

飯 原 慶 雄  
加 藤 英 明  
徳 永 俊 史

## 要 旨

- 1 はじめに
- 2 モデル
  - 2.1 評価モデル
  - 2.2 モデルの状態空間表現とパラメーター推定
- 3 実証分析
  - 3.1 データ
  - 3.2 日米における金先物取引の特徴
  - 3.3 推定結果
- 4 まとめと今後の課題

## 要 旨

本論文では、Schwartz (1997、1998) が提示した商品先物価格に対するモデルを、我が国の代表的な商品先物である金先物価格を使って検証する。さらに、Schwartz (1997) で分析されたデータ期間 (~95年6月13日) 以降のデータを使い、米国金先物市場での再検証を行うとともに、日米の結果を比較する。推定結果は、Schwartz (1997) の結果が非常に安定的であることを示している。具体的には、データを延長した米国市場において引き続き、コンビニエンス・イールドが確率的に変動するモデルが支持される。また、取引対象限月や取引集中限月が異なる日本の市場でもこのモデルが支持される。

### 1 はじめに

近年のファイナンス理論は、各種の金融商品の価格、特に、デリバティブの価格について多くのことを明らかにしてきた。デリバティブに関するこれらの理論のほとんどは、原資産の確率的変動をモデル化し、それとデリバティブの関係から、デリバティブの価格を求めるという形をとっている。たとえば、株式オプションの場合には、まず、株価の確率的変動についてのモデルが考えられ、それから無裁定条件に対応する偏微分方程式を求め、オプションの権利行使時のペイオフを境界条件として、この偏微分方程式を解くことによりオプション

ンの価格が得られる。満期までの期間が短いときには、多くの場合、株式からの配当は無視されるが、満期までの期間が長いときや、かなりの金額の配当があるときには、配当を考慮して株価の確率的変動をモデル化することが必要である。商品先物の場合には、株式と異なり、先物取引の取引所が存在しても、それに対応する現物についての取引所が存在しないことが多い。そこで、先物価格から現物価格の確率的変動を推測することができれば、これをもとに理論先物価格を求めることができる。

デリバティブの理論はオプションや先物といったデリバティブの価格を求めるだけでなく、最近では企業の経営計画や投資計画などの分野にも応用されるようになってきている。これらはリアル・オプションの名で呼ばれることもある。企業が生み出す製品の価格やコストが商品先物市場に上場されている商品の価格と関連があれば、それら商品の現物価格の確率的変動について知ることは、経営計画を立てる上で重要になってくる。具体的には、鉱山の採掘計画などといった鉱物資源への投資の評価に効果的である。

金融商品の場合には、しばしば、現物価格と先物価格の差は、満期までの利子費用で説明される。しかし、配当が無視できないようなときには、配当を考慮しなければ現物価格と先物価格の差は説明できない。商品の場合も利子費用だけでは、現物価格と先物価格の差は説明できないことが多く、一方で商品を管理する費用があり、他方で現物を保有することから得られる便益がある。一般に現物を保有する便益を現物価格で割ったものをコンビニエンス・イールドと呼ぶが、ここでは、便益から保管費用を差し引いて現物価格で割ったものをコンビニエンス・イールドと呼ぶことにする。(例えば、Brealey and Myers、1996) 先物価格の理論ではしばしば簡単化のためにコンビニエンス・イールドを一定と仮定するが、実際には一定と考えられない場合が多い。この問題に対する一つの解決策は、コンビニエンス・イールドが確率的に変動すると考えることであろう。この論文では、コンビニエンス・イールドが一定値であると見なした場合と、確率的に変動すると考えた場合について、先物価格モデルの推定を試みた。

本論文では、研究対象として金先物価格を取り上げる。1982年3月に始まった我が国の金先物取引は、今や商品先物の中で最も活発に取り引きされる商品に成長している。(神木・廣江、1997)しかし、同じ先物取引として株式指数先物価格を時系列的に考察した学術的な研究は多数報告されているが、金先物取引を対象とした報告はきわめて少ない<sup>1)</sup>。神木・廣江(1997)は、国際金市場の流れを整理すると共に、需要の側面から金先物価格の分析を行っている。彼らは、82年から93年の月次データを使い、経済活動を反映する需要要因が先物の価格形成に大きく関わっていることを示している。また、渡部・大鋸(1997)は、Bessem-binder and Seguin(1993)の手法に従い、先物価格のボラティリティと出来高や取組高の関係を金先物を含めた7つの商品先物データを使って検証している。彼らは、90年から94年の日次データを使い、出来高の予期せざる変動と価格ボラティリティとの間に正の相関を観測している<sup>2)</sup>。

