

KIER DISCUSSION PAPER SERIES

KYOTO INSTITUTE OF ECONOMIC RESEARCH

Discussion Paper No. 1102

“長短金利差の先行指標性と金融政策の影響”

中尾田 宏 福田 祐一

2011年5月



KYOTO UNIVERSITY
KYOTO, JAPAN

長短金利差の先行指標性と金融政策の影響[#]

中尾田 宏*

京都文教大学人間学部

福田 祐一

大阪大学大学院経済学研究科

平成 23 年 5 月

概要

本稿は 1982 年 4 月から 2007 年 3 月までの日本のデータを用い、日本経済の構造変化の可能性を考慮したうえで、長短金利差の将来の経済成長率に対する予見性が、金融政策の情報によるものに由来するのか、それとも他の要因に由来するものであるかについて調べる。VAR モデルを用いた構造変化テストの結果、日本経済が 1995 年 4 月ごろ、および 2000 年 3 月ごろに構造変化を起こしていた可能性が高いことが分かった。次に、第一期を 1995 年 3 月まで、第二期を 1995 年 4 月から 2000 年 2 月まで、第三期を 2000 年 3 月以降と、サンプルを三つに分けて長短金利差が将来の経済成長率に対する予見性を分析したところ、第一期において長短金利差の先行指標性が頑健に成立していたことが分かった。第一期に焦点をあてこの先行指標性がどのような要因によりもたらされているのか分析したところ、長短金利差に含まれる将来経済成長率に対する情報として、金融政策に関連するものと共に、他の要因（生産ショックなどを含む）に起因する情報も重要であることが分かった。

[#]本稿の作成にあたって、中川竜一、本多佑三、畠田敬の各氏、Monetary Economics Workshop の参加者から有益なコメントを頂いた。また、京都大学経済研究所における共同利用研究プロジェクトの参加者である柴田章久氏、堀敬一氏より有益なコメントをいただき、そのことを通じてプロジェクトの研究成果を反映している。第一著者は文部科学省科学研究費補助金（若手研究 B）からのサポートを受けている。記して謝意を表したい。本論文を引用される際には、著者にご連絡いただきたい。ただし、本稿における誤りはすべて筆者の責任に帰する。

* h-nakaota@po.kbu.ac.jp

1 はじめに

人々にとって、将来の経済活動についての情報は有益である。将来の経済状態を知ることができれば、企業家はより良い事業計画を立てることができ、政策担当者は将来の状態に対応した政策を採用することができる。そのため、これまで数多くの研究者たちが、様々な経済変数を取り上げ、将来の経済活動に関する情報を持っているかどうか検討してきた。この一連の研究を通じて、長期国債金利と短期金利のとの差である長短金利差が将来の経済活動に関する先行指標性を持つことが明らかにされてきた¹。具体的には、現在の長短金利差と将来の経済活動には有意な正の関係が観察され、長短金利差が拡大すると、将来景気が良くなる傾向があり、長短金利差が縮小すると、景気が悪くなる傾向があることが示されている。この性質は多くの先進国において明らかにされ、Benati and Goodhart(2008)によれば”stylized fact”となっている²。

なぜ“長短金利差の先行指標性”が観察されるのであろうか。どのような要因によって、長短金利差が将来の経済成長率の情報を持つようになってきているのだろうか。“長短金利差の先行指標性”についての実証研究が数多く存在することに比べ、“長短金利差の先行指標性”のメカニズムの解明を試みる研究はあまり多くない。これまでの研究は、大きく二つに分けることができる。第一に、生産性等の実物経済要因を重視し、Harvey (1988)や De lint and Stolín (2003)のように、Lucas(1978)の Consumption Capital Asset Pricing Model (C-CAPM)にもとづき、説明を試みるものである。第二に、Estrella(2005)のように金融政策による要因を重視する立場をとるものである。これまでのところ、両者とも長短金利差の先行指標性のメカニズムを十分に説明したとは言い難く、現在もモデルの拡張等研究が進められている。

生産性による要因と金融政策による要因のどちらがより有効であるのかを調べるためには、長短金利差の中に含まれるそれぞれの要因を抽出することが重要になってくる。長短金利差に含まれる金融政策に関連する要因が将来の経済成長と強く結びついていれば、第二のアプローチが説明力を持つ可能性が高い。逆に、長短金利差の中に含まれる金融政策による要因が、将来の経済成長率に対して情報を持っていないならば、第一の実物経済に基づいたアプローチが有用となろう。Laurent(1988)は長短金利差が金融政策のスタンスを反映するものであると議論しており、一方で、Plosser and Rouwenhorst(1994)は、長短金利差の将来の経済成長に対しての情報は、現在と将来の金融政策のスタンスの情報とは独立であると主張している。このように、これまでのところ長短金利差の先行指標性と金融政策要因との関連については、確定的な結果が得られているわけではない。

¹ Estrella and Hardouvelis (1991)、Plosser and Rouwenhorst(1994)、Hamilton and Kim(2002)、Nakaota(2005)など

² Estrella, and Mishkin (1997)や Wheelock and Wohar(2009)などを参照。Wheelock and Wohar(2009)は長短金利差の先行指標性についての良いサーベイ論文である。

そこで本稿では日本のデータを用いて、長短金利差の将来の経済成長率に対する先行指標性は、金融政策の要因に由来するのか、それとも他の要因に由来するものであるかについて調べる。まず Miyao(2000)に従い日本経済を記述する VAR モデルを推定し、金融政策ショックに関連する要因とそれ以外の要因を推定する。次に、将来の金融政策要因として VAR モデルを用いて将来のコールドレート予測値を推定する。そして、これら 3 つの要因に長短金利差を回帰し、各推定量を使用して長短金利差に含まれる 3 つの要因に関連する情報を抽出する。最後に、これらの抽出された情報を将来の経済成長率に回帰し、その有意性をみることによって、どの要因に起因する情報が将来の経済成長率に対して有効な説明力を持つかを明らかにする。

本稿ではまず、使用する 1982 年 4 月から 2007 年 3 月のデータサンプルにおいて長短金利差の先行指標性が成立しているかどうかを検証した結果、全サンプルでは長短金利差の先行指標性が成立していないことが明らかになった。この結果には、Miyao(2000)などで明らかにされている日本経済における構造変化が影響している可能性があり、そのことを考慮するために Miyao(2000)にならい、VAR モデルを用いて日本経済の構造変化の可能性を検証した。その結果、日本経済が 1995 年 4 月ごろ、および 2000 年 2000 年 3 月ごろに構造変化を起こしていたか可能性が高いことが分かった。見つけ出した構造変化時点をもとに、サンプルを分割し、各期間において長短金利差の先行指標性が成立しているかどうかを検証したところ、第一期の 1982 年 4 月から 1995 年 4 月において長短金利差の先行指標性が頑健に成立していたことが分かった。長短金利差の先行指標性が成立している時期のサンプルに焦点をあて、長短金利差に含まれる情報として、過去の金融政策ショック、将来の金融政策に関連する部分、過去の金融政策ショック以外の要因すべてが重要であることが分かった。

