

商品市況高騰とコモディティ投資規制

中 井 教 雄

(受付 2012年 5月 22日)

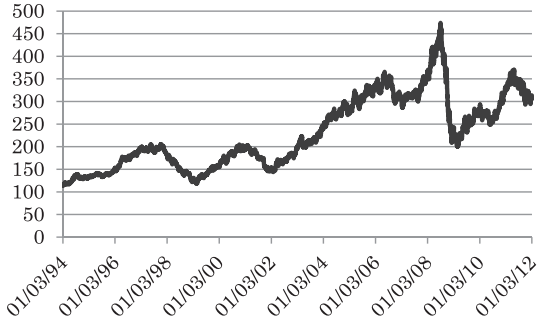
1. は じ め に

近年、原油や金属などのコモディティの（デリバティブ取引を含む）市場規模は世界的に拡大傾向にあり、その価格変動は、様々な経済主体から注視されている。図1は、代表的な国際商品指数の1つである CRB 指数の推移を表している¹⁾。この図より、コモディティ全体の価格推移としては、2008年まで高騰した後、金融危機の煽りを受けて一旦急落した。その後、エネルギー、食糧あるいは金属等の価格は、再び上昇傾向を示している。コモディティ価格の変動は、総じて2次産品やサービスの価格に比べて大きいですが、2000年以前のコモディティ価格の推移と比較しても、2003年以降における多くのコモディティ商品の価格変動はボラタイルになっている。

このようなコモディティ価格の変動の拡大要因として、大きく2つの要因に分類される。第1の要因は、新興国の景気拡大に伴う実需に基づいたコモディティ需要の増大であり、ファンダメンタルズによるものである。図2および図3はそれぞれ、主要先進国および BRICs 諸国の実質 GDP 成長率の推移を示している。また、図4および図5はそれぞれ、主要先進国および BRICs 諸国の物価上昇率の推移を示している。これらの図より、

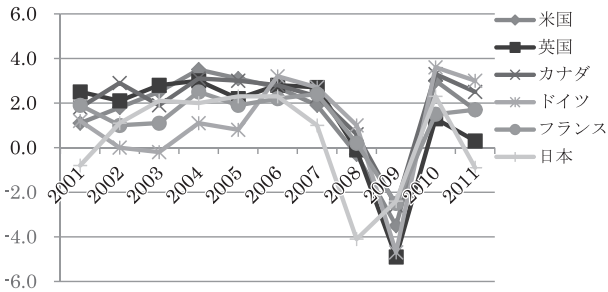
1) CRB 指数の正式名称は、「ロイター／ジェフリーズ CRB 指数」である。CRB 指数の構成等の詳細については、第3節で後述する。また、その他の国際商品指数として、S&P GSCI (Standard & Poor's Goldman Sachs Commodity Index) がある。これら2つの指標の特徴として、CRB 指数は、農産物等のウェイトが相対的に大きい一方、S&P GSCI はエネルギー関連のウェイトが相対的に大きいという点が挙げられる。

図 1 CRB 指数の推移



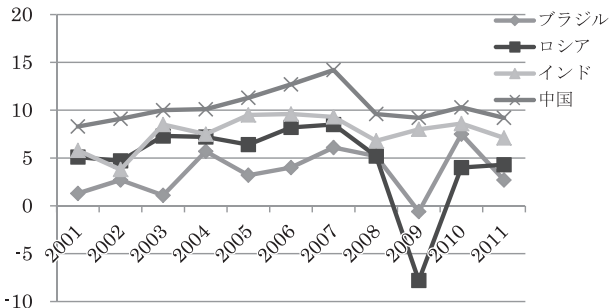
(出所) Jefferies (<http://www.jefferies.com>) より著者作成

図 2 主要先進国の GDP 成長率の推移



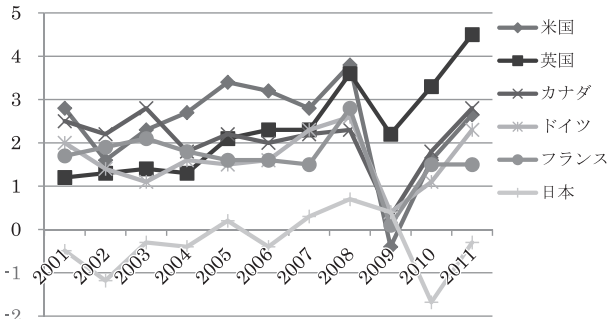
(出所) JETRO (<http://www.jetro.go.jp>) より著者作成

図 3 BRICs 諸国の GDP 成長率の推移



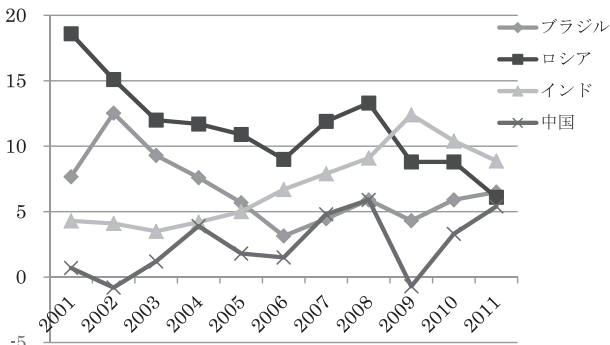
(出所) JETRO より著者作成

図4 主要先進国の物価上昇率の推移



(出所) JETRO より著者作成

図5 BRICs 諸国の物価上昇率の推移



(出所) JETRO より著者作成

BRICs を中心とする新興国が、経済成長に伴う消費および投資の拡大により、コモディティへの需要が増大し、主要なコモディティ価格が上昇していることが窺える。

第2の要因は、世界的な過剰流動性と「コモディティの金融商品化」を背景とした投機的取引である。FRB, ECB および日本銀行を中心とした中央銀行による非伝統的金融政策によって供給された膨大な資金の一部は、本源的な資金需要主体に向けられず、コモディティ市場に流入している。また、コモディティの金融商品化——コモディティETF等の投資手段の普

及および商品取引所のインフラ面の改善により、コモディティがオルタナティブ投資として伝統的な金融商品と同様の取引手段へと変化した現象——は、このような過剰流動性によるコモディティ市況の高騰を加速させた²⁾。

これら 2 つの主要な要因により、近年のコモディティ価格のボラティリティの拡大は、当該市場および金融市場だけでなく、実体経済にも多大な影響を及ぼしている。これは、次の 2 つの理由が存在するためである。第 1 に、コモディティは実物資産であるため、その価格は、消費等の需要サイドの要因や天災または技術革新等の供給サイドの要因を反映するなど、他の（伝統的な）金融商品とは異なる特徴を有している。また、コモディティ価格の高騰は、製造業部門が製造コストの上昇を製品価格に転嫁することが不可能である場合、当該企業の収益圧迫要因となる。第 2 に、たとえば、コモディティ価格高騰による製造コストの上昇を販売価格に転嫁可能であるとしても、消費者すなわち家計に与える影響は小さくない。

このように、コモディティ価格のボラティリティの拡大は、世界的に極めて重要な政策課題を提起している。例えば、Taylor (2000) は、近年、企業が費用を価格に転嫁する傾向が低下していることから、この転嫁率の低さをインフレ環境に対して外生的なものとして考えるべきであると主張している。また、斉藤・福永 (2008) は、資本市場が不完全な場合において、資産価格を参照した金融政策運営が望ましいものとなる可能性がある点を指摘している。

