

特质风险、投资者偏好与股票收益

——基于前景理论视角的分析

赵胜民, 刘笑天

管理科学学报, 2020

卖空限制与收益可预测性

——A 股融资融券制度的证据

郭 彪 刘普阳 姜 圆

金融研究, 2020

中国沪深股市的开盘效应与收盘效应

蒋彧, 龚丽.

管理科学学报, 2020

大纲

- 引言
- 理论分析
- 实证分析
- 结论

特质风险、投资者偏好与股票收益

——基于前景理论视角的分析

赵胜民，刘笑天
《管理科学学报》，2020

解读者：屠雪永
2021.07.08

1.1.引言

- 特质波动率之谜：特质风险**越高**的股票，其未来的预期回报率**越低**。
- 特质风险：收益对因子模型回归的**残差的标准差**。
- 期望效用理论中关于投资者**完全理性**、风险偏好类型为**风险厌恶型**等假设过于理性。
- Kahneman和Tversky (1979)提出的前景理论，指出前景理论的独特设定更符合现实中投资者的行为方式，更为准确地度量投资者的偏好程度。

1.1.本文贡献

- 本文从行为金融理论出发，在**前景理论框架**下对特质风险、投资者偏好与股票收益间的关系进行了详尽的探讨。
- 本文**理论分析和实证研究**的基础上指出，特质风险与股票收益率间的正负关系会受到股票资本利得状态的影响，在有未实现资本损失的股票中为负相关关系，在有未实现资本收益的股票中为正相关关系。

2.理论模型

- 一只股票的收益率分布可以表示成下面的形式

$$(x_{-m}, p_{-m}; \cdots; x_n, p_n) \quad (1)$$

- 将股票收益分布中各种可能出现的情况升序排列, 对于任意的
 $-m \leq i \leq n$, (x_i, p_i) 表示以 p_i 的概率得到 x_i (若 x_i 为负则代表损失), 其他约束条件为

$$x_i < x_j, \forall i < j; x_0 = 0; \sum_{i=-m}^n p_i = 1 \quad (2)$$

- 在期望效用理论的框架下, 效用函数为 $U(\cdot)$

$$\sum_{i=-m}^n p_i U(W + x_i)$$

- 其中 W 为投资者当前的财富水平
- 在前景理论的框架下, 价值函数为 $v(\cdot)$ 、概率权重函数为 $\pi(\cdot)$ 的投资者从这只股票中获得的效用为

$$\sum_{i=-m}^n \pi_i v(x_i)$$

2.理论模型

$$\sum_{i=-m}^n \pi_i v(x_i)$$

- 价值函数和概率权重函数的定义如下：

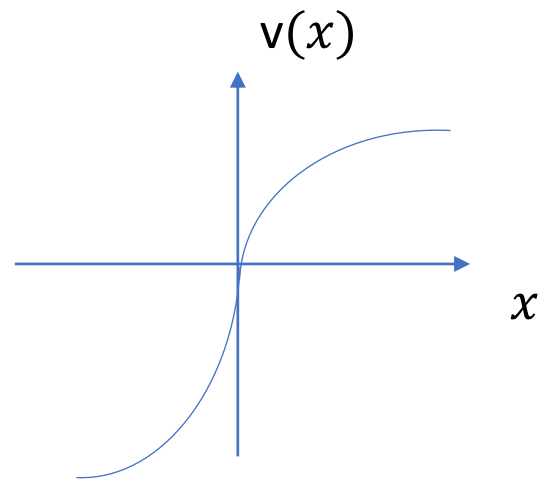
$$v(x) = \begin{cases} x^\alpha, & x > 0 \\ -\lambda (-x)^\alpha, & x < 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\pi_i = \begin{cases} \omega^+ \left(\sum_{k=i}^n p_k \right) - \\ \omega^+ \left(\sum_{k=i+1}^n p_k \right), 0 \leq i \leq n \\ \omega^- \left(\sum_{k=-m}^i p_k \right) - \\ \omega^- \left(\sum_{k=-m}^{i-1} p_k \right), -m \leq i \leq 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$\omega^+(P) = \frac{P^\gamma}{(P^\gamma + (1-P)^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}}, \quad (7)$$

$$\omega^-(P) = \frac{P^\delta}{(P^\delta + (1-P)^\delta)^{\frac{1}{\delta}}}$$

2021/7/ 其中 $\alpha, \gamma, \delta \in (0, 1)$ 且 $\lambda > 1$.



2.理论模型

- 前景理论与期望效用理论有四个重要的区别：
 1. 期望效用理论：投资者的**财富水平**，前景理论：**财富变动情况**；
 2. 前者假定投资者是**风险厌恶**的，因此其效用函数是**凹函数**。后者假定投资者在面对收益时是**风险厌恶**的，在面对损失时是**风险偏好**的，因此其价值函数在 x 正半轴方向是凹函数，在 x 负半轴方向是凸函数；
 3. 前者的效用函数是**处处光滑可微**的，后者的价值函数在**原点** ($\lambda > 1$) 处是不可微的；
 4. 前者使用的是**客观概率**，而在后者使用的是**经过概率权重函数映射后的概率**。

2.理论模型

- 假设其收益率的时间序列满足下面的多因子回归模型

$$r_{i,t} = \alpha_i + \sum_{j=1}^M \beta_{ji} r_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (8)$$

- 参考点

$$RP_{i,t} = \sum_{j=1}^M \beta_{ji} r_{j,t} \quad (9)$$

- 前景理论效用价值

$$PT_i = \sum_{t=1}^T \pi_i v(r_{i,t} - RP_{i,t}) \quad (10)$$

- 参考点调整收益率服从如下参数的正态分布

$$E(r_{i,t} - RP_{i,t}) = \alpha_i, \quad \rightarrow \quad \text{未实现资本利得 (CG/CL)}$$

$$std(r_{i,t} - RP_{i,t}) = IVOL_i \rightarrow \text{特质波动率}$$

2.理论模型

- 鉴于前景理论设定复杂，无法通过解析形式表示，因此采用**蒙特卡洛模拟**的方法探究特质波动率对前景理论效用值的影响。
- 本文设定了 α_i 和 $IVOL_i$ 的取值范围，对于**每一组给定的均值和标准差，随机生成60个服从该参数设定的正态分布随机数**作为参考点调整收益率的历史序列，根据式(4) ~ 式(7) 计算其对应的前景理论效用值，公式中的具体参数设定使用Tversky 和 Kahneman的校准结果，即

