

論 文

金融政策の金利期間構造に与える影響について：

——構造 VAR による検証*——

中 島 清 貴[†]

概 要

本稿は、Christiano, Eichenbaum, and Evans [1996a][1996b]のアプローチを援用することで外生的な金融政策ショックの識別を図り、金融政策ショックの金利期間構造に与える影響を構造 VAR の方法に則って分析している。また、日本のマクロ経済に構造変化が生じていることの可能性を統計的に吟味すべく、誘導形の VAR モデルに対して構造変化の検定を適用したところ、1995年頃に構造変化が生じていることの可能性が指摘される。この1995年の時期は、バブル崩壊以降の不況に対応すべく、日銀がその操作目標であるコール・レートの誘導水準を0.5%以下に設定することに始まった低金利政策の開始時期と期を一にしており、この低金利政策を端緒として国債のイールド・カーブは下限へと推移するに至った。本稿では、この1995年の構造変化時点を、日本のマクロ経済・金融政策・金利期間構造、以上3つの分析対象に対する結節点と捉え、構造変化時点の前後で、金融政策ショックに対する金利期間構造への影響の仕方が如何様に変質しているのかを議論している。そこで、本稿の分析から得られた事実は以下の通りである。第一に、金融政策ショックの国債イールドに与える影響は、1995年以前においては、短期の国債ほど大きな影響が付与され、残存期間の長い国債ほど影響は小さくなっていく。ここでの結果は、米国の戦後の国債データを用いて同様の研究を行った Evans and Marshall [1998] の指摘するところと同じものである。第二に、1995年以降においては、逆転現象が起きており、短期の国債ほど金融政策ショックに対する影響は小さく、残存期間の長い国債ほど影響は大きくなっていく。第三に、金融政策ショックに対する期間プレミアムへの影響に関して、1995年以前においては、全ての残存期間の国債に負の期間プレミアムが課されることの可能性が指摘される一方、1995年以降においては、全ての残存期間の国債に正の期間プレミアムが課され、両期間共に残存期間の長い国債ほどその影響が大きくなっていくことの可能性が指摘される。第四に、金融政策ショックに対する期間プレミアムの動向を受けて、前期では、金融政策引締めに伴って生じる将来消費の落ち込みというリスクに対して、無担保翌日物コール・レートを安全資産収益率と位置付けた時、国債市場が依然リスクのヘッジ機能を果たしていた可能性が指摘され、対して後期では、金融引締めに伴って、日本の国債市場がリスクのヘッジ機能を果たさなくなってしまう可能性が指摘される。このことから、ゼロ金利政策を解除するための要件として、ゼロ金利解除の時期までの将来の短期誘導金利の経路を日銀が明確にアナウンスすることを通じ、市場参加者の期待形成の大幅な改訂を伴うような事態をあらかじめ回避していくことが求められる。

キーワード：金融政策ショック，金利期間構造，構造 VAR

* 本稿の作成にあたって、立花実氏、田中敬一氏、平田憲次郎氏、福田佑一氏、本多佑三氏（大阪大学）、斎藤誠氏（一橋大学）、高木真吾氏（北海道大学）竹田陽介氏（上智大学）より非常に有意義なコメントを頂いた。ここに感謝の意を記したい。ただし、本論文中で示された誤りは、言うまでもなく全て筆者個人に帰するものである。

† E-mail:nakakiyo@kyotogakuen.ac.jp

1 はじめに

各国中央銀行が金融政策を試行するにあたって、政策運営の起点となりうるのは短期金融市場の場である。そして、現行の多くの先進国中央銀行が短期金融市場の場で実現される市場金利を政策運営上の操作目標として重視していると考えることに対し、多くのマクロ経済学者達の間で意見の一致が得られている。とりわけ日本銀行（以下、日銀）は、日本の代表的短期金融市場であるコール市場の需給を調整し、そこで実現される翌日物コール・レート¹の値を外生的に操作することを通じて、物価の安定や景気の維持等の政策目標を達成しようと試みてきた。

他方、中央銀行の制御下にある短期市場金利と中期・長期の市場金利との間にある関係性は、「金利の期間構造」(Term Structure of Interest Rates)の名で知られ、通常それはイールド・カーブによって表現される。このイールド・カーブの高さや形状が示唆するところの金利の期間構造についての議論は、過去、金融政策上の議論とは別の次元で、その理論的・実証的な展開がなされてきた。しかし、各残存期間別の債券間に何がしかの関係性が存在すると仮定するならば、政策当局による短期市場金利の変更が、相対的に中期・長期の市場金利に影響を与え、しいては金利の期間構造に何らかの変化をもたらすこととなるはずである。事実、ターム物市場に限って言えば、平常時の日銀の政策スタンスは、政策的に誘導された翌日物のコール・レートが、民間主体の裁定行動を通じて相対的に長いターム物の金利に波及していくことを想定している。したがって、金融政策が金利の期間構造に対してどのような影響を与えるのかという問題を実証的に検証していくことは、金融資産の価格形成の側面からその波及効果を概念化していくという意味において、経済学的な関心を惹起させるのみならず、政策運営上においても重要な課題であると言えよう。

本稿の主要な目的は、今まで全く別の次元で展開されてきた金融政策上の議論と、金利の期間構造の議論との間に横たわる溝を埋めるべく、今後のマクロ経済学の議論に資するような定型的な事実を提供することにある。この目的を達成すべく、本稿は、Christiano, Eichenbaum, and Evans [1996a][1996b]のアプローチを援用することで外生的な金融政策ショックの識別を図り、金融政策ショックの金利期間構造に与える影響を構造VARの方法に則って分析していく。

ところで、1980年代中ば以降、日本のマクロ経済に構造変化が生じたかどうか、という問題については、現在もマクロ経済者達の間で議論が分かれるところであろう。Miyao [2000]は、2種類の誘導形VARモデルに対して構造変化の検定を試行したところ、資産価格バブルに沸いた1980年代後半の日本経済に構造変化が生じたと考えることの根拠は乏しく、むしろ1995年前後の日本経済に構造変化が生じたことの可能性を指摘している。本稿では、Miyaoの分析で使用されたものとは異なる誘導形VARモデルに対し、Christiano [1986]やLütkepohl [1989]によって提案された2種類の構造変化の検定方法を適用することで、日本のマクロ経済に構造変化が生じていることの可能性を統計的に検証している。その結果、1995年頃に構造変化が生じていることの可能性が指摘され、Miyaoの検定結果が支持されるに至った。

では、日本のマクロ経済に構造変化が生じたと推察されるこの1995年の時期を、金融政策の観点から眺めた時、日銀はどのような政策運営を展開しようとしていたのであろうか。図1-1

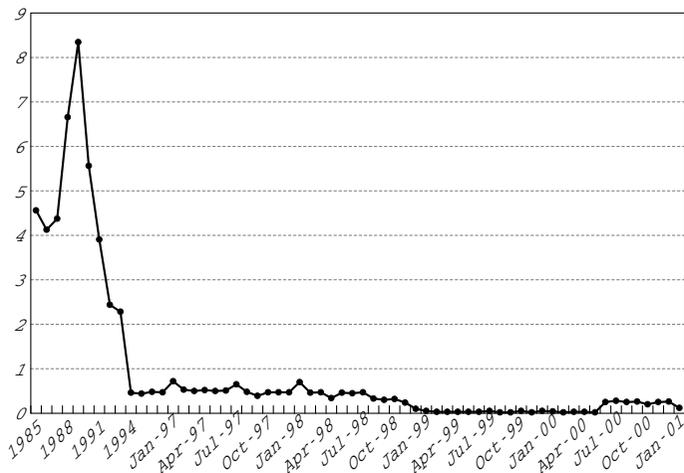


図1-1：無担保・翌日物コール・レート（月平均）
（1997年1月から月次データ）

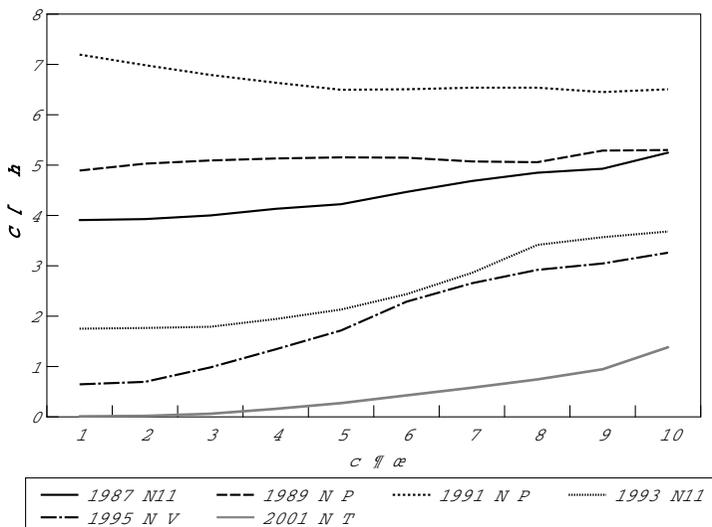


図1-2：イールド・カーブの推移

図1：コール・レートとイールド・カーブの変遷

に、1985年以降の無担保・翌日物コール・レートを時系列でプロットしたグラフが。図1-2に、ある時点の国債イールド・カーブをプロットしたグラフが図示されている。日本経済が資産価格バブルによる好景気を迎えていた1980年代半ばから1990年代初頭の日銀によるコール・レートの誘導水準は5%を超え、国債イールド・カーブもその傾きを小さくしながら5%を超える水準に位置していることが見て取れよう。しかし、1990年代初頭のバブル経済の崩壊以降、折からの不況に対応すべく、日銀はその政策的判断からコール・レートの誘導水準を徐々に引き下げていくこととなる。そして遂には、1995年7月に至り、0.5%以下にまでコール・レートの誘導水準が引き下げられていく。超低金利政策の始まりである。この1995年の超低金利政策の施行に伴い、国債のイールド・カーブは下限へと推移していくこととなった。この下限に

推移した国債イールド・カーブは、1930年代混乱期の米国で、連銀による超低金利政策によってもたらされたイールド・カーブに類似するものであるとも指摘されている¹⁾。

戦後米国の国債データを用いて、金融政策ショックが国債イールドに対してどのような影響をもたらすのか、という問題を実証的に検証した研究として、Evans and Marshall [1998] が挙げられる。彼等の研究では、連銀の政策ショックが短期の国債イールドにのみ有意な影響を与え、中期・長期の国債イールドに対する影響は無視されるほど小さくなっていくことが指摘されるに至っている。彼等は、この指摘を定型的事実と位置付けた後、Lucas [1990]、Fuest [1992]、Christiano and Eichenbaum [1995] 等によって導入されたキャッシュ・イン・アドヴァンス制約 (CIA 制約) 下にある代表的個人の理論的枠組みと、そのキャリブレーションを通じて、この事実が理論的にも説明されえることを主張している²⁾。ここで留意されるべきは、彼等の実証結果が、フェデラル・ファンド・レートが明らかにゼロから離れた水準で推移し、その意味で連銀が「通常の」金融政策を営んできた「戦後」米国の実証結果である、という点に求められる。果たして彼等の実証結果は、超低金利政策によってコール・レートが下限に設定され、1930年代混乱期の米国で記録されたようなイールド・カーブを描いている1995年以降の日本経済にも当てはまるような普遍的な事実なのであろうか。この問題に対し、本稿ではまず、1995年の時期を日本のマクロ経済、日銀の金融政策、そして国債イールドの期間構造、以上3つの分析対象の結節点と捉え、その前後で金融政策ショックに対する国債イールドの影響の仕方が如何様に変質しているのか、という問題意識を通じて解答を模索していくことにする。

そこで、本稿の議論から指摘される事実は以下の通りである。まず、金融政策ショックの国債イールドに与える影響は、1995年以前においては、短期の国債ほど大きな影響が付与され、残存期間の長い国債ほどその影響は小さくなっていくことの可能性が指摘される。ここでの結果は、米国の戦後の国債データを用いて同様の研究を行った Evans and Marshall [1998] の指摘するところと同じものである。一方、1995年以降においては逆転現象が起きており、短期の国債ほど金融政策ショックに対する影響は小さく、残存期間の長い国債ほどその影響は大きくなっていくことの可能性が指摘される。さらに、1995年以前においては、金融政策ショックに対する期間プレミアムへの影響に関して、全ての残存期間の国債に対し負の期間プレミアムが課される一方で、1995年以降においては、全ての残存期間の国債に正の期間プレミアムが課されており、両期間共に、残存期間の長い国債ほどその影響は大きくなっていくことの可能性が指摘される。さらに、金融政策ショックに対する期間プレミアムの動向を受けて、前期では、金融政策引締めに伴って生じる消費の落ち込みというリスクに対し、無担保翌日物コール・レートを安全資産収益率と位置付けた際、日本の国債市場が依然リスクヘッジの機能を果たしていたことの可能性が指摘され、後期では、金融引締めに伴って、日本の国債市場がリスクヘッジの機能を果たさなくなってしまうことの可能性が指摘される。

本稿の構成は以下の通りである。まず次節では、金融政策ショックの識別を如何にして行い、残存期間の異なる国債イールドへの影響をどのように分析していくのか、という問題を構造

1) Clouse, Henderson, Orphanides, Small, and Tinsley [2000] を参照。

2) Evans and Marshall [1998] の研究についての詳細は、補論1を参照されたい。

VARの方法論に関連させて議論していく。第3節では、第2節で提案された構造マクロ経済モデルを通じて、日本のマクロ経済に構造変化が生じているか否かについての議論を展開していく。第4節では、第3節での構造変化の検定結果を受けて前期・後期に分割された標本を通じ、それぞれの標本期間で金融政策ショックに対する金利の期間構造の影響を分析している。第5節では、「消費資産価格決定モデル」(C-CAPM, Consumption-based Capital Asset Pricing Model)から単純な金利期間構造のモデルを導出し、第4節の実証結果を、どのように解釈すべきかについて議論を行い、最後に、第6節で1995年以降の分析結果からゼロ金利政策解除の要件が考察され、併せて本稿の分析を通じた結論と今後の課題が議論される。

2 金融政策ショックの識別と構造 VAR

金融政策の期間構造への影響を考察するために、本稿では構造 VAR の方法を適用することにより、金融政策ショックの識別を図りながら満期の異なるイールドへの影響を観察していく旨は前節で議論した通りである。そこで、日本の金融政策ショックをどのような方法で識別すべきかという問題が浮上してくる訳であるが、本稿では、特に、Christiano, Eichenbaum, and Evans [1996a][1996b] (以下、CEE とする) ³⁾によって提案された金融政策ショックの識別方法を援用していく。本節では、構造マクロ経済モデルを誘導形 VAR モデルに変換していく過程としての構造 VAR の方法を、CEE による金融政策ショックの識別方法と関連させて議論していく。

2.1 構造マクロ経済モデル

まず、CEE のアプローチを援用するにあたり、日銀の意思決定をより良く反映しうる政策変数 (Monetary Policy Instrument) を一つ選択する必要がある。量による指標としてはハイパワード・マネーが、質による指標としてはコール・レートがその候補に挙がるであろう。本稿では、中島 [2002a][2002b] の分析結果に従い、コール・レート (CR_t) を日銀の政策変数として位置付けていく。すると、日銀の政策ルールは CEE の記述に従い、以下のように表すことが出来る。

$$CR_t = f(\Omega_t) + \sigma \varepsilon_t \quad (1)$$

Ω_t は、 t 時点における政策当局の情報集合を表し、 f は、政策当局の、所与の経済状況に対する反応を記述する政策反応関数を表している。特に本稿では、以下、 f を線形関数として仮定していく。また、 ε_t は、1 の分散を有する、日銀の政策決定に影響を及ぼすような外生的シ

3) 金融政策ショックの識別を日本の制度的枠組みで試行した先行研究として、Shioji [2000]、中島 [2002a][2002b] が挙げられる。Shioji では、VAR に含まれる全ての変数間に同時的な (Contemporaneous) 制約を掛けた上で、日銀の政策ショックを識別していく Sims-Zha [1998] のアプローチを展開し、その中で、日銀はコール・レートを多分に意識しながら、ハイパワード・マネーをも意識してきたことを結論付けている。一方、中島においては、VAR に含まれる変数を実物部門と政策部門に分類した上で、政策部門の変数に対し、短期準備預金市場の均衡モデルの構築を図りながら金融政策ショックを識別していく Bernanke-Mihov [1998] のアプローチを展開し、日銀の意思決定をより良く示す政策変数はコール・レート単一変数であることを結論付けている。本稿では、金融政策ショック識別の過程で、VAR の中に多くの変数を含むことを要求する Shioji、中島の方法を適用せずに、特定の政策変数を仮定した上で、金融政策ショックの識別を試行していく Christiano, Eichenbaum, and Evans (CEE) のアプローチを援用していく。

ショックを表し、 σ は、その標準誤差を表している。⁴⁾

次に、金融政策ショックのイールドに対する動学的な影響を分析するために、以下のような構造マクロ経済モデルを提示する。

$$\begin{bmatrix} a & b \\ c & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_t \\ y_t^n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A(L) & B(L) \\ C(L) & D(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{t-1} \\ y_{t-1}^n \end{bmatrix} + \sigma \begin{bmatrix} \varepsilon_t^X \\ \varepsilon_t^n \end{bmatrix} \quad (2)$$

