

商品先物価格の連動性について

飯原慶雄
加藤英明
徳永俊史

- 1 はじめに
- 2 データと基本統計量
- 3 分析結果
- 4 まとめ

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。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ったものだった。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一つとして、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ていると考えたのである¹ ²。

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。

我々は、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

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。」

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。

論文の構成は以下の通りである。次章において、データの説明を行うと共に基本統計量の結果を示す。第3章では月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月までの期間を対象とした³。観測数は、107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の多い期先物に絞って分析を行うことにする⁴。

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の定義は、対数価格差を100倍した数値(%表示)で表す。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、金系列のみが正規分布から乖離していることが分かる。一方、収益率の自己相関を見ると、3か月のラグまで有意な自己相関は見られない。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、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、任意の2つの商品間の相関は高い。とくに、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、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輸入工業品と輸入農産物との間の相関はほとんどの組み合わせに対して統計的に有意である。

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、「市場管理のあり方、市場参加者の構成、取引コスト、売買仕法等の違い」(小山・済藤・江尻、1997、206-207ページ)があげられる。

各パネルの下にある ρ 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。最後の「無関係」は、我々が取り上げた 8 系列の中で関係のありそうな商品を除いた 5 系列を使った相関行列に対する統計量である。除いた系列は、銀・金・大豆である。銀と金を除いた理由は、一般に銀と白金の価格が金依存であるということによる。そこで、取引高の少ない銀系列、表 1 で考察したように正規性から乖離した金系列を除く。一方、代替農産物であるコーンと大豆から大豆系列を除く。Pindyck and Rotemberg (1990)の結果と同様、関係なさそうなこれら系列間にさえも有意な関係が存在する。

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一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。

3 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。予想通り、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分かる。

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⁵。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出来ると仮定すれば、この回帰から得られる誤差項 ($\epsilon_{i,t}$) に対して $E[\epsilon_{i,t} \epsilon_{j,t}] = 0$ 、 $i \neq j$ が成り立つはずである。逆に、 $E[\epsilon_{i,t} \epsilon_{j,t}] \neq 0$ 、 $i \neq j$ 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

⁵ 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。

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。特に、「無関係」と定義した5系列（白金、ゴム、コーン、粗糖、小豆）間の相関は、 t の値から統計的に1%水準ではもはや有意ではなくなっている。

しかし、表2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、 t の値をみても分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、市場価格が歪んでいない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可能である。

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当てながら、月次データを使い、商品先物間の価格変動の関係を分析し、アメリカの検証結果との比較を行った。

分析は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上で、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。

今後の課題としては、日次データを用いた分析を行い、超過共変動の有無を確認する必要があるだろう。さらに、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。
- [2] 小山良・済藤友明・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, 555 – 573.
- [4] Barberis, N., and A. Shleifer (2001) “ Style Investing, ” working paper.
- [5] Barberis, N., A. Shleifer, and J. Wurgler (2001) “ 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, 275 – 291.
- [8] Garrett, I., and N. Taylor (2000) “ Portfolio Diversification and Excess Comovement in commodity Prices, ” working paper.
- [9] Iihara, Y., H. K. Kato, and T. Tokunaga (2001) “ Investors' Herding on the Tokyo Stock Exchange, ” *International Review of Finance*.
- [10] 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, 951 – 986.
- [11] Pindyck, R. S, and J. J. Rotemberg (1990) “ The Excess Co-movement of Commodity Prices, ” *The Economic Journal*, 100, 1173 – 1189.
- [12] Pindyck, R. S, and J. J. Rotemberg (1993) “ The Co-movement of Stock Prices, ” *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 1073 – 1104.
- [13] 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.

表1: 月次商品先物収益率の基本統計量 (1993年1月 ~ 2001年12月)

	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
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

表2: 月次商品先物収益率のクロス相関 (1993年1月 ~ 2001年12月)

	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	0.54	1.00	-	-	-	-	-	-
金	0.66	0.67	1.00	-	-	-	-	-
ゴム	0.19	0.40	0.37	1.00	-	-	-	-
コーン	0.22	0.29	0.34	0.26	1.00	-	-	-
大豆	0.29	0.32	0.39	0.28	0.78	1.00	-	-
粗糖	0.20	0.48	0.31	0.24	0.38	0.39	1.00	-
小豆	-0.12	-0.05	-0.08	0.01	-0.02	0.09	-0.09	1.00

²(全体) = 320

²(工業品) = 149

²(穀物) = 125

²(輸入穀物) = 120

²(無関係) = 69

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,

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

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				輸入品			国内産
	銀	白金	金	ゴム	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
()	(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
()	(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.

(表3の続き)

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,

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

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.

	東京工業品取引所				東京穀物商品取引所				
	ラグ	貴金属		ゴム	輸入品		国内産		
		銀	白金	金	コーン	大豆	粗糖	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			
	貴金属			ゴム	輸入品			国内産
	銀	白金	金		コーン	大豆	粗糖	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

²(全体) = 195

²(工業品) = 81

²(穀物) = 90

²(輸入穀物) = 85

²(無関係) = 26