



# **Discussion Papers In Economics And Business**

日本株式を対象としたサステナビリティ・テーマ型  
指數のボラティリティ分析

齋藤周†

谷崎久志‡

Discussion Paper 22-01

June 2022

Graduate School of Economics  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 日本株式を対象としたサステナビリティ・テーマ型指標のボラティリティ分析

齋藤周<sup>†</sup>

谷崎久志<sup>‡</sup>

## 要旨

本稿では、日本企業の社会(S, Social)および環境(E, Environment)への取組みに着目したサステナビリティ・テーマ型指標に基づいたポートフォリオを構築し、2015年1月5日から2021年10月29日までの日次データに関し、企業のサステナビリティ・テーマへの取組み度合がボラティリティに与える影響を確率的ボラティリティ変動(Stochastic Volatility, SV)モデルを用いて分析した。分析の結果、Sのテーマである性別多様性を考慮したポートフォリオでは、ボラティリティの市場アノマリーのうち株価下落直後のボラティリティ上昇を捉える非対称効果が有意に小さくなることが確認された。一方、休日効果や月末効果、米国のボラティリティ波及効果については性別多様性を考慮することの効果は認められなかった。また、Eのテーマである企業の温室効果ガス排出量に関する情報開示の有無を考慮したポートフォリオでは、素材産業グループで非対称効果が有意に小さくなることが確認された。このほか、SおよびEのいずれの場合においても、企業の取組みへの積極性の高さがボラティリティ抑制に繋がっていることが示された。

JEL分類番号: C58, G17, M14, Q50.

キーワード: SVモデル、サステナビリティ・テーマ、性別多様性、温室効果ガス排出、市場アノマリー(非対称効果、休日効果、月末効果)

---

<sup>†</sup> 大阪大学大学院経済学研究科. E-mail: u567694k@ecs.osaka-u.ac.jp

<sup>‡</sup> 大阪大学大学院経済学研究科. E-mail: tanizaki@econ.osaka-u.ac.jp

## 1. はじめに

本稿では、企業の環境(Environment)・社会(Social)・ガバナンス(Governance)への取組みを重視した投資(以下、ESG 投資)の一形態であるサステナビリティ・テーマ投資のボラティリティの分析を行う。ESG 投資には、投資先選定の過程において非財務情報も加味する「ESG インテグレーション」、投資先企業に対して株主として ESG への取組みを求める「エンゲージメント」、同業種のうち ESG 評価が一定以上の企業への投資を行う「ベストインクラス/ポジティブスクリーニング」、ESG に鑑みて特定の産業等を一律に除外する「ネガティブ/排他的スクリーニング」などの手法がある。「サステナビリティ・テーマ投資」は人材の多様性や持続可能な農業、低炭素などの特定のサステナビリティ・テーマに基づき企業への投資を行う ESG 投資である(GSIA(2020))。

企業の ESG への取組みについての分析・評価は、投資家が独自に行っているほか、ESG 評価専業会社や指数会社などが行っている。特に指数会社は自社が算出する時価総額加重平均型の株式指数に関して ESG 評価に応じて構成銘柄のウェイトを変化させる ESG 指数を算出しており、近年それらの ESG 指数に連動した投資が拡大している。日本国内では、2017 年に年金積立金管理運用独立行政法人 (Government Pension Investment Fund, GPIF) が ESG 指数へ連動した投資を開始し、その後も投資額を拡大している。GPIF が投資先に採用した指数には E・S・G すべての評価を反映した ESG 総合型の他、E や S に関する評価を反映したサステナビリティ・テーマ型指数がある。本稿では、GPIF が採用しているサステナビリティ・テーマ型指数であり、その評価の影響がより明確なベストインクラス型の指数である MSCI 日本女性活躍指数を参照したポートフォリオを構築しボラティリティ特性の分析を行う。併せて、S&P Global および日本証券取引所が算出するティルト型指数であるカーボン・エフィシェント指数の一部についての分析も行う。

ESG に関する研究は多く行われており、ESG の概念から投資パフォーマンスに関するサーベイを行ったものに湯山(2019)がある。そこでは ESG と類似した概念である SRI(Social Responsible Investment、社会的責任投資)、CSR (Corporate Social Responsibility、企業の社会的責任) や SDGs (Social Development Goals、持続可能な開発目標) などとの整理が行われているほか、ESG 投資に対するいくつかの分析枠組みのレビューが行われている。このほか、企業の ESG 評価と財務パフォーマンスや、ESG 評価と資本コストの関係性をサーベイが行われている(Friede, Busch and Bassen(2015)、Cantino, Alain, Simona and Simona(2017))。また、投資リスクに着目した分析も行われており、Kim, Li and Li(2014)では米国企業の ESG 評価と株価下落リスクとの関係を分析したほか、Murata and Hamori(2021)は企業による ESG に関する情報開示が株価下落リスクに与える影響は日米欧の地域によって異なることを示している。

ESG と同様にサステナビリティ・テーマ投資についても数多くの分析が行われている。Ielasi and Rossolini(2019)では、欧州の投資信託を中心に ESG 総合型、サステナビリティ・テーマ型、従来のテーマ型それぞれの投資信託のリスク調整後のリターンに関する分析を行っており、ESG 総合型とサステナビリティ・テーマ型とでリターンやアルファに関して統計的に有意な差が認められない一方、サステナビリティ・テーマ型は従来のテーマ型に比べてリターンが劣後することを確認している。また、いずれの投資信託との比較においてもサステナビリティ・テーマ型の方が市場リスクが大きいことが示されている。欧州については Ibikunle and Steffen(2017)でも分析が行われており、環境に配慮したグリーンをテーマとした投資信託に対し、従来型やブラック(化石燃料等)をテーマとした投資信託のパフォーマンス比較を行っている。それによると、1991 年から 2014 年にかけてグリーン型は従来型の投資信託に劣後したものの、ブラック型とは有意な差が認められなかった。ただし、グリーン型の投資信託のリターンは年とともに改善しており、

2012年以降にはブラック型を大きく上回ったことが指摘されている。また、Climent and Soriano(2011)では、米国の投資信託を対象に、環境テーマ型と従来型の投資信託とのパフォーマンスを比較しており、1987年から2009年の長期間においては環境テーマ型の投資信託のリターンが従来型を下回っているが、分析期間を2001年以降に限定すると有意差がなくなることを示している。Ibikunle et al.(2017)やCliment et al.(2011)の結果からは、2000年以降の環境問題への意識の高まりが投資パフォーマンスにも影響していることが示唆される。このほか、Aono and Okimoto(2021)ではMSCI女性活躍指数を対象に同指数がどういった局面で市場を上回るパフォーマンスを実現しているかを分析している。なお、これらサステナビリティ・テーマ投資に関する先行研究では、その多くが資本資産価格モデル(CAPM: Capital Asset Pricing Model)やFama and French(1993)によるファクターモデルに基づいて分析を行っている。