本論文では、Schwartz(1997、1998)が提示した商品先物価格に対するモデル(以下、S

c-hwartzモデル)を、我が国の代表的な商品先物である金先物価格を使って検証する。さらに、Schwartz (1997) で分析されたデータ期間 (~ 95年 6月13日) 以降のデータを使い、米国金先物市場での再検証を行うとともに、日米の結果を比較する。Schwartz モデルは、コンビニエンス・イールドが確率的に変動することを考慮しながら商品価格に対するモデルを構築している<sup>3)</sup>。先ほどコンビニエンス・イールドを、先物でなく現物を持つことから生じるゲインとして定義したが、実証上問題となるのは、コンビニエンス・イールド自身が直接観察できないことに加え、現物価格の観察も困難であるという点である。ただし、先物価格は複数の限月が日々取り引きされているので、その価格を観察することは容易である。こうした現実を踏まえて、Schwartzモデルの最大の特徴は、これら観察できないコンビニエンス・イールドと現物価格が状態空間表現で記述され、カルマン・フィルターを使って抽出されるところにある。この枠組みの中では、先物価格の理論プロセスを観察方程式として記述することができる<sup>4)</sup>。

本論文の構成は以下の通りである。まず、第2章では日米の金先物価格を評価するために採用したSchwartzモデルとその推定方法について解説する。実証分析の結果は第3章にまとめられている。その中では、分析に使用した日米の金先物データの説明に続き、それぞれの取引の特徴を比較した上で、Schwartzモデルの推定結果について考察している。最後の章では、本研究のまとめを行うと共に、今後の課題について述べる。

## 2 モデル

### 2.1 評価モデル

本論文の目的がSchwartz (1997) による米国金先物市場に対する分析結果の再検証と日米比較にあるので、金先物価格の評価モデルはSchwartz (1997) が採用したモデルをそのまま利用する。

1つ目のモデルは、コンスタント・コンビニエンス・イールドを持つモデルである<sup>5)</sup>。

$$\frac{dS}{S} = (m - c)dt + s_s dz_s, \quad (1)$$

$$F(S, T) = Se^{(r-c)T}, \quad (2)$$

ここで、cはコンスタント・コンビニエンス・イールドを表す。すなわち、先物価格は(1)式の確率プロセスに従う現物価格と残存年数に依存して決定される。依存する確率変数が1つであることから、以下このモデルを1ファクターモデルと呼ぶ。コンビニエンス・イールドは、先物でなく現物を持つことから生じるゲインを意味するものであるが、このモデルでは、現物と先物の差のうち金利では説明できない部分を反映している。

以下に示された2つ目のモデルは、上記モデルに対応して2ファクターモデルと呼ぶ。

$$\frac{dS}{S} = (m - d)dt + s_s dz_s, \quad (3)$$

$$dd = k(a - d)dt + s_d dz_d, \quad dz_s dz_d = r_{sd} dt, \quad (4)$$

$$F(S, d, T) = S \exp\left\{-d \frac{1-e^{-kT}}{k} + A(T)\right\}, \quad (5)$$

where

$$A(T) = \frac{a}{k} r - \bar{a} + \frac{1}{2} \frac{s_d^2}{k^2} - \frac{s_s s_d r_{sd}}{k} T + \frac{1}{4} s_d^2 \frac{1-e^{-2kT}}{k^3} \\ + \frac{a}{k} a k + s_s s_d r_{sd} - \frac{s_d^2}{k} \frac{1-e^{-kT}}{k^2}, \quad \bar{a} = a - \frac{1}{k}.$$

モデルとして考えると、1ファクターモデルではコンスタントとして表したコンビニエンス・イールド (c) を(4)式のような確率プロセスに従い変動するモデルに拡張している。この2ファクターモデルの特長は、モデル上、平均回帰のスピードを表すパラメーター を無限大にする、すなわち、瞬時に は に戻るケースを考えると、2ファクターモデルが上記1ファクターモデルに等しくなる。

## 2.2 モデルの状態空間表現とパラメーター推定

Schwartzモデルの大きな特徴として、評価モデルを実際のデータを使って検証する際、次のような状態空間表現を使ってパラメーターを推定していることがあげられる。

\* 観測方程式

$$\begin{pmatrix} \ln F_{1,t} \\ \ln F_{n,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} A(T_{1,t}) \\ A(T_{n,t}) \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 - (1 - e^{-kT_{1,t}}) / k \\ 1 - (1 - e^{-kT_{n,t}}) / k \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_t \\ d_t \end{pmatrix} + e_t, \quad (6)$$

$$E[e_t] = 0, \quad V(e_t) = \text{diag}(s_e^2). \quad (7)$$

\* 状態方程式

$$\begin{pmatrix} S_t \\ d_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} m - \frac{1}{2} s_s^2 \\ ka \end{pmatrix} \Delta t + \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ d_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} h_{s,t} \\ h_{d,t} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix}, \quad (8)$$

$$E \begin{pmatrix} h_{s,t} \\ h_{d,t} \end{pmatrix} = 0, \quad V \begin{pmatrix} h_{s,t} \\ h_{d,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_s^2 \Delta t & s_s s_d r_{sd} \Delta t \\ s_s s_d r_{sd} \Delta t & s_d^2 \Delta t \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_t \\ \eta_t \end{pmatrix} \quad (9)$$