$$\alpha = 0.88, \lambda = 2.25,$$
$$\gamma = 0.61, \delta = 0.69$$

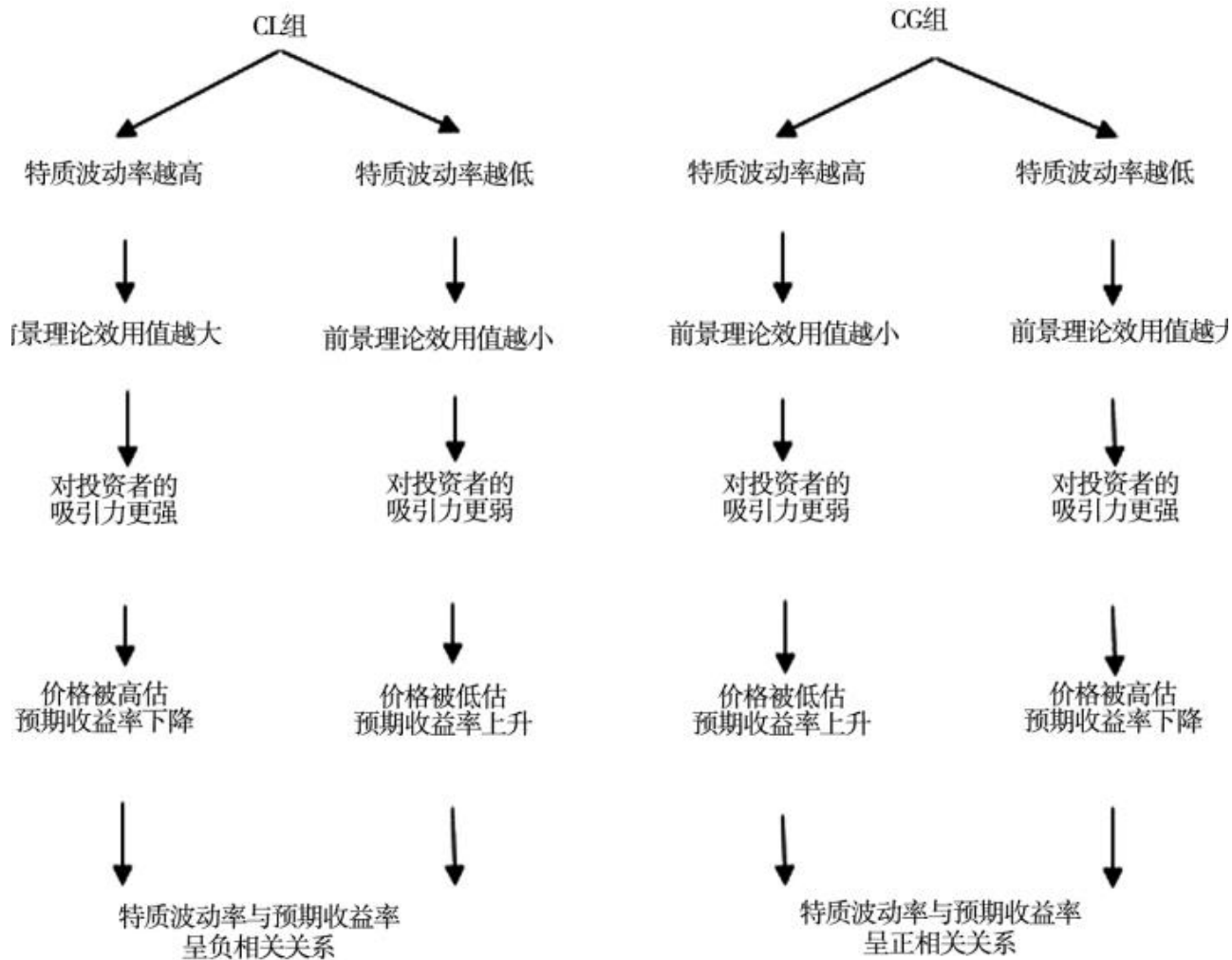
- 将上述过程重复模拟 10 万次, 并根据股票所处的不同状态 (CG/CL) 统计相应结果的平均值

2.理论模型

Table 1 Monte-Carlo simulation results

	<i>IVOL</i>				
	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5
<i>CL</i>	-1.382	-1.350	-1.329	-1.319	-1.322
<i>CG</i>	0.602	0.565	0.521	0.471	0.418

- 当股票有未实现的**资本损失**(*CL*) 时， 随着IVOL的增加， 其PT不断增加， 即此时投资者更为偏好**高特质波动率**的股票；
- 相反地， 当股票有未实现的**资本收益**(*CG*) 时， 随着IVOL的增加， 其PT不断减小， 即此时投资者更为偏好**低特质波动率**的股票



资本市场广泛存在处置效应
CL组中的关系占主导地位

处置效应：卖出获得收益的资产，保留产生损失的资产。

2.理论模型

假说 1 对于有未实现的资本损失(CL) 的股票, 预期收益率与特质波动率负相关; 对于有未实现的收益资本收益(CG) 的股票, 预期收益率与特质波动率正相关.

假说 2 对整体市场而言, “特质波动率之谜” 存在, 即预期收益率与特质波动率之间呈负相关.

3.实证分析

- 数据：全部A股，2001.01.04 ~ 2015.12.31，Wind
- 被解释变量：Return
- 核心解释变量及分组依据变量：特质波动率(IVOL)、未实现的资本利得(CG0)、前景理论价值(PT)和期望效用理论价值(EU)，控制变量包括流通市值(Size)、账面价值与市值之比(BM)、换手率(Turnover)、动量效应(MOM)、偏度系数(Skew)

$$\begin{aligned} R_{i,d} - R_{f,d} = & \alpha_i + \beta_i MKT_d + s_i SMB_d + \\ & h_i HML_d + c_i CMA_d + \\ & r_i RMW_d + \varepsilon_{i,d} \end{aligned} \quad (13)$$

$$IVOL_{i,t} = std(\varepsilon_{i,d})$$

$$CGO_{i,t} = \alpha_i$$

3.实证分析

股票此前60个月的历史收益率数据，对其进行升序排列

- 前景理论效用值 $(r_{-m}, \frac{1}{60}; \dots; r_n, \frac{1}{60})$

$$PT_{i,t} = \sum_{i=-m}^{-1} v(r_i) \left[\omega^- \left(\frac{i+m+1}{60} \right) - \omega^- \left(\frac{i+m}{60} \right) \right] + \sum_{i=1}^n v(r_i) \left[\omega^+ \left(\frac{n-i+1}{60} \right) - \omega^+ \left(\frac{n-i}{60} \right) \right]$$

- 期望效用理论效用值（CRRA 型效用函数）

$$EU_{i,t} = \sum_{i=1}^{60} \frac{1}{60} \frac{(1 + r_i)^{1-\theta}}{1 - \theta} \quad (18)$$

CRRA 效用函数, $\theta = 0.5$

3.实证分析

Table 3 Group sorting test of hypothesis 1

Panel A	CL			CG		
<i>EW</i>	<i>Raw Return</i>	<i>CAPM Alpha</i>	<i>FF3 Alpha</i>	<i>Raw Return</i>	<i>CAPM Alpha</i>	<i>FF3 Alpha</i>
<i>P1</i>	0.026	0.011	0.004	0.009	0.000	-0.005
<i>P2</i>	0.018	0.008	0.002	0.011	0.001	-0.004
<i>P3</i>	0.015	0.005	-0.001	0.014	0.004	-0.003
<i>P4</i>	0.009	-0.001	-0.007	0.016	0.006	-0.001
<i>P5</i>	0.004	-0.007	-0.013	0.016	0.005	-0.001
<i>P5 - P1</i>	-0.022 ***	-0.018 ***	-0.017 ***	0.006 **	0.006 **	0.004 *
<i>T-stat</i>	(-7.76)	(-7.32)	(-8.01)	(2.04)	(2.01)	(1.87)

