

(調査研究報告書)

タイトル 外国債券のスマートベータ戦略に関する研究

代表研究者氏名 小林武

(所属役職 名古屋商科大学ビジネススクール 教授)

1. はじめに

債券市場における金利の期間構造(利回りと年限の関係)の形状を示すイールドカーブ(利回り曲線)の変動要因の解明は、研究者、債券投資家、銀行や保険会社などの金融機関、政策当事者にとって最重要課題の1つである。債券価格評価モデルは、複雑な挙動を示すイールドカーブの変動を3つの潜在因子(「水準」・「傾き」・「曲率」)で説明してきた。世界金融危機とその後の景気後退を背景に債券価格評価モデルはマクロ経済変数の情報を取り込んだマクロ・ファイナンスモデルへと進展した。そこでは、イールドカーブにはマクロ経済変数などの情報が完全に含まれていることから、マクロ経済変数が同時点の横断面の債券価格形成に影響を与えるとする「スパニング仮説」と債券価格形成に影響を与えないとする「アンスパン仮説」のどちらが成立するかという「スパニングパズル」が学術的争点となっている。さらに、マクロ経済変数は、金利やタームプレミアム(残存期間の長さに伴う上乗せ金利)の時系列方向の将来予測に有効であることが示されてきた。

地域経済統合の進展、証券取引所の世界的な合併および先進国から新興国への資金フローの活性化などを背景に、グローバル金融リスクの影響度が高まっている。こうした流れを受けて最近の債券価格評価モデルの研究においては、各国のイールドカーブの変動要因に、グローバルな共通因子の存在を仮定し、単一国のイールドカーブをグローバル因子と国固有の因子に分解する「グローバル債券モデル」が Nelson-Siegel 型モデルとアフィン型無裁定モデルの双方で開発されている。こうしたアプローチは、グローバルな金利変動リスクの各国債券市場への波及効果の分析に加え、イールドカーブから抽出される主成分の特性を解明することにつながり、「スパニングパズル」の検証に対しても新たな視点を提示するという点で重要な研究領域である。債券投資戦略に関する学術研究においては、債券価格評価モデルが債券リターン統計的予測力を有していたとしても、取引コストや投資家のリスク許容度を考慮した債券ポートフォリオのリターン向上という経済的利益に必ずしも結びつかないといったパズルが見いだされてきた。この背景には、マクロ経済環境の不確実性、非線形性および構造変化などが指摘されている。

こうした学術的背景を踏まえ、本研究では、大規模なイーールドカーブを用いて「グローバル債券モデル」を開発しグローバル因子と、ローカル因子の抽出を試みる。さらに同モデルを用いて、債券の投資戦略の有効性を明らかにすることを目的とする。具体的には、生命保険事業に資する外国債券に関するファクター(スマートベータ)戦略を開発することである。時価総額ウェイトに基づく指数が主流である外国債券のパッシブ運用においては、米国債券と日本国債の割合は50%以上を占めるなど投資比率が特定の国に偏る傾向がある。こうした時価総額ウェイトは、イーールドの水準は低く投資妙味が薄いにも拘らず、債務残高が大きな国の投資割合を相対的に高め、投資ユニバースの分散が図れないといった弱点を指摘することができる。株式運用においては、スマートベータ戦略が良好な運用実績を示すことが知られている。

一方、外国債券投資に関しては、資産運用会社など実務家から各国の財政のクオリティなどに着目した時価総額ウェイトを代替するパッシブ戦略が提案されているが、金利の期間構造モデルに基づく債券のファクター投資に関する研究は学術的にも緒についたばかりである。金利上昇リスクが意識するなかで、マクロ経済環境の異なる各国の債券市場のリターンを組み合わせた効率的な運用手法の開発は、生命保険事業の発展に資するものと考えられる。

本研究の着想に至った経緯や、関連する国内外の研究動向と本研究の位置づけは以下のとおりである。グローバルな金利の連動性が高まる中で、大規模なパネルデータを分析対象とし、観測できない「グローバルイーールド」を状態変数として状態空間モデルを用いて推定できれば、外国債券投資家の金利動向に対する見方を包括的に取り込み、金利の予測や投資戦略に有用な情報が抽出できるという着想に至った。「グローバル債券モデル」の先行研究は、分析対象地域が先進国の国債市場に限られ、主要な分析結果は推定されたグローバル因子とマクロ経済変数との関係やタームプレミアム予測の考察にとどまっている。投資戦略の研究に関して統計的予測力と経済的利益の双方を検証することにより当該研究分野に新たな知見を提供できる。実効性の高い投資戦略を示すことで、株式に比べると著しく少ない債券のファクター(スマートベータ)投資に関する研究の発展に資することが期待される。

当該分野における独自性や創造性に関しては、以下の諸点が指摘できる。分析手法の観点から、第 1 に、無裁定条件のもとでタームプレミアムの構成要素をグローバル・地域固有・国固有の各因子に分解できる点が新しい接近法である。第 2 に、グローバル因子は、グローバルな債券市場に関する見通しを反映していると考えられるため、タームプレミアムや金利の予測精度の向上に資することが期待できる。第 3 に、グローバルな金利水準のリスクをヘッジしつつ、特定国のイーールドに関する傾き因子からリターンを獲得するなど、世界の債券市場のリターンを組み合わせた効率的な運用手法の開発は、外国債券ポートフォリオのリスク管理の高度化ならびに投資戦略の多様化に貢献できる。関連分野への波及効果の観点からは、第 1 にグローバル因子は、外国債券市場と景気動向の新たなモニタリング指標として、債券投資家、金融機関、政策当事者にとって有益な情報となる。第 2 にグローバル因子から各国債券市場へ

のチャネルおよびマクロ経済変数との関係が明確になれば、金融政策対応を考察する上で意義を持つと考えられる。

本研究は、これまでの研究と以下の 3 つの点で異なっている。第一に、先行研究とは異なり、イールドカーブの水準因子、傾き因子と共に、曲率因子も金利のダイナミクスを説明する上で重要であるということを示す。第二に、本研究はファクターデュレーションを推定し、グローバル債券ポートフォリオに適用する。第三に、既存研究が採用しているグローバルファクターを米国債券で代替するというアプローチはとらず、モデルからグローバル因子とローカル因子を推定し、グローバル因子に対する各国のエクスポージャーを推定する。本報告書の構成は以下のとおりである。2 章では、先行研究について述べる。3 章では使用するデータを解説し、4 章では期間構造モデルと推定方法について解説する。5 章では、推定結果を説明する。6 章では、外国債券ポートフォリオ管理とスマートベータ戦略について考察し、7 章で結論を述べる。

2. 先行研究について

2.1. 債券市場のリンケージ

各国の債券利回りは相互に相関している。当該分野の先行研究としては Sutton (2000) が先進国の市場における長期間の利回りの共変動の存在を指摘した。Bernanke et al. (2007) は統合された金融市場では、グローバル因子が長期間の金利を決定する要因として重要な役割を果たしていることを示した。また、Diebold et al. (2008) (以後 DLY) は Nelson-Siegel モデルをベースに、各国のイールドカーブの変動要因に、グローバルな共通因子の存在を仮定し、単一国のイールドカーブをグローバル因子と国固有の因子に分解した。この知見により、債券市場における共変動と統合の度合を研究する機運が高まった。彼らは 2 つのグローバル因子のうち 水準因子と傾き因子が、米国、ドイツ、日本、英国におけるイールドカーブの共変動の大きな要因になっていることを示した。

2.2. 金利の期間構造モデルの概観

金利の期間構造を数理モデルではなく統計的に変動要因を抽出する典型的な方法として、Litterman and Scheinkman (1991) らの統計アプローチがある。この手法では特定の関数型を仮定せずに残存期間の異なるスポット・レートの時系列データに対して主成分分析を行い、そこで抽出された成分の意味づけを行うものである。主成分分析による因子負荷量の動きを見ると、第 1 ファクターの因子負荷量は年限に関してほぼ平行、第 2 ファクターの因子負荷量は年限が長くなるにしたがって徐々に減少、第 3 ファクターの因子負荷量は 40 ヶ月近辺を最大値として山型の形状をしていることが報告されている。Harvey (1988) や Litterman, Scheinkman and Weiss (1991) らの米国の実証研究によると経済状況と金利の期間構造の形状には関係があることを

報告している。例えば、金利水準の変化とインフレ率の間には正の関係がある。また、市場参加者が経済成長を予想すれば、資金需要が増加し、将来の金利すなわち長期金利は上昇するので期間構造の傾き変化には経済成長と間に関係がある。さらに、曲率の変化は、金利の変動性に関係があると言われている。

潜在変数が確率過程に従うことを前提とするモデルを確率金利モデルという。確率金利モデルは、スポット・レートモデルとフォワードレートモデルに分類される。スポット・レートモデルは、現時点の瞬間スポット・レートをモデル化するもので、スポット・レートの動きによってイールドカーブ全体の動きを表現する。よく知られたスポット・レートモデルの例として、Vasicek(1977)、Cox, Ingersoll Jr and Ross (1985) (以降、CIR)、Hull and White (1990)などがある。フォワードレートモデルは、Ho and Lee (1986)モデルや Heath, Jarrow and Morton (1992)(以降、HJM)モデル、Brace, Gatarek and Musiela (1997) (以降、BGM)モデルなどがある。Ho-Lee モデルは無裁定条件の下で割引債券価格が二項分布に従うと仮定した離散モデルである。HJM モデルは、瞬間的フォワードレートを潜在変数に採用する。初期時点のフォワードレートとボラティリティに関する期間構造を所与として、リスク中立確率下における金利の期間構造の変動を記述するモデルである。BGM モデルは、市場で取引されるフォワード LIBOR を潜在変数に選択し、実務で LIBOR 評価に使われていたブラック・モデルの理論的問題点を解決するために、イールドカーブ全体としての無裁定条件を満たしつつ、LIBOR を対数正規過程とすることでブラック・モデルと同様の価格式が導けるようなモデルである。フォワードレートモデルは市場価格情報から現時点のイールドカーブを再現することはできるため、実務上キャップ/フロアやスワップションなど金利デリバティブの評価に利用されている。

