

2026年2月26日

齋藤 周

高瀬 智司

EXECUTIVE SUMMARY

- 長短金利差は株式リスクプレミアムの予測変数の一つとして米国を中心に広く研究されている。将来予測を伴う研究は、資産運用においてリスク管理や収益獲得の一助となる可能性がある。そのため、その予測力の安定性・再現性の有無を検証することは実務的にも重要である。そこで本稿では、科学的かどうかの評価基準として用いられる「再生産性(Reproducibility)」と「再現性(Replicability)」の観点から、その予測力について検証を行う。
- 検証では、先行研究と同じデータを用いて、長短金利差の循環要素の抽出と予測力の推計を行う(再生産性)。また、分析対象地域を欧州や日本に拡大して米欧日での予測力の地域差や時間変化についても考察する(再現性)。検証の結果、先行研究の再生産性が確認された一方で、地域別・時期別の予測力は一様ではないことが示された。

(注)本ワーキングペーパーは、GPIF 職員の研究成果をとりまとめたものであり、文章中で示された内容や意見は GPIF の公式見解を示すものではありません。また、本ワーキングペーパーの作成に当たって、GPIF 職員の福永健介氏から大変有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝します。

1. はじめに

年金積立金管理運用独立行政法人(以下、「GPIF」と記す)は、業務概況書に記載の通り「科学的アプローチに基づく株式アクティブポートフォリオの再構築」を行っている(GPIF 2025)。また、スチュワードシップ活動・ESG 投資の効果測定において科学的に因果関係を解明することの有用性を指摘している(GPIF 2024)。そうした科学的アプローチは属人的な定性的判断とは異なり、分析結果の安定性・再現性に繋がることから、資産運用に関連する幅広い分析業務で実装されることは有益と考えられる。特に、将来予測を伴う経済・市場分析に関しては、景気循環や資産価格変動の特性を定量的に分析することで、リスク管理や収益獲得の一助となる可能性もある。そのため、分析結果の安定性・再現性の有無を検証することは実務的にも重要なテーマとなる。そこで本稿では、これまで行われてきた将来予測を伴う経済・市場分析を例にとり、GPIF が取り組む科学的アプローチに資するかどうかを検証する。

科学的アプローチに資するかどうかを判断するために、経済分析を対象に提案されている「再生産性(Reproducibility)」と「再現性(Replicability)」という 2 つの基準¹に大別した評価枠組みを参照する(Dreber and Johannesson 2025)。再生産性は、元の分析と同じデータを利用した場合に同様の結果が得られることを指す。

¹ Dreber and Johannesson (2025)では、再生産性を計算的(computational)再生産性、再構築的(recreate)再生産性、頑健性(robustness)再生産性の3つに分類している。再現性は、新たなデータを用いて元の研究と異なる分析手法等により検証を行う概念的(conceptual)再現性、新たなデータを用いて元の研究と同一の分析手法等により検証を行う直接的(direct)再現性の2つに分類されている。本稿ではこのうち直接的再現性に着目する。

再現性は、元の分析と異なるデータを利用した場合にも元の分析と同様の結果が得られることを指す。経済分析においてはこれまでも過去論文の検証が行われてきたが(Dewald et al. 1986; McCullough 2006; Chang and Li 2022)、その多くは再生産性に注目しており、科学的アプローチに資するかどうかの観点からは再現性についても検証することが望ましい。

検証対象としては、将来予測を伴う経済・市場分析のなかで、内容が異なるデータの利用可能性が比較的高いものが適している。そこで、本稿では、後述する実務的な有用性なども鑑みて、地域別・時期別に利用可能性が高い金利の期間構造に関する分析に注目する。短期金利は現状の経済ファンダメンタルズを反映して、主に中央銀行の金融政策によって決定される。一方、長期金利は長期間にわたって債券を保有することに伴う価格変動リスクや流動性リスクなどを反映した分の金利が短期金利に上乘せされている。それらの差である長短金利差は、債券市場参加者の経済や金融市場の将来予測を示す変数であるとみられている。実務的には、実体経済に関するマクロデータの公表には時間がかかるが、長短金利差はタイムリーに取得して分析に有効活用できるデータセットである。これまでの研究では、金利の期間構造として長期金利と短期金利との差である長短金利差を用い、景気循環や個人消費成長率のほか、株式リターンに対する予測力が分析されている(Campbell 1987; Harvey 1988; Fama and French 1989; Estrella and Hardouvelis 1991)。

先行研究として我々が特に着目した Faria and Verona (2020)は米国を対象に株式リスクプレミアム²を予測する際に、長短金利差から統計的手法を用いて短期・中期・長期それぞれの循環要素を抽出している。長短金利差の予測力の特性を把握しやすく、分析の土台としたい研究である。株式のリスクプレミアムとは、国債に代表される安全資産に比べて価格変動リスクや倒産リスクが大きいと考えられる株式を保有する際に、投資家が株式に要求する追加的な収益率を指す。一般に株式リスクプレミアムが上昇している局面では、投資家のリスク回避姿勢が強まり、株式に対してより高い収益率が要求されていることを意味する。このとき、株式への投資姿勢は消極的なものとなることで、株価は相対的に低い水準にあることから、将来の期待リターンは高くなりやすい。反対に、株式リスクプレミアムが低下している局面は、投資家のリスク選好姿勢が強まり、低い超過リターンでも株式が選好されやすい状態であり、株価は相対的に高い水準となりやすい。

なお、そうした先行き予測を行うに当たっては経済・市場構造の変化にも留意することが必要といえる。特に金利の期間構造を分析対象に含める場合は、中央銀行による非伝統的金融政策の影響を考慮することが望ましい。中央銀行の伝統的な金融政策が短期金利を操作対象としてきたのに対して、非伝統的金融政策は長期金利や市場への資金供給量なども操作対象としている。Engstrom and Sharpe (2018)は長短金利差には先行きの金融政策に対する市場の期待が織込まれることを指摘している。近年には資金供給量を操作対象としてきた量的緩和政策(QE)が断続的に実施されている。QEにおける長期債の大規模な資産買入れは、経済ファンダメンタルズの動向に関わらず長期債のリスクプレミアムを縮小させて長短金利差を押下げることに繋がる。そのため、QEは市場の期待への働きかけや実際の資産買入れによって長短金利差に影響していると考えられる。一方、多くの場合に株式市場では資産買入れが行われないことによってQEによる株式リスクプレミアムの直接的な押下げは発生しない³。そのため、長短金利差と株式リスクプレミアムが異なる動きとなることで、長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が低下する可能性が考えられる。もっとも、QEのポートフォリオリバランス効果(Selgrad 2023)に

² 株式リスクプレミアムは、過去データに基づいたヒストリカル・リスクプレミアム、市場参加者の期待に基づいた期待リスクプレミアム、市場ポートフォリオを保有するために投資家が要求する追加的リターンを示す要求リスクプレミアム、市場価格を正と仮定したプライシングモデルから計算されるインプライド・リスクプレミアムの4つが考えられる(Fernandez 2023)。本稿ではヒストリカル・リスクプレミアムを使用している。

³ 金融政策の一環として間接的に株式を対象に含む資産買入れが行われることもある。

よって債券市場から株式市場への資金流入が発生した場合や、Williams (2014)が指摘しているQEによる資産間の相関の高まりが、長期金利と株式との関係でも生じる場合には長短金利差の予測力が低下しないことも考えられる。QEの市場への影響は明らかになっていないことも多いため、長短金利差の予測力を分析する際にはQEについても考慮することが望ましい。

本稿では長短金利差による株式リスクプレミアムに対する予測力について先行研究に基づいて分析し、Dreber and Johannesson (2025)の提案する再生産性と再現性の観点から検証を行う。予測力の分析では変数をより詳細に検討するために、Faria and Verona (2020)に従ってウェーブレット分解によって長短金利差から抽出した短期・中期・長期の循環要素に着目する。分析ではまず、先行研究であるFaria and Verona (2020)と同じデータを収集して分析の再生産性を検証し、分析対象を地域別・時期別に拡大して再現性を検証する。先行研究では分析対象を米国としているため、その予測力が生じているのは米国特有の現象なのか、それとも分析対象を他地域の金融市場に拡大した場合にも当てはまるのかどうかは依然として検証されるべき問いである(地域別の再現性)。また、そうした予測力に対する各地域のQEを含む経済・市場環境の時間変化を踏まえた予測力の検証も行う(地域別・時期別の再現性)。

本稿による貢献は、先行研究が主に米国を対象に蓄積してきた長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力について、欧州や日本に関しても定量的に分析し、その地域別の再現性の有無を明らかにすることである。また、各地域でQEを含む期間における予測力の時間変化を分析することで、地域別・時期別に再現性の有無を示すことである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で先行研究を紹介し、第3節では長短金利差による株式リスクプレミアムに対する予測の再生産性と、分析地域を拡大して地域別の再現性を検証する。第4節では各地域の長短金利差による予測力の時間変化を分析し、地域別・時期別の再現性を検証する。第5節はまとめと今後の課題を付す。

2. 先行研究

2.1 経済分析における再生産性の検証

経済分析の手法や結果の検証は古くから行われている。DeWald et al. (1986)では、経済学の研究において同様のデータを用いた結果の再生産が失敗する原因として、元論文で不注意による誤りが一般的に発生していることを指摘している。また、McCullough et al. (2006)では、論文執筆者に対して一定の基準の下でデータと分析コードの提供が求められている場合でも、執筆者の多くは基準を満たしたデータと分析コードの提供を行っていないことを指摘した。さらに、150を超える実証分析を取り上げて結果の再生産を試みたところ1割以下の論文でしか結果を再生産できなかったことを示した。その上で、再生産可能性を高めるために論文掲載に際してデータと分析コードを提出するアーカイブ機能の改善を提案している。このほか、Chang and Li (2022)は、67のマクロ経済学論文の結果の再生産を試み、著者への連絡なしに再生産できたのは全体の33%だったこと、著者との連絡を行った場合には49%の論文で結果が再生産できたことを示している。その上で、論文提出とともに分析に用いたデータやコードを提供する際に、含むべきデータ項目やコードの解説内容を提案している。Dreber and Johannesson (2025)では、これらの先行研究が示した再生産性(元の分析と同じデータを利用した場合に同様の結果が得られること)に加え、もう一つの基準として再現性(元の分析と異なるデータを利用した場合にも同様の結果が得られること)の検証が提案されている。

2.2 金利の期間構造と株式や景気との関係

米国の金融市場を対象に金利の期間構造と株式リスクプレミアムに関する研究は広く行われている。Fama and French (1989) は配当利回りや高格付け社債と社債市場全体との利回りの差で表されるデフォルト・スプレッド、高格付け社債と1か月国債利回りとの差で表されるタームスプレッドによって債券と株式の期待リターンが予測できることを確認している。また、タームスプレッドは比較的短い景気循環を示しており、景気が弱い局面では高い期待リターンを、景気が強い局面では低い期待リターンを予測すると考えられているほか、タームスプレッドが株式のリスクプレミアムを捉える指標であることが指摘されている。Campbell (1987) は、金利の期間構造が、短期証券や債券のみならず株式の実現リスクプレミアムである超過リターンと関連することを時系列分析によって示した。McCown (2001)では、当時の経済大国である米国・ドイツ・日本を含む8か国の工業国を対象にイールドカーブと株式リスクプレミアムとの関係を分析している。米国・ドイツ・日本においてはイールドカーブの形状が逆イールドの際に株式リスクプレミアムがマイナスとなることが確認されている。また、経済規模の小さい工業国では米国やドイツが逆イールドの際に、自国の株式リスクプレミアムがマイナスになることが示されている。Faria and Verona (2020)では、米国国債10年物と3か月物の金利差からウェーブレット分解を用いて短期・中期・長期の循環成分を抽出し、長期循環が米国の株価リスクプレミアムを予測していることを示している。また、その際には長期循環は株式の配当利回りと割引率のうち、割引率を予測して株式リスクプレミアムの変動を説明していることを確認している。

このほか、金利の期間構造による将来の景気動向の予測の研究も行われている。Harvey (1988) は、均衡における1年金利が今年所得の限界価値と来年の限界価値との関係を反映する、とのFisher (1907)の指摘を踏まえて金利と個人消費との関係性を検討している。すなわち、もし来年に景気後退が予想されるならば、不況時に支払いを受け取れる1年物債券を購入するために現在の消費を犠牲にするインセンティブが生じる。そのため、債券への需要が高まることで債券価格が上昇して金利が低下することになる。そうした点に関する実証分析を行い、実質金利の期間構造と将来の個人消費との共変動関係を確認している。Estlerra and Hardouvelis (1991)でも長短金利差が順イールドの形状になった場合には、将来の個人消費や投資が増加することを確認している。

