

## 股指期货定价偏差与成分股超额收益分歧

陈蓉 刘非亚 郑振龙\*

**摘要:** 现有金融学理论通常认为股指期货的定价偏差反映了投资者情绪,然而这无法解释我国中证 500 指数期货的长期贴水现象。本文认为该现象源于股票卖空限制下投资者使用的“市场中性”策略,故贴水反映了不同投资者对股票指数成分股超额收益的分歧。本文使用横截面因子刻画成分股超额收益,通过理论模型与实证检验验证了上述观点。

**关键词:** 股指期货定价偏差; 投资者情绪; 卖空限制

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2024.05.15

### 一、引言

在无套利、无摩擦的完全市场下,期货价格应符合 Cornell and French(1983a)的持有成本模型。然而,从图 1 可以看到,在 2016 年至 2020 年年底我国中证 500 指数期货价格在绝大多数时间都较大程度地偏离理论价格,其定价偏差运行于 0 至 0.4 区间内<sup>①</sup>,意味着滚动持有中证 500 指数期货多头相对持有中证 500 指数现货多头大约能够取得明显不合理的年化 15%—20% 的超额收益。市场参与者面对这一长期存在,且幅度远甚于成熟市场的期货异常贴水现象<sup>②</sup>,自然会产生如下疑问:定价偏差为何存在,又反映了什么?

由于定价偏差在理想的市场环境中不应存在,因此其在现实市场中“没有消失”的原因必然是期现货套利交易受阻,且具体在我国则多是源于制度或政策性的交易限制(许荣和刘成立,2019; Lin and Wang, 2018; Wu and Zeng, 2019; Hu et al., 2020; 郑振龙等, 2023)。这是因为我国的股票现货市场不仅存在较强的卖空限制,股票市场与股指期货市场之间还存在一定的市场分割,故在期货大幅贴水时市场力量难以通过套利交易推动期货价格回到合理水平。在这些研究中, Hu et al.(2020)的结论较具有一般性:他们通过建立均衡模型证明了股指期货定价偏差与模型均衡时表示持仓限制的拉格朗日乘数有关。因此,股指期货的正定价偏差与股票现货限制卖空有关,负定价偏差则与投资者的杠杆需求有关。然而,上述研究只回答了定价偏差为何没有消失,却没有结合我国市场进一步回

\* 陈蓉、刘非亚、郑振龙,厦门大学管理学院财务学系。通信作者及地址:郑振龙,福建省厦门市思明区厦门大学管理学院财务学系,361005;电话:13906038903;E-mail:zllzheng@xmu.edu.cn。感谢国家自然科学基金(72071168、72371210)的资助。感谢两位审稿人与主编的宝贵意见。文责自负。

① 定价偏差的计算方式见本文第三部分第(二)小节。

② 对成熟市场期货定价偏差的解释主要包括资本利得税(Cornell and French, 1983b)、流动性(Roll et al., 2007)、卖空限制(Fung and Draper, 1999)与投资者情绪(Kurov, 2008)等。感兴趣的读者可进一步参考 Hazelkorn et al.(2020)及其参考文献。

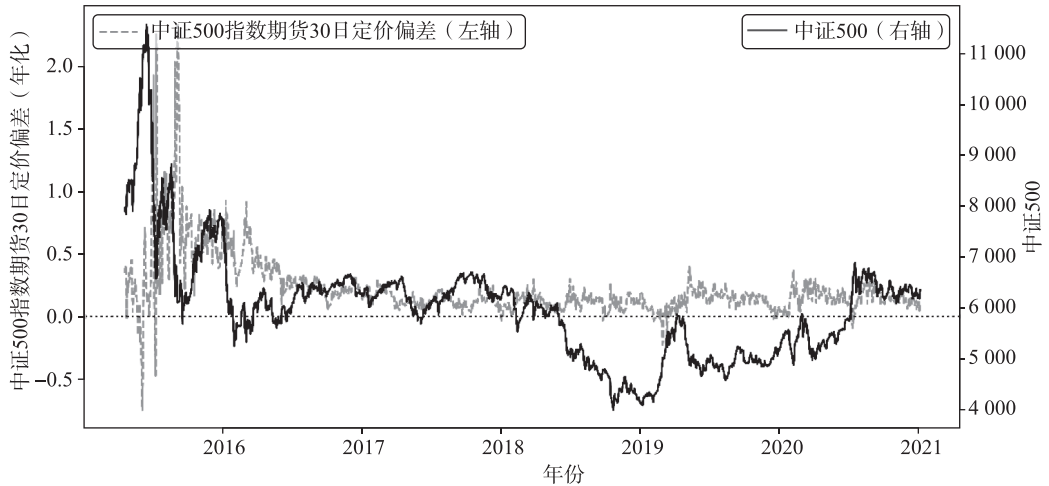


图 1 中证 500 指数期货定价偏差历史走势图

定价偏差为何存在。<sup>①</sup> 针对这一问题,一直以来我国学术界与业界多认为定价偏差主要源于投资者情绪(郑振龙和林璟,2015;郑振龙和秦明,2015;唐志武和刘欣,2020),但本文认为投资者情绪对这一长期存在的贴水现象的解释能力有限。从图 1 中,我们虽然可以看到定价偏差在市场的急剧拉升时期不断下降甚至达到负值水平,在市场的急剧下跌时期上升,说明投资者情绪变化的确在短期内能够解释定价偏差的变化。但图 1 同样显示,不论是在投资者情绪普遍较悲观的 2018 年年初至 2019 年年初的下行期,还是 2019 年年初至 2020 年年末的上行期,定价偏差的运行中枢并没有发生太大的变化。因此,“期货贴水源于投资者悲观下的卖空需求”这一单一归因显然与市场运行存在矛盾,表明定价偏差还受到除投资者情绪外的其他因素影响,进而含有投资者情绪以外的信息。此外,从图 1 可以看到定价偏差具有明显的时变性,但鲜有文献研究其作为一种市场风险是否被投资者要求风险补偿。基于上述背景,本文试图结合我国市场制度与参与者行为回答以下三个问题:一是股指期货贴水反映的卖空需求源于何处;二是定价偏差风险是否被定价;三是我们可以如何利用定价偏差中的信息。

我们可以从期货市场实际参与者的行为出发分析定价偏差的驱动因素:由于长期贴水的期货市场对多头方有利,多头方投资者更多地表现为价格接受者,期货定价偏差可能更多地反映了作为边际交易者的空头方的行为信息。事实上,随着近年来量化投资的流行,越来越多的投资者使用横截面因子来构建市场中性组合,即买入具有超额预期收益率的股票,并卖出期货对冲市场风险。对这些投资者而言,只要预期能够在横截面上通过选股获得足够高的超额收益,他们依然会使用贴水的期货进行高成本的对冲。因此,我们认为 2015 年股灾后中证 500 指数期货长期存在的贴水现象是由于投资者长期在中证 500 成分股中挖掘超额预期收益率导致的。作为对比,从图 2 中可以看到,在 2016 年至 2020 年这一中证 500 指数期货长期保持贴水的时期,上证 50 指数期货的定价偏差基本围绕 0 上

<sup>①</sup> 例如, Hu et al.(2020)在模型中直接外生设定了各异质投资者对股指期货成分股的预期收益与协方差矩阵,因此无法回答投资者的卖空需求来自何处。

下运行。二者的表现差异也侧面支持了我们的主张:相较于行业分散、成分股数量多的中证500指数,在上证50指数成分股中挖掘预期超额收益率的空间显然较小,故上证50指数期货几乎不存在长期贴水现象。

