

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区别于其他时段的收益率。本文对上证指数、深证成指、创业板指以及沪深两市2011年之前上市的上千支个股批量使用线性模型进行日历效应检验，在经过时间稳定性与个股普遍性检验后，认为中国股市存在显著的负周四效应，即大部分中国股市中的股票在周四的期望超额收益率为负。对于检验得到的负周四效应结果：在查阅相关文献中其他学者对这一现象的解释后发现Matti等人的因子风险溢价周期性传导模型有助于解释负周四效应，即个股超额收益中的负周四效应来源于收益的定价模型中的风险溢价，并通过代表个股截面间差异的敏感系数传导至收益中；还发现国内得到相同日历效应结论的学者认为融资融券业务的开展对个股出现负周四效应有一定解释力度。对应理论解释与假设本文进行了实证：本文选用具有坚实理论基础且广受认可的Fama五因子模型对Matti的理论模型具体化进行实证研究，通过投资组合分组、负周四效应对公司特征线性回归以及个股是否具有显著负周四效应对因子风险溢价敏感系数逻辑回归后，发现来自盈利能力因子风险溢价的正周四效应可通过对应敏感系数有效传导至个股超额收益中变为负周四效应，且盈利能力较弱公司的股票中负周四效应更显著；通过对融资融券标的股票进行分组的方式检验其与负周四效应之间的相关性后发现分组后的周四效应仅有细微差别，统计上该假说并不成立。

关键词：日历效应，个股普遍性检验，批量回归，因子风险溢价周期性传导，融资融券，Fama五因子模型

**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 a significantly different rate of return than other periods in the characteristic period. This paper examines the calendar effect of the Shanghai Model, SZC, GEM and Shanghai and Shenzhen stock markets using thousands of stocks before 2011. After the time stability and the test of individual stocks, China is considered The stock market has a significant negative Thursday effect, meaning that stocks in most Chinese stock markets are expected to have negative excess returns on Thursday. For the results of the negative Thursday effect obtained by the test: after reading the explanations of this phenomenon by other scholars in the relevant literature, it is found that the factoric risk periodic conduction model of Matti et al. helps to explain the negative Thursday effect, that is, the excess returns of individual stocks. The negative Thursday effect is derived from the risk premium in the income pricing model and is transmitted to the income through a sensitivity coefficient representing the difference between the cross-sections of the stocks. It is also found that scholars who have the same calendar effect conclusions in the country believe that the margin financing business is carried out on individual stocks. There is some explanation for the negative Thursday effect. Corresponding theoretical explanations and hypotheses are empirically demonstrated in this paper. This paper selects Fama's five-factor model with solid theoretical foundation and is widely used to empirically study Matti's theoretical model, and linearly analyzes the company's characteristics through portfolio grouping and negative Thursday effects. And whether the stocks have a significant negative Thursday effect on the factor risk premium sensitivity coefficient logistic regression, it is found that the positive Thursday effect from the profit factor risk premium can be effectively transmitted to the stock excess return through the corresponding sensitivity coefficient to become negative Thursday effect, And the negative Thursday effect of the stocks with weaker profitability is more significant; the hypothesis is not established by testing the correlation between the stocks of the margin financing and the negative Thursday effect.

**Key words:** calendar effect, individual stock test, batch regression, factor risk premium periodic transmission, margin cash&sec, Fama five-factor model

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 2

1.2.2 内容安排 2

1.3 文献综述 2

1.3.1 国外日历效应研究文献综述 2

1.3.2 国内日历效应研究文献综述 3

1.3.3 文献总结与评价 4

第二章 中国股市中的日历效应检验 5

2.1 日历效应概念 5

2.2 日历效应检验方法 5

2.2.1 选用基于OLS的线性回归模型原因 5

2.2.2 模型使用方法 6

2.2.3 检验日历效应步骤 6

2.3 相关数据处理 7

2.4 日历效应初步搜索式检验 8

2.5 日历效应稳定性与普遍性检验 9

2.5.1 周四效应稳定性与普遍性检验 9

2.5.2 负六月效应稳定性与普遍性检验 11

2.6 结论 11

第三章 日历效应的影响因素 13

3.1 日历效应的普遍影响因素 13

3.2 负周四效应的相关理论假设 13

3.2.1 假设1：周历效应来自因子风险溢价的周期性 13

3.2.2 假设2：融资融券业务加剧中国股市的周历效应 14

3.3 本章总结 15

第四章 中国股市日历效应影响因素实证分析 16

4.1 假设1实证方法 16

4.1.1 假设1实证方法概述 16

4.1.2 假设1的J因子模型具体化：Fama五因子模型 16

4.1.3 假设1的实证内容 17

4.1.4 假设1的实证步骤 17

4.2 假设1实证结果 18

4.2.1 相关数据描述性统计 18

4.2.2 假设1-1的实证结果 18

4.2.3 假设1-2的实证结果 19

4.2.4 假设1-3的实证结果 23

4.2.5 假设1实证结果总结 24

4.3 假设2实证方法 25

4.4 假设2检验结果 25

4.4.1 融资融券数据描述性统计 25

4.4.2 “是否为融资融券标的”投资组合周历效应检验结果 25

第五章 结论与建议 27

5.1 日历效应检验结论 27

5.2 日历效应影响因素研究结论 27

5.2.1 假设1的理论与实证结论 27

5.3 相关建议 28

5.4 本研究的不足之处与改进方法 28

5.4.1 代表公司截面间差异的特征数据信息损失 28

5.4.2 被忽略的六月负期望收益 28

5.4.3 理论模型与实证修正的理论模型不能解释的部分 29

5.4.4 来自盈利能力因子风险溢价的敏感系数的矛盾结果 29

参考文献 30

谢辞 31

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，并通过反复、多重检验的方式确保日历效应存在且稳定，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。

本文最主要的研究意义首先在于以可靠且朴素的方式检验中国股市中确切存在的日历效应，在检验阶段尽量减少人为选择的因素确保得到客观结果，其次在于通过实证方式验证其他学者对日历效应产生原因的各类理论假设是否正确，并依照理论与实证结果对日历效应的相关影响因素及其影响方式给出解答。

* 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。

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python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，检验过程确保所得的日历效应具有可信性；

（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，检验理论假说中的核心内容与实际日历效应的影响因素是否相关；

（5）根据第四部分的结果进一步分析日历效应的影响因素以及影响方式，对全文进行总结。

* 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做出反应。

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。

Matti等（2016）基于Fama-MacBeth回归理念设计了检验季节性收益存在的方法，主要针对月份季节性收益进行了全面的研究，发现美国股票市场存在月份季节性存在的同时还以理论与实证相结合方式验证了收益的月份季节性波动来自于风险因子，并通过设计基于过去相同月份收益来择股的策略获取了13%年收益。

* + 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，确保检验得到的日历效应具有可复现度高、可信度高、稳定以及普遍的特点，并在检验完成后搜寻相关文献对检验结果的解释或假说，相应地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Jeffrey Jaffe等（1985）以及Lakonisho等（1982）在《The Journal Of Finance》上发表的《The Week-End Effect in Common Stock Returns: The International Evidence》以及《Weekend Effects on Stock Returns: A Note》两篇文章，Gibbons等（1981）在《The Journal of Business》上发表的《Day of the Week Effects and Asset Returns》一文，French（1980）在《Journal of Financial Economics》上发表的《Stock returns and the weekend effect》一文，其基本模型选用引入虚拟变量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，t的频率随研究问题的不同而改变，如研究周历效应时为日度，研究月历效应为月度。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分为节前与节后效应，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：

当检验节前效应时，为本交易日相距下一交易日间隔的天数，具体计算方式为：

（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2011年1月1日起已经上市的且样本期内停牌时间不超过两年的共1943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2042支股票中共有99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1943支股票是本文最终的检验对象（后续大量计量分析中所用股票可能略少于该数，因为其中会有部分股票不满足其他条件被剔除）。

以下是各数据的描述性统计：

**表2-1 指数与个股收益率数据描述性统计**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 深证 | 上证 | 创业板 | 个股收益率 （混合） | 个股收益率 （均值） |
| 总数 | 1943 | 1943 | 1943 | 3757762 | 1934 |
| 均值（%） | -0.0292 | -0.0071 | 0.0040 | -0.0107 | -0.0107 |
| 标准差（%） | 1.6341 | 1.3792 | 1.9995 | 2.8274 | 0.0330 |
| 最小值（%） | -8.6036 | -8.8729 | -9.3319 | -26.2785 | -0.1090 |
| 25分位（%） | -0.7588 | -0.5733 | -0.9762 | -1.2354 | -0.0321 |
| 50分位（%） | -0.0043 | 0.0509 | 0.0309 | 0.0000 | -0.0118 |
| 75分位（%） | 0.7926 | 0.6082 | 1.0924 | 1.2350 | 0.0091 |
| 最大值（%） | 6.2542 | 5.6036 | 6.9140 | 252.8882 | 0.1605 |

