在特定日期股价显著更高的情况，其对道琼斯工业指数1915年到1930年的股指收盘价利用频率统计的方式研究后，发现周六的股指收盘价显著高于周五与周一。

Cross（1973）对S&P500研究发现不仅存在显著的负周一效应，且每当前一个周五收益率为负时，周一的负效应更显著。

French（1980）利用美国、日本、加拿大、英国以及澳大利亚各国的指数研究周末效应，通过T检验的方式，发现各国指数均存在显著的负周一效应，并认为这一现象是周末休市造成的。

Gibbons和Hess（1981）在证实了S&P500与CRSP构建的指数中的负周一效应后，尝试利用平均收益率与市场收益率调整后的股指收益率消除这一现象，发现依然存在显著的负周一效应。

Lakonishok和Levi（1982）对CRSP价值加权指数进行了节假日利率调整，即对于某一交易日，该交易之前休市日为n天，该交易日之后的休市日为m天，则该交易日的收益率调整为(n+1)x-(n-m)y（其中x为股市平均溢价，y为日利率），意在对休市日的预期回报与利率结算进行调整，在排除了该等因素影响后，周一负效应与周五正效应减弱了，但依然显著存在。

Ariel（1987）利用CRSP价值加权指数发现前半月收益率显著高于后半月收益率的月历效应，并排除了来自技术原因的可能性，但并未对这一现象给出解释。

Lakonishok和Smidt（1988）基于90年的道琼斯工业指数日度收益率数据，通过T检验与线性模型发现在周、月、年的转换时点附近有异常的收益率出现。

Choudhry（2000）对1990年至1995年亚洲的新兴国家股市进行研究，利用加入哑变量的GARCH模型发现大部分国家周一收益率最低，几乎所有国家周一条件方差都最高，并将其解释为信息可用理论，即经过周末两个休市日获取的信息相对更多。

Tong（2000）为了识别“负周五/周一效应”，设计合适的计量模型对23个国家的特定股指进行研究，发现并量化了周五负收益传导至周一的效应在大部分国家存在。

Berument和Kiymaz（2001）利用1973年至1997年的S&P500指数研究周内效应，利用线性模型、均值方程加入星期哑变量的GARCH模型以及均值与波动方程均加入星期哑变量的修正GARCH模型得到了相近的结论，并将周五条件方差最高解释为宏观经济数据经常于周四、周五公布，将周三收益率最高而条件方差最低解释为该日投资者拥有周内过去两天的信息并有充分时间对未来两天作出反应。

Worthington（2010）利用线性模型考察了1985年至2005年澳大利亚市场中的周内效应、月末效应与月历效应，发现显著的负周二效应、负9月效应与月初正效应，但这类效应在1987年股市崩盘后变得难以识别，反应市场逐渐变得弱有效。

* + 1. 国内日历效应研究文献综述

国内的日历效应研究从中国股市开始趋于成熟的本世纪初开始，奉立城（2000）发现沪深两市都存在不同程度的负周二效应与正周五效应，并认为这是股票市场无效率的体现，且上海股市比深圳股市更加无效率。

陈超和钱苹（2002）对中国股票市场周内效应进行了在检验，并不赞同奉立城（奉立城，2000）数据处理的依据，认为其没有考虑到1996年末的涨跌停板制度，因此对数据重新分段并采用线性回归模型，发现周内效应在中国是一个偶然现象，并认为将这类现象与市场是否有效相关联值得怀疑。

赵留彦和王一鸣（2004）使用交叠样本方法以及GARCH模型，发现沪深两市1994年前存在负周一效应，随着1995年T+1制度实施出现了正周五效应，后期正周五逐渐弱化说明市场效率得到改进，且周一的收益率波动幅度始终显著高于其他交易日，认为这是来自周末信息的结果。

张兵（2005）使用滚动样本检验的方式，结合GARCH模型分析日历效应在中国股市一段时间的动态变化，发现某种日历效应一旦被提出, 该效应从此后就不再显著。

陆磊和刘思峰（2008）利用GARCH模型对1996年至2007年上证综指日收益率进行了节日效应的实证研究，发现不同节日的节日效应有显著差异，且并非由其他日历效应引起，并指出可能与受节日影响较大的行业或节日期间的投资者情绪有关。

邓金炉（2010）以2005年至2009年沪深300股指日收益率作为研究对象，将样本按理论分为三个稍有重叠的阶段，并发现正周一效应在总体与前两个时间段内都存在，并从报表粉饰假说与信息效应的角度尝试解释这一现象。

韩国文和刘安坤（2014）在发现沪深股市的负周一/正周五效应后，认为该现象与浓厚的投机氛围以及“政策依赖症有关”。

魏晓然（2017）对创业板指数进行了日历效应的检验，发现其存在正周三、周五以及二月效应，并通过划分大小公司以及结合Fama三因子两种方式对创业板内个股分别检验上述效应后发现，公司规模与Fama三因子对上述效应有解释作用。

孙仕倩（2018）利用GARCH族模型基于2010年至2016年的沪深300指数研究周历效应，发现存在显著为负的周四效应，并认为该现象与重大政策公布后消化时间以及投资者的羊群效应有关。

* + 1. 文献总结与评价

国外对日历效应的研究大多集中与上个世纪后期，研究的方法从最初较为简单的频率统计与最小二乘估计线性回归到引入较为复杂的ARCH模型等，但进入2000年以后高质量的研究逐渐稀少，原因可能来自于本世纪初Sullivan等人（2001）的“Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns”一文，该文章以理论分析与实证分析结合的方式指出日历效应这类从主观感受出发的数据挖掘研究的危险性。本文针对这一问题采用了搜索式的检验方法，并针对实证检验的结果提出假设，再进行后续影响因素的检验。

国外的研究大多局限于单一的收益率数据本身，不断改变模型以探究更进一步的日历效应或其背后的原因，这确实会陷入数据挖掘陷阱，得到仅存在与局部样本的过拟合特征。本文引入大量公司层面特征数据，对结果进行异质化分析以得到更为直观的结果。

国内对日历效应的研究缺乏对其产生原因或相关因素的实证分析，即探究中国股市存在何种日历效应，将结果与前人的研究进行对比，而对造成日历效应的原因或与其相关的因素探究上大部分都属于主观猜测，这依然是陷入数据挖掘陷阱的表现——无论何种结果总可以有相应的主观解释。本文对各类假说、解释进行实证分析以检验其在中国股市中是否成立。

综上所述，本文选用相对较新的收益率数据以及更为全面的个股数据对中国股市中的日历效应进行全面的探索与检验，并在检验完成后引入辅助数据与信息，设计相应方法以客观的方式探究与中国股市日历效应相关的影响因素。

1. 中国股市中的日历效应检验
   1. 日历效应概念

日历效应指股票的平均超额收益在某个特定时段显著高于或低于其他时段的股票市场异象，如“负周四效应”指某股票的收益率在周四显著为负，且这一现象在长时间始终存在。日历效应这一市场异象存在本身说明了市场的非有效性，该现象始终无法消除说明引发该现象的原因可能是多方面的。

* 1. 日历效应检验方法

本文选用的日历效应检验方法借鉴自XX期刊中XX一文使用的检验方法，基本模型选用引入虚拟变量的基于普通最小二乘的线性回归模型

最基本的模型形式为：

其中对应不同的研究对象，为无风险收益率，为虚拟变量。本文主要研究的是相对于无风险收益而言的股市超额收益率的日历效应，更符合资本市场定价理念。

* + 1. 选用基于OLS的线性回归模型原因

相较于用最普通小二乘法估计的线性回归模型，研究日历效应另一普遍的方法是使用广义自回归条件异方差（Generalized Auto Regressive Conditional Heteroscedastic, Garch）模型，简略查阅的XXX篇文献中，有XXXX篇使用了Garch模型（此处将Arch模型也归类为简单Garch模型的一种），有XXXXX篇使用了线性模型。本文对两种方法进行对比后选用了最小二乘法估计的线性回归模型。