本稿は以下のように構成される。第二節では使用しているサンプル期間において国債の長短金利差が先行指標性を持っているのかどうかについて検証し、日本経済を記述した VAR モデルの構造変化テスト、構造変化の結果を受けて標本期間を分割した場合の長短金利差の先行指標性に関する分析も行っている。第三節では長短金利差の先行指標性が頑健に観察できる 1995 年 3 月までに焦点をあて、長短金利差の先行指標性がもたらされる要因について調べている。第四節では、結論と今後の課題を述べている。

2 長短金利差の先行指標性の再検証

Estrella and Hardouvelis (1991)、Hamilton and Kim(2002)、Nakaota(2005)などの多くの先行研究が以下の回帰式を使って長短金利差の将来経済活動についての予見性を調べている。本稿のサンプル期間において、長短金利差が将来の経済成長率についての予見性を持っているかどうか調べるために同様の回帰を試みる。

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 \text{spread}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$y_t^k = \left(\frac{1200}{k} \right) \times (\ln y_{t+k} - \ln y_t)$$

$$\text{spread}_t = i_t^l - i_t^s$$

y_t はt月の鉱工業生産指数(季節調整済(2005年=100))、 y_t^k は年率化されたt月からt+k月にかけての成長率、 i_t^l は長期金利、 i_t^s はCD新規発行レート1ヵ月売り気配、 ε_t は攪乱項をそれぞれ示している。推定期間は1982年4月から2007年(3-k)月までである。ここでは長期金利として国債の9年物スポットレートを使用する。

表1は(1)式の推定結果である。k=2,3,4における短期の経済成長率に対してしか長短金利差は有意ではない。したがって、長短金利差は将来の経済成長率に対してあまり予見力を持っていないように思える。しかし、Nakaota(2005)などにおいて、長短金利差と将来の経済成長率の関係に構造変化が起こっていたことが指摘されている。また、Miyao(2000)や中島(2007)は、VAR分析を用い、日本経済に構造変化が起こっていたことを見つけている。そこで、構造変化を考慮したうえで、長短金利差の先行指標性について調べていく。

2.1 日本経済のVARによる記述

本稿ではVARモデルを用い日本経済の構造変化時点を特定化する。モデルはMiyao(2000)に従い、コールレート(r)、鉱工業生産指数(y)、マネタリーベース(m)、および名目為替実効レート(e)の4変数モデルである。コールレートを除くすべての変数に対して対数を取り100を乗じた値を用いる。推定には1981年11月から2007年12月までの月次データを使用する。

VARを推定する前に、各変数の単位根の有無について調べるために、ADF (Augmented Dickey-Fuller)テストを行った。レベル変数に対するテストには定数項トレンド項を含め、階差変数に対しては定数項のみ含めた単位根検定を行い、ラグ次数の選択には赤池情報量基準(AIC)を用いた。表2の推定結果から、各変数ともレベルでは単位根の存在を棄却できなかった。しかし階差をとった場合には、単位根の存在が棄却された。

単位根検定の結果から、次の階差の構造VARを用いて、日本経済を記述する。

$$B(L)\Delta X_t = \varepsilon_t \tag{2}$$

$$B(L) = B_0 - B_1L - B_2L^2 \dots - B_pL^p$$

$$X_t = (r_t, y_t, m_t, e_t)'$$

ここで $\varepsilon_t = (\varepsilon_{rt}, \varepsilon_{yt}, \varepsilon_{mt}, \varepsilon_{et})'$ は4種の構造ショックであり、その共分散行列を Σ_ε (4×4行列)とする。この構造VARの誘導形VARは次の形になる。

$$A(L)\Delta X_t = u_t \tag{3}$$

$$A(L) = I - A_1L - A_2L^2 \dots - A_pL^p$$

u_t は誘導形の誤差項ベクトルであり、その共分散行列を Σ_u (4×4 行列)とする。

2.2 構造変化の検証

日本経済における構造変化について調べために、Miyao(2000)や中島(2007)に従い、Christiano(1986)、Cecchetti and Karras(1994)のテスト手法を使用する。この手法は誘導形 VAR のすべての係数がある時点以降、変化しているのかどうかを検証するものである。具体的にはまず(3)式および次の式を推計する。

$$\begin{aligned} A(L)\Delta X_t + \Gamma(L)\Delta X_t d_t &= \zeta_t \\ \Gamma(L) &= I - \Gamma_1 L - \Gamma_2 L^2 \dots - \Gamma_p L^p \end{aligned} \quad (4)$$

ここで d_t はある τ 時点(構造変化時点)以降 1、それ以前を 0 とするダミー変数、 ζ_t は共分散行列を Σ_ζ (4×4 行列)とする誤差項ベクトルとする。検定統計量 λ_τ は次のように計算される。

$$\lambda_\tau = (T - k_1) \times (\ln|\Sigma_u| - \ln|\Sigma_\zeta|) \quad (5)$$

ここでの T はサンプル数、 k_1 は(4)式の一つの式の係数の数。検定統計量 λ_τ は漸近的に自由度 $\left(\binom{k_1/2}{2} \times \text{式の数} \right)$ のカイ二乗分布に従う。なお検定の際、誘導形 VAR のラグ次数を 6 期としている。この検定の帰無仮説は「全期間を通じてパラメータが変化しない」であり、対立仮説は「ある時点構造変化時点を境にすべてのパラメータが異なった値をとる」である。

Miyao(2000)や中島(2007)は 1995 年から 1996 年末にかけて日本経済に構造変化がおこっていた可能性を指摘している。本稿ではまず彼らに従い、1995 年から 1996 年末にかけて構造変化があるかどうかを検証する。そのため推定期間は 1981 年 11 月から 2007 年 12 月とする。検定統計量 λ_τ は 1995 年 1 月から 1996 年 12 月にかけて計算した。構造変化時点 τ を 1995 年 4 月とした場合の検定統計量が最も大きく 130.7458 となり、 p 値が 0.0106 であった。従って、帰無仮説を棄却し、構造変化があったことが示唆される。

次に 1995 年 4 月に構造変化が起こっていたと仮定して、ゼロ金利の導入 (1999 年 2 月) 以前と以後に日本経済の構造が変化しているかどうかを調べる。推定期間は 1995 年 4 月から 2007 年 12 月とする。検定統計量 λ_τ は 1999 年 2 月から 2002 年 12 月にかけて計算した。 λ_τ が最大になるのは 2000 年 3 月時点の 134.1522 であり、 p 値は 0.0061 となり、構造変化の可能性が示唆される³。

³ バブル崩壊前後での構造変化の可能性、1981 年 11 月から 1995 年 3 月までのデータを用いて検証した。検定統計量 λ_τ は 1988 年 1 月から 1992 年 1 月にかけて計算したが、有意なものはない。したがって、バブル崩壊前後では構造変化は起きていない可能性が高い。

構造変化検定の結果から、1982年4月から1995年3月以前を第一期、1995年4月以降2000年2月までを第二期、2000年3月以降2007年3月までを第三期とし、全サンプルを3つの期間にわけて次節以降の分析を行っていく。