注：指数1943指的是8年中1943个交易日，个股均值1943指的是1943支个股，相等为巧合

* 1. 日历效应初步搜索式检验

（1）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：

**表2-2 周历效应指数检验结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 周一 | 周二 | 周三 | 周四 | 周五 |
| 上证（%） | -0.0344 | 0.0546 | 0.0095 | -0.1814 | 0.0569 |
| Pvalue | 0.6284 | 0.4342 | 0.8912 | 0.0092 | 0.4151 |
| 深证（%） | -0.0901 | 0.0831 | 0.0051 | -0.2226 | 0.0183 |
| Pvalue | 0.2844 | 0.3149 | 0.9509 | 0.0070 | 0.8252 |
| 创业板（%） | 0.0203 | 0.0966 | 0.0683 | -0.2405 | 0.0172 |
| Pvalue | 0.8442 | 0.3397 | 0.4965 | 0.0173 | 0.8653 |

从回归结果的系数来看，周二至周五的正负情况在三股指中结果均一致，仅有周四的负系数在三股指中显著程度较高。三股指回归结果中的F统计量P值在0.1左右，表明一定程度上拒绝周内5天的平均超额收益相同且为0的原假设。在此次回归中，仅从周四哑变量系数的数量级就可看出周四的平均超额收益显著低于其他时间段。

对于这一结果，因为该周历效应为负效应，首先从超额收益率本身出发分析：超额收益率是原股指收益相对于无风险收益的差额，不排除显著负收益是由该原因导致的，并对原收益率进行了周历效应检验：

**表2-3 周历效应指数检验结果（使用原收益率）**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 周一 | 周二 | 周三 | 周四 | 周五 |
| 上证（%） | -0.0226 | 0.0664 | 0.0213 | -0.1696 | 0.0688 |
| Pvalue | 0.7509 | 0.3414 | 0.7585 | 0.0149 | 0.3249 |
| 深证（%） | -0.0783 | 0.0949 | 0.0169 | -0.2108 | 0.0301 |
| Pvalue | 0.3524 | 0.2510 | 0.8371 | 0.0106 | 0.7159 |
| 创业板（%） | 0.0321 | 0.1084 | 0.0801 | -0.2286 | 0.0290 |
| Pvalue | 0.7555 | 0.2839 | 0.4251 | 0.0236 | 0.7744 |

在原收益率序列中依然发现了与超额收益率相同的结果，排除了这一可能性，实际上无风险利率的数量级在万分之一，不会对如此显著为负的周四平均收益率造成较大影响。

（2）其次是月历效应的初步检验结果：

**表2-4 月历效应指数检验结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 一月 | 二月 | 三月 | 四月 | 五月 | 六月 |
| Pvalue | 上证 | 0.420584 | 0.694207 | 0.702467 | 0.518224 | 0.939723 | 0.075682 |
| 深证 | 0.170679 | 0.505285 | 0.774653 | 0.738074 | 0.786489 | 0.12544 |
| 创业板 | 0.42457 | 0.191469 | 0.478106 | 0.934642 | 0.209728 | 0.385894 |
|  |  | 七月 | 八月 | 九月 | 十月 | 十一月 | 十二月 |
| Pvalue | 上证 | 0.58456 | 0.434059 | 0.955166 | 0.549146 | 0.681608 | 0.401081 |
| 深证 | 0.466708 | 0.190419 | 0.870464 | 0.740695 | 0.952021 | 0.534043 |
| 创业板 | 0.552413 | 0.785147 | 0.82742 | 0.894112 | 0.821042 | 0.368213 |

由于月份变量较多，仅保留P值观察结果，整体上看几乎不存在显著的月历效应，仅有上证指数的六月哑变量系数较显著，结合六月哑变量系数为负说明上证指数可能存在负六月效应。但在其他指数中均为得到类似的结果，待进一步检验以得到结果。

（3）最后是假日效应的初步检验结果：

**表2-5 假日效应指数检验结果**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 上证 | 深证 | 创业板 |
| 节假日前（%） | 0.0046 | -0.0075 | 0.0555 |
| Pvalue | 0.8699 | 0.8193 | 0.1691 |
| 节假日后（%） | 0.0424 | 0.0356 | 0.0346 |
| Pvalue | 0.1282 | 0.2805 | 0.3908 |

节后效应的结果中三股指的结果并不一致，节后效应的结果中三股指的结果一致表现为正的节前效应但并不显著，未通过t检验，不认为中国股指中存在假日效应。

* 1. 日历效应稳定性与普遍性检验
     1. 周四效应稳定性与普遍性检验

对于前一小节中检验得到的较为显著的负周四效应，进行进一步的稳定性检验。

（1）负周四效应结果对样本时段选择的稳定性检验

为了检验其在时间段选择上的稳定性，将所选样本时间段从过去8年略改为过去7年以及过去6年进行检验（依然要确保具有一定的总时段长度，避免偶然性结果），表明负周四效应并非时间段选择的偶然结果：

**表2-6 周历效应非时段选择偶然结果检验**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 上证综指 | | | 深证成指 | | | 创业板指 | | |
| 分段 | 全时段 | 近7年 | 近6年 | 全时段 | 近7年 | 近6年 | 全时段 | 近7年 | 近6年 |
| 周一 | 负 | 正 | 正 | 负 | 负 | 正 | 正 | 正 | 正 |
| 周二 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 |
| 周三 | 正 | 负 | 正 | 正 | 负 | 负 | 正 | 正 | 正 |
| 周四 | *负* | *负* | *负* | *负* | *负* | *负* | *负* | *负* | *负* |
| 周五 | 正 | 正 | 正 | 正 | 正 | 负 | 正 | 正 | 正 |

注：斜体结果为显著结果，仅保留正负，显著性水平为0.1

在样本时间改为2012年至2018年以及2013年至2018年后，依然仅有负周四效应显著为负，其余时间段在各股指中的表现缺乏规律性，且不显著。

（2）负周四效应在个股中的普遍性检验

检验负周四效应在大量个股中的稳定性以及普遍性，是本文区别于其他研究日历效应文章的创新之处，主要采用批量回归的方式检验。

研究对象是沪深两市股票，用以代表中国股市，具体为2011年1月1日已经上市的2042支股票，并剔除了其中停牌时间超过研究样本期四分之一的99支股票。

对个股负周四效应的检验方法与股指相同，针对总计1943支个股的日度超额收益进行回归，结果统计如下表所示：

**表2-7 周历效应个股检验结果汇总**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 周一 | 周二 | 周三 | 周四 | 周五 |
| 正结果占比（%） | 36.2978 | 80.4550 | 76.3702 | 1.1375 | 51.2410 |
| 显著占比（%） 0.1 | 9.3588 | 9.1520 | 3.9297 | 59.0324 | 5.4292 |
| 显著结果中正负比 | 0.1823 | 0.9944 | 0.9737 | 0 | 0.7810 |
| 显著占比（%） 0.5 | 4.5502 | 4.4467 | 1.7063 | 39.3206 | 2.2234 |
| 显著占比（%） 0.01 | 0.8790 | 0.5171 | 0.2068 | 15.2856 | 0.4137 |

总计对1943支股票的回归中，代表周内各时段平均超额收益率的5个回归系数正负结果统计显示在上表。

上表第一行是代表周历效应的哑变量系数正结果占比，未考虑其显著性时该系数实际就是个股周四平均超额收益率，结果表明除了周五外，其他时段均有正负结果不均衡的现象，回归结果中周二与周三系数为正较多，占比分别约为80%与70%，回归结果中周一与周四系数为负较多，占比约为64%与99%。从第一行已经可以到出周四与其他星期的显著不同。

上表的第二行统计了显著性水平小于0.1的结果占总回归结果数的比例，周一与周二都有接近10%的股票表现为显著区别于0，而周四显著区别于0的结果超过一半，约为59%，个数为1147个；上表的第三行对显著性水平小于0.1的结果进行了正负比统计，越接近1则表明显著结果中正负占比越均衡，周二虽然显著结果较多但正负比接近1，周一的结果表明显著为负结果较多，而周四的显著结果中均为负。

上表的第四、第五行进一步严格显著性水平，除周四以外，其他星期的显著结果占比直到显著性水平小于0.01时均发生了量级上的缩小，周四的显著结果占比仍然有15%左右，个数为297个，其他星期十分占比接近0。

整体结果表明周四的负平均超额收益率在多数股票中均为普遍现象，即便在考虑T检验的情况下周四的显著结果仍然高于其他星期，且一致表现为负值，认为负周四效应在中国股票中是普遍存在的，即便显著性水平严格至0.01依然显著区别于其他星期。

回顾一下P值的具体含义：

该定义式表明P值是检验原假设（某星期的平均超额收益率为0）成立的可能性，若始终拒绝原假设，则P值表明错误拒绝原假设的概率，周四的平均超额收益率等于0的可能性小于10%的结果出现了1147次。对于较大样本数量而言，较宽松的P值依然具有很强的说服力，小概率事件会发生但不会频繁发生。

