

金融政策が株価に与える影響：米国を中心とする研究

北坂 真一

（同志社大学経済学部）

2006 年 12 月

本稿の執筆にあたり、平成 17 年度私立大学等経常費補助金特別補助
高度化推進特別経費大学院重点特別経費（経済学研究科分）の助成を
受けた。

1.はじめに

株価は経済活動の鏡であるといわれる反面、その変動が経済活動に大きな影響を及ぼすことも知られている。例えば、家計の資産効果では、株価の上昇が家計の保有する資産の価値を高め、消費支出にプラスの影響を与える。また、金融機関や事業会社が株式を大量に保有している場合、その価値の変動が貸出しや設備投資に影響を与えることも指摘されている。

さらに、こうした株価の変動がマクロ経済に及ぼす影響を考慮して、それを金融政策の波及経路に含めることも多い。

通常、金融政策は短期金利を操作目標変数（あるいは政策変数）とする。わが国の場合、ゼロ金利や量的緩和政策以前は、日本銀行がコールレートを操作目標として定め、それを毎日のオペレーション（金融調節）を通じて上下させることで金融政策を行ってきた。米国の場合、FRB（連邦準備制度理事会）が操作するのはFF（フェデラル・ファンド）レートである。こうした短期金利の変動は、まず第1に金利の期間構造を通じて国債などの長期金利に影響する。この動きが、企業や家計の資産選択行動を通じて設備投資や住宅投資などの総需要に影響する。この結果として、最終目標変数である物価や景気を左右することになる。こうした波及経路はマネー・ビューと呼ばれている。

第2の経路は、短期金利が銀行の行動に影響し、貸出量が変化する経路がある。貸出は企業や家計が保有する資産以上の支出を可能にする重要な要因であり、貸出しが容易になればマネーなどの資産の量に制約されることなく、設備投資や住宅投資が可能になる。こうした経路はクレジット・ビューと呼ばれている。

そして第3の経路として、短期金利が株価や地価、為替レートなどの資産価格に影響し、それが総需要を左右する経路がある。この中で、株価の変動が総需要に与える経路については、先に述べた消費支出に対する資産効果や設備投資に対するバランスシート効果などが知られており、わが国をはじめ世界で一定の量の実証分析が行われている¹。

ところが、この第3の経路に関して、金融政策によって実際に株価がどの程度変動するのか、という実証分析は必ずしも多く行われていなかった。

日本におけるバブル経済の発生と崩壊にみられるように、現代では経済活動の中で株式市場の影響力が増しており、最近では米国を中心に金融政策が株価、あるいは株式投資収

¹わが国における資産効果やバランスシート効果については、北坂（2001）を参照。

益率、に与える影響を計測する研究がいくつか行われるようになった。また、そうした分析のための計量経済学的方法も着実に進歩している。

そこで本論文では、近年米国を中心に行われた金融政策が株価（あるいは株式投資収益率）に与える影響を計測した研究を展望し、その計量経済学的方法論を考察するとともに、その結果について概観する。

本稿の構成は次の通りである。第2節で Thorbecke(1997)、第3節で Lastrapes(1998)、第4節で Bernanke and Kuttner (2005)、第5節で Rigobon and Sack(2004)、を考察する。最後に第6節でまとめを行う。

2.Thorbecke (1997)

この論文では、金融政策が株価や株式投資収益率に与える影響を、次に挙げる4つの方法、すなわち、VARモデル、narrative approachの応用、イベント・スタディー、マルチファクター・モデル、で検討してる。

最初のVARモデルでは、生産指数変化率、インフレ率、商品価格指数対数値、FFレート、非借入れ準備(NBR)対数値、総準備対数値、株式投資収益率、の7変数によるVARモデルを考える。VARモデルにFFレートや非借入れ準備を含むことで、そのイノベーション(確率的ショック)により能動的な金融政策が識別できると考える。また、Christiano, Eichenbaum and Evans(1996)を参考に、「物価パズル」を避けるために商品価格指数をモデルに含んでいる。

データは月次で、基本的な推定期間は1967年1月から1990年12月（ただし1987年10月の株式市場のクラッシュは除く）であり、VARモデルのラグは6次を想定する。また、FRBが操作変数としてFFレートではなく非借入れ準備を用いた期間として1979年10月から1982年8月を考え、この期間についてもラグ2次のVARモデルを推定している。

株式収益率を22業種と10規模別に分けてそれぞれ推定し、FFレート、あるいは非借入れ準備に「1」標準偏差のショックを与えたときに株式収益率に生じる初期のインパルス反応と、24ヶ月後の分散分解の2つの結果を提示している。インパルス反応関数と分散分解の計算は、VARモデルの共分散行列の構造に依存することが知られているが、ここでは先に挙げた変数の順序を基本としてcholesky分解を用いる、という方法が採用されている。

この推定の結果、金融政策のショック（イノベーション）が株式収益率について統計的にはっきりとした影響力を持つことが明らかにされている。インパルス応答関数をみると、FF レートに生じる「1」標準偏差の正のショックは、全業種の平均で年率 10%程度株式収益率を引き下げ、また分散分解をみると、FF レートのショックは株式収益率の予測誤差分散の 3.94%を占める、という結果を得ている。同様に、非借入れ準備を操作変数とする期間についても、非借入れ準備の正のショックは年率で 24%程度株式収益率を引き上げ、株式収益率の予測誤差分散の 15.85%を占める、という結果となっている。また、インパルス反応を企業規模別に見ると、規模の小さい企業の方が金融政策の影響が大きくなる傾向が示されている。

さらに、これらの結果は名目の株式収益率に関するものであるが、いくつかの方法で実質の株式収益率について計算しなおしたが、その結果は名目収益率の場合と変わらない、とも述べられている。