使用Garch模型研究日历效应的基本模型为：

以下是具体的原因：

（1）Garch模型较为复杂而OLS线性模型较为简单，但较为复杂的建模并未对检验日历效应提供更多准确度与便利性。Garch模型复杂之处在于其均值方程的自回归形式以及对波动率建模，Garch模型均值方程的自回归形式在研究日历效应时并不发挥作用：复杂的自回归项以及移动平均项（即AR项与MA项）会使得检验得到的日历效应哑变量系数失去意义；波动率方程在Garch项滞后阶数较低时，基于极大似然法的模型联合估计结果与OLS线性回归模型区别不大，而高阶的Garch项滞后阶数会导致模型的似然函数收敛过慢，对于大量样本的研究而言时间成本过高，与本文的研究方法并不相契合。

（2）Garch模型除方程中可通过回归估计的大量参数，如变量系数、截距项、分布参数（自由度）外，仍然存在不可通过回归估计得到的超参数，如均值方程中AR项与MA项的滞后阶数、波动率方程中Garch项的滞后阶数、分布的选择、优化方法（优化算法、训练步长）等。任何一个超参数的变化均会对结果造成影响，且影响大小不一，过多的选择会导致凌乱结果的出现，错过检验到真实日历效应的可能。过多的认为选择因素会影响结果的一致性与真实性，在前期准备中发现适当改变滞后项且不影响模型充分建模检验（Ljung-Box检验与LM检验）的情况下会出现不同的日历效应结果。而简单的OLS线性模型不存在超参数，结果中的人为可控因素极小，结果复现程度极高，可信度更强。

（3）对Garch模型参数的估计通常使用迭代更新参数的方式最小化对数似然函数，对于本文所使用的数据长度以及各类模型的设定形式求解时间约为0.2-0.5秒，且部分估计中似然函数无法收敛，需要记录下并调整参数重新估计确保收敛，否则得到的结果无意义；基于OLS的线性模型对于本文所使用的数据长度求解时间约为0.005秒。本文的研究对象较为全面、数量较多，检验与后续影响因素实证中的回归次数较多，过长的求解时间与过多的参数设定不利于研究的前后对比、复现、修正等。

* + 1. 模型使用方法

（1）对于检验周历效应，本文使用以下模型：

其中仅当时间为星期时等于1，其余则等于0。即本文使用代表周一至周五的5个哑变量进行回归分析，模型未包含截距项。

（2）对于检验假日效应，本文所指的假日效应专指节后效应，使用以下模型：

其中为超额收益率的均值常数，即截距项，为本交易日相距上一交易日间隔的天数，如周一时通常为2，国庆节后第一天通常为7，具体通过日期间做差获得：

-1

（3）对于月历效应的检验，本文将日度数据缩短为月度数据，并仿照检验周历效应的方式设计以下模型：

* + 1. 检验日历效应步骤

为了确保所检验到的日历效应是真实存在的，并非偶然的模型选择所导致或某对象特有的现象，本文设计了以下检验步骤：

（1）首先对上证综指、深证成指、创业板指三股指2011年至2018年的日度超额收益率序列检验是否整体上存在日历效应。

上海证券综合指数即上证指数（或上证综指），该指数的样本股是在上海证券交易所上市的全部股票，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有全面性的特点；深证成指，该指数的样本股是在深圳证券交易所挂牌上市的所有股票中抽取流动性高、基本面好、具有发展前景的500家公司，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有成分股优质的特点；创业板指的样本股是深圳证券交易所中于创业板上市的基本面好、流动性高的100家公司，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有成分股具有上市门槛低、风险高、成长性强的特点。此外，创业板指成分中的100家公司均纳入深证成指成分中。三种股指各具特点，本文将三种股指作为日历效应首要的研究对象，可确保结果在大范围股票中具有稳定性，并且从小样本入手有利于进行研究初期的各类调整、筛选。

若存在显著的日历效应，则划分不同时段进行分时段回归检验，观察这一检测结果在时间窗口上的稳定性，确保这一市场异象不是由于各时段叠加后出现的测量异象。

（2）对于显著的某一日历效应，本文对2009年1月1日起已经上市的共1603支沪深两市股票进行个股日历效应的检验，观察这一日历效应在个股层面的稳定性与普遍性。

首先检验与指数中得到的日历效应相同系数的正负情况，例如指数中结果为的系数显著一致地为正，则统计个股中的系数为正的个数，实际为的算术平均超额收益率。

其次统计个股中的系数显著以及整体模型F统计量显著的个数，前者说明在t检验下显著区别于0，后者说明每个特定日期下平均超额收益率相同的原假设被拒绝。

最后统计个股中的系数显著结果中的正负情况，检验其是否与指数中得到的日历效应结果相同。

依据以上统计结果得到结论，即中国股市是否存在某一日历效应。

* 1. 相关数据处理

在日历效应检验部分，本文用到上证综指、深证成指与创业板指三股指以及个股的日度收益率数据，通过日度收盘价格计算：

无风险利率选用一年期国债收益率计算，通过简单日化年收益率的方式得到结果：

对于个股的样本数量，2011年1月1日起已经上市的XXX支股票中共有XXX支出现停牌时间过长（超过研究时段长度的四分之一）的问题，删除这些股票后剩余XXX支股票是本文最终的检验对象。

以下是各数据的描述性统计：

上证综指、深证成指、创业板指描述性统计，均值，标准差，偏度峰度，稳定性，最大最小值；个股去公司层面描述性统计，均值，标准差，偏度峰度，最大最小值，个股平均收益率描述性统计，均值，标准差，偏度峰度，最大最小值，稳定百分比。

* 1. 日历效应检验结果
     1. 初步搜索式检验

本文首先对三股指进行了日历效应检验，首先是周历效应的初步检验结果：

检验结果表

分析。

其次是月历效应的初步检验结果：

检验结果表

分析。

最后是假日效应的初步检验结果：

检验结果表

分析。

* + 1. 普遍性与稳定性检验
    2. 结论

根据本部分多种形式的反复检验，得到可信且可复现程度高的结果：本文认为中国股市在2011年至2018年长达8年时间存在显著的负周四效应，即大部分股票在周四的平均超额收益率显著为负。

值得注意的一点是，显著的负周四效应结论与周四表现为负收益的概率高并无关系，前者是周四收益率随机变量的均值为负，后者是周四收益率随机变量分布呈现负偏度（左偏）。

1. 日历效应的影响因素
   1. 日历效应的普遍影响因素
   2. 负周四效应的解释与相关假说
   3. 本章总结
   4. 日历效应检验方法

大量的文献表明日历效应在中国股市始终存在。不同学者运用不同研究方法、选用不同研究对象往往得到不同的结论，也从侧面证明日历效应随时间不断发生变化。本文的研究日历效应所用数据较新，且探究日历效应影响因素的模型与大部分学者不同，为了确保日历效应与其影响因素判别的一致性自行检验日历效应。

本文通过对股指收益率序列建模来检验日历效应，选用能够充分代表中国股市的上证综指、创业板指、深证成指作为主要研究对象，并选择较新的数据以期得到更符合当下的结论。本文利用Python进行数据收集与预处理，运用R语言中的rugarch包完成模型的联合估计与各项检验。本文探究日历效应为两类：（1）某种周历、月历效应，属于以随机试探的形式寻找具体可能存在的该类日历效应；（2）假日效应，休市的时间内股票暂停交易，但与股市行情高度相关的信息仍然在被随机地释放，且无法动用的购置股票所用资金的机会成本随休市时间同步增长，休市后的首个交易日股市有较高概率出现收益率的异常波动。

* 1. 日历效应建模——R-Garch模型
     1. 模型选择

本文将基于GARCH模型对中国股市的日历效应进行检验以及后续的影响因素分析，GARCH模型对收益率与其波动率联合建模的方法更加符合资产收益率的真实情况，采用该类方法检验日历效应更为准确。

Engle（1982）首次提出了自回归条件异方差模型（Autoregressive Conditional Heteroscedastic，ARCH），为波动率建模提供了系统框架，其认为资产收益率的扰动是序列不相关的，但不是独立的，且这类不独立性可以用扰动滞后项的简单二次函数来描述。