ESG投資に関するボラティリティ分析については、Sabagghi(2020)においてESG総合型指数を対象としたEGARCHによる分析が行われている他、確率的ボラティリティ変動(SV: Stochastic Volatility)モデルを用いた分析も行われている(齋藤(2022))。しかし、こうしたボラティリティ分析は、筆者の知る限りサステナビリティ・テーマ投資を対象には行われていない。本稿では、MSCIが算出するサステナビリティ・テーマ型の指数であるMSCI日本女性活躍指数を中心に、SVモデルを用いたボラティリティを分析する。サステナビリティ・テーマを考慮した場合に、ボラティリティに対する非対称効果や休日効果といった市場のアノマリーの影響が変化するかどうかを確認する。また、S&P Globalおよび日本証券取引所が算出するカーボン・エフィシェント指数についても、その評価メソドロジーおよび産業グループ分類の一部に着目して分析を行う。

本稿の構成は以下の通りである。2章で使用データの説明を行う。3章は分析モデルの説明とともに4章で分析結果を考察する。5章は結論である。

## 2. データ

分析では、サステナビリティ・テーマ型指数として、GPIFが投資を行っているMSCI日本女性活躍指数(以下、女性活躍指数)、S&P/JPXカーボン・エフィシェント指数(以下、カーボン・エフィシェント指数)を参照する。それらに関する一時点の構成銘柄に基づく均等ウェイトのポートフォリオを構築する。

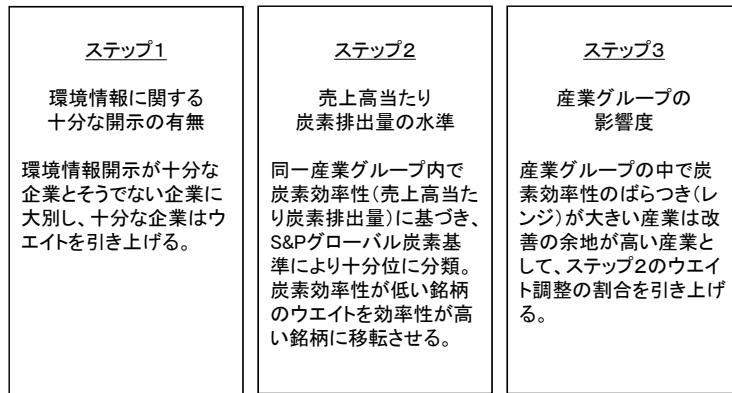
女性活躍指数はMSCIが算出する企業の性別多様性スコアに基づいた「ベストインクラス/ポジティブスクリーニング」の考え方に基づいて構築された指数である。同指数はMSCIジャパンIMIトップ700指数(以下、TOP700)を親指数とし、その構成銘柄企業の性別多様性の評価を行う。GICS分類における各セクターで性別多様性スコアが上位半数の企業が女性活躍指数の構成銘柄候補として選ばれ、そのうち不祥事等が認められる企業は候補から除外される。そして選別された企業に対し時価総額と性別多様性スコアに基づいた加重平均を行い指数値を算出する。同指数は5月と11月リバランスが行われるが、リバランスごとのデータ取得が難しいためMSCIのホームページ(<https://www.msci.com/msci-japan-empowering-women-index-jp>)で公表されている2021年6月の構成銘柄情報を用いて均等ウェイトで集約したポートフォリオを構築する。ただし、女性活躍指数の中でも表1のとおり性別多様性スコアにはばらつきがある。性別多様性スコアの影響を明確に分析するため、スコアが9以上の16社を均等ウェイトで集約したポートフォリオ(以下、WIN)と親指数であるTOP700のうちWINに選別されなかった384社を均等ウェイトで集約したポートフォリオ(以下、NOTWIN)とを分析に用いる。

S&P Globalおよび日本証券取引所が算出するカーボン・エフィシェント指数は、企業の環境関連情報の開示や炭素効率性(カーボンインテンシティ、売上高当たり炭素排出量)の水準に基づいて親指数の

表1 女性活躍ポートフォリオの構成銘柄数

指数(スコア別)	銘柄数
WIN	316
>=5	30
>=6	107
>=7	109
>=8	54
>=9	16
NOT WIN	384
TOP700	700

図1 カーボン・エフィシェント指数のウェイト調整



(出所)東京証券取引所ホームページ

ウェイトを変化させる「ティルト」型の指数である。同指数は親指数である東証株価指数(TOPIX)の構成銘柄企業を対象に、企業の環境関連情報の開示の有無や炭素効率性についてS&P Globalが調査・推計を行い、炭素効率性の結果に基づいて構成銘柄企業を10分位に分類する。図1のとおりウェイト調整では情報開示を行っているほど(ステップ1)、炭素効率性の分位がより良いほど(ステップ2)、そうでない場合に比べて親指数に対するウェイトが増加する仕組みで、環境問題への取組みに積極的な企業への投資比率が増える設計となっている。さらに、GICS分類の産業グループごとの環境負荷の大きさに応じて投資比率の変化幅に差がつくメカニズムも備えている(ステップ3)。同指数は毎年3月にリバランスが行われるが本分析では日本証券取引所のホームページ(<https://www.jpx.co.jp/markets/indices/carbon-efficient/>)で公表されている2021年3月時点の構成銘柄である1,844社を集約するポートフォリオを構築した。ただし、同指数は「ティルト」型であることから構成銘柄企業の均等ウェイトポートフォリオは親指数のTOPIXと基本的に同じ構成となる。そこで本分析では、評価メソドロジーおよび産業グループ分類の一部に基づいた分析を行う。すなわち環境負荷が大きい産業グループの1つである素材に着目し、同産業グループの構成銘柄のなかで環境関連情報の開示を行っている企業によるポートフォリオ(以下、SPCE開示)とそうでない企業によるポートフォリオ(以下、SPCE非開示)とを分析に用いる。

以上4つの均等ウェイトポートフォリオに対して、それぞれについてのSVモデルの分析結果を比較す

図2 WINポートフォリオ(左軸)とその変化率(右軸)



図3 NOTWINポートフォリオ(左軸)とその変化率(右軸)



図4 SPCE 開示ポートフォリオ(左軸)とその変化率(右軸)



図5 SPCE 非開示ポートフォリオ(左軸)とその変化率(右軸)



ることでサステナビリティ・テーマにおける評価の差がボラティリティに与える影響を考察する。なお、分析対象を均等ウェイトとすることで、指標算出で一般的に行われている(1)企業の時価総額とESG評価の双方に基づいたウェイト付け、(2)定期リバランス、の2つの影響を捉えることができない。もっとも、(1)については分析対象が「ベストインクラス／ポジティブスクリーニング」型であるほか、「ティルト」型指標においては銘柄を一部企業のみとしたためサステナビリティ・テーマに基づいた企業評価の影響を捉えていると考えられる。(2)に関しては銘柄入替による影響が考慮できず、本分析では足元でサステナビリティ・テーマに対応している企業に投資を行っていたケースのバックワードの分析となっている。データ期間は2015年1月5日から2021年10月29日とした。