\*パラメーター

$$\Theta = [m, a(c), k, l, s_s, s_d, s_{sd}, s_{el}, \Lambda, s_{\theta}]^T, \quad (10)$$

ここで、 $n$ は $t$ 時点に存在する複数の限月を表す。このように、現物価格とコンビニエンス・イールドを状態変数として定義することにより、これまで商品価格に関する分析において最も問題となっていた現物価格入手の困難さをクリアーすることができる。そして、すべてのパラメーター ( ) は、カルマン・フィルターを使い最尤法によって推定される。

$$\Theta = \arg \max \log L(\mathbf{q}), \quad (11)$$

$$\text{where} \quad \log L = \sum_{t=1}^T \log f_{\text{normal}}(y_{t-1}, \Theta).$$

また、 $f_{\text{normal}}(\cdot)$  は正規密度関数、 $y_t$  は対数先物価格の  $n \times 1$  ベクトル、 $Y_{t-1}$  は  $t-1$  時点までのすべての  $y_t$  の集合を表す<sup>6)</sup>。

### 3 実証分析

#### 3.1 データ

本論文では、Schwartz (1997) で分析されたデータ期間 ( ~ 95年6月13日 ) 以降のデータを使い、米国金先物市場での再検証を行うとともに、日米の結果を比較する。具体的には、日本に対して東京工業品取引所、また、米国に対してニューヨーク商品取引所に上場している金先物価格を利用する。

まず、米国金先物市場での再検証をケース1とする。ここでは、1995年6月14日から1997年12月末まで日次で640個、週次で128個のデータを使った分析を行う。一方、日米比較をケース2とする。こちらは、1993年10月8日から1997年12月末まで日次で米国が1,061個、日本が1,038個、週次で米国が213個、日本が208個のデータが分析に使われる。

先物価格を使った分析で注意しなければならないのが限月の取り扱いである。しかも、日米で取引限月に違いがある。米国の市場では最長5年までの20限月が上場されており、日本市場では最長1年までの7限月が上場されている<sup>7)</sup>。そこで、Schwartz (1997) の方法に従い、次の手順で分析対象の時系列データを作成する。手順1) 毎日複数存在する限月を短い方からカウントする。ただし、奇数限月は上場期間が偶数限月に比べ短いので今回の分析からは除外する。手順2) 各時点において同じ番号を持つデータを時系列方向につなぐ。

実際の分析では、これら系列の中からケース1で5系列 ( 残存の最も短い系列 ( F1)、短い方から5番目 ( F5)、短い方から9番目 ( F9)、長い方から5番目 ( Fb5)、残存の最も

長い系列 (Fb1)、ケース 2 で 3 系列 (残存の最も短い系列 (F1)、短い方から 3 番目 (F3)、短い方から 6 番目 (F6)) を使用する。ケース 2 の短い方から 6 番目の系列 (F6) は、日本では期先系列であるが、米国では全体としては短い方である。

図 1 はケース 1 の検証で使用するデータをプロットしたものである。価格は低下傾向であるが、常に期先になるほど高い。また、データを時系列方向につないだことにより、残存年は限月の乗り換え時点でジャンプしている。Fb1とFb5の周期が長いのは、6、12月物しか存在しないことによる。図 2 はケース 2 の検証で使用する米国のデータをプロットしたものである。図 1 に比べて系列間の残存が近いいため価格差も小さい。しかし、期先になるほど価格は高い。図 3 はケース 2 の検証で使用する日本のデータをプロットしたものである。図 2 との違いは、日本の場合、直先スプレッドが途中から逆転しているところにある。

最後に、モデルが要求している短期金利の代理変数として、米国では T-bill 3 か月レート、日本では CD 3 か月レートを使用する。

### 3.2 日米における金先物取引の特徴

実際の取引に目を向けると、米国では期近物に取引が集中する一方、日本では期先物に取引が集中することが表 1 から明らかである。表中において、ニューヨーク商品取引所の取引単位は 100 トロイオンスであるが、比較のため、日本 (東京工業品取引所) の取引単位である 1 キログラムに換算している。このような取引特性の違いが結果にどのような違いをもたらすかも興味深い点である。

