ISSN 1000-6788
CN 11-2267/N
CODEN XGLSE2

中国系统工程学会会刊

# 系统工程理论与实践

## Systems Engineering - Theory & Practice

第28卷

EI Compendex 数据库收录
全国中文核心期刊
国家自然科学基金委员会管理科学重要期刊
入编《中国学术期刊文摘》
入编《中国学术期刊(光盘版)》
入编 (台湾)华艺数位艺术股份有限公司《中文电子期刊服务》

8

2008

ISSN 1000-6788
08>

中国系统工程学会主办

系统工程理论与实践 （月刊）
XITONG GONGCHENG LILUN YU SHIJIAN

中国科协精品科技期刊工程项目资助期刊

2008 年第 28 卷第 8 期

# 目　　次

金融系统工程:一个新兴的、充满挑战的研究领域…… 汪寿阳,张　维　（1）
无偏估计、价格发现与期货市场效率——期货与现货价格关系 …… 陈　蓉,郑振龙　（2）
不同市态下个股异常波动停牌与股指相关性 …… 陈　收,易双文,刘　端　（12）
周内效应在牛市、熊市中的异化现象——关于中国证券市场的一个实证研究……
…… 崔　婧,杨　扬,程　刚,赵秀娟　（17）
外汇资产的时变相关性分析…… 龚　朴,黄荣兵　（26）
风险投资主体对高新技术企业分阶段投资的时机选择 …… 郭菊娥,晏文隽,张国兴　（38）
A 股与 B 股市场价格发现的实证研究 …… 郭雪梅,李　平,曾　勇　（44）
开放式基金赎回困惑的 Panel-Data Granger 因果关系检验…… 黎　实,雷良桃　（55）
中国期货市场日内效应分析 …… 刘向丽,程　刚,成思危,汪寿阳,洪永淼　（63）
含违约风险参量的信贷决策模型…… 庞素琳,王燕鸣　（81）
保证金制度、跨市套利和沪铜主力合约的迁徙行为 …… 宋　军,吴冲锋,马弋崴,孙秀琳　（89）
金融系统工程的一个案例:证券投资基金评价研究 …… 王栓红,汪寿阳　（98）
风险管理中的风险分配问题 …… 夏　路,魏先华,姜铁军,程　兵　（107）
汇率时间序列混沌动力学特征及实证…… 谢　赤,杨　妮,孙　柏　（118）
基于收益序列相关的动态投资组合选择——动态均值-方差模型 …… 许云辉,李仲飞　（123）
股指期货跨期套利交易保证金设置方法的比较 …… 杨海珍,鄢宏亮　（132）
中国金融业对外开放新形势的综合判断与分析 …… 张金清,刘庆富　（139）
中国大额实时支付系统参与者的流动性管理…… 张　敏,魏先华,潘　松,宋　洋,陈　敏　（149）
中国金融服务业的创新:新世纪的观察 …… 张　维,喻　颖,张永杰,熊　熊,赵帅特　（159）
人民币实际汇率波动影响因素研究…… 张玉芹,林桂军,郑桂环　（171）
资本充足率监管对银行风险行为的影响…… 张宗益,吴　俊,刘琼芳　（183）
基于 DEA 评价模型挖掘证券投资基金管理信息 …… 赵秀娟,马超群　（190）
基于外汇期货期权的隐含风险中性概率的复原与市场情绪 …… 周　娟,韩立岩　（197）
信用违约风险模型中违约概率的统计推断…… 周　勇,谢尚宇,袁　媛　（206）

**期刊基本参数:** CN11-2267/N * 1981 * m * A4 * 214 * zh * P * ￥25.00 * 2300 * 23 * 2008-08 * n

文章编号:1000-6788(2008)08-0002-10

# 无偏估计、价格发现与期货市场效率
## ——期货与现货价格关系

陈　蓉,郑振龙
(厦门大学 金融系,厦门 361005)

**摘要**:　对期货价格和现货价格关系中长期存在的理论和实证研究误区进行了分析与澄清,从理论上证明了在一般情况下期货价格不是未来现货价格的无偏预期,更不能以此作为期货市场效率的检验标准.提出期货市场的价格发现功能应界定为对同期现货价格的引领作用,认为期货市场效率包括定价效率与信息效率,只有一个定价有效的期货市场才能充分发挥其风险管理的功能.在实证方面,提出了适合于检验期货与现货价格关系的三种检验模型,并根据上述结论分别运用协整检验、格兰杰因果检验和广义谱分析方法检验了 1990 年 9 月 21 日至 2007 年 12 月 20 日期间 S&P500 指数现货和期货市场的定价效率、价格领先滞后关系和信息效率.

**关键词**:　期货市场;价格发现;无偏估计;市场效率
**中图分类号**:　F830　　**文献标志码**:　A

# Unbiased estimation, price discovery and market efficiency: Relationship between futures prices and spot prices

CHEN Rong, ZHENG Zhen-long
(Department of Finance, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

**Abstract**: The paper analyzes and clarifies some long-existing misunderstandings in theoretical and empirical studies on the relationship between futures prices and their underlying spot prices. It illustrates in theory that in most cases futures prices are not unbiased estimates of future spot prices and whether futures prices are unbiased estimates of future spot prices is not appropriate test models of futures markets' efficiency. It proposes that the lead-lag relationship between futures prices and current spot prices should be the appropriate definition of price discovery of futures. It also points out there are two kinds of futures markets' efficiency - pricing efficiency and information efficiency and only a futures market with pricing efficiency could hedge risk as effectively as possible. At last It proposes three models appropriate to test the relationship between futures prices and spot prices and apply these models to testing the pricing efficiency, lead-lag relationship and information efficiency of S&P 500 index spot and futures market from September 21, 1990 to December 20, 2007.

**Key words**: futures markets; unbiased estimates; price discovery; market efficiency

作为衍生产品,期货①价格与标的资产现货②价格之间天然存在着极其密切的联系.然而无论在国内

**收稿日期**:2007-03-01
**资助项目**:教育部人文社科基地重大项目(05JJD790026);教育部人文社科一般项目(07JA790077)

**作者简介**:陈蓉(1976-),女(汉),福建人,金融学博士,金融工程博士后,厦门大学经济学院金融系和王亚南经济研究院副教授,美国康奈尔大学博士后、美国北卡罗来纳大学访问教授,研究领域:金融工程、风险管理、固定收益证券和结构性金融产品;郑振龙(1966-),男(汉),福建人,金融学博士,厦门大学金融系教授、博导,美国加州大学洛杉矶分校富布莱特学者,英国伦敦经济学院高级研究学者,《金融学季刊》主编,研究方向为资产定价、金融工程和风险管理.