2.3 QEによる金融市場への影響

非伝統的な金融政策であるQEについては米欧日のいずれの地域でもその影響が分析されている。Williams (2014) は、米連邦準備制度理事会(FRB)によるQE期間中、それまで無相関だった金融資産間の相関が高まったことを指摘している。他の研究では、FRBの超低金利政策と過剰流動性が商品価格上昇に寄与したことを確認している(Amatov and Dorfman 2017; Ordu-Akkaya and Soytaş 2020)。Selgrad (2023) は、QEがポートフォリオリバランス経路を通じて社債利回りを押し下げたことを実証している。また、QEの資産価格への影響は、時間や市場環境によって均一ではないことも指摘している。Corbet et al. (2019) は米国のQEにおけるアナウンスメント効果を分析し、政策発表後に株式市場のボラティリティが大幅に増加したことを示している。Gagnon et al. (2011)は、大規模な資産買入れによって米国の金融市場におけるリスクプレミアムが低下したことを指摘している。

このほか欧州については、Hudepohl et al. (2021) がユーロ圏10カ国の株式市場を調査し、欧州中央銀行(ECB)のQEが株式市場の過熱に繋がった可能性を指摘している。Rincon and Petrova (2024) は、ECBのQEが株式市場に与えた影響が、2010年から2012年までの欧州ソブリン債務危機と2020年から2022年までの新型コロナウイルス感染拡大期とで異なっていることを示している。日本では、QEを行ってきた日本銀行自身が非伝統的な金融政策の効果の多角的レビューを実施している。そこでは大規模な金融緩和の下で株価が上昇したことや、金融政策が資産価格に与える影響は局面によって変動する点が指摘されている(日本銀行 2024)。



3. 長短金利差による予測力の再生産性と地域別の再現性

本節では長短金利差による株式リスクプレミアムの予測力を定量分析する。分析では Faria and Verona (2020) に従い、米欧日の長短金利差からウェーブレット分解によって短期・中期・長期それぞれの循環要素を抽出する。その上で、それらの循環要素による株式リスクプレミアムの予測力とその地域差を分析する。米国を対象とした循環要素の抽出と株式リスクプレミアムの予測力の分析を通して、先行研究の再生産性を検証する。また、分析対象を欧州と日本に拡張することで地域別に再現性を検証する。

3.1 分析データ

各地域の長短金利差を算出するための長期金利には米国と欧州では 10 年国債利回りを用い、日本は長期データが利用可能な 9 年国債利回りを使用する。短期金利には各地域の 2 年国債利回りを使用する⁴。株式のリスクプレミアムには、米国は S&P500 指数、欧州は DAX 指数、日本は TOPIX 指数⁵の月次 log リターンから各地域

表1 長短金利差とリスクプレミアムの記述統計量

		平均	標準偏差	最小値	25%	50%	75%	最大値	N
米国									
リスクプレミアム	(%)	0.41	3.65	-23.11	-1.30	0.82	2.62	11.39	551
<i>TMS</i>	(年率%)	0.89	0.92	-2.14	0.22	0.00	1.52	2.84	551
<i>TMS_{HF}</i>	(年率%)	0.00	0.20	-1.59	-0.09	0.00	0.08	1.30	551
<i>TMS_{MT}</i>	(年率%)	0.01	0.54	-1.24	-0.35	0.87	0.41	1.17	551
<i>TMS_{LF}</i>	(年率%)	0.89	0.54	-0.55	0.52	0.00	1.20	1.95	551
欧州									
リスクプレミアム	(%)	0.40	4.88	-28.35	-2.08	0.96	3.41	12.80	551
<i>TMS</i>	(年率%)	0.90	0.90	-2.27	0.23	0.98	1.52	2.87	551
<i>TMS_{HF}</i>	(年率%)	0.00	0.17	-0.94	-0.08	0.01	0.09	0.62	551
<i>TMS_{MT}</i>	(年率%)	-0.01	0.54	-1.36	-0.37	0.01	0.33	1.33	551
<i>TMS_{LF}</i>	(年率%)	0.90	0.47	-0.24	0.48	1.06	1.24	1.58	551
日本									
リスクプレミアム	(%)	0.19	4.49	-24.85	-2.34	0.37	2.98	13.19	551
<i>TMS</i>	(年率%)	0.69	0.60	-1.72	0.24	0.69	1.10	2.50	551
<i>TMS_{HF}</i>	(年率%)	0.00	0.12	-1.05	-0.04	0.00	0.05	0.54	551
<i>TMS_{MT}</i>	(年率%)	-0.01	0.30	-0.91	-0.11	-0.01	0.14	0.66	551
<i>TMS_{LF}</i>	(年率%)	0.69	0.42	0.02	0.33	0.55	1.04	1.57	551

長短金利差を算出するための長期金利には米国と欧州では 10 年国債利回りを用い、日本は 9 年国債利回りを使用する。短期金利には各地域の 2 年国債利回りを使用する。株式リスクプレミアムには、米国は S&P500 指数、欧州は DAX 指数、日本は TOPIX 指数の月次 log リターンからそれぞれの地域の 2 年国債利回りを月次化したものを引いた値を用いる。長短金利差(TMS)を MODWT MRA により短期(HF: High-Frequency)、中期(MT: Mid-Term Frequency)、長期(LF: Low-Frequency)の 3 つの循環的な要素に分解する。短期は 2 から 16 か月の期間における振幅、中期は 16 から 128 か月の期間における振幅を示しており長期は 128 か月以上の振幅を捉えている。データの期間は 1979 年 12 月から 2025 年 10 月まで。

⁴ 株式リスクプレミアムのヒストリカル・リスクプレミアム算出には通常リスクフリー金利が用いられる。用いられるリスクフリー金利は分析によって様々であるが、本稿では地域間比較のために各地域で長期に遡ってデータが取得可能な 2 年国債利回りを使用する。

⁵ 米国の国債利回りは Fred(<https://fred.stlouisfed.org/>)、ドイツの国債利回りは Bundesbank(<https://www.bundesbank.de/en>)、日本の国債利回りは財務省(<https://www.mof.go.jp/index.htm>)からデータを取得した。その他のデータは Factset から取得した。

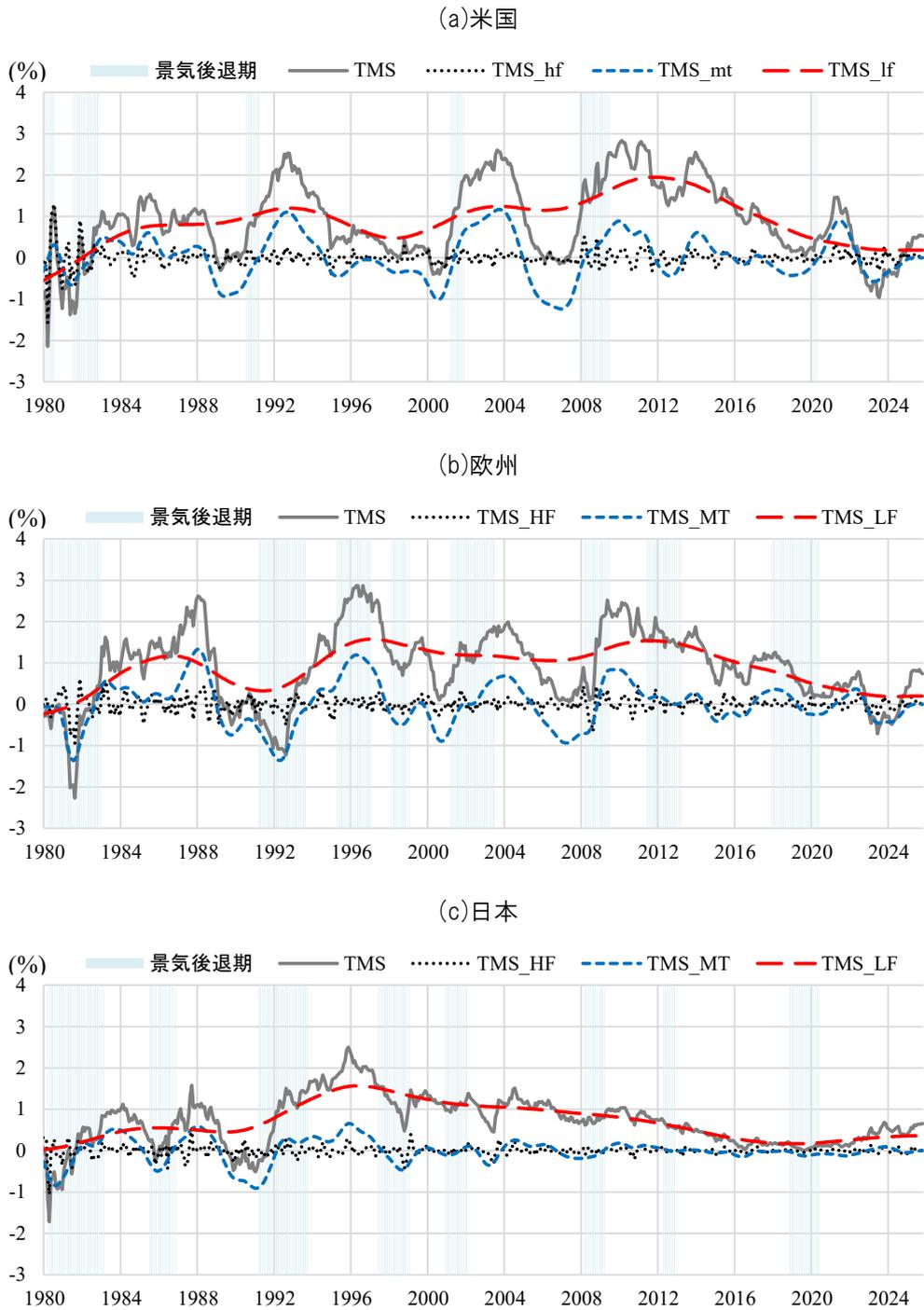


図1 長短金利差と期間別要素

長短金利差(TMS)を MODWT MRA により短期(HF: High-Frequency)、中期(MT: Mid-Term Frequency)、長期(LF: Low-Frequency)の3つの循環的な要素に分解する。短期は2から16か月の期間における振幅、中期は16から128か月の期間における振幅を示しており長期は128か月以上の振幅を捉えている。シャドー部分は各地域の景気後退期を示す。

の2年国債利回りを月次化したものを引いた値を用いる。データの期間は1979年12月から2025年10月まで、サンプル数は551である。

我々はより詳細に地域別での長短金利差による株式リスクプレミアムの予測力を考察するために Faria and

Verona (2020)に基づいてウェーブレット多重解像度解析(MRA: multiresolution analysis)及び、最大オーバーラップ離散ウェーブレット変換(MODWT: maximal overlap discrete wavelet transform)MRAを用いる。MODWT MRAにより長短金利差そのもののデータを用いるのではなく、短期(HF: High-Frequency)、中期(MT: Mid-Term Frequency)、長期(LF: Low-Frequency)の3つの循環要素に分解する。短期は2から16か月の期間における振幅を捉えており、投機的な動きや資金フローの他にイベントに対する市場の反応を表している。中期は16から128か月の期間における振幅を示しておりマクロ経済における循環や財政金融政策のサイクルといった景気循環を表している。長期は128か月以上の振幅を捉えており、潜在成長率や自然利子率、インフレトレンドを捉えたもので各地域の経済構造トレンドを表している。

表1は各地域のリスクプレミアムと長短金利差(TMS: term spread)に加えて、TMSをMODWT MRAによって分解した短期、中期、長期それぞれの要素の記述統計量を示している。リスクプレミアムの平均が最も高いのは米国の0.41%であり、次いで欧州の0.40%、日本の0.19%である。TMSの平均は欧州の0.90%が最も高く、米国は0.89%、日本は0.69%である。標準偏差は米国と欧州に比べて日本のTMS及び TMS_{HF} 、 TMS_{MT} 、 TMS_{LF} の変動が小さいことを示している。

図1は各地域の長短金利差とそれらをMODWT MRAによって分解した要素の推移を示している。米国では1990年代前半、2000年代前半、2010年頃、2020年代前半にTMSのピークが生じている。概ねそれらに応じて TMS_{LF} が上昇している。なお、TMSは2010年2月にサンプル期間中で最後のピークを付けてその後は TMS_{LF} が低下トレンドとなっており、構造的に長短金利差が縮小している。この背景には2007年のサブプライムローン問題を発端とした世界金融危機(GFC: Global Financial Crisis)と、それを受けたFRBによる2008年11月以降の量的緩和政策(QE1)があると考えられる。景気循環を示す TMS_{MT} は1990年初、2000年代前半、2000年代後半それぞれの景気後退期を前にマイナスになっている。これは長短金利差が景気サイクルの先行指標であるとの実務的な認識を確認している。それらの結果はFaria and Verona (2020)とも整合的であり、先行研究の再生産性が確認できる。

欧州ではTMSのピークの時期が米国とは異なるが、TMSと TMS_{LF} とのピークが概ね一致していることが確認できる。またTMSはGFC後の2009年5月にサンプル期間中で最後のピークを付けてその後は TMS_{LF} が低下トレンドとなっている。ECBは証券市場プログラム(SMP: Security Market Program)として2010年5月から国債買入れ政策を実施している。また、2015年以降には拡大買入プログラム(APP: Applied Purchasing Program)を開始しており、GFC以降のTMS低下に寄与したと考えられる。

