

JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research
Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy
Working Paper Series No.35

日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響

青野幸平

March 30, 2009

Research Center for Price Dynamics
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN
Tel/Fax: +81-42-580-9138
E-mail: sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

日本の株式市場・債券市場における金融政策の影響*

青野幸平[†]

2009年3月27日
4th draft version

概要

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、4つの分析を行っている。1つ目は、日本における株式収益率や債券収益率に予測可能性があるかどうかについての分析である。青野(2008)では、株式市場のみを対象にしていたが、本論文では、Campbell and Ammer(1993)の分析手法に倣い、株式市場に関連する変数と債券市場に関連する双方の変数を含むVAR体系を利用し、株式市場と債券市場を分析している。その結果、株式収益率には、青野(2008)と同様に、予測可能性が存在する事を確認するとともに、債券収益率にも予測可能性が存在する事を確認した。

2つ目は、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した上での時系列分析である。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」を利用した。その結果、株式収益率・債券収益率に対して、「Surprise」変数だけが有意に説明能力を持つ事が確認出来た。この結果より、本論文で作成した金融政策変数が「予期されない」金融政策の代替変数として、一定程度有効に機能していると判断出来る。

3つ目は、「Surprise」変数を用いて、産業別の株式収益率に対する金融政策の影響を分析した。この結果、「非鉄金属・機械・小売業」などの業種では「Surprise」変数が有意に説明能力を持つが、公共性の高い「電気・ガス」や「水産・農林業」などの第1次産業、政府の規制が強い「保険業」・「空運業」などの業種では、「Surprise」変数が有意な説明能力を持たず、金融政策の影響を受けにくい事を確認した。

4つ目は、これまでの分析を踏まえた上で、アメリカでのBernanke and Kuttner(2005)における分析に倣った「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である。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。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た。債券市場における「Campbell型分散分解」の各要因の反応係数を確認すると、実質利率とインフレ率の係数がとなった。これは、予期しない金融政策に対して、実質利率とインフレ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。

*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、日本金融学会2007年度秋季大会(同志社大学)における報告に際して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)における報告に際して討論者の渡部和孝先生(慶應大学)からも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。

[†]立命館大学経営学部専任講師。E-mail:aono@ba.ritsumei.ac.jp

1 はじめに

経済の動向を把握する有効な手段の一つは、株式市場や債券市場などの資産市場の動向を注視することである。また、株価の変動や債券価格の変動には多くの要因が考えられる。その中で特に重要な要因として、株式市場と債券市場が互いに影響を及ぼしあう要因や、経済政策に関連する要因が挙げられる。

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、アメリカ市場のデータを用いて「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(2008)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。

「Campbell型分散分解」に基づく分析では、最初に株式収益率の変動を、1期前の時点における情報によって「予測されていた部分」と「予測されていなかった部分(=株式収益率に関するニュース)」に分割する。Campbellの提案した分散分解による検証では、事後的な「予想されなかった」株式収益率の変動は、ファンダメンタルズ(割引率と配当の成長)に関するニュースと、将来の予測される株式収益率の変動に関するニュースに分解される。これは、言わば代表的投資家の予想の整合性という制約を利用した会計的恒等式に基づく制約である。これによって、従来の現在価値モデルに基づく研究において前提であった「期待収益が一定」の仮定を修正し、「期待収益が変動する」状況下でも分析が可能になった。この事が、Campbell型の分散分解を利用する利点である。

これらの研究を基に、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、4つの分析を行う。1つ目は、日本における株式収益率や債券収益率に予測可能性があるかどうかについての分析である。青野(2008)では、株式市場のみを対象にしていたが、本論文では、Campbell and Ammer(1993)の分析手法に倣い、株式市場に関連する変数と債券市場に関連する双方の変数を含むVAR体系を利用し、株式市場と債券市場を分析している。その結果、株式収益率には、青野(2008)と同様に、予測可能性が存在する事を確認するとともに、債券収益率にも予測可能性が存在する事を確認した。

2つ目は、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した上で行う時系列分析である。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、「予測されていた政策」と「予測されていなかった政策」を区別する。そして、それぞれに対応する変数として、「Surprise」変数と「Expect」変数を作成し、分析を行った結果、株式収益率・債券収益率に対して「Surprise」変数だけが有意に説明能力を持つ事が確認出来た。この結果より、Honda and Kuroki(2006)や本論文で用いている金融政策変数が「予測されない」金融政策の代替変数として、一定程度有効に機能していると判断出来る。

3つ目は、「Surprise」変数を用いて、産業別の株式収益率に対する金融政策の影響を分析した。この結果「非鉄金属・機械・小売業」などの業種では「Surprise」変数が有意に説明能力を持つが、公共性の高い「電気・ガス」や「水産・農林業」などの第1次産業、政府の規制が強い「保険業」・「空運業」などの業種では、「Surprise」変数が有意な説明能力を持たず、金融政策の影響を受けにくい事を確認した。

4つ目は、「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様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「予測されない」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、「予測されていた政策」と「予測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。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、配当と実質利率の係数が正となった。これは、予測しない金融政策に対して、配当と実質利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た。債券市場における「Campbell型分散分解」の各要因の反応係数を確認すると、実質利率とインフレ率の係数が正となった。これは、予測しない金融政策に対して、実質利率とインフレ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。

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 Iwaisako(1996)、青野(2008)など数えるほどしかない。また、日本の債券市場の予測可能性を「Campbell型分散分解」を用いて分析したのは、本論文が初めてである。「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Honda and Kuroki(2006)がある。ただし、Honda and Kuroki(2006)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たうえで、「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り、この点は本論文の重要な貢献である。最後に、Barnanke and Kuttner(2005)に基づいた「予期されない」金融政策が株式市場や債券市場に与える影響の分析も、日本のデータによる分析は本論文が最初である。

以下、本論文では、2節で先行研究についてまとめた上で、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検討する。4節では、まず、本論文で利用する金融政策変数を定義し、本論文で定義している金融政策変数の有効性について議論している。最後に、その変数を利用した分析をBarnanke and Kuttner(2005)に基づいて行う。5節が本論文の結論と今後の課題である。

2 先行研究

本論文の先行研究は2つの系列がある。1つは「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であり、もう1つは、先物市場のデータを用いた金融政策変数を利用した研究である。

株式市場における予測可能性に関するCampbell and Shiller(1988a,1988b)の一連の研究では、「株価・収益比率」や「配当・株価比率」を説明変数にしたVARモデルを用いた分析を行い、予測する事の出来る株式収益率の変動要因や、その株式収益率の変動要因が、事後的に配当に関するニュースによって説明できるのかを考察している。これらの研究では、主に以下の2点を報告している。1つは、「株価・収益比率」や「配当・株価比率」などの変数を導入する事で、資産価格の変動のうち、現在価値モデルにより説明できる変動が大きくなる事である。第2に、しかしそれでも、将来の期待配当のニュースだけによって株式収益率を説明するには、実際の株式収益率の変動は大きすぎる事である。