2 つ目の方法は、Friedman and Schwartz (1963) や Romer and Romer (1989) により採用された"narrative approach"を発展させることで金融政策を識別するものである。具体的には、Boschen and Mills (1995) により提案された金融政策に関する指数を作成し、それが株式収益率に与える影響を計量的に分析する。

Boschen and Mills (1995) は、FOMC（連邦公開市場委員会）の記録に基づいて金融政策のスタンスを次の 5 つに分類して指数化した。すなわち、強い反インフレは「-2」、通常の反インフレは「-1」、中立は「0」、成長促進は「1」、強い成長促進は「2」である。当然、反インフレは金融引き締め（利上げ方向）であり、成長促進は金融緩和（利下げ方向）である。こうして作成した Boschen and Mills 指数を金融政策変数として株式投資収益率に回帰し、その係数推定値を検討する。

具体的な回帰モデルは、Chen, Roll and Ross(1986)を参考に、Boschen and Mills 指数以外にも株式投資収益率に影響する次の 5 つの変数を含む。長期国債と短期国債（TB）のスプレッド（期間プレミアム）、社債と国債のスプレッド（リスク・プレミアム）、生産指数伸び率、予想されないインフレ率、予想されたインフレ率、である。ここで、予想されないインフレ率と予想されたインフレ率は Fama and Gibbons(1984)の方法に従って作成される。

推定は、GMM（一般化積率推定法）により 22 業種の株式収益率について、同時推定を行う。推定期間は VAR の場合と同じ 1967 年 1 月から 1990 年 12 月である。

このモデルの推定結果は VAR の結果と似ており、Boschen and Mills 指数の係数推定値は統計的に有意で、「1」標準偏差分の金融引締めショックは株式収益率を年率 10%程度引き下げるという結果を得ている。

3 つ目の方法は、日次データを利用するイベント・スタディーによる検証である。イベント・スタディーでは、イベント、すなわち金融政策の変更、があった直後に分析の対象となる変数がどのように動くかを考察する。具体的には、金融政策の変更を目的とした FF レートの変化を抽出し、それを単回帰モデルの説明変数としてその直後 24 時間の株価指数の変化率を被説明変数とする。推定期間は、FRB 議長だったグリーン스パンの発言を参考に、1987 年 8 月 11 日から 1994 年 12 月 31 日までの間の 116 回の政策変更を対象とする。

推定結果は、政策変更による FF レート変化率の係数推定値が、マイナスで統計的に有意に計測され、FF レートが金融政策の変更で上げられると株価が直後に下落することが示されている。

4 つ目の方法は、株式収益率について APT のようなマルチファクター・モデルを想定し、McElroy and Burmeister(1988)の方法に従って非線形 SUR モデルを推定するものである。これまでの 3 つのモデルは、いずれも事後的 (ex-post) な株式収益率に対する金融政策の影響をみていたが、APT のようなモデルは事前的 (ex-ante) な期待収益率の動きをモデル化したものであるから、金融政策が株式の事前的な期待収益率に影響するかどうかを考察できる。

モデルの説明変数は、先の 2 番目の方法で用いた Chen,Roll and Ross(1986)による 5 つの変数に、金融政策変数を加えたものである。ここでは能動的な金融政策を表す変数として、1 番目のモデルで推定した VAR モデルの FF レートのイノベーションと、2 つ目のモデルで用いた Boschen and Mills (1995) の指数の 2 種類を用いて検討している。

APT のようなマルチファクター・モデルを一般的な形で示すと、次のようになる。

$$R_{it} = \lambda_{0t} + \sum_j \beta_{ijt} \lambda_{jt} + \sum_j \beta_{ijt} f_{jt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 R_{it} は第 i 資産の t 時点の収益率、 λ_{0t} は安全資産の t 時点の収益率 (risk-free rate)、 λ_{jt} は第 j 番目の経済要因に関する t 時点のリスク・プレミアム、 f_{jt} は第 j 番目の経済要

因（リスク・ファクター）に関する t 時点の変化、 β_{ijt} は第 i 資産の t 時点の第 j 要因に対する反応を示す係数（exposure）、 ε_{it} は平均ゼロの誤差項である。事前的な期待超過収益率は（1）式において $\sum_j \beta_{ijt} \lambda_{jt}$ の項で表される。したがって、第 j 番目の経済要因の 1 つを金融政策変数とすることで、 $\beta_{ijt} \lambda_{jt}$ から金融政策の影響度を測ることができる。

McElroy and Burmeister (1988) は、（1）式において観察できる超過収益率 $R_{it} - \lambda_{0t}$ やマクロ経済要因 f_{jt} から λ_{jt} や β_{ijt} を時間に関して一定のパラメータとして推定しており、Thorbecke (1997) もこれと同様の方法を踏襲している。

推定期間は、データの関係上若干異なるものの、基本的には第 1、第 2 のモデルと同様の推定期間、1967 年 7 月から 1990 年 12 月である。また、McElroy and Burmeister (1988) の方法では、クロスセクションのデータを利用するので、先の 22 業種・10 規模別の株式収益率以外にも、規模の小さな企業群と 8 つの付加的な業種を加えることで、クロスセクション方向の変動が大きくなるようにデータを増やしている。

この結果、やはりこれまでの結果と同じように、FF レートの場合でも Boschen and Mills の指数でも、金融政策は株式収益率に明確な影響を及ぼすことが確認されている。その大きさは、金融政策に関して事前に期待されるリスク・プレミアムでみて年率 7% から 9% であることが示されている。同じ期間のニューヨーク株式市場の超過収益率は 7% 程度であることから、金融政策に関するリスク要因だけで超過収益率のすべてを説明できることになり、過大推定であることが伺われる。しかし、この過大推定はデータの問題から予想されるものであり、この結果は金融政策が事前的な株式の期待収益率に十分に大きな影響力を持つ十分な証拠を示している、と結論付けている。

