

股市信息流对收益率及其波动的影响研究^①

文凤华¹, 龚旭¹, 黄创霞^{2,3}, 陈晓红¹, 杨晓光^{2,3}

(1. 中南大学商学院, 长沙 410083; 2. 中国科学院数学与系统科学研究院管理、决策与信息系统重点实验室, 北京 100190; 3. 长沙理工大学数学与计算科学学院, 长沙 410114)

摘要: 本文从行为金融角度出发, 在价值函数理论的基础上构建了信息流对收益率及其波动影响的模型. 并以中国股票市场中的上证指数和深证成指为样本对模型进行实证研究. 结果表明: 价值函数形式能较好的解释信息流对收益率的影响; 信息流、价值函数所能刻画的投资行为偏差对收益率波动和波动持续性都有一定的解释能力; 投资者的损失厌恶行为可以对“利好与利空信息流对收益率及其波动影响的非对称性”现象进行合理的解释; 同时, 实证显示在中国股票市场上价值函数的图形呈现出反“S”型.

关键词: 信息流; 价值函数; 量价关系; GARCH-V 模型

中图分类号: F830 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2013)11-0069-12

0 引言

对金融市场中资产收益率及其波动特性的研究, 是分析金融风险度量、金融资产定价等热点问题的基础. 对这些热点问题的定量研究, 其前提是对资产收益率及其波动特性进行准确的刻画. 因此, 对资产收益率及其波动特性进行研究具有重要的意义.

传统金融理论认为, 金融市场中资产收益率及其波动都是由到达市场的信息流产生的. 通常学者使用原始交易量或者处理后的交易量作为信息流的代理变量, 来解释市场资产收益率及其波动特性. 在信息流对收益率影响的研究中, 混合分布假说(MDH)^[1]及其进一步发展的模型^[2-5]为“交易量可以代理信息流”提供了有力的理论支持. 他们的研究表明: 资产价格变动和交易量是由一个潜在的、不可观测的信息流过程共同趋动的, 当信息流到达市场时, 将同时产生价格变动

和交易量; 资产价格变动是一个从属过程, 交易量或交易次数可以作为信息流的代理指标. 除了上述研究外, Gallant等^[6]对原始交易量进行了去时间趋势和日历效应等处理, 提高了量价关系研究的现实性, 发现大的价格变动伴随着高的交易量. 张博^[7]根据混合分布假说, 研究中国上海证券A股市场的价量关系, 将交易量分解为信息交易量(信息驱动产生的交易量)和非信息交易量, 结果显示信息交易量对于价格变动具有较高的解释能力. Darolles等^[8]将市场上的交易分为信息驱动的交易和流动性套利交易, 前者导致当日资产价格变动, 并产生交易量; 后者只产生交易量, 不会导致当日的价格变动. 这意味着只有信息驱动产生的交易量(信息交易量)才能代理信息流, 用原始交易量作为信息流的代理并不合理.

在信息流对收益率波动影响的研究中, Lamoureaux和Lastrapes^[9]最先把原始交易量引入到GARCH模型对其进行研究. 他们认为随机信息

① 收稿日期: 2012-03-23; 修订日期: 2012-05-03.

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(70971013; 71171024; 71371195).

作者简介: 文凤华(1972—), 男, 湖南益阳人, 博士, 教授. Email: mailtowfh@126.com

流在影响股票价格波动的同时,也影响了交易量。虽然到达市场的信息流无法观测,但交易量可以作为信息流的代理变量。他们以 20 支股票作为样本进行实证检验,结果显示在引入交易量的 GARCH 模型中,表示收益率波动持续性的 ARCH 效应减少甚至消失。此后,大量学者在此基础上进行了拓展,Bessembinder 和 Seguin^[10-11]把交易量分解为预期交易量和非预期交易量,发现非预期交易对价格波动的冲击更大。Brailsford^[12]研究澳大利亚股票市场,发现在 GARCH 模型的条件方差方程中即期交易量能显著降低股票回报波动的持续性。Miyakoshi^[13]以东京股票交易所的个股和指数为研究对象,把交易量引入到 ARCH 和 EGARCH 模型中,研究结果表明交易量能减少个股和指数收益波动的 ARCH 效应。此后,国内涌现大量的文献以原始交易量或处理后的交易量作为信息流的代理变量引入到 GARCH 类模型的波动方程中,研究信息流对股票收益率波动的影响。其中具有代表性的有:高玉卓等^[14]把交易量分解为预期交易量和非预期交易量,引入到 GARCH-M 模型的波动方程中,通过实证研究发现非预期交易量对中国股票市场的解释能力比预期交易量的解释能力更强,并认为交易量所替代的信息流是引起股票价格波动的根源。李双成等^[15]在非对称成分 GARCH 模型中引入预期交易量和非预期交易量,发现非预期交易量所代表的市场新信息是引起价格波动的根源。夏天和胡日东^[16]的研究表明交易量对中国股市的股价波动有一定的解释能力。

上述文献表明:交易量可以代理信息流,信息流对股票的收益率及其波动都有一定的解释能力。然而,Karpoff^[17]、陈怡玲和宋逢明^[18]分别在美国股票市场和中國股票市场发现非对称的交易量—价格变动关系。赵留彦和王一鸣^[19]、李双成等^[15]在非对称的 GARCH 类模型中引入预期交易量和非预期交易量,发现利空信息对波动的冲击要大于同等强度利好信息对市场波动的冲击。Lee 等^[20]研究了中國股票市场中交易量和收益波动之间的关系,研究结果显示若将交易量作为

