



ID	JJF00215
----	----------

論文名	商品先物市場における価格連動性
	Comovement of commodity futures prices in Japan
著者名	飯原慶雄 加藤英明 徳永俊史
	Yoshio Iihara Hideaki Kato Toshifumi Tokunaga
ページ	19-29

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第23巻第1号
	Vol.23 / No. 1
発行年月	2004年3月
	Mar. 2004
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

## 商品先物市場における価格連動性

飯原 慶雄 加藤 英明 徳永 俊史  
 (東洋大学) (神戸大学) (南山大学)

### 要 旨

異なった資産間のリターンに関して、多くの研究が有意な共変動のみられることを報告している。月次データを用いた Pindyck and Rotemberg (1990) では、共通の変動要因を取り除いたのちにも、幾つかの商品価格について、超過共変動が存在することを明らかにした。本論文では、日本の主要商品先物取引を取り上げ、月次データと日次データを用いて、各商品間の超過共変動の有無について分析を行った。ここでは、東京工業取引所において上場されている貴金属(金、銀、白金)ならびにゴムと東京穀物商品取引所に上場されている輸入穀物(粗糖、大豆、コーン)と国産穀物(小豆)に対する先物を対象とした。国産穀物を除くと他の商品は輸入商品であることから為替の影響を大きく受けているので、為替を中心に共通変動要因を除去することを行い、超過共変動の有無を確認した。月次データによる分析では、商品先物価格の変動に共通して影響を与えると考えられるファクターで説明される部分を除くと、工業品、農産物の中では相関が残るものの、工業品と農産物間の相関はほとんど消滅してしまった。一方、日次データによる分析では、為替レートと各商品系列に見られる ARCH 効果を考慮して分析を行った結果、共通変動要因は減少しているものの依然として高く、工業品と農産物といった異なった市場間にもそれが見られることがわかった。このことは、日次という短期の変動には、ハーディングなどの投資家行動が影響を与えている可能性を示唆している。

キーワード：共変動、商品先物価格、価格変動、ハーディング、商品先物市場における価格連動性

“とうもろこしの上値が重い原因は「大豆安につられて買いが入らない」から”

(2001年9月8日、日本経済新聞の25面より)

### 1 はじめに

欧米を中心に多くの研究が、異なる資産間のリターンに有意な相関があることを報告している。伝統的立場に立てば、資産間の共変動はそれら資産の価値を決めるファクターに対するエクスポージャーから生じていると考えられる。しかしながら、幾つかの共有ファクターからの影響を取り除いた後にも、資産間の共変動は存在し超過共変動と呼ばれるようになっていく。たとえば、Pindyck and Rotemberg (1993)、Karolyi and Stulz (1996) は株式価格の共変動について、伝統的ファイナンスが提供する共通ファクターを除いたあとにも共変動は存在すると報告している。株式市場においては、小型株、バリュー株、closed end fund、業種、レーティングなどが、共変動をするカテゴリーとして報告されている。そこで、Barberis, Shleifer, and Wurgler (2003) は、このような超過共変動の生じる原因について、非合

\* 本研究は商品先物取引員協会から研究助成を受けている。ここに記して感謝したい。

理的投資家の投資行動が資産価格に影響を及ぼすとする行動ファイナンスからのアプローチを用いた分析を行っている。また、Barberis and Shleifer (2003)では、このような超過共変動がポートフォリオ構築に与える影響を分析している。

商品市場においても同様の報告がなされている。Pindyck and Rotemberg (1990)は、月次データを用いて関係のなさそうな7つの商品を取りあげ、商品価格の超過共変動について分析を行った。手法としては、商品価格に影響を与えるファンダメンタルズとして、6つの経済金融指標を取りあげ、商品価格の変動を説明しようとした。もし市場参加者がこれら経済指標に基づき行動しているなら、このモデルで説明できない残差部分には相関がないはずである。しかし、結果は残差部分にも相関が残るというものだった。Pindyck and Rotemberg (1990)は、このモデルで説明できない超過共変動の原因の1つとして、何らかの理由で投資家が連鎖的に強気になったり、弱気になったりすることをあげている。即ち、投資家のハーディングが価格変動の共通性をもたらししていると考えたのである<sup>(1)(2)</sup>。

本論文では、Pindyck and Rotemberg (1990)の手法を踏襲しながら、日本の商品先物市場、具体的には、東京工業品取引所と東京穀物商品取引所に上場されている商品先物に焦点を当てて分析を行う。果たして、日本の商品先物価格にもアメリカで見られるような超過共変動が存在するのであろうか。商品市場の価格自体が入手困難な反面、先物価格は豊富なデータが利用可能であり、理論的には商品価格と商品先物価格の関係が極めて強いことを考えれば、商品先物市場での検証結果をアメリカの商品価格の分析結果と比較することは妥当であろう。

まず、アメリカの先行研究と同じく、月次のデータを用いて分析を進めた。分析を進めるに当たって、輸入商品を対象とした先物価格は為替の影響を大きく受けているので、共通変動要因として為替の効果を除く必要があった。また、経済・金融指標との関係を考慮するために為替以外にも5つのマクロ変数を使い、商品価格の共通変動を取り除くことにした。ただ、日本のデータに関する限り、多くの商品先物において為替以外のマクロ変数は有意に関係していない。このモデルによる誤差項の変動に関する結果は、アメリカのそれと異なり、同一市場内においては超過共変動が残るものの、異なった市場間では超過共変動がほとんど観察されないことがわかった。

