

# 订单流、存货风险与期权收益率<sup>①</sup>

郑振龙<sup>1</sup>, 郑懿<sup>2</sup>

(1. 厦门大学管理学院, 厦门 361005; 2. 广发证券股份有限公司, 广州 510000)

**摘要:** 基于台指期权市场交易机制与大陆场内期权市场相似以及数据可得性的考虑, 利用台指期权市场的逐笔委托及逐笔成交数据, 探究了存货风险对做市商报价的影响, 并估计了存货风险影响的大小. 借鉴 Muravyev 提出的将交易的价格冲击分解为存货风险成分与信息不对称风险成分的方法, 推导得到了新的待估方程. 实证结果表明, 台指期权市场上存货风险成分远大于信息不对称风险成分. 同时, 基于日度数据的研究结果也表明存货风险会显著影响期权收益率. 研究结论说明了存货风险管理对做市商的重要性.

**关键词:** 存货风险; 做市商; 期权收益率

**中图分类号:** F830.9   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1007-9807(2020)11-0074-13

## 0 引言

金融市场的核心功能之一就是确定金融资产的公允价值, 并为投资者提供交易该金融资产的机会, 许多经济学家将后者称为交易流动性. 报价驱动市场上, 特定的主体承担了提供流动性的责任, 这些主体便是做市商. 做市商的参与对提高市场流动性、促进价格发现功能的实现具有重要的意义. 谈起做市商, 就避不开存货风险. 做市商在市场上提供流动性时, 实际存货水平经常会偏离理想存货水平, 做市商持有次优水平的存货时会面临存货风险, 风险厌恶的做市商便会要求更高的期望收益作为补偿.

市场微观结构理论中, 关于存货风险大小的估计一般归属于买卖价差分解的研究框架, 这部分研究有助于理解证券价格形成过程, 分析交易成本变动的更深层次原因. 一般认为, 买卖价差主要由 3 个部分组成: 订单处理成本、存货成本、逆向选择成本. Demsetz<sup>[1]</sup> 最早将买卖价差定义为“立即性的价格”, 做市商通过买卖报价为交易

对手方提供“立即成交”的服务, 买卖价差则相应用以补偿做市商提供服务的成本, 即订单处理成本. Amihud 和 Mendelson<sup>[2]</sup>、Ho 和 Stoll<sup>[3,4]</sup> 等从存货成本的角度对买卖价差分解模型进行了拓展. Copeland 和 Galai<sup>[5]</sup> 则首次正式提出逆向选择成本的概念, 他们的模型将市场参与者分为流动性交易者与知情交易者, 并指出由此产生的信息不对称风险也是买卖价差存在的原因之一.

Cho 和 Engle<sup>[6]</sup> 将买卖价差构成的理论拓展到衍生品市场上, 他们提出衍生品对冲理论, 点明期权市场对冲成本也是买卖价差的主要影响因素之一. 该理论指出, 若期权做市商能够完美对冲期权存货持仓, 那么期权买卖价差仅会受到标的资产非流动性的影响, 而与存货风险或信息不对称风险无关. 然而现实中, 完美对冲并不存在, 从而期权做市商仍面临存货风险的影响.

如何估计买卖价差各个成分的大小? 便是买卖价差分解模型所要解决的问题. 买卖价差分解方法可归纳为协方差法、交易指示变量法两类.

协方差模型的代表有 Roll<sup>[7]</sup> 与 Stoll<sup>[8]</sup> 等, 协

① 收稿日期: 2018-08-01; 修订日期: 2019-06-22.

基金项目: 国家自然科学基金重大资助项目(71790601); 国家自然科学基金资助项目(71871190; 72071168).

作者简介: 郑振龙(1966—), 男, 福建平潭人, 教授, 博士生导师. Email: zzheng@xmu.edu.cn

方差法通过设定买卖价差各个成分对证券价格变动、买卖报价变动的协方差具有不同的影响而实现各成分的估计。

交易指示变量法因模型中涉及的关键变量是交易指示变量而得名。交易指示变量反映交易的方向,一般地,当成交为买方发起的交易时,该笔交易指示变量取值为 +1; 当成交为卖方发起的交易时,该笔交易指示变量取值为 -1。Glosten 和 Harris<sup>[9]</sup> 提出第一个交易指示变量模型,该模型将买卖价差分解为信息不对称风险成分及暂时性成分。随后,Huang 和 Stoll<sup>[10]</sup> 提出两成分买卖价差分解模型及一般性的三成分买卖价差分解模型,其三成分模型进一步将非信息成分分解为订单处理成本与存货风险成分。同年,Madhavan 等<sup>[11]</sup> 也提出了类似的模型(简称为 MRR 模型),但侧重于解释信息流对证券价格的影响,与 Huang 和 Stoll<sup>[10]</sup> 互为补充。

协方差法和交易指示变量法的缺陷之一是假设可能不符合现实,如部分模型假设信息不对称风险会导致持久的价格变动,存货风险的影响则是暂时的,然而现实中,存货风险有时会持续好几周。

为了解决这一问题,Muravyev<sup>[12]</sup> 创新地提出了将交易的价格冲击分解为存货风险成分与信息不对称风险成分的结构化方法,其方法的核心思想在于考察一笔交易对参与该笔交易的做市商以及不参与该笔交易的做市商的报价的不同影响:假如某时刻发生了一笔交易,参与该笔交易的做市商的存货会发生变动,报价调整会同时反映存货风险与信息不对称风险的影响;不参与该笔交易的做市商的存货不变,但仍会几乎同时收到关于该笔交易的信息,其报价调整仅反映信息不对称风险的影响。

Muravyev<sup>[12]</sup> 的方法要求做市商之间完全竞争,并且报价行为相似,而台指期权市场各做市商成交量占比、报价水平均有较大区别,故本研究对其分解方法进行了调整。站在某个做市商的角度,可将所有的交易分为两类,一类是该做市商参与的交易,另一类是该做市商不参与的交易所通过结合 MRR 模型的基本设定,推导得到新的待估方程。实证研究发现,台指期权市场上存货风险

对做市商报价的影响占据主导地位,该结论证实了存货风险管理对做市商的重要性。

考虑到数据可得性的问题,本研究着眼于台指期权市场。台指期权市场与大陆已上市的场内期权品种均采用混合驱动交易机制,并且投资者结构相似,因此本研究能为大陆现有场内期权品种的参与者提供一定的参考意义。

本研究结合台指期权市场的实际情况,对 Muravyev<sup>[12]</sup> 的分解方法进行调整,推导得到了新的价格冲击分解的待估方程。此外,本研究的方法能够分别对市场上每一家做市商进行估计,并适用于市场上仅有单家做市商的情形。