2.3 各サンプル期間における長短金利差の先行指標性の確認

各サンプル期間において、長短金利差が先行指標性を持っているかどうかを検証するために、各サンプル期間ごとに(1)式の回帰分析を行う。各推定期間は、第一期は1982年4月から1995年(3-k)月まで、第二期は1995年4月から2000年(2-k)月まで、第三期は2000年3月から2007年(3-k)月までである。

第一期の推定結果が表3、第二期が表4、第三期が表5となっている。第一期は、長短金利差がk=2、5および9以上において有意で正の結果が得られている。第二期では、k=2から5にかけて、および22から24にかけて有意で正となっている。第三期においては、k=1から3までが有意で正の結果が得られている。したがって、第一期においては長短金利差が先行指標性を持っているものの、それ以外は頑健ではないことがわかる。近年、長短金利差の先行指標性が弱まってきているという同様の結果が、先行研究で指摘されている⁴。本稿では長短金利差の先行指標の要因を探るために、これ以後は第一期に焦点をあて分析を行っていく。

3 金融政策ショックの抽出および各ファクターによる分析

3.1 金融政策ショックによる長短金利差の分解

長短金利差は何の情報に反映し先行指標性を持つのだろうか。本稿では長短金利差の先行指標性の要因を調べるために、構造VARを活用する。(2)式の構造VARをVMA(Vector Moving Average)(∞)モデルに変換すると、

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= D(L)\epsilon_t \\ D(L) &= D_0 + D_1L + D_2L^2 \dots\end{aligned}\tag{6}$$

となる。この表現は、日本経済が過去から現在にかけての各構造ショックによって記述されることを示している。そこで構造VARから金融政策ショックを抽出し、各時点の長短金利差を金融政策ショックの変動を反映している部分とそうでない部分に分け、どの部分が将来の経済成長の情報を持っているのかを調べる。

まず、金融政策ショックを抽出する必要がある。(2)式の構造VARを仮定し、構造ショックを識別するためMiyao(2000)と同様、Sims(1980)のリカーシブ制約を仮定する。つまり、

⁴ 日本経済の分析では、Hasegawa and Fukuta(2009)を参照。様々な国についてはWheelock and Wohar(2009)を参照。

$X_t = (r_t, y_t, m_t, e_t)'$ という変数の順序を仮定する。この変数の順序の場合、まずコールレートが決定し、それ以降他の経済変数が決まっていくことを仮定していることになる。コールレートにおけるショック ϵ_{rt} を金融政策ショックであると仮定する。構造 VAR は(3)式の誘導形 VAR の共分散行列をコレスキー分解することによって推計される。なお、ラグ次数は 6 期と仮定する。

次にこの推計された ϵ_{rt} によって長短金利差を回帰する。

$$\text{spread}_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \beta_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \beta_p \hat{\epsilon}_{rt-p} + \eta_t \quad (7)$$

推定期間は 1982 年 4 月から 1995 年 3 月までである。ラグは赤池情報量基準(AIC)により 4 期とした。推定量を使用し、長短金利差を金融政策ショックによって説明できる部分すなわち、 $\hat{\beta}_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \hat{\beta}_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \hat{\beta}_p \hat{\epsilon}_{rt-p}$ を `monetary_factor` とし、他の要因による部分、`other_factor` ((7)式の残差の部分)に分ける。

各要因が将来の経済成長についての情報を持っているかどうかを検証するために、次のようにこの各要因を用いて、将来の経済成長率を回帰する。

$$y_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 \text{monetary_factor}_t + \gamma_2 \text{other_factor}_t + v_t \quad (8)$$

回帰結果は表 6 に示されている。`monetary_factor` は $k=24$ のみが正で有意。一方、`other_factor` は、 $k=2$ から $k=24$ まで正で有意。したがって、長短金利差の先行指標性が頑健に成立している時期においては、金融政策ショック以外の要因である `other_factor` が先行指標性に対して重要な役割を果たしているように思われる。言い換えると、過去から現在にかけての金融政策ショックの情報は、長短金利差の先行指標性にとっての重要な要因ではない可能性を示唆している。

3.2 将来の金融政策の予想の影響

前小節の分析は、過去の経済に関するショックが将来の経済成長率に対してどのような含意を持っているのかについて分析を行った。しかしながら、人々は将来についても予想しながら、現在長期国債購入しており、長期国債金利には将来の金利予想が反映されていると考えるのが自然である。また、利子率の期間構造に関する期待仮説では、長期金利は将来予想短期金利の平均水準に決定される。将来の予想短期金利が将来の金融政策により影響されると考えれば、長短金利差が将来の金融政策の予想によっても影響を受けている可能性がある。つまり、3.1 節では過去の政策ショックに限定することで金融政策の役割を過少評価している可能性がある。そこで、本節においては将来の金融政策の予想による長短金利差への影響を考慮した分析を、以下の 3 段階の手順で行っていく。まず、現在から将来にかけてのコールレートの予測値を推計し、現在から将来にかけてのコールレートの予測値の平均値を計算し、

予測値の平均値と現在のコールレートとの差を、コールスプレットとする(①)。次に、(7)式の右辺にコールスプレットを含め回帰し、金融政策ショックによって説明できる部分を **monetary_factor*** とし、コールスプレットによって説明できる部分を **future_monetary_factor*** とし、これら2つの要因によって説明できない部分を **other_factor*** とする(②)。最後に、**monetary_factor***、**future_monetary_factor***と **other_factor***によって、将来の経済成長率を回帰し、それぞれのファクターの予測力について調べる(③)。

①将来のコールレートの予測値の推計およびコールスプレットの作成

3.1 節において推定した(3)式の誘導形 VAR を使用し、将来のコールレートを推計する。各時点の1ヵ月先(i_{t+1}^s)から8年11ヵ月先(i_{t+107}^s)のコールレートの予測値と現在のコールレート(i_t^s)との単純平均($\frac{1}{180}(\sum_{j=1}^{179} i_{t+j}^s + i_t^s)$)を作成する。この単純平均から現在のコールレートを引き、コールスプレット $call_spread_t = (\frac{1}{180}(\sum_{j=1}^{179} i_{t+j}^s + i_t^s) - i_t^s)$ を作成する。

②**monetary_factor***、**future_monetary_factor***と **other_factor***の作成

次の回帰式を推定する。

$$spread_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \delta_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \delta_p \hat{\epsilon}_{rt-p} + \delta_i call_spread_t + \xi_t \quad (9)$$

推定期間は1982年4月から1995年3月までである。ラグは赤池情報量基準(AIC)により1期とした。推定量を使用し、長短金利差を金融政策ショックによって説明できる部分すなわち、 $\hat{\delta}_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \hat{\delta}_2 \hat{\epsilon}_{rt-1}$ を **monetary_factor*** とし、将来の金融政策の予測によって説明できる部分 $\hat{\delta}_i call_spread_t$ を **future_monetary_factor*** とする。他の要因による部分を **other_factor*** ((9)式の残差の部分) とする。

