

状態空間形式による価格調整モデルの推定手法の提案*

千葉 賢^{*1}

A State Space Approach to the Estimation of Price Adjustment Model

Masaru CHIBA ^{*1}

^{*1} Department of Industrial Business and Engineering

This paper proposes a method to estimate the parameters of price adjustment model based on the Kalman filter and smoother. From the estimated parameters, we decompose the observed stock return volatility to the value return volatility and the market microstructure noise volatility. We argue that this method may be considered an attractive alternative to the method of observed return's moments. We use data on the eighty stocks of the TOPIX 100 to illustrate the method. The results indicate that the method seems to work well. An empirical analysis provides evidence that the adjustment coefficient represents partial price adjustment to new intrinsic value. We also find that the value return volatility is higher than the market microstructure noise volatility.

Key words: Market Microstructure Theory, Price Adjustment Model, State Space Model, Kalman Filter and Smoother, Volatility Decomposition, Identification Problem

1. 序論

マーケット・マイクロストラクチャーは、金融市場の価格形成において流動性、売買取引制度、規制、情報等が果たす役割を分析する現代ファイナンス研究の1分野であるが、資産価格形成メカニズムについては既に多くの研究が実施されている。

Roll⁽¹⁾は、ビッド・アスク・スプレッド^{#1}の存在により取引価格が資産の本源的価値から乖離して成立するため、株式収益率に負の自己相関が生じると指摘している。また、Harris⁽²⁾は価格の離散性^{#2}に着目し、取引価格のモデリングに丸め誤差を取り入れる事で、株式収益率に負の自己相関が生じる事を示している。一方、Amihud and Mendelson⁽³⁾は、株価が本源的価値に向かって調整される速度によって、株式収益率の分散の構成が変化する事、自己相関の符号が変化する事を示している。以上の議論から、Amihud and Mendelson⁽³⁾が提示した価格調整モデルは、マーケット・マイクロストラクチャー研究において重要なモデルであり、株価が本源的価値に向かう際の調整速度は、価格形成メカニズムを分析する上で重要なパラメータである事が分かる。しかしながらこれまでの研究では、価格調整モデルに内在する資産の本源的価値が観測不可能な変数であるために、調整速度等といった構造パラメータを推定する事は極めて困難だった。Damodaran⁽⁴⁾、Brisley and Theobald⁽⁵⁾は株式収益率のモーメントから調整係数の推定を行っているが、推定の際に強い仮定を課している等、問題点が多い事が指摘されている。

このような制約を克服するため、本稿では価格調整モデルを状態空間形式で定式化し、カルマンフィルタ及びスムーザを適用する事で、モデルがもたらす情報を定量的に分析する事を試みる。本稿で提案される手法は、攪乱項に正規性の仮定を課すだけで十分なため、有益な情報を一切失う事なく分析する事が可能となる。

* 原稿受付 2014年2月26日

^{*1} 産業ビジネス学科, E-mail: chiba-masaru@fukui-ut.ac.jp

^{#1} 金融市場でディーラー(マーケット・メイカー)が提示する買値と売値の差額を意味する。一般的に、流動性が低い(売買が成立しにくい)状況では、ビッド・アスク・スプレッドは大きくなる傾向になる。

^{#2} 証券取引所での株取引では株価に応じた呼び値単位が定められており、この単位より細かい価格指定は出来ない様に規制されている。例えば、呼び値単位が100円の価格帯では、52,000円の次は52,100円であり、52,050円等といった価格では取引出来ない。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、価格調整モデルとその限界について説明するとともに、状態空間形式への拡張を行う。第3章では、第2章で提案された推定方法を用いて実証分析を行う。第4章では、本稿の分析によって得られた結果を整理し、今後の検討事項について考察する。

2. モデル

2.1 価格調整モデルとその限界

最初に、本稿で使用する価格調整モデルについて説明を行う。価格調整モデルでは、 t 期に観測される証券価格 (株価) P_t とその本質的な価値 (ファンダメンタルズ) V_t を明確に区別しており、両者の差は Black⁽⁶⁾ がノイズと呼んだ u_t によって生じると定式化している。両者の関係は以下の方程式で表現される。

$$\log P_t - \log P_{t-1} = g(\log V_t - \log P_{t-1}) + u_t, \text{ for } t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

ここで、 g は式 (1) が定常過程である事を保証するために、 $0 < g < 2$ を満たすと仮定する^{#3}。更に、 u_t は以下の様な独立同一の白色ノイズと仮定する。

$$u_t \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma^2)$$

尚、 u_t が発生する原因は2つに大別される。1つ目の原因は、投資家の至急の資金ニーズや一時的な流動性確保を目的とした売買取引や、正確でない情報や分析によって実行された売買取引に代表されるノイズ取引である。つまり、非情報トレーダー^{#4}が市場取引を行う事によってノイズが発生するという考えである。2つ目の原因は、株価が市場で決定される際に用いられる取引メカニズムや市場制度である。具体的には、売買注文の時間的不均一性や呼び値単位による価格の離散性等がその原因とされている^{#5}。

また、 g は株価がファンダメンタルズに向かって調整される速度を表している。具体的には、 $g = 0$ の場合、ファンダメンタルズに対し株価は一切調整されない。また、 $0 < g < 1$ の場合、ファンダメンタルズに対し株価は部分的にしか調整されない。更に、 $g = 1$ の場合、前日の株価と当日のファンダメンタルズの差を完全に埋める様に価格調整が行われる。一方、 $1 < g < 2$ の場合、ファンダメンタルズの変化以上に株価が調整される^{#6}。尚、式 (1) は以下の様に変形する事が出来る。

$$\log P_t = (1 - g) \log P_{t-1} + g \log V_t + u_t \quad (2)$$

この式から、当日の株価は前日の株価と当日のファンダメンタルズの加重和で定義され、調整係数 g はその加重度合いを決定している事が分かる。

一方、ファンダメンタルズは以下の様なドリフト付きの単位根過程に従うと仮定する^{#7}。

$$\log V_t = m + \log V_{t-1} + e_t \quad (3)$$

ここで、 m はファンダメンタルズの期待値を意味している。更に、 e_t は以下の様な独立同一の白色ノイズと仮定する。

$$e_t \sim \text{i.i.d.}(0, \omega^2)$$

以上の定式化において、式 (2), (3) を再帰的に解くと、 $\log P_t$ は以下の様に表現出来る。

$$\log P_t = g \sum_{i=0}^{\infty} (1 - g)^i \log V_{t-i} + \sum_{i=0}^{\infty} (1 - g)^i u_{t-i}$$

^{#3} 式 (1) を変形すると $\log P_t = g \log V_t + (1 - g) \log P_{t-1} + u_t$ となるが、この式が定常過程に従うためには $-1 < 1 - g < 1$ を満たす必要がある。この不等式を変形すると、 $0 < g < 2$ が導出される。

^{#4} 自身は証券に対する情報を持っていると信じているが、実際は持っていない投資家を指す。

^{#5} 詳細な理由は Hasbrouck⁽⁷⁾ 等を参照。

^{#6} この様な状況は、投資家が新しい情報に対して過剰反応する場合に発生すると考えられる。

^{#7} 因みに、 $\log V_t - \log V_{t-1}$ はファンダメンタルズ収益率と呼ばれている。

従って, t 期の株式収益率 $R_t \equiv \log P_t - \log P_{t-1}$ は以下の様になる.