さらに、別の分類として、無裁定モデルと均衡モデルというアプローチがある。無裁定モデルは、期間の異なる金融商品を組み合わせて裁定取引が行われることがないように、金融商品の価格付けを行うモデルであり、ある特定の時点において市場に存在するすべての商品について市場価格と理論価格が一致するようにパラメータを決定する。Hull and White モデル、Ho-Lee モデルや HJM モデル、BGM モデルなどが該当する。一方、均衡モデルは、市場価格と理論価格の一致度は少々犠牲にしても、イールドカーブの時間的な変動過程を記述するモデルであり、Vasicek(1977)、CIR(1985)などが該当する。また、イールドカーブの時間的な変動を記述する実証的な数理モデルとして Nelson-Siegel モデルがある。Nelson-Siegel モデルは少数のファクターで金利の期間構造を表現できるモデルとして知られている。実務的な柔軟性とファクターの解釈がしやすさなどから中央銀行や資産運用会社、投資銀行など実務の現場で広く利用されている。

2.3. マルチファクター期間構造モデル

本節では、マルチファクター期間構造モデルである Nelson-Siegel モデルとアフィ

ン・モデルを解説する¹。また、2007 年に開発され両者を融合した無裁定アフィン型 Nelson-Siegel モデルについても説明する²。

2.3.1. アフィン・モデル

Vasicek モデルや CIR モデルは、イールドカーブモデル発展の初期段階での代表的モデルであるが、いずれも 1 ファクターのシンプルなアフィン・モデルであり、長短金利の傾きやイールドカーブの曲率を表現することができないという限界があった。そこで、複数の潜在変数を含むマルチファクターアフィン・モデル(以下、アフィン・モデル)が提案され、これを用いて金利の期間構造の表現力をアフィン・モデルわれている。

アフィン・モデルの長所としては、1 ファクターの金利モデルに比べ、イールドカーブの表現力が優れている点や任意の残存期間の債券の間に裁定機会が働かないようにモデルが構成されており理論的な整合性がある点、また、市場参加者が想定するリスクプレミアムの時間的変動をデータから推定することができる点などが挙げられる。一方、短所としては Nelson-Siegel モデルに比べ、モデルが複雑で推定するパラメータの数が多く、イールドカーブのフィッティングや将来予測のパフォーマンスに劣る点が指摘されている。

2.3.2. マクロ・ファイナンスモデル

従来のファイナンス理論における研究では、主に金融商品の価格付けやイールドカーブそのものの性質を説明することを目的として、金利の期間構造の変動の分析が行われており、経済学的な解釈には重点が置かれてこなかった。これに対して、2000 年以降、潜在変数にマクロ経済変数を取り込むことで、経済成長率やインフレ率と金利の期間構造の関係の解明を試みたマクロ・ファイナンスと呼ばれる分野の研究が注目されている。特に、金利の期間構造の長期ゾーンの決定要因に焦点を当て、均衡インフレ率や他のマクロ要因の動きがどう影響するかを実証する分析では、マクロ・ファイナンスモデルの利用が効果的であることが報告されている。マクロ・ファイナンスの研究は主に、(1)イールドカーブの形状とマクロ経済変数の関係を分析する、(2)将来のイールドカーブの予測力を高める研究、の 2 つに大別される。マクロ・ファイナンスに利用されるモデルとしては、任意の満期の割引債のイールドをマクロ変数の線形関数で表現することができることから Nelson-Siegel モデルとアフィン・モデルが利用される。

マクロ・ファイナンスモデルは多変量自己回帰(VAR)モデルの構造を有するため、インパルス応答関数によりイールドカーブの形状とマクロ経済変数の関係を分析するこ

¹ Nelson-Siegel モデルとアフィン・モデルの関係については、Diebold, Piazzesi and Rudebusch(2005)や Coroneo, Nyholm and Vidova-Koleva(2008)で研究されている。

² マルチファクター期間構造モデルはこの他に、Ahn, Hyun, Dittmar and Gallant(2002)らの 2 次 Gauss モデルがある。このモデルでは、金利の期間構造が潜在変数の二次関数になっている。

とが可能である。ここで、インパルス応答関数は、ある特定の変数の変化が他の変数に与える影響の時間的な経過を捉えることを可能にする。本節ではこうしたマクロ・ファイナンスモデルに基づく研究成果をいくつかを紹介する。マクロ・ファイナンスモデルは、その線形性から、マクロ経済構造や中央銀行の政策反応を組み込みやすく柔軟性の高いモデルである。金利の期間構造ファクターに加えマクロ変数としてどのような変数を選択するかによって様々なモデルのバリエーションが考えられる。

マクロ・ファイナンスモデルのうち Nelson-Siegel 型としては、Diebold, Rudebusch and Aruoba(2006) が Nelson-Siegel モデルを用いて米国債市場の期間構造とマクロ経済指標の関係や予測精度を分析している。彼らは、Nelson-Siegel モデルにマクロ変数を組み入れたモデルを以下の状態空間表現で表した。マクロ経済変数としては経済活動、フェデラルファンドレート、物価指数を採用した。彼らは、水準ファクターはインフレ率との関係が強く、傾きファクターは実物経済の活動と強く関連しているが、曲率ファクターとマクロ経済変数との明確な関係はみられなかったと報告している。アフィン型としては、Ang and Piazzesi(2003)が連続時間のアフィン・モデルを離散時間に変形して金利の期間構造の情報とマクロ変数から未知パラメータを同時推定するモデルを考案した。彼らは瞬間スポット・レートが、期間構造の潜在変数だけでなく、観測可能なマクロ経済変数に依存すると仮定する。マクロ経済変数としてはインフレ率、GDP ギャップを採用した。彼らは、米国債データを用いて、マクロ経済変数と金利の期間構造の関係を分析した結果、(1)イールドカーブの短期から中期の部分の変動は、マクロ経済変数によって説明できること、(2)潜在変数のうち「水準」と「傾き」を表現するファクターは、マクロ経済変数に影響されることなどを示した。

Ang, Piazzesi and Wei(2006)では、経済成長率(GDP)をマクロ変数に取り込んでいる。Kozicki and Tinsley(2001), Dewachter and Lyrio(2006), Joslin, Pribsch and Singleton(2009)などはインフレ率と鉱工業生産の伸び率をマクロ変数に取り込んでいる。Monch(2008)は多数のマクロ指標から主成分分析により簡約化したファクターをマクロ変数に取り込んでいる。

マクロ・ファイナンスモデルは金融政策分析にも応用されている。米国市場では、Piazzesi(2005)は、中央銀行による政策金利の誘導目標を、マクロ変数の 1 つに取り込んでいる。Ang, Dong and Piazzesi(2005)は、金融政策分析で一般的となっているテイラー型の政策ルールを採用した政策金利をマクロ変数に加えている。

Rudebusch and Wu(2007)は、金融政策分析で頻繁に利用されているニュー・ケインジアン型の小規模構造モデルを採用し、GDP ギャップやインフレ率と政策金利をマクロ変数に取り込んでいる。欧州市場では Hordarl, Tristani and Vestin(2006)が構造型 VAR マクロモデルによって定式化されたインフレ率や GDP ギャップをマクロ変数に加えている。

マクロ・ファイナンスモデルに関する先行研究の総括としては、2000 年代から研究

が進んだ新しい分野であり、Nelson-Siegel モデルとアフィン・モデル双方の研究が進んでいる。追加的なマクロ指標の取り扱いについても、マクロ経済全体の景況感を示す指標から金融市場のセンチメントを示す指標、また生データを統計的手法により加工した指標など多様な指標が取り入れられている。また、政策金利などをマクロ変数の取り入れ金融政策分析への応用も行われている。

2.4. マルチファクター期間構造モデルの応用例

これまでのサーベイでは金利の期間構造モデルの概要とパラメータ推定手法を概観したが、本節ではこれらのモデルを使った具体的な応用例についてサーベイする。モデルによって推定された因子を使ってイールドカーブや社債スプレッドの予測方法や債券投資戦略やリスク管理への応用例について触れる。

2.4.1. イールドカーブおよびリスクプレミアムの予測

マルチファクター期間構造モデルのファクターを予測することでイールドカーブを予測することができる。

Diebold and Li(2006) は Nelson-Siegel モデルによって抽出したファクターを AR(1)や VAR(1)モデルを用いて予測することで、イールドカーブの予測可能性について検証している。彼らは、1ヶ月先、6ヶ月先、12ヶ月先と予測ホライズンを変えて予測可能性を検証し、6ヶ月先、12ヶ月先の予測力はランダムウォークモデル³を含むいくつかのモデルと比較して優位であることを確認した。Duffee(2002)は、アフィン・モデルを使って、米国イールドカーブを予測している。彼はリスクの市場価格の本質的アフィン・モデルで定式化することでランダムウォークモデルより予測精度が向上することを報告している。無裁定アフィン型 Nelson-Siegel モデルの予測に関する研究では、Christensen, Diebold and Rudebusch(2011)が、Nelson-Siegel モデルやアフィン・モデルに比べ、中期から長期ゾーンのイールドカーブの予測力が優れていることを報告している。Coroneo, Nyholm and Vidova-Koleva(2008)は Nelson-Siegel およびアフィン・モデルなど複数の期間構造モデルの予測精度を比較し検討している。

マクロ・ファイナンスモデルによる予測に関する先行研究をサーベイする。Ang and Piazzetti(2003)がアフィン・モデルに追加的なマクロ変数として経済成長率、インフレ率を Hordarl, Tristani and Vestin(2006), Rudebusch and Wu(2007)はマクロ構造モデルを使用し、債券イールドカーブの予測力の向上を確認している。Diebold, Rudebusch and Aruba(2006)は Nelson-Siegel モデルを使って潜在ファクターと経済成長率、インフレ率、政策金利をマクロ変数に追加し予測力の向上を確認している。De Pooter, Ravazzolo, and Dick van Dijk(2007)や Monch(2008)は、マルチファクター期間構造モデルを横断的に比較して、モデルによる予測力の違いを調べている。また、彼らはマクロ・ファイナンスの分析手法を用いて多数のマクロ指標から主成分

³ 予測対象が1期前の値と変化しないと予測するモデルのこと

分析により簡約化したマクロファクターをマクロ変数に追加することで債券の超過リターンや金利の予測力が向上したと報告している。また、Kim and Orphanides(2005)は、市場参加者の期待を集計したサーベイデータをマクロ変数に追加し予測を行っている。これまで1国の複雑な挙動を示すイールドカーブの変動は、「水準」、「傾き」、「曲率」といった3つの因子で完全に張られる(スパンされる)とする『スパン仮説』が支持されてきた。

