

期权平价关系偏离与异质信念

郑振龙 秦明 陈蓉*

摘要: 本文研究看涨看跌期权平价 (PCP) 偏离原因与信息内涵。我们构建了基于交易限制、市场分割和异质信念的一般均衡模型,发现在交易限制和投资者分割背景下的投资者异质信念才是导致定价偏差和 PCP 偏离长期持续存在的本质原因。基于中国上证 50ETF 期权的实证研究支持了这一理论结论。

关键词: 期权平价偏离; 异质信念; 投资者情绪

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.03.13

一、引言

在完美市场中,由于套利力量的作用,相同剩余期限、相同行权价的欧式看涨期权、看跌期权与标的资产价格之间应存在特定的相对价格关系,即无套利均衡,这被称为看跌看涨期权平价公式 (Put-Call Parity, PCP),最早由 Stoll (1969) 提出:

$$P_i(T, K) + S_t = C_i(T, K) + Ke^{-r(T-t)},$$

其中, $P_i(T, K)$ 和 $C_i(T, K)$ 分别表示行权价为 K 、到期日为 T 的欧式看跌和看涨期权在 t 时刻的价格, S 表示标的资产¹ 价格, r 表示无风险利率。

2015 年,期权进入中国内地市场。由于交易成本的存在,以及现货卖空的限制,中国期权市场并非完美市场,因此套利活动难以进行,从而也就无法保证 PCP 的成立。事实上,自期权上市以来,期权价格就持续、大幅度地偏离 PCP。是什么力量导致期权价格偏离 PCP? 这种偏离隐含着什么信息? 本文试图通过理论建模和实证研究对此问题加以探索。

关于 PCP 偏离的原因,除了显而易见的交易成本外,现有文献主要从卖空限制、知情交易和噪音交易的角度给出解释:

(1) 卖空限制。在美国市场上,Ofek et al. (2004) 与 Grundy et al. (2012) 的结论类似,都认为由于期权投资者预期在期权到期时,由卖空限制导致的股票价格高估会回归正常,从而使得卖空限制对期权价格的影响小于对当前股票价格的影响,进而导致了 PCP 偏离。Battalio and Schultz (2011) 则发现卖空限制使得做市商无法或难以做空股票,对冲难度上升,因此做市商提高了期权的买卖价差,造成 PCP 偏离。Engelberg et al. (2018) 以卖空成本的方差作为卖空风险的度量指标,发现套利者考虑到卖空风险的大

* 郑振龙、陈蓉,厦门大学管理学院财务学系;秦明,厦门大学经济学院金融学系。通信作者及地址:陈蓉,福建省厦门市思明区厦门大学管理学院财务学系,361005;电话:13860126618;E-mail: aronge@xmu.edu.cn。感谢国家自然科学基金(71871190、71790601和72071168)的资助。感谢两位匿名审稿人提供的宝贵意见。文责自负。

¹ 假设标的资产不发放红利或者期权具有红利保护机制。

小,并没有进行套利操作,从而导致了PCP偏离的出现。在中国市场上,夏泽宇等(2018)发现卖空或融券限制是上证50ETF期权市场PCP偏离的主要原因之一。

(2) 知情交易与噪音交易。Cremers and Weinbaum (2010) 研究发现,知情交易者优先在期权市场进行交易的特点导致了美国市场PCP的偏离。Hayunga et al. (2012) 的研究也发现美国市场的PCP偏离是由于期权市场更具有信息效率、知情交易者倾向于在期权市场交易。Chen et al. (2011) 研究了PCP隐含的股票价格与真实股票价格对噪音的反应,发现期权市场对噪音的反应更小,从侧面证明了PCP的偏离是由于股价更易受噪音冲击所致。林仁皓等(2017)在中国期权市场上的发现与Cremers and Weinbaum (2010) 在美国市场上的发现一致,知情交易概率越高,越易于出现PCP偏离。

然而,观察中国期权市场,我们会发现,PCP偏离是如此长期持续地存在,这与美国市场上PCP的短暂偏离并不一致,这意味着卖空限制和知情交易等原因可能并不能完全解释中国市场上的PCP偏离现象。因为即使由于卖空限制和知情交易等因素导致PCP的暂时偏离,从长期来看,在不断交易的过程中,即使无法进行做空和套利,理性的投资者也应会买入相对低估的资产,而回避那些相对高估的资产,从而驱动现货价格与衍生品价格在长期中最终达到均衡状态,准确反映出市场对未来的判断。因此,在长期中,现货价格与衍生品价格之间应能够保持相对合理而稳定的关系,不应出现长期持续的PCP偏离。

这促使我们更深入地去观察和思考中国市场的特征,探索究竟是什么引起了这样长期持续的PCP偏离。我们发现,中国市场存在两大制度和市场特征——交易限制和投资者分割。在此背景下,整个市场机构投资者和散户投资者长期存在异质信念。

其中,交易限制比卖空限制所涉更广,包括股票的卖空限制、部分大型实体企业与金融机构的股票最低持有有限制(出售限制),以及衍生品的开仓与持仓限制。在2010年3月31日允许融券交易之前,中国金融市场中完全不允许卖空现货;而在融券交易施行之后,日融券卖出额也始终低于融资买入额;2015年7月后,受“股灾”后监管层窗口指导等方式的限制,日融券卖出额出现显著的“断崖式”下跌,与融资买入额的比值大幅降低,卖空行为实际上受到严格的限制,直到2020年才有所缓解;受监管要求,部分大型实体企业与金融机构不能完全出售账户中的股票,必须保有一定的持仓量;衍生品的开仓与持仓限制则约束了投资者对衍生品的持有数量。除了交易限制之外,中国市场的另一大特征是投资者分割。衍生品交易门槛的限制使得占中国市场投资者数量99%以上的绝大多数散户²只能交易现货,而不能交易衍生品;衍生品市场的主要参与者是机构投资者。在交易限制和市场分割长期存在的背景下,散户与机构投资者在专业性、信息获取与分析上的差异极易使得他们之间出现对未来判断的不同,即产生异质信念。

这些因素是否能解释中国市场上长期持续存在的PCP偏离?为探索和验证中国市场上PCP偏离的可能原因及其蕴含的信息,在本文中,我们做了如下两项工作:第一,由于上述特征已经无法在无套利框架下进行分析,因此我们构建了一个一般均衡模型,同时纳入现货与期权两类可交易资产,在交易限制和市场分割的条件下,设定不同的异质

² 《上海证券交易所统计年鉴2020卷》显示,截至2019年年末,上交所累计开户总数23 600.3万户,其中自然人投资者开户总数23 524.8万户,占比达99.68%;《深圳证券交易所市场统计年鉴2019》显示,截至2019年年末,深交所累计开户总数22 119.10万户,其中个人投资者开户总数22 060.45万户,占比达99.73%。

信念程度，求解并考察均衡价格的规律，探索交易限制、投资者分割和异质信念的影响，为中国市场的 PCP 偏离现象提供可能的理论解释；第二，运用中国市场的对第一步工作中得到的理论结论进行实证检验，异质信念可能源于理性预期和非理性预期（情绪），但对于散户和机构投资者这两类群体而言，显然非理性预期带来的差异更大，且散户相对易受情绪的影响，因此本文以散户投资者情绪指标作为异质信念的代理变量，考察其与 PCP 偏离之间的关系，来验证前述理论结论。

我们的研究发现：

第一，基于交易限制、市场分割和异质信念的一般均衡模型表明，仅仅存在交易限制和投资者分割并不必然导致 PCP 偏离，在交易限制和投资者分割背景下的投资者异质信念才是导致定价偏误和 PCP 偏离长期持续存在的本质原因。具体而言，在存在交易限制与投资者分割的市场中，当散户相对乐观（悲观）、机构相对悲观（乐观）时，期权 PCP 偏离³为正（负），由看涨期权被低估（高估）、看跌期权被高估（低估）所造成，且 PCP 正（负）偏离的幅度与散户乐观（悲观）程度正相关。