しかし、インフレ圧力に関して確固たる証拠がない経済情勢下において、中央銀行が予防的な金利政策を実行することについて、市場（あるいは当該国の国民）から理解を得ることは、極めて困難である³⁾。例えば、1980年代後半の日本のバブル経済期において、地価をはじめとする資産価格が暴騰した一方で、インフレ率は比較的安定していた。また、2000年代前半に

2) 木村・木全・稲村・武藤 (2011) を参照されたい。

3) Goodfriend (2001)。

おける米国において、地価やコモディティ価格等の資産価格は高騰していた一方で、多くのマクロ経済変数の変動（分散）は比較的小さいものであった。このように、事後的に資産・商品のバブルが確認される場合でも、中央銀行が事前に金融引締政策を実施することは難しい。

そこで、中井（2012）では、2000年代における世界的なコモディティ価格の高騰およびボラティリティの増大の要因を明確にするために、因子分析法を用いて、主要な商品指数を構成している商品価格の月次データから近年の商品市況に関する総合的な数量的評価を行った。その結果、マクロ経済に負の影響を及ぼす恐れのある投機的な取引によるコモディティ価格高騰の要因を明らかにした上で、そのような投機的取引を抑制する規制設計が必要であること指摘している。

確かに、このような規制制度の導入により、国際的な商品市況が上昇傾向にある中で、国内の物価上昇が低位に推移している先進国において、中央銀行は、コモディティ市場の動向を注視せずとも、安定的な物価上昇と経済成長を達成するような金融政策を行うことができ得る。

しかし、中井（2012）で提示された分析方法には、以下の2点の問題が存在する。第1に、当該文献では、コモディティの金融商品化が始まったとされる2000年代半ば以降の分析しか行われていないため、抽出された因子が検証期間固有の因子なのかどうかという点において頑健性に欠けている⁴⁾。第2に、当該論文では、求められた因子の時系列的な因子得点の推移から投機的取引の推測を行っているが、そのように推定された投機的取引により、コモディティ価格がファンダメンタルズから導き出された理論価格からどの程度乖離しているのかは示されていない。

そこで、本稿は、これら2つの問題点を踏まえ、投機的取引によるコモディティ価格のボラティリティの拡大が、平時に比べてどの程度生じているのかを明らかにすることを目的とする。その上で、コモディティ価格の

4) 「コモディティの金融商品化」については、第2節で解説している。

ファンダメンタルズからの乖離データから、投機的取引を抑制する規制設計を行い、その有効性を検証する。

具体的には、「コモディティの金融商品化」が始まったとされる2000年代半ばを境として、その前後の期間において、世界的な主要コモディティ価格の変動要因を分解し比較することにより、近年の商品市況の乱高下が、実体経済を反映したものなのか、あるいは投機的要因によるものなのかを明確にする。また、その結果を踏まえ、投機的取引を抑制する規制設計に必要とされる警戒指標としてのコモディティ動向指数の構築を行い、その有効性を検証する。

この目的を達成するために、本稿では、因子分析法を用いて、主要な商品指数を構成している商品価格の前年同月比データから近年の商品市況に関する総合的な数量的評価を行うことにより、コモディティ価格の長期的な変動要因を明らかにする⁵⁾。また、回帰分析を用いて、その変動要因が示す因子得点と（マクロ）経済変数との関係を示すことにより、近年のコモディティ市場における投機的要因を特定する。更に、示された投機的要因がどのようなマクロ経済変数と密接に関連しているのかを明確にし、2000年代半ばを境として、その前後の期間における関係性の変化から、投機的要因によるコモディティ価格の（ボラタイルな）変動を特定する。

本稿は、以下のように構成される。第2節では、先行研究と本稿の関係について述べる。第3節では、「コモディティの金融商品化」が始まったとされる2000年代半ばを境として、その前後の期間において、世界的な主要コモディティ価格の変動要因を分解し比較することにより、近年の商品市況の乱高下が、実体経済を反映したものなのか、あるいは投機的要因によるものなのかを明確にする。第4節では、第3節で明らかにした投機的取引を抑制する規制設計に必要とされる警戒指標としてのコモディティ動向指数の構築を行い、その有効性を検証する。最後に、結論および今後の課

5) コモディティ価格のデータを前年同月比での変化率に変換するのは、需要または供給の季節性要因を除去するためである。

題について述べる。

2. 先行研究と本稿の位置付け

本稿と先行研究との関係は、以下の通りである⁶⁾。第1に、近年の商品市況の乱高下の要因の1つとしてコモディティの金融商品化を挙げているという点において本稿と関連している文献として、木村・木全・稲村・武藤(2011)が存在する。木村・木全・稲村・武藤(2011)は、2003年から2004年にかけて、コモディティETF等の投資手段が普及したのと同時に、商品取引所のインフラ面の改善により、コモディティ取引が活発に行われるようになったことを指摘している。当該文献は、近年の商品市況の上昇が、コモディティの需給逼迫(ファンダメンタルズ)、投機的要因および地政学リスク等の要因から複合的に影響を受けており、いずれの影響が主因であるのかについて明らかではないということを主張している。

さらに、当該文献は、コモディティが株式や債券などの金融資産に代わるオルタナティブ投資としてみなされるようになり、コモディティの金融商品化が進展した点を指摘している。その結果、コモディティ市場が、需給要因だけでなく、投資家によるポートフォリオ・リバランスの影響を受けやすくなり、株式市場との正の相関を強めていることを示している。

それに対し、本稿は、近年の商品市況の上昇の要因を、ファンダメンタルズ要因と投機的要因に分解することにより、投機的取引を抑制するような規制設計を試みている。

第2に、コモディティ価格の変動要因に関する定量的分解分析について本稿と関連しているものとして、以下の文献が挙げられる。笹木・川本(2009)は、原油価格が、2002年初期の1バレル20ドルから2008年夏の1バレル140ドル超まで高騰した後に急落した要因を、需給要因、供給要因および需給以外の要因(予備的需要または投機資金流入)の3つに定量的に分

6) 本研究と関連していないが、コモディティ市場の分析に関連した有益な先行研究のサーベイについては、中井(2012)を参照されたい。

解している⁷⁾。

また、木村・川本・森下・東（2011）は、世界経済の回復を背景としたコモディティに対する実需の増加（ファンダメンタルズ）と世界的に緩和した金融環境の2つの要因により、コモディティ市況の上昇が助長されたことを牽引していることを、VAR モデルによる要因分解を用いて確認している。さらに、Kogan, Livdan, and Yaron（2009）は、原油先物価格の不安定性が、需要サイドよりもむしろ供給サイドに起因することを理論的かつ実証的に明らかにしている。

これらの文献では、コモディティ価格の変動要因を定量的に分解することにより明らかにしているのに対し、本稿では、投機的要因を明らかにした上で、その要因を除去するような規制制度を提示している。

最後に、コモディティ市場の動向が実体経済に与える影響に関する分析について本稿と関連しているものとして、以下の文献が挙げられる。Fukunaga, Hirakata, and Sudo（2010）は、世界的な原油の需要ショックが、原油集約型産業に負の供給ショックを与えた一方で、非原油集約型産業に正の需要ショックを与えたことを明らかにしている。

土居・藤江（2008）は、原油価格の上昇による日本産業に対するインパクト分析を行い、2000年代における原油価格の高騰が日本経済に与える供給サイドへの影響が、過去2回のオイル・ショックの時期に比べると小さいが、石油製品などに対する影響は大きく、業種別にインパクトが異なることを示している。

