

株式市場・債券市場への金融政策の影響*

—ユーロ円3ヶ月先物データを用いた分析—

青野 幸平

要旨

本論文では、日本における金融政策の株式市場、債券市場への影響を明らかにする為に、以下の分析を行う。最初に、Kuttner (1996) や Bernanke and Kuttner (2005) で利用されている、先物金利を利用した「Surprise」変数に対応する変数を、日本のデータを用いて作成する。その際、日本における先物金利として、Honda and Kuroki (2006) と同様に、「先物ユーロ円3ヶ月もの」を利用した。その上で、アメリカでの Bernanke and Kuttner (2005) における分析に倣い、「Surprise」変数を用いた金融政策に対する株式市場と債券市場への影響についての分析を行っている。結果は、短期において、金融政策が株式市場に影響を与えるものの、その効果は減少していく事が確認された。さらに、「Campbell 型分散分解」を用いた分析の結果、金融引締ショックが、配当の増加と実質利子率の上昇への反応を通じて株式収益率へ影響していることを示している。

1 はじめに

近年のファイナンス分野における研究成果として、株式収益率の予測がある程度可能であるという結果が数多く報告されている。Campbell (1991) は株式収益率に予測可能な要因が含まれている事を報告し、Campbell and Ammer (1993) は株式収益率だけでなく、債券収益率にも予測可能な要因が含まれている事を報告している。これらの研究では、アメリカのデータを用いて「Campbell 型分散分解」を利用した分析がなされている。「Campbell 型分散分解」を日本の株式市場のデータで分析した青野 (2008a) では、日本の株式収益率にも予測可能な要因が含まれている事を報告している。¹⁾

本論文では、これらの研究を基に、日本における金融政策の株式市場・債券市場への影響を明ら

* 本論文は一橋大学大学院経済学研究科に提出した博士学位取得論文の第2章、「日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響」に加筆修正したものである。本論文の作成にあたり、祝迫得夫先生（一橋大学）から多くの指導を受けた。また、渡辺努先生（一橋大学）から有益なコメントを頂いた。さらに匿名の2名のレフリーからも多くの有益なコメントを頂いた。「日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響」と題された以前のバージョンについて、日本金融学会2007年度秋季大会（同志社大学）における討論者の中田勇人先生（明星大学）、高橋豊治先生（中央大学）、日本経済学会2008年度春季大会（東北大学）における討論者の渡部和孝先生（慶應義塾大学）から有益なコメントを頂いた。記して感謝を表したい。ただし、本文中に含まれる誤りはすべて著者の責任であることは言うまでもない。

1) 「Campbell 型分散分解」については、第3節で説明している。

かにする分析を行う。最初に、Kuttner (2001), Kruger and Kuttner (1996), Bernanke and Kuttner (2005) で利用されている、先物金利を利用した「Surprise」変数に対応する変数を日本のデータを用いて作成する。本論文では、日本における先物金利として、Honda and Kuroki (2006) と同様に、「先物ユーロ円3ヶ月もの」を利用し、「予期されていた政策」と「予期されていなかった政策」を区別する。以下、本論文では、それぞれに対応する変数として、「Surprise」変数と「Expect」変数と呼ぶことにする。

その上で、「Surprise」変数が、日本の株式市場、債券市場やそれらの市場における予測可能性に対してどのような影響を与えているかを検討する事である。標準的なマクロ経済理論に基づく、「予期されない」金融政策のみが金融市場に大きな影響を与える事になる。従って、金融政策の資産市場への影響を考察する際には、「予期されていた政策」と「予期されていなかった政策」を区別する必要がある。そこで、これまでの分析を踏まえた上で、アメリカでの Bernanke and Kuttner (2005) における分析に倣い、「Surprise」変数を用いて、金融政策に対する株式市場と債券市場への影響についての分析を行った結果、短期において、金融政策が株式市場に影響を与えるものの、その効果は減少していく事が確認された。株式市場における「Campbell 型分散分解」の各要因の反応係数を確認すると、配当と実質利子率の係数が正となった。これは、予期しない金融政策に対して、配当と実質利子率が正の方向に反応することを通じて株式収益率へ影響していることを示している。配当の反応はアメリカにおける結果とは異なっている。このことから、ショックの影響の源泉が日本とアメリカにおいて異なる可能性が推察される。

日本の資産市場について、「Campbell 型分散分解」を利用した研究は、現在のところ、Ito and Iwasako (1996), 青野 (2008a, 2008b) など数えるほどしかない。「先物ユーロ円3ヶ月もの」を利用した金融政策変数を用いた分析としては、Honda and Kuroki (2006) があるが、彼らは、日次データを用いたイベントスタディの研究であり、月次の時系列データを用い、「Surprise」変数を計算・利用し時系列分析した研究は本論文が初めてである。

以下、本論文では、第2節で先行研究についてまとめた上で、第3節で本論文の分析の背後にある理論モデルについて簡潔に紹介する。第4節では、まず、本論文で利用する金融政策変数を定義したうえで、その変数を利用した分析を Bernanke and Kuttner (2005) に基づいて行う。第5節が本論文の結論と今後の課題である。

2 先行研究

本論文の先行研究として、「Campbell 型分散分解」を用いた資産市場に関する予測可能性の研究と、先物金利のデータを用いた金融政策の研究の2つの系列があるが、前者の先行研究については青野 (2008a, 2008b) を参照していただくこととし、本節では後者について簡単に議論する。²⁾

先物金利のデータを用いて金融政策変数を構築し、それを用いて金融政策の効果を分析した研究として、Kruger and Kuttner (1996), Kuttner (2001) などを挙げることができる。Kruger and Kuttner (1996) は連邦準備銀行の金融政策を測定する指標として、フェデラルファンドレートの重要性を示すと同時に、フェデラルファンドの先物契約金利が将来のフェデラルファンドレートを予測する上で重要であることを示している。この分析に基づき、Kuttner (2001) はフェデラルフ

2) 「Campbell 型分散分解」は Campbell (1991), Campbell and Ammer (1993) で提案された分析手法である。Jones and Kaul (1996) はアメリカ・カナダ・イギリス・日本における株式市場と石油価格の変動の関係の分析に、Vuolteenaho (2002) がアメリカにおける企業レベルのデータの分析にこの手法を用いている。

アンドの先物契約金利を利用して、連邦準備銀行の誘導金利の変化を「予測されている変動（以下、Expect）」と「予測されていない変動（以下、Surprise）」という2つの要因に分割して分析を行い、「Surprise」の方が債券金利への影響が大きい事を報告している。

このような金融政策変数を利用した分析と、「Campbell型分散分解」を一部組み合わせた研究として、Bernanke and Kuttner (2005)がある。彼らは金融政策変数を利用したイベント・スタディを行って金融政策変数の有効性を確かめた上で、VARに金融政策変数を取り入れた「Campbell型分散分解」を行い、各要因に与える影響を分析している。株式市場に対する金融政策の影響についての一般的な実証分析では、株式収益率に金融政策変数を回帰し、金融政策変数の係数が有意であるか否かを検証している。そのような分析では、金融政策変数が株式市場に影響を与えるか否かに対する解答を与える事が出来るが、どのような経路を通じての効果であるかを特定することは出来ない。この問題を乗り越えるためにBernanke and Kuttner (2005)は「Campbell型分散分解」を取り入れた分析を行い、金融政策がどのような経路を通じて株式市場に影響を与えているのかということについて分析した。Honda and Kuroki (2006)は、Bernanke and Kuttner (2005)に倣い、日本における金融政策変数を利用したイベント・スタディを行い金融政策変数の有効性を確かめている。本論文では、Honda and Kuroki (2006)に従って金融政策変数を定義した上で、Bernanke and Kuttner (2005)が拡張した「Campbell型分散分解」によって、金融政策変数が各要因に与える影響を分析していく。

3 モデルと Campbell 型分散分解

本論文での分析のフレームワークについての詳細は、Campbell and Shiller (1988a, 1988b), Campbell (1991), Campbell and Ammer (1993)などの原論文や青野 (2008a, 2008b)を参照していただきたい。以下では、本論文の実証分析に直接関係する点について、簡潔に議論しておく。