第二，中国市场上 PCP 偏离的正负及大小变化与投资者异质信念的关系与前述理论结论是一致的，而且这一现象对不同的 PCP 偏离计算方法及不同的散户情绪指标是稳健的。

本文的研究主要有以下边际贡献：

第一，对中国市场中长期、广泛而大幅的 PCP 偏离现象提出了新的独特解释。正如前文所介绍的，现有的文献并不能提供中国市场 PCP 偏离现象的理想解释。本文并未将 PCP 偏离认定为市场错误，而是认为在中国市场中长期存在的 PCP 偏离现象是市场达到均衡的一种反映，第一次提出交易限制和投资者分割下的异质信念是造成这种现象的根本原因。

第二，本文构建了一个同时考虑交易限制、市场分割和异质信念的一般均衡模型，为 PCP 偏离的研究提供理论支持，这在之前关于 PCP 偏离的研究中是缺乏的。在构建模型时，本文借鉴了 Detemple and Murthy (1997)、Basak and Croitoru (2000、2006)、Banerjee and Graveline (2014)、Kang (2017, 2018) 等的研究，这些文献的理论模型同时涉及现货与衍生品，又能在异质信念模型框架中引入交易限制，并通过一般均衡同时决定所有资产价格。但本文与这些文献的不同之处在于：其一，本文在模型构建中对中国市场投资者分割特征进行了针对性刻画。其二，与 Detemple and Murthy (1997) 不同，本文在模型中直接引入了衍生品，在延续该文使用一般均衡分析处理交易限制、市场分割、异质信念同时存在的经济环境之外，也能直观地分析衍生品价格的均衡规律。其三，与 Basak and Croitoru (2000)、Kang (2017, 2018) 不同，本文中衍生品的交易限制并不以不等式约束来体现，而是借鉴 Banerjee and Graveline (2014)，在欧式看涨、看跌期权的回报中设定摩擦变量，衍生品交易限制越强烈，摩擦变量的方差 δ 将越大，代表性投资者的效用损失越多。这样设定主要是考虑到，中国现货交易的限制是针对所有投资者持有总量施加的，而衍生品交易的限制与之不同，是针对单一投资者持有量施加的。由于本文建模中以各类投资者的代表性投资者为建模对象，相当于加总实

³ 定义为现货价格与期权隐含现货价格比率的对数。详见下文。

际市场中各类投资者的行为,代表性投资者的衍生品持有量不仅与衍生品交易限制程度有关,还会取决于该类投资者的数量,因此通过设定摩擦变量来刻画衍生品的交易限制。其四,不同于 Banerjee and Graveline (2014)、Kang (2017, 2018),本文并未强行假设当不等式约束束紧时,现货的边际效用为 0,进而将不等式约束最优化问题转化为无条件最优化问题,而是按照这一问题的经典解法(蒋中一和温赖特,2006),使用库恩塔克条件,也即互补松弛条件进行求解,避免边际效用一定为 0 的强烈假设。

第三,本文的理论分析可为今后针对中国衍生品市场的研究提供借鉴方向,即应该在考虑中国市场独有特征的基础上,寻找新的分析方法与思路,分析背后是什么样的力量造成了中国衍生品市场中不同于国外、境外成熟市场的独特现象,而非简单应用成熟市场的研究结论或研究方法。

全文余下部分的结构安排如下:第二部分构建了一般均衡模型,对 PCP 偏离的原因进行理论分析;第三部分运用上证 50ETF 及其期权数据对理论结论进行实证分析;第四部分为结论。

二、PCP 偏离:一般均衡模型

本部分中,我们将基于中国市场的基本特征,构建一个包含 1 种无风险资产和 3 种风险资产(股票现货及以其为标的的欧式看涨期权和欧式看跌期权)的市场,市场中有三类面临不同交易限制与市场准入门槛并具有异质信念的代表性投资者。在此设定下,我们通过一般均衡求解并考察资产的均衡价格及其变化规律,考察在具有交易限制和投资者分割的市场中,异质信念对均衡价量的影响方式,为中国市场的 PCP 偏离提供理论解释。

(一) 模型设定

为了避免过多细节影响整体研究,本文借鉴 Banerjee and Graveline (2014) 及 Kang (2017, 2018),使用异质信念的离散时间静态模型(信念不更新),同时投资者仅对于未来现货价格的期望值具有异质信念。本文考虑一个离散时间的两期一般均衡模型, t 时刻,具有不同交易限制和异质信念的投资者进行资产配置选择,以最大化 t 时刻的预期效用,效用来自未来 T 时刻的财富值 W_T 。

在模型中, t 时刻的现货价格为 S_t ,欧式看涨期权、欧式看跌期权均以现货为标的,且到期日为未来 T 时刻,相对应的 t 时刻价格分别为 C_t 、 P_t 。现货的净供给量为 Q ,两种衍生品的净供给量均为 0。为了专注于衍生品定价的分析,本文设定无风险利率为外生给定的 R^f (总收益率)。⁴

模型中共有三类投资者。每类投资者各有 ρ_i ($i=1, 2, 3$) 数量的现货作为禀赋, $\rho_1 + \rho_2 + \rho_3 = Q$; t 时刻交易完成后投资者 i 在现货、看涨期权和看跌期权上的持有数量分别以 x_i 、 z_i^C 、 z_i^P 表示 ($i=1, 2, 3$)。其中,投资者 1 可以交易现货与衍生品,但面

⁴ 为书写简便,本文设定的无风险利率 R^f 的含义为 t 时刻至未来 T 时刻总收益率,即若 t 时刻至未来 T 时刻的年化无风险利率的连续复利净收益率为 r^f ,则有 $R^f = e^{r^f \times (T-t) \times 365}$ 。

临现货持有量的最低限制, $x_1 \geq \eta_1 \rho_1$ 且 $0 \leq \eta_1 \leq 1$ 。也就是说, 投资者 1 必须是现货多方, 其在 t 时刻的最大现货禀赋出售比例为 $(1 - \eta_1)$, 但其对期权的投资未受限制。投资者 1 可以代表中国市场中的金融机构与部分大型实体企业, 受监管要求, 它们不能出售账户中的所有股票 (禀赋), 必须保有一定的持仓量, 但可以通过衍生品交易实现所需要的套期保值或股票的空方风险暴露。

投资者 3 则只能持有现货, 不能进行融券交易和期权交易, 只能成为现货多方, 即 $x_3 \geq 0$ 且 $z_3^C = z_3^P = 0$ 。投资者 3 可以代表中国市场中的“小散户”, 由于融券交易和衍生品交易的门槛较高⁵, 受此类门槛限制的众多“小散户”只能成为现货的多方, 至多将账户中的股票 (禀赋) 全部卖出, 而无法通过融券交易或衍生品配置实现股票的空方风险暴露。

投资者 2 介于这两者之间, 可以同时进行现货、融券和期权交易, 但外生最大融券量为 $\gamma \geq 0$, 即投资者 2 的现货持有量有最低限制 $x_2 \geq -\gamma$, $\gamma = 0$ 代表完全禁止卖空。投资者 2 具有最少的交易限制, 可以代表中国市场中除金融机构、部分大型实体企业和小散户之外的投资者, 即不受现货最低持有量限制 (出售限制) 约束的机构及少数可交易衍生品、参与融券交易的“专业投资者”。此类“专业投资者”往往在投资经验、信息处理、交易纪律等特征上与投资者 1 更为接近, 其与投资者 1 的差别主要在于是否受最低持有量限制 (出售限制) 的约束, 但与投资者 3 所代表的“小散户”的特征则相差较大。为方便表述, 后文将统称投资者 1 和 2 为机构投资者, 称投资者 3 为散户。

