

# WTI 原油価格の変動要因モデルの推定

川口 知宏, 枇々木規雄

## 1. はじめに

近年、世界的な景況の混乱を受けて、従来は安定した推移を見せていた原油価格の変動が非常に激しくなった。図1に代表的な指標原油であるWTI(West Texas Intermediate)原油の2009年10月時点における過去20年間の営業日ベースでの終値推移の様子を示す。

2000年以前は10~20ドル程度の水準で比較的安定した推移を見せていたWTI原油価格は、2003年頃からバブルとも呼べるほどの上昇を続け、2008年7月に145ドルの史上最高値を付けた後、同年9月のリーマン・ショックに端を発する経済危機の影響により、一時は30ドル台に落ち込むなど、その水準を乱高下させた。その後、景況の改善に伴い、原油価格の水準

は再び上昇に転じたが、その後の見通しは不透明である。

このように、昨今の価格変動は、明らかに従来のそれと異質であり、原油の採掘や販売といった原油関連ビジネスに携わる事業主にとって、原油価格の変動それ自体がビジネスにおいて無視できないリスク要因として認識されるようになった。価格の変動要因として、需給バランスの変化や投機資金の流入など、さまざまな要因が挙げられているが、それらに関する議論はいまだ解決しておらず、ビジネス上の意思決定を支援できる成果はほとんど得られていない。本研究では、このような現状を踏まえ、代表的な指標原油であるWTI原油価格の変動要因におけるさまざまな仮説を定量的なデータによって検証し、WTI原油価格の過去の暴騰落も含めて、変動を説明できるようなファクターモデルの構築を、重回帰分析により試みる。なお、本論文で用いる「推定」という言葉は、未観測のWTI原油価格を観測データから予測することではなく、観測データに見られるWTI原油価格の変動を説明する重回帰モデルを推定するという意味で用いている。

同様の背景による既存モデルはいくつか知られている。しかし、そのいずれも1期前の価格を説明変数に用いており、モデルの推定値の実測値に対する当てはまりを高めており、そのためには推定値が1期前の実測値の後を追うという重大な問題点を抱えている。本研究では、説明変数を吟味し、またそれらを適切に組み合わせることで、1期前の価格を利用せずに実測値に対する当てはまりを高めたモデルを提案する。

提案モデルは3つの説明変数という必要最小限の要素でWTI原油価格の変動を説明するもので、中でもWTI原油の取引高を表すWTI先物建玉は、既存モデルでは利用されてこなかったが、価格水準と強い相関を持っており非常に有用な変数であることが分かった。

本論文の構成は以下の通りである。第2節では、既



図1 WTI原油価格のスポット取引価格の終値推移

かわぐち ともひろ

マーサージャパン(株)（本研究の内容は著者が慶應義塾大学大学院理工学研究科に所属していたときに行われたものであり、現在所属しているマーサージャパン(株)とは一切関係ありません）

〒163-1437 新宿区西新宿3-20-2

ひびき のりお

慶應義塾大学 理工学部管理工学科

〒223-8522 横浜市港北区日吉3-14-1

受付 11.4.11 採択 11.6.27

存研究を紹介し、その問題点に触れる。第3節では、本研究で構築したモデルを提案する。第4節では、実証分析の結果について説明する。第5節では、結論と今後の課題について述べる。

## 2. 既存モデルとその問題点

### 2.1 既存モデル

WTI 原油価格の変動をモデルで説明するアプローチにはさまざまな種類があるが、ここでは本研究で用いる重回帰分析による既存研究の成果を紹介する。以下に、各モデルの説明変数を示す。

#### (1) 西川[1]のモデル

- 世界石油消費量
- 世界石油生産量
- 米蒸留燃料在庫量
- 投機筋の WTI 先物ロングポジション
- 1 期前の価格

#### (2) 森田[2]のモデル

- 米原油在庫量
- 米ガソリン在庫量
- 米暖房油在庫量
- OECD 原油在庫量
- 1 期前の価格

#### (3) Ye et al.[3]のモデル

- OECD 原油在庫量
- OPEC 生産余力
- OPEC 生産余力のラчетット変数<sup>1</sup>
- 1 期前の価格

### 2.2 問題点

既存モデルの問題点を紹介するために、最新の研究である Ye et al.[3]のモデルのインサンプルでの推定結果を図2に示す。なお、本研究での分析では、2003年1月から2009年9月<sup>2</sup>までの月次データを用いている。