Bollerslev（1986）为了使ARCH模型拥有更灵活的滞后结构，类似AR过程扩展为ARMA过程将ARCH过程扩展为广义ARCH（Generalized-ARCH，GARCH）过程。

为了在模型中体现正负收益率的非对称性，Nelson（1991）与Glosten、Jagannathan和Runkle（1993）分别提出了指数GARCH模型（Exponential-ARCH，EGARCH）与门限GARCH模型（Threshold-ARCH，TGARCH）。

Hansen、Huang和Shek（2011）提出，在高频金融数据已广泛使用的背景下，现有文献介绍了许多已实现波动率的测量，例如由Andersen和Bollerslev提出的已实现波动率（1998），这类已实现波动率相比于以往收益率（扰动）平方而言，在对波动率建模以及预测上都更加实用、更具有信息性，并以此建立了已实现GARCH模型（Realized-GARCH，R-GARCH）。

结合以上各类GARCH模型的特点，本文将使用R-GARCH（Realized-GARCH）模型来检验中国股市的日历效应：首先，已实现GARCH模型由于添加了日内已实现波动率对股指收益率有更好的拟合能力（Christoffersen et al.，2010），相比于普通GARCH模型建模更加充分；其次，R-GARCH模型中的测度方程能识别波动的非对称性，与股市正、负向波动带来的收益率变动非对称性相符；再者，使用GARCH族模型进行建模在理论上使得模型贴合股票收益率的条件异方差性，且可识别波动率的聚集特点；最后，在对股指收益率拟合能力更好的模型中加入日历效应后，其检验到的日历效应更具有准确性。

* + 1. 模型描述与解释

R-Garch模型的具体形式由3个线性方程组成：

第一个方程为均值方程，该方程左边是股指对数收益率，方程右边是ARMA(p,q)部分加代表日历效应的其他外生变量，本文初始采用最为简单的ARMA(0,0)的形式，不对该部分作过多探究将模型复杂化，但若联合估计结果中的均值方程建模不充分则适当添加AR与MA项，是独立同分布且均值为0方差为的收益率扰动项（error项），的具体分布可根据建模需要而变化。

第二个方程为波动率方程，即对收益率扰动的对数方差进行建模，方程右边为之后q阶的对数已实现波动率以及滞后p阶的对数方差，类似GARCH模型的波动率方程，只是将收益率扰动替换为已实现波动率，该方程表明过去更大的已实现波动率与收益率的波动会导致未来更大的收益率波动，依然符合资产收益率波动率聚集现象。

第三个方程为测度方程，是对数已实现波动率表示为收益率扰动的方差与标准化收益率扰动函数的具体形式，是的杠杆函数，具体形式取，预期为负且为正，来自的负向变动导致的对数已实现波动率变动并传导至方差（将第三个方程代入第二个方程右边）的变动大于来自的正向变动。

方程之所以采用对数线性形式，是由于天然地,其中是收益率扰动项，实际也是,其期望值即日收益率的方差，自然十分接近日内已实现波动（对日收益率方差的近似），故而第三个方程扩展地写成是与的函数形式，能够更准确地测量估计。

额外加入测度方程的R-GARCH模型相比于普通GARCH模型多了已实现波动率这一桥梁，若将第三个方程代入第二个方程右边的，得到的新方程与能够反应收益率扰动正负变化带来波动非对称变化的指数GARCH模型十分接近，两者的杠杆函数略有不同。

* + 1. 模型参数设定

（1）确定R-Garch模型中均值方程与波动方程的滞后阶数

相较于ARCH模型可使用均值方程残差项平方序列的偏自相关函数来确定阶数，GARCH族模型的阶数不易确定，且高阶GARCH模型会出现不稳定的情况，对较为严格的拟合或预测任务通常通过排列组合的方式来结合贝叶斯信息准则（Bayesian Information Criterion, BIC）或者赤池信息准则（Akaike Information Criterion, AIC）确定GARCH项与ARCH项的滞后阶数。本文的重点不在于精确拟合或者预测，无需建立过于复杂的R-GARCH模型，因此所有模型的波动方程初始均设定为GARCH（1,1）的形式，仅当回归结果的均值方程残差项未通过充分建模检验时才重新设定更为复杂的模型。均值方程中的ARMA项阶数与波动率方程中的GARCH项采用同样的策略来确定。

（2）选择模型中均值方程收益率扰动所服从的分布

标准化的收益率扰动通常被认为服从标准正态分布，由于本文建模的对象是具有尖峰厚尾特点的金融时间序列，故本文首先检验何种分布更适合所选用的数据，将从标准正态分布、具有厚尾特征的学生t-分布、GARCH模型常用的广义误差分布三种分布中选择。

分布的选择遵循以下步骤：1.检验所选股指的对数收益率序列是否具有GARCH效应；2.取用某一种分布，在均值方程中不加入任何代表日历效应的外生变量情况下得到回归估计结果；3.检验R-GARCH模型是否建模充分；4.比较三种分布下标准化残差项与所用分布的QQ图以及KS检验结果并选择最优分布。

* + 1. 日历效应检验步骤

分别对上证指数、创业板指、深证成指各时段进行步骤相同的检验：

第一步，以试探的形式检验周历与月历效应，将周一至周五、一月至十二月哑变量均添加入均值方程中并回归得到估计结果，在标准化残差及其平方的Ljung-Box统计量均不显著的情况下记录均值方程中显著的周历、月历效应（称为建模充分，即通过均值方程中的ARMA项与波动方程中的GARCH项成功消除了标准化残差中的自相关与其平方的自相关），否则重新建模。

第二步，在代表周、月历效应的哑变量系数存在多个均为显著的情况下，仅记录系数绝对值最大的一个作为该股指该时段的周、月历效应。

第三步，检验假日效应，将代表本交易日与上一交易日休市天数的离散变量添加入均值方程中并回归得到估计结果，在标准化残差及其平方的Ljung-Box统计量均不显著的情况下确认休市天数变量的系数是否显著，否则重新建模，若休市天数变量的系数显著则表明存在假日效应。在建模不充分情况下，若反复重新建模至模型的波动率方程过于复杂且仍然无法通过Ljung-Box检验，则认为该股指该时段无任何日历效应。

* 1. 数据选择与处理方法
     1. 数据选择

本文所用的基础数据包括上证指数、深证成指2010年1月至2019年1月与创业板指2010年6月至2019年1月的日收盘价数据与日内五分钟高频交易数据。数据运用python通过API方式调用，来源为聚宽数据（JQData）。上海证券综合指数即上证指数（或上证综指），该指数的样本股是在上海证券交易所上市的全部股票，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有全面性的特点；深证成指，该指数的样本股是在深圳证券交易所挂牌上市的所有股票中抽取流动性高、基本面好、具有发展前景的500家公司，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有成分股优质的特点；创业板指的样本股是深圳证券交易所中于创业板上市的基本面好、流动性高的100家公司，将其作为中国股市日历效应研究样本之一是其具有成分股具有上市门槛低、风险高、成长性强的特点。此外，创业板指成分中的100家公司均纳入深证成指成分中。

三种股指各具特点，本文将三种股指作为日历效应主要的研究对象，是为了确保实证所得结果具有一致性与适用性。

* + 1. 对数收益率与已实现波动率

R-Garch模型是对收益率序列建模并引入已实现波动率的模型。本文首先将所用日收盘价数据转换为对数收益率数据，假设为股指时期的收盘价，则对数收益率：

已实现波动率（Realized Volatility, RV）最早由Andersen和Bollerslev提出，是衡量单日波动率的一项指标，本文选用该指标代理测度方程中的每日波动测度，假设为股指时期时刻的价格，则为股指时期时刻的对数收益率，那么已实现波动率：