一方、日本のTMSのピークは1995年11月と米欧に比べて早い。日本銀行は1990年代からのデフレ脱却を目的に1999年2月にゼロ金利政策、2001年3月に量的緩和政策を開始している。1999年のゼロ金利政策導入時に日本銀行はデフレ懸念が払拭されるまでゼロ金利を継続すると表明し、市場の先行きの金利水準の見方に働きかけることで長期金利の引き下げも狙っている。この取り組みはフォワードガイダンスと呼ばれる。

以上のように米国を対象としたMODWT MRAでは先行研究の再生産性が確認された。また地域別にもMODWT MRAによる長短金利差の分解が行えており、その手法については再生産性を有していると考えられる。MODWT MRAの結果によると、いずれの地域でも2020年代前半にかけて TMS_{LF} が低下しており、構造的に長短金利差が縮小している。この背景には各地域で行われたQEの影響が考えられる。

これらのデータを用いて株式リスクプレミアムを被説明変数とし、TMS及び TMS_{HF} 、 TMS_{MT} 、 TMS_{LF} のそれぞれを説明変数とした単回帰分析を行う。説明変数全てを同時に用いて回帰した場合には、多重共線性が生じることで推計結果にバイアスが生じる可能性がある。我々はFaria and Verona (2020)の手法を用いて回帰分析はインサンプル分析とアウトオブサンプル分析の2通りを行う。インサンプル分析はサンプル期間中のデータを全て用い

て一度に MODWT MRA を行って抽出した説明変数を用いて先行きのリスクプレミアムの説明力を分析する。一方で、アウトオブサンプル分析では推計時点で利用可能な過去データを用いて MODWT MRA を行い、先行きのリスクプレミアムの説明力を分析する。

3.2 インサンプル分析

インサンプル分析で用いる推計式は 3-1 式の通りである。 r_t は t 期のリスクプレミアムで h は予測期間である。 x_t は説明変数である TMS 及び TMS_{HF} 、 TMS_{MT} 、 TMS_{LF} が対応する。 ε_t は誤差項である。なお、 $r_{t:t+h} = (1/h)(r_{t+1} + \dots + r_{t+h})$ として予測期間に関わらず 1 か月当たりの値に標準化している。

$$r_{t:t+h} = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_{t:t+h}, t = 1, \dots, T - h \quad (3-1)$$

3-1 式では β の値が有意かどうかを確認して TMS の循環要素が株式リスクプレミアムを予測するのに有用かを調べる。その際には先行研究に従って、不均一分散・自己相関頑健 t (*heteroscedasticity – and autocorrelation – robust t*) 値を使用するほか、帰無仮説 ($H_0: \beta = 0$) と対立仮説 ($H_A: \beta > 0$) を調べる *wild bootstrapped* に基づく p 値の検定を行う。その他の推計手法の詳細は Faria and Verona (2020) に従った。

表2 サンプル内回帰分析の結果

	h=1		h=3		h=6		h=12		h=24	
	β	R ²	β	R ²	β	R ²	β	R ²	β	R ²
米国										
TMS	0.15 (0.97)	0.2%	0.12 (0.86)	0.3%	0.09 (0.63)	0.3%	0.12 (0.87)	0.8%	0.20 (1.77)*	5.0%
TMS_{HF}	0.35 (2.26)**	0.9%	0.15 (1.08)	0.4%	0.05 (0.46)	0.1%	0.00 (0.06)	0.0%	-0.01 (-0.16)	0.0%
TMS_{MT}	0.12 (0.94)	0.1%	0.12 (0.96)	0.3%	0.12 (0.86)	0.4%	0.13 (0.98)	1.0%	0.21 (1.42)	5.3%
TMS_{LF}	0.01 (0.03)	0.0%	0.03 (0.19)	0.0%	0.03 (0.18)	0.0%	0.09 (0.55)	0.4%	0.14 (1.3)	2.6%
欧州										
TMS	0.39 (2.17)**	0.6%	0.45 (2.49)***	1.8%	0.47 (2.83)***	3.7%	0.46 (2.96)***	6.7%	0.42 (2.74)***	11.9%
TMS_{HF}	0.40 (1.87)**	0.7%	0.46 (2.52)***	2.0%	0.39 (2.62)***	2.6%	0.21 (2.38)**	1.4%	0.11 (1.85)**	0.9%
TMS_{MT}	0.36 (1.71)**	0.5%	0.43 (2.02)**	1.7%	0.51 (2.56)***	4.3%	0.55 (3.11)***	9.9%	0.54 (3.09)***	20.3%
TMS_{LF}	0.18 (0.93)	0.1%	0.18 (0.96)	0.3%	0.17 (0.91)	0.5%	0.17 (0.95)	0.9%	0.13 (0.79)	1.2%
日本										
TMS	-0.07 (-0.38)	0.0%	-0.07 (-0.42)	0.1%	-0.07 (-0.41)	0.1%	-0.08 (-0.39)	0.2%	-0.10 (-0.49)	0.6%
TMS_{HF}	-0.23 (-1.25)	0.3%	-0.22 (-1.36)	0.5%	-0.13 (-1.05)	0.3%	-0.05 (-0.64)	0.1%	-0.02 (-0.36)	0.0%
TMS_{MT}	0.41 (2.12)**	0.8%	0.38 (1.91)**	1.5%	0.35 (1.76)**	2.2%	0.31 (1.4)	3.1%	0.24 (1.15)	3.5%
TMS_{LF}	-0.35 (-2.03)	0.6%	-0.34 (-1.92)	1.2%	-0.33 (-1.86)	2.0%	-0.32 (-1.87)	3.5%	-0.32 (-2.12)	6.0%

括弧内の値は不均一分散・自己相関頑健 t 統計量 (*heteroscedasticity – and autocorrelation – robust t*)。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$ は帰無仮説 ($H_0: \beta = 0$) と対立仮説 ($H_A: \beta > 0$) を調べる *wild bootstrapped* p 値による検定結果。

3-1 式を用いて、1 か月 ($h = 1$)、3 か月 ($h = 3$)、6 か月 ($h = 6$)、12 か月 ($h = 12$)、24 か月 ($h = 24$) 先の株式リスクプレミアムを被説明変数として分析を行う。

表 2 は各地域の推計結果を示している。米国について有意となったのは 24 か月先までのリスクプレミアムの累積 ($h = 24$) を対象とした TMS と、1 か月先までのリスクプレミアムの累積 ($h = 1$) を対象とした TMS_{HF} である。1973 年から 2017 年を分析対象とした Faria and Verona (2020) ではいずれの h に対しても TMS と TMS_{LF} が有意となっていたが、本研究の推計結果ではそれらは有意とならなかった⁶。欧州についてはいずれの先行き h に対しても TMS 及び TMS_{HF} 、 TMS_{MT} が有意な結果となった。 $h = 12, 24$ の場合には TMS_{MT} の t 値が他の説明変数のものに比べて高くなっており、長期的な株式リスクプレミアムの変動に対しては長短金利差の中期的な循環を参照することが有用であることを示唆している。日本では $h = 1$ から $h = 6$ における TMS_{MT} が有意な結果となったことが確認できる。

以上のインサンプル分析の結果からは、長期的な循環が株式リスクプレミアムの予測に最も有用であるとの Faria and Verona (2020) との結果が地域によって異なることが確認された。米国で先行研究の結果と差が生じた原因としては、本研究とサンプル期間が異なるためと考えられる。また、欧州や日本では長期よりも中期の説明力が高いことが示され、長短金利差が株式リスクプレミアムに与える影響は分析対象期間や地域によって異なっている。そのため、長短金利差と株式リスクプレミアムとの関係は地域別・時期別に再現性が担保されていない可能性が示唆された。

3.3 アウトオブサンプル分析

アウトオブサンプル分析は資産運用における意思決定の実際により近い形で株式リスクプレミアムに対する TMS の先行性を考察することができる。この分析では、まず 1979 年 12 月から 1989 年 12 月までのデータを用いて最初の回帰分析を行う。 h 期先の予測リスクプレミアム $\hat{r}_{t:t+h}$ について 3-2 式の通り係数を推計する。次に拡張サンプルウィンドウによりデータ期間を 1 か月ずつ増やして $\hat{r}_{t:t+h}$ を計算していく。予測期間は 1990 年 1 月から 2025 年 10 月までの 430 か月である。

$$\hat{r}_{t:t+h} = \hat{\alpha}_t + \hat{\beta}_t x_t \quad (3-2)$$

Campbell and Thompson (2008) の R_{OS}^2 を 3-3 式の通り算出して予測力の評価に用いる。3-3 式では 3-2 式による予測値 ($\hat{r}_{t:t+h}$) と実際の値 ($r_{t:t+h}$) の平均二乗予測誤差 (MSFE: Mean Squared Forecast Error) が、過去平均の値 (\bar{r}_t) との平均二乗予測誤差に比べて小さい場合に R_{OS}^2 が大きくなり、 TMS による予測力が高いことを示す関係にある。

$$R_{OS}^2 = 100 \left(1 - \frac{MSFE_{PRED}}{MSFE_{HM}} \right) = 100 \left[1 - \frac{\sum_{t=t_0}^{T-h} (r_{t:t+h} - \hat{r}_{t:t+h})^2}{\sum_{t=t_0}^{T-h} (r_{t:t+h} - \bar{r}_t)^2} \right] \quad (3-3)$$

また、 TMS による予測がもたらす経済的な価値を確認するために、3-4 式を用いて確実性等価収益率 (CER: Certainty Equivalent Return) を算出する。 \bar{R}_P 及び σ_{RP}^2 はポートフォリオ収益率の標本平均と分散、 γ は相対的リス

⁶ ただし、分析対象期間を 1973 年から 2017 年までの Faria and Verona (2020) と同じ期間とした場合には同様の結果が得られており、分析の再生産性は確認された。

ク回避度であり、本稿では先行研究に従い、 $\gamma = 3$ とした。

$$CER = \overline{RP} - 0.5\gamma\sigma_{RP}^2 \quad (3-4)$$

本研究ではTMSを用いた予測モデルによる \overline{RP} 及び σ_{RP}^2 と過去平均による \overline{RP}_{HM} 及び $\sigma_{RP_{HM}}^2$ を用いて算出したそれぞれのCERの差であるCER gainsを計算する。CER gainsはアクティブ投資による年率の超過収益率と捉えることができる。

$$CER\ gains = (\overline{RP} - 0.5\gamma\sigma_{RP}^2) - (\overline{RP}_{HM} - 0.5\gamma\sigma_{RP_{HM}}^2) \quad (3-5)$$

なお、ポートフォリオ収益率は株式と無リスク資産との間で資産を配分する平均分散型の投資家を仮定している。 t 月の期末に投資家は3-6式の割合(w_t)で株式に配分する。 \hat{R}_{t+h} は t 期から $t+h$ 期における株式収益率のアウトオブサンプルの予測値、 $\hat{\sigma}_{t+h}^2$ は株式収益率の分散のアウトオブサンプルの予測値である。先行研究に従い、 $\hat{\sigma}_{t+h}^2$ の推計には株式収益率の過去10年間の移動ウィンドウを用いる。 w_t は -0.5 から 1.5 の範囲に制約する。ポートフォリオは予測期間(h)と同じ頻度でリバランスを行い、先行きの株式収益率の予測値に応じて新たな株式配分割合を決定する。

$$w_t = \frac{1}{\gamma} \frac{\hat{R}_{t+h}}{\hat{\sigma}_{t+h}^2} \quad (3-6)$$

表3は推計結果を示している。米国ではいずれの予測期間(h)でもTMS、TMS_{HF}、TMS_{MT}に比べてTMS_{LF}の R_{OS}^2 が大きいことを示している。これはFaria and Verona (2020)と整合的な結果であり、アウトオブサンプル分析の再生産性が確認された⁷。すなわち、米国の株式リスクプレミアムに対してはTMSのうち長期の循環要素の予測力が大きいと考えられる。欧州では、2年先予想($h = 24$)を除いて、原系列であるTMSの R_{OS}^2 が大きいほか、2年先予想($h = 24$)ではTMS_{MT}を参照することが有用であることを示唆している。日本では1年先予想($h = 12$)はTMS_{MT}の R_{OS}^2 が最も大きく、2年先予想($h = 24$)ではTMS_{LF}の値が最も大きい結果となった。

CER gainsは推計モデルによる収益予測に基づいて運用した場合の超過収益率を示す。そのため、 R_{OS}^2 が高い場合ほど超過収益率が大きくなる可能性が高い。各地域のCER gainsでは、米国のTMS_{LF}を用いた場合には $h = 6$ の年率2.38%から最大では $h = 12$ の年率2.86%の超過収益率獲得の可能性が確認できる。欧州のTMS_{MT}であれば $h = 12$ の年率1.06%から $h = 6$ の年率1.17%の超過収益率が示唆されている。なお、日本では R_{OS}^2 が大きいTMS_{LF}の $h = 24$ よりもTMS_{MT}の $h = 24$ の方がCER gainsで計算される超過収益率が大きいことが示された。

