

市場取引における変動性・相関度・ 価格安定効果について

——金先物旧コール・オークション取引の株式市場への示唆——

米 村 浩

1. イントロダクション

米国株式市場ではさまざまな取引形態の取引システムが作られたが、1990年創設のアリゾナ証券取引所（The Arizona Stock Exchange）では、コール取引（call auction、板寄せ方式）が採用され、投機的ではなく公正価格で取引されるというコール取引のメリットが機関投資家などの実需をもとにした投資家層に幅広く支持されてきた。また、コール取引に関して2000年にコンファレンスが開かれ、それを基にして学術書も出版され、コール取引の重要性が再認識されるようになった。

一般に知られているように、コール取引は、買注文と売り注文を溜めておいて、ある一時点で最も多くの約定が成立する価格一本で値段を決める方法であり、広く使われている継続取引（continuous auction、継続取引）よりも、より安定した価格変動域の中でより公正な価格で売買を行うことができると見られている。ワルラスは、このような取引の下で均衡価格の達成を説き、壮大な一般均衡理論を展開した。

しかしながら、その後、実証的な意味で、このようなコール取引の性質を継続取引と比較分析した文献は極めて少ない。その理由は、同じ期間でコール取引と継続取引が同時に存在すること自体が非常に少ないし、あったとしてもアリゾナ証券取引所のように、コール取引を採用する市場がNYSEやNASDAQなどのようなメイン市場の補完的な役割を果たすにとどまり、コール市場においては、価格発見機能の主導があまり認められないからである（これはクロッシング取引に関しても同じことが言える）。

また、取引所取引において、当初コール取引を採用していて、その後、継続取引に乗り換えたケースは散見されるが、そのコール取引が為されていた時代は非常に古く、売買データが保存されていることは極めて珍しい。

米村 浩

ところで、東京工業品取引所（TOCOM、前身は東京金取引所）では、金先物取引は、かつてコール取引によって売買されており（約9年間の日中取引データを残し）、その後、1991年3月に継続取引によって売買されるようになった。さらに、極めて近い期間である1987-1989年度と1991-1993年度のそれぞれの期間では、価格がほぼ同じ分散を持っているために、十分、両方式による価格変動の違いを検討することができる。さらに、このコール採用期間においては、日に6回と非常に多くのセッションを行っており、これは、コール取引の特徴を知るうえで、多くの示唆が得られることが見込まれる。すなわち、東工取のデータは、コール取引と継続取引という2種類の売買仕法を比較するうえで、たいへん貴重な価値をもつものである。

本稿では、東京工業品取引所における金先物に関して、コール取引と継続取引の売買の比較を行い、コール取引のイントラデイの価格変動の性質について、統計学的に詳しく分析していく。

2. 使用したデータと分析の方法

東京工業品取引所の1983-1990年のコール取引による金先物取引の立会時間は、以下の通りである。

セッション	時間	価格
始値（第1）	9時10分	x_{0t}
第2	10時30分	x_{2t}
第3	11時30分	x_{3t}
第4	13時10分	x_{4t}
第5	14時30分	x_{5t}
終値（第6）	15時45分	x_{6t}

先物データは、そのままでは、現物データと異なり、限月のライフ期間を越えて分析することはできない。また、ある限月が最も活発に取引される期間は、その限月のライフ期間の一部の数カ月であって、裁定関係もあることから、ライフ期間中ほとんどの期間で、価格決定の主導性を持たないことが通常である。しかしながら、今回のようなイントラデイの分析においては、その分析の対象が、数年間継続して分析できることと中心限月であることは非常に重要なことである。

よって、本稿では、データの整理を行う。

まず、分析対象期間の価格データに関して、以下のような変化率を計算しておく。

セッション	変化率
始値 / 前日終値	$\ln(x_{0t}/x_{ct-1})$
第2 / 始値	$\ln(x_{2t}/x_{0t})$
第3 / 第2	$\ln(x_{3t}/x_{2t})$
第4 / 第3	$\ln(x_{4t}/x_{3t})$
第5 / 第4	$\ln(x_{5t}/x_{4t})$
終値 / 第5	$\ln(x_{ct}/x_{5t})$
終値 / 始値	$\ln(x_{ct}/x_{0t})$

