

Discussion Paper Series

RIEB

Kobe University

DP2023-J03

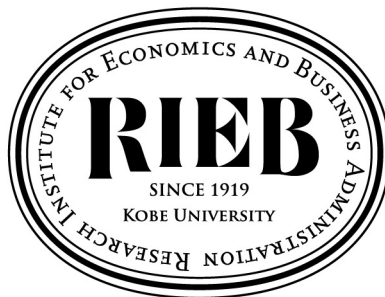
本邦株式市場における
リスク・リターン関係とヘッジ動機

早木 祥夏

2023 年 2 月 15 日

*この論文は神戸大学経済経営研究所のディスカッション・ペーパーの中の一つである。

本稿は未定稿のため、筆者の了解無しに引用することを差し控えられたい。



神戸大学 経済経営研究所

〒657-8501 神戸市灘区六甲台町 2-1

本邦株式市場におけるリスク・リターン関係とヘッジ動機¹

早木 祥夏²

Abstract

本論文では、日本の株式市場ポートフォリオにおけるリスク・リターン関係 (risk-return relationship) の時系列的な特性を、ヘッジ動機との関連に注目しながら検討する。まず、異時点間 CAPM (capital asset pricing model) に基づき、ヘッジ動機の顕在化と潜在化が切り替わるレジーム転換モデルを構築し、景気循環との関連性を分析した。さらに、金融市場のグローバル化の観点から、日米の株式市場が完全に独立している標準的なモデルだけでなく、両者が完全に統合されているモデルを世界 CAPM に基づいて追加的に検証した。日米の株式市場が統合されているか否かに関わらず、ヘッジ動機が潜在化しているような安定的な時期において、リスク・リターン関係が有意に正であることが確認された。また、事後的に推定されたヘッジ動機が顕在化する時期は、景気後退期間と概ね整合するものの、景気後退期間とみなされないような軽微な景気悪化の際にもヘッジ動機が生まれることが分かった。

キーワード: リスク・リターン関係, 異時点間 CAPM, ヘッジ動機, 景気循環, 世界 CAPM

JEL 分類: C58, G11, G12, G15

¹ 本研究は JSPS 科研費 JP22K20166 及び令和 4 年度香川大学研究推進事業の助成 (22K0E004) を受けたものです。

² 香川大学経済学部常勤専任講師／神戸大学経済経営研究所ジュニア・リサーチ・フェロー

1. 序論

リスク・リターン関係 (risk-return relationship) は、典型的にはリスク回避度の尺度として解釈され、人々がリスク資産の価格をどのように評価するかを決定づける重要な要素である。それにも関わらず、リスク・リターン関係の実証結果は、日米ともにまちまちである³。近年では、Kim and Lee (2008), Nyberg (2012), Wu and Lee (2015), 及び里吉 (2019) などによって、リスク・リターン関係が景気循環や金融循環 (いわゆるブル・ベア局面) のような経済の「状態」の変化によって変動する可能性が指摘されている。

リスク・リターン関係の時系列特性を検討する上で鍵になるのは Merton (1973) の異時点間 CAPM (capital asset pricing model) である⁴。異時点間 CAPM では、ヘッジ項の存在によって株式市場の期待超過リターンが負値であることが許容される。ヘッジ項が存在しない静的な CAPM では、株式市場ポートフォリオの期待超過リターンは、リスクとリスク・リターン関係の積で表される。リスクは分散に、リスク・リターン関係はリスク回避度にそれぞれ関連づけられるから、両者は正の値をとることが想定され、期待超過リターンも必ず正になる。一方、異時点間 CAPM では、投資家は市場ポートフォリオだけでなく、ヘッジ・ポートフォリオも保有する可能性がある。ヘッジ・ポートフォリオは、その名の通り、将来のリスク資産の平均と分散の不確実性をヘッジするためのポートフォリオである。投資家はそのような不確実性に基づく動的风险を回避ないし軽減するためにはプレミアムを支払うことも厭わないから、特に景気後退局面におけるヘッジ・ポートフォリオ

³ 米国株式市場では、French *et al.* (1987) のような初期の研究でこそ正のリスク・リターン関係が示唆されていたものの、いわゆる GJR モデルとして有名な Glosten *et al.* (1993) では概ね負のリスク・リターン関係が示唆されている。日本のデータを用いたリスク・リターン関係の分析としては、祝迫 (2004) が 1997 年後半から始まる金融パニックの時期に正で有意のリスク・リターン関係が現れたものの、それ以外の時期では有意な関係が得られなかったことを示している。

⁴ 異時点間 CAPM はリスク資産のリターンの平均と分散が時間を通して変動することが想定された、動学的構造を持つモデルである。このモデルは、リスク資産の期待リスク・プレミアムが市場リスク・ファクターだけでなく、異なるファクターの影響下にもあることを示しており、マルチファクターモデルの理論的基礎にもなっている。このような市場リスク・ファクター以外の要素は、異時点間のヘッジ動機に関連づけられることから、これらをひとまとめにしてヘッジ項と呼ぶ。

のリスク・プレミアムは負になることが予想される。この負のリスク・プレミアムが十分に大きいとき、株式市場ポートフォリオの期待超過リターンが負であっても、それを保有する動機が生まれる。

本論文では、レジーム転換モデルを用いてヘッジ動機が顕在化するレジームと潜在化するレジームを識別し、レジームの転換によってリスク・リターン関係がどのように変化するかを明らかにする。異時点間CAPMは、状態変数を用いてリスク資産の平均や分散の不確実性を考慮することで、CAPMを多期間に拡張したものであるが、逆に言えば平均や分散の変動性が小さい安定的な経済状態においては、ヘッジ動機はほとんど生じないと考えられる。そのとき、ヘッジ・ポートフォリオへの需要は急激に縮小するため、そのリスク・プレミアムもほとんど0に等しくなると考えられる。このような時期の価格形成は従来の静的CAPMのように、リスクとリスク・リターン関係の積によって決定する。多くの実証モデルではこのようなCAPMの関係式に定数項を加えたモデルを用いるが、Lanne and Saikkonen (2006) はCAPMが想定しない不要な定数項を加えることで標準的なWald検定の検出力が大幅に低下してしまうことを指摘している。一方、平均や分散の不確実性が強まる時期にはヘッジ動機が顕在化するため、静的CAPMの関係だけではリスク資産価格を十分に表すことができない。ここで初めて定数項を含める必要が出てくる。以上の推論を利用すると、定数項を含まないモデルと定数項を含むモデルが切り替わるような特定化を行うことで、ヘッジ動機が潜在化するレジームと顕在化するレジームを表現可能である。ただし、異時点間CAPMの想定に則り、リスク・リターン関係を正值に制約する⁵。

本論文の方法は、従来研究と比べて三つの点で利点がある。第一に、各時点の状態を景気循環や金融循環のように事後的なデータを用いて評価するのではなく、あくまで各時点で利用可能な情報

⁵ Abel (1988) など、一部の一般均衡モデルでは正のリスク回避度の下で、負のリスク・リターン関係が許容される。ただし、その場合は背景にある構造的なモデルの特性を十分に反映した推定モデルを別途構築すべきである。本論文では背景にあるモデルとして異時点間CAPMを採用するため、負のリスク・リターン関係を許容しない。

に基づいて評価できることである。Kim and Lee (2008) の前半の分析である景気循環日付のダミー変数を用いた推定や、Wu and Lee (2015) や里吉 (2019) のブル・ベア局面を事後的に推定したダミー変数を用いた推定はリスク・リターン関係の性質に関して非常に重要な示唆を与える一方、この問題を十分に解決できていない。第二に、ヘッジ動機の有無による識別を行うことで、景気循環や金融循環よりも自由度の高い識別が可能になることである。Nyberg (2012) は各時点での景気後退確率の推定値をモデルに組み込むことで、第一の問題は解決しているものの、あくまで景気循環日付が資産価格形成に重要な情報を持つことが前提になっているため、状態の識別に関する自由度は低い。第三に、異時点間CAPMの想定を反映した特定化になっているため、推定されたリスク・リターン関係をリスク回避度の尺度として解釈することが正当化されることである。Kim and Lee (2008) の後半の分析や里吉 (2020) では、本論文と同様にレジーム転換モデルが用いられている。しかしながら、異時点間CAPMが想定する正のリスク・リターン関係と、安定的な経済状態におけるヘッジ動機の潜在化という特性が直接的に反映されているわけではないため、本論文の分析方法によって、それらの結果を別の視点から解釈・補完することができるようになる。

