

わが国先物市場における価格形成*

釜 江 廣 志

(一橋大学)

本稿では APT (裁定価格理論) の枠組みを用いて、昭和60年12月から62年8月までの期間のわが国の長期国債、金と輸入大豆の各先物市場における価格形成についてのテストがなされる。その結果、計測対象の期間内ではリスク・プレミアムがゼロであり、「正常の逆鞘」と「順鞘」は存在しないことが導出される。このことは、現在の先物価格が将来の現物価格の期待値に等しいことを意味する。

目 次

- I. はじめに
- II. 先物の価格形成のテスト法
- III. データ
- IV. 計測とその結果
- V. 結論と残された問題

I. はじめに

将来において現物の売却を予定している現物の所有者(供給者)は、先物市場で先物を売って、即ち売りヘッジをかけることによって、現物の値下がりリスクを避けようとする行動をとる。他方、将来において現物を購入しようとする現物の需要者は、現物の値上がりのリスクを避けるため、買いヘッジを行なう。ヘッジャーの売りヘッジが買いヘッジよりも多い場合、投機家は買いに回るが、その際、現在の先物価格が将来の現物価格の期待値よりも低くないと、つまり、投機家があえてリスクを負担して先物

投資をするに足りるだけのリスク・プレミアムが存在しないと、投機家は先物取引を行なわない。このように、現在の先物価格が将来の現物価格の期待値を下回り、リスク・プレミアムが存在する現象は、Hicks [8] などにおいて「正常の逆鞘」と呼ばれる。逆に、ヘッジャーの買いヘッジが売りヘッジよりも多い場合、投機家は先物を売るが、その際現在の先物価格が将来の現物価格の期待値よりも高くなければならない。このように、現在の先物価格が将来の現物価格の期待値を上回り、リスク・プレミアムが存在する現象は「順鞘」と呼ばれる。これらの現象が存在するか否か、特に米国の商品先物市場において「正常の逆鞘」が認められるかどうかについては、主にCAPMの枠組みを用いて多くの実証研究がなされているが、その結果は様々ではない。¹⁾

ところでCAPMによる場合、全ての資産か

* 本稿は文部省科学研究費の助成に基づく研究の一部である。本誌レフェリーと花輪俊哉教授、江口英一教授から丁寧なコメントをいただき、論文を改善することができた。記して感謝申し上げる。

ら成る市場ポートフォリオをいかに特定するか
が問題であり、かつ先物はネットの供給額が
ゼロであることから市場ポートフォリオに含め
られることは適当ではなく、²⁾ 困難が生じる。
しかし、APT (裁定価格理論) ではあらかじめ特
定された市場ポートフォリオを用いる必要はな
く、この困難を免れ得る。Ehrhardt=Jordan
=Walkling [5] は APT の枠組みを用いて、
1972 年から 1980 年までの 米国の商品 (小麦、
トウモロコシ、大豆) 先物を対象にテストを行
い、これらの先物の価格は予想現物価格に等し
いとの結論を得た。

本稿の目的は、昭和 60 年 12 月から 62 年 8 月
までの期間のわが国の長期国債と商品 (金と輸
入大豆) の各先物市場における価格形成につい
て、APT の枠組みを用いて分析し、先物投資か
らリスク・プレミアムが得られるか否か、即ち、
「正常の逆鞘」や「順鞘」が存在するかどうか
のテストを行なうことである。節Ⅱでは、APT
の枠組みを用いる場合、長期国債、金と大豆の
各先物への投資からリスク・プレミアムが得ら
れるか否かのテストが、どのようになされるか
が述べられる。節Ⅲに示されるデータを用いて、
節Ⅳで因子分析などにより計量的なテストが行
なわれる。その結果から、計測対象期内ではリ
スク・プレミアムはゼロであり、「正常の逆鞘」
と「順鞘」は存在しないことが示される。この
ことは、現在の先物価格が将来の現物価格の期
待値に等しいことを意味する。

Ⅱ. 先物の価格形成のテスト法

Roll=Ross [15] による APT の定式化は次
のとおりである。期 t の第 i 資産の収益率 R_{it}
は、

$$R_{it} = E_{it} + B_{i1}D_{1t} + \cdots + B_{ik}D_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