3.1 株式収益率の分解

株式の実質対数収益率 (R_{t+1}) を

$$h_{t+1} = \log(1 + R_{t+1}) \quad (1)$$

で表すことにしよう。実質株価 (P)と実質配当 (D)の対数をそれぞれの小文字で表現し、Campbell and Shiller (1988a, 1988b)の対数線型近似を行い、若干の計算を施した上で、合理的バブルを排除する条件を課すと

$$e_{t+1} - E_t[e_{t+1}] = (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} - (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \quad (2)$$

という本論文での基本方程式を得る。³⁾ e は実質収益率 (h) から実質利子率 (r) を引いた超過収益率、 ρ は割引率をそれぞれを表している。また、 Δ は一階の差分を示す記号である。

ここで、(2)式が持つ意味を検討しておこう。左辺の $e_{t+1} - E_t[e_{t+1}]$ は t 期に予測されていなかった $t+1$ 期の株式超過収益率の変動を表している。右辺第1項の $(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j}$ は、 $t+1$ 期に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$ 期以降の配当に対する期待の更新（以下、「将来の配当に関する期待の見直し」）を表している。右辺第2項の $(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j}$ は、 $t+1$ 期に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$ 期以降の実質利子率に対する期待の更新（以下、「将来の実

3) 計算の詳細については青野 (2008b) や Campbell, Lo and MacKinlay (1997) を参照の事。対数線形近似については Campbell and Shiller (1988a, 1988b) も参照の事。

質利子率に関する期待の見直し」を表している。最後に、右辺第3項の $(E_{t+1}-E_t)\sum_{j=1}^{\infty}\rho^j e_{t+1+j}$ は、 $t+1$ 期に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$ 期以降の超過収益率に対する期待の更新（以下、「将来の超過収益率に関する期待の見直し」）を表している。以上から、(2)式は、株式超過収益率の予期されない変動は、必ず、将来の配当に関する期待の見直し、将来の実質利子率についての期待の見直し、または将来の株式超過収益率についての期待の見直しの3つの要因に分解されることを意味している。

この(2)式を、表現を簡単化するために、上記の「期待の見直し」を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} v_{e,t+1} &\equiv e_{t+1} - E_t[e_{t+1}] \\ \eta_{d,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} \\ \eta_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \\ \eta_{e,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \end{aligned}$$

この定義を用いて(2)式を書き直すと

$$v_{e,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{r,t+1} - \eta_{e,t+1} \quad (3)$$

となる。

3.2 債券収益率の分解

$q_{n,t}$ を t 期における n 期間名目債券の名目価格の対数値とする。また、 $b_{n,t+1}$ を t 期において、満期まで n 期間ある債券を1期間保有（ t 期から $t+1$ まで保有）の名目収益の対数値とする。従って、

$$b_{n,t+1} \equiv q_{n-1,t+1} - q_{n,t} \quad (4)$$

となる。この(4)式を債券価格の対数値に関する差分方程式と見立て、若干の計算を施すと、

$$b_{n,t+1} - E_t[b_{n,t+1}] = - (E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{i=1}^{n-1} b_{n-i,t+1+i} \right] \quad (5)$$

という関係式を得る。⁴⁾ (5)式は、名目債券の対数収益が、名目債券の将来の収益に関するニュースの関数になっている。この(5)式を、本論文での目的である債券の超過収益の研究に利用する為に、1期間債の超過収益の対数値について

$$x_{n,t+1} \equiv b_{n,t+1} - \pi_{t+1} - r_{t+1} \quad (6)$$

と定義する。ここで、 π 、 r は、インフレ率と実質利子率をそれぞれ表している。

この(5)式および(6)式を用いると、債券の超過収益に対するイノベーションを $v_{x,t+1}$ を下記の様に表現出来る。

$$v_{x,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \left[- \sum_{i=1}^{n-1} \pi_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} r_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} x_{n-1,t+1+i} \right] \quad (7)$$

ここでも(7)式の表現を簡単化するために、上記の「期待の見直し」を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} v_{x,t+1} &\equiv x_{t+1} - E_t[x_{t+1}] \\ \gamma_{\pi,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{i=1}^{n-1} \pi_{t+1+i} \\ \gamma_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{i=1}^{n-1} r_{t+1+i} \\ \gamma_{x,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{i=1}^{n-1} x_{n-1,t+1+i} \end{aligned}$$

この定義を用いて(7)式を書き直すと

$$v_{x,t+1} = -\gamma_{\pi,t+1} - \gamma_{r,t+1} - \gamma_{x,t+1} \quad (8)$$

となる。この定義では、 $v_{x,t+1}$ は「予期されなかった債券超過収益率の変動」、 $\gamma_{\pi,t+1}$ は、「将来のインフレ率に関する期待の見直し」、 $\gamma_{r,t+1}$ は「将来の実質利子率に関する期待の見直し」、 $\gamma_{x,t+1}$

4) 計算の詳細は Campbell and Ammer (1993) や青野 (2008b) を参照の事。

は「将来の債券超過収益率に関する期待の見直し」をそれぞれ表している。この式は、動学上の会計式である。ただし、株式収益率の分解とは異なり、債券収益率の分解は近似を用いることなく成立している点も重要である。この(7)式を利子率の期間構造の文脈で解釈すると、「期間構造の期待理論」が成立していれば、(7)式の右辺第3項目は常にゼロになり、「フィッシャー仮説」が成立していれば、(7)式の右辺第2項目は常にゼロになる。つまり、「将来の実質利子率に関する期待の見直し」が常にゼロになる為に、名目利子率とインフレ率の間に1対1の対応関係が成立する状況になることになる。したがって、両方の仮説が正しいのであれば、(7)式の右辺第1項目だけが変化し、期待インフレ率の変化が短期債券と比較した長期債券の予期されないキャピタルゲイン（キャピタルロス）の唯一の原因ということになる。

3.3 Campbell 型の分散分解

Campbell (1991) や Campbell and Ammer (1993) など提案された、Campbell 型の分散分解は、最初に、収益率の時系列のダイナミクスを記述する事を目的として、収益率自身を変数として含むベクトル自己回帰モデル (VAR) を推定する。次に、モデルから得られる将来の各時点における予測値を代表的投資家の予測値であるとして「分散分解」を行う。本論文でも、この分析手法を踏襲し、日本の株式市場・債券市場における超過収益率について分析を行う。

最初に VAR モデルを用いた推定を行う。\$n\$ 個の要素からなる変数ベクトル \$z_t\$ を定義する。このベクトルの最初の要素は株式超過収益率 \$e_t\$ であり、第2要素が実質利子率 \$r_t\$ である。債券市場の分析も同時に行う場合は、\$z_t\$ の第3要素・第4要素を特定化する必要がある。最初に、\$n\$ 期満期の債券を考え、この債券の満期である \$n\$ 期までの名目対数利回りを \$y_{n,t}\$ とする。この時、\$y_{n,t}\$ は、名目債券価格の対数 (\$q_{n,t}\$) を満期 \$n\$ で割ったものに「マイナス」をつけたものとして記述出来る。従って、\$n\$ 期満期の名目利子率と1期満期の名目利子率のスプレッドを \$s_{n,t}\$ とすると

$$s_{n,t} \equiv y_{n,t} - y_{1,t}$$

となる。この変数を書き直すと

$$s_{n,t} = \left(\frac{1}{n}\right) E_t \sum_{i=0}^{n-1} [(n-1-i) (\Delta\pi_{t+2+i} + \Delta r_{t+2+i}) + x_{n-i,t+1+i}]$$

