

金融調節オペレーションは金利の期間構造に影響を与えるか

—英米比較—

須藤 時 仁

要 旨

本稿では、Campbell and Shiller [1991] のモデルに中央銀行による長期オペレーションおよびオペレーション全体の実施額を組み込む形でモデルを拡張することによって、オペが名目ベースと実質ベースのイールド・カーブに与える影響を考察した。対象は1990年代後半以降の米英である。分析の結果、次のような特徴を見出すことができた。

長期オペによる中・長期金利への直接的影響はアメリカについてしか検証することができなかったが、その推定係数は有意にゼロとは異ならず、長期オペはイールド・カーブをかく乱しないように行われているという正統的な金融政策論者の主張が支持された。

オペ全体による資金供給は将来の期待短期金利の下方修正を通じて間接的に中・長期金利を低下させる、いわゆる一般的な金融緩和効果が米英ともに見出された。ただし、イギリスでは推定された係数が有意とならなかった。さらに、資金供給が期待物価にどのような影響を及ぼしていたかを推定された係数から推測すると、両国の中央銀行はインフレ期待を抑制するように金融調節を行っていることが示された。

目 次

- | | |
|---------------------|------------|
| I. はじめに | 2. 単位根検定 |
| II. モデル | IV. 推定結果 |
| 1. 英米におけるオペレーションの概要 | 1. 推定上の問題点 |
| 2. モデルの導出 | 2. 分析結果 |
| III. データの検証 | V. 結論 |
| 1. データ | |

*) 本稿は日本証券奨学財団による平成18年度研究調査助成を受けているプロジェクトの一部です。ここに記して感謝いたします。

I. はじめに

2006年3月9日、日本銀行（日銀）による量的緩和政策が解除され、さらに同年7月14日にはゼロ金利政策も解除が決定された。これにより01年3月以来続いた歴史的にも希有な金融政策は形式上正常化されたわけだが、この政策が日本経済に与えた影響は明らかにされていない。

量的緩和政策においてとりわけ注目されるのは国債の買入オペレーションの役割である¹⁾。月額4,000億円であった国債の買入額は01年8月に6,000億円に増額され、さらに同年12月、02年2月・10月にも各々2,000億円ずつ増額された結果、最終的に月額1.2兆円に達した。量的緩和政策の解除後も現在（08年4月）に至るまで毎月同額の国債が買入れられている。こうした多額の国債の買入オペは、90年代後半からの国債大量発行とも相俟って、日銀が国債管理政策、より具体的には国債価格支持政策に組み込まれているのではないかといった批判につながっている²⁾。

では、中央銀行による国債の買入オペは金利に直接的な影響を与えたのだろうか。中央銀行を含む正統的な金融政策論者の立場からは、その影響が否定されよう。それは、第1に、国債買入オペは成長通貨の供給手段であり、中央銀行はオペによるイールド・カーブの操作を目的としていない、第2に、中央銀行は金融政策を通じて短期金利に影響を及ぼし、その影響が中・長期金利に波及することを念頭においてるとされるためである。

逆に、マネタリスト・モデルを支持する立場からは、国債買入オペは金利に直接的な影響を

もたらすと主張される³⁾。特に King [1999] と Goodfriend [2000] は、中央銀行によるオペが長期国債または長期性資産のリスク・プレミアムに及ぼす影響を重視している。Goodfriend は、短期債と長期債が完全に代替的ではないことを前提として、長期国債の買入オペがリスク・プレミアムを引き下げる2つの効果を示している。第1は流動性プレミアムの低下である。買入オペによって、民間部門が保有する資産の中で長期国債という低流動性資産が減少し、準備預金や貨幣といった高流動性資産の割合が高まるため、低流動性資産の保有を増加させるインセンティブが生じる（ポートフォリオ・リバランス効果）。この結果、長期金利に含まれている流動性プレミアムが低下し、長期金利が低下する。

第2の効果は信用リスク・プレミアムの低下である。これは、第1の効果により株式や長期債など長期性資産の価格が上昇すれば企業の担保価値が高まり、外部資金調達が可能になることを通じて生じる⁴⁾。

ただし、これらの効果が現れるためには、中央銀行による金融政策（オペ）への信認と市場の期待が重要な役割を担う。オペが行われることによって、経済が完全に回復するまで資産価格の上昇が続くという期待を市場が抱くことを通じて、これらの効果が発現すると考えられるからである⁵⁾。

また、マネタリスト・モデルに基づくわけではないが、金利の期間構造に含まれる将来の金利情報に係る実証分析を通じて、Hardouvelis [1988] も金融政策がターム（リスク）・プレミアムに与える影響に注目すべきことを主張している。

国債買入オペによる金利への影響に関して、

上述した2通りの考え方のうちいずれが正しいのだろうか。残念ながらこれを実証する先行研究は極めて少なく、かつそれもほとんどが日本を対象としたものである。細野・杉原・三平 [2001] (第2章) による実証分析では、国債買入オペは翌日物および1週間のターム物コールレートへの影響は認められるが、1カ月物コールレートへの影響は否定されている。また、Oda and Ueda [2005] も、マクロファイナンス・モデルに基づく実証分析から、国債買入オペによる金利のリスク・プレミアム部分への影響を否定している(モデルの概要については植田 [2005] の第6章で説明されている)。鶴飼 [2006] は、日銀が01年3月から06年3月まで採用した量的緩和政策の効果に関する実証研究のサーベイに基づき、「長期国債買入れ増によるポートフォリオ・リバランス効果は、国債金利に対して検出されなかった」(24頁)と結論している。一方、Bernanke et al. [2004] は、マクロファイナンス・モデルのフレームワークに基づいた分析から日本における国債買入オペの金利への影響を支持している。

日本以外の国を対象とした先行研究はほとんど見当たらない。Estrella and Mishkin [1995] は、欧米主要5カ国を対象に中央銀行は政策金利の変更を通じてイールド・カーブに影響を与えるかという問題を実証分析しているが、オペによる資金供給または資金吸収の効果について直接分析しているわけではない。Bernanke et al. [2004] は、国債市場に係る諸政策が金利に及ぼす影響をアメリカについて考察しているが、中央銀行によるオペの効果是直接分析しているわけではない。アメリカを始めとした先進諸国の中央銀行が、日本のように大量の国債買入オペを実施しなければならない状

況になかったためである。しかし、日本のような状況にない先進国についても中・長期国債の買入オペまたはオペ全体による資金調節が中・長期金利にどのような影響を与えているかを検証することは、上述した日本の分析結果を判断する上で参考になろう。さらに、この論点は、金融政策と国債管理政策との整合性をどのように取るべきかという観点からも非常に重要なものである。

以上の問題意識から、本稿ではアメリカとイギリスを対象に中・長期国債の買入オペまたはオペ全体による資金調節が中・長期金利に影響を与えるか否かを金利の期間構造理論に基づいて実証的に分析する。対象期間は1997年以降である。97年以降とした理由は2つある。第1に、イギリスでは97年3月に金融政策の枠組みが大幅に変更されたことに加え、同年5月には政策金利の決定権限が英財務省からイングランド銀行(BOE)に委譲されるなどBOEの政府からの独立性が強化されたことである(ただし、1998年イングランド銀行法の施行は98年6月1日)。さらに、イギリスにおいて国債管理政策の目的が明確に意識されたのが、国債管理の枠組みが変更された95年以降ということもある(HM Treasury and Bank of England [1995])。第2に、後述するように、本稿の分析ではゼロ・クーポン債の金利を用いるが、アメリカの当該データが利用できる期間が97年以降のためである。

本稿の構成は以下のようになっている。まず第II節では、英米におけるオペの概要を説明した後、Campbell and Shiller [1991] のモデルにオペによる資金調節額(以下、オペ実施額)を組み込むことによって、金利の期間構造とオペとの関係を表すモデルを導出する。第III節で

は、分析に用いるデータを説明した後、そのデータ系列の単位根について検証する。続く第IV節では、第II節で導出したモデルを推定し、その推定に基づいてオペが金利に与えた影響を分析する。なお、データ系列の単位根検定の結果、モデルの変数にI(0)系列とI(1)系列とが混在するという問題が生じるが、この問題はChoi et al. [2005] が提示した方法によって処理した。最後に、第V節で本稿の分析結果をまとめると共に、その結果が日本の金融政策と国債管理政策のあり方に示唆する点にも言及する。

II. モデル

1. 英米におけるオペレーションの概要

本稿ではCampbell and Shiller [1991] のモデルに基づいてオペが金利に与える影響を検証するが、モデルを説明する前に英米におけるオペについて概観しておこう。

日本銀行企画局 [2006] は、概念上、オペを長期オペと短期オペに区別して、日本、アメリカ、ユーロエリア、イギリスの各中央銀行が行っているオペを概説している。その定義によると、長期オペは、主に銀行券など中央銀行の安定的な負債に対応するものとして、長期的に資金を供給するための手段であり、短期国債(TB)を含む国債の買入れがその典型例である。他方、短期オペは主として一時的な資金過不足に対応するための手段であり、例えば、期間の短いレポ取引(債券等の売戻し条件付き買入れもしくは買戻し条件付き売却)や有担保の資金貸付けなどを通じて実施される。

しかしながら、本稿では、中・長期国債の買

入オペによる中・長期金利への直接的影響を検証することが主目的であること、さらにGray and Talbot [2006] でも短期証券の買入オペを短期オペに分類していることから、TBを含めた残存期間1年未満の国債の買入オペは短期オペとする。

(1) アメリカ

アメリカでは連邦公開市場委員会(FOMC)の授權を受けてニューヨーク連銀(NY連銀)がオペを一元的に実施しており、前述の意味での長期オペ、短期オペとも実施されている⁶⁾。

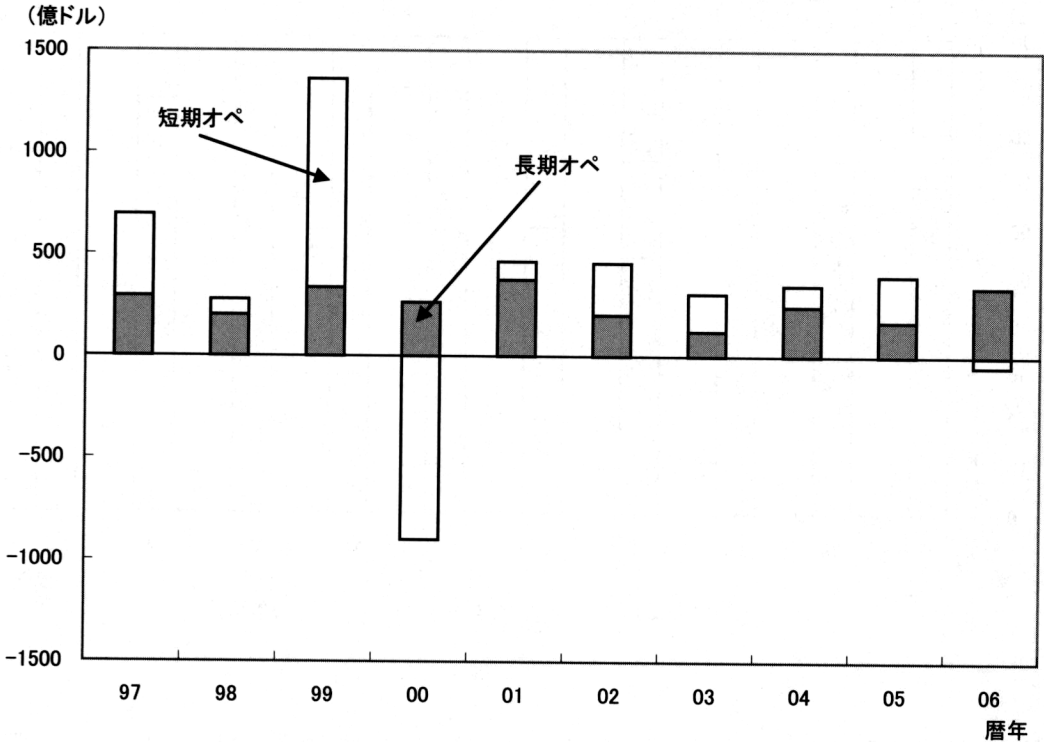
長期オペでは、中・長期国債の買入れ⁷⁾を「永続的(permanent)な資金不足に対応する観点から実施するもの」と位置付け、国債保有残高の増加額が銀行券発行高の増加額に概ね見合うように買入れが行われている。

