

日本国債のリスク・プレミアムと 投資戦略への応用

日興ソロモン・スミス・バーニー証券株式会社

バイス・プレジデント 山田 聡

(日本証券アナリスト協会検定会員)

目 次

- | | |
|------------------------|--------------------|
| 1. 純粹期待仮説とリスクプレミアム仮説 | 4. ダイナミック・ストラテジー |
| 2. リスク・プレミアムのエンピリカルな計測 | 5. ローリング・イールド最大化戦略 |
| 3. 債券リスク・プレミアムは予測可能か | 6. まとめ |

金利の期間構造に関する学術的論文や債券リスク・プレミアムに対するエンピリカルな分析例は多く出されてきたが、その結果を実務的な債券投資戦略に応用し実証分析を施した例はあまりない。特に日本国債市場において、このことを行った例はさらにまれであるといつてよいであろう。本論文では、日本国債市場のリスク・プレミアムに関するエンピリカル分析を行い、その結果を用いて2つの債券アクティブ投資戦略の実証分析をしている。そのうちの一つは、ポートフォリオのデュレーションをアクティブに動かすダイナミック・ストラテジーである。この戦略は、債券超過収益率を長短金利差等の変数を用いて予測し、その予測値に基づいてキャッシュと長期債の間でタクティカル・アセット・アロケーションを行うものである。また、2つ目の戦略は、ベンチマークに対してデュレーション・ニュートラルなポートフォリオを構築し、ローリング・イールドをピックアップしていく戦略であり、日本国債市場でリスク・プレミアム仮説が肯定されることを用いている。

1. 純粹期待仮説とリスクプレミアム 仮説

イールド・カーブが右上がりになっているこ

との解釈として、金利の上昇期待を織り込んで
いるとする説（純粹期待仮説）と、リスクをと
ることに対する見返りが存在しているとする説
（リスクプレミアム仮説）がある。以下では、過
去の日本国債市場における、この2つの仮説の



山田 聡（やまだ さとし）1988年、早稲田大学理工学部応用物理学科卒業後、ソロモン・ブラザーズ入社。自己売買部門のアービトラージ・トレーダーを経た後、ボンド・ポートフォリオ・アナリシスで円債・外債のポートフォリオ分析を担当。現在は、日本国債のストラテジーに従事している。現職は債券本部フィクスト・インカム・ストラテジー バイス・プレジデント。

整合性を検証する。

(1) 理論的準備

フォワード金利の定義

スポット金利とは、ゼロ・クーポン債のように、将来のある一時点でのキャッシュフローを割り引く金利である。したがって、利付債はゼロ・クーポン債の集合として評価でき、利付債のキャッシュフローの利回り（内部収益率）は、最終利回りと呼ばれる。一方、フォワード金利は、将来の2時点間の貸し付けに適用される金利で、現在（将来ではなく）決定される。いま、 n 年のスポット金利 $S_{(n=1,2,3,\dots)}$ が与えられていた時、 m 年後の $(n-m)$ 年フォワード金利 $F_{m,n}$ は以下の式で計算される。

$$(1 + F_{m,n})^{n-m} = (1 + S_n)^n / (1 + S_m)^m$$

$$\rightarrow F_{m,n} \approx (nS_n - mS_m) / (n-m) \quad (n \geq m)$$

(1) (注1)

(1)式で $n-m=1$ の場合を特に（1期間）フォワード金利、 $m=1$ すなわち（1期先の）スポット金利をインプライド・スポット金利という。

フォワード金利の解釈

右上がりの(注2)スポット・カーブに対して、一期先のインプライド・スポット金利を計算すると、同じ残存の金利同士を比較した場合、後者の方が高くなる。このことの解釈として、純粹期待仮説では、インプライド・スポット金利には、スポット金利の水準が将来上昇することが織り込まれているとみる。これに対して、リ

スク・プレミアム仮説では、インプライド・スポット金利とスポット金利の利回り差は、実際に収益率差として実現すると解釈する。すなわち、インプライド・スポット金利のスポット金利に対する上昇分は、すべての満期の債券収益率が、短期金利と同水準になるための損益分岐利回り上昇幅であると解釈する。

残存の異なる債券同士の収益率が等しくなる条件

1年後の $n-1$ 年インプライド・スポット金利 ($n=2, 3, 4, \dots$) は(1)式で $m=1$ とおくと

$$F_{1,n} \approx (nS_n - S_1) / (n-1) \quad (1)$$

ただし、 S_n は n 年スポット金利、 S_1 は1年短期金利となる。一方、 n 年ゼロ・クーポン債の向こう1年間の収益率 H_n は、

$$H_n \approx S_n + (n-1) \times (S_n - S_{n-1}^*) \quad (2)$$

のように当初利回り S_n に、1年後に実現する利回り変化 (S_{n-1}^* は、 n 年債の1年後の利回り水準) に伴うキャピタル損益を加えたものになる。ここで、1年後に実現する n 年債の利回り水準が、現時点で計算される1年後の $n-1$ 年インプライド・スポット金利に一致、すなわち $S_{n-1}^* = F_{1,n}$ の時、(1)を(2)式に代入すると、 $H_n = S_1$ となる。したがって、インプライド・スポット金利が実現すると債券の収益率はすべて短期金利に等しくなる。

金利上昇期待とリスク・プレミアム

(注1) フォワードの定義式の両辺の自然対数をとって、展開式 $\ln(1+X) \approx X - 1/2 X^2 + 1/3 X^3 + \dots$ の1次項までをとって近似すると得られる。

(注2) イールド・カーブとは、同種（本レポートでは国債のみを扱う）の債券の最終利回りを残存年数に対してプロットしたものであるが、これをスポットやフォワード金利でプロットしたもの。

図表1 純粋期待仮説とリスク・プレミアム仮説のまとめ

	純粋期待仮説	リスク・プレミアム仮説
フォワード金利の解釈	市場の期待金利水準	市場の要求する超過収益
フォワード金利の予測対象	将来の金利変化	債券間の収益率差
収益率の最善の予測値	短期金利 (S1)	1 期間フォワード金利 (Fn-1,n)
金利水準の最善の予測値	インプライド・スポット金利 (F1,n)	スポット金利 (S n-1)
FSPn と ΔS n-1の相関	正	ゼロ
FSPn と BRPnの相関	ゼロ	正

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

(2)式を nS_n について解き、(1)式に代入すると

$$F_{1,n} = S_{n-1} + (H_n - S_1) / (n-1)$$

となるが、この式の両辺の期待値をとると、

$$\begin{aligned} F_{1,n} &= E(S_{n-1}) + E(H_n - S_1) / (n-1) \\ &\equiv E(S_{n-1}) + BRP_n / (n-1) \end{aligned} \quad (3)$$

となる。ここで、 BRP_n は n 年債のリスク・プレミアムを表す。

次に(3)式の両辺から S_{n-1} を引くと、

$$F_{1,n} - S_{n-1} = E(\Delta S_{n-1}) + BRP_n / (n-1) \quad (4)$$

ただし、 $\Delta S_{n-1} = S_{n-1} - S_{n-1}$

(4)式は、インプライド・スポット金利とスポット金利の差が利回り水準の期待変化 (= $E(\Delta S_{n-1})$) と(注3)リスク・プレミアムの和として表されることを示している。

したがって、 $BRP_n = 0$ と仮定すると(3)および(4)式は、フォワード金利は利回りの期待水準のみを反映しているとする純粋期待仮説(以下

PEH とする)を示す。一方、 $E(\Delta S_{n-1}) = 0$ とすると(3)および(4)式はフォワード金利がリスク・プレミアムのみを反映しているとするリスク・プレミアム仮説(以下 BRP 仮説とする)を示すことになる。

また、(4)式の両辺を $n-1$ 倍すると

$$\begin{aligned} F_{n-1,n} - S_1 &= (n-1) \times E(\Delta S_{n-1}) + BRP_n \\ &\equiv FSP_n \end{aligned} \quad (5)(注4)$$

となり、 FSP_n (フォワード・スポット・プレミアム)、すなわち1期間フォワード金利 $F_{n-1,n}$ と短期金利の差も、期待利回り変化に伴うキャピタル損益とリスク・プレミアムの和で表される。

(2) エンピリカルな検証

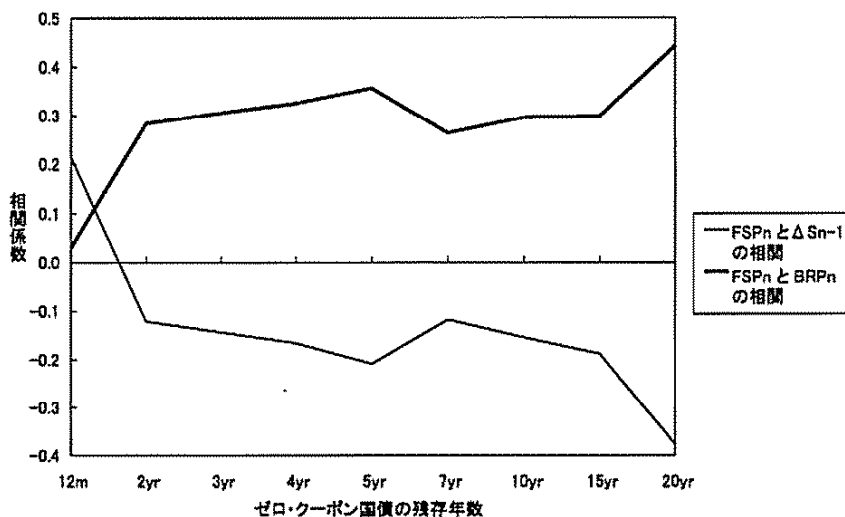
1988年1月～1998年9月における日本国債スポット金利月次データ(注5)をもとに、オーバーラップする3カ月の期間について、 FSP_n と ΔS_{n-1} の相関と FSP_n と BRP_n の相関をそれぞれ調べ、PEH と BRP 仮説を検証する。具体的には、各3カ月の期初に計測される ($n-0.25$)

(注3) 正確には、単位デュレーション当たりのリスク・プレミアム

(注4) (1)式で $m=n-1$ とおくと、 $F_{n-1,n} = nS_n - (n-1)S_{n-1}$ となることから導かれる。

(注5) 弊社推計ベース。

図表2 PEHとBRP仮説のエンピリカルな検証



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表3 1988年～1991年におけるPEHの検証

	12m	5年	10年	12m	2年	3年	4年	5年	7年	10年	15年	20年
88年	+5bp	-23bp	+46bp	0.281	0.565	0.054	0.043	0.184	0.366	-0.417	0.258	-0.689
89年	+235bp	+185bp	+79bp	-0.509	-0.529	-0.529	-0.477	-0.429	-0.659	-0.626	-0.624	-0.830
90年	+116bp	+98bp	+91bp	-0.193	-0.061	-0.147	-0.084	-0.021	0.206	0.133	-0.089	-0.250
91年	-203bp	-129bp	-87bp	0.471	-0.605	-0.710	-0.708	-0.462	-0.453	-0.335	-0.326	-0.590