X_t は、 t 時点におけるマクロ経済変数を含むベクトルを表し、 y_t^n は、 n 期後に満期を迎える t 時点における国債のスポット・レートを表している。⁵⁾なお、政策変数としてのコール・レート CR_t は、 X_t の要素として構造マクロ経済モデルに含まれ、したがって、日銀の政策ルールを表す(1)式は、(2)式の構造マクロ経済モデルに含まれる式の一つとして推定されることになる。次に、 a は対角要素に1が並ぶ正方行列を表し、 b はスカラーを、そして、 c は行ベクトルを表している。⁷⁾さらに、 $A(L)$ は、ラグ演算子 L を伴う行列多項式を表し、 $C(L)$ は行ベクトルによるラグ演算多項式を、そして $B(L)$ 、および $D(L)$ は、スカラーによるラグ演算多項式を表している。また、確率過程 $\{\varepsilon_t^X, \varepsilon_t^n\}$ は、独立に、かつ同一に分布するベクトル確率過程を表し、個々の構造ショックは互いに独立で、1の分散を有するものと仮定される。 $\bar{\sigma}$ は、これら構造ショックの標準誤差が対角要素に並ぶ対角行列を表している。

さて、(2)式の構造マクロ経済モデルを前提に、日銀の政策ショックを識別することを以下試みていくわけであるが、通常構造VARの方法に則り、上記の構造パラメーターに対して、経済理論との整合性と保ちながら、何らかの制約を課していくことが要請される。まず、経済変数間の同時点間の制約については、Leeper, Sims, and Zha [1996]の研究に従い、 $b=0$ の制約を課していく。⁸⁾更に、本稿では、Evans and Marshall [1998]の米国の先行研究に従い、経済変数間のダイナミクスに対しても、 $B(L)=0$ の制約。つまり、マクロ経済が各残存期間別の国債に対してブロック外生的であることを制約に加えることにより政策ショックの識別を図っていく。⁹⁾これら、 $b=0$ 、 $B(L)=0$ の二つの制約は、マクロ経済変数の決定メカニズムを記述する X_t のシステムの中に、国債のイールドが入ってこないことを含意するもので、これら

4) 金融政策ショック $\sigma\varepsilon_t$ をどのように解釈すべきか、という問題についてはChristiano, Eichenbaum, and Evans [1998]の第2章を参照されたい。ここでは単に、日銀政策委員会のメンバー達による、幾つかの経済問題に直面した時の、政策的な比重の置き方の変化であったり、個々のメンバー間の政治的な力関係の変化等を反映するものとして解釈される。

5) 国債のスポット・レートの導出方法については補論4を参照せよ。

6) つまり、(2)式の構造マクロ経済モデルの文脈では、日銀が政策上の意思決定を行う際の情報集合 Ω_t は、 $i \geq 1$ における X_{t-i} 、 y_{t-i}^n によって構成されるのみならず、 a と b の制約の掛け方に依存しながら、 y_t^n 、 X_t によっても構成されることになる。

7) ここでは $d=1$ として記述されているが、これは単に記述と計算の便を図ったものに過ぎず、以下の分析に影響を与えるものではない。

8) Leeper, Sims, and Zha [1996]は、ある時期の政策当局の情報集合の中に当該期の国債市場に関する情報が含まれ、かつ期待仮説が近似的に成立している場合、金融政策ショックの識別に失敗することの可能性を議論している。

9) Evans and Marshall [1998]は、CIA制約下にある代表的個人の理論的枠組みにおいて、マクロ経済の均衡条件が残存期間2期以上の国債に対して外生的に決まってくることを理論的に示している。Evans and Marshallの金利期間構造モデルについては、補論1を参照されたい。なお、筆者は、補論2において、グレンジャーのブロック外生性の検定手法を適用することにより、マクロ経済が各残存期間別の国債に対して外生的であるか否か($B(L)=0$ が成立するか否か)についての検証を別途行っている。検定結果は、概ね、マクロ経済が国債に対して外生的であることの可能性($B(L)=0$ が成立する可能性)を統計的に示唆するものであった。このことから、Evans and Marshallの提示したモデルからの理論的含意のみならず、実証的にも $B(L)=0$ を仮定することの妥当性が指摘される。詳細は、補論2を参照されたい。なお、Bernanke and Woodford [1997]は、政策当局が、国債市場のみならず、資産価格一般に関する情報を、その政策運営の為に活用した場合、生産とインフレーションについて、「非決定性」(indeterminacy)の問題が生じる可能性を議論している。

の制約により、識別すべき金融政策ショックが国債の満期 n に依存しないことが保証される。そこで、(2)式の構造マクロ経済モデルは、次式のように変換出来る。

$$aX_t = A(L)X_{t-1} + \varepsilon_t^X \quad (3)$$

$$y_t^n = -cX_t + C(L)X_{t-1} + D(L)y_{t-1}^n + \varepsilon_t^n \quad (4)$$

上記のシステムを誘導形の VAR モデルに変換すると、

$$X_t = a^{-1}A(L)X_{t-1} + a^{-1}\varepsilon_t^X \quad (5)$$

$$y_t^n = \{C(L) - ca^{-1}\}A(L)X_{t-1} + D(L)y_{t-1}^n + \{\varepsilon_t^n - ca^{-1}\varepsilon_t^X\} \quad (6)$$

誘導形(6)式の予測誤差を u_t^n と置くと、

$$u_t^n = -ca^{-1}\varepsilon_t^X + \varepsilon_t^n \quad (7)$$

したがって、 ε_t^X の第 j 要素 ε_t^j が金融政策ショックであると仮定すると、政策ショックに対する y_t^n の同時点間における反応は、

$$y_t^n \frac{\partial y_t^n}{\partial \varepsilon_t^j} = -ca_j^{-1} \quad (8)$$

と表すことが出来る。ただし、 a_j^{-1} は、正方行列 a^{-1} の第 j 番目の列の要素を取り出した列ベクトルとして定義されている。

2.2 CEE による金融政策ショックの識別

CEE の分析枠組みでは、金融政策ショックの識別を試行するにあたり、政策当局の行動様式に対して、2つの仮定が要請される。

1つ目の仮定では、政策当局が特定の政策変数を誘導する際、現在の物価水準、または生産や失業率等、実物経済の動向を示すような指標を観察しながら政策運営を行い、これらの指標が政策に対して反応を示すまでに、少なくとも1期の波及ラグを伴うことが想定される。この仮定の下では、(1)式による政策当局の情報集合 Ω_t の中に、生産・物価に関する情報が、過去の情報だけでなく、今期の情報も含まれることが含意され、データ・ベクトル X_t の中で、生産・物価に関わる実物変数は、政策変数よりも上に並べられることになる。本稿では特に、生産に関する指標として、鉱工業生産指数 (IIP: 原指数, 1995年 = 100, 季調済) の前月比成長率 (ΔIIP) を採用し、物価に関する指標として、卸売物価指数 (WPI: 国内, 1995年 = 100, X11 により季調済) を用いて計算された前月比インフレ率 (INF) を採用する。なお、日銀の政策変数としては、前述の通りコール・レート (CR: 担保翌日物, 月平均) が採用される。

2つ目の仮定では、政策当局が政策変数を誘導する際、マネー・ストックや準備預金等、金融変数の過去の動向を観察しながら、現時点での政策判断を下すこと、そして、これら金融変数の金融政策に対する影響が、ラグを伴わずして波及されていくことが想定される。この仮定の下では、政策当局の情報集合 Ω_t の中に、金融変数に関する情報として、今期の情報は含

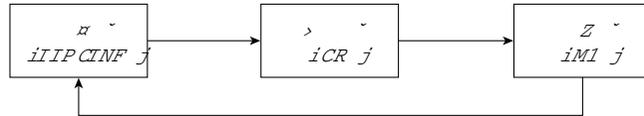


図2：金融政策のフィードバック・ルール

まれば、過去の情報のみが含まれることが含意され、金融変数はデータ・ベクトル X_t の中で、政策変数よりも下に並べられることになる。本稿では、金融変数として、M1による名目マネーサプライ（M1：月平均残高，季調済）の前月比成長率（ $\Delta M1$ ）を採用する。したがって、本章では、マクロ経済変数のデータ・ベクトル X_t は、 $X_t \equiv (\Delta IIP_t, INF_t, CR_t, -M1_t)$ として記述されよう。なお、標本は1985年1月から2001年11月までを採用している。

なお、以上2つの仮定をもって、実物経済の状況と政策当局の行動、そして金融変数との関係性を「金融政策のフィードバック・ルール」として図示するならば、図2のように表すことが出来、(1)式を通じて日銀の政策ルールを記述するならば、以下のように表すことが出来る。

$$CR_t = -a_{31}IIP_t - a_{32}INF_t + A_3(L)X_{t-1} + \bar{\sigma}_{33}\epsilon_t^3 \quad (9)$$

ここで、 a_{ij} は、行列 a の i 行 j 列の要素を表し、 $A_3(L)$ は、ラグ行列多項式 $A(L)$ の3番目の列を。そして、 $\bar{\sigma}_{33}$ は、行列 $\bar{\sigma}$ の3行3列目の要素を表し、金融政策ショック ϵ_t^3 は、 ϵ_t^X の3番目の要素で、 ϵ_t^X の他の要素と独立であると想定される。なお、上記のフィードバック・ルールによって識別された金融政策ショックの特徴は、次の2点である。(1) ΔIIP と INF は、金融政策ショックに対し、1期のラグを伴った上で反応を示す。(2) $\Delta M1$ は、金融政策ショックに対し、ラグを伴わずに反応を示す。¹¹⁾そこで次節以降では、本節で提出されたモデルを前提に議論を行っていく。¹²⁾

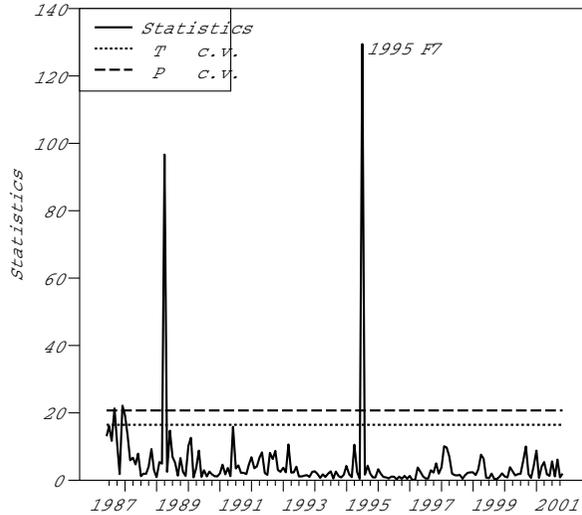
3 構造変化について

日本経済の構造が、図2のフィードバック・ルールによって記述されるとするならば、日本経済の「構造変化」(Structural Breaks)に伴って、日銀の政策ルールが変化することの可能性、および、日銀の政策ルールの変化に伴って、日本経済の構造的な変化が生じることの可能性が推察されよう。この推察は、構造マクロ経済モデル(3)式の係数パラメーターが、その構造変化時点の前後で異なる値を記録するならば、日銀の政策ルールを記述する(9)式の係数パラメーター

10) コール・レート (CR_t) を除く X_t の3変数に対しては、もとの変数に自然対数を取った後に差分をとり、100を掛け合わせている。この変数操作によって、インパルス応答関数による分析結果を、当該変数の変化率として解釈することが出来る。

11) ここに、CEEの分析枠組みに基づいて識別された金融政策ショックが、「逐次的 (Recursive)」であると言われる所以がある。なお、金融政策ショックの識別にあたり、実物部門の変数間の並べ方、および金融部門の変数間の並べ方によって、当該ショックに対するインパルス応答関数の分析結果が依存しないことをCEE [1998]は証明している。詳細は本章の補論3を参照されたい。

12) 推定方法は以下のように行われる。まず、(5)式、(6)式の誘導形VARモデルを通常の最小二乗法により推定し、 a^{-1} の情報(および、 a_t^{-1} の情報)を「コレスキー分解」(Cholesky Factorization)により回復する。次に、(5)式と(6)式の推定で得られたVARイノベーションを利用することにより、(7)式からの情報を、通常の最小二乗法を適用することにより回復する。この手続きを通じて、金融政策ショックのに対する影響、および国債のイールドに対する影響をインパルス応答関数の導出を通じて分析していく。



1. 検定統計量については、自由度4のカイ二乗検定統計量が記述されている。
2. 1%、および5%の臨界値 (Critical Value) は、Andrews [1993]より得ている。

図3：構造変化の検定（Lütkepohlの方法）

も構造変化時点の前後で異なる値を記録することの可能性に対応するものである。日銀の政策ルールを記述する(9)式は、マクロ経済変数 X_t の決定メカニズムを記述する(3)式に含まれる方程式の1つである。したがって、金融政策ショックを識別するにあたって、 X_t の決定メカニズムを記述する(3)式に構造変化が生じているか否かを検証することなしに分析を進めると、金融政策ショック識別の過程で誤った推論を導出してしまふ可能性がある。ここでは、Lütkepohl [1989] と Christiano [1986] によって提案された誘導形 VAR モデルについての構造変化の検定方法を通じて、 X_t の誘導形 VAR モデル(5)式に構造変化が観察されるか否かを、日銀の過去の金融政策上の変化と関連させて議論していくことにする。

3.1 Lütkepohlの方法による構造変化の検定

Lütkepohl [1989] により提案された構造変化の検定統計量は以下の通りである。

$$\lambda_1 = \frac{T}{(T+k_1p+1)} u_{t+1}' \sum_t^{-1} u_{t+1} \quad (10)$$

この検定の帰無仮説は、「 $H_0: X_{t+1}$ が、 X_1, \dots, X_t を生成する同じ VAR モデルによって生成される」で、対立仮説は、「 $H_1: X_{t+1}$ が、 X_1, \dots, X_t を生成する同じ VAR モデルによって生成されない」である。ここで \sum_t^{-1} は、(5)式の誘導形 VAR モデルを t 期までの標本によって推定し、それによって得られた VAR イノベーションの分散・共分散行列の逆行列を。 u_{t+1} は、 t 期までの標本によって推定された(5)式の誘導形 VAR モデルを通じて得られる 1 期先の予測値と、 $t+1$ 期の実現値との予測誤差を表している。なお、 T は t 期までの推定に用いられる標本数を表し、 k_1 は(5)式の誘導形 VAR に含まれる変数の数を表している。そして、 p は誘導形 VAR のラグ次数を表している。なお、Lütkepohl により、 λ_1 は漸近的に $\chi^2(k_1)$ に収束するこ

とが証明されている。なお検定に際して、誘導形 VAR のラグ次数を 4 期採っている。¹³⁾

図 3 に、検定統計量 λ_1 を、1985 年 1 月を基準に、 $t+1=1987$ 年 6 月から $t+1=2001$ 年 11 月まで逐次的にずらすことにより求めた検定結果が図示されている。1%、および 5% 臨界値 (Critical Values) を超える検定統計量を記録しているのは、日本経済が資産価格バブルに沸いた 80 年代後半の時期 (1989 年 4 月) と、バブル崩壊以降の平成不況の只中での、日銀による度重なる公定歩合の低位誘導に端を発した低金利政策の開始時期 (1995 年 7 月) である。1987 年 6 月の時点よりも、1995 年 7 月の時点の検定統計量の方が、より大きい値を記述してはいるものの、この段階では 2 時点で構造変化が生じていることの可能性は否めず、次の Christiano の方法による構造変化の検定結果を待って判断を下すことにする。

3.2 Christiano の方法による構造変化の検定

Christiano [1986] により提案された構造変化の検定統計量は以下の通りである。

$$\lambda_2 = (T_{all} - k_2) (\log |\hat{\Sigma}_0^{H_0}| - \log |\hat{\Sigma}_1^{H_1}|) \quad (11)$$

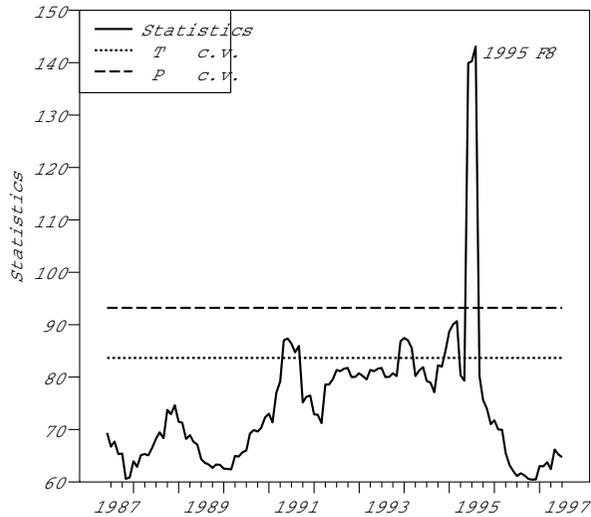
この検定の帰無仮説は、「 H_0 : (5) 式の誘導形 VAR モデルの定数項を除く全てのパラメーターの値が、全標本を通じて変化しない」で、対立仮説は、「 H_1 : (5) 式の誘導形 VAR モデルの定数項を除く全てのパラメーターの値が、ある構造変化時点を境に異なった値をとる」である。ここで、 $\hat{\Sigma}_0^{H_0}$ は、(5) 式の誘導形 VAR モデルを全標本によって推定し、それによって得られた VAR イノベーションの分散・共分散行列を。一方、 $\hat{\Sigma}_1^{H_1}$ は、ある構造変化時点以降 1 の値に設定された構造変化ダミーを定数項以外の全ての説明変数に関して設定し、それらダミー変数を (5) 式の誘導形 VAR モデルに新たに付与した後、同モデルを全標本によって推定することで得られた VAR イノベーションの分散・共分散行列を表している。そして、 T_{all} は標本数を表し、 k_2 は、(5) 式の誘導形 VAR の個々の方程式における、定数項も含めたパラメーターの数を表している。なお、帰無仮説の下で、 λ_2 は漸近的に $\chi_2^2(k_3)$ に収束することが解っている。ただし、 $k_3 = (X_t$ に含まれる変数の数)² × (VAR のラグ次数) である。なお、ここでも検定に際して、誘導形 VAR のラグ次数を 4 期採用している。¹⁵⁾

