

天胶期货市场头寸限制设定的实证研究

侯晓鸿, 许颖宜

(上海期货交易所博士后流动站, 上海, 200122; 长沙天和工程机械有限公司, 湖南长沙, 410000)

摘要: 用处理非平稳时间序列的经济计量分析方法——单元根检验、协整检验、Granger 引导关系检验, 对天胶期货市场头寸限制设定所作的实证研究表明: (1) 如果单从规避交割违约风险角度来看, 当前期货交易所采用的三级头寸限制模式可以改为二级头寸限制模式; (2) 一些头寸控制参数间具有协整关系, 可以通过建立协整回归模型对合约不同时期的持仓限额进行设定。

关键词: 天胶期货; 头寸限制; 单元根检验; 协整检验; Granger 引导关系检验

中图分类号: F746.16

文献标识码: A

文章编号: 1672-3104(2004)03-0337-04

在商品期货交易中, 头寸限制无疑已成为防范期市风险重要措施之一。美国、日本的期货市场都设有持仓头寸限制制度; 在英国, 虽然交易所以投资者自身需求差异性较大为由不设立此制度, 但各期货公司对自己的客户均进行了严格的头寸限制。在国外, 早期相关研究虽然较多, 但至今未能从其公开发表的论文中发现任何有关头寸限制设定方面的数量模型^[1]。国内有关这方面深度定性研究就更是少见。据检索, 仅发现中南大学李一智等人 2000 年底从信用风险出发, 对客户的最大持仓进行了探析^[2]。当前, 国内 3 家交易所使用的头寸限制参数值是在参照现货流通量等因素的基础上由经验来判定的。有鉴于此, 本文拟以我国天胶期货市场为对象, 从防范交割风险出发, 就头寸限制开展实证研究。

日本的 TOCOM 和 OME、新加坡的 SICOM 以及我国的 SHFE 是世界天胶期货交易的主要场所。为了使合约最终实物交割数量不至于因过大而引发大面积交割违约风险, 四家期货交易所合约设计中均对持仓上限作出了具体的规定。在我国, 除了一般月份和现货合约月份外, 还对交割月前一个月的持仓另行进行了规定; 在新加坡, 交易所对投资者的持仓只分一般月份和现货合约月份两种情况加以限制; 在日本, 头寸限制除了对单个合约有要求外, 对同一品种的总持仓也有总量上的限制。这种在限仓方式和数量上的差异可能缘于不同的国情, 但值得我们高度关注。本文试图运用近些年才兴起的、处理非平稳时间序列的经济计量分析方法——单元根

检验、协整检验及 Granger 因果关系检验^[3-6], 对这两个问题进行实证分析, 为将来我国期货市场头寸限制制度的修改和完善提供实证依据。

一、头寸限制制度中各参数间相关关系的实证研究

结合多年来的交易实践, 我国上海期货交易所采用分一般月份、交割前一个月份以及交割月份这种三级限仓模式, 对经纪会员、投资者的最大持仓量进行了限定。显然, 这种制度设计旨在促使经纪会员和投资者的持仓量随着合约到期月份的不断临近, 形成一种良性的递减趋势, 从而防范合约摘牌后出现交割风险。那实际实施过程中到底产生了什么样的效果呢? 为回答这个问题, 本文首先有必要对制度实施后各控制参数间的关系进行实证检验。结合期货交易规则, 在以下的实证检验中, 本文约定: 合约一般月份的控制参数用合约上市期间的收市最大持仓总量来表示(以下简称最高持仓量); 交割前一个月份的控制参数用合约在交割前一个月的第一交易日收市后的持仓总量来表示(以下简称交割前一月月初持仓量); 交割月份的控制参数用交割月的第一交易日收市后的持仓总量来表示(以下简称交割月月初持仓量); 交割持仓量是指合约在最后交易日结束后仍未平仓的持仓总量。样本数据时间跨度为 1999 年 11 月 1 日至 2003 年 7 月 15 日, 总共涉

收稿日期: 2004-01-20; 修回日期: 2004-05-02

作者简介: 侯晓鸿(1970-), 男, 湖南安仁人, 中南大学管理学博士, 上海期货交易所博士后, 主要研究方向: 商品期货市场风险控制。

及 36 个天胶期货合约(以下分析同) 。

表 1 各控制变量的相关关系

	交割月月初 持仓量	交割前一月 月初持仓量	最高持仓量
交割持仓量	0. 984	0. 782	0. 859
交割月月初持仓量	1. 00	0. 773	0. 830
交割前一月月初持仓量		1. 00	0. 870