$$R_t = m + g \sum_{i=0}^{\infty} (1-g)^i (e_{t-i} - u_{t-i-1}) + u_t \quad (4)$$

式 (4) から, 株式収益率の特性を分析する事が可能となる. 例えば, 式 (4) から株式収益率の分散 (ボラティリティ) は以下の様に計算出来る.

$$\text{Var}(R_t) = g^2 \sum_{i=0}^{\infty} (1-g)^{2i} (\omega^2 + \sigma^2) + \sigma^2 \approx \left(\frac{g}{2-g} \right) \omega^2 + \left(\frac{2}{2-g} \right) \sigma^2 \quad (5)$$

ここで, 式 (5) の最終式の第 1 項 $\text{Var}(R_t^1) \equiv [g/(2-g)]\omega^2$ は, ファンダメンタルズ収益率がもたらすボラティリティを表している. 同様に, 第 2 項 $\text{Var}(R_t^2) \equiv [2/(2-g)]\sigma^2$ は, ノイズ取引や取引メカニズム等によって発生するノイズがもたらすボラティリティを表している. 以上の議論から, 株式収益率のボラティリティは「ファンダメンタルズ収益率がもたらすボラティリティ」と「ノイズがもたらすボラティリティ」によって構成されている事が分かる.

尚, 株式収益率のボラティリティに対する g , σ^2 , ω^2 の効果は, 式 (5) を偏微分する事で確認出来る.

$$\frac{\partial \text{Var}(R_t)}{\partial g} = \frac{\omega^2 + \sigma^2}{(2-g)^2} (> 0), \quad \frac{\partial \text{Var}(R_t)}{\partial \sigma^2} = \frac{2}{2-g} (> 1), \quad \frac{\partial \text{Var}(R_t)}{\partial \omega^2} = \frac{g}{2-g} (> 0) \quad (6)$$

式 (6) より, 株式収益率のボラティリティは g , σ^2 , ω^2 の増加関数である事が分かる. 更に,

$$0 < \frac{g}{2-g} < 1 \text{ for } 0 < g < 1, \quad \frac{g}{2-g} \geq 1 \text{ for } 1 \leq g < 2$$

から, 当日のファンダメンタルズに対し株価が部分的にしか調整されない場合は, ω^2 の一部分しか株式収益率のボラティリティに反映されない事が分かる. 一方, 株価が当日のファンダメンタルズ以上に反応する場合, ω^2 以上の値が株式収益率のボラティリティに反映される事が分かる.

以上の様に, 価格調整モデルにより株式収益率のボラティリティがどの様に構成されているか理論的に理解する事が可能となった. しかし, 価格調整モデルではファンダメンタルズが観測不可能な変数であるために, パラメータ $\theta = (g, \sigma, m, \omega)$ を推定出来ないという識別問題が発生している. そのため, ボラティリティの構成割合やパラメータの効果を定量的に把握する事は不可能だった. この様な問題を克服するため, 本稿では価格調整モデルを状態空間形式で定式化し, カルマンフィルタ及びスモーズを実行する事で, ファンダメンタルズやパラメータの推定を試みる.

2.2 状態空間形式への拡張

2.2.1 状態空間形式

価格調整モデルを状態空間形式で定式化すると, 以下の様になる.

- 観測方程式

$$\begin{aligned} \log P_t &= g \log V_t + (1-g) \log P_{t-1} + u_t \\ \Downarrow \\ y_t &= g x_t + (1-g) y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (7)$$

- 遷移方程式

$$\begin{aligned} \log V_t &= m + \log V_{t-1} + e_t \\ \Downarrow \\ x_t &= m + x_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (8)$$

ここで, y_t , x_t はそれぞれ t 期の観測変数, 潜在変数である. 更に, u_t , e_t を以下の分布に従うと仮定する.

$$\begin{bmatrix} u_t \\ e_t \end{bmatrix} \sim \text{i.i.d.} N \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 \\ 0 & \omega^2 \end{bmatrix} \right) \quad (9)$$

式 (7), (8), (9) より, u_t , e_t に正規性の仮定を置くだけで, 価格調整モデルを状態空間形式で定式化出来る. 従って, 本稿で提案される手法によって, 価格調整モデルがもたらす有益な情報を極めて自然な形で把握出来る.

状態空間形式によってモデルが定式化されると, カルマンフィルタやスムーザと呼ばれる逐次アルゴリズムが実行可能となる. この逐次アルゴリズムにより, パラメータ θ だけでなく潜在変数 $x_t (= \log V_t)$ の推定が可能となる. 最初に, カルマンフィルタのアルゴリズムについて説明を行う.

2.2.2 カルマンフィルタ

カルマンフィルタ^{#8}は, $t-1$ 期までの情報 $\psi_{t-1} \equiv (y_1, y_2, \dots, y_{t-1})$ から x_t の条件付き期待値 $x_{t|t-1} \equiv E(x_t|\psi_{t-1})$ 及び条件付き分散 $P_{t|t-1} \equiv E[(x_t - x_{t|t-1})^2|\psi_{t-1}]$ を計算する事を目的としている. カルマンフィルタは, 1 期から T 期まで以下の方程式を繰り返し計算する^{#9}.

$$\begin{aligned} \eta_{t|t-1} &= y_t - [gx_t + (1-g)y_{t-1}], \quad F_{t|t-1} = g^2 P_{t|t-1} + \sigma^2, \quad K_t = g P_{t|t-1} F_{t|t-1}^{-1}, \\ L_t &= 1 - gK_t, \quad x_{t+1|t} = m + x_{t|t-1} + K_t \eta_{t|t-1}, \quad P_{t+1|t} = P_{t|t-1} L_t + \omega^2 \end{aligned}$$

ここで, $y_{t|t-1} \equiv E(y_t|\psi_{t-1})$, $\eta_{t|t-1} \equiv y_t - y_{t|t-1}$, $F_{t|t-1} \equiv E[(y_t - y_{t|t-1})^2|\psi_{t-1}]$ である. 従って, $y_{t|t-1}$ は $t-1$ 期までの情報 ψ_{t-1} を用いて計算された y_t の予測値, $\eta_{t|t-1}$ は y_t の予測誤差, $F_{t|t-1}$ は y_t の予測誤差分散を意味する. 尚, K_t はカルマンゲインと呼ばれる. 尚, カルマンフィルタを実行する事で計算された $\eta_{t|t-1}$, $F_{t|t-1}$, K_t , L_t , $x_{t|t-1}$ 及び $P_{t|t-1}$ は, 最尤推定及びカルマンスムーザを実行する際に使用するため, 計算機内のメモリに保存しておく必要がある.

