

International Department Working Paper Series 00-J-2

米国の長短金利差からの期待抽出 景気先行指標としての社債金利の有用性について

齋藤 克仁

yoshihito.saitou@boj.or.jp

武田 洋子

youko.takeda@boj.or.jp

日本銀行国際局

International Department

Bank of Japan

〒103-8660 日本橋郵便局 私書箱 30 号

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは国際局の見解を示すものではありません。

米国の長短金利差からの期待抽出 景気先行指標としての社債金利の有用性について

2000年6月

齋藤克仁*、武田洋子**

【要旨】

一般に、長短金利差は、金融政策スタンスに対する金融市場関係者の見方や当面の資金需要の強弱などを反映することから、先行きの景気やインフレ動向に関連する有用な情報を内包している。しかし、最近の米国をみると、金融危機時における“flight to quality”(安全資産の代表である米国債への逃避)の動きや国債需給の歪みなどが、国債(財務省証券)の利回りに強く影響し、国債の長短金利差からこうした情報を取り出すことが困難化しているという問題がある。

そこで、国債の長短金利差に代わる指標として、社債の長短金利差を取り上げ、その景気先行指標としての有用性を検証した。その結果、社債の長短金利差にも、先行きの景気動向に関連する情報量が十分内包されていることがわかった。

また、90年代半以降は、米国における財政バランスが急激に改善しているため、財政プレミアム(公的債務が累増しているケースで、債務履行に不確実性を伴うことに対して投資家が要求するリスク・プレミアム)が低下し、構造的に長短金利差が縮小している可能性が大きい。実際に、財政バランスの改善効果を予め除去して、長短金利差を推計すると、社債および国債のい

本論文における意見等は、全て筆者の個人的な見解によるものであり、日本銀行および国際局の公式見解ではない。

* 日本銀行国際局国際調査課 (E-mail: yoshihito.saitou@boj.or.jp)

** 日本銀行国際局国際調査課 (E-mail: youko.takeda@boj.or.jp)

ずれの長短金利差とも、景気先行指標としての有用性が大きく改善する。

米国においては、社債金利に含まれる信用リスク・プレミアムが比較的安定的に推移しているとみられることも考慮に入れると、国債の発行残高が減少傾向を辿ると見通される下では、社債の長短金利差の情報量に今後注目すべきである。ここでの分析に従って、現在の社債長短金利差を基に先行きの実質 GDP 成長率を推計してみると、米国はなお高成長を続けるという予測結果が得られた。

1. はじめに

米国においては、これまで長短金利差（特に、国債の3か月物金利と10年物金利との格差）が先行き（約1年後）の実質GDPに対して先行性を有する有用な「情報変数（Information Variable）」であると言われてきた¹。

こうした観点から現在の局面をみると、国債金利は2年物と10年物や、10年物と30年物との間では逆イールドとなっているほか、3か月物と10年物との間でも、金利差がかなり縮小しており、先行きの大幅景気スローダウンを示唆しているようにみえる（図1）。

しかし、最近の国債長短金利差の縮小は、財務省の買い戻し計画の影響を少なからず受けているとみられるほか、やや過去の局面を振り返ってみても、アジア危機、ロシア危機などの際には、米国債にその他の金融資産から投資対象がシフトする、所謂“flight to quality”の動きを受けて、長期債の金利が大きく低下する局面がみられるなど、このところ先行きの景気動向を占う情報変数としての有用性が低下している。また、90年代半以降は、財政バランスが大きく改善したため、長期金利に内包されている財政プレミアムが低下し、先行きの景気動向と整合的な長短金利差の水準が構造的に変化している可能性がある。

そこで、本稿では、国債の長短金利差に代わる情報変数を見出すことを目的²として、“flight to quality”や国債の買い戻し計画の影響を受けにくいと考えられる社債（CP）やスワップ・レートの長短金利差が先行きの景気動向に対して有用な情報を内包しているかどうか、財政バランスの改善を織り込むと、長短金利差の先行きの景気予測力が改善するかどうかの点について検証した。さらに、上記の結果を基に、現在の社債の長短金利差（財政バランス調整後）は、どの程度先行きの景気のスローダウンを織り込んでいるかを定量的に見積もった。

¹ 例えば、米国のデータを用いた先行研究としては、Dotsey [1998]、Estrella and Mishkin [1996] などがある。また、Kozicki [1997]は、先進国のデータを用いて、日本以外の先進国においては、共通して国債の長短金利差が約1年後の実質GDP成長率に対して高い予測力があることを報告した。

² 同様の問題意識の下での最近の先行研究としては、Gertler and Lown [2000]がある。彼らは、金融政策トランスミッション・メカニズムにおける“Financial Accelerator”の役割を重視する観点から、ハイ・イールド債とAAA格社債とのスプレッドを用いて景気の先行性を検証し、国債の長短金利差よりも、こうしたスプレッドの方が景気予測力が高いことを報告した。

2．長短金利差と実体経済との関係

(1) 長短金利差が景気先行性を持つ背景

長短金利差が景気先行性を持つ理論的背景については必ずしも明らかではない。しかし、米国においては、以下のような点を通じて、長短金利差が景気先行性を有していると指摘されることが多い。

金融政策スタンスを反映

一般に長短金利差は、現在の金融政策スタンスを反映する部分が多い。すなわち、金利の期間構造に関する純粋期待仮説によると、長期金利は、現在から将来にわたる短期金利の期待値により説明される。このため、長短金利差の縮小は、現在の短期金利水準が現在から将来にかけての短期金利の平均値に比べ相対的に高いこと、すなわち、現在の金融政策スタンスが相対的に引き締め気味であることを示す³。

金融政策の効果は一般にラグを伴って顕現化するため、長短金利差の縮小は、金融引き締めが実体経済に与える効果を先取りしていると考えられることができる。この点、米国においては、インフレ圧力の増大に対応した金融引き締めが景気後退に繋がったケースが多く、このルートを通じた長短金利差の景気先行性が比較的強く現われている可能性が大きい。

資金需要を反映

また、長期金利は資金需要の強弱を反映しているとみられる。例えば、消費や設備投資の拡大等を目的とした資金需要の高まりが生じる場合、長期金利に上昇圧力がかかり、長短金利差が拡大する。こうして調達された資金はその後消費や投資に向けられ、経済活動を押し上げるため、長短金利差の変動が景気先行性を持つことになる。

(2) 長短金利差の景気先行性に関する留意点

このように、一般的に長短金利差は景気先行性を持つと考えられるが、必ずしも景気の先行きに対する期待のみで長短金利差が変動する訳ではない点には注意する必要がある。景気に対する期待以外に、長短金利差に影響を与えると

³ 中央銀行が政策金利を引き上げた場合、短期金利は上昇するが、市場で利上げが永続的に続くとみられない限り、長期金利は短期金利ほどには上昇しない。このため、金融引き締め時には、通常、長短金利差は縮小する。

みられる要因を列挙すると以下のとおりである。

期待インフレ率の変化

フッシャー効果⁴が作用するとの前提の下では、中長期的な期待インフレ率の変化はその分だけ名目長期金利に織り込まれる。また、期待インフレが変動する局面においては、先行きのインフレ見通しに関する不確実性が増大し、長期債に要求されるターム・プレミアムが拡大するため、長短金利差も影響を受けることになる（期待インフレが上昇すると、長短金利差が拡大する）。

財政状況の変化に伴う影響

また、財政収支の変動についても、長期債に要求されるターム・プレミアムの変動を通じて長短金利差に影響を与える。すなわち、財政バランスが改善した場合、財政プレミアム（公的債務が累増しているケースで債務履行に不確実性を伴うことに対して投資家が要求するリスク・プレミアム⁵）が縮小し、長期金利の低下を通じて、長短金利差が縮小すると考えられる。特に、90年代半ば以降の米国においては、財政収支が急速に改善する中で、財政プレミアムが大幅に低下し、長短金利差が構造的に縮小してきた可能性がある⁶。