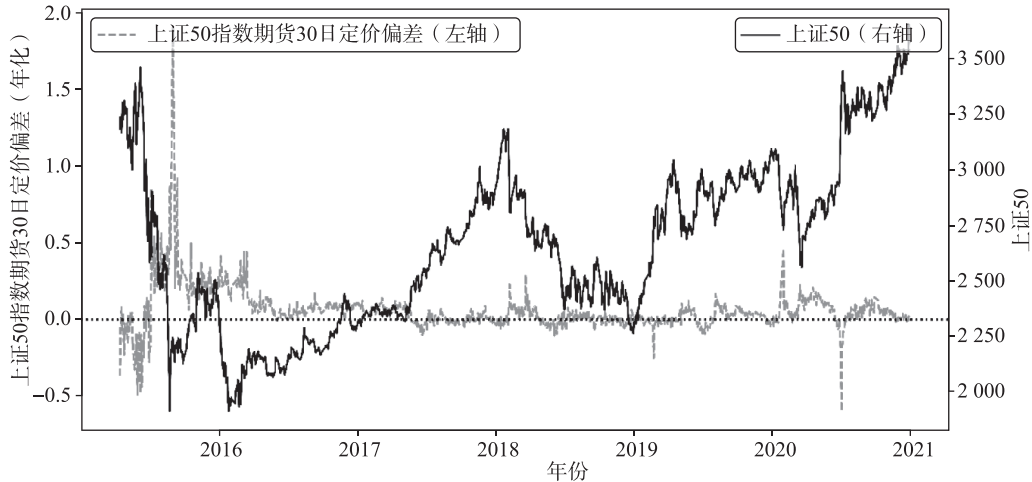


图2 上证50指数期货定价偏差历史走势图

然而,即使投资者挖掘预期超额收益率的行为导致期货表现出正定价偏差,且这一行为多通过因子投资的方式实现,定价偏差中所含的也未必是横截面因子的真实预期收益率信息:全体市场参与者作为一个整体,其持有的应是整个市场组合。故当一部分投资者认为某个因子具有超额收益,并超配对其暴露较高的股票时,必然有对应的一部分投资者低配这些股票。对于理性投资者而言,低配的原因只可能是其认为该因子不具有超额收益率。因此,股指期货定价偏差反映的应是市场异质参与者对横截面因子的整体主观预期收益率信息,即对因子多空方向上的分歧。

我们构建了一个均衡模型严格地论证了上述逻辑。除解释期货贴水之外,我们的理论模型还得出以下三个推论:第一,横截面分歧的风险价格为正;第二,横截面分歧能够负向预测市场组合收益率;第三,横截面分歧能够正向预测因子凸组合<sup>①</sup>收益率。不过,在现实中我们只能观测到可能含有横截面分歧信息的股指期货定价偏差,而定价偏差中的投资者情绪信息可能对验证上述推论1与推论2形成干扰。为解决这一问题,我们比较了不同股指期货品种,发现受横截面分歧机制影响不同的各品种间实证结果差异符合推论1与推论2。同时,我们也验证了推论3在中证500指数上成立。上述实证结果支持我们的主张,即股指期货定价偏差中含有横截面分歧的信息。

本文的贡献主要有以下三点:首先,我们通过理论建模证明了股指期货定价偏差中包含着投资者对横截面因子的预期收益率分歧信息;其次,我们回答了“投资者是否对定价偏差变化风险要求补偿”的问题,证明了定价偏差中横截面分歧部分的风险价格为正;最后,我们证明了股指期货定价偏差对横截面因子凸组合未来收益率具有预测能力,为利用期货市场信息提供了新的视角。

① 凸组合定义见本文第二部分第(三)小节与第三部分第(三)小节。

## 二、理论模型

本部分的目的是建立模型以探讨在卖空限制的市场中,投资者对横截面因子收益率的异质预期如何影响期货定价偏差水平。由于在实际交易中,量化投资者通常是将多个横截面因子以某种方式加权为横截面上的一维打分,以代表对横截面个股预期超额收益率的排序,在模型中我们将不同股票的预期超额收益率简化为由一个横截面因子共同决定。本文的模型基础框架主要参考 Hong and Sraer(2016)。<sup>①</sup>

### (一) 两期模型

我们先建立两期模型( $t=0,1$ )并进行求解,之后再扩展至动态模型。为方便求解,我们假设风险资产与投资者在横截面因子上均具有一定程度的对称性。具体而言,我们假设市场存在  $2N+1$  个风险资产,资产供给均为  $\frac{1}{2N+1}$ ,这些资产在  $t=1$  时刻的回报为:

$$d_i = d + z_M + b_i z_C + \zeta_i, \forall i \in \{-N, \dots, -1, 0, 1, \dots, N\}, \quad (1)$$

其中,  $d$  为常数,  $z_M, z_C$  为随机变量,分别代表市场因子与横截面因子。风险资产仅在横截面因子  $z_C$  上存在不同风险暴露,而市场因子  $z_M$  的暴露均相同且等于 1。风险资产依在横截面因子上的风险暴露大小从小到大、镜像排序,即:

$$b_{-N} < \dots < b_{-1} < 0 = b_0 < b_1 < \dots < b_N, b_j = -b_{-j}, \forall j \in \{1, \dots, N\}. \quad (2)$$

市场投资者总量为 1,其中存在各占市场参与者 1/2 的两类投资者  $A$  与  $B$ ,分别对应横截面因子收益率抱有乐观预期与悲观预期。两类投资者仅对横截面风险因子的一阶矩具有相反预期,而对横截面因子二阶矩以及市场因子的一阶矩与二阶矩均具有客观预期。此外,不失一般性,我们简化假设两类投资者对横截面因子的一阶矩平均预期也等于客观预期:

$$\left\{ \begin{array}{l} E^A(z_C) = \lambda, E^B(z_C) = -\lambda, \lambda > 0 \\ \frac{E^A(z_C) + E^B(z_C)}{2} = E(z_C) = 0 \\ \text{Var}^A(z_C) = \text{Var}^B(z_C) = \text{Var}(z_C) = \sigma_C^2 \\ E^A(z_M) = E^B(z_M) = E(z_M) \\ \text{Var}^A(z_M) = \text{Var}^B(z_M) = \text{Var}(z_M) = \sigma_M^2 \end{array} \right. \quad (3)$$

最后,我们假设各风险资产的回报残差期望为 0,拥有同方差  $\sigma_c^2$ ,且不同残差、市场因子、横截面因子之间的协方差均为 0,两类投资者对这些条件也具有客观预期。市场的无风险利率外生设定为  $r$ 。此外,市场存在总供给为 0 的期货,其在  $t=1$  时刻的结算价格等于市场组合的总回报:

<sup>①</sup> 本文模型与 Hong and Sraer(2016)的不同在于我们增加了一个影响个股回报的横截面因子以及股指期货市场,同时我们为可求得解析解对模型设定进行了适当简化。

$$d_F = \sum_{i=-N}^N \frac{d_i}{2N+1} = d + z_M + \sum_{i=-N}^N \frac{\epsilon_i}{2N+1}. \quad (4)$$

投资者风险厌恶系数为  $\gamma$ , 在风险资产存在卖空限制下最大化其在  $t=1$  时刻的基于财富的均值方差效用函数:

$$U(W^k) = E^k(W^k) - \frac{\gamma}{2} \text{Var}^k(W^k), k \in \{A, B\}. \quad (5)$$

我们可以求得两期模型的均衡解如下。

**命题 1** 两期模型的均衡价格为:

$$P_F = d - \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right), \quad (6)$$

$$P_i(1+r) = \begin{cases} d - \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right) + \gamma \left[ b_i \frac{\frac{\lambda}{\gamma} - \sigma_C^2 \sum_{j=\bar{i}+1}^N \frac{2b_j}{2N+1} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1}}{1 + \sigma_C^2 \sum_{j=i}^{\bar{i}} \frac{b_j^2}{\sigma_\epsilon^2}} \right], & \text{for } i > \bar{i} \\ d - \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right), & \text{for } \underline{i} \leq i \leq \bar{i}, \\ d - \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right) + \gamma \left[ -b_i \frac{\frac{\lambda}{\gamma} + \sigma_C^2 \sum_{j=-N}^{i-1} \frac{2b_j}{2N+1} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1}}{1 + \sigma_C^2 \sum_{j=i}^{\bar{i}} \frac{b_j^2}{\sigma_\epsilon^2}} \right], & \text{for } i < \underline{i} \end{cases}, \quad (7)$$

