

我国农产品期货市场投资者行为特征分析

陈锐刚 纪利霞

(北京大学光华管理学院 北京 100871 山西大同大学数学与计算机科学学院 山西大同 037009)

【摘要】 本文通过分析交易量、持仓量与价格波动、收益之间的动态关系,得出我国农产品期货市场投资者的行为特征。分析表明,与国外部分执行做市商制度的农产品期货市场相比,我国农产品期货市场投资者具有一定的场外交易者特征。

【关键词】 农产品期货市场 投资者行为特征 持仓量 交易量 价格波动

一、模型选取与数据处理

1. 模型选取。本文采用模型(1)、(2)来考察农产品期货的日回报与其价格的日波动的动态关系,分析影响农产品期货价格波动的因素,进而分析得出我国农产品期货市场投资者的行为特征。模型将日回报的历史数据、交易量、持仓量均作为解释变量,并区分了交易量、持仓量变化的预期值和非预期值,而且考虑了日历效应的影响。

$$R_t = \alpha + \sum_{j=1}^n \gamma_j R_{t-j} + \sum_{i=1}^4 \rho_i d_i + \sum_{j=1}^n \pi_j \hat{\sigma}_{t-j} + U_t \quad (1)$$

$$\hat{\sigma}_t = \delta + \sum_{j=1}^n \omega_j \hat{U}_{t-j} + \sum_{i=1}^4 \eta_i d_i + \sum_{k=1}^m \mu_k A_k + \sum_{j=1}^n \beta_j \hat{\sigma}_{t-j} + e_t \quad (2)$$

模型(1)中: R_t 表示 t 时刻的回报; $i=1,2,3,4$,这四个虚拟变量分别描述回报和方差的周一至周五的日历效应; U_t 是残差项,表示非预期回报。

模型(2)中:解释因子包括周历虚拟变量 $d_i, i=1,2,3,4$ 。 \hat{U}_{t-j} 表示滞后 j 期的非预期回报。 $\hat{\sigma}_{t-j}$ 表示 $\hat{\sigma}_t$ 的滞后值。 A_k 表示相关交易活动变量, $k=1,2,\dots,m$ 。本文中 $m=2$,这两个交易活动变量分别是交易量与持仓量变化。交易量与持仓量变化分别被分解为两个部分:①预期交易量与非预期交易量;②预期持仓量变化与非预期持仓量变化。预期持仓量变化反映了每一交易日开始时的持仓意愿变化,非预期持仓量变化则反映了净持仓量的意外变化。滞后阶数 $n=10$ 。

$\hat{\sigma}_t$ 还可根据式(3)计算得出:

$$\hat{\sigma}_t = |\hat{U}_t| \times \sqrt{\pi/2} \quad (3)$$

由式(2)及式(3)可以得到:

$$\frac{\partial \hat{\sigma}_t}{\partial \hat{U}_{t-j}} = \begin{cases} \omega_j + \sqrt{\pi/2} \beta_j & (\hat{U}_{t-j} > 0) \\ \omega_j - \sqrt{\pi/2} \beta_j & (\hat{U}_{t-j} < 0) \end{cases} \quad (4)$$

也就是说,对于正、负非预期回报而言,它们对价格的影响程度是不一样的。当 $\beta_j < 0$ 时,与正的非预期回报相比,负的非预期回报将导致更大的价格波动。

2. 数据处理。本文选取了大豆、豆粕、豆油、玉米这4个期货品种,收盘价、交易量、持仓量这些数据的获取时间段为2006年1月至2007年12月。收益率的计算公式为:

$$R_t = (F_t - F_{t-1}) / F_{t-1} \times 100\% \quad (5)$$

其中: F_t 表示相应期货合约在 t 时刻的收盘价。

连续数据根据每日的主力合约数据生成。为避免主力合约变化所引起的价格变化对数据产生影响,本文首先按照式(5)计算所有合约的日收益率,然后直接选取每日主力合约的收益率、交易量、持仓量等数据生成连续数据。为防止出现伪回归现象,我们对持仓量、交易量、收益率这些数据进行了单位根检验,结果见表1:

表1 持仓量、交易量、收益率的单位根检验结果

品种	单位根检验结果		
	持仓量	交易量	收益率
玉米	I(1)	I(0)	I(0)
大豆	I(1)	I(0)	I(0)
豆粕	I(1)	I(0)	I(0)
豆油	I(1)	I(0)	I(0)