2.2.3 対数尤度関数の計算

本稿では, 対数尤度関数が予測誤差分解の形式で記述出来る事を利用して, カルマンフィルタを実行する過程で対数尤度関数を計算し, 最尤法でパラメータの推定を行う. 対数尤度関数は, カルマンフィルタを実行する際に計算される $\eta_{t|t-1}$, $F_{t|t-1}$ を用いて以下の様に定式化出来る.

$$\mathcal{L}(\theta) = -\frac{T}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log F_{t|t-1} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\eta_{t|t-1}^2}{F_{t|t-1}} \quad (10)$$

従って, 非線形関数最適化アルゴリズム^{#10}を用いて式 (10) が最大となるパラメータを数値的に計算し, その値を最尤推定値 $\hat{\theta}$ とすれば良い. 尚, 最尤推定値 $\hat{\theta}$ は, カルマンスムーザを実行する際に使用するため, 計算機内のメモリに保存しておく必要がある.

2.2.4 カルマンスムーザ

カルマンスムーザは, T 期までの情報 ψ_T から x_t , u_t , e_t の条件付き期待値 $x_{t|T} \equiv E(x_t|\psi_T)$, $u_{t|T} \equiv E(u_t|\psi_T)$, $e_{t|T} \equiv E(e_t|\psi_T)$ 及び条件付き分散 $P_{t|T} \equiv E[(x_t - x_{t|T})^2|\psi_T]$, $\sigma_{u|T}^2 \equiv E[(u_t - u_{t|T})^2|\psi_T]$, $\omega_{e|T}^2 \equiv E[(e_t - e_{t|T})^2|\psi_T]$ を計算する事を目的としている. カルマンスムーザは, カルマンフィルタで計算された $\eta_{t|t-1}$, $F_{t|t-1}$, K_t , L_t , $x_{t|t-1}$, $P_{t|t-1}$ と最尤推定値 $\hat{\theta}$ を用いて, T 期から 1 期まで以下の方程式を繰り返し計算する^{#11}.

$$\begin{aligned} \epsilon_t &= \frac{\eta_{t|t-1}}{F_{t|t-1}} - K_t r_t, \quad D_t = \frac{1}{F_{t|t-1}} + K_t^2 N_t, \quad u_{t|T} = \hat{\sigma}^2 \epsilon_t, \quad \sigma_{u|T}^2 = \hat{\sigma}^2 - (\hat{\sigma}^2)^2 D_t, \quad e_{t|T} = \hat{\omega}^2 r_t, \quad \omega_{e|T}^2 = \hat{\omega}^2 - (\hat{\omega}^2)^2 N_t \\ r_{t-1} &= \hat{g} \epsilon_t + r_t, \quad N_{t-1} = \hat{g}^2 D_t + N_t - 2\hat{g} K_t N_t, \quad x_{t|T} = \hat{m} + x_{t|t-1} + P_{t|t-1} r_{t-1}, \quad P_{t|T} = P_{t|t-1} - P_{t|t-1}^2 N_{t-1} \end{aligned}$$

カルマンスムーザによって計算された $x_{t|T}$, $P_{t|T}$ は, カルマンフィルタによって計算された $x_{t|t-1}$, $P_{t|t-1}$ より多くの情報を用いて推定されるため, 推定精度が高い事が知られている. そこで, 本稿ではカルマンスムーザの推定結果を用いて価格調整モデルの分析を行う.

^{#8} カルマンフィルタ及びスムーザに関する詳細な議論は, Durbin and Koopman⁽⁸⁾等を参照.

^{#9} カルマンフィルタを実行する際の初期値は, $x_{1|0} = 0$, $P_{1|0} = 1$ とする.

^{#10} 本稿で最尤推定を実行する際に使用したソフトウェア及びライブラリは GAUSS System 12 と Maximum Likelihood MT 2.0 である. また, 非線形関数最適化アルゴリズムは BFGS 法を使用した. 尚, 最尤法を実行する場合の初期値は $g^{(0)} = 1$, $\sigma^{(0)} = 1$, $m = 0$, $\omega^{(0)} = 1$ とした.

^{#11} カルマンスムーザを実行する際の初期値は, $r_T = 0$, $N_T = 0$ とする.

以上の議論から、価格調整モデルは以下の段階を経て推定される事が分かる。

1. 価格調整モデルを状態空間形式で定式化する。
2. カルマンフィルタを実行して x_{qT-1} , P_{qT-1} を計算すると同時に、最尤法を用いて最尤推定値 $\hat{\theta}$ を計算する。
3. 計算された x_{qT-1} , P_{qT-1} , $\hat{\theta}$ を元に、カルマンスムーザで x_{qT} , u_{qT} , e_{qT} , P_{qT} , σ_{qT}^2 , ω_{qT}^2 を計算する。

3. 実証分析

本節では、価格調整モデルに実際の株式データを適用し、カルマンフィルタ及びスムーザを用いてファンダメンタルズやパラメータの推定を行う。また、株式収益率のボラティリティの構成割合やパラメータの効果を定量的に分析する。最初に、分析対象とした銘柄や期間について説明を行う。

3.1 分析対象及び期間

本稿の分析対象とした銘柄は、以下の条件を満たす 80 銘柄である。

1. 2012 年 10 月 5 日時点で TOPIX 100 の構成銘柄となっている。
2. 2013 年 4 月 30 日時点で、東証 33 業種分類において「銀行業」・「証券・商品先物取引業」・「保険業」・「その他金融業」の 4 業種以外に分類されている。
3. 2007 年 3 月 30 日から 2013 年 4 月 30 日の期間に継続して上場している。

尚、選定銘柄は上場企業の中でも比較的優良かつ規模が大きな銘柄である事に留意する必要がある^{#12}。また、計測期間は 2007 年 3 月 30 日から 2013 年 4 月 30 日であり、観測頻度は日次とする。以上の議論から、分析対象とした銘柄の数は 80、期間の数は 1491 となる。

また、分析に使用する株価は、日経 NEEDS の市場関連データベース内に格納されている「厚生年金基金連合会評価株価」とした。尚、配当の権利落ちや株式分割等による株価の非連続性を防止するため、実際には厚生年金基金連合会評価株価に「権利落累積修正係数」を乗じた値で推定を行っている。

3.2 推定結果

本節では、価格調整モデルの推定結果について考察する。最初に、カルマンフィルタ及びスムーザで推定されたファンダメンタルズと残差について分析する。分析対象銘柄全ての結果を記述する事は紙幅の関係上難しいため、具体例としてアステラス製薬の株価より推定されたファンダメンタルズと残差の推定結果を Fig. 1, 2 に記載する。

Fig. 1 から、推定されたファンダメンタルズは株価と極めて酷似しているが、若干滑らかな推移を示す事が分かる。この結果から、株価は銘柄の持つ本質的な価値をある程度反映している事が確認出来る。一方、Fig. 2 から、 u_{qT} , e_{qT} はどちらも正規分布に近い形状のヒストグラムとなる事が分かる。また、 u_{qT} は e_{qT} よりも裾が広い分布となる事、2008 年 9 月の金融危機の時期により激しく変動していた事が分かる。以上の結果から、少なくともアステラス製薬のノイズに関しては、ファンダメンタルズがもたらすノイズよりも非情報トレーダーが行った取引や市場制度等によって発生するノイズの方が、より大きな影響を与えていると推察出来る。

次に、価格調整モデルのパラメータの推定結果について分析する。Table 1 に分析対象銘柄のパラメータの推定結果を記載する。最初に、 g の推定結果について考察する。Table 1 から、 g の推定結果の平均値は約 0.690 となる事が分かった。この事から、本稿の分析対象銘柄はファンダメンタルズの変化に対し株価は部分的にしか調整されない傾向にある事が確認された。

