

International Department Working Paper Series 00-J-4

**長短スプレッドに含まれる期待要因
の抽出と政府債務残高の影響の整理**

磯貝 孝

takashi.isogai@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。

2000年10月

長短スプレッドに含まれる期待要因の抽出と政府債務残高の影響の整理

磯貝 孝

[要旨]

G7諸国のパネルデータを用いて、長短スプレッドをGDP成長率の変化予想とインフレ率の変化予想（期待要因）および政府債務残高GDP比率（プレミアム要因）の各要因に分解することを試みた。推計の結果、景気やインフレの期待要素は何がしか含まれているものと評価でき、長短スプレッドの先行指標性は必ずしも否定されないことが示された。

また、政府債務残高GDP比率についても、80年代後半以降、国債金利に対するプレミアムの変化を通じて長短スプレッドに有意に影響しているとの結果が得られた。長短スプレッドの先行指標性に関する議論を行う場合は、プレミアム要因として政府債務残高の影響も明示的に考慮する必要が確認された。

1. はじめに

金利の長短スプレッドには、景気やインフレの先行き期待に関する情報を含むという意味での先行指標性があるとの見方があるが、実際に長短スプレッドから、こうした情報を抽出するのは容易ではない。例えば、米国でのFRB・各地区連銀などによる研究では、長短スプレッドは景気の先行き期待に関する情報を何がしか含んでいるが、インフレに関する有益な情報を抽出することは困難という結論が多く得られている。また、ユーロエリアにおいては、長短スプレッドは、景気やインフレの先行きを占う情報をほとんど含んでいないという調査結果も得られている¹。さらに、景気拡大が続いている

¹ Berk and Bergeijk(2000)。

米欧諸国では、国債の発行減に伴う需給タイト化という要因等により金利が低下（価格が上昇）し、先行きの景気やインフレに関する情報が薄められるという事象もみられている。したがって、長短スプレッドに含まれる景気やインフレの先行きに関する情報のみならず、それ以外の要因、すなわちプレミアム要因についてどう考えるかという点も重要性を増している。

本稿では、金利の期間構造に関する期待仮説に即して、長短スプレッドを期待要素とプレミアム要因に分解し、プレミアム要因の中でも重要度が高いと思われる政府債務残高の影響度を定量的に把握することを試みる。

2．長短スプレッドの分解とプレミアム要因に関する基本的な考え方

（長短スプレッドの分解）

金利の期間構造を説明する考え方としては、純粹期待理論（デフォルトのない長期国債利回りは期間内の各時点で予想される短期金利の幾何平均として決定されるという考え方）、流動性プレミアム理論（長期金利には、投資資金の流動性の低下に見合うリスクプレミアムが上乘せられるという考え方）、特定期間選好理論（長短資金にはある程度代替性が存在するが、投資家にとって選好度の低い投資対象には、プレミアムがつけられるという考え方）などがある。

これらの理論に共通して言えることは、長期金利には、現在および将来の予想短期金利の平均値に加え、流動性プレミアム、期間プレミアムなどのプレミアム要素が含まれているということである（純粹期待理論は、プレミアム = 0 の特殊なケースとして捉えられる）。

こうした金利の期間構造に関する期待仮説を前提とすれば、時点 t における金利は、次のように分解できる。

$$R(n,t) = E_t \bar{r}(n,t) + f_t(n) \quad (1)$$

ここで、 $R(n,t)$ は、時点 t における満期 n 期の債券の金利（利回り）、 $\bar{r}(n,t)$ は、時点 t から満期に至るまでの各時点（ $t+1, t+1, t+2, t+2, t+3, \dots$ ）で予想される名目短期金利、 $f_t(n)$ は、満期まで債券を保有することに伴うリスク・プレミアム、 E_t は、時点 t における期待形成を表す。

次に、名目金利は、実質金利と予想インフレ率に分解されることから、(1) 式から

(2) 式が得られる²。

$$R(n,t) = E_t r(n,t) + E_t p(n,t) + f_t(n) \quad (2)$$

ここで、 $r(n,t)$ は、時点 t から満期に至るまでの平均的な予想実質金利、 $p(n,t)$ は、時点 t から満期に至るまでの平均的な予想インフレ率を示す。

また、(1)式で $n=1$ とすると、短期金利は次のように表される。

$$R(1,t) = E_t r(1,t) + E_t p(1,t) + f_t(1) \quad (3)$$

(2) - (3)により、長短スプレッドは、

$$R(n,t) - R(1,t) = E_t [r(n,t) - r(1,t)] + E_t [p(n,t) - p(1,t)] + f_t(n) - f_t(1)$$

のように、予想される実質金利ベースの長短スプレッドおよびインフレ率のパス、そしてリスク・プレミアムに分解される。なお、短期金利に含まれるプレミアム $f_t(1)$ は、(流動性プレミアムにせよ、期間プレミアムにせよ) ほぼゼロと考えれば、長短スプレッドに含まれるプレミアム要因は、長期金利に含まれるプレミアム成分そのものとみることができる。

$$R(n,t) - R(1,t) = E_t [r(n,t) - r(1,t)] + E_t [p(n,t) - p(1,t)] + f_t(n) \quad (4)$$

(プレミアムの変化)

(4) 式のプレミアム $f_t(n)$ は、多くの要因によって影響されるものと考えられるが、流動性プレミアムや期間プレミアムといった捉え方のもとでは、時点に依存しない定数項として扱われることが多い(コンスタント・プレミアム)。しかし、経済環境や投資家のリスク選好の度合いなどによって、このプレミアム部分が変化する(可変的プレミアム)という考え方もある。具体的には、政府債務残高、インフレのボラティリティ、対外資産・負債ポジション(累積経常収支)、為替レートの変動などが、そうしたプレミアムの変動に影響しているものと考えられている。以下では、これら可変的プレミアム要因の中から、政府債務残高に焦点を当てて分析を進める。

(政府債務残高の位置付け)

政府債務残高がどのようにして長短スプレッドのプレミアム(ここでは長期金利のプレミアム)として作用するのかについては、二つの考え方があり得る。一つは、政府債務残高が国債を発行する中央政府のデフォルトリスクを示す変数として認識されるとい

² 実質金利の安定を前提とすれば、予想インフレ率と名目金利はほぼ平行に動くという、いわゆるフィッシャー効果が存在するという考え方。

う考え方であり、もう一つは政府債務残高は国債の需給要因の変化を示す代理変数として受け止められるという見方である。

理論的には、国債は無リスク資産として扱われ、各種金融資産のリスク度を計る基準として国債金利とのスプレッドが注目される。もちろん、本稿が対象としている G7 諸国などの政府がデフォルトするという事態は考えにくい。しかし、70 年代以降、先進国、途上国に関らず、放漫財政から財政破綻の危機が広がり、国際分散投資の進展が進む中で、他国の国債との比較で、国債のリスクプレミアムに対する認識が深まることも考えられ、デフォルトという事態を考慮しなくても、投資家が要求するリスクプレミアムが政府の債務残高の大きさによって影響を受けるということは十分考えられる。例えば、政府債務残高の増加に対して、投資家が先行きのインフレ加速、為替安の進行といったリスクの増大を意識し、プレミアムの上乗せ要求を行うと考えることもできる。