最後に、Thorbecke (1997) は金融政策が株価に影響を持つことが確認できたと述べた後で、残された課題として次の 4 つを挙げている。まず 1 つ目は、なぜ金融政策が株価に影響を与えるかを検討する必要がある、それには株式収益率を将来のキャッシュフロー、将来の金利、リスク要因を伴う将来の超過収益の 3 つに分けて、どの要因に影響しているかを探ることが重要である、と指摘している。

2 つ目は、企業規模の違いにより金融政策の効果が異なる、すなわち規模の小さい企業の株式収益率の方が金融政策の影響を強く受けている、という結果が得られているそれが、それがどのようなメカニズムによるものか検討する必要がある。

3 つ目は、Marshall (1992) が金融資産価格モデルを提示し、貨幣量の増加が株式収益率

に与える影響をシミュレーションによって計測しているが、そこではこの論文と同様に正の関係を得ているものの、もっと小さな値しか計測されていない。この原因がどこにあるのか、例えば逆選択やモラルハザードといった市場の摩擦を考慮することで解決できるかどうか、を検討することが興味深い。

4つ目は、予想されないインフレと株式収益率の関係を検討することである。Tobin(1978)は、インフレ予想は金融引締めをもたらすので株式収益率を引き下げる、と主張した。実際、Bernanke and Blinder(1992)らにより、インフレのニュースは金融引締めをもたらすことが指摘されており、ここでの結果は金融引締めが株価を引き下げること示すのでTobinの指摘と整合的である。しかし、株式が実物資産に対する請求権であることを考えると、予想できないインフレでその価値が下がること、すなわち良いヘッジとならないこと、はパズルであり、この点についてさらに検討する必要がある、と述べている。

以上、Thorbecke(1997)の論文を考察した。ここで用いられた1つ1つの分析方法はすでに提案されていたものであり、それらは革新的ではない。しかし、金融政策が株価に影響するか、という明確な問題意識に基づいて複数の方法を用いて多面的に分析している。そして、いずれの場合でも金融政策が株価に強い影響を持つ、というはっきりとした結論に達したことは、重要である。

3.Lastrapes(1998)

この論文では、主要国においてマネーサプライ・ショックが実質株価や国債の収益率などの資産価格にどのような影響を与えるかを数量的に検討する。このために、貨幣の中立性という長期制約を課した構造的VARモデルを各国について推定している。

VARモデルを構成する変数は、国債の名目金利、実質生産、物価でデフレートした実質株価指数、実質貨幣残高、名目貨幣残高、の5変数であり、金利を除く変数は自然対数で変換されている。物価がモデルに明示的に含まれていないが、実質貨幣残高と名目貨幣残高を含むことで暗黙のうちに物価は含まれていることになる、と述べられている。このモデルでは、金利は政策金利ではなく国債の収益率を表しており、能動的な金融政策は名目貨幣残高のショック、すなわちマネーサプライのショックで表されると暗黙のうちに想定している。

月次データを利用するVARモデルのラグは、13次で各国共通である。すべての変数について単位根と共和分のテストを複数行い、すべての国について共和分のない1階の階差

VAR モデルが適切とされている。また、VAR モデルには非確率変数としては、季節ダミー、1987 年 10 月の株式市場クラッシュ（ブラック・マンデー）ダミー、1973 年初めの変動相場制移行ダミーを含む。また外生変数として、実質の石油価格（具体的には米国エネルギー価格指数をドル為替レートと国内価格で実質化した変数）を含んでいる。

推定された VAR モデルの係数推定値から、インパルス反応関数や分散分解を計算するためには、付加的な制約が必要になる。ここでは、名目貨幣残高のショックが長期（infinite-horizon）において他の実質経済変数に恒久的変化を与えない、という長期制約を想定する。VAR モデルで、こうした長期制約を与える手法は Blanchard and Quah(1989)と同様の方法である。

ここで注意すべき点は、このモデルでは名目貨幣残高以外に、名目金利、実質生産、実質株価指数、実質貨幣残高の 4 変数を含んでいる。名目金利以外は実質変数であるから、これらの 3 変数が先の制約により貨幣ショックの影響を長期で受けないことは明らかである。しかし名目金利については、注意が必要である。ここで制約として考えるのは、貨幣の「超中立性（super-neutrality）」ではなく、単に「中立性」である。貨幣ショックは物価水準の恒久的変化をもたらすが、インフレ率の変化を生まない。そこで、貨幣ショックに対して、長期においては名目金利も実質金利と同じ動きをする。したがって、結果的に名目金利も含めて 4 変数が長期制約の影響を受けることになる。

推定の対象となる国は、G7（米、英、日、独、仏、伊、加）にポーランドを加えた 8 カ国であり、推定期間は国によりデータの利用可能性のために異なるが、基本的には 1960 年代から 1994 年頃である。ちなみに、日本は 1967 年 12 月から 1994 年 2 月で、サンプル数は「315」である。

推定結果をみると、マネーサプライ・ショックは実質株価に対して、8 カ国中 6 カ国で正の（恒久的ではないが）持続的な影響を及ぼすことが計測されている。中でも、日本は 8 カ国中最もその影響度が強く、正のマネー・ショックに対して実質株価が当初 2～3% 上昇し、その後 2～3 年かけて徐々に低下する、というインパルス反応が描かれている。また、分散分解をみても、マネーサプライ・ショックが実質株価の変動に占める割合は、米国やドイツでは 10～20% 程度であるのに対して、日本では短期で 50% 程度を占めており、日本におけるマネーサプライ・ショックが株価変動に与える大きさが際立って高いことが示されている。

推定結果を考察した後で、LastRAPES（1998）は推定結果の頑健性をチェックするため

に、当初の長期制約ではなく貨幣の中立性を有限期間（1、6、48ヶ月）で与えた場合にインパルス反応がどのように変化するかを検討している。これは、構造的 VAR モデルの長期制約について、Faust and Leeper（1997）らによりその識別方法に疑問が投げかけられていることに対応するためである。その結果は、先に述べた推定結果が十分に信頼できるものであることを示している、と結論付けている。