さらに重要なこととして、日本の株式市場を分析するには、Solnik (1974) の世界CAPMのように、各国の株式市場が国際的に統合されている可能性も考慮する必要がある。世界CAPMでは、互いに国際的に統合されている市場では、資産価格形成において適用される市場ポートフォリオは、各国の株式市場ポートフォリオではなく、それらの時価加重平均ポートフォリオになる。金融市場のグローバル化を考慮すると、少なくとも先進国の株式市場はかなりの水準で統合していると考えるのが自然であり、それを示唆する研究も多い⁶。したがって、このような市場の統合の可能性を考慮しないことで、重大な特定化の誤りを引き起こす可能性がある⁷。そこで、本論文では、日米が独

⁶ 例えば、Pukthuanthong and Roll (2009) や Akbari *et al.* (2020) などが挙げられる。

⁷ ただし、米国株式市場のような、市場規模が極めて大きく、世界的な影響力が強い株式市場では、国内市場ポートフォリオと世界市場ポートフォリオ (例えば、MSCI World Index) の動きがほとんど連動するため、標準的な国内CAPMを適用しても大きな問題は生じないと主張することもできる。しかしながら、日本の株式市場は、世界市場ポートフォリオとの連動性が小さく、市場規模も米国ほど大きくは無いため、単一国モデルを用い

立した標準的なモデルだけでなく、日米の株式市場が統合しており、日米の株式市場の時価加重ポートフォリオが市場ファクターとしてふるまうモデルも検討する。

実証結果は、日本の株式市場ポートフォリオのふるまいが、米国市場との統合の有無に関わらず、異時点間CAPMの特性と概ね整合していることを示唆する。まず、ヘッジ動機が顕在化するレジーム (モデル上は、リスク部分だけではリターンのふるまいを十分に説明できず、定数項が必要となるレジーム) におけるヘッジ項は、統合の有無に関わらず有意に負の値を示す。これは、ヘッジ需要の高まりによってヘッジ・ポートフォリオのプレミアムが負になるという理論上の予想と整合する。次に、ヘッジ動機が潜在化するレジームにおけるリスク・リターン関係は、統合の有無に関わらず有意に正の値を示す。これは、リスク資産の平均や分散の不確実性が小さい安定的な時期において、リスク・リターン関係やその背後にあるリスク回避度が安定的になるという理論上の予想と整合する。

一方、ヘッジ動機が顕在化するレジームにおけるリスク・リターン関係は、統合の有無によって異なる結果を示す。日米の株式市場が独立した標準的なモデル (分断型モデル) では、リスク・リターン関係は安定的な時期に比べて上昇する傾向があるが、両市場の統合を想定したモデル (統合型モデル) では、リスク・リターン関係はほとんど0に等しくなる。Chan and Kogan (2002) が示したように、異時点間CAPMに類似したフレームワークの下で、経済主体のリスク回避度が不均質である場合には、リスク・リターン関係に対応する集計レベルのリスク回避度は反景気循環的に変動する。したがって、一見すると分断型モデルが支持される。しかしながら、統合型モデルでは日米の市場で同時にヘッジ需要が生まれるようなグローバルリスクが極めて高まっている時期が特徴づけられていることから、このような時期の特性を異時点間CAPMのような代表的な資産価格モデルでは十分に捕捉できていない可能性もある。いずれにしても、ヘッジ動機が顕在化するレジームに

た際の特定化の誤りが重大なものになる可能性は否定できない。

おけるリスク・リターン関係は不安定であることが示唆されており、その点では、異時点間CAPMの想定と整合している。

本論文の構成は以下のとおりである。第2節では、異時点間CAPMの特性を考慮した実証モデルとして、レジーム転換モデルを用いた特定化を行う。なお、日米株式市場間の統合が想定されるモデルの特定化も同時に行う。第3節では、分析に利用するデータとその記述統計量を示す。第4節では、実証結果を用いて日本の株式市場が概ね異時点間CAPMの特性を満たす証拠を提供する。第5節はまとめである。

2. 異時点間CAPMとモデル構築

本節では、異時点間CAPMの特性を考慮した実証モデルを構築する。異時点間CAPMを離散型の条件付モデルに置き換えると、時点 $t-1$ における情報集合を Ω_{t-1} として、市場ポートフォリオの条件付期待超過リターン $E[r_t - r_{ft} | \Omega_{t-1}]$ は以下で表される。

$$E[r_t - r_{ft} | \Omega_{t-1}] = \gamma_{t|t-1} \text{Var}[r_t | \Omega_{t-1}] + \delta_{t|t-1}. \quad (1)$$

ただし、 $\gamma_{t|t-1}$ は (条件付) リスク・リターン関係、 $\delta_{t|t-1}$ は (条件付) ヘッジ項である。特に、リスク・リターン関係はリスク回避度に関連づけられるため、理論的には正值であることが想定される。異時点間CAPMが想定するようにリスク資産のリターンの平均や分散が状態に依存して変動する場合、リスク・リターン関係やヘッジ項もまた状態に依存して変動する。

リスク・リターン関係とヘッジ項の動的特性を明らかにするため、レジーム転換モデル (Hamilton, 1988; Hamilton, 1989; Hamilton, 1990) を用いる。理論的には、リスク・リターン関係やその背後にあるリスク回避度を変動させるような状態変数の候補としては特に景気循環指数が検討されているが、実証結果は反景気循環的なもの (例えば Nyberg, 2012) と順景気循環的なもの (例えば

Kim and Lee, 2008) が混在しており、景気循環指数がそのような状態変数として妥当か否かは判然としない。一方、ヘッジ項はリターンの平均や分散の変動性に対するヘッジポートフォリオに関連付けられるため、その性質は明快である。つまり、平均や分散の変動性が小さいような安定的な時期においてはヘッジ動機がほとんど生じないため、そのような時期のヘッジ項はほとんど 0 に等しいと考えることができる。そこで、ヘッジ動機の顕在化・潜在化の観点から、以下の二つのレジームを検討する。

まず、ヘッジ動機が顕在化していないレジーム (以下、レジーム 0) を検討する。レジーム 0 は、直感的には景気拡大局面やブル局面に相当すると考えられる。ヘッジ動機が生まれないことから、リスク資産のリターンの平均や分散が安定的なレジームであり、このようなレジームでは従来の静的な CAPM が概ね成立していると考えられる。なお、Lanne and Saikkonen (2006) は、リスク・リターン関係の推定にあたり、CAPM に含まれていない余計な定数項を含めることで標準的な Wald 検定の検出力が大幅に低下してしまうことを指摘している。この指摘を踏まえ、レジーム 0 において、株式市場ポートフォリオの超過リターン $r_t - r_{ft}$ を以下で特定化する。

$$r_t - r_{ft} = \gamma_0 \sigma_{t|t-1}^2 + \sigma_{t|t-1} \epsilon_t \text{ if } S_t = 0, \quad \gamma_0 > 0. \quad (2)$$

ただし、 γ_0 はレジーム 0 におけるリスク・リターン関係、 $\sigma_{t|t-1}$ は条件付ボラティリティ、 S_t はレジームを表す。なお、標準化誤差 $\epsilon_t, t = 1, 2, \dots, T$ は互いに独立であり、すべて平均 0 で分散 1 の正規分布または自由度 ν の Student の t 分布に従うとする。

次に、ヘッジ動機が顕在化するレジーム (以下、レジーム 1) を検討する。ヘッジ動機が生まれるのは株式市場の不確実性が高まっているときであるから、レジーム 1 は、直感的には景気後退局面やベア局面に相当する。そこで、レジーム 1 において、株式市場ポートフォリオの超過リターン $r_t - r_{ft}$ を以下で表す。

$$r_t - r_{ft} = \gamma_1 \sigma_{t|t-1}^2 + \delta_1 + \sigma_{t|t-1} \epsilon_t \quad \text{if } S_t = 1, \quad \gamma_1 > 0. \quad (3)$$