一方、国債の需給環境（厳密には供給サイドの要因）の代理変数としての性格については、最近の欧米諸国のように財政収支の改善から政府による国債の買戻しなどが行われるような場合には、投資対象としてのある特定の残存期間あるいは銘柄の国債の需給が逼迫し、国債価格の上昇（長期金利の低下）がもたらされるという経路を通じて、プレミアムが縮小するということが考えられる³。反対に、国債発行残高が増加して、超過供給状態になれば、市中消化のために金利の上乗せ（プレミアムの拡大）が必要となることも考えられる。

どちらの考え方でも、政府債務残高の増加は長期金利のプレミアムの拡大につながるため、仮に政府債務残高が長短スプレッドの変動に有意に影響していることが確認されても、本稿の分析の枠組みだけでは識別はできない。もっとも、国債の需給要因としての影響をみるのであれば、本来は政府債務残高よりも（残存期間別の）国債発行残高を直接用いて検証すべきと考えられるなど、より細かな分析の枠組みが必要となろう。

長期金利の水準の決定要因に関するこれまでの調査で、政府債務残高がプレミアム要因として作用しているという結果が得られている例は必ずしも多くない⁴が、実際に 80 年代後半以降の時期で、G7 諸国の長短スプレッドと政府債務残高（国際比較のため

³ ただし、市場で実際にこうした効果が明確に見られ始めたのはごく最近のことであるため、本稿の分析対象期間（86 年から 98 年末まで）には、英国など一部を除き、最近の欧米諸国における長期金利の低下は含まれていない。

⁴ 石（96）では、1960 年代以降の OECD 加盟国のパネルデータ（年次）を用いた分析で、一般政府純債務残高 GDP 比率は、80 年代前半までは長期金利の決定要因としての符号条件を満たさず、80 年代後半になって、ようやく条件を満たすという結果を得ている。また、Orr, Edey and Kennedy(1995)は、OECD17 か国を対象とした実質長期金利の決定要因に関する分析の中で、国ごとの実質長期金利の格差を説明するプレミアム要因として、（過去の実績から判断される）インフレ・為替の安定に対する金融当局のコミットメント、対外ポジションとともに、政府債務残高・財政要因を挙げ、これらの要因が有意に効いているとの結果を得ている。

対名目 GDP 比率に加工)の推移を四半期ベースで比較すると、図表1のように概ね正の相関の関係にあるように窺われる。さらに、図表2では同様に長短スプレッドと政府債務残高 GDP 比率を散布図にプロットしている(直線は、単回帰線を示す)。これをみても、当てはまりは必ずしも良くないが、やはり両者は正の相関関係にあるものと推察される。

3. G7 諸国のパネルデータによる長短スプレッドの各要因の推計

(推計に際しての幾つかの仮定)

本稿では、長短スプレッドに期待要素が含まれているか否か、政府債務残高がプレミアム要因として長短スプレッドに対して有意に影響している否かを確認することを主な目的としているが、以下では80年代後半以降のG7諸国の四半期データを用いて、具体的な推計を行う枠組みを示している。

長短スプレッドを分解する際には、既出の(4)式の各要因、すなわち、

長短スプレッド

= 実質金利のスプレッド予想 + インフレ率の変化予想 + プレミアム要因

において、各要因を推計するのに具体的にどのようなデータを用いるのかが重要であり、これによって結論が大きく変わることもあり得る。まず、長短スプレッドの計算には、3ヶ月もの金利(主にインターバンク金利)と10年もの国債金利を用いた。以下の分析はすべてこの3ヶ月金利と10年金利によって計算された長短スプレッドによるものである。

実質金利ベースのスプレッド予想に関しては、本来は実質金利の水準を決める各要素の変化予想が必要となるが、本稿では実質金利の変化はもっぱら実質経済成長率(前年比)の変化に依存すると仮定した⁵。次に、インフレ率の変化予想に関しては、CPI上昇率の変化(前年比)⁶を用い、プレミアム要因に関しては、本稿の分析対象である政府債務残高(対名目GDP比率)を組み込んだ。さらに、93年のERM危機において欧州諸国が一時的に政策金利を大幅に引き上げた際の影響を調整するためのダミー変数を設定

⁵ スプレッドの分析では、実質金利の水準そのものではなく、その変化分が分析対象となる。本来は、対象とする期間内において経済の変化をもたらすファンダメンタルズ要因や経済政策動向に対する期待の変化が織り込まれるべきであるが、後述のように本稿では比較的短期の予想を期間全体の予想に代用していることもあり、実際に生じたGDP成長率の変化のみで事前の実質金利の変化期待を捕捉できるという強い仮定を置いた。

⁶ インフレ率の変化を計算する場合、本来は単純な前年比ではなく、四半期ベースの前期比を年率換算するなど、厳密な区間処理が必要となるが、ここではデータ入手の問題等から、前年比を用いることとした。

した（具体的には、政策金利が目立って引き上げられたフランスとイタリアに設定）。結局推計式は以下ようになる。⁷

$$\begin{aligned} \text{長短スプレッド}_{i,t} = & a_i + b_{1i} * \text{実質 GDP 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_{2i} * \text{CPI 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_{3i} * \text{政府債務残高 (GDP 比率)}_{i,t}^8 \\ & + b_{4i} * \text{通貨危機要因調整}_{i,t} \end{aligned}$$

（ i は国を示し、 t は時点を示す）

（期待形成に関する仮定・近視眼的な期待形成）

市場参加者の完全予見（合理的期待形成）を仮定するならば、各時点において国債の満期までの全期間（10年間）の成長率予想、インフレ率予想が必要となる。完全予見の仮定では、予見された期待がそのまま実現したと考え、事後的な実績値を事前の期待値に代用することが多い。しかし、そもそも市場参加者が数年以上も先の経済成長率や物価上昇率を正確に予想できるという仮定が現実的でないと思われるうえ、完全予見に基づく要因分解は米国における研究などで、必ずしもうまくいかないことが知られている。そこで、本稿では、理論には必ずしも合致せず、恣意性が残るという問題はあるが、データの制約の問題なども考慮して、「先行き1年程度⁹（+1期～+4期）程度までは市場参加者が実現値を事前に正しく予想し、これを全期間の予想に代用している」¹⁰という期待形成を仮定した。こうした期待形成のもとでは、インフレ率の変化予想は、+1～+4期までのインフレ率の平均から+1期¹¹の実現値を差し引くことによって求められる。また、成長率に関しても同様の方法で変化予想を計算した。

また、政府債務残高に関しては、グロスの中央政府債務残高を使用した。ネットの債務とグロスの債務のいずれがプレミアム要因として適切に関しては、最終的に返済され

⁷ 単純化のため、米国の成長率、インフレ要因が欧州、日本にも影響する、などといった相互連関は、本稿では考慮していない。また、域内外からの資本フローの影響を大きく受ける欧州諸国では、ユーロ導入以前の時期について為替レートの変動が長期金利に与える影響は必ずしも小さくなかったと考えられるが、後述のように為替レートに関する期待要因を組み込んでも必ずしも有意な推計結果が得られないという事情から他の地域と同様、推計式には為替レートの影響を組み込んでいない。

⁸ 推計式の右辺の政府債務残高 GDP 比率は、現在の実質長期金利や経済成長率の影響も受けると考えられる。これは、同時決定関係にあり得る変数を推計式の説明変数に加えることを意味するため、より厳密には、別の経済データを操作変数として加えるなどして、こうした影響を除去した上で推計を行うことが望ましい。

