

成交量、持仓量对我国大豆类期货价差波动影响的实证分析

李志斌, 陈 昆

(南京审计学院 金融学院, 江苏 南京 211815)

[摘要]采用 GARCH(1,1)模型就成交量、持仓量对大豆类期货价差波动率的影响进行实证分析,结果显示:当期成交量、持仓量对大豆期货价差波动的整体影响是显著的;滞后成交量、持仓量对大豆期货价差波动的整体影响也是显著的;当成交量、持仓量同时进入条件方差方程时,它们对大豆类期货价差波动的影响整体上也是显著的。这一结论揭示了我国大豆期货市场信息传递过程,验证了我国大豆期货市场的信息非有效性,对期货市场投资者以及期货市场监管者具有一定的借鉴意义。

[关键词]GARCH 模型;成交量;持仓量;金融创新;期货市场;金融衍生产品;大豆类期货;保证金比率

[中图分类号]F830.93 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1672-8750(2014)04-0066-09

一、引言

价差交易是期货市场重要的交易方式。相对于投机交易,它不仅杠杆比率高,保证金比率要求低,并且由于同时买入、卖出两个或两个以上期货合约,投资者风险也相对有限。这些特点使得价差交易成为国际衍生品市场中广泛使用的交易模式,在追求低风险和高规模收益的资产管理公司、对冲基金等机构投资者中应用更为普遍,目前全球价差交易量占衍生品总交易量的比重达40%以上。

十八届三中全会《决定》明确提出“鼓励金融创新”,以期货产品创新为代表的金融创新进程加快,国内期货市场产业链不断完善,期货市场价差交易日趋频繁。2013年我国共上市了焦煤、动力煤、石油沥青、铁矿石、鸡蛋、粳稻、纤维板、胶合板8个商品期货品种和国债期货1个金融期货品种,国内期货品种增加至40个。与此同时,铜、铝、铅、锌四个有色金属品种的夜盘和黄金期货、白银期货也相继推出,原油期货也在积极筹备中。期货部分品种已经从单一品种发展到产业链上下游,例如大豆、豆油和豆粕,铁矿石、焦煤、焦炭和螺纹钢,以及菜籽、菜油和菜粕等。期货产业链品种的日趋完善,既为套期保值者提供了风险规避手段,也给市场投资者提供了更多的套利机会。

与快速发展的市场现实相比,国内对于期货价差交易的相关研究却相对滞后。在期货市场,价格变动反映了市场对信息的反应,交易量反映了投资者对新信息认同的差异程度^[1],持仓量反映了期货市场深度。作为期货市场价格行为最为重要的三个变量,价格变动、成交量和持仓量一直受到市场投资者关注,也是期货市场理论研究的重要领域。本文将我国期货市场成交活跃、发展相对成熟的大豆类期货价差为对象,研究成交量、持仓量与期货价差波动的关系,并分析影响大豆类期货价差波动的因素。

[收稿日期]2014-02-01

[基金项目]江苏省高校哲学社会科学基金(2013SJD790016);江苏省社会科学基金(11EYB013)

[作者简介]李志斌(1977—),男,河南郑州人,南京审计学院金融学院讲师,博士,主要研究方向为投资分析与风险管理;陈昆(1966—),男,河南郑州人,南京审计学院金融学院讲师,博士,主要研究方向为货币金融史。

二、文献综述

对于期货市场价格波动与交易量之间的关系,国外学者已有很多研究。大量的实证研究验证了期货市场价格波动与成交量之间的正相关关系^[2]。此外,Karpoff对金融资产价格波动与成交量的关系进行了综述,并指出了期货市场绝对价格变动与成交量之间存在着正向关系^[3]。McCarthy和Najand用空间状态模型分析了外汇期货市场量价关系,发现外汇期货绝对价格变动和成交量之间存在双向的因果联系,期货自身价格变动与成交量之间不存在显著的联系^[4]。Foster采用GARCH(1,1)模型和GMM模型研究了原油期货市场价格波动与成交量之间的关系,发现同期交易量和价格波动之间正相关,成交量和价格波动共同受信息传递速度这一外生变量的推动;此外,他还发现滞后成交量对期货价格变动有显著的解释力,进而认为原油期货市场价格具有明显的非有效特征^[5]。Fujihara和Mougoué同样采用GARCH(1,1)模型研究了原油期货、燃料油期货以及无铅汽油期货价格波动与成交量之间的关系,发现成交量是期货价格变动的一个重要变量,将成交量引入条件均值方程没有显著减少ARCH效应,进而认为是交易量之外的其他因素影响期货价格波动率持久性^[6]。Kocagil和Shachmurove研究了16个期货品种的量价关系,发现在多数市场上绝对价格变动和成交量之间存在双向因果关系;在多个市场上,存在价格变动到交易量的因果关系,但是不存在交易量到价格变动之间的因果关系;在原油、燃料油等交易活跃市场上,任何方向上都不存在因果关系^[7]。