- 对于 CL 组的股票，预期收益率随着特质波动率的增加而不断减小；
对于 CG 组的股票，预期收益率随着特质波动率的增加而不断增加

3.实证分析

Table 4 Fama-MacBeth regression of hypothesis 1

	<i>CL</i>			<i>CG</i>		
	(<i>a1</i>)	(<i>a2</i>)	(<i>a3</i>)	(<i>b1</i>)	(<i>b2</i>)	(<i>b3</i>)
<i>Constant</i>	-0.027 ***	-0.027 ***	-0.026 ***	0.070 ***	0.069 ***	0.067 ***
	(-3.69)	(-3.57)	(-3.47)	(8.20)	(8.22)	(8.04)
<i>IVOL</i>	-0.029 ***	-0.027 ***	-0.023 ***	0.009 ***	0.001 ***	0.014 ***
	(-11.25)	(-12.33)	(-13.42)	(2.76)	(3.35)	(7.41)
<i>Size</i>		-0.011 **	-0.013 ***		-0.014 **	-0.015 ***
		(-2.43)	(-3.35)		(-2.51)	(-3.05)
<i>BM</i>		0.014 ***	0.013 ***		-0.026 ***	-0.013 ***
		(4.30)	(4.39)		(-6.77)	(-4.12)
<i>Turnover</i>			-0.012 ***			-0.007 *
			(-4.57)			(-2.08)
<i>MOM</i>			0.003			0.015 ***
			(1.42)			(5.02)
<i>Skew</i>			-0.001			0.004 **
			(-0.64)			(2.47)

3.实证分析

Table 5 Group sorting test of hypothesis 2

	<i>IVOL&PT</i>		<i>PT&RETURN</i>		<i>IVOL&RETURN</i>	
	等权重	市值权重	等权重	市值权重	等权重	市值权重
<i>P1</i>	-0.036	-0.029	0.025	0.014	0.026	0.020
<i>P2</i>	-0.035	-0.031	0.022	0.015	0.020	0.016
<i>P3</i>	-0.034	-0.031	0.019	0.013	0.019	0.015
<i>P4</i>	-0.033	-0.030	0.015	0.010	0.015	0.012
<i>P5</i>	-0.0320	-0.029	0.007	0.003	0.013	0.007
<i>P5 - P1</i>	4.14E -03 ***	2.86E -04 **	-0.017 ***	-0.010 ***	-0.014 ***	-0.012 ***
<i>t</i> 统计量	(3.37)	(2.07)	(-5.77)	(-4.14)	(-5.84)	(-5.12)

- 在整体市场维度，特质风险较高的股票具有较高的前景理论效用值，对投资者的吸引力更大，导致这部分股票的价格被高估，预期收益率就会下降，因此整体市场上“特质波动率之谜”存在。

3.实证分析

Table 6 Fama-MacBeth regression of hypothesis 2

	(20)	(21)	(22)
<i>Constant</i>	0.017 **	0.018 **	0.018 **
	(2.42)	(2.47)	(2.48)
<i>IVOL</i>	-0.010 ***		
	(-5.74)		
<i>PT</i>		-0.008 **	
		(-4.12)	
<i>EU</i>			-0.005
			(-1.51)
<i>Size</i>	-0.024 ***	-0.022 ***	-0.023 ***
	(-5.63)	(-5.95)	(-6.49)
<i>BM</i>	0.008 **	0.008 ***	0.007 ***
	(2.61)	(2.67)	(2.71)
<i>F</i>	-0.018 ***	-0.023 ***	-0.023 ***

4.1.稳健性检验

- 改变股票未实现的资本利得的方法，以衡量股票当前价格相对于其参考点价格的偏离程度，即

$$CGO_{i,t} = (P_{i,t} - RP_{i,t}) / P_{i,t} \quad (23)$$

$$RP_{i,t} = \frac{1}{k} \sum_{n=1}^T \left[V_{i,t-n} \prod_{\tau=1}^{n-1} (1 - V_{i,t-n+\tau}) \right] P_{i,t-n}$$

4.2.前景理论效用值的参数敏感性分析

- 对 λ 、 α 、 θ 取其他值，进行稳健性检验

5.结论

1. 对于有未实现的**资本损失**的股票，**特质波动率越大**，前景理论效用值越大，投资者倾向于投资，进而高估，**预期收益率下降**，因此特质波动率与预期收益呈**负相关关系**；
2. 而对于有未实现的**资本收益**的股票，投资者偏好**特质波动率小的**，会导致特质波动率与预期收益率呈**正相关关系**；
3. 由于资本市场上普遍存在的**处置效应**，投资者倾向于卖出盈利的股票而继续持有亏损的股票，因此特质波动率与预期收益呈负相关关系占据主导地位，所以**整体股票市场中存在“特质波动率之谜”**。

卖空限制与收益可预测性

——A股融资融券制度的证据

郭 彪 刘普阳 姜 圆
金融研究, 2020

解读者：屠雪永
2021.07.08

1.1.引言

- **融资交易**是指投资者向证券公司交纳一定的保证金，融（借）入一定数量的资金买入股票，并在一段时间后归还资金及利息的行为；——做多
- **融券交易**是指投资者向证券公司借入证券卖出，并在一段时间后归还证券及利息的行为。——做空
- 减少错误定价，提高定价效率
- 起步晚（2010年开始）
- 非对称交易现象十分突出，融资余额占比为 98.85%

1.1.引言

- 融资(融券)比率= $\frac{\text{融资(融券)余额}}{\text{流通股市值}}$ LR SR
- 融资比率与未来收益率正相关，融券比率与未来收益率负相关。
- 融资融券比率并未对交易成本信息做充分考虑，这里的交易成本是指回补(平仓)融资融券余额所需要的时间成本。
- 假设市场上有 A 和 B 两只证券， 融资比率均为 10% ， 日换手率分别为 1% 和 10% ， 这意味着在不考虑其他影响因素的情形下，回补 A 证券需要 10 天时间，而回补 B 证券仅需 1 天时间。
- 回补天数考虑了换手率对于融资融券交易成本的影响，有助于发现股票的误定价水平。
- 融资(融券)回补天数= $\frac{\text{融资(融券)比率}}{\text{日均换手率}}$ DTC_long DTC_short

1.2.文献综述

- 第一，融资融券对股票收益率的影响。
 - Figlewski (1981) 、Brent et al. (1990):卖空比率(short interest ratio,简称 SR) 作为卖空的重要指标。
 - Hong et al. (2016) 证明, 融券回补天数可以更好地衡量套利者的卖空成本, 低回补天数股票收益率显著大于高回补天数的股票。
 - 俞红海等(2018) 基于 2011 年 12 月至 2015 年8 月的样本数据构建了衡量融资和融券交易行为的 4 项指标, 利用日数据分析了融资融券行为对于未来收益率的影响。
- 第二，融资融券对信息反应速度的影响。
 - Hong et al. (2012) 指出套利者加强了股市对经济信息的反应程度。
- 第三、融资融券规则变更对市场波动性的影响
 - Battalio and Schultz (2011) 发现短期的卖空限制会使股票的价格波动增大。
 - 李志生等(2015)证明融资融券显著抑制股票价格的波动。