信息流的替代变量,交易量对股票收益波动特性并没有显著的解释能力。张小勇和马超群^[21]、文凤华等^[22]使用非预期交易量与去异方差的非预期交易量作为信息流的代理变量,引入到 GARCH 模型的波动方程中,并选取不同国家的综合指数进行实证研究得到相似的结论:不同的市场上,处理后的交易量序列对价格波动持续性的解释能力不同,市场化成熟度越高的国家,处理后的交易量对价格波动持续性的解释能力越强,其中对美国股票市场波动持续性的解释能力最强,中国的最弱。文献^[15,17-19]都是从传统金融理论下分析“利好与利空信息流对收益率及其波动影响的非对称性”,虽然他们的模型能刻画这种非对称现象,但是他们在传统金融理论框架下没有对这种现象进行合理的解释。文献^[20-22]表明“在中国股票市场上信息流对收益率波动特性的解释能力较弱”,此现象在传统金融理论框架下也没有得到合理的解释。现有的研究^[23-25]表明,上世纪七十年代兴起的行为金融理论对很多传统金融理论所无法解释的金融现象能进行合理的解释。他们认为,金融市场并不是有效的,投资者的非理性行为导致金融市场产生很多异象,从投资者行为偏差角度可以解释这些金融异象。鉴于此,本文也从行为金融角度对上述两个现象作进一步的研究,检验投资者的行为偏差是否能解释这两个现象。Kahneman 和 Tversky^[26]首次提出了“价值函数(value function)”此后成为了行为金融理论中的核心概念之一,它能刻画投资者“心理账户”和“损失厌恶”等心理特性引起的行为偏差。Barberis 和 Wei^[27]、Bhootha 和 Hur^[24]等发现价值函数所能刻画的行为偏差对资产收益率与收益率波动会产生一定的影响,张维等^[28]的研究显示前景理论(包含价值函数)能解释金融波动的非对称性。因此,本文使用价值函数对上述两个现象进行解释。

本文用非预期交易量序列作信息流代理变量,使用价值函数及相关理论研究信息流对资产收益率及其波动的影响;同时与以往研究信息流对资产收益率及其波动影响的模型相比较,寻找能更好刻画资产收益率及其波动特性的模型。

1 理论基础与模型构建

1.1 信息流代理变量选取

混合分布假说及其扩展的理论认为, 资产价格变动和交易量都是由信息流趋动的, 资产价格变动是一个从属过程, 交易量可以作为信息流的代理变量来解释资产价格的变动^[1-5]. Lamoureux 和 Lastrapes^[9] 在研究收益率波动时, 认为虽然信息流无法观测, 但交易量可以作为它的代理变量. 他们将原始交易量引入到 GARCH 模型, 用来解释收益率波动的特性.

最初的研究中, 大多学者是直接将原始交易量作为信息流的代理变量来研究市场信息与价格之间的关系. 但后来有许多学者(如 Admati 和 Pfleiderer^[29]) 把交易量分解成流动性交易量和信息交易量, 其中流动性交易量是由于投资者流动性需求或调整头寸产生的交易量, 这种交易量对价格影响较小; 而信息交易量是由新到达的信息引起的交易量, 价格的变动主要由此交易量引起的. 因此, 只有信息交易量才能作为信息流的代表. 信息交易量的获取是非常困难的, 且方法也不统一. 通常学者们使用非预期的交易量作为信息交易量的替代指标. 又因为信息交易量可以代表信息流, 所以非预期的交易量可以作为市场信息流的代理变量.

原始交易量分解成预期的交易量和非预期的成交量有多种方式, 但国内外学者通常采用 Gallant 等^[6] 的研究方法. Gallant 等认为, 交易量序列既含有线性时间趋势也含有非线性时间趋势, 并提出了一套交易量预处理方法. 本文对原始交易量采用与此类似的处理方法:

第 1 步 对原始交易量取自然对数, 得到交易量序列 V_t ;

第 2 步 对 V_t 做如下回归

$$V_t = c_0 + c_1 t + c_2 t^2 + u_t \quad (1)$$

其中 t 代表线性时间趋势, t^2 代表非线性时间趋

势. 模型估计后的残差 u_t 便是剔除了时间趋势后的交易量序列 V_t' ;

第 3 步 对于交易量序列 V_t' 而言, 仍然可能存在高度的自相关性, 为了剔除这种自相关性, 采用移动自回归模型(ARMA(p, q) 模型) 对交易量 V_t' 进行回归

$$V_t' = c + \sum_{i=1}^p a_i V_{t-i}' - \sum_{j=1}^q b_j V_{t-j}'' \quad (2)$$

其中 V_t'' 是同时去除了时间趋势与序列相关性的交易量序列, 通常被称为非预期交易量序列.

在当前的量价关系研究中, 通常把原始交易量经过上述预处理, 得到的非预期交易量 V_t'' 作为市场中信息流的代理变量. V_t'' 仅代表信息流的大小, 不能区分信息流的正负, V_t'' 的值越大, 说明信息流越大. 在本文的研究中, 价值函数的形式为指数函数, 指数函数的底数需大于零, 所以本文使用信息流代理变量作为该价值函数的底时需全为正值. 把一个序列正数化最常用的两种方式是: 第一, 序列加一个正常数 d , 即 $V_t''' = V_t'' + d$ ($V_t''' > 0$); 第二, 把序列化成以 e 为底的指数形式, 即 $V_t''' = e^{V_t''}$. 本文采用第一种方式^②. 即使用 V_t''' 作为信息流的代理变量, 来研究信息流对收益率与收益率波动的影响.

1.2 信息流对收益率的影响建模

传统金融理论认为, 市场是有效的, 信息流对资产收益的冲击过程是线性形式, 信息流与资产收益率的关系可以表示如下

$$|R_t| = a V_t''' + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中 $|R_t|$ 为资产收益率的绝对值, 表示资产价格的变动; V_t''' 代表信息流.