以上の分析をまとめると、米国ではアウトオブサンプル分析ではいずれの予測期間においても長期の循環要素の株式リスクプレミアムに対する予測力が高い一方、欧州では原系列か中期の循環の予測力が高いことがわかった。日本では長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が他地域に比べて小さいことを確認した。そのため、アウトオブサンプルにおける長短金利差による株式リスクプレミアムの予測力は地域別・時期別には再現性が

⁷ ただし、分析対象期間を1973年から2017年までとしたFaria and Verona(2020)と同じ期間とした場合に比べて、本稿が行った1979年12月から2025年10月までのデータによる分析では R_{OS}^2 の値が半分以下まで低下している。そのため、分析の時期別の再現性が担保されていない可能性が考えられる。

表 3 アウトオブサンプル回帰分析による株式リスクプレミアムの予測力の比較

	モデルの予測力 (R^2_{OS})					モデルに基づく年間超過収益率 (CER gains)				
	株式リスクプレミアムの予測期間					株式リスクプレミアムの予測期間				
	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)
米国										
<i>TMS</i>	-1.17	-1.39	-1.28	-1.85	3.33***	-1.27	-0.20	0.02	0.15	1.18
<i>TMS_{HF}</i>	-0.52	-0.33	-0.42	-0.61	1.67***	-1.39	-0.27	-0.16	0.00	0.21
<i>TMS_{MT}</i>	-0.22	0.07	0.54**	0.67**	-0.85	0.14	0.64	0.84	0.44	-0.16
<i>TMS_{LF}</i>	0.38**	1.46***	3.02***	7.2***	15.21***	2.67	2.62	2.38	2.86	2.56
欧州										
<i>TMS</i>	0.54**	2.06***	4.37***	7.79***	13.67***	1.27	1.52	1.56	1.14	0.90
<i>TMS_{HF}</i>	0.21	-0.03	-0.19	-0.1	-0.29	0.42	-0.01	-0.08	-0.02	-0.07
<i>TMS_{MT}</i>	0.17	1.1***	2.75***	5.59***	15.83***	0.74	1.13	1.17	1.06	1.09
<i>TMS_{LF}</i>	0.27	0.75**	1.14**	1.45***	-0.69	0.16	0.08	0.21	0.25	0.09
日本										
<i>TMS</i>	-0.4	-0.41	-0.52	-1.02	-1.38	-0.54	0.02	0.11	0.29	0.38
<i>TMS_{HF}</i>	-0.2	-0.27	-0.37	-0.41	-0.6	-0.40	-0.21	-0.15	-0.09	-0.06
<i>TMS_{MT}</i>	-0.57	-0.48	0.1*	1.13***	1.86***	-1.27	-0.46	0.09	0.45	0.58
<i>TMS_{LF}</i>	-0.46	-0.53	-0.21	0.93***	4.72***	-0.84	-0.35	-0.03	0.20	0.47

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

担保されないと考えられる。こうした背景には、図 1 でも示されるように長短金利差の変動サイクルやその背景にあるマクロ経済環境の変動サイクルの違いが影響していると考えられる。米国では景気サイクルが 10 年前後と比較的長期であるため長短金利差でもそうしたサイクルを反映した長期の循環要素と株式リスクプレミアムとの関係が強いことが考えられる。欧州の景気サイクルは米国に比べて短く、頻度高く景気の拡大と縮小を繰り返している。欧州では、ドイツを筆頭にそうした景気循環に影響されやすい製造業を主要産業としていることも、長短金利差の予測力に影響が出た背景として考えられる。日本では 1995 年をピークに長短金利差の縮小トレンドが続いており、サンプル期間のほとんどの期間で長短金利差の循環が小さくなっている。それにより、長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測に利用可能な情報量が少ない状況になっている可能性が考えられる。

4. 長短金利差による予測力の地域別・時期別の再現性

3 節のウェーブレット分解の結果やアウトオブサンプルの回帰分析は、地域によって金利循環の推移や株式リスクプレミアムとの関係性が異なることを示した。また、そうした背景の一つとして各地域で行われた大規模な金融緩和の影響が考えられる。そこで本節では、各地域での QE 導入前後でサンプルを分割する。これにより、地域別に長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力の時期別の再現性を検証する。

4.1 サブサンプルによる構造変化の分析

米国では *TMS* が 2010 年 2 月にサンプル期間中で最後のピークを付けてその後は長期の循環である *TMS_{LF}* が低下トレンドとなっている。この背景には GFC を受けた FRB による 2008 年 11 月以降の QE1

があると考えられる。欧州では 2010 年 5 月から SMP として国債買入れ政策が実施された。日本では両地域に先んじた 1999 年 2 月にフォワードガイダンスを伴うゼロ金利政策、その 2 年後に量的緩和政策を開始している。本稿では、FRB による QE1 が導入された 2008 年 11 月、ECB の SMP が導入された 2010 年 5 月、日本銀行の量的緩和政策が導入された 2001 年 3 月について各地域の QE 導入時期として取り扱う。

長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力についてサブサンプルによる分析を行う。それぞれの地域で QE が開始された時期に応じてサンプルを分割⁸し、3 節で行ったアウトオブサンプル回帰分析を行う。

表 4 から 6 は各地域のサブサンプル別のアウトオブサンプル回帰分析の結果を示している。それぞれの表で全サンプルを対象にした表 3 で有意となった箇所をシャドーで示している。米国では全サンプルで有意となった TMS や TMS_{LF} による予測力が QE 前では確認できるが、QE 後にはそれらの予測力が失われている。欧州では QE 前の期間に TMS や TMS_{MT} が有意となっており、全サンプルと同様の傾向が確認できる。もっとも、QE 後には TMS_{HF} の一部でしか株式リスクプレミアムの予測力は見られない。日本では、全期間で予測力が確認された TMS_{MT} と TMS_{LF} のうち、QE 前にはいずれも有意とならなかったほか、QE 後にも TMS_{LF} の一部が有意であるに留まることが確認された。

以上の結果より、米欧で QE 開始後の時期に長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が低下していることが示された。一方、日本では QE 前後のいずれも予測力が弱く、予測力の変動については QE 以外の要因も働いている可能性が考えられる。そこで次節では各地域で予測力が確認された長短金利差の長期と中期の循環要素の株式リスクプレミアムに対する係数の時間推移を考察する。

表 4 米国のアウトオブサンプル回帰分析のサブサンプルの株式リスクプレミアム予測力の比較

	モデルの予測力 (R^2_{os})					モデルに基づく年間超過収益率 (CER gains)				
	株式リスクプレミアムの予測期間					株式リスクプレミアムの予測期間				
	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)
1979年12月～2008年10月										
TMS	-2.23	-3.03	-2.77	-2.35	4.03**	-2.69	-0.62	0.05	0.54	1.41
TMS_{HF}	-1.41	-0.96	-0.59	-1.3	0.83	-3.44	-0.78	-0.27	-0.20	0.12
TMS_{MT}	-0.07	-0.23	-0.75	-2.04	-1.65	0.96	0.81	0.70	0.13	-0.38
TMS_{LF}	0.77**	2.81***	5.34***	11.55***	20.01***	3.46	3.53	3.13	3.57	3.28
2008年11月～2025年10月										
TMS	-0.85	-0.55	-0.19	-0.5	-16.51	-2.14	-0.38	0.51	1.29	-9.86
TMS_{HF}	-2.37	-2.59	-3.9	-13.27	2.06	-4.52	-2.25	-2.54	-5.23	0.48
TMS_{MT}	-1.15	-1.7	-2.15	2	-9.69	-4.10	-2.94	-2.82	-0.23	-2.05
TMS_{LF}	-1.34	-2.82	-5.21	-7.24	6.46*	-1.77	-1.41	-3.13	-7.47	-25.11

QE 前のアウトオブサンプル分析では、1979 年 12 月から 1989 年 12 月までのデータを用いて最初の回帰分析を行う。h 期先の予測リスクプレミアム $f_{t,t+h}$ について 3-2 式の通り係数を推計する。次に拡張サンプルウィンドウによりデータ期間を 1 か月ずつ増やして $f_{t,t+h}$ を計算していく。QE 後の分析では最初に 2007 年 10 月から 2008 年 10 月までのデータを用いて同様の手法で推計を行った。シャドーは全サンプルでのアウトオブサンプル結果が有意だったもの。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

⁸ Appendix A では地域別の長短金利差がそれぞれの QE 開始前後でデータの平均や分散に統計的有意差が生じていることを Chow 検定によって確認している。

表 5 欧州のアウトオブサンプル回帰分析のサブサンプルの株式リスクプレミアム予測力の比較

	モデルの予測力 (R^2_{os})					モデルに基づく年間超過収益率 (CER gains)				
	株式リスクプレミアムの予測期間					株式リスクプレミアムの予測期間				
	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)
1979年12月～20010年4月										
<i>TMS</i>	1.76***	4.63***	8.52***	13.72***	19.22***	3.81	3.35	3.03	2.29	1.59
<i>TMS_{HF}</i>	0.2	-0.08	-0.22	-0.04	-0.42	0.44	-0.04	-0.08	0.00	-0.05
<i>TMS_{MT}</i>	0.83**	2.63**	5.55***	10.74***	27.52***	2.20	2.26	2.22	2.06	2.40
<i>TMS_{LF}</i>	0.79*	1.57	2.04*	1.9	-1.13	1.24	0.73	0.66	0.42	0.06
2010年5月～2025年10月										
<i>TMS</i>	-2.24	-8.49	-21.21	-44.06	-98.39	-4.91	-6.86	-8.89	-11.09	-20.21
<i>TMS_{HF}</i>	-0.49	0.26	-0.71	0.11	3.05**	-0.06	0.15	-0.28	0.06	0.06
<i>TMS_{MT}</i>	-0.45	-1.31	-2.62	-5.69	-35.77	-1.05	-1.01	-1.06	-1.39	-6.01
<i>TMS_{LF}</i>	-8.77	-21.4	-42.32	-79.38	-95.45	-21.79	-19.53	-22.64	-27.02	-47.32

QE 前のアウトオブサンプル分析では、1979 年 12 月から 1989 年 12 月までのデータを用いて最初の回帰分析を行う。h 期先の予測リスクプレミアム $\hat{r}_{t,t+h}$ について 3-2 式の通り係数を推計する。次に拡張サンプルウィンドウによりデータ期間を 1 か月ずつ増やして $\hat{r}_{t,t+h}$ を計算していく。QE 後の分析では最初に 2000 年 4 月から 2010 年 4 月までのデータを用いて同様の手法で推計を行った。シャドーは全サンプルでのアウトオブサンプル結果が有意だったもの。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

表 6 日本のアウトオブサンプル回帰分析のサブサンプルの株式リスクプレミアム予測力の比較

	モデルの予測力 (R^2_{os})					モデルに基づく年間超過収益率 (CER gains)				
	株式リスクプレミアムの予測期間					株式リスクプレミアムの予測期間				
	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)	1か月先 (h=1)	3か月先 (h=3)	6か月先 (h=6)	12か月先 (h=12)	24か月先 (h=24)
1979年12月～2001年2月										
<i>TMS</i>	-0.96	-0.96	-1.26	-2.73	-6.22	-1.21	0.15	0.39	0.88	1.40
<i>TMS_{HF}</i>	-0.47	-0.65	-0.83	-0.68	-2.31	-0.96	-0.53	-0.37	-0.19	-0.33
<i>TMS_{MT}</i>	-1.31	-0.85	0.54	1.82	2.91	-2.96	-0.74	0.61	1.31	2.12
<i>TMS_{LF}</i>	-1.71	-2.42	-2.59	-2.33	0.56	-3.38	-1.77	-0.92	-0.47	-0.01
2001年3月～2025年10月										
<i>TMS</i>	-1.19	-1.8	-1.76	-0.52	8.09***	-3.00	-2.26	-1.38	-0.44	0.93
<i>TMS_{HF}</i>	-0.17	-0.12	-0.29	-1.34	-0.21	-0.22	-0.10	-0.11	-0.27	-0.02
<i>TMS_{MT}</i>	-0.22	-0.22	-0.14	-0.08	0.03	-0.49	-0.23	-0.08	0.03	0.03
<i>TMS_{LF}</i>	-0.57	-1.09	-1.15	-0.59	7.58***	-1.36	-0.99	-0.58	-0.18	0.81

QE 前のアウトオブサンプル分析では、1979 年 12 月から 1989 年 12 月までのデータを用いて最初の回帰分析を行う。h 期先の予測リスクプレミアム $\hat{r}_{t,t+h}$ について 3-2 式の通り係数を推計する。次に拡張サンプルウィンドウによりデータ期間を 1 か月ずつ増やして $\hat{r}_{t,t+h}$ を計算していく。QE 後の分析では最初に 2000 年 2 月から 2001 年 2 月までのデータを用いて同様の手法で推計を行った。シャドーは全サンプルでのアウトオブサンプル結果が有意だったもの。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$