## 1 数据介绍

实证分析所选取的样本区间为 2007 - 01 - 02 ~ 2012 - 11 - 30, 共计 1 474 个交易日。

本研究用到的台指期权逐笔委托与逐笔成交数据包含到期日在 2007 - 01 ~ 2012 - 12 之间的所有台指期权合约的所有下单及成交记录。

每一条下单记录包含如下信息:投资者身份识别,该字段可以识别做市商及其他投资者类型;期权类型、期权到期时间和行权价,这些字段可以唯一识别该笔委托单涉及的期权合约;买卖方向、申报价格、申报数量、删单改单数量、委托单类型、开平仓标志、委托日期、委托时间和委托单最终状态,这些字段包含下单所需所有信息;交易委托链接代码,该字段可以识别每一笔交易涉及的委托单。

每一条成交记录包含如下信息:投资者身份识别;期权类型、期权到期时间和行权价;成交日期、成交时间、成交价格、成交量、买卖方向、开平仓标志和交易撮合标记,这些字段包含每一笔成交的所有细节;交易委托链接代码。

本研究用到的其他数据的来源介绍如下:台指期权合约和台指期货合约的日度数据来自中国台湾期货交易所网站(<http://www.taifex.com.tw>);中国台湾 5 大行定期存款利率的日度数据来自中国台湾经济新报数据库;台湾加权指数相关数据来自彭博终端。

在判断每笔交易的成交方向时,由于实证数

据包含逐笔委托信息,故可以直接根据交易的买卖双方订单委托时间的先后来判断一笔交易究竟是买方发起的还是卖方发起的.该方法借鉴了郑振龙等<sup>[13]</sup>的研究,具体介绍如下:若一笔交易中,最后提交的订单为买单,那么该笔交易识别为买方发起交易;若一笔交易中,最后提交的订单为卖单,那么该笔交易识别为卖方发起交易.通过订单委托时间先后来识别交易方向,减少了根据特定算法推断交易方向而导致的误差.

## 2 订单流与存货风险

### 2.1 概述

许多学者对订单流与证券价格的关系进行了研究<sup>[14]</sup>,市场微观结构模型则试图去解释订单流为何会对价格产生影响.根据已有理论,至少出于以下两种原因,订单流会影响做市商报价,第一,根据存货理论<sup>[2-4]</sup>,当做市商接受一笔买方发起的交易后,其存货水平会下降,卖出意愿降低,从而会提高其报价水平;第二,根据逆向选择理论<sup>[5]</sup>,当做市商接受一笔买方发起的交易后,由于该笔交易可能含有私人信息,从而做市商会提高其对证券价值的预期.

在以上两种理论下,订单流对做市商报价的影响是同向的,要估计存货风险成分与信息不对称风险成分的大小,需要从做市商的报价调整中分离出存货风险的影响以及信息不对称风险的

影响.

Muravyev<sup>[12]</sup>提出了分解方法,其方法基于同一证券在多个交易所同时上市交易的设定.假如某时刻发生了一笔交易,作者站在该笔交易的角度,将所有做市商分为两类,一类是参与该笔交易的做市商,另一类是不参与该笔交易的做市商.所有做市商都观察到了该笔交易的发生,从而所有做市商的报价调整都会反映信息不对称风险的影响;然而,仅有参与该笔交易的做市商的存货发生了变化,其报价调整同时反映存货风险与信息不对称风险的影响.通过考察两类做市商报价调整的区别,实现了对存货风险成分与信息不对称风险成分的分解.

台指期权市场采用混合驱动交易机制,可直接类比 Muravyev<sup>[12]</sup>的环境设定,但其方法要求做市商之间完全竞争,并且报价行为相似,而台指期权市场各做市商成交量占比和报价水平有较大区别,故本研究对其分解方法进行调整.站在某个做市商的角度,通过将所有的交易分为该做市商参与的交易与该做市商不参与的交易所推导出新的待估方程.该方程说明了两类交易对做市商报价的不同影响:做市商参与的交易会导致做市商存货发生变动,从而该类交易对做市商报价的影响同时包含存货风险与信息不对称风险的影响;做市商不参与的交易所不会导致做市商存货的变动,从而该类交易对做市商报价的影响仅反映信息不对称风险的影响,如图1所示.

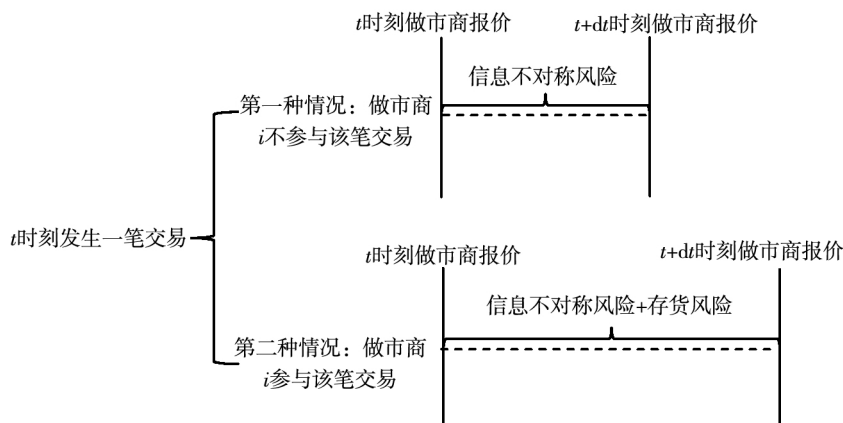


图1 做市商参与的交易与做市商不参与的交易所对报价的不同影响

Fig. 1 Different effects of a trade on quotation when market maker participate or not

相比于 Muravyev<sup>[12]</sup>的方法,本研究考虑了台指期权市场的实际情况,并且能够分别对市场上

每一家做市商进行估计.下文将在 MRR 模型设定的基础上,介绍此方法的应用.

## 2.2 模型

MRR 模型是市场微观结构领域最广为使用的模型之一,它主要探究股票日内价格形成机制,被广泛用于买卖价差成分分解的研究。

根据 MRR 模型,做市商对证券价值的预期受到两方面的影响:第一,新的公共信息的影响,该部分影响与交易行为无关;第二,订单流的影响,即交易行为可能包含投资者关于证券价值的私有信息。据此可得到做市商对证券价值的预期所满足的方程

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \theta [x_t - E(x_t | x_{t-1})] + \varepsilon_t \quad (1)$$

式中  $t$  为交易发生的时刻,  $\mu_t$  表示交易后瞬间证券的预期价值,不可观测;  $x_t$  为交易方向的指示变量,当该笔交易为买方发起时,  $x_t = +1$ , 当该笔交易为卖方发起时,  $x_t = -1$ ;  $\theta [x_t - E(x_t | x_{t-1})]$  表示订单流对证券价值的影响,其中  $\theta$  反映信息不对称风险影响程度,  $\theta \geq 0$ ,  $x_t - E(x_t | x_{t-1})$  反映订单流的非预期部分;  $\varepsilon_t$  表示  $t-1$  到  $t$  时间段内由于新的公共信息出现导致证券价值的变动,假设  $E(\varepsilon_t) = 0$ 。