投資家の投資資産に対するリスク選好度の変化

投資家のリスク選好の変化も長期債に要求されるターム・プレミアムの変化等を通じて長短金利差に影響を与える。とりわけ、金融市場の混乱時には、投資家のリスク選好度が急速に変化し、所謂“flight to quality”や“flight to liquidity”の動きから、国債金利の大幅な低下を招くケースが散見される。例

⁴ フィッシャー効果とは、期待インフレ率の変化が名目金利の変化に影響を及ぼす過程のこと（フィッシャー方程式：名目金利 = 実質金利 + 期待インフレ率）。

⁵ もとより、米国のような先進国において、政府の自国通貨建て債務が不履行を起すことは考えにくい。もっとも、債務累増による格付け低下が価格変動を引き起こしかねないことに対する不確実性や、財政赤字が中央銀行によりファイナンスされることにより、インフレが高まるリスクに対するプレミアムの拡大など、様々な形で、財政赤字拡大は、長期金利に内包されるターム・プレミアムの拡大に繋がりと考えられる。

⁶ このほか、最近では、財務省による国債の買い戻し計画に対する市場での思惑についても長短金利差に影響を及ぼしているとみられる。すなわち、財務省は、財政収支の改善とともに、各年限の国債発行額を徐々に減らしてきたが、財政黒字額の一段の増加予測から、99年には30年債の発行回数の削減や国債の買い戻し計画を決定し、2000年入り後には実際に買い戻しを実施している。市場では、こうした財政黒字額の一段の増加予測や、長期国債の買い戻しの実施を受けて、長期物を中心に需給逼迫観測が強まり、2000年1月下旬以来、長期債利回りが中期債利回りを下回って推移している。

えば、97 年後半のアジア通貨危機、98 年後半のロシア通貨危機・LTCM 危機においては、こうしたリスク選好の大幅な変化が生じ、一時的に国債金利が他の債券金利を大きく下回って低下する局面や、国債の長短金利差が不安定な動きを示す局面がみられた⁷。

社債・スワップ金利が内包するクレジット・リスクの変化

以上の点に加え、社債（ないし CP）やスワップ金利については、リスク・フリーの国債と異なり信用リスクを内包するため、信用リスク・プレミアムの変化によって、長短金利差は変動し得る。このほか、社債については、国債と比較して市場の流動性が低いため、流動性プレミアムの変動も長短金利差の変動要因となる。

以上のとおり、国債のみならず、社債等の長短金利差についても、先行きの景気予測には不確実性が存在する。しかしながら、90 年代後半以降、上記の財政バランス要因や のリスク認識要因の影響から、国債長短金利差の有用度が大きく低下している。そこで、以下では、国債に代わり社債を用いることで、長短金利差の先行きの景気予測力が改善するかどうか、財政バランスの改善を織り込むと長短金利差の景気予測力が改善するかどうかについて点検し、財政バランス調整後の社債長短金利差の景気予測力が最も高いことを検証した。

⁷ この間の国債長短金利差の動向をみると、98 年 8 月央には、ロシア通貨危機に端を発する flight to quality が生じ、投資家の投資対象資産が、株式・投資不適格社債 投資適格社債 国債へとシフトしていった。その際、株式や社債の代替金融資産として、国債の中でも特に長期国債に資金が流入したため、長期金利が短期金利を上回るテンポで低下し、長短金利差が縮小した。一方、同年 9 月下旬における LTCM（Long-Term Capital Management）危機発生時には、flight to liquidity の動きから、流動性の高い短期国債への資金シフトが大規模に生じ、長短金利差が拡大に転じた。このように、投資家のリスク選好の変化は金利水準のみならず、長短金利差についても、大きく不安定化させる可能性がある。

3. 分析結果

(1) 国債、社債の長短金利差による景気（実質 GDP）予測結果

まず、70年代以降の長期データを用いて、国債および社債の長短金利差の実質 GDP 成長率に対する予測力を検証した。長短金利差としてはいくつかの組み合わせが考えられるが、先行研究においては、10年物と3か月物の金利差が特に景気先行性を有しているとの実証結果が多いことから、国債、社債とも10年物と3か月物の金利差を使用した（国債：国債10年物利回り - TB3か月物利回り、社債：AAA格の長期社債利回り⁸ - CP3か月物〈非金融部門〉利回り）。また、長短金利差が何期先の実質 GDP 成長率を最も良く予測できるかについてのラグに関しては、2、4、6、8期ラグ（半年～2年）を候補として比較を行った。言い換えれば、 t 期における長短金利差を用いて、 $t+h-4$ 期から $t+h$ 期にかけての実質 GDP 成長率を予測する関数形により、予測結果の比較を行ったものである（ h はラグの長さ、2～8）⁹。

推計結果をみると（次頁表1）

国債、社債とも、4期ラグ（1年先）のパフォーマンスが最も高く、長短金利差は約1年後の実質 GDP 成長率を最も良く予測する。

長短金利差の係数（ β の値）は国債、社債とも1前後となっており、1%ポイントの長短金利差の変動は、1年後の実質 GDP 成長率が1%ポイント変動することを示している。

国債と社債を比較すると、社債の方が t 値や R^2 について国債よりも高く、景気予測力についてのパフォーマンスが若干高い。

⁸ ここで使用した長期社債利回り（Moody's 公表ベース）は、残存期間20年物以上を対象とした composite ベースであり、必ずしも残存期間が固定されている訳ではない点に注意する必要がある。なお、残存期間10年で固定されたベースでの社債金利については、Bloomberg が作成、公表しているが、長期時系列のデータがないことから、ここでは、Moody's ベースの金利を使用した。

⁹ 関数推計式は、実質 GDP 成長率 $_{t+h-4,t+h} = \alpha + \beta \times \text{長短金利差}_t + \varepsilon_t$ を使用した。なお、過去の研究結果では、本稿で使用した最もシンプルな関数形のほかに、説明変数として、長短金利差に加えて、当期の実質 GDP 成長率を入れる例も見受けられる（Bonser-Neal and Morley[1997]、Kozicki[1997]など）ため、こうした関数形でも推計を試みたが、パフォーマンスにほとんど違いがなかったため、本稿では、上記の最もシンプルな関数推計結果のみを示すことにする。

という結果が得られた¹⁰。すなわち、国債のみならず社債についても、先行きの景気動向に対して有用な情報が内包されていることが示されている。

(表1) 国債、社債の長短金利差による景気予測結果
(サンプル期間内テスト)

		2期ラグ	4期ラグ	6期ラグ	8期ラグ
国債		0.79 (5.007)**	1.08 (7.662)**	0.88 (5.846)**	0.46 (2.805)**
	R ²	0.179	0.338	0.229	0.064
社債		0.69 (6.159)**	0.90 (9.049)**	0.65 (5.715)**	0.35 (2.827)**
	R ²	0.256	0.427	0.232	0.070

推計式は、 $GDP_{t+h-4,t+h} = \alpha + \beta \times Sp_t + \varepsilon_t$ (GDP_{t+h-4,t+h}: t+h-4 ~ t+h 期にかけての実質 GDP 成長率 < h は 2、4、6、8 >、Sp: 長短金利差 < 10 年-3 か月 >)

() 内は t 値、*は 5%、**は 1%水準で有意であることを示す。

推計期間: 国債(71 年第 1 四半期 ~ 2000 年第 1 四半期)、社債(72 年第 2 四半期 ~ 2000 年第 1 四半期)