一方、イールドカーブとマクロ経済変数を統一的に研究するマクロ・ファイナンスの研究分野では、スパン仮説を棄却する研究の進展もみられる。単一国のイールドカーブの主成分で Span(張られる)された情報からからは得ることはできない“Unpanned”な追加情報が、金利やリスクプレミアムの予測に有効であることが示されてきた。代表的な“Unpanned”ファクターとして、Ludvigson and Ng (2009)などのマクロ経済変数、Cochrane and Piazzesi (2005)のフォワードレートの線形結合である CP ファクターなどが挙げられる。

2.4.2. 債券投資戦略

グローバル債券市場を統一的に評価するフレームワークは、各国債券のリターンの予測可能性につながる。イールドカーブのマルチファクター期間構造モデルを利用すれば、推定された因子の一部(例えば傾き因子)の予測力が高いと判断した場合には、その他のファクターに対してはニュートラルなポジションを構築し、特定のファクターのみに注目するという投資戦略が可能である。

しかし、Gargano, Pettenuzzo and Timmermann (2019)が示しているように、債券リターンの予測可能性の研究によれば、リターンの予測可能性が統計上有意に確認できたとしても、必ずしも投資戦略のパフォーマンス向上につながらないというパズルが確認されている。

債券のアクティブ運用においては、Brooks and Moskowitz (2017)は、債券投資実務の視点からさまざまな投資戦略を整理している。

Fabossi, Martellini and Priaulet(2005)は、Nelson-Siegel モデルの期間構造ファクターを使った取引ルールに従うバタフライ戦略⁴により、米国スワップレートの予測の有効性を示した。彼らは、傾きファクターに注目した場合にも最も良好なパフォーマンスが得られることを報告している。

Sercu and Wu(1997)では、米国国債市場を対象に、アフィン・モデルと市場価格との誤差を一時的に生じたミスプライスであるとしてその収束を狙った投資戦略のパフォーマンスを検証している。

Bali, Heidari and Wu(2009) はアフィン・モデルの期間構造ファクターを使って米国スワップポートフォリオを構築しポートフォリオの予測精度を検証している。

⁴ バタフライ戦略とは異なる満期の債券(短期債, 中期債, 長期債)について中期債をロングし, 短期債, 長期債をショート(あるいはその逆)する取引をいう。

Duarte, Longstaff and Yu(2007)は アフィン・モデルの推定価格と市場実勢価格の差異を割安割高の判断指標に用いて、米国金利スワップの一時的な割安(割高)な状況が収束することを狙った金利スワップのイールドカーブ戦略を紹介している。なお、彼らはスワップポートフォリオ全体のリスクはヘッジしており、アフィン・モデルから推定された期間構造ファクターを使って金利リスクのヘッジ率を計算している。

外国債券のパッシブ運用においては、時価総額ウェイトに基づく指数が主流であるために、米国債券と日本国債の割合は50%以上を占めるなど投資比率が特定の国に偏る傾向がある。こうした時価総額ウェイトは、イールドの水準は低く投資妙味が薄いにも拘らず、債務残高が大きな国の投資割合を相対的に高め、投資ユニバースの分散が図れないといった弱点を指摘することができる。こうした実務上の課題に対して、学術研究は、新しい投資ウェイトの提案(文献)などが提示されているものの、グローバルファクターを米国債券の金利リスクに暗黙に仮定するなど限界がある。

債券のスマートベータ戦略については Brooks, Palhares and Richardson (2018) および Gava, Lefebvre and Turc (2020)らが実務で待ちられる債券のファクター投資について整理している。Kessler and Scherer(2009)がキャリー、ロールダウンといった超過収益の源泉を基に最適な投資比率を求める手法を照会しているものの、期間構造のファクターモデルに基づく、グローバルな金利変動リスク管理手法と投資戦略の開発は見当たらない。

2.4.3. 債券ポートフォリオのリスク管理

債券理論で一般的に取り扱われる扱うデュレーションやコンベクシティーといった利回りにもとづく金利感応度の概念は、イールドカーブがフラットでかつ上下に平行移動するという前提が置かれている。このようなデュレーションを用いたヘッジ戦略においては、その誤差が無視できる範囲を超える場合も起きる。この問題を克服するためには、マルチファクター期間構造モデルを利用しイールドカーブに動きを正確に把握することが重要である。

Willner(1996)は、Nelson-Siegel の期間構造ファクターを用いた金利リスク指標(ファクターデュレーション)を提案し、債券ポートフォリオのリスク管理に応用した。彼らは、伝統的な金利水準のみを考慮したデュレーションによる金利リスクのヘッジに比べ、ヘッジ効率が向上することを示した。

外国債券はポートフォリオマネジャーにとって重要な資産クラスであり、グローバルなイールドカーブの管理は関心の的である。しかし、債券ポートフォリオに関する研究は進展していない。イールドカーブの因子にあたる水準、勾配、曲率の Nelson-Siegel モデルに基づくファクターデュレーションの計算例が、Barrett, Brian, Gosnell and Heuson(1995), Martellini, Priaulet and Priaulet(2003), Diebold, Ji and Li(2004)によって提案されている。Wu(2000)はアフィン・モデルについてファクターデュレーションを考案した。Lee and Willner (1997)は“カントリーベータ”を提案し、外国債券デュレーションを計測した。そこでは、米国債のデュレーションをもとに

各国のデュレーションを集計する手法を提案している。

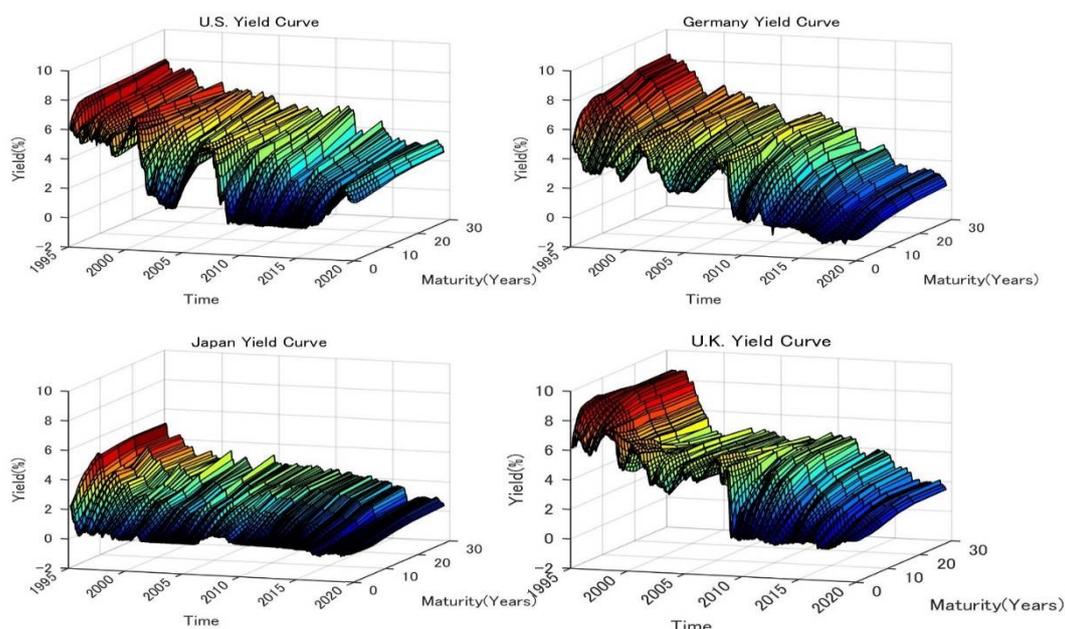
Chou, Yu and Chien-Yun(2008)は、Nelson-Siegel の期間構造ファクターを使い日本国債先物で国債の金利リスクのヘッジ手法を開発した。彼らは Nelson-Siegel モデルを使ったヘッジ手法は通常の回帰分析によるヘッジ手法よりヘッジ精度が向上することを報告している。Martellini and Meyfredi(2007)は Nelson-Siegel モデルを使って債券ポートフォリオの Value at Risk(以下, VaR)を計測した。彼らは Nelson-Siegel モデルの 3ファクターの相関関係をコンピュータ関数でモデル化し、通常の VaR よりも精度が向上することを示した。

マルチファクター期間構造モデルの応用研究の総括としては、Nelson-Siegel モデルとアフィン・モデル、マクロ・ファイナンスモデルおよびそれらを横断的に比較検討する研究が米国を中心に進んでいる。投資戦略やリスク管理への応用については、主に 2000 年より米国の国債およびスワップを中心に研究が行われており、期間構造モデルを利用した投資戦略やリスク管理の有効性が指摘されている。

3. 使用データについて

図 1 はブルームバーグから採取した米国、ドイツ、日本、英国のゼロクーポンイールドを図示している。残存期間は 3, 6, 12, 24, 30, 36, 48, 60, 72, 84, 96, 108, 120, 240 か月、期間 1995 年 2 月から 2019 年 12 月である。図 1 から各国のイールドカーブを比較すると、共通要因が確認できる。

図 1: 各国債のイールドカーブの時系列推移



(注)図は、各国のイールドカーブの変化を示す。利回りデータは、1995 年 1 月から 2019 年 6 月までの月次データである。

4. モデルについて

本章では、モデルについて解説する。まず、単一国のイールドカーブモデルとして Diebold and Li (2006) を紹介し、Nelson-Siegel モデルがイールドカーブのダイナミクスを高い精度で近似し、予測の有効性を示す。つぎに、Diebold et al.(2008) を紹介し、多国間にまたがるイールドカーブの分析に拡張する。米国、ドイツ、日本、英国の債券利回りの期間構造の実証分析を通して、グローバルイールドファクターが存在することと、それが各国のイールドカーブ変動の主要な部分を占めることを示した。

4.1 単一国のイールドカーブモデル

Nelson and Siegel (1987) モデルは、以下の単純な関数形式を使用して、任意の時点でのイールドカーブを表現した。

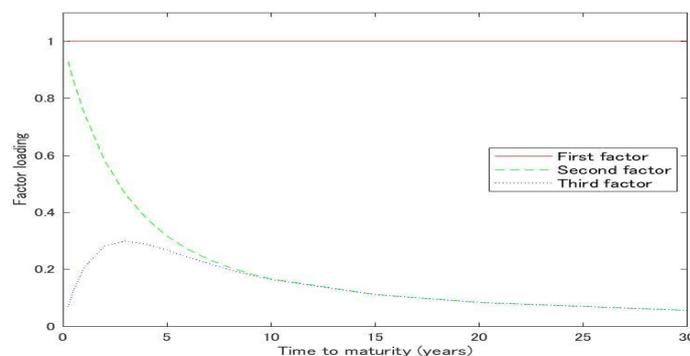
$$y^i(\tau) = L^i + S^i \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C^i \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \quad (1)$$

