中国农产品期货市场有限套利的证据

陈标金，谭 莹

（华南农业大学 经济管理学院，广东 广州 510642）

摘 要： 通过构建期现差价、期期差价与持有成本变量之间的回归模型和 VAR 模型，利用 2004 年 1 月—2014 年 1 月中国玉米、强麦、棉花、黄大豆二号期货与现货价格日序列资料进行的回归分析和 Granger 因果检验发现：50% 以上的单个合约期现价差率与市场利率、合约到期时间的变动关系与套利决定论不符；14% ~60% 的单个合约期现价差率与合约到期时间不存在显著关联或反相关；玉米、棉花期货的连续合约期现价差率、期期价差率与市场利率变动反相关；市场利率既不是这四种农产品期货连续合约期现价差率变动的 Granger 原因，也不是期期价差率变动的 Granger 原因。这些证据表明中国农产品期货市场套利不充分，应更重视预期在农产品期货价格形成中的作用。

关键词： 农产品期货；市场套利；市场预期；产品定价；现货市场；持有成本

中图分类号： F713.35 **文献标识码：** A **文章编号：** 1672 - 0202(2016)03 - 0103 - 09

在期货市场与现货市场长期运行中，同一商品的期货价格与现货价格波动关系表现出三个特点：一是期货价与现货价的波动之间长期看是相互关联的，期货价波动被约束在现货价附近的有限范围内；二是期货价与现货价之间的差价变化是不确定的，大多数时候期货价高于现货价，但也经常出现期货价低于现货价的所谓“价格倒挂”现象；三是特定的市场环境下，短期内期货价可以脱离现货价波动。一百多年来人们对期货价与现货价之间复杂的关联变动关系进行了大量的理论探索和实证检验，但对期货市场套利是否充分，套利还是预期在期货价格形成中起决定作用，至今仍存在争议和分歧[1]。

套利决定论者用持有成本、风险溢价、便利性收益三个变量解释期现价格的关联与差异，认为期货市场的主要功能是套期保值；预期决定论者用信息、交易者的理性状况等变量解释期现价格的关联与差异，认为期货市场的主要功能是价格发现；套利与预期综合决定论者则将持有成本、风险溢价、便利性收益、信息、交易者的理性状况都看是期现价格的关联与差异的解释变量，认为期货市场既有套期保值功能又有价格发现功能[2]。对期货市场套利状况的不同认识，直接影响到人们对期货价格形成机制和期货市场基本功能的理解。

从套利决定论的逻辑结论看，如果期货市场套利充分，期现价差与持有成本之间应存在正相关变动关系。因此，本文对 2004 年 1 月—2014 年 1 月中国强麦、玉米、豆二、棉花四种基础农产品的期现价差、期期差价与持有成本变动的关联性进行了回归分析和 Granger 因果检验，以期客观认识中国农产品期货市场的套利状况，为正确认识套利和预期在农产品期货价格形成中的作用提供实证依据。

收稿日期： 2016 - 01 - 27 **DOI：** 10.7671/j.issn.1672 - 0202.2016.03.011

基金项目： 国家社会科学基金一般项目（13BJL065，14BJY122，15BJY169）；国家自然科学基金青年项目（71503086）

作者简介： 陈标金（1967—），男，江西石城人，华南农业大学经济管理学院副教授，主要研究方向为期货市场。E-mail：mr_666@163.com

一、不同套利假定下期货定价理论争议

在充分套利假定下,马歇尔提出的持有成本理论认为期货价格 F 应该等于现货价格 S 加上持有成本 C,持有成本包括持有现货的利息费用、仓库费用、保险费用、储存损耗等。

$$F = S + C \tag{1}$$

由于持有成本不可能为负,持有成本理论无法解释期货市场中经常出现的期货价格低于现货价格这种"价格倒挂"的"异常"现象。为修补这一理论缺陷,Keynes 引进"风险溢价"变量 R,提出的正常的反向市场理论认为期货市场参与者包括套期保值者和投机者,套期保值者在向投机者转移价格风险时,需要支付相应的风险溢价 R 作为投机者承担风险的补偿,以换取自身收入或支出的稳定[3]。当套期保值者为空头时,风险溢价为负;当套期保值者为多头时,风险溢价为正[4]。"价格倒挂"是由"风险溢价"造成的。