となる。本論文の分析では、Campbell and Ammer (1993) に倣って、\$z_t\$ の第3要素・第4要素をそれぞれ \$\Delta y_{1,t}\$ と \$s_{n,t}\$ とする。ここで、\$\Delta y_{1,t} \equiv y_{1,t} - y_{1,t-1}\$ とする。残りの要素は \$t\$ 期末の時点で市場に参加している投資家が知る事が出来る他の予測変数である。⁵⁾ 今、このベクトル \$z_t\$ が VAR (1)に従っているとすると⁶⁾ と、

$$z_{t+1} = A z_t + w_{t+1} \tag{9}$$

と書くことが出来る。ただし、行列 \$A\$ は VAR の係数行列である。

Campbell 型の分散分解は、推定された VAR モデルの係数を用いた将来予測を前提として分析をする。つまり、(3)式と(8)式の基本方程式の各成分である、\$v_{e,t+1}\$, \$\eta_{e,t+1}\$, \$\eta_{r,t+1}\$, \$\eta_{d,t+1}\$, \$u_{x,t+1}\$, \$\gamma_{r,t+1}\$, \$\gamma_{\pi,t+1}\$, \$\gamma_{x,t+1}\$ を VAR モデルの係数行列 (\$A\$) と残差ベクトル (\$w\$) を用いて計算することができ、その結果を用いて分析をする。⁷⁾ Campbell 型の分散分解では、さらに(3)式と(8)式を用

5) 本論文では、Campbell and Ammer (1993) で利用されている変数に対応した変数を利用し、計6変数で \$z_t\$ が構成されている。具体的に利用した変数は後述する。

6) 必ずしも VAR (1)である必要はないが、VAR 自体が目的ではないので、本論文では VAR (1)を利用している。また、SIC 基準で選択された VAR (2)を用いた分析結果も VAR (1)に基づく結果と大きく変わらない事を確認している。

7) 具体的な計算は Campbell and Ammer (1993) や青野 (2008b) など詳細に展開されている。また、本論文の補論において導出過程を示している。

いて、 $v_{e,t+1}$ と $v_{x,t+1}$ の分散を下記のように分解する。

$$\begin{aligned} \text{var}[v_{e,t+1}] &= \text{var}[\eta_{d,t+1}] + \text{var}[\eta_{r,t+1}] + \text{var}[\eta_{e,t+1}] - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{r,t+1}] \\ &\quad - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{e,t+1}] + 2\text{cov}[\eta_{r,t+1}, \eta_{e,t+1}] \\ \text{var}[v_{x,t+1}] &= \text{var}[\gamma_{\pi,t+1}] + \text{var}[\gamma_{r,t+1}] + \text{var}[\gamma_{x,t+1}] + 2\text{cov}[\gamma_{\pi,t+1}, \gamma_{r,t+1}] \\ &\quad + 2\text{cov}[\gamma_{\pi,t+1}, \gamma_{x,t+1}] + 2\text{cov}[\gamma_{r,t+1}, \gamma_{x,t+1}] \end{aligned}$$

本論文では、これらの「Campbell 型分散分解」を利用して、第3.4節において日本の株式市場・債券市場において分析を行っていく。この「Campbell 型分散分解」を日本の資産市場に応用した研究は Ito and Iwaisako (1996) や青野 (2008a, 2008b) などがあるだけである。また、この枠組みを応用して、金融政策が株式市場・債券市場に与える影響に関する分析も、第4.2節で行う。

3.4 分散分解の結果

この小節では、第3.3節において導出した株式超過収益率と債券超過収益率の「Campbell 型分散分解」を利用し、日本の株式市場・債券市場における予測可能性について分析する。第4節では、この小節での分析を踏まえ、金融政策との関連を考察していく。

本論文では、第1段階の VAR 分析は、Campbell and Ammer (1993) に倣い、 z_t を株式超過収益率 (e_t)、実質利率 (r_t)、1 期満期の債券利回りの差分 ($\Delta y_{1,t}$)、債券利回りのスプレッド ($s_{n,t}$)、株価配当比率の対数値、短期利率変数の 6 変数によって構成する。データとして、TOPIX の対数差分、有担保翌日物コールレート、⁸⁾ 生鮮食料品を除いた消費者物価指数、10年物の利付国債、東証1部の配当利回りを利用し、それぞれのデータ系列を作成した。⁹⁾ サンプル期間は、全サンプルとして1972年1月から2006年3月とした。また、青野 (2008a) で報告されている構造変化を考慮して、サブサンプルを1990年1月から2006年3月とした。¹⁰⁾

株式市場の結果が表1に報告されている。株式超過収益率のイノベーションに対する、将来の株式超過収益率に関する期待の見直しの貢献が一定程度確認出来る事より、株式市場における予測可能性の存在が確認出来る。さらに、株式市場における予測可能性は、全サンプルよりもサブサンプルのほうが大きく確認出来る。ただし、アメリカにおける結果と比較すると、日本における予測可能性は小さい事も確認出来る。これは、本論文や Campbell and Ammer (1993) で用いている「Campbell 型分散分解」手法の背後には「平均回帰性 (mean reversion)」が仮定されており、日本のバブル期のような一回限りの例外的に大きな変動を捕らえる事が難しい事を反映している。これらの結果は、青野 (2008a) で報告されている結果と整合的である。

債券市場の結果が表2に報告されている。全サンプル期間、サブサンプル期間を通じて、予期さ

8) より長い時系列のデータを取るために無担保ではなく、有担保を利用している。また、1 期満期の債券利回りは、厳密には 1 ヶ月物の国債を利用するべきではあるが、それに対応するデータがなかった。60日物の政府短期証券と有担保翌日物コールレートがほぼ同じ動きであることも確認した上で、有担保翌日物コールレートを 1 期満期の債券利回りとしても利用している。

9) 元のデータはすべて、日経 NEEDS を利用している。また、データの作成方法について説明する。最初に、生鮮食料品を除いた消費者物価指数の差分を「インフレ率」として利用する。TOPIX の対数差分と有担保翌日物コールレートを「インフレ率」で割ったものを「実質株式収益率」、「実質利率 (r_t)」として用いる。株式超過収益率 (e_t) は「実質株式収益率」と「実質利率 (r_t)」として作成している。1 期満期の債券利回りの差分 ($\Delta y_{1,t}$) は既述ではあるが、有担保翌日物コールレートの差分を利用している。債券利回りのスプレッド ($s_{n,t}$) は 10年物の利付国債の利回りと有担保翌日物コールレートの差を用い、株価配当比率は東証1部の配当利回りの逆数を用いている。短期利率変数は Campbell (1991) などに倣い、今期の有担保翌日物コールレートと有担保翌日物コールレートの過去 12 ヶ月の平均値の差として定義している。従って、本論文での「株式超過収益率」とは「実質株式超過収益率」の事である。

10) さらに、次節の分析で「先物ユーロ円 3 ヶ月もの」を利用するが、このデータが 1989 年 6 月以降のデータしかない事も考慮している。

表1 株式超過収益率に関する分散分解の結果

サンプル期間	$Var(v_e)$	$Var(\eta_d)$ シェア率	$Var(\eta_r)$ シェア率	$Var(\eta_e)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_r)$ シェア率	$-2Cov(\eta_d, \eta_e)$ シェア率	$2Cov(\eta_r, \eta_e)$ シェア率
1972M1~2006M3	0.2221	0.424	0.0124	0.052	0.0398	0.092	-0.0015
	1	1.9096	0.0559	0.2344	-0.3585	-0.8283	-0.0131
		0.0228	0.0049	0.0052	0.0002	0.0058	3.6925
1990M1~2006M3	0.2875	0.2729	0.0029	0.1466	0.0010	0.0564	-0.0100
	1	0.9492	0.0100	0.5100	-0.0067	-0.3927	-0.0699
		0.0198	0.0104	0.0131	1.1168	0.0108	0.0001

(注) η_d, η_r と η_e は将来の配当の支払に関する期待の見直し, 将来の実質利率に関する期待の見直しと将来の超過収益率に関する期待の見直しを表現している。これらはVARの体系を用いて計算している。詳細は本文を参照の事。 $Var(\eta_d)$, $Var(\eta_r)$, $Var(\eta_e)$, $-2Cov(\eta_d, \eta_r)$, $-2Cov(\eta_d, \eta_e)$, $2Cov(\eta_r, \eta_e)$ のシェア率は $Var(v_e)$ に対する比率として計算している。これらの項を合計すると1になる。表中における括弧内は、シェア率の分散を報告している。これは、デルタ法を利用して計算している。