アメリカと異なる結果が出たことにより、日本における結果の安定性を調べるために、日次データを用いて同様の検証を行った。日次データを使う場合には、マクロデータの入手困難性があるが、月次データの分析結果から為替以外のマクロ要因はあまり関係していないことがわかったので、大きな問題はないと思われる。共通ファクターとしては、輸入商品を対象とした先物価格が、日々の為替変動の影響を受けやすいことから、為替の効果に関しては月次データ同様考慮した。それに加えて日次データの場合には、データの性質上、不均一分散を考慮して分析を進めることにした。Deb et al. (1996)は、ARCH効果を考慮した場合に、Pindyck and Rotemberg (1990)が指摘するほど超過共変動は強くないことをアメリカの月次データを利用して指摘している。しかしながら、日本の日次データを使った分析では、為替の効果とARCH効果を取り除いたあとの変動部分の相関は、いくつかの組み合わせに対して有意であることがわかり、Deb et al. (1996)の結果とは異なる結果となった。

(1) Pindyck and Rotemberg (1990)の手法に基づき、Deb, Trivedi, and Varangis (1996), Cashin, McDermott, and Scott (1999), Garrett and Taylor (2000)等が商品価格の分析を行っている。

(2) Shefrin (2000)によれば、「オレンジ・ジュースの価格はフロリダの天候やブラジルの供給量とは関係なく、時にはシカゴの大豆の価格と連動して動く」。

論文の構成は以下のとおりである。2において、データの説明を行うとともに基本統計量の結果を示す。3では月次データと日次データを用いた価格変動に関する分析結果を考察する。最後に、結論と今後の課題について述べる。

## 2 データと基本統計量

本研究では、日本の商品先物の月次価格変動と日次価格変動に焦点を当てた実証分析を行う。研究対象となった商品は、東京工業品取引所に上場している金・銀・白金・ゴムの4商品と、東京穀物商品取引所に上場しているコーン・大豆・粗糖・小豆の4商品で、1993年1月から2001年12月までの期間

表 1 基本統計量(1993年1月～2001年12月)

パネルA：月次データ(観測数=107)

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属		金	ゴム	輸入品		国内産	
	銀	白金			コーン	大豆	粗糖	小豆
平均(%)	0.182	0.586	-0.117	-1.329	-0.352	-0.287	-0.006	-0.296
標準偏差	6.851	5.853	4.360	8.405	5.494	5.504	7.348	6.839
歪度	-0.005	-0.059	-0.369	0.499	-0.272	0.166	0.187	-0.124
超過尖度	1.098	0.837	1.238	-0.027	0.241	-0.119	1.116	1.100
JB検定	5.38	3.18	9.27	4.44	1.58	0.56	6.18	5.66
自己相関								
ラグ1	-0.247	0.063	-0.182	-0.137	0.031	-0.013	0.195	0.056
ラグ2	-0.012	0.080	0.068	0.155	-0.003	-0.050	-0.001	0.007
ラグ3	0.020	-0.166	-0.033	-0.097	-0.038	-0.037	0.045	-0.171
自乗自己相関								
ラグ1	0.183	0.225	0.087	-0.017	-0.057	0.106	0.214	0.022
ラグ2	0.148	-0.022	0.151	0.110	-0.128	-0.057	0.134	-0.002
ラグ3	0.171	0.019	-0.107	0.093	-0.142	-0.115	0.037	0.047

パネルB：日次データ(観測数=2208)

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属		金	ゴム	輸入品		国内産	
	銀	白金			コーン	大豆	粗糖	小豆
平均(%)	0.011	0.028	-0.005	-0.055	-0.012	-0.011	-0.001	-0.016
標準偏差	1.471	1.298	0.965	1.914	1.312	1.483	1.517	1.503
歪度	0.019	-0.142	-0.005	-0.019	-0.176	-0.191	-0.151	-0.055
超過尖度	1.802	2.829	2.443	0.820	0.150	0.964	1.483	-0.086
JB検定	298.85	743.93	549.09	62.01	13.53	98.87	210.62	1.80
自己相関								
ラグ1	-0.065	-0.005	-0.007	-0.009	0.022	0.031	0.055	0.001
ラグ2	0.043	-0.005	0.051	-0.009	-0.020	-0.025	-0.054	0.046
ラグ3	0.046	-0.045	0.024	0.003	0.005	0.023	0.035	-0.019
自乗自己相関								
ラグ1	0.125	0.302	0.287	0.187	0.109	0.185	0.186	0.169
ラグ2	0.108	0.278	0.190	0.172	0.161	0.160	0.166	0.210
ラグ3	0.124	0.205	0.181	0.130	0.112	0.176	0.128	0.156

を対象とした<sup>(3)</sup>。観測数は、月次データが 107 個、日次データが 2,208 個である。これら以外にも幾つかの商品が上場されているが、最近上場されているものや取引量が少ないものも多く、これら 8 商品のように安定した取引が行われ、比較的長期にわたってデータが存在しているものはない。先物は同じ商品でも異なる限月のものが幾つか取引されているが、本論文では最も取引高の多い期先物に絞って分析を行うことにする<sup>(4)</sup>。