これらの研究結果を踏まえ、Campbell(1991)では、株式収益率の変動を、1期前の時点における情報によって「予期された変動」と「予期されていなかった変動」という2つの要素に分散分解し、その中で「予期されていなかった変動」に焦点を当てた分析を行った。その結果、アメリカの株式市場では、「予期されていなかった株式収益率の変動の分散」について、かなりの部分は、将来の期待株式収益率の持続的な変動によって多くが説明でき、アメリカの株式市場に予測可能な要因が存在する事を報告している。Campbell(1991)における実証分析では、会計的恒等式を利用して計算した残差を配当として扱う事で、配当を利用して分析する際のいくつかの問題を回避している。青野(2008)では、Campbell(1991)での分析手法を用いて日本の株式市場を分析している。分析の結果、日本の株式市場では、「予期されなかった株式超過収益率の変動の分散」に対し、将来の配当支払に関する期待の見直しの分散が、アメリカに比べると相対的に大きく貢献しているものの、将来の超過収益率に関する期待の見直しの分散も一定の貢献をしている事から、日本の株式市場にも予測可能な要因が存在すると結論づけている。

Campbell and Ammer(1993)では、同様の手法を用いて株式市場だけではなく、債券市場にも焦点を当てた分析¹も行っている。その結果、アメリカの超過債券収益率に対して、将来のインフレ率に関するショックが大きな影響を持っており、株式収益率よりは劣るものの、予測可能性は存在する事を報告している。

Campbell(1991)やCampbell and Ammer(1993)における手法を用いた研究は、他にもいくつかある。例えば、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についての研究に利用している。そこでは、日本とイギリスでは石油価格の変動が株式収益率に影響がないという報告がされている。Ito and Iwaisako(1996)では、日本の土地のバブルに着目し、株価と地価の関連や金融政策の効果について日本のデータを用いて分析がなされている。Vuolteenaho(2002)が企業レベルのデータの分析にこの手法を取り入れた分析を行っている。

先物市場のデータを用いた金融政策変数を利用した研究は、Kruger and Kuttner(1996)、Kuttner(2001)などがある。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

¹Campbell and Ammer(1993)では、他に短期利子率と利回りスプレッドに関する分析も行っている。

析に基づき、Kuttner(2001) はフェデラルファ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っている。その結果、「Surprise」の方が債券金利への影響が大きい事を報告している。

「Campbell 型分散分解」と先物市場のデータを用いた金融政策変数の両方を利用した分析として、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・スタディを行い、金融政策変数の有効性を確かめた上で、「Campbell 型分散分解」を拡張し、金融政策変数が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定する事を行っている。それら分析では、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) は上記のように、「Campbell 型分散分解」を取り入れた。この分析によって、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、という問題に対する解答を与える事が出来るようになった。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) において利用されている金融政策変数の定義を利用したうえで、Bernanke and Kuttner(2005) に倣い、「Campbell 型分散分解」を拡張し、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

本論文での理論モデルについての詳細は、Campbell and Shiller(1988a,1988b), Campbell(1991), Campbell and Ammer(1993) などの原論文を参照していただきたい。ただし、本論文の実証分析の前提となる理論モデルについて、簡単にまとめて本節で議論しておく。

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²を施すと

$$h_{t+1} \approx k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} \quad (2)$$

という関係を得ることができる。ここで、 $h_{t+1} = \log(P_{t+1} + D_{t+1}) - \log(P_t)$ であり、 $\Delta d_{t+1} \equiv d_{t+1} - d_t$ である。また、 δ_t は配当・株価比の対数値である。パラメータ ρ は株価と株価プラス配当の比率の平均で、定数項の k は ρ の非線形関数になっている。この式は、株式を購入する時点で配当株価比が高い時、株式を保有している期間に配当が成長する時、または配当株価比が前期よりも減少する時に株式の収益率が高くなることを示している。 r_t は実質利子率の対数値として、株式超過収益率の対数表現を

$$e_{t+1} \equiv h_{t+1} - r_{t+1}$$

と定義する。これを用いると (2) 式における関係を

$$e_{t+1} \approx k + \delta_t - \rho\delta_{t+1} + \Delta d_{t+1} - r_{t+1} \quad (3)$$

と書き直すことが出来る。

(3) 式を対数株価の差分方程式と考え、前向きに解き、合理的バブルを排除する条件を課した上で計算すると

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

²Campbell and Shiller(1988a,1988b) に倣ったテイラー近似を利用する。詳細については Campbell, Lo and MacKinlay(1997) の Chapter7 を参照していただきたい。

$$-(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} \quad (4)$$

という本論文での基本方程式を得ることになる。

ここで、(4) 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、 $t+1$ 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、 $t+1$ に新たに得られた情報に基づく、 $t+1$ 期以降の実質利率に対する期待の更新（以下「将来の実質利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、 $t+1$ 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、(4) 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 (4) 式を、表現を単純化するために、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 (4) 式を書き直すと

$$v_{e,t+1} = \eta_{d,t+1} - \eta_{r,t+1} - \eta_{e,t+1} \quad (5)$$

となる。この定義では、 $v_{e,t+1}$ は予期されなかった株式超過収益率の変動、 $\eta_{d,t+1}$ は、それに付随する将来の配当の支払に関する期待の見直し、 $\eta_{r,t+1}$ は将来の実質利率に関する期待の見直し、 $\eta_{e,t+1}$ は将来の株式超過収益率に関する期待の見直しを表している。

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、

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

となる。この (6) 式を債券価格の対数値に関する差分方程式と見立て、前向きに解くと、以下の式を得る。

$$\begin{aligned} q_{n,t} &= -[b_{n,t+1} + b_{n-1,t+2} + \dots + b_{1,t+n}] \\ &= -\sum_{i=0}^{n-1} b_{n-i,t+1+i} \end{aligned} \quad (7)$$

この (7) 式は事後的に成立している式であるが、事前にも成立しているので、(7) 式について t 期における期待値をとると、

$$q_{n,t} = -E_t \left[\sum_{i=0}^{n-1} b_{n-i,t+1+i} \right] \quad (8)$$

となる。注意すべき点は、(8) 式の右辺は「将来の期待収益」であって「実現した収益」ではない点である。この (8) 式を (6) 式に代入すると

$$b_{n,t+1} - E_t[b_{n,t+1}] = -(E_{t+1} - E_t) \left[\sum_{i=1}^{n-1} b_{n-i,t+1+i} \right] \quad (9)$$

という関係式を得る。(9)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(9)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を

$$x_{n,t+1} \equiv b_{n,t+1} - \pi_{t+1} - r_{t+1} \quad (10)$$

と定義する。ここで、 π 、 r は株式市場の分析と同様に、インフレ率と実質利率をそれぞれ表している。

この(8)式と(9)式を用いて、債券の超過収益に対するイノベーションを $v_{x,t+1}$ を下記のように表現出来る。

$$v_{x,t+1} = (E_{t+1} - E_t) \left[- \sum_{i=1}^{n-1} \pi_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} r_{t+1+i} - \sum_{i=1}^{n-1} x_{n-1,t+1+i} \right] \quad (11)$$