表2 債券超過収益率に関する分散分解の結果

サンプル期間	$Var(v_x)$	$Var(\gamma_\pi)$ シェア率	$Var(\gamma_r)$ シェア率	$Var(\gamma_x)$ シェア率	$-2Cov(\gamma_\pi, \gamma_r)$ シェア率	$-2Cov(\gamma_\pi, \gamma_x)$ シェア率	$2Cov(\gamma_r, -\gamma_x)$ シェア率
1972M1~2005M8	0.0626	0.151	0.016	0.0254	-0.0256	-0.0401	0.0008
	1	2.4119	0.2563	0.4055	-0.8183	-1.2814	0.026
		0.0335	0.0052	0.0057	0.0008	0.0069	4.8728
1990M1~2006M3	0.0706	0.1249	0.0017	0.0288	-0.0016	-0.0364	-0.0045
	1	1.769	0.0241	0.4083	-0.0445	-1.0295	-0.1274
		0.043	0.0104	0.0122	0.0853	0.0132	0.0013

(注) γ_r, γ_π と γ_x は将来の実質利率に関する期待の見直し, 将来の期待インフレ率に関する期待の見直しと将来の債券超過収益率に関する期待の見直しを表現している。これらはVARの体系を用いて計算している。詳細は本文を参照の事。 $Var(\gamma_r)$, $Var(\gamma_\pi)$, $Var(\gamma_x)$, $-2Cov(\gamma_r, \gamma_\pi)$, $-2Cov(\gamma_r, \gamma_x)$, $2Cov(\gamma_\pi, \gamma_x)$ のシェア率は $Var(v_x)$ に対する比率として計算している。これらの項を合計すると1になる。表中における括弧内は、シェア率の分散を報告している。これは、デルタ法を利用して計算している。

れない債券収益率の変動を最もよく説明する要因は「将来のインフレ率に関する期待の見直し」である。しかし、「将来の債券超過収益率に関する期待の見直し」も一定程度の貢献はしており、債券市場においても、株式市場と同様に、予測可能性が確認出来る。また、株式市場での結果と同様に、サブサンプル期間の方が大きく予測可能性が確認出来るが、その差は株式市場ほどではない。従って、債券市場においては、サンプル期間に関係なく、一定程度の予測可能性が存在する事も確認された。予期されない債券収益率の変動を最もよく説明する要因は「将来のインフレ率に関する期待の見直し」であることは、Campbell and Ammer (1993) で報告されているアメリカにおける結果との比較において、株式市場での結果よりも整合的である。ただし、比較対象の Campbell and Ammer (1993) では、サンプル期間が1987年までなので、アメリカについてサンプル期間を延長した結果で比較することが今後の課題の一つである。

4 金融政策変数に関するデータと実証分析

この節では、第3.4節における実証分析の枠組みを用いて金融政策の影響に関する分析を行う。最初に、本論文での「金融政策変数」について定義する。その上で、定義した「金融政策変数」を第3節で解説した分析の枠組にどの様に導入するかを説明した上で、実証分析を行う。

4.1 金融政策変数

まず、本論文で利用する「金融政策変数」について説明する。本論文では、「金融政策変数」として、Kuttner (2001), Kruger and Kuttner (1996), Bernanke and Kuttner (2005), Honda and Kuroki (2006) などに倣い、先物市場のデータを利用して計算した変数を用いる。Kuttner

(1996) などアメリカにおける実証分析では、フェデラルファンド先物契約金利を利用しているが、日本において、厳密な意味でフェデラルファンド先物契約金利に対応するデータは存在しない。¹¹⁾そこで、日本の株式市場において、先物市場のデータを利用した変数を利用し、イベントスタディ分析を行っている Honda and Kuroki (2006) に倣い、「ユーロ円先物3ヶ月もの」を先物金利とし、この金利と有担保コールレートの差を利用して分析する。¹²⁾具体的には、1期前の「ユーロ円先物3ヶ月もの」と1期前のコールレートの月末の値の差を「予期されていた金利変化」という意味で、本論文では「Expect」変数と呼ぶ事にする。また、今期末のコールレートから1期前の「ユーロ円先物3ヶ月もの」を引いたものを「予期されていなかった金利変化」という意味で、本論文では「Surprise」変数と呼ぶ事にする。¹³⁾この様に定義された「Surprise」変数を用いて、予期されない金融政策によって株式市場や債券市場がどの様に影響を受けるかを分析する。¹⁴⁾ここで、 Δi_t^e を t 期における「予期されない変動」(以下、「Surprise」変数)とし、下記のように定義する。¹⁵⁾

$$\Delta i_t^e = [t \text{ 期末のコールレート}] - [t-1 \text{ 期最終日のユーロ円先物金利 (直近満期)}] \quad (10)$$

また、「予期された変動」(以下、「Expect」変数)を $\bar{\Delta i}_t^e$ で表現する事にし、下記のように定義する。

$$\bar{\Delta i}_t^e = [t-1 \text{ 期最終日のユーロ円先物金利 (直近満期)}] - [t-1 \text{ 期最終日のコールレート}] \quad (11)$$

上記の定義による「Surprise」変数、「Expect」変数の時系列の動きを図1に示してある。いわゆる「ゼロ金利」期間における変動はほとんど見られないものの、それ以前の期間は両変数ともに、大きく変動している事が確認出来る。

この図における「Surprise」変数の動きについて、日本銀行の政策との対応を確認することは重要である。¹⁶⁾そこで、特徴的な動きをしているいくつかのイベントに焦点を当てて若干議論する。

1990年3月と10月に「Surprise」変数が下がっているのは、当時の日本銀行による「インフレ未然防止」政策が、市場において予想されている規模よりも小さかった事が反映されていると考えられる。具体的には、日本銀行は「インフレ未然防止」政策として、1990年3月には0.5%、1990年10月には0.25%の無担保コールレート翌日物誘導水準の引上げを行ったが、市場では、実施された引上げよりも大きな引上げを、予想していた事を反映していると考えられる。

1991年2月に「Surprise」変数が上昇しているのは、1991年1月における金融調整でコールレートを8%に落ち着かせる為に、一度、無担保コールレート翌日物誘導水準を0.25%引下げたにも拘らず、1991年2月に「金利低下抑制」政策として、0.25%引上げる政策が取られており、その金利

11) 厳密には2007年12月3日より、無担保コールレート翌日物の先物の取引が始まっており、今後これらのデータを用いた分析は可能である。しかし、長期の時系列データを補足出来るデータとしては存在していない。

12) 北岡 (2005) は金融政策に関する先行指標としてのユーロ円先物データの有用性を検証している。

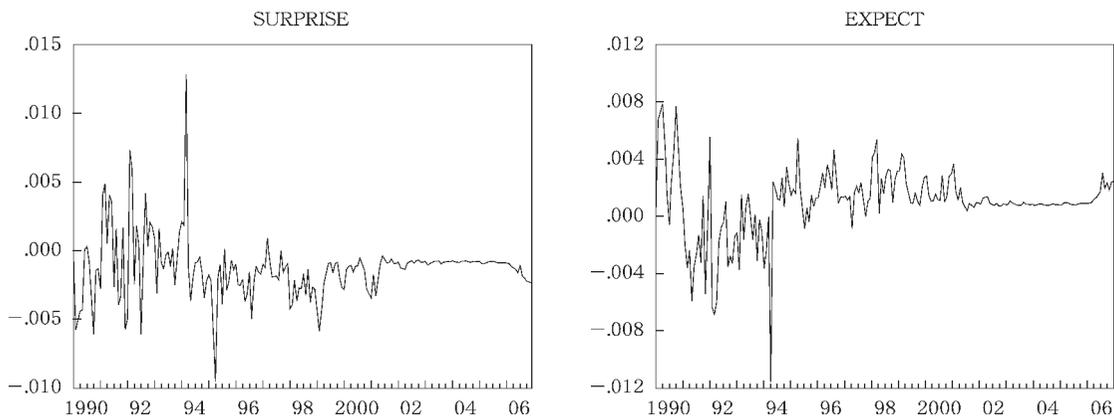
13) Bernanke and Kuttner (2005) などでは、今期のコールレートの月次平均を「Surprise」変数を計算する際に利用しているが、本論文では株式収益率や債券収益率とタイミングを合わせるためにこの定義を利用している。