実測値が大きく変動しているにもかかわらず、決定係数は0.9を超えており、一見すると実測値に対して当てはまりの良いモデルであるといえる。しかし、価格が100ドルを超えた時期で特に顕著であるが、明ら

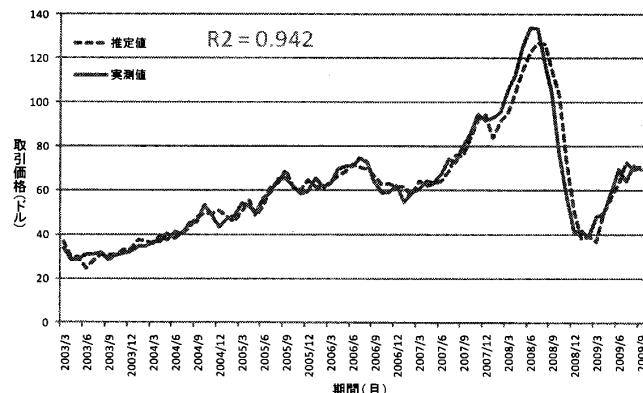


図2 Ye et al.[3]のモデルのインサンプルでの推定結果

表1 Ye et al.[3]のモデルのインサンプルでの推定結果

	標準化回帰係数	t 値
切片	—	1.653
1 期前の価格	0.905	14.799
OECD 原油在庫量		
ラグ0	-0.201	-3.480
ラグ1	0.007	0.094
ラグ2	0.178	3.302
OPEC 生産余力	-0.045	-1.319
OPEC 生産余力のラчетット変数	-0.050	-0.879

表2 インサンプルの推定による調整済み決定係数

説明変数の組み合わせ	1 期前の価格を含む場合の R <sup>2</sup>	1 期前の価格を除く場合の R <sup>2</sup>
西川[1]	0.961	0.732
森田[2]	0.925	0.154
Ye et al.[3]	0.941	0.762

かに推定値は実測値の後を追って変化している。

表1にこの際に推定された回帰係数の概要を示す。

1 期前の価格の t 値が他の説明変数に比べて非常に大きいことから、この説明変数の影響が、先に見られたような推定値の後追いの原因であることが分かる。これは1 期前の価格を用いる他のモデルにおいても同様に生じる特徴である。

表2に、同様の条件下で各モデルの1 期前の価格を含んだ場合と除いた場合においてインサンプルでの推定を行った際の調整済み決定係数を示す。

どのモデルにおいても1 期前の価格を除くことによってモデルの決定係数が落ちてしまうことが分かる。

<sup>1</sup> ここでは、過去における各期のOPEC 生産余力を積算した値を用いている。詳しくは Ye et al.[3]を参照されたい。

<sup>2</sup> 既存モデルについても、原論文でのデータ期間とは異なるが、比較のために同じデータ期間を適用し、原論文のデータ出所と推定方法に従い、著者がモデルを推定し、分析している。

以上のことから、推定値の後追いの原因となる1期前の価格によって実測値に対する当てはまりを高めている点に既存モデルの問題点があることが分かる。本研究では、1期前の価格を用いずに価格変動を良く説明できるモデルを構築するために、3節で説明変数の吟味と選択を行う。

### 3. 提案モデルの構築

#### 3.1 変動要因

本研究における重回帰分析に用いる説明変数の候補を以下に示す。既存研究で取り上げられているものだけでなく、一般に変動要因といわれている変数も加えた上で、その中でも特に重要と思われる変数<sup>3</sup>を以降で詳しく分析する。

- 中国需給スプレッド
- 米石油戦略備蓄
- 米原油在庫量<sup>4</sup>
- OPEC 生産余力
- WTI 先物建玉
- 非当業者スプレッド
- ヨーロ/ドルレート
- 米消費者物価指数
- 米マネーサプライ
- 米鉱工業生産指数

#### 3.2 モデルの構築

3.1節で挙げた変数を適切に組み合わせるための変数選択法として、ステップワイズ法、主成分回帰、相関係数基準を検討する。

ステップワイズ法は、一定の基準に従って説明変数の取捨選択を行う方法である。本研究では AIC を最大化するように変数を選択する。他の方法と比較して決定係数は高くなるが、説明変数が多くなるため、多重共線性が生じやすい。