由于在专业资源上 (包括知识、人员、系统、信息处理能力等) 上存在差异, 这三类投资者尽管都追求效用最大化, 但却具有异质信念。具体而言, 本文延续 Banerjee and Graveline (2014) 等的设定, 三类投资者均具有负指数效用函数 $U_i(W_{i,T}) = -e^{-\frac{1}{\tau}W_{i,T}}$, τ 为绝对风险厌恶系数的倒数, 效用来自未来 T 时刻的财富值 $W_{i,T}$ 。由于期权到期回报取决于股票到期价格, 因此这三类投资者的异质信念体现在对未来 T 时刻现货价格 S_T 的观点上。确切地说, 这三类投资者都认为未来 T 时刻的现货价格 S_T 服从正态分布, 但对于 S_T 的期望值具有异质信念, $E_i(S_T) = \mu_i$, $i = 1, 2, 3$, 对方差没有异质信念, $\text{Var}_i(S_T) = \sigma$, $i = 1, 2, 3$ 。与 Banerjee and Graveline (2014) 等文献一致, 本文设定未来 T 时刻现货价格 S_T 服从正态分布、而非对数正态分布, 既能降低负指数效用函数下求解的复杂性、突出核心结论的可读性, 也能与已有一般均衡分析文献保持设定一致, 增加结论的可比性。

(二) 市场出清与最优化

在上述市场中, 市场出清条件仍是 $x_1 + x_2 + x_3 = Q$, $z_1^C + z_2^C = 0$, $z_1^P + z_2^P = 0$, 但在考虑投资者的最优化问题时, 需要考虑交易限制、投资者分割和异质信念问题。

从表面上看, 现货的卖空限制 γ 仅对投资者 2 产生影响。但正如 Banerjee and Grav-

⁵ 《上海证券交易所股票期权试点投资者适当性管理指引 (2017 年修订)》规定, 个人投资者参与期权交易, 应满足: 在申请开户前 20 个交易日日均托管证券市值与资金账户可用余额合计不低于人民币 50 万元; 具备融资融券业务参与资格或者金融期货交易经历; 具备期权基础知识, 通过上交所认可的相关测试; 具有上交所认可的期权模拟交易经历等。《上海证券交易所融资融券交易实施细则 (2019 年修订)》规定, 对从事证券交易时间不足半年、缺乏风险承担能力、最近 20 个交易日日均证券类资产低于 50 万或者有重大违约记录的客户, 不得开立信用账户。

eline (2014) 所强调的, 现货空方所进行的卖空交易不仅能使自己获得满意的头寸, 也能使得现货多方获得更多头寸, 因此对于卖空量的限制不仅限制了空方可能持有的头寸大小, 也同样限制了多方可能持有的头寸大小。类似地, 投资者 1 的现货最低持有量也将对其他投资者产生影响。结合现货市场出清条件可以发现, 投资者 1 的现货持有量实际上需满足 $\eta_1 \rho_1 \leq x_1 \leq Q + \gamma$, 投资者 2 的现货持有量需满足 $-\gamma \leq x_2 \leq Q - \eta_1 \rho_1$, 投资者 3 的现货持有量需满足 $0 \leq x_3 \leq Q - \eta_1 \rho_1 + \gamma$ 。当每类投资者能持有最多的现货时, 一定对应其他两类投资者同时持有各自能持有的最少的现货。

与现货交易限制不同, 本文中衍生品的交易限制并不以不等式约束来体现, 而是借鉴 Banerjee and Graveline (2014), 通过在衍生品的回报中添加“摩擦”变量来体现。该摩擦变量会影响投资者效用, 从而影响衍生品的最优持有量选择。这样设定主要是考虑到, 中国现货交易的限制是针对所有投资者持有总量施加的, 而衍生品交易的限制与之不同, 是针对单一投资者持有量施加的。由于本文建模中以各类投资者的代表性投资者为建模对象, 相当于加总实际市场中各类投资者的行为, 代表性投资者的衍生品持有量不仅与衍生品交易限制程度有关, 还会取决于该类投资者的数量。因此与 Basak and Croitoru (2000)、Kang (2017, 2018) 不同, 本文不对各代表性投资者的衍生品持有量 z_i^C 、 z_i^P 设定不等式约束, 而是设定欧式看涨期权回报为 $(S_T - K)^+ + \epsilon_T^C$, $\epsilon_T^C \sim N(0, \delta)$, 欧式看跌期权回报为 $(K - S_T)^+ + \epsilon_T^P$, $\epsilon_T^P \sim N(0, \delta)$ 。 ϵ_T^C 与 ϵ_T^P 分别为看涨期权与看跌期权的摩擦变量, 衍生品交易限制越强烈, 摩擦变量的方差 δ 将越大, 代表性投资者的效用损失越多; 代表性投资者的衍生品持有量越大时, 其效用损失也越多。这与实际市场中的情况也是相符的: 当投资者需要通过更多账户以持有足够多的衍生品头寸时, 更多账户的获取、一致操作都将增加不确定性, 带来额外的风险与效用损失。另外, 从后文求解中可以进一步看出, 由于针对 x_i 施加了不等式约束, 将出现对不同情况解的讨论; 在衍生品的回报中添加摩擦变量, 而非针对 z_i^C 、 z_i^P 施加不等式约束的设定, 既未忽视衍生品交易限制对均衡的影响, 同时也可以减少分类讨论的繁琐。

综合前述设定, 各代表性投资者未来 T 时刻的财富值 $W_{i,T}$ 可写为:

$$W_{i,T} = (\rho_i - x_i)S_i R^f + x_i S_T + z_i^C ((S_T - K)^+ + \epsilon_T^C - C_i R^f) + z_i^P ((K - S_T)^+ + \epsilon_T^P - P_i R^f), \quad i=1, 2, 3.$$

相应地, 投资者的最优化问题最终可汇总为:

$$\begin{aligned} \max_{\{x_i, y_i, z_i^C, z_i^P\}} E_i(U_{i,T}) &= -E_i(e^{-\frac{1}{\tau} W_{i,T}}), \quad i=1, 2, 3, \\ \text{s. t. } \begin{cases} W_{1,T} = (\rho_1 - x_1)S_1 R^f + x_1 S_T + z_1^C ((S_T - K)^+ + \epsilon_T^C - C_1 R^f) + z_1^P ((K - S_T)^+ + \epsilon_T^P - P_1 R^f) \\ W_{2,T} = (\rho_2 - x_2)S_2 R^f + x_2 S_T + z_2^C ((S_T - K)^+ + \epsilon_T^C - C_2 R^f) + z_2^P ((K - S_T)^+ + \epsilon_T^P - P_2 R^f) \\ W_{3,T} = (\rho_3 - x_3)S_3 R^f + x_3 S_T \\ z_1^C + z_2^C = 0, \quad z_1^P + z_2^P = 0 \\ x_1 + x_2 + x_3 = \rho_1 + \rho_2 + \rho_3 = Q \\ \eta_1 \rho_1 \leq x_1 \leq Q + \gamma, \quad 0 \leq \eta_1 \leq 1, \quad \gamma \geq 0 \\ -\gamma \leq x_2 \leq Q - \eta_1 \rho_1 \\ 0 \leq x_3 \leq Q - \eta_1 \rho_1 + \gamma \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