金融资产量价关系反映了市场中信息传递加工过程。对于期货市场成交量与资产价格变动之间的正相关关系,有两种相互矛盾的理论解释: Copeland的顺序信息达到假说和Clark的混合分布假说。Copeland认为,信息是一次一个逐渐到达投资者的,直到被所有交易者获得,才能实现最后的均衡。在市场信息的不断传递过程中,价格波动和成交量同步变化^[8]。信息的非对称性以及投资者的多样性也会影响成交量与价格变动之间的正相关关系,并且相关关系会随着信息不对称性的增加而增加^[9]。根据顺序信息达到假设,在交易量既定的情况下,可以根据交易量信息预测价格波动。Clark认为金融资产价格和成交量共同受一个潜在的不可观察的信息流驱动,所有投资者同时获得信息,并对信息进行加工,然后进行相关交易。在此过程中,最终的信息均衡是在一个交易中实现的,不存在中间均衡过程^[10]。

期货市场有别于其他金融市场的一个显著特征是交易过程中存在持仓量。持仓量是成交量之外衡量期货交易活跃程度的另一个重要变量,有不少学者对持仓量和期货价格变动之间的相互关系进行了探讨^[11-13]。Bessembinder和Seguin将持仓量作为市场深度的代理变量,研究了可预期交易量、持仓量与不可预期交易量、持仓量对期货价格波动性的影响,他们发现可预期、不可预期交易量对价格变动都有显著的正向影响,不可预期交易量的影响程度远高于可预期交易量影响;可预期持仓量对价格波动的影响效应显著为负,市场深度有助于降低市场波动性^[11]。

国内研究方面,华仁海和仲伟俊以我国期货市场相对活跃的铜、铝、大豆为对象,研究了期货价格收益、交易量、波动性之间的动态关系,发现铜和大豆期货价格收益的波动方差与成交量之间存在正相关关系,期铝交易量对期货价格收益波动方差没有直接影响^[1]。刘庆富等借鉴Bessembinder等学者的思想,将持仓量分解为可预期和不可预期两部分,对持仓量变动与期货价格收益波动之间的关系进行了分析,发现持仓量增加对期货价格收益波动性的影响小于持仓量减少对期货价格收益波动性的影响,不可预期持仓量对期货价格收益的影响远大于可预期持仓量对价格收益的影响^[14]。刘卉等根据微观结构理论,运用5分钟高频数据对铜、豆粕和强麦三个期货合约收益率波动性、交易量和未平仓合约数代表的市场深度之间的变动模式进行了探讨^[15],崔海蓉和何建敏^[16]、白东辉和杨栓军^[17]对我国期货市场量价关系也有所分析,研究结论与华仁海和仲伟俊、刘庆富等基本相同^[1,14]。

现有文献加深了我们对期货价格波动与成交量、持仓量之间关系的认识,但是研究基本局限于从

趋势投资角度对具体期货品种量价关系进行分析,对期货价差交易中量价关系鲜有涉及,尤其是对产业链相关期货品种间价差交易的研究还是空白。期货价差交易不同于趋势投资,投资成功与否更多取决于未来价差的变动,因此有必要对期货量价关系进行实证研究。本文将采用 GARCH 模型探究成交量、持仓量对大豆类期货价差收益波动的影响。通过研究,本文试图回答以下问题:大豆期货价差交易中,市场信息传播过程是符合顺序信息达到假说还是符合混合分布假说?大豆期货市场在信息加工方面是否有效?过去市场交易信息能否增强对价格的预测能力?