ただし、 γ_1 はレジーム 1 におけるリスク・リターン関係、 δ_1 は顕在化したヘッジ項である。このような式 (2) と (3) の二つのレジームが切り替わるレジーム転換モデルは、ヘッジ項による調整が必要ないレジーム (レジーム 0) と調整を必要とするレジーム (レジーム 1) を識別するモデルであるとも解釈できる。なお、レジーム 0 の滞留確率 p_{00} 及びレジーム 1 の滞留確率 p_{11} は時間を通して一定であるとする。

本論文では、ヘッジ動機に由来するレジーム転換に注目するため、条件付ボラティリティ $\sigma_{t|t-1}$ はレジームから独立であるとする。これはレジームが転換したときに、それがヘッジ動機の転換によるものなのかボラティリティの転換によるものなのかを識別できなくなることを避けるためである⁸。また、条件付ボラティリティの特定化には Nelson (1991) の EGARCH (exponential generalized autoregressive conditional heteroskedasticity) モデルを採用する。

$$\sigma_{t|t-1}^2 = \exp(\omega + \alpha(|\hat{\epsilon}_{t-1}| - E[|\hat{\epsilon}_{t-1}|]) + \beta \ln \sigma_{t-1|t-2}^2 + \theta \hat{\epsilon}_{t-1}). \quad (4)$$

ただし、 $\hat{\epsilon}_{t-1}$ は標準化残差である⁹。EGARCH モデルは、少ないパラメータでボラティリティの持続性や非対称性を含む、様々な株式ボラティリティの特性をうまく表現できる。したがって、実証モデルを単純化してヘッジ動機に由来するレジーム転換構造を明確にする上で有用である。

さらに、グローバル化の進展によって日本の株式市場が世界の株式市場（特に米国株式市場）と統合している可能性を考慮するため、日米株式市場間の統合モデルを検討する。すなわち、日本の株式市場 (ポートフォリオ J) と米国の株式市場 (ポートフォリオ A) が完全に統合しており、それらの時価加重平均ポートフォリオ W が市場ポートフォリオとして振る舞うモデルを検討する。

⁸ この仮定は、Haas *et al.* (2004) が指摘したような経路依存性の問題を回避し、実証モデルを単純化するためにも役立つ。

⁹ 本論文全体を通して、標準化残差は、各レジームの残差を各レジームの条件付確率で加重平均したものを条件付ボラティリティで除したものである。

米ドルを基準財とすると、国 $i \in \{J, A\}$ の米ドル建の条件付期待超過リターンは以下で表される。

$$E[r_{it}^{USD} - r_{ft}^{US} | \Omega_{t-1}] = \gamma_{W,t|t-1} \text{Cov}[r_{it}^{USD}, r_{Wt}^{USD} | \Omega_{t-1}] + \delta_{i,t|t-1}, \quad (5)$$

$$\text{where } r_{Wt}^{USD} = w_{t-1} r_{Jt}^{USD} + (1 - w_{t-1}) r_{At}^{USD}.$$

ただし、 r_{it}^{USD} は国 i の米ドル建の株式市場リターン、 r_{ft}^{US} は米国のリスクフリーレート、 w_{t-1} は時点 $t-1$ における日本株式市場の株式市場時価総額ウェイト、 $\gamma_{W,t|t-1}$ は統合市場における両国共通のリスク・リターン関係、そして $\delta_{i,t|t-1}$ は国 i の株式市場における条件付ヘッジ項である。このようなモデルでは、すべての投資家は日米時価加重平均ポートフォリオ W を保有するから、(日米限定ではあるが) ホームバイアスを持たない。また、すべての投資家が米ドル建て超過リターンを認識し、その期待形成や価格形成に関わる。米国株式市場の世界の金融センターとしての役割とその規模の大きさから、このような投資家の行動は世界投資家の行動を近似していると解釈できる¹⁰。

日米株式市場間の統合モデルを、これまでと同様にヘッジ動機のレジーム転換を考慮して特定化する。まず、ヘッジ動機が顕在化していないレジーム 0 において、二つの株式市場の超過リターンを以下で特定化する。

$$\begin{pmatrix} r_{Jt}^{USD} - r_{ft}^{US} \\ r_{At}^{USD} - r_{ft}^{US} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{W0} \sigma_{JW,t|t-1} \\ \gamma_{W0} \sigma_{AW,t|t-1} \end{pmatrix} + \mathbf{H}_{t|t-1}^{1/2} \boldsymbol{\epsilon}_t, \quad \gamma_{W0} > 0, \quad (6)$$

$$\text{where } \mathbf{H}_{t|t-1} = \begin{pmatrix} \sigma_{JJ,t|t-1} & \sigma_{JA,t|t-1} \\ \sigma_{AJ,t|t-1} & \sigma_{AA,t|t-1} \end{pmatrix}.$$

ただし、 γ_{W0} はレジーム 0 における日米統合市場におけるリスク・リターン関係であり、 $\mathbf{H}_{t|t-1}$

¹⁰ 世界投資家は、一見すると日本の株式市場に投資している外国人投資家に関連づけられる。ただし、日本人投資家も日米時価加重ポートフォリオに投資しているのであれば世界投資家であると言えるから、投資家の国籍はここでは重要でない。

は条件付分散共分散行列である。また、 $\sigma_{iW,t|t-1}, i \in \{J, A\}$ は、日米統合市場ポートフォリオとの共分散であり、 $\sigma_{iW,t|t-1} = w_{t-1}\sigma_{iJ,t|t-1} + (1 - w_t)\sigma_{iA,t|t-1}$ で計算される。 ϵ_t は平均 $(0,0)^\top$ 、分散共分散行列が単位行列である二変量正規分布、または自由度 ν の二変量 t 分布に従う。次に、ヘッジ動機が顕在化しているレジーム 1 においては、二つの株式市場の超過リターンを以下で特定化する。

$$\begin{pmatrix} r_{Jt}^{USD} - r_{ft}^{US} \\ r_{At}^{USD} - r_{ft}^{US} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \gamma_{W1}\sigma_{JW,t|t-1} + \delta_{J1} \\ \gamma_{W1}\sigma_{AW,t|t-1} + \delta_{A1} \end{pmatrix} + \mathbf{H}_{t|t-1}^{1/2} \epsilon_t \quad (7)$$

γ_{W1} はレジーム 1 における日米統合市場におけるリスク・リターン関係であり、 $\delta_{i1}, i \in \{J, A\}$ は、国 i の株式市場におけるヘッジ項である。条件付分散共分散行列 $\mathbf{H}_{t|t-1}$ は、Engle (2002) の DCC (dynamic conditional correlation) モデルで特定化される。すなわち、

$$\mathbf{H}_{t|t-1} = \mathbf{D}_{t|t-1} \mathbf{R}_{t|t-1} \mathbf{D}_{t|t-1}, \quad (8)$$

$$\mathbf{R}_{t|t-1} = \text{diag}(\mathbf{Q}_{t|t-1})^{-1/2} \mathbf{Q}_{t|t-1} \text{diag}(\mathbf{Q}_{t|t-1})^{-1/2}, \quad (9)$$

$$\mathbf{Q}_{t|t-1} = (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \overline{\mathbf{Q}} + \lambda_1 \hat{\epsilon}_{t-1} \hat{\epsilon}_{t-1}^\top + \lambda_2 \mathbf{Q}_{t-1|t-2} \quad (10)$$

ただし、 $\mathbf{D}_{t|t-1}$ は日米の各株式市場リターンのボラティリティを対角成分に、非対角成分に 0 を持つ 2×2 行列であり、 $\overline{\mathbf{Q}}$ は無条件相関行列、 $\hat{\epsilon}_{t-1}$ は標準化残差ベクトルである¹¹。なお、日米の各株式市場リターンのボラティリティは EGARCH モデルで特定化される。すなわち、

$$\sigma_{ii,t|t-1} = \exp(\omega_i + \alpha_i(|\hat{\epsilon}_{i,t-1}| - \mathbb{E}[|\hat{\epsilon}_{i,t-1}|]) + \beta_i \ln \sigma_{ii,t-1|t-2} + \theta_i \hat{\epsilon}_{i,t-1}), \quad i \in \{J, A\} \quad (11)$$

