

# 我国商品期货市场持仓额的信息含量研究

郑振龙, 孙清泉, 杨涵宇

(厦门大学 金融系, 福建 厦门 361005)

**摘 要:** 期货总持仓额是否具有预测金融资产价格的能力, 以及到底体现何种信息, 又隐含什么信息是本文研究的主题。基于我国商品期货市场数据, 通过构造持仓额增长率因子进行研究后发现: 总持仓额因子对商品期货收益率、债券超额收益率和短期利率具有显著的预测能力。然而, 单个商品市场的持仓额因子的预测能力减弱, 且投机性越强的商品期货, 其持仓额因子的预测能力受到噪音影响的程度越强烈。同时, 持仓额因子的预测能力可能源自于市场投机因素 (用成交量/持仓量之比表示)、基差、通胀因子和预期因子, 且市场投机因素的解释能力最强。

**关 键 词:** 持仓额; 预测能力; 信息含量

中图分类号: F830.93 文献标识码: A 文章编号: 1005-0892 (2015) 02-0043-12

DOI:10.13676/j.cnki.cn36-1030/f.2015.02.005

## 一、引言

自 1998 年三大商品期货交易所成立以来, 我国商品期货进入快速发展通道, 2009 年成交总量已跃居世界第一, 占全球的 43%; 同时, 交易品种呈现多样化, 截至 2012 年 12 月, 三大商品期货交易所上市的品种已达 30 种。然而, 正如中国期货业协会会长刘志超 2011 年 11 月在首届“期货市场服务实体经济 30 人论坛”上所指出的那样, 我国商品期货市场交易量远远大于持仓量, 交易量是美国的 2.6 倍, 而持仓量却只有美国的 1/18, 我国商品期货市场套期保值比例较小, 投机气氛甚浓。显然, 持仓量俨然成为评判期货市场是否健康发展的重要标准。实务操作中, 商品期货市场技术人员也重点关注持仓量, 信奉“价动量先行”的分析真理。这些经验事实都表明, 持仓量不单是市场交易活动的统计结果, 可能隐含着丰富的预测信息。

近年来, 大宗商品投资能提供较佳的收益表现 (Gorton 和 Rouwenhorst, 2006), 且具备较好的抗

在期货市场, 持仓量又称空盘量或未平仓合约量, 指尚未对冲或实物交割的期货合约的数量; 而持仓额是用相应的结算价和持仓量计算的金额。尽管 Hong 和 Yogo (2012) 的理论推导使用持仓量, 而实证研究却使用持仓额表示持仓量, 并未区分持仓量和持仓额。<sup>[1]</sup>本文做了严格区分, 研究持仓额的信息含量。

收稿日期: 2014-10-21

基金项目: 国家自然科学基金项目 (71371161); 国家自然科学基金项目 (71471155)

作者简介: 郑振龙, 厦门大学闽江学者, 教授, 博士生导师, 国务院学科评议组成员, 主要从事资产定价、金融工程和风险管理研究, 联系方式 zlzhen@xmu.edu.cn; 孙清泉, 厦门大学金融工程博士, 招商银行研究人员, 主要从事资产定价、产品设计与风险管理研究; 杨涵宇, 厦门大学金融工程硕士, 中国金融国际有限公司研究人员, 主要从事资产定价、金融工程与风险管理研究。

通胀属性和顺周期特征，受到机构投资者的追捧，大宗商品价格对金融资产具有显著的预测能力 (Tang 和 Xiong, 2012)。<sup>[2-3]</sup>然而，我国大宗商品市场并不活跃，缺乏有效的定价机制。相比较而言，商品期货市场参与度高，市场较活跃，期货价格是由市场参与者根据历史、最新情况和各自经验对未来形成各自的预期后作出买卖决策而形成的。因此，商品期货价格隐含了更加丰富的信息 (郑振龙, 2012)。<sup>[4]</sup>

既然期货持仓量和期货价格都可能隐含对未来金融资产价格的预测信息，那么，将两者相结合获得持仓额指标，是否隐含的信息更加丰富？Hong 和 Yogo (2012) 对该问题给予了回答，指出商品期货市场的风险吸收能力是有限的，商品期货价格会受到大宗商品市场供需的影响，对新信息往往反应不足；而商品期货总持仓额能代理期货市场的资金流，可以及时地反映这些新信息，能预测金融资产价格。<sup>[5]</sup>然而，Hong 和 Yogo (2012) 的研究是针对美国成熟的商品期货市场。在投机氛围浓厚的我国商品期货市场，持仓额是否是一个好的预测因子？持仓额究竟隐含着什么信息？

基于此，本文构造我国商品期货市场的总持仓额指标，探讨总持仓额对商品期货收益率、债券超额收益率和短期利率的预测能力与总持仓额因子隐含的信息。研究发现：(1) 总持仓额因子对商品期货收益率、债券超额收益率和短期利率具有显著的预测能力，而滞后期商品期货收益率的预测能力不明显，持仓额反映了更多的“持仓量”信息；(2) 农产品组和工业品组都表明持仓额因子具有显著的预测能力，但宏观因子的预测能力有所区别，体现了大宗商品的属性；(3) 单个商品市场的持仓额因子的预测能力减弱，投机性越强的商品期货，其持仓额因子的预测能力受到噪音影响的程度越强烈；(4) 持仓额因子的预测能力可能源自于市场投机因素 (用成交量 / 持仓量之比表示)、基差、通胀因子和预期因子。