1.3.文献评述

- 暂无文献对如何度量融资融券误定价水平进行系统研究，未分别**对融资融券交易行为偏差影响未来股票收益率预测能力**的有效性进行研究。
- 本文从投资者交易机制出发，根据 **A 股市场融资融券交易量不对称**现状，**拓展** Hong et al. (2016) 的理论模型，考察在业务开展过程中余额不对称时融资融券行为对于股票收益率的预测能力。

1.4.研究框架

-

融资

融券

融资比率 (LR)

融券比率 (SR)



融资回补天数
(DTC_long)

融券回补天数
(DTC_short)



Hong et al. (2016)

2.理论模型

- 假设模型有三期， $t = 0, 1, 2$ 。资产交易发生在 $t = 1$ 期，资产回报发生在 $t = 2$ 期；
- 市场由套利者及普通交易者构成，**套利者**占比 γ ，**普通交易者**占比 $1 - \gamma$ ；
- **套利者**无初始禀赋，期望的资产回报为 μ_A ，且 $\mu_A < \mu_0$ 。
- **普通交易者**期望的资产随机回报为 μ_0 ，且初始禀赋均为1单位资产。
- 普通交易者中，一半人(乐观交易者)认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 δ 元钱，一半人(悲观交易者)认为 $t = 2$ 时的 1 元钱相当于 $t = 0$ 时的 $2 - \delta$ 元钱。假设 $1 < \delta < 2$ ，这使得乐观交易者倾向于购买资产，悲观交易者倾向于出售资产。
- 交易的资产数量为 n 时所对应的交易成本为 $\frac{c}{2}n^2$ (Grossman and Miller, 1988)。

为了求解模型,首先需要求得各个交易者的最优交易需求量。在 Hong et al. (2016) 的理论模型中,乐观交易者在 $t = 1$ 时的目标函数及一阶条件如下:

$$\max \{ (1 + n) \delta \mu_0 - n p_0 - \frac{c}{2} n^2 \} , FOC: n_0^+ = \frac{\delta \mu_0 - p_0}{c}$$

悲观交易者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下:

$$\max \{ (1 + n) (2 - \delta) \mu_0 - n p_0 - \frac{c}{2} n^2 \} , FOC: n_0^- = \frac{(2 - \delta) \mu_0 - p_0}{c}$$

套利者在 $t = 1$ 时对资产的目标函数及一阶条件如下:

$$\max \{ n (\mu_A + f - p_0) - \frac{c}{2} n^2 \} , FOC: n_A = \frac{\mu_A + f - p_0}{c}$$

由于我们假设在整个交易中只有套利者会卖空,所以需要以下限制条件:

条件 1: $\delta \mu_0 > p_0 > \max \{ (2 - \delta) \mu_0, \mu_A + f \}$; 条件 2: $p_0 \leq (2 - \delta) \mu_0 + c$

在条件 1 的限制下,乐观交易者会买入资产,悲观交易者会卖出资产,套利者会进行卖空交易,在条件 2 的限制下,悲观交易者卖出的资产数量小于其初始禀赋,即悲观交易者不会进行卖空。假设市场出清,净交易为 0:

$$\gamma [\mu_A + f - p_0] + \frac{1 - \gamma}{2} [(2 - \delta) \mu_0 - p_0] + \frac{1 - \gamma}{2} [\delta \mu_0 - p_0] = 0$$

求解可得, $t = 0$ 时资产的均衡价格为:

$$p_0 = (1 - \gamma) \mu_0 + \gamma \mu_A + \gamma f = \mu_A + (1 - \gamma) (\mu_0 - \mu_A) + \gamma f$$

将 SR 定义为:

$$SR = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot |n_A| = \frac{\gamma}{1-\gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_A - f}{c} = \frac{\gamma(\mu_0 - \mu_A - f)}{c}$$

将成交量 V 定义为:

$$V = \frac{\frac{1-\gamma}{2} n_0^+}{1-\gamma} = \frac{1}{2} \frac{\delta \mu_0 - p_0}{c}$$

则根据定义:

$$DTC_{short} = \frac{SR}{V} = 2\gamma \frac{(\mu_0 - \mu_A - f)}{\delta \mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_A - f)}$$

当 γ 较小时, 根据泰勒展开式, 可得:

$$DTC_{short} = \frac{SR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma(\mu_0 - \mu_A - f)$$

以上为 Hong et al. (2016) 的理论模型, 其推导结果基于一个重要假设, 即套利者的融资融券额可以满足其最优需求。而在我国的 A 股市场, 融资与融券存在极大的不平衡性, 同时整个市场交易量依然十分巨大。基于以上事实, 我们有理由认为 A 股市场的融券业务不足以使套利者达到其最优的融券需求量, 而套利者的交易不足将被普通投资者的交易替代。因此我们对理论模型进行修改如下。假设套利者卖空量为其最优解的 X 倍, $0 < X < 1$, 即:

$$n_A = X \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c}$$

此时套利者卖空量距离最优解出现差额 $(1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c}$, 为使市场在原有交易量下继续保持出清, 该差额需要与普通交易者分担。假设该差额在乐观交易者及悲观交易者之间平均分担, 又因为套利者与乐观和悲观交易者数量之比为 $\frac{2\gamma}{1 - \gamma}$, 所以乐观交易者及悲观交易者需要额外承担的交易量为:

$$\frac{1}{2} \cdot (1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} \cdot \frac{2\gamma}{1 - \gamma} = (1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}$$

因此, 乐观交易者交易的资产额由 $n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c}$ 变为:

$$n_0^+ = \frac{\delta\mu_0 - p_0}{c} + (1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}$$

悲观交易者交易的资产额由 $n_0^- = \frac{(2 - \delta)\mu_0 - p_0}{c}$ 变为:

$$n_0^- = \frac{(2 - \delta)\mu_0 - p_0}{c} + (1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}$$

市场继续出清, 所有交易的和为 0, 得到:

$$\begin{aligned} \gamma X [\mu_A + f - p_0] + \frac{1 - \gamma}{2} [(2 - \delta)\mu_0 - p_0 + (1 - X) \cdot (\mu_A + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}] \\ + \frac{1 - \gamma}{2} \cdot [\delta\mu_0 - p_0 + (1 - X) \cdot (\mu_A + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}] = 0 \end{aligned}$$

可知, $t = 0$ 时资产的均衡价格依然为:

$$p_0 = (1 - \gamma)\mu_0 + \gamma\mu_A + \gamma f = \mu_A + (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_A) + \gamma f$$

从而得到价格的错误估计为:

$$p_0 - \mu_A = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_A) + \gamma f$$

这与之前的结论相同,不同的是由于卖空不足,新的融券比率(SR^*)为:

$$SR^* = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot |n_A| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{p_0 - \mu_A - f}{c} = X \cdot \frac{\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_A - f)}{c} = X \cdot SR$$

