



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

長期金利の変動をどう理解するか？： マクロ経済モデルを利用した期待短期金利成分と リスクプレミアム成分への分解

小田信之*

nobuyuki.oda@boj.or.jp

小林洋史*

hiroshi.kobayashi@boj.or.jp

No.03-J-4
2003年10月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱30号

* 企画室

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

長期金利の変動をどう理解するか？*：

マクロ経済モデルを利用した期待短期金利成分とリスクプレミアム成分への分解

小田 信之[†]・小林 洋史[‡]

【要旨】

本稿では、長期金利を将来の期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解するモデルを呈示する。具体的には、小規模なマクロ構造モデルと金融政策ルールによって、将来の短期金利の期待経路を定式化すると同時に、ファイナンス理論の考え方を取り入れることによって、将来の需要ショック・供給ショックに対応したリスクプレミアム(可変値)を導出する。短期金利の経路をモデル化する上では、名目金利のゼロ制約や金融政策の時間軸効果の存在を取り込む。モデルから導出された理論金利を市場金利にマッチングさせることにより、モデルのパラメータをカリブレートする。

このモデルに基づいて、1995年以降の日本における長期金利と、戦後期の米国における長期金利の推移をそれぞれ実証する。日本の長期金利の分析に当たっては、金利低下の過程で期待短期金利成分とリスクプレミアム成分のそれぞれがどのように推移したか、ゼロ金利政策や量的緩和政策の下で時間軸効果がどのように波及したか、といった点に焦点を当てる。戦後期の米国については、1940年代後半から50年代初にかけて長期金利に上限を設ける政策が行われた事例と、1960年代前半のツイスト・オペの事例を分析する。

キーワード：長期金利、金利の期間構造、期待仮説、リスクプレミアム、金融政策ルール、時間軸効果、リスク中立プライシング

JEL分類番号：E43, E44, E52, G12

* 本稿の作成に当たっては、日本銀行企画室、金融市場局、金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りは筆者に属する。また、本稿の内容や意見は、筆者個人に帰属するものであり、日本銀行および同企画室の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画室 (E-mail: nobuyuki.oda@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画室 (E-mail: hiroshi.kobayashi@boj.or.jp)

1. はじめに：問題意識と要旨

本稿では、長期金利を将来の期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解するモデルを呈示する。これに基づき、最近の日本における長期金利の推移と、米国における戦後の長期金利の推移をそれぞれ分析する。

最近の日本における長期金利は、本年 8 月下旬以降に幾分上昇傾向を見せているが、趨勢的には極めて低い水準で推移している。この金利水準が市場で合理的に形成されたものであるかどうかや、金融政策がどのように影響を及ぼしたのかは、重要な論点である。また、今後長期金利が上昇傾向を強めていく場合には、何らかの方法で政策的に長期金利を抑制することのフィージビリティが論点となる可能性もある。本稿では、米国の歴史事例の分析を通じて、この問題を考察する。具体的には、米国で 1940 年代後半から 50 年代初にかけて長期金利に上限を設ける形で制御がなされた事例と、1960 年代前半のツイスト・オペの事例を分析する。

本稿のモデルは、小規模マクロモデルとファイナンス理論を結合させることにより構築されている。具体的には、総需要関数、総供給関数、金融政策ルールによって GDP ギャップ、インフレ率、短期金利が同時決定されるモデルを想定する。将来の経済経路を決める外生変数としては、需要ショックと供給ショックを考え、それぞれの不確実性に対応したリスクプレミアムをファイナンス理論のアプローチによって勘案することにより、長期金利の理論値を導出する。この理論値が市場で観察される金利の期間構造と整合的になるように、モデル上で未知のパラメータを決定する。これにより、モデルに基づいて、長期金利を期待短期金利成分とリスクプレミアム成分（可変値）に分解することが可能になる。期待短期金利成分には、ゼロ金利政策や量的緩和政策の継続条件に関するアナウンスメントの効果（時間軸効果）を明示的に取り込む。

日本の金利の期間構造と金融政策の関連を分析した先行研究は多数あるが、最近の例としては、翁・白塚（2003）、白塚・藤木（2001）、山口・吉田（1998）

などを挙げる事ができる。これらは、長期金利のリスクプレミアムを先験的に固定した上で、イールドカーブやインプライド・フォワードレートの形状を時系列的に分析することによって、長期金利の形成や時間軸効果を検証している。これに対し本分析は、リスクプレミアムの可変性を許容する点が特徴の一つである。リスクプレミアムの可変性を許容した最近の先行研究としては、丸茂等（2003）を挙げる事ができる。同論文は、ゼロ金利の解除時期が特定確率過程にしたがって決まるというモデルにより時間軸効果を捉えた上、金利期間構造モデルの枠組みで政策効果等を分析している。これに対し本分析では、ゼロ金利の解除がマクロ経済の状況と明示的な関連をもってなされるとモデル化する点が特徴である¹。

本稿での分析の主要な結果をあらかじめ紹介すると、次の4点である。

- (1) 1995年以降についてわが国の中長期金利の推移を捉える場合、概ね3つの時期（1995年～1997年、1998年～2000年、2001年～2003年初）に分けて考えることができ、段階的に中長期金利の水準が低下してきている。これは、景気の後退とそれに対応した金融緩和効果などを反映して、期待短期金利成分とリスクプレミアム成分の両者が低下した結果として理解できる。
- (2) わが国の長期金利（10年物）の推移を期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解して観察すると、期待短期金利成分については、概ね前述の3つの時期ごとに段階的に低下してきている。この過程では、金融政策の時間軸効果が同成分の引き下げに寄与した面もある。一方、リスクプレミアム成分は、1998年以降2001年末まで趨勢的な変化はなく比較的安定していたが、2002年入り以降徐々に低下を始め、2003年第1四半期までにはかなり低い水準に達した。なお、本年7月初に長期金利が反騰する局面では、リスクプレミアムは比較的低位水準にとどまったが、本年8月下旬以降に再び長期金利

¹ 本稿とは別のアプローチによって、金利の期間構造のダイナミクスをマクロ経済変数と関連付けてモデル化した研究としては、例えば Ang and Piazzesi (2003)を挙げる事ができる。

が上昇した局面では、リスクプレミアムが多少拡大する動きが観察される。

(3) わが国の中長期金利を分析した結果、ゼロ金利政策期や量的緩和期には、同政策の継続期間を将来のデフレ脱却と関連付けて判断するという日銀のアナウンスメントが長期金利の形成に対して有意な効果を及ぼしたことが確認された。この時間軸効果は、主として将来の期待短期金利を引き下げることにより、長期金利を低下させる形で機能した。特に 2002 年第 3 四半期から 2003 年第 1 四半期にかけては、市場参加者は日銀が将来の量的緩和解除の見極めをより慎重に行うと見るように変化してきた、あるいは時間軸のアナウンスメントの意味に対する市場の理解が進んだ可能性が検出された。なお、2003 年 8 月下旬からの長期金利上昇局面では、市場の予想する量的緩和解除時の CPI 下限値が若干低下したが、それでも引き続き、ゼロを有意に上回っている。

(4) 米国における 1940～50 年代の国債価格支持政策期と 1960 年代前半のツイスト・オペ期について、それぞれ長期金利の推移を分析した。その結果、前者の時期には、期待短期金利成分が上昇してもリスクプレミアム成分の低下がそれを相殺する形で、長期金利の上昇が抑制されたケースが見出された。これは、国債価格支持政策が市場で信認を得ていたことを示唆する。また、当時は、金融政策がシステマティックに運営されるという認識が浸透していなかったことも、リスクプレミアムに政策的な影響を及ぼしやすかった一因と考えられる。なお、国債価格支持政策が放棄されてアコードが締結されたのは、リスクプレミアムがほぼゼロになった時期であった。一方、後者のツイスト・オペ期には、リスクプレミアムに目立った変化が現れておらず、政策効果は検出されなかった。

また、将来の短期金利の経路がシステマティックな金融政策運営によって決まるものと認識されると、リスク・プレミアムが小さくなり、その分、直接的な金利ペッグ、国債買入オペ、ないしアナウンスメント等によってリスクプレミアムを操作し得る余地が小さくなると考えられる。

本稿の構成は、次のとおりである。まず、分析アプローチについて、(1)マクロ経済変数の経路を記述するモデルの設定と、(2)リスクプレミアムの調整により理論金利と市場金利をマッチングさせる考え方について、それぞれ第 2 節、第 3 節で説明する。第 4 節では、これを近年の日本の長期金利の推移に適用した分析結果をまとめる。第 5 節では、同じ分析手法を 1940～60 年代の米国の長期金利に適用し、金利ペッグやツイスト・オペの効果等について考察する。

2．マクロ構造モデルと金融政策ルール

2．1 モデルの概要

マクロ経済変数および短期金利の将来の経路を記述するモデルについては、概要を図表 1 に、詳細を図表 2 および 3 に示した。モデルは、IS 曲線（総需要関数）、AS 曲線（総供給関数）、金融政策ルールの 3 本から構成される。IS 曲線と AS 曲線は、シンプルなバックワード・ルッキング型である。すなわち、当期の GDP ギャップは、前期・前々期の GDP ギャップおよび実質短期金利（自然利子率からの乖離幅）、当期の需要ショックによって決定される²。当期のインフレ率は、前期・前々期のインフレ率および前期の GDP ギャップ、当期の供給ショックによって決定される。また、金融政策ルールとしては、当期の短期金利が当期のインフレ率の目標値からの乖離および当期の GDP ギャップから決まるテイラー・ルール³を基本としつつ、名目金利のゼロ制約を課すとともに、短期金利を徐々に変更するよう慣性を取り入れた。図表 3 では、これをタイプ

² 本モデルの金利チャンネルは、総需要が、IS 曲線中の実質短期金利によって決まると定式化されている。すなわち、リスクプレミアム（期間プレミアム）込みの実質長期金利によって総需要が影響を受ける効果は、簡単のために捨象されている。ただし、本稿で長期金利の形成メカニズムをモデル化する上では、4 節で説明するように、リスクプレミアムを明示的に扱う。

³ 政策ルールにおいて、長期的な目標インフレ率は 1%であると仮定した。なお、これが 1%でなく、例えば 2%など他の値をとると分析結果がどのように影響を受けるかをチェックしたところ、定性的な内容に大きな変化は現れないことが確認された。

1の政策ルールとした。さらに、日本におけるゼロ金利政策期（1999年2月～2000年8月）および量的緩和政策期（2001年3月～）の長期金利を分析する上では、デフレ脱却までゼロ金利を解除しないという趣旨の日本銀行のアナウンスメント効果を勘案するために、図表3におけるタイプ2の政策ルールを採用した。これは、ゼロ金利解除の条件⁴として、「後方移動平均でみたインフレ率が一定の下限値を上回ることが必要である」との制約を課したものである。本稿では、この制約が期待短期金利に及ぼす影響を「時間軸効果」と呼ぶ。このインフレ率下限値の水準は、日本銀行の政策スタンスを踏まえて市場参加者が評価するものであると考え、第4節で市場金利情報から推定する。

以上のモデルを前提とすると、図表1に示したように、今期に観察された各変数を初期値として将来の経済経路をシミュレーションする上では、外生変数である需要ショックと供給ショックの2つが確率的に変動していくのに伴って、内生変数であるインフレ率、GDPギャップ、短期金利が決まっていく⁵。長期金利が形成される上で鍵となるのは将来の短期金利の経路であるが、それが不確実性を伴った確率分布として記述される。この確率分布が分かれば、期待短期金利の平均値が分かるとともに、リスクプレミアムを決定するのに必要な不確実性の大きさも分かる。したがって、リスク回避度を所与とすればリスクプレミアムが決まり、長期金利の理論値を得る。実証に当たっては、この理論値が市場金利とマッチするようなリスク回避度を逆算することになる。

⁴ 実際には、日本銀行は量的緩和政策の継続条件しか示していない。しかし、本稿では、便宜的に、量的緩和政策の継続条件とゼロ金利政策の継続条件が同一であると仮定して分析を進める。

⁵ 本稿とは別の定式化として、政策ルール右辺に攪乱項（政策ショック）があると考え、金融政策が機械的に政策ルールに従うのではなく、場合によってルールから乖離する可能性があることを明示的に取り入れるアプローチもあり得る。しかし、推計上ショックの識別が容易でないため、この定式化は断念した。このため、本稿のモデル中には、政策ショックが明示されていないが、実際にあり得べき政策ショックは、IS曲線中の短期金利の項に作用する外生ショックであるから、本モデルの需要ショックの中に取り込まれていると解釈される。

2.2 モデルの推定

日本については、1980年第1四半期から2003年第1四半期までの四半期データ（図表4）に基づき⁶、図表2の構造モデルと図表3の政策ルールを推計し⁷、構造係数、政策係数、需要・供給ショックの不確実性（分散・共分散行列）を決定した。推計には、一般化積率法（GMM <Generalized Method of Moments>）を採用した。

推定結果は図表5に示した。これを見ると、IS曲線、AS曲線、政策ルールのいずれについても、各係数の符号条件が完全に満たされている。また、IS曲線中の金利チャンネル係数や、AS曲線中のGDPギャップの係数など、重要な係数のほとんどが統計的に有意である⁸。なお、参考として、推定された政策ルールと現実の短期金利の推移を図表6に示した。1996～97年頃には政策ルールより実際の金融政策の方が多少緩和スタンスが強かったなど、局所的に若干の乖離は見られるが、計測期間全体を通じてみると、フィットは良好である。例えば、2000年8月から2001年3月にかけてゼロ金利が解除されていた期間を見ても、政策ルールが示す短期金利はゼロでなく、若干の正の金利となっている。

4節でわが国の最近の長期金利について実証分析する際には、これらの推計結果を利用する。

⁶ 本稿では、GDPギャップは、実質GDPにホドリック・プレスコット・フィルター（HPフィルター）をかけることによって算出した。円滑化パラメータは、 $\lambda = 1600$ 。

⁷ 推計に当たっては、まず政策ルールを推定し、次にその結果と整合的なIS曲線、AS曲線を推計するという手順を踏んだ。これは、政策係数とIS曲線のパラメータの不決定性を回避するためである。

⁸ 留意すべき点としては、政策ルールにおけるインフレ・ギャップの係数が、符合条件は満たすものの、統計的に有意とならなかったことである。本稿では以下、この推計結果に忠実に従って分析を進める。仮に同係数がもう少し大きい場合に結果がどのように変化するかという視点で頑健性を調べることは、今後の課題として残されている。

3．リスクプレミアムを勘案した長期金利の評価方法

長期金利は、期待仮説を踏まえると、(1)将来の期待短期金利の平均値と(2)リスクプレミアムという2つの成分から構成されると整理できる。2節で用意したモデルをそのまま利用すると、需要ショック、供給ショックについて確率シミュレーションを行うことによって(1)の期待短期金利成分を計算することはできるが、(2)のリスクプレミアムを評価することはできない。そこで以下では、ファイナンス理論におけるリスク中立プライシングという考え方を利用して、リスクプレミアムが織り込まれた金利理論値を導出し、これを市場金利とマッチングさせることを考える。

3．1 リスク中立化法による金利期間構造理論値の導出方法

市場参加者は、資産収益率の不確実性(=リスク量)に対してプレミアム(=無リスク金利対比の所要超過収益率)を要求する。長期金利の形成メカニズムを期待仮説に沿って捉える場合、将来の短期金利の経路が不確実であるという意味でリスクが存在するため、長期金利は、(1)将来の期待短期金利の平均値に(2)リスクプレミアム(期間プレミアム)が付加される形で形成される。

リスクプレミアムは、リスク量(ボラティリティ)とともに比例的に大きくなるので、単位リスク量当りのプレミアムとして「リスクの市場価格」を定義する。経済的には、このパラメータは、市場参加者のリスク回避度に対応するが、ファイナンス理論の文脈では、その大きさが市場価格情報から推定されることになるので、「リスクの市場価格」と呼称される。

ところで、ファイナンス理論では、ある確率過程にしたがって変動する資産価格(=原資産価格)に依存してキャッシュフローが決まるタイプの金融商品(派生証券)の理論価格を計算する方法として、リスク中立化法と呼ばれる方法がある⁹。図表7は、その概念図を示している。すなわち、ある資産価格の確率過程について、その期待収益率から、ボラティリティ¹⁰(リスク量)に「リス

⁹ 例えば、ハル(1992)などのファイナンス理論の教科書を参照。

¹⁰ ボラティリティとは、確率過程の攪乱項において、標準ブラウン運動(標準正規分布

クの市場価格」を乗じた値（リスクプレミアム）を差し引くことによって、リスク中立化された仮想的な世界における確率過程を創出する。このリスク中立な確率過程にしたがって、評価したい金融商品のキャッシュフローの期待割引現在価値をシミュレートした結果が、当該商品の理論価格になる。これは、リスク回避的な投資家は、リスクを内包した金融商品について実際の期待割引キャッシュフローより小さな価値しか見出さないが、そうしたリスク回避効果がリスク中立化された確率過程に織り込まれているためである。

2 節で呈示したモデルでは（前掲図表 1 参照）長期金利のリスクプレミアムの源泉となる不確実性は、需要ショックと供給ショックに端を発している。したがって、この両ショックに対する「リスクの市場価格」をそれぞれ知ることができれば、リスクプレミアムが決まる。図表 8 に示したように、リスクプレミアム分を調整してリスク中立化させた世界でモンテカルロ・シミュレーションを行えば¹¹、短期金利をはじめ各内生変数の将来の経路を確率分布として把握でき、その情報を基に様々な満期の割引債の理論価格を算出できる¹²。この結果を利回り表示すれば、リスクプレミアム勘案後の金利期間構造の理論値を得る。

にしたがう確率変数）にかかっている係数と定義される。

¹¹ シミュレーションにおける将来の自然利子率は、直近実績に一致して一定であると仮定する。具体的には、1995 年以降の自然利子率の平均値 1.05%を採用した。