做市商基于对证券价值的预期以及提供流动性的成本进行买卖双边报价。假设做市商进行买卖报价的行为是事后理性的,他们基于下一笔交易的方向来设定买卖报价。如果下一笔交易是买方发起的交易,那么该笔交易将以做市商的卖价成交,做市商进行卖方报价以使他们在以卖价成交或不成交之间无差异;如果下一笔交易是卖方发起的,那么该笔交易将以做市商的买价成交,做市商进行买方报价以使他们在以买价成交或不成交之间无差异。

令  $P_{t,i}^b$ 、 $P_{t,i}^a$  分别表示  $t$  时刻交易前瞬间做市商  $i$  的买卖报价,  $\phi$  表示订单处理成本,如做市商面临的人工成本和交易成本等,  $\phi \geq 0$ 。则有

$$\begin{aligned} P_{t,i}^a &= (\mu_t | x_t = 1) + \phi + \xi_{t,i}^a \\ &= \mu_{t-1} + \theta [1 - E(x_t | x_{t-1})] + \varepsilon_t + \phi + \xi_{t,i}^a \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} P_{t,i}^b &= (\mu_t | x_t = -1) - \phi + \xi_{t,i}^b \\ &= \mu_{t-1} + \theta [-1 - E(x_t | x_{t-1})] + \varepsilon_t - \phi + \xi_{t,i}^b \end{aligned} \quad (3)$$

式中  $\xi_{t,i}^a$ 、 $\xi_{t,i}^b$  表示由于最小价格变动单位限制或微观噪音而导致的误差,假设其均值为 0,并且与其他变量不相关。

MRR 模型侧重于探究信息不对称风险对价格的影响,模型中并未出现存货风险参数。事实上,对做市商  $i$  而言,当  $t$  时刻实际存货水平  $I_{t,i}$  偏离最优存货水平  $I_{d,i}$  时,便面临存货风险。参照 Muravyev<sup>[12]</sup>,假设做市商报价与存货偏离水平线性相关,令  $\gamma$  表示单位存货偏离对做市商报价的影响,反映存货风险的大小 ( $\gamma \geq 0$ )。考虑存货风险后,式(1)不变,式(2)、式(3)拓展为<sup>②</sup>

$$\begin{aligned} P_{t,i}^a &= \mu_{t-1} + \theta [1 - E(x_t | x_{t-1})] + \varepsilon_t - \\ &\quad \gamma (I_{t,i} - 1 - I_{d,i}) + \phi + \xi_{t,i}^a \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} P_{t,i}^b &= \mu_{t-1} + \theta [-1 - E(x_t | x_{t-1})] + \varepsilon_t - \\ &\quad \gamma (I_{t,i} + 1 - I_{d,i}) - \phi + \xi_{t,i}^b \end{aligned} \quad (5)$$

进一步,以卖价为例,由式(1)、式(4)可得两笔交易间卖价的变动方程

$$\begin{aligned} \Delta P_{t,i}^a &= P_{t+1,i}^a - P_{t,i}^a = \theta [x_t - E(x_{t+1} | x_t)] - \\ &\quad \gamma (I_{t+1,i} - I_{t,i}) + (\varepsilon_{t+1} + \xi_{t+1,i}^a - \xi_{t,i}^a) \end{aligned} \quad (6)$$

Muravyev<sup>[12]</sup> 的实证过程隐含了假设:任意一家交易所的做市商参与了发生在该交易所的所有交易<sup>③</sup>,即交易所采取的是纯报价驱动交易机制。

在纯报价驱动市场上,假设某时刻发生一笔交易,对该市场上的做市商而言,若该笔交易为买方发起的交易,则该笔交易以做市商的卖价成交,会导致做市商的存货减少;若该笔交易为卖方发起的交易,则该笔交易以做市商的买价成交,会导致做市商的存货增加。从而,该笔交易导致做市商的存货变动等于  $-x_t$ ,即  $I_{t+1,i} - I_{t,i} = -x_t$ 。台指期权市场采用混合驱动交易机制,做市商仅参

② 另外,参照 Muravyev<sup>[12]</sup>,假设每笔交易规模固定,并将其标准化为 1 单位证券,该假设与 MRR 模型及其他买卖价差经典理论的假设一致。作出该假设的原因有三:第一,简化问题,以便能够得到一些所分析问题的解析解;第二,由于绝大部分关于买卖价差分解的文献都作了此假设,保持与前人假设一致,以便对比实证结果;第三,为了避免发生较大的冲击成本,拆单已经成为证券交易中最常见的算法交易之一,大单被拆成小单分别进行交易,每笔交易规模可能相差不大。

③ 如果做市商并非参与所有的交易,那么存货风险成分在 Muravyev<sup>[12]</sup> 的模型下会被低估。

与部分交易. 假设  $t$  时刻发生一笔交易, 如果做市商没有参与该笔交易, 那么做市商的存货变动等于 0; 如果做市商参与了该笔交易, 那么做市商的存货变动才等于  $-x_t$ .

如果令  $x_t = x_{t,j}^{MM} + x_{t,j}^{NMM}$ , 其中

$$x_{t,j}^{MM} = \begin{cases} x_t, & \text{如果做市商 } i \text{ 参与了该笔交易} \\ 0, & \text{如果做市商 } i \text{ 没有参与该笔交易} \end{cases}$$

$$x_{t,j}^{NMM} = \begin{cases} 0, & \text{如果做市商 } i \text{ 参与了该笔交易} \\ x_t, & \text{如果做市商 } i \text{ 没有参与该笔交易} \end{cases}$$

则有

$$I_{t+1,j} - I_{t,j} = -x_{t,j}^{MM} \tag{7}$$

令  $\nu_{t+1}^a = \varepsilon_{t+1} + \xi_{t+1,j}^a - \xi_{t,j}^a$ . 另外, 参照 MRR 模型, 有  $E(x_{t+1} | x_t) = \rho x_t$ , 其中  $\rho$  为交易指示变量  $x_t$  的一阶自相关系数. 从而式 (6) 可化简为

$$\Delta P_{t,j}^a = (\theta - \theta\rho)(x_{t,j}^{MM} + x_{t,j}^{NMM}) + \gamma x_{t,j}^{MM} + \nu_{t+1}^a \tag{8}$$

同理可得, 做市商的买价的变动满足以下方程

$$\Delta P_{t,j}^b = (\theta - \theta\rho)(x_{t,j}^{MM} + x_{t,j}^{NMM}) + \gamma x_{t,j}^{MM} + \nu_{t+1}^b \tag{9}$$

式中  $\nu_{t+1}^b = \varepsilon_{t+1} + \xi_{t+1,j}^b - \xi_{t,j}^b$ .

为了综合运用买卖报价变动的信息, 令  $\Delta P_{t,j}^{quote} = \frac{\Delta P_{t,j}^a + \Delta P_{t,j}^b}{2}$ , 它反映做市商报价中点的变动, 由

式 (8) 和式 (9) 可得

$$\Delta P_{t,j}^{quote} = (\theta - \theta\rho + \gamma)x_{t,j}^{MM} + (\theta - \theta\rho)x_{t,j}^{NMM} + \nu_{t+1} \tag{10}$$

式中  $\nu_{t+1} = \frac{\nu_{t+1}^a + \nu_{t+1}^b}{2}$ .