14) ユーロ円3ヶ月先物金利は2003年3月までは年4回(3月・6月・9月・12月)の限月取引で、2003年4月以降は従来の年4回の限月に加えて直近3ヶ月も限月に加えられた。従って、厳密に1ヶ月の情報の差は2003年4月以降になるが、本論文ではそれ以前についても「直近満期(限月)」のデータとの差を利用する事で金融政策変数を作成している。

15) このような定義をして分析する際に、「時間集計問題」が発生する事が知られている。本論文でも Bernake and Kuttner (2005) と同様に、この問題が発生しているものの、修正が難しい為に、係数の解釈の際に注意する事でのみ対応している。Evans and Kuttner (1998) はこの問題について詳細に検討している。

16) 黒木 (2001) には、1989年から2001年までのコールレートの変更理由が詳細にまとめられている。ここでの「Surprise」変数の動きに関する議論は、黒木 (2001) に依拠している。

図1 Surprise 変数と Expect 変数の変動



の引上げが、市場における予想に反していた事を反映していると考えられる。1991年12月における「Surprise」変数の減少は、「景気減速度合がやや強まる」との総裁コメントとともに実施した0.6875%の引下げが市場では予測されていなかった事を反映していると考えられる。

最後に、1994年3月に「Surprise」変数が大きく上昇している点について考察しておこう。これは、1994年2月末から3月上旬にかけての日本銀行が「短期金利低め誘導強化」として、無担保コールレート翌日物誘導水準を0.125%引下げる政策を実施しているにも拘らず、市場では株価の回復などを受けて「景気に明るい兆し」があると予想し、金利の上昇を予想していた事を反映しているものと考えられる。¹⁷⁾

ここまでは、「Surprise」変数が大きな変動をしているイベントに焦点を当てて議論してきた。逆に大きな「Surprise」変数の変動が予想される「ゼロ金利政策」導入時や解除時の変動を確認する。最初にゼロ金利を導入した1999年2月における「Surprise」変数の変動は若干大きくなっているものの、当時のゼロ金利政策導入に対するインパクトを捉えきれているとは言い難い。2000年8月のゼロ金利政策の一時解除時点における「Surprise」変数の変動は小さい。つまり、市場参加者はゼロ金利の解除を予想していたことになる。しかし、政府と日本銀行の見解が異なり、消費者物価指数も下落を続けていた当時の状況を考えると、本論文での「Surprise」変数の変動が必ずしも予期されない政策を捉えきれていない可能性もあることは考慮する必要がある。ただし、ここではHonda and Kuroki (2006)の実証分析結果を踏まえ、この「Surprise」変数を利用して、以下の分析を行うことにする。

4.2 金融政策変数の影響に関する分析

本小節では、前小節で作成した「Surprise」変数を用いて、金融政策変数がどのような経路を通じて株式市場・債券市場に影響するかについて分析している。

一般に、「予測されない金利上昇が観測されると株価が下落する」事の説明として、将来の期待配当が減少、配当に関する割引率（つまり将来の期待実質利子率が上昇）、将来の期待超過収益率の増加、という3つが考えられる。しかし、単純な回帰式では、これらの各要因の相対的な重要性について答えることができない。一般的な回帰分析では、金融政策変数を株価や株式収益率に回帰

17) 実際、1994年4月の上旬に日本銀行は「低め誘導」政策を中断し、無担保コールレート翌日物誘導水準を0.625%引き上げている。

し、金融政策変数の係数が有意であるか否かを検定する事を行っている。この分析では、金融政策変数が株式市場に影響を与えるか否か、に対する解答を与える事が出来る反面、どの様な経路を通じての効果であるかを特定することは出来ない。この問題を解決するために、Bernanke and Kuttner (2005) では、Campbell 型の分散分解の枠組みを利用している。それによって、将来の期待配当が減少要因、将来の期待実質利率要因、将来の期待超過収益率要因の3つの要因の相対的な重要性を特定化する事が可能になり、金融政策変数がどの様な経路を通じて株式市場影響を与えるかについて検討する事が出来る。具体的には、(9)式のVARに「Surprise」を外生変数として導入した下記の式を用いた分析を行っている。

$$z_{t+1} = Az_t + \phi \bar{\Delta}i_{t+1}^s + w_{t+1}^s \quad (12)$$

(12)式における $\bar{\Delta}i_{t+1}^s$ は「Surprise」変数、 ϕ はVARの各要素への同時点での反応係数である。つまり、(9)式のVARにおける予測誤差を、金融政策に関連している成分と、政策以外の情報に関連している成分に分割する事で、金融政策の効果を測定することになる。

この枠組みを利用する事によって、金融政策に関する2つの分析が可能になる。1つは、(9)式のVARにおける予測誤差と金融政策変数（「Surprise」変数）の直交成分である w_{t+1}^s に対する、VARの各要素の動学的反応を計算し分析することである。具体的には、金融政策変数（「Surprise」変数）が1パーセント上昇した時に、 k ヶ月後におけるVARの各要素の反応は