¹² この仕組み（図表 8 参照）を厳密に理解するには、需要ショック（ d ）と供給ショック（ s ）をキャッシュフローとする仮想証券（偶発債務）を想定し、それを原資産とする派生証券一般を無裁定条件（異なる金融資産の売買を組み合わせることにより、リスクを取らずに利益を獲得することはできないという条件）に基づいて価格付けすることを考えると良い。内生変数（ y 、 r 、 i ）を各々キャッシュフローとする仮想証券を想定すると、それらはいずれも、需要・供給ショックを原資産とする上記仮想証券の派生証券である。さらに、最終的な分析対象である長期金利も、短期金利をキャッシュフローとする仮想証券の組み合わせによって複製可能であるため、さかのぼれば需要・供給ショックを原資産とする派生証券である。したがって、需要ショックおよび供給ショックの確率過程をリスク中立化すれば、それに基づくモンテカルロ・シミュレーションによって決まる短期金利経路の分布から、割引債の理論価格を算定できる。

3.2 カリブレーション

3.1節では、リスクの市場価格が分かれば金利の期間構造の理論値が導出されることを説明した。実際の計算では、市場で観察された期間構造に最も良くフィットする理論値を実現するように、リスクの市場価格を逆算する¹³。ファイナンスの分野では、このような作業をカリブレーションと呼ぶ¹⁴。

具体的に見ると、金利の期間構造理論値は、需要ショックおよび供給ショックに対する各リスクの市場価格、さらに、ゼロ金利解除条件がアナウンスされている時期については、解除のためのインフレ率下限値、を与えることにより特定化される。一方、国債（全銘柄）の市場価格から金利の期間構造を計算し¹⁵、四半期平均を取ることによって、市場の期間構造を得る。両者をマッチングさせる上では、満期10年までの期間構造上で0.5年毎に理論値と市場値の誤差（自乗）を最小化するようなパラメータを数値的に探索した¹⁶。

図表9には、2003年第1四半期のデータを例にとって、期間構造理論値の決定ファクター（(1)需要ショックに対するリスクの市場価格、(2)供給ショックに対するリスクの市場価格、(3)ゼロ金利解除のインフレ率下限値）がそれぞれ一定幅だけ変化した場合の期間構造の変化を表示した¹⁷。これをみると、(1)および

¹³ リスクの市場価格の語源は、市場価格情報にインプライされたリスクプレミアム（単位リスク量当り）という意味である。

¹⁴ マクロ経済学の分野で、モデルのパラメータを設定する作業をカリブレーションと呼ぶのとは意味が異なる。

¹⁵ ここでいう期間構造は、ゼロイールドと呼ばれる割引債利回りの期間構造である。現実に取引されている利付債の価格情報からゼロイールドを算出するには各種の方法があるが、本分析ではマカロフの方法（McCulloch (1971)）を採用した。この方法は、まずディスカウント・ファクターをスプライン関数（複数の多項式を円滑につなぎ合わせた関数）で表現し、それから計算される利付債の理論価格が市場価格とマッチするように、最小二乗法でスプライン関数のパラメータを推定し、ゼロイールドを計算する方法である。

¹⁶ 具体的には、非線形最適化法の一つである Downhill Simplex 法を採用した。

¹⁷ これら3つのファクターが互いに一次独立であるため、カリブレーションが可能になる。

(2)のパラメータが0.1だけ増加すると、金利期間構造の中で例えば10年物金利が、それぞれ約0.1%、約1.3%だけ上昇することが分かる。後者の感応度が相対的に大きいのは、政策ルールにおいて名目短期金利がGDPギャップの変化よりインフレ率の変化に対してより感応的であり、供給ショックはAS曲線を通じてインフレ率により直接的に作用することなどによる。また、(3)のインフレ率下限値が0.1%だけ低下すると、例えば2年物金利が約0.8%、5年物金利が約1.3%、10年物金利が約1.0%、それぞれ上昇することが分かる。

図表9で興味深いのは、(3)のインフレ率下限値を引き下げた時の反応である。短期ゾーンであるほど期間構造の反応が小さい理由は、テイラー・ルールから決まる目先の短期金利がゼロである可能性が高いために、インフレ率を参照しながらゼロ金利解除を遅らせるという時間軸の制約がほとんどバインディングになっておらず、時間軸の制約を緩めても期待短期金利がほとんど影響を受けないためである。これに対し、満期約4年までの中期ゾーンの中では、期間が延びるにつれて感応度が急上昇する。これは、当該期間内にテイラー・ルールが正の金利を示す可能性が高くなっていくからである。そして、約4年超で感応度がほぼ不変であるのは、テイラー・ルールの金利が正に転じる可能性が約4年以内にほぼ出尽くす可能性が高いと見られていることを意味する。

一方、需要ショック・供給ショックに対する各リスクの市場価格については、期間構造への影響度の大きさに違いはあるが、方向として、リスク回避度が上昇すると金利が上昇するという関係が共通である。

3.3 長期金利の構成要素

次節以降で期間構造を実証する上では、次の2式に基づいて議論を進める。

- (1) 金利の期間構造理論値 = 将来の期待短期金利(平均値) + リスクプレミアム
- (2) 市場で観察される期間構造 = 金利の期間構造理論値 + 誤差

なお、上式における各項の定義は、次のとおりである。

- ・金利の期間構造理論値は、3つのパラメータの最適化時におけるシミュレーション結果から導出される期間構造であると定義する。
- ・将来の期待短期金利は、仮に市場参加者がリスク中立である、すなわち

リスクの市場価格が2つともゼロである、という仮定の下でのシミュレーション結果から導出される期間構造であると定義する。なお、このシミュレーションで採用する「ゼロ金利解除のためのインフレ率下限値」としては、リスクプレミアム込みの金利をフィットさせた際の最適化結果を利用する。

- ・ リスクプレミアムは、上記の期間構造理論値から、将来の期待短期金利（平均値）の成分を差し引いた成分として定義する¹⁸。
- ・ 期間構造理論値と市場で観察される期間構造の間には、時期によって若干の乖離があるが、これはモデルが不完全であることに伴う誤差である。参考までに、幾つかの時点におけるこのフィットの状況を示すと図表 10 のとおりである。

4 . 日本における最近の長期金利変動の解釈

4 . 1 ゼロ金利継続の時間軸に関する受け止められ方

将来の短期金利に関する期待経路を記述する上では、日本銀行による「時間軸」のアナウンスメントが市場でどのように受け止められているか定式化する必要がある。1999 年 4 月のアナウンスは、「デフレ懸念の払拭が展望されるまで[現行のゼロ金利政策を]継続する」という内容であった¹⁹。また、2001 年 3

¹⁸ リスクの市場価格がいずれもゼロであるという設定下での期間構造理論値(= 短期金利期待値成分) を現実の期間構造から単純に差し引くことにより、リスクプレミアムの期間構造を抽出するという「簡便法」も考え得る。この方法を使えば、一見、リスクの市場価格の推定という煩雑な手続きを回避して、簡便にリスクプレミアムを測定できるように考えられるかもしれない。しかし実際には、この簡便法では誤差のすべてがリスクプレミアムに含まれてしまうほか、ゼロ金利解除条件の受け止められ方を推定することもできない。ゼロ金利解除条件に関するアナウンスの効果とリスクプレミアムを識別するには、両者を同時にカリブレートする必要性が生じるため、本分析の枠組みを採用した。

¹⁹ 1999 年 4 月 13 日の日本銀行総裁による定例記者会見において、このような趣旨のアナウンスがなされた。

月のアナウンスは、「消費者物価指数（全国、除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで、[量的緩和政策を] 継続する」という内容であった。これらのアナウンスは、ゼロ金利を解除しない最低条件を示しているに過ぎず、「安定的に」「ゼロ%以上」の具体的判断については解釈に幅があり得る。

そこで本稿では、図表 3 でタイプ 2 の政策ルールとして示したように、次のような機械的な定式化を採用することによって、市場の認識を市場レートから抽出する。すなわち、ゼロ金利が解除されるのは、制約無しのテイラー・ルールが正の短期金利を示すことに加え、

- (1) 直近 3 か月（連続する 2 つの四半期末時点）の後方移動平均 CPI（前年比）が $x\%$ を上回った場合、ないし
- (2) 直近 6 か月（連続する 3 つの四半期末時点）の後方移動平均 CPI（前年比）が $x\%$ を上回った場合、

であるという制約を課す。パラメータ (x) は、ゼロ金利解除のためのインフレ率下限値である。本稿では、この制約が将来の期待短期金利とリスクプレミアムに及ぼす影響を「時間軸効果」と定義する。

市場データに基づく最適化計算の結果、ゼロ金利政策期および量的緩和期のほとんどの時点で、移動平均は直近 3 か月とする方がフィットが良いという結果になった。したがって、以下、移動平均は一律に直近 3 か月と設定する。その上で、インフレ率下限値 ($x\%$) をカリブレーションによって求めた結果が図表 11 である。この推定ではノイズがやや大きいので、結果は幅を持って解釈する必要があるが、看取される結果を整理すると次のとおりである。

- ・ 1999 年 2 月から 2000 年 8 月までのゼロ金利政策期に比べ、量的緩和期には、平均的にみて、インフレ率下限値が相対的に高いと認識されている²⁰。

²⁰ 1999 年 2 月から 2000 年 8 月までのゼロ金利政策期には、推定されたインフレ率下限値がゼロを若干下回っていた時期も見られる。これは、当時、デフレ下でゼロ金利が解除されると期待されていたことを必ずしも意味しない。インフレ率が下限値を上回るとはゼロ金利解除の必要条件に過ぎず、これと同時に、テイラー型の政策ルール（図表 3 におけるタイプ 1 の政策ルール）が正の金利を示す場合に初めてゼロ金利

この点については、量的緩和期には時間軸のコミットメントが CPI ベースで具体的に表現されたことにより、日銀の緩和スタンスがゼロ金利政策期に比べて相対的に強化されたと受け止められた可能性も考えられる。

- ・ 量的緩和期をやや仔細に見ると、2001 年 3 月の政策導入から 1 年強の間は、インフレ率下限値が 0.0% ~ 0.2% 程度と認識されていたが、その後、2002 年第 3 四半期から 2003 年第 1 四半期にかけては、インフレ率下限値が 0.6% ~ 0.8% 程度と認識された。この結果は、市場参加者の視点として、日本銀行が将来のゼロ金利解除についてより慎重に対応すると考えるように変化してきた、あるいはコミットメントの意味に対する市場の理解が進んだ、と解釈することも可能である。

最近の状況を見ると、2003 年 7 月初に長期金利が一旦上昇に転じた局面では、インフレ率下限値が約 0.7% (7 月 3 日) と、2003 年第 1 四半期とほぼ同様の水準であった。これに対し、同年 8 月下旬から再び長期金利が上昇に転じた局面では、インフレ率下限値が約 0.3% (8 月 29 日) にまで低下した。これは、金融政策に対する市場参加者の予想が若干変化した可能性を示唆するが、インフレ率下限値はなおゼロを有意に上回っている。

4. 2 金利の成分分解による分析：期待短期金利成分とリスクプレミアム成分

日本における最近の中長期金利の推移を分析するために、2 節・3 節で説明した枠組みによって、中長期金利を期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解した。この結果を時系列で示したのが図表 12 である。また、それを集約した結果が図表 13 である。これらから看取される点を列挙すると次のとおりである。

- ・ 1995 年以降の中長期金利の推移を捉える場合、概ね 3 つの時期 ((1)1995 年 ~ 1997 年、(2)1998 年 ~ 2000 年、(3)2001 年以降) に分けて考えることができ、段階的に長期金利の水準が低下してきている。これは、景気の後退や物価の低下とそれに対応した金融緩和効果などを反映したもので、図表

が解除されるという設定のモデルとなっている。

13 に示されたように、期待短期金利成分とリスクプレミアム成分の両者が低下した結果として理解できる。

- ・ 長期金利（10年物）の推移を期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解して観察すると、期待短期金利成分の低下は、長期金利の低下に相対的に大きく寄与してきた。図表 13 をみると、期待短期金利成分は、概ね前述の3つの時期ごとに、1.62%(95/1Q～97/4Q 平均)、0.93%(98/1Q～00/4Q 平均)、0.49%(01/1Q～03/1Q 平均)と、段階的に低下してきた。
- ・ リスクプレミアム成分（10年物）は、1.73%(95/1Q～97/4Q 平均)、0.90%(98/1Q～00/4Q 平均)、0.83%(01/1Q～03/1Q 平均)と低下を辿った(図表 13)。図表 12 から分かるように、1998年以降2001年末までの期間については、趨勢的な変化に乏しく比較的安定的に推移した点が特徴である。しかし、2002年入り以降は徐々に低下傾向を示し、2003年第1四半期にはかなり低い水準（0.28%）となった²¹。
- ・ 長期金利の最近の推移に焦点を絞ると、2003年7月初に長期金利が反転上昇したが（7月3日に10年物金利が1.1%まで上昇²²）、当日の金利（日次データ）を分解すると、リスクプレミアムは10年物で0.27%と引き続き低い水準にとどまっている。これは、本分析では、直近のCPI変化率の上昇（-0.7%<03/1Q> -0.4%<03/2Q>）を受けた期待短期金利成分の上昇分によって10年物金利の上昇がちょうど説明されたことによる。ただし、当該期間のCPI変化率の上昇は、医療費制度改革に伴う診療代の上昇といった特殊要因を部分的に含んでいるため、本分析における期待短期金利成分の上昇はやや過大に推計されている可能性もある。この場合には、7月初にリスクプレミアムが若干上昇したという解釈となる。

²¹ 10年物金利のリスクプレミアムの推移を2002年以降について具体的にみると、次のとおりである。2002年1Qが1.23%、同2Qが1.03%、同3Qが0.92%、同4Qが0.59%、2003年1Qが0.28%である。

²² 2003年7月3日は、10年物金利の終値が1.1%であったが、日中のピーク値は約1.4%に達した。本分析では、終値を基に分析した。

長期金利は、その後一旦低下した後、8月下旬から再び上昇に転じた。8月29日（10年物金利が1.5%）時点の10年物金利を分解すると、4.1節で述べたように量的緩和政策の継続スタンスについての見方が変化したことなどを反映して期待短期金利成分が若干増加したほか（0.88% < 7月3日 > 0.97% < 8月29日 >）、リスクプレミアム成分も2002年第4四半期の水準程度まで上昇した（0.27% < 7月3日 > 0.55% < 8月29日 >）ことが分かる。

- ・5年物、3年物と年限が短くなるにつれ、2001年以降、リスクプレミアムが目立って小さくなっている。例えば、3年物のリスクプレミアムは、0.17%(98/1Q~00/4Q平均)から0.07%(01/1Q~03/1Q平均)へと半分以上に減少した（図表13）。こうした変化の理由としては、長国買切オペ増額の結果として債券の需給が引き締まったという効果も考えられるが、2001年初を境に段差が現れていることを踏まえると、量的緩和政策の導入により期待短期金利が一段と低下した結果、名目ゼロ制約により先行きの短期金利の低下余地が小さくなって不確実性が減少したことから、リスクプレミアムが低下したと解釈することもできる。

なお、時間軸効果が期待短期金利成分およびリスクプレミアムにそれぞれどのような効果を及ぼしているか抽出した結果を図表14、図表15に示した。ここでは、時間軸効果に関するアナウンスがなされていた2つの時期（1999年第2四半期、2001年第3四半期）に注目し、当時仮に時間軸効果がアナウンスされておらずタイプ1の政策ルールが採用されていたとしたらどのような期間構造が形成されていたかをシミュレートし、実際の期間構造と比較した。

図表14をみると、本分析のモデルを前提とする限り、時間軸効果が期待短期金利成分を有意に引き下げる効果を持っていたと言えることが分かる。これは、時間軸効果は、ゼロ金利の解除に制約を課すことを通じて短期金利を引き下げ得るためであると解釈できる。一方、図表15をみると、時間軸効果がリスクプレミアムに及ぼす効果は総じて限界的である。短期ゾーンについては、僅かながら引下げ効果が観察されるが、これは、時間軸効果が波及するゾーンでは短

期金利がゼロにとどまる可能性が大きいことから、短期金利変動の不確実性は、時間軸効果がない場合に比べて相対的に小さくなるためであると解釈できる。

図表 12 で示した長期金利の分解結果について見方を変え、時間の推移に伴って期間構造全体の形状がどのように変化したかという角度から、期待短期金利成分とリスクプレミアム成分をそれぞれ表示すると、図表 16 および図表 17 のようになる。この結果からは、次の点を看取できる。

- ・期待短期金利成分（図表 16）については、ゼロ金利政策導入前後（1998 年第 4 四半期 1999 年第 1 四半期）の変化として、短期ゾーンの低下（政策金利引き下げ効果）と長期ゾーンの上昇を指摘可能。また、時間軸に関するアナウンス前後（1999 年第 1 四半期 1999 年第 2 四半期以降）では、短期ゾーンを中心に一段の低下が観察され、特に 1 年～2 年物についてはアナウンス直後にかなりゼロに近い水準まで低下した。

次に、量的緩和政策の効果を見るために、その導入前後（2001 年第 1 四半期 2001 年第 2 四半期以降）での変化を見ると、長短ゾーンともに期待短期金利成分が大きく低下しているが、短期ゾーンでの低下幅は特に大きく、中でも 3 年以内の年限の金利はほぼゼロに近い水準となっている。

- ・リスクプレミアム成分（図表 17）については、いずれの時期とも短期的に顕著な動きは観察されない。相対的に目立った変化があるのは、為替円安化に伴う債券安・長期金利上昇（2002 年初）や宮澤発言ショックによる長期金利上昇（1998 年末から 1999 年初）など、本分析の構造モデルで捉えられていない要因がノイズとして混入したケースである。

なお、長期金利を成分分解するカリブレーションにおいて、最適化計算により推定された「リスクの市場価格」の推移を参考として図表 18 に示した。これを見ると、ゼロ金利政策が導入される前の時期は、相対的に、リスクの市場価格の変動が激しい。本分析では、需要ショック・供給ショックの不確実性（分散）を推定値で固定し、分析期間を通じて不変であると仮定した上で、観測さ