① 可以证明,当无风险利率恒定且对所有到期日都不变时,交割日相同的远期价格和期货价格相等;当利率变化无法预测时,远期价格和期货价格不等.实证结果表明,在现实生活中期货和远期价格的差别常常可以忽略不计.因此多数情况下,我们仍可以合理地假定远期价格与期货价格相等.本文所讨论的期货价格与现货价格的关系问题,不会受到期货和远期差异的影响.因此在本文中,期货与远期并无区别.

② 以下简称"现货".本文中的现货均指期货合约对应的标的资产.本文中的标的资产均为投资性资产,不考虑消费性资产.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

还是国外,无论是理论界还是实务界,对这两者关系的认知长期存在着众多误解和混淆之处.本文的目的,就是通过理论推导和实证研究对期货价格与现货价格的关系进行合理界定,为理论探讨、实证研究与实际运用提供重要的基础.

## 1　期货价格与现货价格关系:现有的认知、研究与运用

目前来看,对期货价格与现货价格关系的认知、研究与运用主要包括两个方面:

### 1.1　当前期货价格与未来(期货到期时刻)现货价格的关系

由于期货交易中约定的是未来的交易价格,人们往往很自然地认为,在一个有效率的市场中,当前期货价格 $F_t$ 对未来(期货到期时刻)现货价格 $S_T$ 具有预测或发现作用,并将其定义为期货的两大功能之一:价格发现功能(另一功能为风险管理).这种观点在理论上被严谨地表达为"期货价格 $F_t$ 是未来现货价格 $S_T$ 的无偏估计",即 $F_t = E(S_T | I_t)$ ①.对期货价格发现功能的这种认知无论在理论上、实证研究上还是实务中都广为存在且影响深远.

在理论上,最为著名的就是 Fisher 于 1896 年提出的利率期限结构预期假说.用现代语言阐述,这个众所周知的假说认为远期利率是对未来即期利率的无偏估计②.另一个经典例子是著名的"远期汇率无偏假说"(the Unbiased Forward Exchange Rate Hypothesis,UFER),认为远期汇率应是未来即期汇率的无偏估计.类似的观点在其他许多期货市场上也广为存在.基于这一观点,许多经济学家将期货价格不能无偏估计未来现货价格视为市场无效的一个证据,如 Leuthold[1],Martin and Garcia[2],Hokkio and Rush[3],Bhattacharya and Singh[4]等,从而将 $F_t = E(S_T | I_t)$ 问题与期货市场的有效性联系起来.

理论上的认知引发了大量相应的实证研究.到目前为止,至少有数百篇论文试图通过各种计量方法来证实诸如"远期汇率是否未来即期汇率的无偏估计"、"商品期货价格是否未来即期现货价格的无偏估计"等观点,并据此对市场有效性做出判断.但从实证结果来看,结论上长期存在的不一致性使得期货此种价格发现功能的观点始终难以得到证实或证伪,例如"远期汇率无偏假说"就被称为金融领域的一个难解之谜(Engel[5],Aggarwal,et al.[6]).

相应地,在实务界,对期货此种价格发现功能的认知根深蒂固并广泛使用.一个典型的例子就是,人们一直使用美联储基准利率期货的价格信息来估计未来的即期基准利率,包括《The Wall Street Journal》和《Financial Times》等财经媒体、美联储观察家③(如 Altig[7],Hamilton[8])和各国央行(如 European Central Bank Monthly Bulletin[9],Federal Reserve Monetary Policy Report to Congress[10])等.

### 1.2　期货价格与同期现货价格的关系

20 世纪 90 年代以后,随着协整检验和 Granger 因果检验等计量技术在金融研究中的应用,对期货价格 $F_t$ 与同期现货价格 $S_t$ 关系的检验与讨论成为一个热点.一方面,一些研究者通过检验 $F_t$ 与 $S_t$ 是否存在协整关系考察期货价格与现货价格的关系,或进一步据此验证期货市场的有效性,Brooks,et al.[12] 和 Crowder and Phengpis[13]等;另一方面,许多实证研究者运用 Granger 因果检验和误差修正模型等方法来捕捉期货价格与同期现货价格之间的领先滞后关系,考察市场信息的传导机制,如 Wahab and Lashgari[14]、Abhyankar[15]和 Chiang and Fong[16]等.在此基础上,一些研究者将期货价格与同期现货价格之间的引领滞后与信息传递机制定义为价格发现功能:哪个市场率先吸收和反映新信息,就具有当期的价格发现功能.

不难看出,无论哪种期货价格和现货价格的关系模式研究,其实都围绕着两个概念展开:期货市场有效性与价格发现功能.那么,究竟上述哪种关系模式捕捉和表达了期货价格与现货价格的本质联系?两种关系模式之间是否具有内在联系?期货市场的有效性与金融学中的"效率市场假说"是何关系?应如何界定与检验期货市场的有效性?究竟什么是期货市场的价格发现功能?

本文的目的,就是运用理论与实证研究对上述问题做出回答.概括地说,我们认为,大多数情况下,当

---

① $T$ 为期货到期时刻,$t$ 为当前时刻,为期货到期前的某个时刻,$I_t$ 表示 $t$ 时刻的信息集,$E(\cdot | I_t)$ 表示 $t$ 时刻的条件期望.

② 利率期限结构预期假说的三个版本,详见 Cox, Ingersoll & Ross[11].

③ 美国华尔街有一批分析师,长期对美联储的政策动向进行跟踪观察分析,被戏称为"美联储观察家"(FED Watcher).

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

前期货价格 $F_t$ 不是未来现货价格 $S_T$ 的无偏估计,期货市场并无发现未来价格的功能;但在期货市场较为发达和成熟的情况下,期货市场可能具有引领现货市场价格走势的作用,因此将期货的"价格发现"功能定义为同期的价格领先和信息传递机制,是更为合理的;与我们通常讨论的股票市场信息效率不同,期货市场的有效性包括两个层面:定价效率和信息效率,前者应通过期货价格 $F_t$ 与同期现货价格 $S_t$ 之间的关系进行检验,而后者则应通过期货对数收益率残差序列的性质加以考察;无论如何,考察当前期货价格 $F_t$ 与未来现货价格 $S_T$ 或其期望值 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的关系,是难以获得关于期货市场有效性和价格发现的合理可靠结论的.

## 2 期货价格与现货价格关系:正确的认知

### 2.1 期货的定价

无套利条件下的期货定价是金融学的基础定价模型之一. 简要地说,如果市场满足无套利条件①,则期货的一般定价公式为

$$F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)} \tag{1}$$

其中,$r_t$ 为市场无风险连续复利利率,$q_t$ 为标的资产现货在期货合约期限内的收益率(连续复利)②. 此无套利定价模型也被称为"持有成本模型",即期货与同期现货价格之间的差异是投资者持有期货与持有现货之间的持有成本. 在无套利条件下,如果式(1)不成立,则市场套利力量将以买现货卖期货或买期货卖空现货的方式获取无风险利润,直至期货价格与现货价格的关系满足式(1),市场达到无套利均衡.