Lastrapes（1998）は、マネーサプライ・ショックが実質株価に影響する理由として、流動性効果と Fuerst（1992）らが指摘するような実質金利を通じた代替効果、それに将来の生産・売上げ増加による配当増加の効果、の3つを挙げ、2つ目の代替効果だけで説明するのは難しいとして、流動性効果と生産増加期待の2つが重要である、と考察している。

最後に論文では、実証分析の結果をふまえて3つの重要な課題が明らかになった、と述べている。まず1つ目は、金融政策の波及経路として流動性効果を含む景気変動の理論を検討すること。2つ目は、マネーと株価の相関が負になるようなモデルはここでの結果と整合的ではないこと。またインフレと株式収益率の不安定な関係は、実物ショックの相対的重要性によること。最後に3つ目は、各国でマネーは株価や国債の収益率に影響しているがその程度は国によって大きく異なるので、その違いがなぜ生じるかを検討する必要があること。

Lastrapes（1998）は、世界の主要国でマネーサプライ・ショックが株価に明確な影響を持つことを指摘しており、中でも日本に関して米国など他の国と比較して、特に大きな影響を発見したことは興味深い。また、構造的 VAR モデルについても、その制約の妥当性を有期の制約で確認するなど注意深い扱いがされている。ただし、ここではマネーサプライ・ショックを金融政策の変数と考えるのが分かりやすいが、金融政策を表す変数として何が適当であるかは大いに議論の余地がある。実際、彼らの論文でも金融政策とマネーサプライ・ショックの関係は議論されておらず、論文の問題意識はあくまでマネーサプライ・ショックに限定され、金融政策との関係はオープンのままである。金融政策の効果を検討するには、ここで紹介する他の論文が行っているように FF レートのような操作目標変数や当局の声明（statement）を利用する必要があるだろう。

4. Bernanke and Kuttner（2005）

この論文では、金融政策が株価に与える影響を計測するとともに、どのような要因を

通じてその変動が生じるのかを実証的に分析している。

まず最初に金融政策を識別する方法であるが、ここでは FF 先物レートを使って予想されない金融政策を識別する方法を用いる。この方法は、Krueger and Kuttner (1996) でその有効性が確認され、Kuttner (2001) で金融政策に対する金利の期間構造の反応を計測するために用いられた。

具体的には、FF レートの目標金利が変更された日（直後）の FF 先物レートと変更前（前日）の FF 先物レートの差を予想されなかった政策金利の変更とみなす。ただし、FF 先物レートは月中平均値で評価されるために、その変化幅は政策変更の影響を受ける月内の残り日数を反映したものになる。したがって、FF 先物レートの動きから政策の変更幅を類推するには政策変更の月内残り日数を考慮して調整する必要がある。

具体的に示すと、いま m 月の d 日に金融政策が変更されたとする。予想されない政策金利の変更幅 Δi^u は、次のように求めることが出来る。

$$\Delta i^u = \frac{D}{D-d} (f_{m,d}^0 - f_{m,d-1}^0) \quad (2)$$

ここで、 D はその月の日数、 $f_{m,d}^0$ は m 月の d 日の当限先物レートで右肩の「0」が当限を示す。この予想されない政策金利の変更幅 Δi^u から予想された政策金利の変化幅 Δi^e は次の関係で求められる。

$$\Delta i^e = \Delta i - \Delta i^u \quad (3)$$

Δi は実際に観察された FF レートの変化である。

こうして作成される金融政策の指標は、先に紹介した VAR モデルによる方法と異なり、モデルの特定化（具体的には VAR モデルの変数選択やラグ次数の選択）に依存しない、という利点がある。他方、FF レート先物市場はシカゴ商品取引所に 1989 年に設立された市場であるから、それ以前の分析やそうした先物市場の無い国の分析には応用できないという欠点がある。また、実際には、政策変更のアナウンスと FF レート変更のオペレーションの実施、および市場の開閉時間との前後関係など、政策変更時の個々の状況を精査する必要もある。

こうして作成された金融政策ショックを使い株式市場の反応をみる自然な方法は、政策変更のあった直後の株価変動（日次データ）を対象とするイベント・スタディーである。1989年6月から2002年12月までの期間を対象に、政策変更時のデータとして131組のサンプルを抽出し（2001年9月の同時爆破テロ後の利下げを除く）、分析に用いる。

推定の対象となるモデルは、(4)式に示すように被説明変数は株式収益率であり、説明変数は予想された金利変更幅や予想されなかった金利変更幅である。

$$H_t = a + b^e \Delta i_t^e + b^u \Delta i_t^u + \varepsilon_t \quad (4)$$

ここで、 H_t は株式収益率であり、 b^e や b^u が推定の対象になるパラメータである。

推定の結果、FFレートの生データや予想された金利変化は説明変数として統計的に有意ではなく、予想されない金利変化だけが株価にマイナスで統計的に有意に計測された。また、個々にデータを精査し、異常値と思われるデータを除いたり、推定期間の分割、あるいは政策の方向性やタイミングなどを考慮したモデルも推定しているが、いずれの場合も、予想されない金利変化の係数はマイナスで計測された。係数推定値の大きさは、概ね「-4」前後であり、説明変数が%単位であることを考えると、この結果は予想されないFFレートの引下げ0.25%に対して、株価指数は1%程度変化すること意味する。

さらにイベント・スタディーの結果を確認し、後半の時系列分析の準備とするために、月次データにより同様のモデルを推定している。推定期間は1989年5月から2002年12月でサンプル数164である。この結果は、やはり予想されないFFレートの上昇が株価指数に与える影響はマイナスで統計的に有意に計測されている。またその推定値の大きさは、イベント・スタディーの結果と比較して、絶対値で2倍以上の大きな値となっている。この大きな値については、かなりの程度まで時間集計の影響によるものであると述べられている。

