

Forward Discount Bias: Is It a Risk Premium on Crude Oil?

Shoko Nakano*

April 15, 2007

Abstract

This paper investigates the forward discount bias in Light Sweet Crude Oil futures, also known as West Texas Intermediate (WTI) crude oil futures, listed on the New York Mercantile Exchange. We confirm that the current forward-spot differential is a biased forecast of future changes in the spot price. Using survey forecast data, we determined that the statistically significant causes of the forward discount bias were (i) the correlation between forecast errors and the current forward-spot differential, and (ii) the average level of forecast errors. Additionally, we found that, consistently after the first half of 2003, there existed a substantial average amount of risk premium—the current forward-spot differential was nine percentage points higher on average than what the average forecaster had expected.

Keywords: Crude oil, Futures, Forward discount bias, Survey, Forecast, Risk premium.

JEL Classification: G13, G14, Q40

* Graduate School of Economics, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8601, Japan. Ministry of Economy, Trade, and Industry, 3-1 Kasumigaseki, Chiyoda-ku, Tokyo 100-8901, Japan. e-mail: nakano-shoko@meti.go.jp. Views expressed in this paper are those of authors and do not necessarily reflect those of Ministry of Economy, Trade, and Industry.

フォワード・ディスカウント・バイアス：
WTI原油先物価格にリスク・プレミアムは含まれていたか

中野聖子*

2007年4月15日

要旨

本論文では、ニューヨーク商業取引所 (New York Mercantile Exchange) に上場されている WTI (West Texas Intermediate) 原油についての分析を行う。まず、フォワード・ディスカウント・バイアスが存在することを確認し、次にサーベイ予測データを用い、そのバイアスの原因が (i) 予測誤差と現先スプレッドの相関、および、(ii) 平均予測誤差であることを確認しています。また、2003年上半期以降、現先スプレッドが、サーベイ予測データによる同スプレッドより、平均で約9パーセント・ポイント高いこと(つまり、平均リスク・プレミアムが存在していたこと)を確認しています。

Keywords: 原油、先物、フォワード・ディスカウント・バイアス、サーベイ、予測、リスク・プレミアム

JEL Classification: G13, G14, Q40

* 一橋大学大学院経済学研究科、186-8601 東京都国立市中 2-1。経済産業省商務情報政策局商務課、100-8901 東京都千代田区霞が関 1-3-1、e-mail: nakano-shoko@meti.go.jp。論文中に示された内容や意見は、執筆者個人に属し、経済産業省の公式見解を示すものではありません。

1. はじめに

「先物価格は、将来のスポット価格の正しい予測値か？」この問は、長年に渡り、特に為替レートにおいて、数多く検証されてきた。そして、多くの先行研究が、現在の先物価格と現在のスポット価格の差で定義される現先スプレッド(この差が負の場合、フォワード・ディスカウントと称される。)は、事後的なスポット価格の変化に対しバイアスを伴った予測値であるという意味において、フォワード・ディスカウント・パズルが存在するという結論に至っている。

本論文では、外貨とは異なった資産クラスである原油先物、具体的には、ニューヨーク商業取引所 (New York Mercantile Exchange) に上場されている WTI (West Texas Intermediate) 原油先物価格¹の不偏予測性を検証する。また、WTI 原油スポット価格のサーベイ予測データも用いることによって、WTI 原油先物価格に含まれるバイアスが、リスク・プレミアムに起因するものであるか、それとも予測誤差に起因するものであるかを明らかにする。為替レートに関する先行研究においては、フォワード・ディスカウント・バイアスの原因について、統一的な結論に至っていない。例えば、Bilson (1981)は、市場参加者はリスク中立的であると仮定し、システムティックに生じているバイアスの原因を、合理的期待に反する事象であるとしている。一方、Hsieh (1984)は、そのバイアスの原因を、時変リスク・プレミアムの存在にあるとしている。本論文では、WTI 原油先物価格がバイアスを伴った予測値である場合の原因をできる限り明確にできるよう、Froot and

¹ 正式名称は、the Light Sweet Crude Oil futures.