由于本文选用5分钟高频交易数据构造已实现波动率，而股票每日交易4小时共计48个交易数据，收益率是一阶差分变量，已实现波动率最终表示为47个数据的平方和。

* + 1. 数据描述性统计

本文对各股指的对数收益率以及已实现波动率进行了描述性统计，结果如下表所示：

**表3-1 各股指对数收益率与已实现波动率描述性统计表**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  |  | 对数收益率 | 已实现波动率 |
| 上证综指 | 观测数 | 2697 | 2697 |
| 均值 | -0.00027 | 0.000233 |
| 方差 | 0.016275 | 0.000456 |
| 最小值 | -0.08873 | 7.5E-06 |
| 最大值 | 0.090343 | 0.006996 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* |
| 创业板指 | 观测数 | 2108 | 2108 |
| 均值 | 0.000111 | 0.000286 |
| 方差 | 0.020138 | 0.000538 |
| 最小值 | -0.09332 | 1.5E-05 |
| 最大值 | 0.06914 | 0.007281 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* |
| 深证成指 | 观测数 | 2697 | 2697 |
| 均值 | -0.00032 | 0.000301 |
| 方差 | 0.018671 | 0.000488 |
| 最小值 | -0.0861 | 1.21E-05 |
| 最大值 | 0.091615 | 0.006324 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* |

* + 1. 数据分段

日历效应在不同时段的表现不同，对数据分段研究有利于获得更准确的日历效应。本文依照牛熊市的市场风格将数据划分为3段，牛熊市的具体分界线由隐马尔科夫模型的解码过程确定。

本文将对数收益率、已实现波动率、交易量、换手率四个较能体现熊市与牛市的市场风格的变量联合作为服从多元高斯分布的观测序列，并将熊市与牛市作为隐马尔科夫模型的两个隐态，建立具有两个成分的高斯混合分布隐马尔科夫模型，通过解码过程得到每日对应的隐态（即属于熊市或牛市），获得最终的牛熊分段结果：

上证综指第1时段：2010年1月初至2014年10月末，共1168个数据。

上证综指第2时段：2014年10月初至2016年3月末，共364个数据。

上证综指第3时段：2016年3月初至2019年1月末，共716个数据。

创业板指第1时段：2010年6月初至2015年4月末，共1190个数据。

创业板指第2时段：2015年5月初至2016年4月末，共266个数据。

创业板指第3时段：2016年4月初至2019年1月末，共693个数据。

深证成指第1时段：2010年1月初至2015年4月末，共1290个数据。

深证成指第2时段：2015年4月初至2016年8月末，共351个数据。

深证成指第3时段：2016年8月初至2019年1月末，共610个数据。

* 1. 日历效应检验结果分析
     1. 模型分布假设确定结果

各类检验的结果与最终分布的确定结果如下表所示：

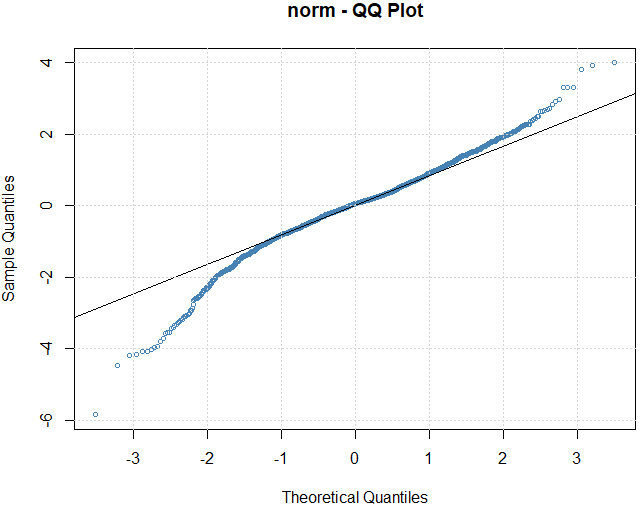
**表3-2 模型分布假设选择结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 股指名称 | 观测值 | GARCH效应检验 Ljung-Box | 分布假设 | 分布参数 | KS检验 | 具体模型 | 结果 |
| 上证综指 | 2147 ln(2147)≈8 | 收益率平方 Q(8)=683.26 \*\*\* | 标准正态分布 | 无 | 0.046467 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 广义误差分布 |
| t-分布 | 自由度4.6 | 0.066286 \*\*\* |
| 广义误差分布 | 均值0 方差1 自由度1.2 | 0.0159 |
| 创业板指 | 2108 ln(2108)≈8 | 收益率平方 Q(8)=687.21 \*\*\* | 标准正态分布 | 无 | 0.052258 \*\*\* | ARMA(1,1) GARCH(1,1) | 广义误差分布 |
| t-分布 | 自由度8.7 | 0.047186 \*\*\* |
| 广义误差分布 | 均值0 方差1 自由度1.5 | 0.03516 \*\* |
| 深证成指 | 2147 ln(2147)≈8 | 收益率平方 Q(8)=618.83 \*\*\* | 标准正态分布 | 无 | 0.05403 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 广义误差分布 |
| t-分布 | 自由度5.6 | 0.062489 \*\*\* |
| 广义误差分布 | 均值0 方差1 自由度1.3 | 0.02062 |

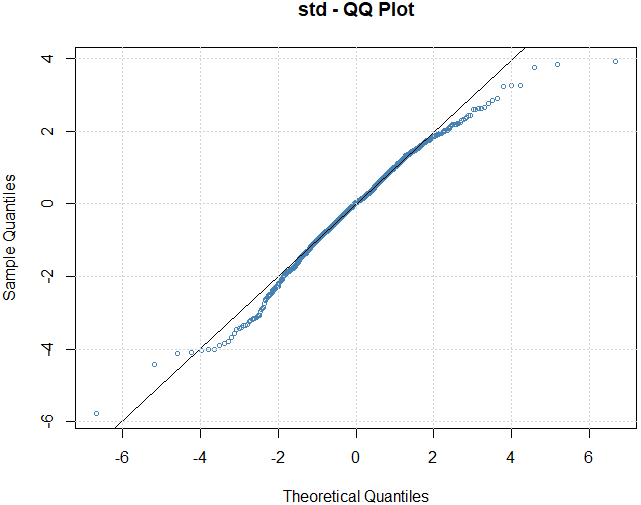
以上证综指为例，首先检验股指对数收益率与日内已实现波动率的平稳性，R-GARCH依然是线性回归模型，需避免由非平稳时间序列得到伪回归结果；其次是股指对数收益率序列的GARCH效应检验，上证综指对数收益率平方的Ljung-Box统计量在滞后阶数为8阶（ln(2147)≈8）时依然显著，说明上证综指对数收益率序列的GARCH效应在统计上是显著的，可以建立波动率模型与测度模型进行联合估计。

分别用三种分布假设进行联合估计，估计结果中的标准化残差与其平方的Ljung-Box统计量均不显著，再记录下t-分布与广义误差分布优化参数中的自由度；检验联合估计结果中的标准化残差是否服从对应理论分布，运用KS检验（Kolmogorov-Smirnov是比较一个频率分布f(x)与理论分布g(x)或者两个观测值分布的检验方法，原假设为某数据服从一个理论分布）得到结果为上证综指最合适的见面破分布假设是广义误差分布。此外，参照模型联合估计结果的标准化残差项与各分布的QQ图也能获得同样的结果：