三、理论基础与模型设定

(一) 理论基础

交易量(成交量)和持仓量是衡量期货市场交易活跃程度的两个重要指标。成交量是当日开始交易至当时的累计总成交数量,反映了市场信息的多寡和投资者对信息认同差异程度的大小。到达市场的新信息会通过交易量反映出来,进而引起市场价格的变化。交易量放大意味着进入市场的信息量增加,或者投资者对新信息认知差异程度增加,从而导致期货价格变动加剧。也就是说,交易量和期货价格收益波动之间有正向关系,在其他价格影响因素不变的情况下,期货价格收益波动性随着交易量的增加而加大,随着交易量的减少而降低。

持仓量是已成交但尚未进行交割或对冲的期货合约总量,是期货市场特有的价格行为变量,作为市场深度指标,更多反映了期货套期保值活跃程度和未知情交易的情况。从理论上讲,持仓量增加意味着市场深度增加、套保交易和未知情交易增强,从而能够减缓期货价格波动,但是实证研究结论并不一致。Bessembinder 和 Seguin^[11]、周志明等^[18]、田新民和沈小刚^[19]认为持仓量和期货价格收益波动之间呈负相关关系,也就是说,在其他因素不变的情况下,市场深度(持仓量)越大,价格收益波动幅度越小。其他一些学者则发现对于有些期货品种,随着持仓量增加,期货价格波动也会增加^[17,20]。

(二) 数据来源与处理

本文所使用的大豆类期货价差原始数据来自大连商品交易所上市交易的黄大豆1号、豆油和豆粕三个合约日交易数据,包括收盘价、成交量和持仓量。样本区间从2009年8月21日到2013年4月12日。期货价格序列采用近月合约方式构建,即在最近月份进入交割月份后,选择下一个最近月份的期货合约。按此方法产生的期货价格序列活跃度高,对应的期货价格、成交量、持仓量数据能够较好地反映大豆类期货合约的市场行为。

大豆类期货不同价差按照如下方式构建:

$$\text{整体价差 } CS_t = (2FO_t + FM_t - 3FS_t) / 3 \quad (1)$$

$$\text{豆油大豆价差 } OCS_t = FO_t - FS_t \quad (1-A)$$

$$\text{豆粕大豆价差 } MCS_t = FS_t - FM_t \quad (1-B)$$

$$\text{豆油豆粕价差 } OMCS_t = FO_t - FM_t \quad (1-C)$$

其中, FO_t 、 FM_t 、 FS_t 分别为 t 期豆油、豆粕、大豆期货合约收盘价。 t 期期货价差收益为 $FSR_t = \ln(FC_t/FC_{t-1})$, FC_t 为 t 期期货价差序列。

期货价差交易量、持仓量数据序列根据对应标的合约的交易量、持仓量数据加权计算获得。整体价差(CS)交易量为 $(2V_{FO} + V_{FM} + 3V_{FS})/3$,豆油大豆价差(OCS)交易量为 $(V_{FO} + V_{FS})/2$,豆粕大豆价差(MCS)交易量为 $(V_{FS} + V_{FM})/2$,豆油豆粕价差($OMCS$)交易量为 $(V_{FO} + V_{FM})/2$ 。其中, V_{FO} 、 V_{FM} 、 V_{FS} 分别为豆油、豆粕、大豆期货合约成交量。期货价差持仓量计算方法与成交量计算方法相同。

表1为大豆类期货价差收益的描述性统计特征。 CS 价差、 OCS 价差收益表现出明显的负偏态性, MCS 价差、 $OMCS$ 价差表现出明显的正偏态性,四个价差收益都不是正态分布,尖峰肥尾特征明显。这些特征意味着大豆类期货价差收益可能存在 ARCH(条件异方差)效应。为了进一步验证,本

文采用 LM 检验方法检验 ARCH 效应的存在。根据检验结果,LM 统计量在 1% 的显著性水平下都是显著的,也就是说,大豆类期货四个价差收益都存在 ARCH 效应。根据 PP 单位根检验结果,四个价差收益在 1% 的显著性水平下都拒绝了存在单位根的原假设,即四个价差收益序列都是平稳的。

(三) 模型设定

根据对表 1 的分析结果,大豆类期货四个价差收益存在显著的 ARCH 效应,有不少研究采用 GARCH(1,1) 模型研究期货价格波动与成交量的关系,并且 GARCH 模型还可用于研究价差波动的长记忆特征^[5,21]。因此,本文采用 GARCH(1,1) 模型研究成交量、持仓量与大豆类期货价差收益波动之间的关系。

