

日本の商品先物市場の効率性

- 共和分分析による実証的研究 -

神 木 良 三
伊 藤 史 朗
廣 江 満 郎
八 田 英 二
佐 竹 光 彦
北 川 雅 章
南 波 浩 史

- 1 まえがき
- 2 景気変動と商品先物市場
- 3 効率性の定義とテスト方法
- 4 データおよび月次効果と単位根の検定
 - 4.1 データ
 - 4.2 月次効果
 - 4.3 単位根検定
- 5 効率的市場仮説の検定
 - 5.1 2 市場間の共和分検定
 - 5.2 現物価格と先物価格の共和分検定
 - 5.3 誤差修正モデル
- 6 要約と結論

1 まえがき

いわゆる金融ビッグバンの進展とともに各種資産市場の垣根が低くなり、その結果、各市場間の資金の移動が激しくなっている。商品先物市場もその例外ではない。金融機関なども、新しい資産運用の場として商品先物取引に力を入れ始め、金融派生商品取引との区別は薄れてきている。とくに 1988 年に商品ファンドに関する規制が緩和されて以来、商品先物市場の資産市場としての重要性は一段と高まり、21 世紀に向けてさらなる飛躍が期待されている。

本研究は、このように商品先物市場が今後ますます日本経済において重要性を増すであろうという認識の下に、果たして商品先物市場が効率的な市場であるか否かについて検討を加えることを主要な目的とするものである。資産価格がマーケット・メカニズムの働きによって

資源配分のための正確なシグナルとなっている市場は効率的で理想的な市場と言われるが、今後の商品先物市場の正常な発展のためには、この市場が効率性仮説 (Efficient Market Hypothesis: EMH) を満たしているか否かは重要な条件となると考えられる。

そこで本研究では、まず次の 2 節において、日本経済の景気変動過程において全体としての商品先物市場がどのように推移してきたかを序論的に概観して、商品先物市場が日本経済の動向と密接に関連していることを明らかにする。その上で、個別の各商品先物市場についてその効率性を共和分分析の手法によって計量経済学的に検証する。このために、3 節では効率性の定義とそのテスト方法について述べる。ついで 4 節では、本研究で効率性仮説の検証のために取り上げる各市場の現物価格と先物価格のデータの性質について説明し、それぞれの系列について単位根検定を行う。そして 5 節で、共和分検定と誤差修正モデルの推定を行い、各市場の効率性についてテストする。最後に 6 節で結果を要約して結論を述べる。

2 景気変動と商品先物市場

まず景気変動過程と商品先物市場がどのように関連しているかについて考察する。われわれは八田他〔1999〕においても、日本のマクロ経済動向と商品先物市場の関連を分析した。そこでは主成分でとらえた貴金属グループ市場・穀物グループ市場・繊維グループ市場およびこれにゴム市場を加えた日本の商品先物市場それぞれの動向と、これらの市場に影響を与えると考えられる要因との相関係数を計算した。その結果、これらの市場がそれぞれの個別商品固有の需給動向や海外相場動向だけではなく、実体経済動向、金融経済動向や外国為替相場といった要因に左右されることを明らかにした。とくに、コンボジット・インデックスで捉えた景気動向と各主成分が高い相関を持つことが明らかになった。問題は、それぞれの主成分が商品先物市場のいろいろな側面をとらえている反面、各主成分がどのような経済的意味を持つかの解釈が簡単でないことである。

そこで本研究では、商品先物市場の動向をディヴィジア指数 (Divisia Index) でとらえ、これと鉱工業生産指数でとらえた日本の景気動向との関連を分析する。ディヴィジア指数は複数のデータ系列を 1 つの指標に総合化するものであるから、指標の持つ意味の解釈という問題はない。とくにラスパイレス方式やパーシェ方式による通常の指数に対して、ディヴィジア指数は移動基準方式であるから、基準時から比較時までのすべての情報が利用されるという特徴を持っている¹⁾。

そこで本研究では、第 1 表に示した 15 の商品先物市場における各月の平均出来高を取引高のデータとし、それぞれの月における期近ものの先物価格の終値を価格データとして、ディヴィジア取引数量指数とディヴィジア価格指数を作成した²⁾。ただし標本期間は 1985 年 1 月から 1995 年 12 月である。

これに対して景気動向をとらえる指標として、鉱工業生産指数を取ったのは次の理由による。鉱工業生産指数のトレンドからの乖離が景気変動の動きを極めて良くフォローすること

は、伊藤〔1997〕によって明らかにされている³⁾。実際、本研究で取り上げた期間中のこの乖離をグラフに描くと、1985年6月の山、1986年11月の谷、1991年1月の山、1993年10月の谷という第10・11循環を極めて良くフォローしていることが示される。そういう意味で、鉱工業生産指数をもって景気動向を示す実体経済の指標とすることは妥当であると考えて良いであろう。参考のために、同期間中のこれら指数の記述統計量と、最小二乗法で測定したそれぞれのトレンドを示すと第2表の通りである。(鉱工業生産指数は、1990年=100)

第1表 ディヴィジア指数作成に採用した商品

	商 品 名	商品取引所名 ⁴⁾
1	金	東京工業品取引所
2	プラチナ	東京工業品取引所
3	銀	東京工業品取引所
4	米国産大豆	東京穀物商品取引所
5	粗 糖	東京穀物商品取引所
6	粗 糖	関西農産商品取引所
7	小 豆	東京穀物商品取引所
8	小 豆	関西農産商品取引所
9	繭 糸	前橋乾繭取引所
10	生 糸	横浜生糸取引所
11	生 糸	大阪繊維取引所
12	綿糸20単	大阪繊維取引所
13	綿糸40単	東京工業品取引所
14	ゴ ム	東京工業品取引所
15	ゴ ム	神戸ゴム取引所

第2表 各指数の記述統計量とトレンド

	鉱工業生産指数	ディヴィジア数量指数	ディヴィジア価格指数
平均	91.40076	176.46088	99.87063
標準偏差	7.34055	80.69975	14.63997
最小値	78.40000	40.92504	66.59351
最大値	103.50000	429.23541	138.99890
歪度	-0.34815	0.63774	-0.10222
尖度	-1.03039	-0.22126	0.22834
トレンド	0.00140	0.00898	-0.00079
(標準誤差)	(0.000142)	(0.000776)	(-0.000341)
決定係数	0.42345	0.50346	0.03236

鉱工業生産指数には有意な上昇トレンドが観察されるが、ディヴィジア数量指数はその6倍以上のスピードの有意な上昇トレンドを示す。これに対して、ディヴィジア価格指数はマイナスのトレンドを示し、かつ1%有意水準では有意でない。

そこで、商品先物市場が景気変動過程においてどのように推移してきたかを考察するために、本研究では、鉱工業生産指数とディヴィジア数量指数およびディヴィジア価格指数それぞれの時差相関係数を計算した。結果は第3表に示す通りである。表には、ディヴィジア数量指数およびディヴィジア価格指数と、12ヶ月前から12ヶ月後までの鉱工業生産指数(IIP)との時差相関係数が示されている。表が示すように、取引高でとらえた先物市場の動向は景気変動とプラスの相関を示すが、先物価格でとらえた先物市場の動向は、第2表の結果からも予想されるように、景気変動とマイナスの相関を示す。しかも数量指数は12ヶ月前が最も高い相関を示し、以後は一貫して相関係数が低下し、12ヶ月後が最も低い。これに対して価格指数の場合は、3ヶ月から8ヶ月後の鉱工業生産指数との相関係数(の絶対値)が高く、12ヶ月前というような当期以前の指数との相関は低い。(なお表には示さなかったが、前後ともに、12ヶ月以上の時差をとると相関係数(の絶対値)は低下する。)