シャドーは、各ラグの中で最も t 値ないし R² の高かったラグを示す。

次に、上記のサンプル期間内テストのほかに、サンプル期間外テストを行い、国債と社債のパフォーマンスを比較した。サンプル期間内テストにおいては、推計に当たって全てのサンプル期間のデータを使用するのに対し、サンプル期間外テストにおいては、予測時点で available な情報のみを使って予測する。例えば、サンプル期間外テストにおいて、75 年第 1 四半期の実質 GDP 成長率を推計する場合、74 年第 4 四半期までのデータのみを用いて推計された長短金利差と実質 GDP 成長率との関係(パラメータ)を用いて推計する。そして、同様に逐次終期を伸ばすことにより、常に available な情報のみを用いて予測された実質 GDP 成長率が時系列で推計される。

このサンプル期間外テストの推計結果を、RMSE(平均平方二乗誤差)¹¹を用いて評価すると(次頁表2)

¹⁰ 表1では、データの availability の関係から、国債と社債の推計期間が若干異なっている。しかし、国債についても、社債と同様の期間を用いて推計を行ったところ、やはり社債の方が国債よりもパフォーマンスが良いとの結果は変わらなかった。

¹¹ RMSE(Root Mean Squared Error)は、推計値と実績値の乖離の二乗を平均し、平方根をとったものであり、RMSE が小さい程予測精度が高く、モデルのパフォーマンスが良いことを意味する。

国債、社債とも、4期ラグ（1年先）のRMSEが最も低く、長短金利差は約1年後の実質GDP成長率をより良く予測する。

国債と社債を比較すると、社債のRMSEがより低く、景気予測力についてのパフォーマンスが国債よりも若干高い。

という結果が得られ、サンプル期間内、期間外いずれについても、社債の方が国債よりも若干景気予測力が高いという結果となった。

（表2）サンプル期間外テストによる予測結果（RMSE）

	2期ラグ	4期ラグ	6期ラグ	8期ラグ
国債	2.258	2.027	2.031	2.250
社債	2.190	1.907	2.146	2.328

このように、社債の景気予測力の高さが検証されたが、90年代に限ってみれば、関数のパフォーマンスが大きく悪化しているという問題点がある。すなわち、実質GDP成長率の実績値と推計値¹²を比較してみると（図2）、70年代および80年代については比較的うまくトレースしているが、90年代に入ると、長短金利差から算出された実質GDP成長率は伸びを低める予測となっていたのに対し、実際の実質GDP成長率はむしろ伸びが高まるなど、両者が大きく乖離している。

こうした乖離については、90年代後半に財政バランスが急速に改善し、財政プレミアム（公的債務が累増しているケースで、債務履行に不確実性を伴うことに対して投資家が要求するリスク・プレミアム）の低下¹³が特に長期金利に下押し圧力を与えたことから、構造的に長短金利差の水準が縮小したことが考えられる。実際に、国債の長短金利差と市場性国債残高（前年差）を比較すると、両者には概ね正の相関関係がみられている（図3）。そこで、次に財政バランスを調整した長短金利差を推計し、その景気予測力を検証した¹⁴。

¹² サンプル期間内テスト・ベースの予測値。

¹³ 本来、財政バランスの変動は、国債利回りには影響を与えるが、社債の利回りには影響を及ぼさないと考えられる。しかし、国債市場と社債市場との間の裁定関係から、実際には社債金利にも大きな影響を与えていると考えられるため、社債についても、財政バランス調整後の長短金利差を推計した。

¹⁴ このほか、90年代に入り、インフレ率が全体として低位で安定していることを反映して、期待インフレが落ち着き、これが長期金利に含まれているインフレ・リスク・プレミアム

(2) 財政バランス調整後の国債、社債金利差による景気予測結果

長短金利差から、財政バランス改善要因を除去するために、

$$\text{長短金利差}_t = \alpha + \beta \times \text{市場性国債残高前年差}_t + \varepsilon_t$$

により関数推計¹⁵を行い、財政要因を除いた部分、すなわち、

$$\text{財政バランス調整後の金利差} = \text{長短金利差}_t - (\beta \times \text{市場性国債残高前年差}_t)$$

を財政バランス調整後の長短金利差とした。

こうして推計された財政バランス調整後の金利差と調整前の金利差を比較してみると(図4)、特に98年以降、財政バランスの改善を反映して、調整後の金利差が調整前の金利差を大きく上回っており、調整後の長短金利差は、90年代以降むしろトレンド的に高まりつつあることが分かる。

次に、この金利差を用いて、実質GDP成長率の予測力を点検した。(1)と同様の関数推計¹⁶を行うと(次頁表3)

国債、社債ともに t 値、 R^2 とも上昇する(国債関数の R^2 : 0.338 0.454、社債関数の R^2 : 0.427 0.555)など、いずれについてもパフォーマンスが大幅に改善した。

国債と社債を比較すると、社債の方がよりパフォーマンスが良く、特に90年代以降、実質GDP成長率について推計値と実績値の乖離が大きく縮小している(図5)。

サンプル期間外テストにおいても、国債、社債ともにパフォーマンスの改善がみられたほか、社債のパフォーマンスは国債より高い(国債関数のRMSE: 2.027 1.846、社債関数のRMSE: 1.907 1.677)。

という結果となり、財政バランス改善要因を除去すれば、長短金利差が90年代入り後も実質GDP成長率の予測力を有していることが実証された¹⁷。

の低下に繋がった可能性も指摘できる。

¹⁵ 推計した結果、社債、国債とも市場性国債残高(前年差)の項が有意であることが確認された。

¹⁶ 国債、社債とも4期ラグの関数形。

¹⁷ もっとも、上記のような定式化により、財政バランス改善要因を調整しても、投資家の財政黒字額に対する一段の増加予測や、長期国債の買い戻しの実施を受けた長期債に対する需給逼迫観測を完全には調整できない。このため、国債需給の歪みによる最近の国債長

(表3) 財政バランス調整後の国債、社債の長短金利差による
景気予測結果 (サンプル期間内テスト)

		2期ラグ	4期ラグ	6期ラグ	8期ラグ
国債		1.14 (6.445)**	1.50 (9.771)**	1.21 (6.853)**	0.59 (2.868)**
	R ²	0.265	0.454	0.294	0.069
社債		0.96 (7.845)**	1.21 (11.704)**	0.85 (6.420)**	0.37 (2.500)*
	R ²	0.359	0.555	0.276	0.056

推計式は、 $GDP_{t+h-4,t+h} = \alpha + \beta \times MSP_t + \varepsilon_t$ ($GDP_{t+h-4,t+h}$: t+h-4 ~ t+h 期にかけての實質 GDP 成長率 < h は 2、4、6、8 >、MSP : 財政バランス調整後の長短金利差 < 10 年-3 か月 >)

() 内は t 値、*は 5%、**は 1%水準で有意であることを示す。

推計期間 : 国債 (71 年第 1 四半期 ~ 2000 年第 1 四半期) 社債 (72 年第 2 四半期 ~ 2000 年第 1 四半期)

シャドーは、各ラグの中で最も t 値ないし R² の高かったラグを示す。

(3) 90 年代における国債、社債、スワップの長短金利差による景気予測結果

次に、上記の結果を補完するため、国債、社債に加え、スワップの長短金利差を候補に挙げ、90 年代における景気予測力を比較した。その際には、データのサンプル数が少ないことを考慮し、實質 GDP 成長率に代えて、月次データである鉱工業生産を被説明変数として使用した。

こうした 90 年代における 3 種類の長短金利差 (財政バランス調整後) の鉱工業生産に対する予測力をみると (次頁表 4)

長期データと同様、90 年代に限ってみても、社債の長短金利差のパフォーマンスが最も高い。この間、国債とスワップの長短金利差のパフォーマンスは同程度。

ラグについては、国債、社債とも、1 年ラグのパフォーマンスが最も良い (ただし、スワップについては、2 年ラグのパフォーマンスが最も良い)。

という結果が得られ、ここでも社債の景気予測力の高さが確認されるかたちとなった。

短金利差の有用性低下を十分に改善し切れていない点には注意を要する。

(表4) 国債、社債、スワップの長短金利差による景気予測結果
(サンプル期間内テスト)