注：上記表中始めの3列は各期間中の利回り変化で、4列以降がFSP_nと ΔS_{n-1} との相関係数。1988年については1月末から12月末までの11カ月間で計測。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

年後の3ヵ月フォワード金利と3ヵ月金利の差に対して、1) 3ヵ月の間に実現した(n-0.25)年物のスポット金利の変化幅と2) n年物ゼロ・クーポン債の実現ベース超過収益率の相関を計算する。

図表3に結果を示すが、FSP_nとBRP_nの相関はすべての残存年でプラスとなっていることが分かる。一方、FSP_nと ΔS_{n-1} の相関は、残存2年未満を除きすべての残存でマイナスになっ

た。残存12カ月のゼロ・クーポン国債に関して、両相関とも正となっているのは、正のFSP_nに対して ΔS_{n-1} も正(=利回り上昇)になっているが、利回り上昇がフォワード金利が示唆する程には至っていないため、BRP_nも正になっていたことが理由であると考えられる。したがって、得られた結果はPEHとは矛盾するものとなった。また、次ページに示すように事前的にPEHが肯定されやすいと思われる金利上昇期のサブ

期間についてみても、PEH はほとんどのケースで否定された。

ここでさらに、イールド・カーブが順イールド状態でかつ利回りが低下する局面では、PEH が成立する可能性が小さいため、利回り上昇局面もしくは逆イールドの局面に相当する1988年～1991年の期間について、1年ごとの FSP_n と ΔS_{n-1} との相関を調べた。

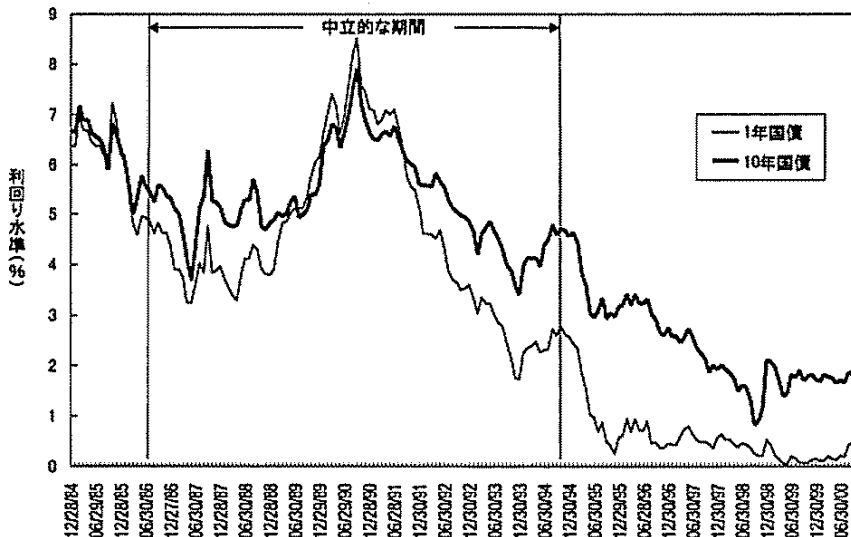
1988年は順イールドであったが、短期から中期にかけてベア・フラット化が起こったため、中期までの年限でインプライド・フォワードとの相関がプラスになったが、長期にかけてはスティープ化したため PEH は否定された。1989年は逆イールドになっていたが、ベア・フラット化によりさらに逆イールド化が進行したため PEH はすべての年限で否定された。1990年も逆イールドであったが、年途中から長期金利が

低下した局面で、金利低下を示唆するインプライド・フォワードとの相関がプラスになる長期債セクターが現れた。1991年は、逆イールドがブル・スティープ化によって解消に向かったが、逆イールドが最もきつかった期間に長期債利回りが上昇したため、短期で一部相関がプラスになったものの、長期セクターではマイナスとなった。

2. リスク・プレミアムのエンピリカルな計測

前章で、過去の日本国債市場において PEH と BRP 仮説をあてはめた結果、ほとんどのケースで BRP 仮説が肯定された。本章では、日本国債のリスク・プレミアムの計測を試み、デュレーション延伸によって、長期的な期待収益率

図表4 日本国債長短金利の推移



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

が向上したかどうかをエンピリカルに検証する。

(1) リスク・プレミアム計測の前提

エンピリカルに観測されるデータには、リスク・プレミアムと市場の利回り変化の期待を織り込む部分が短期的には混在している。

平均収益率差

平均長短金利スプレッドの計測もある程度有効であるが、より直接的には平均収益率差をみる。平均収益率差は、長期的リスク・プレミアムを計測できるが、実現する収益率には、予測される部分と予測されない部分があり、十分長く中立的な期間について計測することで、予測されない部分が相殺されることが前提となる。

計測期間における日本国債長短金利の推移

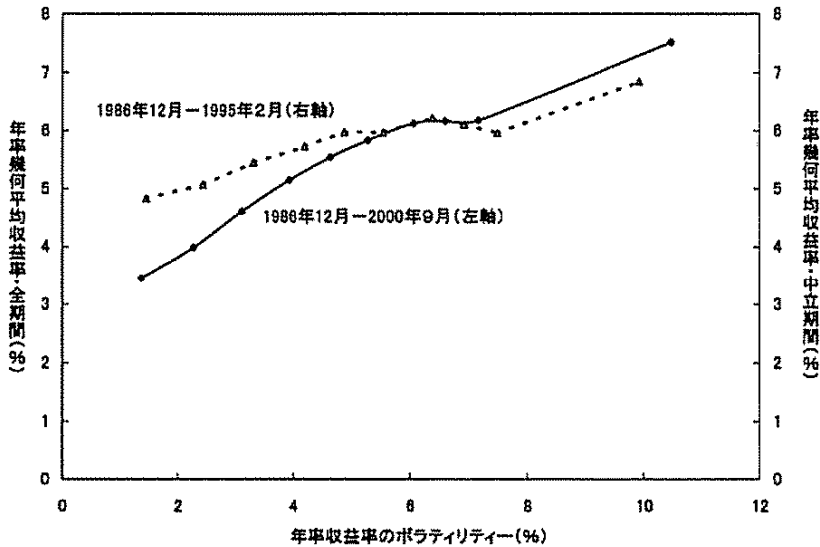
本分析では1984年12月～2000年9月までの月次データを用いて、この全期間についてと、1986年12月～1995年2月の中立的期間（金利の上昇局面と低下局面が同程度含まれている）を取り扱う。

(2) リスク・プレミアム計測の結果

平均収益率とボラティリティー

図表5は、弊社日本国債インデックスの満期セクターの収益率ボラティリティーに対して、幾何平均収益率をプロットしたものである。満期セクターは、1年-2年、2年-3年、3年-4年、4年-5年、5年-6年、6年-7年、7年-8年、8年-9年、9年-10年、そして19年-20年を取り扱った。中立的期間（1986年12月—1995年2月）でみた平均収益率は、残存5-6年まで

図表5 平均収益率とボラティリティー



注：弊社世界国債インデックス日本国債セクターの満期セクターごとの月次収益率をもとに、各期間中の年率化した平均収益率と標準偏差を計算した。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表6 平均収益率とボラティリティー（中立的期間：1986年12月—1995年2月）

	1-2年	2-3年	3-4年	4-5年	5-6年	6-7年	7-8年	8-9年	9-10年	19-20年
算術平均	4.841	5.096	5.507	5.817	6.093	6.125	6.421	6.348	6.238	7.342
幾何平均	4.831	5.066	5.452	5.729	5.974	5.971	6.217	6.108	5.958	6.846
限界的上昇	0.079	0.235	0.386	0.277	0.245	-0.003	0.246	-0.109	-0.150	0.888
ボラティリティー	1.451	2.436	3.311	4.196	4.878	5.551	6.378	6.920	7.478	9.923
幾何平均超過収益	0.079	0.315	0.700	0.977	1.222	1.218	1.464	1.355	1.205	2.090
シャープ・レシオ	0.064	0.144	0.230	0.255	0.276	0.248	0.262	0.231	0.199	0.260

注：各平均収益率の計算には、弊社世界国債インデックス日本国債セクターの各満期セクターの月次収益率を使用。超過収益は、弊社世界マネー・マーケット・インデックスの日本CDセクターの月次収益率を使用。算術平均、幾何平均は以下の通り

$$\text{算術平均} = (H_1 + H_2 + H_3 + \dots + H_N) / N$$

$$\text{幾何平均} = ((1 + H_1) * (1 + H_2) * (1 + H_3) * \dots * (1 + H_N))^{1/N - 1}$$

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

は単調増加（対残存1-2年で115bpのピックアップ）しているが、残存6年超ではほぼ横ばいとなり、残存8年超ではむしろ減少していることが分かった。ただし、9年-10年から19-20年セクターにかけて、急激に平均収益率が上昇しているのは、9年-10年セクターが、指標銘柄効果や10年カレント債効果で割高に推移していたのに対して、19年-20年セクターは、流動性プレミアム（＝流動性の欠如による割安化）が付加されていたからと推定される（注6）（対残存9-10年で+90bpのピックアップ）。ただし、2000年9月までの全期間でみた場合、指標銘柄効果は薄れている。

また、図表6中のボラティリティー調整後の短期金利に対する超過収益率（＝シャープ・レシオ）は、残存3-4年までは急上昇するが、そ

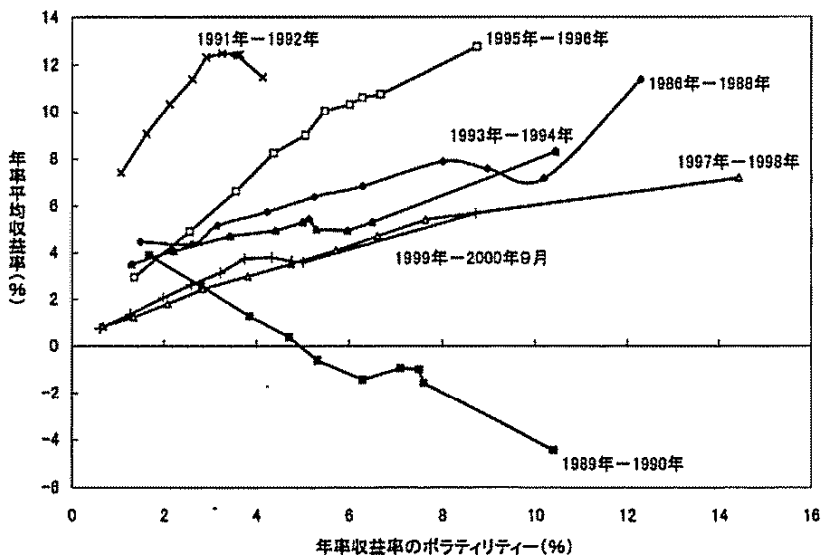
れ以上満期を伸ばしてもその水準は横ばいで、残存9年超では減少することが分かる。超長期19-20年の超過収益率も、ボラティリティー調整後では残存5-6年セクターの水準には達しない。