考虑到期货价格可能存在周日历效应 (day-of-the-week effects), 期货价差收益按照方程(2) 进行回归调整:

$$FSR_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i D_{it} + \varepsilon_t, \varepsilon_t | \Phi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (2)$$

条件方差方程为:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} \quad (3)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \gamma_j (VOL)_{t-j} \quad (j=0,1) \quad (4)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \lambda_j (OI)_{t-j} \quad (j=0,1) \quad (5)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_2 h_{t-1} + \xi_1 (VOL)_{t-j} + \xi_2 (OI)_{t-j} \quad (j=0,1) \quad (6)$$

其中, ε_t 为期货价差收益方程残差, VOL 、 OI 分别为标的期货价差的加权成交量和持仓量。方程(3) 为没有考虑成交量、持仓量影响的大豆类期货价差条件方差方程。方程(4) 用于研究成交量与期货价差波动率的关系。方程(5) 用于研究持仓量与期货价差波动率的关系。方程(6) 用于研究成交量、持仓量与期货价差波动率关系。

通常情况下, 成交量和期货价格之间正相关, 持仓量和期货价格之间负相关, 也就是说, 成交量增加或持仓量减少会加大市场波动, 成交量减少或持仓量增加则会减缓市场波动。由此, 我们预计 γ_j 和 ξ_1 的符号为正值。从理论上讲, 持仓量增加, 意味着市场深度增加, 套保交易和未知情交易增强, 从而能够减缓期货价格波动, 但是实证研究结论并不一致。由此, 我们认为 λ_j 和 ξ_2 的符号正负情况不确定。

四、实证分析

表 2 为没有考虑成交量、持仓量影响的大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 模型估计结果。表 3 和表 4 列示了成交量对大豆类期货价差收益的影响, 表 5 和表 6 列示了持仓量对大豆类期货价差收益的影响, 表 7 和表 8 列示了成交量、持仓量对大豆类期货价差收益的共同影响。

根据表 2 估计结果, 所有价差条件方差方程的 ARCH 效应系数、GARCH 效应系数都是显著的。GARCH(1,1) 模型较好地描述了整体价差(CS)、豆油大豆价差(OCS)、豆粕大豆价差(MCS) 的波动特征。然而, 对于豆油豆粕价差(OMCS), 其条件方差方程的 ARCH 项系数、GARCH 项系数和 $(\beta_1 + \beta_2)$ 大于 1, 也就是说价差波动率表现出很强的持久性。鉴于此, 在后面实证分析 OMCS 价差波动与成交量、持仓量关系时, 我们采用 Engle 和 Bollerslev 提出的 IGARCH(1,1) 模型。

表 1 期货价差收益序列的基本统计特征

	CS 价差	OCS 价差	MCS 价差	OMCS 价差
均值	-0.0005	-0.0002	0.0009	3.39e-5
标准差	0.0191	0.0158	0.0286	0.0136
偏度	-0.3314	-0.1853	1.9664	0.1901
峰度	4.5664	4.1582	27.2229	4.8323
JB 统计量	40.24*	11.90*	11.48*	37.50*
最大值	0.0658	0.0518	-0.1677	0.0781
最小值	-0.0856	-0.0599	0.3232	-0.0487
LM(3) ^a	18.017*	22.229*	11.955*	24.228*
PP 统计量	-30.166*	-29.856*	-32.276*	-29.655*

注: LM(3)^a 为滞后 3 阶的 LM 统计量; * 表示 1% 的显著性水平。

表2 大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 估计结果^a

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	-0.0001	0.0006	-2.25e-5	0.0005	0.0021*	0.0006	5.83e-5	0.0004
β_0	0.0001	0.3380	2.75e-5	0.0001	0.0004*	3.01e-05	4.29e-5	5.28e-5
β_1	0.1093*	0.0379	0.0453*	0.0379	0.0043**	0.0599	0.0468**	0.0236
β_2	0.6486**	0.2591	0.8188**	0.5300	0.7942*	0.0143	1.1709*	0.3091
$\beta_1 + \beta_2$	0.7579		0.8641		0.7985		1.2177	

注：*、**、*** 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；a 为考虑到周日历效应的估计结果，所研究的四个价差中，只有 MCS 价差收益存在周日历效应（星期一、星期四）。下同。