其中  $\bar{i} = \max\{k \mid u_k \geq \lambda\} = -\underline{i}$ ,  $u_k = \gamma \left( \frac{\sigma_\epsilon^2}{(2N+1)b_k} \left( 1 + \sigma_C^2 \sum_{i=-k}^k \frac{b_i^2}{\sigma_\epsilon^2} \right) + \sigma_C^2 \sum_{i=k+1}^N \frac{2b_i}{2N+1} \right)$ ,

对  $k \in [1, N]$  以及  $u_0 = +\infty, u_{N+1} = 0$ 。

证明: 见本文附录 I ①。

可以看到, 在现货卖空限制下  $i > \bar{i}$  ( $i < \underline{i}$ ) 的股票只由对横截面因子乐观(悲观)的投资者持有, 导致其价格被高估。由于这一溢价源自投资者对各自看好的股票乐观, 而不是投资者对市场整体过于乐观, 我们将横截面两端的溢价  $\pi_i$  称为结构性泡沫。直觉上, 异质投资者对横截面因子收益率的分歧越大, 股票现货的结构性泡沫水平也应越大, 且因子暴露越极端的股票所受影响越严重。对此我们可以证明如下命题。

**命题 2** 定义函数  $\pi(i, \lambda) = \max \left[ 0, \gamma \left[ b_i \frac{\frac{\lambda}{\gamma} - \sigma_C^2 \sum_{j=\bar{i}+1}^N \frac{2b_j}{2N+1} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1}}{1 + \sigma_C^2 \sum_{j=i}^{\bar{i}} \frac{b_j^2}{\sigma_\epsilon^2}} \right] \right]$  为投

资者对横截面因子分歧为  $\lambda$  的条件下市场均衡时,  $i > 0$  的风险资产的结构泡沫水平, 则

① 篇幅所限, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

$\pi(i, \lambda)$  在  $i$  维度与  $\lambda$  维度上均为非严格递增函数。

证明：见本文附录 I。

基于命题 1 与命题 2，我们立刻得到与期货定价偏差有关的如下命题。

**命题 3** 在均衡时，期货的定价偏差非负且与横截面分歧  $\lambda$  正相关。

证明：由式(6)与式(7)，我们可以得到期货定价偏差的表达式：

$$Bias = P_M(1+r) - P_F = \sum_{j=-N}^N \frac{\pi_j}{2N+1} \geq 0. \tag{8}$$

由命题 2 我们立刻得到其与  $\lambda$  的正相关性。

可以看到，模型的核心变量——横截面因子分歧  $\lambda$ ——不但影响股票的溢价水平，还影响股指期货的定价偏差水平。这些结论同样不难理解：分歧  $\lambda$  越大，投资者各自在横截面因子上的预期收益也就越高。此时对因子乐观(悲观)投资者更愿意持有更高(更低)因子暴露的股票，而不愿意持有市场组合。故可自由多空的期货价格便需要相对现货有所折扣，以反映异质投资者为市场组合愿意支付的潜在价格。

### (二) 动态模型

虽然我们的两期模型指出了期货定价偏差中含有投资者对横截面因子分歧的信息，但两期模型无法回答投资者对定价偏差风险是否要求回报的问题，也无法刻画整条期货价格曲线。因此，我们需要将模型拓展至动态( $t=0, 1, \dots, \infty$ )，并对应地内生设定  $\lambda_t$  的变化。动态模型设定与两期模型类似。

市场无风险利率为  $r$ ，存在  $2N+1$  个供给均为  $\frac{1}{2N+1}$  的风险资产，其在  $t$  时刻支付红利<sup>①</sup>为：

$$d_{i,t} = d + z_{M,t} + b_i z_{C,t} + \epsilon_{i,t}. \tag{9}$$

两类投资者 A、B 仅对横截面因子存在时变的分歧，其他均与两期模型的式(3)相同：

$$\begin{cases} E_t^A(z_{C,t+1}) = \lambda_t, E_t^B(z_{C,t+1}) = -\lambda_t, \lambda_t \geq 0 \\ \frac{E_t^A(z_{C,t+1}) + E_t^B(z_{C,t+1})}{2} = E_t(z_{C,t+1}) = 0 \\ Var_t^A(z_{C,t+1}) = Var_t^B(z_{C,t+1}) = Var_t(z_{C,t+1}) = \sigma_C^2 \\ E_t^A(z_{M,t+1}) = E_t^B(z_{M,t+1}) = E_t(z_{M,t+1}) = 0 \\ Var_t^A(z_{M,t+1}) = Var_t^B(z_{M,t+1}) = Var_t(z_{M,t+1}) = \sigma_M^2 \end{cases} \tag{10}$$

我们假设  $\lambda_t \in \{0, \lambda\}$  是一个二值马尔可夫过程，其维持概率  $p > 1/2$ ，且  $\lambda$  足够大使得均衡时横截面上存在触及卖空约束的股票。同时，两类投资者对这一分歧过程具有共识。

此外，市场存在不同到期日  $t$  的期货合约，其供给均为 0。期货具有红利保护机制<sup>②</sup>：

① 严格而言，红利的支付在  $t$  时刻的左侧  $t^-$ ，即  $t$  时刻的资产价格为除权后的价格。

② 在动态模型中，我们设定投资者的分歧仅针对红利且期货具有红利保护机制的原因主要有二：一是为了使分歧不随时间积累，从而模型具有平稳分布(stationary distribution)；二是使期货价格与现货价格的比较更加直观。红利保护设定对结论没有实质性影响，区别只在于均衡的期货价格是否扣除红利部分。

当  $t$  时刻的分红实现时, 期货多头收到市场组合总红利  $d_{M,t} = \sum_{i=-N}^N \frac{d_{i,t}}{2N+1}$ , 而期货空头支付总红利。记  $P_{F,t_1}(t_2)$  为到期日为  $t_2$  时刻的期货在  $t_1$  时刻的价格, 这些合约在到期日的结算价格等于到期日市场组合的价格:

$$P_{F,t}(t) = P_{M,t} = \sum_{i=-N}^N \frac{P_{i,t}}{2N+1}. \tag{11}$$

投资者面临卖空约束, 且进行短视决策:

$$U(W_{t+1}^k) = E_t^k(W_{t+1}^k) - \frac{\gamma}{2} \text{Var}_t^k(W_{t+1}^k), k \in \{A, B\}. \tag{12}$$

我们可以求得动态模型的均衡解如下。

**命题 4** 定义对横截面因子处于高分歧状态(即  $\lambda_t = \lambda$ ) 下市场均衡时不同资产的结构性价泡沫水平:

$$\pi_i = \begin{cases} \gamma \left[ b_i \frac{\frac{\lambda}{\gamma} - \sigma_C^2 \sum_{j=\bar{i}+1}^N \frac{2b_j}{2N+1} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1}}{1 + \sigma_C^2 \sum_{j=\bar{i}}^{\bar{i}} \frac{b_j^2}{\sigma_\epsilon^2}} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right], & \text{for } i > \bar{i} \\ 0, & \text{for } \underline{i} \leq i \leq \bar{i}. \\ \gamma \left[ -b_i \frac{\frac{\lambda}{\gamma} + \sigma_C^2 \sum_{j=-N}^{i-1} \frac{2b_j}{2N+1} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1}}{1 + \sigma_C^2 \sum_{j=i}^{\bar{i}} \frac{b_j^2}{\sigma_\epsilon^2}} - \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right], & \text{for } i < \underline{i} \end{cases} \tag{13}$$