但是后来大量的研究(如 Karpoff^[17]) 发现, 利好信息与利空信息对资产收益率的影响是非对称的, 利空信息对资产收益率的影响要大于同等强度的利好信息对资产收益的影响(如图 1 所示). 传统金融学者仍然使用线性的形式刻画这种非对称关系. 由于 V_t''' 作为信息流的代理变量只能代表 t 期信息流的强度(通常也称为 t 期信息流

② 本文的实证是比较分析, 代理变量正数化不会影响比较结果, d 的取值也不会影响比较结果; 本文在 2.2 节的实证研究中 d 取值为 1, 同时对 d 取多个不同的正值进行验证, 得到相同的结论. 另外, 本文使用第二种方式把序列 V_t'' 正数化, 以 V_t''' 作为信息流的代理变量, 也得到相同的结论.

的流动速率或信息到达的数量),并不能区分信息流的正负(利好与利空);为了区分正负信息流,本文根据现实情况假设:当即期收益率为正或零时,所对应的 V_t''' 表示正信息流的强度,当即期收益率为负时,所对应的 V_t''' 表示负信息流的强度.因此,区分正负后的信息流与资产收益率的关系用线性形式刻画可以表示如下^③

$$R_t = \begin{cases} aV_t''' + \varepsilon_t, & \text{正收益部分} \\ -bV_t''' + \varepsilon_t, & \text{负收益部分} \end{cases} \quad (4)$$

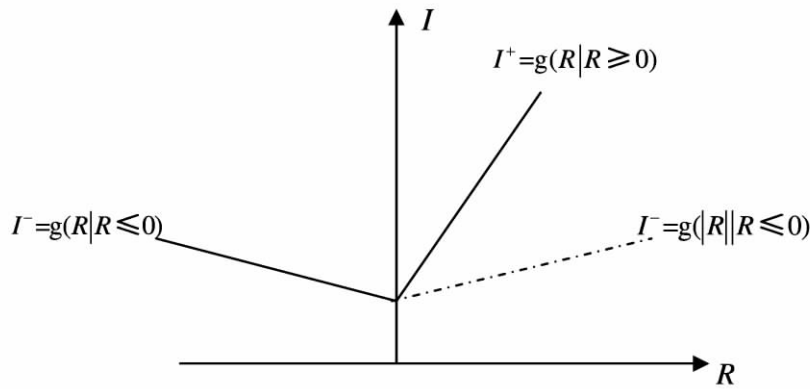


图1 非对称的信息流(I) 资产收益率(R) 关系
Fig. 1 Asymmetric relation of "I" and "R"

Kahneman 和 Tversky^[26] 通过心理学实验提出了前景理论,前景理论由价值函数和概率权重函数两部分组成.其中价值函数描述决策者(相对于股票市场就是投资者)对于客观财富改变的主观感受所形成的价值.目前,存在多种价值函数的表达形式,其中 Wakker 和 Zank^[30] 提出的两阶段幂函数型价值函数使用最为广泛,它实际上是 Tversky 和 Kahneman^[31] 提出的价值函数形式的一个变形.模型具体形式如下

$$u(x_t) = \begin{cases} ax_t^\alpha, & x_t \geq 0 \\ -b|x_t|^\beta, & x_t < 0 \end{cases} \quad (5)$$

其中 $u(x_t)$ 衡量决策者对第 t 期客观财富变化(或波动)的主观价值判断, x_t 表示第 t 期的客观财富变化(或波动)量; a, b, α 和 β 的值全为正值,其中 a, b 系数用来反映收益区域与损失区域的陡峭程度,若 $a < b$, 即损失区域比收益区域更陡,表示决策者损失厌恶; α, β 表示收益区域与损失区域价值幂函数的凹凸程度,即反映投资者对客观财富

模型(4)是在传统金融理论下建立的,虽然它能刻画部分利好信息与利空信息对资产收益影响的非对称性,但对这种现象的解释缺乏合理的理论支撑.本文从行为金融角度来分析这种“非对称现象”.行为金融理论认为市场并不是有效的,投资者的非理性行为会使得正负信息流到达市场,经过投资者的主观加工后形成非对称的实际收益率;且其形成过程是一个非线性过程.

变化敏感性递变的速度.

在股票市场上,当信息流到达市场形成客观收益后,投资者会对客观收益进行主观加工,形成实际收益率 R_t .根据价值函数,当强度为 V_t''' 的正信息流到达市场,会形成客观收益率 mV_t''' ($m > 0$),投资者对客观收益进行主观加工后得到的实际收益率为 $p(mV_t''')^\alpha$,可以简化成 $a(V_t''')^\alpha$;同理,当强度为 V_t''' 的负信息流到达市场时,得到的实际收益率可以表示为 $-b|V_t'''|^\beta$.因此,在行为金融理论下,根据式(5),可以构建基于价值函数的信息流对收益率影响的模型

$$R_t = \begin{cases} a(V_t''')^\alpha + \varepsilon_t, & \text{正收益部分} \\ -b|V_t'''|^\beta + \varepsilon_t, & \text{负收益部分} \end{cases} \quad (6)$$

1.3 信息流对收益率波动的影响建模

股票收益率波动是不可直接观测的,但它的一些特性在资产收益率序列中能普遍观测到.股

③ 模型(4)、(6)、(9)中,正收益部分都包含0.

票收益率波动具有聚集性、持续性等特性。Engle^[32]提出的 ARCH 模型能很好的刻画收益率序列的波动聚集性,但当模型回归阶数较大时,模型形式就比较复杂。为了解决这一缺陷, Bollerslev^[33]在 ARCH 模型的基础上提出了 GARCH 模型,其表达形式如下

$$R_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \quad (7)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \xi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j h_{t-j}$$

其中 R_t 为收益率, μ_{t-1} 表示在基于过去所有可得信息条件下 R_t 的条件均值, v_t 为白噪声, h_t 为波动率。

为了对收益率波动的持续性、ARCH 效应等特性进行解释, Lamoureux 和 Lastrapes^[9]把将交易量作为信息流的代理变量引入 GARCH 模型的波动方程中,得到 GARCH-V 模型

$$R_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t \quad (8)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \xi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j h_{t-j} + \lambda V_t$$

