日本の商品先物市場における価格のボラティリティーと出来高および取組高との関係

渡部敏明
大鋸　崇

1　はじめに

本研究は、日本の商品先物市場における先物価格のボラティリティーと出来高および取組高との関係について実証分析を行ったものである。

資産市場における価格と出来高の関係についての研究は、海外では古くから行われているが、我が国では、最近になって株式・債券市場でようやく行われるようになってきた[1)]ものの、商品先物市場については、我々の知る限り、本論文が初めての試みである。

資産市場における価格と出来高の関係としてよく知られているのは、価格のボラティリティーと出来高の間に同時点の正の相関があること、すなわち、価格の変動が大きい（小さい）日には、出来高も大きい（小さい）ことである。こうした価格のボラティリティーと出来高の正の相関はさまざまな資産市場で観測されており、Karpoff（1987）では、こうした相関を観測している18の研究が紹介されている。価格のボラティリティーはその資産に投資した場合の投資リスクを表す重要な指標である。そこで、本論文でも、日本の商品先物市場における価格と出来高の関係として、特に、価格のボラティリティーと出来高の関係に注目する。

資産市場における価格のボラティリティーと出来高の関係を分析する場合、古くは価格

変化率の絶対値と出来高の相関係数を計算するという方法がとられていたが、最近ではより精緻な計量モデルや推定方法が用いられるようになってきている。(Lamoureux and Lastrapes (1991)、Gallant, Rossi and Tauchen (1992)、Watanabe (1994, 1996) 参照。) こうした中、本論文では、Bessembinder and Seguin (1993) に従い、価格変化率やボラティリティーに自己相関が存在する可能性、価格やボラティリティーが特定の曜日に上昇または下落するといった、いわゆる、「曜日効果」が存在する可能性、過去の価格変化率と将来のボラティリティーとの間または過去のボラティリティーと将来の価格変化率との間に異時点間の相関が存在する可能性を考慮に入れた一般性の高いボラティリティー変動モデルを用いている。

本論文で分析を行ったのは、東京工業取引所の金、銀、白金、パラジウム、綿糸40単、ゴムおよび、大阪繊維取引所の毛糸の計7つの先物である。出来高には有意な自己相関が存在し、過去の値から将来の値をある程度予測することができる。出来高の変動は、それが予期されたものかそうでないかによって、価格のボラティリティーに与える影響が異なる可能性がある。そこで、本論文では、単に、価格のボラティリティーと出来高の間の相関を調べるのではなく、出来高の変動を予期された変動と予期せざる変動とに分割し、それぞれの変動と価格のボラティリティーとの相関について分析を行った。それに加えて、出来高の予期せざる増加と予期せざる減少とで価格のボラティリティーに与えるインパクトに非対称性が見られるかどうかについても分析を行った。また、先物市場の場合、取引が活発に行われているかどうかを示す量的指標には、出来高だけでなく、取組高があるので、本論文では、取組高と価格のボラティリティーの相関についても同様に分析を行った。

主な結果は次の通りである。

1. 7つのすべての商品先物で、出来高の予期せざる変動と価格のボラティリティーとの間に有意な正の相関が観測された。しかし、この相関には、出来高の予期せざる変動の符号によって非対称性があり、出来高の予測せざる増加は、予期せざる減少よりも価格のボラティリティーに与えるインパクトが大きいことがわかった。いくつかの先物では、出来高の予期せざる減少と価格のボラティリティーとの間の相関は有意でなかった。
2. いくつかの先物で、出来高の予期された変動と価格のボラティリティーとの間にも有意な正の相関が観測されたが、予期せざる変動に比べて、価格のボラティリティーに与えるインパクトは小さい。
3. 取組高に関しては、予期された変動か予期せざる変動か、また、予期せざる増加か減少かにかかわらず、価格のボラティリティーとの間に有意な相関は観測されなかった。

本稿の構成は以下の通りである。まず、第2章では、本研究で用いるデータについて簡単な統計的分析を行った後、出来高および取組高を予期された変動と予期せざる変動に分割する方法について説明する。次の第3章では、出来高および取組高と先物価格のボラティリティーとの相関を推定するため、本論文で用いたBessembinder and Seguin (1993) のモデルおよび推定方法について解説する。実証結果は第4章にまとめられている。最後

に、第5章において、本研究を総括し、今後の課題について述べる。

2　データ

2.1　データの説明と簡単な統計的分析

本研究で用いたデータは、東京工業取引所の金、銀、白金、パラジウム、綿糸40単、ゴムおよび大阪繊維取引所の毛糸の計7つの先物の価格、出来高および取組高の日次データである。標本期間は、パラジウム以外すべて1990年1月4日から94年11月30日までである。パラジウムは、取引開始が1992年12月1日なので、その日から94年11月30日までの標本を用いた。標本数は、パラジウムが493、それ以外が1211である。それぞれの先物市場で日々限月の異なる複数の先物が取引されているので、出来高と取組高については、その日に取引されているすべての限月のものを合計した。また、価格については、まず、限月が最も近い銘柄を考え、取引日がその銘柄の限月に入るまでは、その価格を、取引日が限月に入った場合には、次に限月が近い銘柄の価格を用いた。[2)] こうして求められた先物価格を、以下では、その対数値の階差をとることにより価格変化率（%）に直して分析を行っている。また、出来高、取組高についても、対数変換して分析を行っている。

表1には、これらのデータに関するいくつかの重要な基本統計量がまとめられている。価格変化率の標本平均は、パラジウムとゴムで正、それ以外では負の値をとっているが、その値はいずれも小さく、平均がゼロであるという帰無仮説は、すべての先物で、有意水準10%でも棄却されない。価格変化率の標準偏差は、その先物に投資した場合の投資リスクを表すが、これはゴムが1.780と最も高く、金が0.978と最も低い。