本文的主要贡献在于：(1) 系统地探讨我国商品期货市场的总持仓额对金融资产价格的预测能力，识别了总持仓额反映何种信息；(2) 关注不同类别商品期货的持仓额对资产价格的预测能力；(3) 关注持仓额到底包含哪些信息，试图从滞后期商品期货收益率、宏观因子、基差和商品期货市场的投机性活动 (用成交量 / 持仓量之比表示) 这些因素中找到答案。

全文余下部分安排如下：第二部分为文献综述；第三部分介绍本文的数据样本、变量测算和描述性统计；第四部分试图通过经验研究探讨资产价格收益率的预测能力，并分析持仓额的预测能力源自于哪些因素；最后是结论。

## 二、文献综述

本文研究商品期货持仓额的信息含量，但已有文献较少从持仓额的视角分析持仓额的预测能力。本文试图从商品期货持仓量隐含的价格预测信息和大宗商品 (或期货) 价格的预测信息两个层面综述已有文献。

### (一) 持仓量的价格预测

期货持仓量备受关注的重要原因在于，持仓量能包含套期保值活动的信息。Bessembinder 和 Seguin (1993) 等认为日内交易多为投机性交易，投机者不会隔夜持有空盘，则日持仓量衡量了套期保值 (对冲) 需求，日成交量代理了投机活动的变动。<sup>[6]</sup>

部分学者从对冲需求的视角检验持仓量的价格预测能力。Yang 等 (2004) 认为持仓量隐含长期信息。长期来看，期货价格引起持仓量，但持仓量并不引起期货价格，认为持仓量不能预测期货价

我国的大宗商品市场可区分为工业品和农业品两类，这两类商品具有相互区别的供需特征，即工业品的供需具有典型的经济周期和产业周期特征，而农业品的供需具有明显的季节性特征。

格,支持期货市场有效的观点。<sup>[6]</sup>Sanders等(2009)利用双变量格兰杰因果检验,在商品期货市场证实了持仓量对期货收益率并不具有好的预测效果。<sup>[7]</sup>然而,部分学者得到了不同的结论。Hong(2000)考察不同到期日的持仓量的模式,从信息不对称的视角构建理论模型,认为持仓量水平对期货收益率有显著的预测作用。<sup>[8]</sup>Wang(2001,2003)利用商品期货的持仓量数据构造情绪指标,发现投机者的持仓头寸能预测价格的持续,而对冲者的持仓头寸能预测价格的反转。<sup>[9-10]</sup>李芝等(2008)利用铜期货市场的持仓数据,发现基金持仓量的变化能预测商品期货价格。<sup>[11]</sup>

## (二) 大宗商品价格的预测能力

近年来,由于大宗商品所具有的战略资源属性和金融属性,与大宗商品市场相关的金融产品(如商品指数)迅速发展起来,机构投资者大举进入商品期货市场(Morrison,2004;Tang和Xiong,2012)。<sup>[12-3]</sup>据CFTC(2008)的报告,机构投资者对不同商品指数相关产品的投资总额从2003年的150亿美元增加到2008年的至少2000亿美元,国际大宗商品市场金融化的态势愈演愈烈。<sup>[13]</sup>在此背景下,众多学者关注商品价格的预测作用。Pollet(2005)和Driesprong等(2008)在发达国家和发展中国家都发现,油价的变动能预测股票市场收益率。<sup>[14-15]</sup>Gospodinov和Ng(2013)证实商品便利收益率的第一主成分能显著地预测发达国家的通货膨胀。有趣的是,这些解释商品价格的主成分与经济条件相关,因而,便利收益率能视为期货场所传达的对冲需求的信号。<sup>[16]</sup>Tang和Xiong(2012)为近年来大宗商品价格的联动性提供了证据,并将此归结于商品指数化投资的资金流,指出大宗商品具有顺周期的特征,在传统的金融资产如股票和债券表现较差时,有较佳的投资收益表现(Gorton等,2013),且投资大宗商品能有效地对冲通胀风险。同时,他们利用中国的经济活动数据和商品期货价格数据发现,中国的大宗商品价格呈现逆周期现象。<sup>[3,17]</sup>

Samuelson(1965)和Grossman(1977)指出期货价格富含未来经济活动和资产价格的信息,但经验研究较少,更多的文献集中于探讨期货价格能否预测现货价格。<sup>[18-19]</sup>大多学者都认为期货价格是未来现货价格的中性预期,对未来现货走势有部分预测作用,如程刚等(2009)对商品期货价格的研究。<sup>[20]</sup>

Hong和Yogo(2012)的研究与众不同,从信息反应不足的视角构建理论模型,认为持仓额代理了资金流,相较于净持仓量和期货价格,是一个能更好衡量未来经济活动的指标。在经验研究中,他们构造了整个市场层面的持仓额增长因子,不仅检测了商品期货、货币期货、债券期货和股票期货市场的持仓额因子的预测能力,还系统地研究了商品期货持仓额对债券超额收益率和短期利率的预测能力,表明商品期货持仓额增长因子具有较好的预测效果。<sup>[1]</sup>

纵观已有文献,针对大宗商品市场预测能力的研究多停留在持仓量对期货价格的预测、商品期货价格对大宗商品价格的预测以及大宗商品价格对其他金融资产价格的预测上。除了Hong和Yogo(2012)的研究,少有文献综合商品期货持仓量和商品期货价格的预测信息,来探讨商品期货持仓额对金融资产价格的预测能力。然而,Hong和Yogo(2012)仅探讨了商品期货总持仓额的预测能力,并未针对不同类型的商品期货的持仓额信息进行比较。同时,他们简单地认为商品期货持仓额能代理资金流信息,并未就其隐含的信息进行细致的研究。<sup>[1]</sup>本文试图从总市场和分市场层面研究我国商品期货持仓额的预测能力,并探讨我国商品期货持仓额隐含的信息源。