また、 g が低い銘柄を分析すると、「信越化学工業」、「日本たばこ産業」、「東海旅客鉄道」、「ユニ・チャーム」、「ダイキン工業」、「東京瓦斯」、「大阪瓦斯」等といった、浮動株比率が低く景気の影響を受けにくいディフェンシブ銘柄

^{#12} 今後、分析対象を TOPIX Mid 400 構成銘柄や TOPIX Small 構成銘柄に広げ、分析結果の頑健性を検証する予定である。

柄がリストアップされる。このことから、流動性の低い銘柄では、ファンダメンタルズの変化に対し株価が十分調整されず、結果としてボラティリティの低いディフェンシブ銘柄になると推測出来る。

一方、 g が高い銘柄を分析すると、「ファーストリテイリング」、「富士フィルム」、「大東建託」、「積水ハウス」、「新日鐵住金」、「ANA」等といった、投資家の人気が高い景気敏感株がリストアップされる。このことから、頻繁に取引が実施される銘柄では、ファンダメンタルズの変化が迅速に株価に反映され、結果としてボラティリティの高い景気敏感銘柄になると推測出来る。

次に、 σ , ω の推定結果について分析する。Table 1から、 σ の推定結果の平均値は約 0.009 と極めて小さい値を取る事が分かった。この値は ω の推定結果の平均値 (約 0.022) よりも小さいことから、分析対象銘柄では、非情報トレーダが行った取引や市場制度等によって発生するノイズはファンダメンタルズがもたらすノイズよりも平均的には小さい事が分かる。尚、 σ は 80 銘柄中 38 銘柄が有意水準 5% で統計的に有意であるが、 σ は全銘柄が統計的に有意である事も確認された。

最後に、 m の推定結果について分析する。Table 1から、 m の推定結果の平均値は約 0.000 であり、ユニ・チャーム以外の全ての銘柄が有意水準 5% で統計的に有意でない事が分かった。このことから、分析対象のほぼ全ての銘柄で、ファンダメンタルズの期待収益は望めない事が明らかとなった。この事は、少なくとも分析対象銘柄に関する情報は株式市場に適切に反映されており、裁定の機会が存在しない事を示唆している。

3.3 ボラティリティの構成とパラメータの効果

次に、前節の推定結果を用いて株式収益率のボラティリティがどのような構成になっているか分析する。Table 2, 3に、前節の推定結果から計算されたボラティリティの構成結果を記載する。Table 2, 3から、株式収益率のボラティリティ $\text{Var}(R_t)$ に対するファンダメンタルズ収益率がもたらすボラティリティ $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$ の割合 ($\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$) の平均値は約 60.214%、ノイズ取引や市場制度がもたらすボラティリティ $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ の割合 ($\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$) の平均値は約 39.786% となる事が分かった。従って、本稿の分析対象銘柄では、 $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$ が $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ よりも高い事が分かる。

しかし、 $\text{Var}(R_t)$ の構成割合を精査すると、 $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$ の割合が 80% 以上の銘柄が 42 銘柄リストアップされる一方で、 $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$ の割合が 20% 以下の銘柄は 30 銘柄リストアップされる。このことから、 $\text{Var}(R_t)$ は $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ のどちらか一方が極端に大きい状況に二極化される事が分かる。

尚、 $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$ の割合が高い銘柄を分析すると、「クボタ」、「住友商事」、「オリエンタルランド」、「任天堂」、「日立製作所」、「伊藤忠商事」等といった、投資家人気が高く景気に敏感な銘柄がリストアップされる。一方、 $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ の割合が高い銘柄を分析すると、「信越化学工業」、「ユニ・チャーム」、「大阪瓦斯」、「日本たばこ産業」、「東日本旅客鉄道」等といった、景気の影響を受けにくいディフェンシブ銘柄がリストアップされる。このような傾向は、前節の調整係数 g の場合と同様であるが、これは式 (5) の性質上当然と言える。以上の議論から、ボラティリティの構成に大きな影響を与えているのは、調整係数 g であると推測出来る。

最後に、パラメータがボラティリティに与える効果を分析する。Table 4に、前節の推定結果から計算された g , σ^2 , ω^2 が $\text{Var}(R_t)$ に与える効果を記載する。Table 4から、 g , σ^2 , ω^2 が 1 単位変化した時の $\text{Var}(R_t)$ の変化は、平均すると、それぞれ 0.001, 1.635, 0.635 となる事が分かった。このことから、ボラティリティの変化に最も大きな影響を与えるのは、ノイズ取引や市場制度がもたらすボラティリティである事が確認された。一方、一見すると調整係数はボラティリティの変化に対して殆ど影響を与えていない様に思えるが、先程の議論より調整係数はボラティリティの構成や水準そのものには多大な影響を与えている事は事実である。従って、調整係数がボラティリティと無関係なパラメータである事を示唆している訳ではない点に十分留意する必要がある。

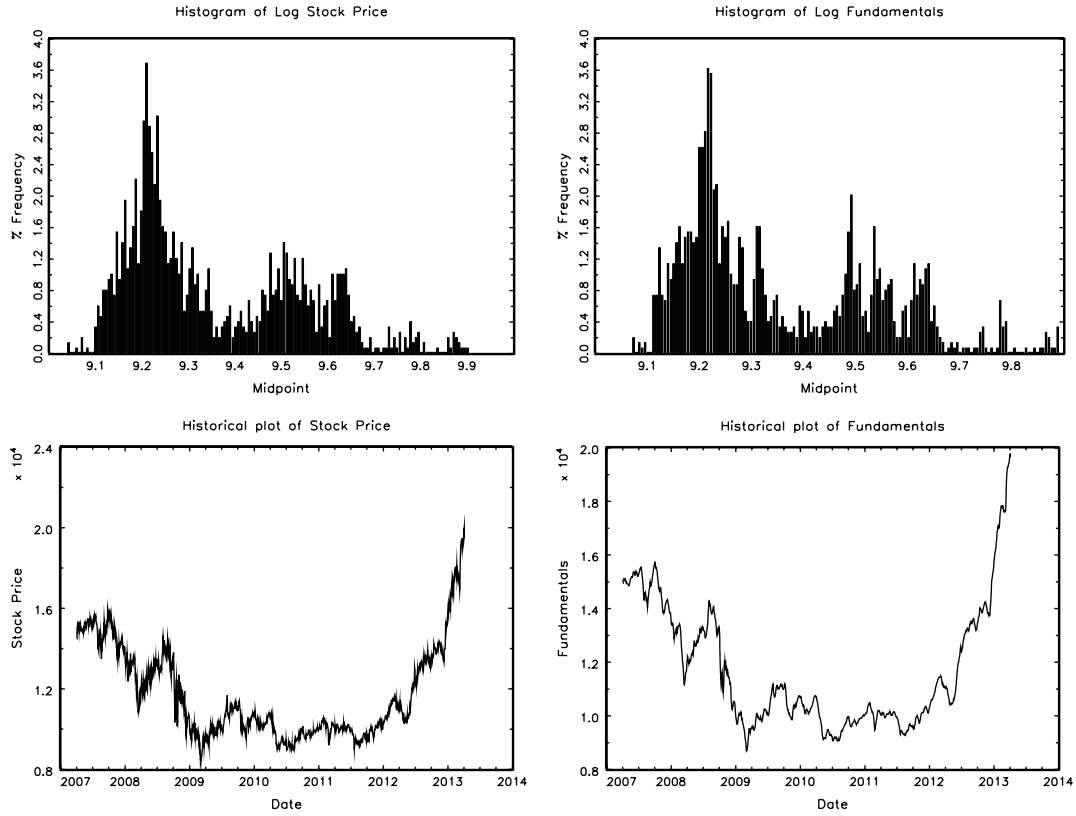


Fig. 1 アステラス製薬の株価 P_t 及びファンダメンタルズの推定値 $V_{t|T}$ (注: 左上図は $\log P_t$ のヒストグラム, 右上図は $\log V_{t|T}$ のヒストグラム, 左下図は P_t の時系列上の推移, 右下図は $V_{t|T}$ の時系列上の推移をそれぞれ表している.)