LB(10)は、Ljung＝Box(1978)統計量と呼ばれ（詳しくは、例えば、山本(1988)pp92参照)、1階から10階までの自己相関がすべてゼロであるという帰無仮説を検定するための統計量である。価格変化率に関しては、金、白金、綿糸40単、ゴムで、帰無仮説は有意水準10%でも棄却されず、有意な自己相関が存在しないことがわかる。価格変化率に自己相関が存在しないということは、過去の価格変化率が将来の価格変化率を予測する上で役立たないことを意味し、この時期、これらの商品先物市場では、効率的に価格形成がなされていたことがわかる。有意水準5%では、パラジウムで、有意水準1%では、銀、毛糸でも帰無仮説が棄却されなくなるので、これらの市場でも効率性が強く否定されるわけではない。これに対して、価格変化率の絶対値に関しては、1階から10階までの自己相関がすべてゼロであるという帰無仮説は、すべての市場で、有意水準1%でも棄却され、有意な自己相関が存在することがわかる。価格変化率の絶対値に自己相関が存在するということは、価格のボラティリティーが日々自己相関をもって変動していることを示唆している。

出来高および取組高の対数値の標本平均から判断すると、この時期最も取引が活発であったのは金であり、最も取引が少なかったのは毛糸である。また、すべての先物で、出来高および取組高の対数値のLB(10)は非常に大きな値を示しており、出来高、取組高には強い自己相関が存在することがわかる。

最後に、表1に示されているＡＤＦ検定統計量は、それぞれの系列 $\{y_t\}$ が単位根を持つかどうかを検定するための統計量であり、

表1　価格変化率、出来高、取組高に関する基本統計量

	標本平均	標準偏差	LB（10）[1]	ADF検定統計量[2]
金				
価格変化率（%）	-0.035	0.978	13.64	-25.21***
価格変化率（%）の絶対値	0.694	0.691	393.71***	-7.83***
出来高の対数値	10.048	0.718	5182.06***	-5.50***
取組高の対数値	12.790	0.307	12041.71***	-0.68
銀				
価格変化率（%）	-0.046	1.098	18.43**	-24.20***
価格変化率（%）の絶対値	0.773	0.780	238.27***	-14.79***
出来高の対数値	9.679	0.554	2046.97***	-8.16***
取組高の対数値	12.456	0.233	12009.32***	-0.50
白金				
価格変化率（%）	-0.035	1.507	14.87	-24.97***
価格変化率（%）の絶対値	1.059	1.072	187.51***	-15.13***
出来高の対数値	7.535	0.928	5105.62***	-4.85***
取組高の対数値	10.545	0.595	12030.87***	-1.53
パラジウム				
価格変化率（%）	0.051	1.311	18.17*	-16.72***
価格変化率（%）の絶対値	0.875	0.977	215.39***	-6.84***
出来高の対数値	8.529	0.769	2160.47***	-3.59***
取組高の対数値	10.939	0.369	4230.55***	-1.27
綿糸40単				
価格変化率（%）	-0.0141	1.383	14.28	-22.95***
価格変化率（%）の絶対値	0.977	0.979	174.22***	-15.50***
出来高の対数値	8.819	0.629	2737.36***	-9.71***
取組高の対数値	11.127	0.344	11587.62***	-2.63*
ゴム				
価格変化率（%）	0.005	1.780	14.78	-23.10***
価格変化率（%）の絶対値	1.242	1.274	528.79***	-9.01***
出来高の対数値	9.215	0.792	5737.06***	-4.13***
取組高の対数値	11.691	0.395	11822.84***	0.46
毛糸				
価格変化率（%）	-0.021	1.507	20.81**	-24.12***
価格変化率（%）の絶対値	1.076	1.055	160.00***	-15.27***
出来高の対数値	7.103	0.801	3658.96***	-6.44***
取組高の対数値	9.591	0.438	11619.28***	-1.80

[1] LB(10)は1階から10階までの自己相関がすべて0であるという仮説を検定するためのLjung＝Box統計量で、10%、5%、1%有意水準での臨界値はそれぞれ15.99、18.31、23.2である。

[2] 具体的には、回帰式

$$\triangle y_t = \mu + \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \triangle y_{t-i} + u_t,$$

におけるα_0のt値ここでモデルの次数PはSBICによって選択した。Fuller（1976）表8.5.2より、10%、5%、1%有意水準での臨界値はそれぞれ-2.57、-2.86、-3.43である。

[3] *、**、***は、それぞれ10%、5%、1%有意水準で有意であることを示す。

具体的には、回帰式

$$\triangle y_t = \mu + \alpha_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \triangle y_{t-i} + u_t,$$

におけるα_0のｔ値を示している。ただし、$\triangle y_t = y_t - y_{t-1}$であり、また、モデルの次数$p$はＳＢＩＣ (Shwarz's (1978) Bayesian Information Criterion)[3]によって選択した。有意水準５％では、単位根の存在は、すべての先物で、価格変化率とその絶対値および出来高の対数値に関しては棄却され、取組高の対数値に関しては棄却されなかった。したがって、以下では、取組高の対数値に関してはさらに階差をとることにより定常的なプロセスに変換して分析を行った。[4]すなわち、以下では、取組高はすべて変化率に直して分析を行っている。

2.2　出来高および取組高の予期された変動と予期せざる変動への分割

出来高および取組高には有意な自己相関が存在するので、過去の値から将来の値をある程度予測することができる。同じ出来高ないしは取組高の変動でもそれが予め予想されていたかそうでないかで、価格に与えるインパクトが異なる可能性がある。そこで、以下では、単に、出来高および取組高と価格のボラティリティーとの相関を調べるのではなく、まず、それらを過去の値から予測可能な変動と予測できない変動とに分割し、それぞれが価格のボラティリティーとのどのような関係にあるか分析を行った。

本論文では、次のような方法によって、出来高および取組高を予期された変動と予期せざる変動に分割した。まず、出来高の対数値ないしは取組高の変化率（$\{y_t\}$とする）に対してＡＲ(p)モデル