また、豊島（2009）は、1994年1月から2009年3月において、（消費者物価指数の経由の有無にかかわらず）原油価格から景気変動に対する因果関係および月次 GDP のボラティリティから原油価格のボラティリティに対する因果関係が存在することを明らかにしている。

さらに、Elder and Serletis（2010）は、原油価格のボラティリティが、

7) 原油価格の決定方式の変遷については、島（2008）を参照されたい。

投資，耐久財消費および総産出量に対して統計学的に有意に負の影響を持つことを明確にした上で，原油価格のボラティリティによる影響が，負の原油価格のショックに対する経済活動の負の反応を悪化させるのに対して，原油価格に対する正の反応を鈍らせる傾向があることを指摘している。

これらの文献では，単一のコモディティ（主に原油）価格と実体経済に関する一方向への影響または相互作用について分析を行っているのに対し，本稿では，CRB 指数を構成する複数のコモディティの価格変動を総合的に評価した上でマクロ経済変数との関係を明らかにしている。

3. 国際商品市況変動の要因分析

3.1. 分析アプローチおよび使用データ

本節ではまず，因子分析法を用いて，1995年1月から2011年12月（「期間Ⅰ」とする）における世界的なコモディティ価格の変動要因を示す。因子分析法とは，複数の量的変数の裏に潜む共通する要因（直接測定できない要因）を，因子（潜在変数）として取り出す方法である⁸⁾。これにより，変数の中にどのような潜在構造が存在するのかについて探索的に検証することができ，一連の連続変数に対して適用される⁹⁾。

本稿はまた，木村・木全・稲村・武藤（2011）の研究成果を踏まえ，2003年から始まったとされるコモディティの金融商品化を境として，1995年1月から2002年12月までの期間（「期間Ⅱ」とする）と，CRB 指数の明確な上昇傾向が示され始めた2004年1月から直近の2011年12月までの期間（「期間Ⅲ」とする）に区分して因子分析を行う。

このような因子分析を行うために，CRB 指数に含まれるコモディティの中から分析に適した価格データを選定する必要がある。CRB 指数は，2005年9月に改正され，「Petroleum Sector」，「Highly Liquid Commodities」，

8) 村瀬・高田・廣瀬（2007）。

9) 多変量時系列に対する因子分析の計算方法については，川崎（2001）を参照されたい。

表 1 各因子分析の使用データ

CRB 指数におけるグループ	コモディティ	CRB 指数での正式名称
Group 1 Petroleum Sector	原油	WTI Crude Oil
Group 2 Highly Liquid Commodities	天然ガス トウモロコシ 金 銅 アルミニウム	Natural Gas Corn もしくは Maize Gold Copper Aluminum
Group 3 Liquid Commodities	砂糖 コーヒー豆	Sugar Coffee
Group 4 Diversifying Commodities	小麦 銀	Wheat Silver

(出所) Jefferies より著作作成

「Liquid Commodities」および「Diversifying Commodities」という4つのグループに分類された19品目から構成されている¹⁰⁾。本稿は、CRB 指数を構成する19種類のコモディティの中から最も実体経済（マクロ経済）の動きを反映しているものを各グループから取り出した¹¹⁾。表1は、本稿の因子分析で採用されるコモディティを一覧にしている。

コモディティ価格のデータの出所として、Indexmundi (<http://www.indexmundi.com>) からそれぞれ月次データを得た。また、上述の因子分析を行う際、季節要因を取り除くために、各コモディティの価格データを前年同月比の変化率に変換した値を用いた。

本節では、下記の因子分析の方法で因子を抽出した後、各分析における因子の経済学的解釈を行う。さらに、これらの因子から得られる因子得点の時系列的なデータが、どのようなマクロ経済変数と最も密接に関係しているのかを明らかにする。

10) この改正は、CRB 社がロイターグループに買収されたことによるものである。

11) この9種類の商品価格は、因子分析を行う上で共通性が1を超えない組み合わせを条件として、主要なコモディティを選択した。

3.2. 分析方法および使用データの妥当性

本稿では、前述のデータおよびサンプル期間について、探索的因子分析（以下、単に「因子分析」として記述）を行った¹²⁾。因子分析を行うにあたり、「SPSS Statistics 19」を利用した。本稿の因子分析において、因子抽出には主因子法を用い、スクリープロットにより因子数を決定した。また、回転法として直交回転であるバリマックス法を採用した¹³⁾。

因子分析のもとになるのは、使用データ間の相関行列であり、この相関行列が因子分析を行う上で妥当であるのかについて確認しなければならない。本稿では、この妥当性に関して、KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) の標本妥当性の測度および Bartlett の球面性検定を用いて確認する¹⁴⁾。表 2 は、各期間の因子分析における KMO の標本妥当性の測度および Bartlett の球面性検定の統計量（近似カイ 2 乗値、自由度および有意確率）を記載している。この表より、KMO の標本妥当性は、すべての分析において、0.502

表 2 KMO および Bartlett の検定

		期間 I	期間 II	期間 III
KMO の標本妥当性の測度		0.649	0.502	0.658
Bartlett の球面性検定	近似カイ 2 乗	1,203.384	596.362	684.953
	自由度	45	45	45
	P 値	0.000	0.000	0.000

12) 因子分析は、探索的因子分析と検証的（確認的）因子分析に大別される。探索的因子分析は、特に明確な仮説等がないままに観測変数間の背後にある因子を求めることを目的とする因子分析であり、検証的因子分析は、予め因子および観測変数間の関係を仮定し、その仮定の整合性について検証することを目的とする因子分析である。

13) 確認のため、因子抽出として最尤法を採用し、回転法として斜交回転であるプロマックス法（ $\kappa=4$ のデフォルトを採用）を用いた因子分析を行ったが、いずれの因子分析についても、結果に質的な変化は見られなかった。

14) SPSS Statistics 19では、これら 2つの指標により、この相関行列の妥当性について確認することになる。

から0.658の範囲にあるので、採用したこれらのデータに因子分析を適用するのは妥当である¹⁵⁾。また、Bartlett の球面性検定では、すべての分析において有意水準が1%よりも小さいため、相関行列が単位行列であるという帰無仮説が棄却される。以上により、これらのデータを用いて先の手法で因子分析を行うための条件は、満たされていると判断される。

また、因子得点は、回帰法によって求められたデータを用いてマクロ経済変数のデータと照合させて分析を行った¹⁶⁾。

3.3. 因子抽出およびその経済学的解釈

表3から表5は、期間Ⅰから期間Ⅲにおける因子分析の結果を示している。表3は、期間Ⅰ（1995年1月-2011年12月）における因子分析の結果

表3 期間Ⅰにおける因子分析の結果

	因 子		
	F1	F2	F3
銅	0.966	0.149	0.014
アルミニウム	0.827	0.106	0.139
砂糖	0.472	0.080	0.164
コーヒー豆	0.365	0.322	-0.052
トウモロコシ	0.030	0.888	0.106
小麦	0.138	0.811	0.247
銀	0.572	0.604	-0.204
金	0.548	0.561	-0.052
天然ガス	0.004	0.061	0.791
原油	0.506	0.135	0.557

15) Kaiser (1974) において、この測度が、0.8以上では非常に良好、0.7以上では良好、0.6以上では普通、0.5以下では不十分とされている。

16) SPSS Statistics 19において利用可能な因子得点の算出方法は、この他に、Bartlett 法および Anderson-Rubin 法がある。本研究では、これらすべての因子得点の計算を行ったが、いずれの計測方法を用いても質的な違いは見られなかった。