（一）成交量与期货价差波动

表3 为将当期成交量作为解释变量引入条件方差方程时大豆类期货四个价差收益的 GARCH(1,1) 模型估计结果（方程(4), $j=0$ ）。根据模型估计结果，除了 OMCS 价差外，CS 价差、OCS 价差和 MCS 价差的条件方差方程中，当期成交量的系数 γ 在 1% 的显著性水平上都是显著的，也就是说当期交易量对大豆类期货价差波动率有显著的影响。从波动率持久性 ($\beta_1 + \beta_2$) 上看，在引入当期成交量后，CS 价差、OCS 价差以及 MCS 价差波动持久性都有较大幅度下降，CS 价差波动持久性从 0.7579 下降到 0.2245，OCS 价差波动性从 0.8641 下降到 0.2484，MCS 价差波动性从 0.7985 下降到 0.4394。对于 OMCS 价差，由于采用 IGARCH(1,1) 模型估计，其波动持久性等于 1，没有变化。

表4 为将滞后成交量作为解释变量引入条件方差方程时大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 模型估计结果（方程(4), $j=1$ ）。根据表中估计结果，CS 价差、OCS 价差和 MCS 价差的条件方差方程中，滞后成交量系数 γ 在 1% 的显著性水平上都是显著的，OMCS 价差条件方程滞后交易量系数是不显著的，和当期成交量的估计结果类似。从波动率持久性上看，在将滞后成交量引入价差条件方差方程后，除了 OMCS 价差外，CS 价差、OCS 价差以及 MCS 价差的波动持久性都有所下降，CS 价差波动持久性从 0.7579 下降到 0.3321，OCS 价差从 0.8641 下降到 0.7225，MCS 价差从 0.7985 下降到 0.7298，但是同当期成交量的影响相比，三个价差波动持久性都有增加。对于 OMCS 价差，由于采用 IGARCH(1,1) 模型估计，其波动持久性依然等于 1。

总的来说，将当期成交量、滞后成交量作为解释变量单独考虑时，从整体上看，不论是当期成交量还是滞后成交量，对于所研究的大豆类期货价差收益波动都有很强的解释作用，这意味着成交量是导致大豆类期货价差收益变动的重要因素，可以根据成交量变动对大豆类期货价差波动性做出预测，如果价差成交量变化增大，则价差收益波动幅度也将增加，这与前面理论分析一致。当引入当期成交量或滞后成交量时，除了 OMCS 价差外，其他价差波动持久性都有不同程度的下降，而对于外部冲击，OMCS 价差波动性持续时间较长。

表3 大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 估计结果(当期成交量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	0.0002	0.0005	0.0002	0.0005	-0.0001	0.0008	0.0001	0.0004
β_1	0.1219*	0.0372	0.0442	0.0335	0.4657*	0.0372	0.0781**	0.0318
β_2	0.1025***	0.0609	0.2042*	0.0547	-0.0263	0.0189	0.9219*	0.0317
γ	0.8625*	0.0880	0.9135*	0.1252	1.1453*	0.0689	2.1387	2.1548
$\beta_1 + \beta_2$	0.2245		0.2484		0.4394		1.0000	

注：*、**、*** 分别表示 1%、5%、10 的显著性水平；a 为 IGARCH(1,1) 估计结果。下同。

表 4 大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 估计结果(滞后成交量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	-0.0001	0.0006	$3.42e-5$ ***	0.0005	0.0003	0.0009	0.0001	0.0005
β_1	0.1077*	0.0351	0.0182	0.0327	0.4076*	0.0452	0.0747**	0.0299
β_2	0.2244*	0.1725	0.2688	0.2793	0.3222*	0.0529	0.9253*	0.2349
γ	0.5623*	0.1029	0.4537*	0.1252	0.9919*	0.1209	2.2661	3.0612
$\beta_1 + \beta_2$	0.3321		0.7225		0.7298		1.0000	

(二) 持仓量与期货价差波动

表 5 为将当期持仓量作为解释变量引入条件方差方程时大豆类期货四个价差收益的 GARCH(1,1) 模型估计结果(方程(5), $j=0$)。根据估计结果,除了 OMCS 价差外,当期持仓量对其他三个价差波动率都有显著影响。CS 价差、OCS 价差和 MCS 价差条件方差方程中,当期持仓量系数 λ 在 1% 的显著性水平上都是显著的;对于 OMCS 价差,当期持仓量对条件方差的影响系数 λ 是不显著的。从波动性持久性上看,尽管 CS 价差、OCS 价差波动持久性都有较大幅度下降,但是 MCS 价差波动持久性则有所上升。OMCS 价差波动持久性依然为 1。