平均収益率とボラティリティー（サブ期間別）

前ページで確認された長期間にわたるリスク・プレミアムは、短期間では変動し得る。図表7では、平均収益率とボラティリティーをサブ期間別にみているが、リスク・プレミアムの大きさは一定ではなく、期間によって変化することが分かる。しかし、低金利期間に入った直近の1997年—1998年と1999年—2000年9月の2期間に関してはかなり安定している。

（注6）米国トレジャリー市場においては、カーブのロングエンドの平均収益率は逆に低くなる。これは、特定期間選好仮説などで説明されるように、ライアビリティが長い特定の投資家層（年金基金）によるこのセクターの需要を反映していると解釈される。

図表7 サブ期間における平均収益率とボラティリティー



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

3. 債券リスク・プレミアムは予測可能か

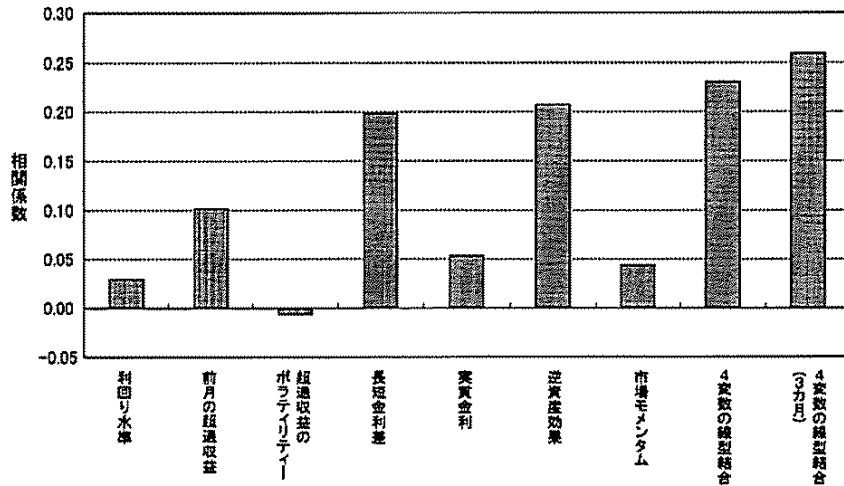
前章では、長期的にみた債券リスク・プレミアムは正であるが、短中期でのリスク・プレミアムの大きさは変化することが分かった。それでは、その変化するリスク・プレミアムをあらかじめ予測することは可能か。

(1) 債券超過収益率に対する予測変数

前章のエンピリカルな分析で、日本国債市場においては、純粹期待仮説はほとんどのケースで否定され、債券リスク・プレミアム仮説が肯定されることを見た。したがって、イールド・カーブがスティーブな場合、長期債の期待収益率は短期金利よりも高いと解釈されるために、長短金利差は債券超過収益率を予測し得ると考

えられる。しかしながら、長短金利差には時として利回り上昇期待が織り込まれている場合もあるので、長短金利差のみで超過収益率を予測することには限界がある。そこで、リスク・プレミアムと直接関連の高い逆資産効果指数を導入する。リスク回避度は、市場参加者の所有する資産価値の増減に伴って変化するため、資産価値の変化を直近の株式市場のパフォーマンスを使って計測する。また、第3の予測指数として実質金利を用いる。この予測変数も、しばしば債券リスク・プレミアムを表すものとして使われ、予想インフレ率を予測に織り込んでいる。4つ目の予測変数はモメンタム変数で、債券市場のトレンドを捕らえるためのダミー変数である。この変数では、単純に長期債利回り水準の6カ月移動平均からの乖離を用いて、乖離が±5 bpの範囲内であれば0の値をとり、+5 bp

図表8 1986年～1998年における相関係数



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

以上の場合-1を、-5bp以下の場合+1をとるようにする。実現ベースのリスク・プレミアム(=債券超過収益率)と上記4変数を含むさまざまな予測変数の間の相関係数を図表8に示す。

利回り水準、前月の超過収益や超過収益のポラティリティーは、相関が比較的低いのに対して、長短金利の спреッドや逆資産効果の相関係数は+0.20以上と、かなり高いことが分かる。また、実質金利と市場モメンタムはこの2つほど超過収益との相関が高くないが、正の相関(+0.04-+0.05)を持っている。この4変数を説明変数とした重回帰で求められる予測変数との相関は+0.23でどの変数より高い。また、予測を行った時点から3カ月間に実現した超過収益率との相関は+0.25とさらに高いことが分かる。

(2) 4つの予測変数の定義

長短金利の спреッド(イールド・カーブの傾き)

前述のように、リスク・プレミアム仮説が成立する場合に、債券の超過収益率を直接的に表す変数であるが、N期間のスポット金利が以下の式で表される(注7)ことから、

$$\begin{aligned}
 N \text{ 期間スポット金利} &= (N \text{ 期間の}) \text{ 平均期待インフレ率} + \text{平均短期実質金利} + \text{平均債券リスク・プレミアム} + \text{残差} \\
 &= (N \text{ 期間の}) \text{ 期待名目短期金利} + \text{債券リスク・プレミアム} + \text{残差} \quad (6)
 \end{aligned}$$

長短金利差(=N期間スポット金利-期待名目短期金利)は、債券リスク・プレミアムに連動して変動するはずである。本分析では、長短金利差を以下のように定義した。

(注7) *Time-Varying Expected Returns in International Bond Market*, Antti Illmanen, *The Journal of Finance*, June 1995参照。

国債指標銘柄複利ベース利回り－無担保翌日物
コール金利

逆資産効果

逆資産効果は、株式市場の水準で表される資産価値の伸び率の逆数で、本分析では日経平均株価を用いて、以下のように定義した(注8)。

$$\left((W_{t-1} + 0.9 \times W_{t-2} + 0.9^2 \times W_{t-3} + 0.9^3 \times W_{t-4} + \dots) \times 0.1 \right) / W_t$$

ただし、 W_t は t 期の日経平均株価指数で、 W_{t-1} はその 1 カ月前の同指数の水準。

上記式の分子は過去の加重平均株価水準で、より遠い過去程ウエイトを軽くしてある。これと直近の株価水準との逆数比をとることで、株価が上昇したときに 1 以下の値をとり、株価が下落時に 1 以上の値をとるようにしてある。

長期実質金利

式(6)の一行目から、長期金利から平均期待インフレ率を差し引いたものは、短期実質金利の平均と債券リスク・プレミアムを加えたものとなるが、インフレ率がランダムに動き、期待短期実質金利の N 期間にわたる和が一定となっていると仮定すると、長期実質金利の変動は、リスク・プレミアムの変動を反映するはずである。本分析では、以下のように長期実質金利を定義した。

国債指標銘柄複利ベース利回り－消費者物価指数の前年比伸び率

ただし、消費者物価指数は、1995年基準の全国消費者物価指数の消費税上昇幅調整後指数の前年同月比伸び率を使用。

債券市場のモメンタム

ここまでの 3 変数が長期債のバリューを示唆するもの (= 逆ばり的) であったのに対して、この変数は順ばり的で、債券市場の大きなトレンドを捕らえている。定義は以下のとおり。

市場モメンタム = -1 : 直近の債券利回り > 利回りの 6 カ月移動平均 + 5bp
 = 0 : 6 カ月移動平均 - 5bp
 < 直近の債券利回り < 6 カ月移動平均 + 5bp
 = +1 : 直近の債券利回り < 利回りの 6 カ月移動平均 - 5bp

債券市場が、狭いレンジ内でもみ合っている時の損失を避けるために、移動平均から ± 5 bp の範囲はニュートラルにして、この範囲を超えた場合に正もしくは負の市場モメンタムが生じたと解釈する。リスク・プレミアムの変化が除々に起こることを捕らえる(注9)。

(3) 4 変数の情報を組み合わせた超過収益の予測

ここまで紹介した超過収益の予測変数の情報

(注8) 等比数列の公式から、 $0.9 + 0.9^2 + 0.9^3 + 0.9^4 + \dots = 10$ となることに注意。ウエイトの 0.9 は、景気のサイクルを捕らえるために、ある程度主観的に選んだ。このウエイトだと、直近の 12 カ月の累積ウエイトが 70% に、36 カ月の累積ウエイトが 95% を占める。注 6 と同じ文献参照。
 (注9) 図表 8 で、前月の超過収益は、単独でみた場合、実現超過収益との相関が、市場モメンタムより若干高い。しかし、自由度調整後の寄与率 (R^2) でみると、初めの 3 変数に前月の超過収益を加えた 4 変数の説明力は、本分析での 4 変数に劣る。

図表9 ケース別平均超過収益 (1985年7月～1998年12月)

	すべてのケース			
平均超過収益率(%)	0.308%			
該当月数	162			
	長短金利差 > 0	長短金利差 < 0		
平均超過収益率(%)	0.385%	0.094%		
該当月数	119	43		
	逆資産効果 > 1	逆資産効果 < 1		
平均超過収益率(%)	0.550%	0.114%		
該当月数	72	90		
	長短金利差 > 0 逆資産効果 > 1	長短金利差 > 0 逆資産効果 < 1	長短金利差 < 0 逆資産効果 > 1	長短金利差 < 0 逆資産効果 < 1
平均超過収益率(%)	0.766%	0.136%	0.145%	0.023%
該当月数	47	72	25	18

注：上表で、債券超過収益率は、弊社世界国債インデックス日本国債7-10年セクターの月次名目収益率から月初時点での無担保翌日物コール金利/12を差し引いたもの。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

を組み合わせて、予測の精度を向上させることを検討する。

長短金利差と逆資産効果のケース別平均超過収益率

まず、4つの変数の中で最も予測能力の高い長短金利差と逆資産効果の値によって、実現した超過収益率がどのように異なったかを検証する。図表9をみると、長短金利差が月初の時点で正の月の平均超過収益は+0.385%で、長短金利差が負の月の平均超過収益+0.094%よりも大きい。この結果は、イールド・カーブの勾配が急な時に、要求リスク・プレミアムが高まり、実現する超過収益も平均的に高いということを示している。また、逆イールドの時はリスク回避度が弱まり、リスク・プレミアムも小さくな