第3表 デイヴィジア指数と鉱工業生産指数の時差相関係数

鉱工業生産指数	デイヴィジア数量指数	デイヴィジア価格指数
IIP(t-12)	0.72360	-0.24712
IIP(t-11)	0.71508	-0.27027
IIP(t-10)	0.69768	-0.28523
IIP(t-9)	0.66976	-0.31535
IIP(t-8)	0.65531	-0.33739
IIP(t-7)	0.63341	-0.35585
IIP(t-6)	0.60427	-0.38564
IIP(t-5)	0.58414	-0.40061
IIP(t-4)	0.56395	-0.41969
IIP(t-3)	0.54090	-0.44106
IIP(t-2)	0.52105	-0.46372
IIP(t-1)	0.49889	-0.48386
IIP(t)	0.47967	-0.50261
IIP(t+1)	0.45836	-0.51608
IIP(t+2)	0.43411	-0.52849
IIP(t+3)	0.41888	-0.54446
IIP(t+4)	0.39383	-0.53678
IIP(t+5)	0.37215	-0.54085
IIP(t+6)	0.36338	-0.53965
IIP(t+7)	0.34131	-0.53222
IIP(t+8)	0.31370	-0.53306
IIP(t+9)	0.29935	-0.51694
IIP(t+10)	0.28497	-0.50608
IIP(t+11)	0.25079	-0.48647
IIP(t+12)	0.23627	-0.47237

以上のように、商品先物市場の推移は実体経済の景気動向と密接に関連していることが明らかになったが、とくにディヴィジア指数でとらえた出来高の推移が、将来の動向よりも、過去の実体経済の動向と高い相関を示していることは興味深い。ただしここでは将来の動向を当該時点における予測値ではなく、事後的な実績値でとらえたものであるから、その解釈には注意が必要である。

3 効率性の定義とテスト方法

以上、商品先物市場全体の動向をマクロ的に考察し、それが日本経済の景気動向と密接に関連していることを明らかにしたが、本節以下では、そのような商品先物の個別の市場が効率性仮説 (EMH) を満たしているか否かという本研究の主題について分析を行う。

効率的市場の最も包括的な定義は、Fama〔1970〕によって、資本市場について次のように与えられている。「価格が常に利用可能な情報を完全に反映している市場は効率的と呼ばれる。」⁵⁾ 商品先物市場にこの定義を適用すれば記号的に次のようにあらわすことができる⁶⁾。

$$F_t = E [S_{t+1} | I_t] \quad (1)$$

ただし F_t は t 期に成約され、 $(t+1)$ 期に決済される先物価格 (futures price)、 S_{t+1} は $(t+1)$ 期に成立すると期待される現物価格 (spot price)、 I_t は t 期までのすべての利用可能な情報の集合である。

(1)式が成立せず、市場参加者が追加的な情報を利用することによって、先物取引から他人を上回る利益を得ることが出来るならば、市場は効率的でない。 $E [S_{t+1} | I_t]$ は利用可能な情報にもとづいて形成される $(t+1)$ 期についての合理的期待価格である。したがって、上のように定式化された効率的市場仮説は、危険中立性仮説と合理的期待仮説の複合仮説であり、先物価格は将来の現物価格の不偏予測量 (unbiased predictor) であることを意味する⁷⁾。

問題は利用可能な情報としていくつかの水準が考えられることである。Fama〔1970〕はそれを3つに分類して、(1)情報が過去の価格のみに限られる場合、(2)市場参加者が共通に利用可能な公開情報を含む場合、(3)一部の市場参加者だけが利用可能な独占的信息を含む場合に分けて、それぞれの情報集合に対応するテストを(1)ウィーク型テスト、(2)セミ・ストロング型テスト、(3)ストロング型テストと呼んだ⁸⁾。

価格以外の情報として何を含めるかはすべての市場に共通の場合もあるし、市場ごとに異なることも多いことは八田他〔1999〕で明らかにした通りである。しかし、これをセミ・ストロング型あるいはストロング型テストの情報として利用して分析を行うためには、それぞれの個別市場ごとにより詳細な検討が必要である⁹⁾。そこで本研究では、 $(t+1)$ 期の価格が t 期までのすべての利用可能な情報を含んでいると考えるウィーク型テストだけに限って分析することとする。

このウィーク型効率的市場仮説を検定するために、従来の研究ではつぎのような回帰モデル

$$S_{t+1} = a + b F_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

を通常の最小二乗法で推定して、帰無仮説； $a = 0, b = 1$ の検定を行うという方法が使われてきた。しかし近年の時系列分析の成果によって良く知られている通り、「多くの商品市場価格の系列が非定常であるとするならば、(2)式の最小二乗推定にもとづく仮説検定は誤った結論を導く危険があるから、共和分分析の手法を使うのが適切である。」¹⁰⁾

この考え方に従って、イギリスとドイツの外国為替市場の効率性を共和分分析の手法で検証した最も「古典的な」研究は Hakkio and Rush [1989] である。そしてこの Hakkio and Rush の方法をそのまま London Metal Exchange (LME) で取引される非鉄金属に適用して、効率的市場仮説を検証したのが Chowdhury [1991] の研究である。その後、いくつかの商品先物市場を対象にした効率性仮説の検証が行われているが、これら諸研究は、価格系列の単位根と共和分を検定する方法や、係数制約の検定に適用する方法がそれぞれ異なり、分析の焦点をどこにおくかという点でそれぞれ特徴を持っている。しかし、現物価格と先物価格の間に共和分が存在するか否か、そして(2)式において $a = 0, b = 1$ という係数制約の仮説が受容されるか否かによって、危険中立性仮説と合理的期待仮説の複合仮説としての EMH を検証するという基本的な分析方針においては一致している。そういう意味で、共和分分析の手法による EMH の検証は、Hakkio and Rush [1989] 以来、基本的に一貫している。ただし注意すべき点は、Hakkio and Rush がそれぞれの市場の現物価格と先物価格の間の共和分分析にもとづく各市場の EMH 検証だけでなく、Granger [1986] に従って、異なる2つの市場における現物価格相互間および先物価格相互間の共和分検定によって EMH の検証を行っていることである。これに対してそれ以外の諸研究は前者の方法だけしか採用していない。

そこで本研究では、この分野の計量経済学的分析方法の基本的フレームワークを提案した Hakkio and Rush [1989] にしたがって、次のような考え方にもとづいて効率的市場仮説の検証を行う。

まず以上で述べた効率的市場仮説と共和分の関係は次のように整理することができる。

- (1) 効率的市場仮説のウィーク型テストでは、市場価格にすべての利用可能な情報が含まれているから、2つの異なる効率的市場間では、一方の市場の価格を他方の市場の価格から予測することはできない。したがってそれぞれの市場が効率的であるならば、ある商品先物市場の現物価格とその他の市場の現物価格、あるいは先物価格と先物価格の間には長期的な安定的関係は存在しないはずである。すなわち、異なる2つの市場間の現物価格あるいは先物価格が共和分しているならば、それらの市場は効率的ではない。
- (2) 効率的な市場では、先物価格は将来の現物価格の不偏予測量であるから、先物価格と現物価格は長期的な安定的関係にあり、それらは共和分している。