と表わされると仮定される。ここに E_{it} は R_{it}
の期待値、 D_{ht} ($h=1, \dots, k$) は全資産の収
益率に共通な第 h 因子で平均がゼロ、 B_{ih} は R_{it}
の因子 h に対する反応度を示す因子負荷量、 ε_{it}
は攪乱項で平均がゼロである。APT の関係は

$$E_{it} = F_{0t} + B_{i1}F_{1t} + \cdots + B_{ik}F_{kt} \quad (2)$$

として表わされる。ここに $F_{0t}, \dots, F_{kt}$ はウェ
ートで、 F_{0t} は全ての h について反応度 B_{ih} が
0 であるような資産の収益率、 F_{ht} ($h=1, \dots,$
 k) は因子 h に関する危険のみを持つポートフ
ォリオのリスク・プレミアムを表わす。式(1)
に(2)を代入して

$$R_{it} = F_{0t} + B_{i1}F_{1t} + \cdots + B_{ik}F_{kt} + u_{it} \quad (3)$$

が得られる。ここに

$$u_{it} = B_{i1}D_{1t} + \cdots + B_{ik}D_{kt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

は $D_{1t}, \dots, D_{kt}, \varepsilon_{it}$ により生じる攪乱項で、
平均はゼロである。

計測は先物のデータを対象に APT のフレー
ムワークを用いて行なわれる。式(3)の左辺の
 R_{it} として先物の収益率 R_{it}^f が用いられる。式
(3)の推定により求められる $F_{1t}, F_{2t}, \dots$ の推
定値 $\widehat{F}_{1t}, \widehat{F}_{2t}, \dots$ が

$$\widehat{F}_{ht} = 0, \quad h=1, \dots, k \quad (5)$$

を満足するとき、先物投資から得られるリスク
・プレミアムはゼロになり、「正常の逆鞘」と
「順鞘」は存在しない。

式(5)で示される帰無仮説の検定は次のよう
になされる。³⁾ この帰無仮説に対する検定統計

量

$$\chi^2 = T (\bar{\lambda} - \mu_0)' \Phi^{-1} (\bar{\lambda} - \mu_0)$$

は漸近的に自由度 k の χ^2 分布をする。これと $\mu_0 = 0$ とを用いると χ^2 検定により帰無仮説のテストができる。ここに、 T は観察値 (observation) の数であり、

$$\begin{aligned}\bar{\lambda} &= \sum_t \hat{\lambda}_t / T, \\ \hat{\lambda}_t &= (\hat{F}_{1t}, \hat{F}_{2t}, \dots, \hat{F}_{kt})', \\ \Phi &= \sum_t (\hat{\lambda}_t - \bar{\lambda})(\hat{\lambda}_t - \bar{\lambda})' / T\end{aligned}$$

である。

Ⅲ. データ

計測に用いられる先物はいずれも東京市場における10年物長期国債と金と米国産大豆である。これら3先物の市場において、投資家は同様な価格形成を行うと仮定される。金は金融商品的な性格を有し、金利に敏感に変動すると見られる。輸入大豆はわが国商品取引所で最も取引が活発な商品であり、そのうち米国産の取引が多い。⁴⁾

データは週次のそれ(毎週金曜日の終値)が採られる。東証の国債先物は昭和60年10月から取引が開始されたが、同年12月第2週以降において、3か月に渡って同一の2限月のデータがアベイラブルである。受渡し決済日は3, 6, 9, 12月の各20日で、取引最終日はその9営業日前であり、各月の10日前後であるから、各年3, 6, 9, 12月の中旬からの約3か月毎に国債先物の2限月のデータが連続して採集できる。これに対し、金は2か月以内の奇数月と12か月以内の偶数月の7限月、大豆は12か月以内の偶数月の6限月であるが、取引最終日はともに各限月の25日前後であり、従って3か月に渡って

データがアベイラブルであるのはともに5限月である。例えば12月からの約3か月では、翌年2月, 4月, 6月, 8月, 10月限月のデータが採集できる。これらの12個の変量(variable)が用いられる。