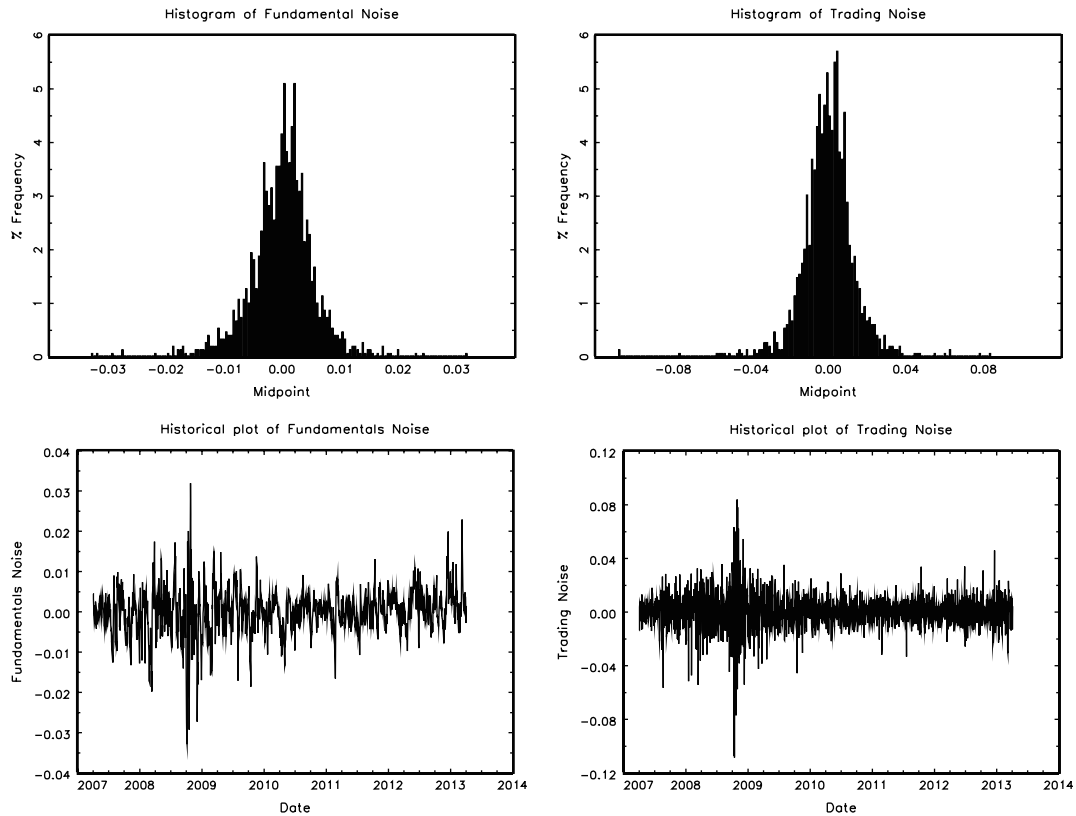


Fig. 2 アステラス製薬の残差 $u_{t|T}$, $e_{t|T}$ (注: 左上図は $e_{t|T}$ のヒストグラム, 右上図は $u_{t|T}$ のヒストグラム, 左下図は $e_{t|T}$ の時系列上の推移, 右下図は $u_{t|T}$ の時系列上の推移をそれぞれ表している.)