そこで具体的には次のような共和分分析の手法によって、EMH を検証することができる。

- (1-1) 2つの異なる商品先物市場の現物価格が共和分しているか否かについて共和分検定を行う。

(1-2) 2つの異なる商品先物市場の先物価格が共和分しているか否かについて共和分検定を行う。

(2-1) ある商品先物市場の現物価格と先物価格が共和分しているか否かについて共和分検定を行う。

(2-2) ただし(2-1)は市場が効率的であるための必要条件であって、共和分ベクトルが $(1, -1)$ であることが十分条件であるから、これを検定する。

(3-1) Granger の表現定理によれば (Engle and Granger [1987])、 X と Y が共和分しているならば、 X と Y は次のような誤差修正モデル (Error Correction Model: ECM) として表現できる。

$$\Delta X_t = \alpha [X_{t-1} - d Y_{t-1}] + \beta \Delta Y_t + \text{lagged } (\Delta Y_s \text{ and } \Delta X_s) + \varepsilon_t$$

したがって、ある市場の現物価格と先物価格がこのようなモデルで表現できるか否かを検定する。

(3-2) ただし EMH が成立するためには、誤差修正モデルの係数について次のような制約が満たされていなければならないから、この線形係数制約の検定を行う¹¹⁾。

$$- \alpha = \beta = d = 1, \text{ かつラグ係数} = 0.$$

4 データおよび月次効果と単位根の検定

4.1 データ

本研究では、EMH 検証のためのケーススタディとして次の7つの商品を取り上げる¹²⁾。

- (1) 東京工業品取引所で取引される綿糸 (40 番手) (Cotton Yarn)
- (2) 大阪繊維取引所で取引される毛糸 (Woolen Yarn)
- (3) 前橋乾繭取引所で取引される乾繭 (Dried Cocoon)
- (4) 横浜生糸取引所で取引される生糸 (Raw Silk)
- (5) 東京工業品取引所で取引される金 (Gold)
- (6) 東京工業品取引所で取引されるプラチナ (Platinum)
- (7) 東京工業品取引所で取引される銀 (Silver)

これらの市場のうち、(1)~(4)の取引方法は板寄せ法であり、すべて連続6限月制である。そこで本研究では、1984年1月限から1995年12月限までの、それぞれの納会値を現物価格のデータとし、それぞれの期近もの(2番限)先物価格の最終営業日(1ヶ月前)の終値を先物価格のデータとする。したがって、データは観測値の数が144個の月次時系列である。

これに対して(5)~(7)の取引方法は1991年4月からザラバ方式に移行し、かつ偶数限月である。ただし、最も受け渡しが先の限月は1年先であるが、受け渡しに近い限月は2ヶ月連続するようになっているので、実際には1月限から12月限まで存在している。しかし

プラチナ・銀が上場されたのが 1984 年 1 月からであるので、(5)~(7)の貴金属市場については、1986 年 1 月限から 1995 年 12 月限までの納会値と期近もの先物価格をデータとした。したがって、貴金属についてはデータは観測値の数が 120 個の月次時系列である¹³⁾。

各市場の現物価格と先物価格の記号と単位は次に示す通りである¹⁴⁾。

綿糸の現物価格 = SPC, 先物価格 = FPC, 単位; 円 / 0.45359kg.

毛糸の現物価格 = SPW, 先物価格 = FPW, 単位; 円 / 1kg.

乾繭の現物価格 = SPMC, 先物価格 = FPMC, 単位; 円 / 1kg.

生糸の現物価格 = SPYS, 先物価格 = FPYS, 単位; 円 / 1kg.

金の現物価格 = SPG, 先物価格 = FPG, 単位; 円 / g.

プラチナの現物価格 = SPP, 先物価格 = FPP, 単位; 円 / g.

銀の現物価格 = SPS, 先物価格 = FPS, 単位; 円 / 10g.

4.2 月次効果

理論モデルによって説明できないような変動パターンはアノマリーと呼ばれるが、以上の価格系列に各月特有の変動、すなわちアノマリーとしての季節変動が存在しているかどうかを調べておく必要がある。そこで現物価格と先物価格それぞれの 1 月から 12 月までの各月の平均値が他の月の平均値と有意に異なるか否かを t 検定によってテストした¹⁵⁾。その結果、第 4 表に示すように、t 統計量は臨界値を大きく下回っており、それぞれの各月平均値が他の月の平均値に等しいという帰無仮説はすべて 1 % 有意水準で棄却できなかった。したがって、これらの系列には月次季節変動は存在しないと判断して良いであろうそこで、以下の分析ではデータはすべて季節未調整の原系列であり、単位根検定や共和分検定でも季節調整ダミー変数は導入しない。

第4表 月次効果の検定結果 (t 値)

	SPC	FPC	SPW	FPW	SPMC	FPMC	SPYS	FPYS
1月	0.624	0.752	0.045	0.103	0.003	0.275	0.235	0.016
2月	0.329	0.473	0.601	0.223	0.432	0.027	0.109	0.195
3月	0.336	0.078	0.118	0.407	0.297	0.392	0.212	0.173
4月	0.394	0.235	0.642	0.309	0.021	0.322	0.253	0.132
5月	0.053	0.108	0.489	0.562	0.346	0.125	0.559	0.333
6月	0.093	0.130	0.465	0.491	0.623	0.385	0.738	0.531
7月	0.427	0.179	0.053	0.146	0.380	0.424	0.111	0.697
8月	0.194	0.295	0.473	0.433	0.494	0.250	0.164	0.091
9月	0.012	0.296	0.624	0.499	0.036	0.416	0.165	0.168
10月	0.132	0.172	0.747	0.500	0.411	0.039	0.649	0.339
11月	0.098	0.206	0.230	0.671	0.450	0.511	0.560	0.877
12月	0.229	0.144	0.233	0.140	0.265	0.421	0.678	0.786
	SPG	FPG	SPP	FPP	SPS	FPS		
1月	0.571	0.595	0.016	0.226	0.344	0.296		
2月	0.015	0.366	0.145	0.195	0.152	0.180		
3月	0.056	0.098	0.127	0.210	0.116	0.278		
4月	0.002	0.071	0.260	0.197	0.373	0.096		
5月	0.199	0.125	0.292	0.101	0.312	0.300		
6月	0.118	0.161	0.057	0.341	0.051	0.229		
7月	0.068	0.093	0.208	0.112	0.304	0.053		
8月	0.086	0.041	0.274	0.147	0.011	0.265		
9月	0.081	0.160	0.026	0.305	0.021	0.108		
10月	0.232	0.027	0.177	0.111	0.376	0.145		
11月	0.055	0.226	0.424	0.184	0.574	0.436		
12月	0.039	0.024	0.667	0.449	0.775	0.659		

4.3 単位根検定

綿糸、毛糸、乾繭、生糸、金、プラチナ、銀の現物価格および先物価格それぞれについて、定数項、トレンド項があり、季節調整ダミーなしという条件で、加重対称タウ検定(Wtd. Sym.)、Augmented Dickey-Fuller テスト (ADF)、Phillips-Perron test (Phillips) の3つの方法による単位根検定を行った。その結果は第5表に示す通りである。

これらの結果では、各変数とも有意水準1%ですべて「帰無仮説；単位根がある」は棄却されない。したがって、すべての変数が単位根を持つ非定常変数と判定される¹⁶⁾。

そこで次にそれぞれの1階の階差をとって同様の単位根検定を行った。その結果は第6表に示す通りである。この結果から、プラチナの先物価格の Wtd. Sym. 検定と ADF 検定を除いて、各変数とも「帰無仮説；単位根がある」は棄却され、階差データは定常変数と判定される。したがって、綿糸、毛糸、乾繭、生糸、金、プラチナ、銀の現物価格と先物価格のすべてが $I(1)$ であると判定する。