然而,如果套利受到约束,如不允许任意借贷、不允许买空卖空或期货与现货不是良好替代品时,$F_t$ 与 $S_t$ 之间的上述无套利平价关系无法成立,我们就无法找到一个如(1)式的期货定价模型,也就是说我们很难确定期货价格的合理标准.

### 2.2 期货价格与同期现货价格之间的关系

从对期货定价模型的讨论中我们可以看出,如果式(1)成立,我们可以认为这个市场是定价有效的(在大部分情况下,定价有效意味着无套利均衡). 因此,上述期货定价理论模型说明,我们可以通过考察期货价格 $F_t$ 与同期现货价格 $S_t$ 之间的关系是否满足式(1)来考察期货市场的定价效率.

对式(1)两边取对数可得

$$f_t = s_t + (r_t - q_t)(T-t) \tag{2}$$

其中 $f_t = \ln(F_t)$,$s_t = \ln(S_t)$. 从经验可知,价格(对数)序列一般为非平稳序列,因此要检验式(2)是否成立,首先应对 $f_t$、$s_t$ 与 $(r_t - q_t)(T-t)$ 三个时间序列进行平稳性检验. 如果三个序列均为非平稳序列,可对三维时间序列 $\{X_t\} = \{(f_t, s_t, (r_t - q_t)(T-t))^{\mathrm{T}}\}$ 进行协整检验,如果这三者之间是协整的且协整向量为 $(1, -1, -1)$,可以认为他们之间存在长期平衡关系,期货市场具有定价效率. 如果 $(r_t - q_t)(T-t)$ 为平稳序列,则只需对 $f_t$、$s_t$ 进行协整检验,判断它们之间是否存在长期均衡关系. 如果 $f_t$ 和 $s_t$ 之间是协整的,可进一步建立误差修正模型考察期货市场长期均衡关系与短期变动特征,或者将式(2)右边的 $s_t$ 项移至左边并建立计量模型得

$$f_t - s_t = \alpha + \beta(r_t - q_t)(T-t) + \varepsilon_t \tag{3}$$

进行最小二乘回归,进一步考察基差 $f_t - s_t$ 与持有成本之间的关系是否符合定价效率的要求(即 $\alpha = 0$,$\beta = 1$,$\varepsilon_t$ 为白噪声过程).

另外,如果对期货定价公式 $F_t = S_t e^{(r-q)(T-t)}$ 进行变换,可得 $S_t = F_t e^{-(r-q)(T-t)}$. 从本质来看,期货是衍生产品,其价格应取决于标的资产当前价格 $S_t$,随 $S_t$ 变化而变化. 但在实际中,既可能体现为期货价格跟随同期现货价格变化,也可能体现为市场信息先反映在期货市场上再传达至现货市场,还可能体现为期

① 在一个完美市场中,无风险套利可以描述成无需初始投资,也无需承担任何风险,就有可能获利而绝对没有亏损的可能.

② 期货存续期内标的资产的持有净收益为正、为负和为零,对应着 $q_t > 0$、$q_t < 0$ 和 $q_t = 0$.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

货和现货市场同时对新的信息作出反映. 从实际情况来看,由于期货市场往往具有低成本、高杠杆和高流动性等特征,在比较成熟、规模和影响力较大的期货市场中,当面临新的市场信息冲击时,投资者越来越多地先在期货市场上进行操作,使得新信息往往先在期货市场上得到反映,然后才传达至现货市场,从而使得 $F_t$ 具有引领 $S_t$ 价格变化的信号功能. 这一现象与 Granger 因果检验的思想是一致的,因此可通过对期货价格 $F_t$ 与 $S_t$ 之间的因果检验来考察市场信息传递与价格引导机制. 值得注意的是,Granger 因果检验必须在平稳序列之间进行,因此如果 $f_t$ 和 $s_t$ 为非平稳序列,应对其取差分转化为平稳序列后方可进行因果检验. 事实上,如果 $f_t$ 和 $s_t$ 均为一阶单整序列 $I(1)$,$\Delta f_t$ 和 $\Delta s_t$ 之间进行的 Granger 因果检验反映的将是收益率变动的领先-滞后关系.

从上述分析可见,期货定价理论模型非常明确地说明了我们可通过对期货价格 $F_t$ 与同期现货价格 $S_t$ 之间关系的检验,考察期货市场的定价效率,反映期货市场价格(或收益率)与现货市场价格(或收益率)之间的领先滞后关系和信息传导机制. 实际上,将这种信息传导机制定义为同期的价格发现功能是合理的. 因此,我们认为,对期货价格与同期现货价格之间关系的研究思路是正确的,的确可以检验期货市场的(定价)效率与(同期)价格发现功能.

### 2.3　当前期货价格与未来现货价格之间的关系

当前期货价格 $F_t$ 与未来(期货到期时刻)的现货价格 $S_T$ 之间究竟是何关系,一直是一个颇具争论和迷惑性的论题. 期货定价的理论模型并未直接给出 $F_t$ 与 $S_T$ 或 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的关系. 但运用金融学的基本思想,我们可以相应推知 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的基本关系.

1) 当前期货价格是否未来现货价格的无偏估计?

金融学的基本常识告诉我们,在一个有效市场中,投资性资产未来现货价格的条件期望可以写为

$$E(S_T|\ I_t) = S_t e^{(y_t - q_t)(T-t)} \tag{4}$$

其中,$y_t$ 为该资产的连续复利预期收益率. 根据 CAPM,

$$y_t = r_t + \beta_t (r_{mt} - r_t)$$

其中,$r_{mt}$ 为市场收益率,$\beta_t$ 为该资产的 $\beta$ 系数. 根据高系统性风险高预期收益率原则,标的资产的系统性风险越高,$y_t$ 就越大. 那么 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间是何关系呢?

首先考虑无套利定价模型(1)成立的情形. 比较式(1)与式(2)

$$\begin{cases} F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)} \\ E(S_T|\ I_t) = S_t e^{(y_t - q_t)(T-t)} \end{cases}$$

可知,只有当 $y_t = r_t$ 即标的资产的预期收益率 $y_t$ 等于无风险利率 $r_t$ 时,$F_t = E(S_T|\ I_t)$ 才成立. 我们知道,只有当投资者的风险偏好为中性时,或是资产的系统性风险为零时,$y_t = r_t$,当前期货价格才等于未来现货价格的无偏估计. 在现实生活中,大部分投资者都不是风险中性的,大部分资产的系统性风险也不等于零. 因此,在无套利条件下,期货价格大部分时候不是未来现货价格的无偏估计,即 $F_t \neq E(S_T|\ I_t)$.

