

農産物先物価格の 市場間リンケージの実証的研究

- 東穀とCBOTの大豆先物価格を対象にして -

笹 木 潤
中 谷 朋 昭
出 村 克 彦

- 1．はじめに
- 2．分析データ
- 3．東穀とCBOT先物価格の共和分分析
 - 1) 単位根検定
 - 2) 共和分分析
- 4．東穀大豆先物価格への影響分析
- 5．おわりに

1．はじめに

従来、日本において主要農産物は、政府による価格安定化制度のもと、価格変動リスクは表面化することはなかった。しかし、1993年のガット・ウルグアイ・ラウンド合意を契機にそれも変化しつつある。政府が直接的に価格形成に介入する形から、市場メカニズムを利用し需給動向をより敏感に反映させるような形への移行である。今後は、米・麦も含め農産物の価格形成に市場メカニズムをより積極的に導入するという方向への転換が進められると考えられる。このような状況の変化は、農産物の価格変動リスク顕在化を予想させる。特に、多くの農産物を輸入に頼っている日本では、国内の農産物価格形成には、単に国内需給動向だけではなく、生産国の需給動向や為替相場の影響も加わるため、価格変動リスクはより大きくなると思われる。しかし、このような価格変動リスクを軽減させる手段としては、商品先物市場の利用をあげることができる。

商品先物価格は、各商品取引所で独自に形成されるものであり、基本的には国内の需給状況や在庫量等の国内要因に依存する。しかし、日本の商品先物市場における農産物先物価格の形成を考える際には、国内要因のみを考えるだけでは不十分である。現在、日本の農産物先物市場には小豆、米国産（輸入）大豆、とうもろこし等が上場されているが、その中でも

出来高の大きい大豆やとうもろこしは、自給率が極めて低く、国内需要のほぼ全量が輸入でまかなわれている（註１）。このような農産物の先物価格形成には、その最大の輸入元である米国国内の生産状況、そしてそれを反映した米国の先物市場相場や外国為替相場といった要因が大きく影響していることが予想される。農産物の先物取引は、シカゴ商品取引所(Chicago Board of Trade、以下、CBOT)が世界最大の規模を誇っており、実際、東京穀物商品取引所（以下、東穀）の資料[22]にも、CBOTで形成された先物価格が東穀の先物価格形成に対して大きな影響をもつことが示されている（註２）。したがって、日本においては、大豆やとうもろこしといった輸入依存度の高い農産物の先物価格は、CBOTで形成された先物価格に影響を受けて形成していると考えられる。言い換えれば、両市場の農産物価格はリンクしていると考えられる。

そこで本稿では、日本の農産物先物市場における代表的な商品である、東穀の米国産大豆（以下、単に東穀大豆とする。）と、その先物価格形成の要因として大きな影響を持つと考えられるCBOT大豆を対象に、両市場の大豆先物価格間のリンクの存在と影響の大きさについて定量的に把握することを目的として分析する（註３）。

市場間リンクの確認は、近年時系列データを用いる実証分析によく利用されている、Engle and Granger[3]によって提案された共和分の概念を用いる。分析対象の変数間に共和分関係が認められれば、これらの変数は長期的には、ある一定の関係を満たしながら変動していると解釈できる。したがって、東穀とCBOTの大豆先物価格に共和分関係が認められれば、その市場規模を考慮すると、東穀大豆の価格形成にCBOT大豆の先物価格が影響し、両市場の大豆先物価格がリンクしているという１つの証左となる。また、市場間リンクが認められた時には、東穀大豆先物価格の形成について、その形成要因の影響の大きさをPhillips and Hansen[17]が提案した FM-OLS (Fully Modified OLS) を用いて明らかにする。

日本の商品先物市場を対象にした定量的な研究は、価格の分散や収益率を求め、月次や日次もしくは季節にあらわれる変動パターンの差異を検討している砂田[20]の研究や中谷・伊藤・金山・笹木[15]の研究がある。このような研究は、外国為替や証券先物を対象にして多くの研究実績が蓄積されている。また、過去には、先物価格の相関係数から市場の関係を検討する研究がなされている。しかし近年では、複数の商品先物価格について共和分分析をおこない、市場の関係を検討する研究が多くなってきた（註４）。日本の農産物先物市場を対象とした研究としては、小豆先物市場を分析した花田・宋[6]や大豆先物市場を分析した笹木・中谷・出村[18]がある（註５）。

２．分析データ

本節では、分析で利用するデータについて整理する。まず、注意しなければならない点は、日本とシカゴには15時間の時差が存在していることである。したがって、東穀で形成される

先物価格には、CBOTの取引動向がリアルタイムで影響しない（註6）。ここでは、CBOT相場の影響を最も強く受けるのは、CBOTの取引終了後に初めて形成される東穀の先物価格であると仮定した。つまり、東穀大豆の t 取引日における前場2節の約定価格（以下、始値）に、CBOT大豆の $t-1$ 取引日の終値価格が影響すると考えるのである。また、CBOTの大豆先物価格はセント建て、東穀は円建てであるため為替相場の影響も考慮しなければならない。市場関係者へのインタビューによれば、実際の取引で参考に行っている為替相場は、取引がおこなわれている同時点の東京外国為替相場とのものであるが、分析にあたって、そのような為替相場を利用することは非常に困難である。したがって、東穀の始値が形成されるもっとも近い時間に公表されている為替相場を用いることとした。