则各风险资产在两种状态下的价格差为:

$$\Delta P_{i,t+1} = \frac{\pi_i}{(1+r) - (2p-1)} \geq 0. \tag{14}$$

定义市场组合在两种状态下的价格差  $\Gamma = \sum_{j=-N}^N \frac{\Delta P_{j,t+1}}{2N+1}$  以及示性函数  $\mathbb{I}(\cdot)$ 。在均衡时, 不同风险资产的预期超额回报为:

$$E_t [R_{i,t+1} | \lambda_t] = \begin{cases} \overbrace{\gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right)}^{\text{红利风险溢酬}} + \overbrace{\gamma p (1-p) \Delta P_{i,t+1} \Gamma}^{\text{横截面分歧风险溢酬}} - \overbrace{\mathbb{I}(\lambda_t = \lambda) \pi_i}^{\text{结构性价泡沫}}, & \text{for } i > \bar{i} \\ \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right), & \text{for } \underline{i} \leq i \leq \bar{i}, \\ \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right) + \gamma p (1-p) \Delta P_{i,t+1} \Gamma - \mathbb{I}(\lambda_t = \lambda) \pi_i, & \text{for } i < \underline{i} \end{cases} \tag{15}$$

其中  $\bar{i} = \max\{k | u_k \geq \lambda\} = -\underline{i}, u_k = \gamma \left( \frac{\sigma_\epsilon^2}{(2N+1)b_k} \left( 1 + \sigma_C^2 \sum_{i=-k}^k \frac{b_i^2}{\sigma_\epsilon^2} \right) + \sigma_C^2 \sum_{i=k+1}^N \frac{2b_i}{2N+1} \right)$ ,

对  $k \in [1, N]$  以及  $u_0 = +\infty, u_{N+1} = 0$ 。

市场组合及不同剩余期限的期货合约的预期超额回报为：

$$\begin{cases} E_t [R_{M,t+1} | \lambda_t] = \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right) + \gamma p (1-p) \Gamma^2 - \mathbb{I}(\lambda_t = \lambda) \sum_{j=-N}^N \frac{\pi_j}{2N+1} \\ E_t [R_{F,t+1}(t+\tau) | \lambda_t] = \gamma \left( \sigma_M^2 + \frac{\sigma_\epsilon^2}{2N+1} \right) + \gamma p (1-p) (2p-1)^{\tau-1} \Gamma^2, \forall \tau > 0 \end{cases} \quad (16)$$

证明：见本文附录 I。

### (三) 动态模型结果的讨论

在动态模型中我们得到了与两期模型一致的近月期货定价偏差表达式：

$$Bias_t = E_t [R_{F,t+1}(t+1) | \lambda_t] - E_t [R_{M,t+1} | \lambda_t] = \mathbb{I}(\lambda_t = \lambda) \sum_{j=-N}^N \frac{\pi_j}{2N+1} \geq 0, \quad (17)$$

即投资者对横截面不存在分歧时期货定价偏差为 0，而投资者对横截面存在分歧时期货贴水。此外，从模型结果中还可以得出以下三个可检验的推论。

首先，由于横截面分歧直接影响期货定价偏差水平，我们可以通过期货跨期组合捕捉横截面分歧风险溢酬。<sup>①</sup> 基于式(16)，我们记买入剩余期限为  $\tau_1$  的近月合约、卖出剩余期限为  $\tau_2$  的远月合约 ( $1 \leq \tau_1 < \tau_2$ ) 对应的投资组合在  $t+1$  期的回报为  $TP_{t+1}(t+\tau_1, t+\tau_2)$ ，则其预期收益率(期限溢酬)为：

$$E_t [TP_{t+1}(t+\tau_1, t+\tau_2)] = [(2p-1)^{\tau_1-1} - (2p-1)^{\tau_2-1}] \gamma p (1-p) \Gamma^2 > 0. \quad (18)$$

由于  $(2p-1) \in (0, 1)$ ，该期限溢酬随着  $\tau_1$  增加而减少，随着  $\tau_2$  增加而增加。据此，我们得到以下推论。

**推论 1** 投资者对横截面分歧风险要求的风险价格为正。由于横截面分歧影响期货定价偏差，故做多短期期货合约，做空长期期货合约的预期超额收益应为正，且该超额收益随做多期限缩短、做空期限增加而增加。

其次，从式(16)可以看出，由于横截面分歧高时对因子极端暴露的股票被高估，此时市场组合的预期收益较低。故我们可以得到以下推论<sup>②</sup>。

**推论 2** 横截面分歧越高，标的指数未来预期收益率越低。由于横截面分歧信息反映在期货定价偏差中，故期货定价偏差应能负向预测标的指数未来收益率。

最后，从式(15)可以看出，横截面上对因子暴露不同的股票预期收益存在差异性：相较于因子暴露不极端的股票，极端暴露的股票一方面预期收益中含有横截面分歧风险溢酬部分，另一方面又含有可被预测的高估部分。故我们可以直接在股票横截面上构建多空组合以剔除市场因素的影响，捕捉这一差异。具体而言，我们买入  $\frac{1}{2} \frac{1}{i+1}$  份  $i \leq \bar{i}$  的资

① 对跨期组合承担定价偏差风险的进一步讨论可参考 Szymanowska et al.(2014)。

② 感谢审稿人提出这一可检验推论。



产, 卖出  $\frac{1}{2N-2i}$  份  $i > \bar{i}$  及  $i < \underline{i}$  的资产构建横截面凸组合, 将这一组合记为  $X$ 。根据式(15), 该组合的预期收益率可以表示为:

$$E_t [R_{X,t+1}] = \frac{2N+1}{2N-2i} \left( \underbrace{\prod_{j=-N}^N (\lambda_t = \lambda)}_{\infty \text{ Bias}_t} \sum_{j=-N}^N \frac{\pi_j}{2N+1} - \underbrace{\gamma p (1-p) \Gamma^2}_{\infty E_t [TP_{t+1}]} \right). \quad (19)$$

因此我们可以得到以下推论。

**推论 3** 横截面分歧越高, 横截面因子凸组合的预期收益率越低。由于横截面分歧信息反映在期货定价偏差中, 故期货定价偏差应能负向预测凸组合未来收益率。同时, 期货跨期组合收益率也可部分解释同期凸组合的收益率。

可以看到, 上述三个推论指出了横截面分歧的风险价格以及横截面分歧的信息含量, 而横截面分歧本身不可观测, 故我们需要通过可观测的期货定价偏差对其实证检验。然而, 现实中定价偏差中还含有投资者情绪信息, 其可能会影响推论 1 与推论 2 的实证检验结果。我们将这一困难直观地概括如下<sup>①</sup>:

$$\text{股指期货定价偏差} = \underbrace{\text{横截面分歧部分}}_{\substack{\text{风险价格为正} \\ \text{负向预测指数未来收益率}}} + \underbrace{\text{投资者情绪部分}}_{\substack{\text{可能风险价格为负} \\ \text{可能正向预测指数未来收益率}}} + \epsilon. \quad (20)$$

因此, 即使我们提出的理论正确, 若是通过可直接观测的定价偏差检验横截面分歧相关的推论 1 与推论 2, 可能会因投资者情绪影响导致无法得到预期中的结果。本文采用一种侧面的方法解决这一问题<sup>②</sup>: 如我们在引言中所述, 相较中证 500 指数而言, 上证 50 指数成分股中的预期超额收益率空间较小, 故本文提出的与横截面分歧有关机制在上证 50 指数期货定价偏差中的作用应该较小, 而沪深 300 指数期货则介于二者之间。因此, 我们可以通过比较不同期货品种的结果差异来为推论 1 与推论 2 提供侧面支持。