## 三、数据、变量说明和描述性分析

### (一) 数据样本的选取

截至2012年底,虽然我国三大商品期货交易所已上市30种商品期货,但较多品种交易时间并不长,交易不活跃,故本文选择16种商品期货作为研究样本。这16种商品期货品种在2012年12月的

月末持仓量占商品期货市场总持仓量的 89.62%，具有较好的代表性。本文将这 16 种商品期货分为工业品和农业品两组，如表 1 所示。数据样本期为 2002 年 10 月 8 日至 2012 年 12 月 31 日，其中包含商品期货的收盘价、结算价、持仓量和成交量的日数据。数据来源于锐思数据库。

表 1 商品期货分组

工业品	精对苯二甲酸(PTA)、线性低密度聚乙烯(LLDPE)、螺纹钢、铝、铜、锌
农业品	菜油、豆粕、黄大豆一号、豆油、棉花、白糖、强麦、天然橡胶、玉米、棕榈油

为构建预测因子的需要，本文选择债券市场数据和宏观经济指标数据，这些数据均来自 CEIC 中国经济数据库。1 年期和 10 年期国债即期收益率的日数据（2002 年 10 月 8 日 -2012 年 12 月 31 日）和公司债收益率月数据（2006 年 3 月 -2012 年 12 月）用于构造公司债溢酬和短期利率指标，而宏观经济指标的样本期为 2006 年 3 月 -2012 年 12 月。

(二) 变量说明

1. 本文所选用的被预测指标

(1) 商品期货组合收益率。借鉴 Hong 和 Yogo (2012) 的思路：首先，计算得到每个商品期货的全质押头寸（即全额保证金）收益率。假设  $F_{i,t,T}$  代表  $T$  月月末到期的商品  $i$  的期货合约在  $t$  月月末的价格， $R_{f,t}$  代表月份  $t$  的无风险月总收益率（以 1 年期国债的月收益率代替），它代表上交全额保证金所获得的总收益率，则剩余期限为  $T-t$  的商品  $i$  的期货合约的月收益率为：

$$R_{i,t,T} = \frac{F_{i,t,T} R_{f,t}}{F_{i,t-1,T}} - 1$$

其次，基于流动性和较少实物交割合约的考虑，本文剔除剩余到期期限少于 1 个月或者大于 1 年的期货合约，对余下合约的收益率取算术平均。在工业品组和农业品组内，分别构造各组的等权重组合收益率。最后，商品期货的全市场组合收益率是两个分组组合收益率的等权重平均。

本文基于等权重加权主要有两点考虑：一是保证每组的期货在投资组合中都有足够的权重，以防某一类期货在投资组合中占据的比重过大。在期货品种变动频繁的我国市场，这样的构造很有必要。二是本文构造的持仓额因子难以找到合理的权重加权，采用等权重处理保持了全文变量构建的一致性。

(2) 除了期货市场的超额收益率数据，本文还将研究债券超额收益率和短期利率的可预测能力。债券超额收益率用 10 年期的国债即期收益率代替，短期利率用 1 年期即期利率代替。

2. 本文所选用的预测指标

(1) 持仓额指标。本文需要使用整个商品期货市场持仓额的增长率，其计算方法如下：首先，计算每种期货的持仓额，由商品期货的持仓量乘以每日结算价得到；其次，加总得到每组内各商品期货的月总持仓额，可获得每种期货的持仓额增长率，在组内进行等权重平均得到每组的月持仓额增长率；最后，取两个分组的等权重平均值作为商品期货投资组合的月持仓额增长率。

为了检验商品期货持仓额的信息含量，并分析是否存在额外的金融资产价格预测能力，本文借鉴 Stock 和 Watson (2003) 等的研究，<sup>[21]</sup>构造了传统的预测变量，这些预测变量大致可分为三组。

(2) 债市预测因子。Stock 和 Watson (2003) 指出公司债溢酬和短期利率具有一定的金融资产价格预测能力。<sup>[21]</sup>本文的公司债溢酬使用的是银行间市场 AAA 级公司债与 1 年期国债即期收益率之间的差额，短期利率用 1 年期国债利率代替。

(3) 宏观因子。由于目前我国还没有能综合衡量经济运行活动的指标，故借鉴郑振龙和孙清泉 (2013) 的方法来提取宏观经济指标因子，选用经济增长因子、通胀因子和预期因子等 3 类来描述经



济运行活动。<sup>[23]</sup> 具体而言,从工业产品增加值 (GIP)、社会消费品零售总额 (RC) 和出口总额 (EX) 等 3 个指标中提取第一主成分为经济增长因子,解释能力为 81.06%;选择居民消费价格指数 (CPI)、生产者价格指数 (PPI)、商品零售价格指数 (RPI) 和原材料购进价格指数 (RMPPi) 等 4 个代表物价变动指数的第一主成分为通货膨胀因子,解释能力高达 86.27%;直接用消费者信心指数 (CCI) 测度经济主体对宏观经济运行状况的预期和信心。

(4) 期货市场特有的因子。为了甄别商品期货市场持仓额到底体现“价”的信息还是“量”的信息,本文考虑滞后一期的期货收益率作为商品期货市场特有的预测因子。同时,受 Fama 和 French (1989) 的研究启发,<sup>[23]</sup>本文还加入基差作为期货市场特有的预测因子。计算方法如下:

首先,计算每个商品期货的基差。由于我国市场大宗商品的现货数据频率过低,甚至某些商品的现货数据根本无法获得,本文使用如下方法计算商品期货  $i$  及剩余期限为  $T-t$  的合约在时刻  $t$  的基差为:

$$Basis = \left( \frac{F_{i,T,T}}{F_{i,t,T}} \right)^{\frac{1}{T-t}} - 1$$

其次,取同一商品期货所有合约基差的中位数作为此商品期货的基差 (使用中位数而非平均值是为了减小异常值的影响),再取组合内各商品期货基差的中位数作为每组 (工业品组合和农业品组合) 的基差,最后两个组合的等权重平均值即为整个投资组合的基差。

另外,为解释持仓额隐含信息的需要,但又碍于我国商品期货并未公布净持仓头寸,本文借鉴 Lucia 和 Pardo (2010) 的研究,利用成交量和持仓量数据,构造成交量 / 持仓量指标,以衡量整个市场的投机 / 对冲活动。<sup>[24]</sup>

表 2 数据描述性统计

具体而言,先测算单个合约的成交量 / 持仓量指标,在每组内获得平均成交量 / 持仓量指标,并获得整个市场的指标。 (三) 描述性统计 表 2 报告了文中所用到的预测变量的描述性统计结果。Panel A 发现商品期货组合收益率在样本期内均值是负的,呈现负偏和尖峰特征,自相关系数为 0.67,而债券超额收益率和短期利率的自相关系数更高,且债券超额收益率和短期利率的偏度和峰度都较小,	Panel A 金融资产价格的描述性统计							
	描述性统计						相关性结构	
		均值 (%)	标准差 (%)	偏度	峰度	自相关系数	债券超额收益率	短期利率
	商品期货组合收益率	-1.16	5.36	-1.32	4.51	0.67	0.23	0.31
	债券超额收益率	2.18	6.47	0.46	0.03	0.91		0.45
	短期利率	3.11	6.37	0.07	-1.28	0.82		
	Panel B 预测因子的描述性统计							
		短期利率	公司债溢酬	基差	经济增长因子	通胀因子	预期因子	持仓额因子
	描述性统计							
	均值 (%)	2.19	0.28	3.29	2.56	2.12	3.08	2.18
	标准差 (%)	0.69	0.61	3.98	2.75	4.72	4.12	9.88
	相关性结构							
	公司债溢酬	-0.41						
	基差	-0.03	-0.25					
	经济增长因子	-0.14	0.12	0.31				
	通胀因子	-0.21	0.23	0.57	0.18			
	预期因子	-0.32	0.41	0.19	0.29	0.35		
	持仓额因子	-0.34	0.09	-0.48	0.04	0.54	0.62	1.00

可用正态分布近似刻画。同时，商品期货组合收益率与债券超额收益率和短期利率的相关性较低。

Panel B 为预测因子的描述性统计。持仓额增长率在此期间的均值为 2.18%，标准差为 9.88%，相较于其他预测因子，持仓额因子波动较大。同时，持仓额因子与短期利率、基差、通胀因子和预期因子的相关性稍微大点，表明持仓额可能含有这些变量的信息，但数值仍偏小，这不会造成多重共线性问题。另外，经济增长因子、通胀因子和预期因子的相关系数很小，证明了本文所选择的宏观经济指标的合理性。

#### 四、持仓额的信息含量

持仓额作为期货市场的一个特殊因子，是否能够预测金融资产价格？是否比传统的预测因子具有更多的信息含量？产生这种预测力的原因是什么？在这部分的实证中，会对这些问题一一作出回答。

##### （一）持仓额对期货价格的预测

表 3 的 Panel A 为商品期货市场的总持仓额增长率对期货超额收益率的预测结果。本文选择债市的短期利率、公司债溢酬两个传统的预测因子作为基准的预测模型（1），这两个预测因子在 10% 的显著性水平下都不显著，但短期利率相比较而言，在 15% 的显著性水平下具有微弱的预测力。在预测模型（2）中加入了持仓额增长率作为预测因子，其回归系数为 0.36，调整  $t$  值为 3.16，表明持仓额增长率增加一个百分点，预期期货收益率会增加 0.36%。比较模型（1）和（2）可以发现，短期利率的调整  $t$  值显著地降低了，表明持仓额因子可能包含着短期利率所包含的预测信息。同时，回归的  $R^2$  也从 4.7% 提高到 15.88%，持仓额因子对商品期货组合收益率具有显著的预测能力。

模型（3）除了两个债市预测因子外，还加入了滞后一期的期货收益率和基差作为预测变量。尽管商品期货组合收益率具有高的自相关系数，但并不具有显著的预测能力。而基差具有一定的预测能力，从基差的回归系数以及模型（3）相对于模型（1）的  $R^2$  值可以看出，这与 Bailey 和 Chan (1993) 的结论相一致。<sup>[25]</sup>但再次加入持仓额因子后，持仓额因子仍统计显著，且回归系数并无明显改变。显然，期货收益率因子并未影响持仓额的预测力，这表明持仓额因子虽然含有价格信息，但对期货收益率预测力的来源并不是期货价格，持仓额包含着期货价格所不具有的信息，更多地体现了“持仓量”的信息。同时，基差从模型（3）到模型（4）变得不显著，表明持仓额因子可能含有基差的部分信息。

在模型（5）中，使用了除持仓额增长率外的所有预测因子。新进入的经济增长因子、通胀因子和预期因子的系数分别为 0.24、0.28 和 0.47，在 10% 的显著性水平下都是显著的，回归的  $R^2$  也由模型（3）的 7.73% 提高到 13.12%。这三个因子的系数均为正，表明了预期期货收益率是顺周期的。而在模型（6）中加入持仓额因子后，通胀因子和预期因子的预测力消失，而经济增长因子几乎未受到宏观因子的影响，这表明持仓额因子可能包含着通胀因子和预期因子的预测信息。