③**monetary_factor***、**future_monetary_factor***と **other_factor***による将来の経済成長率の回帰

次の回帰式を推定し、各ファクターの予測力を検証する。

$$y_t^k = \phi_0 + \phi_1 monetary_factor_*_t + \phi_2 future_monetary_factor_*_t + \phi_3 other_factor_*_t + u_t \quad (10)$$

推定結果は表7に示している。**monetary_factor***は、k=21から24において有意で負の結果が得られており、金利の上昇に起因する長短金利スプレットの中の情報は、約2年先の成長の減速を予測することになる。**future_monetary_factor***は、k=2から8にかけて、つまり8ヵ月先まで有意で正である。**other_factor***はk=2から24にかけて有意で正である。したがって、9年物の国債のスポットレートと1ヵ月ものCDの長短金利差における将来の経済成長率に対する予測力の源泉は、成長率が何期先であるかによって異なってくるのがわかる。

金融政策ショックは約2年先の成長率に対するスプレットの予測力の要因となるが、短期

から1年半先にかけての成長率に対するスプレットの予測力の源泉であるとは言えない。つまり、金融政策の長短金利差の反映された経済への効果は、2年近いタイムラグを持つことを示している。2ヵ月先から9ヵ月先までの成長力に対するスプレットの予測力は、将来の金利の予測部分によってもたらされることが分かる。また、金融政策ショックおよび将来のコールレートの予測によるもの以外の要因（生産性ショックなどを含む）による長短金利スプレットの変動は、何期先かに関係なく将来の経済成長の情報を持っている。

以上の結果を3.1節の分析と比較すると、3.1節においては、将来の金融政策の予測に起因する変動を明示的に考慮していなかったことが、金融政策に起因する情報を過少に評価する結果をもたらしていたことがわかる。両方の要因を明示的に考慮することで、金融政策に起因する長短金利スプレットの変動部分が将来の経済成長に対して情報を持つことが分かった。つまり、長短金利差に含まれる将来経済成長率に対する情報は、金融政策ショック、将来の金融政策に関連するもの、他の要因（生産ショックなどを含む）に起因する情報、それぞれが重要であることが分かる。各要因がどのくらい将来の情報の源泉になっているかは、それぞれ異なっていることも分かる。

3.3 長期金利の満期の長さの影響

今までの結果は、長短金利差を作る時に、長期金利として9年物の国債のスポットレートを使用したことによどの程度依存しているのだろうか。長期金利を比較的短めの5年物のスポットレートを使用しても結果は変わらないのだろうか、2年物を使用したらどうなるのだろうか。長期金利の満期の長さによって、結果がどのように変化するかどうかを調べるために、長期金利として2年物から8年物の各スポットレートを使用し3.2節と同様の分析を試みる。表8-A、表8-Bが推定結果である。monetary_factor*は長期金利の満期が2・3年物と短い場合、2年先の成長率に対しても有意ではない。4年物から8年物の場合、9年物のスプレットの結果と同様に、monetary_factor*は2年先の経済成長率に対して有意に負の効果を持っている。これは、9年債の結果からmonetary_factor*は2年近い将来の経済成長と関連しており、2年より先の情報を相対的にわずかししか持たないを2年債、3年債ではこの効果が有意に観察されないのかもしれない。

future_monetary_factor*は満期にかかわらず、9年物のスプレットの結果と同様に、9ヵ月先までの将来の経済成長率に対しては有意で正の効果を持っている。これは金融政策の影響が短期から中期にかけての金利に影響を与え、長期金利には影響をあまり与えないことを反映しているかもしれない。other_factor*は満期にかかわらず、9ヵ月先から2年先の将来の成長率に関しては有意で正である。一方、短期の成長率に関しては、符号は正であるが必ずしも有意であるとは言えない。

以上の結果を踏まえると、長期金利の満期の違いにかかわらず、国債の長短金利差は将来の経済成長に対して、将来の金融政策に関連するものに起因する情報と他の要因（生産ショックなどを含む）に起因する情報を持っている。しかしながら、長期金利の満期が短い場合、

長短金利差は将来の経済成長に対する金融政策ショックの情報を含んでいないことが分かる。

4 結論

国債の長短金利差が先行指標性を持つということが多くの実証研究によって明らかにされてきた。しかしながら、この先行指標性は長短金利差がどのような情報を持つことによってもたらされているのかについては、これまでのところ確定的な結果は得られていない。

そこで本稿では、どのような情報を反映して、長短金利差が将来の経済成長率の情報を持っているのかについて分析を行った。日本経済の構造変化を考慮すると、1982年4月から1995年3月の期間においては、長短金利差の先行指標性は頑健にみることができた。そこでこの期間に焦点を当て、日本経済を記述するVARモデルを推定し、金融政策ショックに関連する要因とそれ以外の要因を推定し、将来の金融政策要因としてVARモデルを用いて将来のコールドレート予測値を推定した。そして、これら3つの要因に長短金利差を回帰し、各推定量を使用して長短金利差に含まれる3つの要因に関連する情報を抽出し、これらの抽出された情報を将来の経済成長率に回帰し、どの要因に起因する情報が将来の経済成長率に対して有効な説明力を持つかを明らかにした。分析の結果、長短金利差に含まれる将来経済成長率に対する情報として、金融政策ショックに関連するもの、将来の金融政策に関連するもの、金融政策以外の要因（生産ショックなどを含む）に起因する情報すべてが重要であることが分かった。さらに、この結果の頑強性を調べるために、長期金利の使用するデータを9年物スポットレートから2年物スポットレートまでに変えて分析を行ったところ、満期が3年以下の長短金利差については、金融政策ショックが将来経済成長に対して情報を持っていないものの、長期金利の満期に関係なく、将来の金融政策の要因部分および金融政策以外の要因部分は有意な説明力を持っていることが明らかになった。

最後に、本稿の課題について述べたい。第1に、本研究の実証結果はMiyao(2000)のVARモデルに依存している点である。本稿の分析の枠組みに近いモデルとはいえ、他のVARモデルの特定化でも同様の結果が得られるのかについては確認する必要がある。第2に、本稿の実証結果がなぜ得られたのかについての理論的説明を与えることである。本稿の結果は、金融政策および実物経済に関する要因がどちらも長短金利差の将来経済活動の先行指標性にとって重要であることを示しており、この点を考慮したモデルを用いて分析していくことが重要となろう。第3に、1996年以降の構造変化の要因を明らかにすることである。これについて検討していくことは、今後の課題としたい。