（3）各周历日收益率的正负频率统计结果

对日历效应的初步检验结果显示我国股市存在负周四效应，指我国股市周四的平均超额收益率显著为负。

由此自然提出一个疑问，负周四效应是否意味着周四有更高的概率出现负收益？

实际上，负周四效应的概念与周四出现负收益的概率并无关系，但本文的实证结果表明中国股市中各星期收益率正负占比存在不均衡的现象，周四仍然区别于其他星期：

**表2-8 收益率频率统计结果**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 负 | 正 | 总数 | 负正比 |
| 周一 | 302681 | 355457 | 658138 | 0.8515 |
| 周二 | 310951 | 368238 | 679189 | 0.8444 |
| 周三 | 336493 | 352059 | 688552 | 0.9558 |
| 周四 | 371413 | 312120 | 683533 | 1.1900 |
| 周五 | 328451 | 347062 | 675513 | 0.9464 |

上表结果表明周一至周五中，除周四外均为出现正收益的频率更高，这一步已经表明了周历效应本身和该周历日下出现负收益的概率无关，因为周二周三周五均未发现显著的正收益率，甚至具有轻微负收益的周一出现正收益的频率更高。

周四出现负收益频率比正收益高约19%的现象与负周四效应是否有关系不是本文探讨的内容，周一的结果也表明两者的关系不会很强，前者是高概率出现负值而后者是期望值为负，但这一部分的结果仍然可以表明周四与其他周历日有区别。

（4）周四超额收益率的T检验

在检验出周四收益率的显著不同，且发现周四的收益率出现负值的频率高于出现正值，对于这样一个正负交替的序列进行进一步检验。

本文将所有股票周四的收益率单独取出，忽视个股之间的区别，对总长度约68万个收益率数据进行了单边T检验，结果如下：

再将所有股票周四的平均收益率进行单边T检验，结果如下：

两种T检验的结果表明所有周四收益率构成的序列以及平均收益率构成的序列与0有显著差异呈现负值。

* + 1. 负六月效应稳定性与普遍性检验

对于前一小节中检验得到的较为显著的负六月效应，进行进一步的稳定性检验。

（1）负六月效应结果对样本时段选择的稳定性检验

与检验负周四效应的步骤相同，将所选样本时间段从过去8年略改为过去7年以及过去6年进行检验，结果如下表所示：

**表2-9 负六月效应非时段选择偶然结果检验**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 六月 | | |
|  |  | 全时段 | 近7年 | 近6年 |
| Pvalue | 上证 | 0.0757 | 0.0615 | 0.1108 |
| 深证 | 0.1254 | 0.0761 | 0.1222 |
| 创业板 | 0.3859 | 0.3577 | 0.3468 |

由于月份变量较多且除六月外无显著结果，故仅展示六月系数的P值，结果表明在将样本时段缩短为近7年后上证与深证都出现了更显著的负六月效应，但将样本时段缩短为近6年时三个指数中的负六月效应均不显著，认为未通过非时段选择偶然结果检验，此处的负六月效应可能存在样本时段选择的偶然性。

（2）负六月效应在个股中的普遍性检验

本文选用检验周历效应所用的1943支股票的月度数据进行普遍性检验，结果如下表所示：

**表2-10 月历历效应个股检验结果汇总（TOP3）**

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 一月 | 五月 | 六月 |
| 正结果占比（%） | 0.1158 | 0.4200 | 0.0952 |
| 显著占比（%）0.1 | 0.1132 | 0.1153 | 0.2846 |
| 显著结果中正负比 | 0.0092 | 0.2874 | 0.0036 |
| 显著占比（%）0.05 | 0.0443 | 0.0746 | 0.1976 |
| 显著占比（%）0.01 | 0.0046 | 0.0299 | 0.0834 |

由于月份较多，仅保留P值小于0.1结果较多的三个月份。在个股的普遍性检验中，六月的负效应相较于其他月份略有区别，但其差异并未达到负周四效应的显著程度，P值小于0.1的结果总占比不到三分之一（其中还有少量显著为正）。

结合对负六月效应稳定性与普遍性的检验结果并将之与负周四效应对比，六月与其他月份有一定差异，但普遍性不足、无稳定性，不认为中国股市存在显著的负六月效应，但小部分显著的负六月个股依然具有一定的研究价值作后续探究。

* 1. 结论

根据本部分多种形式的反复检验，排除了研究对象、研究时段的偶然性，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年时间始终存在显著的负周四效应，这一负周四效应在股指中显著、在大部分股票中存在，即股票在周四的平均超额收益率（期望）显著区别于其他时段，呈现负值。

近8年内大部分股票的负周四效应结果不仅表明了该效应的普遍性，也说明该现象具有研究意义，即探究具有什么特征的股票通常会出现更为负周四效应，股票负周四效应的截面间差异本文也为日历效应影响因素探究提供了一种思路。

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期望值为负，后者是周四收益率随机变量取负值的概率更高。

1. 日历效应的影响因素
   1. 日历效应的普遍影响因素
   2. 负周四效应的相关理论假设
      1. 假设1：周历效应来自因子风险溢价的周期性

Matti等（2016）在其发表于《The Journal of Finance》的一篇研究季节性收益名为《Return Seasonalities》的文章中提到收益的周期性来自于因子风险溢价的周期性，文章的主要研究对象是月份效应，在文章末尾提到因子风险溢价周期性传递的理论模型同样在周效应中成立。

该文章研究具有相同日历标识的收益相关性，通过大量对时间维度求平均值的截面回归结果来实证其理论推断，本文并非要模仿该学者的文章检验中国股市中的周效应，因为该方法并不完全适用与研究具体某一周历效应，如负周四效应，但该文章中提出的因子风险溢价周期性传导机制为研究负周四效应的相关影响因素提供了思路。

XXX提出理论认为因子风险溢价的周期性会传导至资产的超额收益中，当一个资产同时暴露于多种风险时，多个因子风险溢价的周期性会聚集。假设超额收益率由J因子模型建模识别，

，(1)

其中是资产i的超额收益率，是随机扰动项。由于因子风险溢价具有周期性，某一因子风险溢价在交易日t的期望值为：

，(2)

为交易日t对应的日历星期（），因子风险溢价表示为周期性风险溢价与随机扰动项的和，

，(3)

中期与同为独立同分布的零均值随机变量。

该作者文中的理论与本文在日历效应检验部分的结果有多个相合之处：

首先，等式(2)的形式与周历效应检验中平均超额收益率显著为负的周四相符，同时与不同个股间负周四效应程度不同的结果相符，可以解释负周四效应在股票横截面间的差异现象。

其次，在时间维度上具有周期性，但等式(3)表明因子风险溢价的周期性在时间维度上不容易被观测到，对于个股而言，即表明股票的周期性超额收益在时间维度上不容易被观测到，因为与()由于随机扰动项与的存在并不会一定相等或相近，其周期性的相等表现为。周历效应检验结果中，发现周四出现负收益的概率与正收益是相近的，并不存在高比例出现负超额收益的情况，很难发现个股超额收益率的周期性的事实与该理论相符。

针对仅有负周四效应的日历效应初步检验结果，对这一理论假设进行适当修改：

即将周历效应改为了具体的周四效应，来自于因子风险溢价的周四效应传导并聚集至个股的超额收益中，此处并不需要，因为周四效应还需要通过代表个股截面间差异的传导，仅需满足即可。

由于设定的改变，周与周之间每个日历星期的周期性变为了周与周之间星期四的周期性，风险溢价的均指项仅在周四时小于零，其余时段均为零。后续对该理论假设的验证将聚焦于本文发现的周历效应中仅有的负周四效应进行，探究负周四效应在个股所暴露风险的因子风险溢价中是否存在，以及是否能通过因子风险溢价传导至个股超额收益中。

该理论的核心有两点：第一在于因子风险溢价的周期性，对于本文而言，即因子风险溢价的负周四效应；第二在于能够代表股票截面间差异的因子系数则诠释了来自因子风险溢价的周期性的传导力度。本文对负周四效应影响因素的实证检验中，对这一理论假说的实证重点将聚焦于这两点。

理论核心中的第二点说明该理论可衍生出另一个假说，即上市公司的特征（即截面间差异）不同会导致负周四效应的表现程度不同，具有一定特征的上市公司股票的超额收益率才会表现出负周四效应或者表现出更强的负周四效应。由于在具有一定特征的上市公司中负周四效应会更显著，通过分组的方式对个股进行研究可使结果更明朗。

该理论假说聚焦于超额收益率所暴露的风险因素，用该假说解释负周四效应，其优点在于坚实的理论基础与切合实际的扩展方法，更在于清晰的影响机制。多因子模型是一种资产定价模型，资产的超额收益率由其所暴露风险的溢价及其自身对该风险的敏感程度决定，这是对所暴露风险的补偿，产生于风险溢价中的周期性天然地会传导至资产超额收益率中，无需进一步的解释说明；其缺点在于该假说倾向于解释周与周之间收益的周期性，即解释周历效应的来源，并非具体的负周四效应，倘若本文第二章日历效应检验中检验出了其他周历效应，如正周三效应，依然可以用该理论假说解释，这一普适性特点带来的缺点是缺乏针对负周四效应形成的独特影响因素检验，虽不影响检验结果的可信性（因为针对不同的或有的周历效应必然会出现不一样的结果），但难以获得针对负周四效应的更进一步结论，该理论假设成立，是将负周四效应的研究对象转移，需要结合其他理论假设对负周四效应加以理解。