ただし、 $\hat{\epsilon}_{i,t-1}$ は国 i の標準化残差である。式 (8)–(11) を特に DCC-EGARCH モデルという。

式 (2) – (4) で表される単一国モデルと、式 (5) – (12) で表される日米株式市場の完全な統合を想定する二国モデルの推定は、主として二段階推定によって行う。これらのモデルはいわゆる

¹¹ ここでの標準化残差ベクトルは、残差ベクトルの各成分を対応するボラティリティでそれぞれ除したものである。

GARCH-M (GARCH in mean) と呼ばれる GARCH ボラティリティが平均方程式に含まれているモデルであるが、Bollerslev *et al.* (1992) は、GARCH-M モデルによる推定がモデルに特定化の誤りがある場合に深刻なバイアスをもたらす可能性を指摘している。本論文では、この問題に対処するために次のような二段階推定を行う¹²。まず、第一段階で以下の平均方程式を持つ平均付き EGARCH モデル、または平均付き DCC-EGARCH モデルを推定する。

$$r_t - r_{ft} = \mu + \sigma_{t|t-1}\epsilon_t, \quad \begin{pmatrix} r_{Jt}^{USD} - r_{ft}^{US} \\ r_{At}^{USD} - r_{ft}^{US} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_J \\ \mu_A \end{pmatrix} + \mathbf{H}_{t|t-1}^{1/2} \epsilon_t \quad (12)$$

ここで得られた条件付ボラティリティの系列 $\hat{\sigma}_{t|t-1}$, $t = 1, 2, \dots, T$, または条件付分散共分散行列の系列 $\hat{\mathbf{H}}_{t|t-1}$, $t = 1, 2, \dots, T$ を、式 (2) 及び (3) の第一項の条件付分散、または式 (6) 及び (7) の第一項の条件付共分散に代入して推定を行う¹³。モデル上、 $\hat{\sigma}_{t|t-1}$ や $\hat{\mathbf{H}}_{t|t-1}$ は外生変数として扱われるため、二段階目の推定は外生変数付き EGARCH モデル、または外生変数付き DCC-EGARCH モデルになる。Smallwood (2022) は、モンテカルロ法に基づいて二段階推定が検出力の低下をもたらす可能性について言及しているものの、推定の各段階で不均一分散を考慮し、なおかつボラティリティの非対称性を考慮することで、検出力の損失を軽減できることを指摘している。そこで、本論文では主要な分析として二段階推定を行い、それに加えて同時推定による分析も行うことで結果の頑健性を確認する。

3. データと記述統計量

前節で構築したモデルの推定には、日米の株式市場ポートフォリオの配当調整済みリターンと株式

¹² この問題の対応策としては、Guo *et al.* (2013) や Wu and Lee (2015) のようにノンパラメトリックまたはセミパラメトリックに得られたボラティリティ (例えば、実現ボラティリティやインプライド・ボラティリティなど) が用いられることが多い。ただし、本論文では多変量モデルによる分析も行うため、多変量での実装がより簡便かつ明快な二段階推定を用いる。

¹³ 条件付ボラティリティを推定値で置き換えるのはあくまで第一項の条件付分散ないし条件付共分散のみであり、誤差項部分については再び EGARCH モデルないし DCC-EGARCH モデルによる特定化を行う。

市場時価総額、日米のリスクフリーレート、及びドル円為替レートが必要である。本論文では、日米の株式市場ポートフォリオの代理として TOPIX と S&P 500 を用いる。なお、本論文ではすべての分析は月次データを用いて行う。データは Datastream から TOPIX と S&P 500 の配当調整済指数と時価総額を取得した。また、日米のリスクフリーレートには、日米それぞれの3ヶ月物国庫短期証券利回りを用いる¹⁴。データの可用性のため、分析期間を1989年1月から2022年12月までの34年間(408ヶ月)とする。これは日本のバブル崩壊とその後の長期的な株式市場の低迷、そして2008年の世界金融危機と2020年のコロナ危機を含んでおり、投資家のヘッジ動機やリスク回避度の変化を分析する上で望ましい。

表1は日米それぞれの株式市場における月次超過リターンの記述統計量を表している。日本(TOPIX)の日本円建の月次超過リターンはほぼ0%であり、分析期間34年間における日本の株式市場の成長が文字通り「失われた」ことをよく表している。日米株式市場の合計時価総額に対する日本株式市場の時価総額の割合 w_t は、1989年1月末時点で64.8%であったが、2022年12月末時点で7.9%にまで低下した(表には未掲載)。なお、TOPIXの米ドル建の月次超過リターンは極めて低水準(-0.166%)であるが、これは為替レートの変化によるものではなく¹⁵、リスクフリーレートとして米国国庫短期証券を用いているためである。一方、米国株式市場は、2008年の世界金融危機で一時的に大きく後退したものの、分析期間を通して概ね堅調に推移している。Jarque-Bera 検定の結果から、日米の株式市場超過リターンは、いずれも正規分布に従っているとは言えないことが示唆される。また、Fisher and Gallagher(2012)の加重Ljung-Box検定から、両国とも月次データでは自己相関の程度が弱いことがわかる。さらに、リターンの二乗に対する加重Ljung-Box検定から、両

¹⁴ 日本の国庫短期証券利回りには、1999年4月以降では財務省が公表している国庫短期証券の入札結果から、該当月に発行された3ヶ月もの国庫短期証券の平均利回りを、1999年3月以前ではIMF(international money fund)のtreasury bill rateを用いた。米国の国庫短期証券利回りとドル円為替レートはセントルイス連邦準備銀行(federal reserve bank of St. Louis)の提供するデータベースから取得した。

¹⁵ 1988年12月末のドル円為替レートは1ドル125.05円、2022年12月末は1ドル131.8円であるから、分析期間中の為替レートの平均変化率は小さい。

国ともボラティリティに強い自己相関があることが示唆される。

表1 日米の株式市場ポートフォリオの超過リターンに関する記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値	JB	Q_6	Q_6^S
TOPIX (日本円建)	0.009	5.429	-23.023	0.372	16.232	40.716***	5.523	29.306***
TOPIX (米ドル建)	-0.166	5.674	-20.345	0.055	22.311	20.695***	5.333	46.960***
S&P 500 (米ドル建)	0.600	4.322	-18.442	1.077	12.050	65.318***	2.745	41.343***

注) ***, **, *, 及び+は、それぞれ0.1%, 1%, 5%, 及び 10%水準で有意であることを意味する。平均, 標準偏差, 最小値, 中央値, 最大値の単位はすべて%である。JB は Jarque-Bera 検定, LB は Fisher and Gallagher (2012) の加重 Ljung-Box 検定の検定統計量を表し, Q の下付き添え字はラグ数を, 上付き添え字 S は二乗された値に関する検定であることを表す。

4. 実証分析の結果

本節では、式 (2) – (4) で表される標準的な単一国モデルと、式 (5) – (12) で表される日米株式市場の完全な統合を想定する二国モデルの結果を示す。前者は標準的なモデルではあるが、外国株式市場の影響が考慮されていないことから、分断型のレジーム転換モデルと呼ぶことにする。また、後者を単に統合型のレジーム転換モデルと呼ぶ。

4.1 分断型モデルの推定結果

表2は式 (2) – (4) で表される分断型のレジーム転換モデルの推定結果を表す。モデルI及びIIは、二段階推定の結果であり、モデルIII及びIVは同時推定の結果である。同時推定には Bollerslev et al. (1992) が指摘した GARCH-M モデルの特定化の誤りに関する問題があるため、あくまで参考指標である。また、モデルI及びIIIは誤差項が正規分布に従うモデルであり、モデルII及びIVは誤差項がt分布に従うモデルである。ただし、Camero and Eratalay (2014) は GARCH 型のモデルでt分布を用いる場合、二段階推定による推定量と同時推定による推定量の差が無視できないほどに大きくなることを指摘しているため、結果の解釈には注意が必要である。なお、BIC (ベイズ情報量規