主成分回帰は、説明変数を主成分分析<sup>5</sup>にかけて、固有値が 1 以上の主成分得点を説明変数とする方法である。他の方法と比較して全ての変数の特徴をモデルに織り込むことができる一方で、決定係数は低くなる傾向があった。

相関係数基準は、多重共線性を避けるために、説明変数間の相関係数が 0.5 以上の組み合わせを用いない

<sup>3</sup> 他にも、米ガソリン在庫量、天然ガス価格、ダウジョーンズ株価指数など 20 種類以上の変数を検討した。

<sup>4</sup> Ye et al.[3] の方法で季節調整している。

<sup>5</sup> 本研究では相関係数基準の主成分分析を利用している。

よう、説明変数の組み合わせを検討する方法である。他の方法と比較して、用いる変数の数を絞れるため、必要なデータが少なく、また説明変数と被説明変数の関係の考察も最も容易である。この方法では 20 以上の組み合わせが検討されたが、推定値の実測値に対する当てはまりと回帰係数の安定性を後の実証分析と同様に吟味した結果、基準を満たした上で実測値に対して当てはまりの良いモデルが最良であると判断し、後述する 1 つのモデルに絞った。

ここに紹介した 3 種類の変数選択法のうち、相関係数基準によるモデルを 3.3 節で提案モデルとして紹介するが、これは各々の手法によって選択されるモデルに関して、推定値の実測値に対する当てはまりと回帰係数の安定性を後の実証分析と同様に吟味して、選ばれたものである。

#### 3.3 提案モデル

本研究では、先に示した経済変数について分析し、変数選択の過程を経た上で、問題点として指摘した1期前の価格を用いない、以下のモデルを提案する。

$$\ln WTI_t = \alpha + \beta_1 \ln OI_t + \beta_2 \ln OS_t + \beta_3 \ln CS_t$$

OI は WTI 先物建玉、OS は OPEC 生産余力、CS は米原油在庫量を表す。

特に、WTI 先物建玉はこれまでの既存モデルに含まれていない変数で、価格と強い正相関を示しており、この定式化によって投機資金の流入などに代表される市場取引の活発度が価格に与える影響を織り込むことができ<sup>6</sup>、価格水準の大幅な変動も説明しうるモデルとなっている。

### 4. 実証分析

#### 4.1 方法

4 節では実際のデータに基づいて、既存モデルと提案モデルを、ウインドウ期間が 24 カ月と 60 カ月のアウトオブサンプルテスト<sup>7</sup>で比較する。

WTI 原油価格、世界原油消費量、世界石油生産量、米原油在庫量、米ガソリン在庫量、米暖房油在庫量、

<sup>6</sup> ネットポジションについても検討したが、日々の変動が激しい変数であり、価格との一貫した相関は見受けられなかった。また、2006 年 6 月より投資主体の分類をより細分化したデータの取得が可能となったことから、将来のデータの充実を待って、市場の取引高を考慮するための定式化については再考していきたい。

<sup>7</sup> ウィンドウ期間 24 カ月の場合、過去 24 時点 ( $t-24 \sim t-1$  時点) の月次データを用いてパラメータを推定し、 $t$  時点の説明変数を用いて  $WTI_t$  を計算する。

米蒸留燃料在庫量、OECD 原油在庫量、OPEC の原油生産余力は EIA (Energy Information Administration) から、投機筋の WTI 先物ロングポジション、WTI 先物建玉は CFTC (Commodity Futures Trading Commission) から、それぞれ 2003 年 1 月から 2009 年 9 月までの月次データ<sup>8</sup>を取得して利用する。

#### 4.2 アウトオブサンプルによる評価

表 3 に、アウトオブサンプルでの推定を行った際の各モデルの推定値の実測値に対する RMSE (平均二乗誤差の平方根) を示す。

どちらのウインドウ期間においても提案モデルの RMSE が最も低くなつた。また、ウインドウ期間が長い方が RMSE は高いが、これはデータを多く取ると価格の急激な変化に対応しづらく、実測値との誤差が大きくなってしまうためと思われる。

4.2.1 節以降では、本研究の提案するモデルと既存研究の中で最も低い RMSE を得た Ye et al.[3] のモデルについて、より詳しく考察する。

##### 4.2.1 ウインドウ期間 24 ヶ月

ウインドウ期間 24 ヶ月の場合の提案モデルと Ye et al.[3] のモデルを比較する。

はじめに、それぞれのモデルにおける価格の実測値と推定値、調整済み決定係数の推移を図 3 と図 4 に

表 3 各モデルの RMSE

モデル	ウインドウ 24 ヶ月	ウインドウ 60 ヶ月
西川 [1]	14.490	26.737
森田 [2]	19.112	37.399
Ye et al.[3]	9.654	22.703
提案モデル	8.636	19.521