以上のことから分析では、東穀大豆先物価格始値、CBOT大豆先物価格終値、東京外国為替市場の対ドル円相場始値の3つの時系列データを採用する。

なお、先物価格の時系列データは、一般に先物市場では1日に複数の限月の取引がおこなわれていることを考慮して作成した。つまり、もっとも近い限月の先物価格を1期先、その次に近い限月の先物価格を2期先として、先物価格を限月の時間差で並べるという方法で時系列データを作成した（註7）。また祝日については、直近日におこなわれた取引の価格を採用し両市場の取引日を対応させた。このようにして、東穀は1期先から6期先の6系列、CBOTは1期先から7期先までの7系列の先物価格データセットを作成した（註8）。なお、分析の際にはこれらに対数変換して用いた（註9）。

分析期間は、東穀の取引日で1995年1月から1996年12月とした。この期間は東穀の各期先の価格差が平行であり、その意味で安定的に推移しているといえる（図1）。データは日別データであり、サンプルの大きさは515である。

3．東穀とCBOT先物価格の共和分分析

1) 単位根検定

本稿の分析は、東穀とCBOTの大豆先物価格のリンケージを共和分分析により定量的に明らかにする。しかし、共和分分析をおこなうためには、利用する全ての変数が非定常系列（ $I(1)$ 系列）である必要がある（註10）。そこで利用する全ての変数について単位根検定をおこなった。検定はよく知られているADF（Augmented Dickey Fuller）テストとKPSS（Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin）テストを利用した。

ADFテストは、単位根が存在するという帰無仮説を設定するテストである。もし、これを棄却できなければ、その変数は単位根をもつ非定常時系列であると判断される。なお、テストする際に設定するラグの長さは、AIC（赤池情報量基準）が最も小さくなるラグを用いた。ADFテストをおこなった結果が表1である。テストの結果、定数項とトレンド項の両方が存在する場合、定数項だけがある場合、そして両方の項がない場合の3つのケースの全てで単位根を持つという帰無仮説は有意水準10%でも棄却することができなかった。

