

「商品先物取引に係る懸賞論文」最優秀賞受賞論文

日本経済の構造改革と商品先物市場に 期待される役割

家 森 信 善

- 1 はじめに
 - 2 商品先物取引の現状
 - (1) 1999年以降、急激に拡大している商品先物取引
 - (2) 日本市場の国際的な位置づけ
 - 3 商品先物取引の機能
 - (1) スポット市場と先物市場
 - (2) 先物市場の基本的機能
 - 4 先物市場で決まる価格の指標性
 - (1) 指標性を持たない先物市場の存在
 - (2) 指標性を獲得した先物取引
 - () 東京工業品取引所のガソリン先物
 - () 分散の境界テスト (variance-bounds tests)
 - () 直交性 (orthogonality) テスト
 - 5 商品価格は金融政策の実施に有用な情報を提供するか
 - (1) 商品価格はマクロ経済に関する情報を持つか
 - (2) 先行研究の紹介と分析の枠組み
 - (3) 各変数の定常性の確認
 - (4) 5変量 VAR の推定
 - 6 商品ファンドは市場参加者を拡大するピークルとして機能しているか
 - (1) 商品ファンドの役割と運用金額
 - (2) 商品ファンドの運用パフォーマンス
 - (3) 商品ファンドの販売窓口としての金融機関
 - 7 先物市場への信頼がすべての前提
 - (1) 絶えない苦情
 - (2) 苦情発生の要因分析
 - (3) 苦情関数の推定結果
 - (4) 委託者数と苦情の関係
 - 8 む す び
- <参考文献>

1 はじめに

かつての日本経済においては、系列や閉鎖的な取引関係によって大半の調整が行われており、価格による調整にはマイナーな役割しか与えられていなかった。そうした長期安定的な関係をベースにして日本経済は高い成長を記録してきたのであるが、1990年以降、日本経済は長期低迷に陥り、経済構造の改革が最大の課題となってきた。田中（2001）が「構造改革とは価格調整を受け入れること」と定義するように、構造改革の本質は、価格メカニズムを活用して、経済資源を最も効率的に利用する分野に円滑に移していくことにある。現在のように変化が激しい時代には、変化に柔軟に対応できる経済構造が求められており、それには価格メカニズムを調整の主軸に据えるのが相応しいと考えられるからである。つまり、日本経済の構造改革の成否は「市場中心のリスク負担方式の確立」（宇佐美（2002））に成功するか否かに依存するのである。

こうした構造改革の推進そのものに対してはすでに国民的な合意が得られている。ここで難しいのは、信頼できる価格指標が簡単には利用できない点である。それにはいくつもの理由がある。第1に、需給に応じて敏感に価格が変動する財はそれほど多くない。最近のマクロ経済学では、価格の硬直性が企業や家計の合理的な行動から説明できることを示しており（たとえば、メニューコスト・アプローチ）、個々の財の価格は相当な時間的なラグを伴ってしか調整されないのがむしろ普通である。したがって、一般の財の価格が調整されるまでの期間に、（価格が変動していないという事実に基づいて）誤った生産や消費（さらには、金融・財政政策）の決定を行ってしまうかもしれない。

第2に、世の中には多様な財があり、それぞれに異なった価格がつくので、何が指標になるのかは難しい。同一製品を生産する企業は泥沼の価格競争に陥ってしまい、利益はなくなってしまふ。それで、企業は他の企業の生産物と異なった製品を作ろうと努力（製品差別化戦略）しており、世の中には似たような（しかし、若干の相違点のある）商品があふれることになる。こうした商品毎に価格が存在するが、それぞれには十分な数の需要者と供給者がいるわけではなく、多くの場合、企業が一定の価格支配力を持っている。こうした状況が社会一般に見られるとすれば、本来のあるべき価格（社会的厚生を最大化する均衡価格）と現実の価格は乖離しがちとなり、そうした独占的な価格が構造改革の指標として適格かに疑問が残る。

第3に、価格指標を作ることに反対する勢力が存在する点である。たとえば、ある財を商品取引所での取引対象にして価格の透明性を増そうという提案に対して、価格支配力（したがって、独占利益）を失うことになる業界や企業から反対意見が寄せられることは、珍しいことではない。実際に当該財を需要・供給する企業群が商品取引所での取引に参加しない場合には、取引の厚みは乏しくなり、取引価格の指標性は限定的なものにとどまらざるを得ない。

要するに、信頼できる価格指標の必要性は痛切に認識されているとしても、それが自然に手に入るわけではなく、信頼できる価格指標を形成できる市場環境を整備していく努力が必要なのである。実は、本稿で分析の対象にする商品先物市場は、信頼できる価格指標を提供

する理想的な条件を満たしている。そのため、「21世紀は商品先物取引の時代」としばしば言われるように、21世紀型の経済システムの下では、商品先物市場の諸機能を活用していくことが、経済の円滑な運営に不可欠だと考えられるのである¹。信頼できる価格指標の提供は価格メカニズムの活用の大前提であり、健全な商品先物取引の発展は経済構造改革に大きく寄与することは間違いない。

しかしながら、残念なことに、わが国では、商品先物市場（や商品先物取引）は、これまで重要な経済活動として扱われてこなかった。たとえば、内閣府（かつての経済企画庁）が発行してきた過去すべての『経済白書』の本文に関して、「商品先物」というキーワードで語句検索をしたところ、わずかにヒットしたのは1件のみであった^{2,3}。

さらに、商品先物市場に対して期待されている役割は大変大きいにもかかわらず、商品先物市場の本来果たすべき国民経済的な役割について実証的に考察した研究はあまり多くない。商品先物取引の発展の理論的な意義については既に相当程度解明されていると思われるが、その意義を現実のものにするためには何が欠けているのかを正しく把握することが重要である。そこで、本稿では、商品先物市場がその機能を現状でどの程度果たしているのか（あるいは、果たせていないのか）を実際のデータに基づいて議論することを中心的な目的にしている⁴。

あらかじめ本稿の構成とその概要をまとめておくと、次の通りである。まず、第2節でわが国の商品先物取引の現状について主に取引の規模の面から議論する。第3節は、商品先物取引の機能についてごく簡単に整理する。商品先物取引の最も本来的な機能は価格変動リスクをヘッジする機能であるが、国民経済的な意義という観点に立てば、価格発見機能と資産運用機能がより重要であると考えられる。そこで、第4節以下では、こうした機能を実証的に確認していくことにする。

第4節では、現状の商品先物市場が信頼できる価格指標を生み出しているかを、市場の効率性という観点から分析する。その結果、取引参加者の厚みに欠け、指標性を獲得できていない取引（具体例として、福岡商品取引所のブローラー）もある一方で、比較的短期間のうちに、指標としての信頼性を獲得した取引（具体例として、東京工業品取引所のガソリン）もあることが明らかになった。参加者の層が拡大すると市場で決まる価格の指標性が増し、

¹ たとえば、木原（2000）は「21世紀は“先物取引”全開の時代」と表現し、宇佐美（2003）は「商品先物市場は日本経済再生への切り札」と述べている。

² ホームページでの検索は、2003年11月に行った。

³ 日本銀行（1995）は、非常に良く参照されたわが国の金融制度の概説書であったが、その中では金融先物については言及があるものの、商品先物市場については全く言及されておらず、商品先物市場は金融制度の枠外にあるという日本銀行の認識が伺える。

⁴ なお、アメリカでは、商品先物取引に、狭義の「商品」だけではなく、日本では「商品先物」と区別されて扱われている「金融先物」も含んでいる。多くの論者がこうした日本的な区分を合理的なものと思っていないが、本稿での計数を使った議論は「商品先物」取引に絞ることにする。ただし、本稿の多くの議論は、金融先物取引にも当てはまるであろう。

それによって参加者がますます増えるといった好循環が働くので、市場参加者の厚みが非常に重要であると考えられる。

第5節は、商品価格指標が金融政策にとって有益な情報変数（将来を照らす「灯台」）であるかをVARの手法を利用して計測している。アメリカではこの種の研究は非常に盛んに行われており、商品価格は消費者物価指数や鉱工業生産指数を予測する上で有益な情報を持っているというのが、多くの先行研究の結論である。日本でも、内閣府の景気動向指数の先行系列として、商品指数が組み込まれており、景気の先行指標としての役割が認識されているようである。本節では、先行研究を参考にして、日本のデータを使って、商品価格を含む5変量VARを推計し、グランジャーの意味での因果性を分析してみた。われわれの研究結果によると、日本でも、商品価格指標が金融政策上有益な情報をもっていると考えられる。したがって、先物市場での価格形成がより効率的になり、それと連動して現物の商品価格がより適切に決定されるようになれば、金融政策にとって商品指数から得られる情報の有益性は一層増すものと期待される。

第6節は、商品先物市場への参加者の厚みを増すための最も有効なピークルだと思われる商品ファンドについて分析する。第4節で明らかにしたように、市場参加者の厚みは市場が効率的に機能する重要な前提条件である。しかし、論者が指摘するように、個人が商品先物市場に直接参加することは必ずしも望ましくないかもしれないし、現実一般の個人投資家の間での商品先物取引に対する抵抗感も根強い。それだけに、個人資金を媒介するピークルとしての商品ファンドへの期待が一層高まっている。1998年以降の商品ファンドの運用成績を見ると、株式市場のパフォーマンスよりも優れている。それにもかかわらず、商品ファンドの販売はひどく低迷している。販売業者サイドの問題も少なくないが、やはり、商品先物取引に対する一般のネガティブなイメージが、商品ファンドに対する見方にも反映しているものと考えられる。これは、商品ファンドの最低単位の小口化にもかかわらず、小口の一般投資家の資金が商品ファンド市場に流入しなかったことから明らかであろう。

第7節では、商品先物業界に対して多くの国民が否定的なイメージを持っている理由が、トラブルの多さにあると考えられることから、トラブル発生要因分析を行っている。筆者の知る限り、こうした分析はこれまで行われておらず、本稿独自の貢献の一つである。直感的にも頷けるが、経営状態が悪い商品取引員会社ほどトラブルを起こしやすいことが、われわれの実証研究でも示された。2005年に委託手数料が完全自由化されると、多数の商品先物取引業者の経営状況が悪化するおそれ強い。問題会社の処理を迅速に進めないと、トラブルを頻発させて、先物取引のイメージをさらに悪化させたうえで破綻する会社が続出しかねない。これでは、競争に勝ち残ったはずの業者までも苦境に陥ることになるし、商品先物取引そのものが一般国民から拒絶され、先物取引で決まる価格も指標としての正当性を獲得することができなくなってしまうであろう。

第8節は、本稿のまとめである。

2 商品先物取引の現状

(1) 1999年以降、急激に拡大している商品先物取引

図1は、わが国における商品先物取引の取引金額および、その対GDP比の推移を示したものである。1992年から1998年にかけては横ばいから微増という動きであったが、1998年頃から急激に取引金額が拡大し、2002年度は196兆円となった。この間、名目GDPは伸び悩んでいたために、対GDP比でも、1998年以降、商品先物取引は急激に成長しており、GDP比で40%に達するまでになった。

次に、2002年度の商品別の取引金額の状況（図2参照）を見ると、石油取引（ガソリン、灯油、原油）が全体の60.3%を占め、他の先物商品を圧倒している。ガソリンおよび灯油は、1999年度に東京工業品取引所と中部商品取引所に上場されたばかりであるが、短期間にわが国の商品先物市場の最主力商品へと成長を遂げた。ただし、このことは手放しでは喜べない。というのは、これまで大きなニーズがありながら、取引の機会が提供されていなかったことの裏返しとも言えるからである。この関連で述べると、現在、米や、二酸化炭素排出量取引、電力、ガス、天候デリバティブなどの新規上場商品の調査検討が各方面で進められているようであるが、上場をすることのコストだけではなく、上場をしないこと（あるいは遅らせること）のコストについても、業界だけの視点ではなく国民経済的な広い視点から十分比較検討する必要がある。

図3は商品先物市場への投資家の参加状況を、1977年第2四半期から2003年第1四半期までの委託者数の推移によって示したものである⁵。1977年から1986年までの10年間は5万2千人台にのりこもあつたが、逆に5万人を割る時期も多く、5万人前後でほぼ横ばいであった。1980年代後半には、委託者数は上昇トレンドに入り、1990年3月には初めて8万人を超えた。その後、上昇スピードは鈍ったが、1994年6月に9万人を初めて上回り、1996年3月には10万人の大台にのった。2001年9月には11万人を超えた。