ここでも(11)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(11)式を書き直すと

$$v_{x,t+1} = -\gamma_{\pi,t+1} - \gamma_{r,t+1} - \gamma_{x,t+1} \quad (12)$$

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「将来の実質利率に関する期待の見直し」、 $\gamma_{x,t+1}$ 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。また、この式は、株式市場のときと同様に、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(11)式を利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、(11)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、(11)式の右辺第2項目は常にゼロになる。したがって、両方の仮説が正しいのであれば、(11)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、Campbell型の分散分解を利用した分析は、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(以下、VARモデル)を推定する。次に、モデルから得られる各時点での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、分析を行う。 n 個の要素からなるベクトル 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要素が実質利率 r_t である。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³である。今、このベクトル z_t が1階のベクトル自己回帰過程(以下、VAR(1))⁴に従っているとすると、

$$z_{t+1} = Az_t + w_{t+1} \quad (13)$$

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。その為に、 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

³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。

⁴必ずしもVAR(1)である必要はないが、VAR自体を推定する事が目的ではないので、本論文ではVAR(1)を利用している。

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。具体的には

$$\begin{aligned} e_{t+1} &= \mathbf{e1}' z_{t+1}, & v_{e,t+1} &= \mathbf{e1}' w_{t+1} \\ r_{t+1} &= \mathbf{e2}' z_{t+1}, & v_{r,t+1} &= \mathbf{e2}' w_{t+1} \end{aligned}$$

となる⁵。これらを利用して、第 t 期における $t+1+j$ 期までの将来の超過収益率の予測を

$$E_t[e_{t+1+j}] = \mathbf{e1}' A^{j+1} z_t \quad (14)$$

と書く事が出来る。

この表現を用いて将来の株式超過収益率に関する期待の見直しを書き直すと

$$\begin{aligned} \eta_{e,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j e_{t+1+j} = \mathbf{e1}' \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j A^j w_{t+1} \\ &= \mathbf{e1}' \rho A (I - \rho A)^{-1} w_{t+1} = \lambda' w_{t+1} \quad (15) \end{aligned}$$

となる。ここで、 $\lambda' = \mathbf{e1}' \rho A (I - \rho A)^{-1}$ である。また、将来の実質利子率に関する期待の見直しについても同様に書き直すことができ、

$$\begin{aligned} \eta_{r,t+1} &\equiv (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} = \mathbf{e2}' \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j A^j w_{t+1} \\ &= \mathbf{e2}' (I - \rho A)^{-1} w_{t+1} = \mu' w_{t+1} \quad (16) \end{aligned}$$

となる。ここで、 $\mu' = \mathbf{e2}' (I - \rho A)^{-1}$ である。また、 $v_{e,t+1}$ は w_{t+1} の第1要素 ($\mathbf{e1}' w_{t+1}$) であるので、(5) 式と (15) 式・(16) 式から

$$\eta_{d,t+1} = (\mathbf{e1}' + \lambda' + \mu') w_{t+1} \quad (17)$$

となる。

以上で (4) 式、もしくは (5) 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。Campbell 型の分散分解では、さらに (5) 式を用いて、 $v_{e,t+1}$ の分散を下記のように分解する。

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

ここまでの議論は株式市場を対象にしていた。同様の議論を債券市場に対して適用する事が出来る。以下、債券市場での Campbell 型分散分解を簡単に概説しておく。

株式市場だけの分析とは異なり、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。

これらの変数を利用すると、予期されなかった債券超過収益率の変動 ($v_{x,t+1}$) を

$$v_{x,t+1} = -(n-i)\tilde{y}_{n-1,t+1} = -(n-1)(\tilde{y}_{1,t+1} + \tilde{s}_{n-1,t+1}) \quad (18)$$

⁵ $v_{r,t+1}$ は直接の分析対象ではない。

と書くことができる．ここで， \tilde{y}_t, \tilde{s}_t は債券利回りのイノベーション，利回りスプレッドのイノベーションをそれぞれ表現している．

ここで， n 個の要素からなる e_3 ベクトルと e_4 ベクトルを準備する． e_3 ベクトルは，3 番目の要素が 1 で，残りの要素が 0 であり， e_4 ベクトルは，4 番目の要素が 1 で，残りの要素が 0 である．これらを利用すると

$$v_{x,t+1} = -(n-1)(e_3' + e_4')w_{t+1} \quad (19)$$

となる．また，

$$\gamma_{r,t+1} = e_2' \sum_{j=1}^{n-1} A^j w_{t+1} = e_2' (I - A)^{-1} (A - A^n) w_{t+1} \quad (20)$$

$$\gamma_{\pi,t+1} = -\gamma_{r,t+1} + e_3' \{ (I - A)^{-1} [(n-1)I + (I - A)^{-1} (A^n - A)] \} w_{t+1} \quad (21)$$

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

と計算出来る．以上で (11) 式，もしくは (12) 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．Campbell 型の分散分解では，さらに (12) 式を用いて， $v_{x,t+1}$ の分散を下記のように分解する．

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

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 (2008) などがあるだけである．特に，日本の債券市場への応用は，本論文が初めてである．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，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．最初に第 3.3 節で導出した 2 つの式を再掲すると，株式超過収益率に「Campbell 型分散分解」を施した式は

$$\begin{aligned} \text{var}[v_{e,t+1}] &= \text{var}[\eta_{d,t+1}] + \text{var}[\eta_{r,t+1}] + \text{var}[\eta_{e,t+1}] - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{r,t+1}] \\ &\quad - 2\text{cov}[\eta_{d,t+1}, \eta_{e,t+1}] + 2\text{cov}[\eta_{r,t+1}, \eta_{e,t+1}] \end{aligned} \quad (23)$$

であり，債券超過収益率に「Campbell 型分散分解」を施した式は

$$\begin{aligned} \text{var}[v_{x,t+1}] &= \text{var}[\gamma_{\pi,t+1}] + \text{var}[\gamma_{r,t+1}] + \text{var}[\gamma_{x,t+1}] - 2\text{cov}[\gamma_{\pi,t+1}, \gamma_{r,t+1}] \\ &\quad - 2\text{cov}[\gamma_{\pi,t+1}, \gamma_{x,t+1}] + 2\text{cov}[\gamma_{r,t+1}, \gamma_{x,t+1}] \end{aligned} \quad (24)$$

である．

本論文における分析の第 1 段階は，第 3.3 節でも説明したように，VAR 分析である．本論文では，Campbell and Ammer(1993) に倣い， z_t を株式超過収益率 (e_t)，実質利子率 (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，短期利子率変数の 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⁶，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⁷を作成した．サンプル期間は，全サンプルとして 1972 年 1

⁶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．

⁷元のデータはすべて，日経 NEEDS を利用している．

月から 2006 年 3 月とした。また、青野 (2008) で報告されている構造変化を考慮⁸して、サブサンプルを 1990 年 1 月から 2006 年 3 月とした。