また、1991-2000年の継続取引による金先物取引のデータは、以下のように整理された。

セッション	変化率
始値 / 前日終値	$\ln(x_{0t}/x_{ct-1})$
終値 / 始値	$\ln(x_{ct}/x_{0t})$

さらに、1991-2000年の継続取引において、高値 x_{ht} 、安値 x_{lt} の2つのデータも適宜使用される。

また、全期間に亘って、以下のように、前日からの変化率を調べるために、以下のデータも用いた。

セッション	変化率
始値 / 前日始値	$\ln(x_{0t}/x_{0t-1})$
終値 / 前日終値	$\ln(x_{ct}/x_{ct-1})$

先物の生のデータでは、価格の連続性がないが、中心限月の変化率を採用することで、最も流動性の高い取引価格の変動を検査することができる。

東工取の金先物取引では、2カ月に新しい限月が追加され、その新しい期先の限月に中心限月が移行する（投機性が強い）。新しい限月が登場した当初数日間は、既存の限月が出来高が多い場合があり、新しい限月はいまだ出来高が少ないので、新しい限月が登場した日から5日間は以上のような整理後のデータを5日分削除する（ただし、4日目の価格は変化率の計算に使用されている）。流動性の理由から、限月交代時の5日間のデータを

米村 浩

削除しているために、日次ベースの自己相関などの時系列分析は不可能であり、主に、クロスセクションのイントラデイ・データ分析に焦点を当てている。

本稿データ整理によるメリットは、最も活発なデータ、すなわち、価格発見の結果達成されたフェアバリューを観察できるということと、限月のライフサイクルに左右されることなく、全期間に亘ってイントラデイの性質を調べることができるということである。

東京工業品取引所の金先物取引は、1982年2月に取引を開始した。本稿の分析で採り上げるデータは、1983年4月1日～2001年3月31日の18年間におけるイントラデイ・ベースのものである。¹⁾また、1年は、その区切りを3月末日とする年度ベースによって集計される。この区切りを採用した理由は、日本の会計年度と合致していることと、1991年3月末日を境に金先物の取引仕法がコール取引から継続取引に変更されているためである。

前述した理由から、この取引データは、その取引仕法の違いによって、大きく2期に区分されるべきである。

○取引がコール取引に依ってなされている期間（期間Ⅰ）

1983年4月1日～1991年3月29日の8年間

○取引が継続取引に依ってなされている期間（期間Ⅱ）

1991年4月1日～2001年3月31日の10年間

ここで、市場価格変動と出来高の関係を整理しておこう。一般に、株式や金などの価格変動については、価格変動性と出来高には短期的には正の相関があると非常に多くの文献が指摘しているが、価格変動性と出来高には長期的には相関関係はほとんどない（証券取引所の株価の変動性が趨勢的に非常に大きくなってしまふことは実証面でも理論面でもあり得ないことから理解できる）。

しかしながら、市場の成熟度と価格変動の特徴には何らかの関係があると指摘されるかもしれない。金は、1982年3月から取引が行われているが、市場が出来たばかりであるということと、1982年度中の一部の期間ではコール取引が1日に4回なされており比較に適さないため、今回の分析の対象からは外した。さらに、出来高が数十万枚程度では、市場の成熟度が十分ではないと見られるかもしれないため、本稿では、市場の発展という観点でも検討できるように、コール取引期、すなわち、期間Ⅰを前半の1983年4月1日～1987年3月31日（期間Ⅰ a）と1987年4月1日～1991年3月29日（期間Ⅰ b）に分けて考察を進める。