从式 (10) 可以看出, 假设  $t$  时刻发生一笔交易, 如果做市商  $i$  参与了该笔交易, 那么做市商的报价调整同时反映存货风险与信息不对称风险的影响; 如果做市商  $i$  没有参与该笔交易, 那么做市商的报价调整仅反映信息不对称风险的影响. 这与 Huang 和 Stoll<sup>[10]</sup> 的思想一致: 只有当实际存货水平发生变动时, 做市商的报价调整才会包含存货风险成分.

### 2.3 模型估计方法

待估方程 (10) 涉及  $\beta = (\theta, \gamma, \rho)$  3 个参数, 本研究采用广义矩估计方法 (简称 GMM) 对模型

参数进行估计.

GMM 是种半参数估计方法, 放松了对随机误差项的分布的假设, 并且能够处理自相关、条件异方差等情形. GMM 的思想在于: 首先寻求合适的矩条件, 然后用样本矩替代总体矩, 进而估计参数.

令  $E[m_t(\beta)] = 0$  表示模型的总体矩条件, 从而 GMM 问题转化为寻找使目标函数  $\hat{m}(\beta)' \hat{W}^{-1} \hat{m}(\beta)$  最小的目标参数值  $\hat{\beta}$ , 即

$$\hat{\beta} = \arg \min_{\beta} \hat{m}(\beta)' \hat{W}^{-1} \hat{m}(\beta) \tag{11}$$

式中  $\hat{m}(\beta)$  表示样本矩,  $\hat{m}(\beta) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n m_t(\beta)$ ;

$\hat{W}$  为权重矩阵.

两阶段 GMM 估计的具体步骤为: 第一阶段, 令  $\hat{W}$  为单位矩阵, 进而得到第一阶段估计量  $\tilde{\beta}$ ; 第二阶段, 令  $\hat{W}$  为根据第一阶段估计量  $\tilde{\beta}$  得到的样本矩的方差协方差矩阵, 再次通过式 (11) 即可得到两阶段 GMM 估计量  $\hat{\beta}$ .

参照 MRR 模型, 选择矩条件如下

$$E \begin{pmatrix} x_{t+1}x_t - \rho x_t^2 \\ \nu_{t+1} - \alpha \\ (\nu_{t+1} - \alpha)x_{t,j}^{MM} \\ (\nu_{t+1} - \alpha)x_{t,j}^{NMM} \end{pmatrix} = 0 \tag{12}$$

其中第一个矩条件由  $x_t$  的一阶自相关系数公式得来, 第二个矩条件定义漂移项  $\alpha$  为模型的平均定价偏误, 第三个矩条件和第四个矩条件要求自变量与误差项不相关.

### 2.4 样本构造与描述

样本期内, 台指期权市场共出现过 65 家做市商. 按报价次数排名, 筛选出前 8 家做市商进行实证. 经统计可得, 这 8 家做市商的总报价次数占所有做市商总报价次数的比例达到 99.53%, 可认为已足够反映市场总体情况. 同时, 相比所筛选出的这 8 家做市商, 其余 57 家做市商的报价次数极低. 报价次数低的做市商并未积极向市场提供流动性, 可能并非传统意义上的做市商, 其交易行为可能包含其他目的, 故而将这 57 家做市商排除在外是合理的.

为了得到实证所需的最终样本数据, 还需要过

滤一些可能包含异常值的记录 数据处理步骤如下.

第一 对本期内每一日 首先剔除该日成交笔数小于或等于 10 的期权合约.

第二 排除期权剩余到期时间大于 180 天或小于 5 天的记录.

第三 以期权 Delta 值的绝对值作为在值程度衡量指标 排除期权 Delta 值的绝对值大于 0.8 或小于 0.2 的记录.

第四 排除每日连续竞价交易时段前 15 min 及后 15 min 的记录.

最终 对每家做市商 得到样本情况如表 1

所示.

可以看到 对于所筛选出来的 8 家做市商 任意一家做市商的样本量都相当大 保证了 GMM 估计量是渐进有效的.

2.5 实证结果

表 1 为各做市商样本的描述性统计 从表 1 可以看出 各个做市商的相对报价价差有着较大差异 从而不同做市商的报价行为可能也有分化 因此有必要对这 8 家做市商分别进行参数估计. 对每一家做市商的全样本进行参数估计的结果如

表 2 所示.

表 1 各做市商样本描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of each market maker sample

做市商	样本数目	平均期权价格/点	平均到期期限/日历日	平均相对报价价差(%)
1	12 984 817	90.76	16.74	3.89
2	13 979 498	101.19	16.51	4.91
3	12 336 519	94.90	16.15	7.65
4	5 707 106	85.60	16.62	7.40
5	13 871 624	97.10	15.96	3.72
6	4 371 725	81.73	16.62	7.74
7	5 053 667	101.30	16.41	5.77
8	1 575 144	68.62	15.74	3.25

注: 表中平均期权价格为每个做市商样本下所有成交记录的成交量加权平均价格. 平均到期期限、平均相对报价价差的计算方法与此类似.

表 2 不同做市商的参数估计结果

Table 2 Parameter estimation results of each market maker

做市商	$\theta$	$\gamma$	$\rho$	$\bar{\theta}(\%)$	$\bar{\gamma}(\%)$	$\bar{\gamma}/\bar{\theta}$
1	0.066 5	0.137 1	0.224 2	0.073 3	0.151 1	2.062 1
2	0.089 9	0.240 8	0.229 4	0.088 9	0.237 9	2.677 3
3	0.139 9	0.519 5	0.223 8	0.147 4	0.547 4	3.714 5
4	0.053 6	0.287 6	0.232 2	0.062 7	0.336 0	5.361 9
5	0.062 0	0.413 4	0.222 4	0.063 9	0.425 7	6.665 1
6	0.128 4	0.746 4	0.227 1	0.157 0	0.913 2	5.815 1
7	0.080 1	0.236 9	0.228 1	0.079 1	0.233 8	2.956 7
8	0.037 8	0.315 8	0.233 3	0.055 1	0.460 3	8.350 0
做市商平均	0.082 3	0.362 2	0.227 6	0.090 9	0.413 2	4.700 3

注: 表中  $\theta$ 、 $\gamma$ 、 $\rho$  的参数估计结果均在 0.1% 的水平下显著 为了简化表达 表格中未标出;  $\bar{\theta}$ 、 $\bar{\gamma}$  为  $\theta$  和  $\gamma$  与平均期权价格的比.