図2から5では、各ポートフォリオの2015年1月以降の値動きを表示している。右軸のスケールはすべてのグラフで統一しており、グラフ間で比較可能とした。いずれの指標においても日本の上場企業を対象としていることから大まかな値動きは一致しており、2015年8月にはチャイナショックと呼ばれる中国市場での株価下落の影響を受けて価格が下落しているほか、2016年は年初の新興国の景気先行き不安、6月の英国での国民投票によるEU離脱選択(Brexit)、11月の米国大統領選挙を挟んだ下落が確認できる。その後、2018年においては3月頃に緊張が高まった米中貿易摩擦や年末にかけての米国株式市場の下落を受けて株価は全般に下落した。また、2019年冬以降の新型コロナウイルスの世界的な感染拡大を背景に、世界的な株価下落が発生する中で日本においても2020年3月に株価は急落し、その後に急回復している。それぞれの局面における各ポートフォリオの変化率をみると、いずれも概ね±5%の変化率であり、その差は明確とはいえない。

### 3. 分析モデル

次の式から構成される状態空間モデルを推定する。 $t = 1, 2, \dots, T$ とする。 $T$ はサンプルサイズである。

$$y_t = z_t \alpha + \exp\left(\frac{1}{2} \beta_t\right) \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim N(0, 1) \quad (1)$$

$$\beta_t = x_t \gamma + \delta \beta_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (2)$$

$\epsilon_t$ は $t$ に関して相互に独立で、平均0分散1の標準正規分布としている。 $v_t$ は平均0分散 $\sigma^2$ の正規分布である。価格変化率である $y_t$ は、 $y_t = 100 * \log(P_t/P_{t-1})$ によって算出しており、その推移は図1から4の通りである。価格変化率は $z_t \alpha$ とボラティリティである $\exp((1/2)\beta_t) \epsilon_t$ から構成される。 $z_t$ は $1 \times k_1$ の外生変数ベクトル、 $\alpha$ は $k_1 \times 1$ のパラメータである。 $x_t$ は $1 \times k_2$ の外生変数ベクトル、 $\gamma$ は $k_2 \times 1$ のパラメータである。ボラティリティである $\exp((1/2)\beta_t)$ のうち $\beta_{i,t}$ は外生変数の $x_t$ と $\beta_{t-1}$ に依存している。 $y_t$ は観測可能、 $\beta_t$ は観測できない変数である。(1)式は観測方程式、(2)式は遷移方程式と呼ばれ、潜在変数の $\beta_t$ は観測変数の $y_t$ から推測される。以上の前提より、 $B_n = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_n)$ と  $\theta = (\alpha, \gamma, \delta, \sigma^2)$ を推定する。

$x_t$ および $z_t$ に導入した変数について説明する。まず $x_t$ に関し、齋藤(2022)に基づき、 $x_t = (1, d_t^-, h_t, d_t^{TOM}, \hat{\beta}_t^{US})$ を導入した。 $d_t^-$ は非対称効果であり、株式市場においては前日の株価下落が翌日のボラティリティを高める影響を持っていることが知られており、非対称効果やレバレッジ効果と呼ばれている。本分析では $y_{t-1} < 0$ の場合は $d_t^- = 1$ 、 $y_{t-1} > 0$ の場合は $d_t^- = 0$ となるダミー変数を導入している。

る。日本株の非対称効果については、Watanabe(1999)、Tanizaki(2004)、Tanizaki and Hamori(2009)などでその影響が確認されている。

$h_t$ は休日効果である。株式市場のボラティリティは企業に関する新たな情報が多いほど大きくなると考えられ、 $t-1$ 期から $t$ 期までの間の休場日数が増えるにつれてそうした情報量も増加する傾向にあるため、前営業日との間の休場日数を $h_t$ とする。例えば、土曜日と日曜日とを挟んだ月曜日は $h_t = 2$ となる。

$d_t^{TOM}$ は月末効果である。1か月のうち月末を挟んだタイミングには株式市場のボラティリティが高まることが知られている(Kunkel, Compton and Beyer(2003))。これは指標の定期的な構成銘柄の入れ替え(定期リバランス)や、機関投資家などが1か月のうち月末にポートフォリオのリバランスを行うことで生じるとされており、本分析では月末の取引日の場合は $d_t^{TOM} = 1$ 、その他の取引日には $d_t^{TOM} = 0$ となるダミー変数を導入した。

$$\hat{\beta}_t^{US} = \ln \left( \frac{1}{\min(t+L, T) - \max(t-L, 1)} \sum_{s=\max(t-L, 1)}^{\min(t+L, T)} (y_s^{US} - \bar{y}_t^{US})^2 \right) \quad (3)$$

$$\bar{y}_t^{US} = \frac{1}{\min(t+L, T) - \max(t-L, 1)} \sum_{s=\max(t-L, 1)}^{\min(t+L, T)} y_s^{US} \quad (4)$$

この他、米国の株式市場のボラティリティ波及効果を導入している。本分析では谷崎(2010)に基づいてボラティリティとして(3)式と(4)式から算出される $t$ 期の前後 $L$ 期のデータを用いて標本不偏分散の対数を用いる。ただし、 $t$ と $t-1$ 期との差が $L$ よりも小さい場合には取得可能なデータのみを用いて算出を行っている。本分析では $L=20$ とした。状態空間モデルの推定では(3)式と(4)式を用いて算出した $\hat{\beta}_t^{US}$ を米国株式市場のボラティリティの代理変数として説明変数に用いる。

外生変数ベクトルの $z_t$ については、定数項のほかに1期前の指標の収益率( $y_{t-1}$ )、日本株式の取引日 $t$ 期に取得可能な米国株式のリターン( $y_t^{US}$ )とし、 $z_t = (1, y_{t-1}, y_t^{US})$ とした。

## 4. 推定結果

### 4. 1 価格変化率およびボラティリティの推定結果

推定結果は表2から5のとおりである。AVE, STD, Skewness, Kurtosisはそれぞれのパラメータの $10^5$ 回のサンプリング結果のうち、最初の $10^4$ 回分を除いた結果の算術平均、標準偏差、歪度、尖度を示している。また、0.005, 0.025, 0.050, 0.975, 0.995はそれぞれ0.5%, 2.5%, 5%, 50%, 97.5%, 99.5%ポイントの値である。CD(Convergence Diagnostics)はマルコフ連鎖モンテカルロ(Markov Chain Monte Carlo: MCMC)法の収束診断の統計値である<sup>3</sup>。歪度が0よりも大きく(小さくなる)につれて正規分布に比べて右(左)に歪み右(左)の裾野が広い分布となる。尖度は正規分布の場合に3となり、3より大きい場合は裾野広い分布となる。

<sup>3</sup> CDの絶対値が1.96以下の場合、MCMC法による推定値が5%の水準で統計的に有意に問題なく実行できたことを示している。なお、MCMC法は1回前にサンプリングされた値を用いて新たなサンプリングを行う手法の総称。

S のテーマである性別多様性を考慮した WIN ポートフォリオの推定結果は表 2 のとおりである。 $z_t$  のそれぞれの変数をみると、定数項と 1 期前の株価収益率( $y_{t-1}$ )が有意でなく、 $t$  期に利用可能な米国の直近の株価収益率( $y_t^{US}$ )の係数は平均が 0.4961 と有意に正の影響を持つことが示された。すなわち、係数の 0.005(0.5%ポイント)の値は 0.4173、0.995(99.5%ポイント)の値は 0.5744 であることが確認された。 $x_t$  のそれぞれの変数の推定結果では、非対称効果( $d_t^-$ )は平均値が 0.1928、0.005(0.5%ポイント)は 0.0512、0.995(99.5%ポイント)は 0.3389 だった。同様に休日効果( $h_t$ )は平均が 0.2312、月末効果( $d_t^{TOM}$ )は平均が 0.2008、米国のボラティリティ波及効果( $\hat{\beta}_t^{US}$ )は平均が 0.1188 とそれぞれ 99% 信用区間で有意に正の影響を持つことが示された。