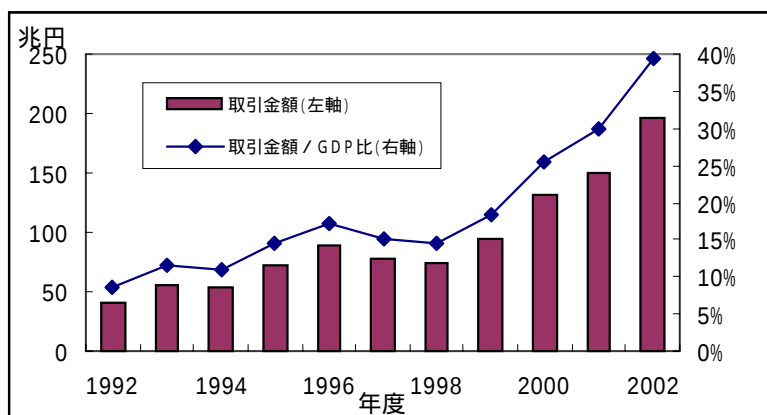
このように、委託者数は1986年頃と比べると、2倍以上に増えたのであるが、それにしてもいまだ11万人にすぎない。もちろん、商品先物取引に個人が直接参加することは市場の厚みを増す上では必ずしも必要ではないし、個人の資産形成上も望ましいかどうかは判断が分かれるところである⁶。筆者自身は、商品ファンドを利用した投資形態の方が個人投資家には向いていると考えているが、参加者が少ないということが、商品先物取引に対す

⁵ 商品取引受託債務補償基金協会の会員会社に関するものである。非会員の商品取引員が6社（2003年）存在する。

⁶ 産業構造審議会商品取引所分科会（2003）は、「当業者を中心とするリスクヘッジャーと、商品ファンド等の集団的投資スキームの利用を含めて、自己責任に基づく主体的な投資判断ができる投資家（リスクテイカー）層から成る市場参加の構造を目指していく必要がある」と指摘し、個人の一般委託者中心の現在の市場構造からの脱却を提言している。

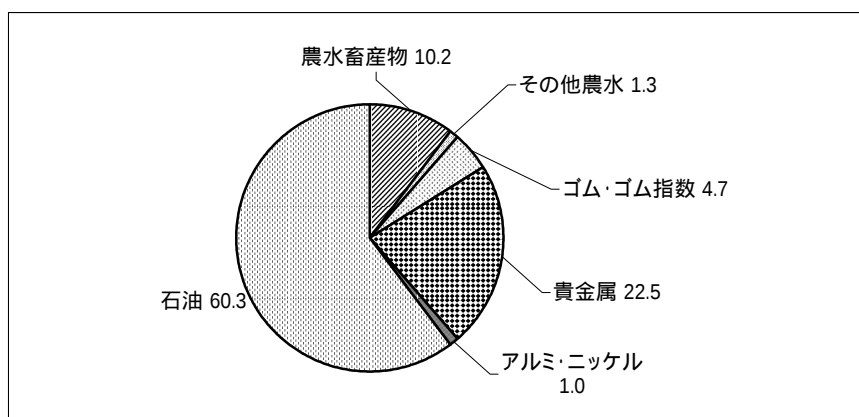
る社会の理解が進まないことの一因であることは否定できない。商品ファンドへの投資を促すにも、一般の人々が商品先物取引に関する正しい知識を持っていることが前提になるはずである。しかし、参加者が11万人にすぎないということは、一般の人々の間では、商品先物取引を経験している友人や知人が身近にいる可能性は小さい。株式投資の場合は、毎日のテレビニュースで株価が報道されており、一般への浸透度は商品先物とは比べものにならないほど深い⁷。それでも、一般社会への啓蒙が証券界の課題になっていることから考えると、商品先物業界の一般社会への啓蒙活動はより一層、能動的に行う必要がある。

図1 商品先物取引の取引金額と対 GDP 比の推移



(注) 経産省説明資料より作成。

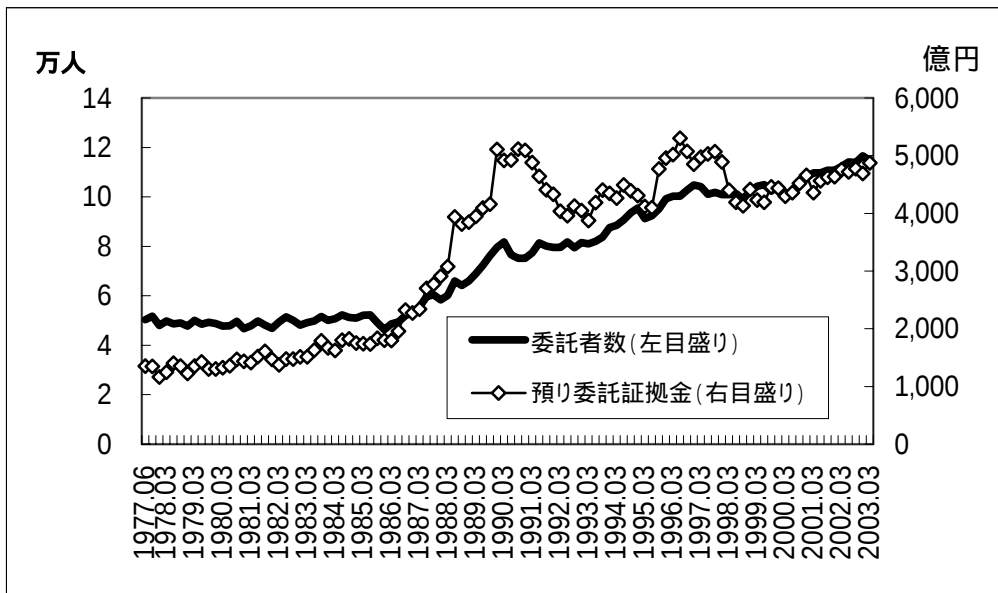
図2 商品別取引金額のシェア (2002年度)



(注) 経産省説明資料より作成。

⁷ たとえば、金融広報中央委員会の「家計の金融資産に関する世論調査 (平成15年)」によると、全家計の18.6%が株式を保有している。

図3 先物市場の参加者



(注) (社団法人) 商品取引受託債務補償基金協会のホームページより計数(全会員ベース)を得た。

(2) 日本市場の国際的な位置づけ

米国の Futures Industry Association (FIA) は、世界の56の取引所の先物・オプション取引のデータを集計して、その結果を発表している。最新の結果によると、2002年の取引契約数(出来高)は59.9億枚に達し、前年比36.7%の急増となっている。このうち、先物契約が21.9億枚、オプション取引が38.0億枚である。

世界の取引所の出来高によるランキング(表1参照)では、韓国証券取引所が株価インデックスオプション(KOSPI 200 Option)の寄与で、第一位である。日本勢では東京工業品取引所が13位に顔を出しているだけである。わが国の7つの商品取引所の出来高を合計しても1.4億枚(2002年)なので、全取引所を統合しても世界9位にとどまるように見える。

しかし、FIAのデータは、わが国でいう金融先物と商品先物を統合したものであるのに対して、わが国の統計は商品先物だけの計数であることに注意が必要である。そこで、世界の商品先物についての計数だけを取り出すと、エネルギー関連が2.1億枚、農業関連が1.5億枚、貴金属関連が5130万枚であった(表2)。(残念ながら、取引所毎の計数は不明である。)世界全体での出来高は4.8億枚であるので、日本の1.4億枚は30%に相当しており、経済規模がおよそ倍の米国の60%に達していることから、商品先物の取引状況は「世界トップクラス」(『日本経済新聞』2003年10月29日)にあると言えそうである。(石油関連を中心にした)近年の急激な拡大により、わが国の商品先物市場は、少なくとも量的に

は世界に遜色のない規模にまで成長してきたのである。

表1 世界の先物・オプション取引の取引所ランキング

取 引 所	2002 年 出 来 高 (単位 万枚)	前年伸び率
1. KOREA STOCK EXCHANGE	193,269	126.10%
2. EUREX	80,120	18.84%
3. EURONEXT	69,632	13.32%
4. CHICAGO MERCANTILE EXCHANGE	55,845	35.64%
5. CHICAGO BOARD OF TRADE	34,388	32.09%
6. CHICAGO BOARD OPTIONS EXCHANGE	26,762	-12.73%
7. AMERICAN STOCK EXCHANGE	18,604	-9.30%
8. INTERNATIONAL SECURITIES EXCHANGE	15,240	133.19%
9. NEW YORK MERCANTILE EXCHANGE	13,374	29.82%
10. BM&F	10,162	3.83%
11. PHILADELPHIA EXCHANGE	8,896	-12.25%
12. PACIFIC STOCK EXCHANGE	8,543	-16.82%
13. 東京工業品取引所	7,541	33.38%
14. STOCKHOLMSBÖRSEN	6,092	-2.89%
15. LONDON METAL EXCHANGE	5,863	-1.31%
16. TEL-AVIV STOCK EXCHANGE	4,142	25.38%
17. MEFF	4,138	11.76%
18. SYDNEY FUTURES EXCHANGE	3,624	1.11%
19. SINGAPORE EXCHANGES	3,289	6.12%
20. SOUTH AFRICAN FUTURES EXCHANGE	3,097	-14.40%
<参 考>		
中部商品取引所	2,785	30.56%
東京穀物商品取引所	2,271	9.29%
福岡商品取引所	637	-1.00%
大阪商品取引所	339	-34.14%
関西商品取引所	290	18.50%
横浜商品取引所	131	-5.21%

(注1) 参考にあげた日本の取引所以外は、FIA の資料に基づく。

(注2) 参考にあげた 6 つの日本の取引所の出来高は2001年のもの、伸び率は2000年から2001年にかけてのものである。

表2 商品関連取引の規模

	世 界	米 国	米国外
エネルギー	2.09	1.16	0.93
農 産 物	1.47	0.98	0.49
非 貴 金 属	0.76	0.03	0.73
貴 金 属	0.51	0.15	0.36
合 計	4.83	2.31	2.52

(注) 単位 億枚。

3 商品先物取引の機能

(1) スポット市場と先物市場

経済取引の行われる市場を大別すれば、現時点で財貨の交換が行われる「スポット」市場(cash market)と、将来時点での財貨の交換を約束する「非スポット」市場とがある⁸。非スポット市場も交換の一形態という意味ではスポット市場から派生した市場と見ることができるが、両者には重要な差異がある。それは、非スポット市場での取引には、契約時点と履行時点とに時間的なずれがあるという点である。この時間的なずれがどのような問題を生み出すかを、身近な例を使って説明してみよう。

われわれがパン屋さんでパンを買うときに現金を渡すというような日常的な行為が、最も簡単なスポット取引である。他方、明日の朝のパン1個を予約して前払金として100円を渡すというのが、最も簡単な「非スポット取引」である。今パンを受け取るか、明日受け取るかの差しかないが、この差は非常に大きな経済的な意味を持つ。

まず、あらかじめ代金(前払金)を支払っているということは、パン屋さんに対して信用を供与していることになる。その日の夜にパン屋さんが倒産してしまえば、明日パンも受け取れず、前払金も返ってこないかもしれない。したがって、大袈裟に言えば、そのパン屋さんの経営状況を判断した上でないと、前払金を支払うことはできないことになる。

第2に、お客の側から言えば、明日、必ずパンが1個、購入できるということである。平時においてはパン屋の店頭でパンが並ぶことは当たり前のことであるが、たとえばオイルショック時のトイレトペーパー不足を思い出せば、明日必ず購入できるということは大きなメリットでもある。もちろん、この場合も、パン屋が約束通りパンを用意してくれることが前提になり、約束を破りそうなパン屋との間では、このような取り決めをするの

⁸ 市場を、宇佐美(2000)のように、現物の交換が実際に行われるか否かで現物市場と先物市場に分類し、さらに、現物市場をスポット市場と先渡し市場に分けて考えることもできる。

は躊躇されるであろう。

第3に、明日引き渡されるパンの価格を今日取り決めているという点である。明日のパン1個の代金として100円を支払っているということは、明日になって経済状況がどのように変化していても、1個100円でパンを受け取れるということを意味している。もちろん、一晩の内に、パンの価格が大幅に下落すれば、100円の価格は割高になりうるが、それは、価格が大幅に上昇しても安心していられることのコストだと考えるべきである。

以上のように、スポット取引に比べると、「非スポット取引」は、信用リスクを伴うなど複雑な要素をはらんでおり、一定の環境が整わないと、人々が望んでいても実際には行われないことになる。たとえば、パン屋さんの信用がはっきりしないと、パン屋さんに前払金を入れることに躊躇するはずである。したがって、何らかの形で、「パン屋さんを信用しても良いですよ」というメッセージを顧客に伝える必要がある。顔見知りの範囲でなら、昔から営業しているという評判が、そうしたメッセージの役割を果たす。しかし、それでは顔見知りの範囲でしか、非スポット取引を行えないという非常に不便なことになる。

もちろん、すべての問題が規制によって解決できるわけでもないし、市場の自発的な発展に環境整備を委ねることが適切な場合も多い。しかし、そうした自発的な環境整備だけでは市場が十分に機能しないことも歴史的に経験してきたことである。現代の経済社会では、（規制を受けた）金融機関による保証や、政府や取引所による直接的な規制・監督といった様々な方法で、こうした非スポット取引に伴う障害を取り除こうとしているのである。

本稿で取り扱う商品先物取引は、非スポット取引の「もっとも高度に制度化された」形態であるといえる。つまり、商品先物取引の意義や役割を考える場合、商品先物取引が適切なルールの下でしか行われ得ない「あやうい」存在だということを認識しておかねばならないのである。