を表している¹⁷⁾。第1因子は、銅、アルミニウム、銀、金および原油に対して正に高い因子負荷量を持ち、砂糖に対して中程度に正に高い因子負荷量を持つことから、「経済発展因子」と命名する。また、第2因子は、トウモロコシ、小麦、銀および金に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「通貨価値因子」と命名する¹⁸⁾。最後に、第3因子は、天然ガスおよび原油に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「エネルギー因子」と命名する。

表4は、期間Ⅱ（1995年1月－2002年12月）における因子分析の結果を表している。第1因子は、銅、アルミニウムおよびコーヒー豆に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「経済発展因子」とする。また、第2因子は、小麦、トウモロコシおよび金に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「通貨価値因子」とする。さらに、第3因子は、砂糖および天然ガ

表4 期間Ⅱにおける因子分析の結果

	因 子			
	F1	F2	F3	F4
銅	0.865	0.104	0.234	0.329
アルミニウム	0.852	-0.102	0.208	0.334
コーヒー豆	0.665	-0.016	-0.166	-0.238
小麦	0.063	0.955	0.286	-0.041
トウモロコシ	-0.191	0.849	0.008	0.012
金	0.118	0.557	-0.150	0.156
砂糖	0.246	0.017	0.927	-0.025
天然ガス	-0.198	0.293	0.624	0.293
銀	-0.031	0.146	-0.202	-0.096
原油	0.181	0.093	0.174	0.924

17) これ以降の因子分析の結果はすべて、主因子法によって抽出された因子に関するバリマックス回転後の因子負荷量を表記している。

18) ここでの通貨価値とは、米ドル（あるいは部分的にユーロ）に対する通貨価値である。なお、コモディティ価格と資源国通貨に関する研究には、例えば加藤（2011）がある。

スに対して正に高い因子負荷量を持つことから、「代替・補完財因子」と命名する。最後に、第 4 因子は、原油に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「エネルギー因子」とする。

表 5 は、期間Ⅲ（2004年 1 月 - 2011年12月）における因子分析の結果を表している。第 1 因子は、銅、アルミニウム、銀、金、原油および砂糖に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「経済発展因子」とする。また、第 2 因子は、トウモロコシ、小麦、銀およびコーヒー豆に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「通貨価値因子」とする。最後に、第 3 因子は、天然ガスおよび原油に対して正に高い因子負荷量を持つことから、「エネルギー因子」とする。

表 6 は、これら 3 つの因子分析から抽出された因子を整理している。上

表 5 期間Ⅲにおける因子分析の結果

	因 子		
	F1	F2	F3
銅	0.895	0.105	0.159
アルミニウム	0.761	0.253	0.314
銀	0.647	0.637	-0.144
金	0.617	0.478	0.006
砂糖	0.521	-0.117	-0.021
トウモロコシ	0.027	0.918	0.055
小麦	0.133	0.807	0.177
コーヒー豆	0.036	0.607	0.395
天然ガス	0.019	0.105	0.931
原油	0.524	0.218	0.599

表 6 各因子分析における因子名

	期間 I	期間 II	期間 III
第 1 因子	経済発展因子	経済発展因子	経済発展因子
第 2 因子	通貨価値因子	通貨価値因子	通貨価値因子
第 3 因子	エネルギー因子	代替・補完財因子	エネルギー因子
第 4 因子		エネルギー因子	

記の分析結果を比較すると、コモディティ価格の変動要因について次のように纏められる。第1に、期間Ⅱの分析における第3因子である「代替・補完財因子」の構成要素は、期間Ⅰおよび期間Ⅲにおける他の因子（「経済発展因子」、「通貨価値因子」または「エネルギー因子」）のいずれかに吸収されたと考えられる。

「代替・補完財因子」は、砂糖および天然ガスから構成される。他の因子に含まれる砂糖とは異なり、「代替・補完財因子」に含まれる砂糖は、期間Ⅰおよび期間Ⅲにおける因子分析結果の第1因子（経済発展因子）に吸収されるのに対し、「代替・補完財因子」に含まれる天然ガスは、期間Ⅰおよび期間Ⅲにおける因子分析結果の第3因子（エネルギー因子）に吸収される。これは、以下の2つの理由によって説明される。

1つは、長期的なトレンドとして、世界的な経済規模の拡大に起因する（工業製品の原材料である）金属・原油価格が上昇傾向にあるたである。あるいは、それを背景とした生活水準の高度化による穀物価格の高騰のためである。その結果、それぞれの補完財である天然ガスおよび砂糖の価格も上昇傾向を示すようになったと考えられる。

いま1つは、これら2つのコモディティがバイオ燃料の原材料となるためである。OPECによる石油の供給政策等の原油供給サイドのリスク、あるいはBRICs諸国を中心とした世界的なエネルギー需要の増大から、原油価格が（過去例を見ないほど）高騰するようになった。そのため、原油と代替的なエネルギーとなる天然ガスまたはバイオエタノールの需要が増大した。その結果、砂糖および天然ガスが原油の代替財として、それぞれ経済発展因子およびエネルギー因子に吸収されたと推測される。

したがって、期間Ⅱの因子分析結果における「代替・補完財因子」が、それ以外の期間の分析結果の因子に吸収されたと考えれば、期間Ⅰから期間Ⅲにおける因子分析の結果（因子の種類）は、共通したものとなる。本稿では、この考えに基づき、以降の分析は、各期間の因子分析結果において、「経済発展因子」、「通貨価値因子」および「エネルギー因子」の3つの

因子に焦点を当てる。

第 2 に、すべての因子分析結果の第 1 因子は、共通して「経済発展因子」となっている。これは、世界的に 2 次産業が拡大し、その原材料となる金属および原油の需要が増大したことが背景として挙げられる。同様に、すべての因子分析結果の第 2 因子は、共通して「通貨価値因子」となっている。これは、第 2 因子が、小麦およびトウモロコシという世界的に主食として消費されている穀物と、金および銀という「無国籍通貨」とも称される貴金属から構成されていることから、グローバルに評価された通貨の世界的な平均価値を表していると考えられるためである。さらに、期間 I および期間 III における因子分析結果の第 3 因子と期間 III における第 4 因子は、共通して「エネルギー因子」となっている。これは、当該因子が、原油（および天然ガス）に対してのみ有意に正の影響を与えるためである。

最後に、これら 3 つの因子はいずれもコモディティ価格の変動要因であり、直接的に投機的要因を表すものではないことに注意されたい。これら 3 つの因子は、その背景となる経済要因は異なるが、すべてファンダメンタルズに関連する因子である。しかしながら、投機的要因が、これら 3 つの因子のいずれか（あるいはすべて）と融合して各種コモディティ価格に影響を与えている場合、ここで示された因子分析だけでは、コモディティ価格の動きから投機的要因を明らかにすることは不可能である。

次節では、この問題に対処するために、鎌田・那須（2011）の分析アプローチを参考にして、期間 I から期間 III の因子分析で得られた各因子の因子得点の時系列的な動きから、コモディティ市場における投機的要因による価格変動を明確にする。また、その結果を踏まえ、金融当局が取るべき規制手段を提示する。