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。これらの結果は、青野 (2008) 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、予想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。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。予想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、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。次に、その変数が「予想されない」金融政策についての代理変数として有効な事を示す。最後に、「金融政策変数」を 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⁹。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¹⁰して分析する。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「予想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「予想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¹¹と呼ぶ事にする。この様に定義された「Surprise」変数を用いて、予想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。ここで、 $\bar{\Delta} i_t^u$ を t 期における「予想されない変動」(以下、「Surprise」変数)とし、下記のように定義¹²する。

$$\bar{\Delta} i_t^u = [t \text{ 期末のコールレート}] - [t - 1 \text{ 期最終日のユーロ円先物金利 (直近満期)}] \quad (25)$$

⁸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。

⁹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。

¹⁰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。

¹¹Bernanke 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。

¹²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 Bernanke 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。

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。

$$\bar{\Delta}i_t^e = [t - 1 \text{ 期最終日のユーロ円先物金利 (直近満期)}] - [t - 1 \text{ 期最終日のコールレート}] \quad (26)$$

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¹³を確認することは重要である。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。

また、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く。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を考えられる¹⁴。

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ないと言いはし難い。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。

表3は、「Surprise」変数が予期されない金融政策の代替変数であると考え、マーケットに対してどのような影響を持っているかを分析した結果である。具体的には、「Surprise」変数が株式収益率、債券利回りにどのような影響を与えているかを報告している。つまり、 H_t を株式収益率、債券利回りであるとして、

$$H_t = const + b^e \bar{\Delta}i_t^e + b^u \bar{\Delta}i_t^u + \epsilon_t \quad (27)$$

という回帰式を推定して、 $\bar{\Delta}i_t^u$ や $\bar{\Delta}i_t^e$ の係数が有意であるかどうかを確認している。また、いわゆる「ゼロ金利」政策の影響を確認する為に、直近までのサンプル¹⁵(1990年1月~2006年3月)に加えて、ゼロ金利以前¹⁶のサンプル(1990年1月~2001年3月)を用いて同様の分析を行っている。

表3に報告している結果を確認すると、実質株式収益率のケース(パネル(A)とパネル(C))では、「Surprise」変数が有意に効いており、「Expect」変数が有意でない事がわかる。しかし、10年物国債利回りのケース(パネル(B)とパネル(D))では、定数項の影響が大きく、「Surprise」変数・「Expect」変数ともに有意ではなかった。そこで、

$$H_t = b^e \bar{\Delta}i_t^e + b^u \bar{\Delta}i_t^u + \epsilon_t \quad (28)$$

¹³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。

¹⁴実際、1994年4月上旬に日本銀行は「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。

¹⁵既述ではあるが、3節まではフルサンプル期間が1972年からであったが、本節では1990年からになっている。

¹⁶日本における「ゼロ金利政策」は最初は1999年2月に始められたが、その後一度解除され、2001年3月に再度開始された。本論文では、2001年3月以降を「ゼロ金利期間」として分析を進める。

という、(27) 式から定数項を除去した回帰式を用いた分析も行った。(28) 式の定式化では、定数項によってコントロールされていたプレミアムなどの情報をコントロールできないという問題が発生する可能性があるが、あえて定数項を除去した分析を行うのは、収益率に対する「Surprise」変数・「Expect」変数それぞれの相対的な影響を比較することを目的にしているからである。その結果は、表 4 に報告されている。実質株式収益率・10 年物国債利回りの両ケースにおいて、「Surprise」変数が有意に効いており、「Expect」変数が有意でない事がわかる。一般的に株価収益率や債券収益率に影響を与えるのは、予期されない金融政策であり、予測される金融政策は、市場参加者によって既に織り込まれていると考えられる。従って、この結果は妥当であると言えよう。

また、サンプル期間をゼロ金利以前に限定した場合においても、「Surprise」変数は有意に効いており「Expect」変数は有意でない事も確認出来る。このことより、本論文における「Surprise」変数は、いわゆる「ゼロ金利期間」をサンプルに含めるか否かに関係なく、日本の「予期されない金融政策」を代替する変数の 1 つとして、適当な変数である事が確認出来る。

4.1.1 産業別株式収益率への影響

4.1 節で定義した「Surprise」変数が、日本の予期されない金融政策を代替する変数として、意味がある変数であることをより明確にする為に、さらに細かくマーケットへの影響を分析する。そこで、本小節では、産業別株式収益率を用いた分析を行っている。本論文における「Surprise」変数を用いて、産業に違いによる金融政策の影響の違いを考察する。ここでは、「東証統計月報」における「業種別株価指数」を利用して各業種の株式収益率を計算している。その為、業種の分類は 33 分類になっている。

各業種の株式収益率を

$$\text{業種別株式収益率} = \text{const} + b^e \bar{\Delta} i_t^e + b^u \bar{\Delta} i_t^u + \epsilon_t \quad (29)$$

という回帰式を用いて、予期されない金融政策（「Surprise」変数）と予期されている金融政策（「Expect」変数）による影響を考察している。本小節においても、「ゼロ金利期間」の影響を考察する為に 2 つのサンプル期間を用いて計算している。表 5 からつづく 3 つの表に 1990 年 1 月から 2006 年 3 月までをサンプル期間にした、業種別の株式収益率への効果が報告されている。また、表 8 からつづく 3 つの表にサンプルが 1990 年 1 月から 2001 年 3 月までのサンプル期間における業種別の株式収益率への効果が報告されている。

これらの結果を見ると、「Expect」変数が業種別株式収益率に対して有意に効果を持つ事はなかった。従って、予期されている金融政策は、業種に関係なく株式収益率には影響しない事が確認出来る。また、「Surprise」変数は業種別収益率に対して、有意な効果を持つ業種がある事が確認出来る。サンプル期間については、「ゼロ金利政策」の影響を考慮して、2 つのサンプル期間を用いて分析した。比較をすると、全期間の方が「Surprise」変数はより大きな効果を持っているものの、その差は小さい。このことから、「ゼロ金利期間」においても、「Surprise」変数が、業種別の収益率に対する政策変数として、一定程度の役割を持っている事が推察される。

次に、予期されない金融政策が非常に有意に効果を持つ産業は「非鉄金属・機械・小売業」などの業種であることがわかる。逆に影響を受けない業種としては公共性の高い「電気・ガス」や、「水産・農林業」などの第 1 次産業、政府の規制が強い「保険業」・「空運業」などがあげられる。このような業種は、金融政策以外の政府の政策（公共料金の変化、農林水産政策の変更、規制緩和など）が株式収益率の形成に大きな役割を持つと推察される業種である。

4.2 金融政策変数の影響に関する分析

4.1 節における分析によって、本論文で定義している「Surprise」変数のみが、株式収益率や債券収益率に影響を与える事が確認出来た。この結果から「予期されない金融政策」の代替変数として、一定程度の役割を持つ変数であると判断出来る。そこで、本小節では「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ような経路を通じて株式市場に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，(13) 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．

$$z_{t+1} = Az_t + \phi \bar{\Delta} i_{t+1}^u + w_{t+1}^\perp \quad (30)$$

(30) 式における $\bar{\Delta} i_{t+1}^u$ 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，(13) 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，(13) 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}^\perp 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 カ月後における 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．予期されない金融政策がおこると，株式収益率は当初，負の方向に動いた後に，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，最初に正に反応した上で，負の方向に反転し，数期後に再度正の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，最初に正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結果と比較すると，日本のほうが反応が遅いものの大きく異なる動きをしている．短期利率変数の反応を確認すると，最初に正に反応し徐々に元の水準に戻ってくる動きをしている．アメリカにおける結果と比較すると，正に反応している期間が日本の方が長いものの，一度負の方向に反転する点などは，基本的に同じ動きをしていると考えられる．配当株価比率の反応を確認すると，最初に正に反応し，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¹⁷．この点をコントロールする為に「Surprise」変数の正負の場合分けしたダミー変数を(30)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「実質利率」では，初期時点での正の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