るので、実現する超過収益の平均も低下することを示唆している。次に逆資産効果が1より大きい月の平均超過収益率も、1より小さい月と比較して平均超過収益率が低い。債券リスク・プレミアムの大小を識別できることになる。この2つの情報を組み合わせると、さらに予測の精度が向上することが分かる。実際、図表9で長短金利差が正の月のうち、逆資産効果が1以上の月の超過収益率の平均が+0.766%となっており、逆資産効果が1以下の月の+0.136%に比べて、明らかに高い。

実現超過収益率を4変数で重回帰

4変数を説明変数として、実現ベース超過収益率をアウト・オブ・サンプルで重回帰した。重回帰のウィンドウは、常に1985年1月からの

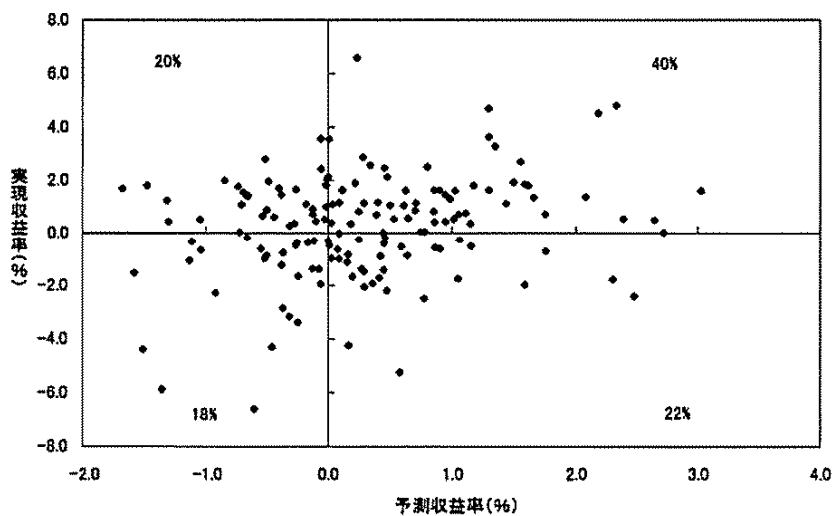
図表10 実現超過収益に対する重回帰の結果 (98年末時点)

	係 数	T 値
定数	-6.82	-4.06
長短金利差	0.57	3.49
実質金利	0.63	2.97
逆資産効果	4.30	3.70
市場モメンタム	0.38	1.61
寄与率 (R ²)		0.167
自由度調整後寄与率		0.146
F 値		7.34

注：T値は、係数の有効性を検定する統計量。本分析における説明変数の個数は4、標本数は150であるので自由度は145と計算され、係数が有効となる臨海値は危険率0.05で1.645である。上表中定数を含めたT値の絶対値はすべてこの水準を上回っている。またF値は、複数の説明変数と被説明変数との間に相関関係が認められるかどうかを検定する統計量で、説明変数4個と自由度145に対する臨界値は危険率0.05で2.37となっているため、本回帰のF値はこの水準をクリアしている。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表11 予測ベースと実現ベースの超過収益率 (1986年5月～1998年12月)



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

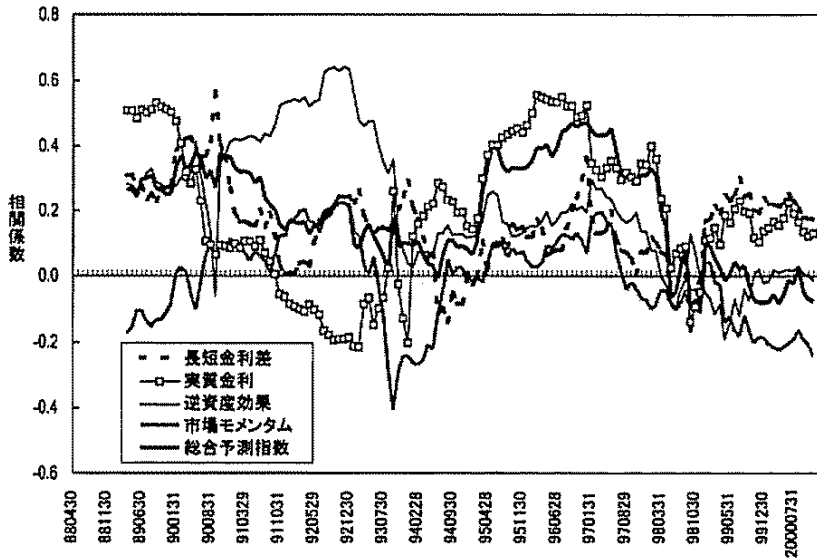
図表12 ダイナミックおよびスタティック・ストラテジーのパフォーマンス

	1986年5月～2000年10月	1986年12月～1995年2月
ダイナミック・ストラテジー		
1/0戦略		
平均超過収益率	3.49%	3.68%
ボラティリティー	4.83	5.42
シャープ・レシオ	0.72	0.68
レバレッジ戦略		
平均超過収益率	6.48%	7.99%
ボラティリティー	7.41	7.83
シャープ・レシオ	0.87	1.02
スタティック・ストラテジー		
平均超過収益率	3.30%	1.73%
ボラティリティー	6.55	6.86
シャープ・レシオ	0.50	0.25

注：上記平均超過収益とボラティリティー、シャープ・レシオは年率ベース。中間の列には全期間の計数を、最右列にはリスク・プレミアム計測の際に設定した中立的期間に対する計数を示した。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表13 予測変数の値と実現ベース超過収益率の36カ月移動相関



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表14 サブ期間のダイナミックとスタティック・ストラテジーのパフォーマンス

	1986—1988年	1989—1991年	1992—1994年	1995—1997年	1998年-2000年10月
ダイナミック・ストラテジー					
1/0戦略					
平均超過収益率	5.57%	1.57%	3.70%	7.00%	-0.39%
ボラティリティー	6.47	4.57	4.67	5.24	1.71
シャープ・レシオ	0.86	0.34	0.79	1.34	-0.23
レバレッジ戦略					
平均超過収益率	10.19%	5.05%	5.16%	12.12%	-0.08%
ボラティリティー	8.14	8.64	5.87	9.33	1.79
シャープ・レシオ	1.25	0.58	0.88	1.30	-0.04
スタティック・ストラテジー					
平均超過収益率	3.29%	-2.71%	3.97%	9.44%	2.48%
ボラティリティー	8.36	6.67	5.18	5.53	6.24
シャープ・レシオ	0.39	-0.41	0.77	1.71	0.40

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

ク・ストラテジーのパフォーマンスをみる。ただし、パフォーマンスは常にキャッシュ（無担保翌日物コール金利）に対しての超過収益率を計測し、債券の収益率は弊社世界国債インデックス日本国債セクターの残存7-10年セクターの収益率を使用する。したがってキャッシュを保有している時のパフォーマンスは0となる。

図表12に、各ストラテジーのパフォーマンスを示した。スタティック・ストラテジーに比べて、両ダイナミック・ストラテジーは、平均超過収益の水準でみても、ボラティリティー調整後のシャープ・レシオでみても、優れたパフォーマンスを示している。全期間のパフォーマンスは、直近の5年間で債券市場自体が上昇し続けたために、スタティック・ストラテジーのパフォーマンスに上方バイアスがかかっている

と考えられる。そこで中立的な期間でみると、スタティック・ストラテジーの平均超過収益率が1.73%であるのに対して、1/0戦略では3.68%、レバレッジ戦略では7.99%と明らかにパフォーマンスに違いが出ている。

(2) 予測の安定性

前節で長期間における超過収益予測の有効性が検証できたが、本節ではサブ期間で予測が安定しているかを調べる。まず、4つの予測変数それぞれおよび重回帰モデルによる予測値と、実現ベースの超過収益率との間の移動相関係数の推移をみよう。

各予測指数の移動相関は期間によって振れるが、4つの変数を組み合わせた重回帰モデル予測値は、ほとんどの期間で超過収益との移動相関を+0.00～+0.40の範囲に保っている。しか

図表16 予測指数の絶対値と予測精度

予測値(f)	f<-1	-1<f<-0.5	-0.5<f<0	0<f<0.5	0.5<f<1	1<f
予測精度(%)	58.3	31.8	46.3	51.2	68.0	77.4
平均超過収益率(%)	-0.752	0.414	-0.068	0.263	0.197	1.108
該当比率(%)	6.90	12.64	23.56	24.71	14.37	17.82

注：1986年～2000年（10月）のデータに基づく
出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表17 投資ホライゾンと戦略の勝率

ベンチマーク /期間	1/0戦略			レバレッジ戦略		
	キャッシュ	スタティック	両方	キャッシュ	スタティック	両方
1カ月	79.3%	75.9%	55.2%	76.4%	71.8%	55.2%
3カ月	71.5%	54.7%	39.5%	70.3%	59.9%	47.1%
12カ月	81.6%	47.2%	36.2%	85.3%	61.3%	54.0%
24カ月	75.5%	43.7%	31.1%	88.7%	65.6%	64.9%
36カ月	92.1%	46.0%	45.3%	97.1%	69.1%	69.1%
60カ月	100.0%	46.1%	46.1%	100.0%	92.2%	92.2%

注：上記勝率は、各ストラテジーの各ベンチマークに対するパフォーマンスが上回った、もしくは同じだった頻度の割合を示している。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

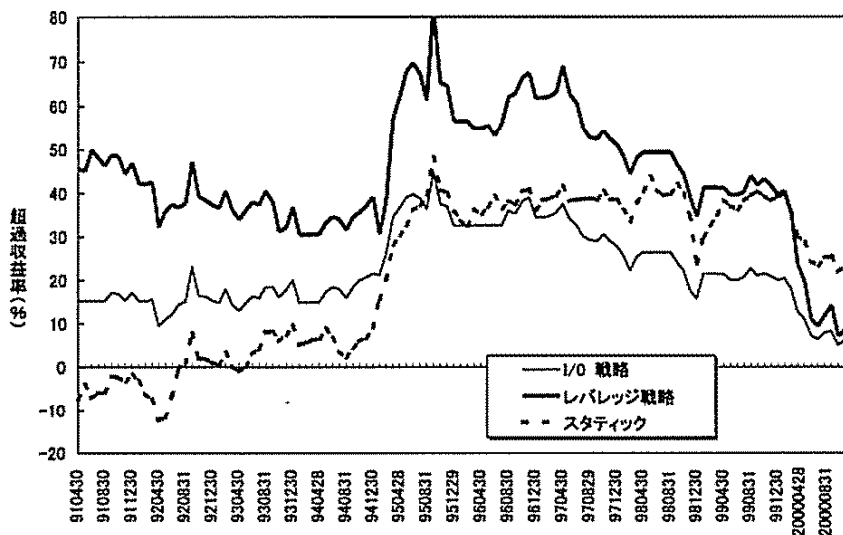
略の方が大きい。このことは、超過収益の予測値の絶対値がその符号を超えた有益な情報を含んでいることを示唆する。実際に、超過収益の予測値の大きさによって全体のサンプルをケース分けし、平均収益率をとってみると、図表16に見られるように、予測値が+0.5以上のケースと-1.0以下の場合で特に予測精度が高くなっていることが分かる。