$$F = S + C + R \tag{2}$$

Working 则通过引入"便利性收益"变量,从另一个角度对持有成本理论进行了修正,提出了仓储价格理论[5]。他们认为持有现货存在"便利性收益"Y,可以应对意外的需求高峰,给现货持有者带来收益。当"便利性收益"足够大时,仓储价格可以为负,期货与现货就可能"价格倒挂"。

$$F = S + C - Y \tag{3}$$

与套利决定论不同,预期决定论认为期货市场的套利是不充分的,期货价格形成取决于交易者对未来现货价格的预期。Fisher 提出的无偏估计假说认为交易者能够正确预期未来到期的现货价 S_T,期货价就是到期现货价的无偏估计[6]。

$$F = E(S_T) = S_T \tag{4}$$

由于无偏估计假说不能解释期货价格的趋势性和波动性变化,Working 在全面检讨以往的期货定价思想后认为,建立在马歇尔无套利均衡基础上的期货定价理论,探讨的只是均衡价格而不是市场实际价格,均衡价格可以解释长期平均价格,但不能直接用来解释实际价格的波动。因此,他放弃无套利均衡定价思想和完全理性假定,基于交易者有限理性,提出的预期价格理论认为期货价格是由交易者对未来现货价格的预期决定的,交易者的预期随环境、信息和心里习惯的变化而变化,期货价格也随之波动[7]。Working 认为预期普遍作用于现货价格和不同到期时间的期货价格,因此现货价格和不同到期时间的期货价格在预期作用下关联变动。

$$F = E(S_T) \tag{5}$$

Fama 的有效市场假说把价格能够充分体现可获得信息变化的市场定义为有效市场[8],认为期货价格与现货价格是在套利和预期的共同作用下同时决定的,套利与预期共同约束着期货价格与现货价格的关联变动,但承认现实的市场由于套利的充分程度和交易者的理性程度可能存在差异,期货市场也可能表现出强有效、半强式有效、弱有效甚至无效等不同效率特性。如果期货市场是有效的,那么套利与预期对期货价格的形成都有约束力,由于交易者是动态理性的,持有成本、"风险溢价"、"便利性收益"约束下形成的期货价格,与信息、交易者动态理性约束下形成的期货价格是一致的。

$$F = S + C + R - Y = E(S_T) \tag{6}$$

20 世纪 70 年代后人们转向从实证角度验证哪一个定价模型更符合实际、更有效。对于"风险溢价",Dusak、Miffre 运用 CAPM 模型的思想进行的实证检验发现期货价格没有支付"风险溢价"[9];但 Chang、Kolb、Gorton 和 Rouwenhorst、Erb and Harvey 等人却发现投机者的收益系统性大于套期保值者,期货价格中存在"风险溢价"[10],Viral 等也发现投机者的能力受到限制时,套期保值

也会受到限制[11]。对于“便利性收益”，Ng 和 Pirrong、Milonas 和 Thomadakis 发现“便利性收益”与仓储水平反相关[12]；Fama 和 French、Brooks 等对仓储价格理论的实证检验发现存在“便利性收益”[13]；但 Gorton 等发现“风险溢价”也与仓储水平相关[14]。对于期货价格对信息的反应特性，Fackler、Mckenzie 发现期货价格会对美国农业部农作物预测报告做出反应[15]，Clark、Duong 和 Kalev 等人发现期货价格存在比较明显的到期日效应，价格波动与信息密度有关；但 Daal 却发现到期日效应并不显著[16]。对于交易者的理性特性，Chang 等发现期货价与到期现货价存在系统性偏差，交易者不是完全理性的，无偏估计假说不成立；Just 和 Rausser 发现农产品期货价的预测能力好于商业预测机构对现货价格的平均预测水平[17]，但 Peri 等人却发现玉米和大豆的期现货价格之间存在不同的因果机制。对于投机对期货价格的影响，Bessembinder 发现农产品期货价格存在明显的均值回归现象；Chatrath 和 Song 发现农产品期货价格跳跃与投机交易反相关[18]；Bohl 等通过检测持仓量与农产品期货价格波动性的关系，没有找到投机影响价格稳定性的证据[19]。众多的实证结论中，同样存在很大分歧。