其中，外生参数包括 $\{\rho_i, \eta_i, \mu_i, \nu, \tau, K, \gamma, Q, \delta, R^f\}$, $i=1, 2, 3$ ；内生参数包括 $\{S_t, C_t, P_t, x_t, z_t^C, z_t^P\}$, $i=1, 2, 3$ 。

(三) 一般均衡求解：异质信念对定价偏离的影响

由于式(1)考虑了市场中的交易限制，因此投资者的最优化问题是一个不等式约束最优化问题。在模型求解上，本文不同于 Banerjee and Graveline (2014) 和 Kang (2017, 2018)，不再强行假设当不等式约束束紧时，现货的边际效用为0，进而将不等式约束最优化问题转化为无条件最优化问题；而是按照这一问题的经典解法（蒋中一和温赖特，2006），使用库恩塔克条件，也即互补松弛条件进行求解，避免边际效用一定为0的强烈假设。当均衡解为内部解时，不等式约束非束紧，对应的拉格朗日乘子为0，约束并不起作用，最优化问题相当于无条件最优化；当均衡解为边界解时，不等式约束束紧，对应的拉格朗日乘子大于0，约束产生作用。由于本文的效用函数为负指数效用，且约束条件均为线性函数，因此通过一阶条件为0求解得到的解一定为目标最大化解（蒋中一和温赖特，2006）。但是，由于待求解方程组存在大量的非线性关系，难以求出解析解，因此我们主要通过数值解进行求解分析。

一般均衡解的最重要结论是⁶：即使存在交易限制和投资者分割，如果没有异质信念，市场均衡价格并不会产生偏离；交易限制和投资者分割背景下的异质信念是定价偏离的核心影响因素。具体结果如图1所示。

图1展示了异质信念程度的变化对看涨期权定价误差比例、看跌期权定价误差比例和PCP偏离比例的影响。其中，异质信念程度 μ_{diff} 表示投资者对未来现货价格期望值的差异。由于投资者2是受交易限制最小的投资者，也是可参与市场最多的投资者，在信息的获取、分析和运用上受限最小。因此在数值解图示分析中，为了避免出现三维图，能够更清晰地展示异质信念对均衡的影响，本文以投资者2对未来现货价格 S_T 的期望值为基准，并将其标准化为 $\mu_2=1$ 。相应地，投资者1对未来现货价格的期望值为 $\mu_1=1+\mu_{diff}$ ，投资者3对未来现货价格的期望值为 $\mu_3=1-\mu_{diff}$ 。也就是说，三类投资者间异质信念的程度以 $\mu_{diff}=\frac{\mu_1-\mu_3}{2}$ 衡量，当 μ_{diff} 为正时，机构投资者（投资者1和投资者2）相对乐观，散户（投资者3）相对悲观；当 μ_{diff} 为负时，机构投资者（投资者1和投资者2）相对悲观，散户（投资者3）相对乐观。

看涨和看跌期权定价误差比例的计算方式为：期权均衡价格与根据现货价格通过无套利定价方法计算出的期权价格之比的对数，即看涨期权定价误差比例为 $\ln \frac{C_t}{C_t(S_t)}$ ，看跌期权定价误差比例为 $\ln \frac{P_t}{P_t(S_t)}$ ，其中 $C_t(S_t)$ 与 $P_t(S_t)$ 为看涨期权、看跌期权的无套利价格。由于本文的一般均衡模型中假设未来现货价格服从正态分布，因此看涨、看跌期权的无套利定价公式并不是经典的BS公式，而是如式(2)与式(3)所示。⁷

⁶ 篇幅所限，我们将外生参数设定和具体求解过程等内容在正式发表的论文中略去。同时，本文仅报告所关注的期权均衡偏离与异质信念间的关系，略去各资产均衡价格的讨论。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录(具体见附录A)。

⁷ 篇幅所限，具体求解过程在正式发表的论文中略去。感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录(具体见附录B)。

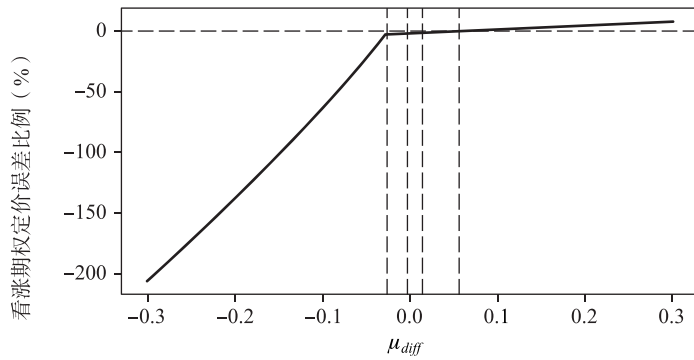
$$C_t(S_t) = \frac{1}{R^f} \left\{ \frac{\sqrt{v}}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(K-S_t R^f)^2}{2v}} + (S_t R^f - K) \left[1 - \Phi\left(\frac{K - S_t R^f}{\sqrt{v}}\right) \right] \right\}, \quad (2)$$

$$P_t(S_t) = \frac{1}{R^f} \left[\frac{\sqrt{v}}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(K-S_t R^f)^2}{2v}} + (K - S_t R^f) \Phi\left(\frac{K - S_t R^f}{\sqrt{v}}\right) \right]. \quad (3)$$

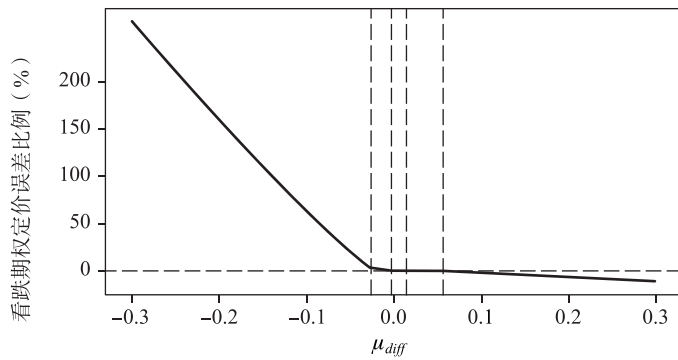
相应地, PCP 偏离的计算公式为

$$\ln \frac{S_t}{C_t + K/R^f - P_t}, \quad (4)$$

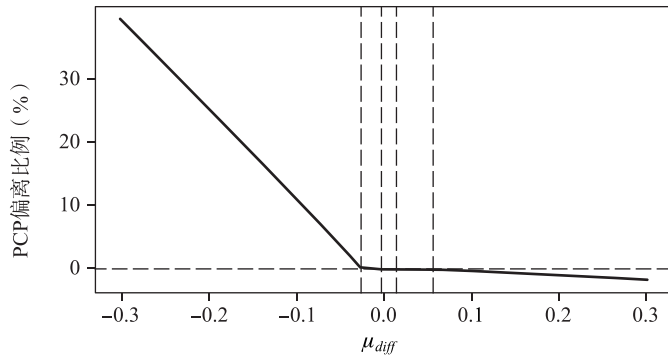
其中, K 为特定期权合约的行权价, $C_t + K/R^f - P_t$ 则可以理解为期权隐含的现货价格。



(a) 异质信念程度与看涨期权定价误差比例



(b) 异质信念程度与看跌期权定价误差比例



(c) 异质信念程度与PCP偏离比例

图 1 异质信念对定价偏离的影响

从图1中可以清楚地看到：第一，即使存在交易限制和投资者分割，当异质信念为0，即几类投资者为同质信念时，一般均衡结果表明市场最终不会出现定价偏离（图1中的偏离比例均为0），在交易限制和投资者分割背景下，异质信念的存在是定价偏离长期持续存在的重要前提；第二，当 $\mu_{diff} > 0$ ，即散户相对悲观时，看涨期权市场价格会偏高，看跌期权市场价格会偏低，PCP偏离幅度为负，但幅度相对较小；第三，当 $\mu_{diff} < 0$ ，即散户相对乐观时，看涨期权市场价格会偏低，看跌期权市场价格会偏高，PCP偏离幅度为正，且偏离幅度相对较大。