其次我们考虑无套利条件不成立的情形. 此时我们无法使用期货定价公式(1)得到合理的期货价格,看起来难以考察 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的关系. 事实上我们仍可运用金融学常识得出结论. 我们知道市场上的投资者主要可分为套利者、套期保值者和投机者. 在无套利条件下,套利者推动了市场价格向无套利均衡水平回归. 但如果无套利条件不成立,市场上将只剩下套期保值者和投机者,其中套期保值者关注的是原有风险的转移,因此投机者是期货价格的主要决定力量. 在一个有效的市场上,过滤掉其他的噪音交易者,理性投机者投资于期货,必然要求一定的风险回报. 我们认为,对投机者来说,期货是其投资组合中的一种资产,在一个有效的市场中,均衡状态下的期货价格必然使得承担期货系统性风险的投资者能够获得相应的风险溢酬. 如果风险溢酬过低,价格过高,理性投机者不会介入或会增加卖空,从而迫使价格变动至合理的风险溢酬水平;如果风险溢酬过高,价格过低,理性投机者会大量介入,也会使得价格变动至合理的风险溢酬水平. 值得注意的是,由于期货是其标的资产的冗余产品,它的出现并未带来新的风险源,因而期货的风险溢酬就是标的资产的系统性风险溢酬. 有效市场中均衡状态下期货价格 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

差额,仍然是标的资产的系统性风险溢酬.

至此,我们得到了一个重要的结论:无论无套利条件是否成立,在一个有效市场中,均衡状态下期货价格 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的差额,都应该是标的资产的系统性风险溢酬. 只有在投资者为风险中性或资产系统性风险为零这两种情形下,$F_t = E(S_T|\ I_t)$ 才成立. 在其他情况下,当前期货价格绝不会是未来现货价格的无偏估计.

也许有人会产生疑惑:在现实市场中,当市场预期未来价格会上涨或下跌时,期货价格的确会反映这一预期,为何说期货价格对未来不具备预测功能呢? 实际上,在一个有效的市场中,对未来的任何预期都会立刻反映到当前的市场中来,包括现货市场和期货市场. 如果 $t$ 时刻市场预期未来价格会上涨,当前现货价格 $S_t$ 和期货价格 $F_t$ 就会立刻上升以反映此预期,反之亦然. 最终的现货价格必然达到使得该资产投资者获取合理预期收益率 $y_t$ 的均衡水平,而期货价格则达到使得该期货投资者获取合理预期超额收益率 $y_t - r_t$ 的均衡水平. 这时我们可以看到,有效的期货市场价格的确会反映当时信息条件下的预期,但有效的现货市场也是如此,而且期货价格与未来现货价格之间的差异始终是标的资产的系统性风险溢酬. 一般情况下当前期货价格不会是未来现货价格的无偏估计,也就是说,人们通常所谓的期货发现未来价格的"价格发现"功能,是错误的说法.

2) 无偏估计与期货市场定价效率

前文我们提到过,国内外存在数量众多的文献试图通过研究 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的关系来检验期货市场的有效性. 但上文我们已经证明了大多情况下,$F_t \neq E(S_T|\ I_t)$,期货并非未来现货价格的无偏估计. 因此,除非能够证明资产的系统性风险为零或投资者风险中性,实证检验中无论发现 $F_t \neq E(S_T|\ I_t)$ 还是 $F_t = E(S_T|\ I_t)$,都不能说明期货市场是否有效.

进一步来看,根据我们前文的结论,一个定价有效的市场中,$F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的差额总应该是标的资产的系统性风险溢酬,那么我们是否可以通过检验

$$E(S_T|\ I_t) = F_t e^{\rho_t (T-t)} \tag{5}$$

来考察期货市场的定价效率呢? 这里 $\rho_t = y_t - r_t$ 为 $(T-t)$ 期间标的资产的年化预期风险溢酬. 从理论上说,这是合理的. 但我们知道,在进行实证检验时,我们总是无法获得未来价格的期望 $E(S_T|\ I_t)$,而只能在理性预期假设下用实现值 $S_T$ 代替 $E(S_T|\ I_t)$ 进行检验. 同时,年化预期风险溢酬 $\rho_t$ 也是实际中不可得的数据. 这使得对式(5)的检验非常困难,得到的结论说服力较差.

实际上,如果将式(4)代入式(5),可以发现式(5)实际上可以退化为式(1)

$$F_t = S_t e^{(r_t - q_t)(T-t)}$$

所以尽管式(5)是对当前期货价格 $F_t$ 与未来现货价格期望 $E(S_T|\ I_t)$ 之间关系的正确描述,但我们无需通过对 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 的检验来验证期货市场的定价有效性,而只需要对同期 $F_t$ 与 $S_t$,即对更易获得数据的式(2)进行检验就可以了.

3) 期货市场的定价效率与信息效率

到目前为止,我们所讨论的一直是期货市场的定价效率. 但在金融中讨论得最为广泛的显然是证券市场的信息效率. 事实上,大多研究 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间关系的文献往往宣称他们所检验的是期货市场的信息效率. 这个部分中我们将说明,期货市场的定价效率与信息效率是不同的两个问题,很多研究者混淆了这两者之间的关系;考察 $F_t$ 与 $E(S_T|\ I_t)$ 之间的关系,是难以检验期货市场的信息效率的.

Fama[17]在其股票市场效率假说中最早系统地提出了证券市场的信息效率问题. 其涵义大致可解释为:当股票价格能充分反映所有相关信息并迅速调整到位时,这个市场是信息有效的. 具体表达如下

$$s_t - s_{t-1} = \mu_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

其中,$s_t = \ln S_t$,$s_{t-1} = \ln S_{t-1}$,$\mu_t$ 为 $t-1$ 到 $t$ 一个交易日之间的预期收益率(连续复利),$\varepsilon_t$ 为一个均值为零

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

的协方差平稳过程且 $E(\varepsilon_t \mid I_{t-1}) = 0$,即鞅差分序列①. 由于一个交易日之内 $\mu$ 通常很小,我们可以假设每日期望收益率 $\mu_t$ 为 0,因此当我们使用日数据对式(6)的信息效率进行检验时,人们常把它简化为

$$s_t - s_{t-1} = \varepsilon_t \tag{7}$$

如果 $\varepsilon_t$ 的确满足鞅差分序列的假设,对式(7)两边同时取条件期望可得

$$E(s_t \mid I_{t-1}) = s_{t-1} \tag{8}$$

也就是说,如果今天的股票价格是明天股票价格的条件无偏估计,股票市场满足弱式有效.