综合起来看，期货定价理论的争议包括两个层面：一是定价机制层面，人们对期货市场套利是否充分，期货价格是套利还是预期决定存在争议。二是定价模型层面，套利决定论内部对“风险溢价”还是“便利性收益”造成了期货折价存在争议，预期决定论内部对交易者理性特性存在争议。现有的实证研究更多地集中在检验不同定价模型的解释变量是否符合实际，对套利是否充分，套利还是预期决定期货价格这一核心争议的实证检验反而很少见。套利决定论与预期决定论的核心区别在于持有成本是否对期货价格的形成具有重要影响。因此，通过检验期货与现货价差对持有成本变动是否敏感、是否正相关，可以判断期现套利是否充分，推断套利与预期在期货价格形成中的作用。

二、农产品期货市场套利状况的实证模型设计

（一）理论模型构建

预期决定论认为期现价差与持有成本没有明确的内在关联，套利决定论则认为持有成本是决定期现价差的核心因素。在时间序列上，持有成本理论、正常的反向市场理论、仓储价格理论的期货定价模型（1）、（2）、（3）式可以概括如下：

1. 单个合约期现价差与持有成本的套利关联模型

$$F_t = S_t + C_t(T-t) + RY_t$$

$$\frac{F_t - S_t}{S_t} = \frac{C_t}{S_t}(T-t) + \frac{RY_t}{S_t} \tag{7}$$

其中，T 为单个期货合约到期时间，t 为已上市时间，（T－t）为合约剩余到期时间；RY_t 为除真实的持有成本（利息费用、仓库费用、保险费用、储存损耗等）之外的其他成本因素，比如“风险溢价”R_t 或者“便利性收益”Y_t 等。我们将（7）左边定义为期现价差率，C_t/S_t 定义为单位持有成本率，RY_t/S_t 定义为虚拟单位成本率。（7）式反映的是随着合约到期时间的临近，单个合约的期现价差率与单位持有成本率和到期时间的套利关联关系。

2. 相同时间间隔期货合约之间期期价差与持有成本的套利关联模型

$$F_{1t} = S_t + C_t(T_1 - t) + RY_t$$

$$F_{2t} = S_t + C_t(T_2 - t) + RY_t$$

$$\frac{F_{2t} - F_{1t}}{F_{1t}} = \frac{C_t}{F_{1t}}(T_2 - T_1) \tag{8}$$

其中($T_2 - T_1$)为两个期货合约到期时间之差。我们将(8)左边定义为期期价差率,C_t/F_t 与 C_t/S_t 同为单位持有成本率。(8)式反映的是相同时间间隔期货合约之间的期期价差率与单位持有成本的关联关系。当 $T_1 = 0$ 时,(8)式为相同时间间隔期现价差率与单位持有成本的套利关联关系。

(二)实证模型设定

在(7)、(8)两式的基础上,可以构建回归模型和 VAR 模型,对单个合约的期现价差率与合约到期时间和单位持有成本率的套利关联关系,以及相同时间间隔期货合约之间的期期价差率与单位持有成本的套利关联关系,进行回归分析和 Granger 因果检验,以判断期货与现货市场之间、期货市场内部的套利关联是否真实存在。

1. 回归模型

针对(7)式可以将合约剩余到期时间和单位持有成本率分解成两项。由于"风险溢价"和"便利性收益"都是时变的[20],可以将包含"风险溢价"或者"便利性收益"的虚拟成本率置于残差项中,建立回归模型:

$$f_t = \beta c_t + \delta t + \mu_t \tag{9}$$

针对(8)式建立回归模型:

$$f_t = \alpha + \beta c_t + \mu_t \tag{10}$$

利用回归方程的 R^2、F 检验、回归系数的数值及其 t 检验,可以判断套利关联是否真实存在。

2. VAR 模型与 Granger 因果检验

回归分析可能无法检测期现价差、期期价差与持有成本之间存在的弱关联,为此,我们构建 VAR 模型:

$$f_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k} \beta_i f_{t-i} + \sum_{i=1}^{k} \gamma_i c_{t-i} + \mu_t \tag{11}$$