上述三个理论结论与我们的市场直觉和现实观察是一致的：

首先，正如我们在前言中所述，如果仅仅是因为卖空限制等因素导致PCP的暂时偏离，从长期来看，在不断交易的过程中，即使无法进行做空和套利，理性的投资者也会买入相对低估的资产，而回避那些相对高估的资产，从而驱动现货价格与衍生品价格在长期中达到均衡状态，准确反映出市场对未来的预期。因此需要引入异质信念，才可能解释中国市场广泛而持续存在的PCP偏离。在同时长期存在交易限制与市场分割的中国金融市场中，交易限制和市场分割使得套利行为难以进行，市场缺乏拉平价格的套利力量；而异质信念则使得长期均衡力量也难以发挥作用，无法在长期内将期权和股票现货价格的差异拉平，现货价格与衍生品价格将基于各自投资者群体的异质信念分别形成，这可能才能解释中国市场上PCP偏离如此广泛、持续和大幅存在的现象。

其次，中国期权市场的确存在持续性的大幅PCP正偏离，而且大幅正偏离总是出现在现货定价相对高估的阶段，同时伴随着看涨期权低估和看跌期权高估，这与理论结论是一致的。从市场逻辑来看，散户相对乐观时，现货价格被高估，PCP出现正偏离。但由于存在卖空限制，机构投资者无法通过买入期权合成现货、进而卖空现货的方式来套利，从而无法及时纠正PCP的正偏离。

最后，散户相对悲观时，现货价格被低估，PCP出现负偏离。此时机构投资者可以通过买入现货、卖出基于期权合成的现货的方式来套利，及时纠正PCP的负偏离。套利机制的存在决定了PCP不会出现持续的、大幅度的负偏离。

三、实证检验：PCP偏离与异质信念

在前一部分中，我们构建了离散时间下的两期一般均衡模型，发现在具有交易限制与市场分割的市场上，不同投资者的异质信念是期权PCP长期持续偏离的主因；在散户相对乐观和现货价格相对高估的情形下，PCP偏离幅度将较大。在这一部分中，我们将运用中国市场的上证50ETF现货与期权数据，对这一结论加以实证检验。

关于异质信念代理变量的选取，一直是一个实证难题。本文的异质信念参数 μ_{diff} 反映的是散户和机构投资者两个群体的信念差异。在投资者信念形成的过程中，主要涉及对未来的理性判断和非理性判断两部分，理性判断更多是来自公有信息和私有信息，非理性判断来自投资者情绪。当进行日频或月频的实证分析时，经过一个交易日或一个月的信息传递，公有信息和私有信息应基本上都传播分散，所以散户和机构投资者在理性判断上的差别应该不大，二者之间的分歧主要来自非理性判断的差别，即投资者情绪的差别。受专业性、信息获取与分析能力差异的影响，散户相对更易受情绪的影响，而机构投资者则相对受情绪影响较小。同时，散户仅能在现货市场中进行交易，其情绪相对

更易捕捉。而在中国市场的过往研究中,部分常用的异质信念代理变量也常作为个人投资者情绪的代理变量,如陈国进等(2009)、古志辉等(2011)使用换手率、高峰和宋逢明(2003)使用央视看盘指数作为异质信念代理变量,史金艳等(2009)也发现封闭式基金折价受异质信念的影响,而张强和杨淑娥(2009)、张宗新和王海亮(2013)使用换手率、张强等(2007)使用央视看盘指数、黄少安和刘达(2005)使用封闭式基金折价作为个人投资者情绪代表变量。因此借鉴上述文献,在本文的实证检验中,我们以散户的投资者情绪指标作为异质信念的代理变量,对PCP偏离与异质信念的关系进行实证检验。

(一) 数据来源及数据预处理

本文的样本期为2015年2月9日至2019年6月28日。上证50ETF期权日数据、上证50ETF日数据及5分钟高频数据、无风险利率日数据(中债国债即期利率)来自Wind数据库。全部A股个股日数据来自CSMAR数据库。

本文针对期权数据做如下数据清洗:无收盘价(0或空值)的合约以其结算价替代收盘价,并在此基础上剔除收盘价为0或空值的合约;同时参考Zheng et al. (2017),剔除剩余期限小于3天的合约,以避免临近行权时交割换仓的影响。由于上证50ETF期权有红利保护机制,一旦上证50ETF分红,期权合约的行权价与合约规模将按规则相应调整,成为非标准合约。上述行权价调整时的四舍五入会导致出现经调整后的非标准合约与新增的标准合约行权价完全一致的情况,为了保证信息提取的准确有效,本文剔除每日与标准合约行权价、剩余期限均相同的非标准合约。

对于个股数据,本文剔除样本期内全部曾经ST、*ST及退市的A股,个股收盘价使用后复权收盘价,并相应计算涨跌幅、收益率,同时以流通市值加权方法计算后文使用的全A股指相关数据。

(二) PCP偏离的计算与描述性统计

尽管上证50ETF是有红利资产,但由于上证50ETF期权具有红利保护机制,因此计算期权PCP平价公式时无需考虑红利,始终为

$$P_i(T, K) + S_i = C_i(T, K) + Ke^{-r(T-t)}.$$

考虑到实际交易中,每个交易日有大量不同行权价与剩余期限的期权,本文实证分析中将使用4种不同的PCP偏离计算方式,以充分比较不同信息加总方法的影响,具体如式(5)–(8)所示。其中,取对数而非简单相加减的原因是使PCP偏离更符合正态分布,以便后文的回归分析;年化(除以 $T-t$)是为了避免不同剩余期限的影响,便于每日各期限PCP偏离的加总。

$$PCPdev_ATM_c_i = \ln \frac{S_i}{C_i(T_{近月}, K_{ATM}) + K_{ATM}e^{-r(T_{近月}-t)} - P_i(T_{近月}, K_{ATM})} \Big/ (T_{近月} - t), \quad (5)$$

$$PCPdev_ATM_i = \sum_j V_{CP}(T_j, K_{ATM}) \times \left[\frac{\ln \frac{S_i}{C_i(T_j, K_{ATM}) + K_{ATM}e^{-r(T_j-t)} - P_i(T_j, K_{ATM})}}{(T_j - t)} \right] \Big/ \sum_j V_{CP}(T_j, K_{ATM}), \quad (6)$$

$$PCPdev_{c_t} = \sum_i V_{CP}(T_{近月}, K_i) \times \left[\frac{\ln \frac{S_t}{C_t(T_{近月}, K_i) + K_i e^{-r(T_{近月}-t)} - P_t(T_{近月}, K_i)}}{(T_{近月} - t)}} \right] \Bigg/ \sum_i V_{CP}(T_{近月}, K_i), \quad (7)$$

$$PCPdev_t = \sum_j \sum_i V_{CP}(T_j, K_i) \times \left[\frac{\ln \frac{S_t}{C_t(T_j, K_i) + K_i e^{-r(T_j-t)} - P_t(T_j, K_i)}}{(T_j - t)}} \right] \Bigg/ \sum_j \sum_i V_{CP}(T_j, K_i), \quad (8)$$