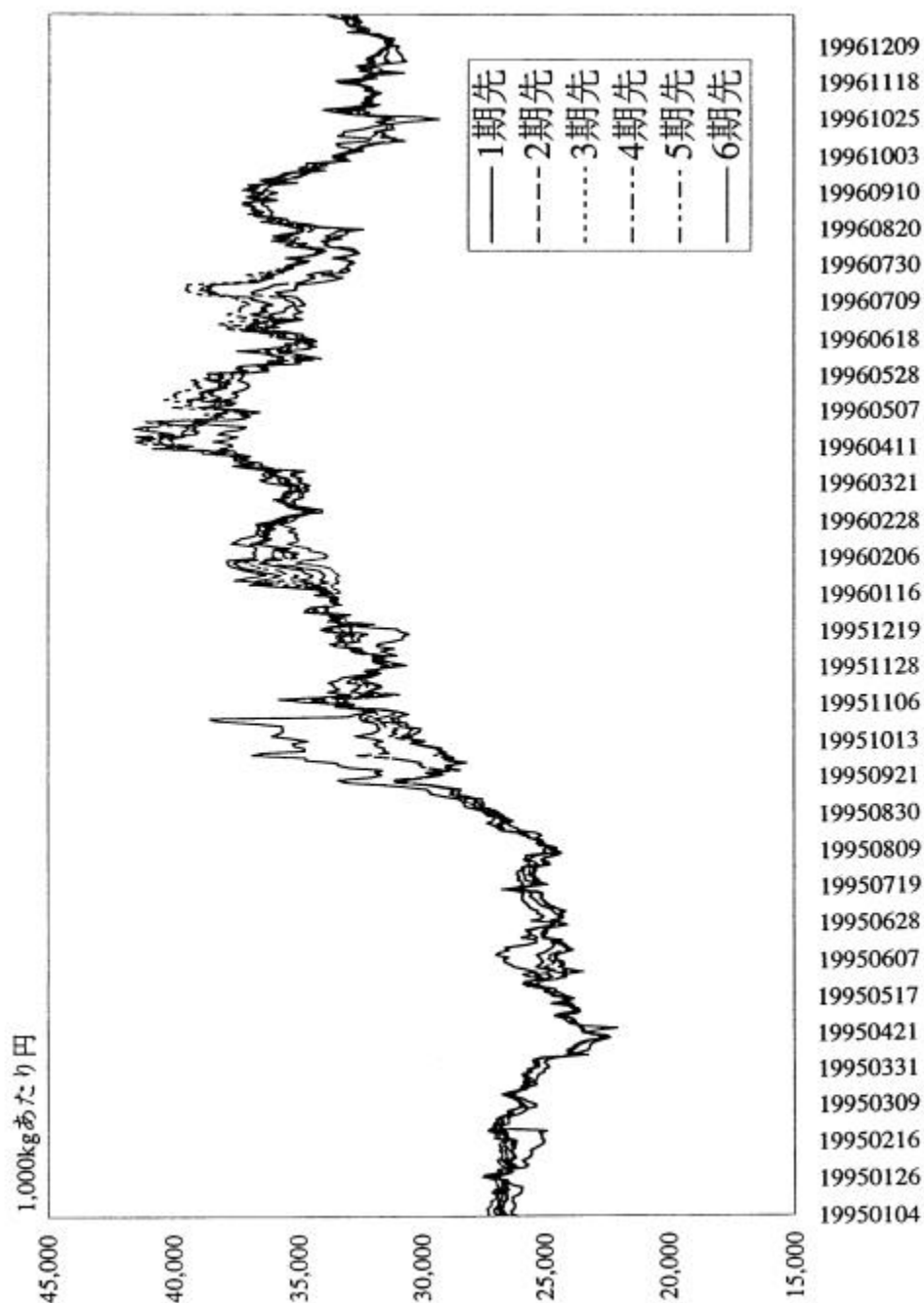


図1 東穀大豆先物価格の推移（1995年1月～1996年12月）

表1 ADF テストの結果

検 定 統 計 量											
			τ	p	τ_{μ}	Φ_1	p	τ_r	Φ_3	p	
東 穀	1 期	先	0.59	2	-1.45	1.24	2	-1.66	1.48	2	
東 穀	2 期	先	0.74	2	-1.23	0.99	0	-1.58	1.29	0	
東 穀	3 期	先	0.77	2	-1.06	0.88	2	-1.20	0.80	2	
東 穀	4 期	先	0.68	1	-1.12	0.87	1	-1.27	0.90	1	
東 穀	5 期	先	0.61	0	-1.12	0.83	0	-1.27	0.90	0	
東 穀	6 期	先	0.61	0	-1.07	0.77	0	-1.26	0.86	0	
CBOT	1 期	先	0.89	0	-1.65	1.80	0	-1.27	1.47	0	
CBOT	2 期	先	0.82	0	-1.68	1.77	0	-1.23	1.46	0	
CBOT	3 期	先	0.74	0	-1.68	1.72	0	-1.25	1.48	0	
CBOT	4 期	先	0.90	5	-1.69	1.85	5	-0.81	1.43	5	
CBOT	5 期	先	0.90	5	-1.74	1.95	5	-0.80	1.53	5	
CBOT	6 期	先	0.57	0	-1.18	1.81	0	-1.19	1.64	0	
CBOT	7 期	先	0.62	5	-1.67	1.61	5	-0.30	1.86	5	
為 替	相 場		0.79	0	-0.32	0.37	0	-2.70	4.62	0	
有 意 水 準	10% 臨 界 値		-1.62		-2.57	3.78		-3.12	5.34		

註) 1. p はラグの長さ。

2. τ_r, Φ_3 は $\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、それぞれ $a_1 = 0, a_1 = a_2 = 0$ の制約を検定したものである。

3. τ_{μ}, Φ_1 は $\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、それぞれ $a_1 = 0, a_0 = a_1 = 0$ の制約を検定したものである。

4. τ は $\Delta y_t = a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、 $a_1 = 0$ の制約を検定したものである。

KPSSテストの結果は表2に示した。このテストは ADF テストとは反対の帰無仮説、つまり、定常であるという帰無仮説を設定しておこなうテストである。Kwiatkowski, et. al. [11] にならい、ラグを8期までとってテストしたが、すべての変数について τ 値、 μ 値とも有意水準1%で帰無仮説を棄却することができた。

また念のため、各変数の1階階差をとった系列に ADF テストをおこなったが、全ての変数で単位根があるという帰無仮説を有意水準1%で棄却した(表3)。

以上の単位根検定による結果から、分析で用いる全ての変数はトレンドを含まない(1)系列であると判断した。

2) 共和分分析

本節では東穀大豆先物価格、CBOT大豆先物価格、為替相場の3変数間にある共和分関係の存在を検定する。共和分関係の存在は、変数の線形結合が、時間に依存しない均衡状態(長期均衡関係)になっていることを意味する。したがって、もし両市場の先物価格と為替相場の3変数に共和分関係が認められれば、短期的にはスペキュレーター(投機家)

表2 KPSS テストの結果

	検 定 統 計 量	
	η_{μ}	η_{τ}
東 穀 1 期 先	3.943	0.931
東 穀 2 期 先	4.150	0.910
東 穀 3 期 先	4.251	0.900
東 穀 4 期 先	4.298	0.898
東 穀 5 期 先	4.309	0.881
東 穀 6 期 先	4.301	0.860
CBOT 1 期 先	4.747	0.881
CBOT 2 期 先	4.614	0.956
CBOT 3 期 先	4.527	0.969
CBOT 4 期 先	4.554	0.968
CBOT 5 期 先	4.605	0.927
CBOT 6 期 先	4.439	0.870
CBOT 7 期 先	4.124	0.862
為 替 相 場	4.460	0.364
有 意 水 準 10% 臨 界 値	0.739	0.216