相比较而言，农产品期货往往受季节性因素影响较大，而工业品受产业周期因素影响更多。那么，这种不同组的特质差异是否会影响持仓额的预测能力呢？这是一个值得考察的问题。表 3 的 Panel B 给出了分组的持仓额因子的预测能力，可以发现，持仓额增长率在工业品组和农业品组都具有显著的预测能力，不同组的特质因素不会对持仓额的预测能力产生冲击，但工业品组的回归数值相比较更大。值得注意的是，尽管在总市场层面，持仓额因子可能含有基差、通胀因子、预期因子的信

本文中所提到的超额收益率（年化）都由年化后的收益率减去短期利率（1 年期的国债利率）得到。

可能这就是 Hong 和 Yogo (2010) 的经验研究中，将持仓额的预测能力解释为持仓量的信息。我们在中国商品期货市场发现了相同的结论。

息，但在两组的分别研究中，基差、经济增长因子和通胀因子仍表现出差异。具体而言，基差对工业品组商品期货收益率仍具有一定的预测力，而对农业品组其预测力不明显，这和工业品组商品受经济周期影响更敏感有关（Bailey 和 Chan，1993）。<sup>[25]</sup>而经济增长因子在工业品组具有强的预测能力，但在农业品组并不具有明显的预测力；相反，通胀因子在工业品组表现为不显著，但在农业品组具有微弱的预测能力，这与预期结果是一致的。因为本文的经济增长因子代表的是制造业的繁荣程度，而较多农业品本来就是 CPI 指数的组成部分有关系。

（二）持仓额对其他资产价格的预测

表 4 表明持仓额增长率能够预测债券超额收益率和短期利率。在对债券超额收益率预测时，模型（1）使用了公司债溢酬、基差和滞后期货收益率，发现公

表 3 持仓额增长率对期货超额收益率的预测能力

Panel A 总市场层面						
预测因子	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
短期利率	-0.20 (-1.65)	-0.06 (-0.49)	-0.21 (-1.69)	-0.06 (-0.55)	-0.23 (-1.71)	-0.14 (-0.75)
公司债溢酬	0.02 (0.18)	0.07 (0.59)	0.03 (0.23)	0.09 (0.67)	-0.14 (-0.96)	-0.08 (-0.64)
基差			-0.14** (-2.35)	-0.13 (-1.64)	-0.21** (-2.27)	-0.15 (-1.23)
滞后期货收益率			-0.11 (-0.91)	0.15 (1.36)	-0.06 (-0.49)	0.03 (0.21)
经济增长因子					0.24* (2.03)	0.26* (2.21)
通胀因子					0.28*** (2.64)	0.27 (1.74)
预期因子					0.47** (2.36)	0.42 (1.86)
持仓额增长率		0.36*** (3.16)		0.38*** (3.32)		0.34*** (2.97)
R <sup>2</sup> (%)	4.61	15.88	7.73	19.95	13.12	25.66
Panel B 分市场层面						
预测因子	工业品组			农业品组		
短期利率	-0.18 (-1.65)	-0.06 (-0.49)	-0.03 (-0.17)	-0.09 (-0.65)	-0.23 (-1.71)	-0.16 (-0.93)
公司债溢酬	0.04 (0.28)	0.07 (0.59)	-0.02 (-0.10)	0.08 (0.79)	-0.14 (-0.96)	-0.01 (-0.07)
基差		-0.12* (-1.91)	-0.14* (-1.84)		0.09 (1.61)	0.08 (1.57)
滞后期货收益率		0.09 (1.65)	-0.08 (-0.65)		-0.06 (-1.49)	-0.09 (-0.82)
经济增长因子			0.40*** (3.17)			0.29 (1.41)
通胀因子			0.11 (1.77)			0.32* (1.91)
预期因子			0.39 (1.87)			0.41 (1.81)
持仓额增长率	0.41*** (4.57)	0.39*** (4.31)	0.36*** (3.45)	0.34*** (3.27)	0.33** (2.51)	0.31** (2.57)
R <sup>2</sup> (%)	16.72	18.89	29.73	11.95	13.31	19.67

注：表格中为 Newey - West 调整 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分布表示 1%、5%、10%下显著。

司债溢酬和基差在 10%显著性水平下具有显著的预测力。在模型（2）中加入持仓额增长率，其回归系数为 0.37，表明持仓额增长率上升一个百分点，债券超额收益率将上升 0.37%。对比模型（2）和模型（1）可以发现，加入持仓额因子后，基差的预测能力不再显著，而公司债溢酬的显著性并无大的变化，且 R<sup>2</sup> 由 4.02%大幅提高到 16.02%。模型（3）在基准回归的基础上加入了宏观因子，通过 R<sup>2</sup> 发现通胀因子和预期因子在预测债券超额收益率时具有十分重要的作用，而当模型（4）中再次加入持仓额增长率，持仓额因子系数显著性有所下降，通胀因子和预期因子系数依然显著。显然，持仓

额因子对债券超额收益率的预测能力可能来源于基差、通胀因子和预期因子，但可以肯定的是，持仓额因子还可能包含这些预测因子未包含的信息。在对短期利率预测时，也发现了和预测债券超额收益率类似的结论。同样，当进行分市场层面的分析时，结论并无大的改变，在此不做赘述。