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{p} \phi_i y_{t-i} + v_t,$$

を当てはめ、そのパラメーターをＯＬＳによって推定する。そして、そこで得られた残差$\hat{v}_t$を予期せざる変動、それを除いた$y_t - \hat{v}_t$を予期された変動として分割した。ここでも、モデルの次数pは、ＳＢＩＣ[5]によって選択した。

Bessembinder and Seguin(1993)は、以上の方法により[6]得られた残差$\hat{v}_t$を、さらに、出来高、取組高、価格のボラティリティーの過去の値で回帰し、その残差を予期せざる変動、元の値y_tからそれを除いたものを予期された変動として用いている。これは、将来の出来高あるいは取組高を予測する際、自らの過去の値だけでなく、他の変数の過去の値も用いていることを意味する。しかし、彼らは、同時に、この方法と上記の方法とを比べ、どちらを用いても結果はあまり変わらないと記しているので、ここでは上記のようなより簡単な方法を用いて出来高の対数値および取組高の変化を予期された変動と予期せざる変動に分割した。[7]

3　分析方法

資産市場における価格のボラティリティーと出来高の関係を推定する場合、古くは出来高と価格変化率の絶対値の相関係数を計算するという簡単な方法がとられていたが、最近ではより精緻な計量モデルや推定方法を用いて分析を行うようになってきている。（例えば、Lamoureux and Lastrapes(1991)、Gallant, Rossi and Tauchen(1992)、Watanabe(1993、1996)参照。）本論文では、そうした中から、特に、Bessembinder and Seguin(1993)を取り上げ、そこで用いられている計量モデルおよび推定方法に基づいて分析を行った。彼らのモデルは、価格変化率やボラティリティーに自己相関が存在する可能性、価格やボラティリティーに「曜日効果」が存在する可能性、価格変化率とボラティリティーとの間に異時点間の相関が存在する可能性を考慮に入れることにより、一般性の高いモデルになっている。

まず最初に推定を行ったのは、次の(1)、(2)式から成るモデルである。

$$R_t=\alpha_1+\sum_{i=1}^{4}\rho_i d_{i,t}+\sum_{j=1}^{10}\gamma_j R_{t-j}+\sum_{k=1}^{10}\phi_k\sigma_{t-k}+U_t,\quad E(U_t)=0,\ Var(U_t\mid\sigma_t)=\sigma_t^2, \tag{1}$$

$$\sigma_t=\alpha_2+\sum_{i=1}^{4}\eta_i d_{i,t}+\sum_{j=1}^{10}\beta_j\sigma_{t-j}+\sum_{k=1}^{10}\omega_k U_{t-k}+\tau_1 V_t^{e}+\tau_2 V_t^{ue}+\tau_3 OI_t^{e}+\tau_4 OI_t^{ue}+\varepsilon_t. \tag{2}$$

ここで、R_tは、第t取引日における各先物価格の変化率(%)を表し、第t取引日、第t-1取引日の各先物の終値をそれぞれP_t、P_{t-1}とすると、以下の分析では、$R_t=100\ln(P_t/P_{t-1})$として計算されている。(1)式は、そのR_tが日々どのように変動しているかを定式化したものである。σ_tは、(1)式の誤差項U_t、すなわち、価格変化率の予期せざる変動の標準偏差を表し、以下これを第t取引日における先物価格のボラティリティーとよぶことにする。このボラティリティーが日々どのように変動するかを定式化したものが(2)式である。(1)、(2)式の右辺に現れる$d_{i,t}$は第t取引日の曜日を表すダミーであり、$d_{1,t}$は第t取引日が月曜日であれば1、それ以外の曜日であれば0、$d_{2,t}$は第t取引日が火曜日であれば1、それ以外の曜日であれば0とする。こうしたダミー変数を(1)、(2)式の右辺に加えるのは、特定の曜日に先物価格やボラティリティーが上昇もしくは低下するといった「曜日効果」を捉えるためである。

(1)式の右辺には、価格変化率に自己相関が存在する可能性を考慮してラグ付きの価格変化率を、また、過去のボラティリティーから将来の価格変化率への影響を考慮してラグ付きのボラティリティーをそれぞれ加えてある。(2)式の右辺には、ボラティリティーに自己相関が存在する可能性を考慮してラグ付きのボラティリティーを、また、過去の予期せざる価格変動から将来のボラティリティーへの影響を考慮して(1)式の誤差項U_tがラグ付きで加えられている。株式市場においては、株価が上がった日の翌日よりも下がった日の翌日の方が、ボラティリティーが上昇しやすいことが知られており（Black(1976)、Christie(1982)参照)、商品先物市場におい

てもボラティリティー変動に同様の非対称性が存在するならば、ω_1が有意な負の値をとるはずである。これらの説明変数のラグの長さは、正確には、ＡＩＣ、ＳＢＩＣ等の情報量基準によって選択すべきであるが、ここでは、Bessembinder and Seguin(1993)に従い、やや長めに10期のラグをとった。

V_t^e、V_t^{ue}、OI_t^e、OI_t^{ue}はそれぞれ各先物の出来高の予期された変動と予期せざる変動、取組高の予期された変動と予期せざる変動を表す。これらをボラティリティーの説明変数として(2)式の右辺に加えて推定し、係数の符号および有意性を調べることにより、価格のボラティリティーとの相関関係を分析することができる。