註) 表中の数値はラグ8期の結果である。

表3 1階階差の ADF テストの結果

検 定 統 計 量								
	τ	p	τ_{μ}	Φ_1	p	τ_{τ}	Φ_3	p
東 穀 1 期 先	-17.87	1	-17.87	159.61	1	-17.86	159.47	1
東 穀 2 期 先	-17.57	1	-17.58	154.47	1	-17.56	154.24	1
東 穀 3 期 先	-17.90	1	-17.92	160.48	1	-17.90	160.29	1
東 穀 4 期 先	-24.90	0	-24.89	309.84	0	-24.88	309.43	0
東 穀 5 期 先	-24.05	0	-24.05	289.12	0	-24.03	288.75	0
東 穀 6 期 先	-23.15	0	-23.15	267.96	0	-23.13	267.57	0
CBOT 1 期 先	-11.62	4	-11.68	68.18	4	-11.77	69.26	4
CBOT 2 期 先	-11.38	4	-11.43	65.27	4	-11.52	66.40	4
CBOT 3 期 先	-22.43	0	-11.33	64.21	4	-11.43	65.32	4
CBOT 4 期 先	-12.01	4	-12.04	72.51	4	-12.15	73.78	4
CBOT 5 期 先	-12.15	4	-12.18	74.17	4	-12.29	75.58	4
CBOT 6 期 先	-11.90	4	-11.92	71.09	4	-12.07	72.90	4
CBOT 7 期 先	-12.21	4	-12.22	74.67	4	-12.40	76.88	4
為 替 相 場	-9.22	4	-23.87	284.78	0	-23.94	286.60	0
有 意 水 準 10% 臨 界 値	-2.58		-3.43	6.43		-3.96	8.27	

註) 1. pはラグの長さ。

2. τ_{τ}, Φ_3 は $\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、それぞれ $a_1 = 0, a_1 = a_2 = 0$ の制約を検定したものである。

3. τ_{μ}, Φ_1 は $\Delta y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、それぞれ $a_1 = 0, a_0 = a_1 = 0$ の制約を検定したものである。

4. τ は $\Delta y_t = a_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$ において、 $a_1 = 0$ の制約を検定したものである。

の市場参加等により、両市場の先物価格は乖離した動きを見せるが、長期的には両市場の先物価格は為替相場を介在して、何らかの安定した関係を保って変動しているという状況が想定できる。

共和分の検定は、JohansenのLR検定（Johansen[7]）を用いた。この検定は、分析対象の変数（ベクトル）が、ラグをp期までとったVARモデルにしたがうと仮定することから始まる。(1)式がそれである。

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + \Lambda + A_p X_{t-p} + e_t \quad \dots\dots\dots (1)$$

なお、 $X_t = (\ln P_{tge,n}, \ln P_{cbot,m}, \ln ER)'$ であり、 $P_{tge,n}$ はn期先（ $n = 1 \dots 6$ ）の東穀米国産大豆先物価格、 $P_{cbot,m}$ はm期先（ $m = 1 \dots 7$ ）のCBOT大豆先物価格、 ER は東京外国為替相場を表している。そして、 $\ln$ は対数変換していることを表している。

(1)式を変型すると、

$$\Delta X_t = A_0 + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Lambda + \Gamma_{t-p} \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-1} + e_t$$

$$\Gamma_i = -(A_{i+1} + \Lambda + A_p) \quad i = 1, \dots, p-1$$

ただし、

$$\Pi = -(I - A_1 - \Lambda - A_p)$$

となる。LR検定はこれを最尤推定することで、ランクrを2種類の統計量、trace統計量とmax統計量を利用して決定するものである。このrは共和分ベクトルの数であり、変数間の長期均衡関係（つまり、線形結合することにより定常系列になる組み合わせ）の数を示す。より詳細な検定方法はJohansen and Juselius[8]を参照されたい。

本稿では、(1)式のVARモデルのラグpの値は、2が適切であることをAICによって決定してLR検定をおこなった。共和分検定の結果は表4である。

東穀4期先とCBOT2期先と為替相場の共和分検定を例にして検定結果を説明する。 $r = 0$ を帰無仮説とするtrace統計量とmax統計量は各々32.180、26.151である。この時の5%水準の臨界値は31.256と21.279である。したがって、共和分関係が認められないという帰無仮説は棄却されることになる。しかし、rが1であるという帰無仮説のtrace統計量とmax統計量は各々6.029、5.717となっている。この時の5%水準の臨界値は14.595、17.844である。よって共和分ベクトルの数が1であるという帰無仮説は棄却することはできない。以上の結果から、東穀4期先とCBOT2期先と為替相場の3つの変数間には、1つの共和分関係が存在することがわかった。