* + 1. 假设2：融资融券业务加剧中国股市的周历效应

针对负周四效应的假设基本来自于对中国股市日历效应的研究文献，张晓涛（2014）的复旦大学硕士论文《融资融券对中国股市日历效应的影响研究》中提到并实证融资融券业务出现后，股指收益率表现出了原先不存在的负周四效应，该文献研究的是制度变化前后日历效应的不同，其理念在于是否存在融资融券业务会显著影响日历效应，结合该文献的实证结果本文提出假设：融资融券业务加剧中国股市的周历效应，对于本研究而言即加剧负周四效应。

对于融资融券对负周四效应的影响机制，该文献作者认为融资融券业务会表现出对股市的“助涨助跌”作用，使市场波动性有规律地增强，日历效应这一“市场异象”也是一个收益率异象，对收益率的“助涨助跌”影响会对日历效应产生同样影响，其来源是投资者对利好或者利空消息通过融资或融券途径扩大。

对于这一假设，相较于有完整理论基础的假设1而言更适合被称作猜想。假设中融资对于周历效应的影响可能更加显著，中国股市的融资规模远较融券规模更大，这一事实并不影响其对正或负周历效应的影响——融资虽为杠杆买入行为，会推高股价产生正向收益，但爆仓时强制平仓措施同样产生负向收益，其加剧日历效应的猜想于理论上依然可行。

由于本文选择的样本时间段起点恰为融资融券业务开始实行的时点，不会进行与原文献类似的实行前后股指的日历效应变化研究。

本文选择使用这一假设对检验所得的日历效应进行影响因素研究最主要原因在于它可能一定程度上解释日历效应的截面间差异。本文会基于对个股进行周历效应检验与影响因素研究的方式，探讨具有截面间差异的“是否为融资融券标的”这一属性与负周四效应的关系

* 1. 本章总结

对于负周四效应相关理论与假设的搜寻并非易事：国外高质量期刊中的文献对于日历效应的研究通常具有较好的理论框架，但缺乏对于中国股市以及负周四效应的针对性；国内研究通常以股指作为研究对象，较少的样本与复杂的模型会得到随作者所欲的无意义结果，导致对中国股市的日历效应研究无统一结果，此外，得到负周四效应作为日历效应之一的文章很多，但对负周四效应有较详尽解释与猜想的文章较少。

本章在前文检验了中国股市日历效应的基础之上，针对有关负周四效应的解释与假说进行相关文献的搜索，发现Matti的因子风险溢价周历效应传导模型与本文的实证检验结果较相近，且该模型或能解释负周四效应的截面间差异现象，对于这一理论假设下文将设计具体的实证模型对因子风险溢价周历效应传导性进行全面检验；另外，本人搜寻了有关中国股市日历效应检验得到同样负周四效应并且提出猜想或假设的论文，发现同样具有个股截面间差异的融资融券标的属性可能为负周四效应的相关影响因素之一。

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

假设1的具体内容是，股票暴露于多种风险时，这些风险构成因子的风险溢价中的负周四效应会聚集并传导至股票的超额收益中，而公司间不同的风险溢价敏感系数会影响负周四效应的传到效果。

这一假设的理论基础是构造股票超额收益率的多因子模型，在实证研究时，本文选用具体的Fama五因子模型来识别股票超额收益率与规模、价格比、盈利能力与投资之间的关系，在此基础之上研究具有理论基础的多种风险溢价的负周四效应及其传导性，通过将假设1细分为更加具体的实证检验内容来完成负周四效应影响因素的检验，得到与负周四效应相关的影响因素及其影响方式。

* + 1. 假设1的J因子模型具体化：Fama五因子模型

对假设1中提到的因子模型，本文选择Fama等（2015）在《Journal of Financial Economics》发表文章中提出的五因子模型将其具体化以便实证研究。

Fama五因子模型是众多因子模型中的一种，选择该模型的原因有三点：

第一，该模型十分符合Matti的理论模型，Fama五因子模型依然是一个理论模型，相较于J因子模型更具体化，前后相符的具体化过程是使实证有意义的基础之一；

第二，该模型虽然仅用到五种风险因子，但其推导过程具有坚实的理论基础，除了来自于资本资产定价模型中的市场风险因子外，其余四种因子与股票超额收益率之间的相关性均从代表股票市值的恒真命题中推导而来；

第三，该模型在用于对资产定价时受到学术界的广泛认可。

Fama五因子模型中除了市场风险因子外的四种因子来源于对股票市值定价的红利贴现模型，

，

扩展该模型中的红利并对等式两边同除以股票账面值，

其中是期的盈利，是期的股票账面值变化，代表期的投资（盈利用于分红与再投资，），该等式说明：（1）控制其他条件不变，更高的市值意味着更低的期望收益率；（2）控制其他条件不变，更高的账面市值比意味着更高的期望收益率；（3）控制其他条件不变，更高的盈利意味着更高的期望收益率；（4）控制其他条件不变，更高的投资意味着更低的期望收益率。这是规模、价格比、盈利、投资因子的理论基础，再加上资本资产定价模型中的市场风险因子构成Fama五因子。该定价模型的具体形式为：

，

其中为市场风险因子的溢价，即市场超额收益率，是规模风险因子的溢价，即小规模（市值较低）公司的股票收益率减去大规模公司的股票收益率，是价格比风险因子的溢价，即高账面市值比公司的股票收益率减去低账面市值比公司的股票收益率，是盈利风险因子的溢价，即盈利能力稳健（经营利润除以净资产的值较高）公司的股票收益率减去盈利能力弱公司的股票收益率，是投资风险因子的溢价，即投资风格保守（总资产增长率较低）公司的票收益率减去投资风险激进公司的股票收益率。

本文后续的实证将从规模、价格比、盈利、投资分组后的股票投资组合的负周四效应检验，五个因子收益率溢价中的负周四效应检验，个股截面间差异系数()与个股表现不同的负周四效应之间的关系三方面入手设计。

* + 1. 假设1的实证内容

回归假设1，股票暴露于多种风险时，这些风险构成因子的风险溢价中的负周四效应会聚集并传导至股票的超额收益中，而公司间不同的风险溢价敏感系数会影响负周四效应的传到效果。

对假设1进行实证并探究负周四效应影响因素时，本文将假设1细分为三部分：

假设1-1，因子风险溢价具有周四效应，具体而言、、、、中存在周四效应；

假设1-2，具有不同特征的公司负周四效应的程度不同，具有某一些特征的公司负周四效应会更显著；

假设1-3，公司间的风险溢价敏感系数()与负周四效应程度相关。

以上假设1-1、1-2、1-3即为对应假设1需要实证的细化内容，用以揭示与负周四效应相关的影响因素中的一部分及其影响方式。

* + 1. 假设1的实证步骤

实证步骤对应于三个子假设分别设计。

对于假设1-1，以本文研究样本为股票池构造五因子对应的风险溢价，构造因子所用的基本面数据（权益账面值、总资产账面值、经营利润、）来自样本股票的年报，每年更新一次基本面数据（即每年调整一次分组），得到五个收益率序列后检验其是否存在负周四效应。

对于假设1-2，借鉴Fama展示不同分组下投资组合超额收益率平均值存在区别以及相关性的方法，本文通过对市值、规模、价格比、盈利、投资分组后的投资组合超额收益率序列检验负周四效应的方式初步比较不同特征的公司间负周四效应的差异，并将代表负周四效应的个股周四平均超额收益率对平均市值、平均规模、平均价格比、平均盈利、平均投资进行横截面回归，检验负周四效应与公司特征之间的相关性。

对于假设1-3，本文将某股票的超额收益率序列是否存在显著的负周四效应分为两类，再用基于最小二乘估计的线性模型回归得到代表公司截面间差异的风险溢价敏感系数()的估计值，将其作为自变量对股票的是否存在显著的负周四效应进行逻辑回归。对于逻辑回归本文不会着重于分析回归结果中各敏感系数的偏效应，类似敏感系数变化一定数值带来出现负周四效应概率变化一定概率的结论不具有太大实际意义，而是着重于确认敏感系数的符号具有显著性与稳定性，这两者说明风险溢价敏感系数的变化确实能影响个股出现负周四效应的概率，且这种影响方式是稳定的。对此，本文将对五个敏感系数进行自助采样分组，探究其对影响是否存在日历效应的能力是否显著、稳定，进一步说明该敏感系数能够成功传导来自其对应的风险溢价的周四效应。