ここで $y^i(\tau)$ は国 i のゼロクーポンイールドであり、 τ は満期までの月数、および L^i, S^i , および C^i はモデルパラメータを示す。

3 つのパラメータはイールドカーブに関する因子として解釈できる。このモデルは柔軟性があるため、特定の時点での利回りの期間構造にフィットさせることができるため、金融実務でも利用頻度が高い。このような時点ごとのイールドカーブの表現は実務に利用されているが、時間の経過に伴うイールドカーブの挙動を理解するには、モデルを時変タイプに変更する必要がある。Diebold and Li (2006) は、時変パラメータを導入した。

$$y_t^i(\tau) = L_t^i + S_t^i \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t^i \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) + \varepsilon_{i,t}(\tau) \quad (2)$$

図 2: Diebold and Li モデルの因子負荷量



(注) $\lambda = 0.069$ とおいた Diebold and Li モデルの因子負荷量を示す。

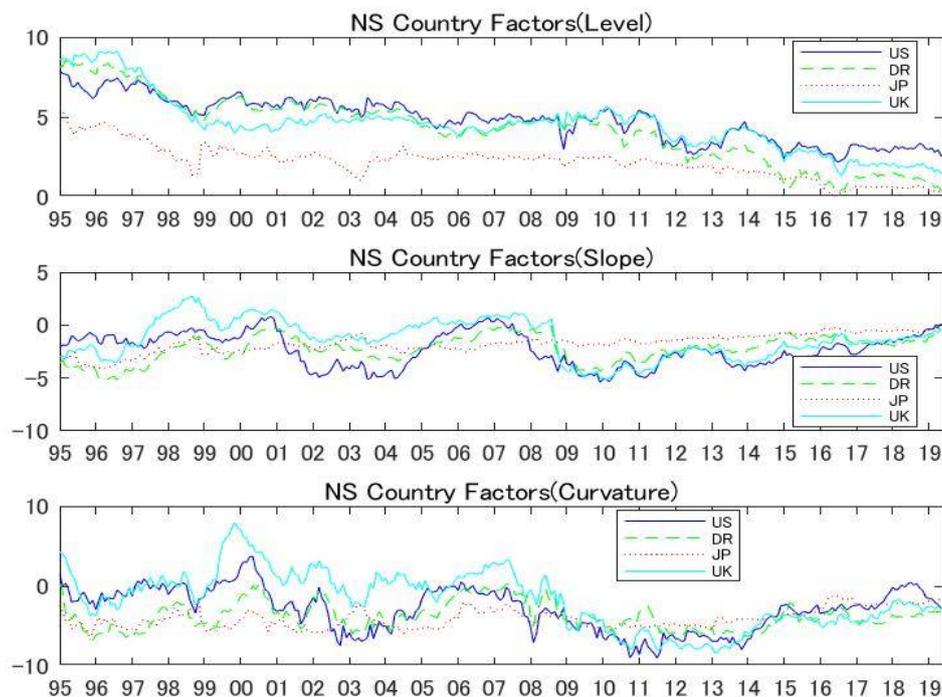
本研究の最終的な目標は、グローバルモデルを推定することである。そのための予備

的考察として、まず、国ごとに Nelson-Siegel 係数の予備的な推定を行う。

つまり、水準、傾き、および曲率係数、 $(L_t^i, S_t^i, C_t^i, t = 1, \dots, T)_{i = 1, \dots, N}$ を推定する。推定手法は、Diebold and Li (2006)のように、各国の一連の通常の最小二乗法を適用する。

図3は、1995年1月から2019年6月までの月次イールドカーブを使用して、Diebold and Li (2006)の推定方法で取得された、ローカルな水準、傾き、および曲率因子の係数の推定値を示している。

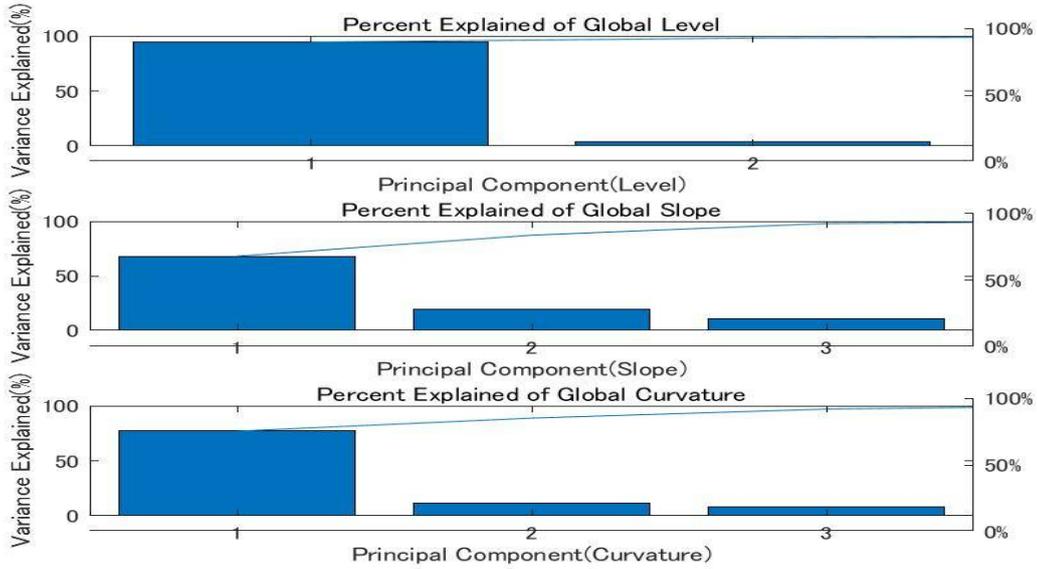
図3: 国別の Diebold and Li モデルの期間構造ファクターの時系列推移



(注): この図は、1995年1月から2019年6月までの月次ゼロクーポンイールドカーブを使用して、Diebold and Li(2006)の推定法によって得られた企業レベルとスロープファクターの推定値を示す。

図4は、Diebold-Liモデルで推定された国別の期間構造ファクターの第一主成分を示す。国別の水準、傾き、曲率因子の主成分は、第一主成分の寄与度が高いことが確認できることから、各国イールドカーブに共通の“グローバル因子”の存在が示唆される。

図 4: 国別の期間構造ファクターの主成分



(注) 図は、Diebold-Li モデルで推定された国別の期間構造ファクターの第一主成分を示す。

4.2. 複数国のイールドカーブモデル

本節では、DLY に従って、基本モデルを複数国のモデルに拡張する。つまり、単一国モデルから、同様の状態空間フレームワークと組み合わせて、それを N 国に拡張する。

ここでは、グローバルイールドカーブ $Y_t(\tau)$ は、因子と同様に観察不可能と仮定する。

$$Y_t(\tau) = L_t^g + S_t^g \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t^g \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) + V_t(\tau) \quad (3)$$

国別の因子は、グローバル因子とローカル因子から説明される。

$$L_t^i = \alpha_i^L + \beta_i^L L_t^g + L_t^{l(i)} \quad (4)$$

$$S_t^i = \alpha_i^S + \beta_i^S S_t^g + S_t^{l(i)} \quad (5)$$

$$C_t^i = \alpha_i^C + \beta_i^C C_t^g + C_t^{l(i)} \quad (6)$$

ここで α_i^L , α_i^S 及び α_i^C は定数であり、 β_i^L, β_i^S 及び β_i^C は、各国因子のグローバル因子に関する感応度であり $L_t^{l(i)}, S_t^{l(i)}$ 及び $C_t^{l(i)}$ はローカル因子である。

4.3. DLY モデルの状態空間

これらの潜在的なグローバル因子は、すべての国でグローバルである。グローバルイールドカーブファクターが 1 階の自己回帰過程 AR(1) モデルに従うと仮定すると、状態方程式は次のようになる。

$$\begin{pmatrix} L_t^g \\ S_t^g \\ C_t^g \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Phi_{11} & \Phi_{12} & \Phi_{13} \\ \Phi_{21} & \Phi_{22} & \Phi_{23} \\ \Phi_{31} & \Phi_{32} & \Phi_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1}^g \\ S_{t-1}^g \\ C_{t-1}^g \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t^{L^g} \\ \eta_t^{S^g} \\ \eta_t^{C^g} \end{pmatrix} \quad (7)$$

ここで $[\Phi_{ij}], i = 1, \dots, 3, j = 1, \dots, 3$ は自己回帰係数を示す。 U_t^n

L^g, S^g および C^g は、グローバルな水準因子、傾き因子および曲率因子であり、 $L^{l(i)}, S^{l(i)}$ 及び $C^{l(i)}$ は国 $i = 1, \dots, N$ におけるローカル因子である。

$n = L^g, S^g, C^g$ を示す $E[\eta_t^n (\eta_t^n)'] = (\sigma^n)^2$ ($t = t'$ の場合) の攪乱項である。
 $n = n^{l(i)}$ 、それ以外の場合は 0。

次に、 (L_t^i, S_t^i, C_t^i) (L_t^g, S_t^g, C_t^g) $(L_t^{l(i)}, S_t^{l(i)}, C_t^{l(i)})$

$$\beta_n^{US} > 0, n = L, S, C$$

$$\begin{pmatrix} L_t^{l(i)} \\ S_t^{l(i)} \\ C_t^{l(i)} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{i,11} & \phi_{i,12} & \phi_{i,13} \\ \phi_{i,21} & \phi_{i,22} & \phi_{i,23} \\ \phi_{i,31} & \phi_{i,32} & \phi_{i,33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_{t-1}^{l(i)} \\ S_{t-1}^{l(i)} \\ C_{t-1}^{l(i)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \eta_t^{L^{l(i)}} \\ \eta_t^{S^{l(i)}} \\ \eta_t^{C^{l(i)}} \end{pmatrix} \quad (8)$$