Lamoureux 和 Lastrapes 直接将原始交易量作为信息流的代理变量代入上述模型进行估计,根据 1.1 节的分析可知:原始交易量并不能作为信息流的代理变量,只有经过预处理后得到的非预期交易量才能作为信息流的代理变量。所以上述模型的信息流由 V_t^m 代理。和根据以往的研究(如赵留彦和王一鸣^[19]以及黄波等^[34])正负信息流对波动的冲击是非对称的,学者们把这种现象定义为“杠杆效应”。为了刻画这种“杠杆效应”,本文将模型(8)进行处理后得到

$$R_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \xi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j h_{t-j} + \lambda_1 D(x) V_t^m + \lambda_2 D(y) V_t^m \quad (9)$$

其中 $D(x)$ 、 $D(y)$ 都为阶跃函数

$$D(x) = \begin{cases} 1, & \text{正收益部分} \\ 0, & \text{负收益部分} \end{cases}$$

$$D(y) = \begin{cases} 0, & \text{正收益部分} \\ 1, & \text{负收益部分} \end{cases}$$

模型(9)以及现有的非对称 GARCH 模型(如 EGARCH 模型)都是在传统金融理论下建立的。虽然这些模型能刻画利好信息和利空信息对

收益率波动冲击的非对称性,但是信息为什么会 对收益率波动产生非对称的影响,信息是如何影响收益率波动等方面,这些模型并没有一个合理的理论解释。因此,本文试图从行为金融理论的角度对这种“杠杆效应”作合理的解释。行为金融理论认为,信息流对收益率冲击形成客观的波动率,同时会经过投资者的主观加工得到实际波动率。投资者对利好信息和利空信息形成客观的波动率后的主观加工并不一致,于是形成利好信息与利空信息对波动的“杠杆效应”。由价值函数及其相关理论可知,当强度为 V_t^m 的正信息流到达市场,引起资产价格的变化(产生客观收益率),从而会形成大小为 nV_t^m ($n > 0$) 的客观收益率波动,投资者对客观收益率波动进行主观加工后得到大小为 $q(nV_t^m)^\zeta$ 的收益率波动,将 $q(nV_t^m)^\zeta$ 简化成 $\lambda_1 (V_t^m)^\zeta$;同理,当强度为 V_t^m 的负信息流到达市场时,得到大小为 $\lambda_2 (V_t^m)^\tau$ 的收益率波动。根据模型(9),本文可以得到基于价值函数的 GARCH-V 模型

$$R_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sqrt{h_t} \cdot v_t$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^q \xi_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \theta_j h_{t-j} + \lambda_1 D(x) (V_t^m)^\zeta + \lambda_2 D(y) (V_t^m)^\tau \quad (10)$$

其中 $D(x)$ 、 $D(y)$ 与模型(9)中的表达形式一样, ζ 和 τ 分别与方程(3)中 α 和 β 的含义类似。

2 实证分析

2.1 样本及其统计特征

本文采用中国股票市场的两个综合指数(上证指数和深证成指)作为研究样本。数据来源于同花顺金融数据库,样本的时间跨度为 2006 年 12 月 1 日至 2011 年 11 月 30 日,选取的数据包括上证指数和深证成指复权后的日收盘价和日交易量,去掉异常值,各序列的样本数量均为 1 216。

本文把日收盘价序列 P_t 处理得到日收益率序列 R_t ($R_t = 100 * \ln(P_t/P_{t-1})$),对原始日交易量序列取自然对数得到日对数交易量 V_t 。对变量 R_t 和 V_t 统计结果如表 1 表中上证指数和深证成

指的收益率和对数交易量序列, J-B 统计量都在 1% 的显著水平下显著, 说明这些变量不存在单位根。1% 的显著性水平下拒绝正态分布; t 统计量在 1% 的显著性水平下拒绝正态分布; t 统计量在 1% 的显著性水平下拒绝正态分布。

表 1 变量的基本统计量

Table 1 Descriptive statistics for the variable

指数	变量	Mean	Std. Dev	Skewness	Kurtosis	J-B Statistic	t -Statistic
上证指数	R_t	0.008 8	2.060 0	-0.367 8	5.178 4	260.36***	-34.302***
	V_t	23.050	0.421 3	-0.245 2	2.486 6	24.821***	-5.111 7***
深证成指	R_t	0.043 0	2.265 7	-0.388 3	4.611 1	161.94***	-33.349***
	V_t	22.513	0.439 4	-0.572 3	2.860 0	67.377***	-4.905 2***

注: t -Statistic 是指在单位根检验(ADF 检验)中的 t 统计值; *** 表示在 1% 的显著性水平下显著。

2.2 信息流代理变量的计算

根据 1.1 节, 本文对上证指数和深证成指的对数交易量序列 V_t 去除线性时间趋势和非线性时间趋势得到交易量序列 V_t^* ; 对序列 V_t^* 进行单位根检验(ADF 检验), 发现上证指数和深证成指的交易量序列 V_t^* 都是平稳序列; 然后使用 ARMA(p, q) 模型去除

V_t^* 的自相关性。模型中的阶数 p 和 q 分别由序列 V_t^* 的偏自相关函数和自相关函数确定, 本文中上证指数和深证成指的序列 V_t^* 的阶数 p 和 q 都是分别为 4 和 0。ARMA(4, 0) 模型(即 AR(4) 模型)的估计结果如表 2, 其残差序列为序列 V_t^{**} , 进一步处理得到序列 V_t^{***} ($V_t^{***} = V_t^{**} + 1, (V_t^{***} > 0)$)。

表 2 AR(4) 模型估计结果

Table 2 Estimation results for the AR(4) model

指数	统计量	a_1	a_2	a_3	a_4
上证指数	估计值	0.668 0	0.130 7	0.027 0	0.101 7
	标准差	0.029 1	0.035 0	0.035 0	0.029 1
	P 值	0.000 0	0.000 2	0.440 6	0.000 5
深证成指	估计值	0.731 6	0.077 3	0.034 0	0.088 3
	标准差	0.028 7	0.035 6	0.035 6	0.028 7
	P 值	0.000 0	0.029 9	0.340 1	0.002 2