从表1可以看出,所有期货品种对应的持仓量数据均为I(1)过程,交易量与收益率数据均为平稳序列。

按照Box-Jenkins方法,将交易量与持仓量变化分别分解为预期交易量与非预期交易量、预期持仓量变化与非预期持仓量变化。根据所有的交易量与持仓量变化数据建立AR(10)模型,从而可以得到交易量与持仓量变化的预测值,即预期交易量或预期持仓量变化值。非预期交易量或非预期持仓量变化值可用式(6)计算:

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \text{Activity}_{it} - E\{\text{Activity}_{it} | \text{Activity}_{i,t-\tau}, \tau=1,2,\dots,10\} \quad (6)$$

其中: Activity_{it} 表示第 i 个市场变量在 t 时刻的取值,在这里表示持仓差或交易量; $\hat{\varepsilon}_{it}$ 为非预期交易量或非预期持仓量变化值; $i=1,2,\dots,16$ 。

二、实证分析

根据模型(1)、(2),本文对4个期货品种分别进行了估计,表2给出了模型(1)的估计结果。

从表2可以看出,我国期货市场历史数据对期货日回报

表2 日回报回归结果

	大豆	豆粕	豆油	玉米
Intercept	-0.358 42 (-1.41)	-0.559 77 (-1.38)	0.567 49 (1.96) *	-0.194 13 (-0.69)
Monday	0.169 72 (1.01)	0.001 77 (0.01)	0.201 79 (1.19)	0.240 55 (1.73) *
Tuesday	-0.445 67 (-2.67) **	-0.431 79 (2.16) *	-0.359 23 (-2.14) *	-0.250 51 (-1.76) *
Wednesday	-0.189 75 (-1.12)	-0.231 70 (-1.13)	-0.179 01 (-1.07)	-0.211 05 (-1.48)
Thursday	-0.080 44 (-0.48)	-0.027 15 (-0.13)	-0.247 27 (-1.47)	-0.070 91 (-0.51)
Sum of 10 Lagged Returns	-0.079 96 (0.20)	-0.231 86 (1.64)	0.120 14 (0.37)	-0.004 89 (0.00)
Sum of 10 Lagged Volatilities	0.391 19 (5.55) *	0.678 36 (3.70) *	-0.298 28 (1.30)	0.241 82 (0.89)
Durbin-Watson	1.973	1.982	1.973	1.994
Adjusted R ²	0.042 1	0.024 7	0.023 7	0.015
Regression F-Statistics	1.84 **	1.48 *	1.46 *	1.29

注:括号内为对应检验统计量的值;*表示在10%的水平上显著,**表示在5%的水平上显著。下同。

的解释力有限,4个期货品种中 Adjusted R² 的最大值仅约为4%;各期货品种具有明显的日历效应,所有期货品种在周二均有显著的负收益效应,范围为-0.25至-0.45。大豆期货的周二效应最为明显,通过了5%的显著性检验;玉米期货的周二负收益约为-0.25,通过了10%的显著性检验。此外,玉米期货在每周一还具有明显的正收益效应。

本文所选取的4个期货品种中,大豆和豆粕2个品种的滞后波动系数通过了10%的显著性检验,其他品种的滞后波动系数未能通过显著性检验。也就是说,对于豆油和玉米这2个品种而言,风险和收益之间并不存在显著的相关性,承担了高风险并不一定能获取高收益。按照投资者理性及风险厌恶的基本假设,对于风险越大的投资产品,投资者往往要求能获得更多的回报。大豆和豆粕这2个品种的分析结果证明了这种观点。

表3给出了模型(2)的估计结果。考察的4个期货品种中,大豆和豆粕的10个滞后波动系数之和未能通过显著性检验,豆油和玉米的10个滞后波动系数之和显著不为零,豆油对应的系数为0.296 99,玉米对应的系数为0.335 12。豆油及玉米期货市场的价格日波动具有较强的记忆性、自相关性和群聚性。

4个期货品种的10个非预期回报滞后系数之和,有2个为正值,有2个为负值。其中,豆粕、豆油对应的系数通过了显著性检验,且均为正值,表明异常回报的出现会增大后续交易日的价格波动。