図 4 に、検定統計量 λ_2 について、構造変化時点を、1987 年 5 月から 1997 年 7 月まで逐次的に

13) 検定に際し、標本の左端を Andrews [1993] に倣い、予め 15% だけ取っている。このため左端の標本数が 30 程度しかなく、検定力 (Power of Test) を確保すべく、ここでは誘導系 VAR のラグ次数を 4 期とやや少な目に採用している。なお、他に 1 期から 6 期までのラグ次数を採用しても、検定結果に大きな相違は観察されなかった。

14) 本稿は、非定常の VAR モデルを利用している。しかし、非定常 VAR モデルを用いてその係数行列に関する仮説検定を行う場合、単位根変数の恒久的な要素 (Permanent Component) が局外パラメーター (Nuisance Parameter) として検定統計量に介在してくる問題を、推定の段階で事前に処理しておく必要がある。この処理の方法を大別すると、一つは、Phillips [1995] によって提案された Fully Modified 最小二乗法を非定常 VAR モデルに適用していく中で、仮説検定を行っていく方法。二つ目は、Johansen [1988][1991] によって提案された最尤推定法の適用を通じて、ベクトル誤差修正モデルに対する制約から非定常 VAR モデルの制約を検証していく方法。三つ目は、Toda and Yamamoto [1995] によって提案された方法であるが、本稿はその簡便性から、Christiano と Lütkepohl による構造変化の検定を試行するにあたって、Toda and Yamamoto の方法を適用している。彼等の提案した方法は以下の通りである。まず、非定常 VAR モデルのラグ次数 k を決定する。次にシステムの各変数が或る次数 (Order) による和分過程として特徴付けられることから、その内の最大の次数 d_{max} を想定し、 $k + d_{max}$ の非定常 VAR モデルを通常の最小二乗法により推定する。その上で、定数項を除く最初の k 個の係数行列の制約については、通常の正規性の枠組みで検定がおこなえる、というのが彼らの方法である。なお、ここでの構造変化検定に際して、 $k=4$ 、 $d_{max}=1$ を採用している。

15) 検定に際し、標本の両端を Andrews [1993] に倣い、予め 15% だけ取っている。他に 1 期から 6 期までのラグ次数を採用しても、検定結果に大きな相違は観察されなかった。



1. 検定統計量については、自由度64のカイ二乗検定統計量が記述されている。
2. 1%、および5%の臨界値 (Critical Value) は、自由度64のカイ二乗分布より得られている。

図4：構造変化の検定 (Christianoの方法)

ずらすことにより求められた検定結果が図示されている。ここでの検定結果は、前述の Lütkepohl の方法による検定結果とは異なり、1%、および5%臨界値を超える時期は、1995年の時期に限られていることが見て取れる。この1995年の時期は、1ドル80円を超える円高現象や、住専問題に端を発した不良債権問題の顕在化等、バブル崩壊以降の日本経済に更なる追い討ちを掛けるような出来事が度重なった上、折からの経済不況に呼応して、日銀が、コール・レートの誘導水準を0.5%以下に設定することによる低金利政策が始まった時期(1995年9月)である。以上の日本経済の出来事と合わせて、前述の Lütkepohl の方法による分析結果と、ここでの Christiano の方法による分析結果から、1995年の時期に、日本のマクロ経済に何らかの構造変化が生じていることの可能性を見て取ることが出来る。

以下の分析では、Lütkepohl の検定統計量で最も大きな値を記録した1995年7月の時点において構造変化が生じたと仮定し、1985年1月から1995年6月までの期間を前期、1995年7月から2001年11月までの期間を後期と位置付けた上で、各々の期間で金融政策ショックの識別を行い、そのマクロ経済変数 X_t 、およびイールド y_t^n への影響を各期で比較していく。

3.3 マクロ経済変数に対する影響

図5に、マクロ経済変数 X_t の金融政策ショックに対するインパルス応答関数の導出結果が、各期間において図示されている。それぞれの標本期間に対応する誘導形 VAR のラグ次数の選択にあたっては、赤池情報量基準 (Akaike Information Criterion) が適用されており、前期 (1985:1-1995:6) のラグ次数が8期、後期 (1995:7-2001:11) のラグ次数が6期の4変数 VAR が採用されるに至っている。また、結果の解釈を容易にするため、初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化され、生産の成長率 (ΔIIP_t)、インフレ率 (INF_t)、貨幣成長率 ($\Delta M1_t$) への影響については、IIP, WPI, $M1$

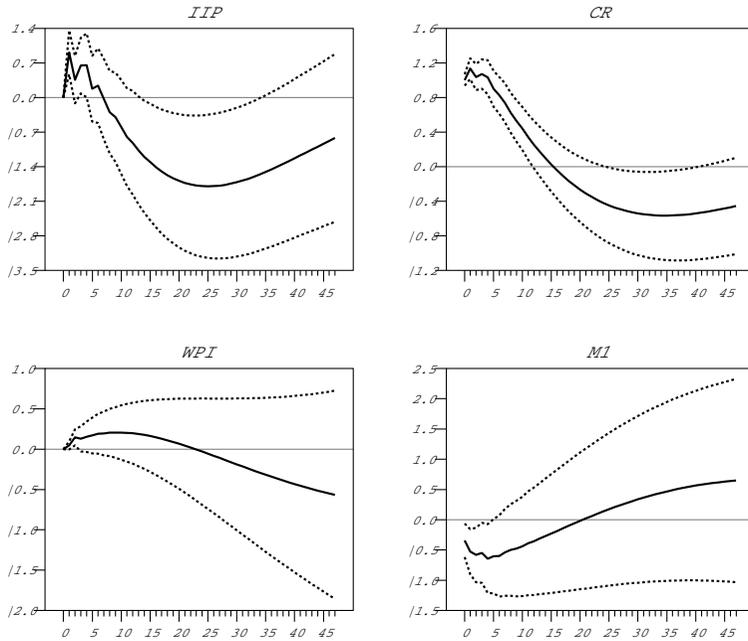


図5-1：1985年1月から1995年6月

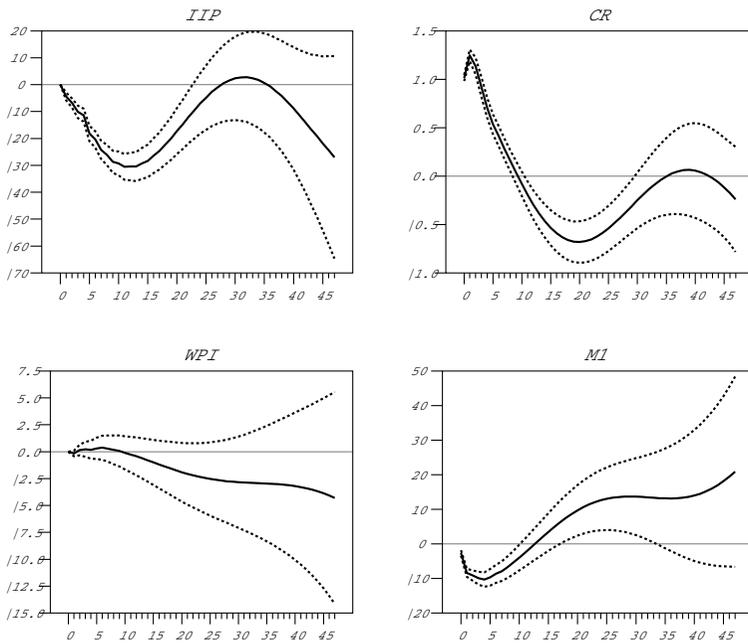


図5-2：1995年7月から2001年11月

1. 初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化されている。
2. 実線はインパルス応答関数の点推定量を示し、破線は標準誤差を示している。
3. 標準誤差は Geweke [1988] によって提案された相反加速度的 (Antithetic Acceleration) モンテカルロ法を用いて計算されている。
4. ΔIIP , INF , $\Delta M1$ の累積的インパルス (Cumulative Impulses) 応答関数を、生産指標 IIP、物価指標 WPI、マネー・ストック M1 のインパルス応答関数として記述している。

図5：金融政策ショックに対するマクロ経済変数の反応

の変化率を捉えるべく、各成長率の「累積的インパルス」(Cumulative Impulses)が計算されている。さらに実線部分が導出されたインパルスの点推定量を表し、実線部分から破線部分への距離が標準誤差を表すように図示されている。なお、標準誤差は、Geweke [1988]により提案された「相反加速度的 (Antithetic Acceleration) モンテカルロ法」を用いて計算されており、インパルス応答関数は4年(48ヶ月)に渡って導出されている。

まず、図5-1の1995年6月までのインパルスについては、生産(IIP)と物価(WPI)の初期時点の反応に関して若干のパズルが観察されているものの、政策変数のコール・レート(CR)とマネー・ストック(M1)の間には流動性効果を示す負の相関が観察されている。しかし、生産とコール・レートのインパルス以外は、物価、マネー・ストックのインパルス共に標準誤差が大きく、信頼の置ける結果が導出されていない。次に、図5-2の1995年7月以降のインパルスについては、生産と物価に関してパズルは観察されず、コール・レートとマネー・ストックの間にも負の相関が観察されている。また、1995年6月までのインパルスに比して、その標準誤差は小さく、信頼の置ける結果が導出されるに至っている。なお、金融引締めショックに対する反応の相違については、特に生産に関して、後期の方がより早く金融引締めの影響が現れ、ピーク時の点推定量から判断する限り、より大きな反応を示すことの可能性が見て取れる。総じて、金融政策ショックのマクロ経済への影響を、点推定量だけで判断するならば、前期よりも後期の方がより早くピークを迎え、そのピーク時の反応の大きさも、より大きくなっている状況が観察されるに至っている。

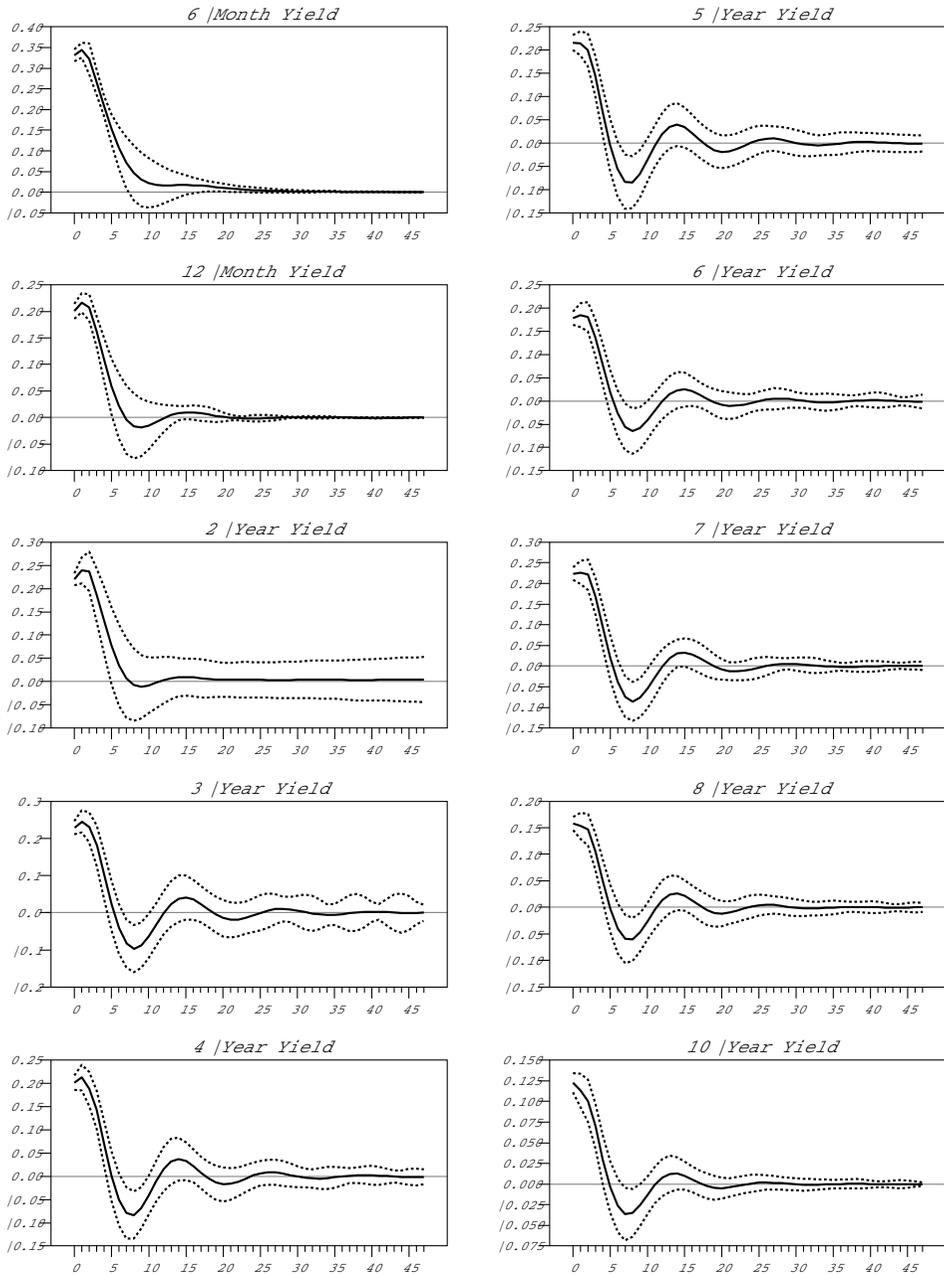
4 金融政策と金利の期間構造

本稿では、前節の構造変化の検定結果を受け、1985年1月から1995年6月までの期間を前期、1995年7月から2001年11月までの期間を後期と位置付け、それぞれの期間で金融政策ショックの識別を図り、その国債スポット・レートへの影響をインパルス応答関数の導出を通じて分析していく。本章の分析を通じ、実線部分のインパルスは点推定量を表し、実線部分から破線部分への距離が標準誤差を表すように分析結果が図示されている。なお、結果の解釈を容易にすべく、初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化されている。

4.1 名目利子率への影響—イールド・カーブの変化について

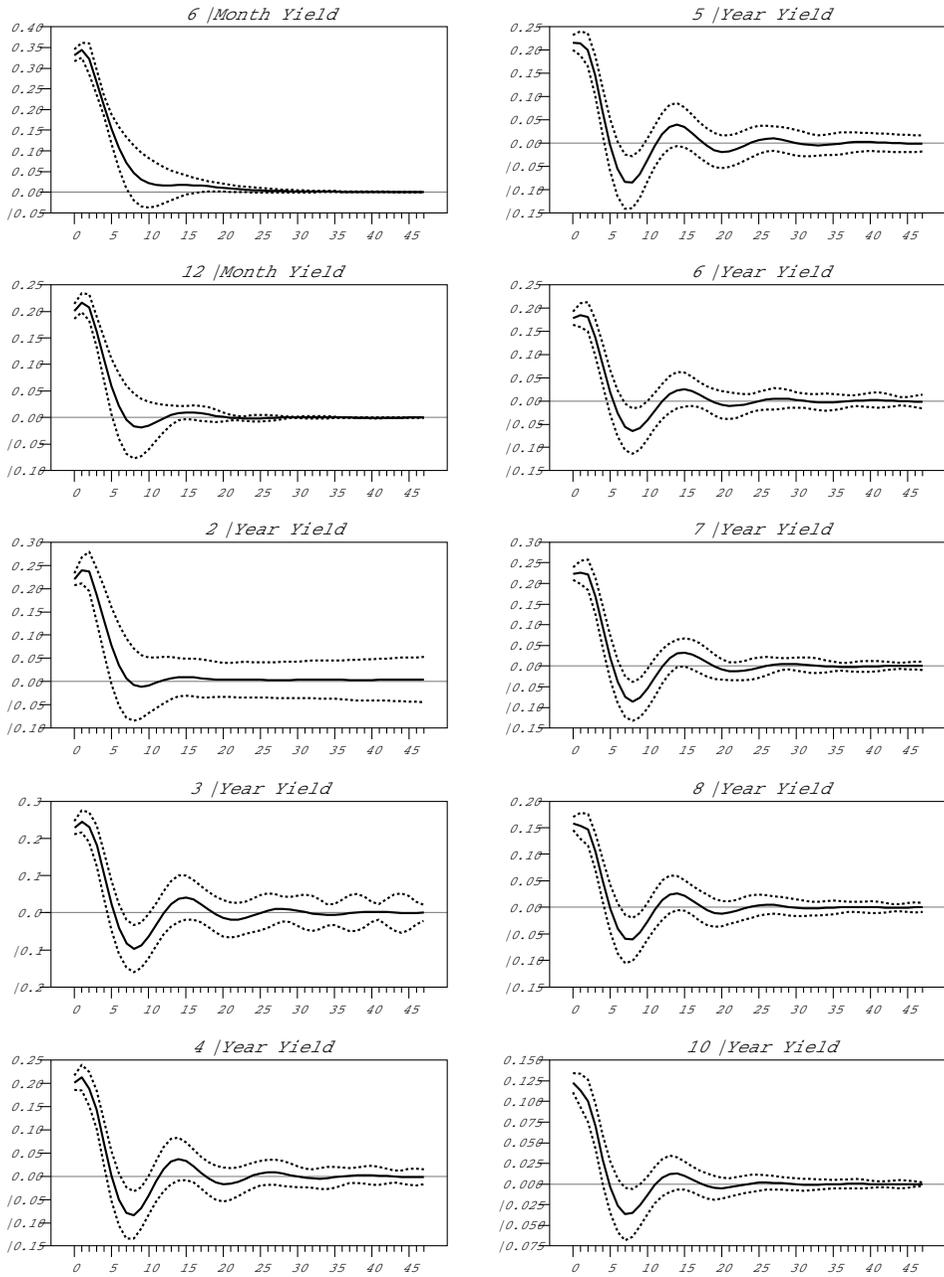
図6に、金融政策ショックに対する国債スポット・レートの反応が、各満期ごとに図示されている。図6-1に1995年6月までの反応が図示されており、図6-2に1995年7月以降の反応が図示されている。なお、インパルス応答関数は4年(48ヶ月)に渡って導出されている。