第5表 レベル・データの単位根検定

		検定統計量	P-value	Number of lags
SPC	Wtd. Sym.	-2.69635	0.18710	2
	ADF	-3.06098	0.11582	2
	Phillips	-19.92519	0.07163	2
FPC	Wtd. Sym.	-2.54800	0.26394	3
	ADF	-3.07465	0.11239	3
	Phillips	-15.36284	0.17343	3
SPW	Wtd. Sym.	-2.77898	0.15239	4
	ADF	-2.64264	0.26066	3
	Phillips	-17.95841	0.10561	3
FPW	Wtd. Sym.	-2.35331	0.39086	2
	ADF	-2.28280	0.44349	2
	Phillips	-13.11621	0.26110	2
SPMC	Wtd. Sym.	-2.28247	0.44227	2
	ADF	-2.20221	0.48861	6
	Phillips	-10.27506	0.41790	6
FPMC	Wtd. Sym.	-2.27545	0.44745	3
	ADF	-2.20913	0.48471	3
	Phillips	-9.06175	0.50231	3
SPYS	Wtd. Sym.	-2.35522	0.38950	2
	ADF	-2.10573	0.54289	2
	Phillips	-10.59838	0.39717	2
FPYS	Wtd. Sym.	-2.35014	0.39312	2
	ADF	-2.09778	0.54734	2
	Phillips	-8.53997	0.54158	2
SPG	Wtd. Sym.	-3.18716	0.05041	2
	ADF	-2.97680	0.13868	2
	Phillips	-22.67945	0.04099	2
FPG	Wtd. Sym.	-3.48975	0.02103	2
	ADF	-3.31766	0.06340	2
	Phillips	-23.63574	0.03365	2
SPP	Wtd. Sym.	-3.02227	0.07994	2
	ADF	-2.88370	0.16790	5
	Phillips	-19.96345	0.07109	5
FPP	Wtd. Sym.	-2.19941	0.50407	6
	ADF	-3.18154	0.08814	4
	Phillips	-23.03925	0.03806	4
SPS	Wtd. Sym.	-2.87073	0.12024	5
	ADF	-2.62905	0.26670	5
	Wtd. Sym.	-29.29075	0.01018	5

FPS	Wtd.Sym.	-2.90038	0.11117	5
	ADF	-2.76043	0.21186	5
	Phillips	-22.84054	0.03965	5

第 6 表 階差データの単位根検定

		検定統計量	P-value	Number of lags
SPC	Wtd. Sym.	-7.83820	4.87 D-08	2
	ADF	-7.70686	3.41 D-10	2
	Phillips	-145.00295	1.27 D-14	2
FPC	Wtd. Sym.	-7.24222	2.89 D-07	2
	ADF	-7.10093	8.37 D-09	2
	Phillips	-120.44173	4.78 D-12	2
SPW	Wtd. Sym.	-7.10981	4.30 D-07	2
	ADF	-6.98633	1.52 D-08	2
	Phillips	-199.51129	2.74 D-20	2
FPW	Wtd. Sym.	-6.69601	1.48 D-06	3
	ADF	-6.61924	1.01 D-07	3
	Phillips	-144.71407	1.37 D-14	3
SPMC	Wtd. Sym.	-5.11062	0.00017	6
	ADF	-4.99665	0.00021	6
	Phillips	-120.90193	4.25 D-12	6
FPMC	Wtd. Sym.	-6.32276	4.52 D-06	3
	ADF	-6.18893	8.73 D-07	3
	Phillips	-103.12767	3.11 D-10	3
SPYS	Wtd. Sym.	-7.62971	9.08 D-08	2
	ADF	-7.48413	1.11 D-09	2
	Phillips	-162.16633	2.03 D-16	2
FPYS	Wtd. Sym.	-6.54628	2.32 D-06	2
	ADF	-6.39897	3.07 D-07	2
	Phillips	-148.25094	5.77 D-15	2
SPG	Wtd. Sym.	-6.41095	3.47 D-06	2
	ADF	-6.28774	5.36 D-07	2
	Phillips	-132.46077	2.62 D-13	2
FPG	Wtd. Sym.	-6.80912	1.06 D-06	2
	ADF	-6.74187	5.39 D-08	2
	Phillips	-129.47337	5.39 D-13	2

SPP	Wtd. Sym.	-6.46982	2.91 D-06	2
	ADF	-6.49268	1.92 D-07	2
	Phillips	-139.89860	4.36 D-14	2
FPP	Wtd. Sym.	-2.64672	0.21071	10
	ADF	-3.35468	0.05775	10
	Phillips	-128.39806	6.99 D-13	10
SPS	Wtd. Sym.	-4.91938	0.00030	4
	ADF	-6.08296	1.47 D-06	3
	Wtd. Sym.	-138.49552	6.12D -14	3
FPS	Wtd.Sym.	-5.60037	0.00004	2
	ADF	-5.78800	6.06 D-06	2
	Phillips	-149.90909	3.91 D-15	2

5 効率的市場仮説の検定

5.1 2市場間の共和分検定

テスト方法(1-1)(1-2)にしたがって、2市場の現物価格間と、先物価格間の共和分検定を行った。すべての市場間について取り上げると数が多くなるので、ここでは綿糸と毛糸を繊維関連市場、乾繭と生糸を繭糸関連市場とし、金、プラチナ、銀の貴金属市場は、金・プラチナグループ、金・銀グループ、プラチナ・銀グループの3つにグループ分けした。検定方法として Engle=Granger の方法と、Johansen の方法の2つを適用した。それぞれの結果は第7表および第8表に示す通りである。

第7表 Engle-Granger (tau) cointegration tests の結果

	繊維現物価格間		繊維先物価格間	
従属変数	(1) SPC	(2) SPW	(1) FPC	(2) FPW
検定統計量	-3.21172	-2.74299	-3.04507	-2.36594
P-value	0.18100	0.38796	0.24463	0.59380
Num. lags	2	3	3	2
	繭糸現物価格間		繭糸先物価格間	
従属変数	(1) SPMC	(2) SPYS	(1) FPMC	(2) FPYS
検定統計量	-3.83176	-2.47017	-3.91992	-3.53019
P-value	0.04378	0.53678	0.03442	0.09269
Num. lags	2	9	3	2
	金・プラチナ現物価格間		金・プラチナ先物価格間	
従属変数	(1) SPG	(2) SPP	(1) FPG	(2) FPP
検定統計量	-3.19755	-3.26126	-3.49660	-3.12667
P-value	0.18592	0.16446	0.10006	0.21231
Num. lags	2	2	2	6
	金・銀現物価格間		金・銀先物価格間	
従属変数	(1) SPG	(2) SPS	(1) FPG	(2) FPS
検定統計量	-3.05345	-2.20188	-3.19731	-2.65850
P-value	0.24117	0.67921	0.18600	0.43307
Num. lags	2	4	2	3
	プラチナ・銀現物価格間		プラチナ・銀先物価格間	
従属変数	(1) SPP	(2) SPS	(1) FPP	(2) FPS
検定統計量	-2.42171	-2.22066	-3.43905	-1.99358
P-value	0.56345	0.66982	0.11372	0.77430
Num. lags	7	9	6	10