		6 か月ラグ	12 か月ラグ	18 か月ラグ	24 か月ラグ
国債		1.58 (5.513)**	1.56 (5.539)**	1.26 (4.278)**	0.74 (2.539)**
	R ²	0.201	0.202	0.131	0.051
社債		1.35 (6.036)**	1.45 (7.292)**	1.39 (6.885)**	1.22 (5.904)**
	R ²	0.231	0.305	0.282	0.224
スワップ		1.32 (4.818)**	1.36 (5.262)**	0.96 (3.395)**	1.32 (5.529)**
	R ²	0.161	0.186	0.096	0.219

推計式は、 $IIP_{t+h-4,t+h} = \alpha + \beta \times MSp_t + \varepsilon_t$ (IIP_{t+h-4,t+h}: t+h-4 ~ t+h 期にかけての鉱工業生産変化率 < h は 6、12、18、24 >、MSp: 財政バランス調整後の長短金利差 < 10年-3か月 >)

() 内は t 値、*は 5%、**は 1%水準で有意であることを示す。

推計期間: 90年1月~2000年3月(ただし、スワップの18か月ラグ、24か月ラグは91年1月~2000年3月)

シャドーは各ラグの中で最も t 値ないし R² の高かったラグを示す。

(4) 社債長短金利差(財政バランス調整後)による先行きの景気見通し

長短金利差を用いた先行きの実質 GDP 成長率予測

以上の分析を基に、社債の長短金利差(財政バランス調整後)を用いて、先行きの実質 GDP 成長率の予測を行った¹⁸。社債の長短金利差が1年後の実質 GDP 成長率を予測するという関数形に基づき、予測結果をみると(図6)、2000年中に成長率がやや高まったあと、2001年にかけてやや減速するが、それでも2001年央まで、現状程度の成長率を持続するとの結果が得られた¹⁹。すなわち、2000年第1四半期の実質 GDP 成長率は前年比+5.0%であった(実績ベース)が、2002年第2四半期の予測値についても、前年比+5.0%と同じ成長率となっている。

¹⁸ 予測期間は2001年第2四半期まで。

¹⁹ なお、こうした結果は、国債の長短金利差を使用した予測結果とはやや異なっており、同予測結果では、景気は2001年第1四半期をピークに減速し、2001年央には実質 GDP 成長率が3%台に低下するとの結果となっている。

Probit モデルを用いた景気後退確率の推計

また、上記の結果を補完する観点から、Probit モデル²⁰を用いて、社債の長短金利差が示唆する先行き（1年後）の景気後退確率を計測した。

まず、社債の長短金利差を用いた景気後退確率予測について、これまでのパフォーマンスをみると（図7）、70年代以降の景気後退局面²¹をいずれも高い確率で予測できており（景気後退期には、長短金利差から導かれた景気後退確率が高まっている）、社債の長短金利差が景気後退のシグナルとなってきたことを示している²²。すなわち、ここでは1年前の長短金利差を用いて景気後退確率を予測するかたちとなっているため、こうした結果は、長短金利差が景気後退期の約1年前に大きく縮小し、先行きの景気後退を予測してきたという事実を示すものである。

次に、こうした関数結果を基に、先行きの景気後退確率を予測してみると、2001年中央に至るまで、景気後退確率は2%程度と極めて低水準で推移するという結果となっている。このように、²³ のいずれの関数推計によっても、現在の社債長短金利差の水準からは、当面景気拡大が続く可能性が高いことが示されていることが分かった。

4. おわりに

上記で示された分析結果は、需給要因等に起因する価格の歪みによって、国債の景気先行指標としての役割が後退している下で、社債の長短金利差が、一定の条件の下で代替的な役割を果たし得ることを示すものである。国債に比べて社債の長短金利差の方がやや景気予測力が高いという結果は、社債（AAA格付け社債）に含まれる信用リスク・プレミアムは比較的安定的に推移していること²³や、逆に flight to quality 等の動きが国債の景気先行性を歪ませていること

²⁰ Probit モデルは、「景気後退か否か」や「自動車を購入するかしないか」など、質的選択や事象発生の有無に関する離散データが被説明変数となっているモデルである。Probit モデルを用いることにより、一定の長短金利差に対応する、先行き景気が後退する確率を計測することができる。

²¹ 73年11月～75年3月、80年1月～7月、81年7月～82年11月、90年7月～91年3月の4回（NBER ベース）。

²² なお、推計結果によると、95年～96年にかけても、景気後退確率は高まっている。この時期は景気後退期ではないが、95年中においては、94年初来のFRBによる金融引き締めを受けた在庫調整圧力の高まり等から、景気は一時大きく減速していた。

²³ 一般的に、信用リスク・プレミアムは景気後退が予想されると拡大し、社債の長短金利

を意味するものと考えられる。

ただし、上記の分析結果を解釈する際には、いくつかの留意点が必要である。まず、社債の長短金利差は、2章で示したように、景気に対する見方だけでなく、信用リスク認識や、期待インフレ率の変化によっても変動し得るものであり、局面によっては、景気に対する期待以外の要因が、社債の長短金利差のドミナントな変動要因となる可能性がある。特に足許では、米国景気に過熱感が窺われる下で、期待インフレ率が高まりつつあるとみられるだけに、こうした局面においては、景気に対する見方に大きな変化がなくても、長短金利差が拡大する可能性には注意が必要である。

また、市場性国債の発行残高が減少しつつある中で、国債のベンチマーク性を疑問視する見方や、政府関連機関債などを対象により望ましいベンチマーク資産を模索する議論が活発になっているが、上記の分析結果は、こうしたベンチマークの議論に対しても、一定のインプリケーションを持つものである。すなわち、現在米国債が果たしているベンチマーク機能としては、一般的に 将来の短期金利、インフレ、実体経済の分析に使われる機能、他の金融資産の評価基準として使われる無リスク資産としての機能、市場の厚みがあることによるヘッジ手段としての機能が指摘されている²⁴。社債の景気予測力の高さは、これらのベンチマーク機能のうち、先行きの景気予測の役割については、社債の長短金利差が担い得る可能性を示していると言えよう²⁵。

以上

差の押し上げ要因として作用する。しかし、本稿で得られた社債の景気予測力の高さは、少なくとも AAA 格など高格付け社債については、信用リスク・プレミアムの変動と景気との関係が比較的安定的であり、社債の長短金利差が本来有している景気先行性に対して、大きな distortion とはなっていないことを示している。また、米国においては、社債市場の規模は国債市場をも上回っており（財務省証券：3兆6,521億ドル、社債：4兆1,291億ドル<99年末時点、Flow of Funds 統計ベース>）比較的流動性がある市場であるという点も、社債の景気予測力の高さの背景にあるとみられる。