其中 $V_{CP}(T_j, K_i) = V_C(T_j, K_i) + V_P(T_j, K_i)$, $V_C(T_j, K_i)$ 与 $V_P(T_j, K_i)$ 分别代表行权价为 K_i 、到期时刻为 T_j 的看涨期权与看跌期权日成交量, $T_{近月}$ 代表 t 时刻剩余期限最短的合约对应的到期日, K_{ATM} 代表 t 时刻平价期权合约对应的行权价。平价期权的确定则遵循实证中通常使用的方法, 以价格最接近且行权价与到期日均相同的一对看涨期权与看跌期权为平价期权。可以看出, 式 (5) — (8) 分别代表近月平价期权、成交量加权平均的各期限平价期权、成交量加权平均的近月全部行权价期权、成交量加权平均的全部期限全部行权价期权的 PCP 偏离。表 1 报告了这四种 PCP 偏离的描述性统计。

表 1 PCP 偏离的描述性统计

	<i>PCPdev_ATM_c</i>	<i>PCPdev_ATM</i>	<i>PCPdev_c</i>	<i>PCPdev</i>
均值	0.051	0.043	0.048	0.042
中位数	0.014	0.015	0.014	0.016
最大值	5.715	1.906	2.114	1.426
最小值	-0.566	-0.371	-0.491	-0.363
标准差	0.231	0.145	0.158	0.126
样本数量	1 068	1 068	1 068	1 068
正值占比	62.45%	63.11%	63.67%	64.33%
负值占比	37.55%	36.89%	36.33%	35.67%

从表 1 可以看到, 四种方法计算得到的 PCP 偏离呈现出两个共同特点: 第一, 样本期 1 068 个交易日, 上证 50ETF 期权 PCP 偏离正值占比超过 60%, 中位数在 0.015 上下, 正向 PCP 偏离是上证 50ETF 期权在样本期内更常见的现象; 第二, PCP 偏离的均值均大于 0.04, 即平均来看, 样本期内的现货价格高于期权市场隐含现货价格至少约为年化 4%, 最大值甚至达到年化 570%。对比不同的 PCP 偏离计算方法, 以近月平价期权计算的 PCP 偏离 (*PCPdev_ATM_c*) 具有最高的最大值、最低的最小值, 波动率也最大。这是由于 *PCPdev_ATM_c* 实际上每天仅对应一对看涨看跌期权, 更容易受到异常值影响, 而其他三种计算方法均对一系列看涨看跌期权的 PCP 偏离根据成交量进行加权平均, 更具稳健性。

总之, 整体来看, 上证 50ETF 期权的 PCP 偏离长期持续存在, 并以正偏为主。从而证实了上述理论分析。接下来, 我们来详细探讨 PCP 偏离与异质信念之间的关系。

(三) PCP 偏离与散户情绪

如前所述,本文以投资者情绪作为异质信念的代理变量。不仅如此,在投资者信念形成的过程中,主要涉及对未来的理性判断和非理性判断两部分,理性判断更多是来自公有信息和私有信息,非理性判断来自投资者情绪。当进行日频或月频的实证分析时,经过一个交易日或一个月的信息传递,公有信息和私有信息应基本上都传播分散,所以散户和机构投资者在理性判断上的差别应该不大,二者之间的分歧主要来自非理性判断的差别,即投资者情绪的差别。受专业性、信息获取与分析能力差异的影响,散户相对更易受情绪的影响,而机构投资者则相对受情绪影响较小。同时,散户仅能在现货市场中进行交易,其情绪相对更易捕捉。基于此,本文以散户投资者情绪作为异质信念的代理变量。国内过往研究中,常作为个人投资者情绪的指标包括封闭式基金折价率(黄少安和刘达,2005)、个人投资者新增开户数(刘维奇和刘新新,2014)等客观情绪指标,以及央视看盘指数(张强等,2007)、华鼎多空调查指数(余佩琨和钟瑞军,2009)等主观情绪指标。考虑到PCP偏离数据频率为日频及上述情绪指标的可得性,本文选择使用封闭式基金折价率(CFP)作为散户投资者情绪代理变量。为保证结论的稳健性,考虑到散户在中国股市中占比较大,散户投机、风险配置的特征可能在股票现货交易中得到体现,我们选择重要股指的换手率、交易量、交易额一并作为散户投资者情绪的代理变量。

表2报告了PCP偏离与散户投资者情绪间的相关性,Panel A至Panel D依次对应以封闭式基金折价率、重要股指换手率、重要股指交易量、重要股指交易额作为散户投资者情绪代理指标的相关系数结果。本文选择的重要股指包括上证综指、上证50指数、深成指以及本文计算的全A股指。

表2 PCP 偏离与散户投资者情绪

Panel A: PCP 偏离与封闭式基金折价率间的相关性				
	<i>PCPdev_ATM_c</i>	<i>PCPdev_ATM</i>	<i>PCPdev_c</i>	<i>PCPdev</i>
CFP	0.25***	0.23***	0.21***	0.18***
Panel B: PCP 偏离与重要股指换手率间的相关性				
	<i>PCPdev_ATM_c</i>	<i>PCPdev_ATM</i>	<i>PCPdev_c</i>	<i>PCPdev</i>
上证综指	0.13***	0.16***	0.17***	0.16***
上证50指数	0.12***	0.14***	0.15***	0.14***
深成指	0.11***	0.14***	0.15***	0.16***
全A股指	0.16***	0.21***	0.21***	0.23***
Panel C: PCP 偏离与重要股指交易量间的相关性				
	<i>PCPdev_ATM_c</i>	<i>PCPdev_ATM</i>	<i>PCPdev_c</i>	<i>PCPdev</i>
上证综指	0.11***	0.13***	0.15***	0.14***
上证50指数	0.15***	0.18***	0.18***	0.17***
深成指	0.02	0.03	0.04	0.04
全A股指	0.08***	0.09***	0.11***	0.10***

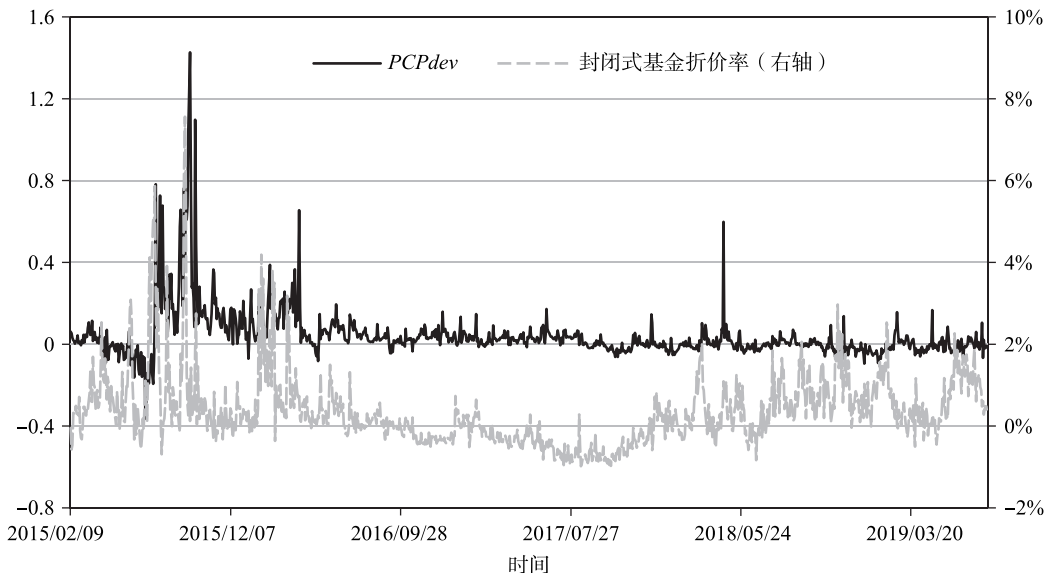
(续表)