準) の観点からモデル I(-1207.2) がモデル II(-1202.7) よりも支持される。以上から、モデル I の結果を特に重視する。

表2 分断型のレジーム転換モデルの推定結果

	モデル I	モデル II	モデル III	モデル IV
γ_0	5.955*** (0.946)	6.019*** (1.666)	6.831*** (0.986)	7.057** (2.317)
γ_1	8.508*** (1.303)	10.199 (7.652)	9.312 (7.185)	11.778* (5.584)
δ_1	-0.069*** (0.009)	-0.071** (0.023)	-0.070** (0.023)	-0.071*** (0.010)
ω	-0.942*** (0.033)	-0.926* (0.408)	-1.000*** (0.022)	-1.011*** (0.094)
α	0.189* (0.086)	0.169† (0.097)	0.170* (0.075)	0.147* (0.068)
β	0.851*** (0.005)	0.853*** (0.066)	0.841*** (0.005)	0.838*** (0.014)
θ	-0.126*** (0.035)	-0.128** (0.048)	-0.113** (0.035)	-0.116** (0.038)
p_{00}	0.897*** (0.014)	0.903*** (0.039)	0.900*** (0.020)	0.905*** (0.037)
p_{11}	0.730*** (0.029)	0.765*** (0.188)	0.669*** (0.071)	0.724*** (0.219)
ν		14.353 (10.340)		12.876† (7.545)
誤差項の分布	正規分布	t 分布	正規分布	t 分布
推定方法	二段階推定	二段階推定	同時推定	同時推定
対数尤度	630.7	631.4	630.3	631.1
BIC	-1207.2	-1202.7	-1206.5	-1202.1

注) ***, **, *, 及び†は、それぞれ0.1%, 1%, 5%, 及び 10%水準で有意であることを意味する。パラメータの初期値として EM (expectation maximization) アルゴリズムによって計算された推定値を用いた。括弧内の値は準最尤推定量に対して頑健な標準誤差 (QMLE robust standard error) である。なお、正值制約のあるパラメータ (γ_0 及び γ_1) と滞留確率パラメータ (p_{00} 及び p_{11}) はそれぞれ指数関数とロジスティック関数によって特定化され、その標準誤差はデルタ近似で計算されている。

本論文で特定化されるレジーム転換モデルは、三つの点で異時点間CAPMを含む代表的な資産価格モデルと整合的である。第一に、ヘッジ動機が顕在化するレジーム ($S_t = 1$) において顕在化したヘッジ項 δ_1 は、すべてのモデルで有意に負の値を示し、その値も概ね -0.07 付近で共通して

いる。ヘッジ項に対応するヘッジ・ポートフォリオは将来のリスク資産の不確実性をヘッジするためのポートフォリオであるから、そのプレミアムは負になることが想定され、実証結果と整合的である。

第二に、ヘッジ動機が潜在化するレジーム ($S_t = 0$) におけるリスク・リターン関係 γ_0 は、すべてのモデルで有意に正である。推定値は概ね6~7程度で共通しており、本論文で重視しているモデルIにおけるその標準誤差は0.946と比較的小さい。これは、ヘッジ動機がほとんどないような安定的な状態において、リスク資産の平均や分散も安定的であり、リスク・リターン関係も安定的になるという理論的な示唆とも整合している。

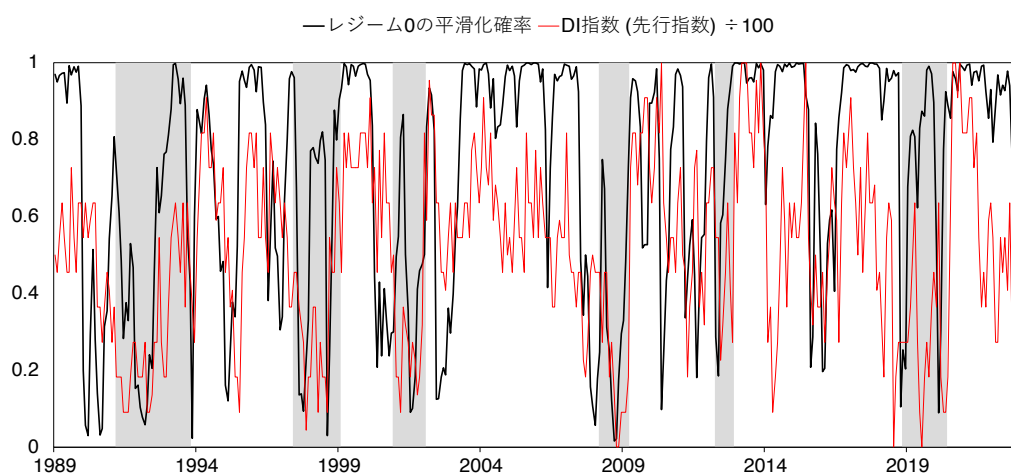
第三に、ヘッジ動機が顕在化するレジーム ($S_t = 1$) におけるリスク・リターン関係 γ_1 は、すべてのモデルで γ_0 よりも大きな値を示す。ヘッジ動機の潜在化と顕在化が本質的な景気循環を捉えていると解釈すれば、この結果はリスク・リターン関係やリスク回避度が反景気循環的に変動することを示す。これは、Chan and Kogan (2002) のような経済主体の不均質性を用いてリスク回避度の状態依存性を明らかにした理論モデルが示唆する性質と整合的である。一方、モデルI以外では γ_1 の標準誤差は比較的大きな値を示し、 γ_0 に比べて不安定である。これは、ヘッジ動機が顕在化するような不安定な状態において、リスク・リターン関係も不安定化する可能性があることを示している。あるいは、ヘッジ動機の有無を変動させるような状態変数とは異なる状態変数によってリスク・リターン関係が変動している可能性も示唆する。他のほぼ全てのパラメータが、4つのモデルで量的・質的に概ね同一の性質を示している（推定値と統計的有意性がほとんど同じ）ことから、推定方法や誤差分布に起因する特定化の誤りの可能性は比較的抑制されていると考えられる。

図1は分断型のレジーム転換モデルにおいて、モデルIで計算されたレジーム0の平滑化確率 (smoothed probability) と、内閣府が公表する景気基準日付及びDI指数の先行指数の関係を示す¹⁶。

¹⁶ ここではモデルIの平滑化確率のみを記載しているが、モデルII-IVから計算された平滑化確率は質的・量的にモデルIのものほとんど一致している。モデルIの平滑化確率とモデルII, III, 及びIVの平滑化確率との

黒い太線で表されるレジーム0の平滑化確率は、分析期間全体の情報を用いて事後的にレジーム0 ($S_t = 0$) になる確率 $\Pr[S_t = 0|\Omega_T]$ を各時点について計測したものである。また、灰色で塗りつぶされた期間は本邦内閣府が公表する景気基準日付の景気後退期間（山から谷の期間）に相当する。そして、赤い線で表されるDI指数の先行指数は、景気拡張・後退の動きの様々な経済部門への波及の程度を先行的に表したものである。

図1 平滑化確率 (分断型), 景気基準日付, 及びDI指数



ヘッジ動機は必ずしも景気基準日付が示す景気後退期間だけで顕在化するわけではなく、より軽微な景気悪化の状態でも顕在化しているようである。例えば、ヘッジ動機が顕在化している（つまり、レジーム0の平滑化確率が0に近づいている）時期は、概ね景気基準日付の景気後退期間やその前後の期間に対応している。一方、1995年初頭、2010年中頃、及び2015年後半などの期間では、景気後退期間やその前後に相当しないにも関わらず、ヘッジ動機が顕在化していることが見てとれる。これらの期間は、DI指数の先行指数が悪化した時期と概ね重なる。すなわち、ヘッジ動機は、様々な経済部門の状態は十分に悪化しているものの、景気後退であると判定されるほどには経済状態が悪化していないような、やや軽微な景気悪化の時期にも顕在化していることになる。

Pearsonの相関係数はそれぞれ0.993, 0.986, 及び0.995である。

4.2 統合型モデルの推定結果

次に、グローバル化の進展により、日米の株式市場が完全に統合されているようなケースにおいて、ヘッジ動機の有無とリスク・リターン関係の関係を調べるため、統合型のレジーム転換モデルを検討する。統合型モデルでは、すべての投資家は日米時価加重ポートフォリオを保有する (近似的な) 世界投資家である。