また、月次データについては業種別の推定も行い、予想されないFFレートの係数推定値が、ハイテクと通信業で大きく、エネルギーや公益事業で小さい、という結果を得ている。

以上の分析で、予想されないFFレートの上昇が株式収益率に有意なマイナスの影響を与えることが確認できたが、論文の後半では、それがどのような理由で生じるかを検討するために株式収益率変動の要因を分解し、予想されないFFレートの変更がどの要因に強

く影響しているかを分析している。

株式の予想されない超過収益を将来の、配当、実質金利、超過収益、の 3 つの要因に分解し、VAR モデルでそれぞれ対応する値を得る分析が Campbell and Ammer (1993) で行われている。ここでもその方法を踏襲し、さらにそうした要因に金融政策のショックがどのように影響するかを検討している。

具体的には、株式の予想されない超過収益 e_{t+1}^y は、次のように分解できる。

$$e_{t+1}^y = \tilde{e}_{t+1}^d - \tilde{e}_{t+1}^r - \tilde{e}_{t+1}^y \quad (5)$$

ここで、

$$\left. \begin{aligned} \tilde{e}_{t+1}^d &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j \Delta d_{t+1+j} \\ \tilde{e}_{t+1}^r &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=0}^{\infty} \rho^j r_{t+1+j} \\ \tilde{e}_{t+1}^y &= (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j y_{t+1+j} \end{aligned} \right\} \quad (6)$$

である。 E_t は t 時点の情報に基づく期待値演算子、 ρ は割引率で既知の値、 d は配当（対数値）、 r は実質の安全資産の金利、 y は株式の超過収益（対数値）である。

(6) 式が示すように、予想されない株式の超過収益は配当、実質金利、超過収益の 3 つの要因に分解されるものの、いずれも t 時点と $t+1$ 時点の期待の修正で構成されるので直接観察できない。そこで、株式の超過収益や実質金利や、それらを予測するのに役立つ他の変数を含む VAR モデルを推定し、その残差や推定値から (6) 式の 3 つの要因を計算するという手順をとる。

実際に推定するモデルは、実質金利、株式収益、相対的手形レート、手形レート変化幅、円滑化された配当株価比率、10 年国債と 1 ヶ月 TB のスプレッド、の 6 変数からなる次のようなラグ 1 次の VAR モデルである。

$$z_{t+1} = Az_t + w_{t+1} \quad (7)$$

基本的な推定期間は 1973 年 1 月から 2002 年 12 月である。

ここで注意すべき点が 2 つある。1 つは、配当をこの VAR モデルに含めて直接 $\tilde{e}_{t+1}^d$ を求めることも出来るが、季節性や非定常性の問題を避けるために VAR モデルから求めるのではなく、VAR モデルの推定結果（残差の系列 w_t と係数推定値 A ）から $e_{t+1}^y, \tilde{e}_{t+1}^r, \tilde{e}_{t+1}^y$ を求め、その後で (5) 式にしたがって配当の系列 $\tilde{e}_{t+1}^d$ を求めている。

もう 1 つは、金融政策の効果をみるには、この VAR モデルに金融政策の変数を含めることも可能であるが、FF 先物レートを政策変数として使うとサンプル期間が大幅に短くなるという問題が生じる。そこで、いったん (7) 式を推定した後で、外生変数として予想されない FF 先物レートを与え、先の VAR モデルの予測誤差（残差）に回帰するという 2 段階法を考える。すなわち、次のようなモデルを考えることになる。

$$z_{t+1} = Az_t + \phi \bar{\Delta} i_{t+1}^u + w_{t+1}^\perp \quad (8)$$

ここで、 $\bar{\Delta} i_{t+1}^u$ は予想されない金融政策を表す月次の FF 先物レートのショックである。

この場合、係数行列 A には FF 先物レートのサンプル期間に依存せず、先の (7) 式の推定値が使える。他方で、2 段階目の係数推定値 ϕ の標準誤差は正しく計算できないという問題が残る。

そこで、Bernanke and Kuttner は予想されない FF 先物レートが株式の予想されない現在の超過収益 e_{t+1}^y や将来の超過収益の系列 $\tilde{e}_{t+1}^y$ 、実質金利の系列 $\tilde{e}_{t+1}^r$ 、あるいは配当の系列 $\tilde{e}_{t+1}^d$ などに影響する大きさを係数推定値 A や ϕ の関数として明示的に導出し、その上でデルタ法により 2 段階目の標準誤差を計算している。

こうした方法で、金融政策の予想されないショックは将来の超過収益と配当の系列に大きく影響し、実質金利を通じた影響は 1% 以下の小さな割合でしかないことが明らかになった。この結果に対して、金融政策が直接影響を与えるはずの実質金利を通じた効果が非常に小さいことから、著者たちは意外な結果であるとコメントしている。特に、Bernanke and Kuttner は金融政策のショックが将来の超過収益に大きく影響する理由として、次の 2 つの可能性を指摘している。まず 1 つは、金融政策が株式の保有コストや企業のバランスシートに影響を与え、株式の危険性自体に影響する経路がある。もう 1 つは、金融政策がインフレなどを通じて期待される消費水準に影響し、株式投資家のリスクに対する態度

に影響する可能性を指摘している。これらは、金融政策が実物経済に影響する新しい経路を示唆していると述べている。

この論文では、Kuttner らにより提案された FF 先物レートの動きを金融政策の指標とする方法を株式収益率の分析に応用している。直接に観察不可能な予想されない金融政策の動きを、先物市場の評価機能を使うというアイデアは、モデルの特定化に依存しないという利点を持つ。またこの論文では、単に株式収益率に与える影響を計測するだけではなく、株式収益率のどの要因に影響しているのかを数量的に考察しており、分析の視点を従来の研究から一歩先に進めている。この論文の結論は、これまでに紹介した研究と同様に金融政策が株価に大きな影響を与えることを示している。共著者の 1 人である Bernanke は 2006 年 2 月に FRB 議長に就任しており、金融政策の現場でも株価を含む資産価格が重要な役割を果たすことが十分に認識されていることを示す論文ともいえる。