れたリスクプレミアムの変化のすべてを「リスクの市場価格」の変化に帰する枠組みを採用している。しかし、現実には、経済主体のリスク回避度が不変であっても、すなわち、「リスクの市場価格」が不変であっても、将来の需要ショック・供給ショックの不確実性に対する見方が変化することによってリスクプレミアムが変化する可能性がある。仮に、ゼロ金利政策導入前には金利経路に関する不確実性が相対的に大きかったならば、それが、本分析ではリスクの市場価格の変化を見かけ上激しくする要因になった可能性がある。このように、リスクプレミアムの変化の原因を「リスクの市場価格」の変化と需要ショック・供給ショックの不確実性の変化に分解・識別する分析は、今後の課題として残されている。

5 . 米国における長期金利政策についての歴史事例分析

本節では、米国において長期金利を政策的に制御しようとした歴史的事例を分析する。具体的には、(1)米国で第二次大戦後アコード締結までの期間に長期金利に明示的な上限を設けて介入を行った事例と、(2)米国で 1960 年代前半にツイスト・オペレーションの一貫として短期金利の引き上げと同時に長期金利を引き下げるための中長期国債買切オペ増額を行った事例を取り上げる。これにより、米国で当時の長期金利のリスクプレミアムが政策介入によってどのように影響を受けたのかを検討する。また、その結果を踏まえ、今後の日本において長期金利を政策的に誘導できる可能性があるかどうかについて、若干の考察を加える。

本節での分析方法は、前節までに日本のデータに対して適用したモデル・手法とほぼ同じである²³。すなわち、図表 2 に示した IS 曲線、AS 曲線と、図表 3

²³ 日本の金利の分析時と異なる点は、以下の 2 点である。

- (1)目標インフレ率を 2%、自然利子率を 2%とそれぞれ固定して設定したこと。
- (2)市場の期間構造データを加工する上で、国債価格にマカロフの方法を適用するのではなく、3 か月物・1 年物・3~5 年物 (= 4 年物として近似)・20 年物の 4 種類

に示した時間軸効果を勘案しない政策ルール（タイプ1の政策ルール）を推定した上、4節と同様に図表1・図表8の理論にしたがって、長期金利を期待短期金利成分とリスクプレミアムに分解する。

なお、米国における当時の金利、インフレ率、実質GDPの推移については、図表19を参照。

5.1 長期金利に明示的な上限を設けて介入した事例：アコード締結前

5.1.1 アコード締結前の時期の概況

連銀は、太平洋戦争の勃発により戦時体制に移行する中で、戦費の円滑な調達を支援するため、1942年3月以降TBレート（3か月物）を0.375%で固定する政策を開始するとともに、長期金利が2.5%を上回らないように上限を設定する形で国債価格支持政策を表明した（図表19）。1947年7月には、インフレ圧力の増大から、連銀はTB（3か月物）の買支えを停止して短期金利の上昇を許したが、長期国債の価格支持政策は継続した。1950年に朝鮮戦争が勃発すると、貸出増加やインフレ懸念が高まったために、連銀は財務省との間で国債価格支持政策の継続をめぐる対立し、結局1951年3月にアコードが締結されて、国債価格支持政策は放棄された。

5.1.2 モデルの推計結果

サンプル期間を1947年第1四半期から1972年第4四半期として²⁴、モデルを推計した結果は図表20のとおり。これをみると、インフレの粘性にかかるパラメータや政策ルールのGDPギャップに対するパラメータは符号条件を満た

の金利を三次スプライン関数で補間したこと。金利データは、Federal Reserve Bulletin 掲載の“Open-Market Money Rates in New York City”および“Bond Yields”に基づく。なお、理論金利と市場金利のマッチングの方法は、日本の場合と同じである。

²⁴ 推計期間は、戦時中の物価統制の反動もあって戦後直後に極端なインフレが発生した時期の直後から、極端な供給ショックの影響を受けるオイル・ショックの直前までとした。

し、統計的に有意であるが、IS 曲線の実質金利に対するパラメータや政策ルールインフレ・ギャップに対するパラメータは、統計的に有意でないし符合条件も満たしていない。これは、この時期には、政策ルールの慣性が 0.966 と極めて大きく、市場での短期金利の先行き予想はほとんど今期の短期金利だけに依存して形成されていたためと考えられる。したがって、以下のシミュレーションでも、ここでの推計結果をそのまま利用することにする。

なお、政策ルールでインフレ・ギャップに対するパラメータがマイナスになったという結果は、テイラー・ルールをはじめ今日の主要国で想定されているイメージと乖離があるかもしれない。しかし、当時の米国では、金融政策を総需要管理のツールとして積極的に活用し始めた黎明期であったと言われていることを踏まえると（Romer and Romer (2002)参照）、当時、インフレ・ギャップに対して必ずしも現在のようにシステムティックに短期金利を動かしていなかったとの分析結果は、必ずしも不自然ではないと考えられる。

5.1.3 長期金利のリスクプレミアム

長期金利のリスクプレミアムの推計結果（図表 21）の特徴点および解釈を整理すると次のとおりである。

- (1) 1949 年第 4 四半期から 1951 年第 2 四半期にかけての特徴点としては、期待短期金利成分が約 0.5% から約 1.8% へと急速に上昇する一方で、それをちょうど相殺するようにリスクプレミアムが低下したことが挙げられる²⁵。この結果、長期金利は 2% 程度で安定的に推移した。

この時期に、仮にリスクプレミアムが 1949 年中の大きさ（平均で約 1.3%）で一定であったと想定すると、1950 年第 3 四半期以降には、期待短期金利

²⁵ 長期金利に上限が設けられた期間であっても、1949 年第 4 四半期までは、1.0% から 1.5% 程度のリスクプレミアムが存在した。これは、当時の政策が長期金利を完全に固定するペッグではなかったため、設定された上限値に到達しない限りは長期金利の変動に自由度が残されていて、「リスク」が認識されていたことによる。一方、長期金利が文字どおりのペッグによって完全に固定されるならば、リスクプレミアムは消滅すると解釈される。

成分が 1.4%を超える水準へと上昇するのに伴い、長期金利が 2.5%を上回ると試算できる。しかし、現実には、長期金利の上限値 2.5%を守ることができたのは、長期金利に対する上限値設定へのコミットメントが信認を得て、市場参加者のリスクプレミアムを引き下げることができたからであると解釈できる。

なお、この時期にリスクプレミアムが低下した理由を考える際、長期金利の上限値への信認のほかに、連銀による長期国債の買い支えが行われて需給が引き締まった可能性も想定されるかもしれない。しかし、事実としては、連銀が長期国債の保有残高を大きく増加させた時期は 1947 年末から 1949 年半ばまでである。したがって、リスクプレミアム低下の理由としては、長期国債買い支えによる直接の需給効果というよりも、買い支えてでも上限金利を守るという実績をそれまでに作ってきたことに伴うコミットメント効果であった可能性が考えられる。

理念的には、政策運営がシステマティックに行われるという期待が強いほど、将来の短期金利期待値の不確実性が減少するから、長期金利のリスクプレミアムが低下すると考えられる。その場合は、中銀による長国買いオペによってリスクプレミアムに働きかける余地が限られてくる。この点、米国のアコード締結前には、政策運営に確固たるスタイルが確立されていなかった可能性があるため（前述の Romer and Romer (2002)参照）、リスクプレミアムが大きく、長国買いオペによってリスクプレミアムに働きかける余地が相対的に大きかったのかもしれない。そのような場合には、1950 年代前半の米国とは異なる現在の主要国では、リスクプレミアムを柔軟に変化させることは難しくなる。なお、1947 年第 2 四半期以前の米国でリスクプレミアムが小さかったのは、前述のように短期金利ベッグ政策がとられていたことから、将来の短期金利経路について不確実性が相対的に小さかったことによると考えられる。

- (2) 51 年第 1 四半期にアコードが締結される時点の特徴点として、リスクプレミアムがほぼゼロにまで低下していたことが挙げられる。

リスクプレミアムが低下してほぼ消滅してしまうと、期待短期金利成分が不変である限り、長期金利の低下余地がなくなったことになる。この点に着目すると、アコード締結時点（10年物金利が約2%）では、長期金利の上限値（2.5%）までにまだ多少のバッファが残されていたものの、仮にインフレ高進などによって期待短期金利成分が大きく上昇するような事態が発生した場合に、リスクプレミアムの引き下げによって対応する余地はほとんどない状態であったと解釈できる。

なお、別の考え方として、中央銀行がマネタイゼーションによって無制限に長期国債を買い入れる意思があるならば、リスクプレミアムが低下し切って消滅した後でも、さらに長期金利をゼロ近くまで低下させることが可能ではないか、という見方もあり得なくはない。この仮説に従えば、長国買いオペによって期待短期金利成分がゼロ近くまで低下し得ることになる。しかし、将来の金融政策運営の期待経路が実際にはそこまで緩和的でないとすれば、期待短期金利成分はアンダーシュートしている状態にあることになる。その場合、裁定取引が発生し、期待短期金利成分は結局、将来の金融政策運営スタンスをアンカーとする水準に戻ることになるだろう。本稿では、このような考え方に立って、需給効果が及ぶ範囲はリスクプレミアム成分の調整に限られると考える。

5.2 ツイスト・オペで中長期国債買いオペを増額した事例：1960年代前半

5.2.1 ツイスト・オペの概要

ツイストオペとは、1961～1965年頃に、ドル相場防衛と景気回復を図るため、短期資本の流入のための短期金利上昇と、国内設備投資促進のための長期金利低下を同時に促した政策である。図表22をみると、1961年から1965年にかけて、連銀が短期国債の保有を減らすと同時に中長期国債の保有を増やす政策をとった形跡を見ることができる²⁶。なお、比較的積極的にツイスト・オペを実行

²⁶ ツイストオペの経緯の詳細については、ミュールンダイク(1998)、池島(1998)などを参照。

したのは、1961 年中であったと言われている。

5.2.2 モデルの推計

サンプル期間を 1955 年第 1 四半期から 1972 年第 4 四半期として、モデルを推計した結果は図表 23 のとおりである。これをみると、アコード締結前の時期についての推定結果より、各パラメータの符号条件や有意性が全体的に改善傾向を示している。例えば、IS 曲線の金利チャネルにかかる係数は、統計的に有意ではないものの、正しい符号に改善したほか、政策ルールにおける GDP ギャップからの反応係数も統計的に有意となった。

5.2.3 長期金利のリスクプレミアム

分析期間の長期金利のリスクプレミアムの推移は、図表 24 のとおりである。1961 年から 65 年にかけてのツイストオペ期全体や、特にツイストオペが活発であったと考えられる 61 年中については、他の時期と比べ、相対的にリスクプレミアムが小さいとは観察されない²⁷。すなわち、中長期国債の買いオペによって、長期金利のリスクプレミアムを有意に制御できた形跡は見当たらない。この結果は、ツイスト・オペの有効性を否定する様々な先行研究（例えば、Modigliani and Sutch (1966) など）の結論とも整合的である。

この結果の解釈としては、次のように複数の可能性が考えられる。

- ・アコード締結前の時期のように明示的なコミットメント（金利上限値の設定）をしない限りは、長期金利のリスクプレミアムに働きかける効果が小さい可能性。
- ・アコード締結前の時期と比べると、金融政策の運営スタイルの明確化や資本市場の流動性の増加など、金融市場を取り巻く環境が変化し、その結果長期金利のリスクプレミアムの制御可能性が縮小した可能性。
- ・連銀のオペや財務省の国債管理政策が大胆なものでなかったために、市中

²⁷ この点について、図表 24 の結果を具体的にみると、リスクプレミアムは、1958 年から 1965 年の平均で 1.8%であったのに対し、ツイスト・オペ期の 1961 年から 1965 年の平均で 2.2%、また特に 1961 年中の平均をみても 2.1%である。

に流通していた国債の満期構成を十分に变化させることができなかつた可能性²⁸。

6．結びに代えて

本稿では、小規模マクロモデルとファイナンス理論を結合させることにより、長期金利を将来の期待短期金利成分とリスクプレミアム成分に分解する方法を呈示した。この枠組みに基づき、最近の日本と戦後の米国における長期金利の推移を分析した。主な分析結果は、あらかじめ冒頭の第1節にまとめたとおりである。

本稿の結論は、一定のモデルを前提として、市場の長期金利情報を成分分解して分析することにより得られたものである。今後の課題としては、本分析の強度を上げていくために、マクロ構造モデルをフォワード・ルッキング型に変えた場合や、政策ルールの内容を変更した場合など、複数の定式化で同様の推計を試し、分析結果の頑健性をチェックすることが挙げられる。

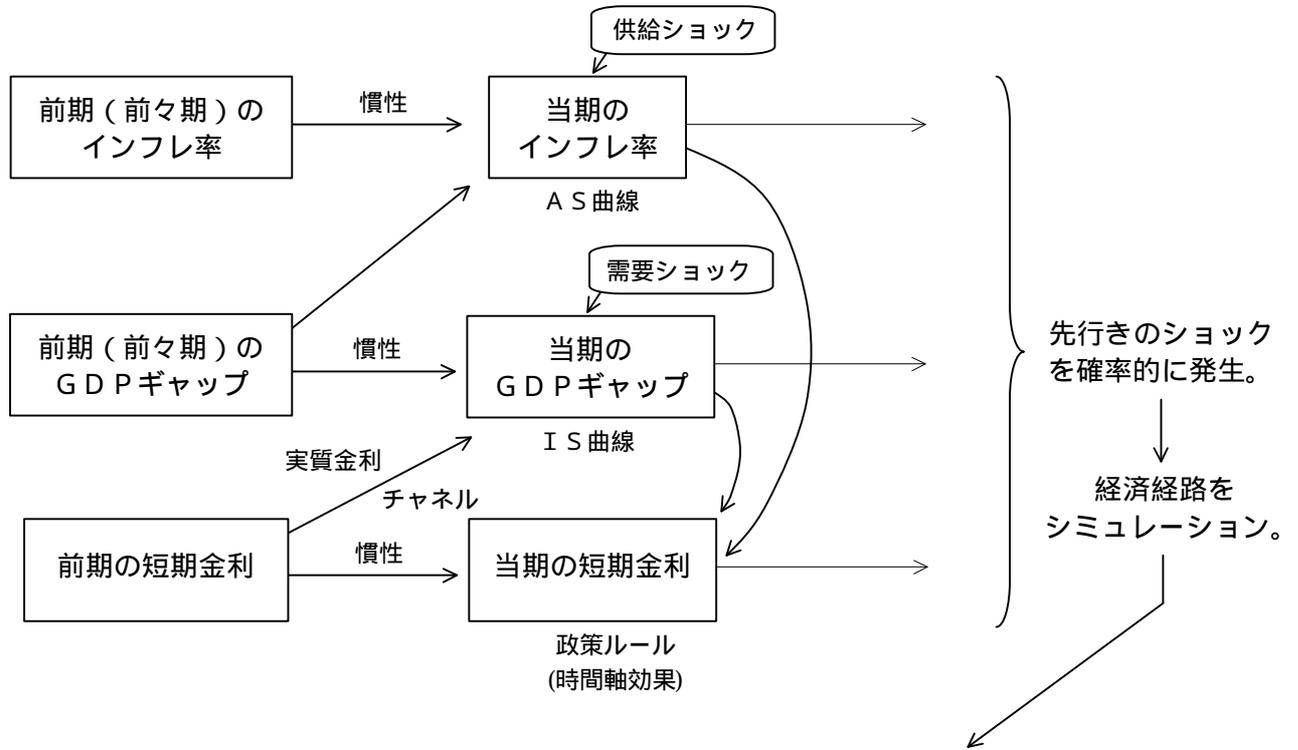
以　上

²⁸ この点については、例えば池島(1998)を参照。

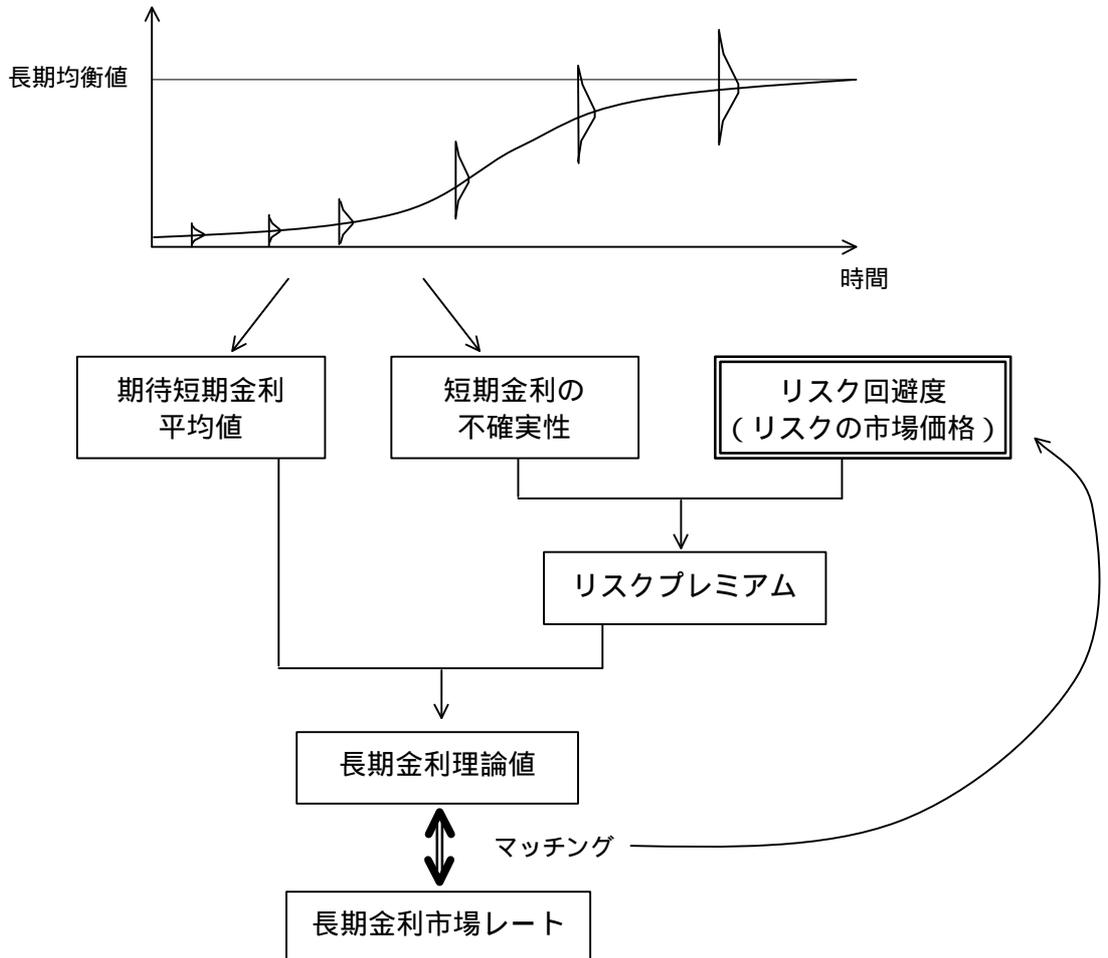
参考文献

- 池島正興、『アメリカの国債管理政策 その理論と歴史』、周文館、1998年
- 翁邦雄・白塚重典、『コミットメントが期待形成に与える効果：時間軸効果の実証的検討』、IMES Discussion Paper Series 2003 - J - 13、日本銀行金融研究所 2003年
- 白塚重典・藤木裕、「ゼロ金利政策下における時間軸効果：1999～2000年の短期金融市場データによる検証」、『金融研究』第20巻第4号、日本銀行金融研究所、2001年、137～170頁
- ハル, ジョン、『ファイナンシャルエンジニアリング 金融派生商品開発入門』(三菱銀行商品開発室訳)、金融財政事情研究会、1992年
- 丸茂幸平・中山貴司・西岡慎一・吉田敏弘、「ゼロ金利政策下における金利の期間構造モデル」、金融市場局ワーキングペーパーシリーズNo.2003 - J - 1、日本銀行、2003年
- ミューレンダイク, アンマリー、『アメリカの金融政策と金融市場』(立脇和夫・小谷野俊夫訳)、東洋経済新報社、1998年
- 山口智之・吉田知生、「最近の国債金利低下の背景について IFR を用いたファンダメンタルズ分析」、調査統計局ワーキングペーパーシリーズ 98 - 1、日本銀行、1998年
- Ang A., and M. Piazzesi, "A No-Arbitrage Vector Autoregression of Term Structure Dynamics with Macroeconomic and Latent Variables," *Journal of Monetary Economics*, 50 (4), pp. 745-787, 2003.
- Gordon, R. J., *The American Business Cycle: Continuity and Change*, NBER Studies in Business Cycles, Volume 25, University of Chicago Press, 1986.
- McCulloch, J. H., "Measuring the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business*, 44, pp. 19-31, 1971.
- Modigliani F., and R. Sutch, "Innovations in Interest Rate Policy," *American Economic Review*, 56, pp. 178-197, 1966.
- Romer, C. D., and D. H. Romer, "The Evolution of Economic Understanding and Postwar Stabilization Policy," NBER Working Paper No. 9274, 2002.