(2) 先物市場の基本的機能

わが国の商品先物取引のルールを規定している商品取引所法では、「商品の価格の形成及び売買その他の取引並びに商品市場における取引の受託等を公正にするとともに、商品の生産及び流通を円滑にし、もつて国民経済の適切な運営及び商品市場における取引の委託者の保護に資すること」が、法の目的として規定されている。この規定からわかるように、商品取引所法は、先物市場が、価格や売買指標の形成、商品生産・流通の円滑化⁹、国民経済の適切な運営、に資することを期待しているのである。

より一般的に言えば、先物市場は他のほとんどの市場と比べて完全市場に近いという特

⁹ 河村（2000）は、「市場経済主義を円滑に運営するための、いわば潤滑油的機能」と表現している。

徴を持っており、それゆえに次の３つの重要な経済的な便益をもたらす^{10,11}。

() 価格変動リスクのヘッジ機能：ビジネスに付随する価格リスクを、そういったリスクを喜んで引き受けるトレーダーに移転する手段としての機能である。その結果、企業や個人は自らがとるべきリスクをとる一方で、とるべきでないリスクを他に移転する手段を獲得し、社会的に最適ナリスク分担が実現できる。

() 公正な価格形成と指標価格の提供の機能（価格発見機能と情報発信機能）：先物市場では、多数の買い手と売り手が自由に競争するので、先物取引は商品の価格水準を決定するとても効率的な手段となる。また、先物市場は全国的ないし全世界的な広がりを持つので、重要な情報や統計を集めたり伝えたりする上でも、中心的な役割を果たす。宇佐美(2000)の言葉を借りれば、「将来の価格を照らす「灯台」としての」機能である。

() 資産運用手段としての機能（資産形成機能）：商品の価格が他の金融資産とは必ずしも連動して変動しないことから、適切にポートフォリオに組み入れることによって、特にインフレのリスクを小さくすることが可能だと考えられる。

こうした機能をもつ商品先物市場は、現在では、重要な産業インフラと位置づけられている¹²。先物市場の諸機能が重要視されるようになった要因としては、経済環境の変化（たとえば変動相場制への移行）や規制緩和（たとえば、金利規制の撤廃）によって価格変動性が高まったこと、相対型取引（典型的には系列取引）から市場型取引への移行に伴い、客観的で信頼できる価格指標の必要性が高まったこと¹³、金融資産の蓄積に伴い資産運用手段の多様化が必要になったこと、などがあげられる。

もちろん、こうした３つの機能は、それぞれ別々に機能するのではなく、挽（2002）が指摘するように、相互に密接に結びついて初めて先物市場としての役割が果たせると理解すべきであろう。しかしながら、ヘッジそのものは企業経営上の要請という視点が重要であることから、本稿では、(十分なヘッジ機能が提供されていることを前提にして) 価格の情報発信機能と資産運用市場としての機能に焦点を当てて、商品先物取引の国民経済的な意義を考えることにしたい¹⁴。

¹⁰ こうした利点は、CFTC（2001）、宇佐美（2000）、木原(2000)、経済産業省（2003）などで共通して指摘されている。

¹¹ 宇佐美（2000）は、その他に、換金機能、実物取得機能、在庫補充機能などもあるが、それらはあくまでも補足的な機能だと指摘している。

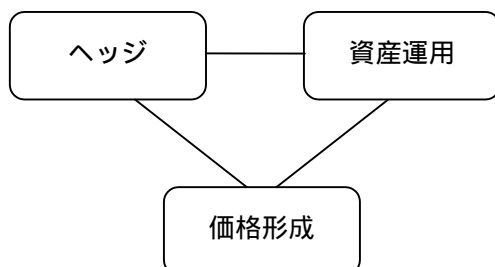
¹² たとえば、1994年５月に閣議決定された「経済構造の変革と創造のための行動計画」では、商品先物市場を「商品流通における市場メカニズムを貫徹させるための重要な産業基盤」と位置づけていた。

¹³ 言い換えれば、商品先物市場は、価格支配力を業界（や独占企業）からマーケット参加者全体に移すための必須のインフラである。

¹⁴ 神木他（2000）も、「資産市場としての重要性は一段と高ま」と指摘している。池尾（2002）は、資本市場の基本的な機能が異時点間の平準化にあると指摘し、商品先物市場においてもそうした機能を果たすことこそが国民経済的な意義であると主張している。

価格が指標として信頼を獲得するには、先物市場で価格が適切に形成されていることが大前提である。そこで、第4節では市場の効率性について検証してみることにしよう。

図4 商品先物市場の基本機能



(注) 挽 (2002) より引用。

4 先物市場で決まる価格の指標性

(1) 指標性を持たない先物市場の存在

室屋 (2000) は、わが国の (農産物系) 先物市場の構造上の特徴を「特定商品の取引に偏り、また市場参加者の広がり有余が見られない」と整理して、「市場参加者のうち当業者と呼ばれる実需者 (生産者、加工業者、流通業者) の占める比率がきわめて低く、取引の過半が投機目的に傾斜している」と述べている¹⁵。さらに、「当業者の参加が極端に少なく、また現物の受け渡しもわずかで、取引の中心が投機家間での思惑売買で動いており、先物の価格形成が現物市場とリンクしていないという声が多い」とも指摘している。

その一例として、室屋 (2000) は1999年に福岡商品取引所に上場されたプロイラー先物の事例を挙げている。室屋 (2000) によれば、「プロイラーの場合、価格変動リスクに対するヘッジニーズは現状の生産、流通システムからはほとんどないのが実態で」、先物市場で形成される価格は「指標性のある価格とはなっておらず、現物価格とリンクしていない」と結論している。また、『日本経済新聞』(2003年11月4日) も、「一部投資家による思惑的な売買で現物価格からかけ離れた値動きが続き、損失を被った個人投資家が市場から去ってしまった」とコメントしている。

実際に、福岡商品取引所のプロイラーの期近ものと期先ものの週次終値を上場開始の1999年以降についてプロットしてみたものが図5である。農林水産省「プロイラー卸売価格統計」によると、1999年度の平均価格 (東京、モモ肉1kg あたり) が603円で、2000年度と2001年度は620円、2002年度は657円であった。一方、図に示したように、期近ものの価

¹⁵ 室屋 (2000) が報告している売買玉ベース (農産物系先物、1997年) で見ると、当業者 (生産者、商社等) の比率は、1 %から6 %程度である。

格で見ると、2000年10月に201円の最低値を記録する一方、2003年3月には1349円の最高値を記録しており、価格の上下動が非常に大きいことがわかる。もっとも極端な値上がりや値下がり指摘すると、2003年3月20日の終値525円が、2003年3月28日の終値では1349円となっており、わずか1週間で2.6倍に高騰している。逆に、2003年4月18日の終値1179円から、4月25日に392円まで暴落している。取引単位(1枚)が1200キロであるので、(当限落ちを無視すれば)わずか1枚の建玉で(1週間で)100万円近くの損益が発生するほどの価格変動が起こっていることになる。

図5 福岡商品取引所におけるプロイラー先物の価格の推移

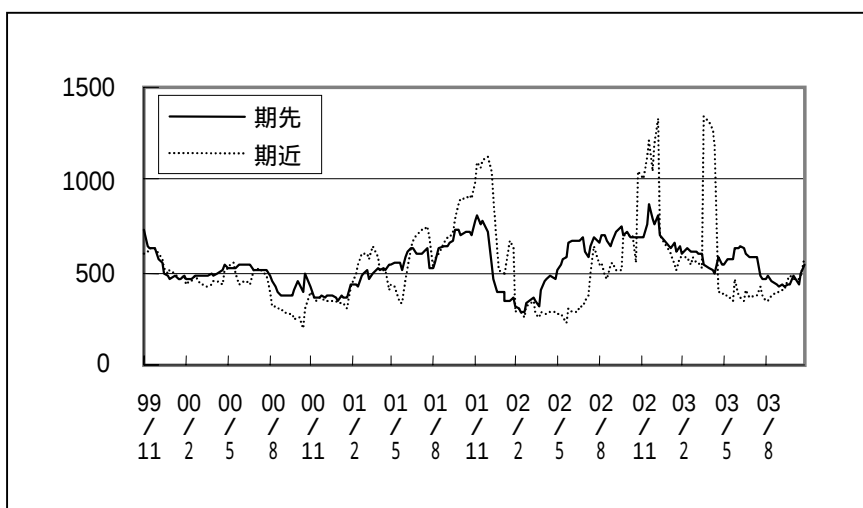


表3は、出来高と価格の変動性を表す変動係数(=標準偏差÷平均価格)の関係を4半期毎に示したものである¹⁶。2001年第2四半期に81万枚の出来高を記録した後は、出来高は一貫して減少しており、2003年に入ると1万枚を下回る状況となっている。価格の変動係数を見ると、市場発足当初からしばらくは0.1以下で比較的安定していたと評価できるが、その後は、2002年第2四半期を例外として、0.1を超えている。2003年第2四半期には、変動係数が0.6を超えるなど、異常な価格の変動性が見られる¹⁷。

¹⁶ わが国の先物市場における価格のボラティリティと出来高の関係を時系列分析の手法を利用して研究したものに、渡部・大鋸(1996)、伊藤(1998)などがある。

¹⁷ 賀来康一氏の研究(農林水産省農林水産技術会議事務局が管理するホームページ www.affrc.go.jp に掲載)によると、プロイラーのもも肉(現物)の1990年から1997年の価格の変動係数(=1年間の価格の標準偏差÷1年間の価格の平均値×100)は、8.93であり、最も変動係数の大きな1997年ですら13.76であった。一方、福岡商品取引所のプロイラー先物の価格の変動係数(1999年11月から2003年10月)は、期近もので45.2(=238÷527)、期先もので22.6(=122÷539)であった。

室屋（2000）が指摘していたように、福岡商品取引所のブローラー先物市場では、現物価格から乖離した価格がついており、先物市場の価格発見機能は消失しているといわざるをえない。さらに、先物市場の価格の変動性が非常に大きく、現物のヘッジ手段としても機能し得ないことも明らかである。要するに、価格への信頼が薄いことから取引参加者が減少し、取引参加者が少なくなることで一層価格への信頼が低下してしまったという悪循環に陥っているのである。

表 3 出来高と変動の関係

		出 来 高	平均価格	標準偏差	変動係数
1999	IV	1,203,556	575.2	52.9	0.092
2000	I	807,963	451.6	23.3	0.052
	II	446,495	476.9	44.5	0.093
	III	420,658	361.9	105.9	0.292
	IV	768,477	323.1	52.9	0.164
2001	I	734,352	487.3	129.5	0.266
	II	812,432	495.8	120.3	0.243
	III	659,390	694.5	91.3	0.131
	IV	487,684	928.2	180.8	0.195
2002	I	235,292	374.1	146.7	0.392
	II	206,637	279.5	23.1	0.083
	III	192,941	517.6	95.0	0.184
	IV	119,755	946.6	258.2	0.273
2003	I	24,256	626.3	229.3	0.366
	II	7,040	584.3	385.0	0.659
	III	3,239	393.2	40.1	0.102

(注1) 出来高は期間中のすべての限月ものの出来高の合計。

(注2) 価格は、期間中の期近もの終値（週次）に基づいて計算。

(注3) 1999年第4四半期については、11月と12月の2ヶ月間のデータで計算。

(2) 指標性を獲得した先物取引

() 東京工業品取引所のガソリン先物

先物市場で形成される価格が指標性を獲得するには、その価格が関連する情報を適切に織り込んで形成されていると人々が考えていることが前提である。これを金融論の用語を使って言い換えると、当該先物市場が情報効率的であることが、価格が指標性を獲得する必要条件の一つであると言える。

第2節で見たように、1999年に上場したガソリンや灯油は、いまやわが国の商品先物市場の主要な商品となった。『日本経済新聞』（2000年6月9日）によると、出光興産やコスモ石油などの元売り大手が、ガソリンの値決めにおいて、東京工業品取引所のガソ

リン先物価格を基準として利用し始めている。同新聞は、「国内先物市場の流動性が増してきたことで、透明性や客観性の高い指標として認知され始めた表れ」と解説している。つまり、わずかな期間の内に、ガソリン先物は、価格の指標性を獲得したというわけである。そこで、東京工業品取引所のガソリン先物市場が本当に情報効率的市場であるかを調べてみることにした。

分析に使ったデータは、ガソリンが上場した1999年7月から2003年10月終わりまでの東京工業品取引所のガソリン価格（日次）である。神木他（2000）に従って、納会値を現物価格の代理変数とし、納会日の期近もの先物価格を先物価格とした¹⁸。たとえば、2003年10月20日が、11月ものの納会日であり、その終値を現物価格、当日の12月ものの終値を先物価格とした。したがって、納会値のみを利用することから、1999年10月から2003年10月までの49ヶ月の月次データによる分析となっている。