表 1 は商品価格の収益率に関する基本統計量を示している。表中の斜体で示された数字は統計的に 1% で有意であることを表す。なお、以下の分析で使用する商品先物収益率は、日次・月次共に、対数価格差を 100 倍した数値 (% 表示) で表すことにする。全体的に、はっきりした特徴は見られないものの、JB 検定の結果を見ると、月次データでは金、日次データでは小豆を除く 7 系列が正規分布から乖離していることがわかる。一方、自己相関を見ると、日次の銀に 1 次の負に有意な自己相関が見られる以外、1 次の自己相関はないと考えられる。また、2 次以上のラグについても大きな自己相関はほとんど見られない。このことは、先物価格がほとんどランダムに動いていることと整合的であろう。自乗の自己相関については、日次データの場合例外なく有意になっている。これは、日次商品先物価格の変

表 2 クロス相関(1993年1月～2001年12月)

パネルA：月次データ(観測数=107)

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属				輸入品			国内産
	銀	白金	金	ゴム	コーン	大豆	粗糖	小豆
銀	1.00	—	—	—	—	—	—	—
白金	<i>0.54</i>	1.00	—	—	—	—	—	—
金	<i>0.66</i>	<i>0.67</i>	1.00	—	—	—	—	—
ゴム	<i>0.19</i>	<i>0.40</i>	<i>0.37</i>	1.00	—	—	—	—
コーン	<i>0.22</i>	<i>0.29</i>	<i>0.34</i>	<i>0.26</i>	1.00	—	—	—
大豆	<i>0.29</i>	<i>0.32</i>	<i>0.39</i>	<i>0.28</i>	<i>0.78</i>	1.00	—	—
粗糖	<i>0.20</i>	<i>0.48</i>	<i>0.31</i>	<i>0.24</i>	<i>0.38</i>	<i>0.39</i>	1.00	—
小豆	<i>-0.12</i>	<i>-0.05</i>	<i>-0.08</i>	<i>0.01</i>	<i>-0.02</i>	<i>0.09</i>	<i>-0.09</i>	1.00

$\chi^2$ (全体)=320,  $\chi^2$ (工業品)=149,  $\chi^2$ (穀物)=125,  $\chi^2$ (輸入穀物)=120

パネルB：日次データ(観測数=2208)

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属				輸入品			国内産
	銀	白金	金	ゴム	コーン	大豆	粗糖	小豆
銀	1.00	—	—	—	—	—	—	—
白金	<i>0.49</i>	1.00	—	—	—	—	—	—
金	<i>0.64</i>	<i>0.49</i>	1.00	—	—	—	—	—
ゴム	<i>0.19</i>	<i>0.25</i>	<i>0.25</i>	1.00	—	—	—	—
コーン	<i>0.24</i>	<i>0.27</i>	<i>0.31</i>	<i>0.23</i>	1.00	—	—	—
大豆	<i>0.27</i>	<i>0.28</i>	<i>0.33</i>	<i>0.23</i>	<i>0.78</i>	1.00	—	—
粗糖	<i>0.24</i>	<i>0.26</i>	<i>0.32</i>	<i>0.24</i>	<i>0.34</i>	<i>0.36</i>	1.00	—
小豆	<i>0.02</i>	<i>0.05</i>	<i>0.01</i>	<i>0.07</i>	<i>0.16</i>	<i>0.13</i>	<i>0.07</i>	1.00

$\chi^2$ (全体)=5140,  $\chi^2$ (工業品)=2143,  $\chi^2$ (穀物)=2444,  $\chi^2$ (輸入穀物)=2388

(3) データはすべて、東京工業品取引所と東京穀物商品取引所のホームページよりダウンロードしたものをを使用した。

(4) 飯原・加藤・徳永(2000)は95年から97年の日米金先物取引の比較を行い、日本では期先物、米国では期近物に取引が集中していることを報告している。原因として考えられることは、「①市場管理のあり方、②市場参加者の構成、③取引コスト、④売買仕法等の違い」(小山・斎藤・江尻、1997, 206-207頁)があげられる。

化には ARCH 効果が存在することを示唆している。月次データについては有意な関係が全く見られないことから、ARCH 効果の調整の必要性はなさそうである。

表 2 は、商品間の相関を表し、斜体の数字は統計的に 1% 水準で有意であることを示している。全体的に見ると、月次データ、日次データともに、任意の 2 つの商品間の相関は高い。特に、輸入品である金・銀・白金の工業品とコーン・大豆の農産物の相関が高い。逆に、国内産の小豆は工業品とはほとんど関係がなく、月次データにおいては同じ農産物である輸入品との相関もほぼゼロになっている。また、異なった取引所で取引されている工業品と農産物との間の相関は統計的には有意である。

各パネルの下にある  $\chi^2$  の値は、相関行列の非対角要素がゼロであるという帰無仮説に対する統計量である。月次データを使った相関は、全体に対しても、取引所別に対してもこの仮説は 1% 水準で棄却され、商品間の相関の高さをうかがわせる。一方、日次データを使った相関は、月次以上に大きな値を示しており、商品間、取引所間での相関が高いことがわかる。