最初に、図6-1の1995年6月までのインパルスについて報告する。まず、金融引締めショックを通じた当該イールドに対する引締め効果の持続期間について、残存期間6ヶ月の国債イールドが約8ヶ月の効果を持続させている以外は、残存期間1年から10年毎の国債イールド共に、約4ヶ月から5ヶ月の効果を持続させている状況が観察される。次に、金融引締めショックに対する初期時点の反応に関して、残存期間6ヶ月の国債イールドが約0.35%の反応を示



1. 初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化されている。
2. 実線はインパルス応答関数の点推定量を示し、破線は標準誤差を示している。
3. 標準誤差は Geweke (1988) によって提案された相反加速度的 (Antithetic Acceleration) モンテカルロ法を用いて計算されている。

図6-1：金融政策ショックに対する名目利子率の反応
1985年1月から1995年6月



1. 初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化されている。
2. 実線はインパルス応答関数の点推定量を示し、破線は標準誤差を示している。
3. 標準誤差は Geweke (1988) によって提案された相反加速度的 (Antithetic Acceleration) モンテカルロ法を用いて計算されている。

図6-2：金融政策ショックに対する名目利子率の反応
1995年7月から2001年11月

していることに始まり、残存期間5年の国債イールドは約0.2%の反応を示している。そして、残存期間10年の国債イールドが約0.12%の反応を示していることから、残存期間の長い国債ほど、金融政策ショックに対する初期時点の反応は小さくなっていくことの可能性が推察される。

次に、図6-2の1995年7月以降のインパルスについて報告する。まず、金融引締めショックを通じた当該イールドに対する引締め効果の持続期間について、残存期間が6ヶ月から3年の短期国債イールドが、約4ヶ月から5ヶ月の効果を持続させているのに対し、残存期間が4年を超える10年までの中・長期の国債イールドに関しては、約6ヶ月から16ヶ月に渡る効果を持続させている。ここでの分析結果は、1995年6月までの分析結果と異なり、残存期間の長い国債ほど金融政策を通じた効果がより長く持続していくことの可能性を示唆している。次に、金融政策ショックに対する初期時点の反応に関しては、残存期間6ヶ月の国債イールドが約0.18%の反応を示していることに始まり、残存期間5年から6年の中期国債イールドが約1.4%の反応を。そして、残存期間10年の国債イールドが約1.25%の反応を示していることから、1995年6月までの分析とは対照的に、短期の国債に比して中・長期の国債ほど、金融政策ショックに対する初期時点の反応は大きくなっていくことの可能性が推察される。

次に、金融政策ショックがイールド・カーブの「高さ」(Level)・「傾き」(Slope)・「曲率」(Curvature)に対してどのような影響を与えるのか、という問題を議論していく。図4-7に金融政策ショックに対するイールド・カーブの反応が図示されている。

まず、図7-1の1985年1月から1995年6月までの影響について議論していく。金融引締めショックが付与された初期時点において、イールド・カーブは概ね、その傾き、および曲率を減少させながら上に移動していく状況が観察される。このことから1995年6月までは、金融引締めショックを通じて、イールド・カーブは平行移動することなく、それ自身をフラット化させながら上昇していくことの可能性が推察される。そして、金融政策ショックが付与されて以降、中・長期の国債イールドに対する影響は、6ヶ月後にほぼ消失し、1年後には短期の国債イールドに対しても、その影響が消失している状況が見て取れる。

次に、図7-2の1995年7月から2001年11月までの影響について議論していく。金融引締めショックが付与された初期時点において、イールド・カーブが上に移動する点は1995年6月までの分析と同じであるが、特に大きく異なるのは、その傾き、および曲率を増加させながら上に移動していく点に求められる。このことより、1995年7月以降の超低金利政策施行以来、徐々に下限に位置していくこととなったイールド・カーブは、金融引締めショックを通じて、その凸性を強めながら上昇していくことの可能性が推察される。そして、金融政策ショックが付与されて以降、短期の国債イールドに対する影響は、6ヶ月後にほぼ消失している一方で、中・長期の国債イールドに対しては、1年を超えてもその影響が存続している可能性が見て取れる。

ここで、以上の分析結果をまとめると、

1. 前期（1985年1月から1995年6月）と後期（1995年7月から2001年11月）のインパルス応答関数の結果を比較すると、前期では、相対的に短期の国債イールドほど金融政策ショックに対する影響は大きくなり、その持続期間も長くなる。逆に後期では、相対的に中・長期の国債イールドほど、金融政策ショックに対する影響は大きくなり、その持続期間も長

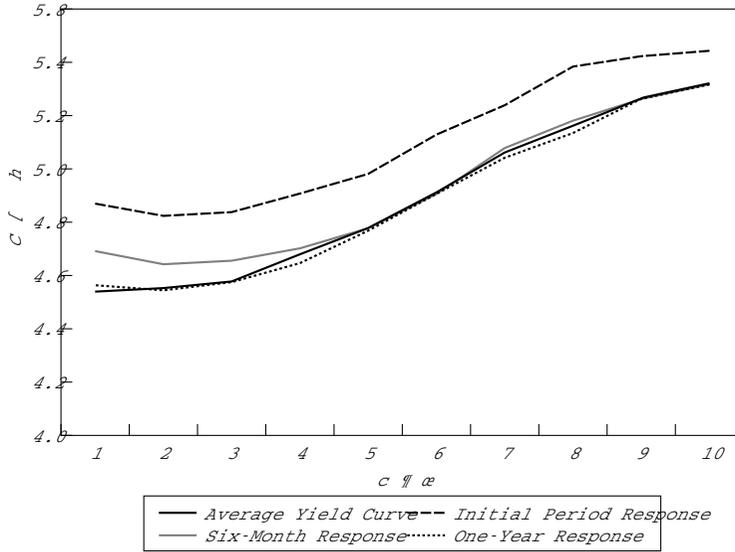


図7-1：1985年1月から1995年6月

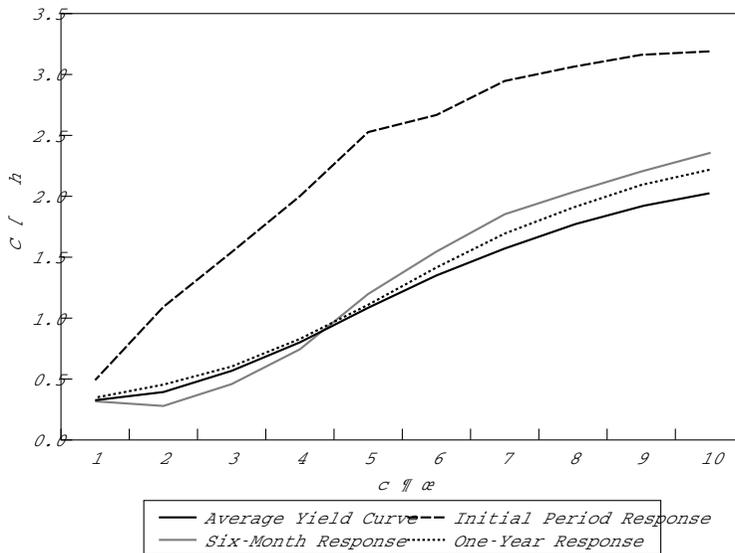


図7-2：1995年7月から2001年11月

1. Average Yield Curve は、各残存期間別の国債スポット・レートの平均を各標本期間で求めた後、それらをイールド・カーブとして図示したものである。
2. Initial Period Responses, Six Month Responses, One-Year Responses は、金融政策ショックの各残存期間別の国債スポット・レートに対する初期時点、6ヵ月後、1年後のインパルス応答関数から求められている。

図7：金融政策ショックに対するイールド・カーブの反応

くなることが観察されている。

2. 金融引締めショックのイールド・カーブへの影響に関して、前期では、その凸性を弱め、傾きを減少させながら上に移動していく状況が観察されているが、逆に後期では、その凸性を強め、傾きを増加させながら上に移動していく状況が観察されている。

4.2 期間プレミアムへの影響

本小節では、金融政策引締めショックに対する期間プレミアム (Term Premiums) の反応を議論する。まず、期間プレミアムを次式のように定義付ける。

$$TP_t \equiv y_t^n - CR_t \quad (12)$$

この式は、無担保翌日物コール・レートを安全資産収益率と位置付けた時、国債に対する期間別プレミアムを翌日物コールとの収益率の差によって計測するものである。¹⁶⁾ なお、金融引締めショックに伴う期間プレミアムのインパルスを導出するに先立ち、(12)式によって定義された期間プレミアムを(2)式の構造マクロ経済モデルにおける y_t^n に代えて代入していく。図8-1に、1985年1月から1995年6月までの標本を用いた金融政策ショックに対する期間プレミアムの反応が図示されており、図8-2に、1995年7月から2001年11月までの標本を用いた期間プレミアムの反応が図示されている。また、インパルス応答関数は2年(24ヶ月)に渡って導出されている。

まず、図8-1の1995年6月までの分析について報告する。金融引締めショックが付与されて以降、全ての残存期間の国債に対して負の期間プレミアムが課され、政策ショックの影響が約1年に渡り存続している状況が観察される。また、残存期間1年および2年の短期国債に比べ、残存期間3年を超える中・長期国債により大きな負の期間プレミアムが課されており、特に8年を超える長期国債にその傾向が顕著に見て取れる。ここでの実証結果は、前節でコール・レートの引き上げによる金融引締めショックを通じて、短期の国債イールドが長期のイールドに比してより大きな変動を示していたことから理解することが出来る。

16) 期間プレミアムを定義する方法は2つ存在する。1つ目の方法は、(12)式のように短期金融市場金利を安全資産収益率と位置付け、相対的に長い残存期間を有する資産収益率を危険資産収益率と考えることによって、互いの収益率の差を通じて期間プレミアムを定義する方法である。この方法によれば、期間プレミアムは次節(本稿5節1項)で議論される通り、将来消費(もしくは生産)と将来の危険資産収益率の共分散(つまり、リスク・プレミアム)、およびジェンセンの不等式(Jensen's Inequality)による調整項によって表され、期間プレミアムの動向を一般均衡的な資産価格モデルを通じて経済学的に解釈することが可能となる。なお、アファイン・イールドモデル(Affine-Yield Models)の名で一般均衡的な資産価格モデルの遡上において金利期間構造をモデル化し、その解説を行ったものにCampbell, Lo, and Mackinlay [1997]の第11章が挙げられる。アファイン・モデルでは、長短金利の差が異時点間の限界代替率(Intertemporal Marginal Rate of Substitution)と将来の長期金利の共分散からなるリスク・プレミアム、およびジェンセンの調整項によって構成される。次節の「消費資産価格モデル」に基づく金利期間構造モデルも、消費をシングル・ファクターとした時の最も代表的なアファイン・モデルとしてそれを位置付けることが出来る。一方、もう一つの期間プレミアムの定義方法は、純粋期待仮説(Pure Expectation Hypothesis)からの乖離によってそれを定義する。このとき期間プレミアムは、

$$TP_t^n \equiv y_t^n - y_{t+i}^i$$

によって表される。ここでは、期間プレミアムが n 期の国債イールドと1期の国債イールドの将来期待の平均の差によって定義される。金利期間構造の研究分野では、後者の期間プレミアムの定義方法が前者の定義方法と比較して、より慣例的な方法と目されているものの、期待仮説自体が一般均衡的な基礎付けの無い単純な裁定条件から導出された仮説であることから、後者の意味での期間プレミアムを経済学的に解釈していくことは非常に困難な作業となってくる。この理由から、本稿では前者の期間プレミアムの定義方法を採用することで、金融引締めショックに伴う期間プレミアムの動向を一般均衡的な資産価格モデルの遡上において解釈することを試みる(本稿5節2項)。

次に、図8-2の1995年7月以降の分析について報告する。1995年6月までの分析とは異なり、金融引締めショックが付与されて以降、全ての残存期間の国債に正の期間プレミアムが課されており、期間プレミアムの反応も前期のそれに比べ大きな値を算出している。また、残存期間の長い国債ほど、明らかに政策ショックの影響が大きくなり、影響の存続期間も長きに渡っていく状況が観察される。ここでの実証結果は、1995年6月までの結果とは対照的に、金融引締めショックを通じて長期の国債イールドが短期の国債イールドに比してより大きな変動を示していたこと¹⁷⁾から理解することが出来る。

以上の結果報告から、金融政策ショックに対する期間プレミアムの影響について、以下の推察がなされる。

1. 無担保翌日物コール・レート¹⁷⁾を安全資産と位置付けた時、前期（1985年1月から1995年6月）では、金融引締めショックが、全ての残存期間の国債に対し負の期間プレミアムを与える一方で、後期（1997年7月から2001年11月）では、全ての残存期間の国債に対し正の期間プレミアムを与えることの可能性が推察される。また、反応の大きさに関しては、前期よりも後期においてより大きな反応を示している状況が観察された。
2. 金融引締めショックに伴う期間プレミアムの影響の大きさに関して、前期および後期共に短期国債に比して長期国債により大きな期間プレミアムが課されることの可能性が推察さ

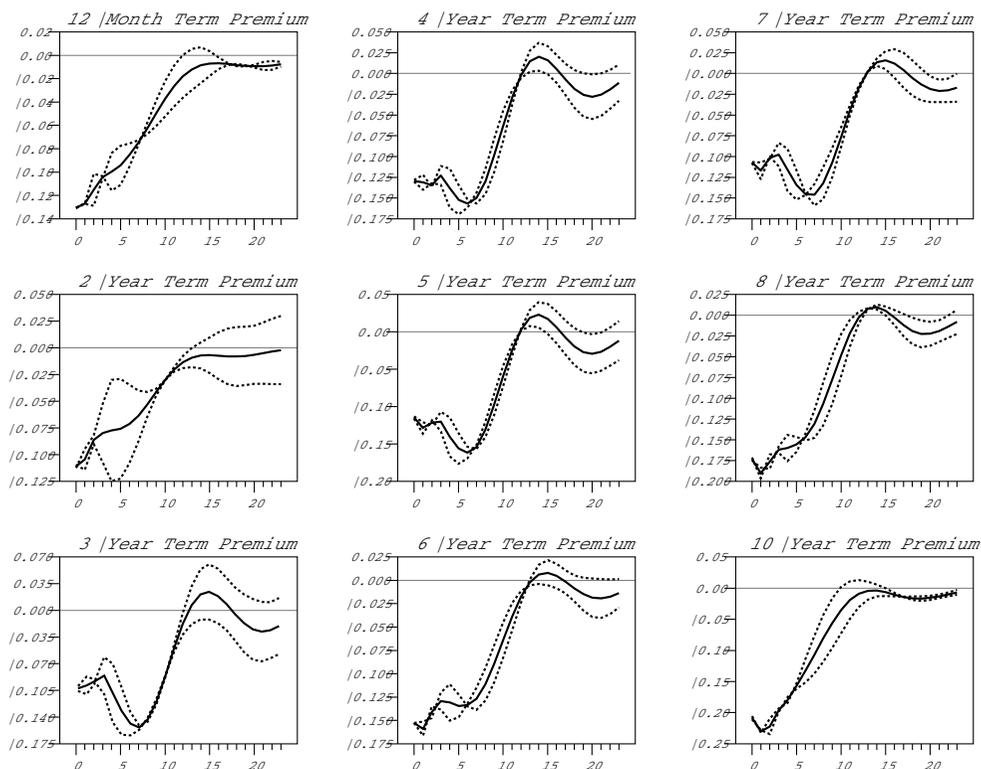


図8-1：1985年1月から1995年6月

17) ここでの結果は安全資産取収益率を無担保翌日物コール・レートによって位置付けた時の実証結果であるが、安全資産取収益率を6ヶ月物の国債イールドによって位置付けた時も同様の実証結果が得られている。