（ ）分散の境界テスト（variance-bounds tests）

検証に使うモデルを説明しよう。まず、リスク中立的な投機家が市場にいれば、次の関係が成立するはずである。

$$FP_t = E[SP_{t+1} | I_t] \equiv SP_{t+1}^e$$

ただし、 FP_t は t 期に約定され $t+1$ 期に決済される先物価格、 SP_{t+1} は $t+1$ 期の現物価格、 I_t は t 期において利用可能な情報である。したがって、 $E[SP_{t+1} | I_t]$ は t 期において利用可能な情報をすべて利用して形成される $t+1$ 期の現物価格の予想値である。たとえば、この等式が成立しておらず、 FP の方が高いとしよう。すると、投機家は今、（割高な）先物を売っておいて、 $t+1$ 期に現物を買って先物契約を履行すれば、その差額（ $= SP_{t+1} - FP_t$ ）を儲けることができると期待するはずである。したがって、（リスク中立的な）投機家は可能な限りの先物を売ろうとするので、先物価格は低下していき、やがて上記の等号が満たされることになるのである。つまり、投資家がリスク中立的で、（裁定による利益がなくなるという意味で）先物市場が効率的であれば、先物価格（ FP ）は将来の現物価格（ SP ）の最良の予測値だと考えることができる。

他方、予想が合理的に形成されている（つまり、利用できる情報をすべて適切に利用している）と仮定すれば、予想値と実現値の関係を次のように考えることができる。まず、予測誤差を次のように定義する。

$$\varepsilon_{t+1} = SP_{t+1} - SP_{t+1}^e$$

すると、合理的期待が形成されているということは、 SP_{t+1}^e と ε_{t+1} が無相関であることを意味する。日常的な用語でいえば、合理的に期待が形成されているというのは、

¹⁸ Hamilton（1992）も同様の形で現物価格を定義している。

予想に偏りがなく、予想がはずれるのはランダムなショックのためだということである。この時、分散に関して次のような関係が成立する。

$$\text{VAR}(\text{SP}) = \text{VAR}(\text{SP}^e) + \text{VAR}(\varepsilon) = \text{VAR}(\text{FP}) + \text{VAR}(\varepsilon)$$

したがって、 $\text{VAR}(\varepsilon) = 0$ であるので、 $\text{VAR}(\text{SP}) = \text{VAR}(\text{FP})$ となる。つまり、一般に、期待によって形成される変数（ここでは、先物価格）の分散は、もとの変数（ここでは、現物価格）の分散よりも小さいということになる。これが、Shiller（1979）によって提案された分散の境界テストである。

この条件が満たされなければ、市場が効率的でないか、あるいは、参加者が合理的な行動をとっていないことを意味し、そのような市場の価格は信頼される指標とはならないであろう。そこで、東京工業品取引所のガソリン先物取引でこうした条件が満たされるか否かを見てみることにしよう。基本統計量を示したのが、表4である。先物価格の分散（表では標準偏差で表示）の方が、現物価格の分散よりも小さいという結果が得られている。このことは、ガソリン市場が効率的な市場としての必要条件（の一つ）を満たしていることを意味する。

表4 東京工業品取引所のガソリン先物の価格（1999年11月から2003年10月）

	F P	S P
平 均	27125	27453
メディアン	27120	27560
最 大 値	32680	32670
最 小 値	20660	21570
標 準 偏 差	2562	2688

（注）1キロリットルあたりの価格。

（ ）直交性（orthogonality）テスト

市場の効率性を検証する別の方法として、直交性テストを適用してみよう。これは、 t 期における予測が t 期において利用可能なすべての情報を反映して形成されているなら、 t 期に利用できる情報は（ $t+1$ 期に実現した）予測誤差とは無相関になるはずだというアイデアに基づくテスト方法である。具体的には、予測誤差（ ER ）と相関を持つ t 期に利用できる変数が存在すれば、すべての情報を反映して予測が形成されていないと解釈するのである。この手法を使って先物市場の効率性を検証した Hamilton（1992）の場合には、 ER のラグ変数、金利、先物価格、現物価格で ER を回帰し、それぞれの変数が有意でないことを確認している。

本稿でも同じようなテストを行ってみることにした。まず、 $\text{SP}_{t+1} - \text{FP}_t$ を計算して、

それを（リスクプレミアムなどを考慮するために）定数項で回帰して、その誤差 v_t を計算する。そして、その v_t を、 v_{t-1} 、 SP_t 、 FP_t および、コールレート（ $CALL_t$ ）（無担保 Overnight）で回帰してみることにした。

その結果が、表 5 である。全期間（ラグをとる関係でサンプル期間が短くなり、1999 年 11 月から 2003 年 9 月までの 47 ヶ月）を対象にした分析では、 SP_t 、 FP_t および、コールレート（ $CALL_t$ ）は確かに有意ではないが、 v_{t-1} が 5 % 水準で有意となっている。このことは、予測（したがって、先物価格）が合理的に形成されていない可能性を示している¹⁹。

ただし、市場が形成されてすぐの時期には十分に市場が整備されていなかったからかもしれない。そこで、サンプル期間を中間の 2001 年 10 月で分割して推定してみた。その結果が、表 6 である。まず、前半（1999 年 11 月から 2001 年 10 月の 24 サンプル）では、やはり v_{t-1} が有意となっており、合理的期待仮説は棄却される。しかし、後半（2001 年 11 月から 2003 年 9 月までの 23 サンプル）では、 SP_t 、 FP_t および $CALL_t$ はもちろんのこと、 v_{t-1} も有意となっており、予測（ここでは、先物価格）が合理的に形成されていることを示している。つまり、市場発足当初は、市場参加者は十分に情報を先物価格に織り込むことができなかったが、時間がたつにつれて、市場が成熟し、価格形成が合理的になってきたと評価することができる。したがって、東京工業品取引所のガソリン先物価格が、発足後しばらくして信頼できる価格指標と見なされるようになってきたことが肯けるのである。

表 5 全期間を対象にした直交条件のテスト

	係 数	t 値	p 値
C	9638.83	3.07	0.00
v_{t-1}	0.38	2.32	0.03
SP	-0.06	-0.16	0.87
FP	-0.30	-0.87	0.39
CALL	58.19	0.02	0.99
自由度修正済み R^2	0.16		
サンプル数	47		

¹⁹ 本稿で取り上げた合理的期待形成仮説は、モデル整合的な期待形成といわれるもので、経済主体が条件付き確率を正しく知っていることを前提にしている（Maddala [1988]）。したがって、条件付き確率の知識が不十分であれば、仮説が棄却されることになる。

表 6 前半期と後半期に分けた直交条件のテスト

	前 半 期 (1999年11月～2001年10月)			後 半 期 (2001年11月から2003年 9 月)		
	係 数	t 値	p 値	係 数	t 値	p 値
C	10310.14	2.12	0.05	10958.68	2.42	0.03
V_{t-1}	0.56	2.18	0.04	0.27	1.19	0.25
SP	-0.22	-0.40	0.69	-0.01	-0.01	0.99
FP	-0.18	-0.34	0.74	-0.38	-0.79	0.44
CALL	3439.40	0.83	0.42	-16202.62	-0.52	0.61
自由度修正済み R^2	0.12			0.26		
サンプル数	24			23		

5 商品価格は金融政策の実施に有用な情報を提供するか

(1) 商品価格はマクロ経済に関する情報を持つか

1998年の商品取引所法の大改正によって、商品先物市場の制度的な整備が進み、東京工業品取引所のガソリン先物のように、今後、多くの先物市場で決定される価格が、経済全体の価格指標としての信頼性を獲得することは十分に期待できる。そこで、本節では、商品先物市場で形成される価格が単に当該商品の価格指標であることを超えて、経済全体にとっての「灯台」としての役割を担っているかどうかを検証する²⁰。

商品価格が経済の現状に対する先行指標であるとする論者は多い。その理由として、Garner (1989) は、商品が一般製品を生産する上でのインプットになっていること、および多くの商品市場では価格がオークションによって決定されるために、他の財に比べて需給ショックに敏感に反応することをあげている。上記の理由に追加して、Marquis and Cunningham (1990) は、商品価格は即時に利用できるのに対して、消費者物価指数などの加工・集計データは政策当局が利用できるまでに相当な時間が必要であることから、(先に利用できるという意味で) 先行指標になる商品価格は情報変数として有用だと指摘している。

しかし、消費者物価指数に比べると商品価格の変動性は非常に大きく、商品価格は、商

²⁰ ただし、厳密に言うと、本節の分析に使うデータは、先物市場の価格ではなく現物市場の価格である。裁定取引が活発に行われていれば、先物市場と現物市場は相互に密接に関連しているはずなので、一次接近としては許されるであろう。しかし、先物市場の取扱商品と現物市場のそれとは同一ではない。したがって、先物市場の価格指標と現物市場の価格指標の連動性や、先物市場の価格指標とマクロ指標の連動性を直接的に検証することが今後の課題として残されている。

品自体の需給（投機による部分も含めて）によって変動することが多く、マクロ経済的なインプリケーションを持たないという批判もある。また、商品の需給はマクロ経済の変動によって影響を受けるのであって、因果性は逆であると考える人たちもいる²¹。

このような批判はあるものの、米国の先行研究ではおおむね商品価格の先行指標性を確認している。もしそうなら、商品価格はマクロ経済に関する情報を持っており、金融政策の執行において商品価格を参考にすることは有益である。実際、わが国においても内閣府は景気動向指数の12種類の先行系列の一つとして、商品価格指数（具体的には、下記で利用する日経商品指数42種）を含めている²²。そこで、本節では、米国の先行研究にならって、簡単な VAR モデルによって商品価格が金融政策の実施において有用な情報を提供しているか否かを確認しておくことにしたい。

(2) 先行研究の紹介と分析の枠組み

Cody and Mills (1991) や Awokuse and Yang (2003) は、米国の M2、短期金利（フェデラルファンド金利；FF 金利）、消費者物価指数（CPI）、鉱工業生産指数（IP）、商品価格指数（CRB）の5変数間で VAR モデルを組み、商品価格と他のマクロ経済変数の関係を分析した。

たとえば、1975年1月から2001年12月を分析対象にした Awokuse and Yang (2003) は、次のような結果を得ている。第1に、商品価格はどのマクロ変数からも影響を受けていない。つまり、マクロ経済の影響は小さい。第2に、商品価格は短期金利に影響している。これは、金融政策において商品価格が現実にも考慮されていることを示すと、Awokuse and Yang は解釈している²³。第3に、商品価格は CPI にも影響している。つまり、将来の一般物価の先行指標として商品価格を利用することが可能なのである。これは、Cody and Mills (1991) でも得られている結果である。第4に、商品価格は、生産指数に対しても影響しており、「商品価格は経済の先行きについてのシグナルを提供しており、金融政策を実施

²¹ たとえば、Barsky and Kilian (2001) は、オイルショック時の分析を行い、オイルショックが持続的なスタグフレーションを起こしたという一般的見方は正しくなく、金融政策がスタグフレーションの原因であるとする実証結果を提示している。さらに、金融の変動が石油やその他の商品価格の変動を説明している、つまり、マクロ政策が原因で商品価格は結果であると議論している。

²² 現行の先行系列は次の通りである。最終需要財在庫率指数、鉱工業生産財在庫率指数、新規求人数（除学卒）、実質機械受注（船舶・電力を除く民需）、新設住宅着工床面積、耐久消費財出荷指数（前年同月比）、消費者態度指数、日経商品指数（42種総合）、長短金利差、東証株価指数（前年同月比）、投資環境指数（製造業）、中小企業業況判断先期見通し（全産業）。

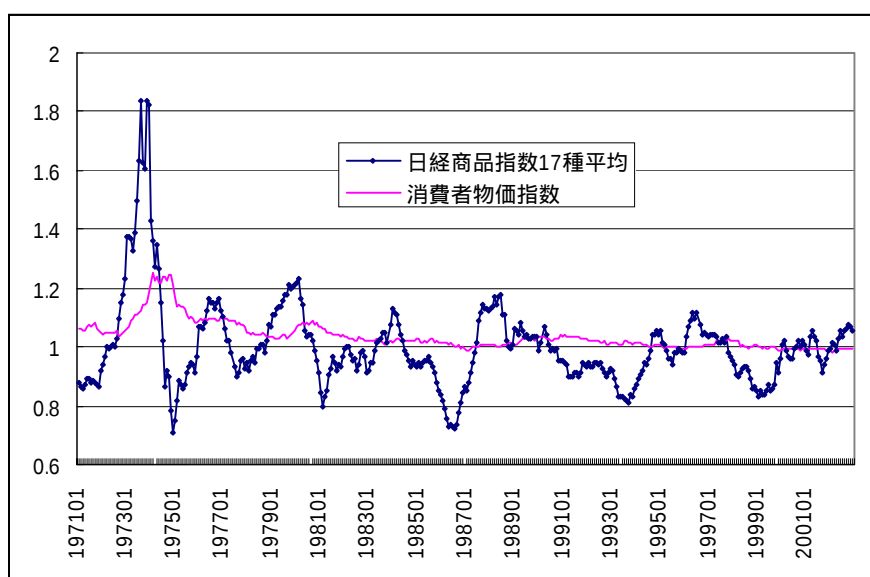
²³ なお、同じモデルで分析した Cody and Mills (1991) では、商品価格は短期金利に影響していないことを見いだしているが、Awokuse and Yang は、Cody and Mills の分析期間が1959年から1987年という比較的古い時期であったことが影響していると解釈している。