表 2 中第 2 列至第 4 列分别表示信息不对称风险对做市商报价的影响、存货风险对做市商报价的影响以及订单流的一阶自相关性. 第 5 列和

第 6 列分别表示信息不对称风险和存货风险对做市商报价的影响相对于平均期权价格的比例. 第 7 列表示存货风险对报价的影响与信息不对称风

险对报价的影响的比例。

首先,从表 2 第 6 列的结果来看,8 家做市商中,每一笔交易的存货风险对报价的影响占期权价格的平均值为 0.41%,说明存货风险对做市商报价具有较大的影响,对该数值大小的详细讨论可参考 Muravyev<sup>[12]</sup>。

其次,表 2 结果表明,样本期内台指期权市场上,对任意一家做市商而言,存货风险对报价的影响均大于信息不对称风险对报价的影响,表明相比于信息不对称风险,做市商可能更关心的是存货风险的管理。

最后,从存货风险成分与信息不对称风险成分的比值上比较, Muravyev<sup>[12]</sup> 的结果表明,存货风险成分约为信息不对称风险成分的 1.86 倍,但从本研究的结果上看,8 家做市商报价调整的存货风险成分与信息不对称风险成分的比值均大于 2,即本研究中信息不对称风险成分相对存货风险成分似乎要更小一些,可能的原因之一是,本研究基于指数期权市场, Muravyev<sup>[12]</sup> 所研究的市场为股票期权市场,学者们一般认为投资者会出于对冲而非投机的目的持有指数期权,同时也有学者认为投资者很难获取关于整个市场的私人信息<sup>[15]</sup>,从而指数期权市场上信息不对称风险相比于个股期权市场要更小一些。

### 3 存货风险与期权收益率

前一部分从市场微观结构的角度探究了存货风险对做市商报价的影响,发现台指期权市场上存货风险会显著影响做市商的报价。接下来将在日度层面上探究存货风险与期权收益率的关系。

#### 3.1 变量构造

在期权收益率指标的构建上,由于其非线性,普

通收益率衡量方法可能并不适用于期权, Broadie 等<sup>[16]</sup> 认为使用 Delta 中性跨式组合或其他市场中性组合的收益率来刻画期权收益率可解决期权非线性收益的问题。参照 Muravyev<sup>[12]</sup>, 采用 Delta 中性跨式期权组合的收益率来衡量期权收益率。Delta 中性期权组合的收益率不受标的价格微小变动的影 响,可部分控制标的价格变动的影 响。期权收益率定义如下:第  $t$  天收盘时,选择近月<sup>④</sup>平价<sup>⑤</sup>的看涨期权与看跌期权构建组合,1 单位组合包括 1 单位看涨期权多头及  $-\Delta_{c_t}/\Delta_{p_t}$ <sup>⑥</sup> 单位看跌期权多头,持有该组合至第  $t+1$  天收盘,则该组合的收益率即为第  $t+1$  天的期权收益率。

使用订单失衡指标刻画做市商的存货风险是已有文献的一般做法,订单失衡反映了市场买卖力量的不均衡,会直接影响做市商的存货水平。Chordia 和 Subrahmanyam<sup>[17]</sup> 与 Christoffersen 等<sup>[18]</sup> 等均通过构造订单失衡指标来探究市场上流动性提供者所面临的存货风险与资产收益率的关系。然而 Bernile 等<sup>[19]</sup> 在探究宏观信息公告前是否存在知情交易行为时,也将其作为市场知情交易活动的代理变量,但本研究认为在台指期权市场上将订单失衡作为存货风险的代理变量是可靠的,原因如下:第一,台指期权是指数期权, Pan 和 Poteshman<sup>[15]</sup> 以及 Muravyev<sup>[12]</sup> 认为投资者很难获取关于整个市场的私人信息,从而指数期权市场上信息不对称风险可忽略不计。第二,前面的实证结果表明,台指期权市场上订单流对做市商报价的影响中,存货风险成分远大于信息不对称风险成分,从而即便订单失衡会部分反映信息不对称风险,但订单失衡对期权价格的影响主要是通过存货风险渠道。

本研究借鉴 Chordia 和 Subrahmanyam<sup>[17]</sup> 与 Muravyev<sup>[12]</sup> 等,将订单失衡定义为非做市商投资者主动买的成交笔数与主动卖的成交笔数之差,

④ 经统计可得,样本期内台指期权非近月合约的成交量仅占台指期权全部成交量的 10%,非近月合约的实证结果可能不具代表性,故将近月合约的实证结果作为主要实证结果,同时,稳健性检验中仍然报告了订单失衡对非近月期权合约所构造的收益率指标的影响的实证结果。在检验订单失衡对近月期权合约所构造的收益率指标的影响时,为了避免期权合约到期前时间价值流逝过快以及到期日效应的影响,近月合约到期前 5 个交易日将选择次近月合约。

⑤ 平价期权被定义为行权价最接近标的价格的期权。本研究也尝试过根据远期价格或期货价格与期权行权价格的比值最接近 1 来判断平价点,发现结果并无显著差异,故未报告后者结果。

⑥  $\Delta_{c_t}$ 、 $\Delta_{p_t}$  分别表示看涨期权与看跌期权的 Delta 值。

再除以当日市场总成交笔数以控制市场交易活动对订单失衡的影响。

表 3 展示了期权收益率、订单失衡及实证研究涉及到的其他变量的描述性统计。

表 3 变量的描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of variables

变量	均值	中位数	最大值	最小值	标准差	偏度	峰度
<i>OIB NUM</i>	-0.003 7	-0.003 0	0.117 0	-0.093 5	0.023 2	0.041 9	4.088 8
<i>OptRtn</i>	-0.002 4	-0.024 5	1.609 1	-0.344 3	0.121 1	3.886 8	34.032 0
<i>StkRtn</i>	0.000 0	0.000 9	0.065 2	-0.067 4	0.014 6	-0.325 9	5.360 2
<i>AbsStkRtn</i>	0.010 4	0.007 2	0.067 4	0.000 0	0.010 3	1.850 5	7.217 3
<i>StkVolume /10<sup>9</sup></i>	3.140 0	2.950 0	9.720 0	1.100 0	1.240 0	1.407 5	6.032 0
<i>Expiration Dummies</i>	0.048 2	0.000 0	1.000 0	0.000 0	0.214 3	4.218 7	18.797 1

注: *OIB NUM*、*OptRtn* 分别表示计算得到的订单失衡指标与期权收益率指标; *StkRtn* 表示台湾加权指数的日收益率; *AbsStkRtn* 表示台湾加权指数的日收益率的绝对值; *StkVolume* 为台湾加权指数成分股的日成交量指标; *Expiration Dummies* 为到期日相关虚拟变量,包括 *D\_expire\_2*、*D\_expire\_1*、*D\_expire*、*D\_expire1*、*D\_expire2* 等 5 个变量,这 5 个变量分别在到期日前两天、到期日前一天、到期日当天、到期日后第一天、到期日后第二天取值为 1,其余时候取 0。