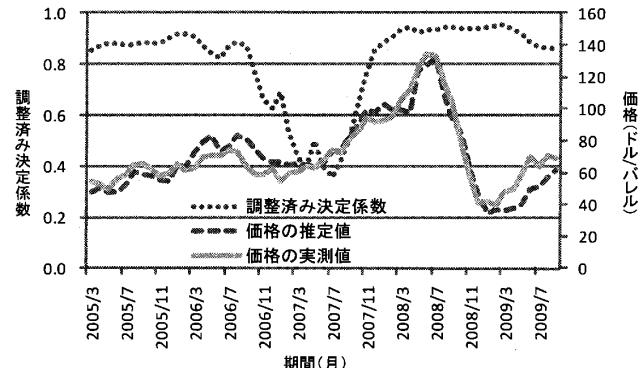


図 3 提案モデルの推定結果—ウインドウ期間 24 ヶ月

<sup>8</sup> 週次で得られる米原油在庫量や WTI 先物建玉は月中平均を計算している。

示す。

図 3、図 4 を見ると、2003 年頃からの価格上昇についてどちらのモデルによる推定値も実測値の傾向をよく追えており、この時期の両モデルの推定値と実測値の誤差に大きな違いはない。しかし、2008 年 6 月に実測値がピークを迎えた後の時期においては推定値の傾向に大きく違いが見られる。提案モデルの推定値は急激な下落にも対応できているが、Ye et al.[3] は 2008 年 6 月のピーク後の下落期において推定値に後追いが見られる。