References

- 中島清貴 (2007) 「金融政策の金利期間に与える影響: ゼロ金利政策解除の要件をめぐって」
森田洋二、中島清貴、相馬利行、秦劼、『日本のデフレと金融』、晃洋書房。
- Benati, L. and C. Goodhart (2008), “Investigating Time-Variation in the Marginal Predictive Power of the Yield Spread,” *Journal of Economic Dynamics and Control* 32, 1236-72.
- Cecchetti, S. G. and G. Karras (1994), “Sources of Output Fluctuations during the Interwar Period: Further Evidence on the Causes of the Great Depression,” *Review of Economics and Statistics* 76, 80-102.
- Christiano, L. J. (1986), “Money and the U.S. Economy in the 1980s: A Break from the Past?” *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10, 2-13
- Estrella, A. and F. S. Mishkin (1997), “The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank,” *European Economic Review* 41, 1375–1401.
- Estrella, A. and G. A. Hardouvelis (1991), “The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity,” *Journal of Finance* 46, 555-576.
- Estrella, A. (2005), “Why Does the Yield Curve Predict Output and Inflation?,” *Economic Journal* 115, 722–744.
- Hamilton, J. D. and D. H. Kim (2002), “A Reexamination of the Predictability of Economic Activity Using the Yield Spread,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 34, 340-60.
- Harvey, C. R (1988), “The Real Term Structure and Consumption Growth,” *Journal of Financial Economics* 22, 305-33.
- Harvey, C. R (1991), “The Term Structure and World Economic Growth,” *Journal of Fixed Income* 1, 7-19.
- Hasegawa, M. and Y. Fukuta (2007), “An Empirical Analysis of Information in the Yield Spread on Future Economic Activity in Japan,” mimeo.
- Laurent, R. D. (1988) “An Interest Rate-Based Indicator of Monetary Policy.” *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives* 12, 3-14.
- Lucas, R. E. J. (1978), “Asset Prices in an Exchange Economy,” *Econometrica*, 46, 1429-45.
- Miyao, R. (2000), “The Role of Monetary Policy in Japan: A Break in the 1990s?” *Journal of the Japanese and International Economies* 14, 366-84.
- Nakaota, H. (2005), “The Term Structure of Interest Rates in Japan: The Predictability of Economic Activity,” *Japan and the World Economy* 17, 311-26.

- Newey, W. K. and K. D. West (1987), "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, 703–708.
- Plosser, C. I. and K. G. Rouwenhorst, (1994), "International Term Structures and Real Economic Growth." *Journal of Monetary Economics* 33, 133-55.
- Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica* 48, 1-48.
- Rendu de Lint, C. and Stolin, D. (2003) "hePredictive Power of the Yield Curve: A Theoretical Assessment." *Journal of Monetary Economics*, 50, 1603-22.
- Wheelock, D. C. and M. E. Wohar (2009), "Can the Term Spread Predict Output Growth and Recessions? A Survey of the Literature," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 91, 419-40.

表 1 : 長短金利差の先行指標性の再検証

全サンプル期間: 1982年4月 - 2007年3月

k	α_0		α_1		R2
1	0.3998	(0.7846)	1.2838	(0.2189)	0.001733
2	0.6653	(0.4033)	1.0438**	(0.0382)	0.006879
3	0.7992	(0.3192)	0.9211*	(0.0570)	0.008709
4	0.8950	(0.3087)	0.8364*	(0.0998)	0.008585
5	0.8856	(0.3600)	0.8474	(0.1301)	0.010455
6	1.0138	(0.3227)	0.7426	(0.2106)	0.008433
7	1.0221	(0.3386)	0.7478	(0.2342)	0.009749
8	1.0195	(0.3696)	0.7645	(0.2576)	0.011318
9	1.0825	(0.3538)	0.7071	(0.3149)	0.010037
10	1.1155	(0.3575)	0.6859	(0.3557)	0.010017
11	1.1777	(0.3477)	0.6282	(0.4190)	0.008626
12	1.2129	(0.3462)	0.5933	(0.5933)	0.008028
13	1.2123	(0.3527)	0.5889	(0.4746)	0.008643
14	1.2426	(0.3474)	0.5521	(0.5114)	0.008049
15	1.2649	(0.3512)	0.5423	(0.5330)	0.007994
16	1.2776	(0.3492)	0.5276	(0.5466)	0.008065
17	1.2971	(0.3455)	0.4887	(0.5800)	0.007236
18	1.3236	(0.3402)	0.4519	(0.6134)	0.006176
19	1.3807	(0.3334)	0.4044	(0.6616)	0.004565
20	1.4110	(0.3318)	0.3701	(0.6947)	0.003562
21	1.4215	(0.3313)	0.3479	(0.7154)	0.003090
22	1.4341	(0.3348)	0.3119	(0.7488)	0.002107
23	1.4510	(0.3381)	0.2918	(0.7694)	0.001613
24	1.4591	(0.3422)	0.2772	(0.7846)	0.001264

注

1. 推定式は以下である。

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 \text{spread}_t + \varepsilon_t$$

$$y_t^k = \left(\frac{1200}{k} \right) \times (\ln y_{t+k} - \ln y_t)$$

$$\text{spread}_t = i_t^l - i_t^s$$

なお、ここで y_t は t 月の鉱工業生産指数(季節調整済 (2005年=100))、 y_t^k は年率化された t 月から $t+k$ 月にかけての成長率、 i_t^l は長期金利、 i_t^s は CD 新規発行レート 1 ヶ月売り気配、 ε_t は攪乱項をそれぞれ示している。

2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を示している。*** は有意水準 1% で有意、** は有意水準 5% で有意、* は有意水準 10% で有意を表している。

3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 2 : VAR の変数についての ADF 検定の結果

ADF		
A. レベル変数		
変数		
r	-2.834	(16)
y	-2.274	(24)
m	-1.861	(3)
e	-2.212	(11)
B. 階差変数		
Δr	-3.466**	(24)
Δy	-4.480***	(24)
Δm	-6.633***	(2)
Δe	-3.899***	(10)

注

1. ***は有意水準 1%で有意、**は有意水準 5%で有意、*は有意水準 10%で有意を表している。
2. 表中の()の中は AIC によって選択したラグ次数を表している。

表 3 : 長短金利差の先行指標性の再検証

第一期 1982 年 4 月から 1995 年(3 - k)月

k	$\alpha 0$		$\alpha 1$		R2
1	1.5641	(0.3797)	1.4758	(0.3346)	-0.000463
2	1.6515*	(0.0632)	1.2227*	(0.0826)	0.008082
3	1.6468*	(0.0569)	1.0950	(0.1064)	0.015936
4	1.6147*	(0.0884)	1.1182	(0.1219)	0.019380
5	1.5028	(0.1472)	1.3305*	(0.0956)	0.035829
6	1.5292	(0.1632)	1.2979	(0.1209)	0.037158
7	1.4613	(0.2023)	1.3724	(0.1226)	0.047198
8	1.3830	(0.2551)	1.5400	(0.1003)	0.061834
9	1.3393	(0.2809)	1.6233*	(0.0892)	0.072463
10	1.3034	(0.3108)	1.6840*	(0.0934)	0.079978
11	1.2615	(0.3369)	1.7509*	(0.0881)	0.091118
12	1.2111	(0.3642)	1.8225*	(0.0834)	0.101630
13	1.1529	(0.3891)	1.8997*	(0.0711)	0.115360
14	1.1055	(0.4073)	1.9670*	(0.0659)	0.129578
15	1.0765	(0.4278)	2.0250*	(0.0631)	0.135047
16	1.0536	(0.4381)	2.0408*	(0.0559)	0.142795
17	1.0301	(0.4462)	2.0619**	(0.0463)	0.153473
18	1.0258	(0.4493)	2.0652**	(0.0427)	0.155912
19	1.0387	(0.4516)	2.0750**	(0.0410)	0.159252
20	1.0422	(0.4531)	2.1131**	(0.0323)	0.168045
21	1.0539	(0.4495)	2.1045**	(0.0294)	0.170990
22	1.0558	(0.4504)	2.1218**	(0.0256)	0.178521
23	1.0745	(0.4435)	2.2204**	(0.0169)	0.195688
24	1.0994	(0.4353)	2.2817**	(0.0145)	0.203857