⁹ +1期から+8期程度の期間の中から推計上もっとも当てはまりの良い期間を選択した。

¹⁰ +5期以降については、平均を計算する上でのウェイトがゼロであることを意味する。

¹¹ 短期金利（3カ月もの）については、今期（0期）に対応する利払いが翌期（+1期）になされる点を考慮すると、割引率としてのインフレ率は、今期（0期）のインフレ率ではなく、翌期（+1期）のインフレ率（前期比）となる。ただし、本稿ではデータ入手の問題等から翌期（+1期）の前年比で代用した。

るべき債務の規模全体に着目して、中央政府の保有資産額を差し引いたネットベースでみる方が望ましいとの考え方がある一方で、市場での換金が困難な公共資本や将来の負債としての性格を有する年金部門の黒字などを債務残高から差し引くのは必ずしも適切でないとの理由からグロスの債務残高が望ましいとの見方もある。本稿では、後者の考え方に立って、グロスの債務残高を使用することにした¹²。

なお、通貨危機調整要因を除く各変数は短期的な変動の影響を取り除くため、前後各1期の移動平均に加工して推計した（使用データの詳細は図表3を参照）。

（予想される符号条件）

実体経済におけるショックの発生などを通じて、先行き成長率の加速が予想される場合には、実質長期金利の上昇を通じて長短スプレッドが拡大すると考えられることから、成長率変化要因の係数 b_1 はプラスと想定される。

また、金融引き締め（短期金利引上げ）時には、短期金利の上昇幅の方が長期金利の上昇幅よりも大きく、長短スプレッドの縮小がみられることが多い。この時、金融政策の信任が確立されていれば、市場では先行きインフレ率は低下（景気は減速）するという期待が形成されているはず（スプレッドの変化に対しては、いずれも正の相関）であり、インフレ率変化予想要因の係数 b_2 もプラスと考えられる¹³。

政府債務残高要因の係数 b_3 についても、債務残高の増加（国債の発行増）は、リスクプレミアム増大から、金利の上昇（国債価格の下落）をもたらすと考えられることから、プラスと考えられる。

最後に、通貨危機要因の係数 b_4 については、通貨防衛のための短期金利引上げに伴う一時的かつ大幅なスプレッドの縮小を、通常の期待形成では織り込みきれないものとしてダミー変数により処理したものであり、符号はマイナスと想定される。

4．推計結果

具体的な推計手順としては、クロスセクション毎に長短スプレッドと政府債務残高GDP比率に正の関係があることを確認した上で、まずプーリングによる推計を試みた。

¹² データ面でも、四半期ベースのネット政府債務残高は入手不能な国が多いという事情もあった。

¹³ こうした関係は、経済の価格調整メカニズムの働き方、金融政策の信認の度合などにも影響されると考えられるが、本稿では、G7諸国で一般的に期待される仮説として、成長率予想、インフレ予想の係数のいずれもプラスと仮定した。

その後、モデル選択のための各種の検定を行った上で、固定効果モデルによる推計を行い、各変数が有意に効いていることを確認した。

(プーリングによる推計)

G7 諸国のデータを単純にプーリングして単一推計式により推計した。

$$\begin{aligned} \text{長短スプレッド}_{i,t} = & a + b_1 * \text{実質 GDP 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_2 * \text{CPI 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_3 * \text{政府債務残高 (GDP 比率)}_{i,t} \\ & + b_4 * \text{通貨危機要因調整}_{i,t} \end{aligned}$$

(i は国を示し、 t は時点を示す)

結果は、プーリングによる推計では、政府債務残高 GDP 比率にかかる係数 b_3 がマイナスとなってしまう、符号条件が満たされなかった(長短スプレッドは、政府債務残高 GDP 比率に対してわずかながら逆相関、図表 4)。これは、図表 5 にみられるように、個々の国では、長短スプレッドと政府債務残高 GDP 比率が正の相関を持っていても、(プレミアム要因も含めて)長短スプレッド形成に関連して存在する国毎の個別効果を考慮せずに、単純にプーリングした長短スプレッドと政府債務残高 GDP 比率の関係をみると、両者の関係がうまく読み取れなくなってしまうという状況にあるものと考えられる。したがって、プーリングしたデータによって、両者の間の関係をみるには、長短スプレッドの形成において国毎に異なる特殊要因部分(固定効果)の存在をあらかじめ考慮しておく必要があるものと思われる。

(パネルデータによる推計)

次に、クロスセクション毎の個別効果¹⁴を推計に適切に反映させるため、パネルデータによる推計を試みた。パネルデータに基づく推計には、各パラメータの前提の置き方によって、いくつかのモデルが選択可能なため、モデルの特定に向けて推計式のパラメータ制約の妥当性に関する F 検定(各変数の係数および定数項をすべて共通にしてよいか、係数は共通でも定数項は国毎に異なるのか)を行った(図表 6)。これらの検定により、(係数は共通にして推計してもよいが)クロスセクション毎に存在する個別効果を定数項ダミーとして調整することが望ましいとの結果が得られた。さらにこの個別効

¹⁴ 推計式の定式化においては、個別主体に特有な個別効果(individual effects)の存在のみを考慮し、簡略化のため時間の経過に伴って変化する時間効果(time effects)は考慮していない。

果（定数項）¹⁵について、固定効果モデルあるいは変量効果モデルの選択のために Hausman 検定を行ったところ、固定効果モデルの選択が示唆されたため、推計はすべて固定効果モデルで行った（推計を行う際にはすべて同様の手続きを踏んでいる）。推計式は以下のとおり。

$$\begin{aligned} \text{長短スプレッド}_{i,t} = & a_i + b_1 * \text{実質 GDP 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_2 * \text{CPI 前年比変化予想}_{i,t} \\ & + b_3 * \text{政府債務残高 (GDP 比率)}_{i,t} \\ & + b_4 * \text{通貨危機要因調整}_{i,t} \end{aligned}$$

（ i は国を示し、 t は時点を示す）

推計結果（図表 6）をみると、86 年～98 年の全区間の推計では、成長率変化予想、インフレ率変化予想、政府債務残高要因、通貨危機調整ダミーのすべてが符号条件を満たし、いずれの要因の回帰係数も 1% の水準で有意となっている。ちなみに、図表 7 で、長短スプレッドから固定効果部分を差し引いた上で、改めて政府債務残高 GDP 比率の関係をみると、G7 諸国のデータはほぼ直線に沿って分布しており、正の相関関係が明確に認められるかたちとなっている。

また、区間を 86 年～90 年、90 年～98 年と分けて推計したところ、いずれの区間推計でも全区間と同様、統計的に有意な結果が得られた。すなわち、長短スプレッドには、（たかだか先行き 5 四半期程度ではあるが）近い将来の GDP 成長率の変化予想やインフレ率の変化予想が含まれているみられると同時に、政府債務残高（GDP 比率）が可変的なプレミアム要因として作用している可能性を示唆するものとなっている¹⁶。

（GLS、SUR による推計）

固定効果モデルによる推計の誤差分布を調べると、安定した推計の前提となる誤差分布の分散均一という前提が必ずしも満たされていない国もあるように窺われた。そこで、（国毎のウェイト付けに基づく）GLS（一般化最小 2 乗法）による推計を試みたところ、実質 GDP 成長率の変化予想やインフレ率の変化予想にかかる回帰係数の大きさが若干