4.2 時変パラメータ回帰分析による構造変化の分析

サブサンプルによる分析では、米欧で QE 前後で長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が低下していることが確認された。一方、日本では QE 前後のいずれも予測力が弱く、予測力の低下要因については QE 以外の可能性も考えられる。本節では、時変パラメータ (TVP: Time-varying parameter)

回帰分析を用いて長短金利差の株式のリスクプレミアムとの関係の時間変化を推定⁹する。

TVP 回帰分析の手法は Nakajima(2011)を参照する。すなわち、4-1 式と 4-2 式で定式化される。

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \alpha + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \quad t = 1, \dots, n \quad (4-1)$$

$$\alpha_{t+1} = \alpha_t + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Sigma), \quad t = 0, \dots, n-1 \quad (4-2)$$

y_t は被説明変数のスカラーであり、本分析では株式リスクプレミアムの $r_{t:t+h} = (1/h)(r_{t+1} + \dots + r_{t+h})$ である。なお、本推定では 3.2 節と同様のインサンプル分析を行っており、 $h = 12$ の値を用いて 12 か月先行きまでの累積株式リスクプレミアムに対するTMSの予測力の変化を推定している。 x_t' と z_t' はそれぞれ $(k \times 1)$ と $(p \times 1)$ の共変量ベクトルである。本分析では x_t は定数項としたため $k = 1$ であり、 $z_t = (TMS_{MT,t}, TMS_{LF,t})$ としたため $p = 2$ である¹⁰。 β は $(k \times 1)$ の定数項のパラメータであり、 α は $(p \times 1)$ の時間変化するパラメータである。Nakajima(2011)では、 σ について確率的ボラティリティモデルで計算した場合と、期間内で一定とした場合とでの推定を行っている。本稿では計算負荷を抑制する観点から一定として推定した。各パラメータの推定手法については Nakajima(2011)に従い、マルコフ連鎖モンテカルロ(MCMC: Markov Chain Monte Carlo)法を用いて 20,000 回のサンプリングを行った。

表 7 はパラメータの事後平均、標準偏差、95%信用区間¹¹の推定結果を示している。CD (Convergence Diagnostics) は Geweke (1992)による収束診断を示す指標である。CD では 20,000 回分サンプリングされたパラメータの標本経路のはじめ 10% と後半 50%との平均で有意な差がないかを検定し、それらの差の有無をみることでサンプリングが収束しているかどうかを判断する。Inef.は MCMC サンプルに含まれる自己相関の大きさを反映し、有効サンプル数がどの程度低下しているかを示す指標である。1 に近い程サンプリング効率が低いことが示される。推定結果からは CD がいずれの変数も 5%水準で帰無仮説が棄却されておらず、20,000 回分のサンプリングによって推定値が収束していると判断できる。Inef.も先行研究に比べて小さい値となっており、効率的なサンプリングであることが確認された。

米国では TMS_{MT} の予測係数 α_1 の変動を表す Σ_{11} は平均 0.196、 TMS_{LF} の予測係数 α_2 の変動を表す Σ_{22} は平均 0.239 であり TMS_{MT} に比べて TMS_{LF} の時間変動は比較的大きく見える。また、いずれのパラメータでも説明されない y_t の時間変動分を示す σ は 0.196 であった。もっとも、 $\Sigma_{11} \cdot \Sigma_{22} \cdot \sigma$ のいずれの信用区間も値が重なっており、それぞれのパラメータの時間変動の大きさには統計的に有意な差があるとは言えない結果だった。

欧州では TMS_{MT} の予測係数 α_1 の変動を表す Σ_{11} は平均 0.108、 TMS_{LF} の予測係数 α_2 の変動を表す Σ_{22} は平均 0.351 であったほか、 y_t の時間変動分を示す σ は 0.136 であった。 $\Sigma_{11} \cdot \Sigma_{22} \cdot \sigma$ の信用区間を比較すると、 Σ_{22} の 2.5 パーセンタイル値は 0.296 であり、 Σ_{11} や σ の 97.5 パーセンタイル値（それぞれ 0.165 及び 0.177）を上回っており、 TMS_{LF} の時間変動が有意に大きいことが示されている。

⁹ ベイズの定理に基づいたサンプリング手法等を用いるベイズ統計では「推計」ではなく「推定」が用語として用いられるため本稿でもそれに倣った。

¹⁰ 米欧日それぞれで TMS_{MT} と TMS_{LF} との相関係数を計算したところいずれも絶対値で 0.2 未満であり、多重共線性の影響は十分に小さいと考えられる。

¹¹ ベイズ統計では「信頼区間」ではなく「信用区間」が用語として用いられるため本稿でもそれに倣った。

表 7 時変パラメータ回帰分析の結果

パラメータ	平均	標準偏差	95% 信用区間	CD	Inef.
米国					
Σ_{11}	0.196	0.042	[0.121 ,0.29]	0.712	22.670
Σ_{22}	0.239	0.028	[0.189 ,0.297]	0.839	10.470
σ	0.196	0.018	[0.161 ,0.232]	0.392	17.830
欧州					
Σ_{11}	0.108	0.026	[0.063 ,0.165]	0.658	30.140
Σ_{22}	0.351	0.030	[0.296 ,0.414]	0.662	5.740
σ	0.136	0.021	[0.098 ,0.177]	0.549	51.730
日本					
Σ_{11}	0.685	0.148	[0.435 ,1.021]	0.700	20.360
Σ_{22}	0.607	0.072	[0.477 ,0.76]	0.077	11.580
σ	0.283	0.024	[0.239 ,0.331]	0.298	14.390

CD(Convergence diagnostics)は Geweke (1992)による収束診断を示す指標、Inef.は MCMC のサンプル結果から計算される非効率性指標。

日本では TMS_{MT} の予測係数 α_1 の変動を表す Σ_{11} は平均 0.685、 TMS_{LF} の予測係数 α_2 の変動を表す Σ_{22} は平均 0.607 であったほか、 y_t のパラメータで説明されない時間変動分を示す σ は 0.283 であった。 $\Sigma_{11} \cdot \Sigma_{22} \cdot \sigma$ の信用区間を比較すると、 Σ_{11} と Σ_{22} の 2.5 パーセンタイル値（それぞれ 0.435 及び 0.477）は σ の 97.5 パーセンタイル値（0.331）を上回っており、 TMS_{MT} と TMS_{LF} の時間変動が有意に大きいことが示されている。また、日本の Σ_{11} と Σ_{22} の信用区間における 2.5 パーセンタイル値は米国と欧州の Σ_{11} と Σ_{22} の 97.5 パーセンタイル値を上回っており、日本の TMS_{MT} と TMS_{LF} の変動が統計的に米欧に比べて有意に大きいことが示された。こうした変数の時間変動の性質の違いも前節までに確認した予測力の地域差に影響している可能性がある。すなわち、 TMS_{MT} や TMS_{LF} と株式リスクプレミアムとの関係が日本では不安定だったことで、予測力が米欧に比べて弱かったことに繋がったと考えられる。

図 2 から 4 は国別のパラメータの時間推移の推定値を示している。米国では表 4 で QE 導入後の時期において予測力が失われた TMS_{LF} のパラメータ α_2 に関して確認する。 α_2 は Faria and Verona (2020)や本稿の表 2 の推計結果からは、長短金利差の株式リスクプレミアムに対する係数の符号はプラスであると考えられ、それが時間に関わらず安定していれば予測力の時間別の再現性も高いと考えられる。推定結果では 1980 年から 2000 年の期間には第二次オイルショックの期間に当たる 1980 年から 1983 年 3 月までと、1987 年 10 月の米国株式市場が急落した時期（ブラックマンデー）を除いて概ね正の値で推移している。その後の IT バブル崩壊の 2001 年や世界金融危機が発生した 2007 年頃には大きくマイナス方向に振れた後には再度にプラスの値で推移している。こうした背景には、株式市場急落時には本稿で用いた株式リスクプレミアムの実現値が負となる一方で、図 1 で示されるように TMS_{LF} はプラスの値で推移することに起因していると考えられる。さらに、新型コロナウイルス感染拡大期の 2020 年にはプラス方向に振れた後、サンプル期間終盤には負の値となっている。この時期には新型コロナウイルス