表 6 为将滞后持仓量作为解释变量引入条件方差方程时大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 模型估计结果(方程(5), $j=1$)。根据表中结果,除了 OMCS 价差外,CS 价差、OCS 价差和 MCS 价差条件方差方程中,滞后持仓量系数 λ 在 1% 的显著性水平上都是显著的,和当期持仓量估计结果相似。从波动持久性上看,在将滞后持仓量引入价差方差方程后,CS 价差、OCS 价差波动持久性都有一定程度下降,而 MCS 价差波动持久性则有所增加。OMCS 价差波动持久性等于 1。

总的来说,将当期持仓量、滞后持仓量作为解释变量分别引入方差方程时,无论是当期持仓量还是滞后持仓量,对于大豆期货四个价差收益波动中的三个都有明显的解释能力,可以根据当期或者滞后持仓量变动,对 CS、OCS 和 MCS 三个价差波动性做出估计,即持仓量增加,大豆类期货价差波动也将增加。当引入持仓量或其滞后值时,除了 OMCS 价差和 MCS 价差外,其他两个价差收益的波动持久性都有不同程度的下降。

表 5 大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 估计结果(当期持仓量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	$-5.49e-6$	0.0006	$4.4e-5$	0.0005	-0.0004	0.0009	0.0002	0.0005
β_1	0.1058**	0.0414	0.0483*	0.0398	0.2466*	0.0305	0.0739**	0.0299
β_2	0.3604***	0.2143	0.6719*	0.4969	0.5726*	0.0237	0.9261*	0.0299
λ	1.2929*	0.3159	0.5749*	0.6704	0.4657*	0.5798	4.2149	10.1424
$\beta_1 + \beta_2$	0.4662		0.7202		0.8192		1.0000	

表 6 大豆类期货价差收益的 GARCH(1,1) 估计结果(滞后持仓量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	$4.46e-6$	0.0006	$1.45e-5$	0.0005	-0.0004	0.0008	0.0001	0.0005
β_1	0.1144*	0.0411	0.0451*	0.0380	0.3146*	0.0342	0.0792**	0.0321
β_2	0.4325**	0.2165	0.7894*	0.5177	0.5243*	0.0232	0.9207*	0.1738
λ	1.1471*	0.3546	0.4703**	1.2767	0.5656*	0.5713	4.3239	0.0321
$\beta_1 + \beta_2$	0.5469		0.8345		0.8389		1.0000	

(三) 成交量、持仓量与期货价差波动

表7和表8为将成交量、持仓量作为解释变量同时引入条件方差方程时四个价差收益的GARCH(1,1)模型估计结果(方程(6)),估计结果反映了成交量、持仓量同时引入对大豆类期货价差收益波动的影响。根据表7估计结果,当期成交量、持仓量同时引入方差方程后,CS价差、OCS价差、MCS价差以及OMCS价差的条件方差方程中,当期成交量、持仓量的系数 ξ_1 和 ξ_2 在1%的显著性水平上都是显著的,也就是说,无论是当期成交量或是当期持仓量,对大豆类期货价差波动都有明显的影响。从波动持久性上看,除了OMCS价差外,CS价差波动持久性、OCS价差以及MCS价差波动持久性有较大幅度下降。

根据表8估计结果,在将滞后成交量、持仓量作为解释变量同时引入条件方差方程后,大豆类期货四个价差的滞后成交量系数 ξ_1 都是显著的。对于CS价差、OCS价差和MCS价差, ξ_1 在1%的显著性水平上显著;对于OMCS价差, ξ_1 在5%的显著性水平上显著。四个价差的滞后持仓量系数 ξ_2 的显著性存在较大差异,CS价差、OMCS价差条件方差方程的滞后持仓量系数 ξ_2 是不显著的;OCS价差、MCS价差条件方差方程的滞后持仓量系数 ξ_2 分别在10%、1%的显著性水平上显著。从波动持久性上看,在将滞后成交量、持仓量引入价差条件方差方程后,CS价差、OCS价差波动持久性都有大幅下降,CS价差波动持久性从0.7579下降到0.3333,OCS价差波动持久性从0.8641下降到0.1173,MCS价差波动持久性则从0.7985上升到0.8483,OMCS价差波动持久性不变。