国債買入れの運営においては、「流動性の高いポートフォリオを維持すること」を目的としつつ、「個別銘柄の価格形成や流動性を大きく歪めないこと」に配慮することとされており、銘柄ごとの保有比率について上限を設けている⁸⁾。また、買入れを行うに当たっては、対象となる国債を種別や残存期間に応じて幾つかのグループに区切り、そのグループごとに買入れを実施している。

一方、短期オペによる資金供給手段としては、TBおよび残存期間1年未満の国債買入れのほか、短期レポ(Short-term Repo, 期間13日未満)と長期レポ(Long-term Repo, 同13日以上)が実施されている。また、資金吸収手段としては上記国債の売却に加えリバース・レポ(Reverse Repo)が設けられている。

短期レポは、日々のマクロ的な資金過不足に対する限界的な調節手段と位置付けられ、ほぼ

図表1 アメリカにおける長期オペと短期オペの実施額



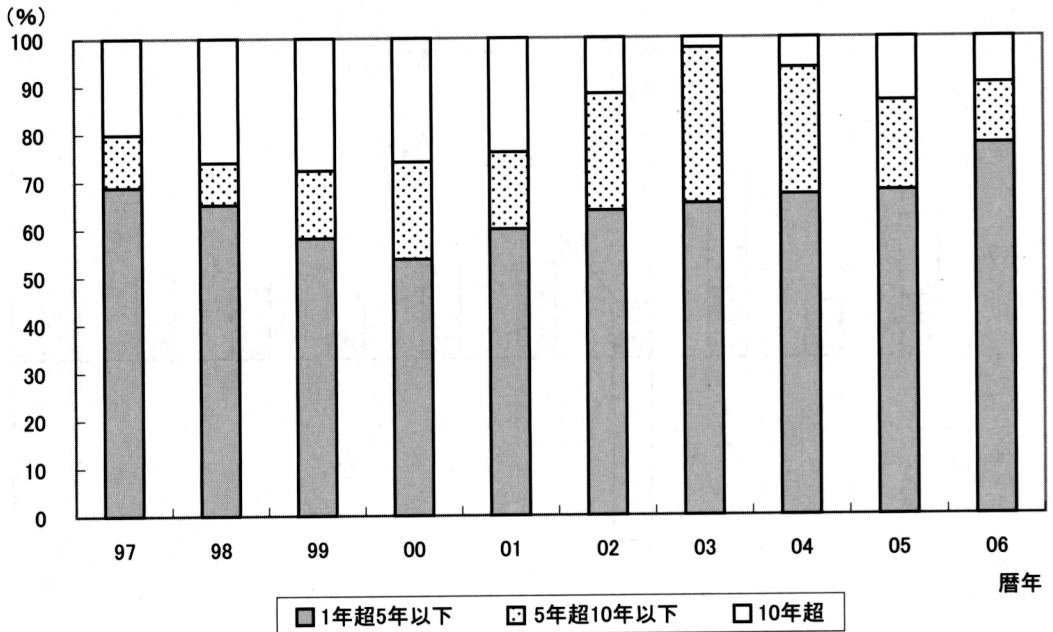
〔出所〕 Federal Reserve Board (FRB), *Statistical Supplement to the Federal Reserve Bulletin* から作成。

毎日実施される。期間は1営業日(翌日物)が中心となっている。長期レポは、季節的な資金需要など一定の期間継続する動きに対応するための手段と位置付けられ、通常週1回(木曜日)実施される。期間は、従来28日間が基本とされていたが、よりきめ細かな調節を可能とするため03年に14日間を中心とする運用に改められた。短期レポおよび長期レポにおける売戻し条件付き買入れでは国債、連邦政府関係機関債(Agency債)、住宅ローン担保証券(MBS)の3種類が対象資産、すなわち資金供給の裏付資産(担保)となっている。なお、リバース・レポは国債を対象とする買戻し条件付き売却であり、必要に応じて実施される。

図表1は97年から06年にかけての長期オペと

短期オペの実施額(ネットベース、以下同じ)の推移を暦年ベースで表したものである。この間の長期オペはすべて国債の買入オペである。99年と2000年に短期オペの異常な増減が見られるが、これはコンピュータの2000年問題に対応して99年12月に短期の資金供給を増加させ、2000年1月にそれを吸収したためである。したがって、この影響を除いた上で97年から06年までの長期オペと短期オペの平均実施額を比較すると前者が約63%、後者が約37%となっている。さらに、国債の発行額が少なかった97-2000年(前期)とそれが増加に転じた以降の01-06年(後期)に分けて長期オペの構成比を比較すると、前期61.4%に対して後期は64.3%と、国債発行額が増加した後期のほうが長期オペの

図表2 アメリカにおける長期オペの残存期間別構成比



(出所) 図表1に同じ。

構成比が上昇している。しかし、長期オペによる平均買入額を前期と後期で比較すると各々約271億ドル、約241億ドルとなっており、国債の発行額が増加に転じた後期に買入額が低下していることは興味深い。

次に、長期オペによって買い入れている国債の残存期間別構成比の推移を見ると(図表2)、残存期間1-5年のゾーンが常に50%から70%を占めている。また、残存期間5-10年のゾーンの構成比は2000年以降に上昇した反面、同10年超のゾーンは02年以降急速に低下している。02年以降は国債発行額が本格的に増加した時期であるだけに、こうしたオペによる買入れゾーンの変化は、オペによる国債市場価格への影響を緩和するための措置と推測される。

(2) イギリス

BOEは、06年5月に金融調節の枠組みおよ

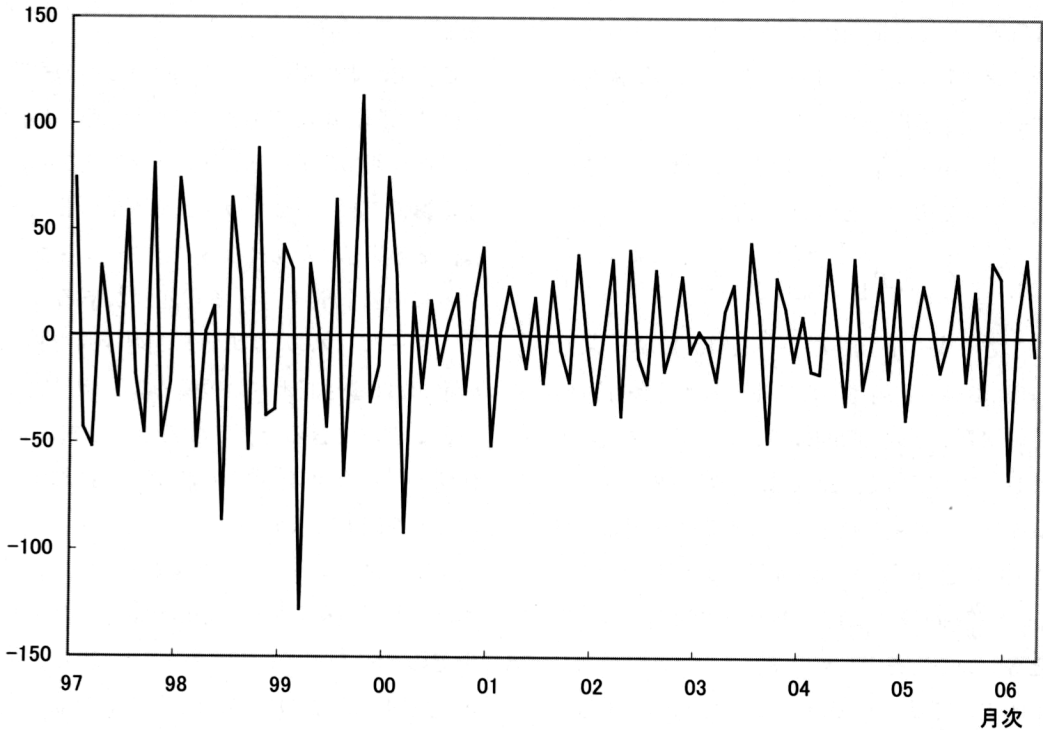
び取引先の選定基準について大幅な見直しを実施した。この影響を考慮してイギリスの分析期間は06年4月までとしたため、以下では制度変更以前のオペについて説明する⁹⁾。

オペは買入オペ(Outright Purchase)、レポ・オペ(Repo)、特別(レポ)ファシリティ(Late Facility)に分かれていた。買入オペの対象はTB、残存期間が91日未満の適格手形(銀行手形(Bank Bill)、適格銀行引受手形(EBA))であり、ギルト債の買入オペは行われていなかった。

レポ・オペは通常9時45分と14時30分に行われ、その満期は2週間が中心であった。このオペの対象証券にはTB、ギルト債(ストリップス債を含む)、適格地方債、適格手形に加え、欧州経済領域(EEA)諸国の中央政府・中央銀行および国際機関が発行するポンド建てまたはユーロ建て証券が用いられていた。

図表3 イギリスにおけるオペ実施額

(億ポンド)



(出所) BOE, *Monetary and Financial Statistics* から作成。

特別ファシリティとは、レポ金利以上の金利で行われるオーバーナイトのレポ取引である。これには2種類あった。第1に、14時30分のレポ・オペ終了後もBOEが市場に流動性を供給する必要があると判断したとき、15時30分にレポ・オペと同じ取引先に対して行われた。第2に、特に決済銀行に対してはさらに16時20分にもこのオペが行われていた。

以上の説明から明らかなように、06年5月の制度変更以前には前述の意味での長期オペは行われていなく、オペはすべて短期オペであった。図表3にはオペの実施額(ネットベース)が示されているが、2000年4月頃を境にその変動幅が縮小している。これは、政府資金(国庫)管理のためのオペ権限がBOEから債務管

理庁(DMO)に移管されたためである。

2. モデルの導出

本項では、Campbell and Shiller [1991] の考え方にに基づき、金利の期間構造とオペとの関係を表すモデルを導出する。

Campbell and Shillerのモデルでは次の3つが仮定されている。

- 長期債と短期債の2種類の債券が存在し、共にゼロ・クーポン債である。
- 長期債と短期債の残存期間を各々 n , m とすると、それらは共に有限である。
- t 期における長期債と短期債の金利を各々 $R_t^{(n)}$, $R_t^{(m)}$ とすると、それらは共に次数1で和分されている。つまり $R_t^{(n)} \sim d(1)$,

$R_t^{(m)} \sim d(1)$ である。

これらの仮定の下に、Campbell and Shillerは将来に亘る長期金利変化の予測とイールド・スプレッド ($S_t^{(n,m)} \equiv S_t^{(n)} - S_t^{(m)}$) との関係を表すモデルを導出した。