### 3.3 推定結果

前章で見たように、日米の金先物市場には 2 つの大きな違いが存在する。第一に、取引引き対象限月の違いである。米国では最長 5 年先の限月が取引き対象となっている一方、日本では最長でも 1 年先である。第二に、市場参加者の取引引き対象の違いである。米国では期近 (残存約 2 か月) に取引引きが集中している一方、日本では期先 (残存約 10 か月) に取引引きが集中している。ここでは、これら違いが第 2 章で取り上げたモデル推定にどのような影響を与えるかに注目する。そして、ケース 1 の米国再検証、ケース 2 の日米比較を通して、Schwartz (1997) の結果が支持されるのか考察する。

表 2 はケース 1 の推定結果である。まず、対数尤度 ( $\log L$ ) を見ると、日次データを使った推定でも、週次データを使った推定でも、2 ファクターモデルの尤度が 1 ファクターモデルの尤度をはるかに上回っている。すなわち、コンビニエンス・イールドが確率的に変動するモデルが支持されたことを意味する。これは Schwartz (1997) の結果と一致する。また、今回推定に利用したデータ数が彼のデータ数の約半分であり、推定結果から得られた対数尤度の値も約半分であることから、推定結果が安定していることを意味する。次に、Schwartz (1997) による 2 ファクターモデルの推定結果とその後のサンプルで推定

した結果を比較する。平均回帰パラメーター（ ）の推定値を見ると、1995年以前に比べ今回の結果は平均回帰のスピードが遅くなることを示している。また、先物価格とコンビニエンス・イールドの間の相関は高まっている。しかし、全体的には非常に似た推定結果である。これは、日次データを使った推定結果と週次データを使った推定結果にも当てはまる。

表3はケース2の推定結果である。表2と同様、日米とも日次データと週次データに対して2ファクターモデルの対数尤度が1ファクターモデルの尤度をはるかに上回っている。パラメーターを見ると、日本の方が米国より先物価格とコンビニエンス・イールドのボラティリティが大きい。また、平均回帰のスピードは日本の方がかなり速い。しかし、全体的には似た推定結果である。すなわち、日米の金先物市場には大きな違いが存在するにもかかわらず、理論モデルを通して見ると両先物価格はきわめて似た動きをしている。

#### 4 まとめと今後の課題

本論文では、Schwartz (1997、1998) が提示した商品先物価格に対するモデルを、我が国の代表的な商品先物である金先物価格を使って検証した。さらに、Schwartz (1997) で分析されたデータ期間 (~95年6月13日) 以降のデータを使い、米国金先物市場での再検証を行うとともに、日米の結果を比較した。推定結果は、Schwartz (1997) の結果が非常に安定的であることを示している。さらに、市場特性に大きな違いが見られるにもかかわらず、日米の推定結果に大きな違いは見られなかった。

今回の分析では、日米のデータを分けて考えた。しかし、現物の金自身は国際的に共通に取り引きされている商品である。すなわち、為替レートが先物価格に与える影響を考慮した分析が今後必要となってくる。

一方、モデル推定に利用する系列の選択が結果に与える影響にも注意しなければならない。今回の分析において、米国に関してはケース1に比べケース2で採用した系列は、分析を日本に合わせたこともあり、満期の短い先物に集中している。これにより、モデル推定後に抽出された事後的なコンビニエンス・イールドの系列がケース1とケース2では異なっている。両者の相関は0.5弱である。これが今回採用したモデルの限界なのかどうか探るためにも、金以外の商品先物系列を使った分析、さらにはSchwartz (1997) が提示した金利も確率変動3ファクターモデルによる検証を行う必要がある。

【脚注】

- 1) Iihara, Kato, and Tokunaga(1996)は、日経平均株価指数を使って先物と現物の関係进行分析している。
- 2) 米国では、Fama and French(1988)が、金を含む9つの金属データを使い、先物・現物スプレッドと景気循環のピークの間に関係があることを示している。Bailey and Chan(1993)も経済活動と先物・現物スプレッドの関係を分析している。この他、ニューヨーク商品取引所に上場されている金先物価格を使った時系列分析について、Fama and French(1987), Krehbiel and Adkins(1993), Wahab, Cohn, and Lashgari(1994)を参照。
- 3) コンビニエンス・イールドが確率的に変動することを議論している文献として、Gibson and Schwartz(1990), Brennan(1991)を参照。
- 4) 山内(1998)は、コンビニエンス・イールドが確率プロセスに従うモデルのもとで理論先物価格を導き、米国の原油先物を対象にコンビニエンス・イールドの抽出を行っている。そして、コンビニエンス・イールドが確率変動するという仮定が実際のデータを上手く説明することを示している。
- 5) 2つのモデルの整合性を考え、1つ目のモデルはSchwartz(1998)から採用した。
- 6) 観測方程式を  $y_t = A_t + H_t^T x_t + e_t$  とすると、