第8表 Johansen (trace) cointegration tests の結果

変 数	SPC, SPW	FPC, FPW
H 0 : r = 0	17.72534	16.72602
P-value	0.05803	0.08068
H 0 : r = 1	6.17309	6.61969
P-value	0.01144	0.00877
Num. lags	1	1
変 数	SPMC, SPYS	FPMC, FPYS
H 0 : r = 0	23.63622	15.02330
P-value	0.00952	0.13459
H 0 : r = 1	4.26881	3.34261
P-value	0.03602	0.06353
Num. lags	0	2
変 数	SPG, SPP	FPG, FPP
H 0 : r = 0	41.69337	44.31550
P-value	0.00006	0.00003
H 0 : r = 1	15.36540	16.82627
P-value	0.00005	0.00002
Num. lags	0	0
変 数	SPG, SPS	FPG, FPS
H 0 : r = 0	25.92729	23.77964
P-value	0.00504	0.00915
H 0 : r = 1	9.65963	10.98248
P-value	0.00142	0.00064
Num. lags	0	0
変 数	SPP, SPS	FPP, FPS
H 0 : r = 0	10.12045	8.05986
P-value	0.46074	0.64081
H 0 : r = 1	3.84494	2.71280
P-value	0.04687	0.09209
Num. lags	8	8

Engle=Granger テストでは、すべて共和分なしの帰無仮説は棄却できない。しかし Johansen テストの場合には、乾藪・生糸市場の現物価格間、金・プラチナ市場および金・銀市場の現物価格間と先物価格間を除いて、共和分なしの帰無仮説が棄却されないという結果になった（有意水準 1 %）。したがって、このテスト結果からは、藪糸関連の 2 つの市場と貴金属市場については決定的な結論を出すことが出来ない。しかし Engle=Granger テストの結果を採用すれば、すべての市場は効率的であると判定しても良いであろう¹⁷⁾。

5.2 現物価格と先物価格の共和分検定

つぎにテスト方法(2-1)(2-2)にしたがって、7 市場それぞれの現物価格と先物価格の間の共和分テストを行った。結果は第 9 表と第 10 表の通りである。

第 9 表 Engle-Granger (tau) cointegration tests の結果

	綿 糸 市 場		毛 糸 市 場	
従 属 変 数	SPC	FPC	SPW	FPW
検定統計量	-5.81864	-5.33446	-4.36059	-3.37875
P-value	0.00002	0.00021	0.00899	0.12945
Num. lags	2	2	3	4
	乾 藪 市 場		生 糸 市 場	
従 属 変 数	SPMC	FPMC	SPYS	FPYS
検定統計量	-4.41231	-6.72201	-6.05106	-5.18757
P-value	0.00757	2.17 D-07	7.42 D-06	0.00040
Num. lags	6	2	2	3
	金 市 場		プラチナ市場	
従 属 変 数	SPG	FPG	SPP	FPP
検定統計量	-4.74981	-5.52415	-3.92096	-4.54592
P-value	0.00228	0.00009	0.03432	0.00478
Num. lags	3	2	4	4

	銀 市 場	
従 属 変 数	SPS	FPS
検定統計量	-4.37840	-4.49646
P-value	0.00848	0.00568
Num. lags	4	4

第 10 表 Johansen (trace) cointegration tests の結果

	綿糸市場	毛糸市場	乾繭市場	生糸市場
H 0 : r = 0	0.74765	44.31910	67.56020	65.24201
P-value	0.96051	0.00003	4.43 D-08	8.48 D-08
H 0 : r = 1	0.00000	7.60211	5.03323	4.46359
P-value	0.63130	0.00488	0.02202	0.03189
Num. lags	0	2	1	1
	金市場	プラチナ市場	銀市場	
H 0 : r = 0	76.41197	24.31611	66.29551	
P-value	3.72 D-09	0.00789	6.31 D-08	
H 0 : r = 1	8.89620	7.83984	7.27293	
P-value	0.00225	0.00423	0.00594	
Num. lags	1	10	3	

Engle=Granger テストでは、従属変数を毛糸先物価格にとった場合以外は共和分なしという帰無仮説が棄却され（有意水準 1 %、ただしプラチナ現物価格を従属変数にとった場合は 5 %）、現物価格と先物価格は共和分関係にある。しかし Johansen テストでは、乾繭市場と生糸市場で共和分ありと判定されるが、綿糸市場、毛糸市場および貴金属市場では明確な結論が出せない。そこで以下では、Engle=Granger テストの結果にもとづいて、7 市場とも、現物価格と先物価格は共和分関係にあると判定して分析を進めることとする。このとき、現物価格を従属変数とする共和分回帰によって推定された共和分ベクトルと、その安定性テストの結果は次の第 11 表の通りであった¹⁸⁾。

第 11 表 共和分回帰の結果

	綿 糸 市 場	毛 糸 市 場
先物価格の係数 (標準誤差)	1.04088 (0.04237)	0.98394 (0.04430)
自由度調整決定係数	0.92270	0.90879
QSTAT 1 (P-value)	4.89418 (0.027)	0.37002 (0.543)
QSTAT 2 (P-value)	5.13240 (0.077)	6.73445 (0.034)
QSTAT 3 (P-value)	6.05567 (0.109)	9.28196 (0.026)
Jarque-Bera (P-value)	97.4767 (0.000)	1.59094 (0.451)
CUSUM (P-value)	0.42167 (0.857)	0.56585 (0.486)
CHOW (P-value)	2.06081 (0.108)	0.62421 (0.601)
	乾 繭 市 場	生 糸 市 場
先物価格の係数 (標準誤差)	0.96357(0.02928)	0.90425 (0.03185)
自由度調整決定係数	0.91887	0.91226
QSTAT 1 (P-value)	3.85226 (0.050)	0.11196 (0.738)
QSTAT 2 (P-value)	4.54394 (0.103)	1.61010 (0.447)
QSTAT 3 (P-value)	5.01680 (0.171)	1.83754 (0.607)
Jarque-Bera (P-value)	109.507 (0.000)	35.1930 (0.000)
CUSUM (P-value)	0.55953 (0.500)	0.55345 (0.514)
CHOW (P-value)	3.17142 (0.026)	3.54235 (0.016)
	金 市 場	プラチナ市場
先物価格の係数 (標準誤差)	0.84224 (0.05654)	0.84870 (0.04857)
自由度調整決定係数	0.95342	0.95012
QSTAT 1 (P-value)	0.67421 (0.412)	0.48141 (0.488)
QSTAT 2 (P-value)	0.00579 (0.367)	9.90615 (0.007)
QSTAT 3 (P-value)	0.03275 (0.566)	10.5385 (0.015)
Jarque-Bera (P-value)	3.1911 (0.000)	110.917 (0.000)
CUSUM (P-value)	0.75561 (0.181)	0.69582 (0.255)
CHOW (P-value)	0.72110 (0.541)	3.00473 (0.033)
	銀 市 場	
先物価格の係数 (標準誤差)	0.87339 (0.05670)	
自由度調整決定係数	0.91396	
QSTAT 1 (P-value)	0.63414 (0.426)	
QSTAT 2 (P-value)	0.92101 (0.631)	
QSTAT 3 (P-value)	4.37707 (0.224)	
Jarque-Bera (P-value)	3399.52 (0.000)	
CUSUM (P-value)	0.95912 (0.046)	
CHOW (P-value)	1.89823 (0.134)	

この結果によれば、共和分ベクトルは、綿糸市場については(1, -1.04088)、毛糸市場については(1, -0.98394)、乾繭市場については(1, -0.96357)であって、通常の検定方法を適用すれば、節で述べた EMH の十分条件(2-2)は満たされている。しかしながら、生糸市場については(1, -0.90425)、金市場については(1, -0.84224)、プラチナ市場については(1, -0.84870)、銀市場については(1, -0.87339)と推定され、いずれも EMH の十分条件を満たさない。ただし注 18)で述べたように、この共和分回帰にもとづく検定は正確ではない。以下の分析では、後に推定する FME 法の結果も合わせて判断した結果、共和分ベクトルは(1, -1)という条件を満たしているものと仮定し、以下の分析はこの前提のもとに進めることとする。