表 2 に見られる高い相関は、様々な共通の経済要因によってもたらされていると考えられる。特に、市場を越えて輸入品同士の相関が高い原因の 1 つとして為替変動の影響は無視することができない。為替以外にも、考慮すべき点がある。月次データを使った分析では、共変動に関する中長期的な関係を把握することが主目的である。従って、商品価格の変動から経済・金融変数の影響を除く必要がある。ここでは、Pindyck and Rotemberg (1990) と同様、商品先物収益率を共通ファクターと思われる経済・金融変数に回帰することで、共通変動要因を取り除くことにする。

一方、日次データを使った分析の際には、幾つかのマクロデータに関しては入手が困難なものもある。しかしながら、後述するように月次データにおいて為替以外のマクロ要因のほとんどは有意ではなかったことから、為替以外のファクターについては考慮せず、代わりに、表 1 パネル B に示された収益率の不均一分散を考慮した分析をここでは行った。Deb et al. (1996) は、共通変動要因を除去した後の誤差項系列の ARCH 効果を考慮した超過共変動の検定方法を提案している。彼らの結果は、ARCH 効果を考慮すると Pindyck and Rotemberg (1990) が報告したほど超過共変動は強く現れないことを示している。Deb et al. (1996) の方法は誤差項の ARCH 効果を考慮しているものの、共通ファクターが持つ ARCH 効果は考慮していない。実際、共通ファクターである為替についても ARCH 効果が見られる。本研究では、商品価格の変化率の ARCH 効果が、共通ファクターの ARCH 効果によってもたらされる

表 3 月次推定結果

パネル A : 為替に対する単回帰モデル

$i (i=1, \dots, 8)$  番目の商品先物収益率( $r_{i,t}$ )に対して、

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i z_{e,t} + \varepsilon_{i,t}, t = 1, \dots, T$$

ここで、 $z_{e,t}$  は為替レート (円/ドル) の対数月次変化である。

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属		金	ゴム	輸入品		国内産	
	銀	白金			コーン	大豆	粗糖	小豆
切片	0.137	0.538	-0.160	-1.373	-0.388	-0.324	-0.059	-0.294
( $\alpha$ )	(0.23)	(1.15)	(-0.52)	(-1.80)	(-0.81)	(-0.69)	(-0.10)	(-0.44)
傾き	0.850	0.910	0.828	0.838	0.676	0.713	1.024	-0.024
( $\beta$ )	(5.18)	(7.03)	(9.77)	(3.99)	(5.13)	(5.47)	(6.02)	(-0.13)
$R^2$	0.203	0.320	0.476	0.132	0.200	0.222	0.257	0.000

注 : カッコ内はパラメーターの  $t$  値を表す。

パネルB：マクロ変数を使った重回帰モデル

$i (i=1, \dots, 8)$  番目の商品先物収益率( $r_{i,t}$ )に対して、

$$r_{i,t} = \alpha_i + \sum \beta_{ik}^{(lag)} z_{k,t-lag} + \varepsilon_{i,t}, t = 1, \dots, T,$$

ここで、 $z_{k,t-lag}$  はラグlagか月を持つk番目の説明変数である。

ラグ	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	銀	白金	金	ゴム	コーン	大豆	粗糖	国内産小豆
切片	-0.371 (-0.26)	0.869 (0.81)	-0.371 (-0.52)	-2.065 (-1.16)	0.000 (0.00)	0.441 (0.41)	2.544 (1.79)	-0.907 (-0.58)
マネー 0	-1.042 (-0.35)	-1.604 (-0.71)	-2.350 (-1.57)	2.337 (0.62)	-2.925 (-1.21)	-4.493 (-2.00)	-1.434 (-0.48)	3.996 (1.22)
1	-0.928 (-0.31)	-1.360 (-0.60)	1.209 (0.80)	-2.897 (-0.77)	1.524 (0.62)	0.051 (0.02)	-5.768 (-1.92)	-4.558 (-1.38)
2	4.047 (1.30)	2.587 (1.11)	1.991 (1.28)	3.215 (0.83)	-0.298 (-0.12)	1.786 (0.76)	-3.186 (-1.03)	3.822 (1.12)
物価 0	-0.426 (-0.28)	0.119 (0.10)	-0.651 (-0.85)	-2.005 (-1.04)	1.017 (0.82)	2.238 (1.94)	2.293 (1.50)	1.638 (0.98)
1	-0.177 (-0.09)	-1.047 (-0.67)	-0.216 (-0.21)	-0.085 (-0.03)	-0.575 (-0.34)	-0.404 (-0.26)	0.729 (0.35)	-0.051 (-0.02)
2	0.967 (0.63)	0.607 (0.53)	0.505 (0.66)	1.734 (0.90)	-0.372 (-0.30)	-2.129 (-1.84)	-2.452 (-1.60)	-2.164 (-1.29)
生産 0	-0.284 (-0.60)	0.437 (1.23)	0.002 (0.01)	0.917 (1.55)	0.298 (0.78)	0.591 (1.66)	0.749 (1.59)	-0.309 (-0.60)
1	0.396 (0.85)	0.073 (0.21)	-0.097 (-0.42)	0.243 (0.42)	-0.051 (-0.13)	-0.278 (-0.79)	0.517 (1.11)	-0.654 (-1.28)
2	-0.111 (-0.24)	0.465 (1.31)	-0.126 (-0.53)	0.548 (0.92)	0.223 (0.58)	-0.238 (-0.67)	0.334 (0.71)	0.248 (0.48)
金利 0	0.011 (0.84)	0.013 (1.33)	-0.008 (-1.19)	-0.004 (-0.23)	-0.002 (-0.21)	0.001 (0.11)	0.006 (0.48)	0.017 (1.20)
1	0.011 (0.88)	0.016 (1.61)	-0.003 (-0.48)	-0.034 (-2.06)	-0.010 (-0.94)	-0.008 (-0.85)	0.004 (0.33)	-0.001 (-0.05)
為替 0	0.822 (4.48)	0.913 (6.62)	0.853 (9.26)	0.892 (3.88)	0.749 (5.03)	0.827 (5.98)	1.066 (5.82)	-0.063 (-0.31)
1	0.045 (0.24)	0.032 (0.23)	-0.091 (-0.98)	0.025 (0.11)	-0.026 (-0.18)	0.058 (0.41)	-0.051 (-0.28)	-0.130 (-0.64)
株価 0	0.105 (0.91)	0.172 (1.99)	0.098 (1.69)	-0.021 (-0.14)	-0.028 (-0.30)	0.043 (0.50)	-0.149 (-1.29)	-0.081 (-0.64)
1	-0.124 (-1.07)	-0.013 (-0.15)	-0.068 (-1.17)	0.129 (0.89)	-0.077 (-0.82)	-0.094 (-1.07)	0.020 (-0.17)	0.007 (0.05)
$R^2$	0.269	0.432	0.544	0.234	0.250	0.356	0.365	0.116