$$fnormal(y_t|Y_{t-1}) = (2p)^{-n/2} |\hat{\mathbf{a}}_t| \exp\left(-\frac{1}{2} \mathbf{w}_t^T \hat{\mathbf{a}}_t^{-1} \mathbf{w}_t\right),$$

$$\text{where } \mathbf{w}_t = y_t - A_t - H_t^T x_{t|t-1},$$

$$\hat{\mathbf{a}}_t = H_t^T P_{t|t-1} H_t + V(e),$$

と表される。 $x_{t|t-1}(= E[x_t|Y_{t-1}])$  と  $P_{t|t-1}(= E[(x_t - x_{t|t-1})(x_t - x_{t|t-1})^T])$  はカルマン・フィルターのアルゴリズムによって計算される。(Hamilton(1994, p377)を参照。)

- 7) 米国では、当月、翌月、翌々月、23か月以内の2、4、8、10月、60か月以内の6、12月に満期を迎える先物を取り引きされている。一方、日本では、12か月以内の偶数月、2か月以内の奇数月に満期を迎える先物を取り引きされている。

## 【参考文献】

- [ 1 ] Bailey, W., and K. C. Chan, 1993, Macroeconomic influences and the variability of the commodity futures basis, *Journal of Finance*, 48, 555-573.
- [ 2 ] Bessembinder, H., and P. J. Seguin, 1993, Price volatility, trading volume, and market depth:evidence from futures markets, *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 28, 21-39.
- [ 3 ] Brealey, R. A., and S. C. Myers, 1996, *Principles of corporate finance*, fifth edition, McGraw-Hill.
- [ 4 ] Brennan, M. J., 1991, The price of convenience and the valuation of commodity contingent claims, in D. Lund and B. Oksendal, Eds.:*Stochastic Models and Option Values*, North Holland.
- [ 5 ] Fama, E. F., and K. R. French, 1987, Commodity futures prices:some evidence on forecast power, premiums and the theory of storage, *Journal of Business*, 60, 55-74.
- [ 6 ] Fama, E. F., and K. R. French, 1988, Business cycles and the behavior of metals prices, *Journal of Finance*, 43, 1075-1093.
- [ 7 ] Gibson, R., and E. S. Schwartz, 1990, Stochastic convenience yield and the pricing of oil contingent claims, *Journal of Finance*, 45, 959-976.
- [ 8 ] Hamilton, J., 1994, *Time series analysis*, Princeton University Press.
- [ 9 ] Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga, 1996, Intraday return dynamics between the cash and the futures markets in Japan, *Journal of Futures Markets*, 2, 147-162.
- [10] Krehbiel, T., and L. Adkins, 1993, Cointegration tests of the unbiased expectations hypothesis in metals markets, *Journal of Futures Markets*, 7, 753-764.
- [11] Schwartz, E.S., 1997, The stochastic behavior of commodity prices:implications for valuation and hedging, *Journal of Finance*, 52, 923-973.
- [12] Schwartz, E. S., 1998, Valuing long-term commodity assets, *Financial Management*, 27, 57-66.
- [13] Wahab, M., R. Cohn, and M. Lashgari, 1994, The gold-silver spread:integration, cointegration predictability, and ex-ante arbitrage, *Journal of Futures Markets*, 6, 709-756.
- [14] 神木良三、廣江満郎、1997、東京工業品取引所貴金属市場に関する実証研究 - 金市場の成立過程と価格変動を中心として - 、商品先物研究、1-33。
- [15] 山内浩嗣、1998、商品現物価格・金利・コンビニエンス・イールドが不確実に変動する場合の商品先物価格と原油コンビニエンス・イールドのデータ分析、JAFEE 1998夏季大会予稿集、171-192。

[16] 渡部敏明、大鋸 崇、1997、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、41-56。

表 1 : 日米の金先物取引

ケース 1 : 95年 6月14日 ~ 97年12月末					
<米 国>	F1	F5	F9	Fb5	Fb1
平均残存年	0.088	0.755	1.422	2.738	4.740
平均出来高 (kg)	40,824	825	143	82	383
ケース 2 : 93年10月 8日 ~ 97年12月末					
<米 国>	F1	F3	F6		
平均残存年	0.089	0.422	0.923		
平均出来高 (kg)	41,982	10,110	591		
<日 本>	F1	F3	F6		
平均残存年	0.095	0.429	0.929		
平均出来高 (kg)	1,424	1,939	23,786		