Frankel (1989)に従いサーベイ予測データを用い検証する。サーベイ予測データには、コンセンサス・エコノミック社が1995年11月より毎月調査している「3ヶ月後のWTI原油スポット価格の予測値」を用いる。

また、本論文では、時変リスク・プレミアムの他に、リスク・プレミアムの平均値（以下、平均リスク・プレミアムと言う。）が、段階的に不連続な形で変化する可能性も考慮に入れ、この平均リスク・プレミアムの変化の要因がKeynes (1930)等によって示されたヘッジング・プレッシャーであるかを検証する。Froot and Frankel (1989)は、サーベイ予測データを用いて先物為替レートの不偏性を検証し、相当額の平均リスク・プレミアムの存在を指摘している。また、彼らが示した図からは、その平均リスク・プレミアムが段階的に変化した様子も伺える²。本論文では、このような平均リスク・プレミアムの段階的変化も捉えることができるよう、推定および検定においてBai and Perron (1998)による複数構造変化テストを用いる。

本論文で明らかになったことは、(1) WTI原油先物価格は、将来のスポット価格に対しバイアスを伴った予測値である、(2) そのバイアスの主な原因は、時変リスク・プレミアムではなく、(i) 予測誤差と現先スプレッドの相関、および、(ii) 平均予測誤差の存在である、(3) また、2003年上半期以降、現先スプレッドは、サーベイ予測データを用いた同スプレッドに比し、平均9パーセント・ポイント高く、平均リスク・プレミアムが存

² Froot and Frankel (1989)のFigure I から Figure IV までを参照。

在していた、(4)その存在は、ヘッジング・プレッシャーに因るものではない、ということである。

本論文の構成は以下の通りである。次の第2節で不偏予測性を検証し、第3節でサーベイ予測データを含めたデータを概観する。第4節でリスク・プレミアムによるバイアスの説明可能性を検討し、ヘッジング・プレッシャーの概念を用い平均リスク・プレミアムの支払い主体について検証する。第5節で予測誤差によるバイアスの説明可能性を検証し、第6節で結論となる。

2. 予測の不偏性検定

本節では、WTI原油先物価格の不偏予測性を検証する。多くの先行研究で用いられている推定式に従い、将来のスポット価格変化を現先スプレッドに回帰する。

$$(1) \quad S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta(F_{t,t+k} - S_t) + \eta_{t+k}^k$$

$S_{t+k} - S_t$ は、事後的スポット価格 (S_{t+k}) を用いた k 期間の変化率 (WTI原油スポット価格の対数値の差分)、 $F_{t,t+k} - S_t$ は、現時点 (t) における現先スプレッド ($t+k$ 時点に納会³となる先物契約の現時点における価格の対数値 - 現時点のスポット価格の対数値)、 η_{t+k}^k は、市場参加者のランダムな予測誤差である。事後的なスポット価格が、先物価格と

³ 商品の先物契約における満期日は、通常、納会日と呼ばれる。

純粋な予測誤差の和に等しいならば、帰無仮説「 $\beta=1$ かつ $\alpha=0$ 」が満たされる。式(1)の実際の推定において、先物価格データは、4番限⁴の価格をロール・オーバーすることで作成している。したがって、 k は約4ヶ月である。また、スポット価格には、納会日における帳入れ価格を用いている。よって、式(1)における t は、WTI原油先物の納会日である⁵。推定のサンプル期間は、1996年2月から2006年11月までである。

式(1)をOLS推定した結果は、表1に示されている。係数 α および β の推定値はそれぞれ0.04、0.12であり、推定値 β は、有意に1より小さい。これは、WTI原油先物の現先スプレッドが将来のスポット価格変化の不偏予測値であるという帰無仮説を、棄却する結果である。