各モデルの推定値と実測値の誤差の推移を図 5 に示す。

この図から、Ye et al.[3] の誤差はデータ期間の後半で明らかに大きくなつておらず、推定値が劣化していることが分かる。

次に、各モデルの回帰係数推定時における残差系列の分析を行う。図 6 に回帰残差から求められる DW (Durbin Watson) 比の推移を示す。

回帰残差の系列相関については、Ye et al.[3] の方がより無相関には近いが、どちらのモデルでも正の相関が残ってしまっている。これは、実測値の変動の中に、

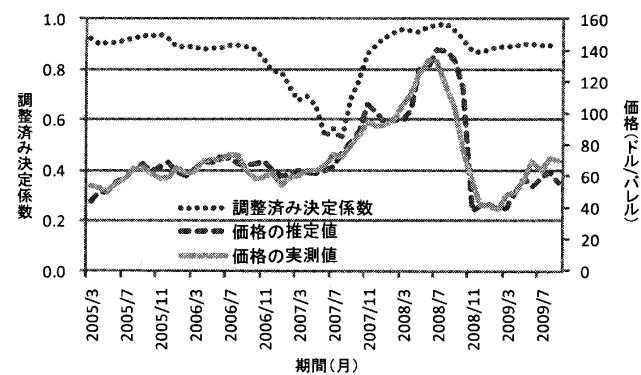


図 4 Ye et al. [3] の推定結果—ウインドウ期間 24 ヶ月

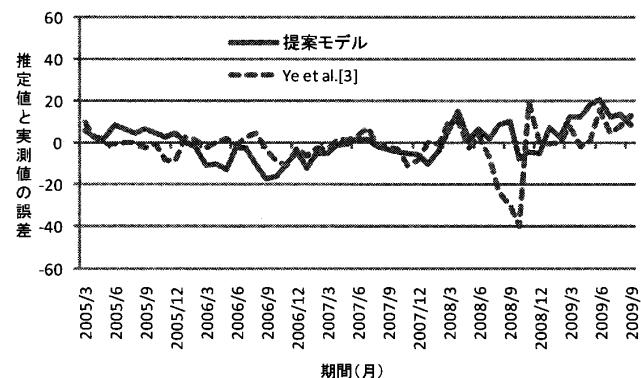


図 5 各モデルの推定値と実測値の誤差の推移—ウインドウ期間 24 ヶ月

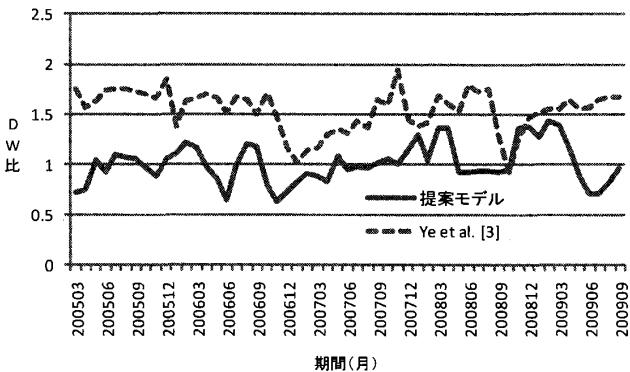


図 6 DW 比の推移—ウインドウ期間 24 カ月

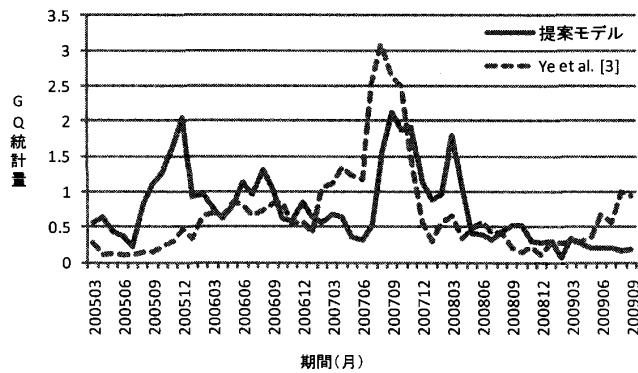


図 7 GQ 統計量の推移—ウインドウ期間 24 カ月

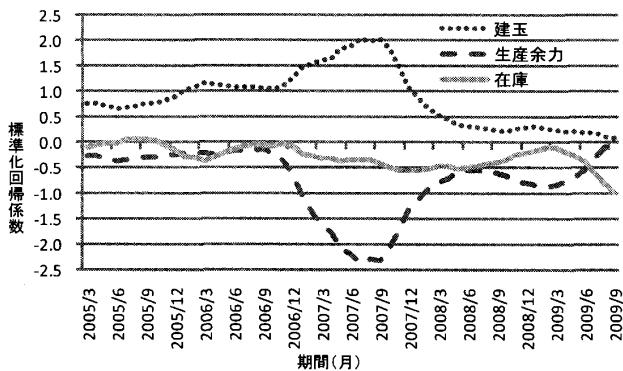


図 8 提案モデルの係数推移—ウインドウ期間 24 カ月

モデルで説明できていない部分が残ってしまっているからであると考えられるが、この問題点については今後の課題としたい。

図 7 に GQ (Goldfeld-Quandt) 統計量の推移を示す。

回帰残差の分散の均一性については、どちらのモデルも決定係数が低くなる時期に GQ 統計量が 1 から遠くなってしまっており、不安定な結果が得られている。

さらに、両モデルの推定値にみられる傾向の違いの原因を考察するために、2つのモデルのアウトオブサンプルテストにおける標準化回帰係数の推移を図 8、

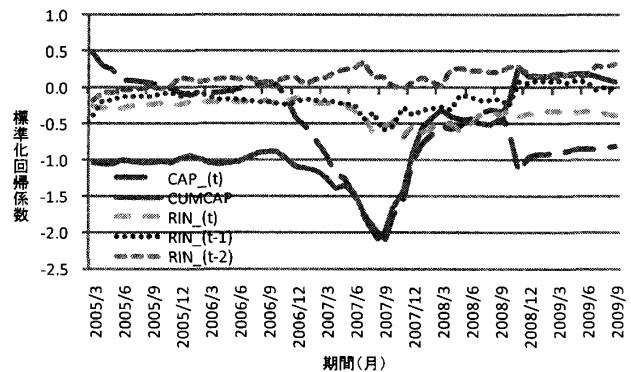


図 9 Ye et al.[3]の係数推移—ウインドウ期間 24 カ月

図 9 に示す。なお、CAP は OPEC 生産余力、CUMCAP はそのラチエット変数、RIN は OECD 原油在庫量（ラグを考慮して 3 種類）を表しており、以降の図においても同様である。