由表 1 可见, 各变量间具有显著的相关关系, 其中, 最大达到了 0. 984, 最小也有 0. 773。但考虑到各变量间存在相互影响, 我们继而进行了偏相关分析(如表 2 所示), 但从实证结果来看, “交割持仓量”与“交割前一月月初持仓量”、“交割前一月月初持仓量”与“交割前两月月初持仓量”的相关系数有了显著的降低, 因此, 结合相关分析和偏相关分析, 我们仅能得出“交割持仓量”与“交割月月初持仓量”具有强线性关系的结论。

由于确定各控制变量间的这种关系, 特别是长期关系对于头寸限仓模式和数量的确定具有重要意义, 因此, 下面我们应用单元根检验、协整检验和 Granger 引导关系检验等经济计量分析方法加以进一步的探讨。

表 2 各控制变量间的偏相关系数

	偏相关系数	控制变量
“交割持仓量”与 “交割月月初持仓量”	0. 949	最高持仓量、 交割前一月 月初持仓量
“交割持仓量”与 “交割前一月月初持仓量”	0. 138	最高持仓量
“交割前一月月初持仓量” 与“交割前两月月初持仓量”	0. 187	最高持仓量

二、控制参数时间序列的
平稳性分析

在实际中, 多数时间序列都是非平稳的, 因此, 对变量的直接回归分析可能会产生伪回归或残差项是非平稳的。为避免这一问题的出现, 因此在进行控制参数间回归分析之前进行序列的平稳性分析是很必要性的。以下表 3 是我们采用单位根检验对各控制参数时间序列开展平稳性实证分析的结果。

表 3 表明, 5 个控制变量时间序列均不拒绝单位根假设, 因此, 在分析它们之间关系时, 直接应用回归分析很容易造成伪回归。

表 3 各控制参数时间序列单位各控制
参数时间序列根检验结果

变量	方程	最优滞 后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
最高 持仓量 (K1)	带截距项的自回 归方程	5	- 0. 005 018	- 3. 675 2(1) - 2. 966 5(5)
	带截距项和趋势 项的自回归方程	5	1. 267 275	- 4. 294 8(1) - 3. 567 0(5)
	无截距项和趋势 项的自回归方程	5	1. 156 079	- 2. 642 3(1) - 1. 952 6(5)
	带截距项的自回 归方程	3	- 0. 402 115	- 3. 649 6(1) - 2. 955 8(5)
	带截距项和趋势 项的自回归方程	3	0. 161 193	- 4. 271 2(1) - 3. 556 2(5)
交割 持仓量 (K2)	无截距项和趋势 项的自回归方程	3	0. 257 811	- 2. 636 9(1) - 1. 951 7(5)
	带截距项的自回 归方程	3	1. 602 957	- 3. 649 6(1) - 2. 955 8(5)
	带截距项和趋势 项的自回归方程	3	2. 413 220	- 4. 271 2(1) - 3. 556 2(5)
	无截距项和趋势 项的自回归方程	3	2. 152 033	- 2. 636 9(1) - 1. 951 7(5)
	带截距项的自回 归方程	1	0. 678 087	- 3. 635 3(1) - 2. 949 9(5)
交割前 一月月初 持仓量 (K4)	带截距项和趋势 项的自回归方程	1	0. 459 895	- 4. 250 5(1) - 3. 546 8(5)
	无截距项和趋势 项的自回归方程	1	1. 153 479	- 2. 632 1(1) - 1. 951 0(5)
	带截距项的自回 归方程	1	0. 978 086	- 3. 635 3(1) - 2. 949 9(5)
	带截距项和趋势 项的自回归方程	1	0. 679 358	- 4. 250 5(1) - 3. 546 8(5)
	无截距项和趋势 项的自回归方程	1	1. 469 713	- 2. 632 1(1) - 1. 951 0(5)

三、控制参数时间序列协整关系
的分析

虽然 5 个控制变量时间序列都是非平稳的, 但两个或多个非平稳序列的线性组合有可能是平稳的, 也就是说可能存在协整关系。基于协整的经济意义在于: 两变量或多个变量, 虽然它们具有各自长期的波动规律, 但是只要它们是协整的, 则相互间存在着一个长期稳定的比例关系, 因此如能通过实证分析发现控制参数变量间的这种协整关系, 就能为我们设定各品种期货合约在不同时期上的持仓上限奠定坚实的基础。以下我们拟应用协整检验, 对各控制变量间的关系进行分析。