Panel D: PCP 偏离与重要股指交易额间的相关性				
	<i>PCPdev_ATM_c</i>	<i>PCPdev_ATM</i>	<i>PCPdev_c</i>	<i>PCPdev</i>
上证综指	0.06*	0.07**	0.08***	0.07***
上证 50 指数	0.07**	0.08**	0.09***	0.07**
深成指	0.04	0.06**	0.07**	0.08**
全 A 股指	0.05	0.06**	0.08**	0.07**

注：表格中为相关系数值；***代表 1% 的显著性水平，**代表 5% 的显著性水平，*代表 10% 的显著性水平。

从表 2 可以看出，当以封闭式基金折价率度量散户投资者情绪时，四种计算方式的 PCP 偏离与散户投资者情绪均呈现显著的正相关关系，且相关系数远高于其他散户情绪指标，在 0.2 上下；当以重要股指的换手率、交易量、交易额度量散户投资者情绪时，这三种指标与 PCP 偏离也大多呈现显著的正相关关系。考虑到不同股指的结论高度一致，同时考虑到本文选择股指换手率、交易量、交易额度量散户投资者情绪的出发点是我国股市散户占比较大，而散户交易股票往往分散于全部 A 股、而非集中于某个指数的成分股，因此后续实证分析中均将以本文计算的全 A 股指作为散户投资者情绪代表变量的数据基础。⁸

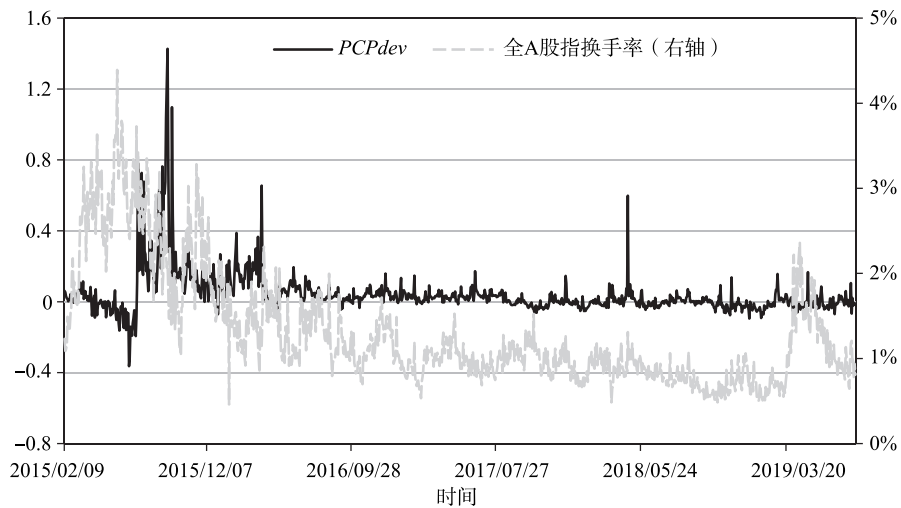
图 2 进一步报告了 PCP 偏离与四种散户投资者情绪代理变量的时间序列走势，PCP 偏离以 *PCPdev* 为代表⁹，对应各图中的黑色实线（左轴）；封闭式基金折价率及全 A 股指的换手率、交易量、交易额则分别对应各图的灰色虚线（右轴）。与表 2 一致，PCP 偏离与散户投资者情绪呈现高度相关的一致走势，且当以封闭式基金折价率度量散户投资者情绪时，二者的一致性最高。



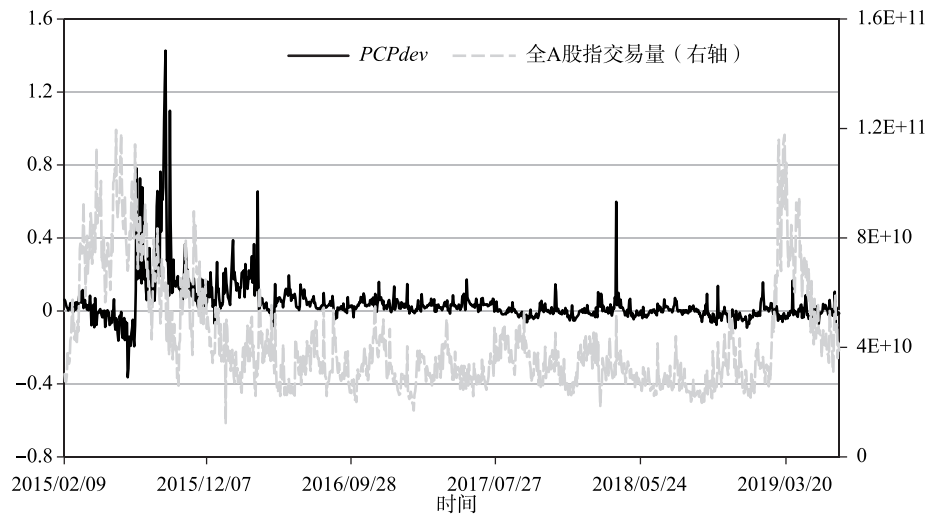
(a) *PCPdev*与封闭式基金折价率时间序列
图 2 PCP 偏离与散户情绪时间序列

⁸ 本文同样计算了全 A 股指与上证综指、上证 50 指数、深成指间的日度及月度相关系数，均大于 0.88，全 A 股指的代表性较强。篇幅有限，相关系数结果未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录 (具体见附录 C)。

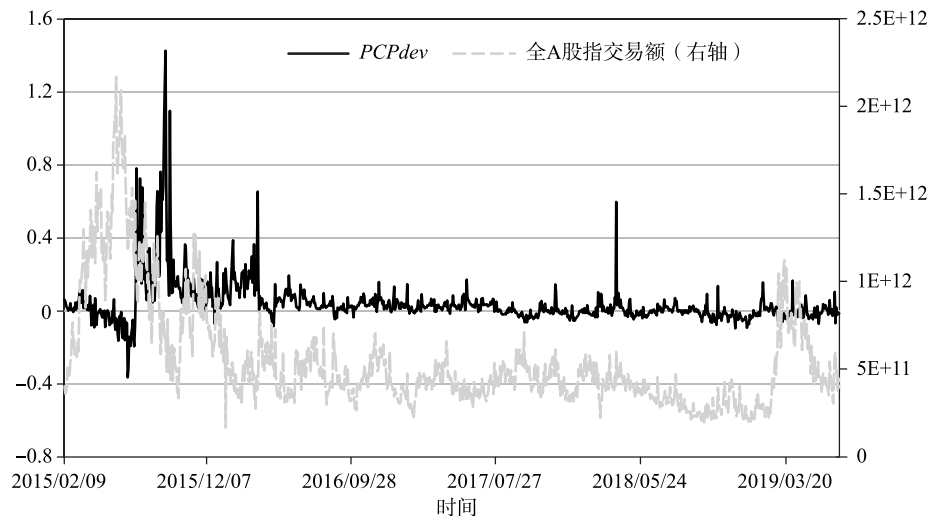
⁹ 篇幅有限，且结果相似，此处仅报告了基于 *PCPdev* 的结果。需要其他结果可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载附录 (具体见附录 D)。



(b) PCPdev与全A股指换手率时间序列



(c) PCPdev与全A股指交易量时间序列



(d) PCPdev与全A股指交易额时间序列

图2 PCP 偏离与散户情绪时间序列(续)

到目前为止，基于上证 50ETF 期权的实证研究表明中国市场上长期持续存在的 PCP 偏离与散户投资者情绪的确呈现显著的正相关关系，走势高度一致，且对于不同的 PCP 偏离计算方法及不同的散户情绪指标，该结论均成立，支持前文一般均衡模型得到的结论。在具有交易限制与投资者分割的中国市场中，上证 50ETF 期权的 PCP 偏离受投资者异质信念程度的影响，散户相对乐观时，PCP 偏离为正，散户相对悲观时，PCP 偏离为负。