对期现价差率、期期价差率与单位持有成本的变动关系进行 Granger 因果检验,以进一步判断它们之间的套利关联状况。

三、中国农产品期货市场套利状况的实证结果分析

(一)资料来源与数据描述

本文以中国农产品期货市场中交易历史较长的强麦、玉米、豆二、棉花四款基础农产品期货作为实证对象,检验期现差价率、期期差价率与持有成本的变动关系。农产品期货价格 F 选用每日收盘价,数据资料来源于国泰安数据库;农产品每日现货价格 S 资料来源于布瑞克农产品数据库,以期货交割仓库所在地或主产区作为农产品现货价格地点选择依据,强麦选河南郑州批发价,玉米选辽宁大连批发价,豆二选黑龙江哈尔滨批发价,棉花选新疆乌鲁木齐批发价。本文主要检验单位持有成本中资金占用成本(即利率)变动对期货价格形成的影响,市场利率资料来源于中国货币市场网,选用七天国债回购每日定盘利率 r。受期货上市时间和现货价格资料可获得性制约,各品种实证资料选取的序列长度不同,样本起始时间强麦期货为 2004 年 1 月、玉米期货为 2004 年 9 月、豆二期货为 2005 年 1 月、棉花期货为 2007 年 1 月,截止时间都是 2014 年 1 月。各品种选取不同的序列长度或样本容量,一是为了使实证结果建立在尽可能长的时间序列基础上,二是为了观察时间跨度不同不会不造成实证结果差异。