¹⁷ 「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．

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。予期されない金利上昇に対して、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、予期されない金融政策の変更による金利上昇に対して、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、日本における予期されない金融政策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。

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長所は、反応の源泉を分析出来る点である。ここでの分析において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、(13) 式を (30) 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・債券市場）の反応の源泉について分析する事が可能になる。従って、

$$\tilde{\eta}_{e,t+1} = e1' \rho A (I - \rho A)^{-1} \phi \quad (31)$$

$$\tilde{\eta}_{r,t+1} = e2' (I - \rho A)^{-1} \phi \quad (32)$$

$$\tilde{\eta}_{d,t+1} = e1' \phi + e1' \rho A (I - \rho A)^{-1} \phi + e2' (I - \rho A)^{-1} \phi \quad (33)$$

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でき、同様の計算を債券市場について行うことも出来る。株式市場における結果を報告しているのが表 11 で、債券市場における結果を報告しているのが表 12 である。表 11・表 12 とともに (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。(30) 式を直接利用するために、サンプル期間を「Surprise」変数 (Δi_{t+1}^u) 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 (13) 式を 1970 年からのサンプルで推計した上で、(13) 式の残差 w_t を求め、その残差に「Surprise」変数 (Δi_{t+1}^u) 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 (Δi_{t+1}^u) 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、(30) 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 11 を見ると、(A) 列は予期しない金利上昇に対して、将来の株式超過収益率が負の反応係数を示す一方、実質利率と配当が正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 (Δi_{t+1}^u) 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 (2008) で指摘されているように、1990 年前後で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、予期しない金利上昇に対して、将来の株式超過収益率、実質利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、予期されない金融政策に対して、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、予期されない金融政策に対して、将来の株式超過収益率、実質利率と配当が正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。今回の分析では、配当の反応が、すべてのケースにおいて「正」という結果であった。3 節で説明した本論文のフレームワークの中で解釈すると、日本銀行は、アメリカの中央銀行とは異なり、金融政策（金利引上げ）の運営に際して、実体経済に対して負の影響を与えることなく上手に運営していたという解釈が成り立つ。しかし同時に、政策金利の上昇が「実質金利」の上昇に結びついていない点も指摘できる。これは、政策によって「実質」に影響を与えることができていない意味で、日本銀行の政策運営が上手くいっていないとも解釈できる。その様な解釈が妥当であるかも含め、今後詳細な検討が必要である。

表 12 に対応するアメリカでの研究は存在しないために直接比較することは出来ないが、反応係数の水準自体には (A) 列・(B) 列・(C) 列で違いがあるものの、符号は一致している。つまり、予期しない金利上昇に対して、実質利率とインフレ率については、正の反応係数を示し、将来の債券超過収益率は負の反応係数になっている。従って、日本における債券市場の反応は、株式市場での反応に似ている事が、この結果より推察出来る。

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(2008)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、株式市場と債券市場への金融政策の影響を検証した。その結果、実質株式収益率・10年物国債利回りのケースは「Surprise」変数が有意に効いており、「Expect」変数が有意でない事がわかった。一般的に株価収益率や債券収益率に影響を与えるのは、予期されない金融政策であると考えられるので、この結果は妥当であると考えられる。また、この結果が「ゼロ金利」以前のみのサンプルを利用しても変わらない事を確認した。従って、本論文における「Surprise」変数は、日本の「予期されない金融政策」を代替する変数として、それなりに意味がある変数であると判断できる。さらに、4.1.1節では、「Surprise」変数を利用した、産業別株価収益率の分析を行った。その結果、予期されない金融政策が非常に有意に効果を持つ産業は「非鉄金属・機械・小売業」などの業種であり、逆に政府の規制が強い産業や公共性の高い産業では予期されない金融政策が有効でない事が確認出来た。

最後に、「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。

参考文献

- [1] 青野幸平 (2008), 「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.
- [2] 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.
- [3] 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を用いた実証分析-」, 『経済研究』, 大阪府立大学, 47(1), pp.1-38.
- [4] 蓑谷千鳳彦 (2003), 『計量経済学 (第2版)』, 多賀出版.
- [5] Bernanke, Ben and Kenneth Kuttner(2005), “ What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? ”, *Journal of Finance* 60(3), pp.1221-1257.
- [6] Campbell, John Y.(1991), “ A variance decomposition for stock returns ”, *Economic Journal* 101, pp157-179.
- [7] Campbell, John Y. and John 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.
- [8] Campbell, John Y. and Robert Shiller(1988a), “ Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends ”, *Journal of Finance* 43(3), pp.661-676.
- [9] Campbell, John Y. and Robert Shiller(1988b), “ The Dividend-Price ratio and expectations of Future Dividends and Discount Factors ”, *Review of Financial Studies* 1(3), pp.195-228.
- [10] Campbell, John Y., Andrew Lo and Craig 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) .
- [11] Evans, Charles L., and Kenneth R. Kuttner(1998), “ Can VARs describe monetary policy? ”, Working Paper 98-19, Federal Reserve Bank of Chicago.
- [12] Honda, Yuzo and Yoshihiro Kuroki(2006), “ Financial and Captital markets' responses to changes in the central bank's target interest rate: The case of Japan ”, *Economic Journal* 116, pp.812-842.
- [13] Ito, Takatoshi and Tokuo Iwaisako(1996), “ Explaining Asset Bubbles in Japan ”, *BOJ Monetary and Economic Studies* 14(1), pp.143-193.
- [14] Jones, Charles and Gautam Kaul(1996), “ Oil and the Stock Markets ”, *Journal of Finance* 51(2), pp.463-491.
- [15] Krueger, Joel T., and Kenneth N. Kuttner(1996), “ The Fed funds futures rate as a predictor of Federal Reserve policy ”, *Journal of Futures Markets* 16, pp.865-879
- [16] Kuttner, Kenneth N.(2001), “ Monetary Policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market ”, *Journal of Monetary Economics* 47, pp.523-544.
- [17] Vuolteenaho, Tuomo(2002), “ What Drives Firm-Level Stock Returns? ”, *Journal of Finance* 57(1), pp.233-264.

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	$Var(v_e)$	$Var(\eta_d)$	$Var(\eta_r)$	$Var(\eta_e)$	$-2Cov(\eta_d, \eta_r)$	$-2Cov(\eta_d, \eta_e)$	$2Cov(\eta_r, \eta_e)$
	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	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

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, 将来の実質利子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	$Var(v_x)$	$Var(\gamma_\pi)$	$Var(\gamma_r)$	$Var(\gamma_x)$	$-2Cov(\gamma_\pi, \gamma_r)$	$-2Cov(\gamma_\pi, \gamma_x)$	$-2Cov(\gamma_r, \gamma_x)$
	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率	シェア率
1972M1 ~ 2006M3	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

γ_r, γ_π と γ_x は将来の実質利子率に関する期待の見直し, 将来の来た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.