これに対して表 3 の NOTWIN ポートフォリオの推定結果を確認すると、 $z_t$  のそれぞれの変数では、WIN ポートフォリオ同様に定数項の係数は有意ではなく、米国の直近の株価収益率( $y_t^{US}$ )の係数は平均が 0.5135、0.005(0.5%ポイント)の値は 0.4421、0.995(99.5%ポイント)の値は 0.5850 と有意にプラスの影響を持つことが示された一方で、1 期前の株価収益率( $y_{t-1}$ )の係数は平均が -0.0516、0.025(2.5%ポイント)は -0.0976、0.975(97.5%ポイント)は -0.0055 と 95% の信用区間で有意にマイナスであることが示された。これは、NOTWIN ポートフォリオは WIN ポートフォリオに比べて株価が上昇した際には利益確定の売り、下落した際には押し目買いといった短期的な動きに応じた取引が行われやすいことを示唆している。また、 $x_t$  のそれぞれの変数の推定結果では、非対称効果( $d_t^-$ )は平均値が 0.4266、0.005(0.5%ポイント)は 0.2909、0.995(99.5%ポイント)は 0.5651 だった。休日効果( $h_t$ )は平均が 0.1973、月末効果( $d_t^{TOM}$ )は平均が 0.2271、米国のボラティリティ波及効果( $\hat{\beta}_t^{US}$ )は平均が 0.1010 であった。ボラティリティの持続性を示す( $\beta_{t-1}$ )の係数( $\delta$ )は WIN ポートフォリオが 0.7390、NOTWIN ポートフォリオが 0.7913 といずれも有意に 0 以上の正で 1 に近い値であった。

上記の結果から企業の性別多様性への取組みはボラティリティ変動要因の市場アノマリーのうち非対称効果を抑制すると考えられるが、性別多様性以外の要因が影響していることや、性別多様性への取組みが非対称効果以外の市場アノマリーに影響することも考えられる。それらについて検証するため WIN ポートフォリオに比べて性別多様性スコアが 1 段階低く、スコアが 8 以上 9 未満の銘柄のみから構成されるポートフォリオ(Score8)についても推定を行った。推定結果は表 4 のとおりである。 $z_t$  のそれぞれの変数は WIN ポートフォリオと概ね同様の係数の値となっている。すなわち、定数項と 1 期前の株価収益率( $y_{t-1}$ )が有意でなく、 $t$  期に利用可能な米国の直近の株価収益率( $y_t^{US}$ )の係数は平均が 0.4661 と有意に正の影響を持つことが示された。 $x_t$  のそれぞれの変数の推定結果では、非対称効果( $d_t^-$ )の平均値が 0.3576、0.005(0.5%ポイント)は 0.2239、0.995(99.5%ポイント)は 0.4988 と、WIN ポートフォリオと NOTWIN ポートフォリオとの間の値となった。他の休日効果( $h_t$ )は平均が 0.1904、月末効果( $d_t^{TOM}$ )は平均が 0.2097、米国のボラティリティ波及効果( $\hat{\beta}_t^{US}$ )は平均が 0.0922、ボラティリティの持続性( $\beta_{t-1}$ )の係数( $\delta$ )は平均 0.7982 であった。そのため、NOTWIN ポートフォリオに比べて性別多様性スコアが高いほど市場アノマリーでは非対称効果が影響を受け、その他の効果に大きな差は生じない可能性が示された。

次に E のテーマである環境関連情報の開示を行っている企業から構成される SPCE 開示ポートフォリオの推定結果を表 5 に示した。 $z_t$  のそれぞれの変数をみると、定数項と 1 期前の株価収益率( $y_{t-1}$ )の係数が有意ではなく、 $t$  期に利用可能な米国の直近の株価収益率( $y_t^{US}$ )の係数が平均 0.5833、0.005(0.5%ポイント)は 0.4951、0.995(99.5%ポイント)は 0.6713 と有意に正となった。 $x_t$  のそれぞれの変数の推

表 2 WIN ポートフォリオの推定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_t^*$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
AVE	0.0232	-0.0289	0.4961	-0.2136	0.1928	0.2312	0.2008	0.1188	0.7390	0.2635
STD	0.0221	0.0237	0.0306	0.0357	0.0557	0.0368	0.0591	0.0247	0.0466	0.0614
Skewness	-0.0018	0.0043	-0.0017	0.0191	0.0428	0.0092	0.0953	0.4308	-0.3743	0.4983
Kurtosis	2.9873	3.0125	2.9909	3.0818	3.0270	3.0207	3.0705	3.2687	3.2070	3.4162
0.005	-0.0329	-0.0899	0.4173	-0.3056	0.0512	0.1376	0.0526	0.0655	0.6031	0.1328
0.025	-0.0201	-0.0754	0.4364	-0.2839	0.0849	0.1591	0.0877	0.0755	0.6398	0.1565
0.050	-0.0131	-0.0679	0.4458	-0.2723	0.1023	0.1704	0.1056	0.0810	0.6573	0.1713
0.500	0.0232	-0.0290	0.4961	-0.2137	0.1925	0.2311	0.1999	0.1171	0.7420	0.2587
0.950	0.0595	0.0102	0.5464	-0.1545	0.2851	0.2919	0.2996	0.1623	0.8111	0.3730
0.975	0.0663	0.0177	0.5560	-0.1424	0.3035	0.3036	0.3198	0.1718	0.8229	0.3993
0.995	0.0800	0.0321	0.5744	-0.1199	0.3389	0.3261	0.3597	0.1926	0.8426	0.4530
CD	0.3749	0.4153	0.4309	0.7074	0.8239	0.6951	0.3726	0.8870	0.8305	0.6098

表 3 NOTWIN ポートフォリオの推定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_t^*$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
AVE	0.0161	-0.0516	0.5135	-0.3627	0.4266	0.1973	0.2271	0.1010	0.7913	0.1688
STD	0.0191	0.0235	0.0278	0.0362	0.0526	0.0346	0.0535	0.0177	0.0298	0.0353
Skewness	0.0088	0.0105	0.0054	-0.0118	0.0168	0.0231	-0.0091	0.3915	-0.3465	0.5407
Kurtosis	2.9797	3.0063	3.0021	3.0992	3.0837	3.0210	3.0607	3.3249	3.2476	3.5865
0.005	-0.0326	-0.1119	0.4421	-0.4577	0.2909	0.1082	0.0884	0.0615	0.7040	0.0931
0.025	-0.0213	-0.0976	0.4591	-0.4340	0.3232	0.1299	0.1211	0.0694	0.7284	0.1080
0.050	-0.0154	-0.0901	0.4680	-0.4222	0.3400	0.1408	0.1386	0.0738	0.7398	0.1160
0.500	0.0160	-0.0516	0.5134	-0.3628	0.4265	0.1971	0.2272	0.0999	0.7932	0.1659
0.950	0.0476	-0.0128	0.5593	-0.3034	0.5133	0.2539	0.3151	0.1319	0.8377	0.2323
0.975	0.0536	-0.0055	0.5680	-0.2920	0.5300	0.2654	0.3321	0.1387	0.8453	0.2479
0.995	0.0651	0.0096	0.5850	-0.2684	0.5651	0.2877	0.3663	0.1537	0.8589	0.2785
CD	0.6062	0.6214	0.3662	0.1884	0.3741	0.8265	0.6695	0.2467	0.0825	0.0841