注：カッコ内はパラメーターのt値を表す。

表 4 重回帰モデルの誤差の相関

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	銀	白金	金	ゴム	コーン	大豆	粗糖	国内産小豆
銀	1.00	-	-	-	-	-	-	-
白金	0.39	1.00	-	-	-	-	-	-
金	0.55	0.50	1.00	-	-	-	-	-
ゴム	0.07	0.26	0.20	1.00	-	-	-	-
コーン	0.05	0.06	0.04	0.13	1.00	-	-	-
大豆	0.13	0.05	0.06	0.17	0.73	1.00	-	-
粗糖	-0.02	0.30	-0.01	0.07	0.18	0.16	1.00	-0.15
小豆	-0.12	-0.09	-0.09	0.00	-0.02	0.08	-0.15	1.00

$\chi^2$ (全体)= 195,  $\chi^2$ (工業品)= 81,  $\chi^2$ (穀物)= 90,  $\chi^2$ (輸入穀物)= 85

と考え、ファクター ARCH モデルを使った検定を提案している<sup>(5)</sup>。

### 3 分析結果

#### (1) 月次データによる分析結果

最初に、為替レートと商品先物価格の関係を見ることにした。表 3 のパネル A は、商品ごとに、対数価格差を対ドルの円レートの対数価格差上に回帰した結果を示している。予想どおり、国内産の小豆を除いて、商品価格の動きは非常に強く為替変動の影響を受けていることがわかる。

次に、Pindyck and Rotemberg (1990) の分析例に従い、まず各商品の対数価格差を、為替レート(円/ドル)、短期金利(現先 1 か月)、株価(東証株価指数)、生産(鉱工業生産指数)、物価(消費者物価指数)、マネー(M2+CD)の計 6 変数で回帰する<sup>(6)</sup>。なお、マクロ変数はすべて日本国内の指標である。表 3 のパネル B はその結果を表している。同時点(ラグ 0)の為替以外の変数はほとんど有意ではない。わずかに、同時点の株価が貴金属と正の関係にあり、同時点の物価や生産が輸入穀物と正の関係にある程度である。ラグ付き変数との関係はさらに小さい。このことは、為替を除くマクロファクターが商品先物価格の変動にあまり関係していないことを示している。

このモデルによって商品先物価格の共通変動部分が除去できると仮定すれば、この回帰から得られる誤差項( $\varepsilon_{i,t}$ )に対して  $E[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}] = 0, i \neq j$  が成り立つはずである。逆に、 $E[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}] \neq 0, i \neq j$  であれば、このモデルは適切でなく、重要なファクターが欠落しているか、商品先物市場への参加者が何らかの理由で必要以上に他市場の影響を受けている可能性が考えられる。

誤差項の相関に関する結果は、表 4 に示してある。白金と粗糖の間の有意で高い相関を除くと、工業品と農産物を取り扱う 2 つの市場間には有意な相関は見られない。全体的に表 2 のパネル A に比べると相関の値がかなり小さくなっている。ただし、表 2 のパネル A で非常に高い相関を示していた工業品間や農産物間に関しては、カイ二乗の値をみてもわかるように依然として統計的に有意な結果になっている。日本の月次データを利用した検証の結果は超過共変動が存在するというアメリカの結果を必ずしも支持していない。為替の影響を取り除くとほとんどの場合、市場間の相関は有意でなくなってしまうことは、市場価格がファンダメンタルズを反映しているという点で好ましい結果とはいえる。また、為替の影響を除去すれば、ほとんどの共通要因は除去できたと考えることもできる。次に、日次データを用いて、月次データによる分析の安定性を検証することにした。