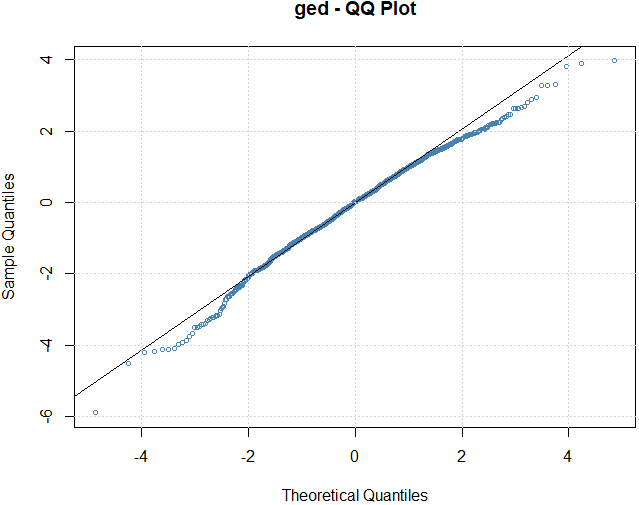
**图3-1 R-Garch模型标准化残差分布QQ图-正态分布**



**图3-2 R-Garch模型标准化残差分布QQ图-学生t分布**



**图3-3 R-Garch模型标准化残差分布QQ图-广义误差分布**



关于创业板指与深证成指与上证综指相似，结果如表3-2所示，均选择广义误差分布作为扰动项的分布假设。

* + 1. 日历效应检验结果

各股指各时段的日历效应结果如下表所示：

**表3-3 日历效应检验结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 股指名称 | 模型参数 | 周历效应 | 系数 | 模型参数 | 月历效应 | 系数 | 模型参数 | 假日效应 | 系数 |
| 上证综指1 | ARMA(0,0) GARCH(4,5) | 负周四 | -0.001834 \*\*\* | ARMA(1,1) GARCH(5,5) | 正一月 | 0.003900 \*\*\* | 无法充分建模 | 无 | 无 |
| 上证综指2 | ARMA(1,1) GARCH(1,1) | 正周一 | 0.003395 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正五月 | 0.008746 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正 | 0.001582 \*\*\* |
| 上证综指3 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 | ARMA(0,0) GARCH(5,5) | 正二月 | 0.002519 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |
| 创业板指1 | ARMA(1,1) GARCH(1,1) | 负周四 | -0.002848 \*\* | ARMA(2,2) GARCH(1,1) | 负一月 | -1.820387 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |
| 创业板指2 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正二月 | 0.021192 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |
| 创业板指3 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正周五 | 0.003797 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 负十二月 | -0.004574 \* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |
| 深证成指1 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 负周四 | -0.002506 \*\* | ARMA(0,0) GARCH(2,2) | 正二月 | 0.004353 \*\*\* | ARMA(1,1) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |
| 深证成指2 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 负周五 | -0.002087 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 负一月 | -0.016451 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正 | 0.001045 \*\*\* |
| 深证成指3 | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 正周二 | 0.002738 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 负十二月 | -0.004305 \*\*\* | ARMA(0,0) GARCH(1,1) | 无显著 | 无 |

以上证综指1时段（即时段2010年1月初至2014年10月末）为例，在均值方程中加入代表周一、二、四、五的哑变量，周三效应可提现在均值方程常数项中；调整均值方程与波动率方程直至建模充分，最终的模型为ARMA(0,0)-GARCH(4,5)，代表周四的哑变量回归系数为-0.001834且在0.01的显著性水平下显著（P值为0.003387），则确认上证综指该时段具有负周四效应，记录如表所示的数据以及模型的具体形式；月历效应的检验与周历效应完全相同；假日效应由于仅有一个代表休市天数的离散变量无需进行第二次联合估计。检验各股指各时段的各类效应后得到上表中的结果。

上证综指、创业板指、深证成指各时段的日历效应并不相同，参照此结果将数据按照时段拆分是正确的，也符合其他学者所得到的结论——日历效应会随时间发生变动。其中三次出现周四效应均为负效应，即周四收益率显著为负；三次出现二月效应均为正效应，即二月收益率显著为正；二次出现十二月效应均为负，即十二月收益率显著为负；各股指各时段共检验出二次正假日效应，即该交易日之前的休市天数越长收益率越高，大部分假日效应的结果均为不显著——除了上证综指的第一时段即便令波动率方程为GARCH(8,8)的形式依然无法通过充分建模的检验。

从日历效应检验的整体结果来看，各时段均有显著的日历效应，且本文仅取多个日历效应中影响最大（联合估计系数显著且最大）的一个，由此可见股票市场的该类市场异象始终存在。此外，仅在上证综指与深证成指的第2时段检验出了假日效应，该时段覆盖中国股市的一次大幅动荡，可能与出现假日效应紧密相关。

1. 中国股市日历效应影响因素实证分析
   1. 日历效应影响因素检验方法
      1. 检验方法概述

基于第三章获得的日历效益检验结果，本文通过量化第二章中影响日历效应的三种因素进行实证检验。为保证前后结果的一致性，本文不对模型进行大幅度修改或者换用其他模型进行实证检验。最终通过添加各因素与日历效应的交互项到R-Garch模型均值方程的方式检验日历效应影响因素。

* + 1. 检验模型设定与解释

添加各因素与日历效应哑变量的交互项，均值方程变为：

其中为除所研究的日历效应外的其他日历效应哑变量（如研究正二月效应，则表示除二月以外其他月份，目的是保持与原模型的一致性，假日效应没有一项），下标用以标识某一股指某一时段，下标用以标识某一日历效应，为日历效应哑变量与股市风险指标交互项，交互项系数是主要研究对象之一。

将均值方程提取公因式后可以得到：

某一日历效应即：

则：

交互项系数是各因素对日历效应的影响值，本文仅研究其正负性，具体含义需结合日历效应进行探讨。

* + 1. 日历效应影响因素假设

结合第二章对日历效应相应因素的理论分析以及本章的模型可以得到相应的原假设：

（1）代表股市风险的指标越大，加强正日历效应并减弱负日历效应；

（2）代表投资者（乐观、狂热）情绪的指标越大，加强正日历效应并减弱负日历效应；

（3）代表政策发布数量的指标越大，加强所有日历效应。

与三个原假设对应的均值方程假设表达为：

（1），；

（2），；

（3），。

具体的检验方法与前一部分检验日历效应时相近：（1）通过加入交互项进行联合估计，适当调整模型的ARMA项与GARCH项确保建模充分；（2）记录交互项系数，结合未加入交互项时的系数与预期结果进行比较分析，得到影响日历效应的因素。

* 1. 日历效应影响因素变量构造
     1. 市场风险因素

市场风险因素变量的衡量指标选用股市平均市盈率构造。市盈率指标相较于标准差、峰度、偏度等收益率序列的高阶矩估计或者平均的贝塔系数指标具有更直观、收益与风险兼备的特点，且面向投资者更广，能够被广大中小投资者理解。基本的市盈率指标公式为：

分子是股票短期供求均衡的结果，分子越大说明近期股票价格变高，投资者近期在该股票上获得资本利得，同时也承担更高的风险；分母是股票价值的体现，是投资者对公司未来利润预测的重要基准，分母越大说明股票具有长期投资价值，相应的持有风险下降。

市盈率高低需要一个基准，相对于各类股票可以取用该股票所在行业的平均市盈率，而本文的研究对象是股票指数，因此选用当期市盈率与10个交易日前市盈率差分作为市场风险因素的度量。该差分值越大，说明当期相较于往期市盈率较高，股价处于高位或者股票价值较低，承担风险较大。具体计算方式为：

差分符号右边是股指平均市盈率的计算方法，将股指内所有股票看作一支股票，利用总市值除以总净利润的方式计算市盈率；若对分子、分母同时除以股指成分股总发行数量，可理解为以发行数占比为权重的加权平均股价除以加权平均每股净利润。

* + 1. 投资者情绪因素

投资者情绪因素变量选用换手率与威廉变异离散量指标进行合成。换手率代表股票在一段时间内的换手交易频率，该值越高说明股票的流动性越高、投资者对该股票的关注程度越高，股指的换手率高说明市场整体交易活跃、短期投资频繁、投机因素强；威廉变异离散量由Larry Williams所创，是将成交量作为权重的量价指标，该指标将收盘价之上的价位称为压力位、将开盘价之下的价位称为支撑位，最终结果为衡量压力位之下、支撑位之上的区域占总波动区域的百分比，该值越大，说明投资者购买意愿强、对股市为未来预期乐观。两个指标中，换手率更能体现情绪因素中的从众效应，威廉变异离散量更能体现当期投资者的乐观程度。

换手率的计算公式为：

；

威廉变异离散量的计算公式为：

。

其中，威廉变异离散量中的求和符号指过去六日加和值，本文所用的换手率为过去20日平均换手率。依据模型设定部分，仅用一个交互项研究日历效应影响因素，因此将两个指标用主成分分析法进行降维，仅取第一主成分代表量化后的投资者情绪因素。

* + 1. 政策因素

政策因素主要通过《新闻联播》的内容构造，本文计数新闻的标题与内容中包含“股市”、“证监会”、“金融”三个关键词的条数，选择《新闻联播》的新闻内容有以下优点：（1）《新闻联播》受众广，收到社会各界关注，是各类新闻的汇总处；（2）是一个新闻“筛选”平台，新闻标题与内容所表达的含义是一致、清晰的，《新闻联播》中播报的新闻是近期具有较大社会影响的。