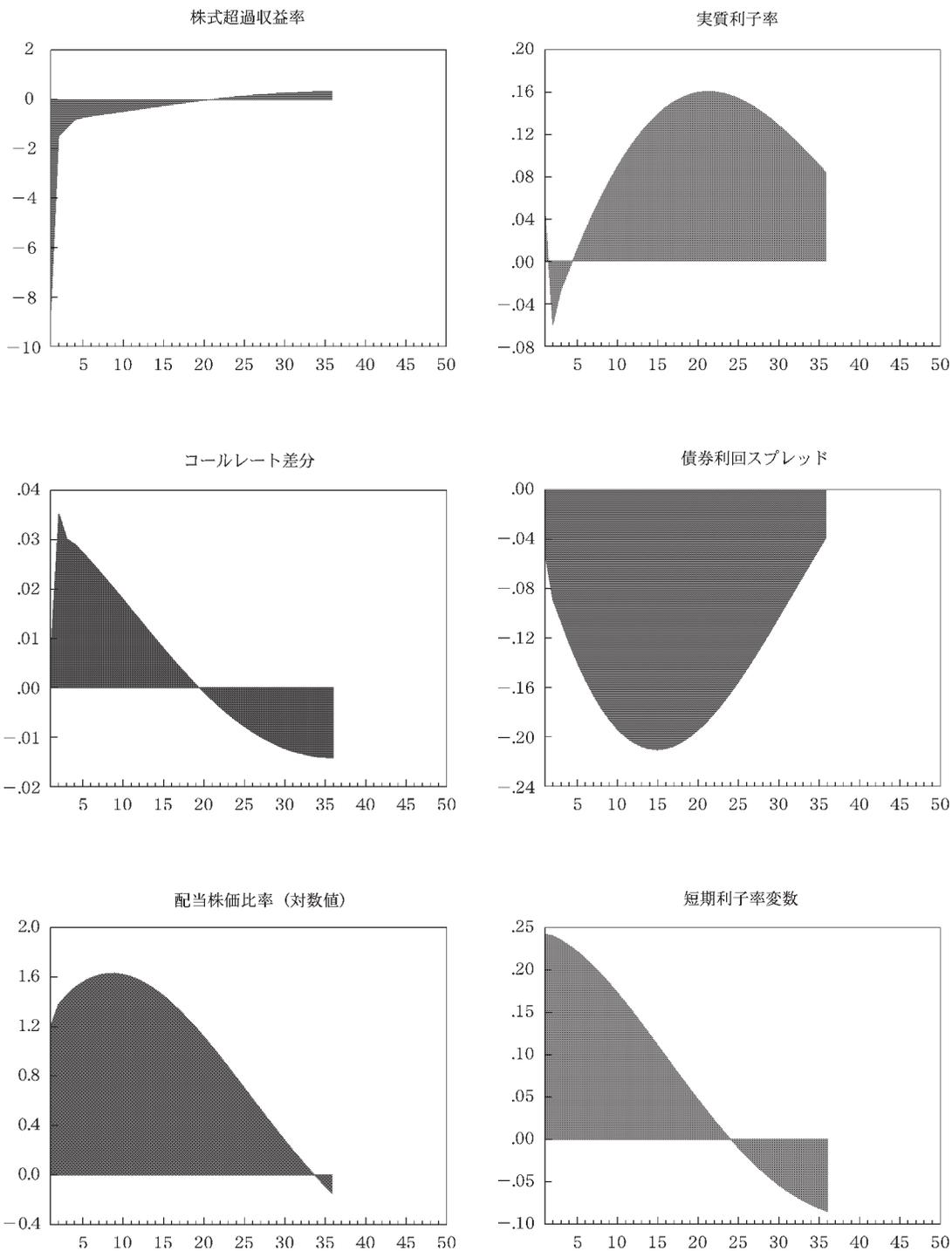
$$A^k \phi$$

という式によって計算する事が出来る。

日本のデータによる分析の結果は図2で確認出来る。図2は、1パーセント・ポイント金融政策変数（「Surprise」変数）が上昇した時の各変数について、36ヵ月先までの反応を報告している。金融引締ショックがおこると、株式収益率は当初、減少する方向に動いた後に、元の水準に戻りわずかな正の値で安定する。この動きはアメリカにおける結果（Bernanke and Kuttner (2005)）とほぼ整合的である。実質利率は、最初に上昇する方向に反応した上で、下落する方向に反転し、数期後に再度上昇する方向に反応している。アメリカにおける実質利率の結果では、最初に上昇する方向に反応しその後元の水準に戻っている結果と比較すると、反応が大きく、元の水準に戻るまでの期間が日本の方が長いと考えられる。コールレートの差分の反応を確認すると、最初に正に反応し、徐々に元の水準に戻ってきている。アメリカにおける「change in bill rate」の結果では、最初に正に反応するもののすぐに負の反動が起こり、その後元の水準に戻ってきている事と比較すると、日本のほうが反応が遅いものの、大きく異ならない動きをしている。短期利率変数の反応を確認すると、最初に上昇する方向に反応し徐々に元の水準に戻ってくる動きをしている。アメリカと比較すると、上昇する方向に反応している期間が日本の方が長いものの、一度減少する方向に反転する点などは、基本的に同じ動きをしている。配当株価比率の反応を確認すると、最初に増加する方向に反応し、山型の反応をしながら元の水準に戻ってきている。アメリカにおける配当株価比率の結果でも、山型の反応はないものの基本的には同じ変動をしている事が確認出来る。債券利回りスプレッドは、最初に負の方向に反応し、大きな谷の形状をしながら元の水準に戻る動きが確認出来る。アメリカにおける債券利回りスプレッドの結果では、最初に負の方向に反応し、徐々に元の水準に戻る動きをしており、戻り方に違いはあるものの、基本的には同じ動きをしていると判断出来る。

次に、図1を確認すると、本論文で定義している「Surprise」変数が平均的に「負」（または「Expect」変数が平均的に「正」）の値を取っている事が確認出来る。つまり、1990年から2006年にかけて、「予期されている」金融政策が、平均的には「正の金融政策（金利上昇）」を期待してい

図2 予期されない金融政策（金融引締ショック）に対する反応



たという、ある種の「非対称性」が観察される。また、本論文でのサンプル期間には「ゼロ金利」の期間が含まれているが、この「ゼロ金利」期間もごく僅かではあるが、常に「金利上昇」を期待していたことになる。¹⁸⁾ この点をコントロールする為に、「Surprise」変数の正負に場合分けしたダミー変数を(12)式に加えて、同様の分析を行った結果が図3に示されている。

図2と図3を比較すると、「配当株価比率」と「実質利子率」の反応に違いが出た。非対称性を考慮した上での「配当株価比率」の反応は、「山型」から初期時点での反応が一方向的に減少する形状に変化している。また、「実質利子率」では、初期時点における上昇する方向への反応が無くなっている。ただし、その後の反応は基本的には同じである。また、それ以外の変数の反応には大きな差が見られなかった。その事から、「ゼロ金利」が含まれている為に生じている「Surprise」変数に非対称性は、株式市場にとって大きな影響を与えていない事が推察される。

これらの図2・図3の中で、最も興味深いのは「株式超過収益率」の反応である。金融引締ショックに対して、非対称性を考慮したとしても、株式収益率は「負の方向」に反応している。つまり、非対称性を考慮したとしても、金融引締ショックに対して、株式収益率が下落しているという結果になっている。どちらのケースにおいても、長期では影響が小さくなっているものの、日本における金融引締ショックの株式市場に対する影響は、短期においてより大きな影響を与える事が確認出来た。最後に、VARの各要素の動学的反応分析と「Campbell型分散分解」との関連を確認しておく。金融引締ショックに対して、配当株価比率が大きく、比較的持続性のある反応を見せている。このことは、「Campbell型分散分解」において、将来の株式収益率の予測に対して、配当が非常に大きな要因である事と整合的な関係になっている。株式超過収益率についても、わずかではあるが持続的な反応を見せており、このことが「Campbell型分散分解」において予測可能な要因として捕らえられていると考えられる。

2つ目の分析として、Campbell型の分散分解を利用する事で、金融政策に対する資産市場（株式市場）の反応の源泉について分析が可能になる。第3.3節で説明したCampbell型分散分解を利用する最大の利点は、反応の源泉を分析出来る点であり、ここでの分析もその長所を引き継いでいる。具体的には、第3.3節において説明した分析手法について、(9)式を(12)式に変える事により、金融政策に対する資産市場（株式市場）の反応の源泉について分析する事が可能になる。¹⁹⁾ 従って、

$$\tilde{\eta}_{e,t+1} = \mathbf{e1}' \rho \mathbf{A} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \phi \quad (13)$$

$$\tilde{\eta}_{r,t+1} = \mathbf{e2}' (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \phi \quad (14)$$

$$\tilde{\eta}_{d,t+1} = \mathbf{e1}' \phi + \mathbf{e1}' \rho \mathbf{A} (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \phi + \mathbf{e2}' (\mathbf{I} - \rho \mathbf{A})^{-1} \phi \quad (15)$$

を計算する事で、金融政策に対する株式市場の反応に関する各源泉を計算する事が出来る。²⁰⁾ 株式市場における結果を報告しているのが表3である。表3では(A)列・(B)列・(C)列3つの反応係数を計算している。これら3つの違いは、 ϕ の推計方法の違いである。(12)式を直接利用するために、サンプル期間を「Surprise」変数 ($\Delta \tilde{i}_{t+1}^s$) を作成出来る1990年からにした上で推計し、 ϕ を

18) 「Surprise」変数の平均が「負」になっている原因はいくつか考えられる。本論文で先物金利として利用している「ユーロ円3ヶ月先物」に何らかのプレミアムが含まれている可能性や、本論文のサンプル期間が、「ゼロ金利」期間も含めて、金融緩和期を多く含んでいる可能性が原因として考えられる。本論文では、これらの可能性を記述した上で、本文にあるようなダミー変数を用いたコントロールを行うに留めている。この点の詳細な考察は今後の課題としたい。

19) 以下の式は、(9)式に基づいて展開されている補論の計算を(12)式に基づいて補論と同様の展開することで導出できる。

20) ここでこの $\mathbf{e1}$ ベクトルは、最初の要素が1で、残りの要素が0の n 個の要素からなるベクトルで、 $\mathbf{e2}$ ベクトルは、2番目の要素が1で、残りの要素が0の n 個の要素からなるベクトルである。