表4には42組の共和分検定の結果が示されているが、この中でtrace統計量とmax統計量の両方で1つの共和分関係が認められた組み合わせは以下の2組である。

東穀 4 期先とCBOT 2 期先と為替相場、東穀 5 期先とCBOT 2 期先と為替相場

表 4 共 和 分 析 の 結 果

		CBOT 1 期先		CBOT 2 期先		CBOT 3 期先		CBOT 4 期先		CBOT 5 期先		CBOT 6 期先		CBOT 7 期先	
r		Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max	Trace	Max
東穀 1 期先	0	20.261	13.592	22.749	16.375	23.829	17.466	23.230	16.626	22.307	15.386	20.122	13.916	18.331	13.004
	1	6.669	6.432	6.374	6.148	6.363	6.109	6.604	6.275	6.920	6.516	6.207	5.801	5.327	4.999
	2	0.237	0.237	0.226	0.226	0.254	0.254	0.328	0.328	0.404	0.404	0.406	0.406	0.328	0.328
東穀 2 期先	0	21.895	15.613	25.781	19.622	27.490	21.316*	25.284	18.948	23.748	17.135	20.840	14.530	19.809	14.027
	1	6.282	6.036	6.159	5.936	6.174	5.896	6.336	5.959	6.613	6.177	6.309	5.848	5.782	5.425
	2	0.246	0.246	0.224	0.224	0.278	0.278	0.377	0.377	0.436	0.436	0.461	0.461	0.357	0.357
東穀 3 期先	0	26.890	20.676	30.227	24.327*	29.101	23.196*	26.512	20.208	26.252	19.543	24.267	17.835	24.697	18.974
	1	6.214	5.911	5.900	5.592	5.905	5.528	6.304	5.835	6.709	6.195	6.432	5.886	5.724	5.239
	2	0.303	0.303	0.308	0.308	0.377	0.377	0.469	0.469	0.515	0.515	0.546	0.546	0.485	0.485
東穀 4 期先	0	28.228	21.925*	32.180*	26.151*	31.149	25.037*	28.018	21.477*	27.653	20.575	22.526	18.903	26.450	20.727
	1	6.303	5.989	6.029	5.717	6.112	5.738	6.541	6.058	7.078	6.541	6.623	6.045	5.723	5.207
	2	0.314	0.314	0.312	0.312	0.374	0.374	0.483	0.483	0.537	0.537	0.577	0.577	0.516	0.516
東穀 5 期先	0	28.581	22.966*	32.293*	26.938*	31.164	25.677*	28.543	22.612*	28.588	22.019*	26.227	20.129	27.058	21.784*
	1	5.615	5.288	5.356	5.032	5.487	5.101	5.931	5.441	6.569	6.033	6.098	5.508	5.274	4.742
	2	0.327	0.327	0.323	0.323	0.387	0.387	0.489	0.489	0.536	0.536	0.590	0.590	0.532	0.532
東穀 6 期先	0	27.997	22.674*	30.635*	25.609*	28.910	23.741*	26.599	20.979	27.700	21.401*	26.165	20.486	26.739	21.975*
	1	5.323	5.014	5.025	4.720	5.168	4.797	5.620	5.144	6.299	5.773	5.680	5.084	4.764	4.213
	2	0.309	0.309	0.306	0.306	0.371	0.371	0.475	0.475	0.525	0.525	0.596	0.596	0.551	0.551

註) 1. r はランクを表す。

2. * は 5 % 水準で有意なことを表す。検定統計量は Johansen and Juselius [7] の Table A2 である。

また、max統計量についてのみ1つの共和分関係が認められた組み合わせは16組ある。

東穀2期先とCBOT3期先と為替相場、東穀3期先とCBOT2期先と為替相場
東穀3期先とCBOT3期先と為替相場、東穀4期先とCBOT1期先と為替相場
東穀4期先とCBOT3期先と為替相場、東穀4期先とCBOT4期先と為替相場
東穀5期先とCBOT1期先と為替相場、東穀5期先とCBOT3期先と為替相場
東穀5期先とCBOT4期先と為替相場、東穀5期先とCBOT5期先と為替相場
東穀5期先とCBOT7期先と為替相場、東穀6期先とCBOT1期先と為替相場
東穀6期先とCBOT2期先と為替相場、東穀6期先とCBOT3期先と為替相場
東穀6期先とCBOT5期先と為替相場、東穀6期先とCBOT7期先と為替相場

以上の結果から、共和分関係が認められた組み合わせは、東穀の4期先～6期先とCBOTの1期先～3期先までの組み合わせが多いことがわかる。また、東穀の1期先～3期先との組み合わせは共和分関係が少ないことが見て取れる（註11）。

これら共和分関係が認められた時期の背景として、まず第1に考えられることは、出来高との関係である。日本では期先の取引ほど出来高が多く、米国では期近の取引ほど出来高は多い（註12）。出来高の多さは取引が盛況であり、それゆえ取引に関わる情報が集積していると考えられる。このことは、東穀の取引参加者が、指標市場であるCBOTの最も情報が集約されている期近の取引動向に注目するため、東穀の先物価格がCBOTの先物価格に影響を受けて形成されている状況が窺える。第2は、輸送期間との関係である。大豆の場合、米国からの輸出は、ほぼ8割がガルフ（メキシコ湾）からであり、日本への輸送に30日～35日のかかるといわれている（註13）。両市場の限月の間隔はほぼ2ヶ月であることから、東穀の4期先～6期先とCBOTの1期先～3期先までの組み合わせで共和分関係が認められたことは不自然な結果ではないと思われる。そして第3は、取引に関する不確実性との関係である。期先の取引ほど、不確実な要素が多いため取引参加者が現物価格の指標となっているCBOTの相場動向に注目していると考えられることができる。