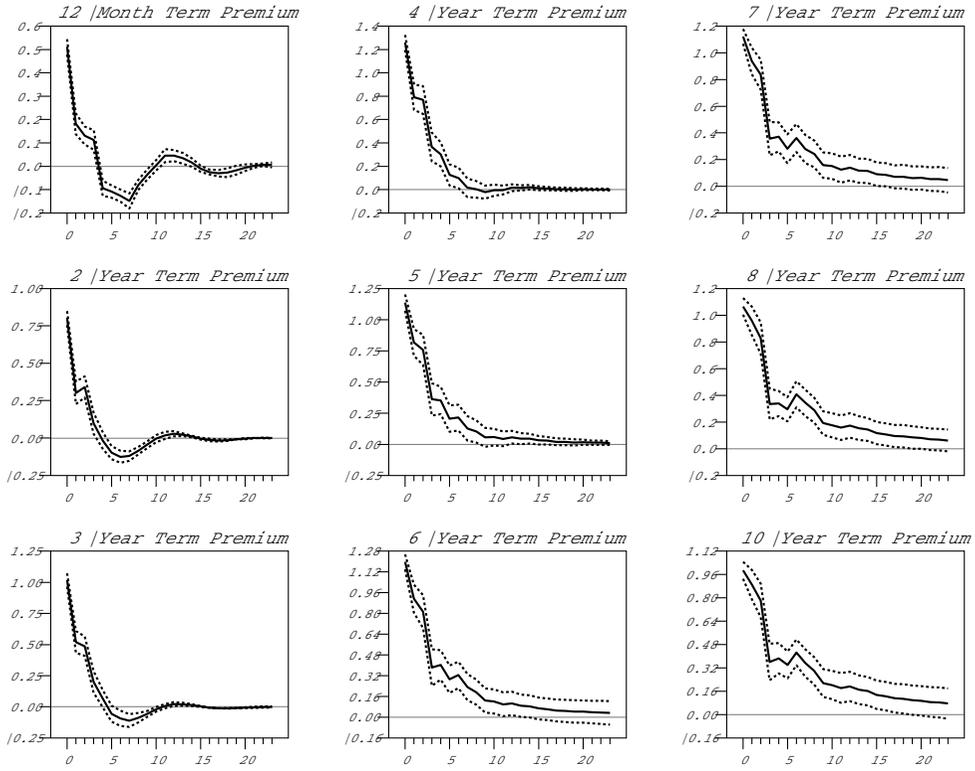


図8-2：1995年7月から2001年11月

1. 初期時点に付加された金融政策ショックは、コール・レートが1%上がるように基準化されている。
2. 実線はインパルス応答関数の点推定量を示し、破線は標準誤差を示している。
3. 標準誤差は Geweke (1988) によって提案された相反加速度的 (Antithetic Acceleration) モンテカルロ法を用いて計算されている。

図8：金融政策ショックに対する期間プレミアムの反応

れる。また、影響の存続期間に関して、前期では全ての残存期間の国債に約1年の影響が観察される一方で、後期では短期国債よりも長期国債について1年を超えるより長い期間の影響が観察されている。

5 以上の実証結果をどう解釈すべきか？

本節では、以上の実証結果を「消費資産価格決定モデル」(C-CAPM, Consumptionbased Capital Asset Pricing Model) の遡上において解釈していく。まず、C-CAPMに基づく単純な金利期間構造のモデルを導出し、当該モデルを通じて実証結果の含意するところを日銀の金融政策との関連において議論していく。

5.1 C-CAPMに基づく金利期間構造モデル

まず、各家計は、無限期間の効用割引現在価値

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t)$$

の最大化を図っているものとする。ただし、 β は主観的割引率で、 C_t は実質消費である。
さらに、各家計は、 t 時点において、

$$p_t C_t + \sum_{j=1}^n b_t^j B_t^j \leq I_t + B_{1t} + \sum_{j=2}^n b_{t+1}^{j-1} B_t^j \quad (14)$$

の予算制約に直面し、所得の不確実性に備え、国債の所有を通じて動学的な消費の移転を行い、消費パターンの平準化を図っていくものと仮定する。ここで、 I_t は、 t 時点における各家計の労働所得を表し、 p_t は、 t 時点の消費者物価を表している。そして、 B_t^j は、 $t+j-1$ 期末に1円が償還されるような t 時点における国債の購入量を表し、 b_t^j は、 $t+j-1$ 期末に償還される t 時点における国債の購入価格を表している。

「競争市場」(Competitive Markets) の仮定の下で、各家計は市場価格 $(p_t, \{b_t^j\}_{j=1}^n)$ を所与として、(13)式の期待効用を極大化する。その時の B_{jt} に関する一階の条件から、以下のようなオイラー方程式が導出される。

$$b_t^j = \beta E_t \left[\frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \frac{p_t}{p_{t+1}} b_{t+1}^{j-1} \right] \\ \Leftrightarrow 1 = E_t [M_{t+1} (1 + y_{t+1}^j)] \quad (15)$$

2つ目の等式において、 j 期物の国債の粗利率が $1 + y_{t+1}^j = \frac{b_{t+1}^{j-1}}{b_t^j}$ によって定義されていることに注意されたい。また、 $M_{t+1} = \beta \frac{u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \frac{p_t}{p_{t+1}}$ と置くことにより、 M_{t+1} を「確率的割引因子」(Stochastic Discount Factor) として解釈することが出来よう。

さて、(15)式において確率的割引因子 M_{t+1} と国債の粗利率 $1 + y_{t+1}^j$ に対して、同時対数正規分布 (Jointly Log Normal Distribution) を仮定し、対数を取ると、

$$E_t [y_{t+1}^j] = E_t [m_{t+1}] - \frac{1}{2} (\sigma_{y^j}^2 + \sigma_m^2 + 2\sigma_{y^j m}) \quad (16)$$

と表せる。ここで、 $y_{t+1}^j \cong \ln(1 + y_{t+1}^j)$ 、 $m_{t+1} = \ln(M_{t+1})$ 、 $\sigma_{y^j}^2 = \text{Var}_t(y_{t+1}^j)$ 、 $\sigma_m^2 = \text{Var}_t(m_{t+1})$ 、そして、 $\sigma_{y^j m} = \text{Cov}_t(y_{t+1}^j, m_{t+1})$ である。

さらに、 j 期物の国債イールドの決定式としての(16)式を、1期物の国債イールド y_t^1 に適用すると、

$$y_{t+1}^1 = -E_t [m_{t+1}] - \frac{1}{2} \sigma_m^2 \quad (17)$$

と表せ、(16)式、(17)式から国債イールドの期間プレミアムを

$$E_t [y_{t+1}^j - y_{t+1}^1] + \frac{1}{2} \sigma_{y^j}^2 = -\sigma_{y^j m} \quad (18)$$

と表すことが出来る。ここで、(16)式、(18)式の $\frac{1}{2} \sigma_{y^j}^2$ は、対数イールド ($y_{t+1}^j \cong \ln(1 + y_{t+1}^j)$) に期待値を取ることから生じる「ジェンセンの不等式」(Jensen's Inequality) による調整項を表し

ており、(16)式の j 期物の国債イールドの実質的な決定要因および、(18)式の期間プレミアムの実質的な決定要因としてこれを考慮する必要はないことが知られている。¹⁸⁾ 一方、 $\sigma_{y^j m}$ は、 j 期物の国債を保有するに当って要求される期間プレミアムの実質的な決定要因を反映した項である。

ここで、各家計の効用関数を「対数効用関数」 $U(C_t) = \ln(C_t)$ により特定化すると、 j 期物の国債イールドの決定式としての(16)式は、

$$E_t[y_{t+1}^j] + \frac{1}{2}\sigma_{y^j}^2 = E_t[\Delta c_{t+1}] - \frac{1}{2}\text{Var}_t(\Delta c_{t+1})\text{Cov}_t(y_{t+1}^j, \Delta c_{t+1}) \quad (19)$$

と表せ、国債イールドの期間プレミアムの決定式としての(18)式は、

$$E_t[y_{t+1}^j - y_{t+1}^1] + \frac{1}{2}\sigma_{y^j}^2 = \text{Cov}_t(y_{t+1}^j, \Delta c_{t+1}) \quad (20)$$

と表すことが出来る。なお、 Δc_{t+1} は、 $\Delta c_{t+1} = \ln(p_{t+1}C_{t+1}) - \ln(p_t C_t)$ として定義され、名目消費の成長率として解釈される。

ここで、(19)式、(20)式の右辺の各項の意味するところを議論しておこう。まず、(20)式より、 j 期物 ($j \geq 2$) の国債イールドの期間プレミアムを上昇(減少)させる要因として、 $\text{Cov}_t(y_{t+1}^j, \Delta c_{t+1})$ が正(負)であること、つまり、期待消費成長率と j 期物の国債の期待収益率が正(負)の関係を有することが要請される。この要請の直感的な意味は以下の通りである。仮に、ある消費者が、将来的に消費が減少すると予想し、かつ、 j 期物の国債の収益率が次の期に下がる(次期の国債価格 b_{t+1}^j が下がる)と判断しているとしよう。将来消費が減少するにも関わらず、収益率が下がる(次期の国債価格 b_{t+1}^j が下がる)と見込まれるような国債は、危険回避的な消費者による通時的な消費平準化行動に合うことのない危険資産と見なされ、結果的により大きな期間プレミアムが要求されることになるであろう。²⁰⁾

次に、(19)式より、 j 期物の国債イールドを上昇(減少)させる要因として、以下、3つの要因が指摘される。

1. 名目消費の期待成長率 ($E_t[\Delta c_{t+1}]$) が上昇(減少)
2. 将来の名目消費成長率に対する不確実性 ($\text{Var}_t(\Delta c_{t+1})$) が減少(上昇)
3. j 期物の国債に対する期間プレミアム ($\text{Cov}_t(y_{t+1}^j, \Delta c_{t+1})$) が上昇(減少)

ここでは、3つ目の期間プレミアムを通じた要因を除く、1つ目の将来の名目消費成長率を通じた要因と2つ目の将来消費に対する不確実性を通じた要因について議論していこう。まず、消費者が将来、より多くの(少ない)消費を期待することが出来る時、消費の平準化動機から、国債に対する需要は減少(上昇)し、国債イールドは上昇する。次に、消費者が将来、消費の

18) Campbell, Lo and Mackinlay [1997] の p306-p307, および p431, p433, p437を参照せよ。

19) 対数効用関数は、以下の「累級効用関数」(Power Utility)

$$U(C) = \frac{C^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma}$$

において、相対的危険回避度 γ が1の時に成立する効用関数である。ここでは、式の展開、および実証結果の解釈の便宜を図る為、 γ が1の対数効用関数を採用しているが、たとえ、 γ をより一般的な値で成立させる累級効用関数を採用しても、以下の実証結果の解釈に何ら本質的な差異は生じない旨をここに付記しておく。

20) 逆に、将来的に消費が減少すると予想された時に、収益率が上がる(次期の国債価格 b_{t+1}^j が上がる)と判断されるような国債は、危険回避的な消費者による通時的な消費平準化行動に適った資産として、消費者に負の期間プレミアムが課されることになる。

変動が小さく（大きく）なることを予想する時、同じく消費の平準化動機から、国債の需要は減少（上昇）し、国債イールドは上昇する。

ここで、(19)式を考察するに当たって重要な点は、金融政策の国債イールドへの影響を考察していく際、個々の国債イールドへの影響を差別化しうる経路が1つ目の消費に対する将来期待を通じた経路、および2つ目の将来消費に対する不確実性を通じた経路に求められるのではなく、3つ目の期間プレミアムを通じた経路に求められることにある。このことから以下の主張がなされる。

[命題]

個々の国債イールドに対する影響を差別化する要因は、期間プレミアムである。

つまり、金融政策ショックを付加した時に、消費者が各残存期間別の国債の将来収益率（将来の国債価格）、ひいては、将来の国債市場をどのように観ているのか、という点が実証結果を解釈していく際に重要な視点となってくる。そこで以下、この点に留意して実証結果の解釈を試みていく。

5.2 実証結果の解釈—期間プレミアムの反応から

本稿では、コール・レートが1%上がるような金融引締めショックを各残存期間別の国債に付与することによって、金融政策の金利期間構造に対する影響を分析してきた。ここでは特に、金融引締めショックに伴う期間プレミアムの動向を通じて、実証結果の解釈を試みていく。国債イールドに対する期間プレミアムは、消費者が置かれている経済状況を前提に、国債がどの程度、消費者の危険回避の行動としての消費平準化行動に適った資産であると見なされているかを示す尺度としての意味を有していた。つまり、金融引締めショックに伴って消費を落ち込ませている消費者が、各残存期間別の国債の収益率（将来の国債価格）をどのように観ているか、という観点から実証結果を解釈していくことが可能となってくる。そこで、本稿第4節2項の金融引締めショックの期間プレミアムに対する影響についての実証結果に焦点を当てて、解釈を試みていくことにしよう。

まず、図8-1の前期（1985年1月から1995年6月）の実証結果を解釈していく。無担保翌日物コール・レートを安全資産収益率とした時、金融引締めショックに伴い、全ての残存期間の国債に対して負の期間プレミアムが課されていた。このことから、金融引締めショックが付与された後に将来的に消費が減少すると予想した消費者は、コールに代表される極めて短期の金融資産と比較して、国債を将来的に収益率が上がる（次期の国債価格 b_{t+1}^g が上がる）と判断されるような消費平準化行動により適った資産として観ている状況が推察される。つまり、金融引締めショックが付与された後、消費平準化行動により適ったリスク・ヘッジの為の資産として、国債はコール等の極めて短期の金融資産に比して、より安全な資産として消費者の判断を仰いでいる状況が読み取れる。また、短期国債よりも中・長期国債により大きな負の期間プレミアムが課されていたことから、相対的に中・長期の国債に消費の落ち込みに対するリスク・ヘッジの機能が備わっていたことの可能性が推察される。概して、前期においては、金融引締めに伴って、国債市場がリスク・ヘッジの機能を担いような、消費の落ち込みを予想

する消費者の為の消費平準化行動に適った市場として、金融引締め後も依然機能している状況が読み取れる。

次に、図8-2の後期（1995年7月から2001年11月）の実証結果を解釈していく。図8-1の前期の結果とは対照的に、全ての残存期間の国債に対して正の期間プレミアムが課され、中・長期の国債であればある程、より大きなプレミアムが加算される状況が観察された。このことから、金融引締めショックが付与された後に将来的に消費が減少すると予想した消費者は、1年あるいは2年の短期国債に比して、3年を超える中・長期の国債を消費平準化行動に適うことのない、より危険な資産として観ている状況が読み取れる。さらに、1年あるいは2年の短期国債であったとしても、期間プレミアムの反応が前期の全残存期間の国債のそれに比して非常に大きな値を算出している状況から、金融引締めショックに伴って、日本の国債市場全体が大きなリスクを抱えることになり、ともすれば、日本の国債市場全体が消費の落ち込みを予想する消費者の消費平準化行動に適うことのない「超危険資産」の寄せ集めの市場に為り得る可能性が読み取れる。²¹⁾特に、前期と比較した場合、金融引締めショックに伴って、国債市場全体が抱えることになるリスクは非常に大きく、第4節1項における図6-2、および図7-2で観察されたイールド・カーブの傾きを増加させながらの上昇は、1995年以降の日本の国債市場全体が金融引締めに伴って抱えるリスクの大きさを主に反映したものと解釈される。

6 結 論

本稿は、構造VARの方法を用いて日銀の金融政策が国債の金利期間構造に与える影響について分析を行ってきた。そこでは、種々の構造変化の検定方法を適用することによって1995年が日本のマクロ経済、日銀の金融政策、そして国債金利の期間構造、以上3つの分析対象の結節点であることの可能性と、1995年を境に長短期国債イールドの金融政策に対する影響の受け方が全く逆になっていることの可能性を指摘している。

まず、第一に、金融引締めショックに伴い、1995年以前は短期のイールドが中・長期のイールドに比してより大きな影響を被ることからイールド・カーブを平準化（flatten）させながら上方移動していく状況が観察され、1995年以降は中・長期のイールドが短期のイールドに比してより大きな影響を被ることからイールド・カーブの勾配を急に（steepen）しながら上方移動していく状況が観察された。また、上方移動の大きさも前期に比して、後期に非常に大きくなっていく状況が示唆されていた。

第二に、金融引締めショックに対する影響の持続期間に関して、1995年以前は残存期間の長い国債イールドほど持続期間が短く、1995年以降は逆に残存期間の長い国債イールドほど持続期間が長くなっていく状況が観察された。

第三に、引締めショックに対する期間プレミアムの影響に関して、1995年以前については全ての残存期間の国債に負の期間プレミアムが課され、1995年以降については全ての残存期間の国債に正の期間プレミアムが課されていく状況が観察された。また、両期間共に期間プレミア

21) 例えると、1995年以降の国債市場は「金融引き締めショックによる発火」を待つ「時限爆弾」と化していると言えよう。

ムの反応は相対的に長期の国債についてより大きな反応を示していた。

また、消費資産価格決定モデルに基づく、単純な金利の期間構造に関する理論モデルを提示することにより、上記の実証結果が金融政策ショックに対する期間プレミアムの動向によって解釈されることの可能性を提示した。そこで提出された結論として、1995年の低金利政策以前においては、金融引締めショックに伴い消費の落ち込みを予想した消費者にとって、将来リスクをヘッジするための機能を日本の国債市場が依然有していたこと。そして、1995年以降の低金利政策以降においては、金融引締めショックに伴い国債市場全体に大きなリスクが付与され、ひいては、消費者が直面する将来リスクをヘッジするための機能を、日本の国債市場が果し切れなくきれなくなるものの可能性を指摘してきた。