表 4 持仓额对债券超额收益率和短期利率的预测能力（总市场层面）

A. 预测债券超额收益率					B. 预测短期利率			
预测因子	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
公司债溢酬	-0.21* (-2.05)	-0.18* (-1.95)	-0.13* (-1.94)	-0.14* (-2.02)	-0.37* (-3.48)	-0.35* (-3.41)	-0.38* (-4.49)	-0.37* (-4.37)
基差	0.12* (2.01)	0.11 (1.86)	0.11* (1.96)	0.10 (1.81)	0.17** (2.35)	0.16 (1.41)	0.14** (2.39)	0.15 (1.92)
滞后期货 收益率	-0.34 (-1.86)	-0.31 (-1.62)	-0.37 (-1.43)	-0.29 (-1.12)	0.06 (0.54)	0.14 (1.49)	0.05 (0.57)	0.09 (0.91)
经济增长因子			-0.28 (-1.78)	-0.26 (-1.25)			-0.14 (-1.41)	-0.13 (-0.97)
通胀因子			-0.64*** (-7.62)	-0.69*** (-6.67)			0.56*** (6.56)	0.49*** (5.79)
预期因子			0.78* (2.18)	0.74*** (2.85)			0.96* (1.99)	0.87* (2.02)
持仓额增长率		0.37*** (3.27)		0.59* (1.93)		-0.29** (-2.69)		-0.22* (-2.12)
R <sup>2</sup> (%)	5.12	16.29	47.61	49.23	4.02	16.02	44.25	47.91

注：表格中为 Newey - West 调整 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分布表示 1%、5%、10% 下显著。

表 3 和表 4 针对持仓额对商品期货组合收益率、债券超额收益率和短期利率的预测能力研究发现，持仓额无论是总市场层面还是分市场层面，都具有显著的预测能力。可以肯定的是，这种预测力并不源自于期货价格，更多的是由单纯的量的变动引起。在加入传统的债市预期因子、基差和宏观因子后，研究发现持仓额可能包含基差、通胀因子和预期因子的信息，但并不包含经济增长因子、公司债溢酬和滞后期货收益率的信息。同时，在分市场层面的研究中，不同的持仓额因子对商品期货收益率的预测能力有所不同，且不同组的商品期货收益率受宏观因子的影响也略有区别。当然，持仓额因子还可能包含这些预测因子未包含的信息。

（三）持仓额的信息含量

1. 单个商品期货市场的不同表现

下文选择在 2006 年 4 月已经上市的 10 个商品期货，对单个商品期货市场上持仓额因子的预测能力进行探讨。为了研究需要，本文构造平滑持仓额因子。与之前有所不同的是，平滑持仓额因子是连续 12 个月持仓额增长率的几何平均，消除噪音对持仓额因子的影响。

表 5 展示了两个持仓额因子对单个商品期货收益率的预测能力。令人意外的是，在使用未平滑的持仓额因子时，所有商品期货的持仓额系数均不显著，表明持仓额对期货收益率的预测力在单独的商品期货市场中都消失了。经过平滑处理后的持仓额因子的 t 值普遍大于未平滑的持仓额因子，且玉米、豆粕、豆油和白糖的商品期货持仓额再次表现出显著的预测力。值得注意的是，成交量 / 持仓量之比大的商品期货表现出了更强的预测力。正如 Bessembinder 和 Seguin（1993）等认为持仓量是套期保值需求的一种体现，而除去持仓量的成交量更多的是投机需求的驱动。<sup>⑤</sup>此现象就说明了单个商品期货持仓额信息含量的消失与该市场的投机性紧密相连，市场的投机力量越大，单个商品期货持仓额的预测能力就越弱。



因此，本文认为持仓额在单个商品期货市场和整个商品期货市场预测能力的差异，可能与市场的投机性相关，市场投机性力量的增大使得价格包含了更多的噪音，预测变得更加困难。而在商品期货组合中，这些噪音的影响相互抵消，使得商品期货组合中持仓额的预测力表现得更为明显和稳定。因此，单个商品期货市场中持仓额的信息含量并不一定是消失，而是被市场的噪音所覆盖。噪音的存在使得单个商品期货收益率的预测变得更为困难，而怎样有效地剔除噪音有待于进一步的研究。

2. 整个商品期货市场的信息含量检验

由前面探讨可知，持仓额因子在总市场和分市场中对金融资产价格都具有显著的预测能力，但对单个商品期货市场而言，这种预测力变得不显著，可能源自于市场的投机性。那么，整个市场的投机性又该如何影响持仓额的信息含量呢？为此，本文借鉴 Lucia 和 Pardo (2010) 衡量市场投资活动的方法，<sup>[24]</sup>加入成交量 / 持仓量指标，同短期利率、公司债溢酬、基差、滞后期期货收益率和宏观因子一起来研究整个商品期货市场持仓额的信息含量。表 6 为回归结果。

从表 6 可以发现，模型 (1) 中加入公司债溢酬，对持仓额有微弱的解释能力，但模型 (2) 中加入基差和滞后期期货收益率后，公司债溢酬的解释能力消失了，R<sup>2</sup> 显著提高，说明基差和公司债溢酬的信息有重叠的部分，且基差包含更多能解释持仓额因子的信息。令人诧异的是，滞后期期货收显著。

表 5 新持仓额因子对期货超额收益率的预测能力

品种	成交量 / 持仓量指标	平滑处理后 持仓额因子 t 值	未平滑处理 持仓额因子 t 值
铜	15.75	1.74	0.54
铝	3.00	1.25	0.31
橡胶	12.25	-0.89	-1.00
玉米	5.42	2.19*	1.01
豆一	12.13	1.21	0.49
豆粕	28.18	-1.95*	0.14
豆油	27.67	3.1***	-0.66
强麦	4.42	1.41	0.15
棉花	7.32	1.07	-0.76
白糖	28.94	2.36**	-0.85