しかし、その一方で、東穀の1期先～3期先に関してはCBOTとの共和分関係は明らかではない。これは、期近の取引ほど日本国内の需給等の国内要因が東穀で形成する先物価格に大きく影響しているためであり、東穀独自の価格形成がなされていると考えられる（註14）。

4．東穀大豆先物価格への影響分析

共和分分析によって、期先の東穀大豆の先物価格に、CBOT大豆先物価格の期近系列が為替相場とともに影響を与えていることが分かった。しかし、影響の大きさについては不明である。本節では、この点を明らかにするため、前節でtrace統計量とmax統計量の両方で共和

分関係が認められた組み合わせについて、以下に提示するモデルを用いて各変数の係数を推定する。

$$\ln P_{tge,t} = A_0 + A_1 \ln P_{cbot,t-1} + A_2 \ln ER_{t-1} + e_t$$

ここで、 $P_{tge,t}$ は t 期の東穀米国産大豆先物価格、 $P_{cbot,t-1}$ は $t-1$ 期のCBOT大豆先物価格、 ER_{t-1} は $t-1$ 期の東京外国為替相場である（註15）。

このモデルに含まれる変数はすべて $I(1)$ であり、変数間に共和分関係が認められたことから通常の回帰分析をおこなっても、いわゆる「見せかけの回帰」にはならない(Granger and Newbold[4])。しかし、小標本においてはその推定量が一致推定量になるものの、Second-order biasesを持つことがわかっている (Banerjee, et. al.[1])。このようなバイアスの影響を取り除く推定方法のひとつに Phillips and Hansen[16]が提案したFM-OLSがある。このFM-OLSは、全ての変数が $I(1)$ 系列で、それらの変数間にただ 1 つの共和分関係が認められる、そして説明変数間には共和分関係が存在しない時に利用することができる（註16）。これについては Hansen and Phillips[5] 等が詳しい。

計測結果を表 5 に示した。各係数の t 値は有意水準 1 % で有意であり、良好な結果となっている（註17）。各係数の弾力性はCBOT大豆先物価格が約0.9であり、為替相場は約0.5となった。弾力性の大きさはどちらの変数もラグの設定に関わらず、どの組み合わせについてみても安定的である。

以上の結果から、期先の東穀大豆先物価格へは、期近のCBOT大豆先物価格が非常に大きな影響を与えていることがわかった。また、為替相場の影響も無視できないことがわかった。

表 5 FM-OLS の結果

k	定 数 項	CBOT	為替レート
a. 東穀 4 期先 : CBOT 2 期先			
1	1.817 (16.629)	0.921 (36.534)	0.545 (16.754)
5	1.763 (9.732)	0.940 (22.076)	0.530 (9.745)
10	1.693 (7.321)	0.967 (17.454)	0.506 (7.249)
b. 東穀 5 期先 : CBOT 2 期先			
1	1.927 (18.502)	0.892 (37.160)	0.561 (18.095)
5	1.871 (10.854)	0.912 (22.535)	0.544 (10.523)
10	1.799 (8.201)	0.941 (17.899)	0.520 (7.846)

註) 1. ラグウィンドーは Parzen Window を利用した。k は truncation lag の値である。詳しくは、Hansen and Phillips[5]を参照のこと。
2. ()内は "modified t-statistic" である。

5. おわりに

本稿は、日本の農産物先物市場における代表的な商品である東穀大豆とその価格形成に大きな影響を与えていると考えられる CBOT 大豆を対象に、両市場の大豆先物価格のリンケージの存在と影響の大きさについて定量的に把握することを目的として分析した。

リンケージの存在は、東穀大豆と CBOT 大豆と為替レートとの3系列の、全ての組み合わせに対して、共和分分析を用いて確認した。共和分関係の存在は、それらの時系列間に長期的に均衡関係が存在していることを意味する。東穀と CBOT の大豆先物価格に共和分関係が認められた時には、CBOT の規模を考慮すれば、CBOT の大豆先物価格が東穀の米国産大豆先物価格の形成に影響していると考えられる。したがって、両市場の大豆先物価格がリンケージしていることの1つの証左となる。また、共和分関係が認められた組み合わせについては、CBOT 大豆先物価格と為替レートの東穀大豆先物価格形成への影響の大きさをFM-OLSによって求めた。

分析結果は次の3点にまとめることができる。

共和分関係は、東穀の4期先～6期先の期先の取引と CBOT の1期先～3期先の期近の組み合わせで多く認められた。これは東穀、CBOT 共に出来高の多い時期である。また米国から日本への輸送期間を考えても自然な結果であると考えられる。また、期先の取引ほど不確実な要素が多いため、東穀の取引参加者が現物価格の指標になっている CBOT 取引動向に注目しているということが想定される。