### 3.2 实证方法

在探究订单失衡与期权收益率的关系时,还需解决二者之间的内生性问题。订单失衡与期权收益率指标之间的内生性表现为:一方面,订单失衡与期权收益率会相互影响,订单失衡会对期权价格产生冲击,进而影响期权收益率,而期权收益率越高,可能会引导投资者更多地买入,进而加剧订单失衡;另一方面,市场相关信息可能会同时影响订单失衡与期权收益率。这两种情况都会导致同期的订单失衡与期权收益率指标之间存在内生性,此时,回归结果可能是有偏的。

为了解决同期的订单失衡与期权收益率之间的内生性问题,应用工具变量法,使用两阶段回归进行实证分析。在第一阶段回归中,用订单失衡对所选工具变量进行回归,而得到订单失衡的估计值;在第二阶段回归中,将第一阶段得到的订单失衡的估计值作为解释变量,以探究其对期权收益率指标的影响。

工具变量法的关键在于为订单失衡指标挑选合适的工具变量。本研究将滞后 1 期到滞后 4 期的订单失衡作为工具变量,考虑如下:首先,通过选取滞后期的订单失衡作为工具变量,可以解决订单失衡与期权收益率指标之间互为因果的内生性问题。其次,由于“羊群效应”和存在拆单行为,

订单失衡一般具有较强的自相关性<sup>[20]</sup>,Chordia和 Subrahmanyam<sup>[17]</sup>认为由于订单失衡自相关性的存在,滞后期的订单失衡能够预测做市商存货变动,做市商基于此信息调整报价,进而导致期权价格变动。

另外,参照 Muravyev<sup>[12]</sup>,在工具变量中加入到期日相关的虚拟变量。由于期权合约存在到期日,非做市商投资者可能在到期日附近进行移仓操作,而对市场订单流造成外生影响,因此有必要加入到期日相关的虚拟变量。据此,两阶段回归模型的第一阶段回归设定如下

$$\begin{aligned}
 OIB\ NUM_t = & \alpha_1 + \sum_{i=1}^4 \beta_{1,i} \times OIB\ NUM_{t-i} + \\
 & \gamma_1' \times Expiration\ Dummies + \\
 & \phi_1' \times Control\ Variables_t + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

式中  $OIB\ NUM_{t-i}$  为滞后  $i$  期的订单失衡; *Expiration Dummies* 包括 5 个到期日相关的虚拟变量,这 5 个变量分别在到期日前两天、到期日前一天、到期日当天、到期日后一天、到期日后两天取 1,其余时候取 0。Control Variables 为第二阶段回归的控制变量。

根据第一阶段的回归结果,可计算得到通过工具变量估计的订单失衡的时间序列,即



$$\widehat{OIB\ NUM}_t = \hat{\alpha}_1 + \sum_{i=1}^4 \hat{\beta}_{1i} \times OIB\ NUM_{t-i} + \hat{\gamma}_1 \times Expiration\ Dummies + \hat{\phi}_1 \times Control\ Variables_t \quad (14)$$

第二阶段回归用期权收益率对订单失衡的估计值及其他控制变量进行回归。所选的控制变量包括：滞后 1 期的期权收益率、标的收益率、标的收益率的绝对值和标的成交量。在控制变量的选取上，考虑到资产收益率序列可能存在自相关性，故加入滞后 1 期的期权收益率作为控制变量。由于所构造的期权收益率指标为 Delta 中性跨式期权组合的收益率，Delta 中性跨式期权组合的价值不受标的价格微小变动的影 响，但当标的价格变动较大时，无论标的指数涨或跌，其价值都将增加，从而加入标的收益率的绝对值作为控制变量。再者，Delta 中性跨式期权组合收益率随标的指数

日收益率的变动可能存在上涨下跌不对称性，故加入标的指数收益率作为控制变量。两阶段回归模型的第二阶段回归设定如下

$$OptRtn_t = \alpha_2 + \beta_2 \times \widehat{OIB\ NUM}_t + \gamma_2 \times Control\ Variables_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

### 3.3 实证结果

根据式(13)的设定，可以得到两阶段回归法下第一阶段回归的结果，如表 4 所示。

从表 4 中可以看出，滞后 1 期到滞后 4 期的订单失衡的回归系数显著为正，表明市场订单流通常是持续的，订单失衡具有很强的自相关性，订单失衡正自相关意味着如果当期订单失衡为负，那么下一期的订单失衡也大概率为负，即如果做市商在当期面临正的存货仓位变动，那么其存货仓位在下一期将很可能继续增加，这进一步加剧了做市商所面临的存货风险。

表 4 2SLS 第一阶段回归结果

Table 4 First stage regression results of 2SLS

参数	系数估计值	Newey-West <i>t</i> 值
常数项	-0.006 5	-0.217 1
$OIB\ NUM_{t-1}$	0.148 7 ***	4.897 2
$OIB\ NUM_{t-2}$	0.156 4 ***	6.652 7
$OIB\ NUM_{t-3}$	0.118 4 ***	4.304 1
$OIB\ NUM_{t-4}$	0.095 5 ***	3.431 3
$D\_expire\_2_t$	-0.008 4 ***	-3.892 9
$D\_expire\_1_t$	-0.003 6	-1.480 9
$D\_expire_t$	0.006 8 ***	2.772 9
$D\_expire1_t$	0.010 2 ***	3.898 3
$D\_expire2_t$	0.003 6	1.130 0
$\log(StkVolume_t)$	0.000 3	0.236 5
$OptRtn_{t-1}$	0.010 4 **	2.523 4
$StkRtn_t$	-0.438 8 ***	-8.368 4
$AbsStkRtn_t$	-0.275 6 ***	-4.212 3
调整 $R^2$	0.223 2	

注：\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

与到期日相关的虚拟变量的回归系数可能反映了非做市商投资者在期权到期日附近的移仓操作。从回归结果看，到期日前两天、到期日当天及到期日后一天的回归系数显著，说明期权到期日的存在很可能对订单失衡造成显著的

外生影响。

根据第一阶段的回归结果，可通过式(14)计算得到订单失衡的估计值  $\widehat{OIB\ NUM}_t$ ，以此作为解释变量，根据回归方程(15)，可得到第二阶段回归的结果，如表 5 所示。

表 5 2SLS 第二阶段回归结果

Table 5 Second stage regression results of 2SLS

参数	系数估计值	Newey-West t 值
常数项	-0.331 6 **	-2.035 0
$\widehat{OIB\ NUM}_t$	0.999 3 ***	3.249 6
$\log(StkVolume_t)$	0.012 2	1.635 9
$OptRtn_{t-1}$	-0.076 9 ***	-3.623 8
$StkRtn_t$	-2.681 0 ***	-7.019 2
$AbsStkRtn_t$	6.440 4 ***	11.956 9
调整 $R^2$	0.464 5	