显然,股票市场信息效率检验中的无偏估计看起来似乎与期货市场中 $F_t$ 对 $E(S_T \mid I_t)$ 的无偏估计是一致的. 基于此,许多研究者直接将(8)式推广到期货市场中得到

$$E(f_T \mid I_t) = f_t$$

由于期货到期时刻 $f_T = s_T$,上式可进一步写为

$$E(S_T \mid I_t) = f_t \tag{9}$$

这样,看起来似乎只要对式(9)进行检验,即检验期货(对数)价格是否未来现货(对数)价格的无偏估计,就能检验期货市场的信息效率. 这种理解在此类文献中几乎处处可见.

然而,犯错误者忽略了式(6)与式(9)检验中的两个重要差异.

第一,在股票市场信息效率的检验中,研究者一般都使用一个交易日的对数价格差异(即每日对数收益率)进行检验,此时假设预期收益率 $\mu_t = 0$ 是可接受的,这使得研究者可以集中精力关注 $\varepsilon_t$ 的性质. 然而在期货市场的研究中,$T - t$ 的时间通常较长,此时再假设预期收益率为零是不合理的,必须将此期间的期货预期收益率纳入考察②. 这使得我们不能简单从式(8)的每日变化直接推广到式(9)中较长的($T - t$)时段.

第二,在股票市场信息效率的检验中,研究者通过考察每日对数收益率残差序列 $\varepsilon_t$ 是否满足鞅差分序列来判断股票价格能否对信息做出迅速反映,市场是否满足弱式有效. 而许多文献对期货市场的研究却是对式(9)或其变形③进行回归,主要根据 $f_t$ 的回归系数是否为 1 来判断期货市场是否具有信息效率. 事实上,即使价格序列在每日收益率变化中是信息有效的,当时间周期较长时,不仅不能再假设 $\mu_t = 0$,该段时间内的每日预期收益率 $\mu_t$ 往往还是时变的. 除此之外,在较长的时间内的预期收益率并非每日预期收益率 $\mu_t$ 的简单加总,还需增加一项 $-\frac{1}{2}\sigma^2$ 加以调整④,如果波动率 $\sigma$ 是时变的,问题就更加复杂了. 因此,试图通过式(9)进行市场信息效率的检验几乎就意味着失败,因为回归系数不等于 1 不一定意味着市场信息无效,而可能是由于做了过多的简化假设,使得残差项中可能包括我们前文所提及的理性预期假设、预期收益率的时变(和波动率的时变)等. 总之,考察 $F_t$ 与 $E(S_T \mid I_t)$ 之间的关系,很难为我们提供期货市场信息效率的可靠证据.

实际上,如果要检验期货市场的信息效率,我们应采用期货价格的日数据,并用类似式(7)的形式

$$f_t - f_{t-1} = \varepsilon_t \tag{10}$$

考察残差序列 $\varepsilon_t$ 是否鞅差分序列,显然要比检验式(9)简便可行得多.

从上可见,由于股票价格没有明确的定价模型,股票市场中通常只考察信息效率. 而期货市场中则同时存在定价效率和信息效率,其中定价效率实际上考察的是期货定价的合理以及现货期货市场间的无套

---

① 早期的随机漫步理论和效率市场假说通常假定 $\varepsilon_t$ 服从独立同分布,即 $\varepsilon_t \sim \mathrm{IID}(0, \sigma^2)$. 但由于越来越多的实证研究表明,金融变量时间序列的方差是随时间可变的,其概率分布也并非完美正态分布,因此现代学术界大多把弱有效市场 $\varepsilon_t$ 的限定条件从 IID 放宽到鞅差分序列,具体可参见张亦春和郑振龙[18].

② 我们前文已经证明,定价有效情况下,期货收益率为标的资产的风险溢酬.

③ 总的来看,主要的检验模型包括以下三类:1) $s_T = \alpha + \beta f_t + \varepsilon_t$;2) $\Delta s_T = \alpha + \beta \Delta f_t + \varepsilon_t$ 和 3) $s_T - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_t$,均检验($\alpha, \beta$) = (0, 1) 且 $\varepsilon_t$ 为白噪声序列. 它们显然都是式(9)或其变形对应的计量模型. 变形的原因在于,式(9)两边的时间序列均为非平稳序列,不宜直接进行最小二乘回归.

④ 我们以最简单的几何布朗运动为例. $\frac{dS}{S} = \mu dt + \sigma dZ$ 推出的是 $E(S_T \mid I_t) = S_t e^{\left(\mu - \frac{1}{2}\sigma^2\right)(T-t)}$.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

利均衡是否存在;信息效率考察的则是期货价格对信息的反应速度. 定价效率与信息效率不一定完全一致,因为前者主要取决于市场间套利机制是否完善,而后者则主要取决于市场的成熟程度和交易成本等因素. 当然,如果定价效率较高,套利机制完善,期货市场的信息效率往往与标的资产现货市场的信息效率水平是相当的. 从检验方法来看,无论是期货市场的定价效率还是信息效率,对期货价格 $F_t$ 与未来现货价格 $E(S_T|\ I_t)$ 之间关系的考察,都难以实现相应的效率检验目的. 对期货市场定价效率的检验应通过期货价格与同期现货价格的关系式(2)进行考察,而期货市场信息效率的检验则应通过期货收益率残差序列式(10)进行考察.

4) 风险溢酬与期货的风险管理功能

那么,是否对 $F_t$ 与 $S_T$ 之间关系的考察就毫无意义了呢? 也不尽然.

假设标的资产在期货合约期内无收益①,从式(1)和式(5)

$$\begin{cases} F_t = S_t e^{r_t(T-t)} \\ E(S_T|\ I_t) = E(F_T|\ I_t) = F_t e^{\rho_t(T-t)} \end{cases}$$

可知,一个定价有效的期货市场中,期货价格高于现货价格的部分实际上就是无风险收益,而期货价格的预期收益率则正好等于标的资产的系统性风险溢酬,具体可用图 1 表示如下.