ダイナミック・ストラテジーが機械的すぎると思われる投資家にとっては、図表16の結果から、予測値が+0.5以上か-1以下の時にのみダイナミック・ストラテジーを採用することも可能である。

(4) 投資ホライゾンの効果

ダイナミック・ストラテジーは、短期間で評価する場合リスクを伴うものとなるが、投資ホライゾンを長くする程、パフォーマンスが安定してくる。図表17では、投資ホライゾンを変えた時の各ダイナミック・ストラテジーのキャッシュとスタティック・ストラテジーに対する勝率をまとめた。両ダイナミック・ストラテジーともに、投資ホライゾンを長くするほどキャッシュに対する勝率が上昇し、ホライゾンを5年にすると勝率は100%になる。したがって、自己調達によるストラテジーを行う場合、5年間行えば必ず利益が出たことになる。また、スタテ

図表18 60カ月移動超過収益率の推移



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

ティック・ストラテジーに対する勝率では、1/0戦略が5年のホライズンで50%以下にとどまる(注16)のに対して、レバレッジ戦略は92%になっている。図表18には、60カ月移動超過収益率の推移を示したが、レバレッジ戦略は、一度も0(すなわちキャッシュ)を下回っておらず、スタティック戦略に対しても今年を除くすべての期間で上回っている。

(5) 実務的応用

ここまでみてきた、収益率の計数はすべて取引コストを考慮していない。では、取引コスト考慮後では、どうなるか。ダイナミック・ストラテジーで長期国債を売買する場合に1回転に

つき7.5銭(注17)のコストを仮定すると、図表19のようにコストは最小限にとどまることが分かる。

また、取引コストがさらに少なく、ショートが容易な債券先物を使ってダイナミック・ストラテジーを実行することも可能である。実際に、

図表19 ダイナミック・ストラテジーの回転数と取引コスト

	1/0戦略	レバレッジ戦略
平均年間回転数	1.35回	2.85回
平均年間コスト	9銭	20銭
年間超過収益	3円49銭	6円48銭

注：ただし、年間超過収益はキャッシュに対するもの。
出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

(注16) 1/0戦略の場合、ベア・マーケットでキャッシュを持つことで、スタティック・ストラテジーに勝てるが、このシミュレーションの後半に続いたブル・マーケットでは、最善でもスタティック・ストラテジーに追従することしかできない。

(注17) 弊社世界国債インデックス日本国債セクターの満期7-10年セクターの平均修正デュレーションは、約7.5年であるため、売買のビッド・オファースプレッドを1回転当たり利回りで1bpとすると、売買コストは7.5銭となる。

図表20 デュレーション・ターゲティング

予測値 f の範囲	投資セクター	修正デュレーション
アクティブ戦略 1		
$f < -1$	キャッシュ	0.00年
$-1 < f < -0.5$	残存 1-3 年セクター	1.85年
$-0.5 < f < 0$	残存 3-5 年セクター	3.90年
$0 < f < +0.5$	インデックス全体	5.47年
$+0.5 < f < +1.0$	残存 7-10年セクター	7.84年
$1 < f$	残存10年超セクター	13.01年
アクティブ戦略 2		
$f < -1$	キャッシュ	0.00年
$-1 < f < +0.5$	インデックス全体	5.47年
$+0.5 < f$	残存10年超セクター	13.01年

注：ただし、修正デュレーションは、2000年10月時点の水準。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

超過収益の予測に基づいて10年国債先物の中心
限月で売買した場合の利益は若干高い(注18)。

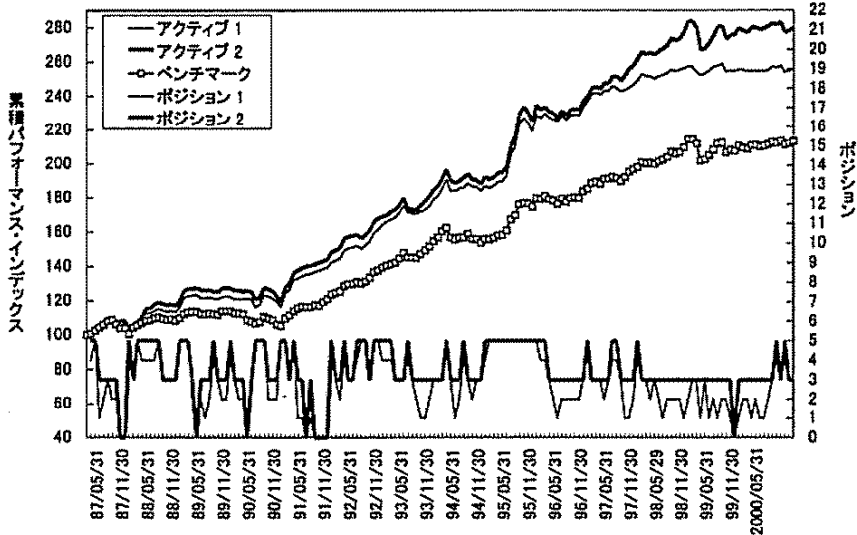
デュレーション・ターゲティング

超過収益率の予測を生かした投資戦略は、キャッシュと長期債のタクティカル・アセット・アロケーションに限らない。例えば、ポートフォリオのデュレーションを超過収益率の予測値に応じて機動的に変えていくデュレーション・ターゲティングがある。ここでは、一例として、弊社世界国債インデックス日本国債セクターをベンチマークとして、超過収益率の予測値に応じてデュレーションを変更させるポートフォリオ戦略を取り上げる。図表20にデュレーション

・ターゲティングの実行ルールを示す。アクティブ戦略1では、予測値の値に応じてきめ細かくポートフォリオのデュレーションを調節するが、アクティブ戦略2では、図表16で得られた情報をもとに、予測がはっきり出たときのみ、ベンチマークからデュレーションを大きく乖離させる。両アクティブ戦略とベンチマークのパフォーマンスを、1986年11月末を100とする累積収益率指数で示したのが、次ページ図表21である。全期間を通してのベンチマークに対する年率の平均超過収益率は、アクティブ戦略1で1.38%、アクティブ戦略2では1.96%となった。また、各ストラテジーの年率トラッキング・

(注18) 86年4月末を100とした98年11月までの累積指数では、2000年10月末の水準が1/0戦略で162.94、レバレッジ戦略で245.56であるのに対して、先物による売買では1/0戦略が169.29、レバレッジ戦略が259.21と高くなっている。この理由として、このサンプル期間では、買いポジションの方が多く、限月を移す時にフェアな水準より広い(割安な)限月間スプレッドで買いロールできていることが考えられる。

図表21 デュレーション・ターゲティングによるアクティブ戦略のパフォーマンス



注：上記累積指数は、各ストラテジーの収益率(超過収益でなく)を累積したもの。上記ポジションは、 $f < -1$ のときキャッシュ(ポジション=0)、 $-1 < f < -0.5$ の時残存1-3年セクター(ポジション=1)、 $-0.5 < f < 0$ の時3年-5年セクター(ポジション=2)、 $0 < f < +0.5$ の時インデックスにマッチした(ポジション=3)ポジション、 $+0.5 < f < +1.0$ の時7年-10年セクター(ポジション=4)、 $1 < f$ の時、超長期セクター(ポジション=5)(括弧内ポジションの値は右軸)

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

エラーは、それぞれ2.94%、2.96%となっているが、シャープ・レシオで見ると戦略1の0.47に対して戦略2が0.66と大きくなっている。したがって、予測値の発する弱いシグナルを切り捨て、強いシグナルのみを利用する戦略の方が有利になっているといえる(注19)。

5. ローリング・イールド最大化戦略

前章では、短期的に変動するリスク・プレミ

アの大小を予測することで超過収益を得る一すなわちリスク・プレミアムを売買することを試みた。しかし、運用ファンドの性質によっては、ダイナミック・ストラテジーはリスクが高すぎるかもしれない。本章では、デュレーション・ニュートラルな環境で、リスクをより抑えたストラテジーを紹介する。

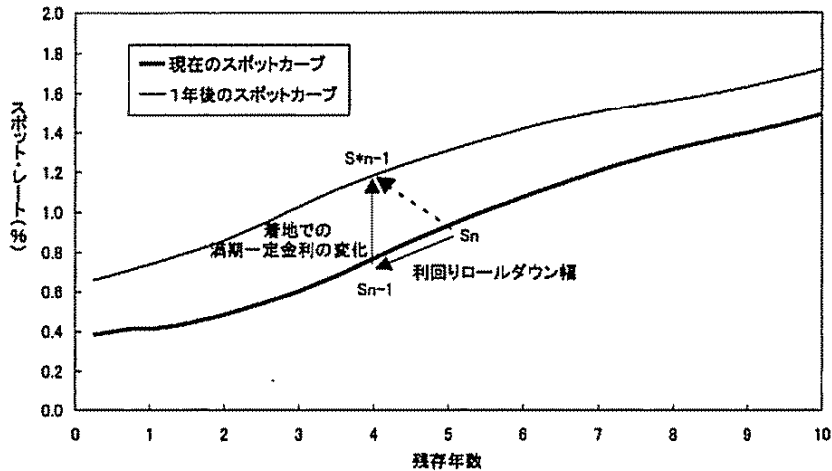
(1) ローリング・イールドの概念

ローリング・イールドとは、金利期間構造が不変の時に実現する債券収益率である(注20)

(注19) 特に1998年に入ってから、超過収益率の予測値が弱いマイナスのシグナルを出し続けたのにもかかわらず、債券相場は上昇し続けたために、戦略1はベンチマークに対して負け続けたが、戦略2はベンチマークに対して中立ポジションを継続して、ベンチマークに追従した。

(注20) この概念は、*Total Return Management*, Martin L. Leibowitz, Salomon Brothers Inc, 1979で紹介された。

図表22 ゼロ・クーポン債の1期間の利回り変化を2つに分ける



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

が、これはリスク・プレミアム仮説を前提とした場合の、債券の期待収益率にほかならない。期間 N 年ゼロ・クーポン債のローリング・イールドは、以下の式で表される。

$$\text{Rolling Yield} = S_n + (n-1) \times (S_n - S_{n-1}) = F_{n-1, n} \quad (2')$$

この式は、 N 年ゼロ・クーポン債の収益率を表す(2)式で、1期間後の利回り水準 $S_{*n-1} = S_{n-1}$ とおいて得られる。なお、上式の最右辺は $n-1$ 年後の1年フォワード金利である(注21)。