最后, 由于没有理论指出投资者情绪会对横截面凸组合的收益有影响, 我们可以直接使用中证 500 指数成分股及其期货验证推论 3。然而, 在理论模型中我们使用了单个横截面因子来简化现实中极高维度的因子投资行为, 因此可以想象即使现实中期货定价偏差中含有横截面因子分歧的信息, 其反映的也应是市场各因子分歧的整体水平。由于市场环境、信息、投资者行为等因素存在高度的时变性, 在实证中我们根本无从得知并构造高度时变的“平均因子”。因此我们只能通过选取大量典型的因子, 并观察它们的整体结果以验证推论 3。<sup>③</sup>

① 与投资者情绪的风险价格相关的理论框架可参考 Cochrane(2017)与 Shefrin(2008)。我们根据投资者情绪与定价偏差通常的负相关关系调整了式(20)中投资者情绪部分对应的符号。

② 其他潜在的做法是尝试从定价偏差中分离出投资者情绪与横截面分歧。此时要么需要提供额外的参照物, 要么需要对这两个独立信息分量做出某种约束。但一方面现有的投资者情绪指标通常刻画的是整个市场的投资者情绪, 而股指期货定价偏差中包含的应该是标的指数的投资者情绪, 且具有一定的独特性, 故我们认为难以找到准确的参照物。另一方面对信息分量的约束本身即是本文想要证明的对象。

③ 因为单个具体的因子在“平均因子”中的权重也是时变的, 故横截面分歧对单个因子凸组合收益率的预测能力与解释能力也应是时变的, 所以无法保证对每个横截面因子都能得到符合预期的结果。

### 三、数据与变量

#### (一) 数据描述与样本选择

本文使用了中国金融期货交易所上市的上证 50 指数期货(下文简称 IH)、沪深 300 指数期货(下文简称 IF)及中证 500 指数期货(下文简称 IC)的行情数据及全部 A 股股票的行情、财务、分红数据。无风险利率使用 1 年期中债收益率。上述数据来自 Wind 数据库,时间跨度为 2015 年 4 月 16 日至 2021 年 7 月 30 日。此外,本文还使用了 CSMAR 数据库中现成的 CICSI 情绪指数与 ISI 情绪指数,其中前者对应易志高和茅宁(2009),用于正文检验,后者对应魏星集等(2014),用于稳健性检验。由于 2015 年股灾前后市场的特殊性,我们参考现有研究常见的做法,在正文中使用的样本区间为 2016 年 1 月 27 日至 2020 年 12 月 31 日<sup>①</sup>,在稳健性检验部分将样本起点更换为 2015 年 4 月 16 日。<sup>②</sup>

#### (二) 定价偏差的计算

本文关注的定价偏差定义为期货价格相对持有成本模型的偏离,其可由以下持有成本模型求解得到:

$$F_t = S_t e^{(r_t - b_t)(T-t)} - I_t e^{r(T-t)}, \quad (21)$$

其中, $t$ 与 $T$ 分别为当前日与期货到期日, $F_t$ 为当前日股指期货收盘价, $S_t$ 为当前日现货指数收盘价, $r_t$ 为年化无风险利率, $b_t$ 为我们关注的股指期货年化定价偏差, $I_t$ 为股指成分股在股指期货存续期间内分红的事后实现值在当前日 $t$ 的折现值。<sup>③</sup>

由于每个交易日期货的剩余期限都不相同,为了尽量展示期货价格曲线的特征,本文在每日计算不同到期日的期货合约定价偏差后,再根据不同合约剩余期限,通过线性插值的方法将定价偏差固定为对应 30 日、60 日、90 日和 120 日。按照惯例,本文剔除剩余期限小于 7 个自然日的当月合约。表 1 展示了不同期货合约定价偏差的均值。可以看到,在市场平稳期股指期货总体表现出正定价偏差。不同期限而言,定价偏差随着期限增加而减小。故期货价格曲线特征为凸(convex)以及贴水(backwardation)。此外,剧烈波动期虽然股指期货定价偏差整体较大,但期货曲线同样符合上述特点。我们在表 1 中同样展示了原始的合约定价偏差,可以看到上述结论并不受插值影响。最后,比较不同品种我们可以看出,定价偏差大小为 $IC > IF > IH$ ,该顺序与各标的指数成分股横截面预期超额收益率空间大小一致。

① Wind 全 A 指数在 2016 年 1 月 27 日触及 2016 年的最低点。

② 由于我们计算定价偏差使用分红的事后实现值,故我们在正文的实证检验中使用的样本期结束于 2020 年年末。在稳健性检验中,我们进一步考虑在现实中未来的分红可能未知这一问题。

③ 对持有成本模型中分红的讨论可参考 Hazelkorn et al.(2020)。

表1 股指期货年化定价偏差均值

	%							
	30日	60日	90日	120日	当月	下月	季月	下季月
Panel A: 市场平稳期, 2016-01-27 至 2020-12-31, 共 1201 个交易日								
IC	16.64	14.42	14.24	13.48	20.85	15.46	13.78	12.37
IF	8.23	6.72	6.70	6.27	12.20	7.47	6.42	5.51
IH	3.88	3.37	3.56	3.40	6.36	3.72	3.37	2.79
Panel B: 剧烈波动期, 2015-04-16 至 2016-01-26, 共 194 个交易日								
IC	57.10	40.69	37.47	31.48	93.49	46.74	33.50	25.13
IF	34.99	25.04	22.39	18.38	55.99	28.91	19.93	13.39
IH	19.69	13.95	12.87	10.64	30.12	16.42	11.45	7.01

注:表中 IC、IF、IH 分别代表中证 500 指数期货、沪深 300 指数期货与上证 50 指数期货。

### (三) 横截面因子的选取与凸组合构建

如我们在第二部分第(三)小节中所述,为检验推论 3 我们需要在中证 500 成分股中构建横截面因子的凸组合。表 2 介绍了我们选取的 19 个较具有代表性的因子及其计算方式。

表2 因子定义及计算方式

因子名称	计算方式
TM	以 A 股价格计算的公司总市值
E/P	市盈率 TTM 的倒数
B/M	市净率的倒数
Inv	总资产相比去年同期的变化率
ROE	净资产收益率 TTM
ROA	总资产收益率 TTM
ILLIQ	最近 21 个交易日 Amihud 流动性均值
Turn	最近 21 个交易日换手率均值
AbTurn	最近 21 个交易日换手率均值/最近 252 个交易日换手率均值
OPLE	营运利润/滞后一期的净资产
DROE	ROE_TTM 相比去年同期的变化
DROA	ROA_TTM 相比去年同期的变化
MAX	最近 21 个交易日涨幅最高的 3 个交易日的涨幅均值
MOM	$t-12$ 月至 $t-1$ 月的累积对数收益率
DMOM	$t-6$ 月至 $t$ 月的累积对数收益率减去 $t-12$ 月至 $t-6$ 月的累积对数收益率
Skew	最近 21 个交易日的日收益率偏度
Vol	最近 21 个交易日的日收益率波动率
ISkew	最近 21 个交易日超额收益率对 FF 三因子 <sup>①</sup> 模型回归残差的偏度
IVol	最近 21 个交易日超额收益率对 FF 三因子模型回归残差的标准差

注:股票的因子值均为每月末使用对应时点上最新可得数据更新一次。

<sup>①</sup> 即包含市场因子、市值因子与价值因子的 Fama and French(1993)三因子模型。

利用上述因子,我们参考资产定价的常规分组方法构建横截面凸组合:在每个月末我们将中证 500 指数成分股根据因子值从低至高排序分为 10 组,买入中间的第 5、6 组,卖出两端的第 1、10 组构建的零成本多空组合即为横截面凸组合。我们持有该凸组合至下一月末,故每个因子  $i$  对应的凸组合月频超额收益率为:

$$r_{i,t}^{Convex} = 0.5(r_{i,t}^5 + r_{i,t}^6) - 0.5(r_{i,t}^1 + r_{i,t}^{10}). \quad (22)$$