四、结 论

本文的主要工作包括两个内容：第一，针对中国市场上长期持续存在的 PCP 偏离现象，我们构建了一个一般均衡模型，探索 PCP 偏离长期持续存在的本质原因；第二，运用中国市场数据对理论结论进行了实证检验。

我们的研究得到了一致且具有意义的结论：

第一，我们的模型推导表明，仅仅存在交易限制和市场分割并不必然导致 PCP 偏离，在交易限制和市场分割背景下的投资者异质信念才是导致定价偏误和 PCP 偏离长期持续存在的本质原因。具体而言，在存在交易限制与市场分割的市场中，当散户相对较为乐观（悲观）时，期权 PCP 偏离为正（负），由看涨期权被低估（高估）、看跌期权被高估（低估）所造成，且 PCP 正（负）偏离的幅度与散户乐观（悲观）程度正相关。

第二，以中国市场散户情绪指标作为异质信念的代理变量，我们从实证上证实了中国市场上 PCP 偏离的正负及大小变化与投资者异质信念之间的关系与前述理论结论是一致的，而且这一关系对不同的 PCP 偏离计算方法及不同的散户情绪指标是稳健的。

未来，可以进一步研究 PCP 偏离中所蕴含的投资者信念或情绪的变化信息是否能够对市场交易决策提供有价值的信号，以进一步丰富金融市场隐含信息与收益率可预测的相关文献（比较有代表性的有郑振龙（2012）和郑振龙等（2022）等）。

参 考 文 献

- [1] Banerjee, S., and J. Graveline, "Trading in Derivatives When the Underlying Is Scarce", *Journal of Financial Economics*, 2014, 111 (3), 589-608.
- [2] Basak, S., and B. Croitoru, "Equilibrium Mispricing in a Capital Market with Portfolio Constraints", *The Review of Financial Studies*, 2000, 13 (3), 715-748.
- [3] Basak, S., and B. Croitoru, "On the Role of Arbitrageurs in Rational Markets", *Journal of Financial Economics*, 2006, 81 (1), 143-173.
- [4] Battalio, R., and P. Schultz, "Regulatory Uncertainty and Market Liquidity: The 2008 Short Sale Ban's Impact on Equity Option Markets", *The Journal of Finance*, 2011, 66 (6), 2013-2053.
- [5] Chen, C. R., J. D. Diltz, Y. Huang, and P. P. Lung, "Stock and Option Market Divergence in the Presence of Noisy Information", *Journal of Banking & Finance*, 2011, 35 (8), 2001-2020.
- [6] 陈国进、张貽军、王景, "再售期权、通胀幻觉与中国股市泡沫的影响因素分析", 《经济研究》, 2009 年第 5 期, 第 106—117 页。
- [7] Cremers, M., and D. Weinbaum, "Deviations from Put-Call Parity and Stock Return Predictability", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45 (2), 335-367.

- [8] Detemple, J., and S. Murthy, "Equilibrium Asset Prices and No-arbitrage with Portfolio Constraints", *The Review of Financial Studies*, 1997, 10 (4), 1133-1174.
- [9] Engelberg, J. E., A. V. Reed, and M. C. Ringgenberg, "Short-Selling Risk", *The Journal of Finance*, 2018, 73 (2), 755-786.
- [10] 高峰、宋逢明, "中国股市理性预期的检验", 《经济研究》, 2003年第3期, 第61—69+91页。
- [11] Grundy, B. D., B. Lim, and P. Verwijmeren, "Do Option Markets Undo Restrictions on Short Sales? Evidence from the 2008 Short-Sale Ban", *Journal of Financial Economics*, 2012, 106 (2), 331-348.
- [12] 古志辉、郝项超、张永杰, "卖空约束、投资者行为和A股市场的定价泡沫", 《金融研究》, 2011年第2期, 第129—148页。
- [13] Hayunga, D. K., R. D. Holowczak, P. P. Lung, and T. Nishikawa, "Derivatives Traders' Reaction to Mispricing in the Underlying Equity", *Journal of Banking & Finance*, 2012, 36 (9), 2438-2454.
- [14] 黄少安、刘达, "投资者情绪理论与中国封闭式基金折价", 《南开经济研究》, 2005年第4期, 第76—80+112页。
- [15] 蒋中一、凯尔文·温赖特, 《数理经济学的基本方法》(第4版), 刘学、顾佳峰译。北京: 北京大学出版社, 2006年。
- [16] Kang, S. B., "A Simple Model to Explain Expensive Index Call Options", *Theoretical Economics Letters*, 2017, 7 (3), 316-323.
- [17] Kang, S. B., "The Stochastic Dominance Violation of Index Call Options in the Presence of Market Makers", *Theoretical Economics Letters*, 2018, 8 (9), 1614-1622.
- [18] 林仁皓、李宗龙、卜静, "知情交易会影响力期权平价关系的收益预测能力吗?", 《西安交通大学学报(社会科学版)》, 2017年第3期, 第14—22页。
- [19] 刘维奇、刘新新, "个人和机构投资者情绪与股票收益——基于上证A股市场的研究", 《管理科学学报》, 2014年第3期, 第70—87页。
- [20] Ofek, E., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, "Limited Arbitrage and Short Sales Restrictions: Evidence from the Options Markets", *Journal of Financial Economics*, 2004, 74 (2), 305-342.
- [21] 史金艳、赵江山、张茂军, "基于投资者异质信念的均衡资产定价模型研究", 《管理科学》, 2009年第6期, 第95—100页。
- [22] Stoll, H. R., "The Relationship Between Put and Call Option Prices", *The Journal of Finance*, 1969, 24 (5), 801-824.
- [23] 夏泽宇、高峰、杨之曙, "上证50ETF期权市场上的平价关系偏离", 《经济学报》, 2018年第4期, 第79—102页。
- [24] 余佩琨、钟瑞军, "个人投资者情绪能预测市场收益率吗?", 《南开管理评论》, 2009年第1期, 第96—101页。
- [25] 张强、杨淑娥、杨红, "中国股市投资者情绪与股票收益的实证研究", 《系统工程》, 2007年第7期, 第13—17页。
- [26] 张强、杨淑娥, "噪音交易、投资者情绪波动与股票收益", 《系统工程理论与实践》, 2009年第3期, 第40—47页。
- [27] 张宗新、王海亮, "投资者情绪、主观信念调整与市场波动", 《金融研究》, 2013年第4期, 第142—155页。
- [28] Zheng, Z., Z. Jiang, and R. Chen, "AVIX: An Improved VIX Based on Stochastic Interest Rates and an Adaptive Screening Mechanism", *Journal of Futures Markets*, 2017, 37 (4), 374-410.
- [29] 郑振龙, "资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用", 《经济学动态》, 2012年第3期, 第33—40页。
- [30] 郑振龙、杨荔海、陈蓉, "方差风险、偏度风险与市场收益率的可预测性", 《经济学》(季刊), 2022年第3期, 第795—818页。

Deviations from Put-Call Parity and Heterogeneous Beliefs

ZHENG Zhenlong QIN Ming CHEN Rong*
(Xiamen University)

Abstract: We construct a general equilibrium model to study the cause of put-call-parity (PCP) deviation and find that the heterogeneous beliefs of investors are the essential reasons. An empirical study based on China SSE 50 ETF options supports this theoretical conclusion.

Keywords: deviations from put-call parity; heterogeneous beliefs; investor sentiment

JEL Classification: G11, G12, G13

* Corresponding Author: Chen Rong, School of Management, Xiamen University, Xiamen, Fujian 361005, China; Tel: 86-13860126618; E-mail: aronge@xmu.edu.cn.