本文考察的4个期货品种的预期交易量对价格波动影响的系数中有2个为负值,2个为正值。其中,只有豆粕通过了显著性检验,且为正值。大部分期货品种的非预期交易量对价格波动的影响比较显著,仅豆粕未通过显著性检验,其余3个品种均通过了5%的显著性检验,所有品种的系数都为正值。

表3 日波动回归结果

	大豆	豆粕	豆油	玉米
Intercept	1.640 66 (7.87) **	1.427 23 (3.31) **	1.554 22 (6.92) **	1.225 09 (8.15) **
Expected Volume(10 ⁻⁶)	0.069 27 (0.18)	0.580 36 (1.88) *	-1.52 (-1.47)	-0.335 66 (1.39)
Unexpected Volume(10 ⁻⁶)	4.29 (8.91) **	0.344 61 (0.73)	9.21 (6.19) **	2.75 (12.91) **
Expected OPI Change(10 ⁻⁶)	7.15 (0.48)	8.45 (0.29)	-111.29 (-1.50)	—
Unexpected OPI Change(10 ⁻⁶)	11.08 (3.63) **	-19.3 (-4.80) **	-24.93 (-2.03) *	-3.30 (-3.08) **
Sum of Expected and Unexpected Volume(10 ⁻⁶)	4.36 (79.73) **	0.925 (3.49) *	7.69 (26.20) **	2.41 (57.08) **
Sum of Expected and Unexpected OPI Change(10 ⁻⁶)	18.23 (1.39)	10.85 (0.14)	136.22 (3.27) *	—
Sum of 10 Lagged Unexpected Returns	-0.103 07 (0.72)	0.648 65 (3.23) *	0.487 2 (12.11) **	-0.081 48 (0.38)
Sum of 10 Lagged Volatilities	0.071 31 (0.22)	0.414 44 (1.74)	0.296 99 (4.42) *	0.335 12 (6.72) **
Durbin-Watson	1.937	2.018	1.987	2.009
Adjusted R ²	0.270 3	0.099 8	0.125 7	0.300 7
Regression F-Statistics	7.04 **	2.77 **	3.28 **	8.15 **

此外,预期交易量与非预期交易量对价格波动的影响是非对称的。非预期交易量对价格波动的影响明显大于预期交易量对价格波动的影响,二者系数绝对值的比值最低为豆粕对应的0.59,最高为大豆对应的61.93。

4个品种的预期持仓量变化对价格波动影响的系数均未能通过显著性检验,这与Hendrik(1993)的实证分析结果截然相反。按照Kyle(1985)、Hendrik(1993)的解释,预期持仓量反映了市场现有交易者数量或者已有资本的数额,持仓量的增加使得市场深度增加。本文中的4个期货品种对应的系数都未能通过显著性检验,这说明期货市场预期持仓量的增加对价格波动没有显著影响。

对于非预期持仓量变化,4个品种对应的系数都通过了显著性检验。除豆油外,其他品种对应系数的显著性水平都达到了5%。这充分表明,与预期持仓量变化相比,非预期持仓量的异常变动往往更容易引起价格波动。但是,这4个系数的符号却不尽相同,3个为负,1个为正,除大豆对应的非预期持仓量变化的系数为正外,其他3个品种对应的非预期持仓量变化的系数均为负。

此外,本文进一步检验了预期持仓量变化系数与非预期持仓量变化系数之和是否显著不为零。统计检验结果表明,4个期货品种中,豆油的相应系数显著不为零,系数符号为正。综合交易量对价格波动的影响,我们可以发现不同类型的交易对价格波动的影响也不同。任何类型交易者的交易都将增加当日的交易量,但是不同类型的交易对交易日结束时的持仓量的影响大大不同。对于套期保值交易者而言,他们的交易

既增加了当日的交易量,又增加了持仓量;而对于一些投机者,他们快进快出,从不持有隔夜仓,从而他们的交易只会增加交易量,但对持仓量不会有任何影响。因而,这两类交易者对价格波动的影响也不尽相同。

以上分析结果表明,即使同一类交易者进行不同期货品种的交易,对各期货品种的价格波动的影响也将不同。比如,对于大豆而言,套期保值交易使得交易量和持仓量均增加,而交易量和持仓量的增加都加大了价格波动,因而套期保值交易导致大豆期货价格大幅度波动;而对于玉米而言,套期保值交易虽然既增加了交易量,又增加了持仓量,但是由于持仓量的增加会减小价格波动,所以套期保值交易可能会减小玉米期货的价格波动。