量化政策因素的具体方法如下：（1）获取每日包含关键词的新闻条数；（2）所有数据对应的日期往后延期1日，例如二月一日的新闻条数对应日期变为二月二日，因为《新闻联播》的播报在当日股市收盘以后，并非同时或者提前进行，作为解释变量不适合具有超前的效应；（3）将新日期中的休市日对应的新闻条数依次加至后一天，例如原先周五播报的新闻在第二步中日期变为周六，属于休市日，添加至周日后再添加至周一；（4）在读取关键词时同时包含三个关键词的新闻会被重复计算，且某一新闻同时包含三个关键词的可能较大，导致数据间的差异较大，取对数值减少差异，也使数据更平稳，具体操作为平滑处理的取对数法：

与国家密切相关的重要新闻首先会在《新闻联播》中播报，与关键词相关的新闻条数增多说明政府近期对该领域关注较高、出台政策较多，引申为近期政府对资本市场的政策影响较大。

* + 1. 影响因素变量描述性统计

依照前文内容构造相应变量后，本文对量化后的三种因素指标进行了描述性统计，结果如下表所示：

**表4-1 影响因素变量描述性统计表**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 市场风险因素 | 情绪因素 | 政策因素 |
| 上证综指 | 观测数 | 2697 | 2697 | 2697 |
| 均值 | -0.048206155 | 5.16252E-16 | 2.9055579 |
| 方差 | 1.378532271 | 1.502878749 | 0.4504431 |
| 最小值 | -15.945 | -1.80273722 | 2.3142704 |
| 最大值 | 6.602 | 5.603192118 | 4.0963016 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* | \*\*\* |
| 创业板指 | 观测数 | 2108 | 2108 | 2108 |
| 均值 | 0.165844402 | 2.19411E-16 | 2.9755356 |
| 方差 | 5.500450626 | 1.046652916 | 0.3890731 |
| 最小值 | -31.22 | -3.50297409 | 2.35786 |
| 最大值 | 43.25 | 4.977782379 | 4.1037718 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* | \*\*\* |
| 深证成指 | 观测数 | 2697 | 2697 | 2697 |
| 均值 | -0.054864664 | 5.43668E-16 | 2.9055579 |
| 方差 | 1.904556672 | 1.273639859 | 0.4504431 |
| 最小值 | -16.37 | -2.07100959 | 2.3142704 |
| 最大值 | 13.59 | 4.733494947 | 4.0963016 |
| ADF-test | \*\*\* | \*\*\* | \*\*\* |

* 1. 日历效应影响因素实证分析
     1. 实证结果

按照前文的模型设定与检验方法，日历效应影响因素的实证结果如下表所示：

**表4-2 日历效应影响因素——周历效应**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 股指名称 | 周历效应 | 风险因素 | 情绪因素 | 政策因素 |
| 上证综指1 | 负周四 | -0.003027 \*\*\* | 0.007383 \*\*\* | 0.001184 \*\*\* |
| 上证综指2 | 正周一 | -0.009536 \*\*\* | 0.004435 \*\*\* | -0.002389 \*\*\* |
| 上证综指3 | 无显著 |  |  |  |
| 创业板指1 | 负周四 | -0.000984 \*\*\* | 0.003956 \*\*\* | 0.001515 |
| 创业板指2 | 无显著 |  |  |  |
| 创业板指3 | 正周五 | 0.000959 \*\*\* | 0.002835 \*\*\* | -0.004195 \*\*\* |
| 深证成指1 | 负周四 | -0.002465 \*\*\* | 0.005015 \*\*\* | 0.001586 \*\*\* |
| 深证成指2 | 负周五 | -0.002612 \*\*\* | 0.003282 \*\*\* | 0.000050 |
| 深证成指3 | 正周二 | -0.002687 \*\*\* | 0.004418 \*\*\* | -0.001651 \*\*\* |

**表4-3 日历效应影响因素——月历效应、假日效应**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 股指名称 | 月历效应 | 风险因素 | 情绪因素 | 政策因素 | 假日效应 | 风险因素 | 情绪因素 | 政策因素 |
| 上证综指1 | 正一月 | -0.005050 \*\*\* | 0.005791 \*\* | 0.002562 \*\*\* | 无 |  |  |  |
| 上证综指2 | 正五月 | -0.005757 \*\*\* | 0.007713 \*\*\* | 0.015665 | 正 | -0.004137 \*\*\* | 0.002194 \*\*\* | -0.001129 \*\*\* |
| 上证综指3 | 正二月 | 0.003307 \*\*\* | -0.001241 \*\* | -0.000235 | 无显著 |  |  |  |
| 创业板指1 | 负一月 | -0.001602 \*\*\* | 0.008932 \*\*\* | -0.006718 | 无显著 |  |  |  |
| 创业板指2 | 正二月 | -0.003183 \*\*\* | 0.007371 \*\*\* | -0.105563 \*\*\* | 无显著 |  |  |  |
| 创业板指3 | 负十二月 | -0.002674 \*\*\* | 0.003601 \*\*\* | -0.015438 \*\*\* | 无显著 |  |  |  |
| 深证成指1 | 正二月 | -0.004206 \*\*\* | 0.005075 \*\* | 0.002261 | 无显著 |  |  |  |
| 深证成指2 | 负一月 | -0.011343 \*\*\* | 0.023819 \*\*\* | 0.072164 \*\*\* | 正 | -0.002567 \*\*\* | 0.002100 \*\*\* | 0.000139 \*\*\* |
| 深证成指3 | 负十二月 | -0.011616 \*\*\* | 0.009968 \*\*\* | 0.060204 \*\*\* | 无显著 |  |  |  |

* + 1. 实证分析

市场风险因素与日历效应哑变量交互项系数基本与理论分析后的假设结果相同。所进行的日历效应市场风险因素检验共18个，结果均显著（显著性水平为0.01）。假设中，交互项系数，满足假设的结果共有16个，占比达到88.89%。分别观察正与负日历效应，所有负日历效应与市场风险因素的交互项系数均为负值，与假设一致；正日历效应中有2个结果与假设相反，满足假设的结果占比达到75%。更清晰的结果如下表所示：

**表4-4 市场风险因素对日历效应影响解析表**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 风险因素 | 周历效应 | 月历效应 | 假日效应 | 总计 | 正效应 | 负效应 |
| 与假设相同结果 | 6 | 8 | 2 | 16 | 8 | 8 |
| 总检验数 | 7 | 9 | 2 | 18 | 10 | 8 |
| 占比 | 86% | 89% | 100% | 89% | 80% | 100% |

整体而言，市场风险因素加强负日历效应的结论相比减弱正日历效应的结论更令人信服，两个结论均具有可信性。结合代理市场风险因素的实际指标，股指平均市盈率相较于往期10个交易日的增加值越大，股指越高或股指成分股加权平均每股净利润越小，投资者承担风险越大或股指整体蕴含价值越低，减弱当期正日历效应、加强当期负日历效应。回顾前一小节的交互项 “”更易理解这一结果：其中即为日历效应，以负日历效应的结果为例，该变量目前为负值，并令该变量等于作为被解释变量，则“”，负的联合估计交互项系数表明市场风险因素增大时日历效应结果将减小，更小的负值表明加强负日历效应。

情绪因素与日历效应哑变量交互项系数基本与理论分析后的假设结果相同。总体结果见下表：

**表4-5 投资者情绪因素对日历效应影响解析表**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 情绪因素 | 周历效应 | 月历效应 | 假日效应 | 总计 | 正效应 | 负效应 |
| 与假设相同结果 | 7 | 8 | 2 | 17 | 9 | 8 |
| 总检验数 | 7 | 9 | 2 | 18 | 10 | 8 |
| 占比 | 100% | 89% | 100% | 94% | 90% | 100% |