図 4 に見られた推定値の後追いの原因であるが、図 9 から、この時期を境に CUMCAP の係数の符号が逆転しており、モデルの期待する前提が崩れていることが分かる。これは WTI 値格の水準を表すために用意された CUMCAP が単調に変化するという特徴を持っているため、価格の上昇は説明できても下落以降の変動は説明しきれていないことを表している。これに対して図 8 を見ると、WTI 値格の水準を表すために WTI 先物建玉を説明変数として利用した提案モデルでは係数が推定期間中は同じ符号を保って推移していることから、急激な騰落にも対応できていることが分かり、実測値に対する当てはまりと安定性の両面において、Ye et al.[3]のモデルより提案モデルの方が優れているといえる。

ただ、提案モデルにおいても、2007 年は標準化回帰係数が 1 を超えており、モデルが不安定になっている。これは推定に用いたデータのうち、2005～2006 年にかけて半年ほど価格の上昇が停滞した時期のデータが影響していて、同時に WTI 先物建玉は上昇傾向にあったため、モデルの想定する変数間の相関関係が一時的に弱くなっていたことが原因である。

#### 4.2.2 ウインドウ期間 60 カ月

ウインドウ期間 60 カ月の場合の提案モデルと Ye et al.[3]のモデルの比較を以下に示す。

図 10、図 11 を見ると、ウインドウ期間が 24 カ月の場合と同様に、提案モデルには見られない推定値の後追いが Ye et al.[3]には見られている。この影響もあって、推定値の水準はどちらのモデルも実測値を過小評価するものとなっているが RMSE は提案モデル

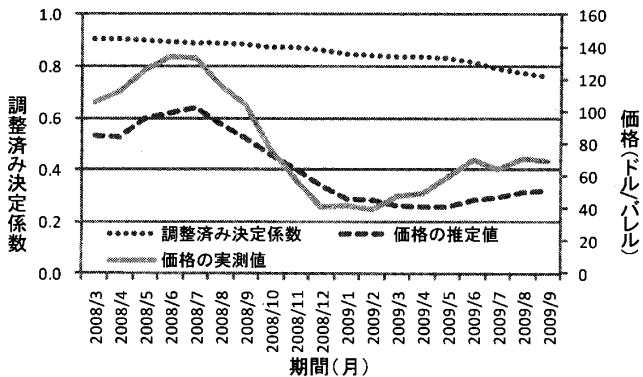


図 10 提案モデルの推定結果—ウインドウ期間 60 カ月

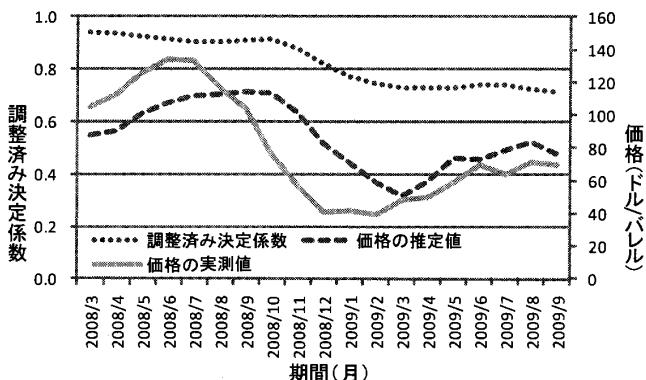


図 11 Ye et al.[3]の推定結果—ウインドウ期間 60 カ月

の方が低く抑えられている。また、全体的な傾向については表 3 で述べたように、多くのデータを扱うためにモデルの推定値が安定する半面、急激な変化を説明するにはやや柔軟性に欠けるともいえ、分析に用いたデータからは 24 カ月の方がモデルの推定には適したウインドウ期間であることが分かる。

図 12、図 13 を見ると、提案モデルの標準化回帰係数はどの説明変数も同じ符号のまま安定的に推移しているのに比べて、Ye et al.[3]のモデルでは特に RIN\_ (t-2) の係数の符号が反転しているほか、他の変数に関する回帰係数が大きく変動している。ウインドウ期間 24 カ月の場合では特に CUMCAP の符号が反転していたが、ウインドウの長さが変わり、変動の激しい実測値に推定値を当てはめるために、より変動の激しい説明変数である RIN\_ (t-2) の回帰係数が大きく変化したものと考えられる。

異なるウインドウ期間によるアウトオブサンプルテストを行ったが、これらの結果から、提案モデルが、既存モデルの中で最も実測値と推定値の誤差が小さい Ye et al.[3]のモデルに対して、実測値に対する当ては