[表1]

このように推定値 β が1を下回っているということは、(a)市場参加者の予測誤差が、観察される現先スプレッドと相関している、もしくは、(b)リスク・プレミアムが、観察される現先スプレッドと相関している(つまり、タイム・バライニング・リスク・プレミアムが存在している)ことを意味する。この二つの要因を分解するために、Froot and Frankel

⁴ 4番目(WTI原油の場合、約4ヶ月後)に納会をむかえる先物契約は、4番限と呼ばれる。

⁵ 本論文を通して、情報オーバーラップによって生じる誤差項の系列相関は、Andrews(1991)によるHAC(Heterogeneous Autocorrelation Consistent)推定量を用い修正している。

(1989)は、市場参加者の期待値の推定値、つまり、サーベイ予測データ (\hat{S}_{t+k}^e) を用いて、式 (1) の係数 β を、式 (2) のように分解した。

$$(2) \quad \beta = 1 - b_{re} - b_{rp}$$

$$b_{re} = \frac{-\text{cov}(\eta_{t+k}^k, F_{t,t+k} - S_t)}{\text{var}(F_{t,t+k} - S_t)};$$

$$b_{rp} = \frac{\text{var}(rp_t^k) + \text{cov}(\hat{S}_{t+k}^e - S_t, rp_t^k)}{\text{var}(F_{t,t+k} - S_t)};$$

$$rp_t^k = F_{t,t+k} - \hat{S}_{t+k}^e.$$

式 (2) は、帰無仮説である 1 から、システムティックな予測誤差による影響 (b_{re})、および、時変リスク・プレミアムによる影響 (b_{rp}) を引いたものである。例えば、システムティックな予測誤差がない場合は、 $b_{re} = 0$ となり、一方、時変リスク・プレミアムが存在しない場合は、 $b_{rp} = 0$ となる。つまり、式 (2) は、サーベイ予測データを用いることで、 $\beta \neq 1$ となる原因が、予測誤差であるのか、それとも時変リスク・プレミアムであるのか、を明らかにできることを示している。

3 . サーベイ予測データ

本論文では、コンセンサス・エコノミクス社 (Consensus Economics Inc.) によって調査されたサーベイ予測データを用いる。コンセンサス・エコノミック社は、毎月、数百人の金融・経済予測の専門家を対象に、「3 ヶ月後および 12 ヶ月後の WTI 原油スポット価格の

予測値（1 バレルあたりの米ドル価格）」を調査している⁶。本論文では、このうち 3 ヶ月後の WTI 原油スポット価格のサーベイ予測データを用いる⁷。

図 1 は、3 ヶ月後の WTI 原油スポット価格の予測値の平均値（細線）、同予測値の最高値と最低値（点線）、WTI 原油の 4 番限先物価格の帳入れ価格（菱形を伴った細線）および、事後的に実現した WTI 原油スポット価格（太線）を示している。横軸上の日付は、予測が形成された時点基準に付されている。例えば、2003 年 5 月に示された値は、2003 年 5 月 12 日に形成された平均サーベイ予測値（24.9 ドル）、同日についた先物価格（26.5 ドル）および、2003 年 9 月の納会日に実現したスポット価格（26.9 ドル）である。実現したスポット価格は、これが予測の対象であった日付が 2003 年 5 月 12 日であるため、2003 年 5 月に記されている。したがって、平均サーベイ予測値（細線）と事後的に実現したスポット価格（太線）との垂直方向の差は、横軸が示す日付に形成された予測値の事後的予測誤差を表している。また、平均サーベイ予測値（細線）と先物価格（菱形を伴った細線）との垂直方向の差は、横軸が示す日付に支払われていたリスク・プレミアムを表している。

[図 1]