(1)、(2)式のパラメーターの推定は、次のような方法によって行った。まず、(1)式の右辺から第４項であるラグ付きのボラティリティーの項を無視すると、残りの説明変数はすべて既知であるため、最小二乗法によってすべてのパラメーターを推定することができる。次に、その残差$\hat{U}_t$を使って、次のようにボラティリティーの値を推定する。

$$\hat{\sigma}_t = |\hat{U}_t| \sqrt{\pi/2} \tag{3}$$

これは、Schwert(1990)によって提案されたボラティリティーの推定方法であり、Schwert and Seguin(1990)は、U_tが正規分布に従うなら、(3)式によって推定された$\hat{\sigma}_t$はσ_tはの不偏推定量となることを示している。[8] 次に、(3)式によって推定されたボラティリティーの値を(1)式の第４項に代入し、最小二乗法により再び(1)式のパラメーターを推定する。その残差を使って(3)式より再びボラティリティーの値を推定し、得られたボラティリティーの推定値をσ_tの代わりに用いて、(2)式のパラメーターをの推定を行う。以上は、Davidian and Caroll(1987)において推賞されている推定方法であり、Bessembinder and Seguin(1993)でもこの方法が用いられている。

本論文では、以上の(1)、(2)式のパラメーターの推定に加え、出来高（取組高）の予期せざる増加と予期せざる減少とで価格のボラティリティーに与えるインパクトに非対称性があるかどうか調べるため、(2)式の代わりに次のような式を用いた推定も行っている。

$$\sigma_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{4} \eta_i d_{i,t} + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \sigma_{t-j} + \sum_{k=1}^{10} \omega_k U_{t-k} + \tau_1 V_t^e + (\tau_2 + a_1 D_t^V) V_t^{ue} + \tau_3 OI_t^e + (\tau_4 + a_2 D_t^{OI}) OI_t^{ue} + \varepsilon_t. \tag{4}$$

この式が(2)式と異なるのは、V_t^{ue}、OI_t^{ue}、の係数に$a_1 D_t^V$、$a_2 D_t^{OI}$が加わっていることである。D_t^V(D_t^{OI})は予期せざる出来高（取組高）が正であれば１、それ以外ではゼロをとるダミー変数を表す。この式では、出来高の予期せざる変動が価格のボラティリティーに与えるインパクトは、予期せざる増加と予期せざる減少とで次のように異なる。

$$\frac{\partial \hat{\sigma}_t}{\partial V_t} = \begin{cases} \tau_2 + a_1 & \text{if } V_t^{ue} > 0 \\ \tau_2 & \text{if } V_t^{ue} < 0 \end{cases}$$

表2　価格変化率の回帰モデル

$$R_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{4} \rho_i d_{i,t} + \sum_{j=1}^{10} \gamma_j R_{t-j} + \sum_{k=1}^{10} \phi_k \sigma_{t-k} + U_t, \quad E(U_t) = 0, \quad Var(U_t | \sigma_t) = \sigma_t^2$$

		金	銀	白金	パラジウム	綿糸40単	ゴム	毛糸
定数項	α_1	0.037	-0.061	0.022	-0.017	0.119	-0.006	-0.188
		(0.427)	(-0.581)	(0.175)	(-0.101)	(0.951)	(-0.034)	(-1.367)
曜日ダミー								
月	ρ_1	0.021	0.012	-0.059	0.135	-0.174	-0.132	-0.132
		(0.243)	(0.123)	(-0.422)	(0.669)	(-1.392)	(-0.802)	(-0.958)
火	ρ_2	-0.111	-0.129	-0.257	0.075	-0.085	-0.126	0.012
		(-1.120)	(-1.271)	(-1.861)*	(0.385)	(-0.709)	(-0.805)	(0.091)
水	ρ_3	-0.039	0.018	0.048	0.178	-0.004	-0.010	0.044
		(-0.459)	(0.189)	(0.355)	(0.904)	(-0.031)	(-0.067)	(0.317)
木	ρ_4	0.0117	-0.038	-0.051	0.271	0.001	-0.100	0.058
		(0.134)	(-0.375)	(-0.361)	(1.387)	(0.005)	(-0.636)	(0.429)
過去10日の価格変化率	$\sum_{j=1}^{10}\gamma_j$	0.015	0.060	0.053	-0.059	-0.016	0.016	0.079
		(1.573)	(2.268)**	(1.602)	(1.257)	(1.336)	(1.629)	(2.034)**
ボラティリティー	$\sum_{k=1}^{10}\phi_k$	-0.060	0.045	0.006	-0.080	-0.065	0.053	0.125
		(3.685)***	(1.753)*	(1.406)	(1.279)	(0.690)	(3.789)***	(1.068)
自由度修正済決定係数		0.023	0.017	0.008	0.010	0.000	0.023	0.008

括弧の中の数値は、過去10日の価格変化率とボラティリティーについてはF値、それ以外はすべてt値である。ただし、t値はWhite(1980)の標準誤差に基づいて計算されたものである。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%有意水準で有意あることを表す。

取組高に関しても同様である。したがって、(1)、(3)、(4)式を同様な反復OLSにより推定し、a_1、a_2の符号および有意性を調べることにより、出来高および取組高の予期せざる変動が価格のボラティリティーに与えるインパクトの非対称性について分析することができる。

4　実証結果

まず最初に、各先物について、前章の(1)、(2)式のパラメーターの推定を行った。推定結果は、(1)式が表2、(2)式が表3にまとめられている。(1)式の誤差項には分散不均一性が存在するので、表2に示されているt値は、White (1980) によって提案された分散の不均一性が存在するときでも一致性を持つ標準誤差 (heteroskedasticity-consistent standard error)を用いて計算されている。また、表3でも同様な方法でt値が計算されている。したがって、(2)式の誤差項にも分散不均一性があって構わない。

曜日効果に関しては、表2のρ_1からρ_4は、白金においてρ_2が有意水準10%で有意になっている以外は、すべて有意でない。また、表3のη_1からη_4も、銀においてη_2が有意水準5%で、パラジウムにおいてη_3が有意水準10%で有意になっている以外は、すべて有

意でない。このことから、ある特定の曜日に価格やボラティリティーが上昇または下落するといった特異性(アノマリー)は商品先物市場では存在しないことがわかる。株式市場では、休日開けの月曜日に、価格が下落し、ボラティリティーが上昇する傾向があることが知られているが、こうした週末効果も商品先物市場では観測されなかった。Bessembinder and Seguin(1993)は、アメリカの小麦、綿、金の先物市場について本論文と同様な分析を行っているが、それらの市場でも曜日効果は存在しないという結果が得られている。