7 市場とも両変数は共和分関係にあるから、攪乱項は定常である。その他のテストのうち、Ljung=Box Q テストは系列相関に関する仮説検定で、帰無仮説は系列相関なしである。したがって、Ljung=Box Q テストによれば次数 1 から 3 の系列相関は存在しないと判定される(有意水準 1%)。また、Jarque-Bera の正規性に関する検定の帰無仮説は、分布が正規分布であるというものである。したがって、毛糸市場以外は正規性を満たしていないという問題がある。このように正規性については問題がある場合も残されているが、つぎに CUSUM テストと CHOW テストを行ってみた。CUSUM テストと CHOW テストの帰無仮説は、パラメータが安定的であるというものである。したがって、検定結果によればパラメータが安定的であるという帰無仮説は棄却されない(有意水準 1%)。

もっともパラメータの安定性をこれらのテストによって行うことについては Hansen [1992] の批判がある。そこで Hansen の FME (Fully Modified Estimation) 法によって共和分ベクトルの推定とパラメータの安定性テストを行ってみると、第 12 表のような結果が得られた¹⁹⁾。

第 12 表 FME 法による推定と検定結果

	綿糸市場	毛糸市場	乾繭市場	生糸市場
先物価格の係数 (標準誤差)	1.07056 (0.01823)	1.06174 (0.01815)	1.00747 (0.01771)	0.95627 (0.01472)
Lc	0.47026	0.28323	0.54624	1.32416
MeanF	6.71454	5.80358	10.03516	99.34713
SupF	16.05410	24.71706	64.57207	539.41034
	金市場	プラチナ市場	銀市場	
先物価格の係数 (標準誤差)	0.99309 (0.00866)	1.00531 (0.00881)	1.00798 (0.01110)	
Lc	0.49956	3.44530	4.95588	
MeanF	24.82476	244.74150	168.68335	
SupF	67.00809	546.87012	276.41228	

共和分ベクトルの推定値については、金、プラチナ、銀の 3 市場とも (1, -1) という仮定を満たしており、その他の市場についても上記の共和分回帰の推定結果とほぼ同様の結果が得られる。しかし 3 つの検定統計量による安定性テストの結果は結論が分かっている。Lc によればパラメータは一般的に安定的であると判定されるが、SupF によれば期間中に構造変化があったと判定される市場が多い。この点で、FME 法では一般的にパラメータの安定性について決定的な結論を出すことはできないが、少なくとも生糸市場、プラチナ市場および銀市場においてはパラメータが安定的であるという仮説は棄却される。しかし以下においては、以上の結果を総合的に判断して、さしあたりいずれの市場も共和分ベクトルは (1, -1) の仮定を満たし、かつパラメータは安定的であったという仮定の下に分析を進めることとする。したがって、共和分回帰において $d=1$ という推定結果が得られなかった市場と、FME 法によって構造変化があると結論される市場についての結論は、このかぎりにおいて暫定的なものになることを断っておきたい。

5.3 誤差修正モデル

最後にテスト方法(3-1)(3-2)、すなわち次のような誤差修正モデルの推定と係数制約の検定によって EMH の検証を行う。

$$\Delta SPi(t+1) = \alpha ECI(t) + \beta \Delta FPI(t) + \sum \gamma_{1j} \Delta SPi(t-j) + \sum \gamma_{2k} \Delta FPI(t-k) + \varepsilon(t)$$

(ただし $i = C, W, MC, YS, G, P, S$)

ここで $\Delta SPi(t+1) = SPi(t+1) - SPi(t)$, $\Delta FPI(t) = FPI(t) - FPI(t-1)$ であり、 $ECI(t)$ は誤差修正項であって、 $ECI(t) = SPi(t) - dFPI(t-1)$ である。ただし、共和分ベクトルとしては上述のように $d=1$ の仮定が満たされているものとし誤差修正項のデータを計算する。また、ラグ

変数をどれだけ含めるかについては、まず AIC にもとづいて判断したが、ラグ変数をどれだけ入れるかを判定する基準は1つだけではない。たとえば、Hakkio and Rush〔1989〕はラグ係数の有意性でラグの長さを選択しているし、Crowder and Hamed〔1993〕は AIC にもとづいてラグの長さを選択しているが、系列相関の仮説が棄却されときの長さを選ぶというのも1つの基準である。綿糸市場、乾繭市場、生糸市場、銀市場については、ラグ変数を含めない場合に AIC が最小になり、後に示すように系列相関の仮説は棄却される。したがって、これらの4市場はラグ係数はあらかじめ0という仮定を満たしているものとする。一方、金市場、プラチナ市場についてはラグ変数をそれぞれ1個、毛糸市場についてはラグ変数をそれぞれ2個含めたときに、AIC が最小になったが、推定結果で統計的に有意でないラグ変数は除いて再推定した。推定結果は第13表の通りであった。(ただし、表には α 、 β の推定値とその標準誤差だけを表示した。)表の結果によると、 $\alpha \neq 0$ 、 $\beta \neq 0$ で、金市場の α を除いていずれも統計的に有意である。そして誤差修正項の係数は負という条件を満たしている。したがって、7市場の現物価格と先物価格の関係は ECM によって表現され、それらの間に誤差修正メカニズムが働いていることが明らかになった。

さらにいずれの場合も攪乱項の単位根検定の結果、それらが定常であることが明らかになったし、Ljung=Box Qテストの結果では、ラグ変数を含めたモデルでも含めないモデルでも、系列相関が存在しないと判定される。以上の結果は、7市場とも EMH の必要条件を満たしていることを示している²⁰⁾。

第 13 表 ECM の推定結果 (with d=1)

	綿糸市場	毛糸市場
α の推定値 (標準誤差)	-0.90681 (0.12136)	-0.86663 (0.12525)
β の推定値 (標準誤差)	1.20243 (0.15022)	0.95533 (0.15155)
自由度調整決定係数	0.32607	0.29574
QSTAT1 (P-value)	0.03793 (0.846)	0.01281 (0.910)
QSTAT2 (P-value)	0.16507 (0.921)	0.13803 (0.933)
QSTAT3 (P-value)	1.55885 (0.669)	0.14001 (0.987)
Jarque-Bera (P-value)	17.9401 (0.000)	3.01202 (0.222)
CUSUM (P-value)	0.70203 (0.247)	0.44951 (0.778)
CHOW (P-value)	0.35018 (0.789)	1.63786 (0.154)
	乾繭市場	生糸市場
α の推定値 (標準誤差)	-0.88980 (0.16565)	-0.89072(0.26081)
β の推定値 (標準誤差)	1.09320 (0.18355)	0.88642 (0.29434)
自由度調整決定係数	0.19161	0.06654
QSTAT1 (P-value)	0.06806 (0.794)	0.00346 (0.953)
QSTAT2 (P-value)	0.88182 (0.643)	0.99839 (0.607)
QSTAT3 (P-value)	1.05920 (0.787)	1.06406 (0.786)
Jarque-Bera (P-value)	112.106 (0.000)	35.5337 (0.000)
CUSUM (P-value)	0.56443 (0.490)	0.41468 (0.878)
CHOW (P-value)	3.52083 (0.017)	2.02443 (0.113)
	金市場	プラチナ市場
α の推定値 (標準誤差)	-0.23903 (0.36192)	-0.94992 (0.22679)
β の推定値 (標準誤差)	0.76986 (0.25400)	0.82366 (0.20911)
自由度調整決定係数	0.08913	0.12444
QSTAT1 (P-value)	0.07272 (0.787)	0.00009 (0.992)
QSTAT2 (P-value)	0.90924 (0.956)	0.85130 (0.653)
QSTAT3 (P-value)	0.64198 (0.887)	1.02475 (0.795)
Jarque-Bera (P-value)	45.5856 (0.000)	240.856 (0.000)
CUSUM (P-value)	0.45566 (0.761)	0.80196 (0.137)
CHOW (P-value)	0.23564 (0.918)	0.59277 (0.669)
	銀市場	
α の推定値 (標準誤差)	-1.33910 (0.24833)	
β の推定値 (標準誤差)	1.22449 (0.26313)	
自由度調整決定係数	0.19087	
QSTAT1 (P-value)	0.00051 (0.982)	
QSTAT2 (P-value)	0.18943 (0.910)	
QSTAT3 (P-value)	1.44435 (0.695)	
Jarque-Bera (P-value)	2966.80 (0.000)	
CUSUM (P-value)	0.88417 (0.079)	
CHOW (P-value)	0.87537 (0.456)	