これらの変量のデータがアベイラブルな期間、即ち、

- ① 60年12月第2週～61年2月第3週(11週)
- ② 61年3月第1週～同年6月第1週(14週)
- ③ 61年5月第5週～同年8月第4週(13週)
- ④ 61年9月第1週～同年12月第1週(14週)
- ⑤ 61年11月第4週～62年2月第3週(13週)
- ⑥ 62年3月第2週～同年6月第1週(13週)
- ⑦ 62年6月第2週～同年8月第3週(11週)

の7部分期間、計89週が計測期間とされる。観察値の数を多くするためにこれらの期間の一部は重複して計測対象とされるが、部分期間が異なれば各先物の限月の組合せは異なる。なお、第1と第7の部分期間はそれぞれ11週しかなく、観察値の数が変量の数を下回る。そこでこれらの期間については、12変量のデータが採集可能でありかつ取引最終日以前である日のうちで最も早い日と最も遅い日、即ち60年12月9日, 61年2月24日, 62年6月10日, 62年8月25日が含められて観察値がそれぞれ13個とされ、計93個の観察値が計測の対象とされる。データの詳細は表1の通りである。

ところで先物取引には証拠金が必要である。⁵⁾これには先物価格に依存しない当初証拠金(国債先物に対して)もしくは本証拠金と定時増し・臨時増しの証拠金(商品先物に対して)と、価格変動が大きい時に必要とされる追加証拠金がある。⁶⁾収益率の計算にはこれら全てを考慮に入れなければならないが、追加証拠金は価格変化に応じて変動し、また商品先物の定時増しと臨時増しもしばしば変更されるので、計算は

表1 先物の収益率データ

表1-1 部分期間1 (60年12月第2週～61年2月第3週; 13 ヲﾌﾌ'ﾙ)

先物	限月 (年月)	平均	標準偏差
国債	61.3	23.39	5.984
	61.6	7.504	2.833
金	61.2	-44.20	53.26
	61.4	-44.99	15.44
	61.6	-34.40	9.190
	61.8	-22.90	6.842
	61.10	-5.993	6.386
大豆	61.2	-26.44	107.6
	61.4	-120.8	24.53
	61.6	-78.36	9.601
	61.8	-52.34	4.762
	61.10	-1.276	5.752

表1-3 部分期間3 (61年5月5週～61年8月4週; 13 ヲﾌﾌ'ﾙ)

先物	限月	平均	標準偏差
国債	61.9	3.276	6.217
	61.12	3.399	2.317
金	61.8	24.93	40.63
	61.10	50.01	16.72
	61.12	24.21	8.818
	62.2	9.744	5.518
	62.4	13.26	4.667
大豆	61.8	-26.37	127.6
	61.10	120.5	59.19
	61.12	3.579	24.48
	62.2	-8.612	15.40
	62.4	8.609	15.30

表1-2 部分期間2 (61年3月1週～61年6月1週; 14 ヲﾌﾌ'ﾙ)

先物	限月	平均	標準偏差
国債	61.6	-2.652	15.01
	61.9	1.777	3.471
金	61.6	-20.71	14.70
	61.8	-6.028	10.16
	61.10	16.41	10.72
	61.12	6.852	7.042
	62.2	-0.0078	4.792
大豆	61.6	-110.8	27.48
	61.8	-53.05	5.229
	61.10	30.63	14.93
	61.12	-25.67	1.695
	62.2	-25.86	1.339

表1-4 部分期間4 (61年9月1週～61年12月1週; 14 ヲﾌﾌ'ﾙ)

先物	限月	平均	標準偏差
国債	61.12	8.016	6.965
	62.3	12.97	2.722
金	61.12	-10.79	21.72
	62.2	-18.65	6.842
	62.4	-4.591	5.621
	62.6	-5.212	4.032
	62.8	-3.426	3.288
大豆	61.12	-4.365	41.52
	62.2	-12.81	12.11
	62.4	19.80	6.194
	62.6	6.882	4.348
	62.8	3.569	3.401

表1-5 部分期間5（61年11月4週～62年2月3週；13 ヲツ'ル）

先物	限月	平均	標準偏差
国債	62.3	19.98	5.445
	62.6	22.83	2.951
金	62.2	-8.599	20.98
	62.4	9.591	9.811
	62.6	3.377	5.021
	62.8	3.565	3.665
	62.10	5.111	3.145
大豆	62.2	-86.67	89.74
	62.4	29.57	10.20
	62.6	8.694	4.825
	62.8	5.932	3.858
	62.10	-15.00	2.373