除了观察上述 19 个单独因子的整体结果外,我们还使用简单平均的方法将不同横截面因子对应的凸组合合成为一个代表整体横截面因子的凸组合(Overall),作为现实中无法观测的“平均因子”凸组合收益率的代理。其收益率可以表示如下:

$$r_{Overall,t}^{Convex} = (\sum_i r_{i,t}^{Convex}) / (\sum_i 1). \quad (23)$$

### 四、实证检验

#### (一) 推论 1 的检验

为验证横截面分歧的风险价格为正,我们需要构建期货跨期组合并计算其超额收益率。在实证时,由于剔除了剩余期限小于 7 个日历日的近月合约,直接买入次月合约,卖出季月合约对应的剩余期限差为一至三个月不等。因此,我们采用计算定价偏差时类似的方法:通过插值对不同剩余期限合约赋予不同权重,然后通过组合合成出近似剩余期限为固定日期的期货合约。具体而言:

$$\tau = \omega_1 \tau_1 + (1 - \omega_1) \tau_2, \quad (24)$$

其中  $\tau$  为我们希望构建的固定剩余期限,  $\tau_1$  与  $\tau_2$  分别为剩余期限与这一期限最接近的两个期货合约(价格分别为  $F_1$  和  $F_2$ ) 的剩余期限。得到对应期货合约权重后,再计算这一组合的超额收益率:

$$1 + r_{\tau,t+1} = \omega_1 \frac{F_{1,t+1}}{F_{1,t}} + (1 - \omega_1) \frac{F_{2,t+1}}{F_{2,t}}. \quad (25)$$

我们便得到了剩余期限为  $\tau$  的期货合约超额收益率  $r_\tau$ 。与前文一致,我们选取 30 日、60 日、90 日与 120 日作为固定期限,计算出不同剩余期限期货的超额收益率后,再相减便得到跨期组合的超额收益率,记为  $\tau_1 X \tau_2$ 。如 IC30X60 代表买入剩余期限 30 日的 IC 合约、卖出剩余期限 60 日的 IC 合约构建跨期组合对应的超额收益率。最后,我们将跨期组合的超额收益率对常用的基准定价模型进行回归。表 3 报告了跨期组合多头期限固定为 30 日的回归结果。

表 3 跨期组合超额收益率对基准定价模型回归结果

	Raw	CAPM		FF6		CN4	
	$r$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$
IC30X60	0.23% (0.468)	0.45% (0.973)	-0.028*** (-4.425)	0.51% (1.266)	-0.026*** (-3.565)	0.44% (0.971)	-0.028*** (-3.744)
IC30X90	0.83% (1.149)	1.15% (1.558)	-0.040*** (-3.749)	1.42%** (2.329)	-0.040*** (-3.273)	1.17% (1.605)	-0.04*** (-3.343)

(续表)

	Raw	CAPM		FF6		CN4	
	$r$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$	$\alpha$	$\beta_{MKT}$
IC30X120	1.62% (1.635)	1.95%* (1.863)	-0.041** (-2.193)	2.33%** (2.418)	-0.034 (-1.575)	1.87%* (1.787)	-0.037* (-1.864)
IF30X60	0.42% (1.389)	0.56%* (1.797)	-0.017*** (-2.915)	0.55%** (2.009)	-0.023*** (-4.552)	0.75%** (2.456)	-0.022*** (-4.048)
IF30X90	0.22% (0.397)	0.50% (0.878)	-0.034*** (-3.970)	0.69% (1.495)	-0.046*** (-4.456)	0.96%* (1.716)	-0.044*** (-4.330)
IF30X120	0.21% (0.209)	0.56% (0.564)	-0.044*** (-3.252)	0.90% (1.157)	-0.058*** (-3.779)	1.2% (1.269)	-0.058*** (-3.879)
IH30X60	0.06% (0.180)	0.28% (0.822)	-0.027*** (-5.741)	0.34% (1.017)	-0.032*** (-7.613)	0.43% (1.376)	-0.030*** (-7.226)
IH30X90	0.06% (0.109)	0.36% (0.625)	-0.037*** (-4.800)	0.17% (0.327)	-0.045*** (-5.185)	0.52% (0.904)	-0.040*** (-4.773)
IH30X120	0.44% (0.494)	0.75% (0.814)	-0.039** (-2.341)	0.36% (0.485)	-0.057*** (-3.782)	0.95% (1.047)	-0.043** (-2.388)

注:括号中为经 Newey-West 调整的  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%与 1%水平上显著,回归样本包含 2016 年 2 月至 2020 年 12 月共 59 个月的收益率数据。表中 Raw、CAPM、FF6、CN4 分别对应原始收益率、经 CAPM 调整、经 Fama and French(2016)六因子调整、经 Liu et al.(2019)四因子调整的结果。表中收益率均已年化处理,IC、IF、IH 分别代表中证 500 指数期货、沪深 300 指数期货与上证 50 指数期货。

可以看到,跨期组合收益率对市场因子的暴露均为负,且绝大多数高度显著,这与我们在第二部分第(三)小节所指出的定价偏差中的投资者情绪部分风险价格为负是一致的,即中国股市的多数参与者往往在市场表现好的时候情绪高涨。因此,市场因子的超额收益率可以解释一部分跨期组合中的投资者情绪风险溢酬。此外,我们还可以看到中证 500 指数期货跨期组合在控制基准定价模型后的超额收益率在数值上随着空头期限的增加而增加,且在做空合约剩余期限为 120 日时显著为正。但是,这一特点在上证 50 指数期货中的表现不明显,且除 IF30X60 外,沪深 300 指数期货跨期组合的超额收益数值基本上介于中证 500 与上证 50 之间。综合考虑,我们认为表 3 结果符合我们在第二部分第(三)小节中的预期,侧面证明了横截面分歧的风险价格为正,且该机制在横截面超额收益空间较大的中证 500 指数中更加明显。

## (二) 推论 2 的样本内检验

为验证横截面分歧对标的指数未来收益率的预测能力,我们使用各品种股指期货定价偏差,分别运行以下 OLS 回归<sup>①</sup>:

$$r_{t+1}^e = a_0 + a_1 Bias_t + \epsilon_{t+1}, \quad (26)$$

<sup>①</sup> 限于篇幅,我们此处只报告了单变量预测的回归结果。在稳健性检验部分我们也考虑在式(26)中加入了常见的预测变量以及投资者情绪,发现结论不变。对应的结果可在本文附录 II 中查看。

其中  $r_{t+1}^c$  为标的指数在  $t$  月末至  $t+1$  月末的超额收益率,  $Bias_t$  为  $t$  月末该指数期货的 30 日定价偏差。

如我们在第二部分第(三)小节中所述,虽然期货定价偏差一方面因与横截面分歧正相关而负向预测标的指数未来收益率,另一方面还与投资者情绪负相关而正向预测标的指数收益率,但前者的横截面分歧机制在横截面超额收益空间较大的中证 500 中应更明显,而超额收益空间较小的上证 50 则主要受后者投资者情绪影响。从表 4 的回归结果可以看到,上证 50 定价偏差对应的系数  $a_1$  显著为正,说明主要受投资者情绪影响的上证 50 股指期货定价偏差能够正向预测标的指数未来收益率。然而,中证 500 期货定价偏差对应的系数  $a_1$  虽然也为正,但数值上比上证 50 对应结果要小,且不显著。这说明中证 500 期货定价偏差中包含的横截面分歧对标的指数未来收益率具有负向预测能力,从而抵消了投资者情绪引起的定价偏差的正向预测能力。沪深 300 的对应结果介于中证 500 与上证 50 之间。综合考虑,我们认为上述结果符合本文的推论 2:定价偏差中的横截面分歧部分对指数未来收益具有负向的预测能力,一定程度上抵消了定价偏差中投资者情绪部分的正向预测能力。