¹⁵定数項 a_i には、金利形成プロセスにおいて国ごとに異なる固定的な要因（人口動態要因や年金制度の違いなど多種多様な要因が存在し得る）のすべてが反映される。

¹⁶ 政府債務残高 GDP 比率と長短スプレッドの関係について、G7 諸国に共通なトレンドを拾っている、すなわち「見せかけの相関」が生じている可能性もある。しかし、86 年～90 年という比較的長い期間においては、米、英、独、カナダなどでは政府債務残高 GDP 比率は異なる上昇・下降のパターンを示しており、少なくともこれら諸国の間で共通のトレンドが見出されるという状況にはない。

異なったが、政府債務残高要因を含めていずれも回帰係数は符号条件を満たし、統計的に有意であるとの結果が得られた（図表 8）。

また、GLS による推計において、同時点における推計誤差の相関関係を調べたところ、部分的ながら誤差項の強い相関がある国の組み合わせがみられたことから、念のため SUR¹⁷ による推計も試みたが、いずれの係数も統計的に有意であるとの結果が得られたなど、推計の安定性は確保できているものと考えられる。

（推計における幾つかの拡張・変更）

本稿では、長短スプレッドの分解する際に、ごく短期間の将来予想を全期間の予想に代用するという比較的強い仮定に基づいて推計を行っている。市場参加者の期待形成を直接観察できない以上、こうしたデータ近似のための前提が実態に合っているか否かを判断するのは困難である。インフレ予想については、これまでのインフレの実績によって先行きの予想が形成されるというバックワードな期待形成が前提とされることも多い。このため、こうした期待形成を前提にして実績値（現時点よりも 0 - 4 期程度のラグを仮定）から期待インフレ率の予想値を計算して推計を試みたが、符号条件を満たす有意な結果は得られなかった¹⁸。

また、可変的なプレミアム要因として、債務残高要因に加えて、実質実効為替レートが先行き自国通貨高に向かうか否かに関する期待（景気やインフレの先行き予想と同様に試算）を組み込んで推計したが、こちらも符号条件を満たす有意な結果は得られなかった¹⁹。

5 . 結論と留意点

G7 諸国のパネルデータの分析により明らかになった点を整理する。まず、先行き 1 年程度という短い期間の予想を全区間における予想に代用するという前提のもとではあるが、長短スプレッドには成長率やインフレ率に関する期待要素が「なにがしか」含まれているという結果が得られた（景気やインフレの先行指標としての役割は必ずしも否定されない）。

¹⁷ 見かけ上無相関な回帰分析（誤差項の不均一分散、同時点での相関がある場合でも有効とされる推計法）。

¹⁸ インフレ期待に関しては、HP フィルターで求めたトレンド値との乖離も試してみたが、推計結果が目立って改善することはなかった。

¹⁹ プレミアム要因としては、この他に累積経常収支（対外債務残高）が考えられるが、実際に、累積経常収支（GDP 比率）を加えて推計してみたところ、必ずしも有意な結果は得られなかった。

次に、政府債務残高 GDP 比率の上昇は、プレミアムの増加、長期金利の上昇を通じて、スプレッドの拡大に寄与すると考えられる。これは、例えば、(物価が安定しているもとで)景気拡大が予想される局面でも、政府債務残高の減少が続けば、イールドカーブがフラット化の方向に向かうこともあり得ることを意味する。従来分析では、金利のプレミアム要因としての政府債務残高要因の有意性は、必ずしも確認されないケースが多かったが、本稿では少なくとも 80 年代後半以降の時期でその有意性がある程度確認された。

また、最近の ECB の研究²⁰などで、長短スプレッドの先行指標性が疑問視される結果が得られているが、こうした分析では、必ずしも政府債務残高要因など、プレミアム要因の変動という要素までは明示的に考慮には入れられていない。景気、インフレに関する予測力を評価する際には、本来これらプレミアム要因の影響なども考慮して、慎重に議論されるべきものと考えられる²¹。

(分析の課題)

本稿では、長短スプレッドのパネルデータの推計に際しては、推計上の理由から G7 諸国の金利が独立して決まることを前提としており、国際的な金利の相互作用は明示的に取り込まれていない極めてシンプルなものである。しかし、先進諸国間の金利は、資本移動を介して、例えば米国の金利が日本に金利に影響するなど相互に影響している部分もあると考えられる。このため、より厳密には、そうした国際間の金利の連関を明示的に考慮した枠組みで推計を行わなければならない。

また、少なくとも本稿の分析結果から、長短スプレッドとプレミアム要因としての政府債務残高の相関関係を示すことはできたが、期待要因とスプレッドとの間の因果性の方向については、厳密なチェックは行っていない。

その他、推計に関する技術的な課題としては、政府債務残高以外の可変的なプレミアム要因として、インフレのボラティリティ増大などの要因も取り込む、3ヶ月と10年の組み合わせ以外のスプレッドについても分析の対象とする、などが考えられる。

米欧では、景気拡大に伴う財政バランスの改善が進んでおり、政府による国債の買戻しなども進められている。このため、政府債務残高(GDP比率)も減少ないし頭打ちに向かっている。こうした状況の下で、米国やイギリスなどでは長期国債市場は需給が著

²⁰ Berk and Bergeijk(2000)。

²¹ 例えば、斎藤・武田(2000)では、米国のケースで高格付社債の金利から導出したスプレッドが有意な景気先行性を有することを検証している。

しくタイト化しており、これが長期金利の上昇を通じてイールドカーブの恒常的なフラット化に寄与しているとみられている（図表9）。本稿では、98年末までのデータで推計を行ったため、2000年前半における急激なスプレッドの変動までは織り込めていない²²が、こうした事実は長短スプレッドに対するプレミアム要因の影響の大きさを改めて示していると考えられることもできよう。