ここで、 $[\phi_{i,jk}], j = 1, \dots, 3, k = 1, \dots, 3$ は自己回帰係数を示す。

$E(\eta_t^n (\eta_t^n)') = (\sigma_i^n)^2$ を満たす攪乱項である。 $i = i', t = t'$ および $n = n^{l(i)}$ 、

それ以外の場合は 0, $n = L^{l(i)}, S^{l(i)}, C^{l(i)}$:

また、グローバル因子へのショックとローカル因子へのショックは直交していると仮定する。

Diebold et al.(2008)とは異なり、債券イールドカーブのパネルデータを使用したすべての未知のパラメーターを同時推定する。

4.4. 観測方程式

債券利回りのパネルデータの測定式は、次の式で与えられる。

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} y^1(\tau_1) \\ y^1(\tau_2) \\ \dots \\ y^1(\tau_J) \\ \dots \\ y^N(\tau_J) \end{pmatrix}_{NJ \times 1} &= \mathbf{A} \begin{pmatrix} \alpha_1^L \\ \alpha_1^S \\ \alpha_1^C \\ \dots \\ \alpha_N^L \\ \alpha_N^S \\ \alpha_N^C \end{pmatrix} + \mathbf{B} \begin{pmatrix} L_t^g \\ S_t^g \\ C_t^g \end{pmatrix} + \mathbf{A} \begin{pmatrix} L_t^{l(1)} \\ S_t^{l(1)} \\ C_t^{l(1)} \\ \dots \\ L_t^{l(N)} \\ S_t^{l(N)} \\ C_t^{l(N)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t}(\tau_1) \\ \varepsilon_{1,t}(\tau_2) \\ \dots \\ \varepsilon_{1,t}(\tau_J) \\ \dots \\ \varepsilon_{N,t}(\tau_J) \end{pmatrix} \\
 &= \mathbf{A} \begin{pmatrix} \alpha_1^L \\ \alpha_1^S \\ \alpha_1^C \\ \vdots \\ \alpha_N^L \\ \alpha_N^S \\ \alpha_N^C \end{pmatrix} + \mathbf{C} \begin{pmatrix} L_t^g \\ S_t^g \\ C_t^g \\ L_t^{l(1)} \\ S_t^{l(1)} \\ C_t^{l(1)} \\ \dots \\ L_t^{l(N)} \\ S_t^{l(N)} \\ C_t^{l(N)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t}(\tau_1) \\ \varepsilon_{1,t}(\tau_2) \\ \dots \\ \varepsilon_{1,t}(\tau_J) \\ \dots \\ \varepsilon_{N,t}(\tau_J) \end{pmatrix} \tag{9}
 \end{aligned}$$

ここで N は国の数、 J は満期数を示す。

$$\mathbf{A}_{NJ \times 3N} = \begin{pmatrix} 1 & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \end{pmatrix} & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ 1 & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \end{pmatrix} & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 \\ \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_J}}{\lambda\tau_J} \end{pmatrix} & \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \tag{10}$$

$$\mathbf{B}_{NJ \times 3} = \begin{pmatrix} \beta_L^1 & \beta_S^1 \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} \end{pmatrix} & \beta_C^1 \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau_1} - e^{-\lambda\tau_1} \end{pmatrix} \\ \beta_L^1 & \beta_S^1 \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} \end{pmatrix} & \beta_C^1 \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau_2} - e^{-\lambda\tau_1} \end{pmatrix} \\ \dots & \dots & \dots \\ \beta_L^N & \beta_S^N \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_J}}{\lambda\tau_J} \end{pmatrix} & \beta_C^N \begin{pmatrix} \frac{1-e^{-\lambda\tau_J}}{\lambda\tau_J} - e^{-\lambda\tau_J} \end{pmatrix} \end{pmatrix} \tag{11}$$

$$\mathbf{C}_{C=[BA]} = \begin{pmatrix} \mathbf{B} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{A} \end{pmatrix} \tag{12}$$

本報告書のアプローチでは、グローバルイールドやグローバル因子を観察する必要はない。グローバルイールド Y_t は状態空間表現上に表記されない。

その代わりに、観測された国別のイールドを潜在的なグローバルイールド因子

L_t^g, S_t^g および C_t^g に関連付ける。

これは状態ベクトルに表示される。モデルが推定されると、Kalman スムーザーにより

L_t^g, S_t^g および C_t^g を推定できる。

4.5. パラメータ推定方法

観測方程式および状態法対手式の攪乱項の正規性を仮定した DLY モデルの場合、最尤推定値は、Diebold and Li (2006)の単一国フレームワークのように、原則として状態空間形式のモデルにカルマンフィルターを適用することで簡単に取得できる。前章で説明した観測方程式と状態方程式を使用して、1 ステップの推定手順に従う。単一国の因子に関する分析から因子間の相関関係が小さいことを踏まえ、式 (7) および(8)によって与えられる VAR の自己回帰係数は対角行列であることを仮定する。状態空間モデルによる推定の手順を簡略化すると以下のとおりとなる。なお、推定パラメータおよび推定の手順の詳細は補論に付す。

1. 初期値を設定する。
2. 1 期先の状態変数を予測する。
3. 状態変数を更新する。
4. 2-3 をデータ数だけ繰り返し各ステップで尤度関数を計算する。
5. 尤度関数を最大化するパラメータを求める。

5. 推定結果

本節では、グローバル債券モデルで得られた分析結果を報告する。まず、パラメータの推定値を評価する。次に、特定の国の因子分散がグローバル分散とローカル分散の比率としてどのように評価されるかについて説明する。

5.1 DLY モデルの推定値

1995 年 1 月から 2019 年 6 月までの月次イールドカーブを使用して得られた期間構造モデルの推定値を報告する。表 1 は、推定パラメータと標準誤差を示している。ただし、上記の同時推定方式で推定されたほとんどのパラメータは統計的に有意である。

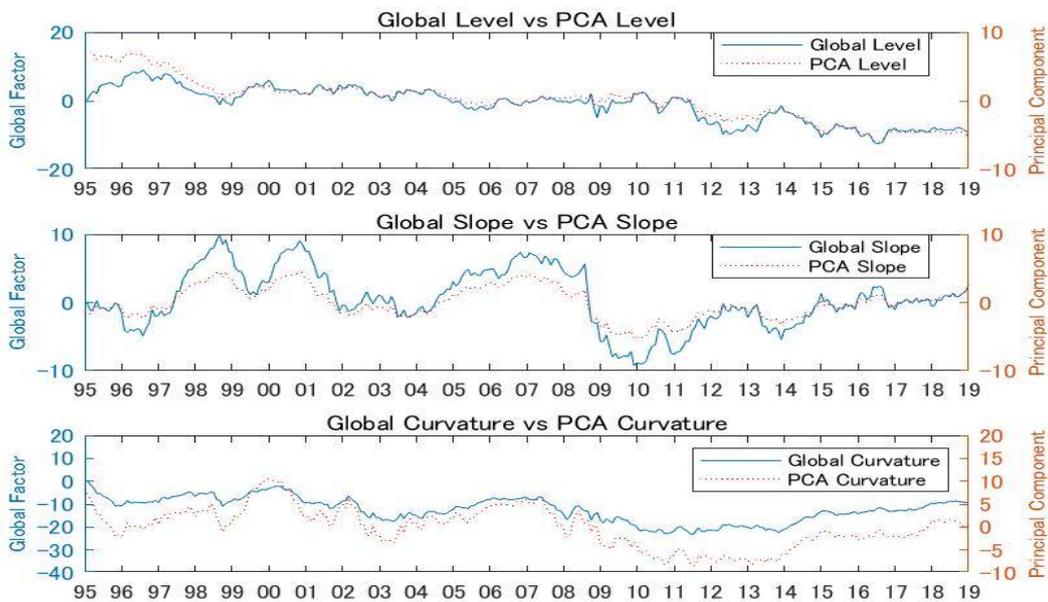
表 1: DLY モデルの推定値

| Mean reversion | | | Standard deviation of global and local factor | | | Constant term | | | Loading on global factor | | |
|----------------|-----------|-------|-----------------------------------------------|-----------|-------|------------------|-----------|-------|--------------------------|-----------|-------|
| | Estimates | std | | Estimates | std | | Estimates | std | | Estimates | std |
| Φ_{11_g} | 0.989 | 0.012 | σ_{l_us} | 21.092% | 1.11% | α_{l_us} | 5.000 | 0.361 | β_{l_us} | 0.257 | 0.015 |
| Φ_{22_g} | 0.978 | 0.014 | σ_{s_us} | 25.728% | 1.64% | α_{s_us} | 0.594 | 0.382 | β_{s_us} | 0.286 | 0.021 |
| Φ_{33_g} | 0.998 | 0.004 | σ_{c_us} | 43.199% | 4.09% | α_{c_us} | 3.224 | 0.682 | β_{c_us} | 0.480 | 0.042 |
| | | | σ_{l_dr} | 4.837% | 1.12% | α_{l_uk} | 4.275 | 0.272 | β_{l_dr} | 0.211 | 0.011 |
| | | | σ_{s_dr} | 5.676% | 1.14% | α_{s_uk} | -1.481 | 0.330 | β_{s_dr} | 0.257 | 0.016 |
| | | | σ_{c_dr} | 7.239% | 3.20% | α_{c_uk} | 4.778 | 0.708 | β_{c_dr} | 0.432 | 0.041 |
| | | | σ_{l_jp} | 24.207% | 1.29% | α_{l_dr} | 3.873 | 0.235 | β_{l_jp} | 0.048 | 0.011 |
| | | | σ_{s_jp} | 27.357% | 2.02% | α_{s_dr} | -1.310 | 0.295 | β_{s_jp} | 0.057 | 0.011 |
| | | | σ_{c_jp} | 51.714% | 4.43% | α_{c_dr} | 2.707 | 0.635 | β_{c_jp} | 0.072 | 0.032 |
| | | | σ_{l_uk} | 17.488% | 0.72% | α_{l_jp} | 3.516 | 0.184 | β_{l_uk} | 0.242 | 0.013 |
| | | | σ_{s_uk} | 0.004% | 1.40% | α_{s_jp} | -1.808 | 0.180 | β_{s_uk} | 0.274 | 0.020 |
| | | | σ_{c_uk} | 12.531% | 0.52% | α_{c_jp} | -0.332 | 0.452 | β_{c_uk} | 0.517 | 0.044 |