まず、第1と第2の仮定より、金利の期待理論は次式で表すことができる。

$$R_t^{(n)} = \frac{m}{n} \sum_{i=0}^{k-1} E_t[R_{t+im}^{(m)}] + \bar{\omega} \quad (1)$$

ここで、 $0 < m \leq n$, $k \equiv \frac{n}{m}$ (整数), $E_t[\cdot]$: t 期において利用可能な情報に基づく条件付期待値演算子, $\bar{\omega}$: 時間に対して一定なターム・プレミアムである。(1)式は、一定のターム・プレミアムを考慮したとき、長期債で運用したときの確定利回り(期間平均)が短期債に $k(= \frac{n}{m})$ 回投資したときの予想利回り(同)と等しいことを示している。

(1)式の関係は $t+m$ 期においても成立するから、

$$R_{t+m}^{(n-m)} = \frac{m}{n-m} \sum_{i=0}^{k-2} E_{t+m}[R_{t+(i+1)m}^{(m)}] + \bar{\omega} \quad (2)$$

(1)式と(2)式の両辺に各々 n/m , $(n-m)/m$ を掛け、辺々の差をとると

$$\begin{aligned} \frac{n}{m} R_t^{(n)} - \frac{n-m}{m} R_{t+m}^{(n-m)} &= r R_t^{(m)} + \bar{\omega} \\ &- \sum_{i=1}^{k-1} \{E_{t+m}[R_{t+im}^{(m)}] - E_t[R_{t+im}^{(m)}]\} \end{aligned}$$

ここで、変形イールド・スプレッドを

$$S_t^{(n,m)} \equiv \frac{m}{n-m} S_t^{(n,m)}$$

と定義し、これを用いて上式を変形すると

$$\begin{aligned} R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} &= -\frac{m}{n-m} \bar{\omega} + S_t^{(n,m)} \\ &+ \frac{m}{n-m} \sum_{i=1}^{k-1} \{E_{t+m}[R_{t+im}^{(m)}] - E_t[R_{t+im}^{(m)}]\} \quad (3) \end{aligned}$$

この(3)式が長期金利の将来変化と今期の(変

形) イールド・スプレッドとの関係を表す基本モデルだが、これにオペを組み込む形でモデルを拡張する。

ここで、中央銀行によるオペは2つの経路から(3)式に影響を及ぼすと仮定する。第1の経路は長期金利に含まれるターム・プレミアムに対する影響である。つまり、長期国債の買入オペは、その規模いかんによってはターム・プレミアムに直接影響を与える可能性がある。そこで、ターム・プレミアムは時間可変的であり、 t 期における長期オペの規模 LO_t の線形関数で表すことができると仮定すると、(3)式の $\bar{\omega}$ は長期オペの m 期差 ($LO_{t+m} - LO_t$) に影響されることを以下に示す。

(1)式のターム・プレミアムについて、 t 期における長期債利回りを短期債利回りで裁定する上でのターム・プレミアムという意味で $\omega_t^{(n,m)}$ と表記する。このとき、(2)式の $\bar{\omega}$ は $\omega_{t+m}^{(n-m,m)}$ となるから、(3)式の $\bar{\omega}$ は

$$\bar{\omega}(\omega_t^{(n,m)}, \omega_{t+m}^{(n-m,m)}) = \frac{n}{m} \omega_t^{(n,m)} - \frac{n-m}{m} \omega_{t+m}^{(n-m,m)}$$

と表すことができる。一方、前述の仮定より、ターム・プレミアム $\omega_t^{(n,m)}$ は

$$\omega_t^{(n,m)} = \omega_0 + \beta_1 LO_t$$

と表せるから、これを上式に代入して整理すると

$$\begin{aligned} \bar{\omega}(\omega_t^{(n,m)}, \omega_{t+m}^{(n-m,m)}) &= \\ &\omega_0 - \frac{n-m}{m} \beta_1 (LO_{t+m} - \frac{n}{n-m} LO_t) \end{aligned}$$

ここで、 n に対して m が非常に小さい場合は $\frac{n}{n-m} \rightarrow 1$ だから、上式は

$$\begin{aligned} \bar{\omega}(\omega_t^{(n,m)}, \omega_{t+m}^{(n-m,m)}) &\approx \\ &\omega_0 - \frac{n-m}{m} \beta_1 (LO_{t+m} - LO_t) \quad (4) \end{aligned}$$

と近似することができる。

第2の経路は短期金利の期待に対する影響であり、この経路は長期オペと短期オペを合わせたオペ全体の本来の目的である。そこで、(3)式の最終項は $t+m$ 期以前のオペ全体の実施額、具体的には O_{t+p}, \dots, O_{t+q} ($p \leq q \leq m$) および誤差項 ε_{t+m} の関数と仮定すると、以下のように表すことができる。

$$\frac{m}{n-m} \sum_{i=1}^{k-1} \{E_{t+m}[R_{t+im}^{(m)}] - E_t[R_{t+im}^{(m)}]\} = \gamma_0 + \sum_{j=p}^q \gamma_j O_{t+j} + \varepsilon_{t+m} \quad (5)$$

ここで ε_{t+m} は、 t 期から $t+m$ 期にかけて短期金利の期待を上方(下方)修正したことに伴う長期債投資(投資期間は m 期)の予期しないキャピタル・ロス(ゲイン)の影響を表すホワイト・ノイズ・オーバーラッピング・エラーであることに注意する必要がある。

以上の考察から、(4)式と(5)式の各右辺を(3)式の第1項と第3項に代入して整理すると、長期金利の変化とオペとの関係を表すモデルは以下のようなになる。

$$R_{t+m}^{(n-m)} - R_t^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 s_t^{(n,m)} + \beta_1 (LO_{t+m} - LO_t) + \sum_{j=p}^q \gamma_j O_{t+j} + \varepsilon_{t+m} \quad (6)$$

ここで各説明変数に係る係数の意味を明らかにしておこう。まず、長期オペはターム・プレミアムを通じて長期金利に直接的に影響を与えると仮定している。したがって、前節で説明したように、中央銀行を含む正統的な金融政策論者の主張が正しければ β_1 の推定値はゼロと有意に異ならないはずである。逆に、マネタリスト・モデルの支持者等の考え方が正しければそれは有意に負の符号となるであろう。

一方、このモデルでは、オペ全体は短期金利の期待の変化を通じて長期金利に間接的に影響

を与えると仮定している。本来、中央銀行によるオペは資金需給の過不足を調整するために行われるものだが、中央銀行が目標とする金利(目標金利)をどのように誘導または決定したかに応じてオペの水準を変化させる。したがって、例えば中央銀行が資金供給オペ(O_{t+j} は正)を行った場合に、その意図が(推定期間にわたって平均的に見て)目標金利を安定化させることにあると市場が判断し、それが短期金利の期待に反映されれば、 γ_j の符号は有意にゼロと異ならないだろう。しかし、オペの意図が目標金利を高め[低め]に誘導または決定することにあると市場が判断した場合には、 γ_j の符号は有意に正[負]となるであろう¹⁰⁾。

最後に、変形イールド・スプレッドに係る係数 α_1 であるが、これは金利の期待理論の成否に係わる係数である。そもそも、Campbell and Shiller [1991] は(3)式に基づき(6)式の $\alpha_1 = 1$ を検証することによって期待理論をテストした。(3)式では時間不変的なターム・プレミアムが仮定されている。しかし、Hardouvelis [1988] はターム・プレミアムが時間可変的な場合に、また McCallum [1994] はこの条件に加え中央銀行が短期金利の変動を平準化し、かつイールド・スプレッドの状況に応じて短期金利を操作しようとする場合に、 α_1 の推定値がどのような値をとろうとも期待理論に矛盾しないことを理論的に示した。したがって α_1 の推定値に基づいて期待理論を検証することはできない。しかし(6)式はそもそも期待理論に基づいて導出されていることから、(6)式を推定した結果、誤差項に系列相関があるまたは正規性の条件が満たされない場合は定式化の誤りがあったと推測することはできよう。つまり、厳密性には欠けるが、期待理論が成立するか否かは推

定式の誤差項の特徴を調べることによって推測する。

Ⅲ. データの検証

1. データ

本稿では、得られるデータの制約と方程式の推定に小標本バイアスが生じないサンプル数を考慮して、月次ベース（1期＝1カ月）のデータを用いる。期間はアメリカが97年7月から07年3月まで¹¹⁾、イギリスが前述した金融調節方式の変更を考慮して97年7月から06年4月までである。前節で導出したモデルから、推計に必要なデータはゼロ・クーポン債金利、イールド・スプレッド、長期オペおよびオペ全体の実施額である。以下にこれらデータの出所および計算方法を説明する。

(1) ゼロ・クーポン債金利とイールド・スプレッド

本稿では名目ベースおよび実質ベースのデータを用いて(6)式を推定する。(6)式に現れる短期金利には1カ月物を、長期金利には5・10・20年物を用いる。これらの金利の定義および出所は以下のとおりである。

まず、アメリカについては McCulloch が推計し、インターネットで公表している名目および実質イールド・カーブのデータから各年限のゼロ・クーポン債金利を得た¹²⁾。なお、後述するイギリスも含め、金利データはいずれも年間利回り（単位：％）で表示された月末値である。

イギリスについては、短期金利として1カ月物の商業銀行負債レートを用い¹³⁾、長期金利に

は5・10・20年物のゼロ・クーポン（ギルト）債金利を用いた¹⁴⁾。これらのデータはすべてBOEのホームページ（HP）から得た¹⁵⁾。なお、ゼロ・クーポン（ギルト）債金利は名目ベース、実質ベースとも公表されているが、商業銀行負債レートは名目ベースしか公表されていないため、実質ベースに変換する必要がある。データは年間利回り（％）で与えられていることから、やや正確性を欠くが、小売物価指数の前年同月比（％）を期待インフレ率 π_{t+12}^e とみなし、1カ月物実質金利を以下のように計算した。

$$rR_t^{(1)} = \left(\frac{1+R_t^{(1)}/1200}{1+\pi_{t+12}^e/1200} - 1 \right) \times 1200$$

ここで $rR_t^{(1)}$ 、 $R_t^{(1)}$ は各々1カ月物の実質金利と名目金利を表す。

次に、イールド・スプレッドだが、上述した名目金利 $R_t^{(n)}$ および実質金利 $rR_t^{(n)}$ に対して、名目イールド・スプレッド $S_t^{(n,1)}$ と実質イールド・スプレッド $rS_t^{(n,1)}$ は各々次のように計算される。

$$\begin{aligned} S_t^{(n,1)} &= R_t^{(n)} - R_t^{(1)} \\ rS_t^{(n,1)} &= rR_t^{(n)} - rR_t^{(1)} \end{aligned}$$

ここで、 $n=60$ （5年）、120（10年）、240（20年）である。

(2) オペの実施額

中央銀行によるオペ実施額のデータは、イギリスはBOEの *Monetary and Financial Statistics* から、アメリカは連邦準備制度理事会（FRB）の *Statistical Supplement to the Federal Reserve Bulletin* からそれぞれ得た。いずれも月次ベースである。

本稿の分析期間においてイギリスでは長期オペは実施されていないが、アメリカでは実施されている。すでに第Ⅱ節第1項で説明したが、本稿での長期オペの定義に照らし、残存期間1年以上の国債買入額（分析期間中に売却オペは実施されていない）を長期オペの実施額とした。