モデルの概要



短期金利の予想経路 (概念図)



構造モデル

1 . IS 曲線 (バックワード・ルッキング型)

$$y_t = f_1 y_{t-1} + f_2 y_{t-2} - s \left(\frac{i_{t-1} + i_{t-2}}{2} - \frac{p_{t-1} + p_{t-2}}{2} - \frac{r_{t-1}^n + r_{t-2}^n}{2} \right) + e_t^d$$

$$r_t^n = (y_t^* - y_{t-1}^*) + c$$

2 . AS 曲線 (バックワード・ルッキング型)

$$p_t = j p_{t-1} + (1-j) p_{t-2} + k y_{t-1} + e_t^s$$

3 . 攪乱項の定式化

$$\text{需要ショック (AR(1)型): } e_{t+1}^d = r_d e_t^d + u_t^d, \quad u_t^d \sim N(0, s_d)$$

$$\text{供給ショック (AR(1)型): } e_{t+1}^s = r_s e_t^s + u_t^s, \quad u_t^s \sim N(0, s_s)$$

$$\text{cov}(u_t^d, u_t^s) = r_{d,s} s_d s_s$$

< 記号説明 >

y_t : GDP ギャップ、 p_t : インフレ率、 i_t : 名目短期金利、

r_t^n : 自然利子率、 y_t^* : 潜在産出

f_1 、 f_2 、 j 、 k : 構造パラメータ

政策ルール

2 種類の政策ルールを想定。いずれも、名目金利ゼロ制約付き、金利ラグ頂付きのテイラー・ルールをベースとしたもの。

- ・タイプ 1 : ゼロ金利解除条件無し。

$$i_t^* = r_i \cdot i_{t-1}^* + (1 - r_i) \cdot [(r_t^n + p_t) + d_p(p_t - p^*) + d_y y_t]$$

$$i_t = \max[i_t^*, 0]$$

- ・タイプ 2 : ゼロ金利解除条件は、インフレ率（直近 3 か月または 6 か月の後方移動平均値）が $x\%$ を超えること。時間軸効果

$$i_t^* = r_i \cdot i_{t-1}^* + (1 - r_i) \cdot [(r_t^n + p_t) + d_p(p_t - p^*) + d_y y_t]$$

$$i_t = \begin{cases} 0 & \text{if } i_t^* < 0 \text{ or } \bar{p}_t < x\% \\ i_t^* & \text{if } i_t^* \geq 0 \text{ and } \bar{p}_t \geq x\% \end{cases}$$

x は市場金利からカリブレートによって推定。

< 記号説明 >

i_t^* : ゼロ制約が無い場合の短期金利、 p_t^* : 目標インフレ率 (=1%と設定)

r_i : 短期金利慣性、 d_y 、 d_p : 政策パラメータ、

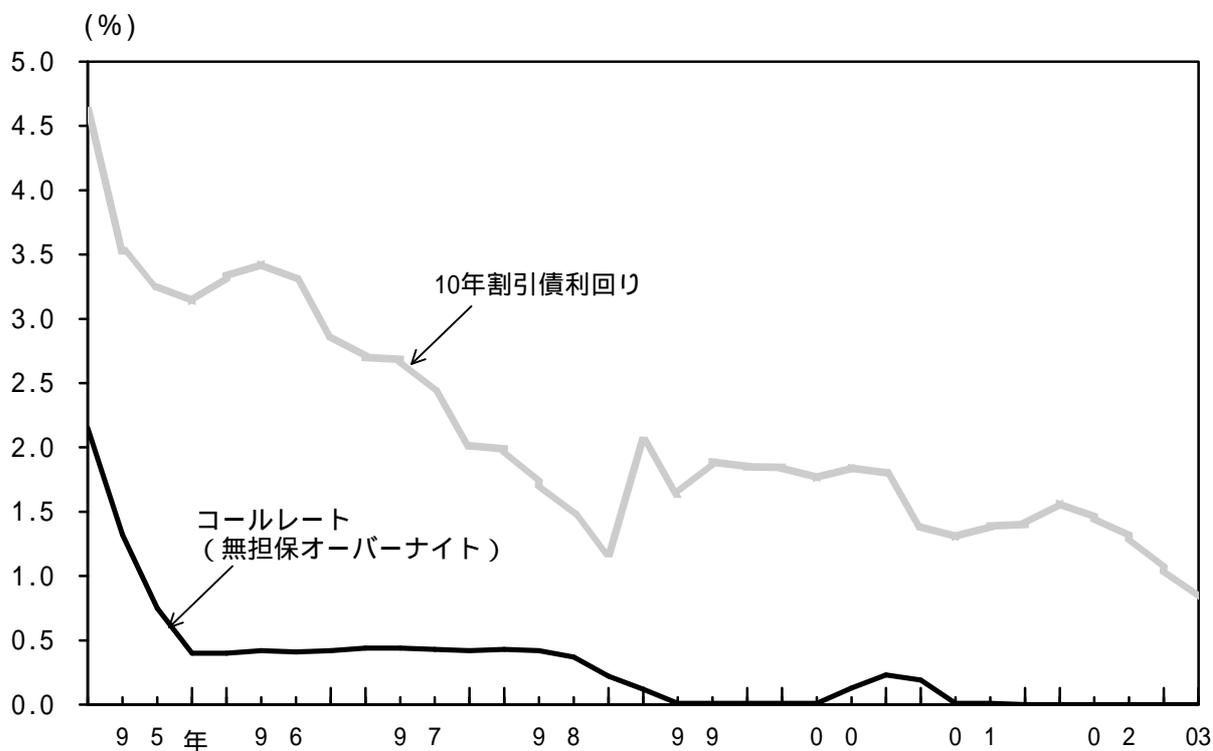
\bar{p}_t : インフレ率直近 3 か月または 6 か月後方移動平均値

(注) 政策ルールの中には、名目ゼロ金利期間と非ゼロ金利期間の接続点で屈折した関数が現れる。モデルの推計に当たっては、回帰式が微分可能であることが望ましいため、便宜的に、このような屈折関数を以下の関数形で近似した。

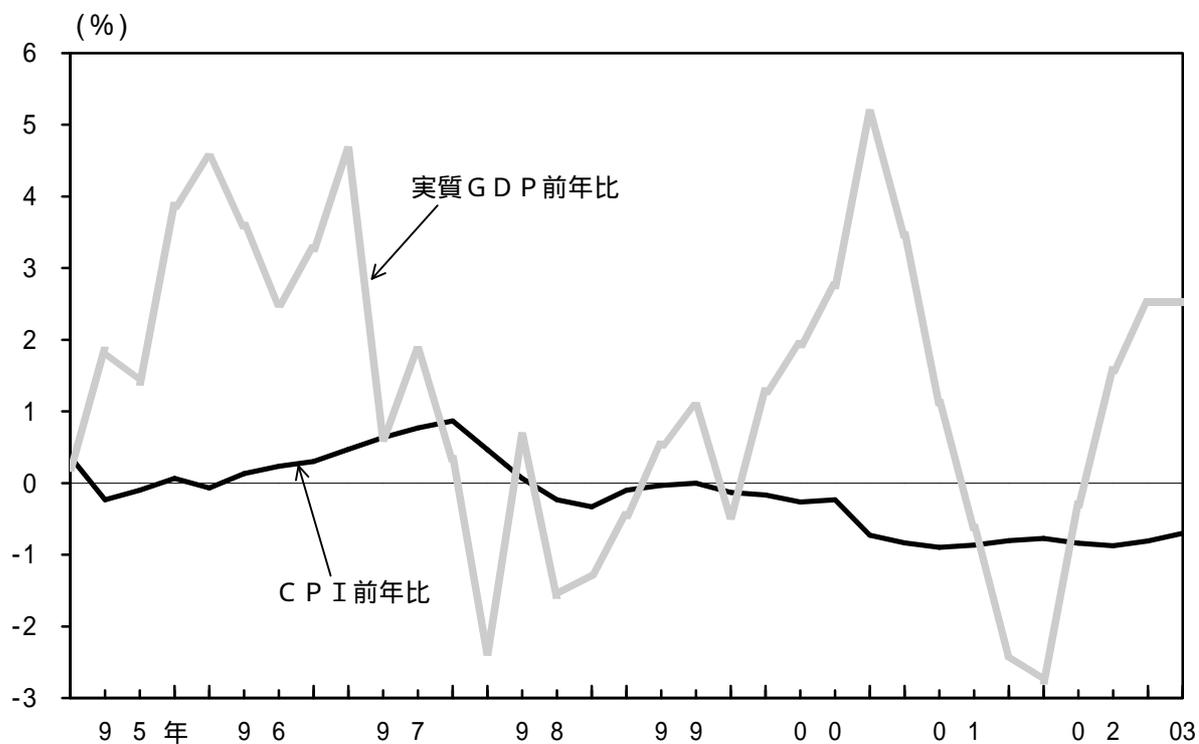
$$\text{(例) } \max [i_t, 0] = \frac{i_t^* + \sqrt{i_t^{*2} + w}}{2} \quad \text{但し } w = 0.000001$$

日本の金利、インフレ、実質GDPの推移

1. 短期金利と長期金利



2. CPIと実質GDP



(注1) 10年割引債利回りはマカロフの方法によって算出したゼロイールド。

(注2) CPIは除く生鮮食品ベース。消費税調整済。

(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」、日本銀行

(図表 5)

構造モデルのパラメータの推定結果 (推定期間 1980:1 ~ 2003:1)

1 . I S 曲線のパラメータ

| f_1 | f_2 | s |
|----------------------|------------------|------------------------|
| 0.708 *** (0.109) | 0.025 (0.101) | - 0.136 *** (0.052) |

2 . A S 曲線のパラメータ

| j | k |
|----------------------|--------------------|
| 1.541 *** (0.070) | 0.015 * (0.010) |

3 . 政策ルールのパラメータ

| r_i | d_y | d_p |
|----------------------|---------------------|------------------|
| 0.772 *** (0.031) | 0.475*** (0.146) | 0.025 (0.061) |

4 . 攪乱項

(a) 需要ショック

| r_d | s_d |
|--------------------|-------|
| - 0.014 (0.071) | 0.806 |

(b) 供給ショック

| r_d | s_d |
|------------------|-------|
| 0.063 (0.046) | 0.385 |

(c) 相関

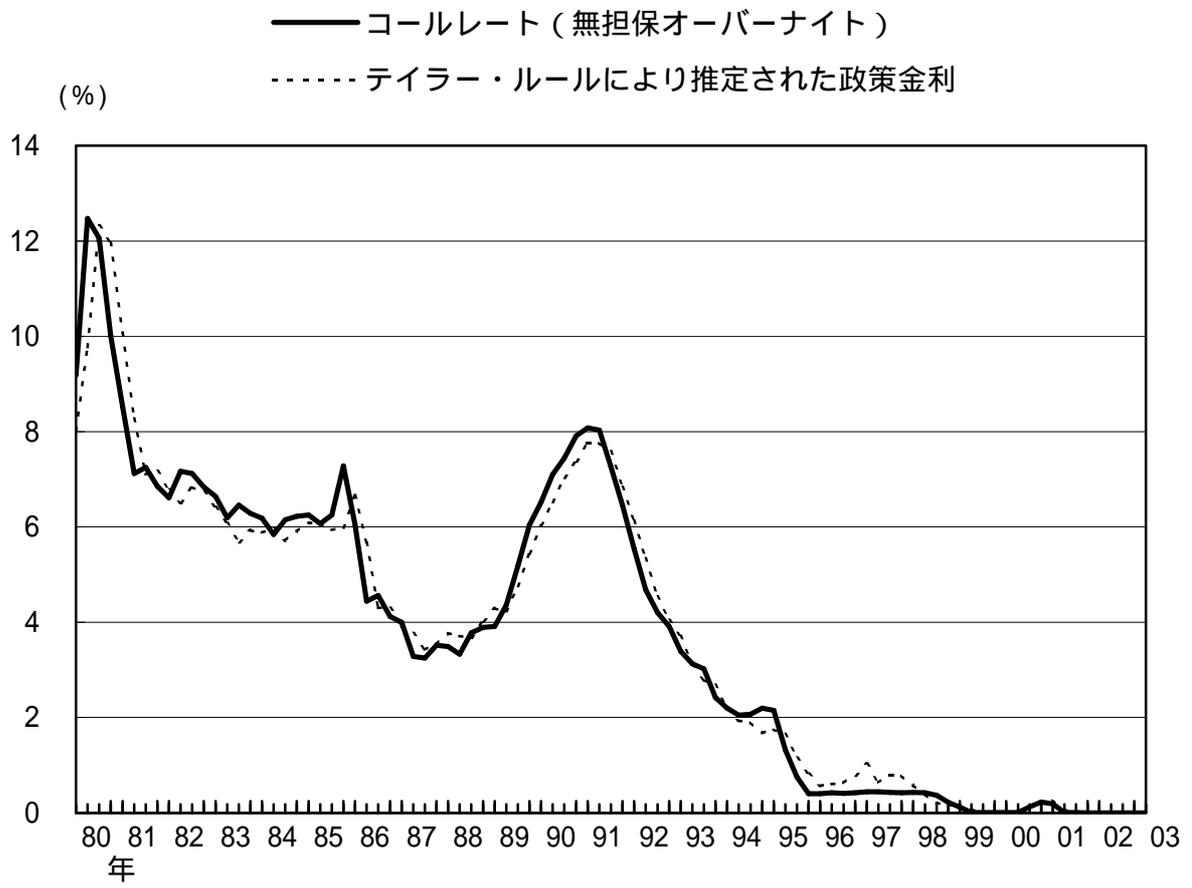
| $r_{d,s}$ |
|-----------|
| - 0.08 |

(注 1) 推計に当たっては、まず政策ルールを推計し、次にそのパラメータをもとに I S 曲線と A S 曲線を システム推計するという手順を踏んだ。推計方法は GMM。