表 2 : (ケース 1) 米国再検証

	logL	$\mu$	/C		$S_s$	$S_d$	$r_{sd}$
a. 日次データ							
1 ファクター	11838	-0.155	0.012		0.109		
		(-1.77)	(168)		(82.7)		
2 ファクター	15406	-0.153	0.042	0.092	0.002	0.112	0.013
		(-1.70)	(0.41)	(13.6)	(0.25)	(79.6)	(54.9)
							(7.89)
b. 週次データ							
1 ファクター	2262	-0.160	0.012		0.108		
		(-1.78)	(72.0)		(21.5)		
2 ファクター	2862	-0.159	0.037	0.093	0.002	0.113	0.014
		(-1.68)	(0.30)	(6.36)	(0.18)	(19.2)	(20.5)
							(5.19)
Schwartz(97)	5660	0.030	0.019	0.298	0.008	0.107	0.015
90 - 95		(0.56)	(0.83)	(16.6)	(1.14)	(26.8)	(15.0)
							(3.68)

(注) カッコ内はt値を表す。

表3：(ケース2)日米比較

パネルA．日次データ

	logL	$\mu$	/C	$S_s$	$S_d$	$r_{sd}$		
a. 1ファクター								
<米 国>	12759	-0.064	0.008	0.112				
		(-0.94)	(37.2)	(94.2)				
<日 本>	12311	0.029	0.012	0.156				
		(0.31)	(76.5)	(62.8)				
b. 2ファクター								
<米 国>	14943	-0.056	0.023	0.548	0.021	0.112	0.041	0.060
		(-0.83)	(0.37)	(12.5)	(0.60)	(83.3)	(69.6)	(2.12)
<日 本>	13330	0.036	0.023	1.259	0.017	0.157	0.102	0.211
		(0.38)	(0.46)	(13.9)	(0.27)	(68.3)	(29.7)	(8.08)

パネルB．週次データ

	logL	$\mu$	/C	$S_s$	$S_d$	$r_{sd}$		
a. 1ファクター								
<米 国>	2393	-0.064	0.008	0.106				
		(-1.00)	(16.3)	(27.4)				
<日 本>	2289	0.028	0.012	0.158				
		(0.28)	(32.9)	(23.5)				
b. 2ファクター								
<米 国>	2671	-0.057	0.023	0.572	0.021	0.107	0.040	0.135
		(-0.86)	(0.44)	(4.25)	(0.71)	(26.9)	(19.6)	(2.51)
<日 本>	2469	0.035	0.022	1.221	0.015	0.157	0.048	0.017
		(0.36)	(0.90)	(4.86)	(0.50)	(22.6)	(8.31)	(0.29)

(注) カッコ内はt値を表す。なお、紙面の都合上、 $S_e$  の推定結果は省略。

図1 a : (ケース1) 対数価格 (米国)

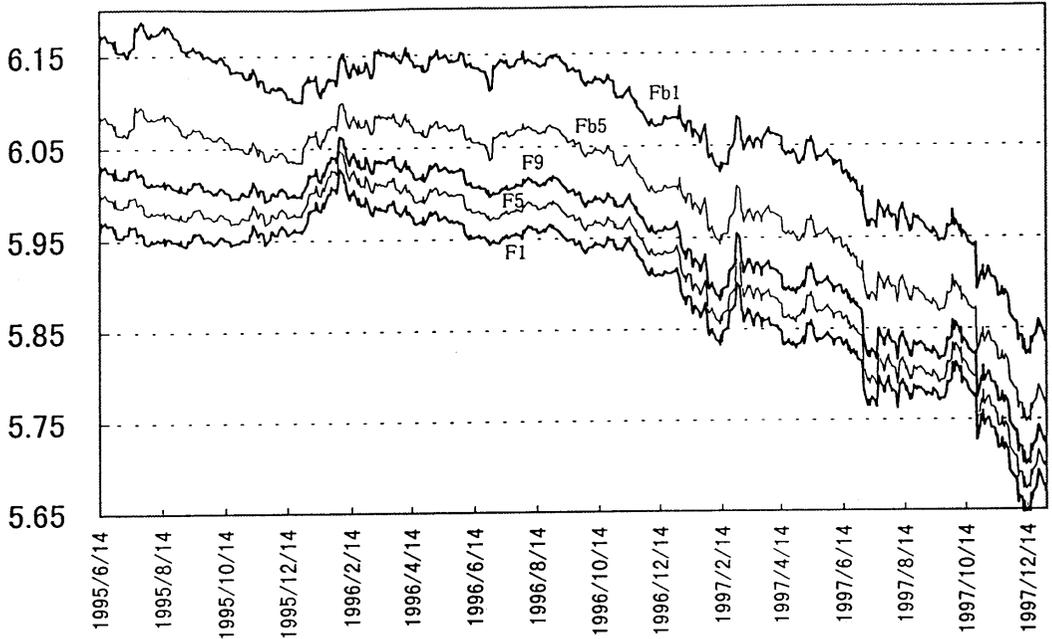


図1 b : (ケース1) 残存年 (米国)