三、结论

本文通过分析所选取的4个期货品种的交易量、持仓量与价格波动、收益之间的动态关系,得出我国农产品期货市场投资者的行为特征,同时利用计量经济模型研究了价格波动的记忆性、非预期交易量及非预期持仓量变化对价格波动的非对称影响、收益与价格波动之间的关系等。我们将本文的研究结果与国内外已有的研究结果进行对比,可得到以下结论:

第一,我国农产品期货市场具有较强的弱有效性。从模型的拟合优度来看,表2中的 Adjusted R^2 的取值范围为 0.015~0.042 1,均值约为 0.026,这表明市场的历史信息对当前收益具有较强的解释力,市场的弱有效性较强;表3中的 Adjusted R^2 的取值范围为 0.099 8~0.300 7,均值约为 0.199,这表明我国期货市场价格波动受随机因素的影响较大。

第二,我国农产品期货市场交易量的增加更容易加大价格波动。Daigler 和 Wiley(1999)的研究表明,由于场内做市商、场内结算会员掌握了更多的市场信息,其有能力分辨正常的套期保值需求与异常交易量增加,因而可以吸收正常套期保值需求引起的交易量增加,从而增强市场流动性、减小市场价格的波动。目前,我国期货市场尚未引入做市商制度,期货市场投资者拥有相同的市场公开信息,从而无法分辨异常交易量的增加。无论正常套期保值需求是否增加,交易量的增加往往被认为是供需基本面发生了改变,在无法确切获知供需基本面相关信息的前提下,只能进行“追涨杀跌”式的操作,从而导致价格波动加大。这与美国期货市场场外投资者的行为特征完全相同。

第三,预期交易量与非预期交易量的变化对价格波动产生非对称的影响。Daigler 和 Wiley(1999)的研究表明,对于不同类型的投资者而言,预期交易量的增加和非预期交易量的

增加对价格波动的影响方向比较一致、影响幅度相当。而我国农产品期货市场的情况则明显不同,表3的结果表明:预期交易量的变化对价格波动的影响并不显著,非预期交易量的变化通常会加大价格波动,而且非预期交易量变化对价格波动的影响远远大于预期交易量变化对价格波动的影响。

第四,持仓量的增加对减小市场价格波动的效果并不明显。持仓量是衡量期货市场流动性的一个指标,持仓量越多,同样的交易量对于市场的冲击越小,因此持仓量的增加往往能减小市场价格的波动。Daigler 和 Wiley(1999)的研究也证明了这一点。与此相反,表3的结果表明:尽管我国期货市场预期持仓量变化对市场价格波动无显著影响,但非预期持仓量变化显著增大了市场价格的波动。目前,从投资者数量来看,我国期货市场仍以散户为主。由于散户获取信息的渠道有限,他们往往根据某一期期货合约持仓量及交易量的变化来判断市场供需情况是否发生了变化,而“追涨杀跌”式的操作手法以及对价格未来走势判断的不一致都会导致价格波动的进一步加剧。

主要参考文献

1. Robert T. Daigler, Marilyn K. Wiley. The Impact of Trader Type on the Futures Volatility-Volume Relation. *The Journal of Finance*, 1999; 6
2. Shalen, Catherine T.. Volume, volatility and the dispersion of beliefs. *Review of Financial Studies*, 1993; 6
3. Jonathan M. Karpoff. The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1987; 1
4. 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. *数量经济技术经济研究*, 2004; 7
5. Schwert G. W., P. J. Seguin. Heteroskedasticity in Stock Returns. *Journal of Finance*, 1989; 45
6. Davidian M., R. J. Carroll. Variance Function Estimation. *Journal of the American Statistical Association*, 1989; 82
7. Hendrik, Paul J. Seguin. Price Volatility, Trading Volume and Market Depth: Evidence from Futures Market. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 1993; 1
8. 陈锐刚, 周慧娟. 中国商品期货市场流动性格局研究. *湘潭大学学报(社会科学版)*, 2008; 2
9. Kyle A.S.. Continuous Auction and Insider Trading. *Econometric*, 1985; 53