第 14 表 係数制約の検定結果 (F 値) (with d=1)

綿糸市場	2.826	毛糸市場	3.405	乾繭市場	1.711	生糸市場	0.424
金市場	1.698	プラチナ市場	2.015	銀市場	1.610		

問題は - $\alpha = \beta = 1$ という制約条件と、ラグ変数を含めた場合にはラグ係数 = 0 を満たしているか否かである。そこで次にこの線形係数制約仮説の F 検定を行う²¹⁾。

7 市場それぞれについて計算した F の値は第 14 表の通りであった²²⁾。したがって、係数制約の検定結果は市場によって異なる。毛糸市場では、F 値が $F_{0.01}(\varphi_1, \varphi_2)$ を超えるから、帰無仮説； - $\alpha = \beta = 1$ は棄却される。しかしその他の市場では、いずれも F 値が臨界値 $F_{0.01}(\varphi_1, \varphi_2)$ を超えないから、帰無仮説； - $\alpha = \beta = 1$ は棄却できない。

以上の誤差修正モデルの推定結果と係数制約の検定結果によれば、すべての市場で誤差修正メカニズムが働いているが、 - $\alpha = \beta = 1$ という EMH の十分条件はそれが満たされている市場とそうでない市場が存在している。すなわち日本の商品先物市場には、効率性を満たす市場とそうでない市場が混在しており、一般的に結論を出すことはできない。

6 要約と結論

以上、日本の商品先物市場が景気変動という実体経済の動向と密接に関連していることを明らかにした上で、これらの商品先物市場のうち綿糸・毛糸・乾繭・生糸・金・プラチナ・銀の 7 市場を取り上げ、これらの市場の効率性について共和分分析による計量経済学的検証を行った。その結果、共和分検定において Engle=Granger テストと Johansen テストから得られる結論が一部分一致しなかったこと、共和分ベクトルの安定性についても検定方法によって結論が異なる場合があること、さらに共和分ベクトルが EMH の十分条件を満たしているか否かについて統計的に厳密な検定を行っていないことなど、いくつかの残された問題があるために、最終的な結論は留保しなければならないケースがあるが、異なる市場間の現物価格および先物価格の間には共和分関係がなく、同一市場の現物価格と先物価格の間には共和分関係が存在しているという意味では、一応 7 市場とも EMH の必要条件を満たしていると判断された。しかし EMH を検証する誤差修正モデルによる分析結果によれば、綿糸市場、乾繭市場、生糸市場、金市場、プラチナ市場、銀糸市場が EMH の十分条件と必要条件をともに満たしているのに反して²³⁾、毛糸市場は誤差修正メカニズムが働いているという意味では EMH の必要条件を満たしているが、十分条件である係数制約を満たしていない点で効率的でないと判断される。

以上の結果は、伊藤〔1998、1999〕が金・銀・プラチナなどの貴金属先物市場、米国産大豆・小豆などの穀物先物市場、綿糸・毛糸などの繊維先物市場における先物価格の日次デー

タで行った上述の(1-2)の方法によるテスト結果と同様であって、EMHの検証はテスト方法に関して頑健でなく、したがって、日本の商品先物市場の効率性について一つの検定方法だけでは明確な結論を導出することが困難であることを示している。

以上の本研究における結論は、アメリカやイギリスの商品先物市場を対象とした効率的市场仮説に関する諸研究(例えば、Chowdhury〔1991〕、Krehbiel and Adkins〔1993〕、Crowder and Hamed〔1993〕、Beck〔1994〕、Aulton、Ennew and Rayner〔1997〕など)の検証結果と同様である。すなわちこれら諸研究においても、検定方法によって各商品先物市場がEMHを満たしているか否かの結論はまちまちであるが、一般的に言えば先物市場は効率的でないという結論の方が多い。日本の商品先物市場ではむしろ効率性仮説を満たしていると考えられる市場の方が多かったが、しかしすべての市場が効率的であるとは言えないことは以上で考察した通りである。ただし本研究は先物価格として期近の先物価格を採用したことから、ウィーク型効率的市场仮説のテストしか行っていないという点で、商品先物市場の効率性の検証としては完全であるとは言い難い。本研究で採用した期近もの先物価格だけでなく、期先もの先物価格を採用してテストすることや、セミ・ストロング型あるいはストロング型のテストを行って、果たして以上の結果と整合的な結論が得られるかどうかを検討することは今後の課題である。

【謝辞：本研究に対し社団法人日本商品先物振興会の1998年度「商品先物取引に係わる研究調査助成金制度」による助成を受けた。ここに改めて記して、感謝します。】

【注】

- 1) ディヴィジア指数に関する解説としては石田〔1984〕および石田・白川〔1996〕を参照されたい。
- 2) したがって、出来高はすべての限月の取引の総計であるのに対して、価格はそれに対応していないという問題がある。しかし取引高のディヴィジア指数作成のために、期近先物価格をもって全先物価格を代表させることは、第1次近似としては許されるであろう。
- 3) 伊藤〔1997〕第2章、参照。
- 4) 現在、取引所の組織は変わっているが、ここで示した取引所名は標本期間中のものである。関西農産商品取引所は関西商品取引所(1997年4月、関西農産商品取引所と神戸生糸取引所が合併して発足した取引所)に、前橋乾繭取引所と横浜生糸取引所は横浜商品取引所(1998年10月、両取引所が合併して発足した取引所で上場商品は乾繭と生糸)に、大阪繊維取引所と神戸ゴム取引所は大阪商品取引所(1997年10月、両取引所が合併して発足した取引所)に、それぞれ現在は組織が変わっている。
- 5) Fama〔1970〕, p.383. この線に沿った効率的市场仮説の定義は、浅子・倉澤〔1987〕

や丸〔1990〕などで分かりやすく説明されているので参照されたい。なお EMH 研究に関する最新の日本語文献としては釜江〔1999〕がある。同書第2章においては、EMH についてのさまざまな理論と実証研究に関するサーベイが行われている。

6) Beck〔1994〕, p.249 を参照。

7) 山本〔1988〕, p.266 , Hakkio and Rush〔1989〕などを参照のこと。この意味で、釜江〔1999〕では不偏性仮説という用語が使われる。

8) Fama〔1991〕ではこれらの分類の内容と呼び方に変更が加えられている。しかし本研究ではこれまでの分類に従った。

9) セミ・ストロング型テストとしては、駒木・笹木・中谷〔1998〕が、東京穀物商品取引所（東穀）で取引される米国産大豆を対象にして、Chicago Board of Trade (CBOT) というリーディング市場が存在するもとの EMH 検証のために、東穀価格以外に CBOT 価格と為替レートを情報集合に含めて分析した例がある。

10) Beck〔1994〕, p.249 .