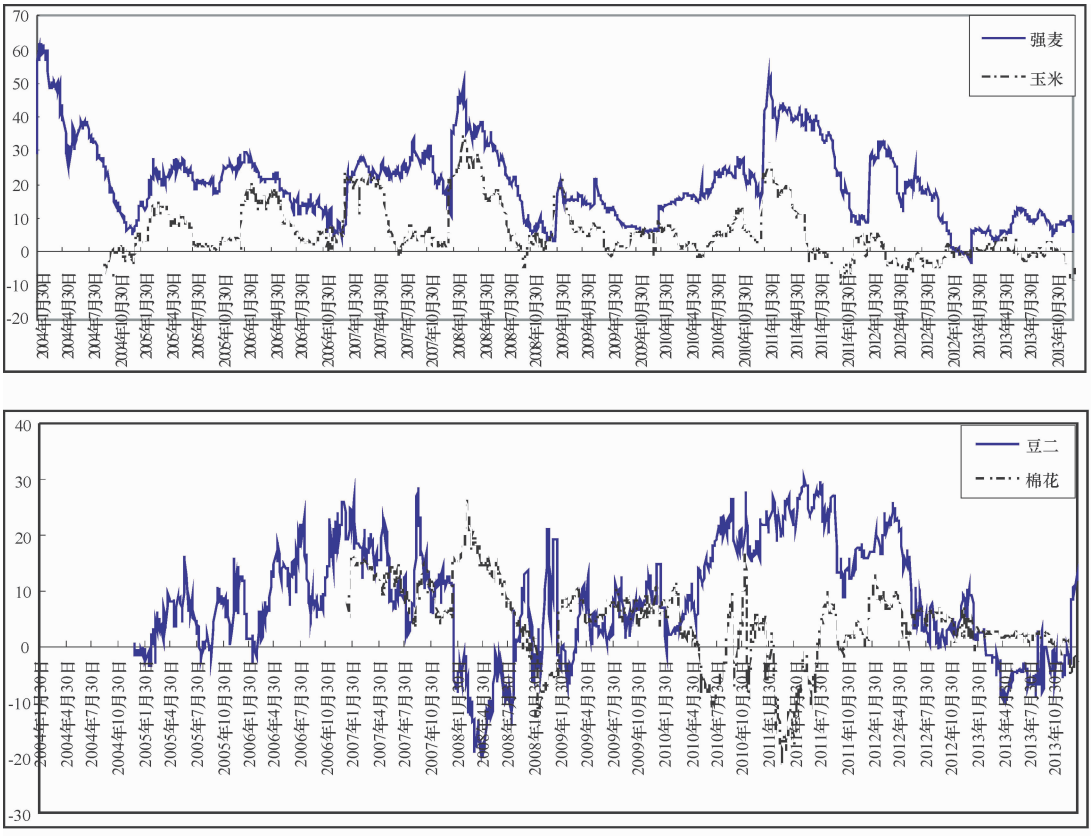


图 1　各品种各年 1 月到期期货合约期现差价率　　**单位：%**

单个合约期现价差率 Fs 选取各品种各年 1 月到期合约的期货价与对应现货价计算（如图 1），因为中国农产品期货市场上 1、5、9 月到期的期货合约是主力合约，本文收集的数据资料中 1 月到期合约可以取到的样本量最多。相同时间间隔的期期价差率和期现价差率采取构建期货连续合约收盘价序列的方式计算，具体做法是：首先，利用所有合约期货价序列资料，构建 4—6 个月到期和 8—10 个月到期的两条连续合约收盘价序列。然后，用 4—6 个月到期的连续合约收盘价与对应现货价计算相同时间间隔期现价差率 LFs，它反映了 4—6 个月到期的期货与现货的价差率；用 8—10 个月和 4—6 个月到期的两条连续合约收盘价计算期期价差率 LFf，它反映了中远期相隔 4 个月的两个期货合约之间的价差率。利用 Eview 6.0 计算，表 2 列示了各品种相同时间间隔期现价差率序列、期期价差率序列、市场利率序列的 ADF 单位根检验结果，以及 AIC 或 SC 准则判定的最优滞后阶数，在 5% 显著性水平下它们都是平稳时间序列。

表 1　各品种连续合约期现差价率、期期差价率 ADF 单位根检验与最优滞后阶数

	r	玉米		强麦		棉花		豆二	
		LFs	LFf	LFs	LFf	LFs	LFf	LFs	LFf
t 统计量	-3.251	-3.696	-3.582	-3.890	-6.204	-4.358	-2.700	-3.981	-3.244
1% 临界值	-3.433	-3.433	-3.433	-3.433	-3.433	-3.434	-3.434	-3.433	-3.433
5% 临界值	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863	-2.863
10% 临界值	-2.567	-2.567	-2.567	-2.567	-2.567	-2.568	-2.568	-2.567	-2.567
最优滞后阶	19	3	2	3	1	1	1	2	2

(二)农产品期货市场与现货市场之间的套利状况

按照(9)式,对各品种各年1月到期的单个合约期现价差率与市场利率、合约到期时间进行多元回归,回归结果如表2。从单个判别标准看,玉米、强麦、棉花、豆二的回归结果中分别有67%、0、43%、20%的样本期现价差率与市场利率变化反相关;分别有0、10%、14%、60%的样本合约期

表2 单合约期现差价率与利率、到期时间的回归结果($Fs_t = \beta r_t + \delta t$)

品种	合约	样本	β	δ	β		δ		R^2	套利关联
					t统计量	概率值	t统计量	概率值		
玉米	Fs0601	238	0.308	0.044	0.915	0.360*	13.008	0.000	0.408	不成立
	Fs0701	238	-0.180*	0.077	-1.277	0.203*	34.725	0.000	0.730	不成立
	Fs0801	238	-0.358*	0.093	-2.560	0.011	29.541	0.000	0.699	不成立
	Fs0901	238	-2.089*	0.158	-10.626	0.000	37.046	0.000	0.859	不成立
	Fs1001	238	0.127	0.047	0.422	0.673*	16.372	0.000	0.352	不成立
	Fs1101	238	1.205	0.010	8.136	0.000	4.016	0.000	-0.310*	不成立
	Fs1201	238	-1.804*	0.114	-13.317	0.000	26.749	0.000	0.724	不成立
	Fs1301	238	-0.594*	0.005	-5.292	0.000	1.922	0.056*	-0.041*	不成立
	Fs1401	238	-0.528*	0.017	-9.615	0.000	9.583	0.000	0.297	不成立
强麦	Fs0501	238	2.647	0.223	8.834	0.000	47.287	0.000	0.910	成立
	Fs0601	238	17.011	-0.012*	28.533	0.000	-2.090	0.038	-2.331*	不成立
	Fs0701	238	1.990	0.100	18.255	0.000	58.895	0.000	0.862	成立
	Fs0801	238	4.900	0.075	20.937	0.000	14.168	0.000	-3.464*	不成立
	Fs0901	238	0.465	0.190	2.752	0.006	52.797	0.000	0.939	成立
	Fs1001	238	2.906	0.069	17.768	0.000	44.581	0.000	0.764	成立
	Fs1101	238	6.087	0.035	23.203	0.000	7.597	0.000	-1.969*	不成立
	Fs1201	238	2.235	0.186	17.114	0.000	45.508	0.000	0.824	成立
	Fs1301	238	0.260	0.136	1.799	0.073*	37.422	0.000	0.866	不成立
	Fs1401	238	1.779	0.003	28.072	0.000	1.602	0.110*	-0.085*	不成立
棉花	Fs0801	238	1.276	0.057	13.930	0.000	27.924	0.000	0.359	成立
	Fs0901	238	-2.819*	0.136	-14.665	0.000	32.475	0.000	0.841	不成立
	Fs1001	238	3.842	0.016	28.732	0.000	12.296	0.000	0.027	成立
	Fs1101	238	-0.238*	0.010	-0.992	0.322*	2.493	0.013	0.023	不成立
	Fs1201	238	1.303	-0.077*	9.780	0.000	-18.340	0.000	0.559	不成立
	Fs1301	238	0.757	0.024	10.404	0.000	13.249	0.000	0.537	成立
	Fs1401	238	-0.192*	0.015	-6.022	0.000	14.949	0.000	0.432	不成立
豆二	Fs0601	238	5.177	-0.021*	11.101	0.000	-4.472	0.000	-0.128*	不成立
	Fs0701	238	7.043	-0.025*	27.501	0.000	-6.341	0.000	0.356	不成立
	Fs0801	238	2.318	0.060	15.986	0.000	18.416	0.000	0.290	成立
	Fs0901	238	2.090	-0.088*	6.159	0.000	-11.859	0.000	0.428	不成立
	Fs1001	238	6.137	-0.025*	20.261	0.000	-8.737	0.000	0.356	不成立
	Fs1101	238	6.359	-0.011*	22.079	0.000	-2.299	0.022	-0.060*	不成立
	Fs1201	238	2.768	0.078	18.471	0.000	16.718	0.000	-0.124*	不成立
	Fs1301	238	-0.136*	0.090	-0.701	0.484*	18.456	0.000	0.597	不成立
	Fs1401	238	-0.308*	-0.012*	-2.779	0.006	-3.523	0.001	0.035	不成立