⁶ 有効回答は、毎月 50 名以上から得ている。定点的な月次データは 1995 年 11 月から入手可能である。

⁷ 例えば、2005 年 6 月 13 日に行われた調査においては、3 ヶ月後の予測値として、予測家は 2005 年 9 月末日における WTI 原油スポット価格を予測して回答する。一方、NYMEX における WTI 原油先物取引は、受渡月の前月の 25 日に 3 営業日先立つ日に納会を迎える。これは、2005 年 10 月の間に受渡された原油は、2005 年 9 月 20 日に納会を迎えたことを示している。この 2005 年 9 月に納会した先物契約は、サーベイ調査の行われた 2005 年 6 月 13 日には、4 番限の先物契約である。このため、4 番限の先物契約と整合的なサーベイ予測値としては、3 ヶ月後の予測値を用いる。

1995年から1998年の間、原油価格は比較的安定的に推移していた。平均サーベイ予測値と先物価格はほぼ同水準であり、平均リスク・プレミアムは存在していなかったことが推察される。事後的に実現したスポット価格は、それらの近傍を緩やかに上下している。1997年夏に発生したアジア通貨危機は、石油需要を後退させ原油価格を低下傾向に導いた。この価格低迷に危機感を募らせたOPEC並びに非OPEC諸国（メキシコやノルウェー等）は、1998年3月以降順次、減産を実施していった。この協調減産によって、原油価格は1999年第1四半期に微かに上昇傾向に転じる。2003年以降、イラクにおける情勢不安や中国における需要拡大等により、原油価格は急激に上昇した。この急激な上昇の間、事後的に3ヶ月後に実現したスポット価格は、平均サーベイ予測値より継続的に高く、平均予測誤差の存在が推察される。また、先物価格は平均サーベイ予測値より継続的に高く、平均リスク・プレミアムの存在も推察される。

4. リスク・プレミアムはフォワード・ディスカウント・バイアスを説明するか

ここでは、サーベイ予測データを用い、WTI原油のフォワード・ディスカウント・バイアスは、リスク・プレミアムによって説明可能であるかを検証する。ここで、 S_{t+k}^e を投資家の真の期待値、 ε_t^e をサーベイにおける測定予測誤差とする。また、サーベイに対する回答の平均値は、投資家の真の期待値の推定値であると仮定する（つまり、 $\hat{S}_{t+k}^e = S_{t+k}^e + \varepsilon_t^e$ ）

⁸。この仮定のもとで、 k 期間の期待収益率を現先スプレッドで回帰する。

⁸ この仮定は、合理的期待を検定する場合に、事後的収益率を用い、真の期待収益率の予測誤差をランダムであると仮定することと相似である。

$$(3) \quad \hat{S}_{t+k}^e - S_t = a_j + b(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_t^e \quad \text{for } j = 1, \dots, m+1$$

式(3)の係数 b のOLS推定量は、 $\frac{\text{Cov}(\hat{S}_{t+k}^e - S_t, F_{t,t+k} - S_t)}{\text{Var}(F_{t,t+k} - S_t)}$ であり、また、式(1)の係数

β のOLS推定量は、 $\frac{\text{Cov}(\hat{S}_{t+k}^e - S_t, F_{t,t+k} - S_t)}{\text{Var}(F_{t,t+k} - S_t)} + \frac{\text{Cov}(\eta_{t+k}, F_{t,t+k} - S_t)}{\text{Var}(F_{t,t+k} - S_t)}$ である。これより、式(2)

を用いると、係数 b は、式(4)のように書き換えることができる。

$$(4) \quad b = \beta - \frac{\text{Cov}(\eta_{t+k}, F_{t,t+k} - S_t)}{\text{Var}(F_{t,t+k} - S_t)} = 1 - b_{rp}$$