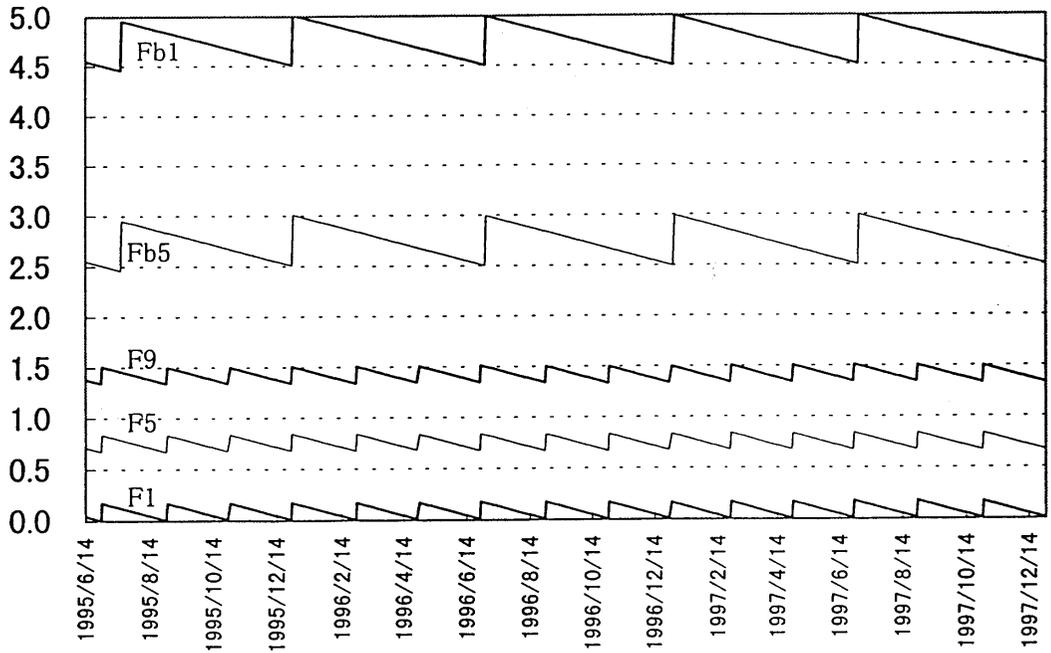


図 2 a : (ケース 2) 対数価格 (米国)

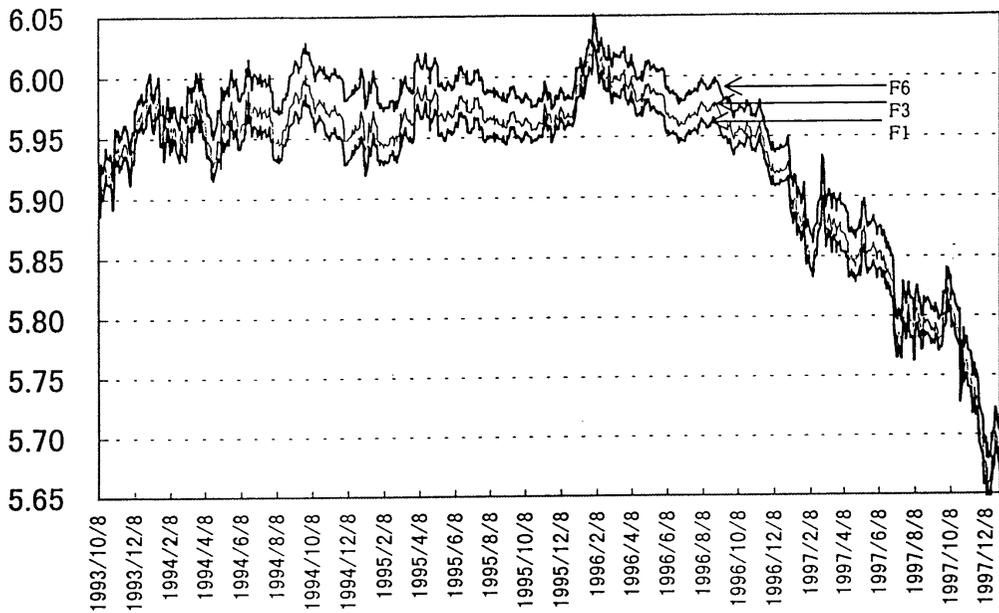


図 2 b : (ケース 2) 残存年 (米国)