11) この係数制約が満たされるとき、現物価格と先物価格の誤差修正モデルは

$$[S_{t+1} - S_t] = - [S_t - F_{t-1}] + [F_t - F_{t-1}] + \varepsilon_t$$

となるから、(2)式で係数制約、 $a = 0$, $b = 1$ が満たされている場合になる。また、このとき ε_t はホワイト・ノイズとなる必要がある。

12) 注 4)で述べたように、取り上げた市場のうち、大阪繊維取引所は大阪商品取引所に、前橋乾繭取引所と横浜生糸取引所は横浜商品取引所にそれぞれ現在は組織が変わっている。

13) 各商品のデータは日本商品取引員協会から提供されたものである。また、東京工業品取引所企画課長小野里光博氏および関西商品取引所の関係者から、取引データの性質などについてアドバイスをいただいた。それにもとづいて、各商品の現物価格として納会値を採用した。したがって、月次データによる分析にならざるをえない。

14) 繭糸価格については、繭糸の異常な価格変動で生産・流通に弊害をもたらさないように、1997 年まで繭糸価格安定制度があった。1998 年からは廃止されている。

15) アノマリーのこのような検定方法については、砂田〔21〕を参照。

16) ただし Number of lags は Augmenting lags の数であり、AIC 基準によって選んだものである。最適のラグは、残差項の系列相関が棄却されるとき長さを選ぶ方法が望ましいとも考えられるが、ここではすべて AIC で選んだ。

17) Hakkio and Rush〔1989〕は2市場が密接に関係していれば、効率的市場であっても、共和分関係の存在する可能性があることを指摘している。乾繭市場と生糸市場は繭糸の関連商品なので、この可能性があると考えられる。貴金属市場についても同様の可能性が考えられる。

18) 推定された共和分ベクトルは超一貫性を持つが、その標準誤差は一貫性を持たないので修正が必要である。しかし表の統計は通常の計算による標準誤差をそのまま掲げてある。また、この回帰分析は定数項とトレンド項を含めて行ったが、それらの係数推定値は省略

してある。

- 19) 本研究の計算は主として TSP で行ったが、FME 法による推定は GAUSS で行った。
- 20) ただし先に述べたように、生糸市場、プラチナ市場と銀市場は FME 法によればパラメータは安定的でない。
- 21) ECM に $\alpha = -1$, $\beta = 1$, $d = 1$, および定数項とラグ係数 = 0 の制約をおいたときの $\Delta SPi(t+1)$ の推定値は、

$$\Delta SPi(t+1) = -ECi(t) + \Delta FPi(t)$$

である。これと観測値の差の 2 乗和を RSS0 とし、係数制約を課さない ECM の残差 2 乗和を RSS1 とするとき、係数制約の検定は、制約が真なるとき、次のような F 統計量が自由度 (ϕ_1 , ϕ_2) の F 分布に従うことによって行うことができる。

$$F = \frac{(RSS0 - RSS1) / \phi_1}{RSS1 / \phi_2}$$

ただし ϕ_1 は係数制約の数、 ϕ_2 は残差平方和 RSS1 の自由度である。

- 22) 係数制約の検定結果は、プログラム上の不手際のために、市場によって異なる方法で検定した結果が示されている。しかし、いずれの方法でも同様の係数制約の結論が得られる。
- 23) ただし生糸市場、プラチナ市場、銀市場については共和分ベクトルが安定的でない可能性が強く、また生糸市場と貴金属市場は $d = 1$ という条件を満たしていない可能性が高いから、この結論は留保条件付きである。

【参考文献】

- (1) Aulton, A. J., C. T. Ennew and A. J. Rayner [1997], "Efficiency Tests of Futures Markets for UK Agricultural Commodities," Journal of Agricultural Economics, Vol.48, No.3, pp.408-424.
- (2) Beck, S. E. [1994], "Cointegration and Market Efficiency in Commodities Futures Markets," Applied Economics, Vol.26, pp.249-257.
- (3) Chowdhury, A. R. [1991], "Futures Market Efficiency: Evidence from Cointegration Tests," The Journal of Futures Markets, Vol.11, No.5, pp.577-589.
- (4) Crowder, W. J. and A. Hamed [1993], "A Cointegration Test for Oil Futures Market Efficiency," The Journal of Futures Markets, Vol.13, No.8, pp.933-941.
- (5) Engle, R. F. and C. W. J. Granger [1987], "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," Econometrica, Vol.55, No.2, pp.251-276.
- (6) Fama, E. F. [1970], "Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work," Journal of Finance, Vol.25, No.2, pp.213-228.

- (7) Fama, E. F. [1991], "Efficient Capital Market: ", *Journal of Finance*, Vol.46, No.5, pp.1575-1617.
- (8) Granger, C. W. J. [1986], "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, pp.213-228.
- (9) Ghysels, E. and P. Perron [1993], "The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Test for a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol.55, pp.57-98.
- (10) Hakkio, C. S. and M. Rush [1989], "Market Efficiency and Cointegration: An Application to the Sterling and Deutschemark Exchange Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol.8, No.1, pp.75-88.
- (11) Hansen, B. E. [1992], "Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Process," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.10, No.3, pp.321-335.
- (12) Johansen, S. [1988], "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.2/3, pp.231-254.
- (13) Krehbiel, T. and L. C. Adkins [1993], "Cointegration Tests of the Unbiased Expectations Hypothesis in Metal Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.13, No.7, pp.753-763.
- (14) 浅子和美・倉澤資成 [1987] 「資本市場の効率性」 館龍一郎・蟬山昌一編 『日本の金融 []』 東京大学出版会、所収、第3章。
- (15) 八田英二・伊藤史朗・廣江満郎・佐竹光彦・北川雅章 [1999] 「商品先物市場と実体経済 — 主成分分析による研究」 『先物取引研究』 (日本商品先物振興協会) 第4巻第1号 №7、147-192 ページ。
- (16) 石田和彦 [1984] 「Divisia Monetary Aggregate について」 『金融研究』 (日本銀行金融研究所) 第3巻第1号、13-39 ページ。
- (17) ———・白川浩道編著 [1996] 『マネーサプライと経済活動』 東洋経済新報社。
- (18) 伊藤史朗 [1997] 『日本の経済発展と金融』 晃洋書房。
- (19) ——— [1998] 「価格と取引高 — 商品先物市場の計量分析」 『経済学論叢』 (同志社大学) 第50巻第3号、23-42 ページ。
- (20) ——— [1999] 「先物市場の計量分析 — 繊維先物市場と穀物先物市場のケーススタディ — 」 『経済学論叢』 (同志社大学) 第50巻第4号、185-214 ページ。
- (21) 釜江廣志 [1999] 『日本の証券・金融市場の効率性』 有斐閣。
- (22) 駒木泰・笹木潤・中谷朋昭 [1998] 「東穀の米国大豆市場における効率的市場仮説の分析」 日本経済学会 1998 年度秋季大会報告論文。
- (23) 小山 良 [1994] 「共和分検定による金・銀・プラチナ先物市場の効率性検証」 『亜細亜大学経営論集』 第29巻第2・3号、89-107 ページ。
- (24) 丸 淳子 [1990] 『証券市場』 新世社。

- (25) 砂田洋志〔1997〕「先物市場の日中効果と曜日効果」岩田暁一編『先物・オプション市場の計量分析』慶應義塾大学出版会，所収，第4章。
- (26) 山本 拓〔1988〕『経済の時系列分析』創文社。