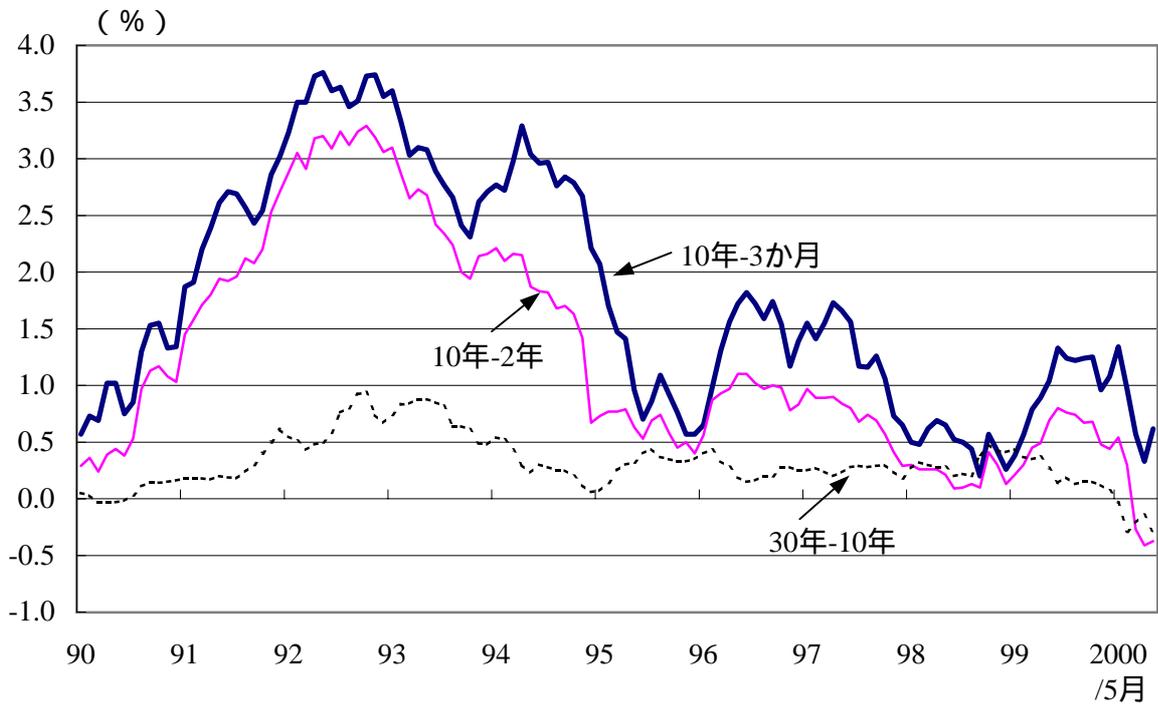
²⁴ この分類は、Fleming[2000]による。

²⁵ ただし、社債の長短金利差の景気予測力が高いといっても、それだけで社債が国債に代わって、完全な市場のベンチマークとはなり得ないことは言うまでもない。社債は市場が分断されているほか、通常発行当たりのロットが小さく、国債と比較して流動性が低いこと等から、特に上記の点についてベンチマーク商品としての特徴を有しているとは言い難い。国債に代わるベンチマークのあり方については多方面からの議論が必要である。

【参考文献】

- Bonser-Neal, C. and T. Morley, “Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis,” Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, Third Quarter 1997
- Dotsey, M., “The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth,” Federal Reserve Bank of Richmond *Economic Quarterly*, Volume 84/3 Summer 1998
- Estrella, A. and F. Mishkin, “The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions,” Federal Reserve Bank of New York *Current Issues in Economics and Finance*, June 1996
- Fleming, J., “The Benchmark U.S. Treasury Market: Recent Performance and Possible Alternatives,” FRBNY *Economic Policy Review*, April 2000
- Gertler, M. and C. Lown, “The Information in the High Yield Bond Spread for the Business Cycle: Evidence and Some Implications,” *NBER Working Paper* No.7549, February 2000
- Kozicki, S., “Predicting Real Growth and Inflation With the Yield Spread,” Federal Reserve Bank of Kansas City *Economic Review*, 1997