注

1. 推定式は表 1 の注 1 を参照。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。
2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を示している。***は有意水準 1%で有意、**は有意水準 5%で有意、*は有意水準 10%で有意を表している。
3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 4：長短金利差の先行指標性の再検証
 第二期 1995 年 4 月から 2000 年(2 - k)月

k	$\alpha 0$		$\alpha 1$		R2
1	-8.1805	(0.1390)	4.3128	(0.1246)	0.024476
2	-7.9111**	(0.0231)	4.2870***	(0.0067)	0.098104
3	-7.3775*	(0.0525)	4.0134**	(0.0159)	0.108288
4	-6.3390	(0.1411)	3.5209*	(0.0547)	0.111449
5	-6.2034	(0.1773)	3.4359*	(0.0746)	0.119896
6	-5.6855	(0.2363)	3.1612	(0.1125)	0.113318
7	-5.5962	(0.2460)	3.0830	(0.1171)	0.112983
8	-5.5383	(0.2649)	3.0046	(0.1374)	0.119642
9	-5.1255	(0.2938)	2.7217	(0.1769)	0.098817
10	-4.8967	(0.3262)	2.5674	(0.2192)	0.091100
11	-4.8274	(0.3333)	2.4755	(0.2439)	0.089515
12	-4.2762	(0.3837)	2.1721	(0.3075)	0.069035
13	-3.9769	(0.4056)	1.9849	(0.3501)	0.060491
14	-3.3996	(0.4443)	1.6504	(0.4159)	0.039653
15	-3.1071	(0.4540)	1.4517	(0.4598)	0.028186
16	-3.3325	(0.3957)	1.5038	(0.4177)	0.033641
17	-3.6384	(0.3246)	1.5940	(0.3646)	0.041043
18	-4.0844	(0.2371)	1.7411	(0.2849)	0.050355
19	-4.4344	(0.1429)	1.8292	(0.2043)	0.058897
20	-4.2308	(0.1010)	1.6719	(0.1725)	0.046807
21	-4.1836*	(0.0657)	1.5913	(0.1387)	0.044068
22	-4.1903**	(0.0215)	1.5269*	(0.0736)	0.042195
23	-4.0634***	(0.0078)	1.4051**	(0.0414)	0.034444
24	-4.0034***	(0.0041)	1.3154***	(0.0062)	0.029249

注

1. 推定式は表 1 の注 1 を参照。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。
2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を表している。***は有意水準 1%で有意、**は有意水準 5%で有意、*は有意水準 10%で有意であることを表している。
3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 5：長短金利差の先行指標性の再検証
 第三期 2000年3月から2007年(3-k)月

k	α_0		α_1		R2
1	-12.8072**	(0.0780)	11.1683**	(0.0484)	0.035029
2	-9.0207**	(0.0256)	8.0509**	(0.0037)	0.056219
3	-7.6953	(0.1133)	7.0197**	(0.0305)	0.051251
4	-6.3045	(0.2657)	5.8829	(0.1177)	0.043388
5	-4.2910	(0.4826)	4.2739	(0.2899)	0.019196
6	-3.1161	(0.6216)	3.3556	(0.4190)	0.009374
7	-1.8718	(0.7611)	2.3816	(0.5547)	-0.000220
8	-0.8083	(0.8909)	1.5557	(0.6873)	-0.006625
9	0.8290	(0.8764)	0.2394	(0.9456)	-0.012052
10	2.2347	(0.6401)	-0.8920	(0.7828)	-0.010002
11	3.5595	(0.3957)	-1.9341	(0.5127)	-0.001201
12	4.8794	(0.1863)	-2.9883	(0.2878)	0.017044
13	5.5590	(0.1032)	-3.5090	(0.2179)	0.032053
14	6.2238**	(0.0496)	-4.0155	(0.1624)	0.053005
15	6.5964**	(0.0284)	-4.2663	(0.1472)	0.067727
16	6.5311**	(0.0259)	-4.1737	(0.1602)	0.0732
17	6.3245**	(0.0238)	-3.9681	(0.1762)	0.075177
18	6.3736**	(0.0181)	-3.9750	(0.1703)	0.082879
19	6.4349**	(0.0129)	-3.9760	(0.1630)	0.088588
20	6.4030**	(0.0101)	-3.915	(0.1589)	0.092223
21	6.2676***	(0.0084)	-3.7643	(0.1597)	0.090923
22	6.1408***	(0.0067)	-3.6408	(0.1551)	0.092110
23	5.9211***	(0.0036)	-3.4125	(0.1441)	0.088767
24	5.5313***	(0.0046)	-3.0540	(0.1750)	0.073559

注

1. 推定式は表1の注1を参照。kはk期までの経済成長率の年率化したものを表している。
2. 表中の()の中はNewey and West (1987)にもとづいた修正標準誤差を表している。***は有意水準1%で有意、**は有意水準5%で有意、*は有意水準10%で有意であることを表している。
3. R2は自由度修正済み決定係数を示している。