また、以上の区分けによる分析のほかに、ボラティリティがほぼ同一水準にある期間に

表1 東京金の出来高とその年のボラティリティ

	F.Y.	Volume (All Months)	Volume (Mostly Active)	Volatility (Mostly Active)	
I	Ia	1983	104,714	36,169	12.98
		1984	373,117	155,323	14.94
		1985	577,394	238,443	14.87
		1986	1,108,831	477,573	17.28
	Ib	1987	2,541,185	1,170,503	13.58
		1988	1,784,996	631,400	10.89
		1989	3,910,834	2,237,431	12.44
		1990	6,862,135	3,480,378	20.18
II		1991	4,303,841	2,054,869	10.88
		1992	3,718,984	1,783,479	10.06
		1993	13,353,019	8,332,641	15.53
		1994	9,558,702	4,005,205	9.21
		1995	12,644,546	8,156,921	13.20
		1996	7,705,089	4,259,491	8.44
		1997	8,320,570	4,761,364	13.87
		1998	10,976,670	6,794,998	16.39
		1999	15,281,742	8,939,887	20.15
		2000	7,275,441	4,065,632	13.54

における売買仕法の違いによる価格変動の比較も興味を引く。よって、1987-1989年度（平均約12.30%）と1991-1993年度（平均約12.16%）の比較、をも行う。

3. 日次ベースの金価格の特性

まず、今回の分析データの基礎統計量を一覧してみよう。日次ベースの基本統計量では、価格決定プロセスに日中ほどの違いがないために、コール取引と継続売買との違いがでることはないものと思われる。

一般に、商品価格の収益率 (x_c) の分布は、効率的市場仮説によれば正規分布になるはずであるが、実際の多くの金融価格系列（株、債券、金など）では標準正規分布よりも、頂上部分が厚く、裾に至る部分が薄く、裾の端が厚いいわゆるファットテイル形をしていることが多い。

米村 浩

今回のテストでは、正規性を調べるために、特に、Jarque and Bera (1980) による正規分布の検定統計量 (JB と表現しておく) を計算した。

JB は、歪度を S 、尖度を K 、サンプル数を T とおけば、

$$JB = \frac{T}{6} S^2 + \frac{T}{24} (K-3)^2 \quad (1)$$

であり、これは自由度 2 の χ^2 分布に従う。自由度 2 の χ^2 分布において、有意水準 5% の値は、5.99 であり、有意水準 1% の値は、9.21 である。

この日次ベースの基本統計量を一覧すれば、1985 年以降、金市場は比較的同様な市場の

表 2 基本統計量 終値—終値 収益率 ($\ln x_{ct}/x_{ct-1}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983	213	-0.00035	0.00889	-0.264	1.853	**
1984	214	-0.00040	0.01021	0.581	9.648	**
1985	215	-0.00134	0.01014	-0.418	2.531	**
1986	216	-0.00056	0.01176	0.415	2.704	**
1983-1986	858	-0.00066	0.01031	0.152	4.470	**
1987	214	-0.00058	0.00928	-0.175	1.473	**
1988	213	-0.00075	0.00746	-0.374	0.728	**
1989	215	0.00014	0.00848	-0.520	3.264	**
1990	213	-0.00100	0.01382	-0.249	0.774	*
1987-1990	855	-0.00055	0.01009	0.349	2.251	**
1983-1990	1713	-0.00060	0.01019	0.090	3.413	**
1991	216	-0.00073	0.00740	-0.497	3.647	**
1992	219	-0.00079	0.00680	-0.728	2.466	**
1993	216	-0.00016	0.01057	-0.325	0.709	*
1994	215	-0.00059	0.00628	-0.223	0.907	*
1995	216	0.00069	0.00898	0.164	1.046	**
1996	215	0.00028	0.00572	-0.378	3.748	**
1997	215	0.00010	0.00946	-0.401	0.970	**
1998	215	-0.00055	0.01118	-0.646	1.464	**
1999	214	-0.00010	0.01371	0.706	2.048	**
2000	215	0.00012	0.00924	0.313	1.141	**
1991-2000	2156	-0.00017	0.00924	0.009	2.897	**