表 4 Score8 ポートフォリオの推定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_t$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
AVE	0.0048	-0.0344	0.4661	-0.3252	0.3576	0.1904	0.2097	0.0922	0.7982	0.1731
STD	0.0192	0.0237	0.0269	0.0364	0.0526	0.0349	0.0545	0.0182	0.0322	0.0392
Skewness	0.0005	0.0061	0.0066	-0.0413	0.0639	0.0391	0.0464	0.4515	-0.4281	0.6159
Kurtosis	2.9949	2.9961	3.0165	3.0606	3.0588	3.0001	3.0592	3.3581	3.2557	3.7419
0.005	-0.0445	-0.0952	0.3965	-0.4209	0.2239	0.1014	0.0717	0.0526	0.7028	0.0910
0.025	-0.0330	-0.0807	0.4135	-0.3970	0.2566	0.1226	0.1033	0.0607	0.7285	0.1060
0.050	-0.0268	-0.0733	0.4220	-0.3855	0.2729	0.1336	0.1204	0.0649	0.7411	0.1155
0.500	0.0048	-0.0344	0.4660	-0.3248	0.3570	0.1901	0.2093	0.0910	0.8005	0.1696
0.950	0.0363	0.0048	0.5105	-0.2662	0.4447	0.2483	0.2996	0.1242	0.8469	0.2436
0.975	0.0426	0.0123	0.5190	-0.2549	0.4626	0.2600	0.3174	0.1316	0.8543	0.2623
0.995	0.0545	0.0267	0.5352	-0.2319	0.4988	0.2819	0.3542	0.1476	0.8684	0.2984
CD	0.6978	0.3267	0.6686	0.3937	0.9292	0.9423	0.5921	0.3606	0.1666	0.0630

表 5 SPCE 開示ポートフォリオの推定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_t$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
AVE	0.0079	-0.0298	0.5833	-0.1790	0.2803	0.1482	0.1477	0.0803	0.8238	0.0889
STD	0.0247	0.0239	0.0344	0.0276	0.0453	0.0325	0.0504	0.0178	0.0339	0.0258
Skewness	-0.0008	-0.0018	0.0085	-0.0220	0.0951	0.0542	-0.0150	0.6427	-0.6121	0.7669
Kurtosis	2.9799	2.9912	3.0001	3.0091	3.1627	2.9369	3.0217	3.7891	3.7129	3.9575
0.005	-0.0552	-0.0912	0.4951	-0.2514	0.1651	0.0662	0.0168	0.0444	0.7164	0.0380
0.025	-0.0404	-0.0767	0.5161	-0.2334	0.1917	0.0852	0.0480	0.0506	0.7488	0.0481
0.050	-0.0327	-0.0690	0.5268	-0.2246	0.2066	0.0954	0.0641	0.0544	0.7631	0.0529
0.500	0.0080	-0.0298	0.5832	-0.1788	0.2795	0.1478	0.1479	0.0786	0.8269	0.0860
0.950	0.0487	0.0093	0.6401	-0.1338	0.3563	0.2022	0.2302	0.1120	0.8738	0.1358
0.975	0.0563	0.0169	0.6510	-0.1248	0.3724	0.2125	0.2458	0.1199	0.8807	0.1492
0.995	0.0715	0.0315	0.6713	-0.1079	0.4027	0.2331	0.2783	0.1366	0.8923	0.1757
CD	0.5897	0.6274	0.8999	0.8369	0.9578	0.8526	0.7872	0.0757	0.0318	0.0415

表 6 SPCE 非開示ポートフォリオの推定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_{-t}$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
AVE	0.0307	-0.0190	0.5251	-0.2639	0.4429	0.1585	0.1508	0.0972	0.7903	0.1299
STD	0.0235	0.0243	0.0328	0.0307	0.0511	0.0333	0.0533	0.0177	0.0320	0.0293
Skewness	-0.0024	0.0015	0.0040	-0.0262	0.0467	0.0100	-0.0026	0.4675	-0.4114	0.5425
Kurtosis	2.9862	2.9938	3.0007	2.9443	2.9597	3.0051	3.0065	3.3857	3.3132	3.5698
0.005	-0.0296	-0.0815	0.4409	-0.3428	0.3136	0.0712	0.0130	0.0592	0.6955	0.0672
0.025	-0.0153	-0.0663	0.4610	-0.3243	0.3435	0.0936	0.0457	0.0665	0.7214	0.0793
0.050	-0.0079	-0.0588	0.4714	-0.3149	0.3590	0.1042	0.0625	0.0705	0.7340	0.0863
0.500	0.0307	-0.0189	0.5251	-0.2638	0.4425	0.1584	0.1507	0.0959	0.7924	0.1277
0.950	0.0693	0.0209	0.5792	-0.2131	0.5277	0.2133	0.2387	0.1282	0.8400	0.1819
0.975	0.0766	0.0284	0.5895	-0.2034	0.5440	0.2242	0.2550	0.1357	0.8476	0.1952
0.995	0.0910	0.0441	0.6093	-0.1873	0.5753	0.2446	0.2876	0.1510	0.8601	0.2228
CD	0.7177	0.4858	0.3006	0.6196	0.3218	0.9560	0.8004	0.5748	0.3620	0.1232

表 7 推定されたパラメータに関する平均の差の検定結果

	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\delta$	$\sigma$
$(z_t, x_t)$	1	$y_{t-1}$	$y_t^{US}$	1	$d_{-t}$	$h_t$	$d_t^{TOM}$	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{t-1}$	
WIN	0.244	0.680	-0.421	2.934	-3.054	0.672	-0.330	0.585	-0.946	1.338
Score 8	-0.416	0.517	-1.226	0.731	-0.928	-0.140	-0.228	-0.347	0.156	0.081
SPCE開示	-0.668	-0.319	1.225	2.057	-2.381	-0.221	-0.042	-0.675	0.717	-1.050

定結果では、非対称効果( $d_t^-$ )が平均は 0.2803、0.005(0.5%ポイント)は 0.1651、0.995(99.5%ポイント)は 0.4027 であった。休日効果( $h_t$ )は平均が 0.1482、月末効果( $d_t^{TOM}$ )は平均が 0.1477、米国のボラティリティ波及効果( $\hat{\beta}_t^{US}$ )は平均が 0.0803 であった。