所进行的日历效应情绪因素检验共18个，结果中15个在0.01的显著性水平下显著，3个在0.05的显著性水平下显著。假设中，交互项系数，满足假设的结果共有17个，占比达到94.44%，整体可信度高。结合代理情绪因素的变量含义，结果表明投资者情绪中从众效应越强、羊群行为越普遍或者投资者乐观、自信程度越高，加强当期正日历效应、减弱当期负日历效应。

政策因素与日历效应哑变量交互项系数中符合理论假设的极少，且共计18个检验中存在6个检验结果不显著，占比达到33.33%。从显著结果来看，与假设完全相反的结果较多，满足的结果总计为9个，占比达到75%。本文通过制表的方式更清晰地呈现结果：

**表4-6 政策因素对日历效应影响解析表**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 政策因素 | 周历效应 | 月历效应 | 假日效应 | 总计 | 正效应 | 负效应 |
| 与假设相反结果 | 5 | 3 | 1 | 9 | 5 | 4 |
| 总检验数 | 5 | 5 | 2 | 12 | 7 | 5 |
| 占比 | 100% | 60% | 50% | 75% | 71% | 80% |

对于显著的结果，拆分为周、月与假日效应以及正负日历效应进行解析。将与假设完全相反的结果（即政策因素能够减弱所有日历效应）作为研究对象：（1）政策因素对周历效应的影响是完全一致的减弱，可信度较高；（2）政策因素对月历与假日效应的影响中仅有半数左右是一致的，可信度低；（3）政策因素减弱负日历效应的结论比政策因素减弱正日历效应的结论更加可信。因此该部分的结论为，实证结果表明政府的政策对股市影响越大，减弱当期周历效应与负日历效应。

1. 结论与建议
   1. 日历效应检验的结论

本文利用已实现Garch模型检验上证综指、创业板指与深证成指的周历效应。

从一致结果来看，各股指的第1时间段均检验出了显著性的负周四效应，说明在2015年牛熊市交替之前的时段周四的收益率显著低于其他星期；上证综指与深证成指的第2时间段均检验出来正假日效应,说明在我国股市2015年牛熊交替的时间段内某交易日前的休市时间越长则该交易日的收益率越高。

从各类效应来看，月历效应中所有的二月效应均为正效应，即当期处于二月份中的交易日收益率显著高于处于其它月份的交易日收益率；月历效应与周历效应在发生效应变换时未出现重复的情况，可以认为一定时期内的日历效应变换与往期的日历效应会不相同；假日效应显著结果较少且均为正效应，共计9次检验中仅有2个时段出现显著结果，从概率学角度讲，仅加入一个外生变量进行系数识别存在显著结果的概率自然小于加入更多外生变量的情况，如周历与月历效应。

日历效应的检验结果说明了将各股指各时段分别检验的必要性，各股指各时段表现出不同的日历效应，日历效应不断发生变化或者消失再出现，若将其叠加至同一区间检验，各效应之间的相互影响会导致无法检验到正确的日历效应。

* 1. 日历效应影响因素的结论

市场风险因素，代表此时股市所蕴含的投资风险，市场风险因素越大说明投资者承担的风险大、股市波动较大、市场难以形成一致预期下的均衡。检验结果表明：当某一股票市场的某一时间段存在正日历效应，即特定时期的收益率显著高于其它时期，更大的市场风险因素会使该类显著超额的收益减少；当某一股票市场的某一时间段存在负日历效应，更大的市场风险因素会使该类显著的负收益增加，导致该负日历效应更加严重，增加市场异常波动。总体而言，市场风险因素来源于市场交易本身，资本市场的存在必然伴随市场风险因素的存在，这一结果表明市场自身的调节机制可有效地消除正日历效应，但对于负日历效应却会使其进一步增强，引发更大的市场波动，从而投资者所承担风险进一步增大，引发“滚雪球”般的系统性风险。

投资者情绪因素，代表众多投资者的集体乐观程度与短期购买意愿，投资者情绪因素越大说明投资者处于更狂热的逐利情绪下，从众行为更多，情绪扩散更快、更广，理性的投资决策更少，短期投机行为过盛。检验结果表明，当某一股票市场的某一时间段存在正日历效应，更大的投资者情绪因素会使该类显著超额收益增加，进一步增强该时段的正日历效应，引发更大的异常波动。投资者情绪对日历效应的影响效果与市场风险因素相反，在社交网络发达的如今，极易在个体投资者中传导的短期投机心理加剧原本异常正收益现象，并倾向于消除原有的负收益异常现象，不受到控制的狂热投资者情绪因素会造成股价短期内的虚高，若该因素未受到有效控制，可能在长时间内生成巨大市场泡沫，当市场中的投资者所承担风险大于狂热情绪带来的盲目乐观时，引发如“股灾”一类的市场灾难。

政策因素，代表近期政府部分对资本市场的关注程度，具体表现为资本市场相关的新闻报道、政策的发布与实施等。我国政府部分对资本市场的控制力、影响力、执行力较强，按原有理论分析认为这样较大影响的政策若频繁出现，或在市场本处于异常波动中出现，会引发更大的异常波动。本文的研究结果发现政府部分对资本市场的关注程度高、出台更多相关政策的情况下，有助于消除所有日历效应，即政府部分的存在引发了以下两种结果：（1）控制了由市场本身的风险因素可能进一步加强的负日历效应，并与该因素一道倾向于消除正日历效应；（2）控制了投资者的乐观非理性因素可能进一步加强的正日历效应，并与该因素一道倾向于消除日历效应。这一结果说明我国政府部门在利用“看得见的手”影响资本市场时一定程度上做到相互补充、相互协调，政府部门长久以来探索政府与市场最佳组合是有成果的。在资本市场处于异常波动中时，市场对政府部门出面干预的理解是保守、有助市场趋于稳定的。

* 1. 相关建议
     1. 理论研究建议

日历效应与市场本身的风险因素密切相关，随之产生或消失。将日历效应作为纯粹的市场异象并期望消除日历效应而进行相关理论研究是无意义的，而应当着重于研究引发日历效应并使之变动的背后因素，并针对各类因素做出相应结论。

日历效应在前人的研究中已经发现在样本外是不显著的，本研究同样发现不同时段不同研究对象所展现的日历效应是不一致的。对于某一组金融资产，研究其历史收益与波动数据并将或有的日历效应作为下一段时期的投资策略是要承担极大风险的。日历效应在这一研究问题中是一种内生的结果，它产生于各类不同的因素，若关注各类于历史收益与波动显著的因素本身以设计投资策略能够有效降低风险，减小时间序列系统中内生结果可能存在的时滞性。这类投资策略中的因素与量化策略中的因子极为相近。

* + 1. 投资建议

依照本文的研究，以识别各类日历效应并期望获取超额收益是十分危险的，日历效应作为一种现象不仅于识别上可能存在时滞性，其本身也具有时变性，投资策略与投资对象之间的错配会带来随机策略般的结果，其期望收益接近零但存在风险，应当摒弃这类投资方式。

投资者在进入资本市场时应当明确收益与风险并存的特点，资本市场中不存在必然获取收益的投资策略，盲目偏激的投资方式会造成巨大的损失。

投资者应当正确认识自身金融素养水平，定期参与金融素养相关培训，将富足资金均匀分布到各类资产中，并理性看待预期收益的可观性，不盲目寻求资产净值的上升。

本文的研究发现股市中的投资者乐观情绪会推动股市上涨，产生定期超额收益的日历效应异象，经由各类媒体或平台进一步扩大的乐观情绪可能是股市泡沫的产生源头。该类行为无法避免，甚至存在于任何成熟的市场中，但投资者自身更高的金融素养有助于遏制市场中虚假信号的传播、减少投资决策中的草率与非理性行为，最终有助于缓解股市泡沫生成或减轻股市灾害带来的严重后果。

* + 1. 政策建议

针对理论分析部分中政策因素的结论，政府部门在制定股市相关的整改政策时应当更加审慎，将评估广大个体投资者的对政策长短期反应程度与结果作为是否实施政策的依据之一。针对实证分析结果，本研究发现政府部门对资本市场的关注程度与政策出台力度一定程度上有效控制了日历效应这一市场异象，说明政府部门在股市中发挥了重要的稳定作用。政府部门在遵循市场资源有效配置的机制同时，明确自身定位、避免过度干预市场、充分发挥监管作用以预防市场灾害发生。