资料来源：持仓量和成交量数据来自于中国期货业协会样本期内的统计数据平均值，t 值为 Newey - West 调整 t 值。

表 6 持仓额因子的信息含量分析

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
公司债溢酬	0.13* (1.92)	0.16 (0.59)	0.14 (0.73)	0.09 (0.71)	0.08 (0.67)
基差		-0.74** (-2.67)	-0.67** (-2.54)	-0.64* (-2.14)	-0.61* (-2.01)
滞后期期货收益率		-0.21 (-0.82)	-0.11 (-0.91)	0.15 (1.13)	-0.13 (-0.94)
经济增长因子				0.14 (1.03)	0.13 (1.32)
通胀因子				0.48*** (4.54)	0.47*** (4.61)
预期因子				0.25** (2.29)	0.27** (2.16)
成交量 / 持仓量			0.92*** (7.71)		0.87*** (5.62)
R <sup>2</sup> (%)	10.17	26.72	46.37	58.78	72.28

注：表格中为 Newey - West 调整 t 值，\*\*\*、\*\*、\* 分布表示 1%、5%、10% 下

由于本文考察的是通过与传统的金融资产价格预测因子相比，整个商品期货市场的持仓额因子的信息含量，为此，我们并未一开始就将成交量 / 持仓量指标纳入分析。但加入该指标后，探究持仓额因子对金融资产价格的预测能力，并未改变结论，故未列出。

益率对持仓额因子并无解释能力, 尽管持仓额因子的构造含有价格信息, 但更多地体现为“持仓量”的信息。模型 (3) 中加入成交量 / 持仓量指标, 该指标对持仓额因子有显著的解释能力,  $R^2$  显著提高, 且基差的解释能力并未消失, 表明基差和成交量 / 持仓量之比都是解释因子。模型 (4) 和模型 (5) 的研究发现, 宏观因子中的通胀因子和预期因子同样是持仓额因子的解释因子, 而正的相关系数表明持仓额因子反映了顺周期的信息, 这样, 通胀因子、预期因子、基差、成交量 / 持仓量共同解释了持仓额的信息。从  $R^2$  的数值变化来看, 成交量 / 持仓量指标的解释能力最强, 这表明在我国商品期货市场, 市场投机氛围可能是市场总持仓额因子对金融资产价格具有预测能力的重要原因。

#### (四) 稳健性分析

为了检验持仓额因子具有预测能力的结论在样本期内是否稳健, 本文将样本期划分为 2006-2008 年和 2009-2012 年两个区间, 可粗略地视为经济繁荣期和危机期, 分别检验持仓额因子在总市场 (或不同组) 的预测能力, 以及针对单个商品期货的表现和持仓额的信息含量。由于结论同前文研究差别不大, 故不作单独列出。

在总市场 (或不同组) 层面, 同表 3 和表 4 结论相一致。在两个样本期内, 基差、通胀因子和预期因子对期货超额收益率、债券超额收益率和短期利率具有预测能力, 只是数值有略微差别。同样, 在加入持仓额因子后, 基差、通胀因子和预期因子的预测力有所弱化或部分消失。

对于单个商品期货而言, 繁荣期和危机期的市场投机气氛有所区别。在繁荣期, 成交量 / 持仓量的比例相对较大, 尤其是工业品组的商品期货, 在两个样本期内, 持仓额的预测能力被噪音覆盖得程度较高 (体现为平滑处理后的持仓额因子和未平滑处理的持仓额因子的回归  $t$  值差别很大)。但农业品组商品期货的持仓额因子的预测能力, 在两个样本期内成交量 / 持仓量的比例差别不大, 其回归  $t$  值也差别不大, 间接性地表明投机性交易较少, 对持仓额的预测能力影响不大。

在加入成交量 / 持仓量指标的持仓额信息含量分析中, 由于工业品组和农业品组在不同样本期的单个商品期货市场的投机力量表现出差异, 为此针对工业品组和农业品组分别考察持仓额的信息含量。与直觉相吻合, 本文发现由成交量 / 持仓量指标衡量投机活动的变量对持仓额因子的解释能力, 在工业品组的两个样本期内差异较大, 繁荣期影响非常明显, 而危机期的回归系数变得不显著; 但在农业品组的两个样本期内差异不大, 成交量 / 持仓量指标对持仓额因子都有微弱的解释能力。

## 五、结论

本文从总市场和分市场两个层面分析期货市场持仓额因子对金融资产价格的预测能力, 并从单个商品期货市场的持仓额因子预测能力消失的疑惑出发, 探讨持仓额因子所包含的信息含量。研究发现:

在总市场层面, 持仓额含有丰富的关于未来经济和价格的信息, 且这些信息是期货的历史价格所不具有的。首先, 持仓额增长率对期货收益率具有显著的预测能力, 即使控制了传统的预测因子后, 持仓额因子在预测中仍然十分显著; 其次, 持仓额因子对债券超额收益率和短期利率也具有显著的预测力, 但当宏观预测因子加入后, 持仓额因子的预测能力大大减弱, 表明持仓额因子的部分信息是与宏观经济相关的, 尤其是通胀因子和预期因子, 但持仓额的预测能力并非全部来源于宏观因子。

在分市场的研究中, 工业品组和农业品组的实证仍支持总市场的研究结论, 稍微有所不同的是宏观因子对期货收益率的解释能力有所区别。但在对 10 种商品期货单独分析时, 持仓额对期货收益率的预测能力大大减弱, 且投机性越强的市场, 持仓额所表现的预测能力越弱。这可能是由于投机力量

被市场中产生的噪音覆盖,甚至扭曲了持仓额对期货收益率的预测能力。相较于商品期货组合,这些噪音产生的影响相互抵消,使投机性力量对持仓额预测力产生的冲击大大减弱。同时,本文用成交量/持仓量之比来衡量这种投机力量,和公司债溢酬、基差、滞后期货收益率、宏观因子一起研究持仓额的信息含量,发现基差、通胀因子、预期因子和成交量/持仓量指标能较好地解释持仓额信息,且成交量/持仓量指标的贡献度较大。最后,本文从分样本区间考察了研究结论的稳健性。