状態空間形式による価格調整モデルの推定手法の提案

Table 1 パラメータの推定結果

コード	銘柄名略称	\hat{g}	$\hat{\sigma}$	\hat{m}	$\hat{\omega}$	コード	銘柄名略称	\hat{g}	$\hat{\sigma}$	\hat{m}	$\hat{\omega}$
1605	国際石油開発帝石	0.219 (0.109)	0.025 (0.002)	0.000 (0.001)	0.024 (0.002)	6954	ファナック	0.190 (0.067)	0.025 (0.001)	0.000 (0.000)	0.019 (0.002)
1878	大東建託	1.055 (0.027)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.022 (0.001)	6971	京セラ	0.393 (0.197)	0.018 (0.003)	0.000 (0.000)	0.020 (0.001)
1928	積水ハウス	1.061 (0.017)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.022 (0.001)	6981	村田製作所	0.299 (0.096)	0.021 (0.001)	0.000 (0.000)	0.020 (0.001)
1963	日揮	0.338 (0.161)	0.023 (0.002)	0.000 (0.001)	0.024 (0.002)	6988	日東電工	0.968 (0.009)	0.000 (0.001)	0.000 (0.006)	0.026 (0.006)
2502	アサヒグループ	0.323 (0.133)	0.014 (0.001)	0.000 (0.000)	0.013 (0.001)	7011	三菱重工業	0.998 (0.006)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.025 (0.001)
2503	麒麟	0.697 (0.148)	0.012 (0.002)	0.000 (0.000)	0.017 (0.001)	7202	いすゞ自動車	0.979 (0.013)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.034 (0.001)
2802	味の素	1.033 (0.107)	0.004 (0.004)	0.000 (0.000)	0.016 (0.001)	7203	トヨタ自動車	0.966 (0.023)	0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	0.022 (0.001)
2914	日本たばこ産業	0.167 (0.105)	0.022 (0.001)	0.000 (0.001)	0.019 (0.002)	7267	本田技研工業	0.967 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.027 (0.001)
3382	セブン & アイ	0.514 (0.156)	0.016 (0.002)	0.000 (0.000)	0.018 (0.001)	7269	スズキ	0.229 (0.130)	0.021 (0.002)	0.000 (0.001)	0.021 (0.002)
3402	東レ	0.173 (0.102)	0.020 (0.001)	0.000 (0.001)	0.017 (0.002)	7270	富士重工業	0.414 (0.110)	0.025 (0.002)	0.001 (0.001)	0.025 (0.002)
3407	旭化成	1.100 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.003)	0.020 (0.005)	7731	ニコン	1.026 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.030 (0.006)
4063	信越化学工業	0.114 (0.157)	0.022 (0.002)	0.000 (0.000)	0.019 (0.003)	7741	HOYA	0.262 (0.092)	0.020 (0.001)	0.000 (0.000)	0.018 (0.001)
4188	三菱ケミカル	1.054 (0.024)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.024 (0.001)	7751	キャノン	0.792 (0.137)	0.010 (0.004)	0.000 (0.001)	0.025 (0.001)
4452	花王	0.762 (0.188)	0.010 (0.003)	0.000 (0.000)	0.014 (0.001)	7912	大日本印刷	1.122 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.003)	0.018 (0.002)
4502	武田薬品工業	0.333 (0.317)	0.014 (0.003)	0.000 (0.000)	0.013 (0.001)	7974	任天堂	0.915 (0.023)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.029 (0.001)
4503	アステラス製薬	0.436 (0.160)	0.015 (0.002)	0.000 (0.000)	0.013 (0.001)	8001	伊藤忠商事	0.961 (0.025)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.028 (0.001)
4523	エーザイ	0.358 (0.049)	0.015 (0.001)	0.000 (0.000)	0.014 (0.001)	8002	丸紅	0.983 (0.010)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.029 (0.001)
4568	第一三共	0.379 (0.220)	0.016 (0.003)	0.000 (0.000)	0.018 (0.001)	8035	東京エレクトロン	1.005 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.028 (0.006)
4661	オリエンタルランド	0.953 (0.007)	0.000 (0.000)	0.001 (0.000)	0.014 (0.000)	8053	住友商事	0.982 (0.022)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.025 (0.001)
4901	富士フィルム	1.046 (0.013)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.022 (0.000)	8058	三菱商事	0.952 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.009)	0.028 (0.007)
4911	資生堂	1.073 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.002)	0.017 (0.004)	8113	ユニ・チャーム	0.182 (0.066)	0.015 (0.001)	0.001 (0.000)	0.011 (0.001)
5108	ブリヂストン	0.994 (0.027)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.024 (0.001)	8267	イオン	0.914 (0.008)	0.003 (0.002)	0.000 (0.001)	0.023 (0.005)
5201	旭硝子	0.978 (0.029)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.026 (0.001)	8801	三井不動産	0.187 (0.055)	0.026 (0.001)	0.000 (0.001)	0.026 (0.002)
5401	新日鐵住金	1.001 (0.008)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.026 (0.001)	8802	三菱地所	0.983 (0.009)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.028 (0.001)
5411	JFE	0.994 (0.002)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.031 (0.001)	8830	住友不動産	0.960 (0.034)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.032 (0.001)
5713	住友金属鉱山	0.985 (0.017)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.030 (0.001)	9020	東日本旅客鉄道	0.186 (0.087)	0.016 (0.001)	0.000 (0.000)	0.014 (0.001)
5802	住友電気工業	0.192 (0.093)	0.023 (0.001)	0.000 (0.001)	0.021 (0.002)	9021	西日本旅客鉄道	0.573 (0.213)	0.011 (0.002)	0.000 (0.000)	0.012 (0.001)
6273	SMC	0.233 (0.058)	0.022 (0.001)	0.000 (0.000)	0.016 (0.002)	9022	東海旅客鉄道	0.168 (0.220)	0.016 (0.002)	0.000 (0.001)	0.017 (0.003)
6301	小松製作所	0.873 (0.086)	0.005 (0.006)	0.000 (0.001)	0.031 (0.001)	9064	ヤマト	0.837 (0.081)	0.010 (0.001)	0.000 (0.000)	0.016 (0.001)
6326	クボタ	0.978 (0.010)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.028 (0.001)	9202	ANA	1.002 (0.008)	0.000 (0.000)	0.000 (0.002)	0.017 (0.004)
6367	ダイキン工業	0.186 (0.119)	0.026 (0.002)	0.000 (0.001)	0.024 (0.002)	9432	日本電信電話	0.784 (0.163)	0.010 (0.002)	0.000 (0.000)	0.015 (0.001)
6501	日立製作所	0.963 (0.021)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.026 (0.001)	9433	KDDI	0.474 (0.166)	0.016 (0.002)	0.000 (0.000)	0.016 (0.001)
6502	東芝	0.899 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.002)	0.030 (0.006)	9437	NTT ドコモ	0.305 (0.084)	0.015 (0.001)	0.000 (0.000)	0.011 (0.001)
6503	三菱電機	0.981 (0.009)	0.000 (0.000)	0.000 (0.017)	0.028 (0.002)	9502	中部電力	0.986 (0.008)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.020 (0.005)
6594	日本電産	0.990 (0.012)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.026 (0.001)	9503	関西電力	0.958 (0.026)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.023 (0.001)
6702	富士通	0.336 (0.208)	0.022 (0.003)	0.000 (0.001)	0.023 (0.002)	9531	東京瓦斯	0.194 (0.080)	0.015 (0.001)	0.000 (0.000)	0.012 (0.001)
6752	パナソニック	0.997 (0.028)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.025 (0.001)	9532	大阪瓦斯	0.204 (0.063)	0.015 (0.000)	0.000 (0.000)	0.010 (0.001)
6758	ソニー	1.000 (0.009)	0.000 (0.000)	-0.001 (0.001)	0.028 (0.006)	9735	セコム	1.152 (0.025)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.015 (0.001)
6861	キーエンス	0.174 (0.076)	0.019 (0.001)	0.000 (0.000)	0.015 (0.002)	9983	ファストリ	1.042 (0.026)	0.000 (0.000)	0.001 (0.001)	0.026 (0.001)
6902	デンソー	0.236 (0.089)	0.024 (0.001)	0.000 (0.001)	0.022 (0.002)	9984	ソフトバンク	0.514 (0.271)	0.019 (0.006)	0.000 (0.001)	0.030 (0.001)

注：括弧内の数値は推定値の標準偏差を表している。また、イタリック体で表示されている値は有意水準 5% で統計的に有意である事を意味している。

Table 2 ボラティリティ構成

コード	銘柄名略称	$\text{Var}(R_t)$	$\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$	$\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$	$\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$	$\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$
1605	国際石油開発帝石	7.897	0.698	7.196	8.841	91.159
1878	大東建託	5.478	5.456	0.000	100.000	0.000
1928	積水ハウス	5.270	5.264	0.004	99.921	0.079
1963	日揮	7.625	1.138	6.486	14.926	85.074
2502	アサヒグループ	2.661	0.334	2.326	12.549	87.451
2503	キリン	3.589	1.471	2.117	40.992	59.008
2802	味の素	3.222	2.763	0.387	87.703	12.297
2914	日本たばこ産業	5.463	0.341	5.121	6.237	93.763
3382	セブン & アイ	4.610	1.064	3.544	23.094	76.906
3402	東レ	4.739	0.282	4.456	5.946	94.054
3407	旭化成	4.939	4.937	0.000	99.999	0.001
4063	信越化学工業	5.353	0.211	5.138	3.941	96.059
4188	三菱ケミカル	6.291	6.285	0.001	99.986	0.014
4452	花王	2.735	1.187	1.548	43.392	56.608
4502	武田薬品工業	2.676	0.354	2.321	13.245	86.755
4503	アステラス製薬	3.444	0.483	2.958	14.028	85.972
4523	エーザイ	2.984	0.415	2.568	13.907	86.093
4568	第一三共	3.953	0.771	3.181	19.520	80.480
4661	オリエンタルランド	1.674	1.673	0.000	100.000	0.000
4901	富士フイルム	5.359	5.358	0.000	99.994	0.006
4911	資生堂	3.271	3.269	0.000	99.994	0.006
5108	ブリヂストン	5.473	5.468	0.004	99.921	0.079
5201	旭硝子	6.467	6.466	0.000	100.000	0.000
5401	新日鐵住金	6.942	6.928	0.001	99.987	0.013
5411	JFE	9.376	9.357	0.000	99.998	0.002
5713	住友金属鉱山	9.045	9.027	0.000	99.998	0.002
5802	住友電気工業	6.259	0.452	5.805	7.224	92.776
6273	SMC	5.984	0.355	5.626	5.942	94.058
6301	小松製作所	8.079	7.615	0.461	94.294	5.706
6326	クボタ	7.611	7.602	0.000	100.000	0.000
6367	ダイキン工業	8.092	0.611	7.478	7.551	92.449
6501	日立製作所	6.048	6.046	0.000	100.000	0.000
6502	東芝	7.230	7.231	0.000	99.999	0.001
6503	三菱電機	7.816	7.812	0.000	99.999	0.001
6594	日本電産	6.835	6.833	0.000	99.998	0.002
6702	富士通	6.837	1.090	5.743	15.954	84.046
6752	パナソニック	6.346	6.345	0.000	99.998	0.002
6758	ソニー	7.795	7.792	0.000	100.000	0.000
6861	キーエンス	4.278	0.209	4.068	4.884	95.116
6902	デンソー	7.159	0.641	6.516	8.956	91.044