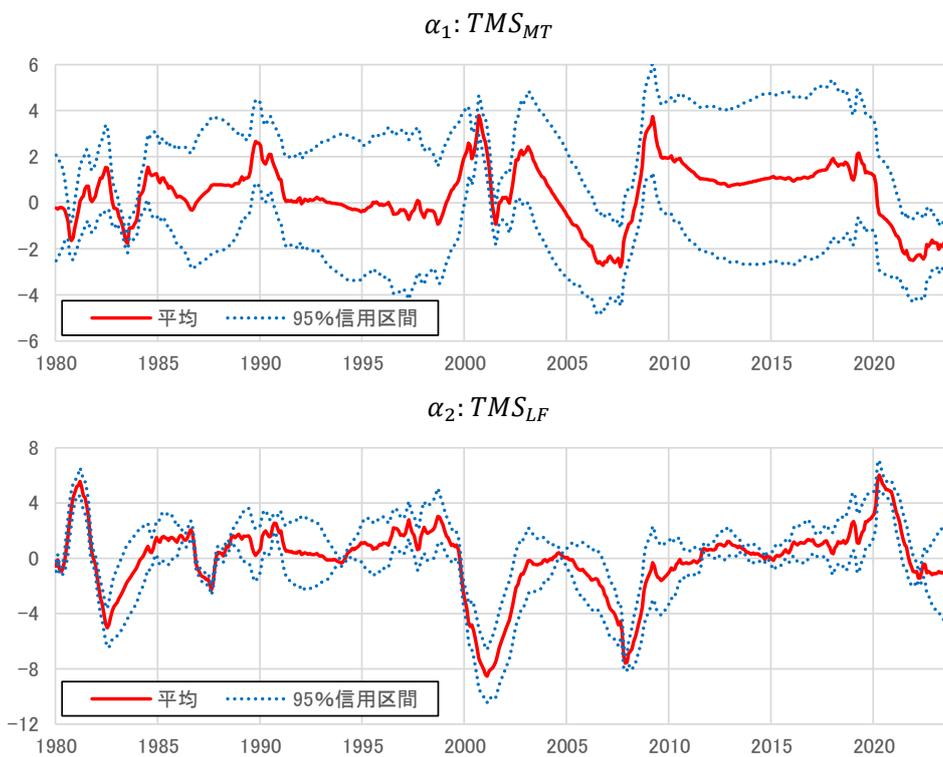


図 2 米国の TMS_{MT} と TMS_{LF} の株式リスクプレミアムに対する係数の変動

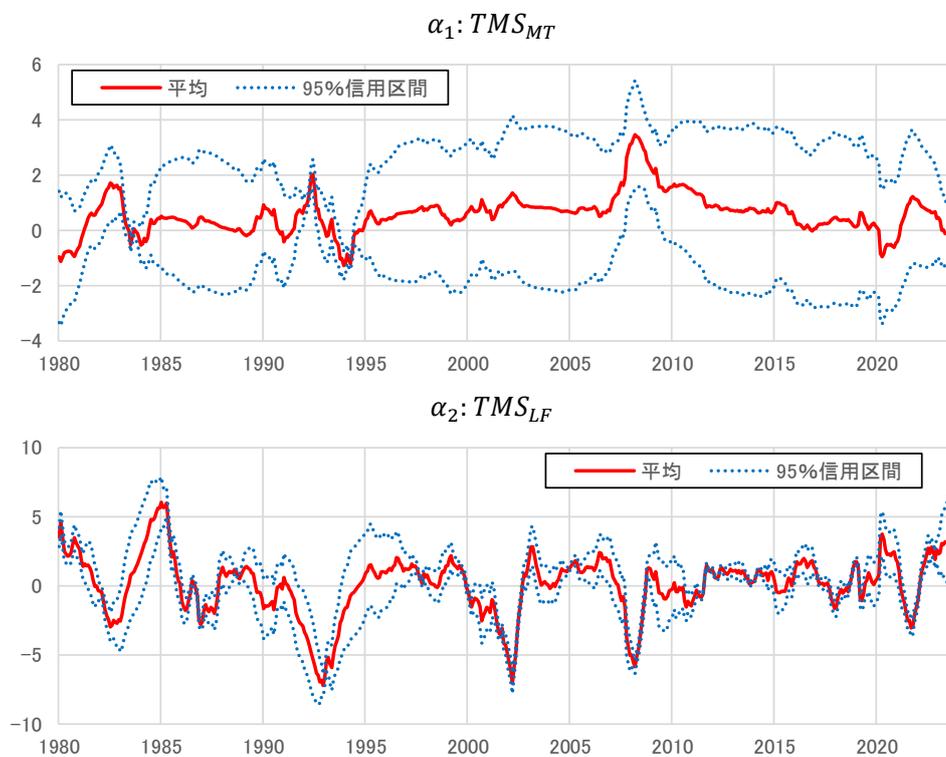


図 3 欧州の TMS_{MT} と TMS_{LF} の株式リスクプレミアムに対する係数の変動

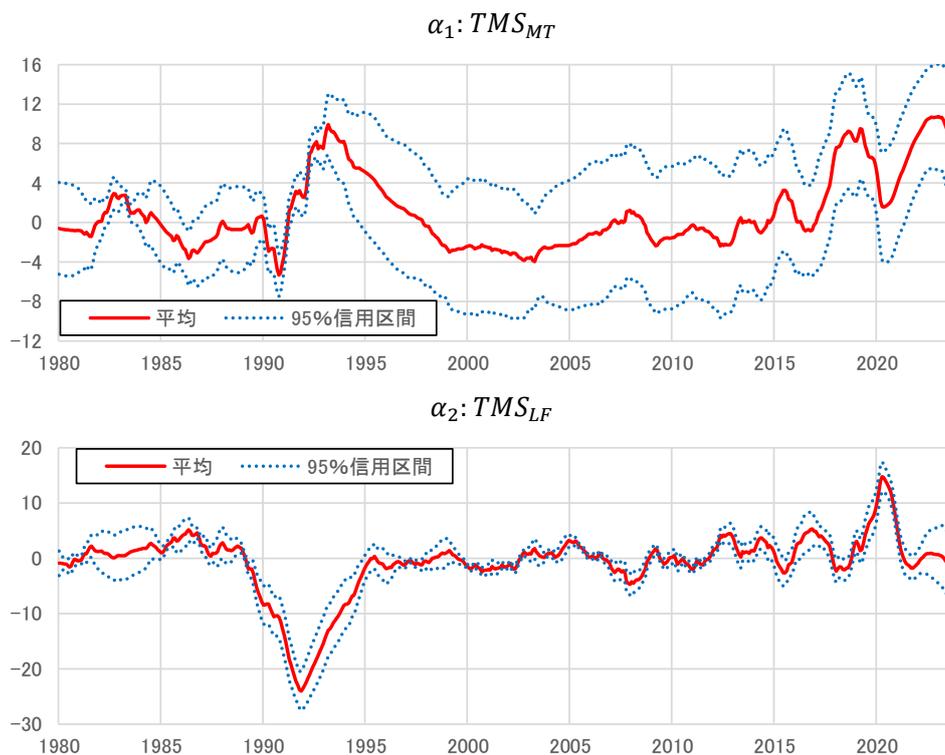


図 4 日本の TMS_{MT} と TMS_{LF} の株式リスクプレミアムに対する係数の変動

感染拡大を受けて株式リスクプレミアムの実現値が大幅マイナスとなったことが反映されている可能性も考えられる。そのため信用区間で見ても、一時的に係数の符号は有意にマイナスとなっている。

4.1 節の分析では、2008 年以降に TMS の予測力が低下しており、その時間別の再現性が担保されないことが示された。また、時変パラメータによる詳細な分析では QE 以外の経済・市場ショック時にもその予測力が低下していることが示された。なお、2012 年以降にも TMS_{LF} の株式リスクプレミアムに対する係数の符号はプラスで推移している場面もあり、QE 導入後にも市場が安定化した時期には一定程度の予測力を有していた可能性が示唆される。

欧州では表 5 で QE 導入後の時期において予測力が失われた TMS_{MT} のパラメータ α_1 に関して確認する。 α_1 は第二次オイルショックの時期（1980 年から 1983 年 3 月）や 1992 年から 1993 年にかけて発生した欧州通貨制度（EMS: European Monetary System）での通貨危機、2000 年代後半の世界金融危機や 2020 年の新型コロナウイルス感染拡大の期間に変動が大きくなっているが、それ以外の期間ではパラメータが概ね 0 から 1 程度で推移している。表 5 で構造変化を分析した時期である 2010 年 5 月以降にも α_1 は緩やかに低下しつつも 2020 年までは符号はプラスで推移している。サンプル期間終盤に係数が負の値となっているのは、米国と同様に株式リスクプレミアムの実現値が大幅マイナスとなったことや、逆イールドが発生していたことが影響したと考えられる。

そのため、米国の TMS_{LF} の結果と同様に、欧州の TMS_{MT} は QE 以外の経済・市場のショックを受けていたことが確認された。また、QE 後の時期に長短金利差と株式リスクプレミアムとの関係性が弱まっていったものの、一定程度はその予測力が維持されていたことが示唆された。

日本では表 6 でサンプルを分割したことで予測力が失われた TMS_{MT} のパラメータ α_1 に着目する。 α_1 は

推定値の平均が 1980 年から 1990 年にかけて 0 を挟んで不安定に推移した他、バブル景気後の 1990 年代前半にはその値のプラス幅が大きくなっている。その後はプラス幅が縮小し、1995 年以降にも推定値の平均が 0 を挟んで推移している。このことからほとんどの時期で TMS_{MT} の株式リスクプレミアムに対する係数は 0 近辺であり、予測力自体が極めて弱かったことが考えられる。こうした結果は QE 前と後のいずれにおいても株式リスクプレミアムに対して有意となる長短金利差の係数の数が米欧に比べて少ないという表 6 の結果と整合的である。そのため、日本では QE に関わらずサンプル期間全体を通じて長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が低かったことが示唆された。

以上をまとめると、長短金利差と株式リスクプレミアムとの関係において、 TMS_{MT} や TMS_{LF} の変動に地域差があり、地域別に時間変動の推移の特徴も異なることが確認された。米欧では QE 後にも長短金利差の株式リスクプレミアムに対する予測力が一定程度存在していた可能性があるものの、経済・市場ショックによる変動が多かった。日本では QE に関わらず期間を通して予測力が不安定なことが示された。4.1 節及び本節の結果からは、長短金利差の予測力について地域別・時期別の再現性は確認されなかった¹²。

5. まとめと今後の課題

本稿では長短金利差による株式リスクプレミアムに対する予測力について、その結果の再生産性及び再現性の観点から検証を行った。2 節では先行研究から経済分析では再生産性を中心に検証が行われてきたこと、金利の期間構造を説明変数として経済・市場の先行き予測が行われてきたことを確認した。また、予測対象に株式リスクプレミアムが取り上げられていること、主な研究地域として米国が取り上げられてきたことを確認した。3 節では米欧日の長短金利差による株式リスクプレミアムの予測力について分析し、先行研究の再生産性を検討した。分析の結果、米欧日のいずれにおいても先行研究の手法による分析結果が再生産可能であることを確認した。一方で、推計結果からは地域別・時期別の再現性が担保されていない可能性が示唆された。4 節では地域別に長短金利差による予測力の時間変化を考察した。QE が開始された時期を境にサブサンプル分析を行い、米欧で QE 開始後の時期に長短金利差の予測力が弱まっていることや日本では QE 前後のいずれも予測力が弱いことを確認した。一方、時変パラメータ回帰分析から米欧では QE 開始後にも株式リスクプレミアムの予測力が一定程度存在していたこと、日本では期間を通して予測力が不安定だったことを確認した。

これらの分析による本稿の貢献は以下の通りである。まず、長短金利差の株式リスクプレミアム予測力について、先行研究の再生産性を確認した。一方で、地域別・時期別の分析からは、同様の手法を先行研究と異なるデータを用いて再現するという再現性に関しては確認されないことを示した。経済・市場分析においては、地域別でのマクロ経済の構造の差や時期別の経済・市場のショック、それらに応じた政策手法の導入などの影響が大きいことで、長短金利差と株式リスクプレミアムとの関係でも地域別や時期別による差異が存在する可能性を指摘した。

今後の経済・市場の実証分析における課題としては以下の点が挙げられる。まず、取得したデータの範囲内で可能な限り再現性を確認することである。分析対象地域についてはより広い地域のデータを取得することが望ましい。他、同一地域のデータについては複数パターンで時期別に分割して分析を行うことが好ましい。時変パラメータを用いた分析を行うことも有用な選択肢として考えられる。次に、そうした多様なデータによる再現性の確認において

¹² このほか、経済ファンダメンタルズにおける主要指標である実質 GDP 成長率とインフレ率が長短金利差に与える影響についても時変パラメータを用いた分析を Appendix B で行っている。これにより、長短金利差の指標自体の安定性を考察している。

は、事前に想定したモデルが機能しないケースを考察してモデルの説明力の改善を試みたり、モデルが機能する/しない条件を特定したりすることが重要である。それにより、当該モデルを他の分析者が参照する際に、より正確にモデルの性質を踏まえて利用できることに繋がる。もちろん、本稿で取り上げたいずれの先行研究も変数間の有意な結果を発見しており、すでに長短金利差による将来予測の研究分野で優れた貢献を行ったと考えられる。それら加えて今後は、経済・市場の実証分析では、それまで有意だった結果が経済・市場の構造変化などによって有意とならなかった場合への対応についても議論することで、再現性を高めつつ、さらに研究が発展していくことが望ましいと考えられる。

参考文献

- [1] Amatov, A., Dorfman, J. H. (2017) The effects on commodity prices of extraordinary monetary policy. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 49(1), 83–96. <https://doi.org/10.1017/aae.2016.34>
- [2] Campbell, J. Y. (1987) Stock returns and the term structure. *Journal of Financial Economics*, 18(2), 373–399. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90045-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(87)90045-6)
- [3] Campbell, J. Y., Thompson, S. B. (2008) Predicting excess stock returns out of sample: Can anything beat the historical average? *Review of Financial Studies*, 21(4), 1509–1531. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhm055>
- [4] Chang, A.C., Li, P. (2022) Is economics research replicable? Sixty published papers from thirteen journals say “often not”. *Critical Finance Review*, 11(1), 185–206. <https://doi.org/10.1561/104.00000053>
- [5] Corbet, S., Dunne, J. J., Larkin, C. (2019) Quantitative easing announcements and high-frequency stock market volatility: evidence from the United States. *Research in International Business and Finance*, 48, 321–324. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2019.01.00>
- [6] DeWald, W., Thrsby, J.G., Anderson, R. (1986) Replication in empirical economics: the journal of money, credit and banking project. *The American Economic Review*, 76, 587–503.
- [7] Dreber, A., Johannesson, M. (2005) A framework for evaluating reproducibility and replicability in economics. *Economic Inquiry*, 63(2), 338–356. <https://doi.org/10.1111/ecin.13244>
- [8] Engstrom, E. C., Sharpe, S. A. (2019) The near-term forward yield spread as a leading Indicator: a less distorted mirror. *Financial Analyst Journal*, 75(4), 37–49. <https://doi.org/10.1080/0015198X.2019.1625617>
- [9] Estrella, A., Hardouvelis, G. A. (1991) The term structure as a predictor of real economic activity. *The Journal of Finance*, 46(2), 555–576. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb02674.x>
- [10] Fama, E. F., French, K. R. (1988) Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*, 22(1), 3–25. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90020-7](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90020-7)
- [11] Fama, E. F., French, K. R. (1989) Business conditions and expected returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 23–49. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(89\)90095-0](https://doi.org/10.1016/0304-405X(89)90095-0)
- [12] Faria, L., Verona, F. (2020) The yield curve and the stock market: mind the long run. *Journal of Financial Markets*, 50, 100508. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2019.100508>
- [13] Fernandez, P. (2023) Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied. Available at SSRN.