図 1: Surprise 変数と Expect 変数の変動

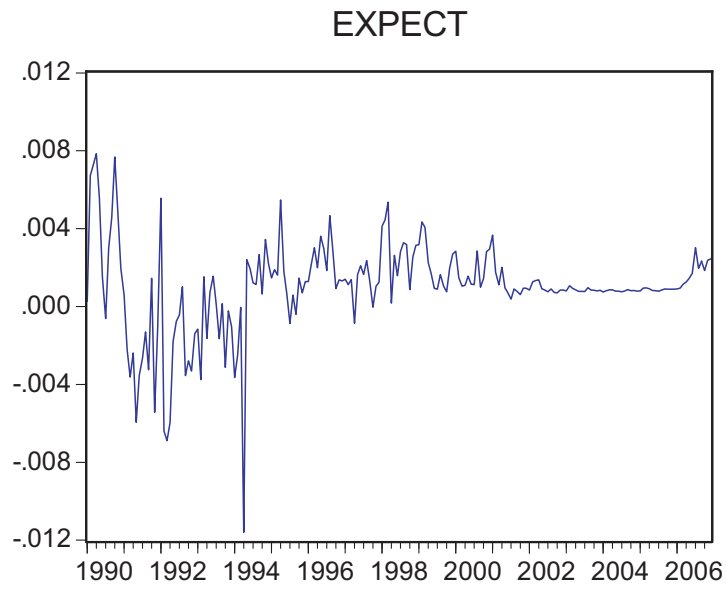
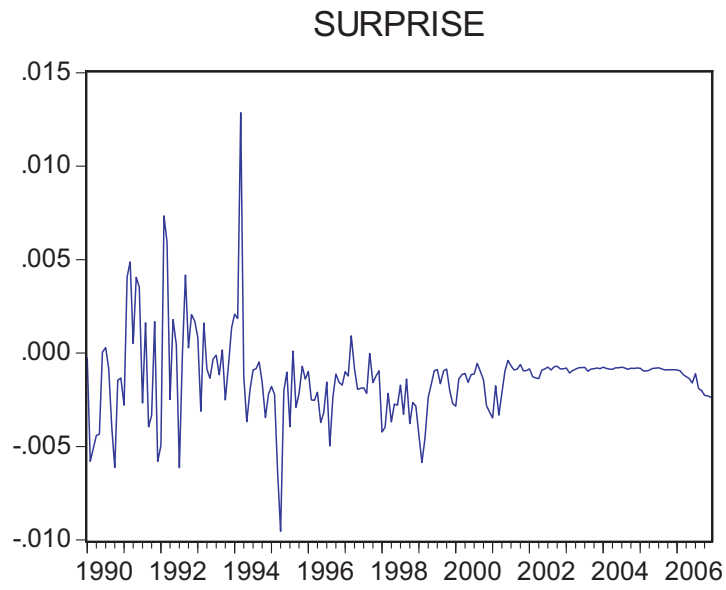


表 3: 予期されない金融政策（「Surprise」変数）の効果

	定数項		Surprise	Expect	R^2
1990年1月～2006年3月					
(A)	0.000		33.737 *	6.148	0.004
	0.000		1.895	0.212	
(B)	0.032 ***		-0.176	-1.394	0.014
	9.861		-0.210	-0.902	
1990年1月～2001年3月					
(C)	-0.040		30.843 *	3.368	0.003
	-0.582		1.773	0.120	
(D)	0.040		0.630	-1.020	0.030
	12.077		0.993	-0.779	

表 4: 予期されない金融政策（「Surprise」変数）の効果（定数項無し）

		Surprise		Expect	R^2
1990年1月～2006年3月					
(A)		33.737 *		6.148	0.00002
		1.749		0.217	
(B)		-5.469 ***		-0.465	0.00013
		-2.738		-0.188	
1990年1月～2001年3月					
(C)		36.661 *		3.046	0.0333
		1.910		0.106	
(D)		-5.251 ***		-0.694	0.1194
		-2.624		-0.275	

表3と表4の各パネルの説明変数は，パネル(A)とパネル(C)が実質株式収益率，パネル(B)とパネル(D)が国債(10年)のYieldである．また，カッコ内はNewey-Westで補正した t 値を報告している．サンプル期間は2つの表とも，パネル(A)とパネル(B)1990年1月から2006年3月，パネル(C)とパネル(D)は1990年1月から2001年3月．表4では，定数項を除いた回帰を行っている．その為， R^2 の計算に際して養谷(2003)で提唱されている指標を利用している．***は1%水準，**は5%水準で有意である事を表す．

表 5: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (全サンプル)¹

	定数項	Surprise	Expect	R^2
水産・農林業	-0.006	0.903	-1.468	-0.003
	-1.071	0.521	-0.510	
鉱業	-0.001	3.682	-0.289	0.003
	-0.196	1.562	-0.078	
建設業	-0.005	2.780	1.734	-0.003
	-0.948	1.263	0.723	
食料品	0.001	2.355	-0.554	0.012
	0.163	1.466	-0.258	
繊維製品	-0.000284	3.150	* 0.499	0.005
	-0.055	1.872	0.191	
パルプ・紙	-0.001	4.139	** 0.587	0.009
	-0.224	2.381	0.217	
化学	0.002	2.822	-0.025	-0.001
	0.434	1.613	-0.010	
医薬品	0.003	2.403	0.987	0.001
	0.931	1.208	0.495	
石油・石炭製品	0.001	4.229	** 0.059	0.011
	0.233	2.194	0.019	
ゴム製品	0.004	2.298	-2.097	0.011
	0.695	1.159	-0.958	
ガラス・土石製品	0.001	3.410	* 0.341	0.004
	0.246	1.891	0.133	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

表 6: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (全サンプル)²

	定数項	Surprise		Expect	R^2
鉄鋼	-0.001	2.136		-0.129	-0.005
	-0.130	1.352		-0.049	
非鉄金属	0.003	5.047	***	0.657	0.013
	0.467	2.728		0.238	
金属製品	-0.000424	3.957	**	1.419	0.008
	-0.088	2.171		0.655	
機械	0.004	4.737	***	0.759	0.019
	0.629	2.786		0.322	
電気機器	0.001	1.351		-0.275	-0.006
	0.207	0.845		-0.137	
輸送用機器	0.004	1.520		-0.432	-0.003
	0.842	1.100		-0.230	
精密機器	0.005	2.596		0.049	0.002
	0.995	1.583		0.023	
その他製品	0.001	3.261	**	0.380	0.010
	0.298	2.019		0.211	
電気・ガス	-0.003	-0.689		-0.945	-0.008
	-0.746	-0.567		-0.401	
陸運業	-0.000116	3.333	*	0.212	0.013
	-0.023	1.858		0.067	
海運業	-0.000429	2.334		-0.541	-0.003
	-0.066	0.947		-0.152	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