特に、1995年以降の超低金利政策下における以上の分析結果は、1999年に開始され、現在にまで施行されている「ゼロ金利政策 (The Zero Interest Rate Policy)」解除の要件を考察する上で大きな示唆を与えてくれている。もし、国債市場の参加者が抱えている将来に対する政策予想を大きく覆すような形で日銀がゼロ金利政策の解除に踏み切ってしまうなら、中・長期の国債価格が暴落し、ひいては、国債市場全体が大きなリスクを抱える中で、元来、消費の平準化を促すための金融資産としての国債が、機能不全に陥ってしまいかねない。もし、将来的に日銀がゼロ金利政策の解除に踏み切るのであれば、市場参加者の将来の政策期待を大きく改訂しない様、事前に将来の短期金利の誘導経路を明確にアナウンスし、市場参加者の期待形成のアンカー役を果たす義務が生じてくる。市場参加者が実行可能であると信用可能な政策プランの下、ゼロ金利解除前の短期金利の誘導経路に対して日銀が踏み込んだアナウンスメントを事前に行い、その経路に整合的な金融政策を実施することを通じて国債価格の暴落は未然に防ぐことが出来るのである。²²⁾

一方、金融政策が金利の期間構造に対して、どのようなメカニズムを通じて波及していくのか、という点に関しては、本稿で提出された単純な金利期間構造のモデルを通じて、実証結果に対する一応の解釈が試みられてはいる。しかし、そこで提出されたモデル自体は、非常に単純で、当該モデルを通じてのみ実証結果の解釈が一義的に与えられるものと考えてはならない。例えば、日銀の政策ルールを特定化した後、国債の価格決定モデルにおける確率的割引因子の中に日銀の政策ルールが介在してくるようなモデルを構築するなら、本稿の実証結果を解釈するに当たって、そのモデルが新たな視座を提供してくれる可能性も十分考えられるのである。著者の今後の課題は、国債の価格決定モデルにおける確率的割引因子の中に、日銀の政策ルールが明示的に介在するような理論モデルを構築し、本稿の実証結果を金融政策との関連性において、議論していくことに求められる。

7 補論1：Evans and Marshallの研究

本補論では、米国において金融政策の金利期間構造に対する影響を分析した Evans and

22) 金利期間構造の期待理論によると、長期金利は将来の短期金利の期待値の平均として決まってくる。仮に期待理論が成立すると仮定するならば、市場参加者の合理的期待形成の帰結として、日銀がゼロ金利解除までの短期金利の経路を事前にアナウンスすることを通じて、現在の長期金利が将来の短期金利の経路の平均として決まってくるのが解る。この結果、ゼロ金利解除の時期の前後で、長期金利の急上昇という事態を政策的に忌避することが可能となってくる。

Marshall[1998]による研究を議論する。まず、Evans and Marshallによって提案された金利期間構造に関するモデルを紹介し、国債が実物経済に対してリダグナントであること（実物経済が国債に対してブロック外生的であること）が理論的に導出される（A1.1）。次に、Evans and Marshallによる研究の問題点・改善点を指摘し、著者の彼等の研究に対する評価を理論モデル、および実証的手続きの側面から議論している（A1.2）。

A1.1 Evans and Marshall の金利期間構造モデル

Evans and Marshall [1998]は戦後米国の国債データを用いて、連銀の金融政策ショックが、短期の国債イールドにのみ有意な影響を与え、中期・長期の国債イールドに対する影響は無視されるほどに小さくなっていくことを実証的に指摘している。彼等は、この指摘を定型的事実と位置付けた後、Lucas [1990], Fuest [1992], Christiano and Eichenbaum [1995]等によって導入されたキャッシュ・イン・アドヴァンス制約（CIA制約）下にある代表的個人の理論的枠組と、そのキャリブレーションを通じて、この事実が理論的にも説明されえることを主張している。ここでは、彼等の提案した金利期間構造モデルを紹介していく。

まず、Evans and Marshallの理論的枠組においては、4つの経済主体（家計、企業、金融仲介業、中央銀行）と2つの金融資産（貨幣、国債）の存在が想定される。家計は、企業と金融仲介業を所有し、それら2つの経済主体からの利潤は、配当として家計に配分される。さらに、家計は消費と投資を行うに当って、CIA制約下であり、危険回避的行動の帰結としての通時的な消費の平準化を、貨幣と国債との間のポート・フォリオ選択行動を通じて企図しているものと想定される。企業は、消費財を生産する完全競争下にある最終財企業と、中間財を生産する独占的競争下にある中間財企業の2種類の企業が存在し、家計から供給された労働力と資本を用いて、各々の企業は利潤最大化を図るべく各期経済活動を行っている。なお、各々の企業は、労働賃金の決済の為、金融仲介業から融資を受け、その利子支払いを金融仲介業に対して每期行っている。一方、金融仲介業は、家計から貨幣と国債の2種類の金融資産を預かり、企業への融資を通じてこれを運用している。そして、そこで得られた利子収入を家計に每期配当として分配している。中央銀行は、このマクロ経済において確率的な攪乱をもたらす唯一の経済主体で、金融仲介業へのハイパワード・マネーの供給を通じて、マクロ経済にショックをもたらしている。特に、Evans and Marshallの分析枠組みにおいては、ハイパワード・マネーの供給ルールは次式のように表現される。

$$x_t = x + \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \theta_3 \varepsilon_{t-3} + \theta_4 \varepsilon_{t-4} \quad (21)$$

ここで、 x_t はネット（net）での貨幣成長率を表しており、経済全体の貨幣の総量を M_t とすると、 $x_t = M_{t+1}/M_t$ として定義される。なお、 x は貨幣成長率の定常状態を表している。一方、 $\{\varepsilon_t\}$ は独立でかつ同一な確立過程を表しており、連銀の政策ショックとして位置付けられる。Evans and Marshallは、 $\{\theta_i\}_{i=0}^4$ を政策ショックのマネー・ストックに対する4期までのインパルス応答関数から求めている。

A1.1.1 家計

各家計は、効用関数

$$U(C, L, H) = \left[C - \phi_0 \frac{(L+H)^{(1+\phi)}}{1+\phi} \right]_{(1-\gamma)} / (1-\gamma) \quad (22)$$

について、無限期間の効用割引現在価値

$$E = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t, H_t) \quad (23)$$

の最大化を図る。効用関数のパラメーター ϕ は労働供給の逆弾力性であり、 γ は相対的危険回避度、 ϕ_0 はスケール・パラメータを表す。一方、 β は主観的割引率であり、 C_t は実質消費、 L_t は t 期の労働時間を表す。 H_t は、財の購入に際して必要とされる現金通貨 Q_t の保有量を調整するための時間コストを表し、

$$\begin{aligned} H_t &= H\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}}\right) \\ &= A \left\{ \exp\left[B\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x\right)\right] + \exp\left[-B\left(\frac{Q_t}{Q_{t-1}} - 1 - x\right)\right] - 2 \right\} \end{aligned} \quad (24)$$

の関数形を有するものと仮定する。

一方、各家計は、 t 時点において、

$$\sum_{j=1}^n b_j^i B_{t-1}^j \leq M_t - Q_t + \sum_{j=2}^n b_j^{i-1} B_t^j \quad (25)$$

のポート・フォリオ制約に直面している。 M_t は通貨、 Q_t は財の購入に際して必要な現金通貨を表す。 B_t^j は、 t 時点に購入される国債を表し、 $t+j-1$ 期末に 1 円が償還される。 b_j^i は、 $t+j-1$ 期末償還される国債の価格を表している。各家計は、 t 時点で、通貨の保有量 $M_t - Q_t$ と各残存期間別の国債の保有量を、金融資産としてポート・フォリオ制約の範囲内で組み合わせ、それを金融仲介業者に預け入れるものとする。

次に、各家計が消費をし、新たに投資を行うには現金通貨 Q_t が必要とされる。これがキャッシュ・イン・アドヴァンス制約

$$P_t(C_t + (K_{t+1} - (1-\delta)K_t)) \leq Q_t + W_t L_t \quad (26)$$

であり、以下 CIA 制約と呼ぶ。なお、各家計は、一時間当りの労働の対価として W_t だけ名目賃金の支払いを受け、当該期の消費と投資に対して労働賃金を充当することが出来るものと仮定する。

最後に、各家計が直面する予算制約条件は、

$$P_t(C_t + (K_{t+1} - (1-\delta)K_t)) + M_{t+1} \leq F_t + D_t + B_t^1 + r_t K_t + Q_t + W_t L_t \quad (27)$$

であり、右辺は t 時点における各家計の名目所得を表す。この名目所得の範囲内で消費や投資を行い、残りを通貨 M_{t+1} として保有した後、翌期へ繰り越しを行っていく。所得の内訳とし

ては、金融仲介業者から、満期が到来した B_t^1 の国債の償還を受け、仲介業者の t 期の利潤を、配当として F_t だけ受け取る。一方、企業からは、労働賃金以外に t 期の企業利潤を配当として D_t だけ受け取り、名目貸出金利 r_t で貸出していた資本 K_t の賃料として $r_t K_t$ だけの利潤を受け取る。

A1.1.2 企業

Blanchard and Kiyotaki [1987] による「独占的競争」(Monopolistic Competition) の理論的枠組みが援用される。最終消費財 Y_t は、中間財 $Y_{it} (i \in (0,1))$ を組み合わせ、以下の技術により生産されるものと仮定する。

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{it}^{\frac{1}{\mu}} di \right]^{\mu} \quad (28)$$

ただし、 $1 \leq \mu < \infty$ である。

P_t, P_{it} を、それぞれ t 時点における最終消費財と中間財 i の価格と定義すると、最終財部門の生産者の利潤最大化行動から導出されるオイラー方程式は、

$$\left(\frac{P_t}{P_{it}} \right)^{\frac{\mu}{\mu+1}} = \frac{Y_{it}}{Y_t} \quad (29)$$

となる。また、最終財部門の生産者による当期の利潤は、全て家計に配当として分配されることを仮定する。

(29)式を積分した後、(28)式を代入すると、最終財の価格と中間財の価格を関連付ける次式が得られる。

$$P_t = \left[\int_0^1 P_{it}^{\frac{1}{1-\mu}} di \right]^{(1-\mu)} \quad (30)$$

一方、中間財 Y_{it} は以下の技術を有する独占企業によって生産されるものと仮定する。

$$Y_{it} = \begin{cases} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha} - \phi & \text{if } K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha} \geq \phi \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (31)$$

ただし、 $0 < \alpha < 1$ である。また、 K_{it} と L_{it} は、それぞれ中間財 i を生産するために投入される t 時点の資本と労働力を表し、 ϕ は生産の固定費用を表している。また、中間財企業は完全競争下にある生産要素市場にて資本と労働力を調達し、当期の利潤は全て家計に配当として分配されることを仮定する。

ここで、中間財部門の生産者による利潤最大化行動の結果、財の価格が限界費用をマーク・アップさせたものに等しくなり、

$$P_{it} = \mu MC_t \quad (32)$$

(32)式を、労働 L_t と資本 K_t について、それぞれ書き下したものが、

$$\frac{W_t R_t}{P_t} = \frac{f_{L,t}}{\mu}, \quad \frac{r_t}{P_t} = \frac{f_{K,t}}{\mu} \quad (33)$$

である。ただし、 $f_{L,t} = (1-\alpha)(K_{it}/L_{it})^\alpha$ は、労働の限界生産力を表し、 $f_{K,t} = \alpha(L_{it}/K_{it})^{(1-\alpha)}$ は、資本の限界生産力を表している。なお、 R_t は、中間財企業の金融仲介業者からの1期間だけの借入金利（Gross Interest Rate）を表す。ここで、労働の限界生産力が部分的に中間財企業の借入金利 R_t を決定する要素となっているが、その解釈は以下の通りである。中間財企業は、当期の利潤を配当として家計に支払わなければならない。このため、中間財企業は翌期に繰り越すことの出来る現金を持ち合わせておらず、期首に労働者に対して支払わなければならない賃金 $W_t L_{it}$ を金融仲介業者から借り入れる必要が生じてしまう。そして、期末には金融仲介業者に対して R_t の利率で、 $R_t W_t L_{it}$ だけの返却をしなければならない。金融仲介業者からの借入が、中間財企業にとって期首の労働賃金を調達するための唯一の手段であるなら、モデルのここでの特徴は、金融政策のクレジット・チャンネルを含意するものとして解釈される。

なお、均衡では、全ての中間財企業が同じだけの労働と資本の組み合わせを選択しているのので、以下、添え字の i を落して、 $P_{it} = P_t$ として議論を行っていく。

A1.1.3 金融仲介業

t 時点において、完全競争下にある金融仲介業者は、 $b_{i,j}^t$, $j=1, \dots, n$ の価格で家計と国債を売買する。ここで、家計から金融仲介業に移転されるネット（Net）での金融資産額は、 $M_t - Q_t$ と表すことが出来、さらに、政策当局からは、每期 X_t だけのハイパワード・マネーが注入されるものとする。これら金融資産は、貸出市場において、中間財企業が労働者に対して賃金 $W_t L_t$ を支払うための決済資金として、粗利率 R_t で仲介業者により運用される。なお、貸出市場の均衡条件として、

$$W_t L_t = M_t - Q_t + X_t \quad (34)$$

が必要となる。

次に、 t 期末に、金融仲介業者が家計に対して、満期が到来した全ての国債 B_t^1 を償還し、仲介業者が得た純利潤（中間財企業に対する融資から得られる利潤 $R_t W_t L_t$ から当該期に償還される国債の支払いコスト B_t^1 を差し引いたもの）を、配当 F_t として、

$$F_t = R_t W_t L_t - B_t^1 \quad (35)$$

のように分配する。

最後に、完全競争の仮定より、金融仲介業者が中間財企業から得る名目利率 R_t と、家計が1期の国債を所有することから得る名目利率 $y_t^1 = \frac{1}{b_t^1}$ との間に

$$R_t = \frac{1}{b_t^1} \quad (36)$$

のような裁定条件が導出される。

A1.1.4 均衡条件

家計に対する3つの制約式、(25)式、(26)式、(27)式のラグランジュ乗数をそれぞれ、 λ_t 、 ν_t 、 ξ_t と置くと、家計の異時点間に渡る効用最大化問題についての一階の条件は、財の購入に必要なとされる現金通貨保有量 Q_t に関して、

$$E_{t-1}\left\{U_{H,t}H'_t\frac{1}{Q_{t-1}}-\beta U_{H,t+1}H'_{t+1}\frac{Q_{t+1}}{Q_t^2}+\nu_t+\xi_t+\lambda_t\right\}=0 \quad (37)$$

労働時間 L_t に関して、

$$U_{L,t}+(\nu_t+\xi_t)W_t=0 \quad (38)$$

実質消費 C_t に関して、

$$U_{C,t}=(\nu_t+\xi_t)P_t \quad (39)$$

企業への資本投下 K_{t+1} に関して、

$$(\nu_t+\xi_t)P_t(K_{t+1}-(1-\delta)K_t)=\beta E_t\{\xi_{t+1}r_{t+1}+(v_{t+1}+\xi_{t+1})P_{t+1}(1-\delta)\} \quad (40)$$

取引動機として保有され得ない金融資産としての貨幣 M_{t+1} に関して、

$$\xi_t=\beta E_t\{\lambda_{t+1}\} \quad (41)$$

満期が1期の国債 B_t^1 の保有に関して、

$$\lambda_t b_t^1=\xi_t \quad (42)$$

満期が2期以上の国債 B_t^j , $j=2,\dots,n$ の保有に関して、

$$\lambda_t b_t^j=\beta E_t\{\lambda_{t+1}b_{t+1}^j\} \quad (43)$$

と表せる。

以上の一階の条件から、以下5つの均衡条件が導出される。まず、(37)式と(39)式から、

$$E_{t-1}\{\lambda_t\}=\left\{E_{t-1}U_{H,t}H'_t\frac{1}{Q_{t-1}}-\beta U_{H,t+1}H'_{t+1}\frac{Q_{t+1}}{Q_t^2}+\frac{U_{C,t}}{P_t}\right\} \quad (44)$$

(33)式、(39)式、(40)式から、

$$U_{C,t}=\beta E_t\left\{\beta\lambda_t+2\frac{f_{K,t+1}}{\mu}P_{t+1}+U_{C,t+1}(1-\delta)\right\} \quad (45)$$

(38)式、(39)式から、

$$U_{L,t}+U_{C,t}\frac{W_t}{P_t}=0 \quad (46)$$

(33)式から、

$$\frac{W_t R_t}{P_t} = \frac{f_{L,t}}{\mu}, \quad \frac{r_t}{P_t} = \frac{f_{K,t+1}}{\mu} \quad (47)$$

(41)式、(42)式、(43)式から、

$$\lambda_t b_t^j = \beta E_t \{ \lambda_{t+1} b_{t+1}^j \}, \quad j=1, \dots, n \quad (48)$$

以上、(44)式から(48)式が、Evans and Marshall [1998] によるマクロ経済モデルの均衡条件を記述している。

A1.1.5 名目金利の期間構造

(48)式は、 j 期後に満期が到来する国債の価格が、金融資産の限界効用 λ_t と、金融資産の通時的な限界代替率 $\beta\lambda_t + 1\lambda_t$ によって決まってくることを表す式である。この通時的な限界代替率は、次式のように j 期後に満期が到来する国債名目イールドの水準を決定付けるような「確率的割引因子」(Stochastic Discount Factor) として解釈される。

$$y_t^j \equiv -\frac{1}{j} \log[b_t^j] = -\frac{1}{j} \log \left(E_t \left[\frac{\beta_j \lambda_{t+j}}{\lambda_t} \right] \right) \quad (49)$$