表3 基本統計量 始値—始値 収益率 ($\ln x_{0t}/x_{0t-1}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983	213	-0.00033	0.00972	-0.458	4.179	**
1984	214	-0.00046	0.00954	1.245	12.812	**
1985	215	-0.00125	0.01017	-0.611	2.734	**
1986	216	-0.00057	0.01240	0.299	2.280	**
1983-1986	858	-0.00065	0.01053	0.126	4.802	**
1987	214	-0.00057	0.00976	-0.111	1.399	**
1988	213	-0.00079	0.00708	0.096	0.435	
1989	215	0.00014	0.00832	-0.803	3.311	**
1990	213	-0.00095	0.01516	-1.331	6.806	**
1987-1990	855	-0.00054	0.01054	-1.139	9.182	**
1983-1990	1713	-0.00060	0.01054	-0.507	6.979	**
1991	216	-0.00072	0.00730	-0.873	3.807	**
1992	219	0.00070	0.00744	-0.445	1.199	**
1993	216	-0.00028	0.01141	-0.297	1.021	**
1994	215	-0.00062	0.00619	-0.347	2.506	**
1995	216	0.00076	0.00973	-0.166	1.890	**
1996	215	0.00033	0.00499	-0.249	2.026	**
1997	215	-0.00005	0.00928	-0.532	1.152	**
1998	215	-0.00058	0.01080	-0.601	1.404	**
1999	214	0.00001	0.01414	1.338	5.761	**
2000	215	0.00013	0.00867	0.238	0.709	*
1991-2000	2156	-0.00017	0.00936	0.155	5.077	**

地合にあったと結論することができるであろう。表2と表3を見ていただきたい。

1984年に市場が大きく変動し、同年の尖度が大きく出ているが、これは東京市場の内部要因ではなく、世界的に市場が混乱したからである。そして、I期においては、終値ベースで1990年に正規性が棄却できず、始値ベースで1988年に正規性が棄却できなかったが、II期においては、終値ベースで1993年と1994年に正規性が棄却できず、始値ベースで2000年に正規性が棄却できなかった。しかしながら、ほとんどの年度で正規性を棄却することができ、尖度がすべて正となっていることから、金先物価格データは株式データなどの金融商品価格と同様のファットテイル形を指摘することができる。また、歪度の多くが

負であることは、上昇するときは徐々に、下落するときは急に動くというパターンが比率としては多いことを示し、尖度の多くが3より小さいことは、裾の部分が厚い分布になっていることを示す（他の多くの金融時系列もこれら事実当てはまる）。

また、この表で最も注目すべきは、始値と終値のボラティリティ (std. dev.) 比較である。日米の株式市場についての先行研究では、始値ベースのボラティリティは、終値ベースのボラティリティよりも、大きいとの結論が多い。その理由は、主に、取引中断の長さにあるとの認識が多い (Amihud-Mendelson(1987), Stoll-Whaley(1990), Amihud-Mendelson(1991), 宇野(1998))。株式は、国別に変動要因となるイベントが多い。表2と表3を見れば、1983-1986年の始値ベースの標準偏差を1983-1986年の終値ベースの標準偏差で除せば、1.021であり、1987-1990年の始値ベースの標準偏差を1987-1990年の終値ベースの標準偏差で除せば、1.045であり、1991-2000年の始値ベースの標準偏差を1991-2000年の終値ベースの標準偏差で除せば、1.013と計算され、ほぼ同じ水準である。

株式市場では、Amihud/Mendelson[1991a] がオープニングの分散値の大きさをコール市場と継続市場という取引仕法の違いではないと結論づけているが、金の分析を見ても、1991-2000年の市場変動がやや落ち着き気味であるだけに、この差を以て、コール市場と継続市場の違いを見いだすことは、非常に難しい。

また、通期において、金先物価格においても、株式と同様に、始値ベースの変動性は、終値ベースの変動性よりも大きいのが、わずか1%-5%程度しか上回っていない。株式と金の違いで結果に差があるのはなぜだろうか。