表 6：金融政策ショックに由来する部分とそれ以外に分割した結果

k	γ_0		$\gamma_1(\text{monetary_factor})$		$\gamma_2(\text{other_factor})$		R2
1	2.5488*	(0.0973)	-1.5149	(0.5825)	2.8320	(0.1263)	0.004772
2	2.5163***	(0.0036)	-1.6598	(0.2434)	2.5964**	(0.0126)	0.040133
3	2.4811***	(0.0021)	-1.8037	(0.1525)	2.5840**	(0.0128)	0.085993
4	2.5275***	(0.0029)	-2.0100	(0.1194)	2.8451***	(0.0063)	0.113748
5	2.6115***	(0.0033)	-1.9743	(0.1308)	3.3141***	(0.0034)	0.161218
6	2.6943***	(0.0033)	-2.1014	(0.1306)	3.5123***	(0.0014)	0.188066
7	2.7267***	(0.0041)	-1.9488	(0.1787)	3.7037***	(0.0007)	0.209080
8	2.7881***	(0.0036)	-1.6526	(0.2741)	3.9677***	(0.0002)	0.222641
9	2.8521***	(0.0038)	-1.5784	(0.2887)	4.2194***	(0.0000)	0.251944
10	2.8749***	(0.0044)	-1.2810	(0.4005)	4.2709***	(0.0000)	0.245270
11	2.8900***	(0.0054)	-1.0162	(0.5011)	4.3026***	(0.0001)	0.245268
12	2.8615***	(0.0076)	-0.6884	(0.6382)	4.2333***	(0.0001)	0.236067
13	2.8064**	(0.0109)	-0.2690	(0.8494)	4.0844***	(0.0002)	0.222306
14	2.7858**	(0.0141)	0.0535	(0.9688)	4.0322***	(0.0004)	0.219462
15	2.7588**	(0.0187)	0.3012	(0.8201)	3.9453***	(0.0014)	0.208860
16	2.6941**	(0.0275)	0.5256	(0.6835)	3.7547***	(0.0024)	0.201737
17	2.5841**	(0.0381)	0.8608	(0.4922)	3.4284***	(0.0032)	0.190637
18	2.5696**	(0.0431)	0.9405	(0.4477)	3.3707***	(0.0050)	0.189312
19	2.5415**	(0.0474)	1.0970	(0.3782)	3.2173***	(0.0075)	0.183711
20	2.5264*	(0.0510)	1.2653	(0.3050)	3.1124***	(0.0092)	0.185456
21	2.4974*	(0.0548)	1.3440	(0.2742)	2.9919**	(0.0160)	0.184056
22	2.4359*	(0.0560)	1.5526	(0.1967)	2.7728**	(0.0302)	0.182801
23	2.4696*	(0.0518)	1.7475	(0.1356)	2.7450**	(0.0382)	0.196284
24	2.4562*	(0.0531)	1.9588*	(0.0916)	2.5964**	(0.0530)	0.199703

注

1. 推定式は以下である。

$$y_t^k = \gamma_0 + \gamma_1 \text{monetary_factor}_t + \gamma_2 \text{other_factor}_t + v_t$$

なお、ここで、 v_t は誤差項を示し、

$$\text{spread}_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \beta_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \beta_p \hat{\epsilon}_{rt-p} + \eta_t$$

の推定から得られた $\hat{\beta}_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \hat{\beta}_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \hat{\beta}_p \hat{\epsilon}_{rt-p}$ を monetary_factor とし、他の要因による部分を other_factor ((7)式の残差の部分) とする。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。

2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を表している。***は有意水準 1%で有意、**は有意水準 5%で有意、*は有意水準 10%で有意であることを表している。

3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 7：金融政策ショック・将来の金融政策予想に由来する部分とそれ以外に分割した結果

k	Φ0		Φ1		Φ2		Φ3		R2
1	3.7688**	(1.7778)	-3.1132	(6.3940)	43.4953	(42.6733)	2.0072	(1.4805)	0.0031
2	4.4594***	(0.8091)	-0.6190	(2.9921)	69.1268***	(22.0742)	1.6091**	(0.7425)	0.0691
3	4.3042***	(0.7459)	-1.9538	(2.7193)	64.7974***	(18.7422)	1.5344**	(0.7146)	0.1380
4	4.2862***	(0.7691)	-1.8379	(3.0949)	61.5093***	(19.8152)	1.6555**	(0.7437)	0.1460
5	4.3192***	(0.7674)	-1.1451	(2.8285)	60.8508***	(20.6863)	1.8529**	(0.8043)	0.1761
6	4.2624***	(0.7802)	-1.8499	(2.7423)	57.0983***	(21.2120)	1.8979**	(0.8148)	0.1880
7	4.1516***	(0.7709)	-2.2869	(2.8503)	50.4322**	(20.9677)	2.0911**	(0.8382)	0.2046
8	4.0396***	(0.7636)	-2.5236	(2.7854)	43.3828**	(21.2248)	2.3200***	(0.8626)	0.2077
9	4.0378***	(0.7408)	-2.3882	(2.5988)	41.6123*	(21.8423)	2.4191***	(0.8731)	0.2234
10	3.9593***	(0.7325)	-2.4329	(2.5132)	36.4495	(22.6437)	2.5640***	(0.9012)	0.2280
11	3.8593***	(0.7410)	-2.9216	(2.4907)	31.3835	(22.9048)	2.6675***	(0.9114)	0.2464
12	3.7357***	(0.7378)	-3.3601	(2.3073)	25.4044	(23.2118)	2.7905***	(0.9284)	0.2631
13	3.6484***	(0.7426)	-2.8844	(2.3355)	21.4190	(23.5399)	2.8665***	(0.9330)	0.2666
14	3.5603***	(0.7442)	-2.6279	(2.4024)	17.8717	(23.5842)	2.9061***	(0.9474)	0.2753
15	3.4636***	(0.7592)	-2.9564	(2.3323)	12.7396	(24.0266)	3.0182***	(0.9740)	0.2886
16	3.3688***	(0.7732)	-2.5890	(2.2984)	8.8989	(24.2085)	3.0213***	(0.9640)	0.2884
17	3.2405***	(0.7633)	-2.5587	(2.2965)	4.4656	(24.3501)	3.0121***	(0.9475)	0.2960
18	3.1137***	(0.7655)	-2.7616	(2.2318)	-0.7418	(24.5383)	3.0393***	(0.9386)	0.3062
19	3.0397***	(0.7526)	-3.0131	(2.0956)	-5.7433	(24.7610)	3.0888***	(0.9220)	0.3198
20	2.9353***	(0.7417)	-3.2289	(1.9995)	-11.5820	(24.3746)	3.1308***	(0.8861)	0.3347
21	2.8161***	(0.7120)	-3.6835*	(1.9747)	-18.1695	(23.4244)	3.2034***	(0.8293)	0.3650
22	2.6840***	(0.6835)	-3.7508*	(1.9066)	-23.5489	(22.6421)	3.1972***	(0.7943)	0.3851
23	2.6559***	(0.6447)	-3.9719**	(1.8171)	-27.7696	(21.9338)	3.3129***	(0.7133)	0.4249
24	2.5939***	(0.6068)	-4.2713**	(1.7600)	-33.5542*	(20.2466)	3.4364***	(0.6353)	0.4669

注

1. 推定式は以下である。

$$y_t^k = \phi_0 + \phi_1 \text{monetary_factor} *_t + \phi_2 \text{future_monatery_factor} *_t + \phi_3 \text{other_factor} *_t + v_t$$

なお、ここで、 v_t は誤差項を示し、

$$\text{spread}_t = \delta_0 + \delta_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \delta_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \delta_p \hat{\epsilon}_{rt-p} + \delta_i \text{call_spread}_t + \xi_t$$

の推定から得られた $\hat{\beta}_1 \hat{\epsilon}_{rt} + \hat{\beta}_2 \hat{\epsilon}_{rt-1} + \dots + \hat{\beta}_p \hat{\epsilon}_{rt-p}$ を monetary_factor とし、 $\hat{\delta}_i \text{call_spread}_t$ を $\text{future_monatery_factor}^*$ とし、他の要因による部分を other_factor ((7)式の残差の部分) とする。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。

2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を表している。***は有意水準 1%で有意、**は有意水準 5%で有意、*は有意水準 10%で有意であることを表している。