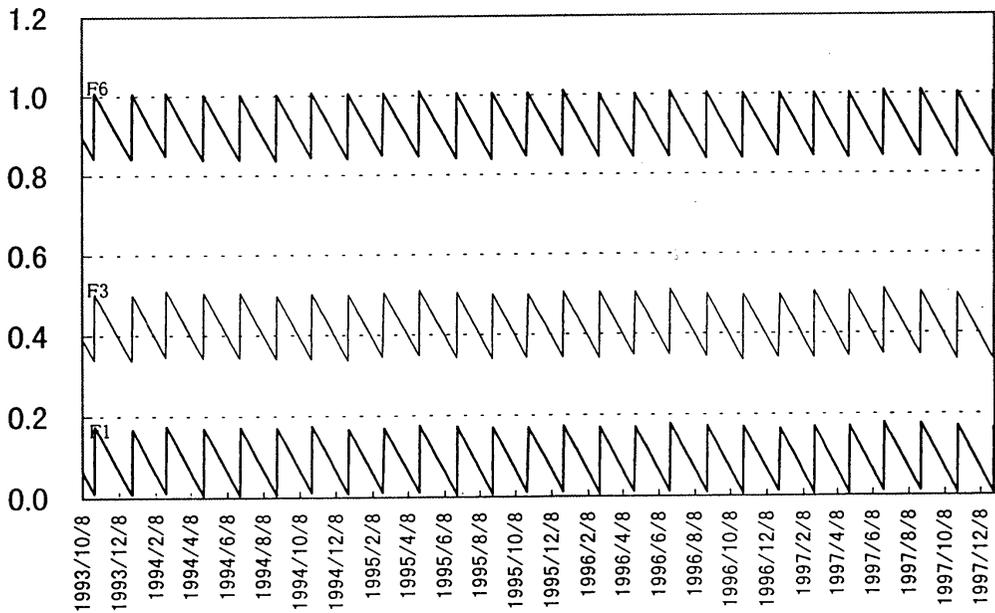


図 3 a : (ケース 2) 対数価格 (日本)

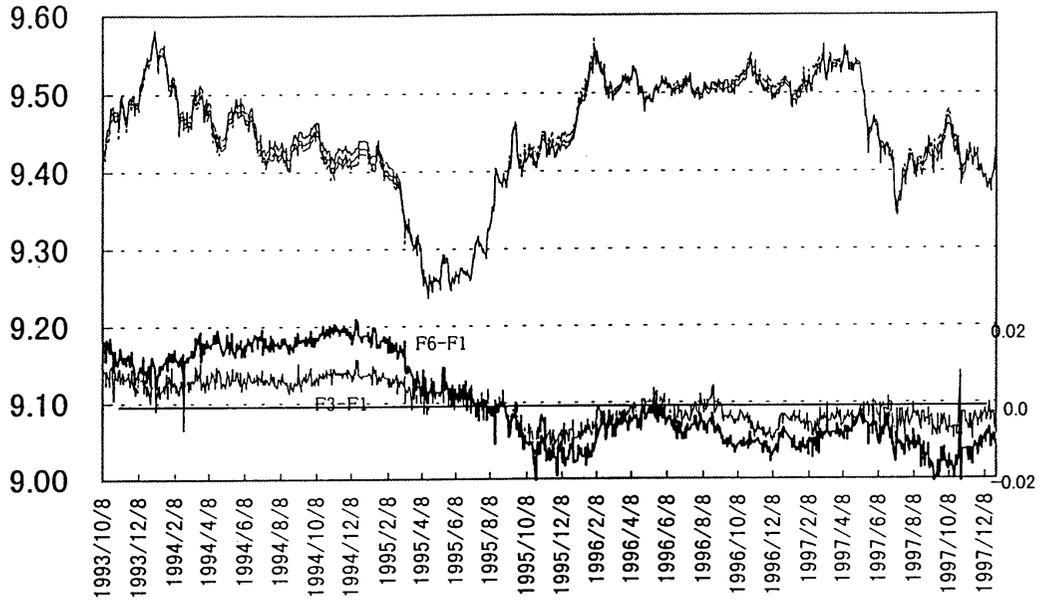


図 3 b : (ケース 2) 残存年 (日本)