* 1. 假设1实证结果
     1. 相关数据描述性统计

按照4.1.4中的步骤，从2011年至2018年，每年4月起更新作为分组依据的市值、账面市值比、经营利润比净资产、总资产增长率，因为大部分股票的年报在下一年4月前公布，共计用到2009年至2017年共计9年的1943支股票的年报数据（部分股票因为年报数据不完整被剔除）。分组后计算对应组间收益率差值计算得到、、、、五个因子风险溢价的日度数据收益率数据，下表是其描述性统计：

**表4-1 因子风险溢价表述性统计**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 因子风险溢价 | MKT | SMB | HML | CMA | RMW |
| 总数 | 1943 | 1943 | 1943 | 1943 | 1943 |
| 均值（%） | -0.0207 | 0.0005 | 0.0573 | 0.0082 | 0.0304 |
| 标准差（%） | 1.3650 | 1.1424 | 1.1465 | 0.5516 | 1.0542 |
| 最小值（%） | -9.0549 | -10.3086 | -5.6806 | -2.7763 | -7.0009 |
| 25分位（%） | -0.5881 | -0.4272 | -0.5477 | -0.2659 | -0.5024 |
| 50分位（%） | 0.0217 | 0.1226 | -0.0222 | -0.0016 | -0.0605 |
| 75分位（%） | 0.5801 | 0.5732 | 0.5409 | 0.2683 | 0.4488 |
| 最大值（%） | 5.8651 | 5.9474 | 9.0707 | 3.4989 | 9.2556 |

其中MKT指Market市场风险因子，分组以及因子风险溢价的数据会在实证假设1-1至1-3过程中发挥不同作用。

* + 1. 假设1-1的实证结果

沿用第二章中检验股指与个股超额收益率周历效应的方式，首先检验（MKT）、、、、五个因子中是否存在负周四效应，采用以下基于最小二乘的线性模型，

，

回归结果展示在下表：

**表4-2 因子风险溢价周历效应检验结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 周一 | 周二 | 周三 | 周四 | 周五 |
| MKT（%） | -0.0484 | 0.0467 | 0.0099 | -0.1767 | 0.0647 |
| Pvalue | 0.49121 | 0.49865 | 0.88482 | 0.01036 | 0.34913 |
| SMB（%） | -0.0056 | 0.0641 | 0.0765 | -0.0763 | -0.0571 |
| Pvalue | 0.92473 | 0.26761 | 0.18285 | 0.18584 | 0.32412 |
| HML（%） | 0.0911 | -0.0229 | -0.0039 | 0.1197 | 0.1046 |
| Pvalue | 0.12333 | 0.69271 | 0.94668 | 0.03881 | 0.07212 |
| CMA（%） | 0.0593 | -0.0278 | 0.0253 | 0.0077 | -0.022 |
| Pvalue | 0.03701 | 0.32014 | 0.36077 | 0.78302 | 0.43146 |
| RMW（%） | -0.0327 | 0.0082 | -0.029 | 0.1145 | 0.089 |
| Pvalue | 0.54785 | 0.87743 | 0.58407 | 0.03148 | 0.09571 |

检验结果表明，市场因子、价格比因子以及盈利因子的风险溢价中存在显著的周四效应，其中市场因子风险溢价中存在显著的负周四效应，价格比因子与盈利因子风险溢价中存在显著的正周四效应。这一结果初步证明了如五因子般的定价模型中，能够解释股票超额收益率中负周四效应的部分来源于因子风险溢价，而非不可解释的随机扰动项中，同时对假设1-1的说法有所修改——部分因子风险溢价中含有周四效应。

对于假设1-1的实证结果可作进一步分析。

市场因子风险溢价中存在负周四效应，其溢价构成为：

，

其中为所有作为样本个股的市值加权平均收益率，为无风险收益率，与第二部分中所用无风险收益率相同为日化的一年期国债收益率（除以250）。在第二章中已经验证了波动较小的无风险收益率并不是引发负周四效应的来源，市场因子风险溢价存在负周四效应说明市场组合中存在负周四效应，进一步表明研究样本中的大部分股票中存在负周四效应，这与先前的检验是相符。

价格比因子风险溢价中存在正周四效应，其溢价构成为：

，

其中指高账面市值比（从高至低排序，前33.3%）的股票构成的市值加权投资组合收益率，指低账面市值比（从高至低排序，后33.3%）的股票构成的市值加权投资组合收益率。其存在正周四效应与第二章中发现中国股市存在负周四效应并不矛盾，说明账面市值比较低的股票中可能存在较为显著的负周四效应，而在高账面市值比的股票中负周四效应较弱或不显著。

盈利因子风险溢价中存在正周四效应，该因子的溢价构成为：

，

其中与分别指盈利能力较稳健与较弱（经营利润比净资产的值从高至低排序前33.3%与后33.3%）公司的股票的市值加权收益率。该结果说明盈利能力较稳健公司的股票中负周四效应较弱或不显著，盈利能力较差公司的股票中负周四效应较显著。

总结而言，对假设1-1的实证结果表明，部分因子的风险溢价中存在周四效应，且周四效应的表现形式可推断具有低市值账面比与弱盈利能力公司的股票中负周四效应更显著。

* + 1. 假设1-2的实证结果

回顾假设1-2，该假设指具有不同特征的公司负周四效应的程度不同，具有某一些特征的公司负周四效应会更显著。此处公司特征的选择依然基于Fama五因子模型，以确保理论与实证前后的一致性。Fama五因子模型中，除市场风险因子外的其他四个因子均与公司特征相关，分别为规模、账面市值比、投资风格与盈利能力。

（1）按公司特征分组检验负周四效应

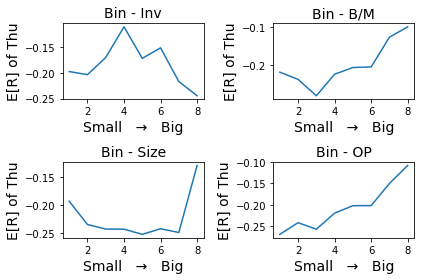
本文首先借鉴Fama构造因子风险溢价的方式将规模、账面市值比、投资风格与盈利能力作为每年4月重新对股票进行分组的依据分为8组，并在分组后构造投资组合（每年4月调整成分）或得市值加权的超额收益率数据，并通过第二章中检验周历效应的方法或得代表负周四效应（即周四平均超额收益率）的数值。

分别按规模、账面市值比、投资风格与盈利能力分组后，获得的结果如下表与下图所示：

**表4-3 分组后负周四效应检验结果**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 组别 | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 |
|  | 分组依据 | 小 | | | → | | 大 | | |
| 周四（%） | Inv | -0.1975 | -0.2035 | -0.1701 | -0.1106 | -0.1718 | -0.1514 | -0.2169 | -0.2445 |
| B/M | -0.2195 | -0.2385 | -0.2815 | -0.2248 | -0.2073 | -0.2056 | -0.1275 | -0.1003 |
| Size | -0.1934 | -0.2347 | -0.2428 | -0.2430 | -0.2522 | -0.2422 | -0.2489 | -0.1298 |
| OP | -0.2686 | -0.2415 | -0.2566 | -0.2193 | -0.2020 | -0.2018 | -0.1503 | -0.1085 |

**图4-1 分组后负周四效应结果展示折线图**

****

表格与图片从左至右表示因子数值增加，每个分组中的股票成分每年4月会发生一定的调整确保每个组合代表的公司特征与组合所在顺位是相符合的。结果表明账面市值比较低公司与盈利能力较弱公司的负周四效应较强、更显著，这与假设1-1的实证结果中价格比因子风险溢价与盈利因子风险溢价存在正周四效应是相符的；结果同样表明市值与投资风格这两项公司特征与股票超额收益率是否存在显著负周四效应相关性不大，这与假设1-1-的实证结果中未发现规模因子与投资因子的风险溢价中存在负周四效应的结果相符。

（2）将个股负周四效应与公司特征进行回归分析

其次，本文将共计8年的公司规模（Size，市值）、账面市值比（B/M）、盈利能力（OP，经营利润比净资产）、投资风格（Inv，总资产增长率）数据求算术平均值，与个股检验得到的负周四效应匹配为一组观测值，获得横截面数据。下表是横截面数据的描述性统计：

**表4-4 负周四效应与各因子描述性统计**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 因子 | Thu | Size(0.1B) | B/M | OP | Inv |
| 总数 | 1492 | 1492 | 1492 | 1492 | 1492 |
| 均值 | -0.0024 | 198.6757 | 0.4427 | 0.1109 | 0.3469 |
| 标准差 | 0.0011 | 840.3013 | 0.2398 | 0.0802 | 2.2828 |
| 最小值 | -0.0057 | 9.0377 | 0.0025 | 0.0027 | -0.8774 |
| 25分位 | -0.0031 | 44.1462 | 0.2728 | 0.0586 | 0.0847 |
| 50分位 | -0.0024 | 71.4947 | 0.3902 | 0.0974 | 0.1604 |
| 75分位 | -0.0017 | 134.8691 | 0.5614 | 0.1420 | 0.2747 |
| 最大值 | 0.0037 | 16680.0745 | 2.2028 | 1.0339 | 83.8106 |