5. Rigobon and Sack (2004)

この論文では、金融政策の変更が株価や金利に与える影響を、従来の VAR モデルやイベント・スタディーとは異なる新しい計量経済学的方法を開発し、検証している。この方法はイベント・スタディーによる分析をその特殊ケースに含むより一般化した方法とみることも出来る。このため、イベント・スタディーの妥当性も統計的に検証できる、という利点を持つ。

一般に、金融政策に対する資産価格（株価や金利）の反応を分析するときの問題点は、2 つある。1 つは、政策変数自身が資産価格からも影響を受けるという内生性の問題であり、もう 1 つは第 3 の変数群が政策変数と資産価格の両方に同時に影響するという欠落変数の問題である。

イベント・スタディーは、政策変更の前後の短い期間に限定してデータの変化を抽出し、政策変数が資産価格や他の変数から受ける影響を出来るだけ排除して分析する。しかし、Rigobon and Sack の方法はそれとは異なり、内生性の問題も欠落変数の問題も、そうした要因をモデルに明示的に反映させることから出発する。

まず最初に、次のような同時方程式モデルを考える。

$$\Delta i_t = \beta \Delta s_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\Delta s_t = \alpha \Delta i_t + z_t + \eta_t \quad (10)$$

ここで、 Δi_t は金融政策の変更を表す政策金利の変化、 Δs_t は株価のような資産価格の変化、 z_t は政策変数と資産価格の両方に影響する確率的要因（コモン・ショック）で、 ε_t は金融政策反応関数の確率的誤差項、 η_t は資産価格式の確率的誤差項である。

我々の目的は、資産価格式の係数パラメータ α を出来るだけ正確に知ることである。イベントスタディー・モデルでは（10）式の外生変数 z_t を省き、なおかつ（9）式のような政策反応関数を見捨てて推定する。同時方程式を扱う多くの計量経済学のテキストで指摘されるように²、（10）式に通常の最小二乗法（OLS）を用いると、その推定値はバイアスを持つ。一般に、同時方程式バイアスと言われるものである。

（9）式と（10）式の場合、推定値 $\tilde{\alpha}$ の期待値は次のようになる。

$$E\hat{\alpha} = \alpha + (1 - \alpha\beta) \frac{\beta\sigma_{\eta} + (\beta + \gamma)\sigma_z}{\sigma_{\varepsilon} + \beta^2\sigma_{\eta} + (\beta + \gamma)^2\sigma_z} \quad (11)$$

ここで、 σ_{ε} は政策反応関数の誤差項 ε_t の分散、 σ_{η} は資産価格式の誤差項 η_t の分散、 σ_z は確率的外生変数（コモン・ショック）の分散である。（11）式の第2項が同時方程式バイアスであるから、 $\alpha\beta=1$ という特殊な状況を除けば、一般的には $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_z \rightarrow \infty$ と $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_{\eta} \rightarrow \infty$ という条件を満たせば、極限において（11）式のバイアスがゼロに近づき、最小二乗推定量は一致性を持つことになる。

実際のところ、イベント・スタディーは政策変更時の短い期間を推定の対象とすることで、次の条件が成り立つようにデータを事前にコントロールする方法とみることができる。

$$\sigma_{\varepsilon} \succ \sigma_z, \sigma_{\varepsilon} \succ \sigma_{\eta} \quad (12)$$

政策の変更が行われる可能性のあるときには、確かに政策反応関数の誤差項 ε_t の分散が大きくなることが期待できる。

しかし、有限標本では（12）式の条件が成り立つとしてもバイアスの残ることは明らかである。しかも、こうした条件が成り立っているかどうかや、そのバイアスがどの程度の

² 例えば、北坂（2005）第10章を参照。

大きくなるかは不明である。

そこで、Rigobon and Sack (2004) は推定量のバイアスを取り除くために、データを2つのサブ・サンプル、 F と $\sim F$ に分割し、それぞれの期間における政策ショックの分散 σ_ε の違い（不均一分散）をパラメータの推定に利用する、という方法を提案した。基本的な発想は、同時方程式モデルにおける識別問題の応用である。

この推定方法が一致性などの望ましい統計的性質を持つためには、以下の仮定を必要とする。

①2つのサブサンプルの期間で、(9) 式や (10) 式のモデルは安定的である。すなわち、係数パラメータ α や β 、 γ は一定である。

②資産価格ショックの分散 σ_η とコモン・ショックの分散 σ_z は2つのサブ・サンプルで共通（均一分散）である。すなわち、 $\sigma_\eta^F = \sigma_\eta^{\sim F}$ 、 $\sigma_z^F = \sigma_z^{\sim F}$ である。

③政策ショックの分散 σ_ε だけが、2つのサブ・サンプルで異なり、不均一分散となる。すなわち、 $\sigma_\varepsilon^F > \sigma_\varepsilon^{\sim F}$ である。

仮定③を満たすには、2つサブ・サンプルをFOMCの会合日「policy dates」（サンプル F ）と、政策決定が無い日「non-policy dates」（サンプル $\sim F$ ）、とすればよい。ここで、FOMCの会合日は特定できるが、政策決定の無い日は数多くあるので、①や②の条件を考慮して論文ではFOMC会合日の前日が選ばれている。

このサブ・サンプルのもとで、同時方程式モデル (9)、(10) 式の誘導形モデルの分散共分散行列を各サンプルごとに Ω_F 、 $\Omega_{\sim F}$ と定義すると、次の関係を導くことができる。

$$\Delta\Omega = \Omega_F - \Omega_{\sim F} = \frac{(\sigma_\varepsilon^F - \sigma_\varepsilon^{\sim F})}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (13)$$