表1-6 部分期間6（62年3月2週～62年6月1週；13 ヲツ'ル）

先物	限月	平均	標準偏差
国債	62.6	6.902	16.26
	62.9	-26.22	11.47
金	62.6	1.272	15.32
	62.8	4.224	6.673
	62.10	6.740	4.435
	62.12	-10.15	4.724
	63.2	-17.40	4.075
大豆	62.6	-35.14	63.36
	62.8	-9.423	19.05
	62.10	-32.91	12.91
	62.12	4.684	13.11
	63.2	0.3581	8.024

表1-7 部分期間7（62年6月2週～62年8月3週；13 ヲツ'ル）

先物	限月	平均	標準偏差
国債	62.9	-40.81	12.61
	62.12	-2.773	8.263
金	62.8	-35.24	47.72
	62.10	-4.326	12.31
	62.12	-25.49	8.566
	63.2	-30.24	6.005
	63.4	-24.66	4.350
大豆	62.8	134.3	292.4
	62.10	-40.18	15.53
	62.12	8.061	18.05
	63.2	0.2669	10.92
	63.4	-7.593	7.526

注：収益率（年率、%）の計算は式（6）による。

表2 因子負荷量の推定値

表2-1 部分期間1 (60年12月第2週～61年2月第3週; 13 ヶ月)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	61.3	-0.1424	-0.3675
	61.6	-0.3432	0.6780
金	61.2	0.9416	-0.0308
	61.4	0.9448	0.2440
	61.6	0.9770	0.1053
	61.8	0.9821	-0.0778
	61.10	0.9291	-0.3322
大豆	61.2	0.6851	-0.4944
	61.4	0.1517	0.9852
	61.6	0.3977	0.9049
	61.8	0.6901	0.6589
	61.10	0.7263	-0.5015

表2-3 部分期間3 (61年5月5週～61年8月4週; 13 ヶ月)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	61.9	-0.6444	0.6640
	61.12	-0.8010	0.5020
金	61.8	0.3312	0.9120
	61.10	0.8592	0.4833
	61.12	0.6913	0.7162
	62.2	0.5168	0.8479
	62.4	0.5898	0.7938
大豆	61.8	0.1554	-0.0064
	61.10	0.9318	-0.2826
	61.12	0.9097	-0.3668
	62.2	0.9013	-0.3845
	62.4	0.9193	-0.3744

表2-2 部分期間2 (61年3月1週～61年6月1週; 14 ヶ月)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	61.6	0.4960	-0.5801
	61.9	0.6211	-0.4192
金	61.6	0.7319	0.5174
	61.8	0.9441	0.2884
	61.10	0.9816	0.1896
	61.12	0.9715	0.2087
	62.2	0.9612	0.2396
大豆	61.6	-0.6151	0.7040
	61.8	0.2549	0.8925
	61.10	0.9175	0.1757
	61.12	-0.4260	0.6913
	62.2	-0.5656	0.6605

表2-4 部分期間4 (61年9月1週～61年12月1週; 14 ヶ月)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	61.12	-0.4426	-0.6895
	62.3	-0.0597	-0.5728
金	61.12	0.8871	0.4054
	62.2	0.8585	0.3762
	62.4	0.9618	0.1843
	62.6	0.9604	0.1829
	62.8	0.9642	0.1502
大豆	61.12	0.1943	0.8454
	62.2	-0.6164	0.7552
	62.4	-0.4827	0.7923
	62.6	-0.6210	0.7445
	62.8	-0.5431	0.6885

表2-5 部分期間5 (61年11月4週～62年2月3週; 13 ファクタ)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	62.3	0.9471	0.0227
	62.6	0.9055	0.0495
金	62.2	0.8437	-0.3705
	62.4	0.9431	-0.3089
	62.6	0.9325	-0.3120
	62.8	0.9334	-0.2919
	62.10	0.9418	-0.2746
大豆	62.2	-0.9008	0.2955
	62.4	0.8924	0.3719
	62.6	0.8140	0.5426
	62.8	0.7668	0.6230
	62.10	0.4265	0.8784