FM-OLSの推定結果、東穀大豆先物価格に対するCBOT大豆先物価格の弾力性は約0.9となり、為替相場のそれは0.5程度となった。この弾力性の大きさはどの組み合わせについてもほぼ同じである。この結果は、長期的には期先の東穀大豆先物価格の形成に期近のCBOT 大豆先物価格の動向が大きく反映されていることを意味する。

東穀の期近系列については CBOT との共和分関係は確認することができなかった。これは、この時期の東穀の大豆先物価格が、実需を反映して価格形成がなされているということを示していると考えられる。

現在、日本は農産物の多くを輸入に頼っている。そのため、日本の農産物先物市場の相場動向に、生産国である米国の先物市場の相場動向が影響を与えているという仮定は、一般的に考えて首肯できるものである。このことは本稿の分析によっても定量的に確認することができた。しかし同時に、日本の農産物先物価格形成が、常に CBOT の先物価格に強い影響を受けて支配されているわけではないことも明らかになった。

しかし、日本の農産物先物価格の形成メカニズムについては、未だ明解ではない。本稿で分析した、市場間リンケージからの接近は、この点を明らかにする一つの手段として有効であると思われる。

【註】

- (註 1) 農林水産省[16]によれば、1996年の大豆の輸入量は487万トンであり、国内生産量の約30倍である。輸入は米国からが最も多く全体の80%を占める。その他はブラジルから8%、パラグアイから5%、そして中国から3%となっている。
- (註 2) 駒木・笹木・中谷[9]では、CBOT 大豆先物価格から東穀大豆先物価格へのグレンジャー因果性が認められる結果が示されている。このような結果からも東穀の先物価格形成に CBOT の先物価格が影響しているとの前提を置くことは不自然ではない。
- (註 3) 東穀の先物価格の形成要因としては、本文中で指摘したように、在庫率や需要動向等の国内要因もあげることでもできるが、収集できるデータの関係上、本稿では CBOT 大豆の先物価格と為替相場の2変数だけを取り上げることにした。
- (註 4) 共和分分析は、元来、変数間の長期関係を検定することができることからマクロモデルの診断に利用されてきた。近年は手法の発展により、様々な分野で適用されている。本文中で紹介した以外での農業経済分野での適応例としては、田村・浅野[21]、中嶋[14]がある。なお、共和分分析を用いた研究がどの程度多くなされているかについては、Mckenzie[12]を参照されたい。
- (註 5) 笹木・中谷・出村[18]は、本稿と同じ東穀米国産大豆を対象に分析をおこなっているが、本稿は東穀の先物価格として、CBOT 先物価格の影響が最も強く反映されると予想できる始値を使っている点、そして東穀の大豆先物価格形成に対する CBOT 大豆先物価格と為替相場の影響の大きさを求めている点でそれと異なる。
- (註 6) CBOT の夜間取引（プロジェクト A）があるが、本稿の分析に関しては、後述するように、分析に使用する東穀大豆先物価格が前場第2節の約定価格であるため考慮する必要はない。
- (註 7) 限月期でのデータのつなぎ方としては、渡部・大鋸[23]が採用したように、ある取引の限月期に入るまではその先物価格を用い、限月期に入るとその次に限月が近い先物価格を用いるという方法がある。また、ある1期先の先物取引はその納会日まで1期先として採用し、その翌日は、前日まで2期先になっていた先物取引を1期先につなぎあわせるという方法もある。本稿では後者を採用した。
- (註 8) 東穀の米国産大豆の限月は偶数月であり、1日の取引には常に6個の限月が取引されている。CBOT の大豆の限月は変則であり、取引されている月により9～11の限月が取引される。このようなことからCBOTについては7期先まで採用した。
- (註 9) データの入手は、東穀については東穀のインターネットホームページからダウンロードしたものを利用した。また、CBOTについてはTechnical Tools社から購入したものを利用した。為替相場は、東穀月報に記載されているものを用いた。
- (註10) 必ずしも全ての系列がレベルで $I(1)$ である必要はない。Enders[2]、蓑谷[13]には、和分の次数が異なる時の共和分について述べられている。
- (註11) 有意水準10%で考えると、trace統計量とmax 統計量の両方で共和分関係が認められる組み合わせは、
東穀3期先とCBOT2期先と為替相場、東穀3期先とCBOT3期先と為替相場
東穀4期先とCBOT2期先と為替相場、東穀4期先とCBOT3期先と為替相場

東穀 5 期先とCBOT 1 期先と為替相場、東穀 5 期先とCBOT 2 期先と為替相場
 東穀 5 期先とCBOT 3 期先と為替相場、東穀 5 期先とCBOT 4 期先と為替相場
 東穀 5 期先とCBOT 5 期先と為替相場、東穀 6 期先とCBOT 2 期先と為替相場
 東穀 6 期先とCBOT 3 期先と為替相場、