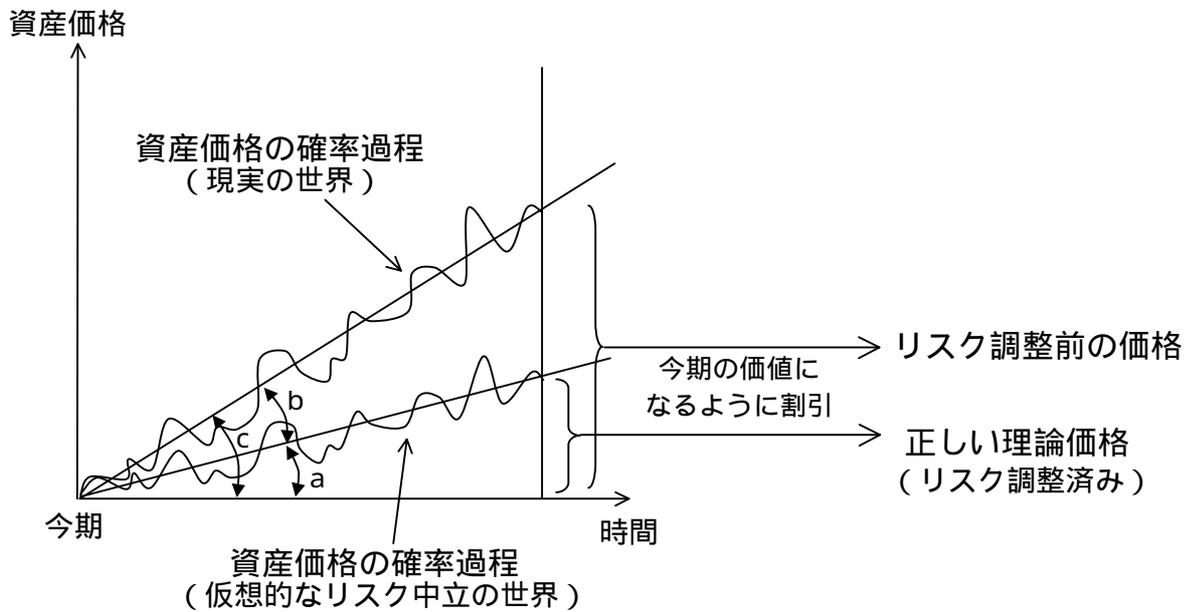
(注 2) パラメータ下の () 内数値は標準誤差。

(注 3) パラメータ横に付した***印は 1%有意、**印は 5%有意、*印は 15%有意であることを示す。

政策金利の推定



リスク中立化法による資産価格理論の概念図

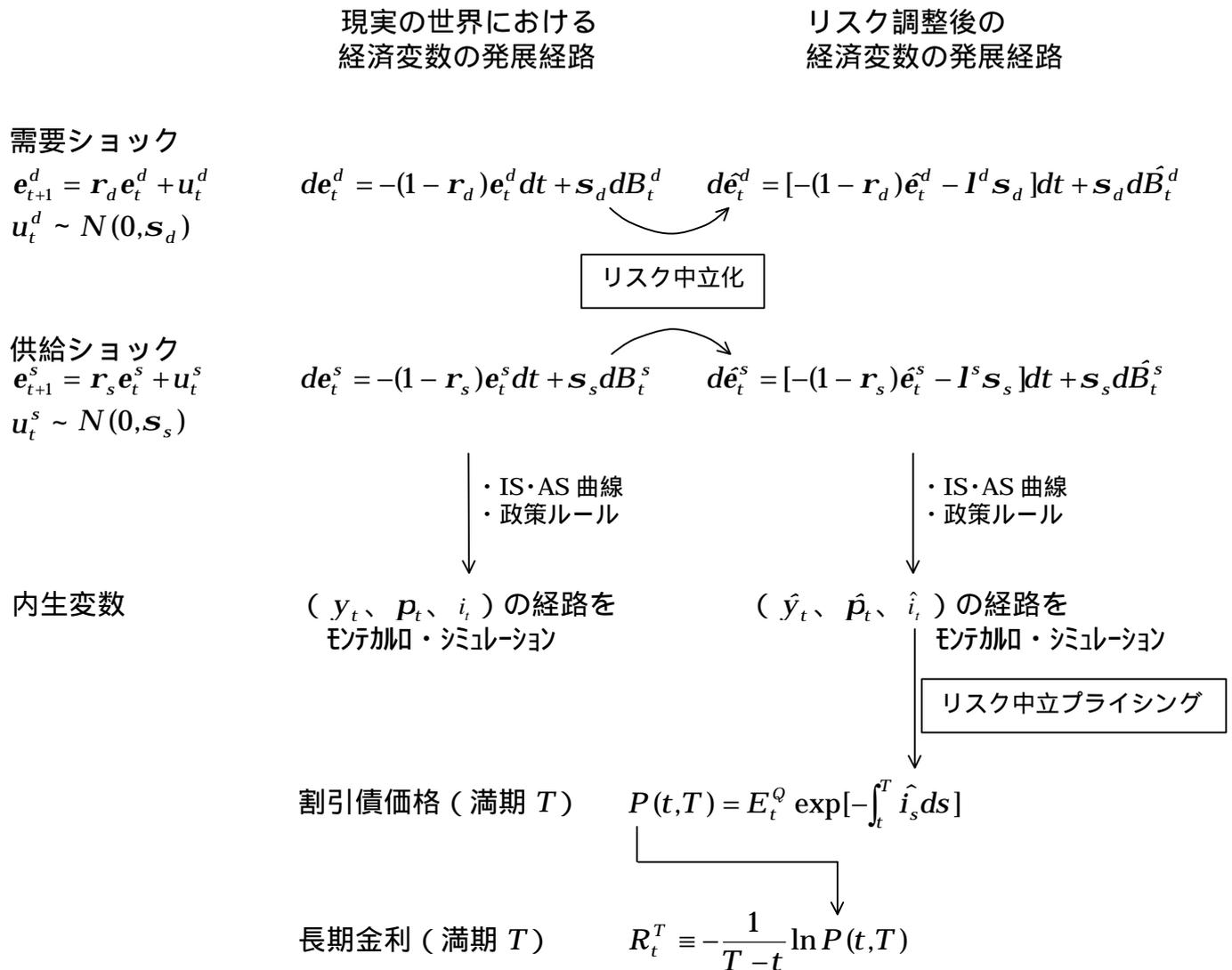


確率過程のトレンド値の関係

$$\text{無リスク資産の収益率 (a)} = \text{期待収益率 (c)} - \underbrace{\text{リスクの市場価格} \times \text{ボラティリティ}}_{\text{リスクプレミアム (b)}}$$

本分析では、2種類のリスクプレミアムの合計値。
需要ショックからのリスクプレミアム
+
価格ショックからのリスクプレミアム

長期金利の導出プロセス：ファイナンス理論に基づいて



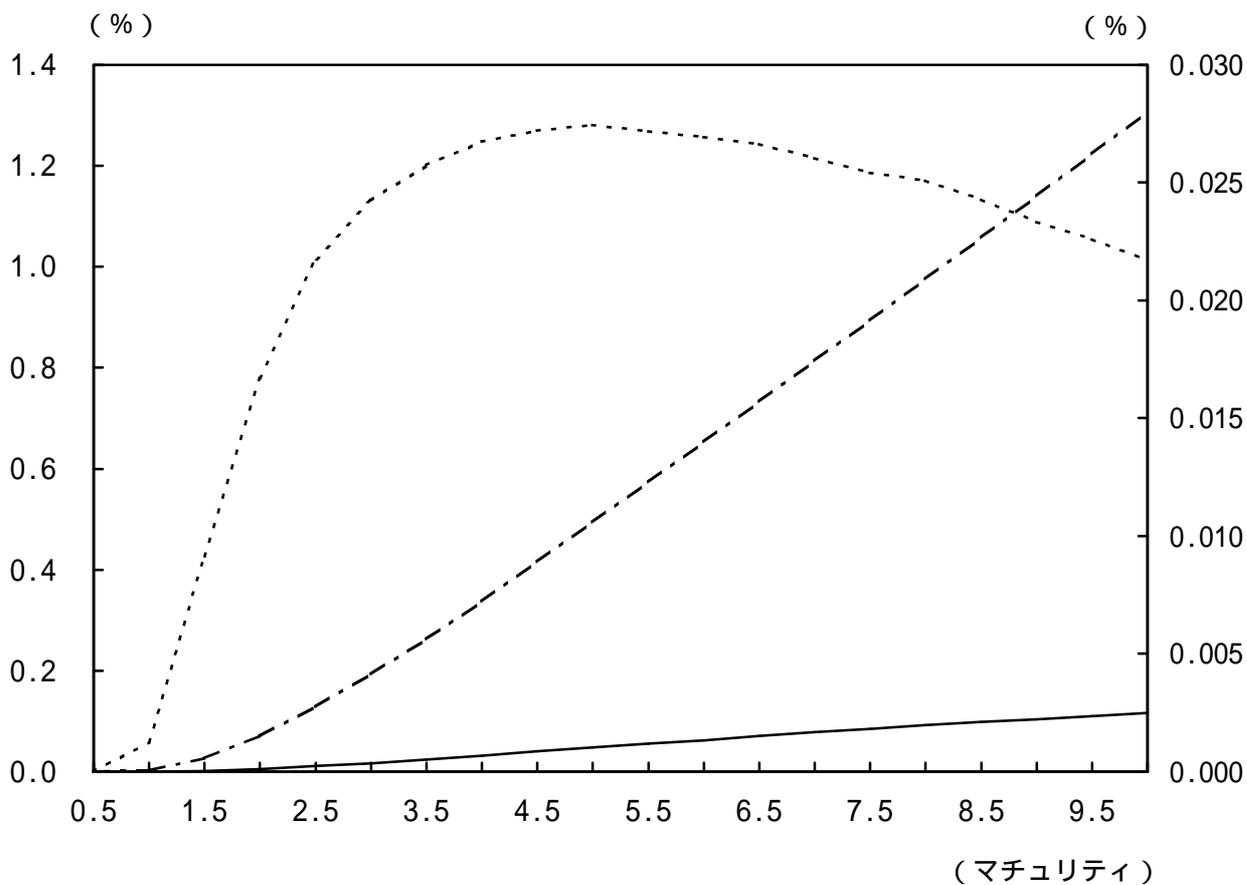
< 記号 > I^d 、 I^s : リスクの市場価格、 E_t^Q : リスク中立の世界での期待値演算子、

dB_t^d 、 dB_t^s 、 $d\hat{B}_t^d$ 、 $d\hat{B}_t^s$: 標準ブラウン運動

(注) リスク調整後の経済変数 (ハット付き記号) は、確率事象に依存した偶発債務の価格であると解釈可能。

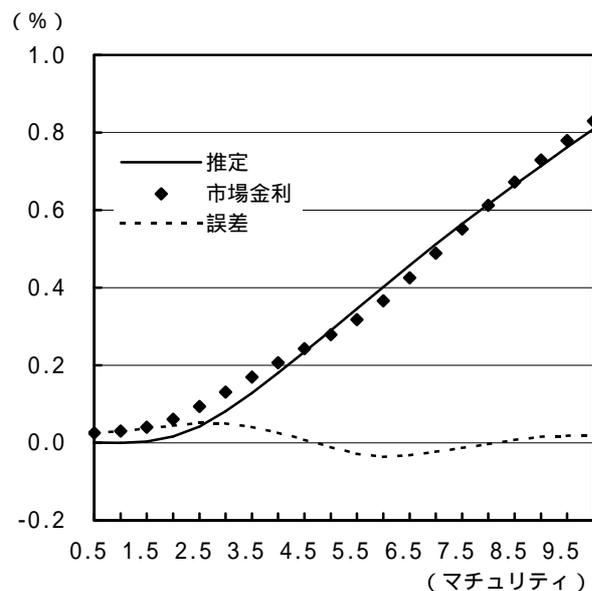
金利期間構造に関するファクター分析 (2003.1Q)

- 需要ショック・プレミアムに対応するファクターが0.1変化した場合 (左目盛)
- - - 供給ショック・プレミアムに対応するファクターが0.1変化した場合 (左目盛)
- · - · - · - ゼロ金利解除のインフレ下限値に対応するファクターが - 0.1変化した場合 (右目盛)