(1) 交割持仓量、最高持仓量、交割月月初持仓量和交割前一月月初持仓量间是否具有协整关系的

检验(注: 方程式括号内为 T 估计值, 以下同)

由 OLS 估计得到的协整回归方程如下:

$$K2 = 279.9932 + 0.024920 * K1 + 0.580662 * K2 - 0.016886 * K3 + \xi$$

(1.509601)

(1.391851)

(17.02878)

(-0.725303)

残差序列 ξ 的平稳性检验结果为:

变量	方程	最优滞后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
残差 ξ	带截距项的自回归方程	3	-0.892340	-3.6496(1) -2.9558(5)
	带截距项和趋势项的自回归方程	2	-3.418838	-4.2605(1) -3.5514(5)
	无截距项和趋势项的自回归方程	3	-1.019576	-2.6369(1) -1.9517(5)

检验结果表明, 四个变量间不存在协整关系, 即没有长期的、稳定的均衡关系。

(2) 交割持仓量、交割月初持仓量和交割前一月月初持仓量三者间是否具有协整关系的检验

由 OLS 估计得到的协整回归方程如下:

$$K2 = 275.74 + 0.6237 * K3 + 0.020738 * K4 + \xi$$

(1.38)

(19.648)

(1.081175)

残差序列 ξ 的平稳性检验结果为:

变量	方程	最优滞后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
残差 ξ	带截距项的自回归方程	4	0.51448	-3.6576(1) -2.9591(5)
	带截距项和趋势项的自回归方程	4	0.3580	-4.2826(1) -3.5614(5)
	无截距项和趋势项的自回归方程	5	-0.6791	-2.6423(1) -1.9526(5)

检验结果表明, 残差序列是非平稳性, 三控制变量间不存在一个长期稳定的关系。

(3) 交割持仓量、交割初持仓量和最高持仓量三者间是否具有协整关系的检验

由 OLS 估计得到的协整回归方程如下:

$$K2 = 249.7272 + 0.576034 * K3 + 0.020280 * K1 + \xi$$

(1.391851)

(17.32137)

(2.68945)

残差序列 ξ 的平稳性检验结果为:

变量	方程	最优滞后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
残差 ξ	带截距项的自回归方程	3	-0.764982	-3.6496(1) -2.9558(5)
	带截距项和趋势项的自回归方程	3	-1.369869	-4.2712(1) -3.5562(5)
	无截距项和趋势项的自回归方程	3	-0.891853	-2.6369(1) -1.9517(5)

检验结果表明, 三个变量间也不存在协整关系。

(4) 交割持仓量和交割月初持仓量间是否具有

协整关系的检验

由 OLS 估计得到的协整回归方程如下:

$$K2 = 337.6074 + 0.650272 * K3 + \xi$$

(1.759181)

(32.23035)

残差序列 ξ 的平稳性检验结果为:

变量	方程	最优滞后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
残差 ξ	带截距项的自回归方程	2	-3.891943	-3.6422(1) -2.9527(5)
	带截距项和趋势项的自回归方程	2	-4.285555	-4.2605(1) -3.5514(5)
	无截距项和趋势项的自回归方程	2	-3.914182	-2.6344(1) -1.9514(5)

检验结果表明, 这二个变量间存在协整关系, 也就是说交割持仓量和交割月初持仓量间具有长期稳定的均衡关系。

(5) 交割持仓量和最高持仓量二者间是否具有协整关系的检验

由 OLS 估计得到的协整回归方程如下:

$$K2 = 384.0165 + 0.128694 * K1 + \xi$$

(0.684511)

(9.777724)

残差序列 ξ 的平稳性检验结果为:

变量	方程	最优滞后阶数 (AIC 标准)	T 估计值	临界值(%)
残差 ξ	带截距项的自回归方程	1	-4.027736	-3.6353(1) -2.9499(5)
	带截距项和趋势项的自回归方程	1	-4.231568	-4.2505(1) -3.5468(5)
	无截距项和趋势项的自回归方程	1	-4.090070	-2.6321(1) -1.9510(5)