注: $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ は, $\widehat{\text{Var}}(R_t^1) \equiv [\hat{g}/(2 - \hat{g})]\hat{\omega}^2$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2) \equiv [2/(2 - \hat{g})]\hat{\sigma}^2$ でそれぞれ定義される. また, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ は, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1) \equiv \widehat{\text{Var}}(R_t^1)/\widehat{\text{Var}}(R_t)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2) \equiv \widehat{\text{Var}}(R_t^2)/\widehat{\text{Var}}(R_t)$ でそれぞれ定義される. 尚, $\text{Var}(R_t)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ は 10^4 倍で表示している. 同様に, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ は % で表示している.

Table 3 ボラティリティ構成 (続き)

コード	銘柄名略称	$\text{Var}(R_t)$	$\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$	$\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$	$\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$	$\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$
6954	ファナック	7.299	0.373	6.922	5.112	94.888
6971	京セラ	5.169	0.943	4.224	18.248	81.752
6981	村田製作所	6.085	0.702	5.382	11.533	88.467
6988	日東電工	6.572	6.555	0.003	99.962	0.038
7011	三菱重工業	6.016	6.006	0.000	100.000	0.000
7202	いすゞ自動車	10.950	10.947	0.000	99.998	0.002
7203	トヨタ自動車	4.739	4.710	0.027	99.431	0.569
7267	本田技研工業	6.810	6.808	0.000	99.996	0.004
7269	スズキ	5.685	0.558	5.127	9.810	90.190
7270	富士重工業	9.424	1.670	7.752	17.728	82.272
7731	ニコン	9.286	9.283	0.000	99.998	0.002
7741	HOYA	5.253	0.507	4.744	9.651	90.349
7751	キヤノン	6.009	4.232	1.777	70.432	29.568
7912	大日本印刷	4.029	4.028	0.000	99.999	0.001
7974	任天堂	7.170	7.171	0.000	100.000	0.000
8001	伊藤忠商事	7.116	7.107	0.000	100.000	0.000
8002	丸紅	7.957	7.943	0.001	99.983	0.017
8035	東京エレクトロン	7.766	7.766	0.000	100.000	0.000
8053	住友商事	6.133	6.120	0.000	100.000	0.000
8058	三菱商事	7.214	7.208	0.000	99.995	0.005
8113	ユニ・チャーム	2.619	0.121	2.495	4.618	95.382
8267	イオン	4.679	4.513	0.166	96.459	3.541
8801	三井不動産	8.054	0.686	7.364	8.522	91.478
8802	三菱地所	7.586	7.572	0.004	99.952	0.048
8830	住友不動産	9.304	9.293	0.002	99.977	0.023
9020	東日本旅客鉄道	3.044	0.191	2.852	6.285	93.715
9021	西日本旅客鉄道	2.383	0.594	1.789	24.918	75.082
9022	東海旅客鉄道	3.214	0.253	2.960	7.860	92.140
9064	ヤマト	3.566	1.775	1.760	50.221	49.779
9202	ANA	2.752	2.748	0.000	100.000	0.000
9432	日本電信電話	2.914	1.364	1.549	46.816	53.184
9433	KDDI	4.200	0.831	3.368	19.791	80.209
9437	NTT ドコモ	2.694	0.205	2.488	7.600	92.400
9502	中部電力	3.999	3.991	0.001	99.981	0.019
9503	関西電力	4.922	4.917	0.000	100.000	0.000
9531	東京瓦斯	2.778	0.153	2.624	5.501	94.499
9532	大阪瓦斯	2.529	0.123	2.405	4.872	95.128
9735	セコム	3.208	3.207	0.000	99.997	0.003
9983	ファーストリテイリング	7.346	7.343	0.000	100.000	0.000
9984	ソフトバンク	7.860	3.063	4.796	38.974	61.026

注 : $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ は, $\widehat{\text{Var}}(R_t^1) \equiv [\hat{g}/(2 - \hat{g})]\hat{\omega}^2$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2) \equiv [2/(2 - \hat{g})]\hat{\sigma}^2$ でそれぞれ定義される. また, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ は, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1) \equiv \widehat{\text{Var}}(R_t^1)/\widehat{\text{Var}}(R_t)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2) \equiv \widehat{\text{Var}}(R_t^2)/\widehat{\text{Var}}(R_t)$ でそれぞれ定義される. 尚, $\text{Var}(R_t)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{Var}}(R_t^2)$ は 10^4 倍で表示している. 同様に, $\widehat{\text{VR}}(R_t^1)$, $\widehat{\text{VR}}(R_t^2)$ は % で表示している.