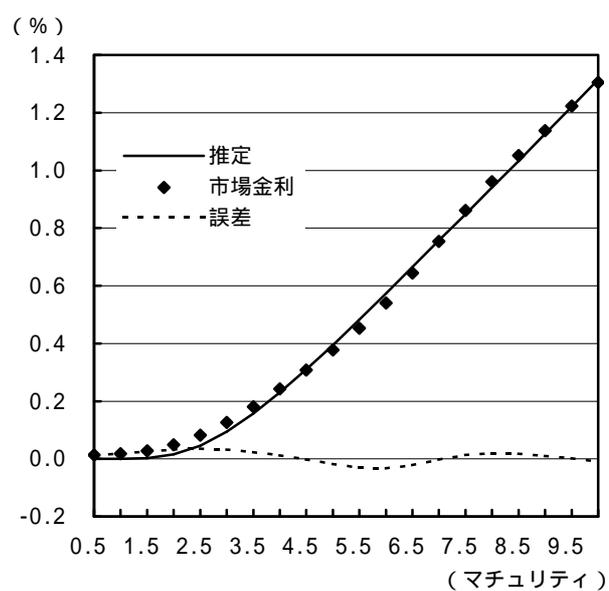


推定された金利期間構造と誤差

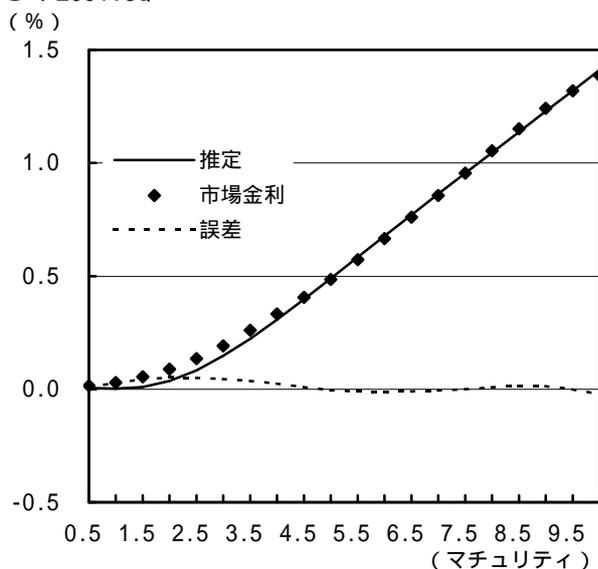
1. 2003.1Q



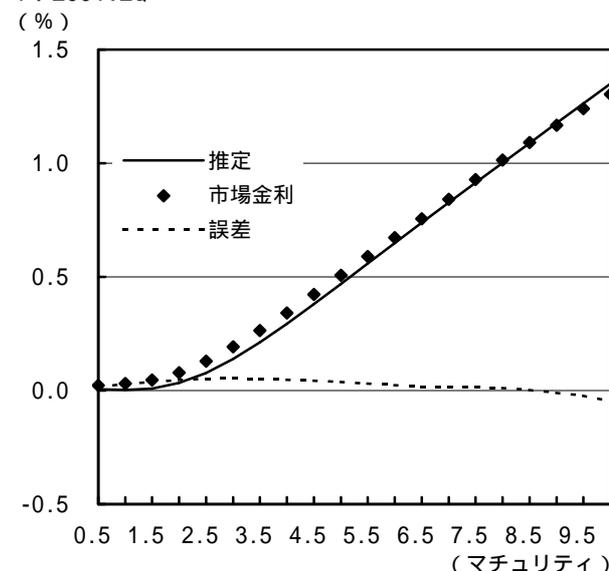
2. 2002.3Q



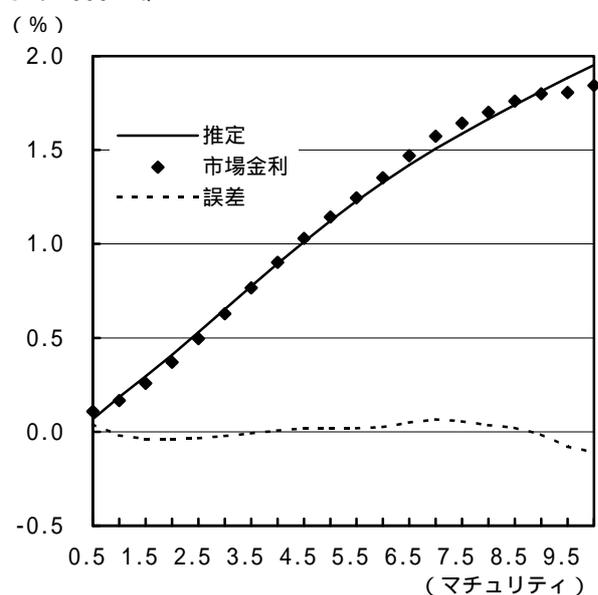
3. 2001.3Q



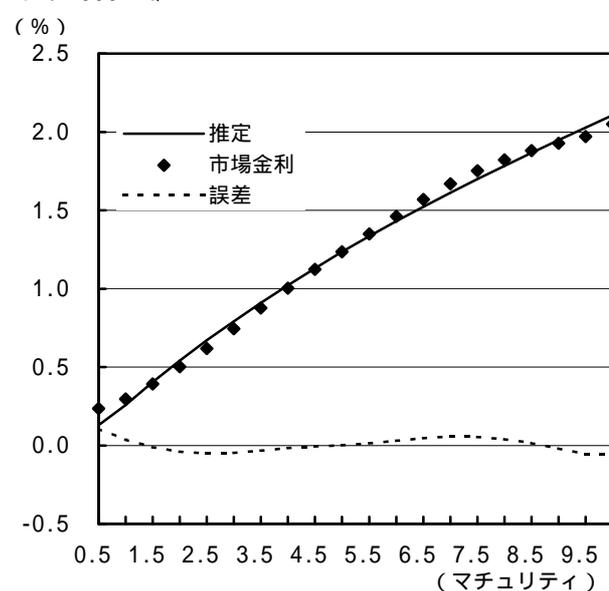
4. 2001.2Q



5. 2000.1Q

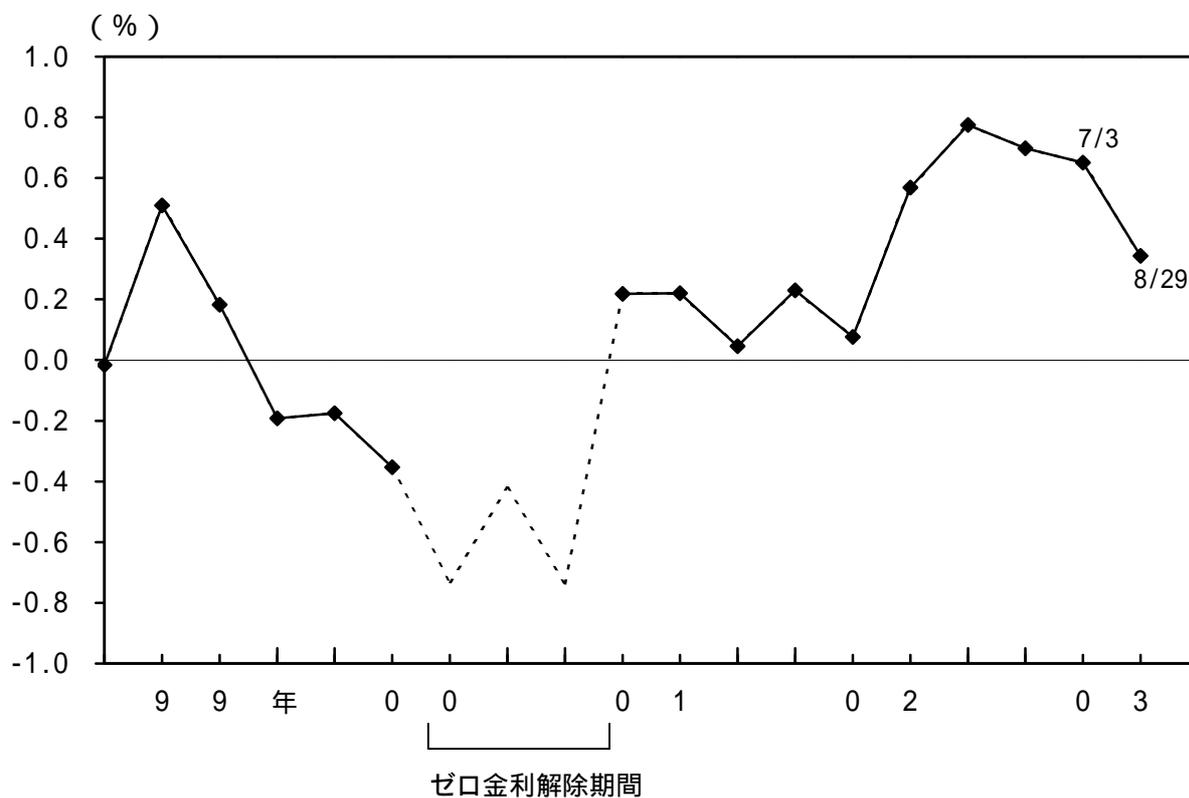


6. 1999.1Q



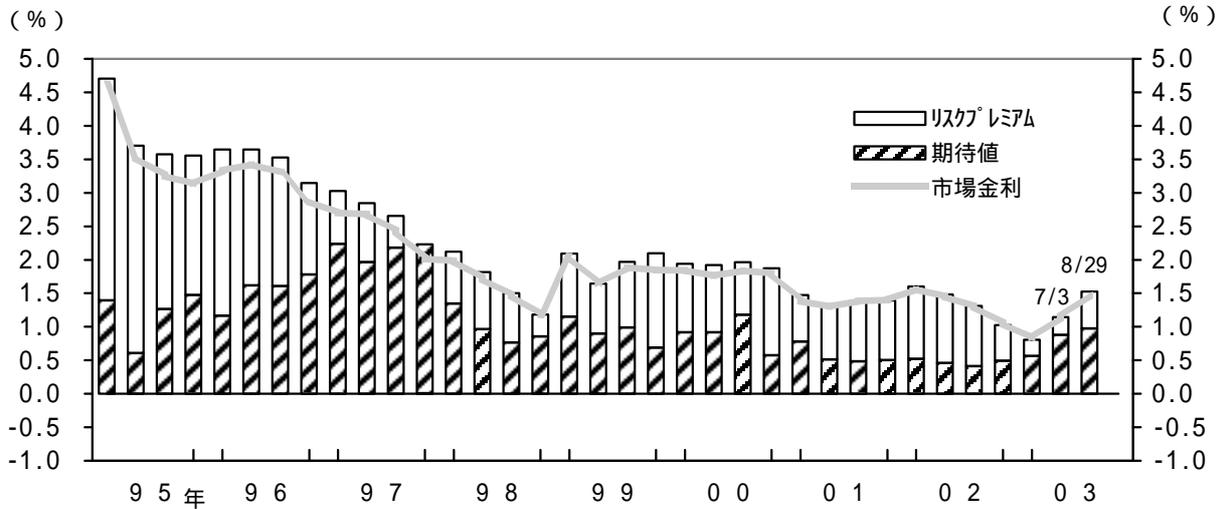
(注) 日銀がアナウンスしたゼロ金利解除条件がどのようなインフレ下限値として認識されているかは、市場金利をカリブレートする中で算出。

ゼロ金利解除時のインフレ率下限値：市場金利にインプライされた水準

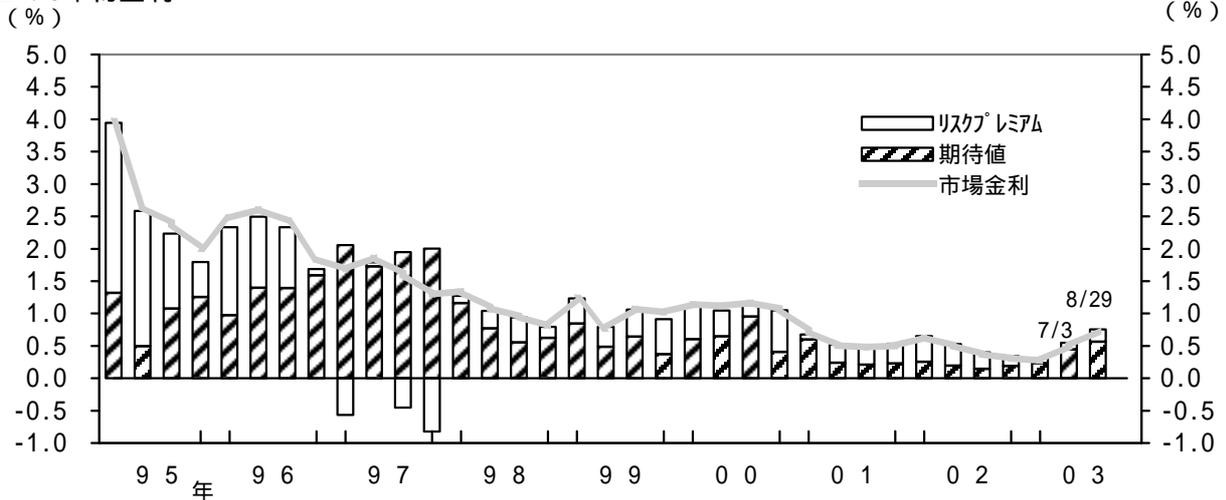


中長期金利の成分分解 (日本) 将来の期待短期金利とリスクプレミアムへの分解

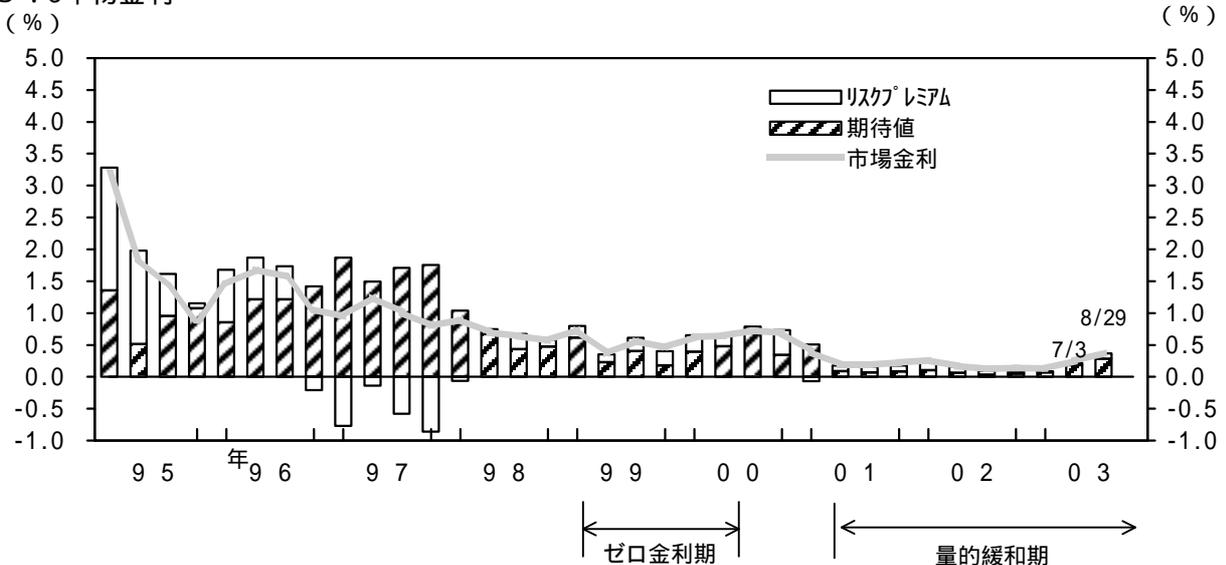
1. 10年物金利



2. 5年物金利



3. 3年物金利



(注1) 99/1Q～00/2Qおよび01/2Q以降は、ゼロ金利解除のインフレ率下限値の存在を仮定。
(注2) 2003年7/3日、8/29日の推計では、CPIとGDPギャップは03/2Q期の数字を利用。

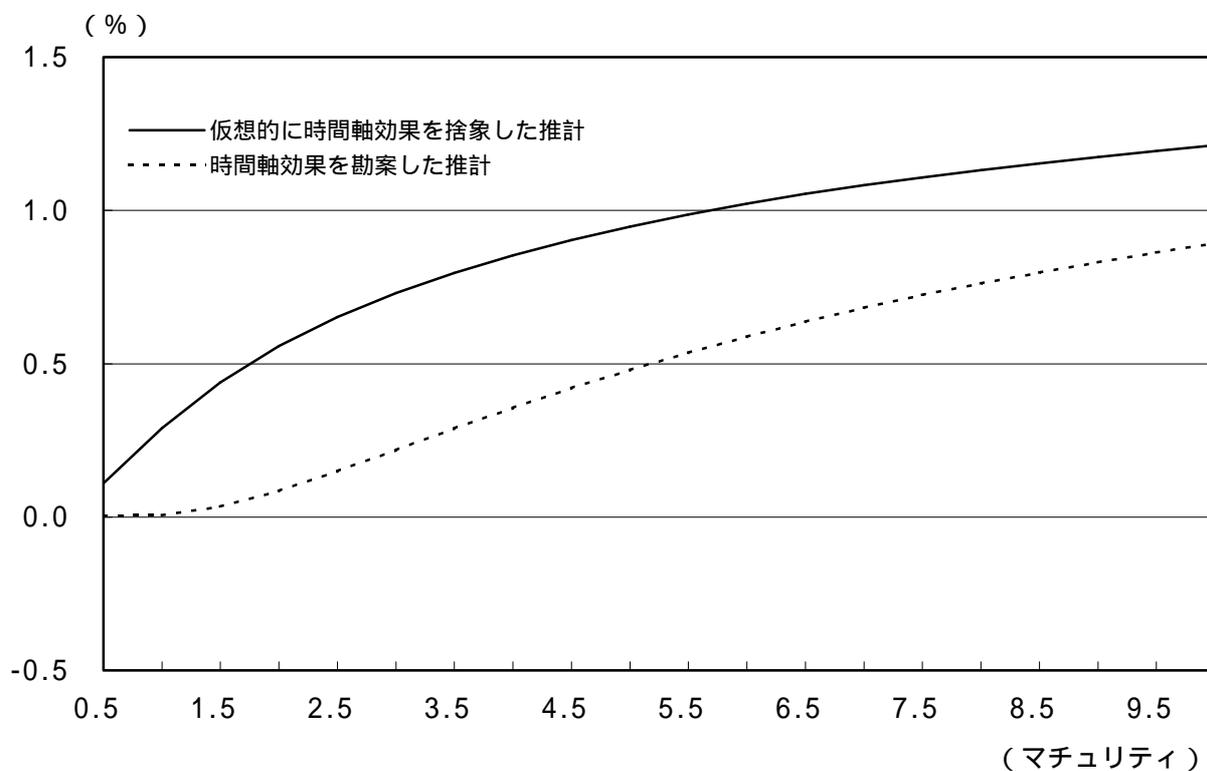
中長期金利の推移 (サマリー)

(%)

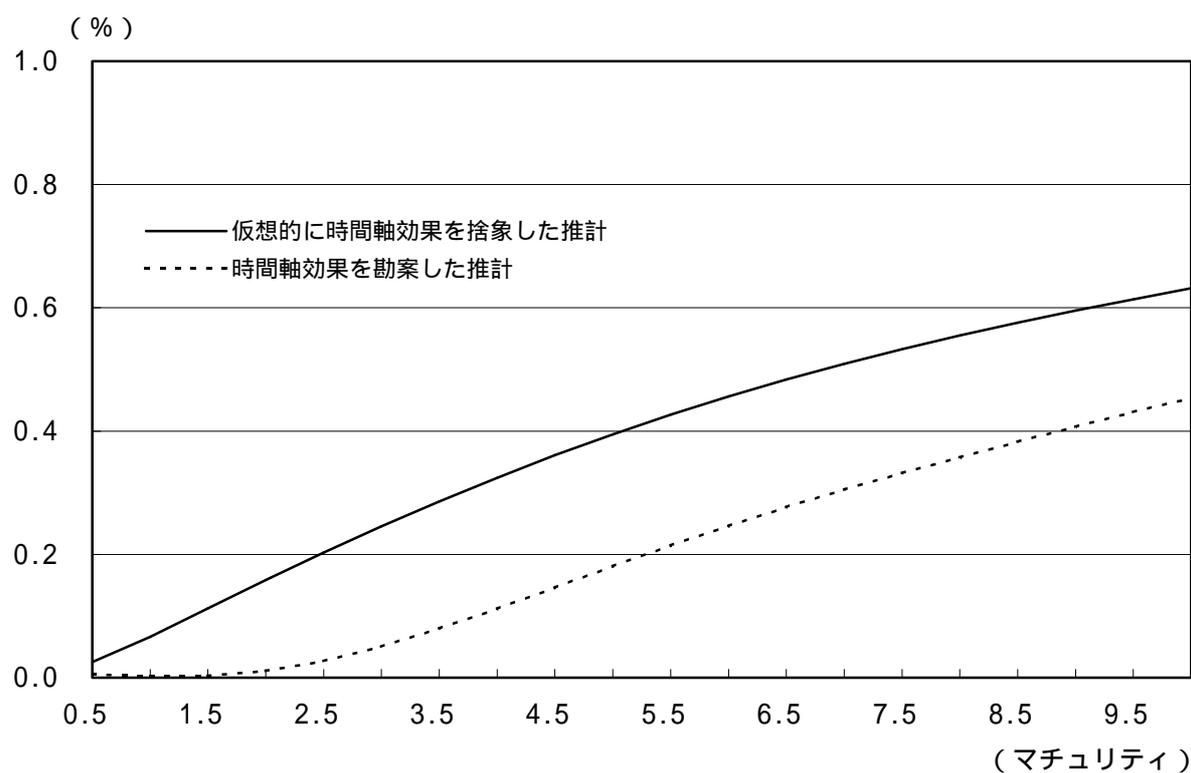
| | 95/1Q～97/4Q 平均 | 98/1Q～00/4Q 平均 | 01/1Q～03/1Q 平均 | 03/1Q | 03/7/3 | 03/8/29 |
|------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------|------------------|------------------|
| CPI (生鮮食品を除く) 前年比 | 0.29 | -0.14 | -0.82 | -0.70 | -0.40 (03.2Q) | -0.40 (03.2Q) |
| 10年物金利 (理論値) | 3.35 | 1.83 | 1.33 | 0.81 | 1.15 | 1.52 |
| 期待短期金利成分 | 1.62 | 0.93 | 0.49 | 0.53 | 0.88 | 0.97 |
| リスクプレミアム成分 | 1.73 | 0.90 | 0.83 | 0.28 | 0.27 | 0.55 |
| 5年物金利 (理論値) | 2.11 | 1.04 | 0.47 | 0.29 | 0.55 | 0.75 |
| 期待短期金利成分 | 1.43 | 0.67 | 0.22 | 0.20 | 0.45 | 0.56 |
| リスクプレミアム成分 | 0.68 | 0.37 | 0.25 | 0.09 | 0.10 | 0.19 |
| 3年物金利 (理論値) | 1.58 | 0.67 | 0.16 | 0.08 | 0.22 | 0.37 |
| 期待短期金利成分 | 1.28 | 0.50 | 0.10 | 0.05 | 0.18 | 0.28 |
| リスクプレミアム成分 | 0.30 | 0.17 | 0.07 | 0.03 | 0.04 | 0.09 |