これより、リスク・プレミアムが、現先スプレッドと相関していない(つまり、時変リスク・プレミアムが存在しない)という帰無仮説は、 $b = 1$ (つまり、 $b_{rp} = 0$)となる。また、平均リスク・プレミアムは存在しないという帰無仮説は、 $a = 0$ となる。最後に、リスク・プレミアムが全く存在しないという帰無仮説($\hat{S}_{t+k}^e = F_{t,t+k}$)は、 $a = 0$ かつ $b = 1$ となる。平均リスク・プレミアムの段階的变化は、切片における段階的な変化(a_j ($j = 1 \dots m+1$))を、Bai and Perron (1998)の複数構造変化テストで検定することで、検出する。

式(3)の推定結果は、表2の1行目に記されている。まず、時変リスク・プレミアムの存在について検証する。推定値 b は1.17で、有意に1から乖離しているとはいえない。これは、式(1)において、係数 β が1から有意に乖離している原因が、時変リスク・プ

レミアムによるものではないことを示している。次に、平均リスク・プレミアムの存在について検証すると、式(3)の切片からは、有意な構造変化が、2003年5月に検出された。2003年5月までの切片は $-0.02 (a_1)$ であり、2003年6月以降は $-0.09 (a_2)$ であった。切片 a_1 は、有意にゼロから乖離していない、一方で、切片 a_2 は、有意にゼロから乖離している。つまり、2003年6月以降、現先スプレッドは、サーベイ予測データによる同スプレッドよりも約9パーセンテージ・ポイント高く、9パーセンテージ・ポイントの平均リスク・プレミアムが存在していたと言える。

[表 2]

この平均リスク・プレミアムを支払った主体を探るために、式(3)にヘッジング・プレッシャーを捉える変数(q)を加え推定を行う。(ヘッジング・プレッシャーの概念、変数(q)の定義、および、推定式等については、補論を参照。)ヘッジング・プレッシャー要因をコントロールした後の推定結果は、表2の2行目に示されている。係数 a_j における構造変化は2003年1月に検出され、構造変化前の係数は $-0.02 (a_1)$ 、構造変化後は $-0.09 (a_2)$ であった。構造変化の日付、および、係数 a_j はともに、式(3)における推定結果とほぼ同じである。このため、平均リスク・プレミアムはヘッジング・プレッシャーによって生じたものではない、と考えることができる⁹。

⁹ 補論における式(A2)を2SLSと考えると、その第1ステージの回帰は、変数「 $F_{t,t+k} - S_t$ 」を変数「 q_t 」

5. 予測誤差はフォワード・ディスカウント・バイアスを説明するか

ここでは、WTI原油のフォワード・ディスカウント・バイアスは、システムティックな予測誤差によって説明可能であるかを検証する。表1において推定値 β が1から乖離している原因のうち、市場参加者の予測誤差が現先スプレッドと相関していることに起因する部分(式(2)における係数 b_{re})は、サーベイ予測誤差($\hat{S}_{t+k}^e - S_{t+k}$)を現先スプレッドで回帰することで得られる。具体的には、式(5)の係数 b_{re} である¹⁰。

$$(5) \quad (\hat{S}_{t+k}^e - S_{t+k}) = d_j + b_{re} (F_{t,t+k} - S_t) + v_{t+k}^k \quad \text{for } j=1, \dots, m+1$$

サーベイ予測誤差と現先スプレッドが相関していないとの帰無仮説は、 $b_{re}=0$ となる。例えば、 $b_{re}>0$ により帰無仮説が棄却されるということは、先物価格より現在のスポット価格に近い値に投資することで、より高い超過収益を達成できることを意味する。このため、先物価格は合理的に形成されていないということになる。平均的予測誤差が存在しないとの帰無仮説は、 $d=0$ となる。また、システムティックな予測誤差が全く存在しないとの帰無仮説は、 $d=0$ かつ $b_{re}=0$ となる。

で回帰することになる。この第1ステージにおける変数 q_t の係数を推定すると、-0.25(標準偏差0.08)がえられる。この有意な負の係数は、売り(買い)のヘッジング・プレッシャーがあるとき、WTI原油先物価格は、有意に低下(上昇)する傾向にあることを意味している。この結果は、式(A2)の結果と合わせると、ヘッジング・プレッシャーは有意に存在するが、平均リスク・プレミアムの主要な要因ではないということの意味している。