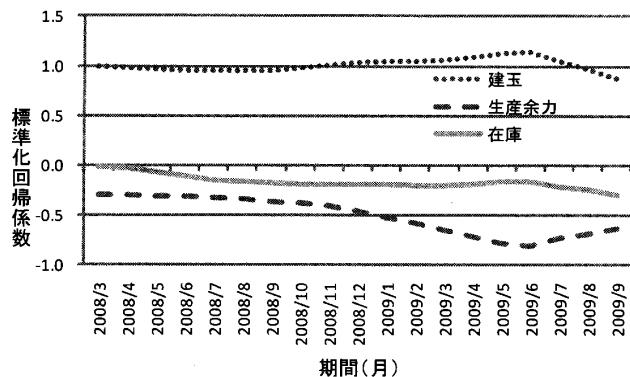


図 12 提案モデルの係数推移—ウインドウ期間 60 カ月

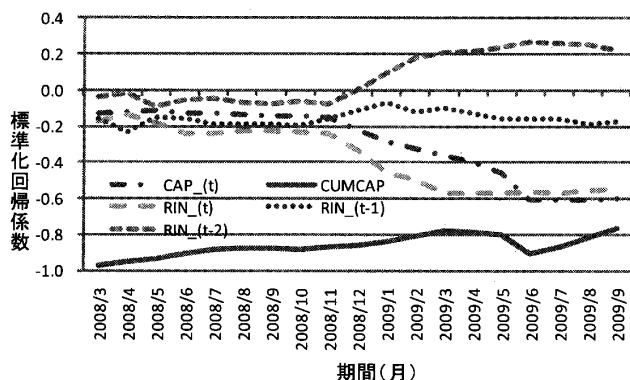


図 13 Ye et al.[3]の係数推移—ウインドウ期間 60 カ月

まり、モデルの安定性の両面で優れているといえる。

## 5. 結論と今後の課題

本研究では先に挙げた既存モデルに見られる問題点を改善し、特に説明変数を吟味することで、実測値に対する当てはまりと安定性を兼ね備えたモデルを構築することができた。中でも既存モデルにはなかった WTI 先物建玉という変数を用いることによって価格の上昇だけでなく、その後の下落も説明できるファクターモデルとなった。

実務上の価格予測に用いる際には、将来時点の被説明変数の予測が別途必要になるため、今後は被説明変数の将来予測も含めて、実務上の価格予測に資するモデル構築を目指して、研究を発展させていきたいと考える。

ただし、先の結果から以下の 3 つの課題が指摘できる。まず、2007 年は一貫して推定したモデルの決定係数が低い年であった。これはモデルの重要な変数である WTI 先物建玉と価格との相関が一時的に弱くなっている期間である。提案モデルでは WTI 先物建玉

が重要なファクターとなっていたが、これは価格との間に長期に安定した正相関が見られたため、価格水準の変動を説明するのに有効であったからである。先物の建玉のデータはさまざまな限月を持った取引の総和のみが取得可能であり、期近と期先の建玉数の内訳が変わることの可能性があるため、時に価格との関係が不安定になってしまう場合があると思われる。

また、2009年後半における原油価格の底からの反発は、モデルで説明しきれないほど急である。これは、一度100ドルの大台を超えてしまったことによる市場参加者の価格感応度の変化等が原因として考えられる。

最後に、モデル推定時における回帰残差の分析では系列相関が低くないという結果が得られたが、被説明変数であるWTI原油価格は明らかに非定常時系列であり、重回帰モデルの理論的な前提を満たしていない可能性がある。本研究の主目的は、既存研究の流れを

汲んで、できる限り簡潔な分析によりさまざまな変動要因の取捨選択を行い、価格変動の様相が変化した現代において、特に原油関連ビジネスにおける意思決定を行う上で有用となる示唆を得ることであったが、今後は理論的な厳密性も満たした定式化の方についても検討していきたい。

#### 参考文献

- [1] 西川珠子、「供給不安を背景に高騰する原油価格の今後の見通し」、みずほマーケットインサイト、2004年11月11日発行。
- [2] 森田裕二、「WTI原油のファンダメンタルな価格の検討」、エネルギー経済、31-2 (2005), 10-22.
- [3] M. Ye, J. Zyren and C.J. Blumberg, "A Short-Run Crude Oil Price Forecast Model with Ratchet Effect," *Atlantic Economic Journal*, 37-1 (2008), 37-50.