なお、経済規模等によってオペ実施額の水準が影響される可能性を考慮し、オペの実施額を各国の紙幣発行残高（月中平均）で割ることによってこの影響を調整した。ここで、紙幣発行残高をベースにした理由は、オペはあくまでも市中の中央銀行通貨量を変化させることを目的に実施されると考えたためである。この操作には、名目ベース、実質ベースいずれの金利データを用いて(6)式を推定する場合にも、オペの説明変数が影響を受けないというメリットがある。したがって、以下では紙幣発行残高に対する長期オペ実施額の比率とオペ全体の実施額の比率を各々長期オペ比率、オペ比率と称す。

2. 単位根検定

データの定義と計算方法について説明したところで、次にこれらデータ系列の単位根（和分次数）について検証する。

単位根検定を行う前に各変数の時系列データをグラフ化したところ、アメリカの実質イールド・スプレッド（02年2月～6月）に外れ値のような動きがあり、さらに01年以降に構造（水準）変化が見られた。これは、アメリカの1カ月物実質金利の水準が01年以降変化し、さらに02年2月から6月にかけて異常な低下（ $-0.462\% \sim -6.378\%$ 、平均 -2.899% ）を示しているためである¹⁶⁾。また、アメリカの名目イールド・スプレッドには01年1月以降に構造（水

準）変化と考えられる動きが見られた。01年以降の名目金利の動きに構造変化は見られないことから、これは当該時期以降に短期金利と長期金利の連動性が低下したためと考えられる。

オペ比率の動きは英米とも複雑である。まずイギリスでは、前述したように政府資金管理のためのオペ権限が2000年4月以降DMOに移管されたため、オペ比率の変動幅が縮小した。この制度変更の影響を排除するため、オペ比率の系列を2000年3月以前（前期）と4月以降（後期）に分け、各期の標準偏差で割ることによって基準化された系列を作成した。また、アメリカのオペ比率には前述した2000年問題への対応に伴う外れ値が99年12月と2000年1月にあり、長期オペ比率には、外れ値は見られないものの、01年8月以降に構造（水準）変化と考えられる動きが見られた。

イギリスのオペ比率を除いて外れ値のある系列は、まずダミー変数を用いて外れ値を修正した。その上で、構造変化があると判断した系列に対してはZivot and Andrews [1992] の方法（以下、Z-Aテスト）による単位根検定を行なった¹⁷⁾。検定で用いたモデルには被説明変数のラグ項を加えているが、その次数はベイズの情報量基準（BIC）によって決めた。

一方、外れ値および構造変化が見られないその他の変数については、Dickey and Fuller [1979, 1981] による augmented Dickey-Fuller (ADF) テストを行った。ラグ次数はBICを基本とし、さらに推定式の誤差項の系列相関が5%の有意水準で棄却されるよう（以下、Q基準）決定した。また、推定式に定数項、トレンド項を含めるか否かについては蓑谷 [2001] の50-51頁に示されているフローチャートにしたがって決定した。

注17) で述べた Kim et al. [2000] の指摘を考慮して ADF テスト, Z-A テストとも1%水準で判断すると, 各変数系列 (外れ値修正後) の和分次数は以下ようになった。

[I(0)系列]

アメリカ: オペ比率, 長期オペ比率

イギリス: 5年物の名目イールド・スプレッド, オペ比率

[I(1)系列]

アメリカ: すべての名目および実質長期金利, すべての名目および実質イールド・スプレッド

イギリス: すべての名目および実質長期金利, 10・20年物の名目イールド・スプレッド, すべての実質イールド・スプレッド

IV. 推定結果

1. 推定上の問題点

方程式(6)の推定を行う前に, 推定上の問題点とそれらへの対応を整理しておきたい。第1に, 説明変数のオペ比率には長期オペ比率を含んでいる。しかしながら, オペ比率は水準を, 長期オペ比率はその階差を説明変数としているため, 両変数の多重共線性の問題は回避できよう。さらに, 実際の推定では, 後述するように説明変数としてのオペ比率と長期オペ比率 (階差) には11カ月前後のラグがあるため, この問題は生じない。

第2に, (6)式を導出する過程で, その誤差項がホワイト・ノイズ・オーバーラッピング・エラーとなる可能性を指摘した。しかし, 本稿では単位期間 (1カ月) と同じ1カ月物金利を短

期金利として用いるため, この問題は生じない。

第3の, そして最も大きな問題は, 変数に I(0)系列と I(1)系列とが混在していることである。この問題は, 非定常系列の変数を含む回帰 (以下, 非定常変数回帰) 方程式の推定・検定問題として, 比較的古くから研究されてきた¹⁸⁾。先行研究のうち, 非定常変数回帰における係数推定について最も包括的な解決策を提示しているものは Choi et al. [2005] であり, 本稿ではその方法に従った。具体的な推定方法およびその根拠については Choi et al. に譲るとして, ここでは結論だけ述べる。Choi et al. によると, 非定常変数回帰における誤差項が I(0)系列のとき (以下, 共和分回帰) は動学的通常最小2乗 (Dynamic Ordinary Least Squares: DOLS) 推定 (変数のレベルで推定), I(1)系列 (以下, 見せかけの回帰) のときは動学的一般化最小2乗 (Dynamic Generalized Least Squares: DGLS) 推定 (変数の前期差で推定) が一致かつ漸近的に有効な推定量を与える¹⁹⁾。さらに, 誤差項の系列が I(0), I(1) にかかわらず (つまり I(0), I(1) が不明確な場合) 動学的実行可能な一般化最小2乗 (Dynamic Feasible Generalized Least Squares: DFGLS) 推定 (コ克蘭・オーカット方式) が一致かつ漸近的に有効な推定量を与えることを示した。したがって, 誤差項に対する共和分検定の結果, 共和分回帰であれば DOLS および DFGLS 推定, 見せかけの回帰であれば DGLS および DFGLS 推定を行う。

なお, Choi et al. [2005] はさらに, 共和分検定についても Housman タイプのテスト (以下, H テスト) を提示している²⁰⁾。通常用いられる Engle-Granger タイプの ADF テス

ト（以下、E-Gテスト）が誤差項 $\sim I(1)$ を帰無仮説とするのに対し、Hテストは誤差項 $\sim I(0)$ を帰無仮説として検定する。本稿では、これら両タイプのテストに基づいて推定された式が共和分回帰か見せかけの回帰かを判断する。

2. 分析結果

金利の期間構造とオペとの長期的関係を表す基本モデルは第II節に掲げた(6式 ($m=1$))だが、前項で説明した問題点を考慮し、さらに(6式左辺で $rR_{t+1}^{(n-1)} \approx rR_{t+1}^{(n)}$ を仮定すると、推定すべき基本方程式は次のようになる。

$$\Delta rR_{t+1}^{(n)} = \alpha_0 + \alpha_1 z_{j,t} + \sum_{j=1}^h \varphi_{j,t} \Delta z_{j,t-i} + \sum_{i=0}^h \zeta_{j,t} \Delta z_{j,t+i} + \varepsilon_{j,t+1} \quad (7)$$

ここで、 $j = us$ または uk であり、ベクトル z_t は t 期の変形イールド・スプレッド、 $t+p$ 期から $t+q$ 期にかけてのオペ比率 ($p \leq q \leq 1$)、さらにアメリカの場合には t 期から $t+1$ 期にかけての長期オペ比率の階差で構成される。また、 $\varepsilon_{j,t+1}$ は(5)式で定義される誤差項である。実際に方程式を推計するときには前節で指摘した外れ値および制度変更による変動幅の変化（イギリスのオペ比率）を修正した系列を用いる。Choi et al. [2005] のいう DOLS 推定とは(7)式を OLS 推定することをいい、DGLS 推定および DFGLS 推定とは(7)式のすべての説明変数・被説明変数 x_t に対して、各々 Δx_t , $x_t - \rho x_{t-1}$ の変換を施した上で OLS 推定することを用いる。ここで、 ρ は(7)式の推定誤差系列 $\{\varepsilon_{j,t+1}\}$ の 1 次自己相関係数である。

(7)式において説明変数（前期差）のラグ項およびリード項を加えているのは、誤差項に $\varepsilon_{j,t+1}$ に対する説明変数の厳密な外生性を確保するためである²¹⁾。このラグ項とリード項の次数

h は BIC に基づき決定する。

(7)式の推定に基づき検証する仮説は、第II節で説明したように、金利変化に対する長期オペおよびオペ全体の影響の有無である。具体的には変数ベクトル z_t における変形イールド・スプレッド、長期オペ比率の階差、 $t+q$ 期から $t+p$ 期にかけてのオペ比率に係る係数を各々 $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \dots, \alpha_{3+q-p}$ とすると、検定すべき仮説は以下のように表すことができる。

[オペの金利への影響]

$$H_0^1: \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_{3+q-p} = 0$$

[長期オペによる金利への直接的影響]

$$H_0^{21}: \alpha_2 = 0 \quad (\text{正統的金融政策論者の主張})$$

$$H_0^{22}: \alpha_2 < 0 \quad (\text{マネタリスト・モデル支持者等の主張})$$

[オペ全体による短期金利の期待への影響（オペによる金利への間接的影響）]

$$H_0^3: \alpha_3 = \dots = \alpha_{3+q-p} = 0$$

期待理論の検証については、第II節の最後でも説明したように、 $\alpha_1 = 0$ または $\alpha_1 = 1$ の検定が必ずしも有効ではない。したがって、これらの仮説検定の結果には言及するものの、基本的には方程式の推定から得られた誤差項が正規性、系列相関などに関する条件を満たしているか否かによって期待理論の妥当性を判断する。

(1) アメリカ

(i) オペに係るラグ次数 $p \cdot q$ およびラグ（リード）項の次数 h の決定と共和分検定

(7)式を推定するためにはオペ比率に係るラグ次数 p と q を決めなければならない。金融政策の効果が現れるまで 1 年程度かかるといわれていることを踏まえて、まず $p = -11, q = 1$

としてラグ項とリード項を含めない(6)式を推定し、最も t 値が高くなるオベ比率のラグ項を連続3期選んだ。その結果、名目ベース、実質ベースとも $p = -11$, $q = -9$ となった。

次いで、(7)式の推定式が共和分回帰か見せかけの回帰かを判断しなければならない。Choi et al. [2005] が提唱した H テストを行うためには、DGLS 推定による α 推定値とその共分散推定値、さらに DOLS による α 推定値が必要である²²⁾。

DGLS 推定と DOLS 推定における(7)式の h を決定するために $h = 1, \dots, 8$ の範囲で BIC を計算したところ、名目ベースにしても実質ベースにしてもそれを最小にする h はすべての n ($= 60, 120, 240$) において 1 となった²³⁾。この BIC の組 (DGLS, DOLS 共に $h = 1$) に対して各々 H テストを行ったところ、すべてのケースにおいて 5%水準で共和分回帰の帰無仮説が棄却されなかった。さらに、(7)式からラグ項とリード項を除いて通常の E-G テストを行なったところ、見せかけの回帰の帰無仮説はすべてのケースにおいて 5%水準で棄却された。なお、E-G テストにおけるラグ次数は BIC を基本とし、さらに Q 基準が満たされるよう決定した。

以上より、名目ベースにしても実質ベースにしてもすべての n で(7)式が共和分回帰であると判断し、DOLS と DFGLS により推定する。なお、推定期間は97年7月から07年3月までの間でデータの利用可能な期間とする。

(ii) 方程式の推定と仮説検定

名目ベースおよび実質ベースでの DOLS と DFGLS による推定結果、仮説の検定結果は各々本論末の付図表 1, 2 のようになった。なお、それらの表には示していないが、前述した

イールド・スプレッド (名目、実質とも) ならびに長期オベの構造 (水準) 変化を捉えるためにダミー変数を加えて推定したが、その係数はいずれのケースも有意にゼロと異ならなかった。では、推定結果から説明していこう。