表 4 股指期货定价偏差对标的指数预测能力检验

	IC	IF	IH
$a_1$	0.074 (1.272)	0.127** (2.186)	0.173*** (2.972)
Adj. $R^2$	0.019	0.038	0.052

注:括号中为经 Newey-West 调整的  $t$  统计量,\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5% 与 1% 水平上显著,回归因变量包含 2016 年 2 月至 2020 年 12 月共 59 个月的收益率数据。表中 IC、IF、IH 分别代表中证 500 指数期货、沪深 300 指数期货与上证 50 指数期货。

(三) 推论 3 的样本内检验

为检验横截面分歧对凸组合收益率的预测能力,以及期限溢酬对凸组合收益率的解释能力,我们对三(三)部分列出的所有因子凸组合,都分别运行以下 OLS 回归:

$$r_{t+1}^{Convex} = \alpha + \beta^B Bias_t + \beta^T TP_{t+1} + \beta^Z Z_{t+1} + \beta^S Senti_t + \epsilon_{t+1}, \quad (27)$$

其中,  $r_{t+1}^{Convex}$  为  $t$  月持有至  $t+1$  月的凸组合超额收益,  $Bias_t$  为  $t$  月末中证 500 指数的股指期货 30 日定价偏差,  $TP_{t+1}$  为中证 500 指数期货 30X120 跨期组合在  $t$  月持有至  $t+1$  月的超额收益率,  $Z_{t+1}$  为用于控制其他风险暴露的基准模型定价因子。考虑到投资者情绪在定价偏差中的重要性,我们也加入控制变量  $t$  月的投资者情绪指数  $Senti_t$ 。基于我们在本文第二部分第(三)小节的分析,推论 3 若成立,回归结果整体上应有  $\beta^B > 0$  及  $\beta^T < 0$ 。

我们在表 5 中报告了作为“平均因子”代理的 Overall 因子在不同基准定价模型作为控制变量时的回归结果。<sup>①</sup> 可以看到,不论控制变量考虑何种基准定价模型,结果均显示

<sup>①</sup> 限于篇幅,我们在正文的表 5 中并未报告每个因子对应的结果。如有需要,可查看本文附录 II。此外,在附录 II 中我们还统计了符合我们预期结果的基础因子数量,并基于二项分布估计了整体的显著性水平,得到的结论与通过 Overall 子得到的结论一致。

$\beta^B$ 显著为正。表明股指期货定价偏差整体上对横截面因子凸组合具有显著的正向预测能力。符合我们的推论3。然而,表5结果显示代表跨期组合对横截面凸组合解释能力的 $\beta^T$ 都不显著,与我们的推论3不符。我们认为这可能与股票对横截面因子暴露的时变性有关:在理论模型中,我们假设股票对横截面因子的暴露不随时间改变,因此对因子极端暴露的股票未来仍将极端暴露,进而依然存在潜在的溢价空间,并相应地要求未来溢价的风险报酬。但在现实中,若横截面因子超额收益的来源是投资者的错误定价(Stambaugh et al., 2012),则不同股票在不同时期对错误定价的因子暴露可能是随机的。因此当前对因子极端暴露的股票未来可能不存在潜在的溢价空间,故不享受未来继续溢价的风险报酬,对对应期限溢酬的解释能力。

综上所述,虽然表5回归结果不完全符合我们提出的推论3,但其可能源于我们模型对现实的过度简化。因此,我们认为该结果依然能在一定程度上支持我们提出的理论。

表5 Overall 因子凸组合回归结果

Raw		CAPM		FF6		CN4	
$\beta^B$	$\beta^T$	$\beta^B$	$\beta^T$	$\beta^B$	$\beta^T$	$\beta^B$	$\beta^T$
0.018**	0.036	0.021**	-0.012	0.022**	0.001	0.016*	-0.044
(2.310)	(0.262)	(2.611)	(-0.088)	(2.609)	(0.010)	(1.768)	(-0.283)

注:回归因变量包含2016年2月至2020年12月共59个月收益率数据。表中Raw、CAPM、FF6、CN4分别对应原始收益率、经CAPM调整、经Fama and French(2016)六因子调整、经Liu et al.(2019)四因子调整的结果。括号中的是经Newey-West调整的t统计量,\*、\*\*、\*\*\*分别表示其在10%、5%与1%水平上显著。

#### (四) 推论3的样本外检验

表5的结果只能证明定价偏差对凸组合收益率存在样本内预测能力,无法证明我们有从定价偏差中挖掘横截面分歧信息的价值。为证明后者,我们还需要进一步验证这一预测能力是否能够转换为投资实践中的超额收益,即通过构建择时策略进一步检验其样本外的预测表现。我们依然从因子投资的视角考虑这一问题。定义交易横截面因子的两个组合如下:

$$\begin{cases} r^{H-L} = r^{10} - r^1 \\ r^{M-L} = r^{H-L} + 2r^{Convex} = r^5 + r^6 - 2r^1 \end{cases} \quad (28)$$

我们在此处对每个因子事后观察其收益率并调整因子符号,使得所有因子的H-L组合在样本期内的平均收益率均为正。

若定价偏差对因子凸组合收益率具有预测能力,那么我们应该可以通过择时策略,获得相对被动持有因子(即 $r^{H-L}$ )的超额回报。我们使用的择时策略如下:

$$r_{t+1}^{Timing} = \begin{cases} r_{t+1}^{H-L}, & \text{if } Bias_t < Bias_t^{median} \\ r_{t+1}^{M-L}, & \text{if } Bias_t \geq Bias_t^{median} \end{cases}, \quad (29)$$

其中 $Bias_t^{median}$ 为t月最后1个交易日之前的252个交易日的中证500指数期货30日定价偏差中位数。在t月末,当定价偏差小于滚动中位数时,持有原始的H-L组合至t+1月末;当定价偏差大于等于滚动中位数时,则持有M-L组合至t+1月末。

虽然在第二部分第(三)小节分析认为定价偏差中的投资者情绪信息对横截面凸组合不存在预测能力,但考虑到投资者情绪因素在定价偏差中的重要性,我们同样利用现有的投资者情绪指标构建与式(29)类似的择时策略作为安慰剂检验,以证明定价偏差对凸组合收益率的样本外预测能力并非来源于其含有的投资者情绪信息。具体的择时策略如式(30)所示:

$$r_{t+1}^{Timing} = \begin{cases} r_{t+1}^{H-L}, & \text{if } Senti_t \geq Senti_t^{median} \\ r_{t+1}^{M-L}, & \text{if } Senti_t < Senti_t^{median} \end{cases} \quad (30)$$

计算出上述择时策略的收益率之后,我们再根据择时策略与原始策略的事后波动率调整择时策略的仓位,使得其事后波动率与原始策略相等,即:

$$r_i^{NT} = \frac{\sigma(r_i^{H-L})}{\sigma(r_i^{Timing})} r_i^{Timing} \quad (31)$$

最后,我们参考 Moreira and Muir(2017)的做法,使用式(32)的回归来评估择时效果。其中回归系数 $\alpha$ 为正表明择时策略能够提高原始策略的夏普比率,其提升率为 $\alpha/\sigma_\epsilon$ 。表6报告了Overall因子使用定价偏差或投资者情绪进行择时的策略效果<sup>①</sup>:

$$r_i^{NT} = \alpha + \beta r_i^{H-L} + \zeta_i \quad (32)$$

表6 Overall因子择时策略结果

	$r^{NT}$	$r^{H-L}$	$\sigma(r^{H-L})$	$\alpha$	$t(\alpha)$	$\alpha/\sigma_\epsilon$
Bias	17.19%	9.73%	7.90%	10.27%***	3.721	1.870
Senti	6.61%	9.73%	7.90%	-0.98%	-0.291	-0.200

注:回归变量包含2017年2月至2020年12月共47个月的收益率数据。表中收益率、波动率、 $\alpha$ 均已年化处理。表中 $t$ 值经Newey-West调整,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%与1%水平上显著。