总的来说,在将持仓量、成交量作为解释变量同时引入条件方差方程时,实证结果与持仓量、成交量作为解释变量单独进入条件方差方程相似。从整体上看,无论是成交量还是持仓量,对大豆类期货价差波动都有很强的解释能力,成交量变动对价差波动方差有显著的影响,持仓量变动也有显著的影响,其中成交量的影响更为明显。有所不同的是,当期持仓量对OMCS价差波动的影响系数为负值,滞后成交量对OCS价差波动影响系数也为负值,这意味着,在OMCS价差交易和OCS价差交易中,成交量和持仓量同时增加的交易对价差波动的影响要大于成交量和持仓量一增一减对价差波动的影响。此外,通过ARCH项、GARCH项系数和 $(\beta_1 + \beta_2)$ 反映的价差波动持久性也有不同程度的下降。

表7 大豆类期货价差收益的GARCH(1,1)估计结果(当期成交量和持仓量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	0.0002	0.0006	0.0002	0.0005	-0.0001	0.0007	0.0004	0.0004
β_1	0.1411*	0.0373	0.0672***	0.0352	0.4694*	0.0391	0.0783*	0.0267
β_2	0.1142**	0.0492	0.2000*	0.0461	0.0298***	0.0156	0.9217*	0.0267
ξ_1	1.0138*	0.3410	1.1024*	0.3504	0.9359*	0.2569	1.2479*	0.1729
ξ_2	1.1595*	0.1225	1.1634*	0.1408	1.4819*	0.1310	-1.3936*	0.2835
$\beta_1 + \beta_2$	0.2553		0.2672		0.4992		1.0000	

表8 大豆类期货价差收益的GARCH(1,1)估计结果(滞后成交量和持仓量)

	CS 价差		OCS 价差		MCS 价差		OMCS ^a 价差	
	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误	估计值	标准误
μ	9.52 e-5	0.0006	-6.42 e-5	0.0005	-0.0003	0.0008	0.0002	0.0004
β_1	0.1076*	0.0352	0.0125	0.0333	0.3265*	0.0353	0.0739**	0.0304
β_2	0.2256	0.1727	0.1048	0.2746	0.5218*	0.0227	0.9261*	0.0303
ξ_1	0.5593*	0.1232	0.5191*	0.1221	0.6831*	0.1969	0.4411**	0.2057
ξ_2	0.0135	0.3085	-0.5164***	0.2802	6.8360*	0.6957	0.1689	0.2548
$\beta_1 + \beta_2$	0.3333	0.1173	0.1173		0.8483		1.0000	

五、结论与启示

(一) 结论

本文采用 GARCH(1,1)模型研究了成交量、持仓量对大豆类期货价差波动率的影响。实证结果显示:从整体上看,当期成交量、持仓量各自对大豆期货价差波动有显著影响;滞后成交量、持仓量各自对大豆期货价差波动也有显著影响;当成交量、持仓量同时进入条件方差方程时,无论是成交量或是持仓量对大豆类期货价差的波动都有显著的解释力。从影响系数看,成交量与期货价差波动正相关,持仓量与期货价差波动关系不确定。

这一研究结论证实了我国大豆类期货市场信息传递方式符合 Copeland 的顺序信息到达假设,这一假设更能够解释成交量与我国大豆期货价差波动之间的影响关系。此外,结论也揭示出我国大豆期货市场存在非有效性。根据实证结果,滞后成交量、持仓量和大豆期货价差波动之间有显著联系,这一结论违背了 Fama 提出的弱有效市场假设。这意味着在大豆类期货交易中,超额利润的机会是存在的,通过对市场价格以及成交量、持仓量的分析与预测,投资者可以获得超额收益。

(二) 启示

本文研究进一步分析了我国大豆类期货价差波动的影响因素,发现成交量、持仓量的当期值及滞后值与大豆期货价差波动之间有显著联系。这一结论对参与大豆期货市场套期保值、套利或投机的投资者有重要的现实意义。无论是套期保值、套利或投机,投资者的投资行为能否成功依赖于预期未来价格走势的能力。实证结果证实,对成交量、持仓量信息的分析在短期内可以提升投资者对期货价格变动的预测能力,进而改进投资策略,提高投资收益。

本文研究对于期货市场监管也有一定的借鉴意义。从理论上说,交易量增加导致的价格波动程度增加意味着有必要强化监管,但是是否应当监管依赖于对价格波动与交易量关系的准确判断,如果交易量增加导致的价格波动程度增加是源于市场有效性不足或流动性不足,那么进一步的监管就有可能损害期货价格对信息的响应能力。