#### (2) 日次データによる分析結果

月次データを利用した結果、商品価格の動きと為替以外のマクロ変数はほとんど関係がないことがわかった。ただし、表 1 の結果から日次データには、ARCH 効果が存在することがわかっているので、その効果を調整して分析を進める必要がある。

まず初めに、Deb et al. (1996) の分析に従い、各商品収益率( $r_{i,t}$ )を同時点と 1 日前の為替変化率に回帰した誤差項( $\varepsilon_{i,t}$ )に対して以下の多変量 ARCH モデルを適用する。

(5) ファクターの ARCH 効果を考慮したモデルについては、Diebold and Nerlove (1989), Engle, Ng, and Rothschild (1990), Lin (1992), Ng, Engle, and Rothschild (1992) を参照のこと。

(6) この他、Bailey, Warren, and Chan (1993) が、経済・金融変数と商品価格の関係を分析している。

表 5 2 変量GARCHモデルに基づく無条件共分散に関する仮説検定

各商品収益率( $r_{i,t}$ )を同時点と1日前の為替変化率に回帰した誤差項( $\varepsilon_{i,t}$ )に対して、

$$\begin{bmatrix} h_{i,t} & h_{j,t} \\ h_{j,t} & h_{i,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{ii} & c_{ij} \\ c_{ij} & c_{jj} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_i & 0 \\ 0 & a_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t-1} \\ \varepsilon_{j,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t-1} & \varepsilon_{j,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_i & 0 \\ 0 & a_j \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} b_i & 0 \\ 0 & b_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{i,t-1} & h_{j,t-1} \\ h_{j,t-1} & h_{i,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_i & 0 \\ 0 & b_j \end{bmatrix},$$

ここで、 $h_{i,t} = E_{t-1}[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{i,t}]$ とする。

表中の値は、パラメーター( $c_{ij}$ )の*t*値を表す。帰無仮説は $c_{ij} = 0$ であり、無条件共分散がゼロを意味する。斜体の数値は1%水準で有意であることを示す。

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	貴金属		ゴム	コーン	輸入品		粗糖	国内産 小豆
	銀	白金			金	大豆		
銀	—	—	—	—	—	—	—	
白金	13.15	—	—	—	—	—	—	
金	8.72	12.18	—	—	—	—	—	
ゴム	1.56	2.32	1.11	—	—	—	—	
コーン	2.40	3.73	1.89	1.88	—	—	—	
大豆	3.94	4.12	3.69	2.33	11.19	—	—	
粗糖	2.55	4.94	3.28	1.85	3.73	4.82	—	
小豆	0.06	0.39	-0.49	0.57	2.08	1.12	1.46	

$$V_{t-1}(\varepsilon_t) \equiv Ht = C_t A' \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A + B' H_{t-1} B,$$

ここで、 $\varepsilon_t = [\varepsilon_{1,t}, \dots, \varepsilon_{n,t}]'$ ,  $C, A, B$  は  $n \times n$  行列であり、 $C$  は  $c_{ij} = c_{ji}$  を満たすパラメーター、 $A = \text{diag}(a_i)$ ,  $B = \text{diag}(b_i)$  とする。これは、Engle and Kroner (1995) が提唱したモデルで、BEKK モデルと呼ばれている。このモデルに従うと、無条件の共分散は、 $c_{ij} / (1 - a_i a_j - b_i b_j)$ ,  $i \neq j$  と表される。従って、第1段階の回帰において、為替が商品間の共変動をすべて説明しているなら  $c_{ij} = 0$  となる。

表 5 は、2 変量の BEKK モデル ( $n = 2$ ) を全 28 通りの組み合わせに対して推定したときのパラメーター  $c_{ij}$  の *t* 値を表している。Deb et al. (1996) はほとんどの組み合わせで無条件共分散がゼロから有意に乖離していないことを示しているが、表 5 の結果は 12 個の組み合わせに対して 1% 水準で有意である。また、月次データによる分析ではほとんど消滅した貴金属と輸入穀物の関係を見ると、9 個の組み合わせ中 6 個で依然正に有意な関係を示している。

Deb et al. (1996) の方法では、説明変数が持つ ARCH 効果を考慮していない。そこで、商品収益率から ARCH 効果を考慮した為替要因を取り除き、商品先物間の共変動がどうなるか考察する。まず、以下の ARCH-mean モデルを使って為替の対数日次変化 ( $z_{e,t}$ ) の条件付き期待値 ( $\pi_{e,t}$ ) と条件付き分散 ( $h_{e,t}$ ) を抽出する。

$$\begin{aligned} z_{e,t} &= E_{t-1}[z_{e,t}] + \varepsilon_{e,t}, \quad \varepsilon_{e,t} \sim N(0, h_{e,t}), \\ \pi_{e,t} &= a_e + \lambda_e h_{e,t}, \\ h_{e,t} &= \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{e,t-1}^2 + \delta_1 h_{e,t-1}. \end{aligned}$$

次に、商品収益率 ( $r_t$ ) に対して、以下のモデルを適用する。

$$\begin{aligned} r_t &= E_{t-1}[r_t] + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \\ E_{t-1}[r_t] &= a + \beta \pi_{e,t}, \\ H_t &= C + \beta \beta' h_{e,t}. \end{aligned}$$