の11組である。したがって、東穀の 4 期先～ 6 期先とCBOTの 1 期先～ 3 期先の組み合わせで共和分関係が多く認められている。

- (註12) 出来高については、商品先物取引の日本と米国の各取引所の取引の特徴として日本は限月が先の取引ほど出来高は多く活発に取引がされているが、一方、米国は期近の限月ほど取引が活発であるという興味深い事象が観察されている。小山・済藤・江尻[10]では、日米で取引が活発な期先が異なる理由として、市場管理のあり方、市場参加者の構成、売買仕法などの違いをあげている。
- (註13) 全米大豆協会の調べでは、1989年の米国大豆船積み地域は、ガルフが全体の77.2%、大西洋岸が7.4%、太平洋岸は7.4%となっている(清水[19])。
- (註14) 理論的には、限月が近づくにつれ、先物価格は現物価格に収束していく。また、取引所等での聞き取り調査では、期近の取引に実需者が参加することが多いとの指摘があった。このようなことから期近の先物価格の形成が国内需給の影響を受けていると考えるのは首肯できる。
- (註15) 分析では変数間の時間的対応関係を考慮しているが、添字の表記については、複雑化を避けるため全て東穀を基準にしている。
- (註16) 本文中には詳述しないが、CBOT先物価格と為替相場について、前節と同様な共和分分析をした結果、共和分関係は認められなかった。
- (註17) この t 値は通常用いられているものではない。ここで用いた t 値は、パラメーターの推定誤差を Fully modified standard Errorで除した値であり、これは $N(0,1)$ に従うことがわかっている。詳細は Hansen and Phillips[5]を参照のこと。

【引用文献】

- [1] Banerjee, A., J. Dolado, J. W. Galbraith, and D. F. Hendry, "Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data", *Oxford University press*, 1993.
- [2] Enders, W. "Applied Econometric Time Series", *Wiley*, 1995.
- [3] Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
- [4] Granger, C. W. J. and P. Newbold, "Spurious regression in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.
- [5] Hansen B. E. and P. C. B. Phillips, "Estimation and Inference in Models of Cointegration : A Simulation Study", in Fomby T. B. and G. F. Rhodes, Jr. (eds.), *Advances in Econometrics*, Vol. 8, JAI Press Inc, 1990, pp. 225-248.
- [6] 花田秀隆・宋 彙栄「農産物先物価格変動の時系列分析 - 小豆商品を対象にして - 」『1997年度日本

- 農業経済学会論文集（農業経済研究別冊）_㉔、1997、pp.205 - 207。
- [7] Johansen S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231-254.
- [8] Johansen S. and K.Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, 1990, pp.169-210.
- [9] 駒木 泰・笹木 潤・中谷朋昭「東穀の米国産大豆先物市場における効率的市場仮説の分析」_㉔、1998年日本経済学会報告資料、1998。
- [10] 小山 良・済藤友明・江尻行男編著『ゼミナール日本の商品先物市場』_㉔、1994、東洋経済新報社。
- [11] Kwiatkowski D., P.C.B.Phillips, P.Schmidt and Y.Shin, "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, Vol.54, 1992, pp.159-178.
- [12] McKenzie, C.R., "Unit Roots and Cointegration Analysis : The Impact on Empirical Analysis in Economics", *The Japanese Economic Review*, Vol.48, 1997, pp.18-28.
- [13] 蓑谷千鳳彦『計量経済学』_㉔、1997、多賀出版。
- [14] 中嶋 亮「農業財政支出の時系列分析」『農業経済研究』第69巻第3号、1997、pp.143 - 151。
- [15] 中谷朋昭・伊藤繁・金山紀久・笹木 潤「商品先物価格変化の季節変動パターン」『1997年度日本農業経済学会論文集（農業経済研究別冊）』_㉔、1997、pp.220-222。
- [16] 農林水産省『大豆に関する資料』_㉔、1998。
- [17] Phillips P.C.B. and B.E.Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies*, Vol.57, 1990, pp.99-125.
- [18] 笹木 潤・中谷朋昭・出村克彦「東穀米国産大豆先物価格とCBOT大豆先物価格の共和分分析」『1997年度日本農業経済学会論文集（農業経済研究別冊）』_㉔、1997、pp.200 - 204。
- [19] 清水正幸『大豆相場の分析ノウハウ』_㉔、1991、ゼネックス。
- [20] 砂田洋志「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』_㉔、慶応義塾大学出版会、1997、pp.85 - 117。
- [21] 田村龍一・浅野耕太「地域農産物市場の効率性に関する共和分分析」『農業経営研究』、第35巻第1号、1997、pp.1 - 11。
- [22] 東京穀物商品取引所資料『先物取引のご案内』
- [23] 渡部敏明・大鋸 崇「日本の商品先物市場における価格のボラティリティと出来高および取組高との関係」『先物取引研究』_㉔、第2巻第3号、1996、pp.41 - 56。
- [筆者註] 本稿は、1996年6月 - 1997年12月の研究期間の研究成果として執筆したものを、2000年3月に加筆・修正した。