观察描述性统计后发现一些序列存在异常值，而线性回归模型对于异常值十分敏感，故对所有数据取分位数1%至99%的子集以剔除异常值，避免极少数的数据对回归结果造成过大影响。舍弃一些异常值后的描述性统计如下表所示：

**表4-5 负周四效应与各因子描述性统计（去异常值）**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 因子 | Thu | Size(0.1B) | B/M | OP | Inv |
| 总数 | 1412 | 1412 | 1412 | 1412 | 1412 |
| 均值 | -0.0025 | 132.8142 | 0.4430 | 0.1078 | 0.2517 |
| 标准差 | 0.0010 | 200.5443 | 0.2349 | 0.0642 | 0.3995 |
| 最小值 | -0.0057 | 17.1344 | 0.0025 | 0.0118 | -0.0925 |
| 25分位 | -0.0031 | 44.9833 | 0.2772 | 0.0601 | 0.0890 |
| 50分位 | -0.0024 | 71.5735 | 0.3900 | 0.0979 | 0.1628 |
| 75分位 | -0.0018 | 132.1465 | 0.5583 | 0.1411 | 0.2745 |
| 最大值 | 0.0037 | 2181.9273 | 2.2028 | 0.4191 | 4.2513 |

为定量研究基于Fama五因子模型的公司特征与负周四效应之间的关系，本文进行了如下回归：

，

基于本小节（1）部分中的实证结果，发现与负周四效应相关的账面市值比与盈利能力可能存在非线性关系，故在回归模型中均加入了二次项。基于最小二乘法的估计结果如下表所示：

**表4-6 负周四效应对公司特征回归结果**

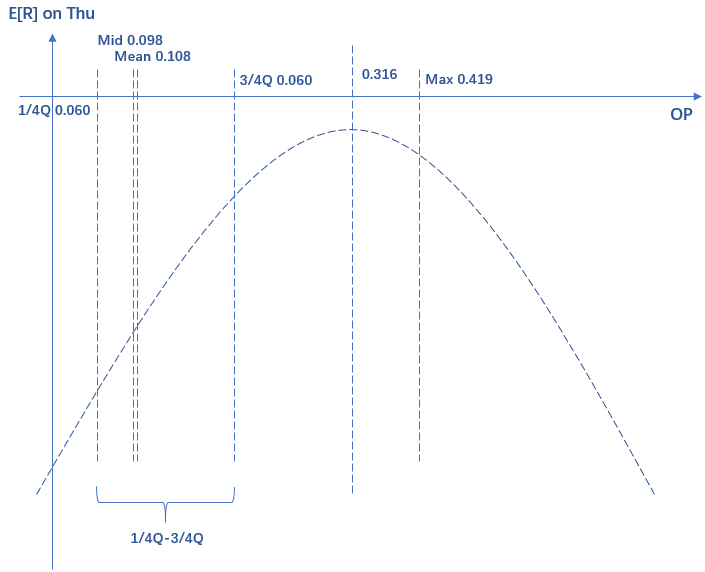
|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | C | Size | B/M | OP | Inv |
| 系数 | -28.905116 | 2.0910E-07 | -5.3138E-04 | 5.6067E-03 | -9.6094E-06 |
| Pvalue | 0 | 0.5319 | 0.1197 | 0.0014 | 0.9530 |
|  |  | Size^2 | B/M^2 | OP^2 | Inv^2 |
| 系数 |  | 2.0000E-10 | 6.3879E-04 | -8.8746E-03 | 1.8066E-05 |
| Pvalue |  | 0.3334 | 0.0169 | 0.0312 | 0.7302 |

对于公司规模与投资风格，结果表明在本小节（1）部分中未与负周四效应发现明显关系的两个特征的一次与二次项系数均不显著，前后结果相符。

对于账面市值比，一次项系数并不显著，仅有二次项系数显著为正。

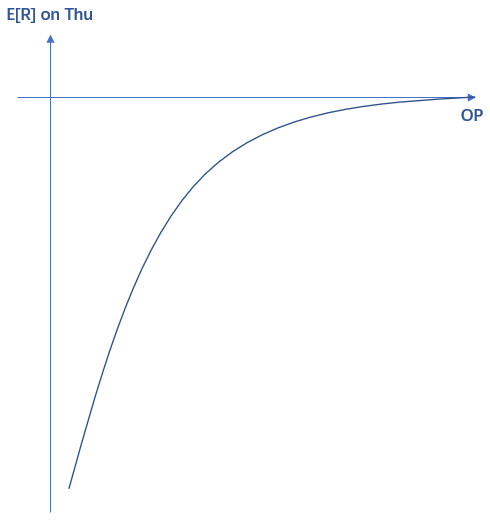
对于结果最显著的盈利能力，一次项与二次项系数均较为显著，对于其含义结合以下代表盈利能力与负周四效应的偏效应图进行解释：

**图4-2 盈利能力与负周四效应的偏效应解释图**



一次项与二次项系数表明二次函数的最高点出现在盈利能力（经营利润比净资产）约为0.316附近，而盈利能力的均值与中位数约为0.108与0.098，25%与75%分位数约为0.060与0.141，说明盈利能力数据点大部分位于对高点左端，从最大值可观察到有小部分数据点位于最高点右端，整体结果表明盈利能力越高公司的股票中的负周四效应越弱（不显著），在盈利能力最高的部分公司中这样的线性关系变得较弱，更为贴近现实一点是这样的关系表明在随着盈利能力增长负周四效应不会无限减弱（从负值变为接近零再变为正值）从而使周四的显著负超额收益率转变为显著正超额收益率。本文对这一结果还进行了进一步推测，认为在盈利能力较高公司的股票中负周四效应已经消失，周四平均超额收益率接近零，盈利能力与负周四效应的偏效应图应修改为如下形式：

**图4-3 盈利能力与负周四效应的偏效应图理想图**

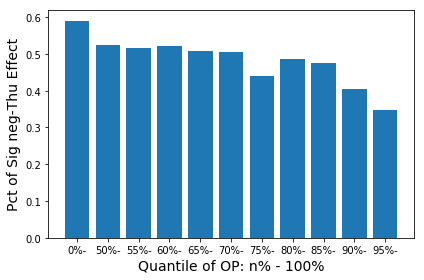


为此本文进行了简单验证，分别对个股平均盈利能力位于各分位数的股票进行周历效应检验，发现其中显著的负周四效应结果（显著性水平0.1）占比如下表及下图所示：

**表4-6 盈利能力分位数分组后负周四效应检验结果汇总**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| OP分位数范围 | 50%- | 55%- | 60%- | 65%- | 70%- |
| 负周四显著数 | 372 | 330 | 296 | 251 | 213 |
| 总数 | 709 | 639 | 567 | 493 | 422 |
| 占比 | 0.5247 | 0.5164 | 0.5220 | 0.5091 | 0.5047 |
| OP分位数范围 | 75%- | 80%- | 85%- | 90%- | 95%-100% |
| 负周四显著数 | 173 | 136 | 100 | 57 | 24 |
| 总数 | 394 | 279 | 210 | 141 | 69 |
| 占比 | 0.4391 | 0.4875 | 0.4762 | 0.4043 | 0.3478 |

**图4-4 盈利能力分位数分组后与个股显著负周四效应占比柱状图**



注：显著性水平取0.1

结果表明随着样本内公司的平均盈利能力不断提高，显著负周四效应占比出现了先缓慢后迅速的下滑，在盈利能力最高的10%样本中负周四效应显著占比下滑最明显，相较于全样本约59%占比减少近一半。并且，平均盈利能力最高的5%的股票构成的投资组合负周四效应不再显著。

* + 1. 假设1-3的实证结果

该假设的实证过程需对Fama五因子模型进行回归估计，得到代表公司截面间差异的因子风险溢价敏感系数()，五个系数来自4.1.2中的模型，

，

分别对个股使用Fama五因子模型进行敏感系数的回归估计，共计1943次回归，得到的五因子风险溢价敏感系数描述性统计结果如下表所示：

**表4-7 五因子风险溢价敏感系数描述性统计**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 风险溢价敏感系数 | β | s | h | c | r |
| 总数 | 1943 | 1943 | 1943 | 1943 | 1943 |
| 均值 | -0.000207 | 0.000005 | 0.000573 | 0.000082 | 0.000304 |
| 标准差 | 0.013650 | 0.011424 | 0.011465 | 0.005516 | 0.010542 |
| 最小值 | -0.090549 | -0.103086 | -0.056806 | -0.027763 | -0.070009 |
| 25分位 | -0.005881 | -0.004272 | -0.005477 | -0.002659 | -0.005024 |
| 50分位 | 0.000217 | 0.001226 | -0.000222 | -0.000016 | -0.000605 |
| 75分位 | 0.005801 | 0.005732 | 0.005409 | 0.002683 | 0.004488 |
| 最大值 | 0.058651 | 0.059474 | 0.090707 | 0.034989 | 0.092556 |