する上で有用だ」とAwokuse and Yang は結論づけている²⁴。

ここでは、彼らと同じような手法で、日本のデータを使って、商品価格がどのような情報を持つのかを検証してみる。用意したデータは、次の通りである。まず、貨幣供給量については、M2 + CD の（月次）平均残高（単位 億円）を利用した（記号 M2CD）。短期（政策）金利としては、コールレート（有担保翌日物平均金利）を利用することにした（記号 CALL）。一般物価水準は、消費者物価指数（総合・全国、2000年基準）を利用することにした（記号 CPI）。生産活動の水準を示す指標は、鉱工業生産指数（2000年基準）を利用した（記号 IP）。最後に、商品価格指数としては、日本経済新聞社の発表している日経商品指数17種平均（記号 CJ17）および42種総合（記号 CJ42）を利用することにした²⁵。この価格指標は、1970年を基準としている。いずれの変数も季節調整を行っていない。

分析のための期間は1970年1月から2002年12月までの月次データである。図6は、日経商品指数17種平均と消費者物価指数の前年同月比の推移を示したものである。たとえば、1974年頃の消費者物価指数の高騰に先行して商品価格が急激に上昇していることがわかる。また、消費者物価の変動に比べて、商品価格の変動が大きいことも読み取れる。

図6 商品価格と消費者物価指数の動き



²⁴ 神木他（2000）は、日本の主要商品先物市場の推移（ディヴィジア価格指標と数量指標）は、実体経済の景気動向と密接に関連しているという実証結果を得ている。

²⁵ Marquis and Cunningham（1990）は、商品価格指数に何を含むかでインプリケーションが異なってくることを示している。彼らの研究では、変動性の大きい食料とエネルギー商品を除いた指数なら、金融政策において情報変数として利用できるとしている。

(3) 各変数の定常性の確認

VAR による推定を行う前に、各変数の定常性を確認する必要がある。ここでは、Awokuse and Yang (2003) にならって、金利以外の変数はすべて自然対数をとってから利用することにした。

定常性の確認は、単位根の検定を行えばよいが、それには様々な方法がある。ここでは、検定統計量として、Augmented Dickey-Fuller の統計量を利用することにした²⁶。まず、レベルでテストを行い、その結果、単位根があるという帰無仮説が棄却できない場合には、当該変数の階差をとってテストを行うことにした。その結果が、表 7 である。いずれの変数もレベルの段階では帰無仮説を棄却できず、非定常であると判断される。1 階の階差をとると、消費者物価指数 (CPI) を除いて、5 %水準で帰無仮説を棄却できる。消費者物価指数については、2 階の階差をとり、ようやく帰無仮説が棄却できた²⁷。

表 7 説明変数の単位根検定の結果

	レ ベ ル			1 階 の 階 差			2 階 の 階 差		
	Augmented Dickey-Fuller test statistic	p 値	ラグの長さ	Augmented Dickey-Fuller test statistic	p 値	ラグの長さ	Augmented Dickey-Fuller test statistic	p 値	ラグの長さ
log(M2CD)	-2.49	0.33	14	-3.58	0.03	13			
CALL	-3.30	0.07	3	-7.46	0.00	3			
log(CPI)	-2.60	0.28	14	-3.39	0.05	13	-7.25	0.00	12
log(IP)	-1.29	0.89	16	-6.19	0.00	15			
log(CJ17)	-2.14	0.52	1	-14.89	0.00	0			
log(CJ42)	-2.29	0.44	4	-6.31	0.00	3			

(4) 5 変量 VAR の推定

以上の 4 つのマクロ経済変数と商品価格指数 (CJ17 か CJ42) を使って、5 変量 VAR を推定した。まず、CJ17 を使った場合を説明する。推定結果は煩雑になるので省略し、グレンジャーの因果性テストの結果のみを報告することにした²⁸。

²⁶ やや技術的であるが、テストに際しては、定数項及びトレンド項を含む形を採用し、ラグの長さの選択については、最長のラグを16にして Schwarz の情報基準を利用して決定した。

²⁷ なお、Cody and Mills (1991) などの米国の先行研究でも、M2、短期金利 (フェデラルファンド金利 ; FF 金利) 、鉱工業生産指数 (IP)、商品価格の 4 変数が 1 階階差をとると定常になり、消費者物価指数は 2 階階差をとると定常となっている。日本の場合でも、全く同じであった。

²⁸ Schwarz の情報基準によって、ラグを12とした。

その結果が、表8の(1)である。たとえば、被説明変数が M2CD の場合、CALL の欄にある統計量は CALL (- 1) から CALL (- 12) までの係数のすべてがゼロであるという帰無仮説を検定していることになる。表の ALL は、CALL、CPI、IP、CJ17の4つの説明変数のラグ項のすべての係数がゼロであるという帰無仮説を検定している。

本節でのわれわれの関心は、商品価格の情報含意にあるので、商品価格の係数を中心に見ていくことにする。まず、被説明変数を CPI とした場合、商品価格の係数は 1 %水準で有意である。したがって、商品価格の動向は CPI の動きを予測する上で有用であるといえる。この点は、米国の先行研究である Garner(1989)、Sephon(1991)、Awokuse and Yang (2003)と同じ結論である。

また、鉱工業生産指数 (IP) の動きの予想にも商品価格は有用であると言える。このように、商品価格は物価や生産活動を予測する上で有益な情報を持っていると考えられる。さらに、商品価格は、CALL にも影響していることが読み取れる。Awokuse and Yang (2003) の議論を参考にすれば、これは金融政策が商品価格を参考にして実施されている証拠と理解することもできる。

他方、商品価格に影響を与えている変数はなく、商品価格の動きをマクロ経済変数から予測することは難しい。Garner (1989) などの解釈に従えば、この結果は、金融政策によって商品価格を操作することが難しいことを意味しており、商品価格は金融政策の情報変数にはなりうるが、ターゲットにはなり得ないと言える。

表8の(2)には、商品価格の指標として日経商品指数42種総合 (CJ42) を使用した場合の結果を示している²⁹。CJ42 の場合も、CJ17 の場合とほぼ同じ結論を得ることができる。

表8 5変量 VAR の推定に基づくグレンジャーの因果性テストの結果

(1) 商品価格として日経商品指数 17 種平均を使った場合

	被説明変数									
	M2CD		CALL		CPI		IP		CJ17	
	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値
M2CD			53.081	0.000	33.011	0.001	32.678	0.001	19.488	0.077
CALL	19.491	0.077			17.607	0.128	17.950	0.117	16.011	0.191
CPI	13.411	0.340	11.090	0.521			14.310	0.281	11.479	0.488
IP	27.593	0.006	27.121	0.007	30.414	0.002			8.942	0.708
CJ17	13.285	0.349	36.537	0.000	65.059	0.000	27.429	0.007		
All	102.999	0.000	203.331	0.000	289.078	0.000	106.132	0.000	65.974	0.044

²⁹ この場合も、Schwarz の情報基準によって、ラグを12とした。

(2) 商品価格として日経商品指数 42 種総合を使った場合

	被説明変数									
	M2CD		CALL		CPI		IP		CJ17	
	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値	加2乗統計量	p 値
M2CD			53.840	0.000	34.969	0.001	29.172	0.004	20.160	0.064
CALL	20.193	0.064			19.645	0.074	17.007	0.149	10.506	0.572
CPI	15.572	0.212	12.330	0.420			15.853	0.198	13.280	0.349
IP	26.921	0.008	26.660	0.009	33.355	0.001			10.884	0.539
CJ17	16.891	0.154	37.286	0.000	58.548	0.000	23.547	0.023		
AII	107.573	0.000	204.429	0.000	278.789	0.000	101.372	0.000	69.752	0.022

(注) 推計では、本文で説明したように（金利以外のすべての変数について）自然対数を取り、定常化するために、CPI で 2 階の階差をとったほか、残りの変数では 1 階の階差をとった。

6 商品ファンドは市場参加者を拡大するピークルとして機能しているか

(1) 商品ファンドの役割と運用金額

現状の商品先物取引の実態を前提にすると、先物取引がハイリスクであることは否めない。投資についての知識もあり、相応の資産も持っている個人が取引に参加することは市場の厚みを増す上で否定されることではないが、国民の多数が商品先物市場に直接参加することを期待するのは实际的ではないであろう。

その点では、専門家に運用を委託する商品ファンドは、魅力的な選択肢であると考えられる。商品ファンドとは、「商品投資に係る事業の規制に関する法律」（いわゆる「商品ファンド法」）に基づく金融商品であり、「投資家から集めた資金をひとつにまとめ、その資金を専門家の手により主に商品や金融の先物取引で運用し、その利益を投資家に還元する実績配当型金融商品」と定義されている。池尾（2002）は、「商品先物市場そのものは、プロ同士で取引する市場であって、そこに個人をつなぐような、集団投資スキーム（商品の場合でいえば商品ファンドのようなピークル）を通じて商品市場に間接的に参加するという体制」が「今後の理想的なマーケットの姿」だと指摘している。

商品ファンドが他の金融資産に比べて魅力を持つ点としては、インフレへの強さがあげられる。とくに、1970年代のように高いインフレの時期には、他の金融資産で運用していた場合には実質価値が大きく目減りしてしまう³⁰。現在のようにデフレ経済では、こうした商品ファンドのインフレ抵抗力は表に出てこないが、財政が破綻状態にあるわが国にお

³⁰ Becker and Finnerty（1997）は、株式と債券だけのポートフォリオと、商品先物を組み込んだポートフォリオのパフォーマンスとを比較して、後者のパフォーマンスが前者を上回る度合いは、（高インフレの）1970年代においての方が、（低インフレの）1980年代よりも顕著であったとしている。

いて、インフレの脅威が将来にわたって存在しないとは言えない。商品先物（ないし商品ファンド）を組み込んだ年金の運用が長期の年金価値を安定させるために必要だという Bodie (1981) の指摘も傾聴に値しよう。

ここでは、日本の商品ファンドについてその実績を振り返っておくことにしたい³¹。まず、表9は、商品ファンドの数及び運用残高を新規ファンドと存続ファンドについて示したものである。新規設定では、1997年度に38本、1407億円という最高値を記録したあとは急速に細っており、2000年度には新規設定額はわずか49億円となっている。他方、解約や満期などによって商品ファンドの運用残高は減っており、2003年9月末ではわずかに653億円となっている。比較のために、証券投資信託の残高を示すと、2003年9月末で37兆円であり、そのうち20兆円が株式投資信託である。このように、商品ファンドも（商品先物取引と同様に）一般投資家にはほとんど利用されていないのが実情である。

商品ファンドの販売が低迷する要因のうち、商品内容そのものの問題として、運用成績の不振、超低金利による元本確保型ファンド組成の難しさ、小口化による投資家層の変化とコスト増、などがあげられる³²。については、次の（2）で詳しく触れることにする。

の元本確保型ファンドとは、わが国では元本割れを嫌う投資家が多いことから、元本の相当部分を国債などの安全資産で運用して償還元本を確保し、残りの部分を先物で積極運用するファンドである。たとえば、国債の金利が10%あれば62万円を5年間複利運用すれば100万円になる³³。したがって、100万円を受け入れて62万円を国債に運用し、残りの38万円を積極運用を行うわけである。しかし、金利が低下して、たとえば国債の金利が1%になると、95万円を国債に運用しなければならず、先物に運用できるのは5万円になってしまう。最近のように低金利が続くと元本確保のための安全運用が大半を占め、先物運用部分がほとんどなくなってしまい、高いリターンを期待することはできなくなってしまったのである。

は最低販売単位の小口化に関する問題である。商品ファンドが導入された当初の最低販売単位は1億円であったが、小口化が進められていき、1998年には規制がなくなった。しかし、それに対応して販売戦略の見直しが進まなかったために、小口の顧客層に商品ファンドを販売するルートが未発達のままであった。とくに、小口化を積極的に進めたにもかかわらず、専門商品取引会社が、先物取引の委託手数料に比べて商品ファンドの手数料収入が少ないために、販売に熱心にならなかった。

（商品取引会社以外の）販売者サイドの問題としては、銀行がリスク商品としては投

³¹ アメリカでの実証研究を展望したわかりやすい研究に、榊原（1996）がある。

³² 「救世主・商品ファンドは復活するか」『東洋経済・商品先物・商品ファンド2000』。

³³ 実際には、商品ファンドは「主に商品」に投資することになっているので、金の現先取引などが元本確保部分の運用対象になっているようである。

資信託の販売に注力し、商品ファンドは銀行の販売管理システムにすら載っておらず、銀行の販売姿勢が消極的であること、（証券業が登録制になったことに伴い）証券会社が商品ファンドを販売するためには新たに許可を得ることが必要になったこと、商社が資金の必要な貴金属関連のビジネスから撤退した際に、貴金属部が担当していた商品ファンドからも撤退したこと、リース会社は元本確保型でない金融商品の販売力に限界があること、といった点がある（牛嶋（2003））。