[推定結果]

名目ベースの推定では、誤差項に関する正規性の帰無仮説と系列相関がないという帰無仮説がいずれの n でも 5%水準で棄却されなかった。さらに、表には示していないが、DFGLS 推定における $\rho = 0$ の帰無仮説も 5%水準で棄却されず、共和分検定の結果と整合する。

一方、実質ベースの推定では、正規性の条件がすべての n で満たされなかった。また、系列相関がないという条件は $n = 60$ と 120 のとき 5%水準で満たされるが、 $n = 240$ のときは満たされない。これでは正確な仮説検定を行うことができないため、 $n = 240$ の場合の DOLS では Newey-West [1987] の方法で係数推定量の標準誤差を修正する頑健推定を行なった。なお、DFGLS 推定の誤差項は正規性と系列相関に関する条件を満たしていない (系列相関については $n = 240$ の場合のみ) ため結果の信頼性は劣るが、いずれの n でも $\rho = 0$ の帰無仮説が 5%水準で棄却されず、共和分検定の結果と整合的であることを付記しておく。

[オベによる金利への影響]

オベは直接的にも間接的にも金利に影響しないという仮説 H_0^1 は、実質ベースの DFGLS 推定 ($n = 120, 240$ の場合) では 5%水準で棄却されないが、他のケースでは強く棄却された。したがって、オベは金利に直接または間接に影響を与えていると推測される。

長期オペまたはオペ全体いずれか一方に関する検証結果は名目ベース、実質ベースともほぼ同じである。まず、長期オペ比率に係る係数 $\hat{\alpha}_2$ の符号は総じて正だが、5%水準で有意ではない。実質ベースの $n=60$ の場合にはその符号は負となっているが、やはり有意ではない。このことは、第Ⅱ節で指摘した、国債の発行量が増加しても長期オペの実施額は増加していないこと、さらに残存期間が短・中期ゾーンからの買入比率が上昇していることと整合する。

一方、オペ比率に係る係数の符号はいずれのケースでもすべて負となり、さらに仮説 H_0^3 も実質ベースの DFGLS 推定 ($n=240$ の場合) を除き5%水準で棄却された。これは、オペ全体による資金供給が11カ月前後のラグを置いて(短期金利の期待に影響を及ぼし)間接的に中・長期金利の低下を促すことを示しており、一般的な金融緩和効果を表している。

名目ベース、実質ベースとも、長期オペ比率に関する仮説 H_0^{21} は棄却されなかったが、オペ全体に関する仮説 H_0^3 は棄却されたことから、オペ比率に係る推定係数 $\hat{\alpha}_3$ 、 $\hat{\alpha}_4$ 、 $\hat{\alpha}_5$ から興味深い推論ができる。 $\hat{\alpha}_3$ 、 $\hat{\alpha}_4$ 、 $\hat{\alpha}_5$ の平均を $\bar{\alpha}_{3,5}$ と表そう。名目金利=実質金利+期待物価変化率の関係が成立する場合、名目ベースと実質ベースの $\bar{\alpha}_{3,5}$ の差はオペ比率が平均的に1ポイント上昇したときの期待物価の変化率を表す²⁴⁾。そこで、付図表1と2から(名目ベースの $\bar{\alpha}_{3,5}$) - (実質ベースの $\bar{\alpha}_{3,5}$) を計算すると、DOLS 推定・DFGLS 推定の順に $n=60$ のとき $-5.9 \cdot -5.2$ 、 $n=120$ のとき $-5.5 \cdot -4.7$ 、 $n=240$ のとき $-3.8 \cdot -3.4$ となる。つまり、オペ比率の0.01ポイント上昇は中長期的に0.05%前後の期待物価低下を促すことになる。このことは、NY連銀による金融調節がインフレ期待

を抑制することに成功していることを示している。

[期待理論]

変形イーロード・スプレッドに係る係数の符号は名目ベースおよび実質ベースにおけるいずれの推定でもすべての n で負となったが、その推定標準誤差が大きい $\alpha_1 = 0$ 、 $\alpha_1 = 1$ の帰無仮説はいずれも棄却されなかった。しかしながら、推定式から得られた誤差項の検定結果から判断すると、名目ベースでは定式化に誤りはないが実質ベースでは定式化が誤っていると考えられる。つまり、名目ベースでは期待理論が妥当し、実質ベースではそれが妥当しないものと推測される。

(2) イギリス

イギリスの場合も分析のプロセスはアメリカと同じであるため、以下では結論だけ簡潔に説明する。

(i) オペに係るラグ次数 $p \cdot q$ およびラグ

(リード) 項の次数 h の決定と共和分検定

オペ比率に係るラグ次数 p と q をアメリカの場合と同様の方法により決定したところ、名目ベース、実質ベースともアメリカと同じく $p = -11$ 、 $q = -9$ となった。ただし、アメリカの場合ほど t 値は高くならず、10%水準でも有意とならなかった点に留意しておく必要がある。

次に、DGLS 推定と DOLS 推定における(7)式の h を決定するために $h = 1, \dots, 8$ の範囲で BIC を計算したところ、アメリカの場合と同様に名目ベース、実質ベースともそれを最小にする h はすべての n ($=60, 120, 240$) に対して1となった²⁵⁾。この BIC の組 (DGLS,

DOLS 共に $h=1$) に対して各々 H テストを行ったところ、すべてのケースにおいて5%水準で共和分回帰の帰無仮説が棄却されなかった。さらに、E-G テストを行ったところ、見せかけの回帰の帰無仮説はすべてのケースにおいて5%水準で棄却された。したがって、イギリスにおいてもすべてのケースで(7)式が共和分回帰であると判断して分析を進める。なお、推定期間は97年7月から06年4月までの間でデータの利用可能な期間とする。

(ii) 方程式の推定と仮説検定

名目ベースおよび実質ベースでの DOLS と DFGLS による推定結果、仮説の検定結果は各々本論末の付図表 3, 4 のようになった。推定結果から見ていこう。

[推定結果]

名目ベースの推定では、 $n=120$ を除くすべての n で誤差項に関する正規性の帰無仮説が5%水準で棄却されず、さらに $n=120$ の場合を含むすべての n で系列相関がないという帰無仮説も棄却されなかった。また、これらの表には示していないが、いずれの n でも $\rho=0$ の帰無仮説が5%水準で棄却されず共和分検定の結果と整合している。

一方、実質ベースでの推定では、ほぼすべての n において正規性および系列相関に関する条件が満たされ、かつ $\rho=0$ の検定結果も共和分検定の結果と整合的である。系列相関の条件が満たされなかった $n=60$ の DOLS では、前述した頑健推定を行った。

[オペによる金利への影響]

本稿の分析期間においてイギリスでは長期オペが実施されていないため、帰無仮説 H_0^{21} ま

たは H_0^{22} (α_2) に関する分析はない。

名目ベース、実質ベースの推定ともオペ比率に係る係数の符号はいずれの n でもすべて負となった。アメリカの場合と同様に、これは一般的な金融緩和効果を表している。しかしながら、イギリスの場合、オペ全体は中・長期金利に影響を与えないという帰無仮説 H_0^3 がいずれのケースでも棄却されない。この理由として次の3つが考えられよう。第1に、短期金利の変化が中・長期金利の変化を促すというトランスミッション・メカニズムがない。第2に、オペ比率は変形イールド・スプレッドに対して10カ月前後のラグを置いているため、その影響が変形イールド・スプレッド（特に短期金利）に吸収されてしまう。第3に、BOE は短期金利の期待修正を伴うような積極的な短期金利の誘導を行わず、市場の資金過不足に対してオペで受動的に対応しているだけである。

これらのうち第1の理由は、後述するように金利の期待理論が必ずしも否定されないため、妥当しないであろう。第2の理由を検証するために変形イールド・スプレッドを除いて(7)式を再推定したが、やはりオペに係る係数は有意とならなかった (H_0^3 は棄却されなかった)。結果的に第3の理由が残るわけだが、この理由が妥当する可能性は高い。本研究が対象としている06年4月以前は準備預金制度が導入されておらず、毎日がいわゆる積み最終日の状況であった。つまり BOE は政策金利としてのレポ・レートを決定したら、そのレートで受動的に日々の資金調節を行っていたのである。したがって、このレポ・レートの決定（変更）は短期金利のみならず中・長期金利にも有意な影響を及ぼしたであろうが、金融調節オペはそのレートで資金過不足に受動的に対応するだけな

ので、オペの水準自体は金利に有意な影響を与えなかったであろう²⁶⁾。

最後に、アメリカと同様に名目ベースと実質ベースにおける $\bar{\alpha}_{3.5}$ の差を計算すると、DOLS推定・DFGLS推定の順に $n=60$ のとき $-0.019 \cdot -0.018$ 、 $n=120$ のとき $-0.033 \cdot -0.030$ 、 $n=240$ のとき $-0.029 \cdot -0.025$ となった。この結果は、オペ比率の0.1ポイント上昇は中長期的に0.002%前後の期待物価低下につながることを示している²⁷⁾。アメリカの場合と異なり、オペ比率に係る係数は有意ではないため、実際に期待物価がどの程度抑制されたのか定かではない。しかし、 $\bar{\alpha}_{3.5}$ の差が一貫して負であることは、BOEがインフレ期待を抑制するように金融調節を行っていることを示すものであろう。

[期待理論]

名目ベースの推定ではすべての n で係数 $\hat{\alpha}_1$ の符号は正となった。さらに $n=60$ と120の場合には5%水準で有意である。しかし、 $\alpha_1=1$ の帰無仮説は $n=60$ と120のいずれの場合で棄却された。また、 $n=240$ のケースでは推定標準誤差が大きいため $\alpha_1=0$ 、 $\alpha_1=1$ の帰無仮説とも5%水準で棄却されなかった。

一方、実質ベースでも係数 $\hat{\alpha}_1$ の符号はすべての n で正と推定された。しかし、いずれも推定標準誤差が大きいため、5%水準で判断して有意ではなく、かつ $\alpha_1=1$ の帰無仮説も棄却されなかった。

このように推定係数の有意性で判断すれば、実質ベースの場合はもちろん名目ベースにおいても期待理論が妥当しているとはいえない。しかしながら、推定係数の水準に対して有効な判断基準がないことから、推定式から得られた誤

差項の検定結果から判断すると逆に名目ベース、実質ベースとも期待理論が妥当すると推測される。

V. 結論

本稿では、Campbell and Shiller [1991] のモデルに中央銀行による長期オペおよびオペ全体の実施額（実際には紙幣発行残高に対する比率）を組み込む形でモデルを拡張し、そのモデルに基づいて金利の期間構造とオペとの関係を考察した。対象は90年代後半以降のアメリカとイギリスである。分析の結果、アメリカとイギリスにおいて次のような特徴を見出すことができた。

長期オペによる金利への直接的影響はアメリカについてしか検証することができなかった。長期オペに関して推定された係数は正となり、マネタリスト・モデル支持者等の考え方は否定された。しかし、その推定係数は有意にゼロとは異ならず、「長期オペはイールド・カーブをかく乱しないように行われている」という正統的な金融政策論者の主張を支持している。さらに、この結果は、アメリカにおいて01年以降に国債の発行量が増加しても長期オペの実施額は増加していないこと、残存期間が短・中期ゾーンからの買入比率が上昇していることと整合している。

オペによる資金供給は、アメリカでは名目ベース、実質ベースともに将来の短期金利期待の下方修正を通じて間接的に中・長期金利を低下させることが見出された。これは、オペ全体による資金供給が11カ月前後のラグにおいて（短期金利の期待に影響を及ぼし）間接的に中・長期金利の低下を促すことを示しており、