ここで、 λ_t は、以下のように表すことが出来る。²³⁾

$$\lambda_t = \frac{\beta(1-\alpha)}{\mu} \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha \left(\frac{-U_{C,t}}{U_{L,t}} \right) \times E_t \left\{ U_{H,t+1} H_{t+1} \frac{1}{Q_t} - \beta U_{H,t+2} H_{t+2} \frac{Q_t+2}{Q_{t+1}^2} + \frac{U_{C,t+1}}{P_{t+1}} \right\} \quad (50)$$

上記の2式は、名目金利の期間構造が、 λ_t によって完全に決まってくることを表しており、さらに逆の因果性として、満期が $j \geq 2$ の国債が λ_t の均衡値や実物変数および物価の t 時点における均衡値に影響を及ぼさないことを示唆するものである。言い換えると、実物変数および物価等のマクロ経済変数に関する t 時点の均衡条件は、満期が $j \geq 2$ の国債とマクロ経済変数との間でブロック・リカーシヴな関係にあり、満期が2期以上の国債がマクロ経済から消失しても、 t 時点における実物変数および物価の均衡値は変化しないことの可能性を含意している。この意味において、満期が2期以上の国債は「リダンダント (Redundant) な金融資産である」(マクロ経済変数は国債に対してブロック外生的である) と考えられる。²⁴⁾ Evans and Marshall [1998] は、この国債のリダンダンシーに関する理論的含意を利用することによ

23) Q_t の保有量を調整するための時間コストが存在しない場合 (つまり、 $H=0$ の場合)、(50)式から、 λ_t の条件付き期待値は、標準的な消費資産価格決定モデル同様、名目消費の限界効用の期待値に帰着することが確認出来る。

24) リダンダンシーを利用して、金融資産の価格付けを行うことは、現在の資産価格理論における常套手段となっている。例えば、その最も有名なものに、Black-Sholes のコール・オプションに関する公式が挙げられよう。その他では Bansal and Viswanathan's [1993] の非線形ファクター・プライシング・モデルや Duffie and Kan's [1996] のイールド・カーブに関するアフィン・モデルが挙げられる。それらの文献では一貫して、リダンダントな資産の価格付けを行うため、まず始めに確立的割引因子の流列を計算し、その流列を用いて資産価格の計算を行うという方法が採用される。

て、構造マクロ経済モデル（本文の(2)式）に対して、 $B(L)=0$ の制約を課し、マクロ経済変数（本文の X_t ）の決定メカニズムに国債のイールドが入ってこないような識別条件を課している。補論2では、グレンジャーのブロック因果性の検定を適用することで、 $B(L)=0$ に関する制約条件を統計的に検証し、日本の分析においてこの仮定を導入することが妥当であるか否かについての検討を行っている。

A1.2 Evans and Marshall の研究の評価

以上の理論的枠組みの下、Evans and Marshallは、効用関数、生産関数、調整時間、資本減耗率等の性質を規定付ける「ディープ・パラメーター」(Deep Parameter)の値を設定し、カリブレーション・スタディを展開している。そこで、彼等は、カリブレーション・スタディを通じて、米国における金融政策の金利期間構造への影響に関する定型的事実（金融政策ショックに対する国債イールドへの影響は、残存期間の長い国債ほど小さくなっていくという事実）を後追い出来ると結論付け、彼等の提案したマクロ経済モデル、および、そのモデルによって説明される実証結果の妥当性を主張している。しかし、筆者はカリブレーション・スタディによって実証結果を後追い出来たからといって、彼等の理論モデルが正しく、そして、それによって説明される実証結果が妥当なものであると結論付けることは尚早であると考え。筆者が抱く彼等のカリブレーション・スタディ、および実証結果に対する疑問点は以下の通りである。

まず、カリブレーション・スタディおよび理論モデルに対して、

1. ディープ・パラメータの設定方法の恣意性。特に、相対的危険回避度 γ 、調整時間のパラメータ c 、 d の設定基準として、「理に適ったインパルスが導出されるように」としていることに問題がある。これでは、著者の想定する結果を導出するために、カリブレーションをしているようなものである。
2. 理論モデルに対する現実妥当性。彼等のモデルでは、 Q_t の保有量を調整するための時間コスト H_t がモデルの性質を決定付ける重要な要素となっている。何故なら、もし、時間コストが存在しない場合（つまり、 $H=0$ の場合）、(5)式から、 λ_t の条件付き期待値は、本文第5節で提出された標準的な消費資産価格決定モデル同様、名目消費の限界効用の期待値に帰着し、金利期間構造の決定メカニズムとして他の理論モデルとの差別化が図れなくなってしまう。また、現実問題として決済に必要な手持ち現金を調整するためのコストがマクロ経済の動向を左右する程の重要な要素足りえるのであろうか。
3. 彼等がそこで展開している理論モデルの直感的な説明は何ら成されておらず、実証結果を解釈するにあたって、それが経済主体の行動と如何様に結びついているかについての穿った分析は全く展開されていない。カリブレーションという「力技」で強引に押し切ったような印象を覚える。

次に、実証結果に対して、

1. 国債の金利期間構造に関する理論的含意としての「リダンダンシー」(マクロ経済変数が国債に対してブロック外生的であること)を統計的に検証することなく、それを識別条件 $B(L)=0$ としている。米国における国債イールドのマクロ経済に対する予測力は、マク

口経済変数の外生性を仮定出来るまでに乏しいものなのであろうか。

2. 構造変化の可能性。彼等は、1959年1月から1991年2月までの非常に長期に渡る標本期間の中で実証研究を行っている。しかしながら、過去の米国マクロ経済において、1970年代初期の石油ショック、そして、1980年代初期の連銀によるマネタリー・ターゲティング等、構造変化をもたらさうような幾つかの出来事を想起することが出来よう。そこで、何らかの構造変化検定を行い、実証結果の頑健性を確認することが必要であると考え。特に、これだけ長期の標本数を利用しているにも関わらず、角張り、かつ標準誤差の大きいインパルスが導出されているのは、米国マクロ経済の構造変化を示唆しているのではなからうか。

以上の疑問点から、米国の金融政策に対する金利期間構造への影響については、Evans and Marshall [1998]の研究で議論され尽くされた、というより、むしろ現時点においても理論的・実証的に多くの課題を残していると筆者は考える。

8 補論2：国債のリダンダンシーについての検定

本補論では、第2節で金融政策ショックを識別する際に仮定された制約条件、 $B(L)=0$ についての統計的な検証を行っていく。Evans and Marshall [1998]は、国債のリダンダンシー（マクロ経済変数が国債に対してブロック外生的であること）を理論的に導出し、その含意をもってして構造マクロ経済モデルに $B(L)=0$ の識別条件を付加している。彼等は、その理論的含意を統計的に吟味することは行っておらず、これに対し、本補論では、その理論的含意の妥当性を「グレンジャーのブロック因果性」の分析週上において議論していくことを試みる。ここで提起されたマクロ経済変数のブロック外生性に関する問題は、本稿の分析枠組みの中で仮定されている識別条件 $B(L)=0$ が妥当なものであるか、という問題意識に留まらず、国債イールドが将来のマクロ経済の動向に関する情報をどの程度内包しているのか、という将来のマクロ経済に対する情報含意性の問題としても、より一般的な経済学的関心を惹起させる問題であると言えよう。

まず、本文(2)式のマクロ経済変数 X_t の構造形に対して、 $B(L)=0$ の制約を課すことなく、 $b=0$ の制約のみ課した場合、

$$X_t = a^{-1}\{A(L)X_{t-1} + B(L)y_{t-1}^n\} \quad (51)$$

のような誘導形VARモデルが導出される。

上記の誘導形VARモデルに対し、帰無仮説が、「 H_0 ：マクロ経済変数が国債に対してブロック外生的である($B(L)=0$)」。そして、対立仮説が、「 H_1 ：マクロ経済変数が国債に対してブロック外生的でない($B(L) \neq 0$)」という仮説検定を適用していく。検定統計量は以下の通りである。

$$LR = (T - k_4) (\log |\sum^{\hat{H}_0}| - \log |\sum^{\hat{H}_1}|) \quad (52)$$

$\sum^{\hat{H}_0}$ は、 $B(L)=0$ の制約下で(4.51)式を推定し、それによって得られたVARイノベーション

表1：マクロ経済変数 X_t のブロック外生性の検定

満期	全標本 (1985:1-2001:11)		前期 (1985:1-1995:6)		後期 (1995:7-2001:11)	
	LR	P値	LR	P値	LR	P値
6ヶ月	44.45	0.157	47.21	0.040	16.54	0.867
1年	46.00	0.127	45.88	0.053	22.96	0.521
2年	34.64	0.532	41.36	0.124	18.41	0.782
3年	31.17	0.697	35.80	0.294	18.23	0.791
4年	26.55	0.874	33.69	0.385	18.56	0.775
5年	25.64	0.900	33.23	0.407	19.18	0.741
6年	24.63	0.924	32.56	0.438	21.70	0.596
7年	27.51	0.844	35.81	0.293	21.70	0.596
8年	34.50	0.539	41.26	0.126	25.69	0.368
9年	37.02	0.421	42.51	0.101	27.73	0.271
10年	30.47	0.728	46.19	0.049	22.34	0.558

1. LRは尤度比検定による統計量を表し、その計算にあたり Sims [1980] が提唱した乗数修正 (multiplier correction) を行っている。詳細は、Hamilton [1994] の第11章を参照せよ。
2. 自由度は、全標本において36、前期において32、後期において24である。
3. 太字は、10%有意水準で帰無仮説 (マクロ経済変数が国債に対してブロック外生的である) が棄却されないことを表している。

ヨンの分散・共分散行列を。一方、 \sum^{H_1} は、制約を課すことなく(5)式を推定し、それによって得られた VAR イノベーションの分散・共分散行列を表している。 T は標本数を表し、 k_4 は、(5)式の誘導形 VAR の個々の方程式に含まれる、定数項も含めたパラメーターの数を表している。なお、帰無仮説の下で、LRは漸近的に $\chi^2(k_5)$ に収束することが解っている。ただし、 $k_5 = (X_t$ に含まれる変数の数)² × (VARのラグ次数) である。

表1に、検定結果が全標本 (1985年1月から2001年11月)、前期 (1985年1月から1995年6月)、後期 (1995年7月から2001年11月)、それぞれの標本期間において記述されている。

まず、全標本を通じた検定結果を報告する。全ての残存期間の国債イールドが将来のマクロ経済に対する予見性を有しておらず、マクロ経済変数は国債に対してブロック外生的であることの可能性を強く示唆している。

次に、前期の標本を通じた検定結果を報告する。残存期間が6ヶ月、10年の国債以外の国債イールドは将来のマクロ経済に対する予見性を有しておらず、6ヶ月、および7年物以外の国債に対して、マクロ経済変数はブロック外生的であることの可能性を示唆している。

最後に、後期の標本を通じた検定結果を報告する。前期の標本で得られた検定結果とは対照

25) 本文の Christiano [1986] と utkepohl [1989] による構造変化の検定と同様、Toda and Yamamoto [1995] の方法を適用している。VARモデルのラグ次数 k は、残存期間が10年の国債イールドを含めた5変数のVARモデルについて、全標本が9、前期が8、後期が6のラグ次数を赤池情報量基準 (Akaike Information Criterion) によって採択し、その他の国債イールドを含むVARモデルのラグ次数もこれに従っている。また、Toda and Yamamotoの方法による追加的に導入されるラグ次数 d は1を採用している。

的に検定統計量の P 値が非常に大きくなっている状況が見て取れる。後期では、全ての残存期間の国債イールドが将来のマクロ経済に対する予見性を有しておらず、全ての国債に対して、マクロ経済変数はブロック外生的であることの可能性を示唆している。²⁶⁾

以上の検定結果から、概して、日本の国債イールドは、将来のマクロ経済に対する予見性を有することなく、特にその傾向は1995年7月以降に強くなっている状況が見て取れる。また、マクロ経済 X_t は、概ね、国債に対してブロック外生的であることが観察され、このことから、本文(2)式の構造マクロ経済モデルに対して、 $B(L)=0$ の識別条件を課すことの妥当性が読み取れる。

9 補論3：CEEによる金融政策ショックの識別

本章では、Christiano, Eichenbaum, and Evans [1996a][1996b]のアプローチを援用することで外生的な金融政策ショックの識別を図っている。本文(5)式のマクロ経済変数 X_t に関するVARイノベーションを u_t^X と置くと、VARイノベーションと構造ショックとの関係性を記述する式は、

$$u_t^X = a^{-1} \varepsilon_t \quad (53)$$

と表せる。ここで、本章の分析枠組みにおいて、Christiano, Eichenbaum, and Evansによって提案された逐次的制約を記述すると、

$$a^{-1} = \begin{bmatrix} a_{11}^{-1} & 0 & 0 \\ a_{21}^{-1} & a_{22}^{-1} & 0 \\ a_{31}^{-1} & a_{32}^{-1} & a_{33}^{-1} \end{bmatrix} \quad (54)$$

と書ける。これは、マクロ経済変数を実物部門 (IIP, INF)・政策部門 (CR)・金融部門 (M1) に分割した時の逐次的制約を記述したものである。特に、本章では金融政策ショックの識別のみに関心があるので、 a^{-1} の第3列目の要素、 a_{22}^{-1}, a_{32}^{-1} についての情報のみを回復すれば²⁷⁾ 良い。具体的には、本文(5)式のマクロ経済変数 X_t に関するVARイノベーション u_t^X を通常の最小二乗法により求め、その分散・共分散行列に対して「コレスキー分解」(Cholesky Factorization) を試行した後、そのコレスキー要素 (Cholesky Factor) から a_{22}^{-1}, a_{32}^{-1} についての情報を回復する、という方法が採用される。

26) 著者は、検定に当り、全標本のラグ次数が9期、前期のラグ次数が8期、後期のラグ次数が6期の5変数VARモデルを採用しているが、これに加えてラグ次数が4期から12期までの5変数VARモデルを利用して同様の検定を行ったところ、ここでの検定結果と大きく異なることは無かった。

27) 特に、Christiano, Eichenbaum, and Evans [1998]で証明されている通り (Proposition 4.1)、逐次的制約を課すことの大きな利点は、経済の同時点間の構造を全て識別しなくても、金融政策ショックのみ正しく識別されれば、金融政策に対する各変数のインパルス応答関数も正しく推定することが出来るという点に求められる。

10 補論4：スポット・レートの導出方法

利子率の期間構造に関する実証研究のデータとして、複利最終利回りを使用すると、クーポンの複利利回りに対する影響としての「クーポン効果」を無視することが出来ない。²⁸⁾そこで、利子率の期間構造分析を行う場合は、割引債の複利利回りであるスポット・レートの使用が望ましいことが指摘されている。割引債の場合は、複利利回りとスポット・レートが一致する為、スポット・レートを推定（あるいは推計）する必要はない。しかし、米国を始め日本では、満期1年以上の債券は、ほとんどが利付債である。このために、利付債の債券価格等のデータから、推定（あるいは推計）によって、割引債の複利利回りであるスポット・レートを求めることが必要になる。本補論では、本稿で用いられたスポット・レートの導出方法と共に、スプライン関数を通じた推定方法について議論していく

A4.1 本稿で用いられたスポット・レートの導出方法

本稿で用いるスポット・レートの推計は、Fama and Bliss [1987]の方法に基づいている。具体的な計算方法は以下のようである。まず、残存期間半年未満の債券の価格、クーポン、残存期間のデータを用いて0.5年物のスポット・レートを求める（Step 1）。次に、0.5年物のスポット・レートをを用いて、1年物のスポット・レートを計算する（Step 2）。以下、このようなステップを繰り返して、残存期間10年までのスポット・レートを計算する。このとき、同じ半年の残存期間の中に複数の債券がある場合、釜江 [1989]は残存額の最も多い銘柄を採用し、小峰他 [1989]は恣意的に銘柄を選んでいる。しかし、これらの方法では、スポット・レートの計算に市場全体の情報を使わないため、情報に大きなロスが生じてくる。そのため、ここではFama and Bliss [1987]の方法に従い、それぞれのスポット・レートを求め、平均を取った上で、その残存期間のスポット・レートとしている。²⁹⁾なお、推計にあたって指標銘柄を推計の対象に含め、租税を考慮することなく計算を行っている。スポット・レート導出にあたっての計算の標本期間は、1985年1月から2001年11月までとしている。

[Step1] 残存期間 0から0.5年物の国債

$$P = \frac{CO/2 + 100}{(1 + y_i^{0.5})^j}$$

$y_i^{0.5}$ …残存期間0.5年物のスポット・レート

28) クーボン効果とは、利付債の単利・最終利回りはもとより、複利・最終利回りについても、利回り計算がクーポンの大きさによって影響を受けるというものである。こうした「クーポン効果」を回避するためには、スポット・レートをを用いることが必要になってくる。詳細は、黒田 [1997]を参照せよ。

29) 国債の取引の9割近くを占める指標銘柄には、「指標銘柄プレミアム」がつくことが指摘されており、周辺銘柄（指標銘柄以外の銘柄）より割高に売買されている。福田 [1991]は、Fama and Bliss [1987]の方法に従った逐次代入法でのスポット・レートの推計にあたって指標銘柄を含めることなく、周辺銘柄のみでそれを求めている。指標銘柄を含めずに推計を行うことによって、「指標銘柄プレミアム」による推計のバイアスを取り除くことが出来る反面、市場の情報を9割近く失ってしまうという代償を支払わなければならない。本稿は、後者の見解を重視し、指標銘柄を含めることによってスポット・レートの推計を行っている。また、Lizenberger and Rolfo [1984]は、租税の影響を考慮しなくても、推計における標準誤差は、それほど変化しないと結論付け、本稿は、彼等の研究に従い租税の影響を考慮することなくスポット・レートの推計を行っている。なお、逐次代入法によってスポット・レートを推計した過去の日本人による先行研究も租税の影響を考慮することなく推計を行っている。例えば、小峰他 [1989]や福田 [1991]を参照せよ。