¹⁰ 式(5)における攪乱項は、サーベイにおける測定誤差と事後的予測誤差の差(つまり、 $v_{t+k}^k = \varepsilon_t^k - \eta_{t+k}^k$)である。

式(5)の推定結果は、表3に記されている。推定値 b_{re} は0.89で、有意にゼロから乖離し、サーベイ予測誤差と現先スプレッドの相関が、フォワード・ディスカウント・バイアスの原因となっていたことを示している。また、切片 d から、有意な構造変化は検出されず、推定値は、全サンプル期間を通し-0.09と有意にゼロから乖離している。これらの結果は、システムティックな予測誤差の原因が、(i)サーベイ予測誤差と現先スプレッドとの相関($b_{re} > 0$)、および、(ii)継続的な過小予測($d < 0$)であったことを示している。

[表 3]

システムティックな予測誤差が全く存在しないとの帰無仮説は棄却されなかった。しかし、これは、必ずしも予測形成が合理的でないということを示すものではない。なぜなら、攪乱的ショックの分布に構造変化が生じたか否かについて不確実性があり、それについてラーニングが行われている場合は、たとえ主体が合理的であっても、システムティックな予測誤差は生じるものであるからである。1998年後半以降、原油価格には、攪乱的ショックの分布に構造変化が生じたのではないかと疑わせる事象が継続的に発生した。例えば、2003年以降はイラクの情勢不安、予測以上の成長を続けている中国経済、原油先物市場への新規参加者層の流入などが挙げられる。これらは、ラーニングの観点から、システムティックな予測誤差を生じさせるために十分な要件ではないかと思われる。

6 . 結論

本論文では、NYMEX に上場されている WTI 原油先物価格の不偏予測性を検証した。その結果、(1) WTI 原油先物価格は、バイアスを伴った予測値であることが確認された。

(2) そのバイアスの統計的に有意な原因は、サーベイ予測データを用いると、(i) 予測誤差と現先スプレッドの相関、および、(ii) 平均予測誤差の存在であることが確認された。

統計的に有意な時変リスク・プレミアムの存在は確認されなかった。一方、(3) 2003 年上半期以降、約 9 パーcentage・ポイントの平均リスク・プレミアムの存在が確認され、また、(4) この平均リスク・プレミアムの発生要因は、ヘッジング・プレッシャーではないことが確認された。

補論 . 平均リスク・プレミアムを支払った主体はヘッジャーか

ここでは、平均リスク・プレミアムを支払った主体を探るために、式(3)にヘッジング・プレッシャーを捉える変数を加える。ヘッジング・プレッシャーとは、先物市場における超過ヘッジ需要である。この概念は、フォワード・ディスカウント・バイアスを説明するものとして、Keynes (1930)によって導入され、その後、Hirshleifer (1990)、De Roon, et al. (2000)等によって発展させられた。

ヘッジング・プレッシャーは、多くの論文において¹¹、ヘッジャーの売り越しポジション

¹¹ ヘッジャーの売り越しポジションによって、ヘッジング・プレッシャーを表している論文としては、Chang, et. al., (1985)、Sanders, et. al., (2004) 等が挙げられる。また、集計前の CFTC 非公開の大口ポ

ンによって表わされる。このため、本論文でも、米国の商品先物取引委員会（CFTC：The Commodity Futures Trading Commission）公表の「コミットメンツ・オブ・トレーダーズ（COT：Commitments of Traders）」を用い、ヘッジング・プレッシャー変数を作成する。具体的には、NYMEX 上場の WTI 原油先物における大口コマーシャルズの売り越し割合を、式（A1）に従い算出し、これをヘッジング・プレッシャー変数（ q ）と定義する。

$$(A1) \quad q = \frac{\text{コマーシャルズの売りポジション数} - \text{コマーシャルズの買いポジション数}}{\text{コマーシャルズの全ポジション数}}$$