表9 商品ファンドの現状

年 度	新 規 設 定		運 用 中 実 数	
	本 数	金 額（億 円）	本 数	金 額（億 円）
1993	18	465	78	2,293
1994	18	446	96	2,739
1995	20	379	107	2,508
1996	22	346	117	2,432
1997	38	1,407	137	3,184
1998	22	658	127	3,153
1999	17	256	114	2,819
2000	6	49	99	2,364
2001	10	197	74	1,993
2002	9	129	42	784
2003	7	134	35	653

（注1）データは、日本商品投資販売業協会のホームページから得た。

（注2）2003年度の値は、2003年9月末までのデータである。

(2) 商品ファンドの運用パフォーマンス

次に、商品ファンドの運用パフォーマンスの実績を見てみることにしよう。かつては、運用パフォーマンスが開示されていない商品ファンドが多かったが、最近ではディスクロージャーも進んできた³⁴。図7は、統計の利用できる商品ファンドのリターン（騰落率）を四半期毎にクロスセクションで平均値と標準偏差を求めて描いたものである（1998年第1四半期から2003年第2四半期）³⁵。図中の■印が商品ファンドの平均リターンであり、

³⁴ 『東洋経済 商品先物四季報97』は、「現在、運用パフォーマンスを公開しているのは、ごく一部にすぎず、また、運用期間、運用スタイルなどの内容が明確でない」と指摘している。

³⁵ データの出所は、日本商品投資販売業協会のホームページであるが、1998年第1四半期以降のリターンデータしか掲載されていなかった。

平均 $\pm 2 \times$ 標準偏差を破線で示している。比較のために、TOPIX のリターンについても $\times$ 印付きの太線で示している。

この図から読み取れるのは、第 1 に、商品ファンドのリターンが（平均値で見れば）非常に安定しているということである。第 2 に、この期間の株価の変動は非常に大きく、商品ファンドのリターンの $2 \times$ 標準偏差の枠外にあるケースも少なくない。第 3 に、グラフから読み取るのは難しいが、サンプル期間の平均リターンを比較すると、商品ファンドが 0.46% であるのに対して、TOPIX は -1.19% であった。したがって、このサンプル期間に関する限り、（事後的に見れば）商品ファンドは、TOPIX に比べてローリスク・ハイリターンであった。また、商品ファンドのリターンと TOPIX のリターンの相関係数は、-0.55 であった。相関がマイナスということは、うまくポートフォリオを組むことによって、株式のリスクと商品のリスクを打ち消しあうことが可能になることを意味している。

こうした計数分析は、多数の商品ファンドの平均をとっていることが影響している可能性がある。もちろん、投資家がすべての商品ファンドに分散投資することは（理論的には）可能であるので、商品ファンドの平均リターンを問題にすることは意味がある。しかし、個別の商品ファンドのパフォーマンスが非常に大きく異なるならば、すべての商品ファンドに投資できない投資家にとっては、（商品ファンドの平均値での分析は）リスクを過小に評価していることになるかもしれない。そこで、最もリターンの高い商品ファンドのリターン、上位 10% 位の商品ファンドのリターン、上位 25% 位の商品ファンドのリターン、および最もリターンの低い商品ファンドのリターンの 4 つを示したのが、図 8 である。これからわかるように、最高値や最低値は非常に大きな値をとっている。したがって、ある商品ファンドを購入した場合には、30% を越える大きな利益を得ることもあるが、逆に -30% 近い損失を被ることもある³⁶。

上位 10% の運用成績をあげている商品ファンドとトップの成績のファンドとのリターンの格差は非常に大きく、商品ファンドの運用成績にかなりばらつきがあることが確認できる。他方で、上位 25% 水準になると、それほど高いリターンを記録していない³⁷。これは、元本確保型の商品ファンドが現存ファンドに多いことを反映している。商品先物取引自体はレバレッジが高く、リスクが非常に大きな取引であると一般に考えられているが、商品ファンドの多くはローリスク型の運用を行っており、ハイリスク型の運用を行っているのは少なかったというのが実態である。こうしたローリスク型運用の結果、他の金融商品との差別化を図れなくなっているのである。

そもそも、元本確保型ファンドは、理論的に考えれば、合理的な投資家が選択する理由に乏しいとも言える。なぜなら、元本確保部分に投資される金額に対しても、商品ファン

³⁶ ここでの騰落率は 4 半期ベースであるので、年率に直すとおおよそその 4 倍の騰落率となる。

³⁷ 今回の分析では、各ファンドのパフォーマンスの時系列的な相関を考慮しておらず、各期のパフォーマンスがそれぞれ独立に生起していると想定していることになる。

ドとしての（比較的高い）手数料を負担させられているからである。たとえば、元本のうち60を安全資産、40を危険資産に投資する商品ファンドに投資するぐらいなら、手数料の安い公社債投資信託に60を投資し、40だけ積極運用型の商品ファンドを購入する方が、手数料だけ考えても有利なはずである。こうした商品の本来の性質を覆い隠してしまい、目先の「売りやすさ」が優先した結果、商品ファンドの魅力が低下してしまったともいえるであろう³⁸。

実際、2003年6月末の実績で見ると、積極運用型のファンド（23ファンド）の設定来の年平均利回りは6.97%にも達し、元本確保型のファンド（20ファンド）の0.12%を遙かに上回っている。商品先物というリスクの非常に高い取引を投資対象にしていることのメリットは、ポートフォリオの組成を工夫すれば、顧客のニーズに対応した様々なリスク特性を持つ商品ファンドを設計できる点である。既存の証券投資信託と同種の商品では、販売窓口や一般のイメージなどを考えれば、当面太刀打ちすることは難しい。むしろ、他の金融商品にないリスク特性を前面に出すことが商品ファンドの普及には必要であろう。

たしかに、商品ファンドを一般の国民が利用できるようにするには、販売窓口の拡充が不可欠であるが、（窓口としての）銀行や信用金庫にとって売りやすいという理由で、元本確保型商品を用意するだけでは、商品ファンドとしての特性を十分に活用できない。やはり時間はかかるかもしれないが、商品ファンドの特性（特にインフレ抵抗力の強さと他の金融資産との分散投資のメリット）を顧客にきちんと説明できる販売チャネルを整備していくことが重要であろう。たとえば、日本版401kプランの投資対象に商品ファンドを組み入れてもらえるような地道な努力が必要であると考えられる。

³⁸ また、商品ファンドへの入門として元本確保型ファンドを位置づけるのであれば、実際に元本確保型ファンドの購入者が、その後に積極運用型ファンドの購入を行っているのかを調査すると言ったことも不可欠であろう。

図7 商品ファンドと TOPIX のリターンの推移

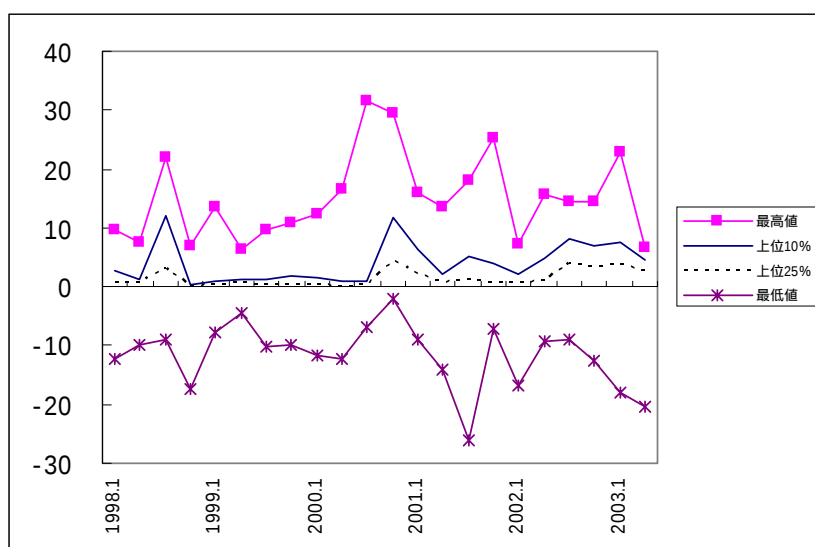


(注1) ×印の太線は、TOPIX の四半期リターンである。たとえば、1999年第一四半期の TOPIX のリターンは、1999年3月の終値(の自然対数値)から1998年12月の終値(の自然対数値)を引いた値である。

(注2) ■印の実線は、商品ファンドの平均リターンである。これは、日本商品投資販売業協会のホームページ上で利用できる商品ファンドの期間騰落率の単純平均である。

(注3) 破線は、商品ファンドの平均リターンにその標準偏差の2倍をプラスないしマイナスしたものである。正規分布しているとすれば、約95%がこの破線の間に含まれることになる。

図8 商品ファンドの運用パフォーマンスの散らばり



(3) 商品ファンドの販売窓口としての金融機関

すでに述べたように、商品ファンドの販売が低迷している理由の一つとして、販売側の要因が指摘されている。商品ファンド法に基づく許可を取得（商品投資販売業許可取得業者）すれば、商社やリース会社、商品取引会社、証券会社、クレジット会社等一般事業法人でも商品ファンドを取り扱うことができ、また、銀行や信用金庫も商品ファンドを販売できることになっている。表10は、2000年までの累計での販売業者別の販売実績である。一般家計にとって最も身近な金融機関は銀行や信用金庫であり、日本には銀行・信用金庫が約500社あるが、このうちわずか35社しか商品ファンドを取り扱ったことがないのである。

2003年6月末現在で存続している商品ファンドの販売業者を個別的に調べてみると、積極運用型のファンドの販売銀行は、福井銀行（アルゴオープン）のみである。元本確保型のファンドの販売銀行・信用金庫は、UFJ銀行、東京三菱銀行、三井住友銀行、住友信託銀行、UFJ信託銀行、日本信託銀行、鳥取銀行、横浜銀行、山口銀行、北越銀行、千葉銀行、広島銀行、福岡シティ銀行、阿波銀行、山形銀行、百五銀行、常陽銀行、足利銀行、大阪市信用金庫などであった。ただ、ほとんどのファンドが1998年から1999年に販売されたもので、2003年から2004年に満期になる。つまり、2000年以降、銀行等は商品ファンドをほとんど手がけていないのが実情である。

ついでながら、銀行自身の商品先物への取り組み状況を見るために、主要銀行のディスクロージャー資料から、「デリバティブ取引の時価等」で開示されている商品関連取引の計数を書き出してみたのが、表11である。多くの主要銀行の商品関連取引の残高がゼロであり、利用している場合も、店頭取引だけである³⁹。表の中では2002年度のみずほ銀行の商品オプションの22億円（評価損益）が最大値であるが、資産数十兆円の巨大銀行ではほとんど問題にならない規模である。

³⁹ ただし、ディスクロージャーされている数値からは、ヘッジ会計が適用されている取引は除かれている。たとえば、東京三菱銀行は原油デリバティブを1991年から手がけており、2000年には200件、3000万バレル（日本の年間消費量の約1％）を取り扱い、邦銀で最大規模であるといわれている。しかし、東京三菱銀行の場合、顧客から受注したデリバティブのうち、「かなりの」部分を他の銀行へ転売したり、海外の先物市場につないでいる（「東京三菱銀行〔原油デリバティブ〕スワップ、オプションが中心」『日経フューチャーズレポート』28号 2001年）。この結果、開示されている計数は、銀行の商品関連のデリバティブ利用を過小評価していることは否定できない。現行のディスクロージャーでは、商品デリバティブの真の利用状況はわからない。

表 10 業態別販売業者数

業 態	2000 年までの累計
クレジット会社	5
商 社	12
商品取引員	36
リース会社	14
証 券	2
そ の 他	6
許可業者合計	75
信 託 銀 行	7
銀行・信用金庫	35
証 券	37
適用除外合計	79
総 計	154

(注 1) 累計はこれまでに販売を行った業者数。

(注 2) 証券会社は、99年 6 月末まで見なし業者のため、適用除外に分類。99年 7 月以降は許可業者の項に分類。

(注 3) 両方に非許可業者(ファンド法施行前)各 1 社及び廃業した業者各 1 社含む。

表 11 主要銀行の商品関連取引の現状

2000 年度			2001 年度			2002 年度		
三和銀行	燃料スワップ	7	UFJ 銀行	燃料スワップ	58	UFJ 銀行	燃料スワップ	1277
東海銀行	なし						燃料オプション	40
東京三菱銀行		54	東京三菱銀行	商品スワップ (石油)	1	東京三菱銀行	商品スワップ (石油)	4
三菱信託銀行	なし		三菱信託銀行	なし		三菱信託銀行	なし	
第一勧業銀行	なし		第一勧業銀行	なし		みずほ銀行	商品オプション (オイル、銅、 アルミニウム)	2176
富士銀行	なし		富士銀行	なし		みずほコーポ レート銀行	商品オプション (オイル、銅、 アルミニウム)	607
日本興業銀行	商品オプション	18	日本興業銀行	商品オプション (オイル、アルミ ニウム)	329			
住友銀行	商品オプション	51	三井住友銀行	商品スワップ	142	三井住友銀行	商品スワップ	729
さくら銀行	なし			商品オプション (オイル)	37		商品オプション (オイル)	28
大和銀行	なし		大和銀行	なし		りそな銀行	なし	
あさひ銀行	なし		あさひ銀行	なし				
中央三井信託 銀行	なし		中央三井信託 銀行	なし		中央三井信託 銀行	なし	
住友信託銀行	なし		住友信託銀行	なし		住友信託銀行	なし	