4. 警戒指標としてのコモディティ動向指数の構築および検証

4.1. 分析アプローチ

本節ではまず、既往文献から「コモディティの金融商品化」が生じてい

ないと推測される期間Ⅱでは、(過剰流動性等に起因する)投機的取引が行われていない(あるいは、行われていたとしてもコモディティ市場全体への影響はほとんどない)という前提の下で、期間Ⅱの因子分析における因子得点と当該期間におけるマクロ経済変数との関係を回帰分析により明らかにする。また、上記の分析で導き出された期間Ⅱの因子分析における因子得点とマクロ経済変数との関係式(すなわち回帰式)を利用し、期間Ⅲにおいて、仮に投機的取引が行われていない場合の各因子の因子得点の推定値を導出する。さらに、この推定値と実際の期間Ⅲにおける各因子の因子得点との誤差を計測し、その誤差の時系列上の動きから、コモディティ市場における投機的要因による価格変動を明らかにする。

4.2. 因子得点とマクロ経済変数の関係

ここでは、先の検証で経済学的解釈を行った3つの因子(「経済発展因子」、「通貨価値因子」および「エネルギー因子」)がどのようなマクロ経済変数と最も密接に関連しているのかについて明確にする。前述のように、期間Ⅱの因子分析における因子得点と当該期間におけるマクロ経済変数との関係を回帰分析により明らかにする。表7は、本稿で検証したマクロ経済変数を一覧にしている¹⁹⁾。

期間Ⅱにおける各因子の因子得点と各種マクロ経済変数との関連性を検証するに当たり、スピアマンの順位相関を用いた。その結果、第1因子(経済発展因子)、第2因子(通貨価値因子)および第3因子の(エネルギー因子)はそれぞれ、グローバル実質GDP成長率、グローバル・インフレ率およびグローバル株価指数と最も相関が高いという結果が得られた。この結果を踏まえて、表8は、これら3つの関係に関するについて回帰分析の結果を示している。

19) 表7において、金利ギャップとは、実質金利(短期金利-インフレ率)と潜在成長率との乖離幅を表したものである。詳細については、木村・木全・稲村・武藤(2011)を参照されたい。

表 7 検証に用いたマクロ経済変数

マクロ経済変数	説 明	データの主な出所
グローバル・インフレ率 (年次)	日本, 米国, 英国, 中国, 韓国, ドイツ, フランス, イタリア, オランダ, スペイン, ポルトガル, スイス, カナダ, オーストラリア, ブラジルおよびインドの CPI の変化率の平均値。	JETRO の各国データを元に著者作成 (ただし, 日本の場合のみ, 日本銀行公表のインフレ率を利用)
グローバル株価指数 (月次・年次)	日経平均株価 (日本), ダウ工業株 30 種平均 (米国), FTSE100 指数 (英国), DAX 指数 (ドイツ), ボバスパ指数 (ブラジル) および香港ハンセン株価指数の変化率の平均値。	米国「Yahoo! Finance」(http://finance.yahoo.com/) のデータベースを元に著者作成
グローバル金利ギャップ (年次)	各国の「金利ギャップ」を GDP ウェイトで加重平均した値。	IMF/WEO および IMF/IFS の各種データを元に著者作成
グローバル GDP ギャップ (年次)	世界実質 GDP のトレンド (HP フィルター) からの乖離率。	IMF/WEO および IMF/IFS の各種データを元に著者作成
グローバル実質 GDP 成長率 (年次)	世界実質 GDP の年次変化率。	世界銀行 (http://data.worldbank.org/) の各国データを元に著者作成
グローバル M1 (年次)	各国の M1 を各年の GDP ウェイト (PPP ベース) で加重平均した値。	IMF/WEO および IMF/IFS の各種データを元に著者作成
グローバル M2 (年次)	各国の M2 を各年の GDP ウェイト (PPP ベース) で加重平均した値。	IMF/WEO および IMF/IFS の各種データを元に著者作成
グローバル PMI (月次・年次)	世界景気的一致指数とされる全業種のグローバル購買部景気指数 (PMI)	JP モルガン・チェース銀行 HP (http://www.jpmorgan.com/pages/jpmorgan)
世界主要都市地価指数 (年次)	東京, バンクーバー, ニューヨーク, ホノルル, メキシコシティ, ロンドン, パリ, フランクフルト, ソウル, シドニー, オークランド, 北京および台北の商業地価の平均値。	日本不動産鑑定協会「世界地価等調査結果」の年次報告書を元に著者作成

表8 回帰分析結果

因子得点 (従属変数)	マクロ経済変数 (独立変数)	回帰係数	切 片	決定係数 (重決定 R ²)
第1因子 (経済発展因子)	グローバル実質 GDP 成長率	0.2400311 (0.82414)	-1.264197 (-0.80934)	0.101690
第2因子 (通貨価値因子)	グローバル・イ ンフレ率	0.4712833 (2.04705)	-1.353590 (-1.93925)	0.411212
第3因子 (エネルギー因子 (年次))	グローバル・株 価指数 (年次)	2.1556013 (1.47291)	-0.213830 (-0.72928)	0.263064
第3因子 (エネルギー因子 (月次))	グローバル・株 価指数 (月次)	2.3464850 (5.89578)	-0.232765 (-2.49713)	0.269961

第1因子の経済発展因子は、有意ではないが、グローバル実質 GDP 成長率と連動している。また、第1因子は、期間Ⅱと期間Ⅲの因子分析の結果において、共通して銅およびアルミニウムを含んでいることから、第1因子は、実体経済からの工業実需に基づいたファンダメンタルズでの（コモディティ価格の）変動要因を表していると推量される。

第2因子の通貨価値因子は、有意ではないが、グローバル・インフレ率と連動している。また、第2因子は、期間Ⅱと期間Ⅲの因子分析の結果において、共通して小麦・トウモロコシを含み、それぞれ貴金属として金および銀を含んでいることから、第2因子は、（中央銀行の金融政策等の影響による）通貨価値（流動性）に基づいたファンダメンタルズでの（コモディティ価格の）変動要因を表していると推定される。

第3因子のエネルギー因子は、年次での回帰分析において、有意ではないがグローバル株価指数と連動しており、月次での回帰分析において、グローバル株価指数と有意に連動している。また、第3因子は、期間Ⅱと期間Ⅲの因子分析の結果において、共通して原油を含んでいることから、第3因子は、実体経済への影響を通じた金融市場から（エネルギー商品を中

心とする) コモディティ価格への間接的なファンダメンタルズでの変動要因を表していると推測される。

これら 3 つの因子に関する回帰分析結果は、前節での各因子の経済学的解釈と整合している。

4.3. コモディティ動向指数の構築

ここでは、表 8 で示された回帰式を用いて、期間Ⅱの因子分析における因子得点とマクロ経済変数との関係式(すなわち回帰式)を利用し、期間Ⅲにおいて投機的取引が行われていないという想定の下で、期間Ⅲにおける各因子の因子得点の推定値を導出する。さらに、この推定値と実際の期間Ⅲにおける各因子の因子得点との誤差を計測し、その誤差の時系列上の動きから、コモディティ市場における投機的要因による価格変動を明らかにする。本稿では、このような(検証期間における)因子得点の推定値と実際の数値との誤差を「コモディティ動向指数」と呼ぶ。