表2-7 部分期間7 (62年6月2週～62年8月3週; 13 ファクタ)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	62.9	0.2469	-0.8574
	62.12	0.9727	0.0136
金	62.8	-0.7888	0.5541
	62.10	-0.6369	0.7585
	62.12	-0.9133	0.3804
	63.2	-0.9485	0.2593
	63.4	-0.9291	0.3296
大豆	62.8	0.5402	0.8097
	62.10	0.7360	0.5942
	62.12	0.8782	0.4671
	63.2	0.8954	0.4314
	63.4	0.9043	0.3941

注: この表は式(1)の因子分析の結果を表わす。因子数は2で、因子負荷量の推定は主成分法による。

表2-6 部分期間6 (62年3月2週～62年6月1週; 13 ファクタ)

先物	限月	B ₁	B ₂
国債	62.6	0.8440	-0.2564
	62.9	0.9464	-0.1872
金	62.6	0.9370	0.3261
	62.8	0.9200	0.3856
	62.10	0.8881	0.4460
	62.12	0.9698	0.2290
	63.2	0.9792	0.1585
大豆	62.6	0.9118	-0.1946
	62.8	0.9575	-0.1982
	62.10	0.9773	-0.1949
	62.12	0.9501	-0.2590
	63.2	0.9597	-0.2463

煩雑である。変動の特に激しい追加証拠金を投資額から除いて収益率を計算するのも一法であるが、価格が元に戻っても清算するまで追加証拠金は回収できないから、これも投資額に含められるべきであり、この方法も不満足である。そこで以下では第1次接近として、証拠金率は100%であり、⁷⁾ かつ証拠金は先物の契約締結日(t)に差入れられ受渡し決済日(U)に回収される、つまり投資期間は($U-t$)日である、と仮定した上で、先物の収益率 R_t^f が、先物価格の契約締結日から決済日までの変化率として、次のように計算される。

$$R_t^f = \frac{P_S^f - P_t^f}{P_t^f} \times \frac{365}{U-t} \times 100 \quad (6)$$

ここに P_S^f 、 P_t^f はそれぞれ取引最終日が日 S である先物の日 S と日 t ($t \neq S$)における価格である。日 S 以降は取引がなされず、決済は日 S の価格で行われる。なお、収益率を年率に直すために投資期間の日数($U-t$)が考慮される。

IV. 計測とその結果

計測の第1段階では式(1)の因子分析が行われ、因子負荷量 B_{11} , ..., B_{ik} の推定値が求められる。因子負荷量は前記の約3か月の部分期間内において一定であると仮定され、⁸⁾ 計測はこれら部分期間毎に行われる。因子数の決定に際し、まず、因子数が k であるとの帰無仮説を統計的に検定する χ^2 テスト⁹⁾がなされるが、部分期間第2, 3, 4, 7においては χ^2 テストの自由度を正にするような因子数(1~7)の範囲内では5%有意水準を満たすものが存在せず、¹⁰⁾ 最適な因子数が決まらない。¹¹⁾ そこで次の基準、すなわち

- (a) 相関係数行列の固有値を1以上にする因子の数,
- (b) 共通性に重相関係数の平方を代入して順次の固有値の変化を計算し、最大の変化をもたらす因子数の直前の因子数,
- (c) 因子の累積寄与率を一定値(80%)以上にする因子数,

を用いる方法がとられる。¹²⁾ 結果は、(a)では、部分期間1, 2, 3, 4で最適な因子数が3, 期5, 7で2, 期6で1であり、(b)では、期3で最適な因子数が6, 期2で5, 期1で4, 期4, 7で2, 期5, 6で1であり、(c)では、期1, 2, 3, 4, 5, 7で最適な因子数が2, 期6で1である。これらの結果と、式(5)についての下記のような χ^2 テストが7部分期間を一括して行われるため、全ての部分期間において因子数が同じである方が望ましいことから、因子数は2とされる。因子負荷量の推定には主成分法が用いられる。因子の回転はなされない。

計測の第2段階では、第1段階で得られた因子負荷量の推定値を説明変数として、式(3)のクロス・セクション回帰が一般化最小二乗法の1つであるユール・ウォーカー法を用いてなされ、 F_{0t} , F_{1t} , F_{2t} の推定値が求められる。