以上

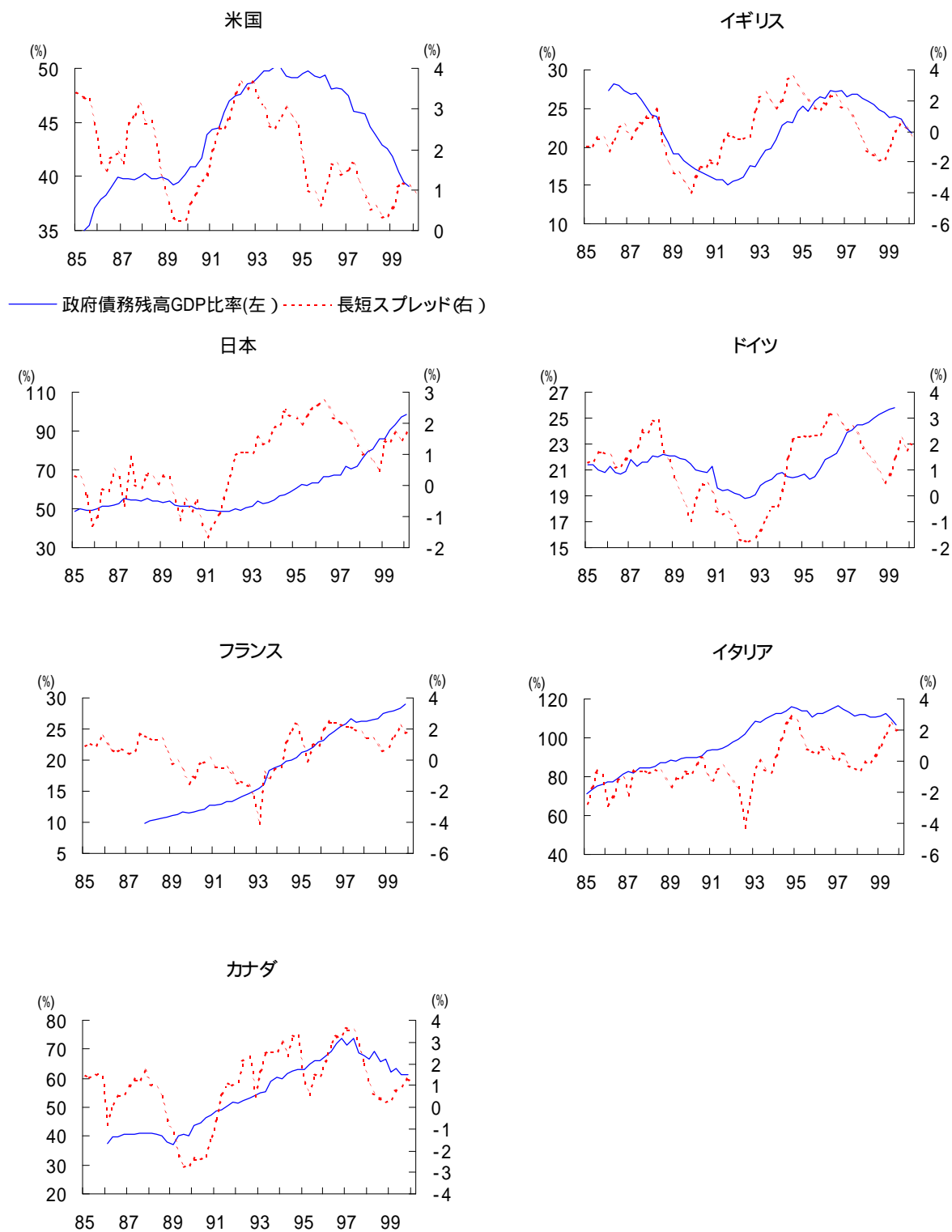
²² 本稿では、プレミアム要因として現時点の政府債務残高（GDP 比率）を採用したが、現在の欧米諸国における急激なイールドカーブのフラット化は、これだけでは必ずしも説明しきれない。この点については、市場参加者が将来の国債需給の減少までも織り込んで価格形成がなされているとか、国債の価格がオーバーシュートしているなどの可能性も考慮に入れた分析を行う余地がある。

参考文献

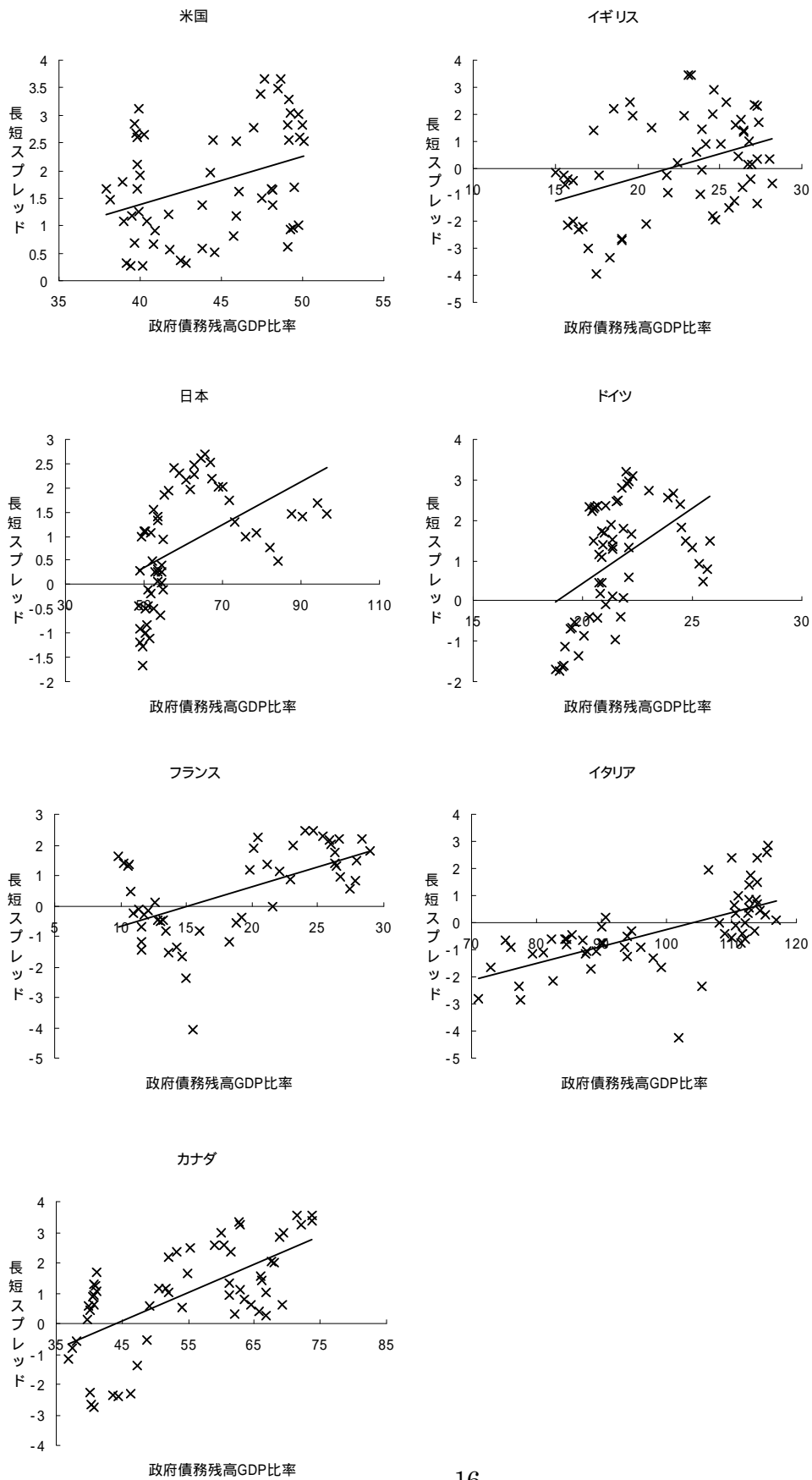
- 石 光太郎、「実質金利の決定要因および各国比較について」、日本銀行金融研究所、Discussion Paper 96-J-18, 1996
- 岡部 光明、「現代金融の基礎理論」、日本評論社、1999
- 釜江 廣志、「日本の国債流通市場 利子率の期間構造の計量分析」、有斐閣、1993
- 黒田 晁生、「期待インフレ率と金利の期間構造」、日本銀行金融研究所、金融研究 1-1, 1982
- 齋藤 克仁、武田 洋子、米国の長短金利差からの期待抽出 景気先行指標としての社債金利の有用性について、日本銀行国際局、Working Paper 00-J-2、2000
- 日本銀行調査統計局、「金利の期間スプレッドのインフレ指標性について」、日本銀行月報 94年7月号、61-81
- 日本銀行調査統計局・企画室、「1997年度の金融および経済の動向（BOX7 関数推計による長期国債金利の低下の分析）」、日本銀行調査月報 98年6月号、P107
- 古川 尚史・高川 泉・植村 修一、「国民負担率と経済成長」、日本銀行調査統計局、Working Paper 00-06、2000
- Adrian Orr, Malcolm Edey, Michael Kennedy, “The determinants of real long-term interest rates: 17 country pooled time series evidence”, OECD Economics department working paper No.155, 1995
- Catherine Bonser-Neal, Timothy R. Morley, “Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis”, Federal Reserve Bank of Kansas City, Economic review, third quarter 1997
- Charles I. Plosser, K. Geert Rouenhorst, “International term structure and real economic growth”, Journal of Monetary Economics 33 (1994) 133-155
- Estrella A, Mishkin F. S. “The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions”, Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economic and Finance, Volume 2 Number 7, June 1996
- , “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, pp. 1375-1401, 1997
- Estrella, A., Gikas Hardouvelis, “Possible Roles of the Yield Curve in Monetary Analysis.” In Intermediate Targets and Indicators for Monetary Policy, Federal Reserve Bank of New York, 1990
- Frank Smets, Kostas Tsatsaronis, “Why does the yield curve predict economic activity? Dissecting the evidence for Germany and the United States”, Bank for International Settlements Working papers No. 49, September 1997
- Gregory D. Sutton, “Is there excess comovement of bond yields between countries?”,