時点 t に生じているヘッジング・プレッシャーは、時点 t の先物価格に影響を及ぼすため、ヘッジング・プレッシャーを含んだ推定式は、式（A2）の通りになる。

$$(A2) \quad \hat{S}_{t+k}^e - S_t = a_j + b(F_{t,t+k} - S_t) + cq_t + \varepsilon_t^e \quad \text{for } j = 1, \dots, m+1$$

式（A2）の係数 a_j と b からは、ヘッジング・プレッシャーの影響が取り除かれている。このため、式（A2）の係数 a_j における複数次構造変化テストの結果が、式（3）における結果と同様である場合、平均リスク・プレミアムはヘッジング・プレッシャーによって生じたものではない、と考えることができる。

ジション・データを用いている論文もある。

参考文献

- Andrews, Donald W. K., 1991, "Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation," *Econometrica*, 59, 817-858.
- Bai, J. and P. Perron, 1998, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bilson, John, 1981, "The Speculative Efficiency Hypothesis," *Journal of Business*, LIV, 435-51.
- Chang, Eric, 1985, "Returns to Speculators and the Theory of Normal Backwardation," *The Journal of Finance*, vol. 40, no. 1, 193-208.
- Commodity Futures Trading Commission, 1962-(ongoing), *The Commitments of Traders*, Washington DC.
- Consensus Economics Inc., 1984-(ongoing), *Consensus Forecasts*, London.
- De Roon, Frans, Theo Nijman, and Chris Veld, 2000, "Hedging Pressure Effects in Futures Markets," *The Journal of Finance*, vol. LV, no. 3, 1437-1456.
- Froot, Kenneth and Jeffrey Frankel, 1989, "Forward Discount Bias: Is it an Exchange Risk Premium?" *The Journal of Economics*, Vol. 104, no. 1, 139-161.
- Hirshleifer, David, 1990, "Hedging Pressure and Futures Price Movements in a General Equilibrium Model," *Econometrica*, vol. 58, no. 2, 411-428.
- Hsieh, David, 1984, "Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Markets," *Journal of International Economics*, XVII, 173-84.
- Keynes, John, 1930, *A Treaties on Money*, Vol. 2, London, MacMillan.
- Sanders, Dwight, Weith Boris, and Mark Manfredo, 2004, "Hedging, funds, and small speculators in the energy futures markets: an analysis of the CFTC's Commitments of Traders reports," *Energy Economics*, 26, 425-445.