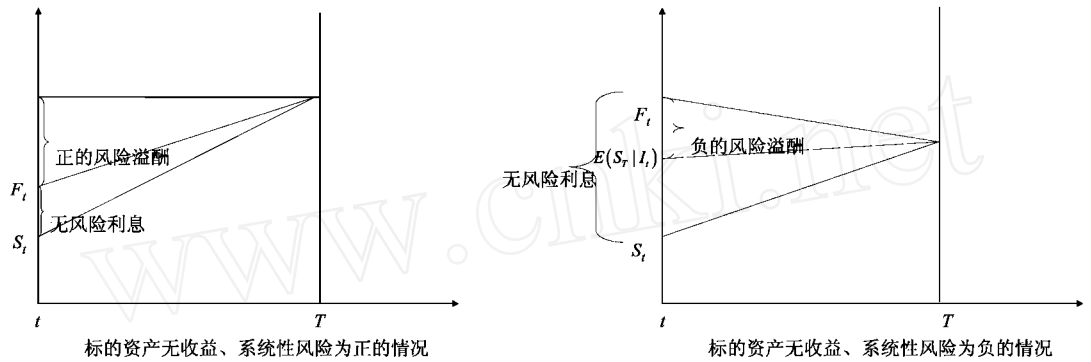


图 1 期货价格、现货价格和预期未来现货价格

这意味着什么呢? 这表明如果一个期货市场定价有效,标的资产与其期货之间将具有一体化性质,期货的预期收益率将总是等于标的资产的预期风险溢酬. 套期保值者可以通过与现货头寸相反方向的期货头寸,对冲其原有的系统性风险. 这正是期货最重要的功能——风险管理. 从这里可以看出,要使得期货市场能够充分发挥其风险管理的功能,必须实现定价有效,或者说,应具备完善的套利机制.

综上所述,我们运用金融学的基本理论得到了很多具有重要意义的结论:首先,一般情况下,没有理论支持"期货价格是未来价格的无偏估计"这一命题,期货不具备人们通常所认为的"发现未来价格"的"价格发现"功能,它更不能成为期货市场是否有效的检验标准. 其次,当期货市场相当成熟和完善时,可能具有引领现货价格的"价格发现"功能. 第三,期货市场效率包括定价效率与信息效率,两者不一定是一致的. 第四,一个定价有效的期货市场将能够充分发挥其风险管理的功能.

基于上述理论结论,我们认为,可以通过基于式(2)形成的同期价格关系

$$f_t - s_t = \alpha + \beta(r_t - q_t)(T - t) + \varepsilon_t \tag{11}$$

的回归检验或 $\{X_t\} = \{(f_t, s_t, (r_t - q_t)(T - t))^{\mathrm{T}}\}$ 中非平稳序列的协整检验来考察期货市场的定价效率;可以通过对式(10)

$$f_t - f_{t-1} = \varepsilon_t$$

中的残差项的鞅性质检验来考察期货市场的信息效率;可以通过期货与现货价格的因果检验等方式考察期货价格与现货价格之间的领先 - 滞后关系. 以上三种研究模式,才是对期货价格与现货价格关系的正确解读.

① 当标的资产有收益时,我们可以得到类似的结论.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

## 3　S&P500 指数期货的实证研究

在本部分中,我们拟运用上述结论对 1990 年 9 月 21 日至 2007 年 12 月 20 日期间的每日 S&P500 指数现货和期货收盘价进行实证检验. 值得强调的是,下面所进行的实证检验的目的,并非是为了考察 S&P500 指数期货市场的价格发现功能与市场效率,而是为了对我们前文的结论提供经验证明. S&P500 指数期货是世界上最发达最完善、交易量和影响力最大、公认定价最合理的期货市场之一,选择其进行实证研究,希望有助于向读者揭示期货与现货价格的合理关系.

本文的 S&P500 指数现货和期货价格数据来自 Bloomberg 资讯系统,美元无风险利率数据来自美国财政部网站,指数股利收益率则采用纽约大学金融学教授 Aswath Damodaran 个人网站上提供的 1990 - 2006 年间的历史数据和 S&P 网站上提供的 2007 年数据. 除去节假日和数据不足的情形,样本中共有 4307 个观察值. 1990 年 9 月 21 日的股指期货价格采用到期时间最近的合约(即 1990 年 12 月 21 日到期的 S&P500 指数期货合约)的价格数据,在距离 1990 年 12 月 21 日合约到期还有 4 周时(即 1990 年 11 月 26 日)改为下一个到期日(即 1991 年 3 月 15 日到期)的期货合约价格,此后类推滚动,以尽量减少期货合约快到期时期货价格与现货价格收敛给研究带来的影响. 本文的计量分析主要采用 Eviews 5.0 进行,市场信息效率检验采用 Gauss8.0 软件.

### 3.1　平稳性检验

首先,我们对期货价格对数 $f_t$、期货价格对数差分 $\Delta f_t$(即期货连续复利收益率)、现货价格对数 $s_t$、现货价格对数差分 $\Delta s_t$(即现货连续复利收益率)、基差[①] $f_t - s_t$ 和持有成本序列 $(r_t - q_t)(T - t)$ 进行 ADF 单位根检验. 结果表明,在 1 %的显著性水平下,ADF 检验的三个模型均接受 $f_t$ 和 $s_t$ 存在单位根的原假设,这两个时间序列为非平稳序列;而 $\Delta f_t$、$\Delta s_t$、$f_t - s_t$ 和 $(r_t - q_t)(T - t)$ 则都拒绝了存在单位根的原假设(参见表 1),说明 $f_t$ 和 $s_t$ 均为 $I(1)$ 过程,$f_t - s_t$ 和 $(r_t - q_t)(T - t)$ 则为 $I(0)$ 过程.

表 1　各时间序列的 *ADF* 检验

| | $f_t$ | $\Delta f_t$ | $s_t$ | $\Delta s_t$ | $f_t - s_t$ | $(r_t - q_t)(T - t)$ |
|---|---|---|---|---|---|---|
| 有截距项无趋势项 | - 1.706079 | - 67.51094 ** | - 1.748424 | - 66.62816 ** | - 7.044060 ** | - 7.630526 ** |
| 有截距项和趋势项 | - 1.628570 | - 67.52329 ** | - 1.600765 | - 66.64248 ** | - 7.040139 ** | - 7.649243 ** |
| 无截距项和趋势项 | 2.1387384 | - 67.43363 ** | 2.218953 | - 66.54693 ** | - 4.631692 ** | - 5.216830 ** |

** 表示在 1 %显著性水平下拒绝存在单位根的原假设.

### 3.2　S&P500 指数期货的定价效率检验

根据平稳性检验结果,要考察 S&P500 指数期货的定价效率,我们可以通过 $f_t$ 和 $s_t$ 的协整检验或是 $f_t - s_t$ 对 $(r_t - q_t)(T - t)$ 的回归进行检验.

1) $f_t$ 和 $s_t$ 的协整检验

我们采用基于 VAR 的 Johansen 方法对 $f_t$ 和 $s_t$ 进行协整检验. 首先对 $\Delta f_t$ 和 $\Delta s_t$ 的 VAR 模型进行滞后长度标准检验,发现 LR、FPE 和 AIC 指标都选择了滞后 7 阶,SC 选择滞后 4 阶,HQ 选择滞后 6 阶. 综合考虑,我们选择滞后 7 阶进行 Johansen 协整检验. 检验结果表明,无论是迹检验还是最大特征值检验,均在 5 %的显著性水平下拒绝了 0 个协整向量的原假设,而不能拒绝至多存在 1 个协整向量的原假设(参见表 2). 因此可以认为样本期内期货价格与同期现货价格之间存在协整关系. 但进一步看,对协整向量约束为(1, - 1)的 LR 统计量相伴概率值仅为 0.02,表明在 5 %显著水平上拒绝协整向量为(1, - 1)的原假设.