本部分的实证目的在于确认五因子风险溢价的敏感系数能否有效识别个股是否存在显著的负周四效应，即确认基于Matti的理论模型下来自因子风险溢价的周历效应是否通过敏感系数有效传导至个股超额收益率中。

对于上述实证目的，本文将先前检验得到的周四平均超额收益率数据（即周历效应检验模型中的周四虚拟变量系数）进行如下分类：

，

将检验得到的周四平均超额收益率P值小于0.1公司的股票视作具有显著的负周四效应，其余视作不具有显著的负周四效应。

在本部分实证中，本文设计了最主要的如下逻辑回归：

，

，

该逻辑回归的目的在于确认敏感系数的截面间变化能够显著影响个股出现显著负周四效应的概率，说明该敏感系数具有将来自风险溢价中的周四效应传导至超额收益率的能力。

然而将所有变量置入回归方程仅进行一次回归可能存在偶然性结果，对回归方程稍作改动后回归系数的正负情况以及显著性均会发生改变，本文采用了对所有自变量自主采样的方式，共计进行了31次回归（共5个自变量，能够生成种组合），通过观察批量回归结果中系数的正负稳定性以及显著程度来获得相应结论，以下是31次自变量自主采样回归的结果整合表（每个敏感系数出现在16次回归中）：

**表4-8 自变量自助采样逻辑回归的结果汇总**

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | β | | s | | h | | c | | r | |
|  | 正 | 负 | 正 | 负 | 正 | 负 | 正 | 负 | 正 | 负 |
| 系数正负数 | 9 | 7 | 8 | 8 | 12 | 4 | 16 | 0 | 0 | 16 |
| 显著占比 | 0.0% | | 0.0% | | 25.0% | | 81.3% | | 93.8% | |

结果表明仅有与的风险溢价敏感系数与有非常一致的正负结果，每个自变量出现的共计16个回归方程中，与显著的次数也高达15与13次。

盈利能力因子风险溢价的敏感系数在基于自主采样的逻辑回归中显著且一致为负，表明代表公司截面间差异的盈利能力因子风险溢价敏感系数能够有效识别个股是否具有负周四效应，进一步说明来自盈利能力因子风险溢价的周四效应能够有效传导至个股超额收益中。回归系数为负值，则偏效应也为负值，说明：对于敏感系数为负公司的股票，敏感系数的绝对值越大，则股票有更大的概率出现负周四效应，而负敏感系数恰好能够将来自盈利能力因子风险溢价的正周四效应传导至个股超额收益率中变为负周四效应。

将这一解释与先前的因子模型结合会更好理解：对假设1-1的实证表明，中的存在正周四效应，那么负周四效应的有效传导需要为负，且绝对值越大传导效果更强即负周四效应更显著，假设1-3的逻辑回归结果表明，敏感系数对股票具有负周四效应概率的偏效应为负，说明当敏感系数为负值时，绝对值越大股票具有显著负周四效应的概率越高，其自主采样结果中的一致性与高显著性说明这一关系是可信的，假设1-1与假设1-3的结果是相符的。

对于意外发现的的敏感系数能够有效传递周四效应的结果，本文难以理解其背后的原因，因为在投资风格因子风险溢价中并未发现显著的周四效应。

* + 1. 假设1实证结果总结

在假设1-1中，本文证实了部分因子的风险溢价具有周四效应，即市场风险因子、账面市值比因子与盈利能力因子的风险溢价。

在假设1-2中，本文证实了公司的盈利能力越低，其股票的负周四效应越显著，在盈利能较高部分公司的股票中负周四效应不再普遍出现。

在假设1-3中，本文证实了仅有盈利能力因子风险溢价的正周四效应能够有效传导至个股超额收益中变为负周四效应。

三个子假设的结果共同表明Matti的理论模型对于解释负周四效应的影响因素是部分有效的，个股超额收益中的负周四效应来自于其定价因素中的盈利能力风险溢价，且能够有效传导，盈利能力较弱公司的股票会有更显著的负周四效应。

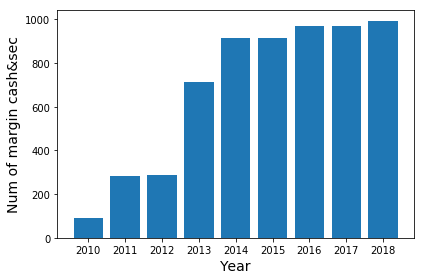
* 1. 假设2实证方法

本文对于假设2的实证方法相较于假设1更简单，对于称为融资融券标的是否加剧股票原有的负周四效应，本文通过构造有关融资融券标的投资组合进行实证。“是否为融资融券标的”作为个股截面间差异的特征与假设1中的特征有较大区别，它是一个定性变量，通过取平均值并对第二章中检验所得的负周四效应进行回归无法实现，因此本文通过以每年12月31日的融资融券标的作为下一年股票分组的依据将股票分为两组构造一个每年调整的投资组合，对融资融券组与非融资融券组进行周历效应检验。

* 1. 假设2检验结果
     1. 融资融券数据描述性统计

获取每年12月31日时融资融券标的股票列表后，本文对标的数量进行了简单的描述性统计，通过条形图的方式展现：

**图4-5 融资融券标的股票数量**



2013年全年相较于2012年有大幅度的增长，大幅度增长来自于标的证券两次扩容以及客户迅速增加，证监会取消了客户开立信用账户的窗口指导意见，放宽了客户从事融资融券交易的资产门槛。

* + 1. “是否为融资融券标的”投资组合周历效应检验结果

对融资融券投资组合进行周历效应检验后，结果如下表所示：

**表4-9 融资融券分组周历效应检验结果**

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  |  | 周一 | 周二 | 周三 | 周四 | 周五 |
| 融 | 系数（%） | -0.0246 | 0.0574 | 0.0094 | -0.1385 | 0.0900 |
| Pvalue | 0.7222 | 0.3986 | 0.8892 | 0.0412 | 0.1862 |
| 非融 | 系数（%） | -0.0621 | 0.0852 | 0.0557 | -0.2317 | 0.0317 |
| Pvalue | 0.4803 | 0.3242 | 0.5156 | 0.0072 | 0.7143 |

结果表明在全时段上区分是否为融资融券后的投资组合均具有显著的负周四效应，非融资融券标的构成的投资组合有更显著的负周四效应。这是很具有迷惑性的结果，两个投资组合中总有一个更为显著，为了确保这样的结果始终在非融资融券标的投资组合中更显著，对样本时间段进行了往前与往后调整（区别于第二章中对股指的检验此处还进行了往前调整，因为早期内融资融券投资组合成分变化更显著），并在各时段上检验适才的显著关系是否依然存在：

**表4-10 分时段的融资融券分组负周四效应检验结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 时段 | -2017 | -2016 | 2012- | 2013- |
| 融 | 周四系数（%） | -0.1323 | -0.1478 | -0.1308 | -0.1505 |
| Pvalue | 0.0695 | 0.0795 | 0.0796 | 0.0723 |
| 非融 | 周四系数（%） | -0.1993 | -0.2009 | -0.2021 | -0.2067 |
| Pvalue | 0.0333 | 0.0614 | 0.0316 | 0.0477 |

注：时段缺省起始为2011，终值为2018

总计4个时段中，非融资融券投资组合的负周四效应显著程度始终高于融资融券投资组合，虽然结果表现得较为一致但分时段后发现两者的P值差别缩小了，自然进一步提出这两者的周四收益率区别在统计上是否显著这一问题。

本文提取了融资融券投资组合与非融资融券投资组合的周四收益率序列，为检验两者的总体均值是否有区别进行两样本t检验。首先检验两序列是否符合方差齐次假定，使用方差分析中的Levene方差齐性检验（该检验对原始数据减去组内均值并取绝对值放宽检验严格性）用以判断两组间的总体方差是否有显著区别，对于本次实例，组间方差自由度为1，组内方差自由度为（2\*样本期内周四交易日天数-2）。

对于是否符合方差齐性假定，将使用不同的两样本t检验，本实例中所有时段的两组样本均具有显著的不同方差，均使用两总体方差未知但不相等假定的t检验，

，，

对包括全时段在内的各时段检验结果如下表所示：

**表4-11 分时段的融资融券分组周四收益率序列两样本t检验结果**

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 全时段 | -2017 | -2016 | 2012- | 2013- |
| Pvalue | 0.3814 | 0.5549 | 0.6849 | 0.5371 | 0.6640 |