(注)表は、1995 年 1 月から 2019 年 6 月までの月次イールドカーブを用いて得られたグローバル債券モデルの推計値と標準偏差を示す。

図 4 に、推定されたグローバル因子を実線で、各国因子の第 1 主成分を破線で示す。推定されたグローバル因子と国別因子の水準および傾きの第 1 主成分との間に密接な関係が確認できる。DLY は、世界のインフレと経済活動に関連する 2 つの世界的な利回り要因の重要性を示した。本報告書の結果は、3 番目のグローバル因子(曲率)も考慮する必要があることを示唆している。

図 4: 推定されたグローバル因子と国別の水準・傾き・曲率因子の第一主成分の比較



(注):1995 年 1 月から 2019 年 6 月のデータを用いて推定されたグローバル因子を実線、Diebold-Li モデルで推定された国別因子の第 1 主成分を破線で表したものを。

5.2 国別ファクターの分散分解

特定の国の要因の分散は、グローバル分散とローカル分散の比率として評価される。この評価は、各要因の変動の大きさを説明し、利回りの期間構造におけるグローバルな動きの影響を説明する。ローカル因子は方程式 (4) および (5) から抽出される。

$$\text{var}(L_t^i) = (\beta_i^L)^2 \text{var}(L_t^g) + \text{var}(L_t^{l(i)}) \quad (13)$$

$$\text{var}(S_t^i) = (\beta_i^S)^2 \text{var}(S_t^g) + \text{var}(S_t^{l(i)}) \quad (14)$$

$$\text{var}(C_t^i) = (\beta_i^C)^2 \text{var}(C_t^g) + \text{var}(C_t^{l(i)}) \quad (15)$$

国別の、水準、傾き、曲率因子の変動をグローバル因子変動とローカル因子変動の 2 つの部分に分解する。1995 年 1 月から 2019 年 6 月までの月次利回りデータを使用して、基礎となるモデルを推定する。表 3 は、分散分解の結果を示している。グローバルな水準因子の変動は、日本を除く各国の利回りの期間構造の変動の大部分を占めている。表 2 は、日本の国債のイールドカーブが主にローカル因子によって決定されていることを示している。これは、サンプル期間中の日本の長期的な量的緩和政策と一致している。

表 3: 分散分解の結果

| Level Factors | | | | |
|-------------------|-------|---------|-------|-------|
| | US | Germany | Japan | UK |
| Global Factor | 92.2% | 44.8% | 5.8% | 63.2% |
| Local Factor | 7.8% | 55.2% | 94.2% | 36.8% |
| Slope Factors | | | | |
| | US | Germany | Japan | UK |
| Global Factor | 57.3% | 56.1% | 5.4% | 72.7% |
| Local Factor | 42.7% | 43.9% | 94.6% | 27.3% |
| Curvature Factors | | | | |
| | US | Germany | Japan | UK |
| Global Factor | 89.5% | 56.1% | 4.8% | 78.1% |
| Local Factor | 10.5% | 43.9% | 95.2% | 21.9% |

(注) 国ごとに、イールドカーブの水準、傾きおよび曲率因子の変動をグローバル因子とローカル因子の変動の 2 つの部分に分解する。1995 年 1 月から 2019 年 6 月までの月次利回りデータを使用して、モデルを推定している。

6. 外国債券ポートフォリオ管理とスマートベータ戦略

ここまでは、国債の利回りからグローバルな要因を抽出することについて説明してきたが、本章ではグローバルな国債ポートフォリオをヘッジするという文脈でグローバルファクターモデルの推定値を使用する方法を示す。グローバルファクターモデルを使用して、グローバルイールドカーブリスクのヘッジに関するいくつかの考慮事項から始める。その後、金利スワップを使用してグローバルイールドカーブリスクをヘッジすることを検討する。金利スワップのダラーデュレーションと国債ポートフォリオのグローバルデュレーションに基づいてヘッジ比率を計算する次のステップ。最後のステップは、イ

ールドカーブリスクをヘッジし、グローバルリスクをヘッジせずに投資戦略を構築し、両方の戦略のリターンとリスクプロファイルを比較することである。

6.1 Nelson-Siegel モデルを用いたファクターデュレーション

この節では、グローバルファクターモデルを使用してグローバルイールドカーブリスクを測定する方法について説明する。国債ポートフォリオ債をヘッジする試み。国債ポートフォリオが各ベータパラメータに対して中立的な感度を達成するように、債券とヘッジ手段を使用してグローバルポートフォリオを構築する必要がある。その前に、各ベータパラメータに対する任意の債券ポートフォリオの感応度を計算する必要がある。

Martellini et al. (2003) に基づき、 $j = 1, \dots, J$ の場合、満期 τ_j 、元本 F_j で示される債券について考察する。国 i のゼロクーポンイールドを y_i 国 i のゼロクーポンイールドを y_i で表す。日付 t における価格 P_t は、次の式で与えられる。

$$P_t^i(\tau) = \sum_{j=1}^J F_j \cdot \exp^{-\tau_j \cdot y_i^i(\tau_j)} \quad (16)$$

Nelson-Siegel モデルでは、日付 $t=0$ で、\$Duration(または \$Dur)⁵ は

$$D^L = \frac{\partial P_0}{\partial L}, \quad D^S = \frac{\partial P_0}{\partial S} \quad \text{および} \quad D^C = \frac{\partial P_0}{\partial C}$$

となるから、本稿では、各時点の国 i のファクターデュレーションを以下で計算する。

$$D_{i,t}^L(\tau) = - \sum_{j=1}^J \tau_j \cdot F_j \cdot e^{-y_i^i(\tau_j)} \quad (17)$$

$$D_{i,t}^S(\tau) = - \sum_{j=1}^J \tau_j \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda \tau_j}}{\lambda \tau_j} \right) F_j \cdot e^{-y_i^i(\tau_j)} \quad (18)$$

$$D_{i,t}^C(\tau) = - \sum_{j=1}^J \tau_j \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda \tau_j}}{\lambda \tau_j} - e^{-\lambda \tau} \right) F_j \cdot e^{-y_i^i(\tau_j)} \quad (19)$$

6.2 金利リスクの一般的な定式化

Martellini et al. (2003) に倣い、ヘッジされたポートフォリオは以下の通り示される。

⁵ リスク ファクターに関する債券価値

$$P^*(y_t^i) = P(y_t^i) - \phi_t H(y_t^{i,H}) \quad (20)$$

ここで、 $y_t^{i,H}$ は、国 i のヘッジ資産を表す。両辺を微分すると

$$dP^*(y_t^i) \simeq [P'(y_t^i) - \phi_t H'(y_t^{i,H})] dy = 0 \quad (21)$$

上記の公式は以下のとおりに展開される。

$$\phi_t \$Dur(H(y_t^{i,H})) = \$Dur(P(y_t^i)) \quad (22)$$

最終的に以下が導出される。

$$\phi_t = \frac{\$Dur(P(y_t^i))}{\$Dur(H(y_t^{i,H}))} \quad (23)$$

6.3. 金利リスクをヘッジしない場合の債券ポートフォリオ

上記のヘッジ方法を採用して、米国、ドイツ、日本、英国に投資する債券戦略を構築する。セミヘッジ戦略のパフォーマンスを比較する。国債ポートフォリオのリターンを計算するには、まずゼロクーポン国債のポートフォリオ価値を集計する。10年満期の場合、10年満期債を購入し、1か月間売却し、翌月に10年満期債を買い戻すと仮定して、戦略の月次リターンを計算する。

世界のイールドカーブリスクをヘッジせずに国 i の債券の月次リターン $r_{i,t}^{\text{non-hedge}}$ は、ゼロクーポン債のキャピタルゲイン(ロス)とロールダウンで構成される。コンスタントマチュリティのゼロクーポンイールドカーブを使用するために、戦略の月次リターンを計算する。

$$r_{i,t}^{\text{non-hedge}} = \left[\log \frac{P_t^i(10)}{P_{t-1}^i(10)} + \frac{1}{12} Dur_{i,t}(9) \times (y_t^i(10) - y_t^i(9)) \right] \quad (24)$$

4 通貨建債ポートフォリオの米ドルベースの月次リターン $r_{i,t}^{\text{non-hedge}}$ を計算する。

$$r_{p,t}^{\text{non-hedge}} = \frac{1}{4} (r_{us,t}^{\text{non-hedge}} + r_{de,t}^{*,\text{non-hedge}} + r_{jp,t}^{*,\text{non-hedge}} + r_{uk,t}^{*,\text{non-hedge}}) \quad (25)$$

6

6 $r_{i,t}^*$ は、国 i の債券ポートフォリオの収益が米ドルに換算されることを意味する。

6.4. ヘッジ資産のリターンの計算

式(27)を適用すると、国 i の金利スワップリターン $r_{i,t}^{\text{irs}}$ が 3 つの要因に分解される。本研究では、リフィニティブエイコンデータベースからの 1998 年 9 月から 2019 年 6 月までのパーイールドを使用した通貨 i の金利スワップを用いて水準、傾き、曲率因子を計算する。

$$\begin{aligned} r_{i,t}^{\text{irs}} &= D_{i,t}^{L^{\text{irs}}} \Delta L_t^{\text{irs}} + D_{i,t}^{S^{\text{irs}}} \Delta S_t^{\text{irs}} + D_{i,t}^{C^{\text{irs}}} \Delta C_t^{\text{irs}} \\ \Delta L_{i,t}^{\text{irs}} &= \Delta y_{i,t}^{\text{irs,(10)}} \\ \Delta S_{i,t}^{\text{irs}} &= \Delta y_{i,t}^{\text{irs,(10)}} - \Delta y_{i,t}^{\text{irs,(2)}} \\ \Delta C_{i,t}^{\text{irs}} &= \Delta y_{i,t}^{\text{irs,(5)}} - (\Delta y_{i,t}^{\text{irs,(10)}} + \Delta y_{i,t}^{\text{irs,(2)}})/2 \end{aligned} \quad (26)$$

6.5. 金利スワップを用いてグローバルイールドのリスクをヘッジする方法

グローバルな水準、傾き、曲率のリスクをヘッジするために、一連のヘッジ比率 Φ を検討する。これらにより、債券ポートフォリオはグローバルイールドに関するリスクをヘッジすることができる。