この関係式は、係数パラメータ α の推定値を分割した共分散行列の情報から得られることを示している。

こうして識別される係数パラメータ α の推定量を、Rigobon and Sack (2004) は2つ

の推定方法で計算できることを示した。1 つは、 $w_i \equiv [\Delta i_F - \Delta i_{\sim F}]$ や $w_s \equiv [\Delta s_F - \Delta s_{\sim F}]$ のような政策金利や資産価格（株価）のサブ・サンプル間の差を操作変数とする操作変数法であり、もう 1 つはそうした操作変数を使った一般化積率推定法（GMM）である。操作変数法は計算が容易であることや、その漸近的性質が既知であることが挙げられる。他方で、GMM の方が（13）式の情報をすべて用いるために有効性（efficiency）の点で優れていることが予想できる、と述べられている。

また検定方法についても、モデルの妥当性（前提条件）を検定する過剰識別制約の検定と、イベント・スタディー（の前提条件）の妥当性を検証する検定の 2 種類が提案されている。前者は、GMM でよく用いられるものであり、ここでは 2 つのパラメータを推定するのに 3 つの積率条件を使うために過剰識別となっていることを利用する。後者のイベント・スタディーの妥当性については、イベント・スタディーに基づく推定量とここで提案した不均一分散に基づく推定量から Hausman テストによる統計量を計算し、応用する。

さて実証分析であるが、彼らは 1994 年 1 月から 2001 年 11 月の間に行われた FOMC の会合を対象に、パラメータ α を推定した。データは、政策金利としてユーロ・ドル 3 ヶ月物の直近先物金利、株価としては S&P500 や Nasdaq、DJIA（ダウ・ジョーンズ工業平均株価）などを用いる。政策金利として、Kuttner(2001)のように FF レート先物金利ではなくユーロ・ドル 3 ヶ月先物を使うメリットは、前者が政策変更のタイミング・ショックの影響を強く受けるのに対して、後者は今後の金利水準の期待値を表すのに適切と考えられるからである、としている。

結果は、いずれの場合でも係数 α はマイナスで有意に計測され、政策金利の引き上げが株価を下落させることが示されている。また、過剰識別制約の検定により、不均一分散のモデルの妥当性は支持されている。推定値の大きさをみると、Nasdaq の受ける影響が最も大きく、政策金利 0.25 ポイントの引上げは、S&P500 で -1.7%、Nasdaq で -2.4% の下落を誘うという結果になっている。

また、イベント・スタディーの推定値は、不均一分散を利用した操作変数法や GMM の推定値よりも絶対値で小さく、その効果を過小に推定する可能性が示されている。なお、Hausman 検定では必ずしもイベント・スタディーの妥当性は否定されておらず、そのバイアスはマイルドなものである可能性が高い、と指摘している。操作変数法と GMM の推定値を比較すると、GMM の方が絶対値で推定値が大きく標準誤差が一様に小さいので、有効性の点で優れるのではないかと、という予想通りの結果になっている。

以上のように **Rigobon and Sack (2004)** の論文は、この分野でよく用いられたイベント・スタディーの方法をより一般化した新しい計量経済学的方法を用いており、その貢献は明確である。また、その推定値が従来の値よりも絶対値で大きく計測されることで、金融政策が株価に与える影響は従来指摘された以上に大きいことが示唆されており、この結果も重要であると考えられる。

6.まとめ

本論文では、金融政策が株価、あるいは株式投資収益率に与える影響を計測した研究を展望し、その計量経済学的方法を考察するとともに、その結果について概観した。最後に、いくつかの論点についてまとめを述べる。

まず1つ目の論点は、金融政策の識別方法である。計量分析の説明変数とするために、直接観察された操作目標変数の動きではなく、意図した、あるいは予想できない金融政策の系列を抽出しなければならない。その方法については、本論文の展望から3つの方法にまとめることが出来る。1つ目はVARモデルの利用、2つ目は"narrative approach"の拡張としての **Boschen-Mills** の指数の作成、3つ目は金融政策に反応する先物市場の活用、である。

VARモデルに操作目標変数を含め、その確率的誤差項を金融政策のショックとみなす方法は、80年代以降、広く用いられてきた。データの利用可能性の点で、多くの国を対象に比較的長期にわたり計測できる、という利点がある。他方で、変数やラグ次数の選択、定常化の方法など、その抽出がモデルの特定化に依存する、という問題がある。また、月次のような一定周期のデータの利用が前提となる、という制約もある。**Boschen-Mills** の指数については、金融政策についてきめ細かな考察が出来る反面、その指数の作成が恣意的になる可能性が高い、という欠点がつきまとう。

そこで近年、この分野の計量分析では **Kuttner** らにより提案された先物レートの利用が広く行われている。しかし、金融政策のショックを反映する適当な先物市場が存在しなければ、この方法は利用できない。また最近では、当初提案された **FF** 先物レートではなく、ユーロ・ドル先物市場を利用する研究も増えている。本論文で紹介した以外に、**Cochrane and Piazzesi(2002)**や **Craine and Martin(2004)**も金融政策のショックにユーロ・ドル先物市場を利用している。

2つ目の論点は、内生性や欠落変数への対応である。その対応は、本論文の展望から次

の4つの方法にまとめることが出来る。1つ目はVARモデル、2つ目はマルチ・ファクターモデル、3つ目はイベント・スタディー、4つ目は不均一分散推定、である。

1つ目のVARモデルにおいては、インパルス応答関数や分散分解を経済学的に解釈するために付加的な情報が必要になる。ここで紹介した論文は、同時点の逐次制約を想定したり(Thorbecke(1997))、経済理論を背景に長期制約を与える(Lastrapes(1998))という方法を採用している³。マルチ・ファクター・モデルの場合も説明変数の選択が必要になるが、McElroy and Burmeister(1988)の方法を用いる場合、VARモデルと異なりクロス・セクションの情報を利用できる利点がある。いずれを用いるかはデータの利用可能性や分析の視点に依存するが、いずれの方法も月次データを利用することが多く、中長期の反応を見るのに適していると思われる。他方、イベント・スタディーや不均一分散推定では、日次データや日内データにより政策変更の情報をピンポイントで利用する。このために、短期の資産価格の反応を計測するのに適している。