表 2　$f_t$ 和 $s_t$ 的 Johansen 协整检验

| 原假设 | 特征根 | 迹统计量 | 最大特征值统计量 |
|---|---|---|---|
| 0 个协整向量 | 0.015491 | 70.63451 * | 67.16339 * |
| 1 个协整向量 | 0.000807 | 3.471124 | 3.471124 |

* 表示在 5 %显著性水平下拒绝原假设.

① 真正意义上的基差是期货价格和现货价格绝对数之差,我们这里表示的则是期货价格对数和现货价格对数之差.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

2) 回归检验

由于 $f_t - s_t$ 与 $(r_t - q_t)(T - t)$ 均为平稳序列,我们可对式(11)

$$f_t - s_t = \alpha + \beta(r_t - q_t)(T - t) + \varepsilon_t$$

进行 OLS 回归估计得到

$$f_t - s_t = \underset{(4.401)}{0.0002}^{**} + \underset{(139.0598)}{1.095}^{**}(r_t - q_t)(T - t) + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\bar{R}^2 = 0.817871$$

括号内为 $t$ 值, * * 表示在 1 %显著性水平下拒绝系数为零的原假设.

从(12)可以看出,期货与现货基差变动的近 82 %可由持有成本解释,该模型拟合程度相当高. 持有成本的系数为 1.095 并显著异于零,与理论模型的假设比较一致,表明持有成本对期货基差具有显著的同向影响.

综合上述协整检验和回归分析的结果,我们认为样本期内的 S&P500 股指期货市场具有较高的定价效率,实际上这与我们的市场直觉及前人的研究结论是一致的.

### 3.3 S&P500 指数期货与现货收益率的 Granger 因果检验

根据之前得到的滞后阶数,我们对 $\Delta f_t$ 和 $\Delta s_t$ 进行了滞后 7 阶的 Granger 因果检验,结果如表 3 所示.

表 3 $\Delta f_t$ 和 $\Delta s_t$ Granger 因果检验 $F$ 统计量

| 原假设 | 滞后 1 阶 | 滞后 2 阶 | 滞后 3 阶 | 滞后 4 阶 | 滞后 5 阶 | 滞后 6 阶 | 滞后 7 阶 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 期货不是现货的 Granger 原因 | 19.8409** | 14.7949** | 9.38685** | 7.53322** | 6.37236** | 5.79397** | 5.21064** |
| 现货不是期货的 Granger 原因 | 2.75078 | 1.98613 | 2.18263 | 3.38417** | 3.43277** | 2.89495** | 2.48461 |

从表 3 可以看出,滞后 7 阶内,期货收益率始终在 1 %的显著性水平下拒绝"期货不是现货的 Granger 原因"的原假设. 因此我们可以认为,在我们的样本期内,在 1 %的显著性水平下,期货收益率在滞后 7 个工作日内是现货收益率的 Granger 原因,对现货收益率具有引领作用或同期"价格发现"功能. 这与我们的直觉也是一致的. S&P500 股指期货是世界上交易量最大、发展最为成熟的金融期货产品之一,我们认为正是由于其交易量大、高流动性和高杠杆等优点,能够比现货市场更迅速地反映市场信息,才使得信息交易者倾向于率先在期货市场进行交易,而后信息才传达至现货市场. 另一方面,现货收益率是否期货收益率的 Granger 原因呢? 从表 3 中可见,不同的滞后阶数中我们得到的结果则是不一致的,因而无法得出稳健的结论.

### 3.4 S&P500 指数现货与期货市场的信息效率检验

根据前文的结论,我们将通过考察价格对数收益率的残差序列是否鞅过程来检验期货市场的信息效率. 为了对比起见,我们同时对同期的现货收益率与期货收益率序列进行检验. 本文所采用的是 Hong and Lee[19] 基于广义谱导数方法提出的 $M_1(p)$ 统计量. 如果时间序列服从鞅过程,当 $T \to \infty$,若 $p = p(T) \to \infty$,依分布收敛有

$$M_1(p) \to N(0,1)$$

其中 $p \equiv p(T)$,为谱分析中的带宽(Bandwidth).

图 2 给出了检验统计量 $M_1(\hat{p}_0)$ 在期货价格样本和现货价格样本下的检验值. 横轴为微调参数 $c$,它是用来选择初始带宽 $\bar{p}(\bar{p} = c \times (10T)^{1/5})$ 的. 这样通过图 2 我们可以了解检验统计量 $M_1(\hat{p}_0)$ 对于 $c$ 值的稳定性. 图中的两条水平线分别对应于标准正态分布 $N(0,1)$ 在显著水平为 5 %和 1 %时的右侧临界值 1.65 和 2.33. 显然样本期内 S&P500 指数现货与期货市场均在 1 %的显著性水平下拒绝了鞅过程的原假设,即两个市场都拒绝了信息弱式有效.

Hong and Lee[19] 的检验统计量 $M_1(p)$ 本质上是一种检验时间序列条件期望模型设定正确与否的统计方法,该方法的特点不仅在于其可以直接用来检验时间序列的鞅假设,而且允许时间序列存在任意形式的波动聚类和其他更高阶条件矩中的非线性依赖,因此尤其适合于股票市场信息效率的检验.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

因此,我们的检验结果表明,无论是 S&P500 指数现货还是期货市场,均未达到弱式有效. 在前文中我们发现样本期内的期货市场具有较高的定价效率,这意味着期货价格与现货价格的同步性较强,其中一个市场不是弱式有效,往往另一个市场也不会是弱式有效的,这一点在我们的样本中得到了证明. 同时,我们发现样本期内的 S&P500 指数期货市场定价有效,但未达到信息弱式有效,这说明定价效率与信息效率的确可能出现不一致.