将成交量 V 定义为:

$$V = \frac{\frac{1 - \gamma}{2} n_0^+}{1 - \gamma} = \frac{1}{2} \left[\frac{\delta\mu_0 - p_0}{c} + (1 - X) \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma} \right]$$

则根据定义:

$$DTC_short = \frac{SR}{V} = \frac{2X\gamma(\mu_0 - \mu_A - f)}{\delta\mu_0 - \mu_0 + \gamma(\mu_0 - \mu_A - f) + (1 - X) \cdot (\mu_A + f - p_0) \cdot \frac{\gamma}{1 - \gamma}}$$

将 $p_0 - \mu_A = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_A) + \gamma f$ 代入公式,经过调整,可以得到新的融券回补天数(DTC_short^*):

$$DTC_short^* = \frac{X}{\frac{(\delta - 1)\mu_0}{2\gamma \cdot (\mu_0 - \mu_A - f)} + X}$$

值得注意的是,在初始模型套利者融券数量可以达到最优解情况下,

$$DTC_{short} = \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \gamma(\mu_0 - \mu_A - f), DTC_{short}^* = \frac{1}{\frac{1}{X \cdot DTC_{short}} + 1}$$

在实际融券额为最优融券额 X 倍的情况下,融券比率(SR)变为原先的 X 倍,该变换为线性变化;而融券回补天数(DTC_{short})的变化比较复杂,对 DTC_{short}^* 取倒数,可得:

$$\frac{1}{DTC_{short}^*} = \frac{1}{X \cdot DTC_{short}} + 1$$

通过公式可知,融券限制给融券回补天数(DTC_{short})带来的变化是非线性的,这种变化严重破坏了 DTC_{short} 与价格高估之间的关系。由于每一期实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 可能发生变化,会导致融券回补天数无法稳定反映套利者对于股票错误定价的看法,从而失去预测股票收益率的效力;而融券比率 SR 也受到了实际融券数量与理论最优融券量的比率 X 的影响,但这种影响是线性的,因此 SR 保留了预测股票收益率的能力。基于此,本文的第一个待检验假说为:

H1: 由于融券限制,融券比率比融券回补天数能够更好地衡量套利者的卖空成本,低融券比率股票的收益率显著大于高融券比率的股票。

2.理论模型

在条件 3 的限制下,乐观交易者会买入资产,悲观交易者会卖出资产,套利者会融资,在条件 4 的限制下,乐观交易者买入的资产数量小于其初始禀赋,即乐观交易者不会进行融资买入,这与我们想要的限制条件相符,得到价格的错误估计、融券比率和回补天数为:

$$p_0 - \mu_A = (1 - \gamma) \cdot (\mu_0 - \mu_A) + \gamma f$$
$$LR = \frac{\gamma}{1 - \gamma} |n_A| = \frac{\gamma}{1 - \gamma} \cdot \frac{\mu_A + f - p_0}{c} = \frac{\gamma \cdot (\mu_A + f - \mu_0)}{c}$$
$$DTC_{long} = \frac{LR}{V} \sim \frac{2}{(\delta - 1)\mu_0} \cdot \gamma \cdot (\mu_A + f - \mu_0)$$

第二个待检验假说:

H2: 由于交易成本差异, 融资回补天数比融资比率能够更好地衡量错误定价, 低回补天数股票的收益率显著小于高回补天数的股票

3.实证分析

➤ 数据

- 数据：201201 月至201812 月所有入选过融资融券池的1126 只股票（CSMAR）。
- 主要变量计算方法如下：
LR: 月融资余额与流通股市值之比。
DTC_Long: 每月月末的LR除以当月的日平均换手率。
SR: 月融券余额与流通股市值之比。
DTC_Short: 每月月末的SR除以当月的日平均换手率。
Turnover: 换手率，定义为成交量与流通股本的比率。
- 其他变量：LnME、LnBM、Mom、Reversal、IO、Rm、Rf、SMB、HML、UMD

3.实证分析

表3 按融资融券比率和回补天数构建的组合收益率

融资端			融券端		
Deciles	<i>LR</i> - %	<i>DTC_Long</i> - %	Deciles	<i>SR</i> - %	<i>DTC_Short</i> - %
L	0.3892	-0.8309	L	0.7137	0.6554
2	0.3003	-0.1063	2	0.6795	0.3925
3	0.4524	-0.2089	3	0.1184	0.1251
4	0.2308	0.1609	4	0.4296	-0.0038
5	0.0668	0.2997	5	0.2938	-0.0074
6	0.2590	0.4517	6	0.2784	0.2281
7	0.1179	0.5246	7	0.2819	0.1308
8	0.1990	0.2741	8	0.0392	0.2385
9	-0.2601	0.5981	9	-0.1683	0.0095
H	-0.1395	0.4475	H	-0.8652	-0.0434
H - L	-0.5286	1.2784	L - H	1.5789	0.6987
<i>t</i> 统计量	(-0.72)	(2.22)	<i>t</i> 统计量	(3.32)	(1.31)

3.实证分析

表 4 融资融券比率和回补天数等权重组合收益率的多因子 ALPHA¹

<i>LR</i>					<i>DTC_Long</i>				
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	0.2451	0.0722	0.6573	0.6426	Alpha	1.1214	1.5322	1.5125	1.6191
<i>t</i> 值		(0.08)	(1.58)	(1.54)	<i>t</i> 值	(2.87)	(2.91)	(3.38)	
夏普比率	0.1342				夏普比率	0.7632			
<i>SR</i>					<i>DTC_Short</i>				
	Raw	MKT	FF3	CH4		Raw	MKT	FF3	CH4
Alpha - %	1.1156	1.4029	1.1347	1.1238	Alpha - %	0.4937	0.6856	0.2691	0.2008
<i>t</i> 值		(3.32)	(3.11)	(3.07)	<i>t</i> 值		(1.32)	(0.70)	(0.56)
夏普比率	0.8611				夏普比率	0.3442			

- 在融资端，融资回补天数(*DTC_Long*)更好地捕捉了融资活动所带来的误定价程度。
- 在融券端，融券比率(*SR*)更好地捕捉了融券活动所带来的误定价程度。

3.实证分析

表 5 融资比率(LR)和融资回补天数(DTC_LONG) FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>LR</i>	-0.0596 (-0.92)		-0.0689 (-1.01)	-0.0900* (-1.72)		-0.1378** (-2.43)
<i>DTC_Long</i>		0.0016** (2.15)	0.0023*** (2.89)		0.0017*** (3.25)	0.0027*** (4.35)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y

表 6 融券比率(SR)和融券回补天数(DTC_SHORT) FM 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>SR</i>	-23.2963*** (-2.78)		-30.5871*** (-3.35)	-11.5886** (-2.63)		-27.2154*** (-3.65)
<i>DTC_Short</i>		-0.0679 (-0.48)	0.2149 (1.09)		0.1130 (1.36)	0.3829** (2.46)
控制变量	N	N	N	Y	Y	Y
<i>Obs.</i>	56782	56782	56782	56770	56770	56770
<i>R</i> ²	0.0098	0.0111	0.0192	0.0893	0.0886	0.0935