$CO/2+100$ …償還時のキャッシュ・フロー
 j …残存期間 (0.5年単位)

[Step2] 残存期間 0.5から1.0年物の国債

$$P = \frac{CO/2+100}{(1+y_i^{0.5})^j} + \frac{(CO/2+100)}{(1+y_i^{1.0})^{j-1}}$$

$y_i^{1.0}$ …残存期間1.0年物のスポット・レート
 $CO/2+100$ …償還時のキャッシュ・フロー
 $CO/2$ …一回のクーポン収入
 j …残存期間 (0.5年単位)

[Step3] 残存期間 1.0から1.5年物の国債

$$P = \frac{CO/2+100}{(1+y_i^{0.5})^j} + \frac{(CO/2+100)}{(1+y_i^{1.0})^{j-1}} + \frac{(CO/2+100)}{(1+y_i^{1.5})^{j-2}}$$

$y_i^{1.5}$ …残存期間1.5年物のスポット・レート
 $CO/2+100$ …償還時のキャッシュ・フロー
 $CO/2$ …一回のクーポン収入
 j …残存期間 (0.5年単位)

A4.2 スプライン関数を通じた導出方法

上述の逐次代入法によるスポット・レートの導出は、「推計」作業によった方法である。これに対して、「推定」作業によった方法としては、スプライン関数を用いたものが多く、米国の金利期間構造の実証研究によく利用されるオハイオ州立大学の McCulloch が計算したスポット・レートもスプライン関数を利用した推定作業によるものである。しかし、小峰他 [1989] の研究の展望で明らかになったように、スプライン関数による推定は問題が多い。これは、データの平準化に利用されるスプライン関数の方法を適用する際に、関数型を事前に特定化する必要があり、このため、スポット・レートの推定に際して関数型の特定化が大きな制約となるためである。

2 次のスプライン関数を用いて米国のスポット・レートの推定を試みたものとして、McCulloch [1971] が挙げられ、3 次のスプライン関数を用いて米国のスポット・レートの推定を試みたものとして、McCulloch [1975a], Jordan [1984], Lizenberger and Rolfo [1984] 等が挙げられる。ちなみに、米国の金利期間構造の研究に用いられるスポット・レートのデータは、McCulloch 自身が McCulloch [1975a] の方法を用いて推定したものである。その他のスプライン関数を用いて推定を試みたものとしては、Vasicek and Fong [1982] や Nelson and Siegel

30) 0.5年単位とは0.5年を1期と考えることを意味する。

[1987]が挙げられる。また、日本において、3次のスプライン関数を用いてスポット・レート³¹⁾を推定し、これを用いて金利の期間構造の分析を行った例としては、釜江 [1993][1999]が挙げられる。

筆者自身は、スプライン関数を利用することによるスポット・レートの推定方法は、スプライン関数の特定化さえしてしまえば、非常に簡単にスポット・レートを求めることが出来る反面、スプライン関数を特定化する段階で、非常に大きなバイアスをかけている可能性が高く、そこで導出されたスポット・レートを用いて期間構造の分析を行うことは誤った推論を導く危険性があると考えている。結局のところスプライン関数を通じた簡便な推定方法よりも、手間を惜しむことなく、Fama and Bliss [1987]による逐次代入法による推計方法の方が最善ではないにせよ次善の方法ではないか、と考える。

参考文献

- [1] 黒田晃生 [1983]. 「日本の金利構造」東洋経済新報社
- [2] 黒田晃生 [1997]. 「入門 金融」東洋経済新報社
- [3] 釜江廣志 [1993]. 「日本の国債流通市場」東洋経済新報社
- [4] 釜江廣志 [1999]. 「日本の証券市場・金融市場の効率性」東洋経済新報社
- [5] 白川浩道 [1987]. 「債権利回りの変動要因について—一日米比較の実証分析に基づく期待理論の再検討」金融研究 第6巻第2号: 93-128
- [6] 福田祐一 [1991]. 「日本における国債利回りの期間構造に関する実証研究—期待仮説再考」大阪大学課程修士論文
- [7] 福田祐一 = 斎藤誠 [2000]. 「金利期間構造の将来インフレーションに関する情報含意について」. 小佐野広 = 本多佑三編「現代の金融と政策」. 第2章, 日本評論社
- [8] 鹿野嘉昭 [1994]. 「国債の流通利回り変動と期待理論」. 「日本の銀行と金融組織」. 第5章, 東洋経済新報社
- [9] 中島清貴 [2002a]. 「1995年6月までの日銀の金融調節方式と金融政策ショックの識別」. 未刊
- [10] 中島清貴 [2002b]. 「低金利政策下における日銀の金融調節方式と金融政策ショックの識別」. 未刊
- [11] 林 文夫 [2000]. 「日本のコール市場における流動性効果について」金融研究. 第19巻第9号, 145-183.
- [12] 細野薫 = 杉原茂 = 三原剛 [2001]. 「金利の期間構造と金融政策」. 「金融政策の有効性と限界」. 第3章, 東洋経済新報社
- [13] Balduzzi, P., Sanjiv, D., and Silverio, F. [1997]. A Model of Target Changes and the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics* 39 : 223-49.
- [14] Balduzzi, P., Bertola, G., Foresi, S., and Klapper, L. [1998]. Interest Rates Targeting and the Dynamics of Short Term Rates. *Journal of Money, Credit, and Banking* 30 : 26-50.
- [15] Bekaert, G., Hodrick, R., and Marshall, D. [1997]. The Implications of First-Order Risk Aversion for Asset Market Risk Premiums. *Journal of Monetary Economics* 40 : 3-39.
- [16] Bekaert, G., Hodrick, R., and Marshall, D. [2001]. Peso Problems Explanations for Term Structure Anomalies. *Journal of Monetary Economics* 48 : 241-270.
- [17] Bernanke, Ben, and Blinder, Allan. [1992]. The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission. *American Economic Review* 82 : 901-921.
- [18] Bernanke, Ben, and Woodford, Michael. [1997]. Inflation Forecasts and Monetary Policy. *Journal of Money, Credit and Banking* 29 : 653-984.
- [19] Bernanke, Ben, and Ilian Mihov. [1998]. Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of*

31) 本稿脚注31)にて日本で逐次代入法を適用する際、指標銘柄を含めるか否か、という問題に直面することを議論したが、スプライン関数を用いたスポット・レートの導出の際して、その問題はより顕著に現れてくる。著者は、Fama and Bliss [1987]の逐次代入法を通じて指標銘柄を含めることによりスポット・レートのデータを導出したが、著者のスポット・レートのデータと、指標銘柄を含めずに、同じくFama and Bliss [1987]の方法を適用した福田[1991]のスポット・レートのデータとを比較すると大きな差異は観察されなかった。それに対して、スプライン関数を利用した推定作業において、指標銘柄を入れた場合と入れない場合とでは、全く異なったスポット・レートが導出されることを釜江 [1999]は議論している。

- Economics 113 : 869-902.
- [20] Blanchard and Kiyotaki. [1987]. Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand. *American Economic Review* 79 : 655-673.
 - [21] Braun, R. Anton, and Etsuro, Shioji. [2000]. Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates in Japan. *Yokohama National University Discussion Paper Series No. 00-F-2*.
 - [22] Campbell, Y. John, and Shiller, J. Robert. [1987]. Cointegration and Tests of Present Value Models. *Journal of Political Economy* 95 : 1062-88.
 - [23] Campbell, Y. John. [1991]. Yield Spreads and Interest Rates Movements : A Bird's-Eye View. *Review of Economic Studies* 58 : 495-514
 - [24] Campbell, Y. John, and Yasushi, Hamao. [1993]. The Interest Rates Process and the Term Structure of Interest Rates in Japan : Kenneth J. Singleton, eds., *Japanese Monetary Policy*, Univ. Chicago Press, Chicago.
 - [25] Campbell, Y. John., Andrew, W. Lo, and Craig Mackinlay. [1997]. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press.
 - [26] Cecchetti, S. G., and Karras, G. [1994]. Sources of output fluctuations during the interwar period: Further evidence on the causes of the great depressions. *Review of Economics and Statistics* 76 : 80-102.
 - [27] Christiano, L. [1986]. Money and the U.S economy in the 1980s: A break from the past? *Federal Reserve Bank of Minnesota Quarterly Review*, Summer : 2-13.
 - [28] Christiano, L., and Eichenbaum, M. [1992]. Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock: Cukierman A., Hercowitz Z., and Leiderman L., eds., *Political Economy, Growth, and Business Cycles*, MIT Press, Cambridge, MA.
 - [29] Christiano, L., and Eichenbaum, M. [1995]. Liquidity Effects, Monetary Policy and the Business Cycle. *Journal of Money Credit and Banking* 27 : 1113-1136.
 - [30] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Evans, C. [1996a]. Identification and the Effects of Monetary Policy Shocks. *Federal Reserve Bank of Chicago Working paper No. 94-7*.
 - [31] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Evans, C. [1996b]. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. *Review of Economics and Statistics* 78 : 16- 34.
 - [32] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Evans, C. [1997]. Modeling Money. *NBER Working Paper No. 6371*.
 - [33] Christiano, L., Eichenbaum, M., and Evans, C. [1998]. Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End? J.B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*. Vol.1, North-Holland: New York.
 - [34] Clouse, J., Henderson, D., Orphanides, A., Small, D., and Tinsley, P. [2000]. Monetary Policy When the Nominal Short-Term Interest Rate is Zero. *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series #2000-51*.
 - [35] Cook, T, and Hahn, T. [1989]. The Effect of Changes in the Federal Funds Target on Market Interest Rates in the 1970s. *Journal of Monetary Economics* 24 : 331-351.
 - [36] Dai, Q, and Singleton, K. [1997]. Specification Analysis of Affine Term Structure Models. *NBER Working Paper No. 6128*.
 - [37] Duffie, Darrell. [1996]. *Dynamic Asset Pricing Theory*, Third Edition. Princeton University Press.
 - [38] Estrella, A, and Hardouvelis, G. [1991]. The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity. *Journal of Finance* 46 : 555-576.
 - [39] Geweke, John. [1988]. Antithetic Acceleration of Monte Carlo Integration in Bayesian Inference. *Journal of Econometrics* 38 : 73-89.
 - [40] Etsuro, Shioji. [2000]. Identifying Monetary Policy Shocks in Japan. *Journal of the Japanese and International Economics* 14 : 22-42.
 - [41] Evans, L, Charles, and Marshall, A. David. [1998]. Monetary Policy and the Term Structure of Nominal Interest Rates : Evidence and Theory. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 49 : 53-111.
 - [42] Fama, E. F. [1984]. The Information in the Term Structure. *Journal of Financial Economics* 4 : 509-528.
 - [43] Fama, E. F, and R. R. Bliss. [1987]. The Information in Long Maturity Forward Rates. *American Economic Review* 77 : 680-692.
 - [44] Fama, E. F. [1990]. Term Structure Forecasts of Interest Rates, Inflation, and Real Returns. *Journal of Monetary Economics* 25 : 59-76.
 - [45] Fuerst, T. [1992]. Liquidity, Loanable Funds and Real Activity. *Journal of Monetary Economics* 29 : 3-24.
 - [46] Fuhrer, J., and Moore, G. [1995]. Monetary Policy Tradeoff and the correlation between

- nominal interest *rates* and real output. *American Economic Review* 85 : 219-239.
- [47] Fuhrer, J. [1996]. Monetary Policy Shifts and Long Term Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics* 447 : 1183-1209.
- [48] Gali, J. [1992]. How Well Does the IS-LM Model Fit Post War Data? *Quarterly Journal of Economics* 107 : 709-738.
- [49] Hansen, L. P., and Singleton, K. J. [1983]. Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*. 91 : 249-265
- [50] Johansen, S. [1988]. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control* 12 : 231-254.
- [51] Johansen, S. [1991]. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* 59 : 1551-1580.
- [52] Kozicki, S., and Tinsley, P. [2001a]. Term Structure Views of Monetary Policy under Alternative Models of Agent Expectations. *Journal of Economic Dynamic and Control* 25 : 149-184.
- [53] Kozicki, S., and Tinsley, P. [2001b]. Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Monetary Economics* 47 : 613-652.
- [54] Leeper, E., Sims, C., and T. Zha. [1996]. What Does Monetary Policy Do? *Brooking Papers on Economic Activity* 2 : 1-63.
- [55] Litterman, R. and Scheinkman, J. [1991]. Common Factors Affecting Bond Returns. *Journal of Fixed Income* 1 : 54-61.
- [56] Lucas, R. [1990]. Liquidity and Interest Rates. *Journal of Economic Theory* 50 : 237-64.
- [57] Lütkepohl, H. [1989]. Prediction Tests for Structural Stability. *Journal of Business and Economic Statistics* 7 : 129-135.
- [58] Lütkepohl, H. [1991a]. Testing for Time Varying Parameters in Vector Autoregressive Models. W.E. Griffiths., H. Lütkepohl and M.E. Bock, eds., *Readings in Econometric Theory and Practice*, North-Holland: Amsterdam.
- [59] Lütkepohl, H. [1991b]. *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Verlag.
- [60] Mankiw, N. Gregory, and Summers, H. Laurence. [1984]. Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates? *Brooking Papers on Economic Activity* 1.
- [61] Mankiw, N. Gregory, and Jeffrey A. Miron. [1986]. The Changing Behavior of the Term Structure of Interest Rates. *Quarterly Journal of Economics* 101 : 211-28.
- [62] Mankiw, N. Gregory, and Jeffrey A. Miron, and David N. Weil [1987]. The Adjustment of Expectation to a Change in Regime: A Study of the Foundinf of the Federal Reserve. *American Economic Review* 77 : 358-74.
- [63] Marshall, David, and Wendy Edelberg. [1996]. Monetary Policy Shocks and Long Term Interest Rates. *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives* 20.
- [64] McCallum, B. [1994a]. A Reconsideration of the Uncovered Interest Parity Relationship. *Journal of Monetary Economics* 33 : 105-32.
- [65] McCallum, B. [1994b]. Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates. *National Bureau of Economic Reserch Working Paper No. 4938*.
- [66] McCulloch, J. H. [1971]. Measuring The Term Structure of Interest Rates. *Journal of Finance* 44 : 19-31.
- [67] McCulloch, J. H. [1975a]. The Tax Adjusted Yield Curve. *Journal of Finance* 30 : 811-830.
- [68] McCulloch, J. H. [1975b]. An Estimate of the Liquidity Premium. *Journal of Political Economy* 83 : 95-119.
- [69] Mishkin, S. Frederic. [1990]. The Information in the Longer Maturity Term Structure about Future Inflation. *Quarterly Journal of Economics* 105 : 815-828.
- [70] Miyao, Ryuzo [2000]. The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?. *Journal of the Japanese and International Economics*. 14, 366-384.
- [71] Modigliani, F. and R. Sutch. [1966]. Innovations in Interest Rate Policy. *American Economic Review* 56 : 365-377.
- [72] Modigliani, F. and R. Sutch. [1967]. Debt Management and the Term Structure of Interest Rate: An Empirical Analysis of Recent Experiance. *Journal of Political Economy* 75 : 569-589.
- [73] Nakashima, K. and Saito, M. [2002]. Strong Money Demand and Nominal Rigidity: Evidence from the Japanese Money Market with a Low Interest Rate Policy. *Hitotsubashi University Disucussion Paper Series #2001-11*.
- [74] Nelson, C. and A. Siegel. [1987]. Parsimonious Modeling of Yield Curves. *Journal of Business* 60 : 479-490.
- [75] Pagan, A., Hall, A., and Martin, V. [1996]. Modeling the Term Structure. In *Handbook of Statistics*, edited by G.S. Maddala and C.R. Rao, Vol. 14, pp91-118. Elsevier Science B.V.

-
- [76] Phillips, P.C.B. [1995]. Fully Modified Least Squares and Vector Autoregression. *Econometrica* 63 : 1023-1078.
- [77] Rudebusch, D. Glenn. [1995]. Federal Reserve Interest Rate Targeting, Rational Expectations, and the Term Structure. *Journal of Monetary Economics* 35 : 245-74.
- [78] Rudebusch, Glenn [1998]. Do measures of monetary policy in a VAR make sense?, *International Economic Review*. 39(4): 907-931.
- [79] Roberds, D., and Whiteman, C. [1999]. Endogenous Term Premia and Anomalies in the Term Structure of Interest Rates: Explaining the predictability smile. *Journal of Monetary Economics* 44 : 555-580.
- [80] Shiller, R. J., Campbell, J. Y. and Shoenholtz, K. L. [1983]. Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates. *Brooking Papers on Economic Activity* 1.
- [81] Shiller, Robert. [1990]. The Term Structure of Interest Rates. In *Handbook of Monetary Economics*, edited by Benjamin M. Friedman and Frank H. Hahn, vol. 1, pp627-722. Amsterdam: North-Holland.
- [82] Sims, C., and T. Zha. [1998]. Does Monetary Policy *Generate* Recessions? Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper No. 98-12.
- [83] Toda, H., and Yamamoto, T., [1995]. Statistical inference in vector autoregressions with possibly *integrated* processes, *Journal of Econometrics*. 66, 225-250.