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

从表 5 中可以看出, 订单失衡的估计值的回归系数为 0.999 3, 并且在 1% 的水平下显著, 说明存货风险会显著影响期权收益率。当市场订单失衡增大时, 做市商会被动积累一些期权空头头寸, 出于存货风险考虑, 做市商会提高自己的买卖报价以避免空头头寸的进一步扩大。从回归系数的量级上看, 订单失衡的估计值每增大 1 个单位, 期权收益率会增加 99.93%, 考虑到订单失衡的估计值的标准差为 0.010 9, 这意味着, 订单失衡的估计值每增大 1 个标准差, 期权收益率会增加 1.09%。

滞后 1 期的期权收益率的回归系数显著为负, 表明台指期权市场上 Delta 中性跨式期权组合的日度收益率存在反转效应。标的指数收益率的绝对值的回归系数显著为正, 反映了所构造期权收益率指标的跨式特征: 当标的上涨或下跌时,

跨式组合的价值都将增加。标的指数收益率的回归系数显著为负, 反映了标的指数变动时, 期权收益率的变动存在上涨下跌的不对称性: 标的指数下跌时期权收益率的增加比标的指数上涨时期权收益率的增加要大, 这可能是由于市场下跌时, 人们情绪更恐慌, 进而导致更高的期权价格。

### 3.4 稳健性检验

#### 3.4.1 剔除金融危机期间

由于金融危机期间市场运行与平常大不相同, 为了避免金融危机样本对回归结果产生影响, 同时为了检验实证结果的稳健性, 有必要将金融危机期间排除在外, 对剩余样本进行上述实证。本研究参照 Muravyev<sup>[12]</sup> 将金融危机发生的时间段设定为 2007-08-01 ~ 2009-01-31, 剔除金融危机期间后的稳健性检验结果见表 6。

表 6 剔除金融危机样本后 2SLS 的回归结果

Table 6 Regression results of 2SLS after excluding the financial crisis sample

第一阶段回归结果		
参数	系数估计值	Newey-West t 值
$OIB\ NUM_{t-1}$	0.125 6 ***	3.717 5
$OIB\ NUM_{t-2}$	0.146 2 ***	5.388 1
$OIB\ NUM_{t-3}$	0.085 6 ***	2.603 8
$OIB\ NUM_{t-4}$	0.084 3 ***	3.126 6
Other Variables	-	-
调整 $R^2$	0.213 4	
第二阶段回归结果		
参数	系数估计值	Newey-West t 值
$\widehat{OIB\ NUM}_t$	1.128 5 ***	2.784 4
Other Variables	-	-
调整 $R^2$	0.441 8	

注: \*\*、\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

从表 6 中第一阶段的回归结果看,滞后 1 期到滞后 4 期的订单失衡仍能显著正向预测当期的订单失衡,表明订单失衡的自相关性在非危机期间仍然存在.从第二阶段回归结果看,订单失衡的估计值的回归系数的量级、显著性与主要回归结果相比也大体一致.

### 3.4.2 使用不同到期期限的期权计算收益率

台指期权共有 5 个不同的到期日,在主要回归结果中,本研究构造了基于近月平价期权合

约的期权收益率指标 ( $OptRtn_t$ ).为了检验订单失衡指标对不同到期期限的期权收益率的影响,分别基于余下 4 个到期月份的平价期权合约,构造了相应的期权收益率指标,构建方法与前文一致.

令  $OptRtn_t^{(i)}$  表示基于第  $i$  个到期月份的平价期权构造的期权收益率,分别用  $OptRtn_t^{(i)}$  ( $i = 2, 3, 4, 5$ ) 对订单失衡进行前述两阶段回归,得到结果如表 7 所示.

表 7 使用不同到期期限的期权构造收益率指标时,第二阶段的回归结果

Table 7 Second stage regression results of 2SLS when constructing option returns using options with different maturities

因变量	$OIB\ NUM_t$ 系数估计值	Newey-West $t$ 值	调整 $R^2$
$OptRtn_t$ (最近月)	0.999 3 ***	3.249 6	0.464 5
$OptRtn_t^{(2)}$	0.400 9 **	2.060 5	0.439 0
$OptRtn_t^{(3)}$	0.390 6	1.456 9	0.187 5
$OptRtn_t^{(4)}$	0.258 6	1.094 5	0.186 0
$OptRtn_t^{(5)}$ (最远月)	0.284 3	1.202 6	0.138 5

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著.使用不同到期期限的期权构造收益率指标进行回归时,只是改变了期权收益率的计算方法,而并未改变订单失衡的计算,从而这些回归的第一阶段回归结果与主要回归结果几乎一致,故不列出.此外,考虑到简洁性,第二阶段回归结果仅展示订单失衡估计值的回归结果及相应回归的调整后的  $R^2$ .

从表 7 的回归结果看,随着到期期限的增加,订单失衡与期权收益率的关系逐渐变得不显著,并且订单失衡估计值的回归系数呈现下降的趋势.可能的原因之一是,订单失衡指标是基于整个市场的订单流求得,而期权收益率指标则是由特定到期期限的平价期权所构造,由于台指期权市场上非近月期权合约仅占市场成交量的 10% 左右,从而市场订单失衡对非近月期权合约的订单失衡的刻画能力较弱,导致订单失衡与期权收益率的关系随着期权到期期限

的增加而减弱.

### 3.4.3 订单失衡的不同构造方式

订单失衡被定义为非做市商投资者主动买的成交笔数与主动卖的成交笔数之差,再除以当日市场总成交笔数(变量名为  $OIB\ NUM$ ).在这里,本研究借鉴 Chordia 和 Subrahmanyam<sup>[17]</sup> 将订单失衡定义为非做市商投资者主动买的成交量与主动卖的成交量之差,再除以当日市场总成交量(变量名为  $OIBVOL$ ),并以此指标重新进行前述实证,所得结果如表 8 所示.

表 8 不同订单失衡构造方式下 2SLS 的回归结果

Table 8 Regression results of 2SLS under different construction method of order imbalance

第一阶段回归结果		
参数	系数估计值	Newey-West $t$ 值
$OIB\ VOL_{t-1}$	0.185 4 ***	6.441 0
$OIB\ VOL_{t-2}$	0.166 5 ***	6.345 0
$OIB\ VOL_{t-3}$	0.108 6 ***	3.251 9
$OIB\ VOL_{t-4}$	0.133 0 ***	5.089 2
Other Variables	-	-
Adj $R^2$	0.217 3	
第二阶段回归结果		
参数	系数估计值	Newey-West $t$ 值
$OIB\ VOL_t$	0.910 0 ***	3.591 7
Other Variables	-	-
调整 $R^2$	0.492 5	

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著.