注: * 表示在5%显著性水平下与套利决定论不符的参数估计结果。

现价差率与到期时间反相关；分别有 22%、40%、0、33% 的样本回归方程拟合优度可决系数 R^2 为负。以回归方程拟合优度可决系数 R^2、合约到期时间的回归系数 δ 参数估计值、δ 的 t 检验这三项最核心的标准综合判断，玉米、强麦、棉花、豆二共 35 个样本合约的多元回归结果中，14 个合约期现价差率与合约到期时间的回归系数跟持有成本理论的逻辑结论相反或回归方程的拟合优度为负，占样本总量的 40%。其中，玉米、强麦、棉花、豆二期货分别有 22%、40%、14%、60% 的样本拟合优度可决系数为负或期现价差率与合约到期时间反相关。如果严格地以回归方程拟合优度可决系数 R^2、利率与到期时间的回归系数 β 和 δ 的参数估计值、β 和 δ 的 t 检验三项标准综合判断，在 5% 显著性水平下，玉米、强麦、棉花、豆二共 35 个样本合约的多元回归结果中，24 个样本合约期现价差率与市场利率、到期时间的回归关系不符合持有成本理论或套利决定论的逻辑结论，占样本总量的 68.6%。其中，玉米、强麦、棉花、豆二单个合约期现价差率变化与套利决定论不相符的样本比例分别为 100%、50%、57%、89%。

玉米、强麦、棉花、豆二期货有一半以上的单个合约期现价差率与持有成本的变动关系不符合套利决定论的逻辑结论，14% ~60% 的单个合约期现价差率甚至与合约到期时间存在反向关联或不存在关联关系，这一结果表明农产品期货市场与现货市场之间套利不充分，农产品期货价格套利决定论不成立。

（三）农产品期货市场内部的套利状况

按照（10）式，将各品种的连续合约期现价差率、期期价差率与市场利率进行回归分析，结果如表 3。表中可见，在 5% 显著性水平下，玉米、棉花期货的连续合约期现价差率、期期价差率与市场利率存在显著的反向变动关系，与套利决定论的逻辑结论相反；强麦期货连续合约期现价差率与市场利率存在显著的同向变动关系，但期期价差率与市场利率的关联关系不显著，不同到期时间的合约之间套利不充分；豆二期货连续合约期期价差率与市场利率存在显著的同向变动关系，但期现价差率与市场利率的关联关系不显著，期现套利不充分。