3つ目の論点は、金融政策が株価など資産価格に影響するとして、その波及経路に関する要因分解がある。Bernanke and Kuttner (2005)は、株式収益率を将来の配当、実質金利、収益に分解し、金融政策の変更がどの要因に影響しているかを分析している。こうした要因分解によって、より精緻な分析が可能になり、金融政策の波及経路についての考察が深まることが期待できる。

最後に、金融政策が株価に与える影響の計測結果についてまとめておく。いずれの研究でも、金融政策のショックは株価に統計的に有意に影響を与えている。その係数の大きさは、Bernanke and Kuttner (2005)による日次データ、あるいは日内データによるイベント・スタディーの結果から、大まかにFFレートの予想できない0.25%の引下げに対して株価は1%程度上昇する、という結果が得られている。

この結果は、Nasdaqや規模の小さい企業を対象にすると、株価の反応が大きくなる傾向がある。また推定を、Rigobon and Sack (2004)の提案した不均一分散を利用した方法に変更すると、係数推定値が大きくなる。さらにデータに関して、日次データではなく月次データに変更すると、時間集計の問題から係数推定値がやはり大きくなることが指摘されている。

以上のように、米国を中心に金融政策が株価に与える影響の研究は着実に蓄積されてお

³ VARモデルの識別問題については、北坂(1992)や宮尾(2006)を参照。

り、計量経済学的方法やデータ利用の点で進歩がみられる。これに対して、日本ではバブル経済の発生と崩壊やその後のゼロ金利政策と量的緩和など、この分野におけるめまぐるしい現実の変化に対して、学術研究はきわめて不十分な状態にある。当該分野の研究の蓄積が、一層と必要であることは明らかであろう。

参考文献

- 北坂真一（1992）「VARモデルに関する最近の議論と日本経済への応用」,『ESP』
No.232,29-32.
- 北坂真一（2001）『現代日本経済入門：「バランスシート不況」の正しい見方・考え方』,
東洋経済新報社.
- 北坂真一（2005）『統計学から始める計量経済学』有斐閣.
- 宮尾龍蔵（2006）『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社.
- Bernanke B. and Blinder A.(1992) The federal funds rate and the channels of
monetary transmission. *American Economic Review* 82, 901-921.
- Bernanke, B.S., Kuttner, K.N.(2005) What explains the stock market's reaction to
federal reserve policy? *Journal of Finance* 60,1221-1257.
- Blanchard, O. J. and Quah, D. (1989) The dynamic effects of aggregate demand
and supply disturbances. *American Economic Review* 79 655-673.
- Boschen, J.F., Mills, L.O.(1995) Tests of long-run neutrality using permanent
monetary and real shocks. *Journal of Monetary Economics* 35, 25-44.
- Campbell, J. Y. and Ammer, J. (1993) What Moves the Stock and Bond Markets?
A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns. *Journal of
Finance* 48,3-37.
- Chen, N.-F., Roll, R. and Ross, S. (1986) Economic forces and the stock market.
Journal of Business, 59, 383-403.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C.(1996) The effects of monetary
policy shocks: evidence from the flow of funds. *Review of Economic and
Statistics* 78, 16-34.
- Cochrane, J. and Piazzesi, M.(2002) The Fed and Interest Rates: A High
Frequency Identification. *American Economic Review* 92, 90-101.
- Cragg, J. G., and Donald, S.G. (1997) Inferring the Rank of a Matrix, *Journal of
Econometrics* 76, 223-50.
- Craine, R. and Vance, M.(2004) Monetary Policy Shocks and Security Market

Responses. Manuscript, University of California at Berkeley.

Fama, E. F. and Gibbons, M. (1984) A comparison of inflation forecasts. *Journal of Monetary Economics*, 13, 327-348.

Faust, J., Leeper, E.M.(1997) When do long-run identifying restrictions give reliable results? *Journal of Business and Economic Statistics* 15, 345-353.

Friedman, M. and Schwartz, J.A. A Monetary (1963) *History of the United States, 1867-1960*, Princeton University Press, Princeton, N.J.

Fuerst, T. (1992) Liquidity, loanable funds and real activity. *Journal Monetary Economics* 29, 3-24.

Gurkaynak, R., Sack, B. and Swanson, E.(2005) Do Actions Speak Louder Than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking* 1, 55-93

Krueger, J. T., and Kuttner, K. N. (1996) The Fed Funds Futures Rate as a Predictor of Federal Reserve Policy. *Journal of Futures Markets*, 16, 865-879.

Kuttner, K. N. (2001) Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market. *Journal of Monetary Economics*, 47, 523-44.

Lastrapes, W. D. (1998) International evidence on equity prices, interest rates and money. *Journal of International Money and Finance*, 17, 377-406.

Marshall, D. A. (1992) Inflation and asset returns in a monetary economy. *Journal of Finance*, 47, 1315-1342.

McElroy, M., and Burmeister, E.(1988) Arbitrage pricing theory as a restricted nonlinear multivariate regression model: ITNLSUR estimates, *Journal of Business and Economic Statistics* 6, 29-42.

Rigobon, Roberto, and Brian Sack.(2004) The Impact of Monetary Policy on Asset Prices. *Journal of Monetary Economics* 51, 1553-75.

Romer, C., Romer, D.(1989) Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. in Blanchard, O.J. and Fischer, S. eds.,

NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, Cambridge, Mass.

Thorbecke, W. (1997) On stock market returns and monetary policy. *Journal of Finance* 52, 635-654.

Tobin, J.(1978) Monetary policy and the economy: The transmission mechanism. *Southern Economic Journal* 44,421-431.