これまで株式のオープニングに関して、さまざまな議論が行われていて、現在では、おおまかに2つの結論が出ている。ひとつは、オープニング価格の分散は、クロージング価格の分散よりも有意に大きいこと、オープニング価格形成が取引メカニズム（コール取引やスペシャリストの参加）に依らないこと、である。

しかし、株式のオープニング分散の大きさの不思議は、金のオープニング分散を比較してみても、さらに真にその理由がわかるのである。株式の年間ボラティリティも金の年間ボラティリティも、5%~20%の間に収まっていることが多く、変動性自体にそう大きな違いがないのに、なぜ、オープニング価格のクロージング価格への分散比は、株式と金とで、こうも違うのであろうか。

ここで、取引されない時間が長いために変動が激しくなるという事実に対しては、2つの側面から考える必要がある。ひとつは、取引されない長い時間の間に、相場に影響する情報 (overnight information) が生起するという側面である（夜間の情報量の側面）。もうひとつは、取引されない長い時間の間に、実質的に同じ商品がどの程度手厚い流動性の下で取引されるか、されないかという側面である（夜間の流動性の側面）。情報量につ

いて、株式の場合、個別企業価値の価値に関する情報は当該国の日中時間帯で起こることが多いが、市場全体の価値に関しては他国の主要市場動向という情報は重要なファクターであり、夜間時間帯でも重要な情報は生起している（たとえば時間的に先行する国の株価指数や金や原油価格の情報など）。金の場合も、世界的に需要者・供給者ともに散らばっており、夜間時間帯でも情報は頻繁に生起している。もうひとつ流動性という側面に関して、株式の場合、自国以外の国で、主要銘柄は店頭などで取引されるが、流動性が高い銘柄は数えるほどしかない。一方で、金の場合、実質的に自国以外の外国においても、1日24時間店頭の手厚い流動性の中で活発に取引されている。株式と金では、以上のような違いがある。

ここでの結論は、一般に、株式の場合は、夜間に流動性の大きい補完市場をあまり持たないために、オープニングで価格発見過程が必要であり、オープニングの分散値は大きくなるが、金の場合、夜間に流動性の大きい補完市場を持っているために、オープニングで価格発見過程が必要ではなく、オープニングの分散値はあまり大きくならないということである。

ここで、株式に関しては、出来高の大きい銘柄の方が始値の変動は大きいとの分析結果があり、出来高の大きい銘柄は海外市場でも上場しているものが多いことから、出来高の大きい銘柄の価格水準は出来高の小さい銘柄よりも市場の開始前にわかりやすいはずではないかと反論される人がいるかもしれない。ただし、これについては、有効な反論ができる。夜間で出来高が大きい銘柄と言っても、株式の場合は、本国日中時間と夜間時間帯の出来高は、前者が後者を圧倒しており、金のように24時間コンスタントに取引ができる市場ではない。そのため、本国在住の投資家にとっては、夜間時間帯の価値発見に懐疑的になり、夜間に消化しきれない情報が市場開始の始値の変動につながっているのである。

よって、始値の変動は、その夜間の情報量と夜間の流動性の2つの側面から検討すべきである。特に、夜間の流動性に関しては、その絶対水準が検討されるべきではなく、夜間の流動性がいかに日中の流動性と同じ程度大きいのか、その比が検討されるべきである。

4. イントラデイ・ベースの金価格の特性

(1) 基礎統計量

まず、1983-1990年のコール取引期における値動きにおいて、標準偏差の大きさが注目される。表4から表12を見ていただきたい。当然のことながら、約18時間という時間と欧米市場での相場材料が反映されているので、前日終値から翌日始値の標準偏差は、約6時間という時間とアジア市場での材料が反映されている始値から終値までの値動きよりも非