表3は式(5)－(12)で表される統合型のレジーム転換モデルの推定結果を表す。モデルV及びVIは、二段階推定の結果であり、モデルVII及びVIIIは同時推定の結果である。また、モデルV及びVIIは誤差項が正規分布に従うモデルであり、モデルVI及びVIIIは誤差項がt分布に従うモデルである。なお、BICの観点からモデルV(-2789.6)がモデルVI(-2788.7)よりも支持される。分断型モデルにおけるモデルIと同様に、二段階推定の妥当性も踏まえて、モデルVの結果を重視する。

日米の株式市場間の完全な統合を仮定した場合でも、異時点間CAPMの想定は概ね支持される。第一に、ヘッジ動機が顕在化するレジーム($S_t = 1$)において顕在化した日米のヘッジ項 δ_{J1} 及び δ_{A1} は、どちらもすべてのモデルで有意に負の値を示す。これはヘッジ・ポートフォリオのリスクプレミアムが負になるという理論的推測と整合的である。第二に、ヘッジ動機が潜在化するレジーム($S_t = 0$)におけるリスク・リターン関係 γ_{W0} を確認すると、すべてのモデルで有意に正の値を示すことから、カントリー・リスク (つまり、統合市場のシステムティック・リスク) が強力に価格付けされていることが分かる。なお、残りのほぼ全てのパラメータが、4つのモデルで量的・質的に概ね同一の性質を示していることから、推定方法や誤差分布に基づく特定化の誤りの可能性は比較的抑制されていると考えられる。

一方、統合型モデルの結果は、ヘッジ動機が顕在化するレジームにおいてリスクが全く価格付けされていないという点で分断型モデルの結果と大きく異なる。このレジームにおけるリスク・リターン関係 γ_{W1} はすべてのモデルで極めて小さい値を示し、統計的にも有意ではない。これは、リ

表3 統合型のレジーム転換モデルの推定結果

	モデル V	モデル VI	モデル VII	モデル VIII
γ_{W0}	7.110* (2.880)	7.100* (2.951)	5.338** (1.651)	6.710*** (1.955)
γ_{W1}	0.008 (0.337)	0.059 (0.311)	0.039 (0.051)	0.209 (0.185)
δ_{J1}	-0.065** (0.024)	-0.065* (0.031)	-0.074*** (0.012)	-0.070*** (0.009)
δ_{A1}	-0.064** (0.021)	-0.058*** (0.016)	-0.063*** (0.018)	-0.058*** (0.011)
ω_J	-0.136 (0.153)	-0.160*** (0.038)	-0.164*** (0.023)	-0.191*** (0.006)
ω_A	-1.079 (1.877)	-1.100 (0.843)	-1.071*** (0.094)	-1.091*** (0.072)
α_J	0.060 (0.272)	0.036 (0.097)	0.046* (0.023)	0.019* (0.008)
α_A	0.233 (0.222)	0.243* (0.107)	0.263*** (0.051)	0.242*** (0.046)
β_J	0.979*** (0.026)	0.975*** (0.006)	0.974*** (0.004)	0.970*** (0.001)
β_A	0.843** (0.282)	0.837*** (0.128)	0.837*** (0.013)	0.835*** (0.010)
θ_J	-0.110 (0.101)	-0.119*** (0.031)	-0.107*** (0.021)	-0.113*** (0.016)
θ_A	-0.123 (0.247)	-0.182 (0.149)	-0.186*** (0.037)	-0.180*** (0.037)
λ_1	0.020 (0.097)	0.012 (0.031)	0.012 (0.015)	0.010 (0.007)
λ_2	0.946*** (0.271)	0.977*** (0.086)	0.977*** (0.040)	0.986*** (0.016)
p_{00}	0.924*** (0.066)	0.918*** (0.037)	0.933*** (0.022)	0.919*** (0.022)
p_{11}	0.524 (0.337)	0.516 (0.670)	0.349 (0.216)	0.366* (0.185)
ν		14.912† (8.650)		13.988* (6.296)
誤差項の分布	正規分布	t分布	正規分布	t分布
推定方法	二段階推定	二段階推定	同時推定	同時推定
対数尤度	1442.9	1445.5	1439.7	1443.2
BIC	-2789.6	-2788.7	-2783.2	-2784.1

注) ***, **, *, 及び†は、それぞれ0.1%, 1%, 5%, 及び 10%水準で有意であることを意味する。BIC はベイズ情報量規準を表す。パラメータの初期値として EM (expectation maximization) アルゴリズムによって計算された推定値を用いた。括弧内の値は準最尤推定量に対して頑健な標準誤差 (QMLE robust standard error) である。なお、正值制約のあるパラメータ (γ_{W0} 及び γ_{W1}) と滞留確率パラメータ (p_{00} 及び p_{11}) はそれぞれ指数関数とロジスティック関数によって特定化され、その標準誤差はデルタ近似で計算されている。

スク・リターン関係に関連づけられるリスク回避度が順景気循環的に変動していると解釈できるが、Chan and Kogan (2002) が示唆するリスク回避度の反景気循環的な動的特性とは整合しない。

図2は統合型のレジーム転換モデルにおいて、モデルVで計算されたレジーム0の平滑化確率 $\Pr[S_t = 0|\Omega_T]$ と、NBER (National Bureau of Economic Research) が公表する景気循環日付、及びOECDが公表する米国の複合先行指数 (composite leading index) の関係を示す¹⁷。黒い太線がレジーム0の平滑化確率、灰色で塗りつぶされた期間がNBERの景気規準日付が示す景気後退期間、そして、赤い線がOECDの複合先行指数である。

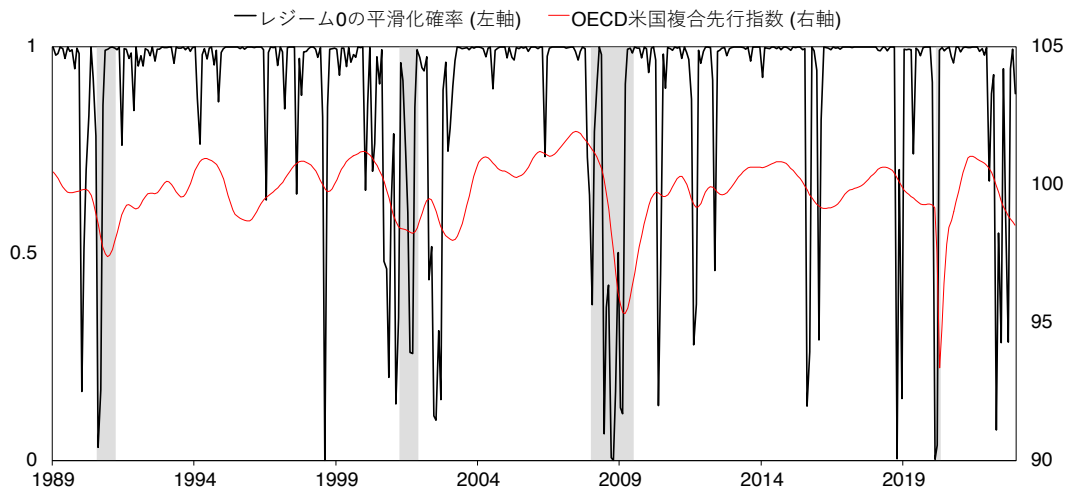
分断型モデルのケースと同様に、ヘッジ動機は必ずしも景気後退期間だけで顕在化するわけではなく、より軽微な景気悪化の状態にも顕在化しているようである。レジーム1(ヘッジ動機が顕在化しているレジーム)へシフトする時期は、概ねNBERの景気規準日付が示す景気後退期間と重なっている。しかしながら、1998年中頃、2015年後半、2018年後半、そして2022年中旬以降では、景気後退期間やその前後ではないにも関わらず、ヘッジ動機がはっきりと顕在化しているようである。これらの時期は、OECDの複合先行指数が減少局面にあるときと符合していることから、分断型モデルのケースと同様に、ヘッジ動機がやや軽微な景気悪化においても顕在化していることが示唆される。