从表6结果可以看出,定价偏差对我们近似合成的Overall因子具有很强的样本外预测能力,择时策略带来的超额收益为年化10.27%,在1%水平显著,且夏普比率提升了1.870。而与之对比,投资者情绪对Overall因子的预测能力为负,绝对收益从9.73%下降到了6.61%,夏普比率下降了0.2。这一结果不仅进一步支持我们提出的推论3,证明定价偏差对凸组合收益率的预测能力来源于其中的横截面分歧信息而非投资者情绪信息,还证明了我们可以利用定价偏差对横截面凸组合收益率的预测能力在样本外获得显著的超额收益。

限于篇幅,我们将稳健性检验的方案与结果置于附录II中。

## 五、局限与展望

本文的不足主要在于实证检验时无法剔除定价偏差中的投资者情绪因素影响,故只能寻找侧面的实证结果为我们的理论提供支持。因此,我们认为后续的研究可以在本文

① 限于篇幅,我们未报告每个因子的择时结果,感兴趣的读者可查看本文附录II。



的理论基础上尝试对股指期货价格曲线进行动态建模,以同时提取其中的投资者情绪信息与横截面分歧信息。另外,由于本文未进一步探讨市场参与者对不同因子的分歧存在的异质性与时变性问题,后续的研究也可考虑使用高频数据或是机器学习方法,尝试从横截面因子暴露极端的股票价格的协同变化以及其与期货定价偏差之间的动态关系捕捉到市场异质投资者对各因子分歧的状态信息。

在政策建议上,本文指出“股指期货定价偏差即投资者情绪”这一市场共识中的误区,也有助于监管层完善对市场行情指标的理解,从而更好地制定相关监管政策。例如,在2024年年初中小盘股票快速下跌时,“国家队”开始将二级市场股票ETF的买入范围扩大至中证500、中证1000甚至中证2000。这种通过非制度化的“购买ETF”直接干预市场价格的做法有效地扭转了市场下跌趋势,但可能面临潜在的效率损失,例如“不买贴水的期货却买入现货ETF”。因此,随着未来市场恢复正常运行,“平准基金”相关的正式制度中或许可能考虑买入贴水的股指期货替代当前买入股票ETF的做法,甚至可能制定如“消除股指期货价格贴水以扭转市场悲观情绪”的政策目标。然而,基于本文逻辑,股指期货贴水可能并非投资者的错误悲观情绪,而是正常的市场均衡结果。

## 参考文献

- [1] Cochrane, J. H., “Macro-Finance”, *Review of Finance*, 2017, 21(3), 945-985.
- [2] Cornell, B., and K. R. French, “The Pricing of Stock Index Futures”, *Journal of Futures Markets*, 1983a, 3(1), 1-14.
- [3] Cornell, B., and K. R. French, “Taxes and the Pricing of Stock Index Futures”, *The Journal of Finance*, 1983b, 38(3), 675-694.
- [4] Fama, E. F., and K. R. French, “Common Risk Factors in Returns on Stocks and Bonds”, *Journal of Financial Economics*, 1993, 33(1), 3-56.
- [5] Fama, E. F., and K. R. French, “Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model”, *Review of Financial Studies*, 2016, 29(1), 69-103.
- [6] Fung, J. K. W., and P. Draper, “Mispricing of Index Futures Contracts and Short Sales Constraints”, *Journal of Futures Markets*, 1999, 19(6), 695-715.
- [7] Hazelkorn, T., T. J. Moskowitz, and K. Vasudevan, “Beyond Basis Basics: Leverage Demand and Deviations from the Law of One Price”, SSRN, 2020.
- [8] Hong, H., and D. A. Sraer, “Speculative Betas”, *Journal of Finance*, 2016, 71(5), 2095-2144.
- [9] Hu, J., T. Wang, W. Hu, and J. Tong, “The Impact of Trading Restrictions and Margin Requirements on Stock Index Futures”, *Journal of Futures Markets*, 2020, 40(7), 1176-1191.
- [10] Kurov, A., “Investor Sentiment, Trading Behavior and Informational Efficiency in Index Futures Markets”, *Financial Review*, 2008, 43(1), 107-127.
- [11] Lin, H., and Y. Wang, “Are Tightened Trading Rules Always Bad? Evidence from the Chinese Index Futures Market”, *Quantitative Finance*, 2018, 18(9), 1453-1470.
- [12] Liu, J., R. F. Stambaugh, and Y. Yuan, “Size and Value in China”, *Journal of Financial Economics*, 2019, 134(1), 48-69.
- [13] Moreira, A., and T. Muir, “Volatility-Managed Portfolios”, *Journal of Finance*, 2017, 72(4), 1611-1643.
- [14] Roll, R., E. Schwartz, and A. Subrahmanyam, “Liquidity and the Law of One Price: The Case of the Futures-

- Cash Basis”, *Journal of Finance*, 2007, 62(5), 2201-2234.
- [15] Shefrin, H., *A Behavioral Approach to Asset Pricing*. Elsevier Academic Press, Boston, Second edition, 2008.
- [16] Stambaugh, R. F., J. Yu, and Y. Yuan, “The Short of It: Investor Sentiment and Anomalies”, *Journal of Financial Economics*, 2012, 104(2), 288-302.
- [17] Szymanowska, M., F. De Roon, T. Nijman, and R. Van den Goorbergh, “An Anatomy of Commodity Futures Risk Premia”, *Journal of Finance*, 2014, 69(1), 453-482.
- [18] 唐志武、刘欣, “投资者情绪与沪深 300 股指期货定价偏差关系研究”, 《价格理论与实践》, 2020 年第 1 期, 第 111—114 页。
- [19] 魏星集、夏维力、孙彤彤, “基于 BW 模型的 A 股市场投资者情绪测度研究”, 《管理观察》, 2014 年第 33 期, 第 71—73+76 页。
- [20] Wu, L., and H. Zeng, “The Impact of Liquidity Constraints on the Cash-Futures Basis Dynamics: Evidence from the Chinese Market”, *Economic Modelling*, 2019, 83, 96-110.
- [21] 许荣、刘成立, “限制交易政策如何影响期现关系? ——对股指期货价格发现功能的实证检验”, 《金融研究》, 2019 年第 2 期, 第 154—168 页。
- [22] 易志高、茅宁, “中国股市投资者情绪测量研究: CICI 的构建”, 《金融研究》, 2009 年第 11 期, 第 174—184 页。
- [23] 郑振龙、林琛, “沪深 300 股指期货定价偏差与投资者情绪”, 《数理统计与管理》, 2015 年第 6 期, 第 1129—1140 页。
- [24] 郑振龙、秦明, “股指期货定价相对位置及其预测能力检验”, 《商业经济与管理》, 2015 年第 1 期, 第 64—70 页。
- [25] 郑振龙、秦明、陈蓉, “期权平价关系偏离与异质信念”, 《经济学》(季刊), 2023 年第 3 期, 第 1035—1051 页。

## The Pricing Bias of Stock Index Futures and Disagreement on Constituent Stock Return

CHEN Rong LIU Feiya ZHENG Zhenlong\*  
(Xiamen University)

**Abstract:** In the existing literatures, researchers often relate the pricing bias of stock index future to investor sentiment. However, the sentiment related theory cannot explain the long-existing backwardation phenomenon of CSI 500 index futures in China. We argue that this phenomenon is driven by “market-neutral” investors under short-sale constraint. Therefore, the pricing bias reflect the disagreement of heterogeneous investors on constituent stock returns. This is supported by our theoretical model and empirical results, with a simplification that the constituent stock returns are driven by some cross-sectional factors.

**Keywords:** pricing bias of stock index future; investor sentiment; short-sale constraint

**JEL Classification:** G11, G12, G13

---

\* Corresponding Author: ZHENG Zhenlong, School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-13906038903; E-mail: zlzheng@xmu.edu.cn.