参考文献:

- [1] 华仁海,仲伟俊. 我国期货市场期货价格收益、交易量、波动性关系的动态分析[J]. 统计研究,2003(7):25-29.
- [2] Epps T W. Security price changes and transaction volumes: theory and evidence[J]. the American Economic Review, 1975, 65: 586-597.
- [3] Karpoff J M. The relation between price changes and trading volume: a survey[J]. Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1987, 22: 109-126.
- [4] McCarthy J, Najand M. State space modeling of price and volume dependence: evidence from currency futures[J]. Journal of Futures Markets, 1993, 13: 335-344.
- [5] Foster A J. Volume-volatility relationships for crude oil futures markets[J]. Journal of Futures Markets, 1995,15: 929-951.
- [6] Fujihara R A, Mougoué M. Linear dependence, nonlinear dependence and petroleum futures market efficiency[J]. Journal of Futures Markets, 1997, 17:75-99.
- [7] Kocagil A E, Shachmurove Y. Return-volume dynamics in futures markets[J]. Journal of Futures Markets, 1998,18:399-426.
- [8] Copeland T E. A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival[J]. The Journal of Finance, 1976, 31: 1149-1168.
- [9] Wang Jiang. A model of intertemporal asset prices under asymmetric information[J]. The Review of Economic Studies,

- 1993, 60: 249 – 282.
- [10] Clark P K. A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices[J]. *Econometrica*, 1973, 41:135 – 155.
- [11] Bessembinder H, Seguin P J. Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from futures markets[J]. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993, 28: 21 – 39.
- [12] Ragunathan V, Peker A. Price variability, trading volume and market depth: evidence from the Australian futures market[J]. *Applied Financial Economics*, 1997, 7:447 – 454.
- [13] Watanabe T. Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from the Japanese stock index futures market [J]. *Applied Financial Economics*, 2001, 11: 651 – 658.
- [14] 刘庆富, 仲伟俊, 梅姝娥. 空盘量变动对我国期货市场期货价格收益波动性的影响[J]. *系统工程理论方法应用*, 2005(1): 28 – 32.
- [15] 刘卉, 李晔, 王远志. 中国期货市场波动性、交易量、市场深度动态关系的日内特征分析[J]. *长春理工大学学报: 社会科学版*, 2005(4): 44 – 48.
- [16] 崔海蓉, 何建敏. 我国期货市场成交量和持仓量与价格波动关系研究[J]. *统计与决策*, 2010(6): 127 – 129.
- [17] 白东辉, 杨栓军. 铜铝期货价格、成交量与持仓量动态关系研究[J]. *重庆师范大学学报: 自然科学版*, 2010(5): 87 – 91.
- [18] 周志明, 唐元虎, 施丽华. 中国期市收益率波动与交易量和持仓量关系的实证研究[J]. *上海交通大学学报*, 2004(3): 368 – 372.
- [19] 田新民, 沈小刚. 基于交易量和持仓量的期货日内价格波动研究[J]. *经济与管理研究*, 2005(7): 78 – 80.
- [20] 华仁海, 仲伟俊. 我国期货市场期货价格波动与成交量和空盘量动态关系的实证分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2004(7): 123 – 132.
- [21] Majand M, Yung K. A GARCH examination of the relationship between volume and price variability in futures markets [J]. *Journal of Futures Markets*, 1991, 5:613 – 621.

[责任编辑: 杨凤春]

An Empirical Analysis of the Impact of Trading Volume and Open Interest on Soybean Futures Price Volatility

LI Zhibin, CHEN Kun

Abstract: On the basis of GARCH model, this paper makes an empirical analysis about the impact of trading volume and open interest on soybean futures price volatility. This study finds that current trading volume and open interest have a significant effect on soybean futures price volatility, and contemporaneous (lagged) trading volume and open interest have the same effect on soybean futures price volatility. This study also shows that trading volume and open interest have an overall significant effect on soybean futures price volatility when they enter the conditional variance equation simultaneously. This study sheds light on the information dissemination procedures and informational inefficiency in soybean futures markets, which could be of interest to futures market investors and regulators.

Key Words: GARCH model; trading volume; open interest; financial innovation; futures market; financial derivatives; soybean futures; deposit ratio