期待短期金利成分における時間軸効果の寄与

1 . 1999.2Q

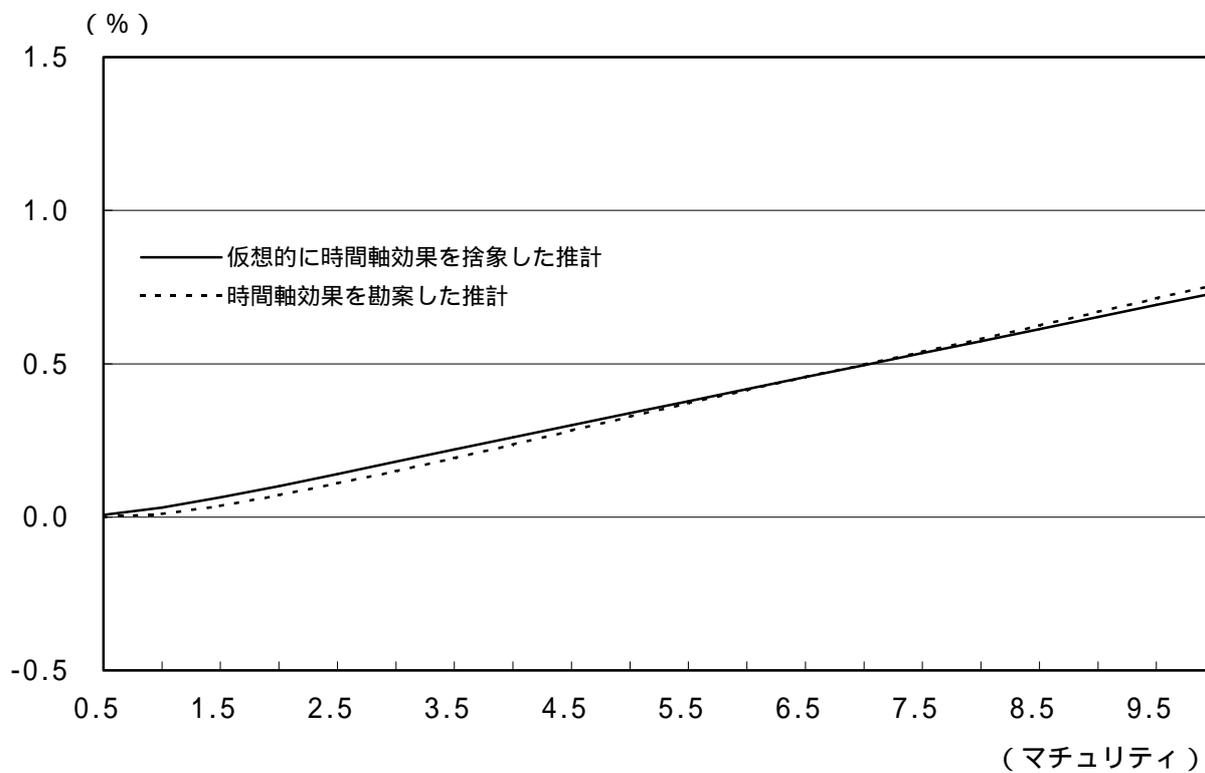


2 . 2001.3Q

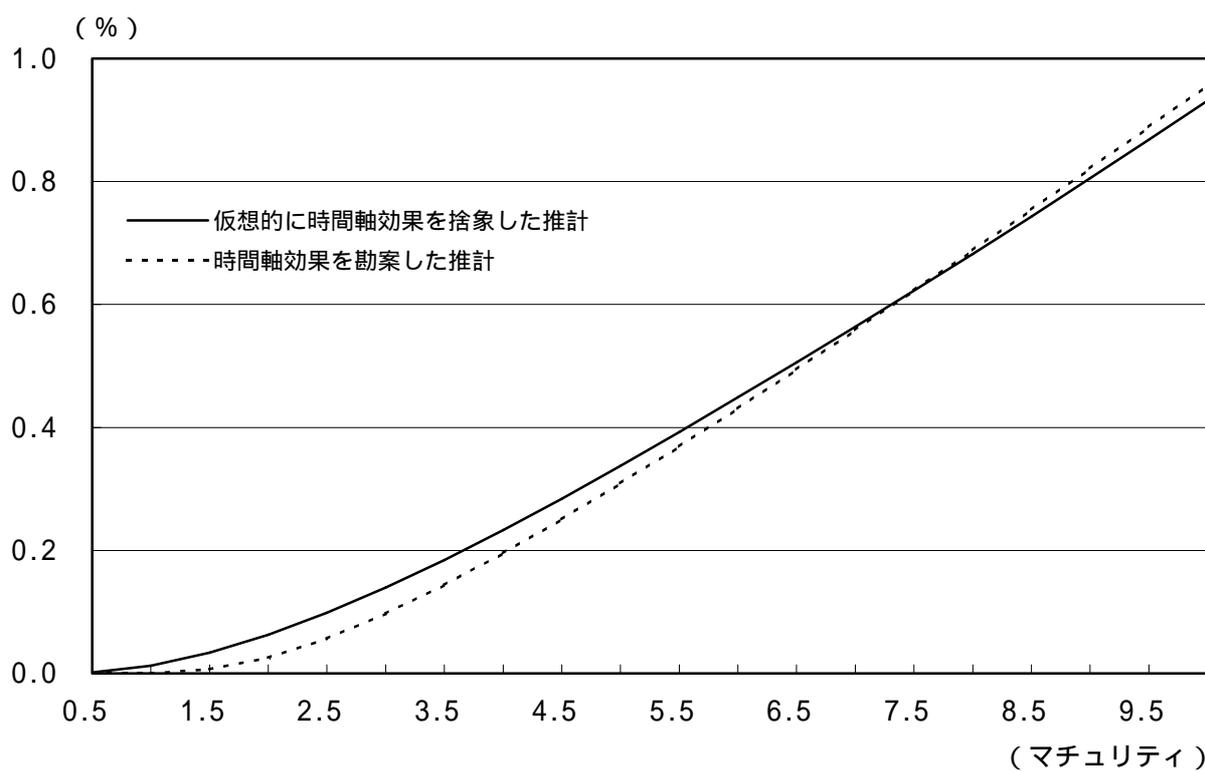


リスクプレミアム成分における時間軸効果の寄与

1 . 1999.2Q

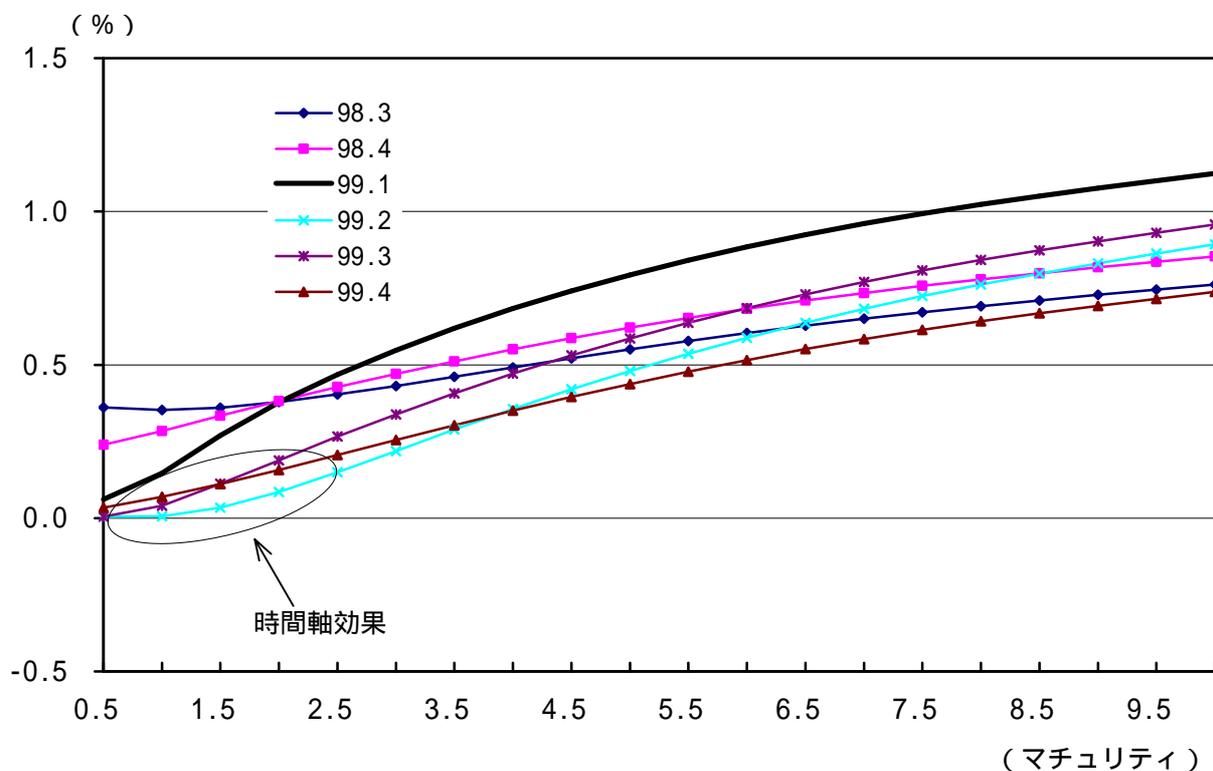


2 . 2001.3Q

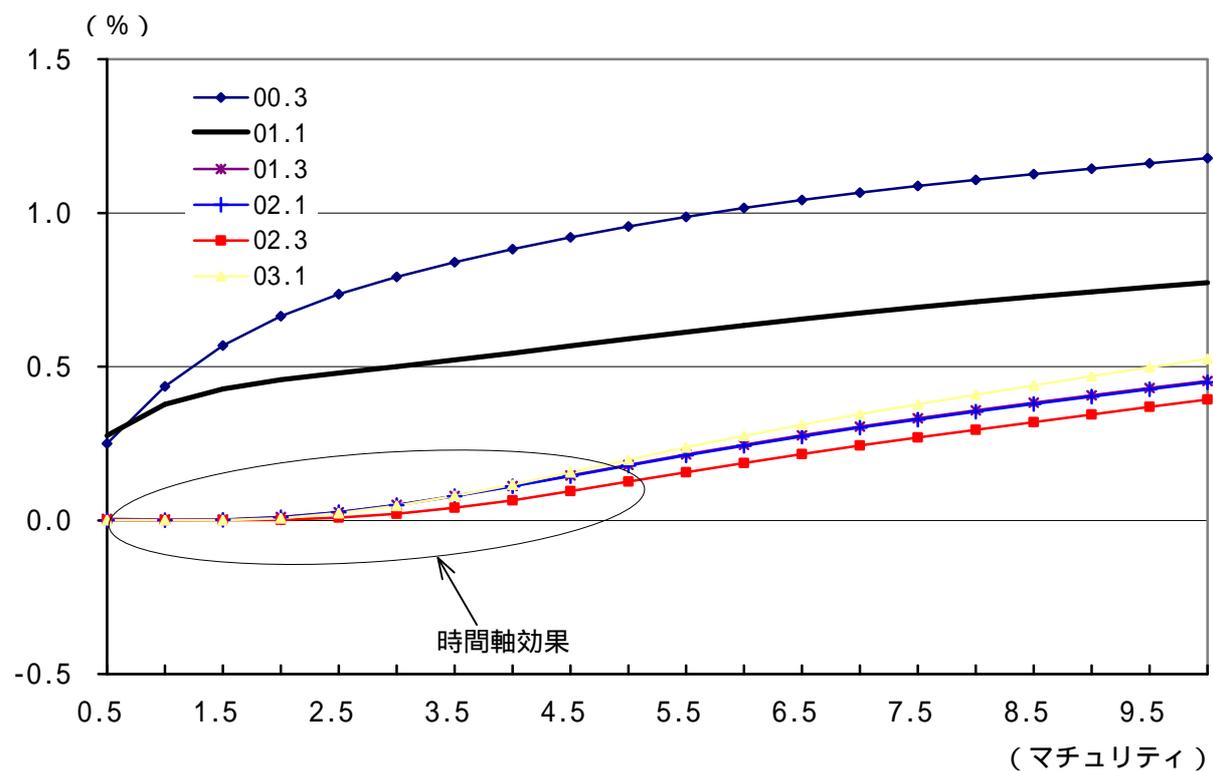


期待短期金利成分の期間構造

1 . ゼロ金利政策導入前後

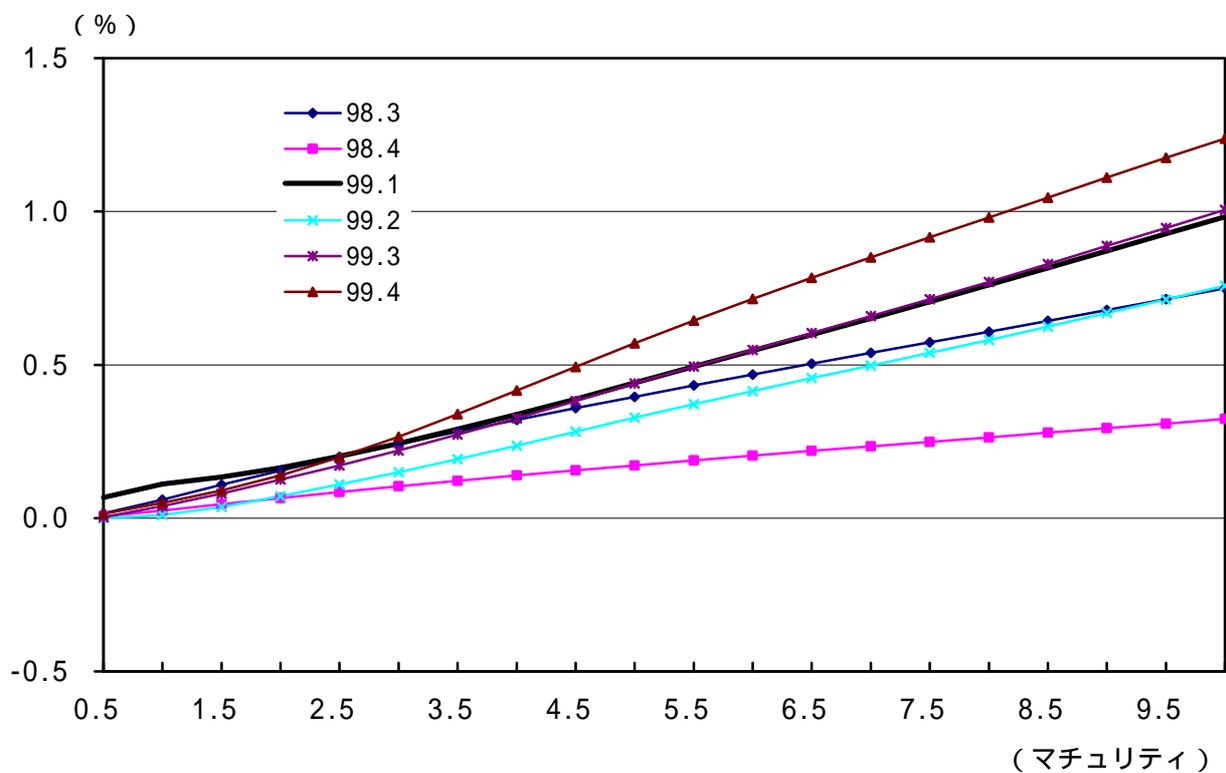


2 . 量的緩和政策期

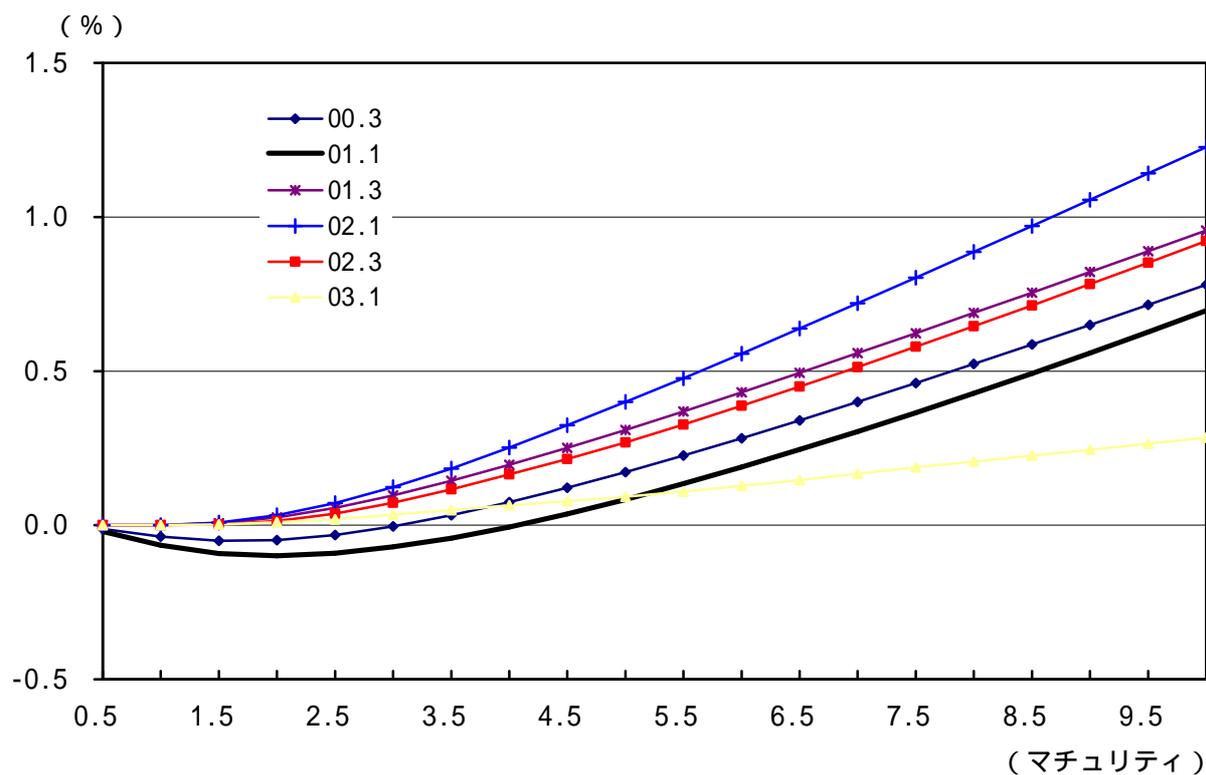


リスクプレミアム成分の期間構造

1. ゼロ金利政策導入前後

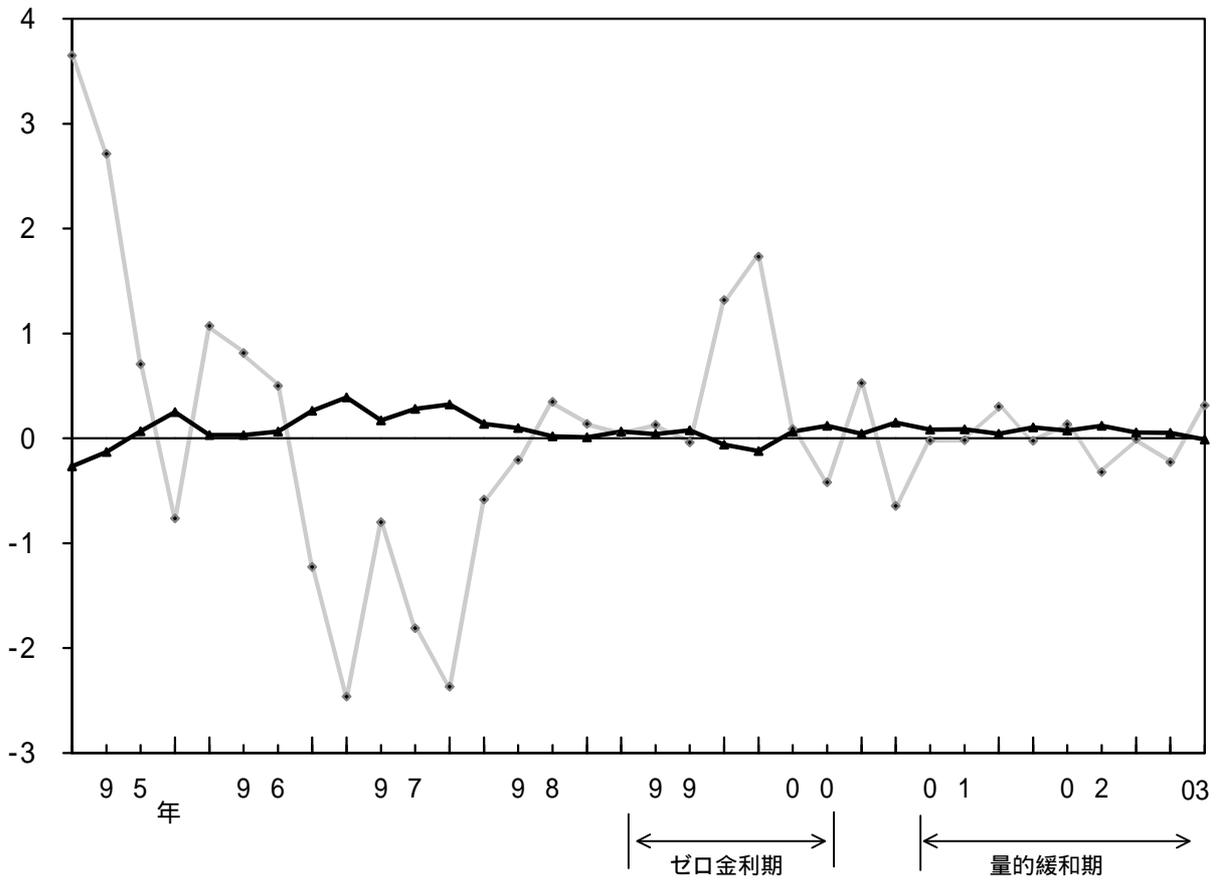


2. 量的緩和政策期



リスクの市場価格の推移

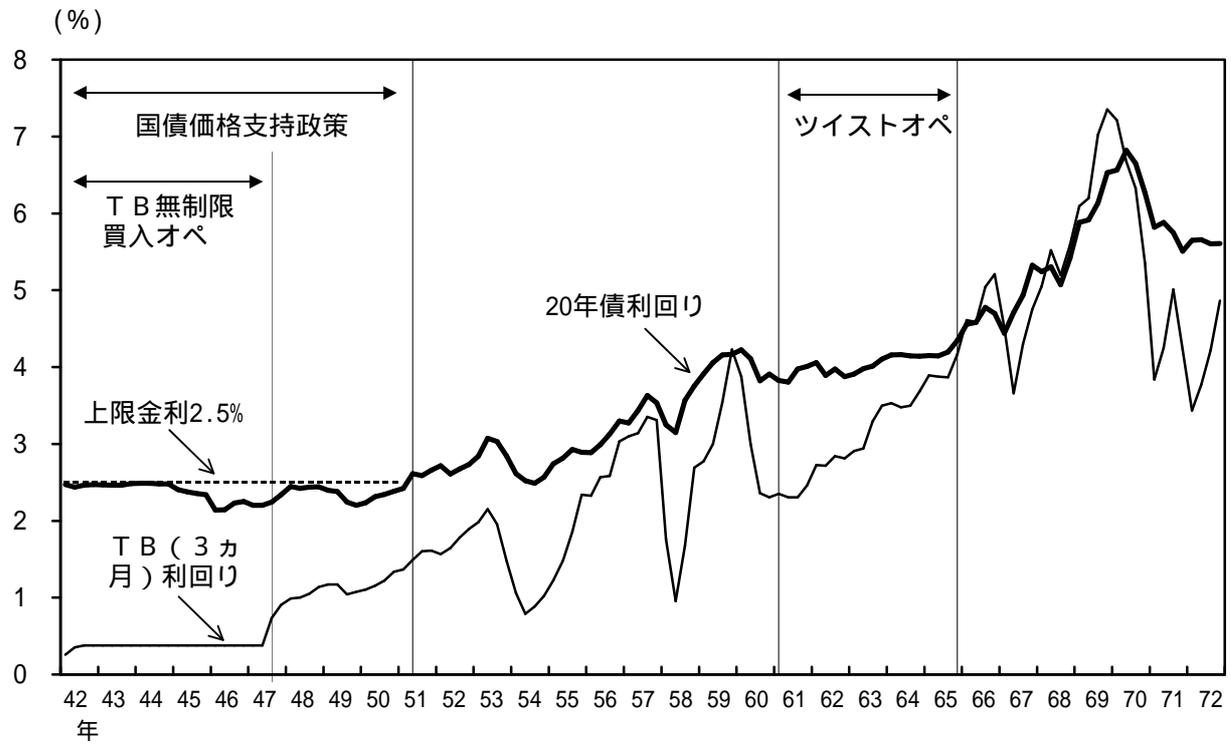
— 需要ショックに対するリスクの市場価格
— 供給ショックに対するリスクの市場価格



(注) 99.1Q ~ 00.2Qおよび01.2Q以降は、ゼロ金利解除のインフレ率下限値の存在を仮定。

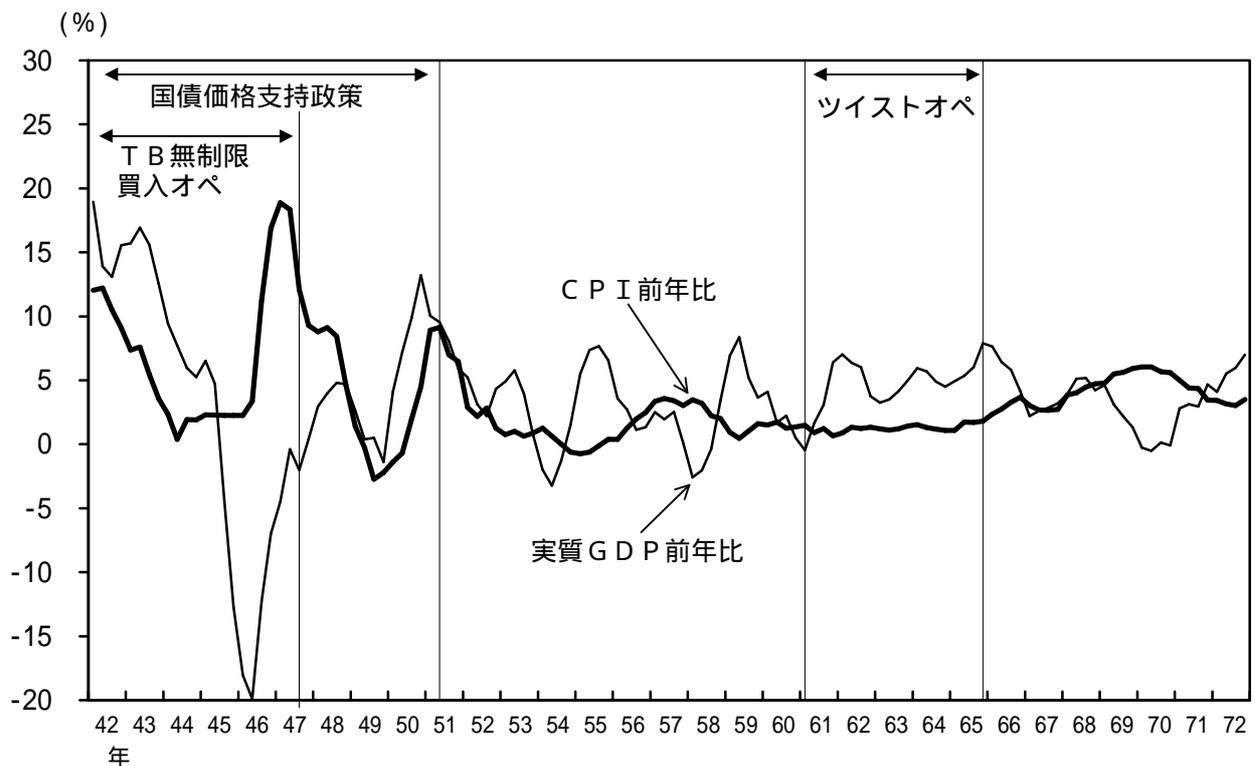
1940 - 70年代の米国の金利、インフレ、実質GDP

1. 短期金利と長期金利



(資料)連邦準備理事会(FRB)

2. CPIと実質GDP



(資料)労働統計局「消費者物価指数」、Gordon(1986)「実質GDP」

(図表 20)

構造モデルのパラメータの推定結果 (推定期間 1947:1 ~ 1972:4)
 米国の国債価格支持政策期のパラメータ

1 . I S 曲線のパラメータ

| f_1 | f_2 | s |
|----------------------|--------------------|---------------------|
| 1.295 *** (0.069) | - 0.463 (0.077) | 0.048 ** (0.020) |

2 . A S 曲線のパラメータ

| j | k |
|----------------------|----------------------|
| 1.440 *** (0.047) | 0.113 *** (0.024) |

3 . 政策ルールのパラメータ

| r_i | d_y | d_p |
|----------------------|------------------|-----------------------|
| 0.966 *** (0.022) | 0.790 (0.683) | - 0.618*** (0.238) |

4 . 攪乱項

(a) 需要ショック

| r_d | s_d |
|-----------------------|-------|
| - 0.163 ** (0.088) | 0.879 |

(b) 供給ショック