ヘッジ資産に投資される最適な金額は、ヘッジ手段の $\$Dur$ によってヘッジされる債券ポートフォリオの $\$Dur$ の比率の反対に単純に等しくなる。

債券の損失(利益)は、ヘッジ手段の利益(損失)で相殺することを検討する。グローバル因子へのヘッジエクスポージャーを定量化するために、グローバルファクターモデルによって推定された各国因子のグローバル因子に対する感応度 β_{iL} , β_{iS} および β_{iC} を用いる。金利スワップは流動性が高いためビッドアスクスプレッドが狭く、取引コストが削減されるため、ヘッジ手段として金利スワップを使用する。

ヘッジ比率は以下のように計算する。

$$\phi_{i,t}^L = \frac{D_{i,t}^{L^g}(\tau)}{D_{i,t}^{L^{\text{irs}}}(\tau)}, \phi_{i,t}^S = \frac{D_{i,t}^{S^g}(\tau)}{D_{i,t}^{S^{\text{irs}}}(\tau)}, \phi_{i,t}^C = \frac{D_{i,t}^{C^g}(\tau)}{D_{i,t}^{C^{\text{irs}}}(\tau)} \quad (27)$$

$$D_{i,t}^{L^g}(\tau) = \frac{\partial P}{\partial L^g} = \frac{\partial P}{\partial L^{i,t}} \cdot \frac{\partial L_{i,t}}{\partial L^g} = - \sum_{j=1}^J \tau \cdot \beta_i^L \cdot F_i \cdot e^{-y_i^i(\tau)} \quad (28)$$

$$D_{i,t}^{S^g}(\tau) = \frac{\partial P}{\partial S^g} = \frac{\partial P}{\partial S^{i,t}} \cdot \frac{\partial L_{i,t}}{\partial L^g} = - \sum_{j=1}^J \tau \cdot \beta_i^S \cdot F_i \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) e^{-y_i^i(\tau)} \quad (29)$$

$$D_{i,t}^{C^g}(\tau) = \frac{\partial P}{\partial C^g} = \frac{\partial P}{\partial C^{i,t}} \cdot \frac{\partial L_{i,t}}{\partial L^g} = - \sum_{j=1}^J \tau \cdot \beta_i^C \cdot F_i \cdot \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) e^{-y_i^i(\tau)} \quad (30)$$

6.6. グローバルイールドのリスクをヘッジした債券ポートフォリオの計算方法

上記のヘッジ比率を使用して、グローバルな水準、傾き、および/または曲率のリスクをヘッジするポートフォリオのリターンは、それぞれ以下のように与えられる。

$$r_{p,t}^{\text{hedge}^{L^t}} = r_{p,t}^{\text{non-hedge}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \phi_{i,t}^L D_{i,t}^{L^{\text{irs}}} \Delta L_{i,t}^{*,\text{irs}} \quad (31)$$

$$r_{p,t}^{\text{hedge}^{S^t}} = r_{p,t}^{\text{non-hedge}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \phi_{i,t}^L D_{i,t}^{S^{\text{irs}}} \Delta S_{i,t}^{*,\text{irs}} \quad (32)$$

$$r_{p,t}^{\text{hedge}^{C^t}} = r_{p,t}^{\text{non-hedge}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \phi_{i,t}^L D_{i,t}^{C^{\text{irs}}} \Delta C_{i,t}^{*,\text{irs}} \quad (33)$$

$$r_{p,t}^{\text{hedge}^{L^t, S^t}} = r_{p,t}^{\text{non-hedge}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\phi_{i,t}^L D_{i,t}^{L^{\text{irs}}} \Delta L_{i,t}^{*,\text{irs}} + \phi_{i,t}^S D_{i,t}^{S^{\text{irs}}} \Delta S_{i,t}^{*,\text{irs}}) \quad (34)$$

$$r_{p,t}^{\text{hedge}^{L^t, S^t, C^t}} = r_{p,t}^{\text{non-hedge}} - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\phi_{i,t}^L D_{i,t}^{L^{\text{irs}}} \Delta L_{i,t}^{*,\text{irs}} + \phi_{i,t}^S D_{i,t}^{S^{\text{irs}}} \Delta S_{i,t}^{*,\text{irs}} + \phi_{i,t}^C D_{i,t}^{C^{\text{irs}}} \Delta C_{i,t}^{*,\text{irs}}) \quad (35)$$

7

6.7. パフォーマンス評価

表 3 は、年間収益率、標準偏差、下方偏差、およびシャープレシオを示している⁸。また、その結果を、実務家が外国債券ポートフォリオのベンチマークとして使用されている FTSEWGBI と比較する。

図 5 は、サンプル期間中の安定した累積リターンを示している。この図は、2008 年の世界金融危機後、戦略のパフォーマンスが多様化し始め、イールドカーブのグローバルな水準リスクをヘッジする戦略が安定したリターンプロファイルを示していることを示している。この数字はまた、グローバルな水準因子をヘッジした戦略の累積的なリターンが、金利の急上昇によるパフォーマンスの低下を回避することを示している。

⁷ $L_{i,t}^*, S_{i,t}^*$ および $C_{i,t}^*$ は $L_{i,t}, S_{i,t}$ および $C_{i,t}$ がドル建てに変換されていることを示す。

⁸ シャープレシオの計算に使用される超過収益は、3 か月の T-bill レートをリスクフリー資産として計算される。下方偏差(downside deviation)は、各戦略のゼロを下回るリターンに焦点を当てた下振れリスクの尺度である。

図 5 から、サンプル期間中の安定した累積リターンを示していることが確認できる。図は、2008 年の世界的な金融危機以降、ローカルなイールドカーブのファクターからリターンを得ながらグローバルな水準のリスクをヘッジする戦略が比較的安定したリターンプロファイルを示していることを示している。

図 5 はまた、グローバルな水準リスクをヘッジした戦略の累積的なリターンが、金利の急上昇によるパフォーマンスの低下を回避することを示している。

上記の分析結果は、提案されたセミヘッジ戦略がグローバルなイールドカーブリスクの悪化を回避することおよび、国債ポートフォリオは、グローバルファクターモデルを使用して管理できることを意味する。

表 3: 投資戦略のパフォーマンス

| Strategy | Return | Risk | Downside Deviation | Return/Risk | Sharp Ratio |
|------------------------------------|--------|-------|--------------------|-------------|-------------|
| No Hedge | 4.26% | 6.02% | 3.53% | 0.708 | 0.313 |
| Global Level Hedge | 3.94% | 5.19% | 3.05% | 0.760 | 0.302 |
| Global Slope Hedge | 4.25% | 5.97% | 3.51% | 0.712 | 0.314 |
| Global Curvature Hedge | 4.25% | 5.99% | 3.51% | 0.710 | 0.314 |
| Global Level+Slope Hedge | 3.94% | 5.14% | 3.02% | 0.765 | 0.303 |
| Global Level+Slope+Curvature Hedge | 3.93% | 5.12% | 3.00% | 0.769 | 0.305 |
| FTSE WGBI | 3.79% | 6.56% | 3.96% | 0.577 | 0.215 |

(注): 表は戦略別のパフォーマンスを示す。リターン、標準偏差、下方偏差およびシャープレシオは年率換算している。シャープレシオの計算に使用される超過リターンは、リスクフリー資産として 3 か月国債レートを使用して計算する。下方偏差は、ゼロを下回るリターンに焦点を当てたリスク尺度である。下段にはパフォーマンスの比較として FTSEWGBI を示す。

図 5: 投資戦略の累積リターン比較



(注) 図は、サンプル期間における各戦略の累積リターンを示す。

7. 結論と課題

2000年代後半の金融危機が、金融市場の世界規模での相互依存関係を明らかにしたとおり、多国間に跨るイールドカーブを統一的に評価する枠組みは近年重要性を増している。本研究では、先進国のイールドカーブのパネルデータを用いた Diebold et al.(2008) モデルを応用して債券ポートフォリオ管理とスマートベータ投資戦略に取り組んだ。本報告書では、米国、ドイツ、日本、英国の1995年1月～2019年6月までの月次国債イールドカーブデータを用いて、グローバル因子とローカル因子を抽出した。分析の結果、ローカルなイールドカーブのファクターからリターンを得ながらグローバルなイールドカーブリスクをヘッジするスマートベータ投資戦略は、優れたリターンリスクプロファイルを示すことが分かった。本研究で示された手法は、外国債券ポートフォリオの新たな投資戦略として生命保険会社の資産運用の実務に応用可能である。

補論: 期間構造モデルの推定パラメータおよび状態空間モデルの推定手法

本補論では、期間構造モデルの推定パラメータおよび状態空間モデルの推定手法を示す。

状態変数 Z_t を $Z_t = (L_t^g, S_t^g, C_t^g, L_t^{l(1)}, S_t^{l(1)}, C_t^{l(1)} \dots, L_t^{l(N)}, S_t^{l(N)}, C_t^{l(N)})'$

で示す。状態空間モデルの変数および各時点の次元を以下に示す。

$$Z_t = \Phi_t^{Z,0}(\psi) + \Phi_t^{Z,1}(\psi)Z_{t-1} + \eta_t \quad (37)$$

カルマンフィルターの推定では、すべての観測誤差がホワイトノイズであることを仮定する。したがって誤差構造は以下の通り示される。

$$\begin{pmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} Q & 0 \\ 0 & H \end{pmatrix} \right] \quad (38)$$

ここでは、行列 H と行列 Q は直交行列であることを仮定する。

$y_t = (y^1(\tau_1), y^1(\tau_1), \dots, y^N(\tau_J))$ によって時間 t で利用可能なイールドカーブの情報と、モデルパラメータ ϕ で示す。

時間の経過に伴い、状態 Z_t とその平均二乗誤差行列が更新されると仮定する。1期先の状態変数および誤差行列の予測値は以下の通り計算される。

$$Z_{t|t-1} = \Phi_t Z_{t-1|t-1} \quad (39)$$

$$P_{t|t-1} = \Phi_t P_{t-1|t-1} \Phi_t' + Q \quad (40)$$

時間 t が1期更新すると、 y_t に含まれる追加情報を使用して $Z_{t|t-1}$ が改善される。

$$Z_{t|t} = Z_{t|t-1} + P_{t|t-1} C' F_{t|t-1}^{-1} \varepsilon_{t|t-1} \quad (41)$$

$$P_{t|t} = (1 - P_{t|t-1} C' F_{t|t-1}^{-1} C) P_{t|t-1} \quad (42)$$

ここで

$$\varepsilon_{t|t-1} = y_t + \frac{A_y^i(t, T)}{T-t} - CZ_{t|t-1} \quad (43)$$

$$F_{t|t-1} = CP_{t|t-1}C' + H \quad (44)$$

$$H(\psi) = \text{diag}(\sigma_v^2(\tau_1), \dots, \sigma_v^2(\tau_J)) \quad (45)$$