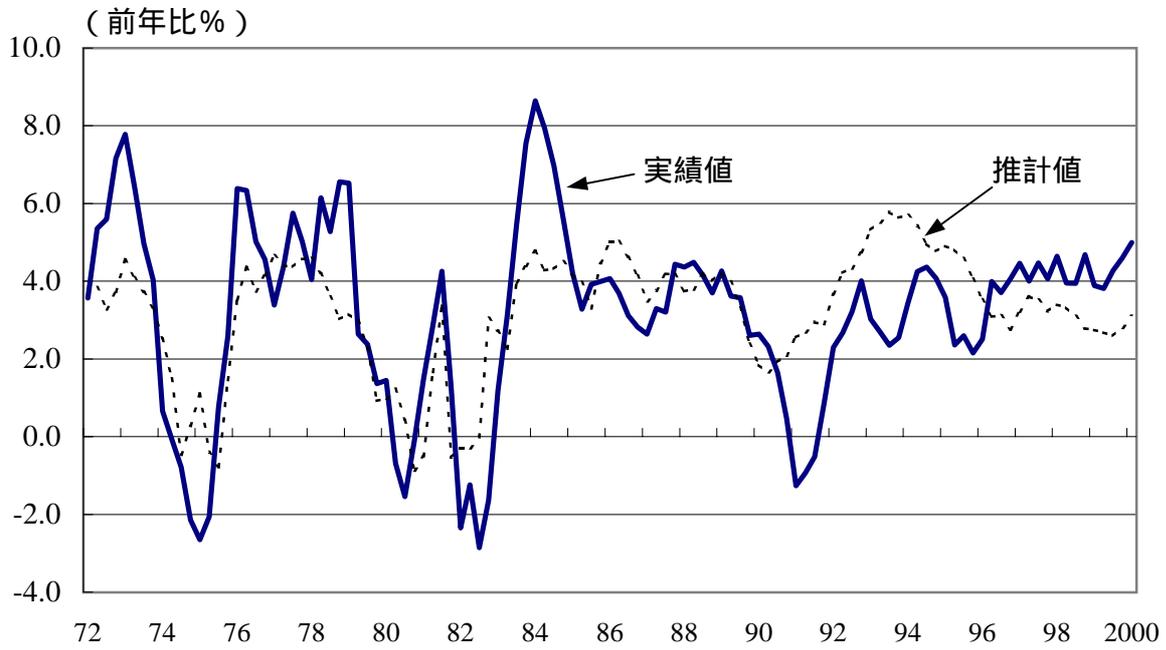
(図 1) 国債の長短金利差



(注) 5月の値は、19日までの平均値。

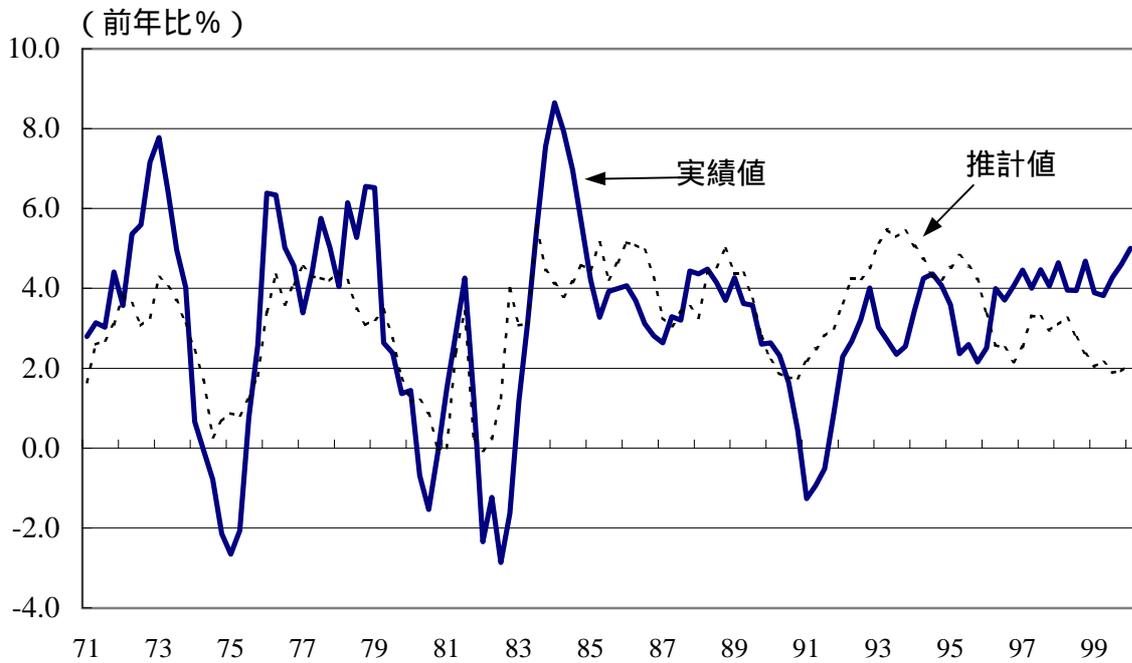
(図 2) 長短金利差による実質GDPの予測結果

(1) 社債



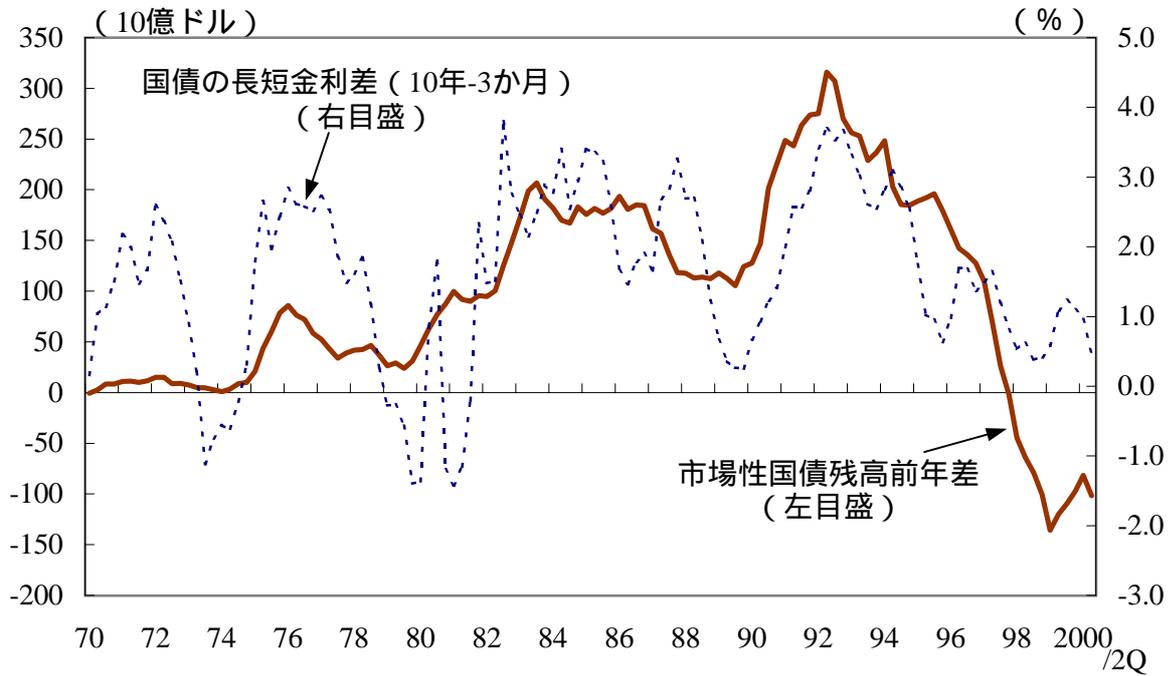
直近は2000年第1四半期

(2) 国債



直近は2000年第1四半期

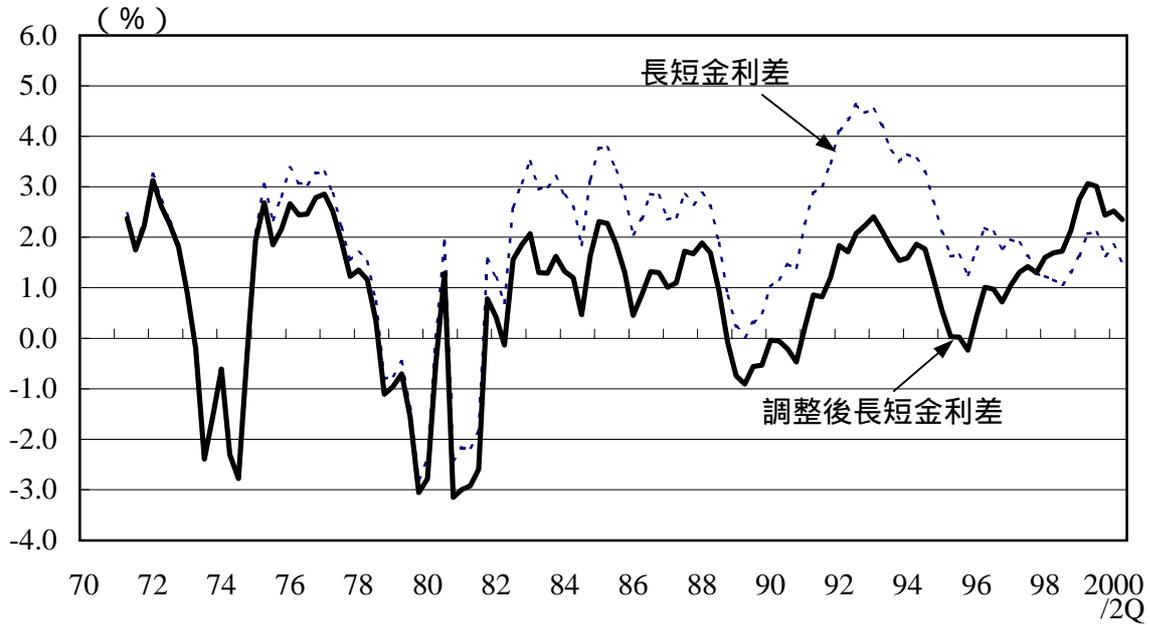
(図 3) 市場性国債残高 (前年差) と国債の長短金利差



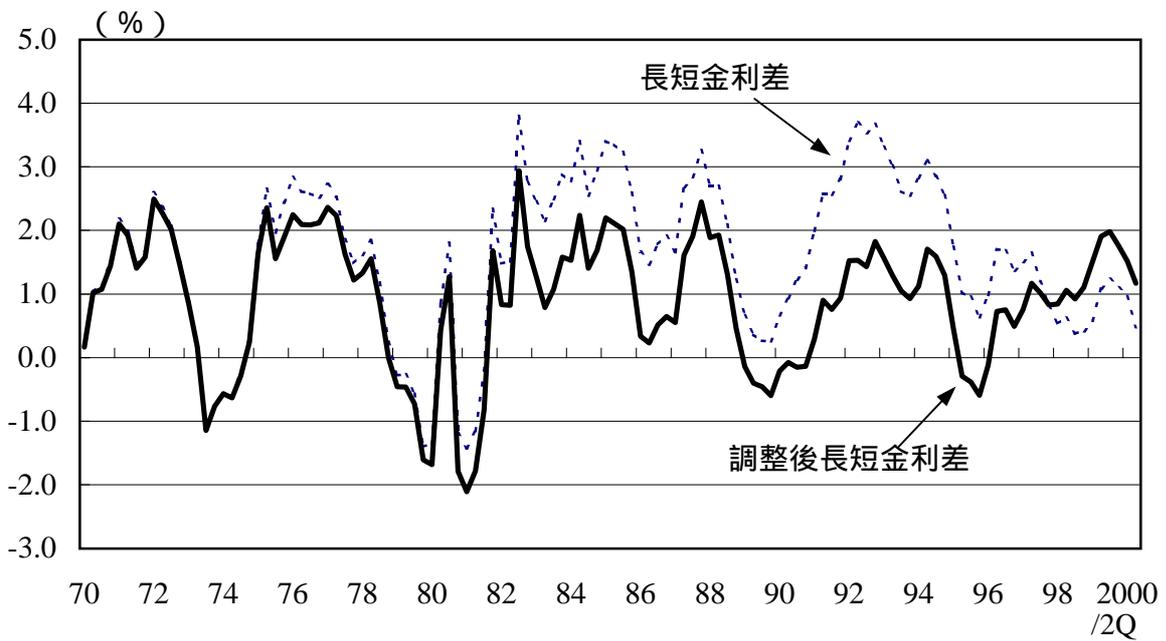
(注) 2000年第2四半期は、国債の長短金利差が4～5月の平均値 (ただし5月は19日まで)、国債残高前年差が、2～4月の平均値。