表6 2変量 factor ARCHモデルに基づく為替要因除去後の無条件共分散に関する仮説検定

各商品収益率( $r_{i,t}$ )に対して、

$$\begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{j,t} \end{bmatrix} = E_{t-1} \begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{j,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{j,t} \end{bmatrix},$$

$$E_{t-1} \begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{j,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_i \\ \alpha_j \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_i \\ \beta_j \end{bmatrix} \pi_{c,t}, \quad \pi_{c,t} = \alpha_c + \lambda_c h_{c,t}, \quad \varepsilon_{c,t} = z_{c,t} - \pi_{c,t},$$

$$\begin{bmatrix} h_{ii,t} & h_{ij,t} \\ h_{ji,t} & h_{jj,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{ii} & c_{ij} \\ c_{ij} & c_{jj} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_i \\ \beta_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_i & \beta_j \end{bmatrix} h_{c,t}, \quad h_{c,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \varepsilon_{c,t-1}^2 + \delta_1 h_{c,t-1},$$

ここで、 $h_{ij,t} = E_{t-1}[\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}]$ とし、 $z_{c,t}$ は為替レート(円/ドル)の対数日次変化である。

表中の値は、パラメーター( $c_{ij}$ )の  $t$  値を表す。帰無仮説は  $c_{ij} = 0$  であり、為替要因除去後の無条件共分散がゼロを意味する。斜体の数値は 1% 水準で有意であることを示す。

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所			
	銀	白金	金	ゴム	コーン	大豆	粗糖	国内産小豆
銀	—	—	—	—	—	—	—	—
白金	4.85	—	—	—	—	—	—	—
金	16.78	2.75	—	—	—	—	—	—
ゴム	0.93	2.10	-0.32	—	—	—	—	—
コーン	1.32	3.52	0.62	2.90	—	—	—	—
大豆	1.60	3.04	1.40	2.28	14.35	—	—	—
粗糖	2.41	2.52	1.35	3.10	5.80	5.71	—	—
小豆	-2.26	-0.73	-2.06	0.61	3.05	2.01	0.50	—

これは、Engle, Ng, and Rothschild (1990), Ng, Engle, and Rothschild (1992) が提唱したファクター ARCH モデルのシングルファクターバージョンである。このモデルに従うと、無条件共分散は、 $c_{ij} + \beta_i \beta_j E[h_{e,t}]$  となる。ここで、 $E[h_{e,t}]$  は為替の無条件分散である。第 2 項は共通変動要因によってもたらされる 2 つの商品間の共変動を表すので、ここでは  $c_{ij}$  がゼロから有意に乖離しているかを考察する<sup>(7)</sup>。

表 6 は、2 変量のファクター ARCH モデルを全 28 通りの組み合わせに対して推定したときのパラメーター  $c_{ij}$  の  $t$  値を表している<sup>(8)</sup>。表 5 の BEKK による結果と比べ、有意な関係が減少したとはいえないものの、興味深い結果が示されている。まず、貴金属と輸入穀物の関係を見ると、BEKK モデルは 9 個の組み合わせ中 6 個が 1% 水準で有意な値を示しているが、ファクター ARCH モデルでは有意な組み合わせが 2 個 (白金とコーン・大豆) のみである。この結果は、月次データによる分析において、為替を含む金融・経済変数の動きを考慮すると、貴金属と輸入穀物の超過共変動がほとんど消滅した結果と似た傾向である。ただし、ゴムと輸入穀物の関係は消えない。また、貴金属間と輸入穀物間には依然として正に有意な関係が残る。

日次データによる分析は、依然として 10 以上の組み合わせに対して超過共変動が存在しており、何らかの短期的な要因が、商品先物価格の超過共変動をもたらしていると考えられる。商品先物

(7)  $c_{ij}$  にはコンスタント分散を持つファクターの影響が含まれる (Ng, Engle, and Rothschild, 1992)。

(8) 為替要因が商品収益率の条件付き期待値と条件付き分散を同時にうまく説明できているか確認するために、ファクター ARCH モデルの条件付き期待値の式を  $E_{t-1}[r_t] = a + (\beta + d) \pi_{c,t}$  とし、 $d$  が統計的にゼロから有意に乖離していないか検定した。結果は、すべてのケースにおいて 5% 水準で帰無仮説を棄却できなかった。

価格を動かしている共通の経済・金融要因が為替以外にないとするれば、Pindyck and Rotemberg (1990) が指摘しているような投資家のハーディング行動もその 1 つだろう。ハーディング仮説によれば、投資家はすべての商品の売買に対して、強気であったり、弱気であったりするが、それは必ずしもファンダメンタルズに基づいたものではないので、超過共変動は経済要因では説明できないことになる。一方で、本論文で取り上げなかった海外の市況などは、為替以外の共通経済要因の候補として見逃すことができないかもしれない。

#### 4 まとめ

資産価格が共変動をすることはよく知られており、株式市場を含めて多くの研究がなされている。アメリカでは、この問題に関して商品価格を用いた研究が幾つかあるが、統計手法やデータ期間の取り方によって、超過共変動の存在の有無について議論が分かれている。そこで、本論文では、日本の主要商品先物取引に焦点をあてて、商品先物間の価格変動の関係を月次データ、日次データを使って包括的に分析し、アメリカの検証結果との比較を行った。