この時点で、カルマン フィルターは、ガウス対数尤度を評価するために必要なすべての成分を提供した。その予測誤差分解は次のとおりである。

$$\log l(\psi) = \sum_{t=1}^T \left(-\frac{JN}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \log |F_t| - \frac{1}{2} v_t' F_t^{-1} \varepsilon_t \right) \quad (46)$$

ここで、 JN は観測された利回り数を示す。ここでは、 ϕ に関する尤度を最大化する。収束すると、推定された共分散行列からパラメータの標準誤差を取得する。カルマンフィルターの線形最小二乗最適性には、ホワイト ノイズの状態方程式と観測方程式が初期の状態変数に関して直交する条件を要する。最終的に、推定されたパラメータの標準偏差が次のように計算される。

$$\Omega(\hat{\psi}) = \frac{1}{T} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial \log l_t(\hat{\psi})}{\partial \psi} \frac{\partial \log l_t(\hat{\psi})'}{\partial \psi} \right]^{-1} \quad (47)$$

ここで $\hat{\psi}$ は最適なパラメータ集合を示す。

参考文献

- Ang, Andrew and Monika Piazzesi, “A no-arbitrage vector autoregression of term structure dynamics with macroeconomic and latent variables,” *Journal of Monetary economics*, 2003, 50(4), 745-787.
- , , and MinWei, “What does the yield curve tell us about GDP growth?,” *Journal of econometrics*, 2006, 131(1-2), 359-403.
- Bali, Turan, Massoud Heidari, and Liuren Wu, “Predictability of interest rates and interest-rate portfolios,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2009, 27(4), 517-527.
- Barrett, WBrian, Thomas F Gosnell, and Andrea J Heuson, “Yield curve shifts and the selection of immunization strategies,” *The Journal of Fixed Income*, 1995, 5(2), 53-64.
- Bernanke, Ben et al., “Global imbalances: recent developments and prospects,” *Bundesbank Lecture speech, September, 2007, 4, 18.*
- Brace, Alan, Dariusz Gc atarek, and Marek Musiela, “The market model of interest rate dynamics,” *Mathematical finance*, 1997, 7(2), 127-155.
- Brooks, Jordan and Tobias J Moskowitz, “Yield curve premia,” *Available at SSRN 2956411*, 2017.
- , Diogo Palhares, and Scott Richardson, “Style investing in fixed income,” *The Journal of Portfolio Management*, 2018, 44(4), 127-139.
- Chou, Jian-Hsin, Hong-Fwu Yu, and Chien-Yun Chang, “An accurate measure of callable bond price sensitivity to interest rates and passage of time,” *Journal of Statistics and Management Systems*, 2008, 11(3), 517-543.
- Christensen, Jens HE, Francis X Diebold, and Glenn D Rudebusch, “The affine arbitrage-free class of Nelson-Siegel term structure models,” *Journal of Econometrics*, 2011, 164(1), 4-20.
- Cochrane, John H and Monika Piazzesi, “Bond risk premia,” *American economic review*, 2005, 95(1), 138-160.
- Coroneo, Laura, Ken Nyholm, and Rositsa Vidova-Koleva, “How arbitrage-free is the Nelson-Siegel model?,” *Journal of Empirical Finance*, 2011, 18(3), 393-407.
- Cox, John C, Jonathan E Ingersoll Jr, and Stephen A Ross, “An intertemporal general equilibrium model of asset prices,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1985, pp. 363-384.
- Dewachter, Hans and Marco Lyrio, “Macro factors and the term structure of interest rates,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2006, pp. 119-140.

Diebold, Francis X and Canlin Li, “Forecasting the term structure of government bond yields,” *Journal of econometrics*, 2006, 130 (2), 337-364.

, , and Vivian Z Yue, “Global yield curve dynamics and interactions: a dynamic Nelson-Siegel approach,” *Journal of Econometrics*, 2008, 146 (2), 351-363.

, Glenn D Rudebusch, and S Boragan Aruoba, “The macroeconomy and the yield curve: a dynamic latent factor approach,” *Journal of econometrics*, 2006, 131 (1-2), 309-338.

, J Li, and Canlin Li, “A Three-Factor Yield Curve Model: Non-Affine structure, systematic risk sources, and Generalized,” *Macroeconomics, Finance and Econometrics: Essays in Memory of Albert Ando*, 2006, pp. 240-274.

Duarte, Jefferson, Francis A Longstaff, and Fan Yu, “Risk and return in fixed-income arbitrage: Nickels in front of a steamroller?,” *The Review of Financial Studies*, 2007, 20 (3), 769-811.

Duffee, Gregory R, “Term premia and interest rate forecasts in affine models,” *The Journal of Finance*, 2002, 57 (1), 405-443.

Fabozzi, Frank J, Lionel Martellini, and Philippe Priaulet, “Predictability in the shape of the term structure of interest rates,” *The Journal of Fixed Income*, 2005, 15 (1), 40-53.

Gargano, Antonio, Davide Pettenuzzo, and Allan Timmermann, “Bond return predictability: Economic value and links to the macroeconomy,” *Management Science*, 2019, 65 (2), 508-540.

Gava, Jérôme, William Lefebvre, and Julien Turc, “Beyond carry and momentum in government bonds,” *The Journal of Fixed Income*, 2020, 29 (4), 48-74.

Harvey, Campbell R, “The real term structure and consumption growth,” *Journal of Financial Economics*, 1988, 22 (2), 305-333.

Heath, David, Robert Jarrow, and Andrew Morton, “Bond pricing and the term structure of interest rates: A new methodology for contingent claims valuation,” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1992, pp. 77-105.

Ho, Thomas SY and Sang-Bin Lee, “Term structure movements and pricing interest rate contingent claims,” *The Journal of Finance*, 1986, 41 (5), 1011-1029.

- Hordahl, Peter, Oreste Tristani, and David Vestin**, “A joint econometric model of macroeconomic and term-structure dynamics,” *Journal of Econometrics*, 2006, 131 (1-2), 405-444.
- Hull, John and Alan White**, “Pricing interest-rate-derivative securities,” *The review of financial studies*, 1990, 3 (4), 573-592.
- Joslin, Scott, Marcel Priebisch, and Kenneth J Singleton**, “Risk premiums in dynamic term structure models with unspanned macro risks,” *The Journal of Finance*, 2014, 69 (3), 1197-1233.
- Kessler, Stephan and Bernd Scherer**, “Varying risk premia in international bond markets,” *Journal of Banking & Finance*, 2009, 33 (8), 1361-1375.
- Kozicki, Sharon and Peter A Tinsley**, “Shifting endpoints in the term structure of interest rates,” *Journal of monetary Economics*, 2001, 47(3), 613-652.
- Lee, Thomas and Ram Willner**, “Measuring the duration of an internationally diversified bond portfolio,” *Journal of Portfolio Management*, 1997, 24 (1), 93.
- Litterman, Robert and Jose Scheinkman**, “Common factors affecting bond returns,” *Journal of fixed income*, 1991, 1 (1), 54-61.
- Litterman, Robert B, Jos´e Scheinkman, and Laurence Weiss**, “Volatility and the yield curve,” *The Journal of Fixed Income*, 1991, 1 (1), 49-53.
- Ludvigson, Sydney C and Serena Ng**, “Macro factors in bond risk premia,” *The Review of Financial Studies*, 2009, 22 (12), 5027-5067.
- Martellini, Lionel, Philippe Priaulet, and St´ephane Priaulet**, *Fixed-income securities: valuation, risk management and portfolio strategies*, Vol. 237, John Wiley & Sons, 2003.
- Moench, Emanuel**, “Forecasting the yield curve in a data-rich environment: A no-arbitrage factor-augmented VAR approach,” *Journal of Econometrics*, 2008, 146 (1), 26-43.
- Nelson, Charles R and Andrew F Siegel**, “Parsimonious modeling of yield curves,” *Journal of business*, 1987, pp. 473-489.
- Orphanides, Athanasios, Don H Kim et al.**, “Term structure estimation with survey data on interest rate forecasts,” Technical Report, Society for Computational Economics 2005.
- Piazzesi, Monika**, “Bond yields and the Federal Reserve,” *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (2), 311-344.

Pooter, Michiel De, Francesco Ravazzolo, and Dick JC Van Dijk, “Predicting the term structure of interest rates: Incorporating parameter uncertainty, model uncertainty and macroeconomic information,” *Model Uncertainty and Macroeconomic Information (October 25, 2007)*, 2007.

Rudebusch, Glenn D and Tao Wu, “Accounting for a shift in term structure behavior with no arbitrage and macro-finance models,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 2007, 39(2-3), 395-422.

Sercu, Piet and Xueping Wu, “The information content in bond model residuals: An empirical study on the Belgian bond market,” *Journal of Banking & Finance*, 1997, 21(5), 685-720.

Sutton, Gregory D, “Is there excess comovement of bond yields between countries?,” *Journal of International Money and Finance*, 2000, 19(3), 363-376.

Vasicek, Oldrich, “An equilibrium characterization of the term structure,” *Journal of financial economics*, 1977, 5(2), 177-188.

Willner, Ram, “A new tool for portfolio managers: Level, slope, and curvature durations,” *The Journal of Fixed Income*, 1996, 6(1), 48-59.

Wu, Xueping, “A new stochastic duration based on the Vasicek and CIR term structure theories,” *Journal of Business Finance & Accounting*, 2000, 27(7-8), 911-932.

本研究に関連する研究発表と発表論文リスト

[学術論文]

“Global Factors and Bond Portfolio Management”
2022年6月日本ファイナンス学会第30回大会 予稿集

[学会発表]

“Global Factors and Bond Portfolio Management”
2022年6月日本ファイナンス学会第30回大会（於青山学院大学）

“Global and Regional Factors and the Term Structure of Interest Rates:
Some Evidence from Asian Countries”
2021年12月 13th International Conference on Computational and
Financial Econometrics (CFE 2021)(於 London University Hybrid)