检验结果表明, 二个变量存在明显的协整关系。

此外, 我们还用同样的方法, 分析了其它变量间的协整关系后, 发现在显著水平为 1% 时, 交割持仓量和交割前一月月初持仓量间、交割月初持仓量和交割前一月月初持仓量间并不存在协整关系。

四、控制变量的 Granger 引导关系实证检验

控制变量间的协整关系只能说明相互的依存问题, 并不暗示它们必然存在着某种引导或者说因果关系。换句话说, 在实际工作中, 如果我们拟通过控制其中的某些变量来影响其它变量, 则还必须分析变量间是否存在引导关系。本文应用 Granger 引导

关系检验来实证研究这些控制变量间是否存在单向的显著影响。由于检验是建立在平稳序列基础上,而前面的研究表明本文拟研究的变量都具有一阶非平稳性,因此首先以差分的方法加以再处理。检验中最优滞后期的选择,本文以协整分析结果为基准。

表 4 是我们对交割持仓量、交割月月初持仓量等 5 个变量间是否存在引导关系的实证检验情况。

表 4 交割持仓量等与变量间引导关系的实证检验

Null Hypothesis:	F-Statistic	Probability
$K3$ does not Granger Cause $K2$	15.063 4	8.4E-06
$K4$ does not Granger Cause $K3$	2.6048 1	0.116 67
$K4$ does not Granger Cause $K2$	0.0716 4	0.790 73
$K5$ does not Granger Cause $K4$	1.4678 2	0.234 84
$K1$ does not Granger Cause $K2$	34.765 7	6.4E-07

由此可见,交割月月初持仓量对交割持仓量具有 Granger 引导关系,最高持仓量对交割持仓量也具有 Granger 引导关系,但交割前一月月初持仓量对交割持仓量不具有 Granger 引导关系。此外,交割前一月月初持仓量对交割月月初持仓量不具有 Granger 引导关系,交割前两月月初持仓量对交割前一月月初持仓量也不具有 Granger 引导关系。因此,我们初步认为,如单从规避交割违约风险角度来看,当前期货交易所采用的三级头寸限制模式可改为二级头寸限抽模式,即可将交割月前一月对经纪公司和投资者的持仓限制视同一般月份加以处理。

五、对当前天胶期货合约不同时期持仓限额的测算

在以上的协整及引导关系实证分析中,已经建立了多个有效的协整回归模型。基于这些模型,可以对合约不同时期的持仓限额进行设定。我们分析合约交割月初最大允许持仓量。据以上研究有:

$$K2 = 337.6074 + 0.650272 * K3$$

稍加变换有:

$$K3 = (K2 - 337.6074) / 0.650272$$

因此,一旦我们确定合约在某一时间段的期望可交割量,就能计算出交割月初合约的单边最大允许投机持仓量,并以此为基础对经纪公司和投资者的单边持仓量进行限定。

参考文献:

- [1] 安妮·派克. 期货交割[M]. 赵文广译. 北京: 中国财政经济出版社, 1998. 56-116.
- [2] 李一智. 期货交易最小保证金与最大持仓量的研究[J]. 中南工业大学学报, 2000, 6(4): 282-283.
- [3] 庞皓. 计量经济学[M]. 成都: 西南财大出版社, 2001. 65-87.
- [4] 陆懋祖. 高等时间序列经济计量学[M]. 上海: 上海人民出版社, 1999. 12-143.
- [5] 罗伯特 S·平狄克. 计量经济模型与经济预测[M]. 钱小军等译. 上海: 上海人民出版社, 1999. 332-409.
- [6] 韩德瑞. 动态经济计量学[M]. 上海: 上海人民出版社, 1998. 236-258.

The empirical study on China rubber futures trading position's control mode and quantity

HOU Xiao-hong, XU Ying-yi

(PHD. OF SHFE Postdoctoral Programme, Shanghai 200122, China;

XU Yingyi, Changsha Timefuture Co., Ltd, Changsha 41000, China)

Abstract: This article uses Augmented Dicky-Fuller test, cointegration test and Granger causality test to analyse China Rubber Futures Trading Position's Control Mode and Quantity. It points out that current three-tier Trading Position's Control Mode can be changed into a two-tier one, and cointegration relationship between Position's Control index will help policy makers to make correct decision.

Key words: rubber futures; position's control; cointegration; granger causality tests

[编辑: 汪晓]