図3 予期されない金融政策（金融引締ショック）に対する反応（非対称性を考慮）

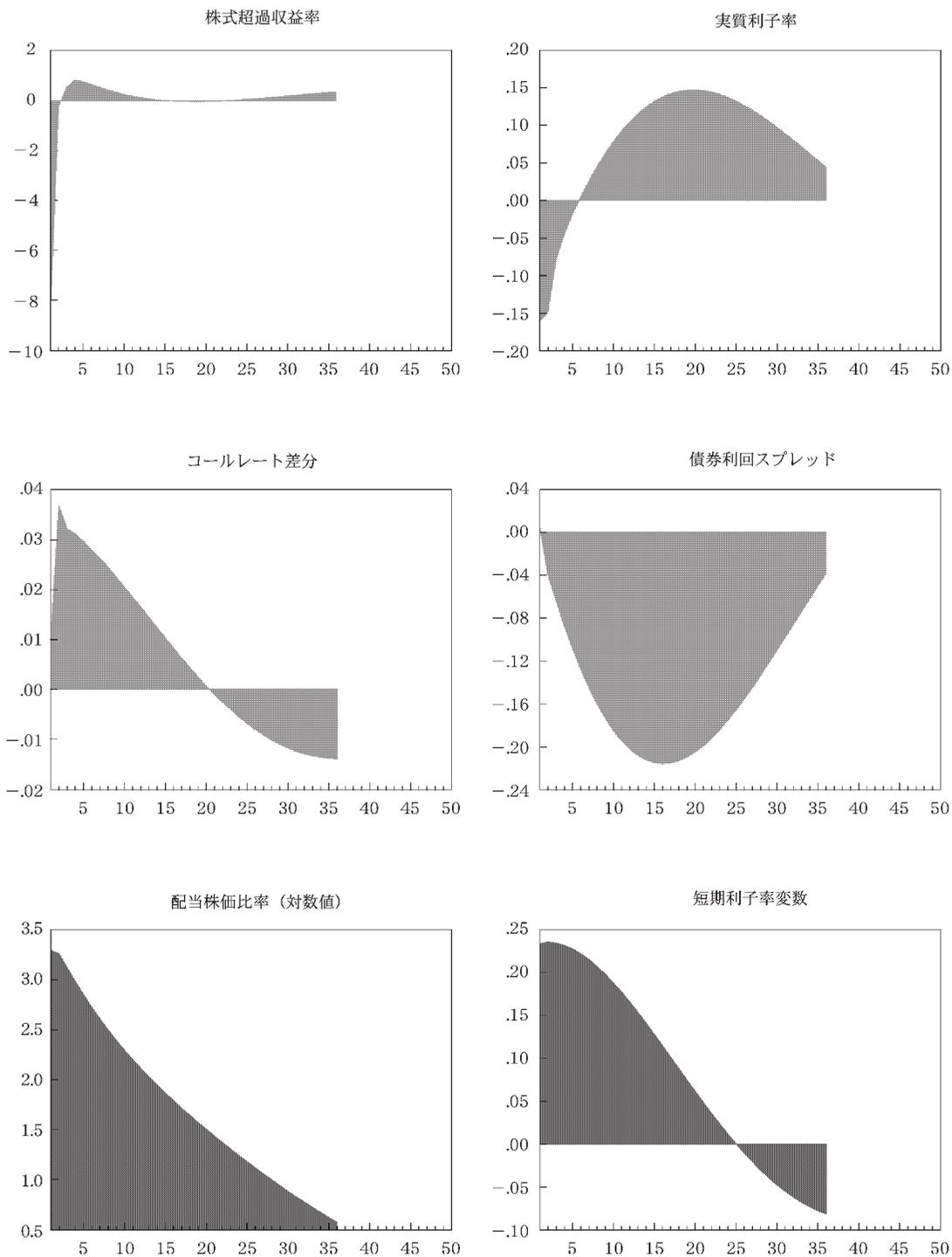


表3 配当・実質利子率・将来の株式超過収益率へのインパクト

	現在の超過収益率	将来の超過収益率	実質利子率	配当
(A)	-8.4645	-12.4292	1.8083	3.2296
(B)	4.6242	-8.1424	1.0761	12.012
(C)	-8.484	2.8843	1.8083	4.8151

(注) (A), (B), (C) は、それぞれ推計方法の異なる ϕ を用いて計算している。(12)式を直接利用するために、サンプル期間を「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) を作成出来る1990年からにした上で推計し、 ϕ を求める方法が (A) 列である。(B) 列は(9)式を1970年からのサンプルで推計した上で、(9)式の残差 w_t を求め、その残差に「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) を回帰する事で ϕ を求めている。後者はより長いサンプル期間における情報を VAR の係数の推計するための方法であり、 w_t と「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) が直交していれば、サンプル期間をそろえれば同じ結果になる。また、(C) 列は、(A) 列と同様に計算しているが、(12)式に「Surprise」変数の正負に場合分けしたダミー変数を加えて計算している。

求める方法が (A) 列である。(B) 列は(9)式を1970年からのサンプルで推計した上で、(9)式の残差 w_t を求め、その残差に「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) を回帰する事で ϕ を求めている。後者はより長いサンプル期間における情報を VAR の係数の推計するための方法であり、 w_t と「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) が直交していれば、サンプル期間をそろえれば同じ結果になる。また、(C) 列は、(A) 列と同様に計算しているが、(12)式に「Surprise」変数の正負に場合分けしたダミー変数を加えて計算している。

表3を見ると、(A) 列は金融引締ショックに対して、将来の株式超過収益率が負の反応係数を示す一方、実質利子率の上昇方向と配当の増加方向への反応係数を示している。この結果は (B) 列における結果も同じであるが、現在の超過収益率に対するインパクトが正になっている。「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^s$) の効果を2段階で推計した (B) 列の結果が、それ以外の結果と比較して改善しているとは考えにくい。これは、アメリカではより長いサンプル期間を利用する事で結果が改善していたこととは対照的である。このような結果になった一因は、青野 (2008a) で指摘されているように、1990年頃に日本の株式市場に構造変化があった事が挙げられる。また、「Surprise」変数に非対称性を考慮した場合には、金融引締ショックに対して、将来の株式超過収益率、実質利子率と配当のすべてが正の反応係数を示している。これらの結果は、金融引締ショックに対して、どのような経路を通じて株式収益率に影響を与えるかについて回答を与えている。「Surprise」変数に非対称性を考慮した場合には、金融引締ショックに対して、将来の株式超過収益率と実質利子率が上昇し、配当が増加する方向に反応する事を通じて株式収益率に影響を与えている事になる。つまり、この (C) 列の結果が最も解釈しやすい結果である。金融引締ショックに対して、現在の株式超過収益率が負の反応係数を示しているが、その大きさと比較したときに将来の株式超過収益率は小さな正の反応係数しか示していない。その分、「配当」の反応係数が大きくなっている。本論文の分析の枠組みでは、「配当」をある種の残差として扱っている為に、「配当」の影響が大きくなってしまっている可能性がある。また、基本的に株価が下がり続けているサンプルを利用している為に、将来の株式超過収益率への影響が小さくなってしまっている可能性もある。これらの点については、今後詳細な検討が必要であり、今後の課題としたい。また、今回の結果は、日本とアメリカの株式市場における金融政策に対する反応も、その源泉も異なる可能性を示している。

5 結 論

本論文では、日本の株式市場と債券市場における予測可能性について「Campbell 型分散分解」

を用いた分析をすると同時に、資産市場、特に株式市場への金融政策の影響を分析した。

最初に、株式市場の予測可能性について青野（2008a）で報告されている結果を、本論文でも確認し、その上で、日本の債券市場の予測可能性について、株式市場と同様に一定程度の予測可能性があることを確認した。

次に、「先物ユーロ円3ヶ月もの」を利用した金融政策変数を作成した上で、作成した変数である「Surprise」変数を用いて、金融政策変数がどのような経路を通じて株式市場・債券市場に影響するかについて分析した。その結果、株式収益率は、予期されない金利上昇に対して短期では負の効果があるものの、数ヶ月後には反転し、その後は、比較的安定的に正の効果を持つというアメリカと整合的な結果を得た。しかし、「Campbell型分散分解」を用いて、金融政策変数に対して「Campbell型分散分解」の各要因がどのように反応するかについて分析したところ、「予期されない」金融政策が株式収益率に影響を与える経路がアメリカと異なる可能性を示唆する結果が得られた。つまり、日本の将来の株式超過収益率は、「予期されない」金融政策に対して、実質利子率と配当が、正の反応係数になることが確認された。特に配当に関する符号がアメリカでの結果とは異なる。この点について詳細な検討が今後の課題であるが、ショックの源泉が、アメリカとは異なる事や、日本での金融政策が実体経済への影響を少なく運営されていた可能性が推察される。