第1段階の計測結果は表2に、第2段階のそれは表3に示される。これらの結果を用いて χ^2 テストを行なうと、式(5)について $\chi^2 = 0.6072$ が得られる。これは χ^2 分布表の値(有意水準5%, 自由度2)である5.991よりも小さいから、式(5)の仮説は棄却されず、 F_{1t} と F_{2t} の推定値はともに0である。つまり、先物投資のリスク・プレミアムはゼロである。なお、89週から1個ずつ観察値をとって計測する場合も $\chi^2 = 3.539$ であり、式(5)の仮説は棄却されない。これらの結果から、本稿の計測対象の期間内では「正常の逆鞘」と「順鞘」は存在しない

表3 APTの計測結果

観 察 値	F ₁	F ₂	観 察 値	F ₁	F ₂	観 察 値	F ₁	F ₂
1	-26.90	-44.43	32	19.35	19.25	63	50.88	11.72
2	-28.73	-44.35	33	23.87	2.90	64	80.98	19.59
3	-28.66	-43.25	34	25.74	-3.02	65	93.62	20.46
4	-30.96	-44.45	35	37.52	23.22	66	123.53	16.17
5	-44.05	-47.10	36	36.45	23.51	67	194.44	36.77
6	-60.21	-49.05	37	41.35	20.68	68	-232.21	-10.15
7	-60.66	-48.86	38	23.88	-22.43	69	-215.87	-0.46
8	-51.10	-53.35	39	-4.04	-84.85	70	-227.90	-2.47
9	-35.20	-56.82	40	77.52	20.99	71	-232.58	1.21
10	-24.53	-86.61	41	-6.80	-0.71	72	-205.86	11.03
11	-40.91	-119.03	42	-8.83	-5.27	73	-198.40	-2.79
12	-34.75	-46.91	43	-8.72	-0.39	74	-177.59	-8.57
13	-47.02	-142.65	44	-17.04	2.33	75	-134.09	18.16
14	29.86	-28.82	45	-19.76	-2.13	76	-60.24	33.96
15	30.80	-27.64	46	-19.46	-0.56	77	-41.52	56.44
16	30.64	-27.64	47	-15.76	-7.38	78	-92.16	30.34
17	35.96	-26.46	48	-16.61	-12.49	79	-20.55	43.52
18	38.86	-26.03	49	-8.16	-25.65	80	-37.39	60.03
19	38.30	-30.55	50	-13.68	-27.64	81	-4.28	8.59
20	44.32	-26.75	51	-14.17	-21.30	82	-5.59	5.93
21	37.57	-18.80	52	-2.12	-20.16	83	-1.66	10.87
22	49.42	-17.73	53	1.83	-6.51	84	1.45	12.61
23	64.51	-3.75	54	2.70	16.79	85	7.39	10.53
24	51.08	-15.64	55	19.98	1.23	86	13.58	14.39
25	49.92	-21.41	56	16.23	2.80	87	14.18	18.66
26	59.02	-47.21	57	24.76	3.24	88	14.95	5.41
27	74.86	-29.84	58	28.23	8.84	89	43.86	41.27
28	6.66	21.72	59	23.22	10.99	90	52.79	56.19
29	12.74	27.71	60	25.69	16.90	91	60.87	198.61
30	12.45	15.90	61	32.31	15.26	92	-3.75	12.01
31	17.05	28.28	62	45.87	17.75	93	76.22	234.57

注:この表は式(3)のクロス・セクション回帰の結果を表わす。説明変数としては表2で得られた因子負荷量の推定値が用いられる。計測法はユー・ウォーカー法である。最初の観測値は60年12月9日の、最後のそれは62年8月25日のものである。

と言えよう。つまり、現在の先物価格は将来の現物価格の期待値と等しい。

V. 結論と残された問題

本稿では、わが国の国債と金、輸入大豆の先物価格が分析され、先物投資から得られるリスク・プレミアムはゼロであって、「正常の逆斜」と「順斜」は存在しないこと、つまりそれらの現在の先物価格が将来の現物の期待価格と等しいことが導かれた。