(図 4) 財政バランス調整後の長短金利差

(1) 社債



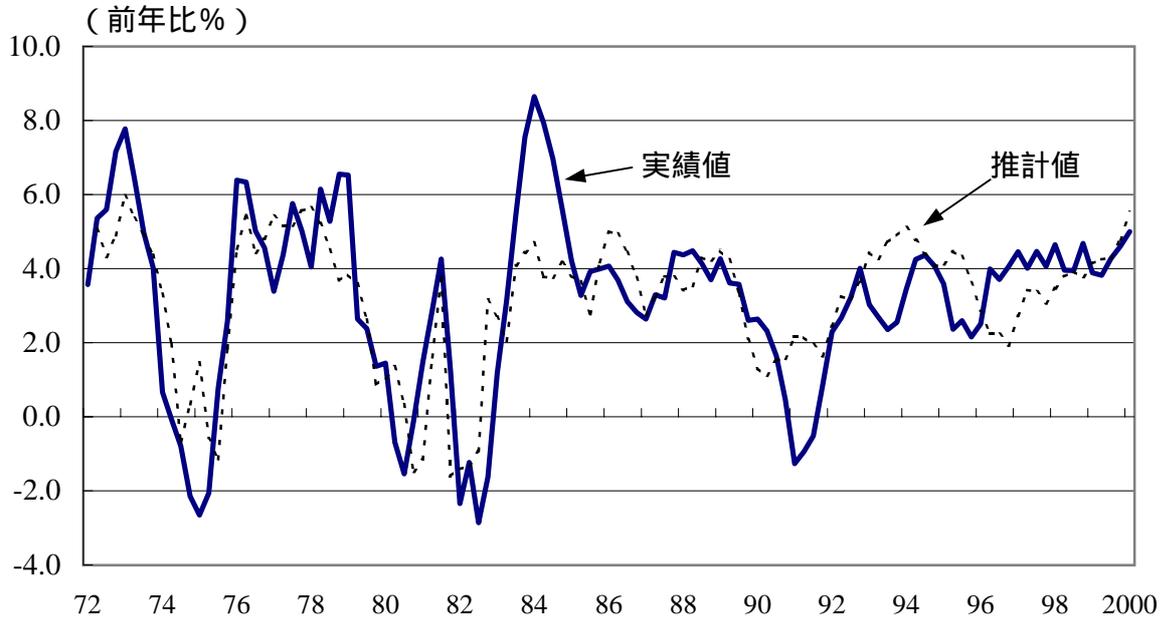
(2) 国債



(注) 2000年第2四半期は、4～5月の平均値 (ただし5月は19日まで)。

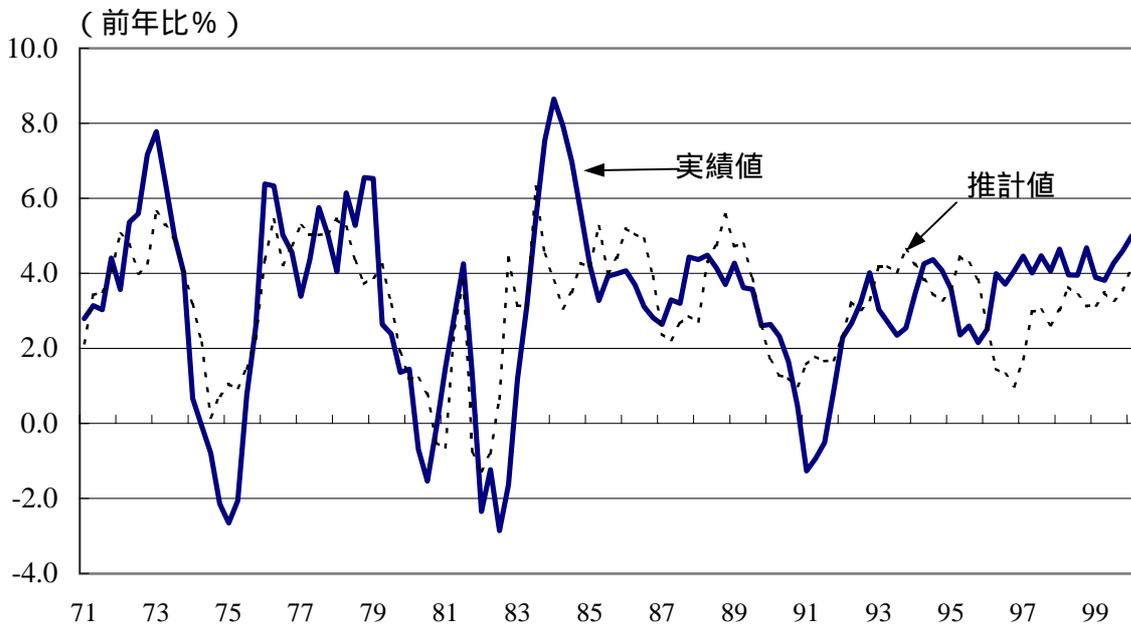
(図 5) 長短金利差 (財政バランス修正後) による実質GDPの推計結果

(1) 社債



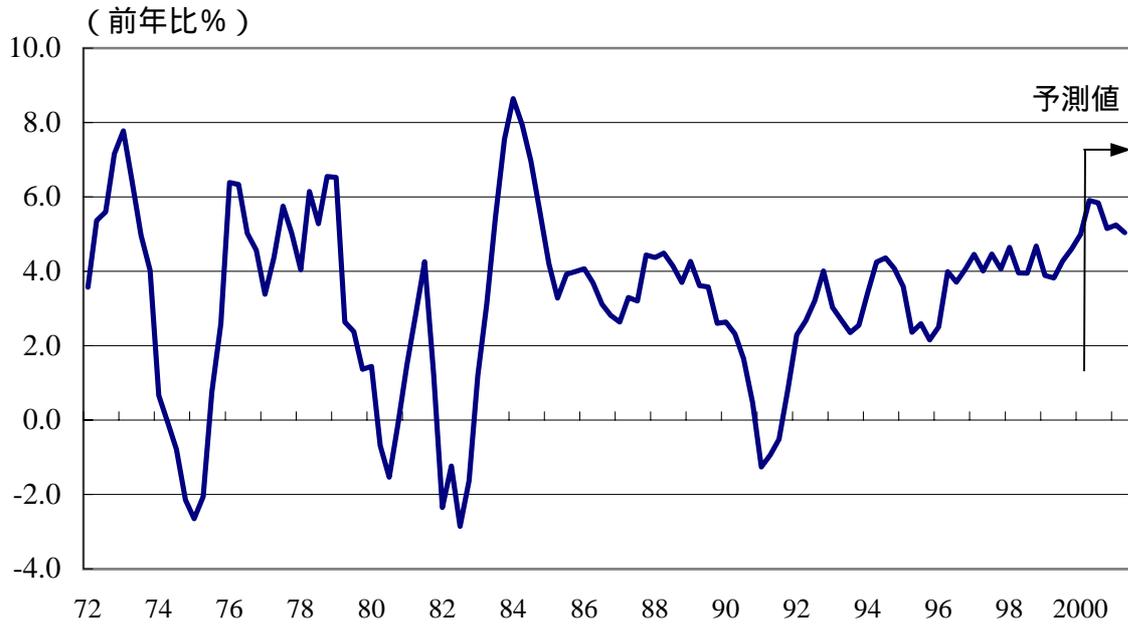
直近は2000年第1四半期

(2) 国債

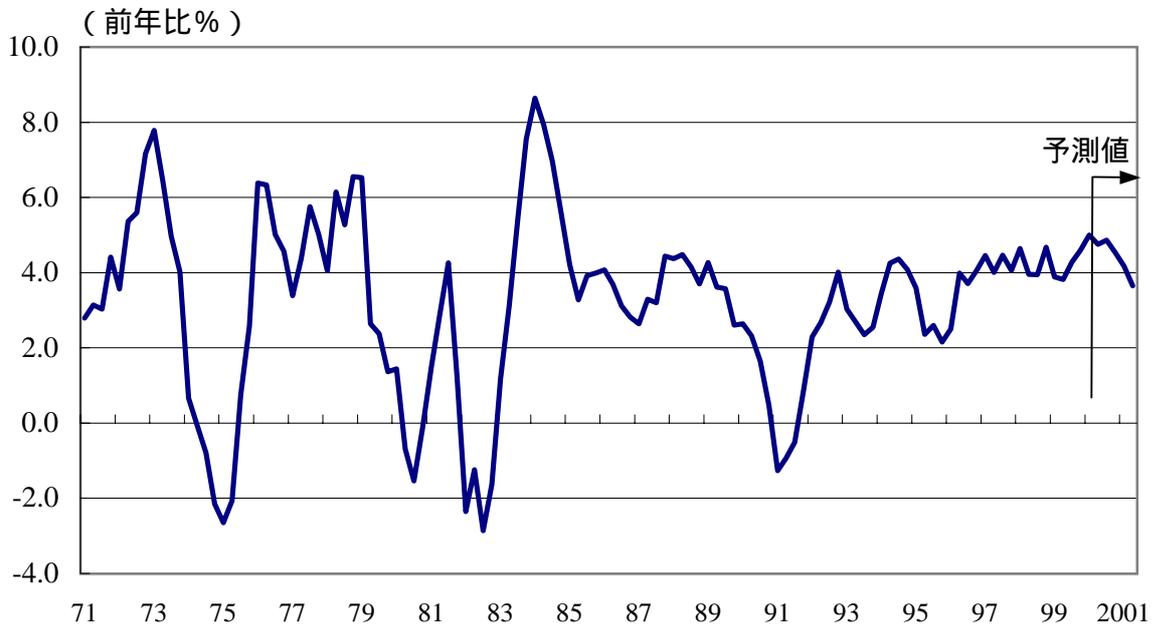


直近は2000年第1四半期

(図 6) 社債の長短金利差 (財政バランス修正後) を用いた実質GDPの予測結果



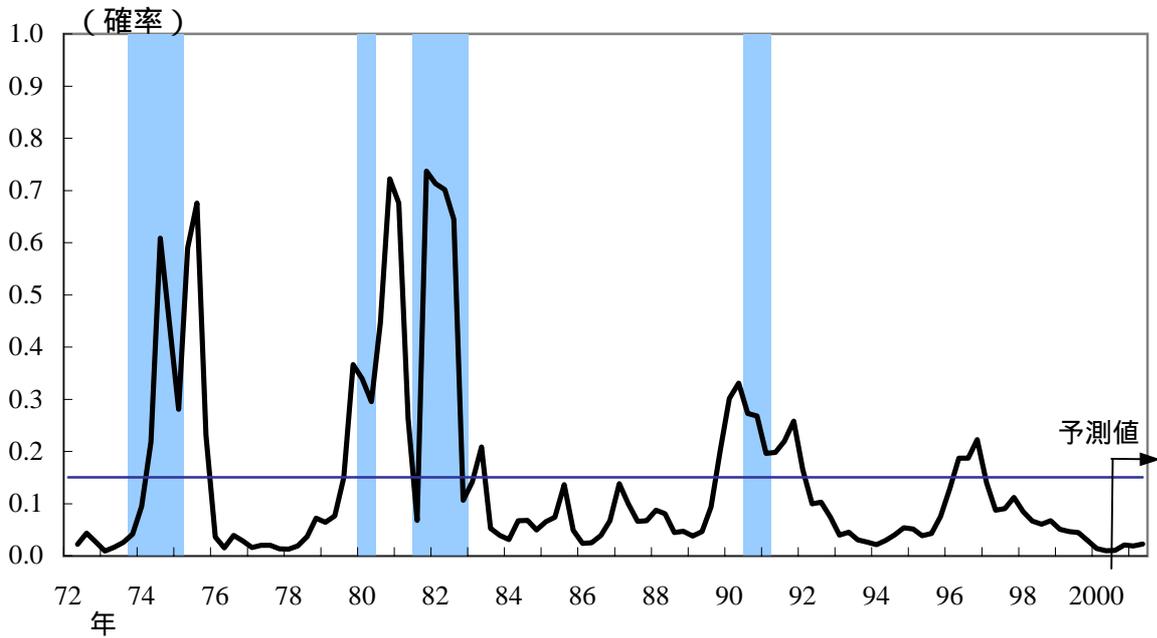
(参考) 国債の長短金利差 (財政バランス修正後) による予測結果