2.3 实证分析信息流对收益率的影响

本文使用 V_t^{***} 作为信息流的代理变量, 对模型(4)和模型(6)进行回归, 得到的回归结果分别如表 3 和表 4 所示。模型(6)与模型(4)相比, 无论是正收益部分还是负收益部分, 上证指数和深证成指中模型(6)的 AIC 值

都小于模型(4)的 AIC 值, 说明模型(6)中信息流对收益率的解释能力强于模型(4)。因此, 使用价值函数形式(模型(6))研究信息流与收益率之间的关系优于使用线性形式(模型(4))进行研究, 同时也说明中国股票市场并不是有效的。

表 3 模型(4)的估计结果

Table 3 Estimation results for the model(4)

指数	统计量	正收益率(包括 0) 部分		负收益部分	
		a	AIC	b	AIC
上证指数	估计值	1.393 5	3.127 7	1.737 2	3.673 1
	标准差	0.043 3		0.067 2	
	P 值	0.000 0		0.000 0	
深证成指	估计值	1.620 4	3.308 0	1.827 0	3.830 6
	标准差	0.047 5		0.070 4	
	P 值	0.000 0		0.000 0	

表 4 模型(6)的估计结果
Table 4 Estimation results for the model(6)

指数	统计量	正收益率(包括0)部分			负收益部分		
		a'	α'	AIC	b'	β'	AIC
上证指数	估计值	1.150 2	2.659 4	2.998 7	1.710 4	1.883 1	3.655 2
	标准差	0.046 9	0.153 4		0.068 1	0.239 8	
	P 值	0.000 0	0.000 0		0.000 0	0.000 0	
深证成指	估计值	1.408 0	2.412 4	3.209 1	1.810 7	1.654 4	3.824 6
	标准差	0.052 1	0.157 1		0.071 1	0.259 2	
	P 值	0.000 0	0.000 0		0.000 0	0.000 0	

模型(4)和模型(6)的估计参数都在1%的显著水平下显著。模型(6)中,上证指数和深证成指负收益部分系数 b' 的值大于正收益(包括0)部分系数 a' 的值,说明中国股票市场中投资者存在损失厌恶特征。上证指数和深证成指 α' 和 β' 值都大于1,那么模型(6)中对应的图形(价值函数图形)在收益区域是凸的,在损失区域是凹的,价值函数图形呈现出反“S”型(如图2所示),这与文凤华等^[35]使用股票市场交易数据的研究结论一致;但与Kahneman和Tversky^[26,31]实验研究的结论价值函数呈“S”型结论相反。这是由于在实验时能控制很多变化因素,考虑的投资者行为比较单一,而对于一个复杂的股票市场来说,投资

者的非理性行为比较复杂,他不仅仅是在收益时风险回避,在损失时是风险寻求;所以在股票市场上的实证结论与实验得到的结果不一致。在中国股票市场上,投资者“追涨杀跌”的行为比较普遍。股票价格上涨时,投资者会“追涨”,对股票的需求不仅不会抑制反而会增加,于是使得股票的价格进一步上涨;股票价格下降时,投资者会“杀跌”,对股票的需求减少,导致价格进一步下降。投资者的“追涨杀跌”行为,使得在股票市场上的价值函数呈现出反“S”型。另外,模型(6)中上证指数和深证成指的收益部分系数 α 的值大于损失部分系数 β 的值,说明投资者“追涨”的行为比“杀跌”的行为更加严重。

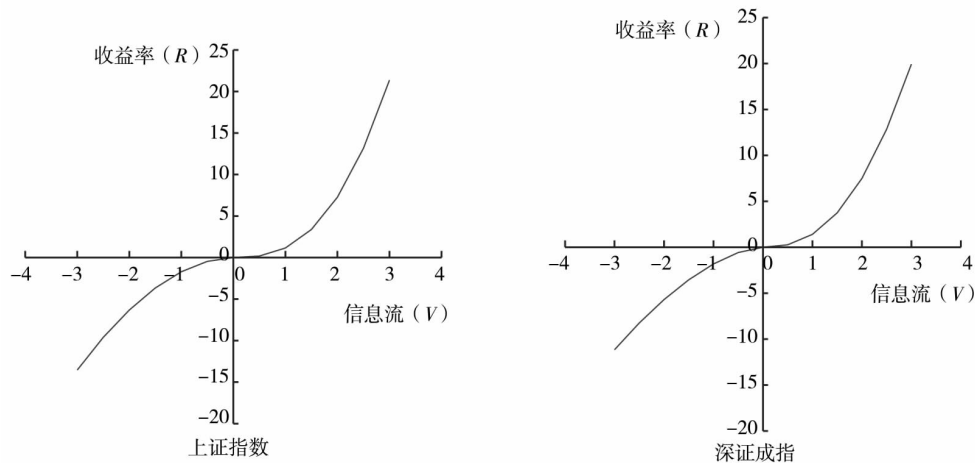


图 2 上证指数和深证指数的价值函数(反“S”)

Fig. 2 The value function of Shangzheng index & Shenzheng index (reverse S-shaped)

2.4 实证分析信息流对收益率波动的影响

首先,对模型(7)进行估计,其估计结果如表5所示。上证指数和深证成指收益率的模型(7)回归后对残差进行ARCH LM检验,得到的F值不显著,表明GARCH(1,1)模型能很好地刻

画收益率序列的ARCH效应,所以本文的GARCH模型都使用GARCH(1,1)模型。上证指数和深证成指所对应的参数 ξ 和参数 θ 值之和都接近1,说明中国股票市场的收益率波动持续性较强。

表5 模型(7)的估计结果

Table 5 Estimation results for the model(7)