结果表明两种投资组合的周四收益率均值并无显著区别，任何时段划分下的结果均一致，两个投资组合的负周四效应直观上具有细微差别，但于统计上不显著。

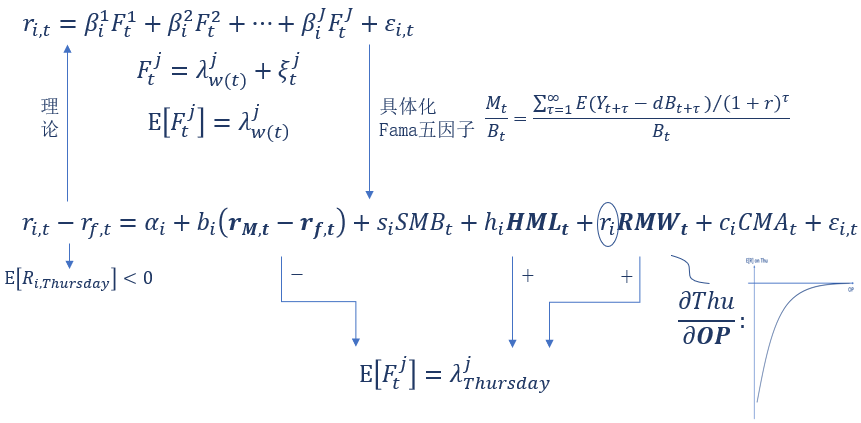
这一部分对假设2的实证表明，融资融券业务的开展与股票是否具有显著负周四效应并无相关性，是否可融资融券股票的负周四效应差别于统计上不显著，假设2中融资融券业务加剧中国股市周历效应的说法不成立。

1. 结论与建议
   1. 日历效应检验结论

在探究中国股市究竟是否存在日历效应以及存在何种日历效应的第二章中，本文通过递进的方式对各股票进行了搜索式检验。从三个具有代表性的股票指数入手，首先排除中国股市存在节假日前与节假日后效应，对于可能存在的负六月以及负周四效应进行下一步的时间稳定性以及个股中普遍性检验。普遍性检验中使用到了本文区别于其他大部分研究日历效应文章的批量回归检验，使用简单、可复现程度高的线性模型得到客观与可信的结果。进一步的检验中发现负六月效应无时间稳定性，且个股中的普遍程度远不及负周四效应，并对负周四效应进行了额外的检验，最终结果表明中国股市近8年存在负周四效应，即大部分中国股票周四期望超额收益率显著为负，并且意外发现周四收益率的正负值出现频率也区别于其他周内其他交易日。

* 1. 日历效应影响因素研究结论
     1. 假设1的理论与实证结论

本文发现中国股市中具有的“市场异象”后对该异象进行了检验，通过可信度较高的方式得到的确存在“负周四效应市场异象”的结论，并查阅文献对与之相关的影响因素进行了进一步理论、实证相结合的探讨。

**图5-1 理论与实证总**

结合上图对本文的理论与实证分析进行总结，在本文第二章中对中国股市的股指与个股进行日历效应的多重检测，得到具有时间稳定性与大样本内普遍性的负周四效应结论，在对负周四效应影响因素探究中搜寻相关理论文献，发现Matti建立于J因子模型基础之上的周期性收益模型可以解释这一现象，该理论认为超额收益率中的周期性来自于因子风险溢价的季节性，而周历效应正是季节性收益的一种。对于这一理论本文选择具有坚实理论基础、广受认可的Fama五因子模型将J因子模型具体化进行实证分析，实证结果中发现市场因子风险溢价具有负周四效应、账面市值比因子与盈利能力因子的风险溢价具有正周四效应，还发现盈利能力越弱公司的股票中负周四效应越显著、反之则越不显著，最后发现仅有盈利能力因子风险溢价的敏感系数能够有效传导周四效应至股票收益中。

假设1最主要的结论是一个上市公司的股票呈现负周四效应程度与该公司的盈利能够稳健或者较弱相关，Matti的因子风险溢价周期性传导理论对负周四效应的解释是部分有效的。

* 1. 相关建议

本文是一篇对“现象”进行研究的文章，置于结尾中的建议多从理论与实证研究角度提出。

许多国内外对日历效应的研究主要针对股票指数，的确股票指数具有大范围股票的综合特征，但其本质是一个加权平均数，平均的概念意味着大量信息的损失，且部分学者奇技淫巧般的检验方式具有太多人为可控的空间与因素，不同学者检验出的日历效应各不相同，容易造成中国股市具有各色各样日历效应的错觉，本文实证中也发现一些复杂模型的日历效应检验过程中，对超参数的人为设定不同会导致全然不同的显著结果，得到的检验结论不客观。实际上，日历效应本身作为市场非有效的证据，必然不会存在于所有股票、所有时段且具有多种形式，因为存在套利可能的市场能够在一段时间后消除非有效的现象。

对日历效应的研究首先应当聚焦于大范围的个股，如具有一定特征的股票，更细致化地研究与日历效应相关的因素，一步步推测与证实产生日历效应的原因，这是具有一定难度与挑战的，对这一现象透彻的研究可能改变部分资产的定价模型，如引入非日历效应修正项等，目前而言这仅是一种猜测。

有了统一的日历效应检验结果，才会有进一步对此现象的理论假设出现，本文中的主要理论假设是国外学者的周历效应的理论建模，在国内学者的文献中很少有如此详尽的理论建模，而本文的资历尚不足以对此现象提出可信的猜想与假设，这是本文负周四效应理论解释部分的遗憾，也期望国内学者能结合中国股市的特色对负周四效应提出更为合理的假设。

* 1. 本研究的不足之处与改进方法
     1. 代表公司截面间差异的特征数据信息损失

本文研究的负周四效应是一段时间内的整体“市场异象”，不能得到时间序列形式的多个结果。在研究公司截面间差异是否会影响负周四效应时，本文期望建立回归模型进行分析，对于一次观测而言，被解释变量负周四效应即周四的平均超额收益率是一个点，对应的解释变量是基于五因子模型的四个公司特征变量以及他们在8年内的数据是一个矩阵，系统地研究一个点与一个向量的关系可以使用线性模型，于是本文对8年内的数据求平均值，损失了大量信息，虽然得到了期望的部分结果但具有显著正周四效应的账面市值比风险溢价相关的特征并未取得期望的结果，本文也未对这一部分下任何结论，但其不显著结果可能是由于求均值后信息损失导致的，模型无法识别两者之间的真实关系。实际上，现有技术手段可以很好地分析点与矩阵之间的关系，在统计学习的深度学习模型中还有能够研究点与张量（高维矩阵）关系的模型，能够很好保留特征在时间维度上的变化以及顺序关系，可作为进一步研究的内容得到更真实、全面的结果。

* + 1. 被忽略的六月负期望收益

本文在检验中国股市日历效应时发现股指中存在微弱的负六月效应，在少部分股票中也显著存在负六月效应，由于追求更高的可信度与“市场异象”的普遍存在性本文将相较于负周四效应不那么显著的负六月效应舍去了，实则该现象依然具有可研究之处——即便不将之作为一种月历效应研究。当收益率频率变为月度时，小部分股票于六月份呈现显著为负的期望收益，如何能够有效地识别这一小部分股票是相较于具有理论基础的日历效应更难、更讲究经验与实用主义的，忽略其可能与月历效应有关这个事实，这是问题一个类别不平衡的分类问题，一般地线性模型或者本文用到的逻辑回归模型很难有效识别不平衡类，可以使用具有更强的分类能力以及可对不同类别施加不同惩罚的非线性模型，通过大量使用代表上市公司股票截面间差异的特征，并进一步考虑到公司特征在时间上的变化以保留更多信息，对具有六月期望负收益的股票进行识别研究。

* + 1. 理论模型与实证修正的理论模型不能解释的部分

在使用逻辑回归模型将股票是否具有负周四效应对各因子风险溢价敏感系数进行回归时，本文发现盈利能力因子风险溢价的敏感系数在批量回归中很稳定、显著，但仅对其为负值时的情况进行了偏效应分析，因为盈利能力因子风险溢价中发现了正周四效应，仅当其系数为负时可有效传导周四效应至超额收益率中变为负周四效应，虽然存在理解为当系数为正时股票的负周四效应就不显著，但实证中发现盈利能力因子风险溢价的敏感系数为负公司的股票的负周四显著结果仅高于盈利能力因子风险溢价的敏感系数为负公司的股票约30%，即敏感系数为正公司的股票中依然有不少会存在显著负周四效应，这一现象使用Matti的理论模型与实证结果是无法解释的，负周四效应必然还有其他非因子且被本文忽略的影响因素。

* + 1. 来自盈利能力因子风险溢价的敏感系数的矛盾结果

与前一个问题类似，在使用逻辑回归模型将股票是否具有负周四效应对各因子风险溢价敏感系数进行回归时，发现了投资风格因子风险溢价的敏感系数能够有效地影响个股出现负周四效应的概率，本文未对此进行解释与理解，因为投资风格因子风险溢价中并未发现任何显著的周历效应，自然也未发现正或负周四效应。投资风格因子风险溢价是构成是总资产增长率较低公司的股票构成的投资组合收益率减去总资产增长率较高公司的股票构成的投资组合收益率，在该风险溢价中未发现显著的周四效应说明总资产增长率这一公司特征与负周四效应无关，但其敏感系数的显著与一致结果表明其对股票出现负周四效应概率有影响，且该影响在统计上显著。对于这一看似矛盾的现象本文的理解是投资风格因子风险溢价的敏感系数会通过其他机制影响个股出现负周四效应的概率，是一个与投资风格有关但并非形似Fama五因子模型的机制影响的。

参考文献

（参考文献）

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.