表 3　连续合约期现价差率、期期价差率与利率的回归结果（$LF_t = \alpha + \beta r_t$）

品种	合约	样本	α	β	α		β		R^2	F 统计量	概率值	套利关联
					t 统计量	概率值	t 统计量	概率值				
玉米	LFs	2264	8.714	-1.021*	30.840	0.000	-10.737	0.000	0.048	115.288	0.000	不成立
	LFf	2264	2.852	-0.168*	21.804	0.000	-3.819	0.000	0.006	14.586	0.000	不成立
强麦	LFs	2427	17.091	0.724	38.550	0.000	4.779	0.000	0.009	22.843	0.000	成立
	LFf	2427	3.233	0.032	21.197	0.000	0.609	0.543*	0.000	0.371	0.543*	不成立
棉花	LFs	1711	5.739	-0.547*	16.967	0.000	-5.265	0.000	0.016	27.717	0.000	不成立
	LFf	1711	2.637	-0.627*	13.338	0.000	-10.322	0.000	0.059	106.536	0.000	不成立
豆二	LFs	2204	8.409	0.139	18.606	0.000	0.922	0.357*	0.000	0.850	0.357*	不成立
	LFf	2204	6.617	0.621	12.927	0.000	3.630	0.000	0.006	13.174	0.000	成立

注：* 表示在 5% 显著性水平下与套利决定论不符的参数估计结果。

按照（11）式，市场利率与各品种连续合约期现价差率、期期价差率之间的 Granger 因果检验结果如表 4。表中可见，对于玉米、强麦、棉花、豆二期货来说，市场利率既不是连续合约期现价差率变动的原因，也不是期期价差率变动的原因。这进一步表明，农产品期货市场内部的套利也不充分，农产品期货价格套利决定论与实际不符。

表4 利率对连续合约期现价差率、期期价差率的 Granger 因果检验结果

品种	原假设	样本	F-统计量	概率值	检验结果
玉米	r 不是 LFs 的 Granger 原因	2261	1.223	0.300	接受
	r 不是 LFf 的 Granger 原因	2262	0.181	0.834	接受
强麦	r 不是 LFs 的 Granger 原因	2424	1.228	0.298	接受
	r 不是 LFf 的 Granger 原因	2426	0.044	0.834	接受
棉花	r 不是 LFs 的 Granger 原因	1710	0.063	0.801	接受
	r 不是 LFf 的 Granger 原因	1710	0.327	0.567	接受
豆二	r 不是 LFs 的 Granger 原因	2198	0.344	0.709	接受
	r 不是 LFf 的 Granger 原因	2198	0.555	0.574	接受

四、结论与启示

客观认识期货市场的套利状况,是正确理解期货价格形成机制和期货市场基本功能的前提。期货价格套利决定论的逻辑结论表明,如果期货市场套利充分,期现价差与持有成本之间应存在正相关变动关系。因此,实证检验期现价差对持有成本变动是否敏感、是否正相关,可以判断期货市场套利是否充分,推断套利与预期在期货价格形成中的作用。

通过构建回归模型和 VAR 模型,对2004年1月—2014年1月中国玉米、强麦、棉花、黄大豆二号期现差价、期期差价与持有成本变量之间的回归分析和 Granger 因果检验发现,四种农产品期货中50%以上的单个合约期现价差率与市场利率、合约到期时间的变动关系不符合套利决定论的逻辑结论;14% ~60%的单个合约期现价差率甚至与合约到期时间存在反向关联或不存在关联关系;玉米、棉花期货连续合约期现价差率和期期价差率都与市场利率反相关,强麦期货连续合约期期价差率、豆二期货连续合约期现价差率则与市场利率不存在显著的关联;市场利率既不是连续合约期现价差率变动的 Granger 原因,也不是期期价差率变动的 Granger 原因。这些证据表明,无论农产品期货市场与现货市场之间,还是农产品期货市场内部的套利都是不充分的,中国农产品期货市场是有限套利的市场。

从中国农产品期货市场套利不充分的实证结论中可以得到以下启示:首先,从交易者的角度看,套利不充分增大了农产品期货市场期现套利和期期套利的风险,交易者应该对基于套利定价理论发现的"套利机会"持谨慎态度。其次,从市场监管者角度看,套利不充分说明农产品期货市场内在的套利机制对价格操控的约束力有限,需要监管者采取严厉的监管措施打击价格操控行为,才能保障农产品期货市场更有效地运行。最后,从定价理论研究角度看,套利不充分说明农产品期货价格不完全由套利决定,应该重视预期在农产品期货价格形成中的作用。