变量	上证指数			深证成指		
	估计值	标准差	P 值	估计值	标准差	P 值
μ_{t-1}	-0.000 3	0.051 0	0.995 1	0.013 5	0.056 6	0.812 0
ω	0.028 2	0.010 3	0.005 9	0.044 3	0.016 1	0.005 9
ξ	0.046 7	0.007 6	0.000 0	0.0463	0.008 1	0.000 0
θ	0.946 8	0.008 6	0.000 0	0.945 1	0.009 7	0.000 0
ARCH LM(F)	0.645 4		0.775 4	0.005 2		0.942 7
$\xi + \theta$	0.993 5			0.991 4		
AIC	4.139 5			4.358 0		

在传统金融理论中,通常采用线性形式刻画信息流对收益率波动的冲击.根据过去的研究经验,正、负信息流对收益率波动的冲击是非对称的,所以本文只使用模型(9)与模型(10)进行比较分析.两个模型的估计方法都采用极大似然法,由于在估计过程中初始值的设置对结果影响较大,所以本文采用多次拟合近似值(并满足似然值最大)作为模型的初始参数值,模型(9)的估计结果如表6所示.上证指数和深证成指中模型(9)的AIC值都小于模型(7)的AIC值,所以即期的信息流对收益率波动有一定的解释能力.表

6中,上证指数和深证成指的估计参数都在1%的显著性水平上显著.上证指数和深证成指所对应参数 $\xi + \theta$ 的值与对应模型(7)的 $\xi + \theta$ 值都有减少,说明即期信息流在传统金融理论下能解释部分收益率波动的持续性.但两个指数所对应的 $\xi + \theta$ 值都大于0.9,意味着大部分收益率波动的持续性在传统金融理论下是无法解释的.另外,表6中,无论是上证指数还是深证成指, λ_2 的值都大于 λ_1 的值,说明负信息流对收益率波动的冲击大于同等程度的正信息流对收益率波动的冲击,这与以往的研究结论相一致.

表6 模型(9)的估计结果

Table 6 Estimation results for the model(9)

变量	上证指数			深证成指		
	估计值	标准差	P 值	估计值	标准差	P 值
μ_{t-1}	0.003 0	0.050 0	0.554 8	0.046 0	0.059 1	0.535 4
ω	-2.462 4	0.092 7	0.000 0	-4.515 8	0.412 9	0.000 0
ξ	0.112 3	0.011 8	0.000 0	0.146 9	0.029 6	0.000 0
θ	0.830 5	0.004 2	0.000 0	0.801 5	0.037 5	0.000 0
λ_1	2.194 4	0.083 3	0.000 0	4.920 3	1.083 7	0.000 0
λ_2	3.571 0	0.118 1	0.000 0	6.561 0	0.463 0	0.000 0
$\xi + \theta$	0.942 8			0.948 4		
AIC	4.118 0			4.301 6		

模型(10)的估计结果如表7所示.上证指数和深证成指中模型(10)的AIC值都小于所对应的模型(9)的AIC值,说明信息流对收益率波动的冲击,使用价值函数形式刻画比使用简单的线性形式刻画更加合理.上证指数和深证成指中所对应的 $\xi + \theta$ 值分别为0.397 5和0.554 2,明显小

于方程(9)所对应的 $\xi + \theta$ 值.因此,股票收益率波动的持续性除了一部分可以由传统金融理论下的即期信息流冲击解释外,较大一部分可以由“价值函数”所能刻画的投资者行为偏差来解释.“价值函数”能刻画投资者“心理账户”和“损失厌恶”等心理特性引起的行为偏差,投资者在每

一期对信息流产生的客观收益波动加工的方式并不会产生较大的变化. 投资者把每期投资产生的收益和损失放在不同的“心理账户”里,“损失厌恶”的心理特征使得损失对投资者产生的影响大于同等大小收益对其产生的影响. 投资者“心理账户”和“损失厌恶”的心理特征在每期、尤其是相邻的两期之间的变化不会很大,这两种心理特征的“持续性”,也引起了股票部分收益率波动的持续性. 因此,“价值函数”所能刻画的这两种行为偏差可以解释股票收益率波动的部分持续性.

股票收益率波动持续性除了以上两个方面所能刻画之外的剩余部分,可能是由投资者其他的行为偏差所引起的. 表 7 中,两个指数 λ_2 的值都大于 λ_1 的值,说明负的信息流对收益率波动的冲击大于同等程度的正信息流对收益率波动的冲击,这与前面的研究结论相一致. 上证指数和深证成指中 τ 和 ζ 的值都大于 1,说明投资者存在“追涨杀跌”行为;且 ζ 的值都大于 τ 的值,说明“追涨”的行为比“杀跌”的行为更明显,这与 2.3 节的研究结论相似.

表 7 基于价值函数的 GARCH(1,1)-V 模型的估计结果

Table 7 Estimation results for the GARCH(1,1)-V model with the value functions

变量	上证指数			深证成指		
	估计值	标准差	P 值	估计值	标准差	P 值
μ_{t-1}	0.002 5	0.001 2	0.000 0	0.043 0	0.004 1	0.000 0
ω	-0.348 1	0.208 6	0.095 2	-0.4442	0.181 5	0.014 4
ξ	0.148 5	0.027 2	0.000 0	0.170 4	0.033 2	0.000 0
θ	0.249 0	0.032 8	0.000 0	0.383 8	0.042 5	0.000 0
λ_1	1.171 7	0.264 0	0.000 0	0.953 0	0.273 8	0.000 5
ζ	5.013 6	0.887 5	0.000 0	6.073 9	1.243 8	0.000 0
λ_2	3.864 4	0.328 5	0.000 0	3.534 4	0.296 7	0.000 0
τ	3.557 3	0.390 3	0.000 0	4.292 3	0.532 5	0.000 0
$\xi + \theta$	0.397 5			0.554 2		
AIC	4.053 1			4.270 3		

3 结束语

本文以非预期交易量表示信息流,分别使用传统金融理论中的线性形式和行为金融理论中的价值函数形式对中国股票收益率及其波动进行实证分析比较. 研究发现:采用价值函数形式刻画信息流对收益率及其波动特性影响的能力强于简单的线性形式;投资者损失厌恶特征可以对“利好与利空信息流对收益率及其波动影响的非对称性”现象进行合理的解释.