3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 8-A : 長期金利の満期の違いによる影響

k	Φ1		Φ2		Φ3		R2
2year							
3	-6.1377	(6.3769)	17.8202***	(4.5674)	2.2328*	(1.3089)	0.1434
6	-4.7531	(6.0267)	16.0110***	(4.9912)	2.3898	(1.5206)	0.1733
9	-4.8872	(5.2808)	12.6425***	(4.8899)	3.0820*	(1.6364)	0.1817
12	-7.4075	(4.6137)	8.7941*	(4.8894)	3.9014**	(1.6269)	0.2142
15	-6.1363	(4.4301)	6.0441	(4.8510)	4.4606***	(1.5473)	0.2482
18	-4.5806	(4.3925)	2.9985	(5.1057)	4.3932***	(1.4020)	0.2415
21	-4.9313	(4.3246)	-0.5945	(5.3427)	4.2838***	(1.3742)	0.2385
24	-6.0080	(4.2862)	-3.9198	(5.0072)	4.2716***	(1.4019)	0.2685
3year							
3	-2.5853	(4.2044)	15.3087***	(4.1519)	1.9988	(1.2400)	0.1381
6	-3.8438	(3.9796)	13.2416***	(4.4746)	2.3974	(1.4740)	0.1839
9	-4.0766	(3.4779)	10.1644**	(4.4083)	3.1352**	(1.5934)	0.1969
12	-4.3629	(3.3107)	7.0047	(4.4073)	3.8618**	(1.5951)	0.2232
15	-3.9512	(3.2198)	4.4599	(4.3197)	4.4100***	(1.5213)	0.2625
18	-3.2207	(3.2351)	1.7367	(4.4262)	4.3087***	(1.4035)	0.2564
21	-3.9781	(3.0956)	-1.6931	(4.4337)	4.3124***	(1.3500)	0.2742
24	-4.8455	(2.9907)	-5.0245	(3.7802)	4.4932***	(1.3225)	0.3323
4year							
3	-1.6717	(2.9411)	12.7450***	(3.5307)	1.9125*	(1.0446)	0.1417
6	-2.6136	(2.7999)	10.9854***	(3.8338)	2.4132*	(1.2397)	0.1986
9	-2.9079	(2.3987)	8.3159**	(3.7864)	3.1163**	(1.3124)	0.2255
12	-3.2095	(2.1964)	5.6101	(3.8720)	3.7661***	(1.3017)	0.2663
15	-2.9600	(2.1583)	3.3573	(3.9451)	4.1889***	(1.2682)	0.3070
18	-2.5962	(2.1834)	0.9419	(4.0816)	4.0574***	(1.1976)	0.3010
21	-3.3855*	(2.0067)	-2.2601	(3.9618)	4.0813***	(1.1571)	0.3243
24	-4.1742**	(1.8801)	-5.4248*	(3.1709)	4.3621***	(1.0601)	0.4005
5year							
3	-1.7081	(2.8203)	33.4267***	(9.2645)	1.2709	(0.8382)	0.1251
6	-2.0038	(2.7213)	29.1366***	(10.1620)	1.6524	(1.0275)	0.1637
9	-2.2850	(2.5347)	21.7742**	(10.4674)	2.2572**	(1.1273)	0.1807
12	-3.0284	(2.3227)	13.9669	(11.1203)	2.8115**	(1.1495)	0.2175
15	-2.4654	(2.2969)	8.1607	(11.4830)	3.1355***	(1.1344)	0.2429
18	-2.4418	(2.1835)	1.3654	(11.7068)	3.1233***	(1.0593)	0.2552
21	-3.0012	(2.0324)	-6.7590	(11.4066)	3.1350***	(1.0136)	0.2792
24	-3.6323*	(1.9019)	-14.5893	(9.7282)	3.3378***	(0.9322)	0.3547

注:

1. 推定式については、表 7 の注 1 を参照。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。
2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を表している。*** は有意水準 1% で有意、** は有意水準 5% で有意、* は有意水準 10% であることを表している。
3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。

表 8-B : 長期金利の満期の違いによる影響

k	Φ1		Φ2		Φ3		R2
6year							
3	-1.7081	(2.8203)	33.4267***	(9.2645)	1.2709	(0.8382)	0.1251
6	-2.0038	(2.7213)	29.1366***	(10.1620)	1.6524	(1.0275)	0.1637
9	-2.2850	(2.5347)	21.7742**	(10.4674)	2.2572**	(1.1273)	0.1807
12	-3.0284	(2.3227)	13.9669	(11.1203)	2.8115**	(1.1495)	0.2175
15	-2.4654	(2.2969)	8.1607	(11.4830)	3.1355***	(1.1344)	0.2429
18	-2.4418	(2.1835)	1.3654	(11.7068)	3.1233***	(1.0593)	0.2552
21	-3.0012	(2.0324)	-6.7590	(11.4066)	3.1350***	(1.0136)	0.2792
24	-3.6323*	(1.9019)	-14.5893	(9.7282)	3.3378***	(0.9322)	0.3547
7year							
3	-1.7533	(2.8610)	70.1564***	(19.7943)	1.0848	(0.8187)	0.1177
6	-2.0369	(2.7781)	60.8261***	(21.8964)	1.3991	(0.9812)	0.1485
9	-2.3194	(2.6034)	44.8918**	(22.7695)	1.9775*	(1.0924)	0.1574
12	-3.0676	(2.4057)	28.2606	(24.2696)	2.5112**	(1.1660)	0.1851
15	-2.5088	(2.3966)	15.7726	(24.9879)	2.8362**	(1.2111)	0.2024
18	-2.5841	(2.2656)	0.9918	(25.1573)	2.8954**	(1.1627)	0.2180
21	-3.2451	(2.0927)	-16.7477	(24.3014)	2.9954***	(1.1067)	0.2512
24	-3.9516**	(1.9391)	-33.7955	(20.5735)	3.3178***	(0.9717)	0.3419
8year							
3	-1.7538	(2.8099)	47.2900***	(13.6224)	1.3797*	(0.7886)	0.1285
6	-2.0897	(2.6850)	41.0696***	(15.1646)	1.7537*	(0.9179)	0.1725
9	-2.3603	(2.4964)	30.1859*	(15.6732)	2.2735**	(1.0212)	0.1909
12	-3.1015	(2.3208)	18.7153	(16.4873)	2.7113**	(1.1199)	0.2198
15	-2.5773	(2.3392)	9.9188	(16.9687)	2.9756**	(1.1963)	0.2359
18	-2.7172	(2.2102)	-0.3911	(17.0751)	3.0303***	(1.1636)	0.2529
21	-3.4752*	(2.0065)	-12.8924	(16.3775)	3.1638***	(1.0926)	0.2940
24	-4.2719**	(1.8339)	-25.1557*	(13.3301)	3.5455***	(0.8638)	0.3999

注:

1. 推定式については、表 7 の注 1 を参照。k は k 期までの経済成長率の年率化したものを表している。
2. 表中の()の中は Newey and West (1987) にもとづいた修正標準誤差を表している。*** は有意水準 1% で有意、** は有意水準 5% で有意、* は有意水準 10% で有意であることを表している。
3. R2 は自由度修正済み決定係数を示している。