また、表 6 で示した SPCE 非開示ポートフォリオのうち、 $z_t$  の変数では、SPCE 開示ポートフォリオと同様に  $t$  期に利用可能な米国の直近の株価収益率( $y_t^{US}$ )の係数のみが平均 0.5251、0.005(0.5%ポイント)は 0.4409、0.995(99.5%ポイント)は 0.6093 と有意に正となった。 $x_t$  のそれぞれの変数の推定結果では、非対称効果( $d_t^-$ )は平均値が 0.4429、0.005(0.5%ポイント)は 0.3136、0.995(99.5%ポイント)は 0.5753 となつた。そのため、企業による環境関連情報の有無が非対称効果を抑制する傾向がみられた。なお、休日効果( $h_t$ )は平均が 0.1585、月末効果( $d_t^{TOM}$ )は平均が 0.1508、米国のボラティリティ波及効果( $\hat{\beta}_t^{US}$ )は平均が 0.0972 であった。ボラティリティの持続性( $\beta_{t-1}$ )の係数( $\delta$ )は SPCE 開示ポートフォリオが 0.8238、NOTWIN ポートフォリオが 0.7903 といずれも有意に正で 1 に近い値であった。

#### 4. 2 パラメータの差の検定

SV モデルによる S および E それぞれのポートフォリオの分析では、サステナビリティ・テーマの考慮の有無によって市場アノマリーのパラメータに差がみられた。以下ではそれぞれのポートフォリオのパラメータ推定結果について平均の差の検定を行う。平均の差の検定は(5)式となる。

$$\frac{\text{AVE}_{sus} - \text{AVE}_{not\ sus}}{\sqrt{\text{STD}_{sus}^2 + \text{STD}_{not\ sus}^2}} \rightarrow N(0, 1) \quad (5)$$

$\text{AVE}_{sus}$ 、 $\text{STD}_{sus}$  は表 2、4、5 の AVE、STD に対応し、 $\text{AVE}_{not\ sus}$ 、 $\text{STD}_{not\ sus}$  は表 3、6 の AVE、STD に対応する。検定結果は表 7 のとおりである。例えば、WIN ポートフォリオの  $\alpha_1$  は 0.244 となっているが、この計算は  $(0.0232 - 0.0161) / \sqrt{0.0221^2 + 0.0191^2} \approx 0.244$  となる。WIN ポートフォリオの非対称効果( $d_t^-$ )の係数( $\gamma_2$ )をみると、NOTWIN ポートフォリオに対して、 $t$  値が -3.05 であり、WIN ポートフォリオの値が有意に小さいことが確認された。一方、性別多様性スコアが 8 以上 9 未満の銘柄から構成される Score8 ポートフォリオと NOTWIN ポートフォリオとの  $\gamma_2$  の平均の差については  $t$  値が -0.93 であり、有意な差は認められなかった。また、カーボン・エフィシェント指数に基づいて構築した SPCE 開示ポートフォリオと SPCE 非開示ポートフォリオにおける  $\gamma_2$  の平均の差は  $t$  値が -2.38 であり、SPCE 開示ポートフォリオの値が有意に小さいことが確認された。

そのため、性別多様性や環境関連情報の開示といった S や E への取組みを進めている企業から構成されるポートフォリオは、そうでない企業に比べて株価下落直後のボラティリティが抑制されることが明らかになった。特に女性活躍指数に関しては、Score8 ポートフォリオでは NOTWIN ポートフォリオとの有意差はなく、女性活躍に最も積極的に力を入れている企業で非対称効果に大きな違いが生じている。また、カーボン・エフィシェント指数でも同様に、図 1 の各ステップの中で企業の積極的な取組みが反映されやすい情報開示の有無が非対称効果の違いに繋がった。S および E のサステナビリティ・テーマと株価のボラティリティとの関係では企業の積極性の高さが重要だといえる。

サステナビリティ・テーマを考慮することでポートフォリオのボラティリティが抑制されるとの結果は、ESG 総合型ポートフォリオと従来の時価加重平均型ポートフォリオとを比較した齋藤(2022)と同様である。Ielasi et al.(2019)では、欧州の投資信託を対象にサステナビリティ・テーマ型の投資信託が従来のテーマ