表4 基本統計量 始値—終値 (コール取引) ($\ln x_{ct}/x_{0t}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	-0.00017	0.00418	-0.243	4.898	**
1987-1990	855	-0.00017	0.00521	-3.248	49.175	**
1983-1990	1713	-0.00017	0.00472	-2.259	37.959	**

表5 基本統計量 寄付—2場 (コール取引) ($\ln x_{2t}/x_{0t}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	-0.00024	0.00220	-1.371	13.243	**
1987-1990	855	-0.00006	0.00229	-1.228	17.127	**
1983-1990	1713	-0.00015	0.00225	-1.288	15.332	**

表6 基本統計量 2場—3場 (コール取引) ($\ln x_{3t}/x_{2t}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	-0.00005	0.00186	-1.856	20.343	**
1987-1990	855	0.00001	0.00243	-7.531	143.312	**
1983-1990	1713	-0.00002	0.00216	-5.900	119.145	**

表7 基本統計量 3場—4場 (コール取引) ($\ln x_{4t}/x_{3t}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	-0.00001	0.00161	-0.815	7.702	**
1987-1990	855	0.00005	0.00184	-0.020	21.272	**
1983-1990	1713	0.00002	0.00173	-0.335	16.568	**

表8 基本統計量 4場—5場 (コール取引) ($\ln x_{5t}/x_{4t}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	0.00010	0.00162	0.111	5.378	**
1987-1990	855	-0.00008	0.00170	0.512	10.730	**
1983-1990	1713	0.00001	0.00167	0.316	8.230	**

表9 基本統計量 5場—終値 (コール取引) ($\ln x_{ct}/x_{ct}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	0.00003	0.00215	1.690	22.257	**
1987-1990	855	-0.00009	0.00217	-0.034	9.081	**
1983-1990	1713	-0.00003	0.00216	0.811	15.583	**

表10 基本統計量 終値—翌始値 (コール取引) ($\ln x_{ot+1}/x_{ct}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1983-1986	858	-0.00050	0.00948	0.082	5.411	**
1987-1990	855	-0.00037	0.00887	-0.460	3.398	**
1983-1990	1713	-0.00044	0.00918	-0.163	4.565	**

表11 基本統計量 始値—終値 (継続取引) ($\ln x_{ct}/x_{ot}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1991-2000	2156	-0.0002	0.00462	0.130	6.234	**

表12 基本統計量 終値—翌始値 (継続取引) ($\ln x_{ot+1}/x_{ct}$)

F.Y	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1991-2000	2156	-0.00015	0.00802	-0.059	4.275	**

常に大きい。しかしながら、1991-2000年の前日終値から翌日始値の標準偏差は、1983-1990年の間に比べて、さほど大きいものではない。すなわち、1983-1990年の間の方が、海外市場変動に比べて日本市場での変動が小さいのである。しかしながら、これだけをもって、コール取引仕法が市場安定効果が高く、継続取引仕法が独自の相場形成を促進すると結論づけることはできない。長期的な観点で、金が動く相場材料が1991-2000年の間の期間においては、アジアを起点としたものが多かったかもしれないし、アジアが欧米に比較して裕福になり、アジアの投資家がより活発に売買活動を行ったかもしれないからである。ここでは、継続取引仕法がそのような相場の地合において、アジア時間帯での独自の相場形成に一役買った可能性を指摘するにとどめておく。しかし、このことは、次の節の同一変動性下におけるイントラデイの分析で、より明らかにされる。

次に、コール取引期におけるイントラデイの動きについて観察してみよう。注目されるのは、標準偏差のイントラデイの大きさの推移である。始値から第3セッション、すなわち午前中の値動きが比較的大きく、引け際、すなわち、第5セッションから第6セッショ

米村 浩

ンにかけて、再び値動きは激しくなる。一方で、午後開始後の第4セッションと第5セッションの値動きは、比較的大きくない。

また、イントラデイにおいても、日次ベースと同様に、各セッションにおける分布型は大きく異なり、あまり安定したものではないことがわかった。Jarque and Bera(1980)による正規分布の検定統計量を使った正規分布の仮説検定においても、すべてが1%で棄却され、歪んだファットテイル型の分布になっていることが確かめられた。