(注 1) 表の数値は、当該取引の評価損益(単位 百万円)

(注 2) 各銀行の単体ベースの数値で、ディスクロージャー誌の「デリバティブ取引の時価等」の
開示項目より引用。

(注 3) 上記のすべては、店頭取引であり、取引所取引はゼロである。

7 先物市場への信頼がすべての前提

(1) 絶えない苦情

業界自身も認めるように、商品先物取引に対しての一般のイメージは非常にネガティブである。多くの人々が、商品先物取引自体を非常に危険な物であり、近寄るべきではないと考えているようである。そうした背景には、実際に、商品先物業者との間で多くのトラブルが発生していることがある。日本商品先物取引協会によると、苦情の申出件数は2001年度426件、2002年度349件、2003年度（9月末まで）117件となっており、1998年の商品取引法改正後も苦情が絶えない⁴⁰。農林水産省総合食料局商品取引管理官の田辺（2003）は、「苦情は一向に減少していない」として、「信頼性の向上が商品先物業界の発展の鍵」だと述べている⁴¹。

各社は日本商品先物取引協会の定める「情報開示モデル」に従って、当該年度に受け付けた「苦情」や「紛争」の件数を公表している。「苦情」とは、「受託等業務に関し、委託者等が商品取引員会社に対して異議、不平、不満等を表明したもの、または、日本商品先物取引協会にその解決の申し出のあったもの」と定義され、「紛争」は、「受託等業務に関し、委託者等の異議、不平、不満等に起因する当事者間の主張の対立が具体化、先鋭化し、委託者等が取引所に紛争仲介の申し出をし、又は日本商品先物取引協会にあっせん若しくは調停の申し出をしたもの」と定義されている。

もちろん、こうした苦情や紛争には、委託者等の誤解や理不尽な要求である場合も含まれているが、トラブルの代理変数として利用可能であろう。そこで、表 12に、『（東洋経済・臨時増刊）商品先物2003』に掲載されている専業の商品取引員会社83社に関しての（2002年度中の）苦情の件数の分布状況を示してみた⁴²。83社の合計で苦情件数は350件であった。苦情が全くない会社は全体の2割程度であるが、苦情件数が2件までの会社が全体の50%を占めている。苦情の内容についての詳細はわからないが、これらの会社においては「苦情」はそれほど深刻ではないように思われる。他方、「苦情」件数が、10件を超える会社も11社ある。

一部の会社では、苦情と紛争の内訳を公表していないので、苦情と紛争の合計について

⁴⁰ 日本弁護士連合会（2003）が引用している国民生活センターのデータでは、先物取引に関する被害（苦情、紛争、訴訟などを含む）は、2001年度に5983件、2002年度に7961件となっており、業界ベースの数値と大きく異なっている。

⁴¹ 10年前の1992年は364件、1993年は539件であった。

⁴² ただし、非専業のひまわりホールディングスを含めている。なお、同誌掲載の計数について一部、日本商品先物協会のホームページに掲載されている各社のディスクロージャー資料によって修正や補正を行ったが、データの欠落のために、一部の計測では全83社が利用できない場合がある。

比較しておくことも意味があろう⁴³。全社合計の紛争件数は129件であったので、苦情と紛争の合計は479件である。表 13に示したように、3割の会社で苦情や紛争がゼロないし1件である一方で、16件以上の苦情や紛争が生じた会社が1割以上に達していることがわかる。このように、苦情・紛争は業界全体の問題ではあるが、同時に一部の会社に苦情・紛争が集中して発生していることも明確である⁴⁴。

表 12 苦情の件数の分布

苦情の件数	会 社 数	相対度数	累積相対度数
0	17	0.21	0.21
1	14	0.16	0.37
2	13	0.16	0.52
3	3	0.04	0.56
4	10	0.12	0.68
5	6	0.07	0.76
6	5	0.06	0.82
7	1	0.01	0.83
8	2	0.02	0.85
9	1	0.01	0.87
10	1	0.01	0.88
12	3	0.04	0.91
14	2	0.02	0.94
16	1	0.01	0.95
17	3	0.04	0.99
28	1	0.01	1.00

⁴³ 苦情と紛争の件数を分けて報告していない会社については、すべて苦情としてカウントしている。

⁴⁴ ただし、日本弁護士連合会（2003）は、「先物被害は、一部の業者だけが引き起こしているのではない。業者の大半に苦情があり、業者に損害賠償責任を認める判決も一部の業者に集中しているというわけではない」としている。

表 13 苦情と紛争の件数の分布

苦情と紛争の件数	会 社 数	相対度数	累積相対度数
0	15	0.18	0.18
1	10	0.12	0.30
2	4	0.05	0.35
3	4	0.04	0.39
4	8	0.10	0.49
5	9	0.11	0.60
6	9	0.11	0.71
7	3	0.04	0.74
8	4	0.05	0.79
9	2	0.02	0.82
11	1	0.01	0.83
12	2	0.02	0.85
13	2	0.02	0.88
14	1	0.01	0.89
16	4	0.05	0.94
17	1	0.01	0.95
20	1	0.01	0.96
21	1	0.01	0.98
22	1	0.01	0.99
28	1	0.01	1.00

(2) 苦情発生要因分析

こうした「苦情」や「紛争」の件数が、どのような会社で多いかを簡単な回帰分析によって分析してみることにした。分析対象は、『(東洋経済・臨時増刊)商品先物2003』に掲載されている専業の商品取引員会社83社である。このような分析はこれまでほとんど行われていないが、苦情や紛争を減らしていくための貴重な情報を提供するはずである。

委託者間のトラブルの多さを示す代理変数として、(2002年度中の)「苦情」や「紛争」の件数を利用することにした。ただし、被説明変数としては、「苦情」や「紛争」の件数をそのまま使うことは必ずしも適当ではないであろう。なぜなら、委託者数が5000人を越える商品取引員会社が3社ある一方で、100人に満たない会社も7社あるなど、委託者の数が大きく異なるからである。そこで、2003年3月末の委託者数で苦情や紛争を割った値を、被説明変数と利用することにした。以下では、苦情比率(=苦情÷委託者数)およびトラブル比率(=[苦情+紛争]÷委託者数)と呼ぶことにする。

説明変数として選んだのは次のような変数である。

規模変数：企業規模が大きいほど、社内のコンプライアンス部門はしっかりと整備されていると期待できる。また、マスメディアなどの監視の目も規模が大きいほど厳しいであろう。他方で、規模が大きな会社ほど複雑な取引を取り扱う可能性が高く、トラブルが多くなる可能性もある。したがって、先験的にこの符号を予想することはできない。具体的には、2003年3月末の総資産額（単位 百万円）の自然対数値を利用した⁴⁵。

純資産余裕比率（余裕比率と略称）：余裕比率は、純資産額 ÷ 必要純資産額 × 100で定義される。純資産は資産から負債を引き、商品責任準備金を加えたものである。必要純資産額は、商品取引所法第49条第1項の規定で、当該会社が商品取引員として有していなければならない純資産額である。したがって、この余裕比率が大きい会社ほど、健全性が高いと考えることができる。

自己資本比率：自己資本 ÷ 総資産 × 100で定義される。銀行規制において、自己資本比率は、早期是正措置の根拠となるなど重要な政策変数となっており、銀行行動に自己資本比率の水準が影響していることが知られている⁴⁶。自己資本比率規制の根拠の一つは、自己資本が一定水準を上回ると、（自己資本を失うのを恐れて）保守的な経営を行うインセンティブが強まるという自己資本のインセンティブ効果である⁴⁷。もしこのインセンティブ効果が強ければ、自己資本比率の高い商品取引会社ほど慎重な取引を行うはずで、トラブル発生も少ないであろう。したがって、自己資本比率の係数はマイナスが予想される。

委託者手数料収益比率（委託比率と略称）：商品先物取引にかかる委託手数料 ÷ 経常収益 × 100で定義される。委託手数料に依存する割合が高い会社ほど、過剰な回転売買を顧客に行わせるインセンティブが強いと考えられる。

当期利益：経営状況が悪い会社では不正行為がしばしば見られる。したがって、この係数はマイナスになる予想される。規模変数としての影響を避けるために、総資産で割った総資産利益率（ROA）を使うことにした。

以上の被説明変数と説明変数の平均値および、被説明変数と説明変数間の単相関係数を示したのが、表14である。

⁴⁵ 以下の計数はすべて、2003年3月決算の値であり、『東洋経済・臨時増刊 商品先物2003』から引用した。

⁴⁶ たとえば、家森（2004）は、自己資本比率が低い銀行はリスクの高い中小企業貸出を抑制していることを実証的に示している。

⁴⁷ 逆に言えば、自己資本比率が非常に低くなると、「一か八か」の行動をとるインセンティブが生まれるために、過大なリスクをとる可能性がある。

表 14 苦情要因関数に関連する諸変数の基本統計量

	平 均 値	相 関 係 数	
		苦情比率	トラブル比率
苦情比率	4.938	1.00	0.97
トラブル比率	6.355	0.97	1.00
ln(資産)	135.9	-0.27	-0.26
自己資本比率	30.9	0.15	0.17
余裕比率	338.7	-0.14	-0.18
委託比率	85.6	0.03	0.11
ROA	14.7	-0.26	-0.24

(注1) 苦情比率とトラブル比率の平均値は、委託者 1000 人あたりの値。

(注2) ln(資産)の欄の平均値は、対数を取らない資産額を使つての平均値(単位 百万円)。

(3) 苦情関数の推定結果

回帰分析の結果は表15の通りであった⁴⁸。まず、全サンプルを使った分析では、ROA が唯一10%水準で有意であった。ROA の係数はマイナスであるので、業績が良い企業ほど苦情が少ないという傾向が示唆されている。

ただし、サンプル企業の中には業務歴の極端に短い企業も含まれることから、創業期の特殊事情が影響している可能性もある。そこで、そうした例外的なサンプルを除いた推計結果も示した。それが表15の2列目で、具体的には、2002年3月期の当期利益についてもデータが得られる企業(継続企業)のみをサンプルにした場合である。この場合、ROA の係数は5%水準で有意となり、さらに、委託比率が1%水準で有意にプラスとなる。つまり、委託手数料収入に依存している度合いが多い会社ほど、苦情が多いということである。他の変数で有意なものは見られなかった。

表15の3列目は、継続企業のサンプルを使って、t 値が1を下回る自己資本比率と余裕比率を推計式から落とした場合である。この場合、委託比率と ROA の有意性と符号は変化しないが、資産項が(5%基準で)有意にマイナスとなっている。つまり、資産が大きい会社ほど苦情が少ないという結果が得られている。

同様のことを、トラブル比率についても行った。その結果が表16である。ROA と委託比率についての結果は、苦情比率の場合と全く同様で、ROA の高い企業や委託比率の低い企業ではトラブルの発生比率が小さいということである。資産、自己資本比率、余裕比率については、フルモデルでは有意ではなく、資産と余裕比率を落として推計した場合に、自

⁴⁸ ただし、決定係数の値が小さく、モデルの説明力が低い点に留意が必要である。今後、様々な説明変数を利用することで、モデルの説明力を向上させることが課題である。

己資本比率が10%水準で有意となった⁴⁹。

以上の実証結果の要点は、(ROA で示される) 経営状況の悪化した会社では苦情や紛争が増えるということである。2005年に委託手数料が完全自由化されるが、その結果、商品取引業者の間でも優勝劣敗が明確になるはずである。したがって、経営状況の悪くなった会社が多数生じて、トラブルを頻発させるおそれがある。もちろん、だから委託手数料を規制し続けよというのではなく、経営状況の悪くなった会社がトラブルを起こさないように、きちんとした監視・監督が必要であるし、また、いざという場合に備えた委託者保護制度の一層の整備が喫緊の課題である⁵⁰。自由化によるトラブルの増大によって先物市場から投資家が離れていってしまうことのないように、取引環境の整備に注力しなければならない⁵¹。

表 15 苦情関数の推定結果

	苦 情 比 率		苦 情 比 率		苦 情 比 率	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	7.936	0.753	8.698	1.132	13.108	2.336
ln(資産)	-1.189	-1.062	-1.301	-1.600	-1.600	-2.622
自己資本比率	0.123	1.368	0.059	0.991		
余裕比率	-0.001	-0.258	-0.001	-0.326		
委託比率	0.056	1.245	0.078	2.780	0.074	2.733
ROA	-28.256	-1.797	-25.261	-2.417	-24.329	-2.373
自由度修正済み R ²	0.069		0.179		0.190	
サンプル数	83 (全サンプル)		77 (継続企業)		77 (継続企業)	