利付国債のローリング・イールド(付記参照)は、利付国債の各キャッシュフローについて(2)

式を計算し、それらを加重平均したものになる(注22)。

(2) 債券収益率の要因分解

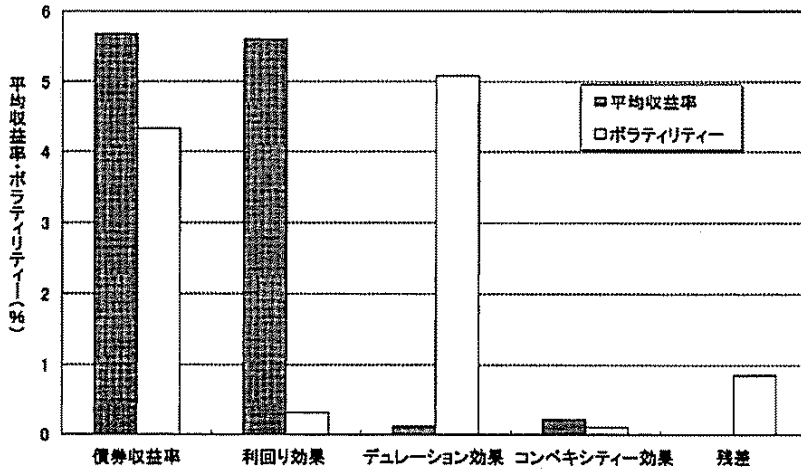
債券収益率は、時間変化に伴って発生する利回り Y 、利回り水準の変化 ΔY によって生じるデュレーション効果、そしてコンベキシティー効果に分解される。さらに一定期間にわたる利回り変化を図表22に示したように、債券の満期が短くなることによる変化幅 $\Delta Y_{rd} (= S_n - S_{n-1}$: カープ上のロールダウン) とそれ以外 $\Delta Y_{cmt} (= S_{*n-1} - S_{n-1})$ (注23)に分けて考えると以下の式のようなになる。

(注21) (1)式で $m=n-1$ とおくと $F_{n-1, n} = nS_n + (n-1) \times S_{n-1} = S_n + (n-1) \times (S_n - S_{n-1})$ 。

(注22) (2)式で、スポット金利を最終利回り、 $n-1$ 年を着地の修正デュレーションで置き換えたもので近似できる。最終利回りはスポット金利の加重平均、デュレーションは満期を各キャッシュフローの現在価値で加重平均したものである。

(注23) ΔY_{cmt} は、本来イールド・カーブ上の固定点の水準の変化であるが、ここでは、これに個別の債券の利回りのカーブに対するスプレッドの変化分を加えたものとする。

図表23 日本国債インデックスの収益率分解 (1988年2月～1992年12月)



注：1988年2月～1992年12月は、金利の上昇と低下局面の入った中立的期間。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

債券収益率

$$\begin{aligned}
 &= Y - \text{デュレーション} \times \Delta Y + 0.5 \times \text{コンベキシティー} \times (\Delta Y)^2 \\
 &= Y - \text{デュレーション} \times (\Delta Y_{rd} + \Delta Y_{cmt}) + 0.5 \times \text{コンベキシティー} \times (\Delta Y_{rd} + \Delta Y_{cmt})^2 \\
 &= \text{ローリング・イールド} - \text{デュレーション} \times \Delta Y_{cmt} + 0.5 \times \text{コンベキシティー} \times (\Delta Y_{cmt})^2
 \end{aligned}$$

ここで、リスク・プレミアム仮説が成立する場合、 $E(\Delta Y_{cmt}) = 0$ であるから、上式の両辺の期待値をとった場合、左辺のデュレーション効果の項はなくなり、期待収益率は以下のように表せる。

$$\text{期待債券収益率} = \text{ローリング・イールド} + \text{コンベキシティー効果}$$

それでは、この式がエンピリカルに成立しているかどうかを次に見る。図表23は、弊社世界国債インデックス日本国債セクターの実現ペー

スの収益率を要因分解している。平均収益率に占める比率は、利回り効果が最も大きくデュレーション効果は非常に小さいことが分かる。一方、収益率のボラティリティーに占める割合は、デュレーション効果が最も大きく利回り効果はわずかしかない。この理由としては、デュレーション効果がサブ期間ごとにプラスとマイナスに振れて、全期間で見ると相殺してしまうことがある。図表28をみると、この様子が理解できる。利回り効果が安定してプラスの寄与を保つのに対して、デュレーション効果はボラティリティーが高い。

利回り効果 (ローリング・イールド) の抽出

前述のことから、ベンチマーク (例えば、国債インデックス) に対してデュレーション (効果) を等しく保ちながら、ローリング・イールドをピックアップしていくポートフォリオで運用すれば、ベンチマークを安定的にアウトパフ

フォームできる可能性がある。この根拠としては、日本国債のエンピリカル分析で、PEHよりもBRP仮説がほとんどの場合に肯定されたことがある。

イールド・カーブが平均的に凸状であった場合、ローリング・イールドをピックアップするポートフォリオはブレット型になるため、ベンチマークに対してコンベキシティー・リスクをとることになる。さらに、ブレット型ポートフォリオは、イールドカーブがフラット化する局面で負けるリスクもある。また、イールド・カーブが平均的に凹状であるケースでは、ポートフォリオはバーベル型になり、ベンチマークに対してコンベキシティーをピックアップできるが、カーブのスティープ化に対して負けるリスクがある。

ここで、PEHをデュレーションの等しいブレットとバーベル・ポートフォリオについて適用すると、カーブが凸状の時はブレットの利回り（もしくはローリング・イールド）がバーベルに対して高いため、マーケットにこの差を相殺するようなカーブのフラット化期待が形成されていることになる。しかし、前述のようにPEHはエンピリカルに成り立っていないことから、このようなカーブのフラット化は平均的にみて実現していない。また、カーブが凹状の時のバーベルのブレットに対する利回りピックアップも、平均的にその後のカーブのスティープ化で相殺されていないことになる。したがって、ローリング・イールドをピックアップするポートフォリオのカーブ形状変化によるリスクは平均的にはないと予想される。

次にブレット型ポートフォリオのコンベキシ

ティーリスクは、図表23、24に見られるように利回り効果の大きさに比べて平均してみると非常に小さいことも分かる。

(3) ローリング・イールド最大化戦略

前節の推定を実証分析するために、弊社世界国債インデックス日本国債セクターをベンチマークとして、図表25のような制約条件の下でポートフォリオのローリング・イールドを最大化していく戦略を考える。

ポートフォリオ全体の平均デュレーションをベンチマークに合わせた上で、各満期セクターの全体に占める市場総額とデュレーショングラムのウエイトは、0からベンチマークの2倍までと、かなり自由度を持たせる。

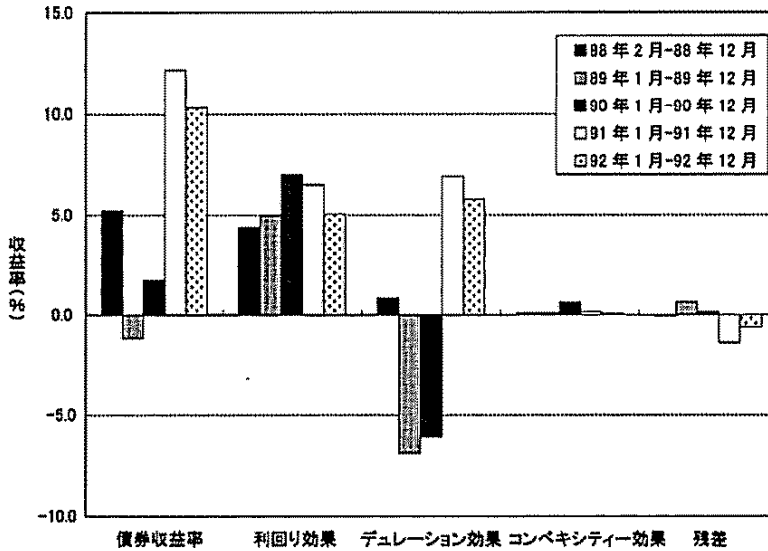
このような制約条件の下で、ベンチマークに対するローリング・イールドを最大限ピックアップするポートフォリオは、ローリング・イールド・カーブ上でピークを形成するセクターを組み入れて構築する。ただし、図表26の例に見られるように、全体のデュレーションの平均がベンチマークに一致するように、複数のピーク間の比率を決定する。

ベンチマークに対する過去のパフォーマンス

1988年2月～2000年9月の期間について、月次リバランスでローリング・イールド最大化戦略をシミュレーションしたところ、図表27のようなパフォーマンスが得られた。ただし、ポートフォリオの時価総額は100億円程度、1銘柄当たりの最大組み入れ額面は25億円とし、ポートフォリオが4銘柄以上で構成されるようにする。

全期間で見ると、ベンチマークに対する年率の平均超過収益は0.88%（注24）と高く、トラッキング・エラー（=0.72%）調整後のシャープ・

図表24 サブ期間別収益率分解



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表25 ローリング・イールド最大化戦略の制約条件

属性	ベンチマークに対する制約条件
全体の平均修正デュレーション	-0.2%~+0.2%
各満期セクターの市場総額分配比率	-100%~+200%
各満期セクターのデュレーションダラー分配比率	-100%~+200%

注：各満期セクターとは、残存1-3年、3-5年、5-7年、7-10年、10年超をさす。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

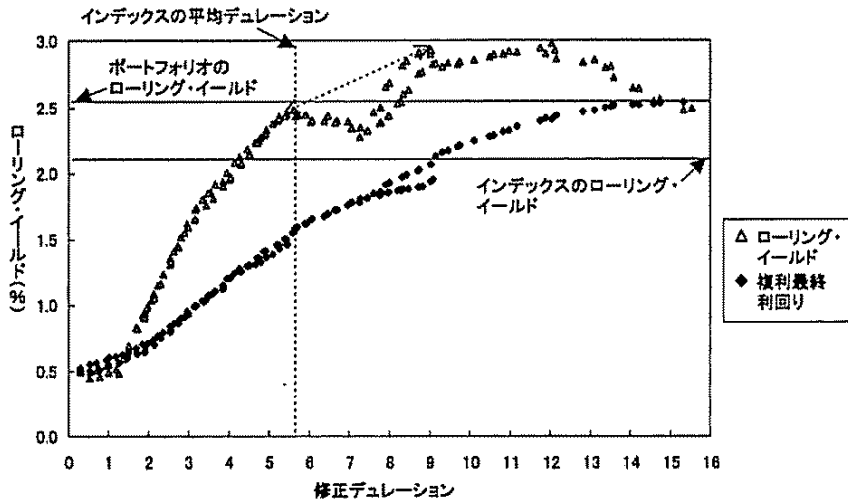
レシオも1.2とかなり高い。また、サブ期間ごとにみても、安定して超過収益が得られていることが分かる。
どの位の運用期間なら確実にベンチマークを上回るか