残された問題は次の通りである。第1に、国債先物市場は発足してそれほど時間が経過していないため、計測に用い得るサンプル数が十分

でなく、計測結果の解釈には注意を要する。第2に、分析対象にされた先物3資産の間でどの程度資産選択がなされているかについては、データが得られないため不明であるが、一括して対象とすることには問題があるかも知れない。第3に、証拠金率についての仮定に問題が残存する。第4に、本稿で得られた結果を用いると、現物価格の期待値が求められ、それによって期待形成に関する仮説のテストが行えよう。これらについてはさらに検討が必要である。

[注]

- 1) それらの展望として Stein [17] 参照。
- 2) Baxter=Conine=Tamarkin [2] 参照。
- 3) Gultekin=Rogalski [6] 参照。

4) 日本経済新聞社 [12] 参照。なお、これら以外にわが国では株式先物の取引が62年6月から行われているが、データの数多くない。また、先物為替も存在するが、これは先渡し取引 (forward) であって先物取引 (futures) ではないので分析対象とされない。この点はさらに検討の余地がある。

5) 証拠金の取扱について Black [3], Telser [18] 参照。

6) 原=荒井 [7] p. 291-2, 木原 [10] p. 242-5, 日本経済新聞社 [12] p. 33-34 参照。

7) Bodie=Rosansky [4] も同様の仮定を設けている。なお、証拠金はその一部を収益を生む有価証券で代用できるから、実質的な証拠金率は名目的な証拠金率より低いとする考え方があり、証拠金率が100%であるとの仮定にも問題は残存する。

8) 部分期間が異なると、先物の限月の組合せが異なるから、因子と因子負荷量は異なると仮定される。

9) Gultekin=Rogalski [6] 参照。

10) 検定の確率値が最も高いケースについて、計算される χ^2 値と χ^2 分布表の5%, 自由度 $[(n-k)^2 - n - k]/2$ (n は変数数, k は因子数) の値を比べると、次のとおりである。

部分期間 1	因子数 5	$\chi^2 = 25.657 < 26.3 = \chi^2_{0.05}$
2	6	16.950 > 16.92
3	6	27.324 > 16.92
4	7	9.103 > 7.81
5	4	32.446 < 36.4
6	7	4.244 < 7.81
7	7	9.312 > 7.81

11) このテストの検出力は必ずしも強くない、との指摘が浅野 [1] p. 73 にある。

12) これらについて、奥野=久米=芳賀=吉沢 [13] p. 349, 芝 [16] p. 77, 市川=大橋 [9] p. 210 参照。

[引用文献]

[1] 浅野長一郎『因子分析法通論』, 1971.

[2] Baxter, J., T. Conine and M. Tamarkin, "On Commodity Market Risk Premiums," *Journal of Futures Markets*, Feb. 1985.

[3] Black, F., "The Pricing of Commodity Contracts," *Journal of Financial Economics*, Jan./Mar. 1976.

[4] Bodie, Z. and V. Rosansky, "Risk and Return in Commodity Futures," *Financial Analysts Journal*, May-June 1980.

[5] Ehrhardt, M., J. Jordan and R. Walkling, "An Application of Arbitrage Pricing Theory to Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Feb. 1987.

[6] Gultekin, N. B. and R. Rogalski, "Government Bond Returns, Measurement of Interest Rate Risk, and the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, Mar. 1985.

[7] 原信・荒井勇『先物取引』, 1986.

[8] Hicks, J. R., *Value and Capital*, 1939. (安井琢磨・熊谷尚夫訳『価値と資本』1951年)

[9] 市川伸一・大橋靖雄『SAS によるデータ解析入門』, 1987.

[10] 木原大輔『商品取引所と先物取引』, 1985.

[11] 小峰みどり・米沢康博「金融先物市場の機能」『ファイナンス研究』, 1984年11月.

[12] 日本経済新聞社『商品取引所のはなし』, 1988.

[13] 奥野忠一・久米均・芳賀敏郎・吉沢正『多変量解析法』, 1971.

[14] Reilly, F., *Investment Analysis and Portfolio Management*, 1985.

[15] Roll, R. and S. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance*, Dec. 1980.

[16] 芝祐順『因子分析法』, 1979.

[17] Stein, J., *The Economics of Futures Markets*, 1986.

[18] Telser, L., "Margins and Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, Summer, 1981.

[19] 若杉敬明「Arbitrage Pricing Theory について」『計測室テクニカル・ペーパー』, 1983年9月.