4.3 分断型モデルと統合型モデルの比較

分断型モデルと統合型モデルの推定結果の最大の違いは、リスク・リターン関係が前者では反景気

¹⁷ ここではモデルVの平滑化確率のみを記載しているが、モデルVI-VIIIから計算された平滑化確率は質的・量的にモデルVのものとほとんど一致している。モデルVの平滑化確率とモデルVI, VII, 及びVIIIの平滑化確率とのPearsonの相関係数はそれぞれ0.929, 0.981, 及び0.937である。

図2 平滑化確率 (統合型), 米国景気循環日付, 及び米国先行指数

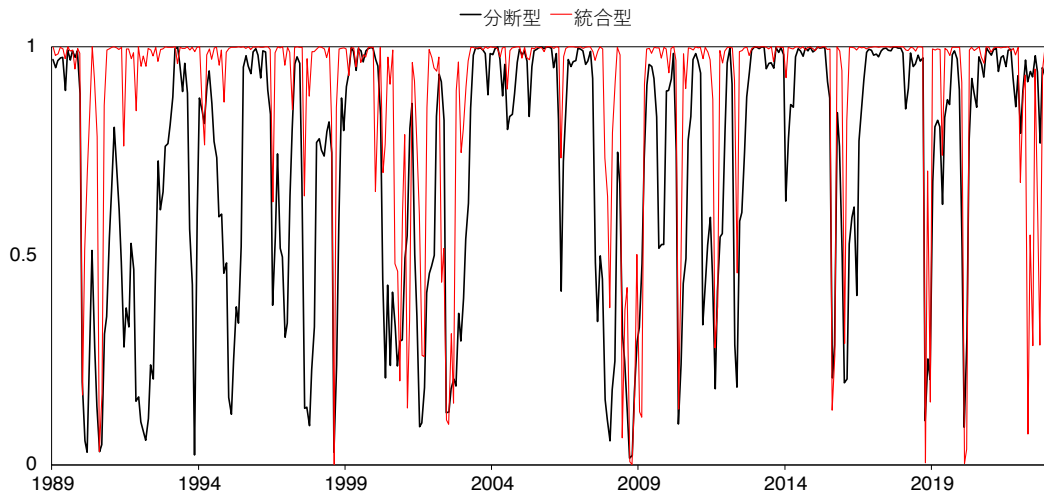


循環的, 後者では順景気循環的であることである。異時点間CAPM と類似しているが, 各経済主体のリスク回避度の不均質性を許容した資産価格モデルである Chan and Kogan (2002) モデルでは, リスク・リターン関係に対応する集計レベルのリスク回避度が反景気循環的であることが示されている。したがって, 理論モデルとの整合性という観点からは分断型モデルが支持される。しかしながら, これらの結果をより正確に解釈するには, ヘッジ動機が顕在化するレジームがどのようなレジームかを両モデル間で比較して検討する必要がある。

分断型モデルにおけるヘッジ動機の顕在化と, 統合型モデルにおけるヘッジ動機の顕在化の違いを明らかにするため, 図3を用いて両モデルにおけるレジーム0の平滑化確率を比較する。黒い太線は分断型モデル, 赤線は統合型モデルにおけるレジーム0の平滑化確率をそれぞれ表す。分断型モデルで推定された平滑化確率の平均は0.714, 統合型モデルで推定された平滑化確率の平均は0.888であり, 統合型モデルの方が分断型モデルよりもレジーム0で安定していることが多い。

ここで重要になるのは, 統合型モデルにおいてヘッジ動機が顕在化する時期のほぼ全てにおいて, 分断型モデルにおけるヘッジ動機が顕在化する時期と一致するが, その逆がほとんど無いこと

図3 分断型と統合型の平滑化確率の比較



である。唯一の例外は、2022 年における統合型モデルでヘッジ動機が顕在化している時期であり、この時期の分断型モデルではヘッジ動機がほとんど顕在化していない。しかしながら、この時期における日本の DI 指数の先行指数は大幅な低下局面にあることを踏まえると、少なくとも日本経済の低下局面においては必ず統合型モデルにおけるヘッジ動機が顕在化していると判断して良い。すなわち、統合型モデルにおいてヘッジ動機が顕在化している時期は、日本経済が悪化している状態の中でも特に悪化している時期であると解釈できる。統合型モデルにおけるヘッジ動機の顕在化時期は、日米の両国で同時にヘッジ動機が生まれる時期であるとも解釈できるから、このような時期は単純な国際分散投資だけでは十分なヘッジができない状況である。すなわち、グローバルリスクが高まっている「極端な景気後退局面」であると言える。したがって、このような時期の特性を異時点間CAPMのような代表的な資産価格モデルでは十分に捕捉できていない可能性もある。いずれにしても、ヘッジ動機が顕在化するレジームにおけるリスク・リターン関係は不安定であることが示唆されており、その点では、異時点間CAPMの想定と整合していると言える。

本節全体の結果は次の三点に要約される。第一に、ヘッジ動機が顕在化するレジーム (実証モデル上は切片が必要になるレジーム) ではその値は負値をとり、異時点間CAPMが想定するヘッジ項

の性質と整合する。なお、ヘッジ動機は概ね日米の景気循環日付の景気後退期に顕在化するが、景気後退期には含まれないやや軽微な景気悪化時にも顕在化している。第二に、ヘッジ動機が潜在化するレジームに対応するような安定的な時期では、リスク・リターン関係は有意に正であり、変動性が少なく安定している。この結果も異時点間CAPMの想定するリスク・リターン関係の性質と整合する。第三に、ヘッジ動機が顕在化する時期におけるリスク・リターン関係の推定値から、分断型モデルを想定する場合にはリスク・リターン関係の反景気循環性が、統合型モデルを想定する場合にはリスク・リターン関係の順景気循環性が示唆される。Chan and Kogan (2002) などの理論モデルとの整合性の観点からは分断型モデルのような反景気循環性が支持される。しかしながら、これらの結果は、グローバルリスクが極めて大きくなっているような極端な景気後退局面における従来の資産価格モデルの限界を表している可能性もある。

5. 結論

本論文では、日本の株式市場ポートフォリオを対象に、異時点間CAPMが想定するヘッジ動機の有無に基づく動的特性をレジーム転換モデルに基づいて特定化し、識別した。また、金融市場のグローバル化の観点から、日米の株式市場ポートフォリオの時価加重ポートフォリオを市場ファクターとする世界CAPM型のモデルの検証も追加的に行なった。その結果、国際的な市場の統合の有無に関わらず、異時点間CAPMの理論的示唆と整合して、ヘッジ動機が顕在化するレジームにおける有意に負のヘッジ項と、ヘッジ動機が潜在化するレジームにおける有意に正のリスク・リターン関係、そしてヘッジ動機が顕在化するレジームにおけるやや不安定なリスク・リターン関係が得られた。ただし、グローバルリスクが高まっている極端な景気後退局面においては、従来の資産価格モデルが想定するようなリスク・リターン関係が一時的に破綻している可能性がある。

補論

本論文のモデルでは標準化誤差が独立で同一の分布に従うと仮定されているため、標準化残差に対していくつかの残差診断を行うことで、その仮定の妥当性を事後的に検証できる。そこで、自己相関の検定である Fisher and Gallagher (2012) の加重 Ljung-Box 検定に加えて、ボラティリティの非対称性等を検証する Engle and Ng (1993) の符号バイアス検定を標準化残差に対して行う。モデルの特定化の誤りを防ぐためには、これらの検定で棄却されないことが望ましい。

表 A.1 は分断型のレジーム転換モデルにおける残差診断の結果を示す。ただし、モデル 0 はレジーム転換を伴わない以下のモデルを二段階推定した結果に対応する。

$$r_t - r_{ft} = \gamma \sigma_{t|t-1}^2 + \delta + \sigma_{t|t-1} \epsilon_t, \quad \gamma > 0, \quad \epsilon_t \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N}(0,1) \quad (\text{A.1})$$