このコモディティ動向指数は、3 つの因子得点とそれに対応するマクロ経済変数から上記の方法で導出されることから、3 種類存在することになる。そこで、まず、第 1 因子(経済発展因子)とグローバル GDP 成長率から導き出される指数を「コモディティ動向指数(A)」とする。また、第 2 因子(通貨価値因子)とグローバル・インフレ率から導き出される指数を「コモディティ動向指数(B)」とする。さらに、第 3 因子(エネルギー因子)とグローバル株価指数から導き出される指数を「コモディティ動向指数(C)」とする。なお、コモディティ動向指数(C)については、年次および月次の両データから計算することができるため、年次および月次のコモディティ動向指数(C)をそれぞれ、コモディティ動向指数(C_y)およびコモディティ動向指数(C_m)とする。

4.4. コモディティ動向指数の検証

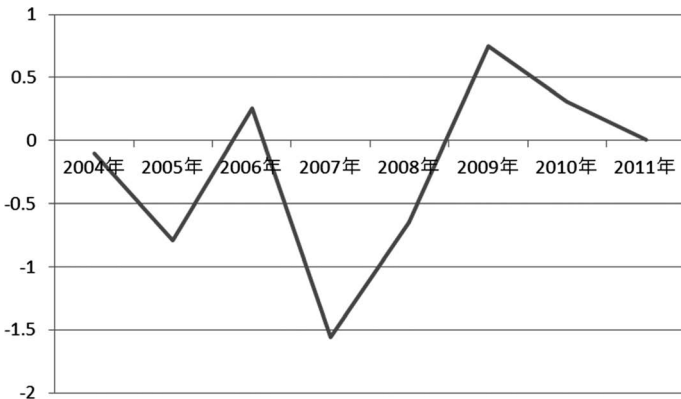
図 6 から図 9 は、上記の方法で導出された 4 つのコモディティ動向指数

を順に表している。ここでは、これらのコモディティ動向指数が、どのような形で投機的取引による市場のボラティリティの増大を示しているのかについて検証する。

図6で示されるコモディティ動向指数（A）は、2005年と2008年にマイナスになり、2007年に大きくマイナスになっている。この結果は、2005年においては、コモディティ価格が世界的な経済の拡大に伴ってそれほど上昇していないことを示している。この原因として、2003年から2004年に顕著に生じたコモディティの金融商品化により、この期間において既にコモディティ価格が上昇していたことが考えられる。また、2007年の結果は、当年の後半に先進国の経済成長が鈍化した一方で、新興国の経済成長が継続するという（一時的な）デカップリングにより、先進国によるコモディティの需要低減と新興国の実質 GDP 成長率の高止まりを反映したものとと言える。

一方、この指数は、2006年および2009年から2011年の間にプラスに推移している。この結果は、コモディティの金融商品化の進展により、コモディティがオルタナティブ投資の対象商品として（投機的に）取引されるようになり、一般的な金融市場からコモディティ市場に資金がシフトした

図6 コモディティ動向指数（A）の推移

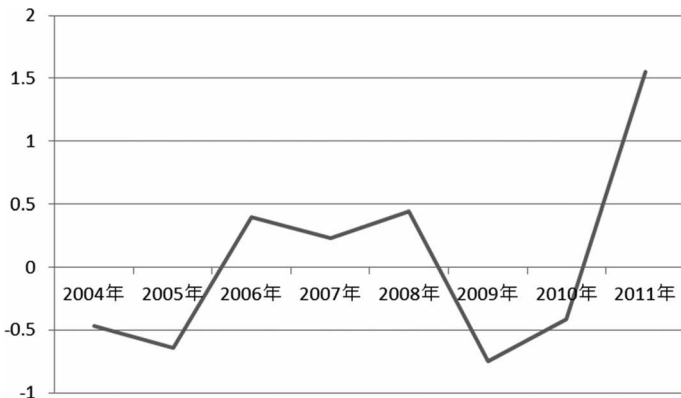


点を反映している。

図7で示されるコモディティ動向指数 (B) は、2006年から2008年にかけてプラスに推移し、2011年に大きくプラスになっている。また、その他の期間ではマイナスになっている。この結果より、2004年から2007年までの経済拡大期および2008年に生じたリーマン・ショックから2010年にかけての世界金融危機期において、第2因子（通貨価値因子）によって説明されるコモディティ市場の乱高下は、投機的な取引によるものよりもむしろ、米欧における金融緩和政策による通貨価値の低下によるものと言える。それに対し、2011年における当該指標のプラスへの高騰は、ギリシャ危機を起因とするソブリン・リスクの発生が、(国債市場を中心として) 証券市場からコモディティ市場への資金シフトをもたらしたことを表している。すなわち、2011年において、(金市場を中心として) コモディティ市場に投機的バブルが発生した可能性が高い。

図8で示されるコモディティ動向指数 (Cy) は、2005年と2008年に大きくプラスになっている一方で、2006年および2011年にマイナスになり、2009年に顕著にマイナスになっている。また、図9で示されるコモディティ動向指数 (Cm) により、同指数の月次ベースで詳細に見てみると、以下の結果が得られる。

図7 コモディティ動向指数 (B) の推移



第1に、2005年後半および2008年3月から2008年12月において、大きくプラスに推移している。これは、2005年後半において、コモディティの金融商品化の進展により、コモディティが消費財よりもむしろ投資資産として（投機的に）取引されるようになったことを表している。また、2008年3月から2008年12月において、サブプライム・ローン問題あるいはリーマン・ショックを起因とする金融市場の暴落とその後の低迷により、（機関投

図8 コモディティ動向指数（C1）の推移

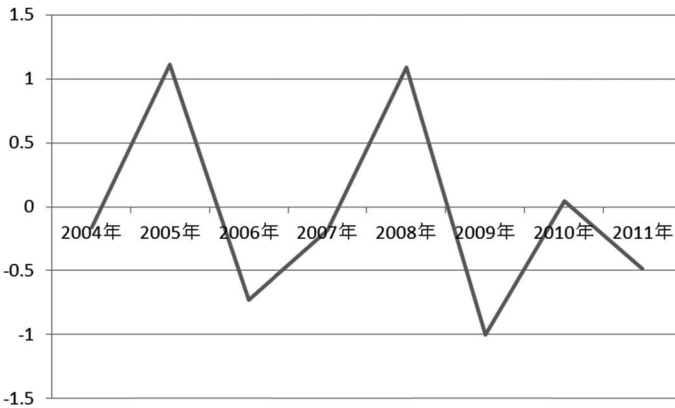
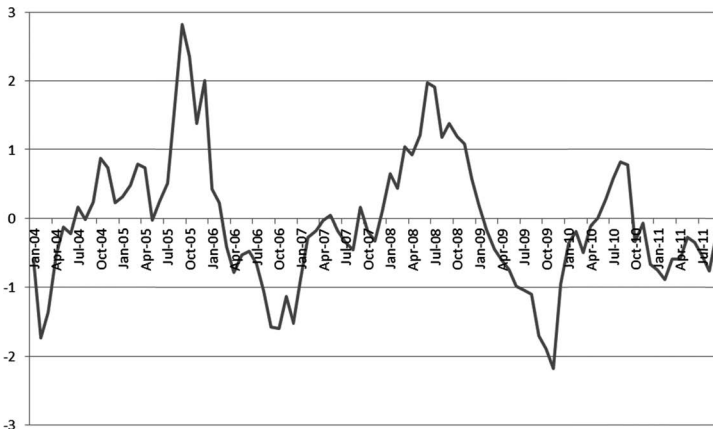


図9 コモディティ動向指数（C2）の推移



資家および個人)投資家がコモディティを(株式や債券などの)伝統的な金融資産とみなし、オルタナティブ投資という形で投機的に取引を行ったことを示しているものと考えられる。