表2によると、過去10日の価格変化率の係数がすべてゼロであるという帰無仮説は、銀、ゴム、毛糸以外のすべての商品で棄却されない。このことは、この時期、これらの商品先物市場では、効率的に価格形成がなされていたことを示唆している。有意水準5%では、ゴムで、有意水準1%では、銀、毛糸でも帰無仮説が棄却されなくなるので、これらの市場でも、効率性が強く否定されるわけではない。これは、第2章の簡単な統計的分析において得られた結果と整合的である。これに対して、過去10日のボラティリティーの係数がすべてゼロであるという帰無仮説は、金、銀、ゴム以外のすべての商品で棄却されないのに対して、金とゴムでは有意水準1%でも棄却され、過去のボラティリティーが価格に有意な影響を与えていることがわかる。しかし、その影響の符号に関しては、過去10日のボラティリティーの係数の推定値の和が、金で負であるのに対して、ゴムでは正と異なっている。

次に、表3によると、過去10日のボラティリティーの係数がすべてゼロであるという帰無仮説は、すべての先物で、有意水準1%でも棄却される。Lamoureux and Lastrapes (1991)は、ニューヨーク証券取引所で取引されている個別企業の株式の日次データを用いて、出来高をボラティリティーの説明変数に加えてBollerslev(1986)のGARCHモデルを推定すると、ボラティリティーの過去の値は有意ではなくなるという興味深い結果を得ているが、ここでは、出来高をボラティリティーの説明変数に加えても、ボラティリティーの過去の値はやはり有意であった。[9]また、過去10日の価格変化率の残差は、有意水準10%では、金、銀で、有意水準5%では、ゴムで有意になる以外は、有意でない。このことは、株式市場で観測されている株価が上昇した日の翌日よりも株価が下落した日の翌日の方がボラティリティーが上昇する傾向があるというボラティリティー変動の非対称性が商品先物市場では存在しないことを意味する。Bessembinder and Seguin(1993)においても同様な結果が得られている。

4.1 価格のボラティリティーと出来高および取組高との相関

本研究の目的は、価格のボラティリティーと出来高および取組高との間の相関を推定することであり、それは表3のτ_1からτ_4の符号および有意性から分析することができる。ここで、それらのパラメーターについて推定結果をまとめておくことにしよう。

(1) 出来高:まず、τ_2は、7つのすべての先物で、有意水準1%で有意な正の値を示しており、出来高の予期せざる変動と価格のボラティリティーの間には強い正の相関があることがわかる。出来高と価格のボラティリティーとの同時点での正の相関は多くの資産市場において観測されている事実であり(Karpoff(1987)参照)、何ら目新しい結

表3　ボラティィリティーの回帰モデル

$$\sigma_t = \alpha'_2 + \sum_{i=1}^{4} \eta_i d_{i,t} + \sum_{j=1}^{10} \beta_j \sigma_{t-j} + \sum_{k=1}^{10} \omega_k U_{t-k} + \tau_1 V_t^{e} + \tau_2 V_t^{ue} + \tau_3 OI_t^{e} + \tau_4 OI_t^{ue} + \varepsilon_t$$

		金	銀	白金	パラジウム	綿糸40単	ゴム	毛糸
定数項	α_2	0.021	-0.160	0.129	-3.464	-2.035	-2.778	-0.385
		(0.063)	(-0.238)	(0.364)	(-4.206)***	(-3.130)***	(-4.049)***	(-0.935)
曜日ダミー								
月	η_1	0.067	0.040	0.058	-0.107	0.081	0.122	0.140
		(1.139)	(0.585)	(0.542)	(-0.779)	(0.784)	(0.939)	(1.242)
火	η_2	-0.034	-0.152	-0.109	-0.206	-0.056	-0.084	-0.055
		(-0.542)	(-2.055)**	(-0.994)	(-1.473)	(-0.562)	(-0.729)	(-0.537)
水	η_3	-0.077	-0.108	-0.148	-0.258	0.132	-0.043	0.167
		(-1.285)	(-1.530)	(-1.378)	(1.722)*	(1.302)	(-0.372)	(1.586)
木	η_4	-0.057	-0.054	-0.001	-0.232	-0.067	-0.012	-0.005
		(-0.996)	(-0.718)	(-0.012)	(-1.599)	(-0.683)	(-0.104)	(-0.047)
過去10日のボラティィリティー	$\sum_{j=1}^{10}\beta_j$	0.675	0.530	0.492	0.194	0.365	0.514	0.429
		(18.288)***	(7.371)***	(7.598)***	(2.374)***	(4.035)***	(9.030)***	(5.129)***
価格変化率の残差	$\sum_{j=1}^{10}\omega_k$	-0.004	-0.153	0.067	-0.178	-0.221	-0.083	-0.146
		(1.704)*	(1.802)*	(0.733)	(1.156)	(1.565)	(1.926)**	(1.020)
出来高								
予期された変動	τ_1	0.028	0.072	0.077	0.526	0.318	0.385	0.156
		(0.774)	(0.986)	(1.549)	(4.900)***	(4.127)***	(4.863)***	(2.559)***
予期せざる変動	τ_2	1.043	1.244	0.937	0.979	0.796	1.217	0.814
		(17.236)***	(13.832)***	(11.742)***	(5.813)***	(9.000)***	(11.318)***	(11.057)***
取組高の階差								
予期された変動	τ_3	2.136	5.635	-4.949	-4.749	2.911	-13.898	-2.456
		(0.313)	(0.618)	(-0.818)	(-0.857)	(0.726)	(-1.355)	(-0.532)
予期せざる変動	τ_4	5.757	9.047	4.910	-8.039	2.604	-5.895	0.753
		(1.752)	(1.802)	(2.052)	(-1.092)	(0.956)	(-1.651)	(0.476)
自由度修正済決定係数		0.389	0.346	0.219	0.324	0.137	0.258	0.158