Table 4 ボラティリティに対するパラメータの効果

コード	銘柄名略称	$\partial\hat{g}$	$\partial\hat{\sigma}^2$	$\partial\hat{\omega}^2$	コード	銘柄名略称	$\partial\hat{g}$	$\partial\hat{\sigma}^2$	$\partial\hat{\omega}^2$
1605	国際石油開発帝石	0.001	1.123	0.123	6954	ファナック	0.001	1.105	0.105
1878	大東建託	0.001	2.116	1.116	6971	京セラ	0.001	1.245	0.245
1928	積水ハウス	0.001	2.129	1.129	6981	村田製作所	0.001	1.176	0.176
1963	日揮	0.001	1.203	0.203	6988	日東電工	0.001	1.937	0.937
2502	アサヒグループ	0.000	1.193	0.193	7011	三菱重工業	0.001	1.996	0.996
2503	キリン	0.000	1.535	0.535	7202	いすゞ自動車	0.002	1.958	0.958
2802	味の素	0.001	2.067	1.067	7203	トヨタ自動車	0.001	1.934	0.934
2914	日本たばこ産業	0.001	1.091	0.091	7267	本田技研工業	0.001	1.937	0.937
3382	セブン & アイ	0.001	1.346	0.346	7269	スズキ	0.001	1.129	0.129
3402	東レ	0.000	1.095	0.095	7270	富士重工業	0.001	1.261	0.261
3407	旭化成	0.001	2.222	1.222	7731	ニコン	0.002	2.054	1.054
4063	信越化学工業	0.000	1.060	0.060	7741	HOYA	0.000	1.151	0.151
4188	三菱ケミカル	0.001	2.114	1.114	7751	キヤノン	0.001	1.655	0.655
4452	花王	0.000	1.615	0.615	7912	大日本印刷	0.001	2.278	1.278
4502	武田薬品工業	0.000	1.200	0.200	7974	任天堂	0.001	1.843	0.843
4503	アステラス製薬	0.000	1.278	0.278	8001	伊藤忠商事	0.001	1.925	0.925
4523	エーザイ	0.000	1.218	0.218	8002	丸紅	0.002	1.966	0.966
4568	第一三共	0.000	1.234	0.234	8035	東京エレクトロン	0.002	2.010	1.010
4661	オリエンタルランド	0.000	1.910	0.910	8053	住友商事	0.001	1.965	0.965
4901	富士フイルム	0.001	2.097	1.097	8058	三菱商事	0.001	1.909	0.909
4911	資生堂	0.001	2.158	1.158	8113	ユニ・チャーム	0.000	1.100	0.100
5108	ブリヂストン	0.001	1.988	0.988	8267	イオン	0.001	1.842	0.842
5201	旭硝子	0.001	1.957	0.957	8801	三井不動産	0.001	1.103	0.103
5401	新日鐵住金	0.001	2.003	1.003	8802	三菱地所	0.002	1.967	0.967
5411	JFE	0.002	1.987	0.987	8830	住友不動産	0.002	1.924	0.924
5713	住友金属鉱山	0.002	1.971	0.971	9020	東日本旅客鉄道	0.000	1.102	0.102
5802	住友電気工業	0.001	1.106	0.106	9021	西日本旅客鉄道	0.000	1.401	0.401
6273	SMC	0.000	1.132	0.132	9022	東海旅客鉄道	0.000	1.092	0.092
6301	小松製作所	0.002	1.774	0.774	9064	ヤマト	0.001	1.719	0.719
6326	クボタ	0.002	1.956	0.956	9202	ANA	0.001	2.005	1.005
6367	ダイキン工業	0.001	1.102	0.102	9432	日本電信電話	0.000	1.645	0.645
6501	日立製作所	0.001	1.929	0.929	9433	KDDI	0.000	1.311	0.311
6502	東芝	0.001	1.816	0.816	9437	NTT ドコモ	0.000	1.180	0.180
6503	三菱電機	0.002	1.963	0.963	9502	中部電力	0.001	1.972	0.972
6594	日本電産	0.001	1.979	0.979	9503	関西電力	0.001	1.919	0.919
6702	富士通	0.001	1.202	0.202	9531	東京瓦斯	0.000	1.107	0.107
6752	パナソニック	0.001	1.993	0.993	9532	大阪瓦斯	0.000	1.113	0.113
6758	ソニー	0.002	2.000	1.000	9735	セコム	0.001	2.358	1.358
6861	キーエンス	0.000	1.095	0.095	9983	ファーストリテイリング	0.001	2.087	1.087
6902	デンソー	0.001	1.134	0.134	9984	ソフトバンク	0.001	1.346	0.346

注： $\partial\hat{g}$, $\partial\hat{\sigma}^2$, $\partial\hat{\omega}^2$ は、 $\partial\hat{g} \equiv (\hat{\omega}^2 + \hat{\sigma}^2)/(2 - \hat{g})^2$, $\partial\hat{\sigma}^2 \equiv 2/(2 - \hat{g})$, $\partial\hat{\omega}^2 \equiv \hat{g}/(2 - \hat{g})$ でそれぞれ定義される。

4. 結論

本稿は、金融市場の資産価格形成メカニズムを分析するために開発された価格調整モデルが状態空間形式で定式化出来る点に着目し、カルマンフィルタ及びスムーザを適用する事でファンダメンタルズやパラメータの推定を行った。本稿で提案された手法は攪乱項に正規性を仮定するだけで価格調整モデルを推定する事が可能となるため、先行研究より遥かに柔軟にモデルがもたらす情報を把握する事が可能となった。

本稿で提案された手法を我が国の上場企業の株価に適用した結果、推定されたファンダメンタルズは株価と極めて類似した推移を示す事が分かった。また、パラメータの推定結果から、殆ど全ての銘柄で価格調整は部分的にしか行われていない事も確認された。更に、ボラティリティの構成割合をパラメータの推定結果から分析した結果、ノイズ取引や市場制度がもたらすボラティリティよりもファンダメンタルズ収益率がもたらすボラティリティの割合の方が高い事が分かった。

本稿で推定されたパラメータは、株式市場の流動性と価格調整の決定要因を分析する上で有益な結果をもたらす事が期待される。従って、分散自己回帰モデル (ARCH モデル) 等を残差に適用し、より詳細なモデル開発を行う事が今後の課題である。

謝 辞

本稿は、千葉⁽⁹⁾にカルマンスムーザを導入しアルゴリズムの改良を行っただけでなく、分析対象銘柄を 80 銘柄に拡張し最新の株式データを用いて再推計を試みる等、大幅に加筆修正したものである。千葉⁽⁹⁾の執筆に際し、当時の指導教官であった倉澤資成教授、小林正人教授 (横浜国立大学) には多くの指導を受けた。また、日本経済学会 (於福島大学) での発表では、嶋恵一教授 (弘前大学) や出席者の方々から有益な助言を受けた。更に、株式会社金融データソリューションズからデータベースの取り扱いに関する支援を受けた。ここに記して感謝したい。尚、本研究の一部は、文部科学省科学研究費補助金 (課題番号 23730219) の助成を受けたものである。

文 献

- (1) Roll, R, “A simple implicit measure of the effective bid-ask spread in an efficient market”, *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 4 (1984), pp.1127-39.
- (2) Harris, L, “Estimation of stock price variances and serial covariances from discrete observations”, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, No. 3 (1990), pp. 291-306.
- (3) Amihud, Y and Mendelson, H, “Trading mechanisms and stock returns: an empirical investigation”, *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3 (1987), pp. 533-553.
- (4) Damodaran, A, “A Simple Measure of Price Adjustment Coefficients”, *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1 (1993), pp.387-400.
- (5) Brisley, N and Theobald, M, “A Simple Measure of Price Adjustment Coefficients: A Correction”, *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1 (1996), pp. 381-82.
- (6) Black, F, “Noise”, *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3 (1986), pp. 529-543.
- (7) Hasbrouck, J, *Empirical Market Microstructure: the Institutions, Economics, and Econometrics of Securities Trading* (2007), Oxford University Press.
- (8) Durbin, J and Koopman, S. J, *Time Series Analysis by State Space Methods* (2012), Oxford University Press.
- (9) 千葉 賢, “状態空間形式による株式の価格形成分析”, 横浜国立大学 国際社会科学研究科 修士論文 (2005).

(平成 26 年 3 月 31 日受理)