<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.933070>

- [14] Fisher, I. (1907) *The Rate of Interest*. The Macmillan Company.
- [15] Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., Sack, B. (2011) The financial market effects of the federal reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, 7(1).
- [16] Geweke, J. (1992) Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. in J. M. Bernardo et al., eds. *Bayesian Statistics*, 4, New York: Oxford University Press, 169–188.
- [17] Harvey, C. R. (1988) The real term structure and consumption growth. *Journal of Financial Economics*, 22(2), 305–333. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(88\)90073-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(88)90073-6)
- [18] Hudepohl, T., van Lamoen, R., de Vette, N. (2021) Quantitative easing and exuberance in stock markets: evidence from the Euro area. *Journal of International Money and Finance*, 18, 102471. <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2021.102471>
- [19] Nakajima, J. (2011) Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: an overview of methodology and empirical applications. *Monetary and Economic Studies*, 29, 107–142.
- [20] McCown, J.R. (2001) Yield curves and international equity returns. *Journal of Banking and Finance*, 25(4), 767–788. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(00\)00099-6](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(00)00099-6)
- [21] McCullough, B.D., McGeary K.A., Harrison T.D. (2006) Lessons from the JMCB archive. 38(4), 1093–1107. <https://www.jstor.org/stable/3838995>
- [22] Ordu-Akkaya, B.M., Soytaş, U. (2020) Unconventional monetary policy and financialization of commodities. *North American Journal of Economics and Finance*, 51, 100902. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.12.014>
- [23] Primiceri, G.E., (2005) Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies*, 72 (3), 821–852. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x>
- [24] Rincon, C.J., Petrova, A.V. (2024) Assessing the impact of the ECB's unconventional monetary policy on the European stock markets. *Journal of Risk and Financial Management*, 17(9), 425. <https://doi.org/10.3390/jrfm17090425>
- [25] Selgrad, J. (2023) Testing the portfolio rebalancing channel of quantitative easing. New York University Working Paper.
- [26] Williams, M. (2014) The impact of quantitative easing on asset price comovement. *International Finance Markets, Frontiers of Economics and Globalization*, 13, 139–163. [https://doi.org/10.1108/S1574-8715\(2013\)0000013013](https://doi.org/10.1108/S1574-8715(2013)0000013013)
- [27] 日本銀行 (2024) 「金融政策の多角的レビュー：報告書」
(https://www.boj.or.jp/mopo/mpmdeci/mpr_2024/k241219b.pdf) アクセス日 2026年1月23日。
- [28] 年金積立金管理運用独立行政法人 (2024) 「2023年度 ESG 活動報告」
- [29] 年金積立金管理運用独立行政法人 (2025) 「2024年度 業務概況書」



Appendix A. Chow 検定による長短金利差の構造変化の分析

本分析では QE 前後で各地域のデータサンプルを分割する。分割したそれぞれのサブサンプルにおける *TMS* について Chow 検定による構造変化の分析を行う。Chow 検定を行う際に、*TMS* の水準 y_t について以下の A-1 式及び A-2 式を考える。

$$y_t = \mu + \varepsilon_t \quad (\text{A-1})$$

$$y_t = m + \phi y_{t-1} + u_t \quad (\text{A-2})$$

A-1 式の μ は平均、 ε_t は誤差項である。A-2 式の m は平均、 ϕ は 1 期前の *TMS* の水準 y_{t-1} の係数、 u_t は AR(1) の誤差である。Chow 検定では異なる期間でパラメータ推計値に差があるかを検定する。そこで本稿では、 y_t について A-1 式の μ 、A-2 式の ϕ 、 u_t の二乗 u_t^2 を構造変化の検定の対象とする。また、 y_t の二乗をとってボラティリティの代理変数とした場合の A-1 式の平均 μ' と A-2 式の係数 ϕ' についても検定を行う。

表 A-1 は Chow 検定の結果を示している。米国と日本では、 μ 、 u_t^2 、 μ' が QE 前後で有意に異なることが確認される。欧州では u_t^2 、 μ' が有意に異なることが確認される。そのため、QE を境に米欧日のいずれの地域でも *TMS* の水準やボラティリティに変化が生じていることが示される。

表 A-1 Chow 検定による構造変化分析の結果

		米国 (2008年11月末以降)	欧州 (2010年5月末以降)	日本 (1999年2月末以降)
Level (y_t)	Mean	μ	11.93 ***	2.44
	AR(1)	ϕ	0.92	0.83
	Variance	u_t^2	3.83 *	14.27 ***
Vol (y_t^2)	Mean	μ'	18.30 ***	23.74 ***
	AR(1)	ϕ'	0.17	2.23

それぞれの値は Chow 検定の検定統計量である F 値を示す。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$



Appendix B. TVP-VAR による長短金利差の変動要因分析

本編における分析では *TMS* による株式リスクプレミアムの予測力を考察してきた。本節では *TMS* がどのようなマクロ経済ショックにより変動し得るのかを定量分析する。具体的には、実質国内総生産 (GDP: Gross domestic product) と消費者物価指数 (CPI: Consumer price index) のショックに対する *TMS* のインパルス応答関数 (IRF: Impulse response function) を推定する。また、本節においても、マクロショックの影響は政策レジームや市場環境に応じて変化し得ることを考慮し、従来の固定係数のベクトル自己回帰 (VAR: Vector autoregression) モデルではなく、係数や誤差分散が時間とともに変化することを許容する。具体的な手法として時変パラメータ VAR (TVP-VAR) モデルを用いる。TVP-VAR モデルでは、求めたいパラメータの分布を近似する Mixture Sampler を用いるものに対して、Mixture Sampler の様な近似を行わないためより厳密に正確なパラメータ分布を求めることができる Block Sampler を用いる推定方法が提案されている (Nakajima 2011)。本節ではより精緻な推定を行うため Nakajima (2011) に基づいて各時点におけるインパルス応答関数を推定する。

B.1 分析手法について

B.1.1 TVP-VAR モデルの定式化

現在、TVP-VAR モデルを扱う多くの文献は Primiceri (2005)に基づいている。本稿においても、Nakajima (2011)を参考に Primiceri (2005)の定式化によるモデルを用いる。時点 t における k 次元の内生変数ベクトルを $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$ とし、ラグ時数を s とすると、TVP-VAR は B-1 式で与えられる。

$$y_t = c_t + \sum_{i=1}^s B_{i,t} y_{t-i} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (\text{B-1})$$

ここでは、 c_t は $k \times 1$ の時変定数項、 $B_{i,t}$ は $k \times k$ の時変ラグ係数行列、 Ω_t は時変共分散行列である。本稿では、 $y_t = (GDP_t, CPI_t, TMS_t)'$ とする。また、定数項とラグ係数を縦方向に並べた時変係数ベクトルを β_t とし、回帰行列 X_t を $X_t = I_k \otimes (1, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-s})$ と定義すると、観測方程式は B-2 式となる。なお、 I_k は k 次元単位行列、 \otimes はクロネッカー積である。

$$y_t = X_t \beta_t + u_t \quad (\text{B-2})$$

誤差項 u_t の共分散行列 Ω_t については、同時点における相互依存とショック分散を分離すべく、コレスキー分解によって次のように分解する。

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' A_t^{-1'} \quad (\text{B-3})$$

ここで A_t は対角要素が 1 の下三角行列であり、同時点の再帰的關係を表す。 Σ_t は対角行列で、その対角要素である σ_{it} は構造ショックの標準偏差を表す。このとき、直交化された構造ショック e_t を導入すると、B-4 式が成り立つ。同時点のインパクト行列は $S_t = A_t^{-1} \Sigma_t$ である。

$$y_t = X_t \beta_t + A_t^{-1} \Sigma_t e_t, \quad e_t \sim N(0, I_k) \quad (\text{B-4})$$

B.1.2 パラメータの時変構造とベイズ推定

推定に際して、ラグ係数、同時点相関、ショック分散はいずれも時間とともに緩やかに変化すると想定する。具体的には、ラグ係数 β_t 、 A_t の下三角要素を並べたベクトル a_t 、およびショック分散の対数 $h_t = (\log \sigma_{1t}^2, \dots, \log \sigma_{kt}^2)'$ に対して、以下の状態方程式を仮定する。

$$\beta_{t+1} = \beta_t + \varepsilon_{\beta,t}, \quad a_{t+1} = a_t + \varepsilon_{a,t}, \quad h_{t+1} = h_t + \varepsilon_{h,t} \quad (\text{B-5})$$

各誤差項は互いに独立で平均ゼロの正規分布に従い、分散共分散行列はそれぞれ Σ_β 、 Σ_a 、 Σ_h とする。これらの分散行列は固定であり、パラメータ変動の滑らかさを調整する役割を果たす。上述のモデルは潜在変数 (β_t, a_t, h_t) を含む状態空間モデルとして表現できる。本稿では、事前分布 $p(\beta_{s+1}, a_{s+1}, h_{s+1}, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h)$ を設定し、観測データ $y_{1:T}$ に基づく事後分布 $p(\beta_{s+1:T}, a_{s+1:T}, h_{s+1:T}, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h | y_{1:T})$ からの推論を行う。事後分布からのサン

プリングには MCMC: Markov Chain Monte Carlo 法を用い、条件付き事後分布に基づき以下のブロックを反復的に更新する。

1. $\beta_{s+1:T} \mid y, a, h, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$
2. $a_{s+1:T} \mid y, \beta, h, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$
3. $h_{s+1:T} \mid y, \beta, a, \Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h$
4. $\Sigma_\beta, \Sigma_a, \Sigma_h \mid \beta, a, h$

β_t および a_t の条件付き事後分布は線形ガウス型状態空間モデルに帰着するため、シミュレーション・スモージを用いて系列全体を一括更新する。一方、 h_t は確率的ボラティリティモデルに対応すべく Block Sampler により更新される。推定された TVP-VAR モデルに基づき、各時点 t におけるインパルス応答関数を算出する。時点 t のパラメータ(β_t, A_t, Σ_t)を用いて VAR を移動平均表現(VMA: Vector moving average)に変換すると、 h 期先のインパルス応答は B-6 式で表される。

$$IRF_t(h) = C_{t,h}A_t^{-1}\Sigma_t, \quad (B-6)$$

ここで、 $C_{t,h}$ は時点 t のラグ係数から構成される移動平均係数行列である。

B.2 TVP-VAR モデルによる推定結果

図 B-1 から B-3 は、それぞれ米国、欧州、日本における IRF の推定結果である。推定に用いたデータの頻度は四半期次であり、期間は 1979 年 10~12 月期から 2025 年 7~9 月期までの 184 サンプルである。それぞれの地域について TMS_t 、 GDP_t 、 CPI_t からなる TVP-VAR を推定している。図では、各時点のパラメータを用いて計算されたインパルス応答について、ショック発生から 1 年、2 年、3 年後の反応をプロットしている。一般的な固定係数の VAR モデルによる IRF とは異なり、TVP-VAR モデルでは各時点において IRF を描けるが、見やすさの観点から 3 時点における反応のみを抽出して図示している。また、今回の分析で我々が最も関心があるのは、 GDP_t と CPI_t のショックに対する TMS_t の反応である。

まず、図 B-1 の米国から結果を確認したい。図内(3)と(6)のうち、全期間を通じて共通する点としては、 GDP_t と CPI_t のショックに対して、 TMS_t の反応はマイナス方向であることが挙げられる。この背景には、どちらの変数においても、上昇方向のショックは中央銀行である FRB による政策金利の引き上げを想起させる材料となり得るため、米金利のイールドカーブ上では短期・中期ゾーンを中心に上昇圧力がかかり、長短金利差は縮小するメカニズムがあると考えられる。

重要な点として、 GDP_t と CPI_t のどちらのショックに対しても、 TMS_t のインパルス応答は時期によって相応に変化していることが分かる。これは通常の固定係数の VAR モデルでは捉えられず、係数の時変性を組み込んだ TVP-VAR モデルを用いることで明らかに出来る点である。

1980 年から 1990 年代までは、CPI ショックが TMS に与える影響のマイナス幅は縮小した一方、GDP ショックの影響については真逆の動きとなった。米国は 1980 年台前半には高インフレを経験していたこともあり、CPI の上昇に対して、インフレ圧力が持続的なものとなることが警戒され、イールドカーブ全体に上昇圧力がかかることで、長短金利差への影響で見れば小さくなった可能性が考えられる。2000 年以降では、CPI ショックに対する TMS のイ