一般的な金融緩和効果を表している。また、イギリスでも同様の推計結果が示されたが、推定された係数が有意ではなかった。イギリスのオペが有意に金利に影響を及ぼさなかった理由として、本研究が対象とする06年4月以前は準備預金制度が導入されておらず、金融調節オペは政策金利として決められたレポ・レートで資金過不足に受動的に対応しただけだったためと推測される。

さらに、オペ全体による資金供給が期待物価にどのような影響を及ぼしていたかを推定された係数から計算すると、両国ともオペ比率の上昇は期待物価の低下につながるが示された。このことは、NY連銀による金融調節がインフレ期待を抑制することに成功していることを示している。また、イギリスの場合はオペ比率に係る係数が有意ではないため、実際に期待物価がどの程度抑制されたのか定かではない。しかし、計算された推定係数の差が一貫して負となっていることから判断すると、BOEはインフレ期待を抑制するように金融調節を行っているが推測される。

以上の分析結果が日本の政策に示唆する点は2つある。第1は、日銀による長期オペは中・長期金利に直接的な影響を与えないよう実施されるべきである²⁸。須藤 [2007] は、本稿とほぼ同時期 (2000-2006年) を対象に日銀とNY連銀による中・長期国債の買入オペの特徴を買入国債の観点から比較している。その結果、オペ全体としてみた場合にはNY連銀より日銀のほうが市場に対して中立的であると結論している。さらに、本稿の分析ではNY連銀の長期オペによる中・長期金利への直接的な影響は否定されたことから、上記須藤の結論も考え合わせると、日銀による長期オペは中・長期金利

に直接的な影響を与えていないと推測され、冒頭で整理した日本に関する先行研究の結果と整合する。第2に、金融調節のあり方として期待物価のコントロール (特にインフレ期待の抑制) をもたすことが望ましいということである。日銀の金融調節により短期金利の期待を変化させることを通じて中・長期金利に間接的な影響を与えることがあっても、その目的は期待物価のコントロールに置くべきである。

これらのインプリケーションをまとめると、政策目的の分担として、中・長期金利の安定は発行政策を通じた国債管理政策に、期待物価の安定は中央銀行に割り当てるべきということになる。そのうえで、国債管理政策の目標に整合するよう中央銀行は金融政策を実施し、期待物価をコントロールすべきであろう。アメリカの場合は、インフレーション・ターゲティングを明示的なルールとしていないが、金融調節がインフレ期待の抑制に成功している。こうした政策目的の明確な分担は、将来日本がデフレ経済を脱却したときにより重要となるであろう。

注

- 1) 以下、本稿では、混乱のない限り中・長期国債または中・長期金利を単に「国債」または「金利」と記す。また、「オペレーション (オペ)」とは公開市場操作をいう。
- 2) 財務省が掲げている国債管理政策の目的は「確実かつ円滑な発行」と「中長期的な調達コストの抑制」であり、国債の価格支持は目的とされていない (財務省 [2006])。
- 3) マネタリスト・モデルに基づく国債買入オペの経済効果については Meltzer [1995] を参照されたい。
- 4) 経済の不況期には他の経済主体と比較して国家の信用が相対的に高まるため、安全資産への逃避行動から国債への需要が増加し、長期国債の買入オペがなくとも長期金利の信用リスク・プレミアムは低下するとも考えられる。
- 5) 仮に短期債と長期債が完全に代替的であっても、金融政策に対する信認があり、かつ長期国債の買入オペが将来の金融政策に関するシグナルと受け取られれば (シグナル効果)、長期金利が低下する可能性もある。

- 6) ここでの説明は日本銀行企画局 [2006] に負っている。詳細は日本銀行企画局 [2006], Federal Reserve Bank of New York [2007] を参照されたい。
- 7) 制度上は米国の連邦政府関連機関債 (Agency 債) を買入れることも可能であるが、現状では実施されていない。
- 8) 銘柄ごとの保有比率については、2000年6月以前は非公式ながらもすべての残存期間で一律35%であったが、7月以降は残存期間1年未満35%、1年以上2年未満25-35%、2年以上5年未満20-25%、5年以上10年未満15-20%、10年以上30年未満15%に保有上限が変更された。しかし、06年11月、この比率は再び一律35%に変更されることが発表された。
- 9) ここでの説明は松浦 [2004] に負っている。06年5月以降の新制度についてはBOE [2006], 日本銀行企画局 [2006], 齊藤 [2007] を参照されたい。
- 10) ただし、金融政策に対する信認が非常に厚い場合には、目標金利の高め誘導が均衡実質金利または均衡インフレ予想を引き下げ、結果として名目ベースまたは実質ベースの長期金利が低下する可能性も考えられる。この場合には η の符号は本文とは逆にならう。しかし、本稿では、金融政策に対する信認はそこまで厚くないと判断した。金融政策に対する金利の期間構造の反応については白塚 [2006] が整理している。
- 11) 後述するアメリカの実質イールド・カーブ (金利) データは、97年1月から月(末)次ベースで推計され、公表されている。しかし、97年1月から6月までデータの推計に利用可能な物価連動債が1銘柄しか発行されていなかったため、同期間の毎月末の金利がイールド・カーブ全体に亘って同一値と推計されている。したがって、データの信頼性に欠けると判断し、使用するデータを97年7月以降とした。
- 12) データを得たホームページ (HP) アドレスは <http://econ.ohio-state.edu/jhm/ts/ts.html#arch> である。実質ベースのゼロ・クーポン債金利はアメリカで発行されている物価連動債の金利データから独自の方法で推計されている。その推計方法については McCulloch and Kochin [2000] を参照されたい。なお、アメリカの場合、ゼロ・クーポン債の名目金利と実質金利との差は期待物価変化率にインフレ・リスク・プレミアムなどを加減した「平均インフレ・プレミアム」を表す。一方、後述するイギリスの期待物価変化率にもインフレ・リスク・プレミアムが含まれると推測されるが、その点について厳密には検証されていない (Breedon and Chadha [1997])。
- 13) 商業銀行負債レートとは、ロンドン・インターバンク・レート (LIBOR) の原資産であるインターバンク・ローンおよび LIBOR に連動する短期金融商品 (short sterling futures, forward-rate agreements, LIBOR-based interest rate swaps) の合成短期金融商品 (synthetic bonds) に対して推計された金利である。その詳細については Brooke et al. [2000] を参照されたい。なお、イギリスにおいて、TB レートを短期金利として用いなかった理由は2つある。第1に、70年代初頭以来、BOE およびイギリス短期金融市場にと
- てTBはその残高の点から重要性が低下し、代わってLIBORが短期金融市場における重要な指標となっていることである (Mills [1991], Gowland [1991])。第2に、Rossi [1996] は短期ゼロ・クーポン(ギルト)債金利に比べてインターバンク中間レート(LIMEAN)のほうが将来の短期金利の変化を予測するための有意な情報を含んでいることを示した。これらの点から、LIBORに基づいた商業銀行負債レートのほうがTBレートより短期金利のデータとして適切と判断した。
- 15) 実質ベースのゼロ・クーポン(ギルト)債金利はBOEがインデックス債のデータより独自の方法を用いて推計している。この詳細については Anderson and Sleath [1999, 2001] を参照されたい。なお、ゼロ・クーポン債の名目金利と実質金利との差は期待物価変化率を表す。
- 15) データを得たBOEのHPアドレスは <http://www.bankofengland.co.uk/statistics/yieldcurve/index.htm> である。
- 16) 02年2月から6月にかけて4週物TBレートおよび消費者物価上昇率を調べたところ、いずれもその前後の時期に比べて異常な動きを示していないことから推計誤差と考えられる。
- 17) 構造変化のタイプはいずれもトレンド変化を伴わない水準変化であるため、検定で用いたモデルは Zivot and Andrews [1992] に掲げるモデルAである。ここで、Perron [1989] の方法ではなくZ-Aテストを用いたのは、前者が構造変化を外生的に決定するのに対して、後者がそれを内生的に決定するためである。なお、Kim et al. [2000] は、誤った構造変化の仮定に基づいたPerronテストが単位根の帰無仮説を設定した有意水準より高い確率で棄却する可能性を理論およびシミュレーションによって示した。ただし、構造変化の時点を生内化したZ-Aテストにも同様の可能性があると主張している。帰無仮説(単位根)の下で構造変化がないことを仮定してこれらのテストの臨界値が計算されていることがその理由であり、構造変化がある場合の臨界値はそれがない場合よりかなり小さく(大きな負値)なるであろうと、Kim et al. は指摘している。この指摘を考慮すれば、Z-Aテストにおいてその臨界値を小さく設定する、つまり有意水準を小さく設定する必要がある。
- 18) 具体的には、Durlauf and Phillips [1988], Phillips and Park [1988], West [1988], Park and Phillips [1988, 1989], Phillips and Hansen [1990], Saikkonen [1991], Phillips [1995, 1998], Ogaki and Choi [2001], Choi et al. [2005] 等によって非定常変数回帰における推定量および検定統計量の漸近特性が明らかにされ、また問題を解決するための推定方法が提示されている。
- 19) 共和分回帰においてDOLS推定が一致かつ漸近的に有効な推定量を与えることは、Saikkonen [1991] が示した。
- 20) Hテストの具体的な方法についてはChoi et al. [2005] を参照されたい。
- 21) Choi et al. [2005] は、誤差項に対する説明変数の厳密な外生性を確保する他の方法として操作変数(IV)

- 法も挙げているが、適切な操作変数を見出すことは必ずしも容易ではないと述べ、ラグ項とリード項を付加する方法を推奨している。なお West [1988] は、 $I(1)$ 系列を説明変数を持つ共和分回帰において、IV 法による係数の推定量が漸近的に正規分布に従うことを示した。Phillips and Hansen [1990] と Saikkonen [1991] も、同様の共和分回帰において IV 法による推定量が一致かつ漸近的に有効な性質を持つことを示している。
- 22) 共分散の推定量は誤差項の不均一分散および系列相関に対して一貫性を持つ (HAC) 必要がある。この条件が満たされない場合には Newey - West [1987] の方法により修正した。
- 23) 赤池の情報量基準 (AIC) でも結果はほとんど変わらなかった。
- 24) 前述したように、長期オペ、オペ全体ともその実施額は紙幣発行残高 (月中平均) で割り、その比率を推定式の説明変数としている。オペの実施額、紙幣発行残高ともその単位は百万ドルであるため、(長期) オペ比率に単位はない。また、対象期間である97年7月から07年3月までのオペ比率の平均は0.0056 (絶対値の平均は0.0161) である。
- 25) AIC でも結果はほとんど変わらなかった。
- 26) 06年5月の金融調節制度の変更によりイギリスでも準備預金制度が導入された。したがって、今後はオペ全体の水準が中・長期金利に影響を及ぼす可能性が高くなる。この点は制度変更後のデータが十分蓄積された後に検証したい。
- 27) オペ全体の実施額、紙幣発行残高ともその単位は百万ポンドであるため、オペ比率に単位はない。また、対象期間である97年7月から06年4月までのオペ比率の平均は0.0065 (絶対値の平均は0.0936) である。
- 28) イギリスについては長期オペの影響を検証できなかったが、同国では、国債管理政策の目的の1つに「金融政策の目的を阻害しないこと」を掲げている。これは当然だが、金融政策も国債管理政策の目的を阻害すべきではない。重要なことは、経済政策の重要目標を前提とした上で、金融政策、国債管理政策 (および財政政策) として実施すべき手段を各々日本銀行と政府が考え、最終的にそれらの効果が整合するよう両者が調整するプロセスを確立すべきと考える。
- 究] 第58号, 日本証券経済研究所, 21-39頁。
 財務省 [2006] 『日本国債ガイドブック2006』。
 白塚重典 [2006] 「金利の期間構造と金融政策」, 『日銀レビュー』, 2006-J-5。
 須藤時仁 [2007] 「金融政策と国債市場—量的緩和期における日本銀行の買入国債の特徴—」, 『証券経済研究』第60号, 日本証券経済研究所, 45-64頁。
 日本銀行企画局 [2006] 「主要国の中央銀行における金融調節の枠組み」, 『日本銀行調査季報』2006年秋 (10月), 1-21頁。
 細野薫, 杉原茂, 三平剛 [2001] 『金融政策の有効性と限界: 90年代日本の実証分析』, 東洋経済新報社。
 松浦一悦 [2004] 「1990年代後半以降のイングランド銀行の金融調節」, 『松山大学論集』第16巻第2号, 松山大学, 1-37頁。
 養谷千鳳彦 [2001] 『金融データの統計分析』, 東洋経済新報社。
- Anderson, N. and J. Sleath [1999] “New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves,” *Quarterly Bulletin*, Vol.39, Bank of England pp. 384-392.
 ——— [2001] “New Estimates of the UK Real and Nominal Yield Curves,” *Bank of England Working Paper*, No. 126.
 Bernanke, B. S., V. R. Reinhart and B. P. Sack [2004] “Monetary Policy Alternatives at the Zero Bound: An Empirical Assessment,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.2, pp. 1-100.
 Breedon, F. J. and J. S. Chadha [1997] “The Information Content of the Inflation Term Structure,” *Bank of England Working Paper*, No. 75.
 Brooke, M., N. Cooper and C. Scholtes [2000] “Inferring Market Interest Rate Expecta-