| r_d | s_d |
|------------------|--------|
| 0.098 (0.087) | 1.0405 |

(c) 相関

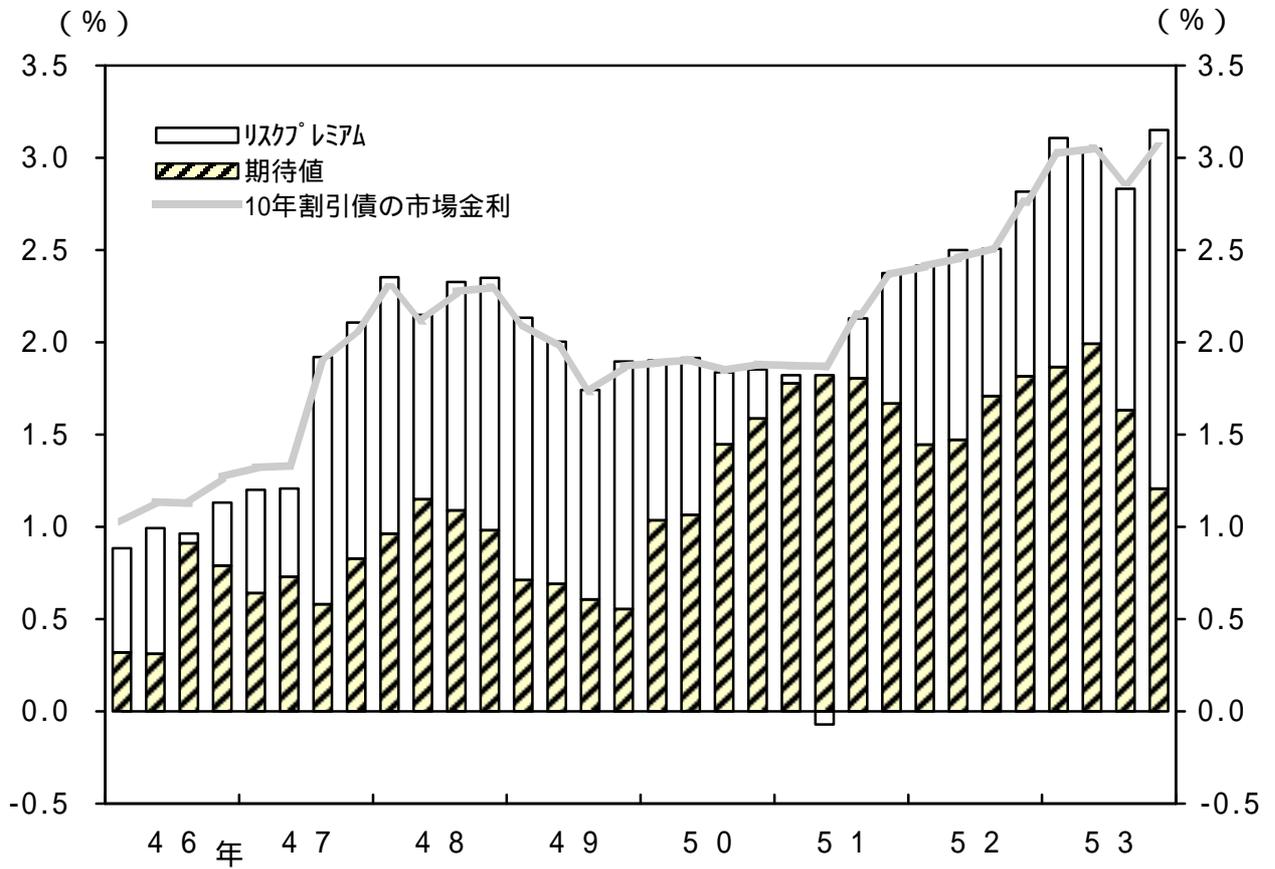
| $r_{d,s}$ |
|-----------|
| - 0.100 |

(注 1) 推計に当っては、まず政策ルールを推計し、次にそのパラメータをもとに I S 曲線と A S 曲線を システム推計するという手順を踏んだ。推計方法は GMM。

(注 2) パラメータ下の () 内数値は標準誤差。

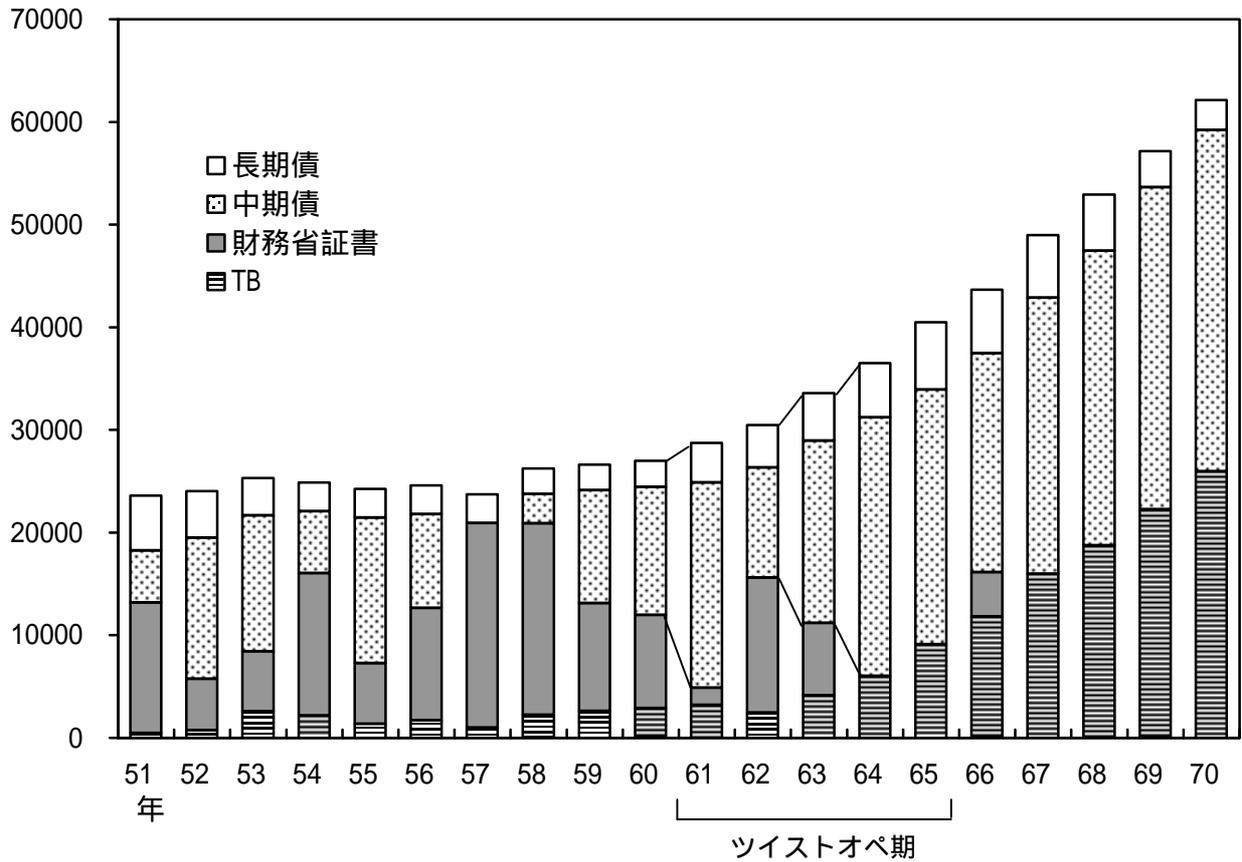
(注 3) パラメータ横に付した***印は 1% 有意、**印は 5% 有意、*印は 15% 有意であることを示す。

長期金利（10年物）の成分分解（米国）
将来の期待短期金利とリスクプレミアムに分解
1940-50年代の米国の国債価格支持政策期



連邦準備公開市場勘定の保有国債の推移 1960年代の米国のツイストオペ期

(100万ドル)



(資料) ミューレンダイク (1998)

構造モデルのパラメータの推定結果 (推定期間 1955:1 ~ 1972:4)
 米国のツイスト時期のパラメータ

1 . I S 曲線のパラメータ

| f_1 | f_2 | s |
|----------------------|------------------------|--------------------|
| 1.195 *** (0.070) | - 0.458 *** (0.091) | - 0.075 (0.252) |

2 . A S 曲線のパラメータ

| j | k |
|----------------------|----------------------|
| 1.103 *** (0.074) | 0.157 *** (0.014) |

3 . 政策ルールのパラメータ

| r_i | d_y | d_p |
|----------------------|----------------------|------------------------|
| 0.835 *** (0.046) | 1.147 *** (0.255) | - 0.335 *** (0.105) |

4 . 攪乱項

(a) 需要ショック

| r_d | s_d |
|--------------------|-------|
| - 0.134 (0.110) | 0.759 |

(b) 供給ショック

| r_d | s_d |
|--------------------|--------|
| - 0.038 (0.135) | 0.3748 |

(c) 相関

| $r_{d,s}$ |
|-----------|
| - 0.008 |

(注 1) 推計に当っては、まず政策ルールを推計し、次にそのパラメータをもとに I S 曲線と A S 曲線を システム推計するという手順を踏んだ。推計方法は GMM。

(注 2) パラメータ下の () 内数値は標準誤差。

(注 3) パラメータ横に付した***印は 1% 有意、**印は 5% 有意、*印は 15% 有意であることを示す。