図表28には、ベンチマークに対する超過収益

の累積指数を示しているが、24カ月の移動累積損益は1回もマイナスになっていないことが分かる。つまり、シミュレーション期間中どの月に運用を始めても、2年間運用を続ければ確実にインデックスの収益率を上回っていたことになる。

(注24) 月次リバランスの場合、年間の平均回転率は約7回転であったので、1回転当たりの売買コストを6銭、ポートフォリオの平均デュレーションが5~6年と見積もっても、年間の取引コストは40銭程度と考えられる。また、非公開ベースの3カ月ごとのリバランスの場合では、年間の平均売買回転率は3回転に減少するが、パフォーマンスは月次リバランスと比較してほぼ同じであることが分かった。

図表26 ローリング・イールド最大化ポートフォリオの構築例



注：上記ローリング・イールド・カーブは、98年のある時点でのもの。
出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

図表27 ローリング・イールド最大化戦略のパフォーマンス

	88年2月～ 2000年9月	88年2月～ 89年12月	90年1月～ 91年12月	92年1月～ 93年12月	94年1月～ 95年12月	96年1月～ 97年12月	98年1月～ 99年12月
平均超過収益率	0.876%	1.942%	0.196%	1.549%	0.573%	0.842%	0.296%
トラッキング・エラー	0.717%	1.196%	0.615%	0.577%	0.652%	0.491%	0.504%
シャープ・レシオ	1.222	1.624	0.318	2.682	0.879	1.714	0.587

注：上記平均超過収益率とトラッキング・エラーは、いずれも年率ベース。
出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

運用期間ごとの勝率を計算すると、6カ月の運用期間で80%、24カ月以上の期間では100%となっている。

インデックスに対する超過収益の要因分析

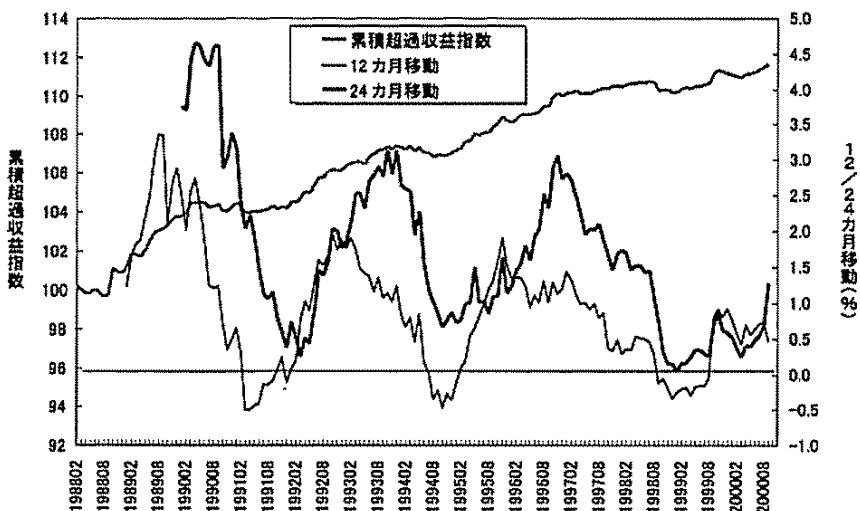
あらかじめ予想した通り、ローリング・イールド最大化ポートフォリオは90年～91年の逆イールドの期間を除き、プレット型ポジションがほとんどで、ベンチマークに対してコンベキシティーをギブアップしている。したがって、相場が大きく動いた場合、この戦略はベンチマー

クに負けるが、コンベキシティー効果がローリング・イールドのピックアップ幅を相殺してしまうには、平均で月率100-200bp程度の利回り変化(注25)が必要になる。したがって、コンベキシティーのリスクはほとんどない。

それでは、もう一つのリスクであるカーブの形状変化はどうか。図表30では、サブ期間ごとのベンチマークに対する超過収益を要因別に分解している。

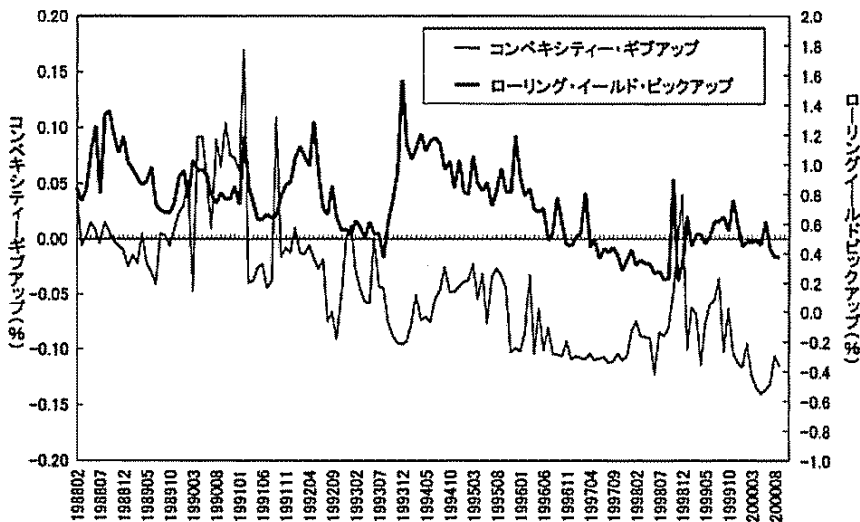
26ページの債券収益率要因分解の式のノータ

図表28 累積超過収益率指数



注：上記累積超過収益率指数は、88年11月末=100としており、2000年9月末で111.694になっている。
出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

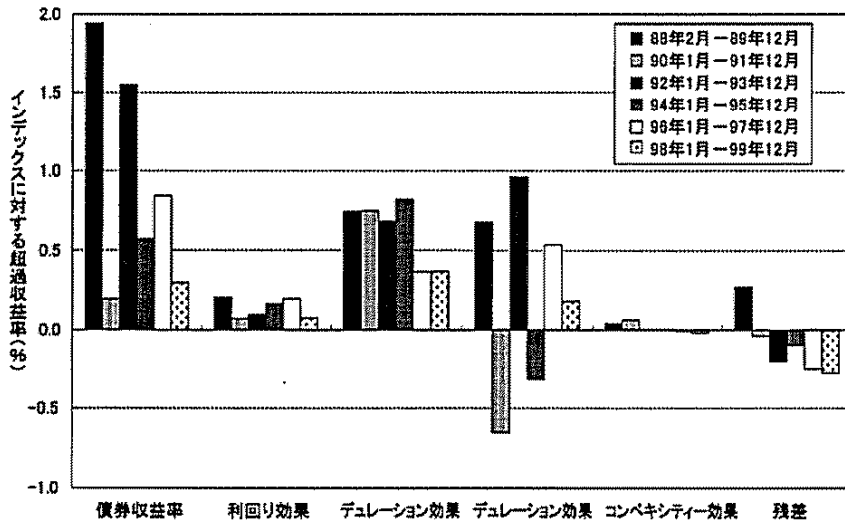
図表29 ローリング・イールド・ピックアップとコンベキシティー・ギブアップ



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

(注25) 損益分岐利回り変化幅（ただし平行移動の変化幅）は、ローリング・イールドのピックアップ幅 = $0.5 \times \text{コンベキシティー・ギブアップ} \times (\text{利回り変化幅})^2$ とおいて、利回り変化幅について解くことで求められる。

図表30 超過収益率の要因分解



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

ーションを用いると、

$$\begin{aligned}
 \text{利回り効果} &= Y(P) - Y(I) \\
 \text{ロールダウン効果} &= -(\Delta Y_{rd}(P) \times \text{Dur}(P) \\
 &\quad - \Delta Y_{rd}(I) \times \text{Dur}(I)) \\
 &= -(\Delta Y_{rd}(P) - \Delta Y_{rd}(I)) \times \text{Dur}(P, I) \\
 \text{利回り差縮小効果} &= -(\Delta Y_{cmt}(P) \times \text{Dur}(P) - \\
 &\quad \Delta Y_{cmt}(I) \times \text{Dur}(I)) \\
 &= -(\Delta Y_{cmt}(P) - \Delta Y_{cmt}(I)) \times \text{Dur}(P, I) \\
 \text{コンベキシティー効果} &= 0.5 \times \text{Conv}(P) \times \\
 &\quad (\Delta Y(P))^2 - 0.5 \times \text{Conv}(I) \times \\
 &\quad (\Delta Y(I))^2
 \end{aligned}$$

ただし、(P) はポートフォリオ、(I) はインデックスを表し、Dur は修正デュレーション、Conv はコンベキシティーを表す。また、 $\Delta Y = \Delta Y_{rd} + \Delta Y_{cmt}$ 。なお、本戦略ではポートフォリオとインデックスの修正デュレーションをほぼ一致させていることから、ロールダウン効果と利回り差縮小効果における近似式が成り立つ。

本戦略では、ローリング・イールドを最大化しているため、利回り効果とロールダウン効果は、安定して超過収益に対してプラスに作用している。一方、利回り差縮小効果は、ポートフォリオおよびベンチマークの利回り変化の差から、ロールダウン差に起因する部分を除いたものであるから、イールドカーブの形状変化によってもたらされる効果となる。例えば、ブレット型のポートフォリオに対してカーブ全体がフラット化すれば、ポートフォリオの利回りがカーブ全体の平均利回り（すなわちインデックスの利回り）に対して相対的に上昇するので、この効果はマイナスになる。利回り差縮小効果は、サブ期間によってプラスとマイナスに振れるものの、ある程度の期間でみると、債券収益率におけるデュレーション効果のように相殺してしまう（本戦略では、ベンチマークに対してデュ

レーションを一致させているのでデュレーション効果すなわち利回りの絶対水準に対する効果はほとんど現れない)。したがって、この運用を長く行うほど、累積超過収益率に占めるローリング・イールド効果 (=利回り効果+ロールダウン効果) が大きくなっていく。

6. まとめ

最後に、これまで見てきた分析の結果を項目ごとにまとめる。

純粋期待仮説とリスク・プレミアム仮説

日本国債市場におけるエンピリカル分析によって、フォワード金利 (インプライド・フォワード: $F_{1,n}$) が将来の利回り水準を表すのか、それとも1期間フォワード ($F_{n-1,n}$, n =ローリング・イールド) が将来の収益率を表すのかを調べたところ、後者すなわちリスク・プレミアム仮説が肯定されることが分かった。