参考文献

- 植田和男 [2005] 『ゼロ金利との闘い』, 日本経済新聞社。
 鶴飼博史 [2006] 「量的緩和政策の効果: 実証研究のサーベイ」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No.06-J-14。
 斉藤美彦 [2007] 「イングランド銀行の金融調節方式の変更 (2006年) について」, 『証券経済研

- tions from Money Market Rates," *Quarterly Bulletin*, Vol.40, Bank of England pp. 392-402.
- Bank of England (BOE) [2006] *The Framework for the Bank of England's Operations in the Sterling Money Markets*.
- Campbell, J.Y. and R.J. Shiller [1991] "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's View," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, pp. 495-514.
- Choi, C. Y., L. Hu and M. Ogaki [2005] "Structural Spurious Regressions and a Hausman-type Cointegration Test," *Working Paper*, No.517, University of Rochester. (http://rcer.econ.rochester.edu/RCERPAPERS/rcer_517.pdf)
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller [1979] "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp. 427-431.
- [1981] "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, pp. 1057-1072.
- Durlauf, S. N. and P. C. B. Phillips [1988] "Trends versus Random Walks in Time Series Analysis," *Econometrica*, Vol.56, pp. 1333-1354.
- Estrell, A. and F. S. Mishkin [1995] "The Term Structure of Interest Rates and Its Role in Monetary Policy for the European Central Bank," *NBER Working Paper*, No.5279.
- Federal Reserve Bank of New York [2007] *Domestic Open Market Operations during 2006*.
- Goodfriend, M. [2000] "Overcoming the Zero Bound on Interest Rate Policy," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 32, pp. 1007-1035.
- Gowland, D.H. [1991] "Debt Management in the United Kingdom and the London Gilt-Edged Market," in D.H. Gowland (eds.), *International Bond Markets*, London: Routledge.
- Gray, S. and N. Talbot [2006] "Monetary Operations," *Handbooks in Central Banking*, No. 24, Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Hardouvelis, G. A. [1988] "The Predictive Power of the Term Structure during Recent Monetary Regimes," *Journal of Finance*, Vol. 43, pp. 339-356.
- HM Treasury and Bank of England [1995] *Report of the Debt Management Review*.
- Kim T. H., S.J. Leybourne and P. Newbold [2000] "Spurious Rejections by Perron Tests in the Presence of a Break," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.62, pp. 433-444.
- King, M. [1999] *Challenges for Monetary Policy: New and Old*. (<http://www.kc.frb.org/PUBLICAT/SYMPOS/1999/s99king.pdf>)
- McCallum, B. T. [1994] "Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates," *NBER Working Paper*, No.4938.
- McCulloch, J. H. and L. A. Kochin [2000] "The Inflation Premium Implicit in the U.S. Real and Nominal Term Structures of Interest Rates," *Ohio State University Working Paper* No. 98-12, revised 9/2000. (<http://economics.sbs.ohio-state.edu/pdf/mcculloch/qnspline.pdf>)
- Meltzer, A. H. [1995] "Monetary, Credit and (Other) Transmission Processes: A Monetarist Perspective," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, pp. 49-72.
- Mills, T.C. [1991] "The Term Structure of UK Interest Rates: Tests of the Expectations Hypothesis," *Applied Economics*, Vol. 23, pp.

599-606.

- Newey, W.K. and K.D. West [1987] "A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 703-708.
- Oda, N. and K. Ueda [2005] "The Effects of the Bank of Japan's Zero Interest Rate Commitment and Quantitative Monetary Easing on the Yield Curve: A Macro-Finance Approach," *Bank of Japan Working Paper Series*, No.05-E-6.
- Ogaki, M. and C. Y. Choi [2001] "The Gauss-Markov Theorem and Spurious Regressions," *Department of Economics Working Paper*, #01-13, Ohio State University. (<http://economics.sbs.ohio-state.edu/pdf/ogaki/01-13.pdf>)
- Park, J. Y. and P. C. B. Phillips [1988] "Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 1," *Econometric Theory*, Vol.4, pp. 468-497.
- [1989] "Statistical Inference in Regressions with Integrated Processes: Part 2," *Econometric Theory*, Vol.5, pp. 95-131.
- Perron, P. [1989] "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol.57, pp. 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. [1995] "Robust Nonstationary Regression," *Econometric Theory*, Vol.11, pp. 912-951.
- [1998] "New Tools for Understanding Spurious Regression," *Econometrica*, Vol.66, pp. 1299-1325.
- Phillips, P. C. B. and B. E. Hansen [1990] "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol.57, pp. 99-125.
- Phillips, P. C. B. and J. Y. Park [1988] "Asymptotic Equivalence of Ordinary Least Squares and Generalized Least Squares in Regressions with Integrated Regressors," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 111-115.
- Rossi, M. [1996] "The Information Content of the Short End of the Term Structure of Interest Rates," *Bank of England Working Paper*, No. 55.
- Saikkonen, P. [1991] "Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions," *Econometric Theory*, Vol.7, pp. 1-21.
- West, K. D. [1988] "Asymptotic Normality, when Regressors Have a Unit Root," *Econometrica*, Vol.56, pp. 1397-1417.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews [1992] "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, pp. 251-270.

(当研究所主任研究員・駒澤大学非常勤講師)

付図表1 アメリカにおける期間構造とオペの関係(名目ベース)

残存期間(n)	60(5年)		120(10年)		240(20年)	
	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)
推定方法						
推計期間 (サンプル数)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)
変形スプレッド(α_1) (標準誤差)	1.888 (1.742)	1.792 (1.741)	2.578 (2.346)	2.433 (2.288)	3.541 (3.446)	3.454 (3.459)
t 値	1.084	1.029	1.099	1.063	1.027	0.998
[p 値]	[0.281]	[0.306]	[0.275]	[0.291]	[0.307]	[0.321]
長期オペ(α_2) (標準誤差)	24.126 (24.416)	27.132 (24.780)	27.719 (21.776)	30.618 (21.799)	27.068 (19.255)	28.933 (19.627)
t 値	0.988	1.095	1.273	1.405	1.406	1.474
[p 値]	[0.326]	[0.277]	[0.206]	[0.164]	[0.163]	[0.144]
オペ全体(α_3) (標準誤差)	-15.584 (3.513)	-14.257 (3.739)	-12.748 (3.071)	-11.351 (3.228)	-8.613 (2.726)	-7.811 (2.903)
t 値	-4.436	-3.813	-4.151	-3.517	-3.159	-2.690
[p 値]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.002]	[0.009]
オペ全体(α_4) (標準誤差)	-6.815 (2.310)	-6.407 (2.356)	-5.698 (1.999)	-5.311 (2.009)	-4.193 (1.744)	-3.987 (1.779)
t 値	-2.950	-2.719	-2.851	-2.644	-2.405	-2.242
[p 値]	[0.004]	[0.008]	[0.005]	[0.010]	[0.018]	[0.028]
オペ全体(α_5) (標準誤差)	-14.778 (4.709)	-13.606 (4.843)	-11.545 (4.176)	-10.350 (4.210)	-8.175 (3.753)	-7.516 (3.852)
t 値	-3.138	-2.809	-2.764	-2.458	-2.178	-1.951
[p 値]	[0.002]	[0.006]	[0.007]	[0.016]	[0.032]	[0.054]
〈誤差項の正規性と系列相関〉						
【正規性】						
平均	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
[p 値]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
歪度(Sk=0)	0.187	0.181	0.201	0.201	0.315	0.321
[p 値]	[0.447]	[0.465]	[0.414]	[0.416]	[0.201]	[0.195]
尖度(Ku=3)	0.393	0.489	0.183	0.309	0.652	0.694
[p 値]	[0.434]	[0.333]	[0.716]	[0.541]	[0.194]	[0.169]
Jarque-Bera 検定	1.251	1.556	0.829	1.081	3.491	3.760
[p 値]	[0.535]	[0.459]	[0.661]	[0.582]	[0.175]	[0.153]
【系列相関】						
Q 値	12.476	13.227	10.271	10.866	14.676	14.932
[p 値]	[0.899]	[0.867]	[0.963]	[0.950]	[0.795]	[0.780]
〈共和分検定〉						
H テスト	1.234		0.837		0.936	
[p 値]	[0.942]		[0.975]		[0.968]	
E-G (ADF) テスト	ラグ=0, 定数項なし -10.168 [<1%]		ラグ=0, 定数項なし -10.389 [<1%]		ラグ=0, 定数項なし -10.120 [<1%]	
〈仮説検定〉						
① $H_0: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$						
係数の合計	-13.050	-7.137	-2.272	3.605	6.088	9.619
F 値	6.145	4.679	5.430	4.231	3.507	2.857
[p 値]	[0.000]	[0.002]	[0.001]	[0.004]	[0.011]	[0.029]
② $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$						
係数の合計	-37.176	-34.270	-29.991	-27.013	-20.980	-19.314
F 値	8.038	5.896	6.860	4.991	4.127	3.079
[p 値]	[0.000]	[0.001]	[0.000]	[0.003]	[0.009]	[0.032]
③ $\alpha_1 = 1$						
t 値	0.510	0.455	0.673	0.626	0.737	0.709
[p 値]	[0.611]	[0.650]	[0.503]	[0.533]	[0.463]	[0.480]

(注) H テストの統計量は $\chi^2(5)$ に従う。

付図表2 アメリカにおける期間構造とオベの関係(実質ベース)