(2) ほぼ同じ変動性の下での基礎統計量

次に、ほぼ同じボラティリティを持つコール取引期間(1987-1989)と継続取引期間(1991-1993)において、どのような特徴が見られるのか観察しよう。

表13を見ていただきたい。前述したように、両者のデイリーベースの価格水準の標準偏差は前者がわずかに大きいほぼ同じ(前者が平均約12.30%で後者が平均約12.16%)である。しかしながら、イントラデイのうち始値から終値では、逆に、前者が0.00367、後者が0.00391となり、終値から翌始値でも、前者が0.00765、後者が0.00785と、いずれも後者、すなわち、継続取引期間の変動性の方が高くなっている。このことから、前節での疑問がひとつ明らかになった。すなわち、同じようなデイリー変動性の下でも、継続取引を採用した後の方が、イントラデイの変動性は明らかに大きくなったことがわかり、継続取引方式の採用は、市場変動をよりダイナミックにする効果があることが確認された。

また、コール取引期のイントラデイ変動を見れば、前節の結論同様に、午前中と引け際の変動性が高いことが確かめられた。

また、ここでも、各セッションにおける分布型は大きく異なり、歪んだファットテイル型の分布になっており、それもあまり安定したものではないことが確かめられた。

(3) コール取引の価格安定効果

コール取引の特長として、「コール取引は、流動性が薄いときや荒れるとき、正当な価格を生む」との認識が一般的である。この特長は、継続取引を採用している株式市場などでも、相場が大変動するときは、取引を停止して市場を落ち着かせるというサーキットブレーカー制度を採用する根拠となっている。また、東証では、通常、始値時と引け時に正当な価格を実現するために、コール取引を採用している。このような効果があるのかどうか、おおざっぱに事実を確認するために、

$$\text{相対変動幅} = (\text{高値} - \text{安値}) / \text{引値} = (x_{\text{Ht}} - x_{\text{Lt}}) / x_{\text{Ct}}$$

表13 ほぼ同じ変動性の下での基本統計量 ($\ln x_{ct}/x_{0t}$)

F.Y	セッション	sample	average	std. dev.	skewness	kurtosis	JB
1987-1989	始値～終値	642	-0.00005	0.00367	0.082	3.681	**
1987-1989	始値～第2	642	-0.00007	0.00191	-0.749	6.442	**
1987-1989	第2～第3	642	0.00008	0.00165	0.384	6.187	**
1987-1989	第3～第4	642	0.00005	0.00143	-2.177	15.980	**
1987-1989	第4～第5	642	0.00001	0.00136	0.663	4.431	**
1987-1989	第5～終値	642	-0.00011	0.00180	0.244	5.948	**
1987-1989	終値～翌始値	642	-0.00035	0.00765	-0.491	3.738	**
1991-1993	始値～終値	651	0.00005	0.00391	-0.030	2.579	**
1991-1993	終値～翌始値	651	-0.00061	0.00785	-0.455	2.987	**

と定義し、ボラティリティが同じような水準にあるコール取引採用期間(1987,1988,1989)と継続取引採用期間(1993,1997,1998)における変動幅の比較を行う。コール取引期間、継続取引期間の各年の相対変動幅の年度平均値は、表14の通りである。コール取引の場合、この程度の価格変動性の下では、金先物取引の場合、価格変動(この場合は高値と安値の差)を約半分に抑えることができるようである。対象となっているコール取引期間(87,88,89年度、データ日数732)の相対変動幅の平均値は、0.00372であった。一方、対象となっている継続取引期間(93,97,98年度、データ日数736)の相対変動幅の平均値は、0.00718であった。統計的に検証するまでもなく、有意であろう。