過去10日間の$\hat{\sigma}_t$および$\hat{U}_t$の係数の和についてはＦ値が、それ以外はすべてｔ値が示されている。ただし、ｔ値はWhite(1980)の標準誤差に基づいて計算されたものである。＊、＊＊、＊＊＊は、それぞれ10％、5％、1％有意水準で有意であることを示す。

果ではない。これに対して、τ_1は、金、銀、白金では、有意水準10％で有意でないものの、それ以外のパラジウム、綿糸40単、ゴム、毛糸では有意水準1％で有意な正の値を示している。出来高の予期された変動と価格のボラティィリティーの間に有意な相関があるということは、将来の価格のボラティィリティーの予測、すなわち、リスク管理に過去の出来高のデータが役立つ可能性を示唆しており、注目に値する結果である。ただし、すべての先物で、τ_2の値はτ_1の値より大きくなっており、出来高の変動が価格のボラティィリティーに与えるインパクトは予期せざる変動の方が予期された変動よりも大きいことがわかる。

(2)　取組高：τ_3、τ_4はすべての先物で有意

でなく、予期された変動であるか予期せざる変動であるかに関係なく、取組高と価格のボラティリティーの間には有意な相関は観測されなかった。

アメリカの小麦、綿、金の先物市場について本論文と同様な分析を行っているBessembinder and Seguin(1993)では、出来高に関してはほぼ同じ結果が得られているが、取組高に関しては、予期された変動、予期せざる変動とも価格のボラティリティーと有意な負の相関をもつという我々とは異なる結果が得られている。

4.2　出来高および取組高の予期せざる変動が価格のボラティリティーに与えるインパクトの非対称性

次に、出来高（取組高）の予期せざる増加と予期せざる減少とで、価格のボラティリティーに与えるインパクトに非対称性が見られるかどうか調べるため、(2)式の代わりに(4)式を用いて推定を行った。(4)式のパラメーターの推定結果は表4にまとめられている。[10] そこでも、t値は、White（1980）のheteroskedasticity-consistent standard errorを用いて計算されている。

a_1は、綿糸40単以外のすべての先物で、有意水準1％で有意な正の値を示しており、有意水準5％では綿糸40単でも有意である。このことから、すべての先物で、出来高の予期せざる増加の方が予期せざる減少よりも価格のボラティリティーに与えるインパクトが大きいことがわかる。Bessembinder and Seguin(1992)でも、同じ結果が得られている。また、表3ではすべての先物で有意だったτ_2が、表4では、白金、パラジウム、ゴムで有意でなくなっており、これらの先物では、出来高の予期せざる増加は価格のボラティリティーに有意な影響を与えるものの、出来高の予期せざる減少は価格のボラティリティーに有意な影響を与えないことがわかる。

これに対して、a_2は、有意水準10％では、金、銀、パラジウム、綿糸40単で有意であるが、このうち、有意水準5％でも有意なのは、綿糸40単だけであり、有意水準1％ではすべて有意でない。したがって、取組高は、予期せざる増加か減少かにかかわらず価格のボラティリティーとの間に有意な相関はないと言える。

以上の分析では、出来高はその対数値、取組高は対数値の階差、すなわち、変化率に直して分析を行った。こうした対数変換を行うのと行わないのでどちらが望ましいか調べるため、対数変換を行わない出来高および取組高の階差[11] を説明変数に用いて(4)式のパラメーターの推定を行ったところ、銀以外のすべての先物で、自由度修正済み決定係数が低下した。[12] このことから、対数変換した出来高、取組高の方が対数変換しない場合より価格のボラティリティーの変動の説明力が高く、データに対する当てはまりが良いと言える。

5　結論と今後の課題

本研究では、日本の7つの商品先物について、先物価格のボラティリティーと出来高および取組高との相関について実証分析を行った。具体的には、Bessembinder and Seguin (1993)に基づき、出来高および取組高を過去から予測可能な変動と予測不可能な変動とに分割し、それぞれが価格のボラティリティーとどのような関係にあるか分析を行った。また、出来高および取組高の予期せざる

表４　ボラティリティーの回帰モデル：出来高(取組高)の予期せざる増加と予期せざる減少で先物価格のボラティリティーに与えるインパクトに非対称性がある可能性を考慮した場合

$$\sigma_t=\alpha_2+\sum_{i=1}^{4}\eta_i d_{i,t}+\sum_{j=1}^{10}\beta_j\sigma_{t-j}+\sum_{j=1}^{10}\omega_k U_{t-k}+\tau_1 V_t^{e}+(\tau_2+a_1 D_t^{V})V_t^{ue}+\tau_3 OI_t^{e}+(\tau_4+a_2 D_t^{OI})OI_t^{ue}+\varepsilon_t$$