残存期間(n)	60(5年)		120(10年)		240(20年)	
推定方法	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS (頑健推定)	DFGLS AR(1)
推計期間 (サンプル数)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)	98:9-07:2 (102)	98:10-07:2 (101)
変形スプレッド(α_1) (標準誤差)	-0.604 (1.990)	-0.643 (1.967)	-0.731 (2.406)	-0.852 (2.305)	-2.080 (3.669)	-2.424 (3.397)
t 値	-0.303	-0.327	-0.304	-0.370	-0.567	-0.714
[p 値]	[0.762]	[0.745]	[0.762]	[0.712]	[0.571]	[0.477]
長期オベ(α_2) (標準誤差)	-8.120 (19.975)	-7.743 (20.233)	3.564 (16.355)	3.567 (16.260)	8.099 (11.951)	7.051 (14.063)
t 値	-0.407	-0.383	0.218	0.219	0.678	0.501
[p 値]	[0.685]	[0.703]	[0.828]	[0.827]	[0.498]	[0.617]
オベ全体(α_3) (標準誤差)	-10.460 (2.756)	-10.185 (2.909)	-7.207 (2.257)	-6.893 (2.343)	-4.049 (1.352)	-3.741 (2.044)
t 値	-3.795	-3.501	-3.193	-2.941	-2.995	-1.831
[p 値]	[0.000]	[0.001]	[0.002]	[0.004]	[0.003]	[0.071]
オベ全体(α_4) (標準誤差)	-3.560 (1.791)	-3.488 (1.813)	-2.999 (1.463)	-2.915 (1.455)	-2.415 (0.987)	-2.333 (1.273)
t 値	-1.987	-1.924	-2.049	-2.002	-2.447	-1.833
[p 値]	[0.050]	[0.058]	[0.044]	[0.049]	[0.014]	[0.070]
オベ全体(α_5) (標準誤差)	-5.342 (3.826)	-5.124 (3.901)	-3.213 (3.124)	-2.980 (3.111)	-3.223 (2.162)	-3.064 (2.660)
t 値	-1.396	-1.313	-1.029	-0.958	-1.491	-1.152
[p 値]	[0.166]	[0.193]	[0.307]	[0.341]	[0.136]	[0.253]
〈誤差項の正規性と系列相関〉						
【正規性】						
平均	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
[p 値]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
歪度(Sk=0)	0.906	0.894	0.798	0.761	0.681	0.618
[p 値]	[0.000]	[0.000]	[0.001]	[0.002]	[0.006]	[0.013]
尖度(Ku=3)	1.875	1.832	1.288	1.277	2.085	2.042
[p 値]	[0.000]	[0.000]	[0.010]	[0.011]	[0.000]	[0.000]
Jarque-Bera 検定	28.898	27.581	17.871	16.602	26.347	23.963
[p 値]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
【系列相関】						
Q 値	21.430	21.643	30.465	30.822	45.487	42.779
[p 値]	[0.372]	[0.360]	[0.063]	[0.058]	[0.001]	[0.002]
〈共和分検定〉						
H テスト	1.926		0.626		0.448	
[p 値]	[0.859]		[0.987]		[0.994]	
E-G (ADF) テスト	ラグ=1, 定数項なし		ラグ=1, 定数項なし		ラグ=1, 定数項なし	
t 値 [p 値]	-9.253 [<1%]		-10.199 [<1%]		-10.487 [<1%]	
〈仮説検定〉						
① $H_0^1: \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$						
係数の合計	-27.482	-26.541	-9.856	-9.221	-1.589	-2.087
F 値	3.695	3.110	2.643	2.334	$\chi^2(4) = 10.709$	1.289
[p 値]	[0.008]	[0.020]	[0.039]	[0.062]	[0.030]	[0.281]
② $H_0^3: \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$						
係数の合計	-19.362	-18.798	-13.419	-12.787	-9.688	-9.138
F 値	4.874	4.131	3.508	3.070	$\chi^2(3) = 10.654$	1.619
[p 値]	[0.004]	[0.009]	[0.019]	[0.032]	[0.014]	[0.191]
③ $\alpha_1 = 1$						
t 値	-0.806	-0.835	-0.719	-0.804	$\chi^2(1) = 0.704$	-1.008
[p 値]	[0.423]	[0.406]	[0.474]	[0.424]	[0.401]	[0.316]

(注) 1) H テストの統計量は $\chi^2(5)$ に従う。

2) 頑健推定ではワルド検定により仮説をテストした。

付図表3 イギリスにおける期間構造とオペの関係(名目ベース)

残存期間(n)	60(5年)		120(10年)		240(20年)	
	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)
推定方法						
推計期間 (サンプル数)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)
変形スプレッド(α_1) (標準誤差)	4.335 (1.179)	4.431 (1.156)	6.303 (2.067)	6.181 (2.006)	6.573 (3.333)	5.407 (3.065)
t 値	3.677	3.833	3.050	3.081	1.972	1.764
[p 値]	[0.000]	[0.000]	[0.003]	[0.003]	[0.052]	[0.082]
オペ全体(α_3) (標準誤差)	-0.057 (0.043)	-0.058 (0.042)	-0.072 (0.043)	-0.074 (0.042)	-0.078 (0.040)	-0.083 (0.038)
t 値	-1.326	-1.372	-1.688	-1.777	-1.957	-2.209
[p 値]	[0.189]	[0.174]	[0.095]	[0.080]	[0.054]	[0.030]
オペ全体(α_4) (標準誤差)	-0.041 (0.030)	-0.042 (0.029)	-0.042 (0.030)	-0.042 (0.029)	-0.042 (0.028)	-0.041 (0.026)
t 値	-1.372	-1.449	-1.397	-1.456	-1.512	-1.577
[p 値]	[0.174]	[0.152]	[0.166]	[0.149]	[0.134]	[0.119]
オペ全体(α_5) (標準誤差)	-0.065 (0.069)	-0.067 (0.066)	-0.075 (0.068)	-0.079 (0.066)	-0.081 (0.063)	-0.086 (0.058)
t 値	-0.947	-1.009	-1.093	-1.210	-1.286	-1.478
[p 値]	[0.347]	[0.316]	[0.278]	[0.230]	[0.202]	[0.144]
〈誤差項の正規性と系列相関〉						
【正規性】						
平均	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
[p 値]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
歪度(Sk=0)	0.202	0.165	0.340	0.349	-0.150	-0.144
[p 値]	[0.438]	[0.529]	[0.193]	[0.184]	[0.565]	[0.583]
尖度(Ku=3)	0.956	0.891	1.448	1.414	0.840	0.452
[p 値]	[0.073]	[0.097]	[0.007]	[0.008]	[0.116]	[0.400]
Jarque-Bera 検定	4.086	3.387	9.700	9.320	3.015	1.077
[p 値]	[0.130]	[0.184]	[0.008]	[0.009]	[0.221]	[0.584]
【系列相関】						
Q 値	19.750	21.524	22.388	20.229	22.800	15.069
[p 値]	[0.410]	[0.254]	[0.265]	[0.320]	[0.246]	[0.657]
〈共和分検定〉						
H テスト	0.590		1.574		0.906	
[p 値]	[0.964]		[0.814]		[0.924]	
E-G (ADF) テスト	ラグ=0, 定数項なし		ラグ=0, 定数項なし		ラグ=2, 定数項なし	
t 値 [p 値]	-10.410 [<1%]		-10.453 [<1%]		-5.366 [<1%]	
〈仮説検定〉						
① $H_0^3: \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0$						
係数の合計	-0.164	-0.167	-0.189	-0.196	-0.200	-0.210
F 値	0.769	0.873	1.087	1.250	1.461	1.898
[p 値]	[0.515]	[0.459]	[0.360]	[0.297]	[0.231]	[0.137]
② $\alpha_1 = 1$						
t 値	2.829	2.968	2.566	2.583	1.672	1.438
[p 値]	[0.006]	[0.004]	[0.012]	[0.012]	[0.098]	[0.155]

(注) H テストの統計量は $\chi^2(4)$ に従う。

付図表4 イギリスにおける期間構造とオベの関係(実質ベース)

残存期間(n)	60(5年)		120(10年)		240(20年)	
	DOLS (頑健推定)	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)	DOLS	DFGLS AR(1)
推定方法 (頑健推定)						
推計期間 (サンプル数)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)	98:9-06:3 (91)	98:10-06:3 (90)
変形ブレッド(α_1) (標準誤差)	0.162 (1.542)	0.188 (1.241)	0.169 (1.864)	0.307 (1.788)	0.794 (3.025)	1.077 (2.963)
t 値	0.105	0.152	0.091	0.172	0.262	0.364
[p 値]	[0.917]	[0.880]	[0.928]	[0.864]	[0.794]	[0.717]
オベ全体(α_3) (標準誤差)	-0.060 (0.052)	-0.061 (0.049)	-0.036 (0.042)	-0.035 (0.042)	-0.043 (0.036)	-0.041 (0.036)
t 値	-1.147	-1.235	-0.852	-0.837	-1.182	-1.137
[p 値]	[0.251]	[0.221]	[0.397]	[0.405]	[0.241]	[0.259]
オベ全体(α_4) (標準誤差)	-0.013 (0.032)	-0.014 (0.034)	-0.007 (0.029)	-0.008 (0.029)	-0.020 (0.025)	-0.020 (0.025)
t 値	-0.413	-0.426	-0.247	-0.292	-0.774	-0.814
[p 値]	[0.680]	[0.671]	[0.805]	[0.771]	[0.441]	[0.418]
オベ全体(α_5) (標準誤差)	-0.038 (0.072)	-0.034 (0.076)	-0.055 (0.067)	-0.054 (0.066)	-0.063 (0.058)	-0.061 (0.057)
t 値	-0.524	-0.447	-0.822	-0.821	-1.091	-1.065
[p 値]	[0.600]	[0.656]	[0.413]	[0.414]	[0.278]	[0.290]
〈誤差項の正規性と系列相関〉						
【正規性】						
平均	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
[p 値]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]	[1.000]
歪度($S_k=0$)	-0.256	-0.279	0.009	0.031	0.214	0.277
[p 値]	[0.327]	[0.289]	[0.972]	[0.907]	[0.413]	[0.291]
尖度($K_u=3$)	0.777	0.855	0.346	0.468	0.100	0.246
[p 値]	[0.146]	[0.111]	[0.517]	[0.383]	[0.851]	[0.647]
Jarque-Bera 検定	3.281	3.906	0.455	0.837	0.730	1.381
[p 値]	[0.194]	[0.142]	[0.797]	[0.658]	[0.694]	[0.501]
【系列相関】						
Q 値	31.964	20.303	22.768	20.855	18.860	14.695
[p 値]	[0.032]	[0.316]	[0.248]	[0.287]	[0.466]	[0.683]
〈共和分検定〉						
H テスト	2.448		1.292		0.242	
[p 値]	[0.654]		[0.863]		[0.993]	
E-G (ADF) テスト	ラグ=0, 定数項なし		ラグ=0, 定数項なし		ラグ=0, 定数項なし	
t 値 [p 値]	-10.824 [$<1\%$]		-10.112 [$<1\%$]		-9.831 [$<1\%$]	
〈仮説検定〉						
① $H_0^3: \alpha_3=\alpha_4=\alpha_5=0$						
係数の合計	-0.111	-0.109	-0.098	-0.097	-0.125	-0.122
F 値	$\chi^2(3)=1.891$	0.599	0.552	0.475	0.709	0.636
[p 値]	[0.595]	[0.618]	[0.648]	[0.701]	[0.550]	[0.594]
② $\alpha_1=1$						
t 値	$\chi^2(1)=0.295$	-0.654	-0.446	-0.387	-0.068	0.026
[p 値]	[0.587]	[0.515]	[0.657]	[0.700]	[0.946]	[0.979]

(注) 1) H テストの統計量は $\chi^2(4)$ に従う。

2) 頑健推定ではワルド検定により仮説をテストした。