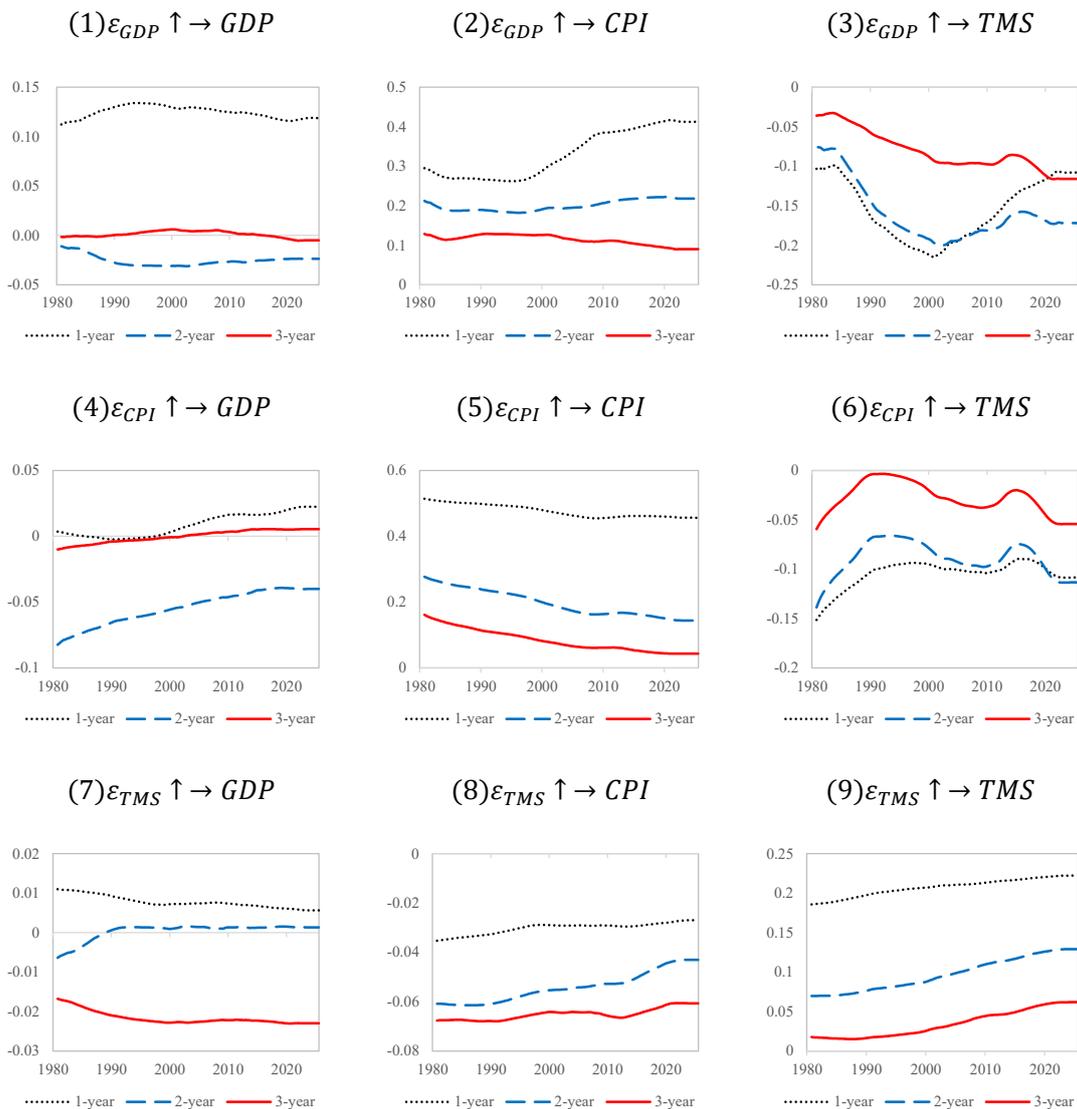


図 B-1 米国のインパルス応答関数の事後平均

インパルス応答のマイナス幅は、2010年代では縮小したものの基調としては緩やかに拡大した。2010年代はインフレ率がFRBの物価目標である2%近辺で比較的安定していたほか、FRBが金融緩和を行っていたこともあり、インフレ上昇に対して市場の利上げ期待がさほど強まらなかったと考えられる。GDPショックに対する1年後のインパルス応答については、2000年以降ではマイナス幅はサンプル終点にかけて縮小傾向にある。また、2020年以降において、そのマイナス幅が深まることはなかった。このほか、図内(2)でGDPショックがCPIに与える影響も概ね横ばいとなった点は興味深い。コロナショック以降では、財価格を中心とした一時的な物価上昇が、より粘着性の高いサービス価格への波及したことでFRBはインフレ抑制に時間を要した。こうした経験に基づけば、2020年以降は需要サイドのGDPショックがCPIに与える影響は強まり、それがFRBの利上げ期待を強めることでTMSを縮小させる傾向が強まった可能性も考え得る。そうした可能性に反して、本稿の実証分析によれば、1単位あたりのショックが与える影響で見れば概ね横ばい程度であったことが示された。

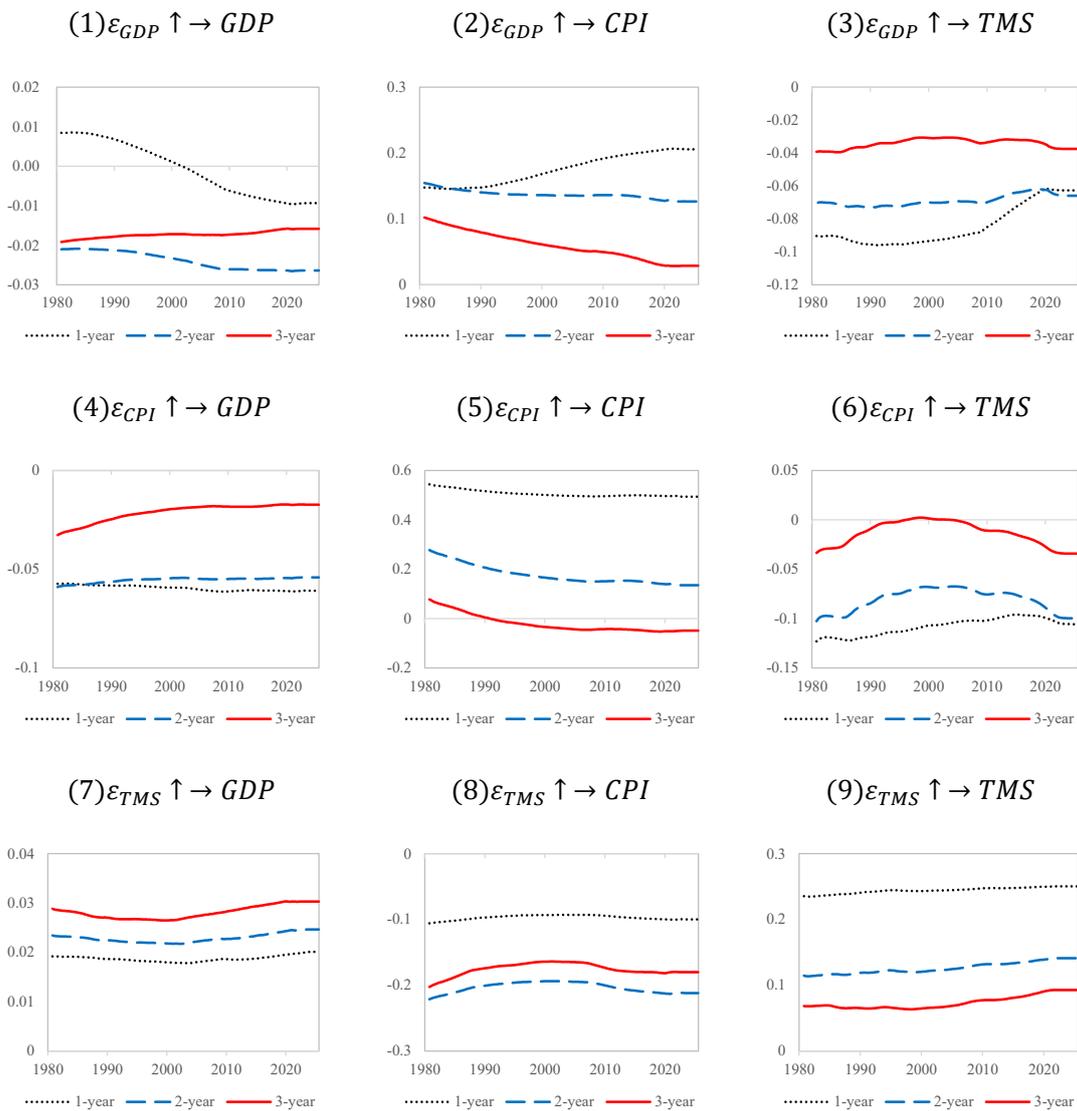


図 B-2 欧州のインパルス応答関数の事後平均

欧州では、GDP ショックに対する TMS の反応は期間を通して米国同様マイナスだったほか、2 年先と 3 年先の反応についてはさほど大きな変化は見られなかった。一方で、1 年先の反応のマイナス幅は、2010 年台に縮小した。この背景には、ECB がマイナス金利導入含む一連の金融緩和を行う中で、GDP の上昇ショックに対して市場の利上げ織り込みがさほど強まらなかった可能性がある。CPI ショックに対する TMS の 1 年先の反応は、1980 年から 2010 年台にかけて緩やかにマイナス幅が縮小した。一方、2020 年以降では 1~3 年先全てでマイナス幅の拡大が見られた。コロナショック以降のインフレ高進により、CPI ショックが ECB の利上げ期待につながりやすくなったことで、2 年金利に上昇圧力がかかり、TMS は低下しやすくなったとみられる。

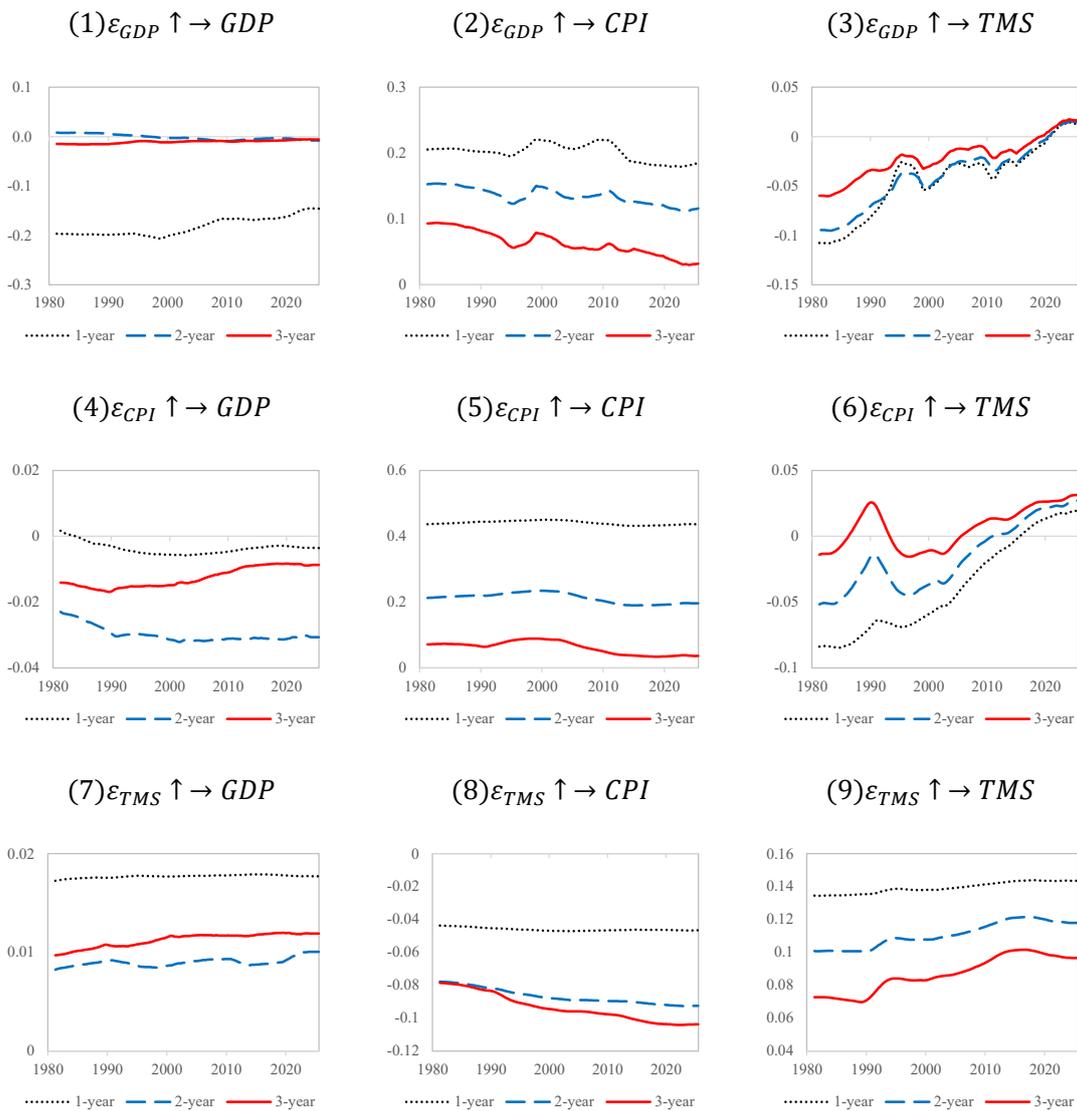


図 B-3 日本のインパルス応答関数の事後平均

日本では、GDPとCPIのショックの影響はどちらも期間を通じて大きく変化した。GDPショックへのTMSの反応は、1980年以降緩やかにマイナス幅を縮小させ、2020年以降ではプラスへと転じた。プラスへの反応は米欧では見られず、日本のみで観測された点である。バブル崩壊以降、日本の潜在成長率は低下基調にあり、日本銀行は長きにわたって金融緩和を行ってきた。そうした中、GDPショックが日銀の利上げ期待を強める影響は2010年台にかけて弱まっていき、TMSへの影響もゼロ近傍になったと考えられる。2020年以降では、日本でも賃金上昇を伴うインフレへと構造的な変化が生じたこともあり、GDPショックは短期的な利上げ期待だけではなく、長期的な成長期待も生じさせることで、TMSはむしろ拡大するに至ったとみられる。CPIショックの影響については、1990年前後の高インフレ期で一度山をつける推移となったが、基調としての動きを見れば、GDPショックと同様に2020年以降では持続的なインフレへの期待もありTMSを拡大させる要因となった。

以上の分析から、経済ファンダメンタルズを反映したTMSの形成において、米欧ではGDP成長の加速やCPI上昇による金利上昇圧力が金融緩和によって抑制され、TMSの反応が時間とともに小さくなっていることが確認され

た。一方で、日本では金融緩和が長期間行われていたことで、GDP や CPI のショックに対する TMS の反応が短期ゾーンから長期ゾーンに移行しており、より先行きを見越して TMS が形成されるように変容している可能性が確認された。そのため、本稿の結果からは、金融緩和の効果が一定以上に浸透した場合に、市場の長期的な成長やインフレに対する期待の重要性が高まる可能性が示唆されている。