		金	銀	白金	パラジウム	綿糸40単	ゴム	毛糸
定数項	α_2	-0.285	-0.532	-0.652	-3.318	-2.081	-3.232	-0.780
		(-0.862)	(-0.811)	(-1.840)*	(-4.012)***	(-3.203)***	(-4.751)***	(-1.871)*
曜日ダミー								
月	η_1	0.040	0.007	0.082	-0.138	0.087	0.098	0.117
		(0.710)	(0.102)	(0.785)	(-1.024)	(0.850)	(0.758)	(1.043)
火	η_2	-0.005	-0.126	-0.040	-0.178	-0.044	-0.092	-0.068
		(-0.085)	(-1.778)	(-0.378)	(-1.321)	(-0.448)	(-0.811)	(-0.665)
水	η_3	-0.068	-0.095	-0.086	-0.271	0.134	-0.049	0.122
		(-1.171)	(-1.397)	(-0.821)	(-1.930)*	(1.344)	(-0.427)	(1.161)
木	η_4	-0.037	-0.034	0.085	-0.232	-0.050	-0.029	-0.029
		(-0.685)	(-0.464)	(0.787)	(-1.690)*	(-0.516)	(-0.251)	(-0.278)
過去10日のボラティリティー	$\sum_{j=1}^{10}\beta_j$	0.655	0.516	0.525	0.237	0.381	0.521	0.437
		(18.182)***	(8.165)***	(8.516)***	(2.677)***	(4.300)***	(9.467)***	(5.349)***
価格変化率の残差	$\sum_{k=1}^{10}\omega_k$	0.021	-0.136	0.055	-0.147	-0.225	-0.079	-0.157
		(1.902)*	(1.500)	(0.787)	(1.037)	(1.540)	(1.845)*	(1.003)
出来高								
予期された変動	τ_1	0.035	0.077	0.124	0.462	0.300	0.408	0.188
		(0.999)	(1.098)	(2.558)**	(4.283)***	(3.850)***	(5.120)***	(3.074)***
予期せざる変動	τ_2	0.268	0.231	0.047	-0.023	0.426	0.271	0.325
		(3.031)***	(2.087)**	(0.489)	(-0.122)	(2.756)***	(1.475)	(2.950)***
予期せざる変動の符号	a_1	1.234	1.610	1.672	1.512	0.541	1.660	0.959
		(7.552)***	(6.644)***	(7.644)***	(3.484)***	(2,074)***	(5.234)***	(4.247)***
取組高								
予期された変動	τ_3	3.967	9.280	-6.008	-5.904	3.720	-12.385	-2.307
		(0.618)	(1.039)	(-1.002)	(-1.129)	(0.922)	(-1.181)	(-0.500)
予期せざる変動	τ_4	-2.696	-2.929	6.308	-25.351	-7.025	-2.825	1.611
		(-0.495)	(-0.350)	(1.757)*	(-1.818)*	(-1.479)	(-0.470)	(0.663)
予期せざる変動の符号	a_2	14.464	21.873	-4.242	31.554	18.098	-5.619	-1.613
		(1.640)*	(1.763)*	(-0.629)	(1.742)*	(2.314)**	(-0.553)	(-0.387)
自由度修正済決定係数		0.425	0.391	0.264	0.366	0.145	0.274	0.170

過去10日間の$\hat{\sigma}_t$および$\hat{U}_t$の係数の和についてはＦ値が、それ以外はすべてｔ値が示されている。ただし、ｔ値はWhite（1980）の標準誤差に基づいて計算されたものである。＊、＊＊、＊＊＊は、それぞれ10％、５％、１％有意水準で有意であることを示す。D_t^{V}（D_t^{OI}）は出来高（取組高）の予期せざる変動が正であれば１、そうでなければ０をとるダミー変数を表す。

増加と減少とでボラティリティーに与えるインパクトに非対称性があるかどうかについても分析を行った。その結果、取組高に関しては、ボラティリティーとの有意な相関は観測されなかったが、出来高に関しては、すべての先物で、予期せざる変動と価格のボラティリティーとの間に有意な正の相関が観測され、また、出来高が予期せず増加した日の方が予期せず減少した日よりも価格のボラティリティーの変動が大きいという非対称性が観測された。予期せざる変動よりもインパクトは小さいものの、いくつかの先物では、出来高の予期された変動と価格のボラティリティーとの間にも有意な正の相関があるという、リスク管理を行う上で過去の出来高のデータが役立つ可能性を示唆する結果も得られている。今後は、これらの結果が本論文で用いたデータや分析手法に依存しない頑強（ロバスト）なものであるかどうか調べる必要があり、そのためにも、次のような方向でさらに研究を深めてゆくべきであろう。

まず、本研究では、日次データを用いたが、ティック・データや分次データなどより周期の短いデータを使った場合、同様な結論が得られるかどうか興味深い。多くの投機家は、“day trader” と呼ばれ、ポジションを翌日に持ち越さないと言われる。もしそうであれば、本論文で用いた日々の終わりの取組高に反映されるのは、主に、ヘッジ目的の先物取引であり、取組高の日中データを用いた場合には、投機目的の取引も反映するであろうから、結果が変わってくる可能性がある。

また、本論文では、Bessembinder＝Seguin (1993) に従い、まず、価格変化率の式のパラメーターをＯＬＳによって推定し、次に、その残差からボラティリティーを推定し、推定されたボラティリティーを使ってボラティリティーの式のパラメーターをＯＬＳにより推定するという方法を用いた。しかし、この方法では、価格変化率の式のパラメーターとボラティリティーの式のパラメーターを別々に推定するため、推定されたパラメーターの効率性が落ちる可能性が指摘されている。そこで、モデルをもう少し簡単化して、例えば最尤法により両方の式のパラメーターを同時に推定した場合に、同じ結果が得られるかどうかも調べてみるべきであろう。

先物価格と出来高および取組高の関係として本論文で分析を行ったのは先物価格のボラティリティーと出来高および取組高の関係のみである。そこで、先物価格と出来高ないしは取組高の間に別の関係はないのかどうかについても調べてみる必要がある。例えば、先物価格そのものと出来高ないしは取組高との関係、[13] また、株式市場では、Campbell, Grossman, and Wang(1993) やConrad, Hameed and Niden(1994) らによって、価格変化率の自己相関と出来高との間に負の相関があることが発見されており、こうした関係が商品先物市場でも観測されるかどうかについても調べてみるべきであろう。

最後に、本論文で行った分析は単にファクト・ファインディングであり、そこで得られた出来高と価格のボラティリティーとの相関がなぜ生じるのかについては説明がなされていない。今度はそれを説明するために、出来高および取組高に関するより精緻な理論モデルの構築が望まれる。[14]