今回の分析では、「ゼロ金利」期間を含んでいるにもかかわらず、日本銀行の金利調整による金融政策のみを考察してきている。この点から本論文の分析結果は、より慎重に判断する必要があるであろう。またいくつかの結果について直感とは異なる結果になっている。この点について、「ゼロ金利」期間との関連も含め、より詳細な分析をしていく必要がある。特に、「Surprise」変数の平均が「負」になっている原因についてより詳細な考察が必要である。さらに金融政策変数について、本論文で利用した月次データと実際に日本銀行の政策との対応についても、より詳細に確認する必要がある。また、Honda and Kuroki（2006）ではイベント・スタディに際し、日次データを利用して分析を行っている事も考慮すると、本論文における月次データの時系列分析を、日次データを用いた分析に拡張する事も重要な課題である。

補 論

Campbell型分散分解を行う上で前提になっている、(3)式と(8)式の基本方程式の各成分の導出方法を記述する。具体的には、 $u_{e,t+1}$, $\eta_{e,t+1}$, $\eta_{r,t+1}$, $\eta_{d,t+1}$, $u_{x,t+1}$, $\gamma_{r,t+1}$, $\gamma_{\pi,t+1}$, $\gamma_{x,t+1}$ の各成分をVARモデルの係数行列（ A ）と残差ベクトル（ w ）を用いて計算する方法を記述する。

最初に、 n 個の要素からなる $e1$ ベクトルと $e2$ ベクトルを準備する。 $e1$ ベクトルは、最初の要素が1で、残りの要素が0であり、 $e2$ ベクトルは、2番目の要素が1で、残りの要素が0であり、 $e3$ ベクトルは、3番目の要素が1で、残りの要素が0であり、 $e4$ ベクトルは、4番目の要素が1で、残りの要素が0である。これらベクトルを利用する事で、 z_{t+1} ベクトルから、分析対象である株式超過収益率 e_{t+1} や実質利子率 r_{t+1} を取り出すことが出来る。これらを利用して、(3)式・(8)式に登場する各変数を計算すると下記ようになる。²¹⁾

$$\begin{aligned} \eta_{e,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} = e1' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j A^j w_{t+1} \\ &= e1' \rho A (I - \rho A)^{-1} w_{t+1} = \lambda' w_{t+1} \end{aligned} \quad (16)$$

$$\eta_{r,t+1} \equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} = e2' \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j A^j w_{t+1}$$

21) 具体的な計算は Campbell and Ammer（1993）などで詳細に展開されている。

$$= \mathbf{e}2'(\mathbf{I} - \rho\mathbf{A})^{-1}\mathbf{w}_{t+1} = \boldsymbol{\mu}'\mathbf{w}_{t+1} \quad (17)$$

$$\eta_{d,t+1} = (\mathbf{e}1' + \boldsymbol{\lambda}' + \boldsymbol{\mu}')\mathbf{w}_{t+1} \quad (18)$$

$$\nu_{x,t+1} = -(n-1)(\mathbf{e}3' + \mathbf{e}4')\mathbf{w}_{t+1} \quad (19)$$

$$\gamma_{r,t+1} = \mathbf{e}2' \sum_{j=1}^{n-1} \mathbf{A}^j \mathbf{w}_{t+1} = \mathbf{e}2'(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}(\mathbf{A} - \mathbf{A}^n)\mathbf{w}_{t+1} \quad (20)$$

$$\gamma_{\pi,t+1} = -\gamma_{r,t+1} + \mathbf{e}3'\{(\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}[(n-1)\mathbf{I} + (\mathbf{I} - \mathbf{A})^{-1}(\mathbf{A}^n - \mathbf{A})]\}\mathbf{w}_{t+1} \quad (21)$$

$$\gamma_{x,t+1} = -\nu_{x,t+1} - \gamma_{r,t+1} - \gamma_{\pi,t+1} \quad (22)$$

ここで、 $\boldsymbol{\lambda}' = \mathbf{e}1'\rho\mathbf{A}(\mathbf{I} - \rho\mathbf{A})^{-1}$ 、 $\boldsymbol{\mu}' = \mathbf{e}2'(\mathbf{I} - \rho\mathbf{A})^{-1}$ である。以上で(3)式と(8)式の基本方程式の各成分を、推定された VAR モデルから計算する準備が出来た。

(立命館大学)

投稿受付2009年3月26日、最終稿受理2010年6月7日

[参考文献]

- 青野幸平 (2008a) 「日本の株式市場の予測可能性」『現代ファイナンス』24, pp.23-43.
 青野幸平 (2008b) 「日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響」『株式収益率に関するマクロ・ファイナンス分析』一橋大学博士号学位取得論文, 第2章.
 北岡孝義 (2005) 「金融政策の変化とユーロ円金利先物」『明治大学社会科学研究所紀要』43(2), pp.85-109.
 黒木祥弘 (2001) 「1990年代における日本の金融政策——金利先物市場の情報をういた実証分析」『経済研究』大阪府立大学, 47(1), pp.1-38.
 Bernanke, B. and K. Kuttner (2005) “What Explains the Stock Market’s Reaction to Federal Reserve Policy?” *Journal of Finance* 60(3), pp.1221-1257.
 Campbell, J. Y. (1991) “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *Economic Journal* 101, pp.157-179.
 Campbell, J. Y. and J. Ammer (1993) “What Moves the Stock and Bond Markets? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” *Journal of Finance* 48(1), pp.3-37.
 Campbell, J. Y. and R. Shiller (1988a) “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends,” *Journal of Finance* 43(3), pp.661-676.
 Campbell, J. Y. and R. Shiller (1988b) “The Dividend-Price ratio and expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies* 1(3), pp.195-228.
 Campbell, J. Y., A. Lo and C. MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press (祝迫得夫他訳 (2002) 『ファイナンスのための計量分析』共立出版).
 Evans, C. L. and K. R. Kuttner (1998) “Can VARs Describe Monetary Policy?” Working Paper 98-19, Federal Reserve Bank of Chicago.
 Honda, Y. and Y. Kuroki (2006) “Financial and Capital Markets’ Responses to Changes in the Central Bank’s Target Interest Rate: The Case of Japan,” *Economic Journal* 116, pp.812-842.
 Ito, T. and T. Iwaisako (1996) “Explaining Asset Bubbles in Japan,” *BOJ Monetary and Economic Studies* 14(1), pp.143-193.
 Jones, C. and G. Kaul (1996) “Oil and the Stock Markets,” *Journal of Finance* 51(2), pp.463-491.
 Krueger, J. T. and K. N. Kuttner (1996) “The Fed Funds Futures Rate as A Predictor of Federal Reserve Policy,” *Journal of Futures Markets* 16, pp.865-879.
 Kuttner, K. N. (2001) “Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market,” *Journal of Monetary Economics* 47, pp.523-544.
 Vuolteenaho, T. (2002) “What Drives Firm-Level Stock Returns?” *Journal of Finance* 57(1), pp.233-264.

《SUMMARY》

THE EFFECTS OF MONETARY POLICY ON THE STOCK AND
BOND MARKETS: AN EMPIRICAL EXAMINATION USING
EURO-YEN 3 MONTH FUTURE RATES*By* KOHEI AONO

In this paper, we examine the impacts of monetary policy to stock and bonds markets following two steps. First, we calculate Japanese monetary “Surprise” variable using future rate following Kuttner (1996) and Bernanke and Kuttner (2005). In Japan, there are no corresponding future variables, so we use “Euro-Yen 3 month Future rates” following Honda and Kuroki (2006). Second, we estimate “Campbell-type Variance Decomposition” using this “Surprise” variable following Bernanke and Kuttner (2005). We find monetary policy shocks make an impact to Japanese Stock and Bonds Markets, but the path of these impacts is different from that of U. S.

(Ritsumeikan University)