- Bank for International Settlements Working papers No. 44, July 1997
- . “Spread overreaction in international bond market”, Bank for International Settlements Working papers No. 55, June 1998
- Henri Bernard, Stefan Gerlach, “Does the term structure predict recessions? The international evidence”, Bank for International Settlements Working papers No. 37, September 1996
- Hideaki Hirata and Kazuo Ueda , “The Yield Spread as a Predictor of Japanese Recessions”, Research and Statistics Department Bank of Japan, Working Paper 98-3, 1998
- Jan Marc Berk, Peter Van Bergeijk, “Is the Yield Curve a useful Information Variable for the Eurosystem?”, European Central Bank, Working Paper No 11, February 2000
- Leamer, Edwards E., “Specification Searches, Ad Hoc Inference with Nonexperimental Data”, John Wiley & Sons, 1978
- Michael Dotsey, “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
- Mishkin, F. S., “What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation?”, *Journal of Monetary Economics*, 25, pp. 77-95, 1990
- Sebastian T. Schich, “What the yield curves say about inflation: does it change over time?”, OECD Economics Department Working Papers No. 227, 1999

(図表 1) G7 諸国の政府債務残高 GDP 比率と長短スプレッドの推移



(図表 2) G7 諸国の政府債務残高と長短スプレッドの相関関係



(図表 3) 推計に使用したデータ一覧および出所

| | 短期金利 | 長期金利 |
|------|---------------------|--------------------------------|
| 米国 | TB(3 か月物)、IFS | 国債(10 年物)、IFS |
| イギリス | TB(91 日物)、データ・ストリーム | 国債(10 年物)、OECD |
| 日本 | CD(3 か月物)、OECD | 国債(10 年物)、OECD |
| ドイツ | 貸出金利(3 か月物)、BIS | 国債(10 年物)、データ・ストリーム |
| フランス | インターバンク(3 か月物)、BIS | 国債(10 年物、7 年物以上)、BIS、データ・ストリーム |
| イタリア | インターバンク(3 か月物)、IFS | 国債(10 年物)、データ・ストリーム |
| カナダ | TB(3 か月物)、データ・ストリーム | 国債(10 年物)、データ・ストリーム |

| | GDP | CPI | 政府債務残高(グロス) |
|------|------|-----|---------------------------|
| 米国 | IFS | IFS | 中央政府債務残高、IFS |
| イギリス | 自国統計 | IFS | 国債発行残高、メリルリンチ |
| 日本 | IFS | IFS | 中央政府債務残高、日本銀行 |
| ドイツ | 自国統計 | IFS | 中央政府債務残高、Bundesbank |
| フランス | 自国統計 | IFS | 中央政府債務残高、Banque de France |
| イタリア | IFS | IFS | 中央政府債務残高、Banca D'Italia |
| カナダ | 自国統計 | IFS | 国債発行残高、メリルリンチ |

(図表4) プーリングによる推計結果

各パラメーターは、それぞれ以下の変数に対応。

b_1 : GDP 成長率変化予想、 b_2 : インフレ率変化予想、

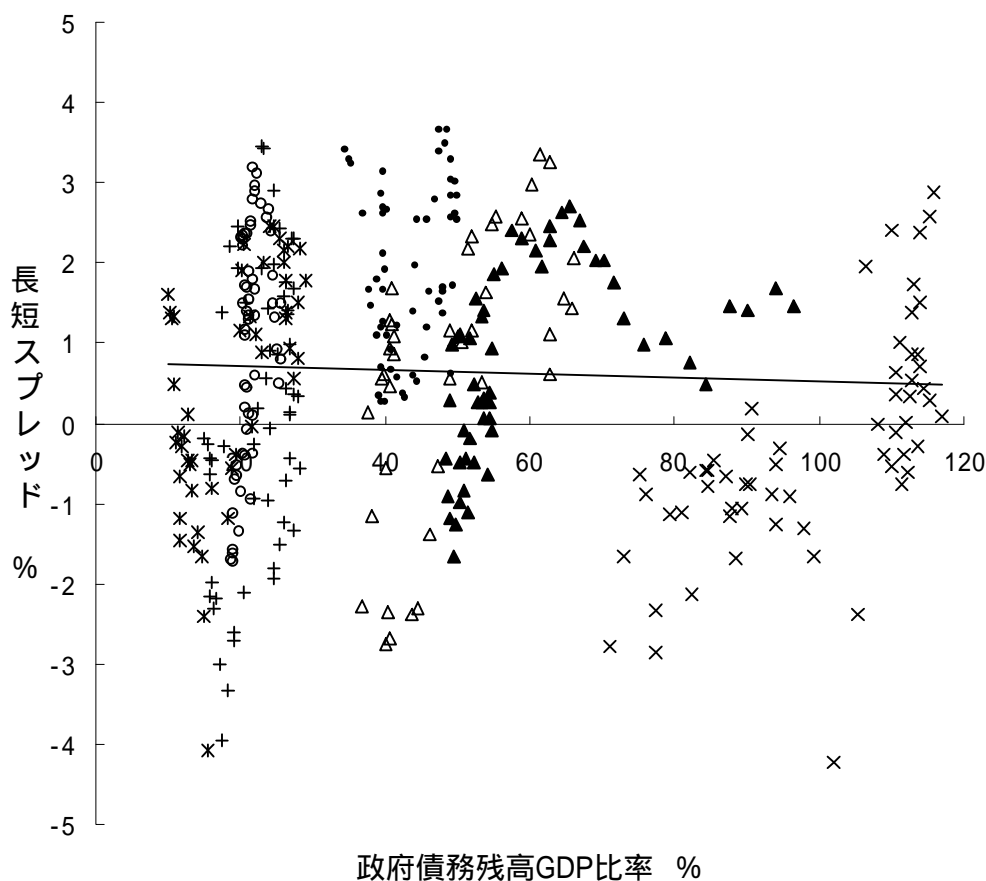
b_3 : 政府債務残高 (GDP 比率) b_4 : 通貨危機要因調整ダミー

推計期間 1986/1Q ~ 1998/4Q、ただし欠損値を含む

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 修正 R^2 | S.E. |
|---------|---------|----------|----------|----------|-------|
| 0.359* | 0.499* | -0.008 | -2.602* | 0.148 | 1.368 |
| (4.361) | (3.757) | (-3.204) | (-5.852) | | |