参考文献:

[1]陈蓉,郑振龙.期货价格能否预测未来的现货价格[J].国际金融研究,2007,(9):70-74.
[2]陈标金.期货定价思想的演进与评析[J].江西社会科学,2014,(1):77-81.
[3]HICKS J R. Value and capital[M]. Cambridge, UK:Oxford University Press, 1939.
[4]COOTNER P H. Return to speculators: Telser versus Keynes[J]. Journal of political Economy, 1960,68(3): 396-404.
[5]WORKING H. The Theory of price of storage[J]. American Economic Review, 1949,39(6):1254-1262.
[6]FISHER I. Appreciation and interest[J]. American Economic Association, 1896,(4):331-442.
[7]WORKING H. A Theory of anticipatory prices[J]. American Economic Review, 1958,48(2):188-199.
[8]FAMA E F. Efficient Capital Markets: A review of theory and empirical work[J]. Journal of Finance,1970,25(2): 383-417.

[9] DUSAK K. Futures trading and investor returns: An investigation of commodity market risk premiums[J]. Journal of Political Economy, 1973,81(6): 1387 - 1406.
[10] CHANG E. Returns to speculators and the theory of normal backwardation[J]. Journal of Finance, 1985,40(1):193 - 208.
[11] VIRAL V, LARS A, Ramadorai T. Limits to arbitrage and hedging: Evidence from commodity markets[J]. Journal of Financial Economics, 2013,109(2):441 - 465.
[12] NG V, PIRRONG S. Fundamentals and volatility: Storage, spreads, and the dynamics of metals prices[J]. Journal of Business, 1994,67(.2): 203 - 230.
[13] BROOKS C, PROKOPCZUKB M, WU Y. Commodity futures prices: More evidence on forecast power, risk premia and the theory of storage[J]. The Quarterly Review of Economics and Finance,2013, 53(1): 73 - 85.
[14] GORTON G, Hayashi F, Rouwenhorst K G.. The fundamentals of commodity futures returns[R]. NBER Working Paper,2007:13249.
[15] FACKLER P L. On the relation between futures price movements and USDA reports[C]. Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk. Proceedings of the NCR - 134 Conference, Chicago, IL, 1985:247 - 266.
[16] DAAL E, FARHAT J, PEIHWANG P W. Does futures exhibit maturity effect? New evidence from an extensive set of U.S. and foreign futures contracts[J]. Review of Financial Economics, 2006,15(2): 113 - 128.
[17] JUST R E, RAUSSER C. Commodity price forecasting with large - Scale econometric models and the futures market [J]. American Agricultural Economics Association, 1981,(5):197 - 208.
[18] CHATRATH A, SONG F. Futures commitments and commodity price jump[J]. The Financial Review,1999,34 (3):95 - 112.
[19] BOHL M T, JAVED F, STEPHAN P M. Do commodity index traders destabilize agricultural futures prices[J]. Social Science Electronic Publishing, 2012,59(2):125 - 148.
[20] DEATON A, LAROQUE G. On the behavior of commodity prices[J]. Review of Economic Studies, 1992, 59(1): 1 - 23.

Evidence of Limited Arbitrage in China's Agricultural Commodity Futures Market

CHEN Biao-jin, TAN Ying
(*College of Economics and Management*, *South China Agricultural University*, *Guangzhou* 510642, *China*)

Abstract: This paper constructed the regression model and the VAR model to exam the relationship between futures spot (or futures futures) price difference and holding cost variables. Empirical test is made on China's corn, wheat, cotton, soybean futures from January 2004 to January 2014. The results show that more than 50% of individual contract the regression relationship between futures spot price difference rate and market interest rates or maturity time inconsistent with arbitrage pricing; 14% - 60% of individual contract the futures spot price difference rate negative or none related to maturity time; Corn, cotton continuous contract futures spot price difference rate and futures futures price difference rate negative related to market interest rate. Market interest rate is neither the Granger cause of agricultural commodity futures spot price difference rate nor the Granger cause of futures futures price difference rate. These evidences show that China's agricultural commodity futures market arbitrage is not sufficient, and we should pay more attention to the function of anticipation in agricultural commodity futures pricing.

Key Words: agricultural commodity futures; arbitrage; anticipation; pricing; cash market; cost of holding