- 在融资端，融资回补天数(*DTC_Long*)更好地捕捉了融资活动所带来的误定价程度。
- 在融券端，融券比率(*SR*)更好地捕捉了融券活动所带来的误定价程度。

4.结论

- 在存在融资融券限制的条件下，在融资端，融资回补天数(DTC_long)存在显著的预测股票收益率的能力；
- 在融券端，融券比率(SR) 存在显著的预测股票收益率的能力。

中国沪深股市的开盘效应与收盘效应

蒋戡，龚丽.
管理科学学报, 2020

解读者：屠雪永
2021.07.08

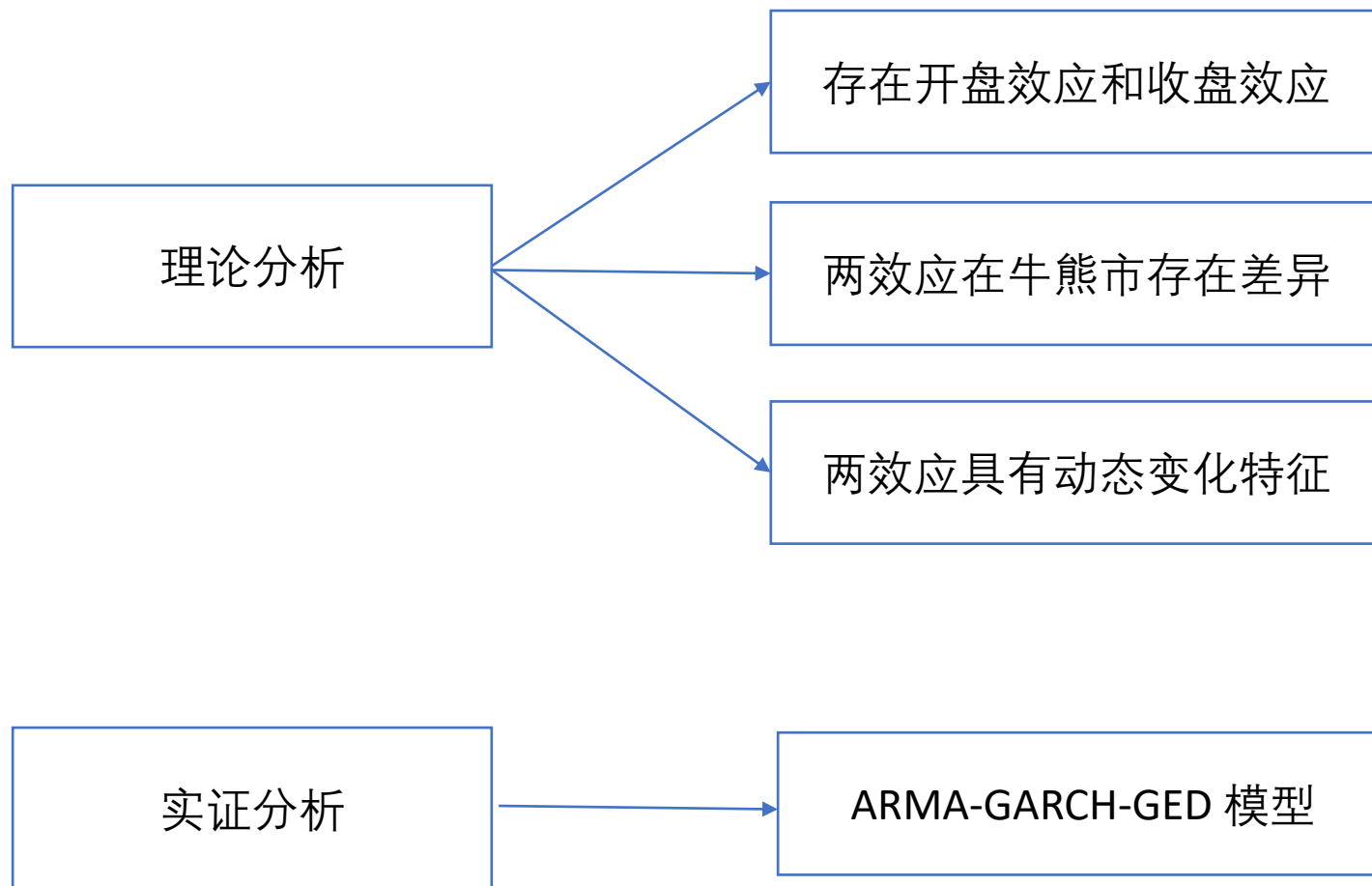
1.1.引言

- 日历效应—日内效应
 - 开盘效应:如果股市在**开盘后**一段时间内的**收益与波动**显著异于其他时段, 则称这种现象为开盘效应 .
 - 收盘效应:如果股市在**收盘前**一段时间内的**收益与波动**显著异于其他时段, 则称这种现象为收盘效应 .
- 交易频率的提高为日历效应的研究提出了新问题: 股票市场是否存在日内效应, 即市场表现是否在交易日的某些特定时段存在异常现象?

1.2.文献综述

- 国外： 国外学者对股票市场日内效应的研究集中于20 世纪末,近年来少有相关文献出现。如:Wood等（1985）针对1971年9月至1972年2月以及1982年纽约证交所股票交易数据进行研究，发现开盘与收盘时段股票收益率显著高于其他时段.
- 国内： 相关研究较少。刘红忠和何文忠 [14] 对2002年至2009 年上证综指和深圳成指 30min收益率数据进行研究，发现沪深两市存在显著的隔夜效应，即开盘后半小时和收盘前半小时的平均收益率显著异于其他时段.
- 不足： 针对中国沪深股市： 1. 多数文献仅针对股指收益率进行研究，缺乏针对**波动率**的研究。 2. 现有文献缺乏针对股市日内效应**动态特征**的研究。（贡献）

1.3. 框架结构



2. 理论分析

- 开盘效应
 - 夜间闭市期间和上午开盘前的非交易时间段内存在大量**信息**。
 - 基于**交易成本**的考虑，知情交易者和流动性交易者也倾向于在开盘时进行交易。
- 收盘效应
 - 不愿承担**隔夜风险**的投资者与愿意承担隔夜风险的投资者会在收盘前交换头寸。
 - 机构投资者的**绩效考核**通常基于每日股票的收盘价。
- 差异性分析
 - 牛市：开/收盘都积极买入，正向开盘效应和收盘效应。
 - 熊市：开/收盘都积极卖出，负向开盘效应和收盘效应。
 - 政策：在熊市，异质预期；牛市，一致预期；熊市效应大于牛市效应。
 - 动态变化。

3. 研究设计

➤ 数据选取与说明

- 样本：上证综指和深证成指的小时收益率(wind)
- 样本期限：2004.01.02 - 2016.12.30.
- 交易时间分为4个时段：9:30 — 10:30, 10:30 — 11:30,
13:00 — 14:00, 14:00 — 15:00,
- 开盘时段：9:30 — 10:30, 收盘时段：14:00 — 15:00.