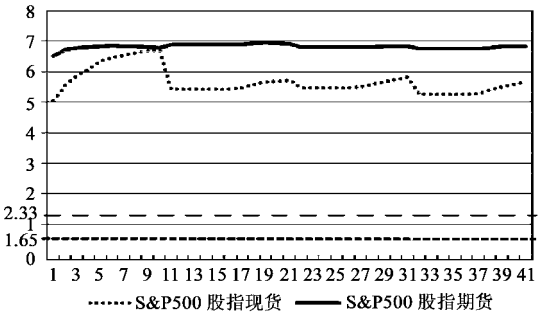


图 2　$M_1(p)$ 统计量检验结果

### 3.5　当前期货价格与未来现货价格关系的考察:一个对比

我们已经运用期货与同期现货价格证实了样本期内 S&P500 指数期货市场具有较高的定价效率,也运用对数收益率残差序列证实了无论是 S&P500 指数期货还是现货市场都未达到弱式有效. 为了提供对比,表 4 中我们选取了关于当前期货价格与未来现货价格的两个相对合理的模型进行回归检验,这也是众多文献中最为常见的两个检验模型.

表 4　当前期货价格与未来现货价格关系的检验

| 检验模型 | $\hat{\alpha}$ | $\hat{\beta}$ | $\overline{R}^2$ |
|---|---|---|---|
| $s_T - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + \varepsilon_t$ | 0.000061** | - 0.325977 | 0.000717 |
| $\Delta s_T = \alpha + \beta\Delta f_t + \varepsilon_t$ | 0.000343 | 0.015138 | 0.000061 |

从表 4 可见,对当前期货价格与未来现货价格关系的模型拟合度很低,在 1%显著性水平下,无法拒绝 $\beta = 0$ 的原假设,第一个模型中的 $\beta < 0$. 显然,这正是因为这些模型中将理性预期、时变的预期收益率与风险溢酬、时变的波动率等做了过多的简化. 尤其时变的风险溢酬是关键性的要素,在此类模型中却无法体现,必然导致检验结果无法说明任何问题.

总之,本文运用理论与实证研究,对期货价格与现货价格的一些错误认知进行了纠正,并明确了这两者之间的正确关系与合理检验模型,对期货市场的价格发现功能进行了重新界定,并提出期货市场具有定价效率和信息效率两个方面. 我们认为,这些澄清无论在理论研究、实证研究还是实务中,都具有非常重要的意义.

**参考文献**:

[1] Leuthold R M. The price performance on the futures market of a nonstorable commodity: Live beef cattle[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1974, 56(2): 271 - 279.

[2] Martin L, Garcia P. The price-forecasting performance of futures markets for live cattle and hogs: A disaggregated analysis[J]. American Journal of Agricultural Economics, 1981, 63(2): 209 - 215.

[3] Hokkio C, Rush M. Market efficiency and cointegration: An application to sterling and deutschmark exchange rates[J]. Journal of International Money and Finance, 1989, 8: 75 - 88.

[4] Bhattacharya P S, Singh H. An explanation of efficient market hypothesis and unbiasedness using Markov switching framework [DB]. SSRN, 2007.

[5] Engel C. The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence[J]. Journal of Empirical Finance, 1996, 3(2): 123 - 192.

[6] Altig D. Funds rate probabilities: September 25, November a toss-up[J]. Macroblog, Sept 12, 2005.

[7] Hamilton J. A pause it shall be[J]. Econbrowser, 2006, 4.

[8] European Central Bank. Monthly Bulletin: September[R]. 2005. http://www.ecb.int/pub/mb/html/index.en.html.

[9] Board of Governors of the Federal Reserve System. Monetary Policy Report to the Congress: July 20, 2005[R]. 2005. http://www.federalreserve.gov/boarddocs/hh.

(下转第 37 页)

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

2006 , 21 : 147 - 173.

[ 3 ] Jondeau E , Rockinger M. The Copula-GARCH model of conditional dependencies : An international stock market application[J ]. Journal of International Money and Finance , 2007 , 25 : 827 - 853.

[ 4 ] Rodriguez J C. Measuring financial contagion : A Copula approach[J ]. Journal of Empirical Finance , 2007 , 14(3) : 401 - 423.

[ 5 ] Bartram S M , Taylor S J , Wang Y H. The Euro and European financial market dependence[J ]. Journal of Banking & Finance , 2007 ,31 :1461 - 1481.

[ 6 ] Newey W K, McFadden D. Large sample estimation and hypothesis testing[ K]. In : Engle R F , McFadden ( Eds. ) , In : Handbook of Econometrics , vol. 4. North-Holland , Amsterdam , 1994.

[ 7 ] White H. Estimation , Inference and Specification Analysis[M]. Cambridge University Press , New York , 1994.

[ 8 ] Fantazzini D. Dynamic copula modelling for Value at Risk[J ]. Frontiers in Finance and Economics , Forthcoming Available at SSRN : http ://ssrn. com/abstract = 944172.

[ 9 ] Kole E , Koedijk K, Verbeek M. Selecting copulas for risk management[J ]. Journal of Banking & Finance , 2007 , 31 : 2405 - 2423.

[10] Hansen B E. Autoregressive conditional density estimation[J ]. International Economic Review , 1994 , 35 : 705 - 30.

(上接第 11 页)

[10] Cox J C , Ingersoll J E , Ross S A. A reexamination of traditional hypotheses about the term structure of interest rates[J ]. Journal of Finance , 1981 ,36 : 321 - 346.

[11] Aggarwal R A J , Lucey B M , Mohanty S . The Forward Exchange Rate Bias Puzzle is Persistent : Evidence from Stochastic and Non Parametric Cointegration Tests[ R]. 2006 , IIS Discussion Paper No. 122 , Available at http ://macroblog. typepad. com/macroblog.

[12] Brooks C , Rew A G, Ritson S. A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100[J ]. International Journal of Forecasting , 2001 , 17(1) : 31 - 44.

[13] Crowder W J , Phengpis C. Stability of the S&P 500 futures market efficiency conditions[J ]. Applied Financial Economics , 2005 , 15(12) : 855 - 866.

[14] Wahab M , Lashgari M. Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets : A cointegration approach[J ]. Journal of Futures Markets , 1993 , 13(7) : 711 - 742.

[15] Abhyankar A H. Return and volatility dynamics in the FTSE 100 stock index and stock index futures market[J ]. Journal of Futures Market , 1995 , 154(June) : 457 - 58.

[16] Chiang R , Fong W M. Relative informational efficiency of cash , futures , and options markets : The case of an emerging market[J ]. Journal of Banking and Finance , 2001 , 25(2) : 355 - 375.

[17] Fama E F. Efficient capital markets : A review of theory and empirical work[J ]. Journal of Finance ,1970 , 25 : 383 - 417.

[18] 张亦春 ,郑振龙. 金融市场学[M]. 北京 :高等教育出版社 ,2004.
Zhang Y C , Zheng Z L. Financial Market[M]. Beijing : Higher Education Press ,2004.

[19] Hong Y , Lee Y J. Generalized spectral tests for conditional mean models in time series with conditional heteroscedasticity of unknown form[J ]. Review of Economic Studies , 2005 , 72(2) : 499 - 541.

© 1994-2008 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net