第 2 に、2009 年 9 月から 11 月にかけて、大きくマイナスに推移している。この結果は、それまでの投機的取引によるコモディティ市場のバブルが調整局面に入る(または部分的に崩壊する)と同時に、この期間において株式市場の回復が見られたことから、(一部の)資金がコモディティ市場から金融市場にシフトする形で、ポートフォリオ・リバランス効果が生じたものと考えられる。

以上により、これら 3 種類(厳密には 4 種類)の指標の結果を踏まえ、コモディティ市場全体の動きを示す CRB 指数の推移(図 1)における投機的バブルを特定する。まず、図 6 および図 8 より、各指標に基づいたファンダメンタルズからの大幅な乖離は、その後 2 年以内に逆方向の大幅な乖離をもたらしていることがわかる。

また、図 7 より、リーマン・ショック以前におけるグローバル経済の拡大期とその後の金融危機期におけるコモディティ価格の乱高下は、通貨価値をほぼ反映したものであり、それほどファンダメンタルズから乖離していないと考えられる。それに対し、2010 年以降における当該指標の大幅な高騰は、ギリシャ危機を発端とするソブリン危機を背景とした通貨価値の過小評価を表しており、投機的バブルが存在していたと判断される。

4.5. 投機的取引を抑制する規制制度設計

4.4 節の分析により、2004 年以降のコモディティ市場において、因子分析で示された 3 つのファンダメンタルズから乖離したそれぞれの投機的バブルが、異なる期間に生じていたことが明らかにされた。この結果を踏まえると、規制当局によるコモディティ市場における取引の監視が必要であると言える。そこで、本節では、前述の投機的バブルを緩やかに抑制することにより、コモディティ市場のボラティリティを低減させることができる

ような規制について考察する。

ここでの金融規制は、コモディティ市場における投機的取引による価格の乱高下を未然に防ぐことを目的とするものとなる。また、本稿で示された指数は、リアルタイムでの指標であり、先行指標ではない。そのため、規制当局が、この指数によって示される投機的バブルを緩やかに抑制するには、金融政策における政策金利の設定のようなフォワードルッキングな判断が必要とされる。

このような本稿で示された指数の特性および規制目的を踏まえると、以下のような規制方法が有効であると考えられる。ある経済情勢下において、個別あるいは複数の商品価格のボラティルな変動に投機的要因が含まれることが判明した場合、当該商品市場に対して過剰な資金流入を抑制するような規制（例えば、先物取引における証拠金の積み増し等のレバレッジ規制）を導入することが有効となる²⁰⁾。

しかし、投機資金の持高規制等の規制手段は、取引を縮小させ、流動性を損ない別の結果を招いてしまう可能性がある。例えば、2011年6月に行われたG20農業大臣会合では、「安定的で、予測可能性があり、歪められることがなく、透明性の高い貿易システムは、食料と農産物の取引が制限なく行われる状態をもたらし、食料安全保障に資する。」という点で合意に至った²¹⁾。

そこで、加藤（2011）に従うと、本稿で考察すべき規制手段は、個別のコモディティへの投機資金の流入およびコモディティ市場全体への投機資金流入を区別した資金流入規制となる²²⁾。具体的には、本稿で示した3

20) 実際に一部のコモディティ市場において、レバレッジ規制の導入が行われている。例えば、「20か国財務大臣・中央銀行総裁会議声明」、2012年2月25-26日 於：メキシコ・メキシコシティ）を参照されたい。

21) Meeting of G20 Agriculture Ministers Paris, 22 and 23 June 2011.

22) 加藤（2011）は、国際商品指数に含まれる主要コモディティの価格変動として、①独自の需給要因、②個々のコモディティへの投機資金の流入および③主要商品市場全体への資金流入を挙げている。

つの指標を用いて次のような規制を行う。

まず、個別のコモディティへの投機資金の流入に対する規制措置として、当該コモディティの価格変動が、最も影響を受ける因子の因子得点から（大幅に）乖離した場合、個別市場に対して資金流入規制を行う。第 2 に、個別産業に属する複数のコモディティ市場で価格の乱高下が見られる場合、当該コモディティが最も影響を受ける因子から計算されるコモディティ動向指数の推移から判断して、適切な資金流出入規制を行う。最後に、コモディティ市場全体への投機資金流入に対する規制措置について述べる。この場合、本稿で導出したすべてのコモディティ動向指数が（ある程度）大きなプラスに転じていることが予想されるので、国際商品指数に含まれる主要コモディティ市場全体に対して資金流出入規制を行う。

また、ここでの資金流出入規制は、個別コモディティの価格変動が因子得点の推移から大幅に乖離しないように、あるいは、ファンダメンタルズを反映した各種のコモディティ動向指数がゼロから大幅に乖離しないように、レバレッジ規制等の取引規制を強化することになる。すなわち、これらの乖離を消失させるように、ファイン・チューニングな取引規制を設定することが必要である。このような規制をコモディティ市場に導入することにより、コモディティ市場の流動性を損なわずに、過度な価格変動を抑制することができる。

実際に、2010年に成立した金融規制改革法であるドッド・フランク法は、先物市場を規制・監督する独立行政機関である CFTC（米国商品先物取引委員会）に対し、商品スワップの店頭取引と取引所で取引される先物の取引を規制する権限を付与した²³⁾。また、CFTC 委員長である Gensler は、先物規制と証券規制の一元化または規制調和に向けて、規制権限等の改革を訴えている²⁴⁾。

23) CFTC は、ドッド・フランク法と消費者保護法の下で、デリバティブ取引や商品先物を規制する50を超える新規則の策定と執行が義務付けられている。

24) CFTC の組織体制および規制権限等については、岡田（2010）が詳しい。また、

上記の規制手段は、コモディティ市場への参加者全体に対する取引規制であるが、その他の規制手段として、コモディティの金融商品化における主要な金融仲介者である機関投資家またはヘッジファンドを主な対象とする規制が考えられる。例えば、東尾・寺田・清水（2006）は、ヘッジファンドの動向を適切に判断することにより、ショック時にも市場の流動性を安定的に確保しつつ、過度な価格変動を抑制することができると主張している²⁵⁾。

以上により、本稿で提示したような金融規制を導入することにより、国際的な商品市況が上昇傾向にある中で、先進国のように国内の物価上昇が低位に推移している経済情勢において、中央銀行は、コモディティ市場等の資産市場の動向を注視せずとも、安定的な物価上昇と経済成長を達成するような金融政策を遂行することができるだろう。

5. お わ り に

近年、コモディティの金融商品化により、原油や金属などのコモディティの（デリバティブ取引を含む）市場規模は世界的に拡大傾向にあり、その価格変動は、過去例を見ないような乱高下を示している。

コモディティの金融商品化が本格化する以前において、コモディティ価格の変動は、個々の実需要因と一部の先物取引等に見られる投機的要因によって説明された。しかし、コモディティの金融商品化の進展により、コモディティがオルタナティブ投資の対象として取引されるようになり、（CRB 指数等の）国際商品指数に含まれる主要なコモディティをバスケットで売買する取引が増加した²⁶⁾。そのため、各種コモディティ間の相関が高

CFTC による最近の規制については、Lurton, Massey, and Fleishman (2011) を参照されたい。

25) 東尾・寺田・清水（2006）は、ヘッジファンドの動向を把握するために、例えば、「Lipper TASS Database」というファンドに関するデータベースの利用が有効であると述べている。