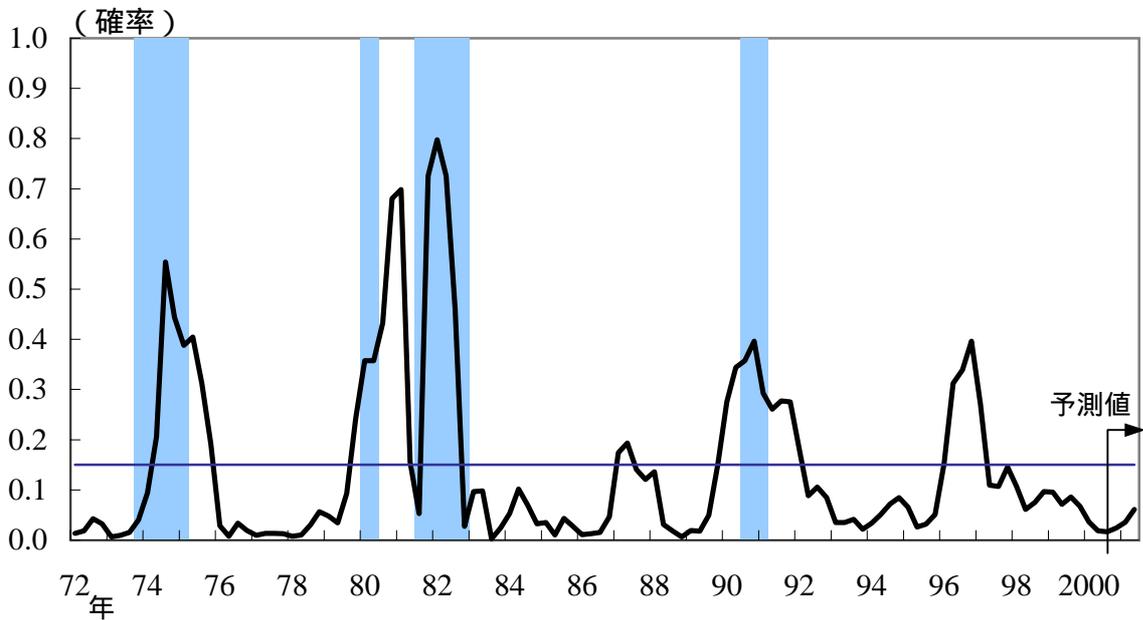
(注 1) 予測期間は2001年第2四半期まで。

(注 2) ラグは4期ラグを使用。

(図 7) 社債の長短金利差 (財政バランス修正後) を用いた景気後退確率の
予測結果



(参考) 国債の長短金利差 (財政バランス修正後) を用いた景気後退確率の
予測結果



(注 1) 推計式 : $\text{Prob}(R_t=1) = \left(\frac{1}{2} + \frac{1}{2} \times \text{MSp}_t \right)$

$\text{Prob}(R_t=1)$: t 期における景気後退確率、 $\Phi(\cdot)$: 累積標準正規分布関数、

MSp : 財政バランス調整後の長短金利差。

予測期間は2000年第2四半期まで。Pseudo- R^2 : 社債関数 0.249、国債関数 0.259

(注 2) シャドーは景気後退期。横線は期間平均の景気後退確率 (0.15) 。