指数	均值	标准差	中位数	偏度	峰度	J - B	L - B	ARCH
上证综指	5.79×10^{-5}	0.008	2.04×10^{-4}	-0.13	12.94	52 035 ***	169 ***	742 ***
深证成指	8.51×10^{-5}	0.009	1.77×10^{-4}	-0.23	10.27	27 895 ***	200 ***	693 ***

3. 研究设计

➤ 模型构建

- ARMA-GARCH-GED 模型

$$\begin{cases} \text{均值方程 } r_t = \alpha_1 r_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \beta_3 D_{3t} + \beta_4 D_{4t} + \varepsilon_t \\ \text{方差方程 } \sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_2 \sigma_{t-1}^2 + \theta_1 D_{1t} + \theta_4 D_{4t} \end{cases}$$

式中 ε_t 为误差项, $\varepsilon_t = v_t \sigma_t$, v_t 是均值为 0、方差为 1 的 GED 分布随机变量; σ_t^2 为条件方差

$$f(x) = \frac{v \exp\left(-\frac{|x/\lambda|^v}{2}\right)}{\lambda 2^{(v+1)/v} \Gamma(1/v)}$$

$\lambda = [2^{2/v} \Gamma(1/v) / \Gamma(3/v)]^{1/2}$, $\Gamma(\cdot)$ 是伽马函数; v 是 GED 分布的自由度

当 $v = 2$ 时, GED 分布是正态分布; 当 $v > 2$ 时, GED分布尾部比正态分布薄; 当 $v < 2$ 时, GED 分布尾部比正态分布厚.

3. 研究设计

➤ 样本期选择

- 1. 全部样本期
- 2. 划分牛熊市
- 3. 滚动窗口：将窗口期设置为500 h(125个交易日)，以 4 h(1个交易日)作为滚动步长。第一个窗口是 2004. 01. 02(第1个交易日) 至 2004. 07. 13(第125个交易日)

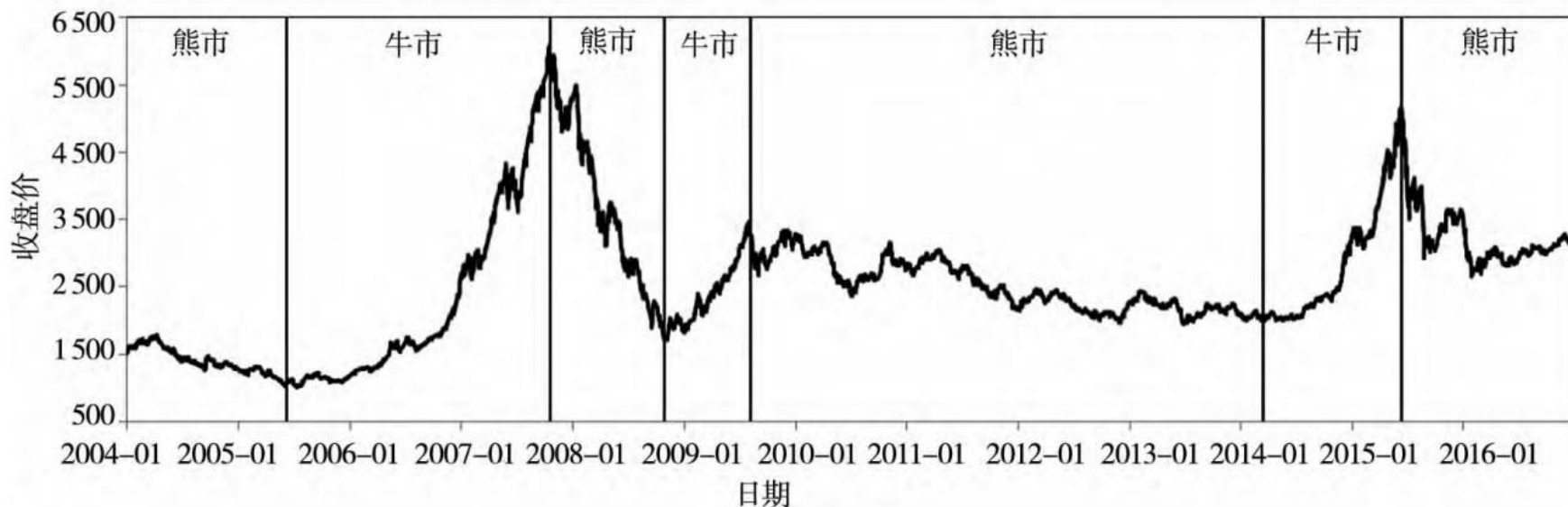


图1 上证综指走势图以及牛市、熊市划分

4. 实证分析

表 4 上证综指和深证成指全样本估计结果

Table 4 Estimation results of Shanghai Composite Index and Shenzhen Component Index based on full sample

方程	系数	上证综指	深证成指
均值方程	β_1	-0.000 25 ** (-2.18)	0.000 37 *** (2.71)
	β_2	-0.000 018 (-0.20)	-0.000 16 (-1.43)
	β_3	0.000 26 *** (3.31)	0.000 19 ** (2.03)
	β_4	0.000 57 *** (6.43)	0.000 16 (1.62)
	α_1	0.577 *** (7.37)	0.546 *** (7.33)
	α_2	-0.524 *** (-6.41)	-0.483 *** (-6.18)
	θ_1	0.000 031 *** (10.27)	0.000 053 *** (12.281)
	θ_4	0.000 019 *** (10.38)	0.000 027 *** (10.30)

- 除了深证成指的收益外，沪深两市整体上均表现出收盘效应。股指收益具有午间开盘效应。

4. 实证分析

表5 上证综指牛市、熊市估计结果

Table 5 Estimation results of Shanghai Composite Index during bull markets or bear markets

方程	系数	样本与类别						
		1	2	3	4	5	6	7
		熊市	牛市	熊市	牛市	熊市	牛市	熊市
均值方程	β_1	-0.001 6*** (-4.80)	0.000 75*** (2.73)	-0.003 1*** (-3.84)	0.001 31* (1.73)	-0.000 47*** (-2.57)	0.000 40 (1.41)	-0.000 17 (-0.63)
	β_2	-0.000 52* (-1.67)	0.000 45** (2.01)	-0.001 35** (-2.07)	0.000 073 (0.13)	-0.000 15 (-1.02)	0.000 32 (1.37)	-0.000 17 (-0.87)
	β_3	-0.000 41 (-1.466)	0.000 73*** (3.40)	0.000 410 (0.81)	0.001 7*** (3.37)	0.000 07 (0.59)	0.000 58*** (2.67)	0.000 21 (1.35)
	β_4	0.000 34 (1.09)	0.001 67*** (7.17)	-0.000 45 (-0.75)	0.001 4* (1.86)	0.000 23* (1.69)	0.000 71*** (2.76)	0.000 58*** (3.01)
	α_1	0.413* (1.80)	0.526** (2.25)	0.372 (1.28)	-0.267 (-0.29)	0.618*** (4.23)	0.716*** (3.32)	0.946*** (34.49)
	α_2	-0.354 (-1.49)	-0.476** (-1.97)	-0.290 (-0.96)	0.234 (0.25)	-0.573*** (-3.78)	-0.674*** (-2.95)	-0.945*** (-33.99)
	θ_1	0.000 011 (1.30)	0.000 031*** (3.89)	0.000 15*** (3.50)	0.000 054* (1.84)	0.000 036*** (7.52)	0.000 011** (1.97)	0.000 031*** (3.54)
	θ_4	0.000 013** (2.15)	0.000 020*** (3.74)	0.000 084*** (3.14)	0.000 087*** (4.71)	0.000 021*** (6.90)	0.000 010*** (2.81)	0.000 019*** (3.79)