図 8 WIN ポートフォリオのボラティリティ推移

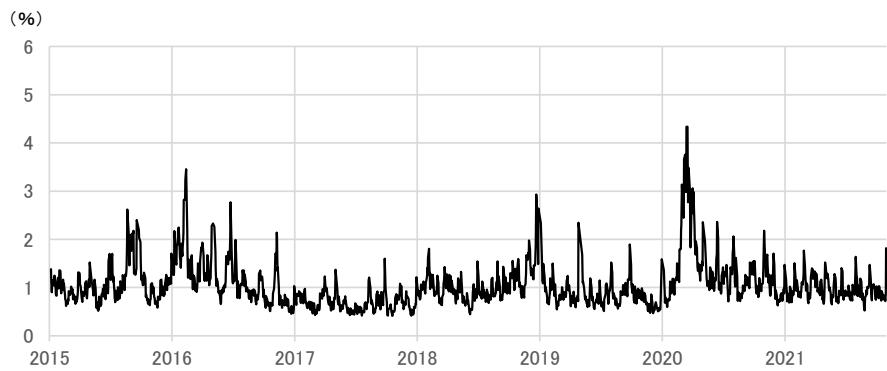


図 9 NOTWIN ポートフォリオのボラティリティ推移

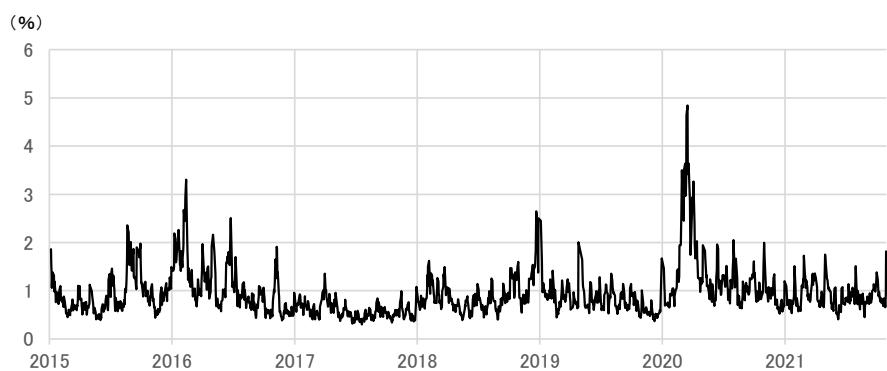


図 10 SPCE 開示ポートフォリオのボラティリティ推移

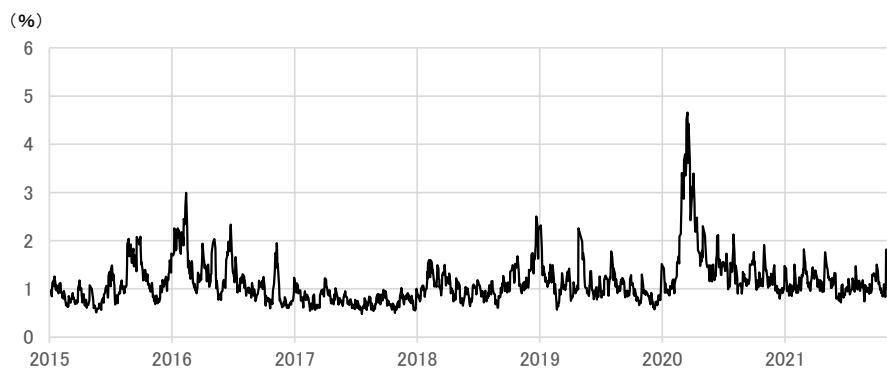
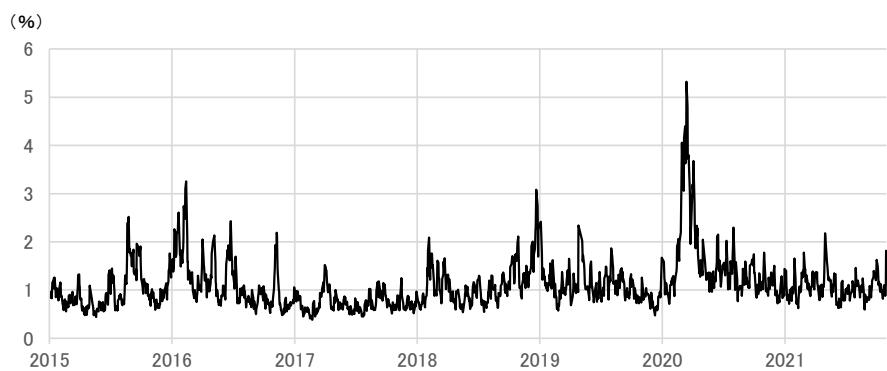


図 11 SPCE 非開示ポートフォリオのボラティリティ推移



型の投資信託に比べて市場リスクが大きいことを指摘したが、本分析ではサステナビリティ・テーマに積極的に取組んでいる企業の市場リスクは抑制されると結果となった。また、Ibikunle et al.(2017)や Climent et al(2011)は環境分野での社会的な意識の高まりが投資パフォーマンスに影響していることを示唆している。これに対して本分析の結果では、サステナビリティ・テーマは環境分野に限らず性別多様性も市場リスク低減に寄与しており、企業における性別多様性についても社会的な注目が高まっていると考えられる。

#### 4. 3 ボラティリティの推移

図 8 から図 11 ではボラティリティの条件付平均値の推定値の算術平均( $E(\exp(1/2)\beta_t|Y_n)$ )の推移を表示している。それぞれの図では縦軸の目盛りの大きさを統一しており、ボラティリティの大きさが比較可能である。いずれのポートフォリオにおいても①中国当局による通貨切り下げによって中国の景気後退懸念が拡大した 2015 年 8 月や、それを背景にした新興国経済を中心とした市場ショックが発生した 2016 年年初のボラティリティが拡大している。その後は、②2016 年 6 月の英国での国民投票による EU 離脱選択(Brexit)や、その後 11 月の米大統領選挙におけるトランプ氏の当選を受けたボラティリティの拡大がみられる。③2018 年 12 月には米国と中国における貿易摩擦の過熱、④2020 年前半の新型コロナウイルスの世界的な感染拡大によるボラティリティの拡大が確認できる。図 8 の WIN ポートフォリオに対して、図 9 にある NOTWIN ポートフォリオでは、2020 年の新型コロナウイルス拡大によってボラティリティが拡大した④の局面においてボラティリティの水準が WIN ポートフォリオを上回っていることが分かる。また、図 10 の SPCE 開示ポートフォリオと図 11 の SPCE 非開示ポートフォリオとを比較すると、①から④のいずれの局面においても SPCE 非開示ポートフォリオが SPCE 開示ポートフォリオのボラティリティを上回っていることが確認された。

### 5. 結論

本稿では、MSCI が算出するサステナビリティ・テーマ型の指標である MSCI 日本女性活躍指標を中心に、SV モデルを用いたボラティリティの分析を行った。分析では、サステナビリティ・テーマを考慮した場合に、ボラティリティに対する非対称効果や休日効果といった市場のアノマリーの影響が変化するかどうかを確認した。また、S&P Global および日本証券取引所が算出するカーボン・エフィシェント指標についても、その企業評価メソドロジーおよび産業グループ分類の一部に着目して分析を行った。

SV モデルによる分析の結果、女性活躍指標のうち性別多様性スコアが 9 以上の企業からなる WIN ポートフォリオでは、女性活躍指標に含まれなかった企業から構成される NOTWIN ポートフォリオに対して、ボラティリティ変動要因である市場アノマリーのうち、株価下落直後のボラティリティ拡大である非対称効果が抑制されることが示された。そのため、ESG すべての要素を考慮することと同様にサステナビリティ・テーマのうち S を考慮することもボラティリティ抑制に繋がることが確認された。一方、休日効果や月末効果、米国のボラティリティ波及効果、1 期前のボラティリティの影響では有意な差は認められなかった。また、カーボン・エフィシェント指標のうち、素材産業グループにおいては企業による環境関連情報の有無が非対称効果を抑制することが示され、その他の市場アノマリーについては情報開示による差は確認されなかった。このほか、S および E のいずれの場合においても、企業の取組みへの積極性の高さがボラティリティ抑制に繋がっていることが示された。

それぞれのポートフォリオのボラティリティ推移では、S と E のいずれにおいてもサステナビリティ・テーマを考慮したポートフォリオが新型コロナウイルスの世界的な感染拡大によるボラティリティの拡大局面を

中心にボラティリティが抑制されている結果が示された。

### 補論 A 推定方法

3章で示した(1)式および(2)式からなるSVモデルについて、 $\beta_t$ が与えられたときの $y_t$ 、 $\beta_{t-1}$ が与えられた時の $\beta_{t-1}$ の確率密度関数は、(A-1)式および(A-2)式から求められる。(A-1)は3章の(1)式から、(A-2)式は同じく(2)式から導出される。また、それらの事前分布の初期値は(A-3)と仮定した。

$$f_y(y_t|\beta_t) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\exp(\beta_t)}} \exp\left(-\frac{1}{2\exp(\beta_t)}(y_t - z_t\alpha)^2\right) \quad (\text{A-1})$$

$$f_\beta(\beta_t|\beta_{t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(y_t - x_t\gamma - \delta\beta_{t-1})^2\right) \quad (\text{A-2})$$

$$\alpha \sim N(\tilde{\alpha}, \tilde{\Sigma}_\alpha), \quad \beta_0 \sim N(\tilde{\beta}_0, \tilde{\sigma}^2_{\beta_0}), \quad \begin{pmatrix} \gamma \\ \delta \end{pmatrix} \sim N(\tilde{\gamma}, \tilde{\Sigma}_\gamma), \quad \sigma^2 \sim IG(\tilde{a}_0, \tilde{b}_0) \quad (\text{A-3})$$

なお、 $X \sim IG(a, b)$ は逆ガンマ分布であり、 $1/X \sim G(a, b)$ である。推定ではハイパーパラメータ $(\tilde{\alpha}, \tilde{\Sigma}_\alpha, \tilde{\beta}_0, \tilde{\sigma}^2_{\beta_0}, \tilde{\gamma}, \tilde{\Sigma}_\gamma, \tilde{a}_0, \tilde{b}_0)$ に初期値を与える必要がある。そこで、本稿では $\tilde{\alpha} = 0, \tilde{\Sigma}_\alpha = \infty, \tilde{\beta}_0 = 0, \tilde{\sigma}^2_{\beta_0} = \infty, \tilde{\gamma} = 0, \tilde{\Sigma}_\gamma = \infty, \tilde{a}_0 = 0, \tilde{b}_0 = \infty$ と、無情報事前分布を設定した。