渡部敏明（東京都立大学経済学部助教授）
大鋸　崇（東京都立大学大学院社会科学研究科）

注）

＊ 本研究は、㈳日本商品取引員協会より助成を受けている。また、本研究で用いたデータはすべて同協会より提供して頂いたものである。ここに記して感謝の意を表したい。

1）ＴＯＰＩＸと東証出来高の関係についてはTse(1991)やHiraki and Takezawa(1994)、国債先物についてはWatanabe(1996)がある。

2）先物価格のこうした取り扱いは、Bessembinder and Seguin(1993)に従っている。他に、Clark(1973)で用いられている、各銘柄の価格をその銘柄の取組高で加重平均する方法がある。

3）もう一つの代表的な情報量基準であるＡＩＣ(Akaike's(1974)Information Criterion)によるとかなり長めのラグを選んでしまう。

4）取組高の対数値の階差をとったものに対してもＡＤＦテストを行ったところ、すべての先物で、単位根の存在は棄却された。

5）ＡＩＣによるとやはりかなり長めのラグを選んでしまう。

6）ただし、彼らは、モデルの次数pを情報量基準に基づいて選んでおらず、アド・ホックに$p=10$としている。

7）出来高および取組高を予期された変動と予期せざる変動に分割するためには、厳密には、出来高、取組高、価格変化率、価格のボラティリティーを多変量自己回帰モデルによって定式化するべきであろう。

8）これは次のようにして証明される。u_tを標準正規分布に従う確率変数であるとすると、U_tは、$U_t=\sigma_t u_t$と表される。ここで、σ_tを条件として両辺の期待値をとると、$E(|U_t||\sigma_t)=\sigma_t E(|u_t|)$となり、$E(|u_t|)=\sqrt{2/\pi}$を代入すると、$\sqrt{\pi/2}\,E(|U_t||\sigma_t)=\sigma_t$が得られる。

9）Locke and Sayers(1993)およびWatanabe(1996)では、本論文と同じ結果が得られている。

10）(2)式の推定結果は表２と変わらない。

11）対数変換を行わない場合も、すべての先物で、単位根の存在は、出来高については棄却され、取組高については棄却されなかった。

12）出来高、取組高の対数変換を行わない場合の(4)式の自由度修正済決定係数は、金、銀、白金、パラジウム、綿糸40単、ゴム、毛糸で、それぞれ、0.380、0.409、0.249、0.359、0.140、0.239、0.137であった。

13）現場市場では株価と出来高の間に正の相関が観測がされているが、このような相関は先物市場では観測されていない。このことから、Karpoff(1987)は、現物市場における株価と出来高の正の相関の原因は空売りのコストの高さにあると結論付けている。

14）価格のボラティリティーと出来高の同時点の正の相関を説明する代表的なモデルには「分布混合仮説(Mixture-of-Distributions Hypothesis)」がある。これについては、Clark(1973)、Tauchen and Pitts(1983)、Andersen(1996)などを参照。

参考文献

[1] Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification," *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723.

[2] Bessembinder, H., and P. J. Seguin (1993), "Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth:Evidence from Futures Markets," *Journal of Financial and Quantitative*

Analysis, 28, 21-39.

[3] Andersen, T. (1996), "Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility," *Journal of Finance*, 169-204.

[4] Black, F. (1976), "Studies of Stock Market Volatility Changes," *1976 Proceedings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.

[5] Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

[6] Campbell, J. Y., S. J. Grossman and J. Wang (1993), "Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns," *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.

[7] Christie, A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.

[8] Clark, P. K. (1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41, 135-156.

[9] Conrad, J., A. Hameed and C. Niden (1994), "Volume and Autocovariance in Short-Horizon Individual Security Returns," *Journal of Finance*, 49, 1305-1329.

[10] Davidian, M., and R. J. Caroll (1987), "Variance Function Estimation," *Journal of the American Statistical Association*, 82. 1079-1091.

[11] Fuller,W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, New York.

[12] Gallant A. R., P. E. Rossi, and G. Tauchen (1992), "Stock Prices and Volume," *Review of Financial Studies*, 5, 199-242.

[13] Hiraki, T., and N. Takezawa (1994), "Stock Return Volatility and Trading Volume: Evidence from the Tokyo Stock Exchange," *MTEC Jornal*, 7, 3-19.

[14] Karpoff, J. M. (1987), "The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-126.

[15] Lamoureux, C., and W. Lastrapes (1991), "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *Journal of Finance*, 45, 221-229.

[16] Ljung, G. M., and G. E. P. Box (1978), "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrica*, 66, 297-304.

[17] Locke, P. R. and C. L. Sayers (1993), "Intra-day Future Price Volatility: Information Effects and Variance Persistence," *Journal of Applied Econometrics*, 8, 15-30

[18] Schwartz, G. (1978), "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6, 461-464.

[19] Schwert, G. W., (1990), "Stock Volatility and Crash of '87," *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.

[20] Schwert, G. W., and P. Seguin (1990), "Heteroskedasticity in Stock Returns." *Journal of Finance*, 45, 1129-1156.

[21] Tauchen, G., and M. Pitts (1983), "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica*, 51, 485-505.

[22] Tse, Y. K. (1991), "Price and Volume in the Tokyo Stock Exchange," in W. T. Ziemba, W. Bailey and Y. Hamao, eds, *Japanese Financial Market Research*, Elsevier Science Publishers.

[23] Watanabe, T. (1994), "The Relation between Stock Return Volatility and Trading Volume: An Empirical Investigation Based on a Vector Autoregressive Specification," 『経済と経済学』東京都立大学、第76号、15-44.

[24] Watanabe, T. (1996), "Intraday Price Volatility and Trading Volume: A Case Study of the Japanese Government Bond Futures," Proceedings of a Joint Central Bank Research Conference on Risk Measurement and Systemic Risk in November 1995, 175-198. Board of Governors of the Federal Reserve System.

[25] White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.

[26] 山本拓(1988)『経済の時系列分析』創文社。