- 开盘效应方面， β_1 在牛市期间为正，在熊市期间为负。 θ_1 在熊市期间的表现比牛市期间更为明显。收盘效应方面，上证综指的 β_4 未出现显著为负的现象， θ_2 无明显区别。

4. 实证分析

上证综指收益的开盘效应变化与股指走势基本保持一致，收盘效应变化趋势与开盘效应类似，但是较少出现负收盘效应。

股指收益开盘效应或收盘效应的变化领先于上证综指走势的变化

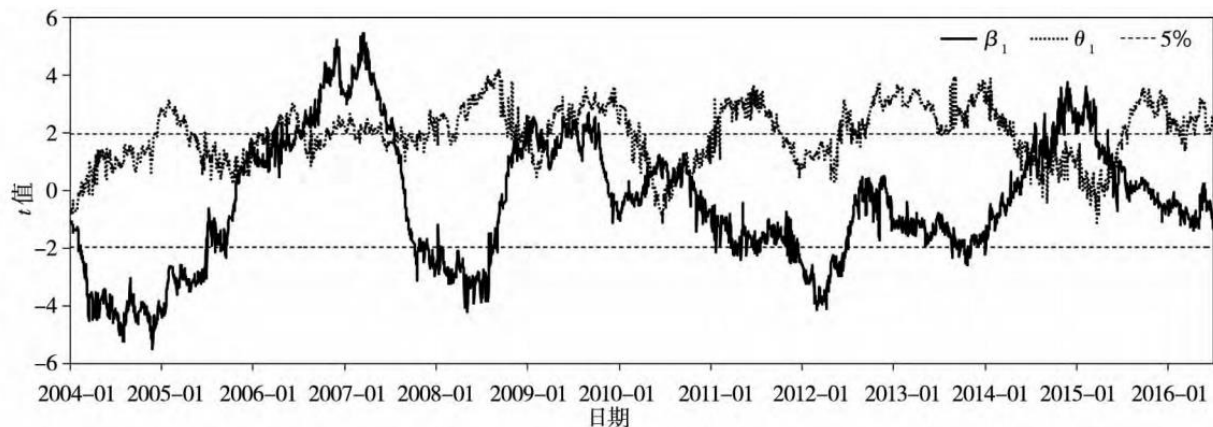


图2 上证综指开盘效应的动态特征

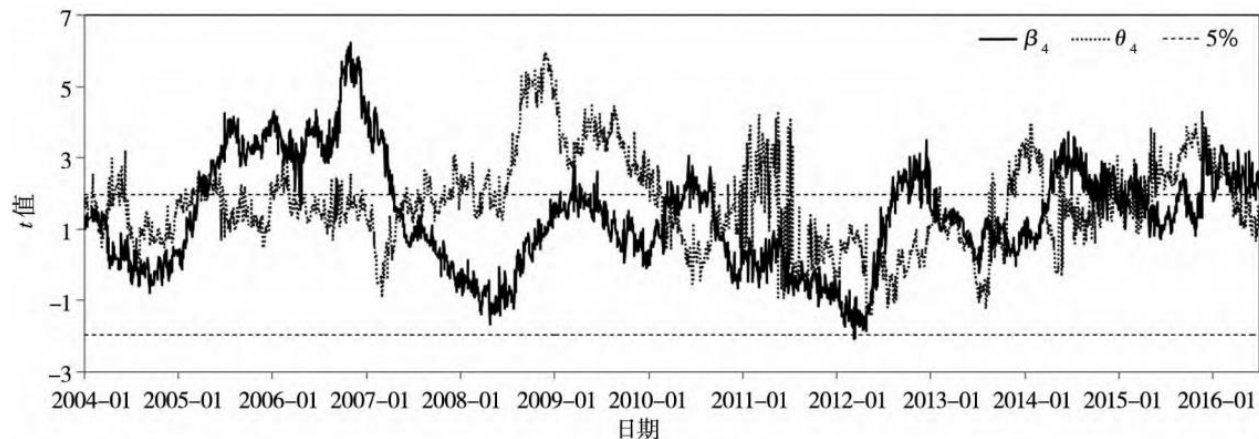
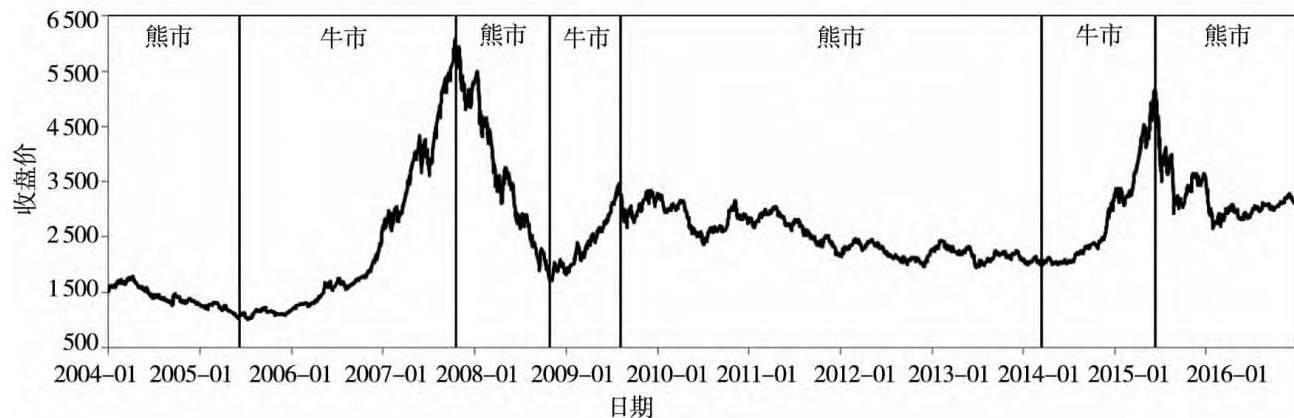


图3 上证综指收盘效应的动态特征



5. 结论

- 1) 股指收益和波动在整体上具有开盘效应与收盘效应;
- 2) 开盘效应和收盘效应在牛市、熊市期间的表现存在差异, 股指收益在牛市期间具有正向开盘效应, 在熊市期间具有负向开盘效应, 股指波动在熊市期间的开盘效应更为明显;
- 3) 开盘效应和收盘效应具有动态变化特征, 股指收益开盘效应和收盘效应的变化领先于股指走势的变化, 股指收益和波动的开盘效应或收盘效应存在一定程度的替代现象

思考

- 对于市场现象的解释，理论+实证的写作方式，值得借鉴。
- 前景理论可拓展用于其他投资者偏好或与风险相关的异象上。