月次データを使った分析では、Pindyck and Rotemberg (1990) の手法を踏襲した。商品先物価格に影響を与えそうなマクロ変数を選び、それらの要因を除去したうえで、商品先物間の共変動の有無について分析した。日本の商品先物の特色として、輸入商品を対象とした商品が多い。それらは為替の影響を大きく受けているので、為替に関してもその効果を除去した。結果は、為替が商品先物価格に大きく影響を与えている反面、取り上げたマクロ変数が商品先物の価格変動とあまり関係していないことがわかった。これらの要因を除いたあとの誤差項に関して、共変動があるかどうかの分析を行ったが、有意な結果は得られず、Pindyck and Rotemberg (1990) とは異なる結果となった。この結果は、月次という比較的長期の価格変動を用いたことによるものかどうか、結果の安定性を調べるために、日次データを利用した分析を次に行った。

月次データにおいて、マクロ変数はあまり説明力がなかったことから、日次データによる分析では、共通要因は為替レートのみにと絞った。ただし、日本の日次の商品先物価格には ARCH 効果が顕著にみられたので、その効果を調整することにした。ARCH 効果を考慮した分析は、Deb et al. (1996) によってなされているが、本論文では、特にファクター ARCH モデルによる分析を追加して行った。結果は、輸入物である商品先物において、為替の要因が商品先物価格の平均と分散に強く影響を与えていることが分かった。ARCH 効果と為替の効果を考慮したうえでの共変動については、その減少幅が月次データほどではなく、多くの商品間において有意な相関が見られた。取引所が異なり、全く関係のなさそうな工業品と農産物の間にさえ有意な相関が残っている。このことは、日本の商品先物価格の短期の変動に超過共変動が存在することを示している。

今後の課題としては、超過共変動と投資家のハーディング行動との関連を分析する必要があるだろう。Iihara, Kato, and Tokunaga (2001) は、日本の株式市場における外国人投資家の一方的な売買行動が、理論では説明できない超過収益率を生み出すことを報告している。従って、商品先物市場においても、株式市場にみられると同じような投資家行動が、超過共変動を生み出している可能性も考えられる。商品先物市場における投資家行動を分析し、株式市場にみられるようなハーディング現象が存在するのかどうか、検証していく必要があるだろう。

## ■参考文献

- [ 1 ] 飯原慶雄・加藤英明・徳永俊史 (2000)「金先物価格の時系列分析：日米比較」『先物取引研究』8号, 179-192 頁。
- [ 2 ] 小山良・濱藤友明・江尻行男編著 (1997)『日本の商品先物市場』東洋経済新報社。
- [ 3 ] Bailey, W., and K. C. Chan (1993), "Macroeconomic Influences and the Variability of the Commodity Futures Basis," *Journal of Finance*, 48, pp.555-573.
- [ 4 ] Barberis, N., and A. Shleifer (2003), "Style Investing," *Journal of Financial Economics*.
- [ 5 ] Barberis, N., A. Shleifer, and J. Wurgler (2003), "Comovement," working paper.
- [ 6 ] Cashin, P., C. J. McDermott, and A. Scott (1999), "The Myth of Co-moving Commodity Prices," discussion paper, Reserve Bank of New Zealand.
- [ 7 ] Deb, P., P. K. Trivedi, and P. Varangis (1996), "The Excess Co-movement of Commodity Prices Reconsidered," *Journal of Applied Econometrics*, 11, pp.275-291.
- [ 8 ] Diebold, F. X., and M. Nerlove (1989), "The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model," *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 1-21.
- [ 9 ] Engle, R. F., and K. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, 11, pp.122-150.
- [10] Engle, R. F., V. Ng, and M. Rothschild (1990), "Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure - Empirical Estimates for Treasury Bills -," *Journal of Econometrics*, 45, pp.213-237.
- [11] Garrett, I., and N. Taylor (2000), "Portfolio Diversification and Excess Comovement in commodity Prices," working paper.
- [12] Iihara, Y., H. K. Kato, and T. Tokunaga (2001), "Investors' Herding on the Tokyo Stock Exchange," *International Review of Finance*, 2, pp.51-78.
- [13] Karolyi, G. A., and R. M. Stulz (1996), "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements," *Journal of Finance*, 51, pp.951-986.
- [14] Lin, W., (1992), "Alternative Estimators for Factor GARCH Models - A Monte Carlo Comparison," *Journal of Applied Econometrics*, 7, pp.259-279.
- [15] Ng, V., R. F. Engle, and M. Rothschild (1992), "A Multi-Dynamic-Factor model for Stock Returns," *Journal of Econometrics*, 52, pp.245-266.
- [16] Pindyck, R. S., and J. J. Rotemberg (1990), "The Excess Co-movement of Commodity Prices," *The Economic Journal*, 100, pp.1173-1189.
- [17] Pindyck, R. S. and J. J. Rotemberg (1993), "The Co-movement of Stock Prices," *The Quarterly Journal of Economics*, 108, pp.1073-1104.
- [18] Shefrin, H., (2000) "Commodity Futures: Orange Juice and Sentiment," Chapter 20 in *Beyond Greed and Fear - Understanding Behavioral Finance and the Psychology of Investing*, Harvard Business School Press.