同时,本文进一步实证出价值函数的图形呈

现反“S”形状,中国股票市场的投资者表现出明显的“追涨杀跌”行为,且“追涨”行为强于“杀跌”行为. 本文认为,中国股票市场存在较多行政干预因素,在股票价格下降时,投资者会认为相关政府部门会救市,使股价反弹,从而导致“杀跌”的行为得到部分抑制,因此,投资者“追涨”行为强于“杀跌”行为. 另外,本文还发现中国股票市场收益率波动的持续性可以由即期的信息流解释一部分,由“价值函数”能刻画的投资者非理性行为因素也可以解释一部分,剩余的部分本文认为可以通过其他的投资者非理性行为因素解释,这也是本文下一步研究的工作.

参 考 文 献:

- [1] Clark P K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices [J]. *Econometrica*, 1973, 41 (1): 135 - 156.
- [2] Epps T, Epps M. The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture of distribution hypothesis [J]. *Econometrica*, 1976, 44: 305 - 321.
- [3] Tauchen G E, Pitts M. The price variability volume relationship on speculative markets [J]. *Econometrica*, 1983, 51: 485 - 505.
- [4] Andersen T G. Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility [J]. *Journal of Finance*, 1996, 51: 169 - 204.
- [5] Liesenfeld R. A generalized bivariate mixture model for stock price volatility and trading volume [J]. *Journal of Econometrics*, 2001, 104: 141 - 178.
- [6] Gallant A R, Rossi P E, Tauchen G. Stock prices and volume [J]. *Review of Financial Studies*, 1992, 5: 199 - 242.
- [7] 张 博. 上海证券 A 股市场价量关系实证研究 [J]. *财经问题研究*, 2008, (2): 65 - 70.
Zhang Bo. Empirical study on price-volume of Shanghai stock market [J]. *Research on Financial and Economic Issues*, 2008, (2): 65 - 70. (in Chinese)
- [8] Darolles S, Fol G L, Mero G. When Market Illiquidity Generates Volume [R]. Working Paper, SSRN, 2010.
- [9] Lamoureux C G, Lastrapes W D. Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects [J]. *Journal of Finance*, 1990, 45: 221 - 229.
- [10] Bessembinder H, Seguin P J. Future-trading activity and stock prices and volume [J]. *Journal of Finance*, 1992, (5): 2015 - 2034.
- [11] Bessembinder H, Seguin P J. Prices volatility, trading volume, and market depth: Evidence from futures markets [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28, 21 - 39.
- [12] Brailsford T. The empirical relationship between trading volume, returns, and volatility [J]. *Accounting and Finance*, 1996, (35): 89 - 111.
- [13] Miyakoshi T. ARCH versus Information-based variances: Evidence from the Tokyo stock market [J]. *Japan and the World Economy*, 2002, 14: 215 - 231.
- [14] 高玉卓, 张宏伟, 李双成. 中国股票市场波动性与交易量关系的实证分析 [J]. *中国管理学报*, 2002, (10): 309 - 314.
Gao Yuzhuo, Zhang Hongwei, Li Shuangcheng. Empirical analysis of price volatility and trading volume in Chinese stock market [J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2002, (10): 309 - 314. (in Chinese)
- [15] 李双成, 邢志安, 任 彪. 基于 MDH 假说的中国沪深股市量价关系实证研究 [J]. *系统工程*, 2006, 24(4): 77 - 82.
Li Shuangcheng, Xing Zhian, Ren Biao. The relationship between price volatility and trading volume in the China stock markets based on mixture distribution hypothesis [J]. *Systems Engineering*, 2006, 24(4): 77 - 82. (in Chinese)
- [16] 夏 天, 胡日东. MDH 理论与日历效应下的中国股市量价关系 [J]. *华侨大学学报(自然科学版)*, 2007, 28(4): 443 - 448.
Xia Tian, Hu Ridong. The study on the relationship between the trading volume and the price volatility based on the day-of-the-week effect and MDH theory [J]. *Journal of Huaqiao University(Natural Science)*, 2007, 28(4): 443 - 448. (in Chinese)
- [17] Karpoff J. The relation between price changes and trading volume: A survey [J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987, 22: 109 - 126.
- [18] 陈怡玲, 宋逢明. 中国股市价格变动与交易量关系的实证研究 [J]. *管理科学学报*, 2000, 3(2): 62 - 68.