表 7: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (全サンプル)³

	定数項	Surprise		Expect	R^2
空運業	-0.008	2.386		1.849	-0.005
	-1.298	1.260		0.649	
倉庫・運輸関連	-0.000025	3.967	**	1.027	0.007
	-0.005	2.317		0.362	
情報通信	-0.003	1.095		0.273	-0.010
	-0.422	0.606		0.113	
卸売業	0.000421	2.564		1.006	-0.006
	0.062	1.418		0.379	
小売業	0.002	4.092	***	0.727	0.010
	0.359	2.729		0.310	
銀行業	-0.002	4.628	*	1.903	0.006
	-0.296	1.925		0.554	
証券・商品先物取引業	-0.001	3.398		0.739	-0.005
	-0.060	1.501		0.244	
保険業	-0.001	0.279		-0.205	-0.010
	-0.149	0.182		-0.075	
その他金融業	0.003	3.907	**	-0.022	0.009
	0.488	2.001		-0.007	
不動産業	0.002	2.384		-0.730	-0.002
	0.239	0.873		-0.199	
サービス業	0.000207	4.410	**	1.407	0.007
	0.034	2.180		0.501	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

表 8: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (ゼロ金利以前) 1

	定数項		Surprise	Expect	R^2
水産・農林業	-0.0112 *		0.4220	-1.8237	-0.006
	-1.701		0.222	-0.652	
鉱業	-0.0089		3.0560	-0.7743	0.000
	-1.208		1.361	-0.219	
建設業	-0.0115 *		2.2453	1.3790	-0.009
	-1.938		1.041	0.601	
食料品	-0.0030		2.0435	-0.7592	0.009
	-0.709		1.282	-0.365	
繊維製品	-0.0067		2.5985	0.0934	0.001
	-1.203		1.596	0.038	
パルプ・紙	-0.0043		3.9101 **	0.3314	0.009
	-0.684		2.236	0.126	
化学	-0.0018		2.5425	-0.3060	-0.006
	-0.317		1.447	-0.125	
医薬品	0.0032		2.3867	0.9623	-0.002
	0.706		1.187	0.480	
石油・石炭製品	-0.0043		3.7976 *	-0.3857	0.011
	-0.570		1.941	-0.131	
ゴム製品	-0.0023		1.8589	-2.4747	0.014
	-0.341		0.860	-1.156	
ガラス・土石製品	-0.0032		3.1093 *	-0.0071	0.006
	-0.501		1.786	-0.003	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

表 9: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (ゼロ金利以前) 2

	定数項		Surprise	Expect	R^2
鉄鋼	-0.0121	*	1.2165	-0.7867	-0.009
	-1.736		0.799	-0.327	
非鉄金属	0.0000		4.8247	***	0.3588
	-0.001		2.772	0.134	0.021
金属製品	-0.0061		3.5117	*	1.0911
	-1.049		1.974	0.532	0.005
機械	-0.0023		4.2702	**	0.3743
	-0.368		2.586	0.170	0.022
電気機器	0.0012		1.4516	-0.4054	-0.008
	0.181		0.920	-0.201	
輸送用機器	0.0009		1.2460	-0.6013	-0.006
	0.164		0.868	-0.328	
精密機器	0.0024		2.3920	-0.1785	0.001
	0.349		1.416	-0.084	
その他製品	-0.0007		3.0988	*	0.2313
	-0.150		1.972	0.133	0.012
電気・ガス	-0.0079		-1.1750	-1.1497	-0.011
	-1.467		-0.867	-0.498	
陸運業	-0.0037		3.0280	*	0.0166
	-0.581		1.669	0.005	0.009
海運業	-0.0092		1.5528	-1.0034	-0.008
	-1.198		0.641	-0.298	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

表 10: 産業別株価収益率の金融政策に対する反応 (ゼロ金利以前) 3

	定数項	Surprise		Expect	R^2
空運業	-0.0093	2.3037		1.6914	-0.009
	-1.332	1.259		0.598	
倉庫・運輸関連	-0.0073	3.3674	**	0.6266	0.002
	-1.167	1.982		0.232	
情報通信	-0.0013	1.4009		0.2072	-0.013
	-0.148	0.784		0.084	
卸売業	-0.0057	2.0250		0.6301	-0.011
	-0.685	1.141		0.249	
小売業	-0.0011	3.9219	***	0.5049	0.014
	-0.171	2.639		0.221	
銀行業	-0.0071	4.2185	*	1.6662	0.006
	-0.940	1.843		0.502	
証券・商品先物取引業	-0.0041	3.2403		0.3809	-0.007
	-0.389	1.417		0.129	
保険業	-0.0078	-0.3112		-0.5467	-0.015
	-1.116	-0.202		-0.212	
その他金融業	0.0000	3.6441	*	-0.2767	0.011
	-0.001	1.900		-0.091	
不動産業	-0.0064	1.6624		-1.1395	-0.005
	-0.820	0.643		-0.330	
サービス業	0.0005	4.5298	**	1.3148	0.011
	0.063	2.304		0.464	