(注1) サンプル数の欄の継続企業は、2002年3月期に当期利益についてもデータが得られる企業である。

⁴⁹ ただし、予想に反してプラスの係数であり、自己資本比率の高い企業ほどトラブルが発生しやすいということになる。自己資本がリスク許容度を示すとすれば、自己資本比率の高い会社ではリスクの高い取引を行いやすいとも考えられる。もし、本当にそうなら、商品取引会社に自己資本の充実を求める政策は(この点に関してのみ言えば)望ましくなくなってしまう。ただし、有意水準が低く、確定的な結論を得るためには、他の年度の検討などを行う必要がある。

⁵⁰ 上村(2003)参照。

⁵¹ 産業構造審議会商品取引所分科会(2003)は、「(商品取引員の)財務面の要件については、個々の取引員のリスク負担や業態に応じた要件を設定し、早期是正措置等を導入するとともに、純資産の評価方法の厳格化を行うこと」を提案している。本稿の実証結果に基づくと、破綻時の混乱を避けるという視点だけではなく、トラブルを未然に防止するという視点からも、早期是正措置を活用する必要がある。

表 16 トラブル発生関数の推定結果

	トラブル比率		トラブル比率		トラブル比率	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
定数項	3.870	0.355	5.728	0.672	-6.120	-1.705
ln(資産)	-0.977	-0.842	-1.231	-1.365		
自己資本比率	0.170	1.824	0.100	1.530	0.101	1.738
余裕比率	-0.005	-0.828	-0.004	-1.014		
委託比率	0.094	2.020	0.120	3.868	0.112	3.549
ROA	-28.635	-1.758	-27.545	-2.376	-37.759	-3.307
自由度修正済み R ²	0.101		0.252		0.193	
サンプル数	83 (全サンプル)		77 (継続企業)		77 (継続企業)	

(4) 委託者数と苦情の関係

最後に、こうした苦情が委託者数に与える影響を見ることにする。

被説明変数は、委託者数の伸び率（＝2003年度末の委託者数÷2003年度期首の委託者数×100；記号 NOBI）であり、これを苦情比率（KUJYO・・・委託者1000人あたりの苦情件数）および、非線形性を仮定して苦情比率の2乗項で回帰してみることにした⁵²。期首の委託者数がゼロである企業をサンプルから除いて、残った78企業による推計と、さらに期首の委託者数が50人以上である企業75社に関する推計とを行った。その結果が、表17である。（全サンプルの場合の）得られた計数を利用して、KUJYOの影響を見てみよう。そのために、KUJYOに関する偏微分係数を求めると次のようになる。

$$\frac{\partial NOBI}{\partial KUJYO} = -5.741 + 0.392 KUJYO$$

したがって、KUJYO が14.6までの範囲では、苦情比率が高まると顧客が減るという関係が導かれる。先にも見たように、苦情比率の平均値は約5件（1000委託者あたり）であり、苦情比率が15を超えるのは6社のみである⁵³。したがって、通常の領域内では、苦情の多い会社では委託者が減るという関係が導かれる。苦情が少ない経営を行うことは、委託者を拡大していく上でも重要だといえるであろう。

ただし、ここでの結果は、自由度修正済み決定係数が非常に小さいことからわかるように、モデルとしての説明力が乏しいことも否めない。その原因の一つは、他の要因をコントロールしていないことに加えて、今回の分析が2002年度だけのクロスセクション分析

⁵² 3乗の項も入れた推計では、3乗項は有意ではなかった。

⁵³ 苦情比率が特に高い企業で委託者の伸びが高いのは、因果性が逆かもしれない。すなわち、無理な委託者の獲得が、苦情を多くしている可能性である。

に基づいていたためであると考えられる。今後、委託者数に影響すると予想される説明変数を加えたり、複数年度をプールしてサンプル数を増やすなどによって、より精度の高い推計を行う必要がある。

表 17 委託者数と苦情の関係

	全サンプル		中大規模業者サンプル	
	係数	t 値	係数	t 値
定数項	126.533	12.831	106.646	41.283
KUJYO	-5.741	-1.989	-1.664	-2.251
KUJYO ²	0.196	1.657	0.067	2.219
自由度調整済み R ²	0.027		0.042	
サンプル数	78		75 (期首委託者数50超)	

8 む す び

本稿では、第2節で、商品先物取引の現状とそこから直ちに読み取れる問題点について指摘した上で、第3節で、構造改革が必要な日本経済において商品先物取引に特に期待されている役割・機能を整理した。第4節以降では、国民経済的な観点から、先物取引の価格情報の発信機能と資産運用機能を分析した。

わが国経済の直面する最大の課題は、経済構造の改革と（年金問題が2003年の衆議院選挙の最大の争点になったように）将来不安の解消であると考えられるので、先物取引の情報発信機能と資産運用機能は国民経済的な意義が非常に大きくなってきたと言える。経済構造の改革とは価格調整メカニズムを受け入れることである。言い換えれば、需要の減退した分野から需要が伸びている分野に、貴重な資源が円滑に移るような経済構造をつくるのが、21世紀のわが国経済の課題なのである。その際に、「灯台」の役割を果たすのが、誰もが納得する価格指標である。したがって、先物市場が持つ価格情報の発信機能はますます重要になって行くはずである。つまり、今や構造改革の推進のインフラとしての役割が先物市場に期待されているのである。

しかしながら、先物市場で形成される価格が信頼できるものになるには、先物市場の一層の整備が必要であることも本稿での分析からは明らかになった。石油関連の先物市場のように、歴史が浅いにもかかわらず、価格情報の発信機能を備えつつある市場もある一方で、参加者が限られ、価格指標としての役割をほとんど担えていない市場もある。後者のような市場であっても、参加者が自発的に参加しているのなら、公共政策上の問題とはならないが、必ずしも相応しくない投資家が迷い込む（あるいは誘い込まれる）危険性には

留意しなければならない⁵⁴。そうした市場で、トラブルが発生すると、社会の抱く先物取引に対するイメージが一層悪化してしまうからである。

商品先物取引に関する一般からの信頼性がなければ、直接的な商品先物市場への参加も、商品ファンドのようなピークルを使っただけの参加も期待できない。また、そうした先物取引の枠組みそのものに対する信頼性がなければ、先物市場で決定される価格が指標としての地位を獲得できないであろう。先物取引に関するイメージの悪さは、先物市場が本来果たすべき役割を担う上で決定的な障害である。イメージの悪さの大きな原因が、先物取引を巡るトラブルの多さにあることは否定できず、先物取引が普及しないのは業界自身の責任であるとも言える。トラブルを減らさずして、先物取引の機能発揮の可能性はなく、商品先物取引業界の将来もないと言っても過言ではない。

産業構造審議会商品取引所分科会（2003）を受けて、政府は商品先物市場の抜本的な改革を進めようとしている。本稿の分析は、そうした改革の方向性が正しいことを示している。しかし、1980年代後半のアメリカでは金融自由化に対応できずに多数の S & L が破綻したように、大きな改革が進められる時期には、それに対応できない業者が出てくる可能性が高い点には注意が必要である。業績の悪い業者ほど顧客との問題を起こしやすいという本稿の分析結果からいえば、改革を進める際には、監督体制の一層の整備・強化が不可欠である⁵⁵。先物市場の大改革に当たっても、信頼こそがすべての前提であることに十分留意して、信頼を維持できる環境を維持・整備しておくことは、行政の大きな責任でもある。

⁵⁴ 日本弁護士連合会（2003）は、一般消費者に対する先物取引の勧誘を禁止すべきだという提言を行っている。

⁵⁵ やや逆説的であるが、Stiglitz and Greenwald（2003）も金融自由化の過渡期の問題として、「規制が実際に取り除かれ始める前に、まず監督を強化しておかねばならない」と指摘している。

【参考文献】

池尾和人「基調講演：デフレ・インフレと商品先物」一橋大学大学院商学研究科編『新世紀の先物市場』東洋経済新報社 2002年。

伊藤史朗「価格と取引高 - 商品先物市場の計量分析 - 」『経済学論叢』第50巻 1998年12月。

上村達男「淘汰・再編を迫る2005年大改革 市場機能強化に向け総仕上げの段階」『（東洋経済・臨時増刊）商品先物2003』2003年9月。

宇佐美 洋『入門先物市場』東洋経済新報社 2000年。

宇佐美 洋「日本の商品先物市場の発展と課題」一橋大学大学院商学研究科編『新世紀の先物市場』東洋経済新報社 2002年。

宇佐美 洋「ヘッジ機能持つ商品先物市場は日本経済再生への切り札になる」『（東洋経済・臨時増刊）商品先物2003』2003年9月。

牛嶋英揚「ブームの予感：新型ファンド相次ぎ登場へ」『（東洋経済・臨時増刊）商品先物2003』2003年9月。

神木良三他「日本商品先物市場の効率性—共和分分析による実証的研究—」『先物取引研究』第4巻第2号 2000年3月。

河村幹夫「今求められる先物取引の機能」『日経フューチャーズレポート』28号 2001年。

木原大輔『商品先物取引の仕組み』日本実業出版社 2000年。

経済産業省・経済構造審議会商品取引所分科会・事務局説明資料「商品取引市場の現状」2003年5月。

榊原茂樹「マネージド・フューチャーズは良い投資対象か？」『先物取引研究』第2巻第3号 1996年12月。

産業構造審議会商品取引所分科会「商品先物市場制度の改革について（中間報告）」2003年12月。

田中直毅『構造改革とは何か』東洋経済新報社 2001年。

田辺義貴「インタビュー：商品先物取引の発展のためには信頼性の向上が最大の課題だ」『（東洋経済・臨時増刊）商品先物2003』2003年9月。

日本銀行金融研究所『新版わが国の金融制度』日本信用調査 1995年。

日本弁護士連合会「商品先物取引制度改革意見書」2003年11月。

花輪俊哉・小川英治・三隅隆司「商品先物価格のリスクプレミアムの存在に関する実証分析 - 正常の逆鞘・順鞘は存在するのか - 」一橋大学大学院商学研究科編『新世紀の先物市場』東洋経済新報社 2002年。

挽 文子「リスク・マネジメントと先物市場」一橋大学大学院商学研究科編『新世紀の先物市場』東洋経済新報社 2002年。

松浦龍雄・木原大輔・高岡康行『変貌する商品先物取引米相場からデリバティブまで』東洋経済新報社 1995年。

室屋有宏「わが国の農産物先物市場の現状と課題」『（農林中金総合研究所）金融市場』2000年12月。

家森信善『地域金融システムの危機と中小企業金融 - 信用保証制度の役割と信用金庫のガバナンス - 』千倉書房 2004年。

渡部敏昭・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』第2巻第3号 1996年12月。

Awokuse, Titus O., and Jian Yang, 2003, "The informational role of commodity prices in formulating monetary policy, A reexamination," *Economics Letters* 79, 219-224.

Barsky, Robert B., and Lutz Kilian, 2001, "Do we really know that oil caused the great stagflation? A monetary alternative," NBER Working Paper Series 8389.

Becker, Kent G., and Joseph E. Finnerty, 1997, "Indexed Commodity Futures and the Risk and Return of Institutional Portfolios" (with K. Becker), *Advances in Investment Analysis and Portfolio Management* 4, 1-14.

Bodie, Zvi, 1981, "Purchasing-Power Annuities: Financial Innovation for Stable Real Retirement Income in an Inflationary Environment," NBER Working Paper Series 442.

Cody, Brian, J., and Leonard O. Mills, 1991, "The role of commodity prices in formulating monetary policy," *The Review of Economics and Statistics* 73(2), 358-365.

Commodity Futures Trading Commission(CFTC), 2001, "Economic Purposes of Futures Trading," (<http://www.cftc.gov>).

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1987, "Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums and the Theory of Storage," *Journal of Business* 60, 55-73.

Furlong, Fred, and Robert Ingenito, 1996, "Commodity Prices and Inflation," *FRBSF Economic Review* 1996(2), 27-47.

Garner, Alan, 1989, "Commodity Prices: Policy Target or Information Variable: A Note," *Journal of Money, Credit and Banking* 21(4), 508-514.

Hamilton, James D., 1992, "Was the Deflation During the Great Depression Anticipated? Evidence from the Commodity Futures Market," *American Economic Review* 82(1), 157-178.

Maddala, G. S., 1988, *Introduction to Econometrics*, Macmillan Publishing Company. (和合肇訳『計量経済分析の方法』マグローヒル 1992年)

Marquis, Milton H., and Steven R. Cunningham, 1990, "Is there a role for commodity prices in the design of monetary policy? Some empirical evidence," *Southern Economic Journal* 57, 394-412.

Shiller, Robert, J., 1979, "The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations of the Term Structure," *Journal of Political Economy* 87, 1190-1219.

Stephon, Peter S., 1991, "Commodity Prices: Policy Target or Information Variable: A Comment," *Journal of Money, Credit and Banking* 23(2), 260-266.

Stiglitz, Joseph E., and Bruce Greenwald, 2003, *Towards a New Paradigm in Monetary Economics*, Cambridge University Press. (内藤純一・家森信善訳『新しい金融論 - 信用と情報の経済学 - 』東京大学出版会 2003年)