- Chen Yiling, Song Fengming. An empirical study on the relationship between price changes and trading volume in China stock market[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2000, 3(2): 62–68. (in Chinese)
- [19] 赵留彦, 王一鸣. 沪深股市交易量与收益率及其波动的相关性: 来自实证分析的证据[J]. *经济科学*, 2003, (2): 57–67.
- Zhao Liuyan, Wang Yiming. The relativity of trading volume, return and volatility: Evidence by empirical analysis[J]. *Economic Science*, 2003, (2): 57–67. (in Chinese)
- [20] Lee C F, Chen G, Rui O. Stock returns and volatility on China's stock markets[J]. *Journal of Financial Research*, 2001, 26, 523–543.
- [21] 张小勇, 马超群. 交易量对价格波动解释能力的国际比较研究[J]. *财经理论与实践*, 2007, (6): 44–48.
- Zhang Xiaoyong, Ma Chaoqun. A cross country comparison of the explanatory power of trading volume to price variability[J]. *The Theory and Practice of Finance and Economics*, 2007, (6): 44–48. (in Chinese)
- [22] 文凤华, 饶贵添, 张小勇, 等. 去异方差交易量与价格波动关系研究[J]. *管理科学学报*, 2010, 13(3): 64–72.
- Wen Fenghua, Rao Guitian, Zhang Xiaoyong, et al. Empirical study on the relationship between persistence-free trading volume and stock return volatility[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(3): 64–72. (in Chinese)
- [23] Shefrin H M, Statman M. The disposition to sell winners too early and ride losers too long[J]. *Journal of Finance*, 1985, 40: 777–790.
- [24] Bhootra A, Hur J. High idiosyncratic volatility and low returns: A Prospect Theory Based Explanation[R]. Working Paper, California State University, Fullerton, 2011.
- [25] 张永杰, 张维, 熊熊. 投资策略与投资收益: 基于计算实验金融的研究[J]. *管理科学学报*, 2010, 13(9): 107–118.
- Zhang Yongjie, Zhang Wei, Xiong Xiong. Research on collaborative herding behavior and market volatility: Based on computational experiments[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(9): 107–118. (in Chinese)
- [26] Kahneman D, Tversky A. Prospect theory: An analysis of decision under risk[J]. *Econometrica*, 1979, 47: 263–291.
- [27] Barberis N, Wei X. What drives the disposition effect? An analysis of a Long-Standing Preference-Based explanation[J]. *Journal of Finance*, 2009, (2): 751–784.
- [28] 张维, 张海峰, 张永杰, 等. 基于前景理论的波动不对称性[J]. *系统工程理论与实践*, 2012, (3): 458–465.
- Zhang Wei, Zhang Haifeng, Zhang Yongjie, et al. Volatility asymmetry based on prospect theory[J]. *Systems Engineering: Theory & Practice*, 2012, (3): 458–465. (in Chinese)
- [29] Admati A R, Pfleiderer P. A theory of intraday patterns: Volume and price variability[J]. *The Review of Financial Studies*, 1988, 1(1): 3–40.
- [30] Wakker P P, Zank H. A simple preference foundation of cumulative prospect theory with power utility[J]. *European Economic Review*, 2002, 46, 1253–1271.
- [31] Tversky A, Kahneman D. Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty[J]. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1992, 5: 297–323.
- [32] Engle R E. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation[J]. *Econometrica*, 1982, (50): 987–1007.
- [33] Bollerslev T. Generalised autoregressive conditional heteroskedasticity[J]. *Journal of Econometrics*, 1986, (31): 307–327.
- [34] 黄波, 顾孟迪, 李湛. 偏正态随机波动模型及其实证检验[J]. *管理科学学报*, 2010, 13(2): 77–85.
- Huang Bo, Gu Mengdi, Li Zhan. Stochastic volatility model with skew normal distribution and its empirical test[J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2010, 13(2): 77–85. (in Chinese)
- [35] 文凤华, 饶贵添, 杨晓光. 股票市场价值函数实证研究[J]. *中国管理科学*, 2010, 18(5): 7–13.
- Wen Fenghua, Rao Guitian, Yang Xiaoguang. Empirical study on value functions of stock markets[J]. *Chinese Journal of Management Science*, 2010, 18(5): 7–13. (in Chinese)

Impact of information flow on returns and return volatility in Chinese stock market

WEN Feng-hua¹, GONG Xu¹, HUANG Chuang-xia^{2,3}, CHEN Xiao-hong¹, YANG Xiao-guang^{2,3}

- 1. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China;
- 2. Academy of Mathematics and Systems Science, Chinese Academy of Sciences, Beijing 100190, China;
- 3. School of Economics and Management, Changsha University of Science and Technology, Changsha 410114, China

Abstract: This paper constructed, based on the value function theory, a econometric model which can explain the impact of information flow on stock market return and return volatility. Then we applied the Shangzheng Index and Shenzheng Index to our empirical analysis. The empirical results show that the value function form can explain well the impact of information flow on return. Information flow and the investor's behavior bias, which is described by value function, can explain the return volatility and its persistence feature in the Chinese stock market. Furthermore, investors' loss aversion behavior can give a good explanation to the asymmetric impacts of good information and bad information on the stock market return and its volatility. Meanwhile, the empirical research reveals that the graph of the value function displays a reverse S-shaped in Chinese stock market.

Key words: information flow; value function; price-volume relation; GARCH-V model

~~~~~  
(上接第 41 页)

结合(1)、(2), 供应商  $i$  有最优初始库存量决策  $Q_i^* = y(p) + F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]$  或  $Q_i^* = y(p) + F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i}\right]$ .

从证明的分类过程可知: 较小初始库存量  $Q = y(p) + F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]$  证毕.

命题 3 证明:

令算子  $\nabla(\cdot) = \partial(\pi_M)/\partial(\cdot)$ , 由  $\pi_M = (p-w)(y(p) + \mu) - (1-\phi)\beta \int_{F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]}^B \left(\xi - F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]\right) f(\xi) d\xi \Rightarrow \nabla(p) = y(p) - b(p-w) = a - 2bp + w, \nabla^2(p) = -2b < 0$ . 所以, 制造商期望利润  $\pi_M$  在给定的条件下, 是关于  $p$  的严格凹函数, 最优价格为  $p^* = \frac{a + bw}{2b}$ . 再令  $F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right] = \gamma \Rightarrow \nabla(\gamma) = (1-\phi)\beta \int_{\gamma}^B f(\xi) d\xi > 0$ . 所以  $\pi_M$  是关于  $\gamma$  的严格单调增函数  $\Rightarrow \pi_M$  是关于  $F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]$  的严格单调增函数, 而  $\pi_M$  是关于较小库存量  $Q = y(p) + F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]$  的严格单调增函数. 又  $F^{-1}\left[1 - \frac{c_i}{v_i + \phi_i\beta}\right]$  是  $\phi_i$  的严格单调增函数, 所以  $\pi_M$  也是关于  $\phi_i$  的严格单调增函数.

证毕.

命题 3 说明:  $\pi_M$  可以看成是关于产品价格  $p$  的凹函数和关于库存量较小供应商  $i$  的成本分担比例  $\phi_i$  的增函数组成, 并且这两个函数相互独立.