図1: WTI原油価格とその予測値

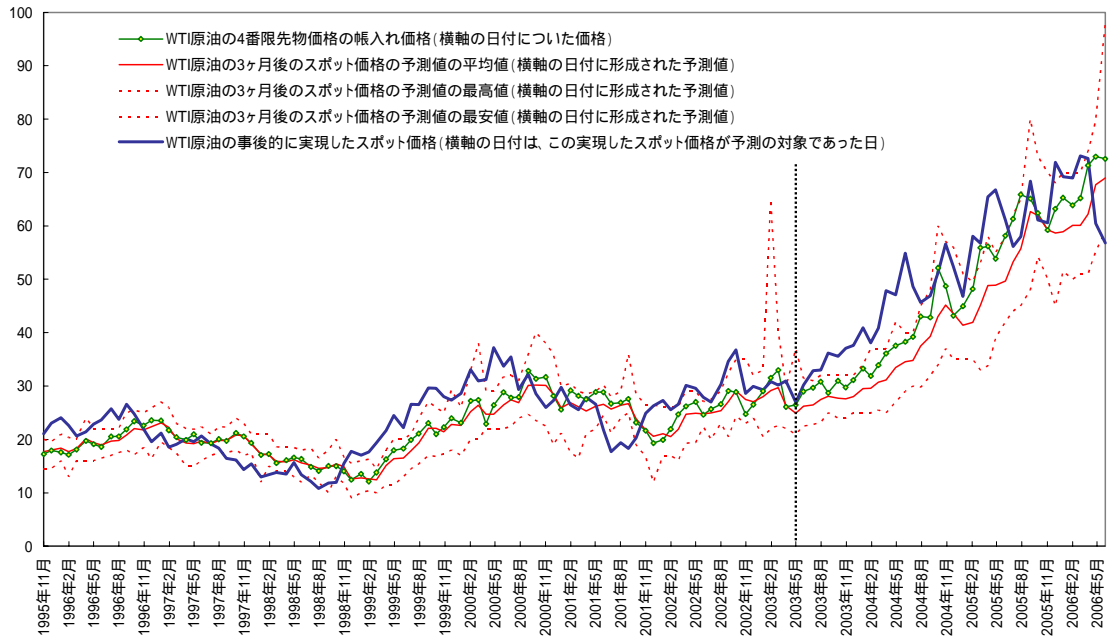


表1: WTI原油先物価格の不偏予測性

$$(1) \quad S_{t+k} - S_t = \alpha + \beta (F_{t,t+k} - S_t) + \eta_{t+k}^k$$

	α	β
(1)	0.04	0.12
	<i>0.05</i>	<i>0.06 +++</i>

イタリック字は、HAC標準偏差。帰無仮説 ($x = 0$) を、10%の有意水準で棄却する場合「*」、5%の場合「**」、1%の場合「***」が、それぞれ付されている。また、帰無仮説 ($x = 1$) を、10%の有意水準で棄却する場合「+」、5%の場合「++」、1%の場合「+++」が、それぞれ付されている。

表2: リスク・プレミアムはフォワード・ディスカウント・バイアスを説明するか

$$(3) \quad \hat{S}_{t+k}^e - S_t = a_j + b(F_{t,t+k} - S_t) + \varepsilon_t^e \quad j = 1, \dots, m + 1$$

$$(A2) \quad \hat{S}_{t+k}^e - S_t = a_j + b(F_{t,t+k} - S_t) + c\hat{q}_t + \varepsilon_t^e \quad j = 1, \dots, m + 1$$

	a_1	a_2	b	c	構造変化	Adj. R ²
(3)	-0.02	-0.09	1.17		2003年5月	0.63
	<i>0.04</i>	<i>0.01 ***</i>	<i>2.17</i>			
(A2)	-0.02	-0.09	1.04	-0.24	2003年1月	0.65
	<i>0.06</i>	<i>0.03 ***</i>	<i>3.56</i>	<i>2.59</i>		

イタリック字は、HAC標準偏差。帰無仮説 ($x = 0$) を、10%の有意水準で棄却する場合「*」、5%の場合「**」、1%の場合「***」が、それぞれ付されている。また、帰無仮説 ($x = 1$) を、10%の有意水準で棄却する場合「+」、5%の場合「++」、1%の場合「+++」が、それぞれ付されている。

表3: 予測誤差はフォワード・ディスカウント・バイアスを説明するか

$$(5) \quad (\hat{S}_{t+k}^e - S_{t+k}) = d_j + b_{re} (F_{t,t+k} - S_t) + v_{t+k}^k \quad j = 1, \dots, m + 1$$

	d	b_{re}	構造変化	Adj. R ²
(5)	-0.09	0.89	なし	0.05
	<i>0.01 ***</i>	<i>0.03 ***</i>		

イタリック字は、HAC標準偏差。帰無仮説 ($x = 0$) を、10%の有意水準で棄却する場合「*」、5%の場合「**」、1%の場合「***」が、それぞれ付されている。また、帰無仮説 ($x = 1$) を、10%の有意水準で棄却する場合「+」、5%の場合「++」、1%の場合「+++」が、それぞれ付されている。