注 ()内は t 値。*は回帰係数が 1%水準で有意であることを示す。

(図表5) G7 諸国の政府債務残高 GDP 比率とスプレッドの相関関係



・ 米国 ▲ 日本 + イギリス ◻ ドイツ * フランス × イタリア △ カナダ

(注) 直線はプールされた G7 諸国の長短スプレッドと政府債務残高の関係を示す。

(図表 6) G7 諸国のパネルデータによる推計結果

3つの推計期間 1986/1Q～1998/4Q、1986/1Q～1990/4Q、1990/1Q～1998/4Q について、それぞれ推計を行った。なお、データには一部欠損値あり (unbalanced panel)

モデル選択に際しては、パラメーター (定数項と回帰係数) の制約の妥当性に関する F 検定 (回帰係数共通の仮定の妥当性、個別効果の存在確認など) および個別効果が固定値となるか変量値となるかに関する c^2 検定 (Hausman 検定、検定統計量が十分大きければ固定効果モデルを選択) を行った。

各パラメーターは、それぞれ以下の変数に対応。

b_1 : GDP 成長率変化予想、 b_2 : インフレ率変化予想、

b_3 : 政府債務残高 (GDP 比率)、 b_4 : 通貨危機要因調整ダミー

(固定効果部分 a_i については、表示省略)

A_i : 定数項、 B_i : $b_1 \sim b_4$ の回帰係数

1 . 推計期間 1986/1Q～1998/4Q

パラメーターの制約に関する F 検定

| | F 値 (P 値) | Fcrit (Leamer) |
|---------------------|------------------|------------------|
| $A, B = A_i, B_i$ | 10.580 (0.000) | 6.639 |
| $A_i, B = A_i, B_i$ | 2.697 (0.002) | 6.289 |
| $A, B = A_i, B$ | 32.394 (0.000) | 5.949 |

A_i, B_i : 定数項も回帰係数もクロスセクション毎に異なる (個別推計)

A, B : 定数項、回帰係数がクロスセクション毎にそれぞれすべて共通 (プーリング)

A_i, B : 定数項はクロスセクション毎に異なるが、回帰係数はすべて共通 (固定効果)

(注) Fcrit は、モデルに関する事前情報 (パラメーターの制約) を考慮に入れて帰無仮説検定を行う場合の F 値 (サンプル数が多くなるほど通常の F 値との乖離幅が大きくなる、詳細は Leamer <1978>)

Hausman 検定 () 内は P 値 43.427 (0.000)

固定効果モデルによる推計結果

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|---------|---------|----------|----------|-----------------|-------|
| 0.370 * | 0.486 * | 0.088 * | -2.337 * | 0.445 | 1.134 |
| (4.291) | (4.112) | (10.329) | (-6.068) | | |

注 () 内は t 値。*は回帰係数が 1 % 水準で有意であることを示す。

2 . 推計期間 1986/1Q ~ 1990/4Q

パラメーターの制約に関する F 検定

| | F 値 (P 値) | Fcrit (Leamer) |
|---------------------|------------------|----------------|
| $A, B = A_i, B_i$ | 13.355 (0.000) | 6.192 |
| $A_i, B = A_i, B_i$ | 5.600 (0.000) | 5.759 |
| $A, B = A_i, B$ | 21.743 (0.000) | 5.045 |

Hausman 検定 12.232 (0.006)

固定効果モデルによる推計結果

| b_1 | b_2 | b_3 | - | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|---------|---------|---------|---|-----------------|-------|
| 0.468 * | 0.474 * | 0.106 * | - | 0.588 | 0.914 |
| (3.902) | (3.153) | (3.291) | - | | |

注 ()内は t 値。*は回帰係数が 1 %水準で有意であることを示す。

3 . 推計期間 1990/1Q ~ 1998/4Q

パラメーターの制約に関する F 検定

| | F 値 (P 値) | Fcrit (Leamer) |
|---------------------|------------------|----------------|
| $A, B = A_i, B_i$ | 8.7044 (0.000) | 6.466 |
| $A_i, B = A_i, B_i$ | 4.9097 (0.000) | 6.004 |
| $A, B = A_i, B$ | 15.646 (0.000) | 5.604 |

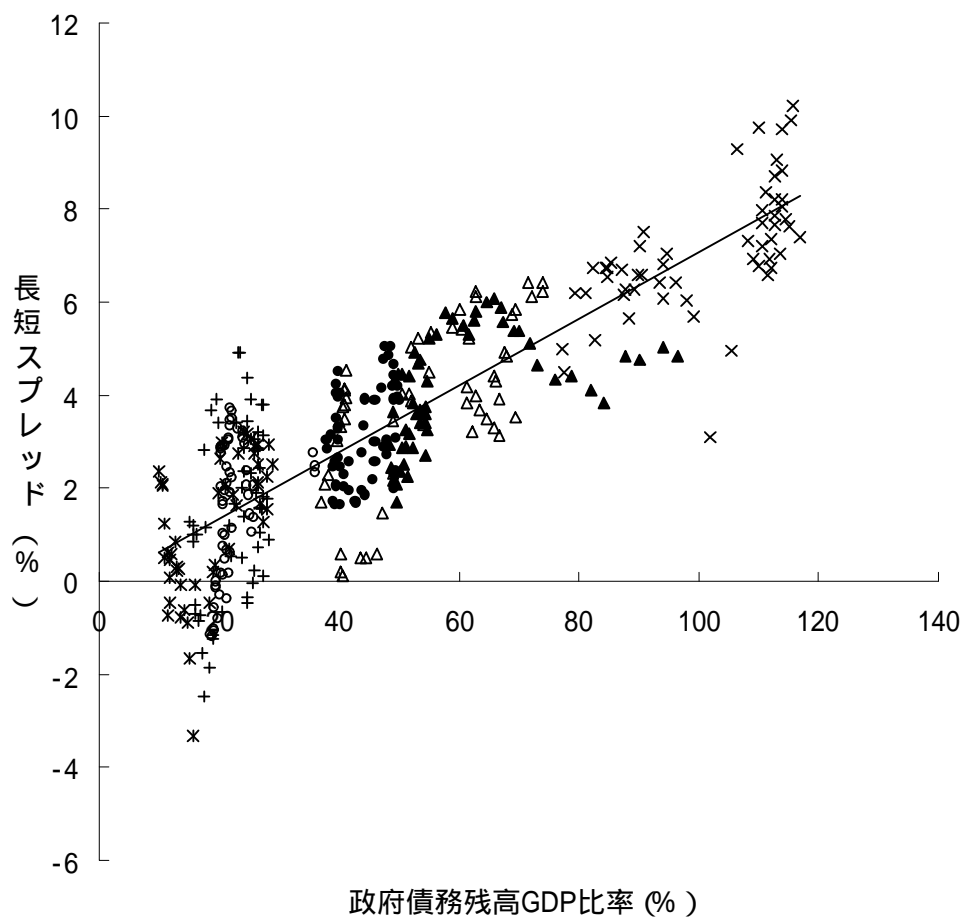
Hausman 検定 41.761 (0.000)