针对参与市场交易的投资者，政府部门可适当提高资本市场投资准入门槛，不仅仅在于提高资金存量等因素，还可设定如准入测试、准入考试，并定期要求投资者参与线上培训，增强投资者对各类信息的辨识、处理能力。政府部门还可适当进行交易手续费修改，调高短期内出现频繁交易股票的印花税，可有效抑制大量投资者从众行为驱动下的非理性交易。此外，在如今社交网络与媒体不断发展与完善的情况下，政府部门可选择接入媒体，与投资者做更频繁的互动，帮助投资者理解新政新规，减小虚假信息的传播范围。

* 1. 本研究的不足之处与改进方法

本文主要对日历效应的影响因素研究采用是以代理变量量化各类定性因素并根据交互项系数得到结论的方法，采用代理变量与交互项实则存在一些不足。

从实证研究的具体方法看，未能采取更直接的方式探究能够影响日历效应的因素，将日历效应设计为普通回归模型或者联合估计模型的被解释变量可能会有更加清晰的结果。具体改进方法可能为：识别随时间变动的日历效应后将其设计为被解释变量的形式，并选用其他解释因素对结果进行回归估计或其他建模估计具体的影响效果，这一改进方法的难点在于确保在日历效应影响因素中作为被解释变量的日历效应与检验出的日历效应需具有一致性。

从变量设计看，代理变量能否很好地代表对应的定性因素十分重要，会直接影响实证研究结果，本文所选用的代理变量尽量符合理论因素中的各类特点，但依然与实际期望的结果有一定偏差。例如投资者情绪因素中，与智能手机相关的因素可能具有更好的代理能力，智能手机作为一个能以各种形式传播与接收信息的社交工具极大增强了人类交互效率，诸如券商APP、股票相关贴吧与论坛、金融资讯APP、股票相关微博等，该类软件在智能手机上对于信息的传播效率与口头传播相近，具有传播速度极快、在不同人群间传播无阻的特点，这无疑加重了个体投资者的从众行为与思想传染，造成非理性投资情绪；智能手机上的股票交易十分方便、快捷，这进一步降低了投资者的准入门槛与投资决策时间，容易做出更多非理性决策，造成市场更大的异常波动。该数据具有更好的拟合投资者情绪因素中的非理性、盲目程度与从众行为的能力，但这一数据对于本人来说具有一定的获取难度。

将以上问题解决后，本研究主题可得到进一步完善——获得更直接的日历效应影响因素，并进一步进行因果推断，从实证中找到产生日历效应的原因；运用更精确的影响因素代理变量以获得与研究主题更贴切的结论。

* 1. 初稿待补充内容（后续删除）

（1）数据分段中隐马尔科夫解码问题补充；

（2）已实现Garch模型拟极大似然估计函数；

（3）因素构造中主成分分析结果；

（4）理论分析扩充，影响机制、理论依据；

参考文献

1. SULLIVAN R, TIMMERMANN A, WHITE H. Dangers of data mining: The case of calendar effects in stock returns[J]. Journal of Econometrics, 2001, 105(1): 249–286.
2. ENGLE R F. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation[J]. Econometrica, 1982, 50(4): 987–1007.
3. BOLLERSLEV T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. Journal of Econometrics, 1986, 31(3): 307–327.
4. NELSON D B. Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach[J]. Econometrica, 1991, 59(2): 347–370.
5. GLOSTEN L R, JAGANNATHAN R, RUNKLE D E. On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks[J]. The Journal of Finance, 1993, 48(5): 1779–1801.
6. HANSEN P R, HUANG Z, SHEK H H. Realized GARCH: a joint model for returns and realized measures of volatility[J]. Journal of Applied Econometrics, 2011, 27(6): 877–906.
7. ANDERSEN T G, BOLLERSLEV T. Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models do Provide Accurate Forecasts[J]. International Economic Review, 1998, 39(4): 885–905.
8. CHRISTOFFERSEN P, JACOBS K, MIMOUNI K. Volatility Dynamics for the S&P500: Evidence from Realized Volatility, Daily Returns, and Option Prices[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(8): 3141–3189.
9. FIELDS M J. Stock Prices: A Problem in Verification[J]. The Journal of Business of the University of Chicago, 1931, 4(4): 415–418.
10. CROSS F. The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays[J]. Financial Analysts Journal, 1973, 29(6): 67–69.
11. FRENCH K R. Stock returns and the weekend effect[J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8(1): 55–69.
12. GIBBONS M R, HESS P. Day of the Week Effects and Asset Returns[J]. The Journal of Business, 1981, 54(4): 579–596.
13. LAKONISHOK J, LEVI M. Weekend Effects on Stock Returns: A Note[J]. The Journal of Finance, 1982, 37(3): 883–889.
14. ARIEL R A. A monthly effect in stock returns[J]. Journal of Financial Economics, 1987, 18(1): 161–174.
15. LAKONISHOK J, SMIDT S. Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective[J]. The Review of Financial Studies, 1988, 1(4): 403–425.
16. CHOUDHRY T. Day of the week effect in emerging Asian stock markets: evidence from the GARCH model[J]. Applied Financial Economics, 2000, 10(3): 235–242.
17. TONG W. International evidence on weekend anomalies[J]. Journal of Financial Research, 2000, 23(4): 495–522.
18. BERUMENT H, KIYMAZ H. The day of the week effect on stock market volatility[J]. Journal of Economics and Finance, 2001, 25(2): 181–193.
19. WORTHINGTON A C. The decline of calendar seasonality in the Australian stock exchange, 1958–2005[J]. Annals of Finance, 2010, 6(3): 421–433.
20. 奉立城. 中国股票市场的“周内效应”[J]. 经济研究, 2000(11): 50–57.
21. 陈超钱苹. 中国股票市场“周内效应”再检验[J]. 经济科学, 2002(01): 85–91.
22. 赵留彦, 王一鸣. 中国股市收益率的时变方差与周内效应[J]. 世界经济, 2004(01): 51–61.
23. 张兵. 中国股市日历效应研究:基于滚动样本检验的方法[J]. 金融研究, 2005(07): 33–44.
24. 陆磊, 刘思峰. 中国股票市场具有“节日效应”吗?[J]. 金融研究, 2008(02): 127–139.
25. 邓金炉. 沪深300指数日历效应实证研究[D]. 上海师范大学, 2010.
26. 韩国文, 刘安坤. 沪深股市周内效应再检验[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2014, 20(03): 33–41.
27. 魏晓然. 我国创业板市场的日历效应及影响因素研究[D]. 安徽财经大学, 2017.
28. 孙仕倩. 基于GARCH族模型的股市日历效应实证研究[J]. 纳税, 2018(03): 159–160.

谢辞

（谢辞正文）

**RESEARCH ON CALENDAR EFFECT OF CHINA'S STOCK MARKET AND ITS INFLUENCING FACTORS**

The calendar effect is an anomaly in the stock market, which means that stocks have significantly higher or lower yields in other periods. This paper establishes the realized Garch model by establishing the yield series of the Shanghai Composite Index, the GEM and the Shenzhen Stock Exchange, and tests the weekly, monthly and holiday effects of the stock index at different times, and introduces risk factors, investor sentiment factors and policy factors. Study the effects of three factors on various calendar effects. The empirical results of risk factors and investor sentiment factors are consistent with theoretical analysis, and the results of policy factors are contrary to theoretical analysis. The study found that various stocks in China's stock market have different calendar effects at different times. Risk factors can weaken the positive calendar effect and enhance the negative calendar effect. Investor sentiment factors will enhance the positive calendar effect, weaken the negative calendar effect, and the policy factors will weaken. All calendar effects. Research shows that the calendar effect will continue to change; the risks inherent in the capital market tend to eliminate the positive calendar effect, but may lead to catastrophic stock price decline without external control; investors' irrational optimism and guild guild Eliminating the negative calendar effect will drive the stock price to deviate from normal value; the government's attention to the capital market and the appropriate degree of control can effectively weaken the market vision.