リスク・プレミアムのエンピリカルな計測

日本国債市場におけるリスク・プレミアムの計測を行ったところ、十分長く中立的な期間において正のリスク・プレミアムが認められた。収益率のボラティリティーに対して、収益率の幾何平均をプロットしたところ、残存5-6年程度までは、平均収益率は単調増加するが、これより満期の長いセクターでは、限界的な超過収益は認められなかった。ただし、日本国債市場に特有な現象として、イールド・カーブのロング・エンドである超長期19-20年のセクターは、流動性プレミアムの分だけ超過収益が上乘せされていると考えられる。また、リスク・プレミアムの大きさは短期的には変化することも分か

った。

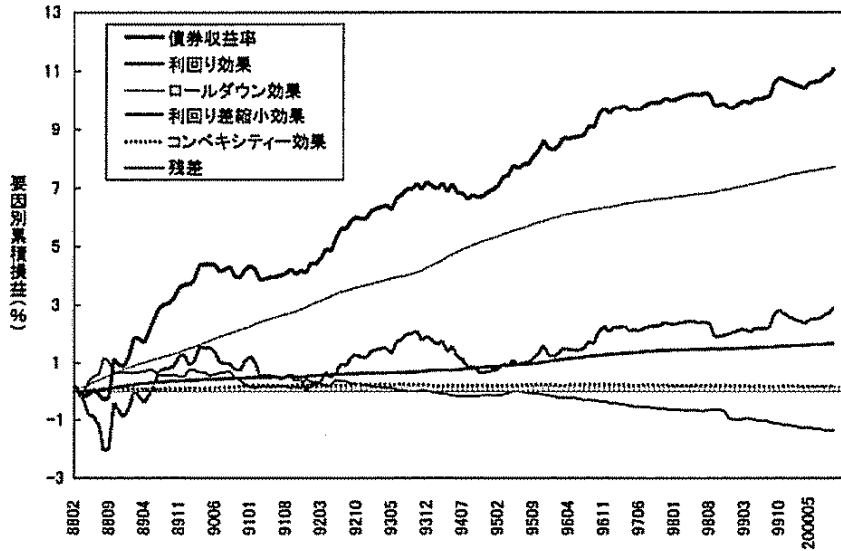
債券リスク・プレミアムの予測とダイナミック・ストラテジー

長短金利差、逆資産効果、実質金利、市場モメンタムの4つの予測変数によって、変化する債券リスク・プレミアムの大きさを予測したところ、実現ベースのリスク・プレミアム (超過収益率) の変動の15%程度を説明することができた。次に、予測値の値に応じて長期債かキャッシュに投資していくタクティカル・アセット・アロケーション戦略で、予測値の符号のみを使った1/0戦略と予測値の絶対値が1以上の場合にはレバレッジをかけるレバレッジ戦略の過去のパフォーマンスを計測したところ、1986年5月~2000年10月の全期間において両戦略ともキャッシュに対する平均超過収益率はプラスとなり、かつスタティック・ストラテジーの超過収益率を上回った。さらに、ボラティリティー調整後のシャープ・レシオで比較すると、レバレッジ戦略が最も高く、4変数による予測値は、符号だけでなく絶対値の大きさも有益な情報を含んでいることが示唆された。また、サブ期間別のパフォーマンスでは、どの期間も安定して正の超過収益を保っているが、特に相場下落局面で確実に長期債の保有を回避していることが分かった。

ローリング・イールド最大化戦略

ローリング・イールド最大化戦略では、債券リスク・プレミアムの大きさを予測することによって、デュレーション・リスクをとって超過収益を目指す代わりに、デュレーションをベンチマークと一致させるという制約の下で、期待リスク・プレミアムとしてのローリング・イ

図表31 各超過収益要因の累積変化



出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

ルドを最大化するポートフォリオで運用した。この戦略には、イールドカーブの形状変化リスクがあるが、運用評価期間を2年以上で設定すると累積のベンチマークに対する超過収益が100%プラスになった。

付記：ローリング・イールドの計算方法

ローリング・イールドは、イールド・カーブに変化がない場合の債券収益率であり、対象債券の着地利回りはイールド・カーブ上をロール・ダウンした後の水準となる。ゼロ・クーポン債の場合は、スポット・カーブ上をロール・ダウンした後の利回りで単一のキャッシュ・フローを割り引けばよいが、利付債券の場合はパー・カーブ上をロールダウンした利回り水準で一括してすべてのキャッシュ・フローを割り引くと、スポット・カーブ上をロール・ダウンし

た利回り水準でおおののキャッシュ・フローを割り引くのとでは値が異なってくる。

例えば、図表32に見られるように低クーポン債と高クーポン債が、スポット・カーブを使ってフェアにプライシングされている(スプレッド=0)とする。スポット・カーブ上の金利そのものを使って、利付債の各キャッシュ・フローを現在価値に割り引いたものの和を求め、それから最終複利回りを逆算するという手続きを、足元(例では残存5年)とロール・ダウン後(同4年債)で行うと、最終利回りのロール・ダウン幅が高クーポン債の方が小さくなる。図表32では、スポット金利の100bpのロール・ダウンに対して、5%クーポン債が91bp、10%クーポン債では85bpとなっている。つまり、スポット・カーブに対してフェアな価格水準を保つためには、最終利回りでみたロール・ダウンは高

図表32 スポット・レートによる利付債券の価格評価

	スポット レート	クーポン 5%、5年		クーポン 5%、4年		クーポン 10%、5年		クーポン 10%、4年	
年	(%)	キャッシュ フロー	現在価値	キャッシュ フロー	現在価値	キャッシュ フロー	現在価値	キャッシュ フロー	現在価値
1	5	5	4.762	5	4.762	10	9.524	10	9.524
2	6	5	4.450	5	4.450	10	8.900	10	8.900
3	7	5	4.081	5	4.081	10	8.163	10	8.163
4	8	5	3.675	105	77.178	10	7.350	110	80.853
5	9	105	68.243	—	—	110	71.492	—	—
		合 計	85.21		90.47		105.43		107.44
		複利回り	8.78%		7.87% (-91bp)		8.62%		7.77% (-85bp)

注：上記表中、5%クーポン債は低クーポン債、10%クーポン債は高クーポン債として取り上げている。それぞれ5年債であるものを、1年分ロールダウンさせて4年債としてプライシングしている。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

クーポン債では低クーポン債に対して小幅にとどまる必要があることを意味する。

より一般的には、利付国債は推計されたスポット・カーブやパー・カーブに対してフェアな価格となっておらず、あるスプレッドを持つ。本レポートのローリング・イールド最大化戦略で用いた利付国債のローリング・イールドは、上記の理由からパー・カーブではなく、スポット・カーブに対するスプレッド(注26)を一定として計算している。パー・レートに対する各銘柄の最終利回りのスプレッドを一定とした場合、前述の理由から高クーポン債を過大評価していることになるからである。

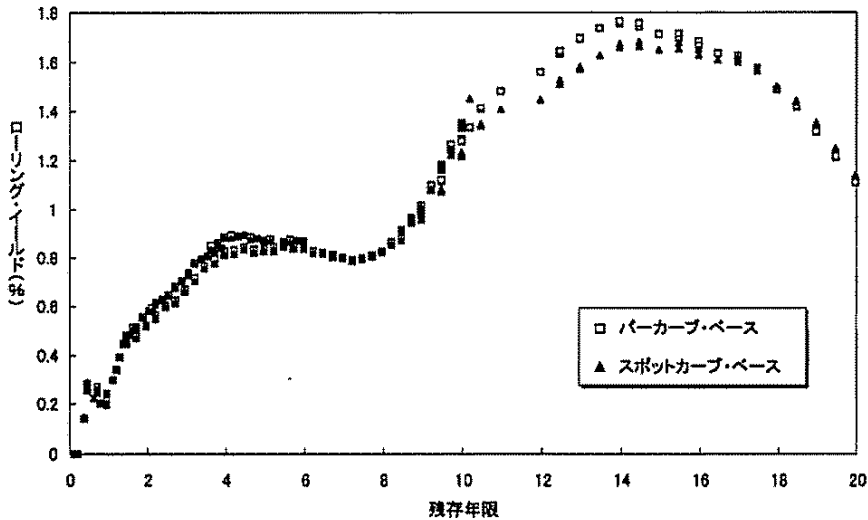
図表33をみると、残存11年～15年のセクター

は、カーブが順イールドになっていて、かつ高クーポン（価格がオーバー・パー）なために、パーカーブ・ベースのローリング・イールドは、スポット・カーブ・ベースのものよりかなり高くなっている。また、残存19年～20年では、カーブが逆イールドになっているため、価格がオーバー・パーでも、両者の関係は逆になっている。最後に、この時点で数少ないアンダーパー（低クーポン）の銘柄として残存10年207回債があったが、周辺のカーブは順イールドであったので、パーカーブ・ベースのローリング・イールドがスポット・カーブ・ベースのものより低くなっている(注27)。

(注26) 推計されたスポット・カーブ上に、すべての満期で一律のスプレッドを仮定し、利付国債のそれぞれのキャッシュフローが発生する満期に対するスポット金利+一定スプレッドで割り引いた現在価値の和が、その利付国債の市場価値と一致するスプレッド。

(注27) 昨年暮れの国債急落により、超長期カレントセクターは、アンダーパー（低クーポン）でかつ逆イールドとなったが、この場合は、パーカーブ・ベースのローリング・イールドがスポットカーブ・ベースのものを上回る。

図表33 スポットおよびパー・カーブに対するスプレッドを一定としたローリング・イールド



注：上記ローリング・イールドは、1998年秋時点のもの。

出所：日興ソロモン・スミス・バーニー

参考文献

- *Overview of Forward Rate Analysis (Part 1)*, Ilmanen, A., May 1995
- *Market's Rate Expectations and Forward Rates (Part 2)*, Ilmanen, A., June 1995
- *Does Duration Extension Enhance Long-Term Expected Returns? (Part 3)*, Ilmanen, A., July 1995
- *Forecasting U.S. Bond Returns (Part 4)*, Ilmanen, A., August 1995
- *Convexity Bias and the Yield Curve (Part 5)*, Ilmanen, A., September 1995
- *A Framework for Analyzing Yield Curve Trades (Part 6)*, Ilmanen, A., November 1995
- 「現代債券投資分析」高橋琢磨、日本経済新聞社、1988年7月
- *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, Nicola Anderson, Francis Breedon, Mark Deacon, Andrew Derry and Gareth Murphy, Wiley, 1996
- 「イールドカーブと金利の期間構造」、ソロモン・ブラザーズ、1988年8月
- Satoshi Yamada, 1999. "Risk Premiums in the JGB Market and Application to Investment Strategies" *The Journal of Fixed Income*, vol. 9, no. 2