表14 ボラティリティと相対変動幅

F.Y	Volatility	$(x_{Ht}-x_{Lt})/x_{Ct}$	F.Y	Volatility	$(x_{Ht}-x_{Lt})/x_{Ct}$
1987	15.86	0.00424	1993	14.48	0.00654
1988	11.89	0.00319	1997	11.91	0.00711
1989	14.43	0.00374	1998	11.93	0.00792

もともと日中で商品価格に大きく影響を与えるイベントが起こることは多くなく、いわゆる買い手の高値づかみ、売り手の安値づかみするのは、市場心理的な影響が少なくないものと思われる。継続取引は、常に市場が開設されており、このような心理的影響によって、瞬間的に価格が大きく上下に触れる可能性がある。コール取引では、セッションのあるその時々までに注文を溜めるので、価格は瞬間的な心理上の影響を受けにくく、価格は日中の振れを小さくする。従来、このような結論は経験則に依っていたが、今回の研究により、金先物の中程度のボラティリティ水準時においては、おおざっぱではあるが定量的に日中の取引レンジは約半分になると結論づけてもよいであろう。

5. まとめ

本稿での調査の特徴は、主要商品に関する貴重なコール取引データを収集し、非常に長期の日次データに関してその価格変動を調べたことである。

今回わかったことは、①株式市場とは異なり、取引の開始時と終了時における変動性にあまり違いはないこと（これはローカル商品である株式とグローバル商品である金という商品性の違いによる）。②継続取引と比較して、コール取引においては、金先物のある平均的なボラティリティ水準の下で、1日の高値と安値の差（取引レンジ）は約半分の幅に抑えられること（価格安定効果）。一方、イントラデイの特徴は株価によく似ている。

③変動性については、株式市場同様に、取引開始後と取引終了直前は30%程度の変動増となっていること、④リターンについては、株式市場同様に、取引開始後は、価格の修正効果（リターン・リバーサル）が見られること、の大きく分けて4点である。

今回は、ボラティリティがほぼ同一水準のコール取引期及び継続取引期の比較であって、綿密な調査に入る前のラフな結果を発表しているが、今後は、データ全期間に亘りより詳細に検証していきたい。

参考文献

- Amihud, Y. and H. Mendelson [1987] "Trading Mechanism and Stock Returns: An Empirical Investigation," *Journal of Finance* 42, 533-553.
- Amihud, Y. and H. Mendelson [1991] "Volatility, Efficiency, and Trading: Evidence from the Japanese Stock Market," *Journal of Finance* 46, 1765-1789.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., and Ebens, H. (2001), "The distribution of realized stock return volatility", *Journal of Financial Economics*, 61 (1), p.43-76
- Busse, J.A. and Clifton Green, T. (2002), "Market efficiency in real time", *Journal of Financial Economics*, 65 (3), p.415-437
- Jarque, C. M. and A. K. Bera, (1980), "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals", *Economics Letters*, 6, 255-259.
- Jain, P. C. and G. H. Joh [1988] "The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume," *Journal of Financial Quantitative Analysis* 23, 269-282.
- Madhavan, A.(2000), "Market microstructure: A survey", *Journal of Financial Markets*, 3, 205-258
- Pagano, M.S. and Schwartz, R.A. (2003), "A closing call's impact on market quality at Euronext Paris", *Journal of Financial Economics*, 68 (3), 439-484
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley [1990] "Stock Market Structure and Volatility," *Review of Financial Studies* 63, 37-71.

- 宇野淳 [1998] “オープニングの価格形成”「株式市場のマイクロストラクチャー」大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司 日本経済新聞社 109頁-133頁
- 木原大輔 [1984]「商品先物取引の基礎知識（新版増補）」時事通信社
- 渡部敏明 [1997]「日本の株式市場におけるボラティリティの変動 ARCH 型モデルによる分析」三菱経済研究所

注

- 1) また、コール取引期間の一部の期間において、土曜日や年末年始で1日に3回のみセッションが行われていることがあるが、整合性の意味でこれらのデータは削除した。削除した日の値のインプライドされた値は、月曜日の始まり値に示現する。