26) Tang and Xiong (2010) を参照されたい。

まり、コモディティ価格の変動要因として、コモディティ市場全体の共通要因が新たに含まれるようになった。

ここで問題となるのは、このような各種コモディティの価格変動の共通要因が、実需（ファンダメンタルズ）に基づくものなのか、あるいは投機的取引に基づくものなのかということである。

本稿では、過去のコモディティ市場の主要な商品価格データに関する因子分析をベースとして、現在のコモディティ価格の変動に投機的な取引要因が含まれていないかを確認するための指数を構築した。また、この指標に着目したコモディティ市場の規制手段を提示した。本稿の研究により得られた分析結果を纏めると以下になる。

第 1 に、コモディティ動向指数は、3つの指標から構成されている。すなわち、コモディティ動向指数（A）は、（グローバルな）経済発展をベースに導き出された指数であり、コモディティ動向指数（B）は、通貨価値をベースに導き出された指数であり、コモディティ動向指数（Cy および Cm）は、経済活動を反映したエネルギー実需とグローバルな株式市場の動向から導き出される指数である。

第 2 に、各指標に基づいたファンダメンタルズからの大幅な乖離は、その後 2 年以内に逆方向の大幅な乖離をもたらしていることが明らかにされた。この結果は、投機的な取引によるコモディティ価格の高騰が生じる傾向がある場合、それ以上の価格高騰を未然に防止すると同時に、高騰後に生じる可能性の高い急激な価格調整（価格の急落）を抑制するようなソフトランディングな取引規制の導入の必要性を示している。

最後に、リーマン・ショック以前におけるグローバル経済の拡大とその後の金融危機期におけるコモディティ価格の乱高下は、通貨価値をほぼ反映したものであり、それほどファンダメンタルズから乖離していないと考えられる。それに対し、2010年以降における当該指標の大幅な高騰は、ギリシャ危機を発端とするソブリン危機を背景とした通貨価値の過小評価を表しており、コモディティ市場に投機的バブルが存在していたことが示さ

れた。

このように、本稿で導出した複数のコモディティ動向指数により、2004年以降のコモディティ市場において、因子分析で示された3つのファンダメンタルズから乖離したそれぞれの投機的バブルが、異なる期間に生じていたことが分かった。また、これらの指数は、コモディティ市場における投機的取引の影響度を示す上で（部分的ではあるが）有用であることが明らかにされた。

ただし、コモディティ価格の高騰による世界経済に対する負の影響を排除するためには、ここで示された規制を一国の政策当局が金融政策もしくは金融規制を最適に実行するだけでは不十分であり、コモディティ市場に対して世界的に協調した金融規制を実行することが重要である。

本稿を締め括るにあたり、今後の課題について述べる。まず、本研究で行った因子分析は探索的因子分析である。そのため、コモディティ市場、金融市場および実物市場の関係を明示した理論研究を行い、各変数間の相互関係を明確にした上で、確証的因子分析または共分散構造分析を行う必要がある。また、本稿では、コモディティの金融商品化の進展を境とした3つの期間について、因子分析を通じたコモディティ価格の変動要因を探索したが、実際には、本稿で示された規制を行う上で、コモディティおよび経済市場に関するデータは、必ずしも十分であるとは言えない。そのため、より多くの経済的に重要な変数および資産価格に関する月次データ、更には日次データに基づいたコモディティ動向指数を算出することにより、より詳細な分析期間における精密なコモディティ市場における投機的な価格変動を明らかにするべきである。これらの問題については、将来の課題とする。

参 考 文 献

岡田悟 (2010) 「米国商品先物取引委員会 (CFTC)——組織、権限、証券規制との関係——」『米国商品先物取引委員会』(国立国会図書館調査及び立法考査局) Vol.

- 60, No. 12, pp. 77–98.
- 加藤春子 (2011) 「コモディティ価格と資源国通貨」『日銀レビュー』(日本銀行) No. 11–J-12.
- 鎌田康一郎・那須健太郎 (2011) 「早期警戒指標としての金融動向指数」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』(日本銀行) No. 11–J-3.
- 川崎能典 (2001) 「多変量時系列に対する主成分・因子分析」『統計数理』(統計数理研究所) Vol. 49, No. 1, pp. 109–131.
- 木村武・川本卓司・森下謙太郎・東将人 (2011) 「国際商品市況変動の要因分解と市場間連動の背景」『日銀レビュー』(日本銀行) No. 11–J-4.
- 木村武・木全友則・稲村保成・武藤崇 (2011) 「最近の国際商品市況上昇の背景——世界的に緩和した金融環境とコモディティの金融商品化の影響——」『日銀レビュー』(日本銀行) No. 2011–J-2.
- 斉藤雅士・福永一郎 (2008) 「資産価格と金融政策：動学的一般均衡モデルによる分析と展望」『金融研究』(日本銀行金融研究所) Vol. 27, No. 2, pp. 1–64.
- 島敏夫 (2008) 「原油価格決定方式の変遷と現状」『福山大学経済学論集』(福山大学) Vol. 33, No. 1, pp. 111–139.
- 土居英二・藤江昌嗣 (2008) 「原油価格のインパクト分析」『経営論集』(明治大学) Vol. 55, No. 2・3, pp. 63–74.
- 豊島裕樹 (2009) 「原油価格と景気変動期のボラティリティ・スピルオーバー」『国民経済雑誌』(神戸大学) Vol. 200, No. 6, pp. 1–16.
- 中井教雄 (2012) 「国際的なコモディティ価格変動の要因分析」『修道商学』(広島修道大学) Vol. 52, No. 2, pp. 1–35.
- 東尾直人・寺田泰・清水季子 (2006) 「ヘッジファンドの投資行動変化と金融市場への影響——ポジションの集中および投資対象拡大と市場流動性リスク——」『日銀レビュー』(日本銀行) No. 2006–J-18.
- 笹木琢治・川本卓司 (2009) 「近年の原油価格の変動要因について——構造 VAR による試算——」『日銀レビュー』(日本銀行) No. 2009–J-3.
- 村瀬洋一・高田洋・廣瀬毅士 (2007) 『SPSS による多変量解析』オーム社.
- Elder, J. and A. Serletis (2010) “Oil Price Uncertainty,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 42, pp. 1138–1159.
- Fukunaga, I., N. Hirakata and N. Sudo (2010) “The Effects of Oil Price Changes on the Industry-level Production and Prices in the U. S. and Japan,” *NBER Working Paper*, No. 15791.
- Goodfriend, M. (2001) “Financial Stability, Deflation, and Monetary Policy,” *Monetary and Economic Studies*, Vol. 19, No. S-1.
- Kaiser, H. F. (1974) “An Index of Factorial Simplicity,” *Psychometrika*, Vol. 39, pp.

31-36.

- Kogan, L., D. Livdan and A. Yaron (2009) “Oil Futures Prices in a Production Economy with Investment Constraints,” *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 3, pp. 1345-1375.
- Lurton, A., W. Massey and R. S. Fleishman (2011) “CFTC Issues Final Rules Prohibiting Market Manipulation,” *Journal of Investment Compliance*, Vol. 12, No. 4, pp. 18-20.
- Tang, K. and W. Xiong (2010) “Index Investment and Financialization of Commodities,” *NBER Working Paper*, No. 16385.
- Taylor, J. B. (2000) “Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms,” *European Economic Review*, Vol. 44, pp. 1389-1408.