モデル I-IV は表 2 のモデルに対応する。 Q は Fisher and Gallagher (2012) の加重 Ljung-Box 検定の検定統計量を表し、下付き添え字はラグ数を、上付き添え字 S は標準化残差の二乗に関する検定であることを表す。

表 A.1 分断型のレジーム転換モデルの残差診断

	モデル 0	モデル I	モデル II	モデル III	モデル IV
Q_6	8.989*	2.944	3.051	3.454	3.492
Q_6^S	1.050	0.824	0.510	0.463	0.226
符号バイアス検定(1)	0.291	1.182	1.211	1.075	0.950
負のサイズバイアス検定(2)	0.823	0.338	0.478	0.587	0.685
正のサイズバイアス検定(3)	0.187	1.435	1.371	1.215	1.068
同時検定(1)+(2)+(3)	1.647	2.275	2.190	1.835	1.611

注) ***, **, *, 及び $\dagger$ は、それぞれ 0.1%, 1%, 5%, 及び 10% 水準で有意であることを意味する。モデル 0 はレジーム転換を伴わない以下のモデルの二段階推定した結果における残差診断を示す。

$$r_t - r_{ft} = \gamma \sigma_{t|t-1}^2 + \delta + \sigma_{t|t-1} \epsilon_t, \quad \gamma > 0, \quad \epsilon_t \sim \text{i.i.d. } \mathcal{N}(0,1) \quad (13)$$

モデル I-IV は表 2 のモデルに対応する。 Q は Fisher and Gallagher (2012) の加重 Ljung-Box 検定の検定統計量を表し、下付き添え字はラグ数を、上付き添え字 S は標準化残差の二乗に関する検定であることを表す。

表 A.1 の結果は、分断型のレジーム転換モデルの実証結果が、残差診断の観点から概ね望ましい性質を備えていることを示唆する。まず、加重 Ljung-Box 検定の結果はモデル I-IV で残差に自己相関が見られないことを示す。レジーム転換を伴わないモデル 0 では自己相関が残ってしまうため ($Q_6 = 8.989$)、これはレジーム転換モデルによる特定化の利点の一つであるといえる。次に、標準化残差の二乗の加重 Ljung-Box 検定の結果は、すべてのモデルで非有意である。これは標準化残差のボラティリティが自己相関していないことを意味するため、EGARCH モデルによって市場の超過リターンにおけるボラティリティの自己相関をうまく捕捉できていることを表している。最後に、Engle and Ng (1993) の符号バイアス検定では、すべてのモデルにおいて個別検定・同時検定ともに棄却されている。これらの結果は標準化残差においてボラティリティの符号やサイズに関する非対称性が確認されないことを意味するため、EGARCH モデルがボラティリティの非対称性を捕捉するために十分に機能していることが示唆される。

表 A.2 は、統合型のレジーム転換モデルにおける残差診断の結果を示しており、統合型のレジーム転換モデルの実証結果が、残差診断の観点から概ね望ましい性質を備えていることを示唆する。まず、加重 Ljung-Box 検定の結果はモデル V-VIII で日米共に残差に自己相関が見られないことを示す。次に、標準化残差の二乗の加重 Ljung-Box 検定の結果は、日米共にすべてのモデルで非有意である。符号バイアス検定では、日本市場の標準化残差では、そのボラティリティの符号やサイズに関する非対称性を抑制できていることを示す。一方、米国市場の標準化残差はそれらの抑制が不十分であることが示唆される。統合型の推定は、米国市場のリターンの特性を捉えるには不十分である可能性がある。

表 A.2 統合型のレジーム転換モデルの残差診断

	モデル V	モデル VI	モデル VII	モデル VIII
日本				
Q_6	4.319	4.624	5.260	5.597
Q_6^S	5.448	6.094	3.660	4.877
符号バイアス検定(1)	0.383	0.415	0.101	0.296
負のサイズバイアス検定(2)	0.033	0.124	0.570	0.618
正のサイズバイアス検定(3)	0.170	0.460	0.291	0.660
同時検定(1)+(2)+(3)	0.260	0.358	0.575	1.033
米国				
Q_6	4.411	3.733	2.242	2.569
Q_6^S	1.235	1.923	2.145	1.540
符号バイアス検定(1)	1.165	1.267	1.771†	1.462
負のサイズバイアス検定(2)	0.605	1.303	1.696†	1.300
正のサイズバイアス検定(3)	1.714†	1.675†	1.649†	1.630
同時検定(1)+(2)+(3)	10.296*	9.330*	12.546**	10.951*

注) ***, **, *, 及び†は、それぞれ0.1%, 1%, 5%, 及び10%水準で有意であることを意味する。モデル V - VIII は表 3 のモデルに対応する。 Q は Fisher and Gallagher (2012) の加重 Ljung-Box 検定の検定統計量を表し、下付き添え字はラグ数を、上付き添え字 S は標準化残差の二乗に関する検定であることを表す。

参考文献

- 祝迫得夫 (2004). 「日本の株式市場のパズル」『フィナンシャル・レビュー』, March, 17-28.
- 里吉清隆 (2019). 「株式市場の短期的トレンドを考慮したリスク・リターン分析」『経営論集』, 94, 25-39.
- 里吉清隆 (2020). 「マルコフ・スイッチング・モデルを用いたブル・ベア相場の識別とリスク・リターン分析」『経営論集』, 95, 51-66.
- Abel, A. B. (1988). Stock prices under time-varying dividend risk: An exact solution in an infinite-horizon general equilibrium model. *Journal of Monetary Economics*, 22(3), 375-393.
- Akbari, A., Ng, L., & Solnik, B. (2020). Emerging markets are catching up: economic or financial integration?. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 55(7), 2270-2303.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y., & Kroner, K. F. (1992). ARCH modeling in finance: A review of the theory and empirical evidence. *Journal of Econometrics*, 52(1-2), 5-59.
- Camero, M. A., & Eratalay, M. H. (2014). Estimating VAR-MGARCH models in multiple steps. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 18(3), 339-365.
- Chan, Y. L., & Kogan, L. (2002). Catching up with the Joneses: Heterogeneous preferences and the dynamics of asset prices. *Journal of Political Economy*, 110(6), 1255-1285.
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Engle, R. F., & Ng, V. K. (1993). Measuring and testing the impact of news on volatility. *Journal of Finance*, 48(5), 1749-1778.
- Fisher, T. J., & Gallagher, C. M. (2012). New weighted portmanteau statistics for time series goodness of fit testing. *Journal of the American Statistical Association*, 107(498), 777-787.
- French, K. R., Schwert, G. W., & Stambaugh, R. F. (1987). Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics*, 19(1), 3-29.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- Guo, H., Wang, Z., & Yang, J. (2013). Time-varying risk-return trade-off in the stock market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(4), 623-650.
- Haas, M., Mittnik, S., & Paoletta, M. S. (2004). A new approach to Markov-switching GARCH models. *Journal of Financial Econometrics*, 2(4), 493-530.
- Hamilton, J. D. (1988). Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 385-423.
- Hamilton, J. D. (1989). A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business

- cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 357-384.
- Hamilton, J. D. (1990). Analysis of time series subject to changes in regime. *Journal of Econometrics*, 45(1-2), 39-70.
- Kim, S., & Lee, B. (2008). Stock returns, asymmetric volatility, risk aversion, and business cycle: some new evidence. *Economic Inquiry*, 46(2), 131-148.
- Lanne, M., & Saikkonen, P. (2006). Why is it so difficult to uncover the risk–return tradeoff in stock returns? *Economics Letters*, 92(1), 118-125.
- Merton, R. C. (1973). An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 867-887.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 347-370.
- Nyberg, H. (2012). Risk-return tradeoff in U.S. stock returns over the business cycle. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47(1), 137-158.
- Pukthuanthong, K., & Roll, R. (2009). Global market integration: An alternative measure and its application. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 214-232.
- Smallwood, A. D. (2022). Inference in misspecified GARCH-M models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 84(2), 334-355.
- Solnik, B. H. (1974). Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analysts Journal*, 30(4), 48-54.
- Wu, S. J., & Lee, W. M. (2015). Intertemporal risk-return relationships in bull and bear markets. *International Review of Economics & Finance*, 38, 308-325.