各列の下段は Newey-West 補正をした t 統計量である。***は 1% 水準, **は 5% 水準, *は 10% 水準で有意である事を表す。

図 2: 予期されない金融政策に対する反応

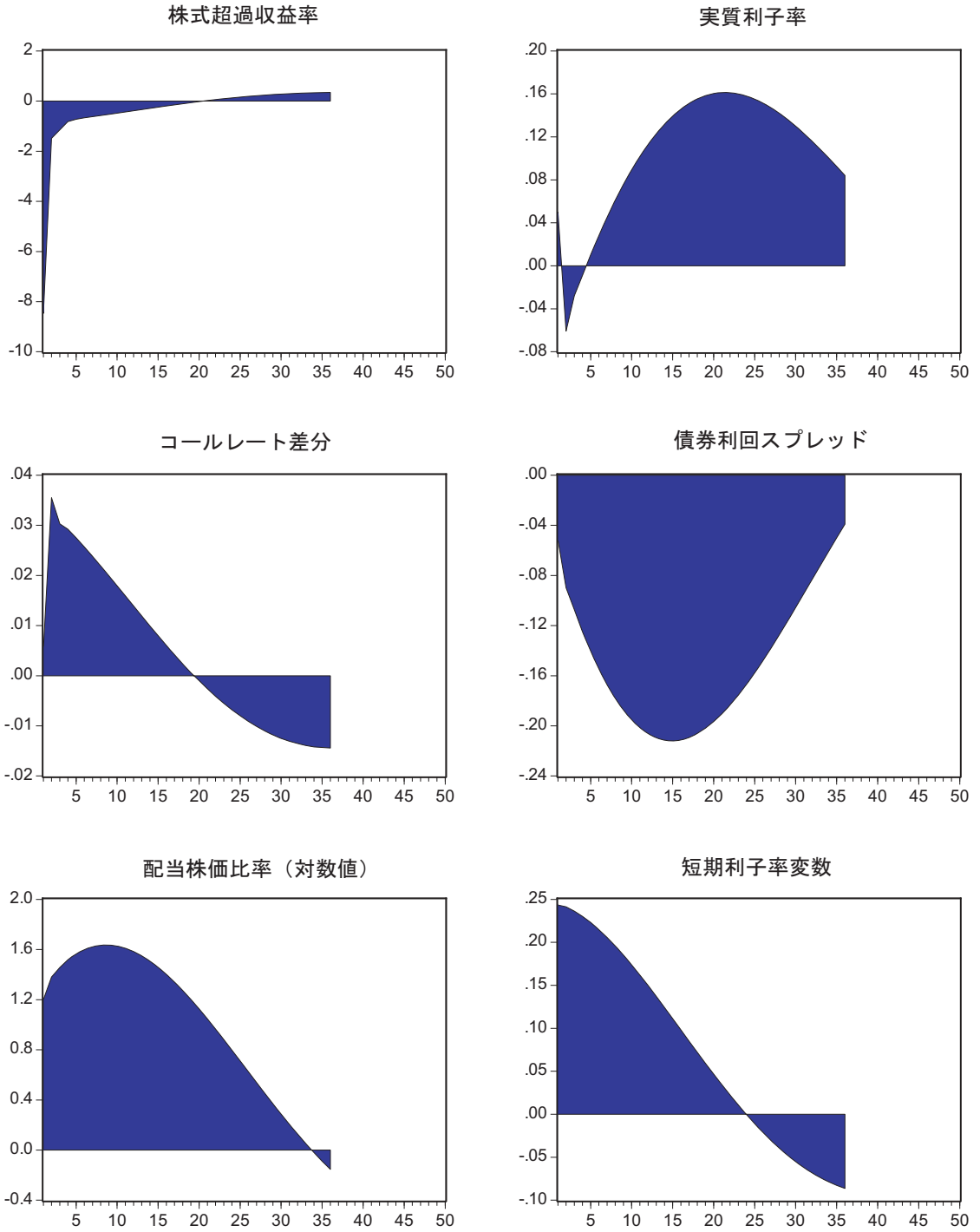


図 3: 予期されない金融政策に対する反応 (非対称性を考慮)

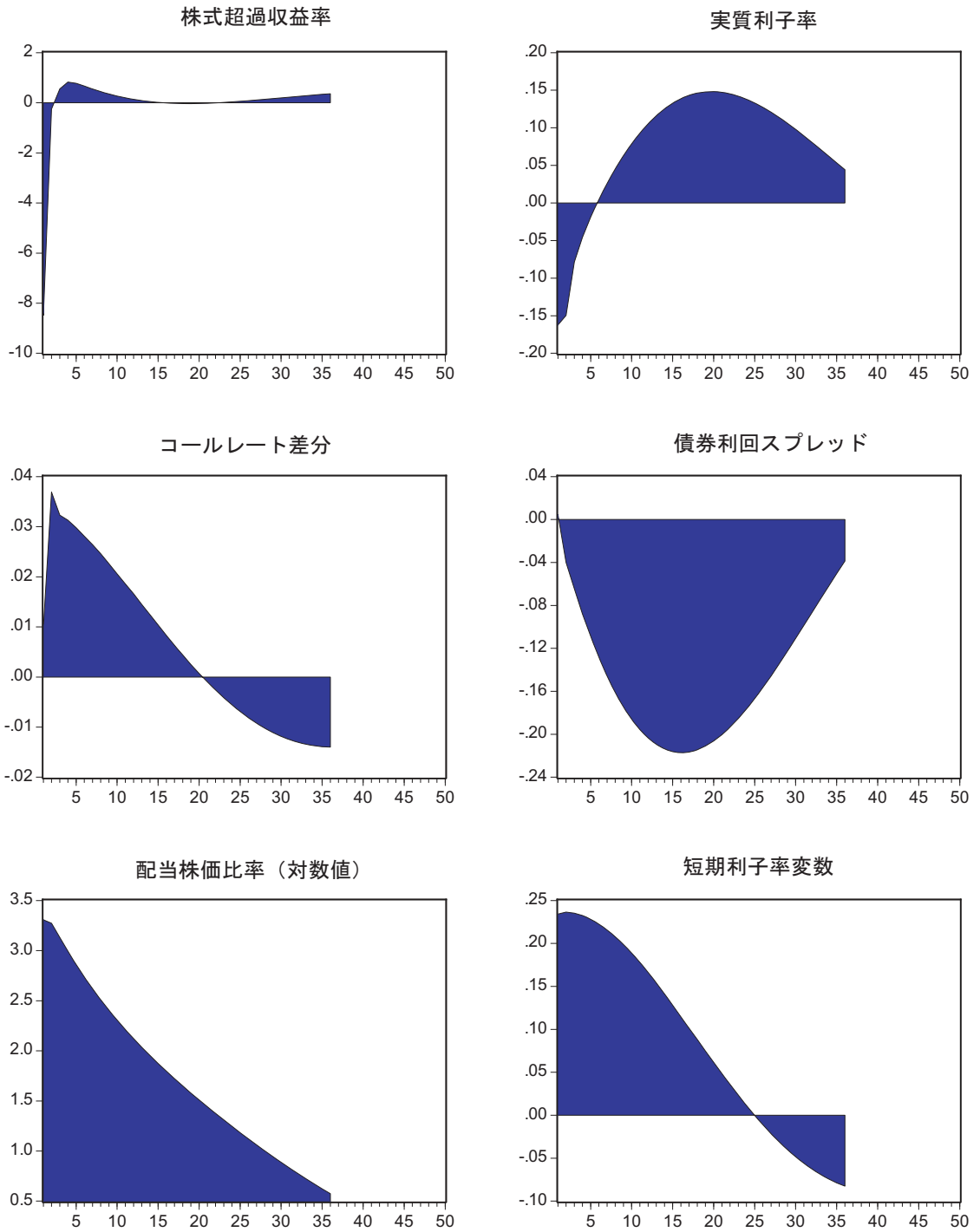


表 11: 配当・実質利子率・将来の株式超過収益率へのインパクト

	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

(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。(30) 式を直接利用するために、サンプル期間を「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) を作成出来る 1990 年からのした上で推計し、 ϕ を求める方法が (A) 列である。(B) 列は (13) 式を 1970 年からのサンプルで推計した上で、(13) 式の残差 w_t を求め、その残差に「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) 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 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) 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、(30) 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 12: インフレ率・実質利子率・将来の債券収益率へのインパクト

	現在の収益債券率	実質利子率	インフレ率	将来の債券収益率
(A)	-12.3874	3.0966	36.2703	-26.9795
(B)	-8.8293	1.6061	22.1833	-14.9601
(C)	-21.9267	1.688	43.699	-23.4604

(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。(30) 式を直接利用するために、サンプル期間を「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) を作成出来る 1990 年からのした上で推計し、 ϕ を求める方法が (A) 列である。(B) 列は (13) 式を 1970 年からのサンプルで推計した上で、(13) 式の残差 w_t を求め、その残差に「Surprise」変数 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) 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 ($\bar{\Delta}i_{t+1}^u$) 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、(30) 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。