因此,无论是总市场还是分市场层面,持仓额都具有丰富的信息含量,能预测金融资产价格的变动,且这种信息含量并不包含在期货价格中,表明持仓额的预测能力较多来自于“量”的信息。同时,由于噪音的存在,人们很难利用持仓额因子来预测单个商品期货的价格变化,且这种投机力量(用成交量/持仓量之比表示)同基差、通胀因子、预期因子一起,解释持仓额因子的信息含量。

#### 参考文献:

- [1]Hong H., Yogo M.. What does Futures Market Interest Tell us About the Macroeconomy and Asset Prices? [J]. Journal of Financial Economics, 2012, 105(3): 473-490.
- [2]Gorton G., Rouwenhorst K.G.. Facts and Fantasies about Commodity Futures[J]. Financial Analysts Journal, 2006, 62(2): 47-68.
- [3]Tang K., Xiong W.. Index Investment and the Financialization of Commodities [J]. Financial Analysts Journal, 2012, 68(6).
- [4]郑振龙. 资产价格隐含信息分析框架: 目标、方法与应用[J]. 经济学动态, 2012, (3).
- [5]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(1).
- [6]Yang J., Bessler D. A., Fung H. G.. The Informational Role of Open Interest in Futures Markets[J]. Applied Economics Letters, 2004,11(9): 569-573.
- [7]Sanders D.R., Irwin S.H., Merrin R.P.. Smart Money: The Forecasting Ability of CFTC Large Traders in Agricultural Futures Markets[J]. Journal of Agricultural and Resource Economics, 2009: 276-296.
- [8]Hong H.. A Model of Returns and Trading in Futures Markets[J]. Journal of finance, 2000, 55: 959-988.
- [9]Wang C.. Investor Sentiment and Return Predictability in Agricultural Futures Markets[J]. Journal of Futures Markets, 2001, 21(10): 929-952.
- [10]Wang C.. Investor Sentiment, Market Timing, and Futures Returns[J]. Applied Financial Economics, 2003, 13(12): 891-898.
- [11]李 艺, 部 慧, 汪寿阳. 基金持仓与商品期货价格关系的实证研究——以铜期货市场为例[J]. 系统工程理论与实践, 2008, (28).
- [12]Morrison K.. Commodities Lure Funds Investors[EB].Financial Times (28 December 2004), Online Available at <http://www.ft.com>.
- [13]CFTC. Staff Report on Commodity Swap Dealers & Index Traders with Commission Recommendations[R]. Commodity Futures Trading Commission(September), 2008.
- [14]Pollet J.. Predicting Asset Returns with Expected Oil Price Changes[R]. SSRN, 2005.
- [15]Driesprong G., Jacobsen B., Maat B.. Striking Oil: Another Puzzle[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 89(2): 307-327.
- [16]Gospodinov N., Ng S.. Commodity Prices, Convenience Yields, and Inflation[J]. The Review of Economics and Statistics, 2013, 95(1): 206-219.
- [17]Gorton G.B., Hayashi F., Rouwenhorst K. G.. The Fundamentals of Commodity Futures Returns[J]. Review of Finance, 2013, 17(1): 35-105.

- [18]Samuelson P.A.. Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly[J]. Industrial Management Review , 1965 , 6(2) : 41-49.
- [19]Grossman S. J.. The Existence of Futures Markets, Noisy Rational Expectations and Informational Externalities[J]. Review of financial studies , 1977 , 44(3) : 431-449.
- [20]程 刚, 张 珣, 汪寿阳. 原油期货价格对现货价格的预测准确性分析[J]. 系统工程理论与实践, 2009 , (8).
- [21]Stock J.H, Watson M.W.. Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices[J]. Journal of Economic Literature , 2003 , 41 : 788-829.
- [22]郑振龙, 孙清泉. 彩票类股票交易行为分析: 来自中国 A 股市场的证据[J]. 经济研究, 2013 , (5).
- [23]Fama E. F., French K. R.. Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds[J]. Journal of Financial Economics , 1989 , 25(1) : 23-49.
- [24]Lucia J.J., Pardo A.. On Measuring Speculative and Hedging Activities in Futures Markets from Volume and Open Interest Data[J]. Applied Economics , 2010 , 42(12) : 1549-1557.
- [25]Bailey W., Chan K. C.. Macroeconomic Influences and the Variability of the Commodity Futures Basis[J]. The Journal of Finance , 1993 , 48(2) : 555-573.

## A Study of Information Content of China's Commodities Futures Market Positioning

ZHENG Zhen-long, SUN Qing-quan, YANG Han-yu

(Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract :** The subject of this paper is to study whether the total futures market positioning has the ability to predict the financial asset prices, as well as what information the market positioning has reflected and implied. Based on China's commodities futures market data, this paper conducts a study by constructing the growth rate factors of market positioning. The results indicate that the total market positioning factor has a significant ability to predict the yield rate of commodity futures, the excess return of bonds and the short-term interest rate. However, the market positioning factor of the single commodity market is weaker in this ability; and the stronger the speculativeness of the commodity futures is, the more intense the degree of noise influence on the predictive ability of market positioning factors will be. Meanwhile, the predictive ability of market positioning factors may be derived from the market speculative factors (expressed by the ratio of trading volume and positions), basis, inflation factor and expectation factor; and the market speculative factor is the key one.

**Key words :** market positioning; predicting ability; information content

责任编辑: 魏 琳