从表 8 中第一阶段的回归结果看,滞后期的订单失衡的回归系数均显著为正,并且略大于主要回归结果中的回归系数。从第二阶段的回归结果看,订单失衡的估计值的回归系数为 0.910 0,并且在 1% 的水平下显著,考虑其标准差为 0.009 7,这意味着订单失衡的估计值每变动 1 个标准差,期权收益率会相应变化 0.88%,与主要回归结果也大致相仿。

#### 4 结束语

我国大陆现有的场内期权品种均采用竞价交易机制与竞争性做市商制度相结合的混合驱动交易机制。混合驱动型市场上,做市商扮演着重要的角色,对维持和改善市场流动性具有重要的意义。由于数据的局限性,本研究着眼于与大陆现有的场内期权品种采用相似交易机制以及具有相似投资者结构的台指期权市场,旨在探究存货风险对做市商报价的影响,估计存货风险影响的大小,并进一步探究存货风险与期权收益率的关系,主要得出以下结论。

第一,存货风险会显著影响做市商报价,并且相比于信息不对称风险,台指期权市场上存货风险对做市商报价的影响要占据主导地位。

经典的市场微观结构理论认为,存货风险与信息不对称风险是买卖价差的主要影响因素,并且会导致做市商买卖报价中点的变动。为了估计

存货风险与信息不对称风险的大小,Muravyev<sup>[12]</sup>提出了将交易的价格冲击分解为存货风险成分与信息不对称风险成分的方法。考虑到台指期权市场的实际情况,本研究对其方法进行了调整,并推导得到了新的待估方程,该方程的思路如下:若站在市场上任意一家做市商的角度,所有的交易可分为两类,一类是该做市商参与的交易,另一类是该做市商不参与的交易。该做市商参与的交易会导致存货变动,从而该类交易的价格冲击会同时包含存货风险与信息不对称风险的影响;该做市商不参与的交易不会导致存货变动,从而该类交易的价格冲击仅仅包含信息不对称风险的影响。实证结果说明了存货管理对做市商的重要性。

第二,存货风险会显著影响日度期权收益率。沿用已有研究的处理方法,本研究将订单失衡作为做市商存货风险的代理变量,运用工具变量方法,使用两阶段回归探究订单失衡与期权收益率之间的关系。从结论上看,订单失衡会显著影响期权收益率,具体表现为,订单失衡每增大 1 个标准差,将会带来期权收益率 1.09% 的增加。考虑到金融危机期间市场运行异于平常,可能会对实证结果造成一定影响,故将金融危机期间排除在外,并对剩余样本重新进行了上述实证,发现结果并无显著区别。同时,在不同的订单失衡构建方法下,结果也大致相仿。该部分结论进一步说明了做市商管理存货风险的重要性。

#### 参考文献:

- [1] Demsetz H. The cost of transacting [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1968, 82(1): 33 - 53.
- [2] Amihud Y, Mendelson H. Dealership market: Market-making with inventory [J]. Journal of Financial Economics, 1980, 8(1): 31 - 53.
- [3] Ho T, Stoll H R. Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty [J]. Journal of Financial Economics, 1981, 9(1): 47 - 73.
- [4] Ho T, Stoll H R. The dynamics of dealer markets under competition [J]. The Journal of Finance, 1983, 38(4): 1053 - 1074.
- [5] Copeland T E, Galai D. Information effects on the bid-ask spread [J]. The Journal of Finance, 1983, 38(5): 1457 - 1469.
- [6] Cho Y H, Engle R F. Modeling the Impacts of Market Activity on Bid-ask Spreads in the Option Market [R]. National Bureau of Economic Research, 1999.
- [7] Roll R. A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market [J]. The Journal of Finance, 1984, 39(4): 1127 - 1139.
- [8] Stoll H R. Inferring the components of the bid-ask spread: Theory and empirical tests [J]. The Journal of Finance, 1989, 44

- (1): 115 – 134.
- [9] Glosten L R, Harris L E. Estimating the components of the bid-ask spread[J]. *Journal of Financial Economics*, 1988, 21(1): 123 – 142.
- [10] Huang R D, Stoll H R. The components of the bid-ask spread: A general approach[J]. *The Review of Financial Studies*, 1997, 10(4): 995 – 1034.
- [11] Madhavan A, Richardson M, Roomans M. Why do security prices change? A transaction-level analysis of NYSE stocks[J]. *The Review of Financial Studies*, 1997, 10(4): 1035 – 1064.
- [12] Muravyev D. Order flow and expected option returns[J]. *The Journal of Finance*, 2016, 71(2): 673 – 708.
- [13] 郑振龙, 吕 恺, 林苍祥. 交易量的信息含量: 台湾期权市场的证据[J]. *金融研究*, 2012, (6): 178 – 192.  
Zheng Zhenlong, Lü Kai, Lin Cangxiang. Information content of volume: Evidence from the TXO market[J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (6): 178 – 192. (in Chinese)
- [14] 陈 收, 李双飞, 黎传国. 订单差、交易量变化对股票价格的冲击[J]. *管理科学学报*, 2010, 13(9): 68 – 75 + 97.  
Chen Shou, Li Shuangfei, Li Chuanguo. Stock price response to order imbalance and change of volume[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(9): 68 – 75 + 97. (in Chinese)
- [15] Pan J, Poteshman A M. The information in option volume for future stock prices[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(3): 871 – 908.
- [16] Broadie M, Chernov M, Johannes M. Understanding index option returns[J]. *The Review of Financial Studies*, 2009, 22(11): 4493 – 4529.
- [17] Chordia T, Subrahmanyam A. Order imbalance and individual stock returns: Theory and evidence[J]. *Journal of Financial Economics*, 2004, 72(3): 485 – 518.
- [18] Christoffersen P, Goyenko R, Jacobs K, et al. Illiquidity premia in the equity options market[J]. *The Review of Financial Studies*, 2018, 31(3): 811 – 851.
- [19] Bernile G, Hu J, Tang Y. Can information be locked up? Informed trading ahead of macro-news announcements[J]. *Journal of Financial Economics*, 2016, 121(3): 496 – 520.
- [20] 高 雅, 熊 熊, 冯 绪. 投资者订单不平衡与股票收益: 基于中国股票市场的证据[J]. *南开管理评论*, 2019, 22(1): 194 – 205.  
Gao Ya, Xiong Xiong, Feng Xu. Order imbalance and stock returns: Evidence from the Chinese stock market[J]. *Nankai Business Review*, 2019, 22(1): 194 – 205. (in Chinese)

## Order flow , inventory risk and option returns

ZHENG Zhen-long<sup>1</sup>, ZHENG Yi<sup>2</sup>

1. School of Management, Xiamen University, Xiamen 361005, China;
2. GF Securities Co., Ltd, Guangzhou 510000, China

**Abstract:** Considering that the trading mechanism of TAIEX options (TXO) market is similar to exchange traded options markets of Mainland China, and taking into account data availability, this paper studies the impact of inventory risk on market maker's quotation and estimates the size of the impact based on the tick-by-tick data of TXO market. Following the method proposed by Muravyev for decomposing the price impact of trades into inventory risk and asymmetric information risk components, this paper derives a new equation. Empirical results show that inventory risk component is far greater than asymmetric information risk component in TXO market. Besides, this paper also shows that inventory risk has a significant impact on option returns using the daily data. The conclusions illustrate the importance of inventory risk management to market makers.

**Key words:** inventory risk; market maker; option returns