固定効果モデルによる推計結果

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|---------|---------|----------|----------|-----------------|-------|
| 0.359 * | 0.678 * | 0.096 * | -2.201 * | 0.446 | 1.141 |
| (4.039) | (2.138) | (10.293) | (-7.863) | | |

注 ()内は t 値。*は回帰係数が 1 %水準で有意であることを示す。

(図表 7) G7 諸国の政府債務残高 GDP 比率とスプレッドの相関関係
(固定効果部分調整後)



● 米国 ▲ 日本 + イギリス ○ ドイツ * フランス × イタリア △ カナダ

(注) 各国とも、長短スプレッドは、固定効果部分 (a_i) を差し引いて表示。

直線はプールされた G7 諸国の長短スプレッドと政府債務残高 GDP 比率の関係を示す。

(図表 8) G7 諸国のパネルデータによる推計結果 (GLS ・ SUR による推計)

各パラメーターは、それぞれ以下の変数に対応。

b_1 : GDP 成長率変化予想、 b_2 : インフレ率変化予想、

b_3 : 政府債務残高 (GDP 比率)、 b_4 : 通貨危機要因調整ダミー

GLS による推計 (固定効果モデル)

推計期間 1986/1Q ~ 1998/4Q

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|--------------------|--------------------|---------------------|-----------------------|-----------------|-------|
| 0.176 * (3.422) | 0.312 * (4.083) | 0.081 * (15.463) | -2.246 * (-13.210) | 0.534 | 1.140 |

推計期間 1986/1Q ~ 1990/4Q

| b_1 | b_2 | b_3 | - | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|--------------------|--------------------|---------------------|---|-----------------|-------|
| 0.151 * (6.161) | 0.321 * (6.851) | 0.111 * (13.629) | - | 0.730 | 0.906 |

推計期間 1990/1Q ~ 1998/4Q

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|--------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|-----------------|-------|
| 0.166 * (2.615) | 0.381 * (3.676) | 0.099 * (8.599) | -2.149 * (-11.913) | 0.521 | 1.150 |

SUR による推計 (固定効果モデル)

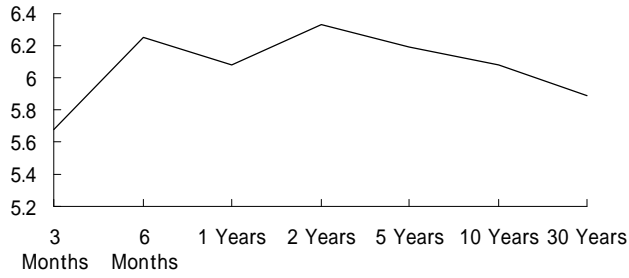
推計期間 1986/1Q ~ 1998/4Q

| b_1 | b_2 | b_3 | b_4 | 自由度 修正 R^2 | S.E. |
|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|-----------------|-------|
| 0.125 * (3.180) | 0.142 * (2.513) | 0.071 * (13.532) | -1.762 * (7.850) | 0.416 | 1.164 |

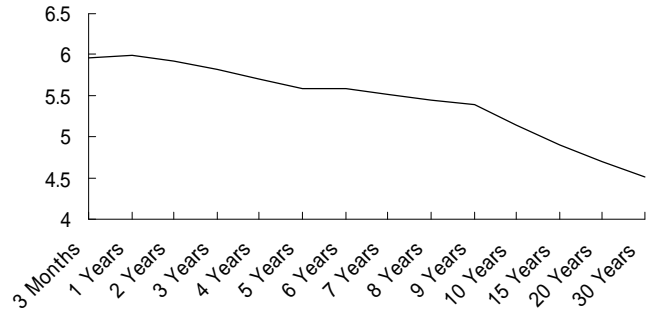
注 ()内は t 値。*は回帰係数が 1 %水準で有意であることを示す。

(図表9) G7諸国のイールドカーブ

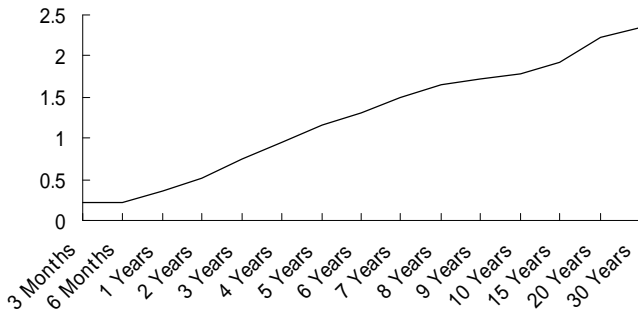
米国



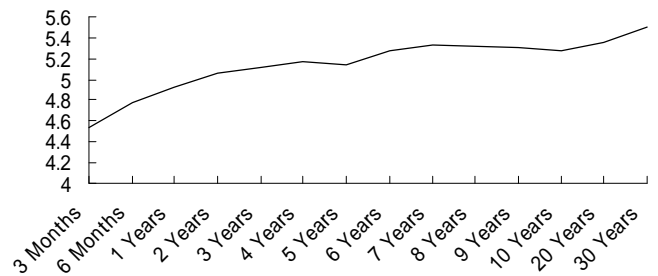
イギリス



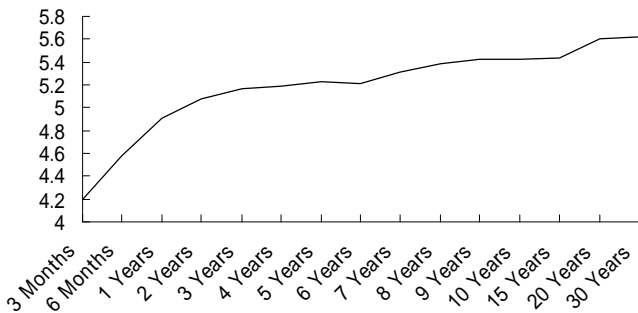
日本



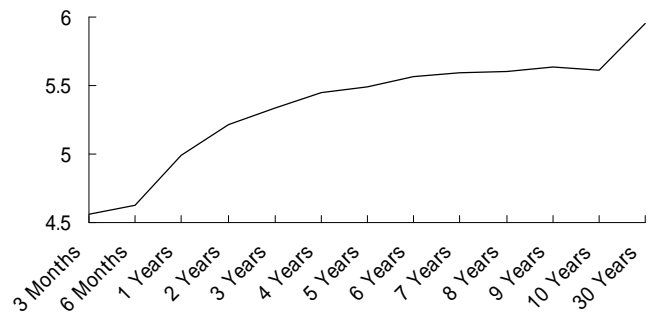
ドイツ



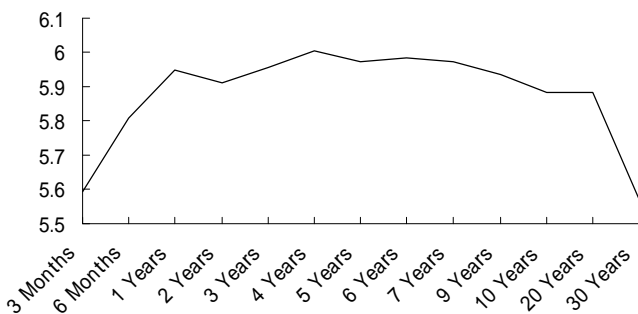
フランス



イタリア



カナダ



(2000年8月4日現在)