次に、 $B_t = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_t)$ 、 $B_t^+ = (\beta_t, \beta_{t+1}, \dots, \beta_n)$ 、および $\theta = (\alpha', \gamma', \delta, \sigma)$ としたとき、本モデルでは $B_n$ と $\theta$ の推定が必要となる。そこで、(A-1)から(A-3)を用いて下記の条件付き密度関数を導出する。

$$f(\beta_t|B_{t-1}, B_{t+1}^+, \theta) \propto \begin{cases} \frac{1}{\sqrt{\exp(\beta_t)}} \exp\left(-\frac{1}{2\exp(\beta_t)}(y_t - z_t\alpha)^2\right) \\ \times \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\beta_{t+1} - x_{t+1}\gamma - \delta\beta_t)^2\right) \\ \times \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\beta_t - x_t\gamma - \delta\beta_{t-1})^2\right) \\ \text{for } t = 1, 2, \dots, n-1, \\ \frac{1}{\sqrt{\exp(\beta_t)}} \exp\left(-\frac{1}{2\exp(\beta_t)}(y_t - z_t\alpha)^2\right) \\ \times \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2}(\beta_t - x_t\gamma - \delta\beta_{t-1})^2\right) \\ \text{for } t = n, \end{cases} \quad (\text{A-4})$$

$$\beta_0|B_{t-1}^+, \theta \sim N(\tau b, \tau), \quad (\text{A-5})$$

ここで、 $\tau^{-1} = \delta^2/\sigma^2 + 1/\tilde{\sigma}^2_{\beta_0}$ かつ $b = \delta(\beta_1 - x_1\gamma)/\sigma^2 + \tilde{\beta}_0/\tilde{\sigma}^2_{\beta_0}$ ,

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \gamma \\ \delta \end{pmatrix} | B_n, \alpha, \sigma^2 &\sim N(Pq, P) \\ \text{ここで、} P^{-1} &= \tilde{\Sigma}_\gamma^{-1} + \sum_{t=1}^n x_t^{*'} x_t^* / \sigma^2, \quad q = \tilde{\Sigma}_\gamma^{-1} \tilde{\gamma} + \sum_{t=1}^n x_t^{*'} \beta_t / \sigma^2 \\ \text{かつ} x_t^* &= (x_t, \beta_{t-1}), \end{aligned} \tag{A-6}$$

$$\begin{aligned} \alpha | B_n, \gamma, \delta, \sigma^2 &\sim N(Qp, Q), \\ \text{ここで、} Q^{-1} &= \tilde{\Sigma}_\alpha^{-1} + \sum_{t=1}^n z_t' z_t e^{-\beta_t} \text{かつ} p = \tilde{\Sigma}_\alpha^{-1} \tilde{\alpha} + \sum_{t=1}^n z_t' y_t e^{-\beta_t}, \end{aligned} \tag{A-7}$$

$$\sigma^2 | B_n, \alpha, \gamma, \delta \sim IG \left( \tilde{\alpha}_0 + \frac{n}{2}, \left( \frac{1}{\tilde{b}_0} + \frac{\sum_{t=1}^n (\beta_t - x_t \gamma - \delta \beta_{t-1})^2}{2} \right)^{-1} \right), \tag{A-8}$$

これら(A-4)から(A-8)の条件付き密度関数を用いてギブスサンプリングによって $B_n$ および $\theta$ の推定を行う。なお、(A-4)から $\beta_t$ を直接サンプリングすることは困難なため、Metropolis-Hastings (MH) アルゴリズムを用いてサンプリングを行う。

## 補論 B ギブスサンプリングおよび MH アルゴリズム

ギブスサンプリングを用いた推定の手順は以下の 1 から 4 の通りである。

1. 適当な値を $(\alpha, \gamma, \delta, \sigma, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_T)$ に初期値として与える。
2. 下記の条件付き分布①～④を状態空間モデルから具体的に求め、順番に乱数を発生させる。この乱数発生法はギブスサンプラーと呼ばれる。

- ①  $f(\beta_0 | \alpha, \gamma, \delta, \sigma^2, \beta_1, \dots, \beta_T, y_1, \dots, y_T),$   
 $f(\beta_n | \alpha, \gamma, \delta, \sigma^2, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{n-1}, \beta_{n+1}, \dots, \beta_T, y_1, \dots, y_T), n = 1, 2, \dots, T-1$   
 $f(\beta_T | \alpha, \gamma, \delta, \sigma^2, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{T-1}, y_1, \dots, y_T),$
- ②  $f(\gamma, \delta | \alpha, \sigma^2, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{T-1}, y_1, \dots, y_T),$
- ③  $f(\alpha | \gamma, \delta, \sigma^2, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{T-1}, y_1, \dots, y_T),$
- ④  $f(\sigma^2 | \alpha, \gamma, \delta, \beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{T-1}, y_1, \dots, y_T),$

なお、 $(\alpha, \gamma, \delta, \sigma^2, \beta_0)$ についてはフラットな事前分布を仮定している。①のうち初期値 $\beta_0$ と、②、③は正規分布、④は逆ガンマ関数であり容易に乱数が生成できる。ただし、 $t=1, 2, \dots, T$  に関して①では容易に乱数を生成できないため MH アルゴリズムを用いる。

3. ステップ 2 を複数回繰り返す。本稿では $10^5$ 回繰り返し、最初の $10^4$ 回分のデータについては分析から除外し、その後の $10^5$ 回分のデータを用いて、その平均、標準偏差、歪度、尖度、パーセンタイル値を求めた。これらの値はそれぞれの事後分布を示すものとなる。

また、MH アルゴリズムの実行に当たって必要となる提案分布を設定した。 $f_*(\beta_t)$ を $\beta_t$ の提案分布とし、

$f_*(\beta_t) \propto f_\beta(\beta_{t+1}|\beta_t)f_\beta(\beta_t|\beta_{t-1})$ , for  $t = 1, 2, \dots, n-1$ ,かつ  $f_*(\beta_t) \propto f_\beta(\beta_t|\beta_{t-1})$ , for  $t = n$ ,とした。提案分布を用いることで目的分布である(A-4)の分布に従う $\beta_t$ のサンプリングが実行される。MH アルゴリズムの詳細については、Chib and Greenberg(1995)、Tierney(1994)を、SV モデルのベイズの手法を用いた推定方法については、Jaquier *et al.*(1994)、Tanizaki(2004)、Tanizaki *et al.*(2009)が詳しい。

## 参考文献

- Aono, K., and Okimoto, T. (2021) “When Does the Japan Empowering Women Index Outperform Its Parent and the ESG Select Leaders Indexes?” *Discussion Papers, 21-E-053, Research Institute of Economy, Trade and Industry*.
- Alberola, E., Chevallier, J. and Cheze, B. (2008) “Price drivers and structural breaks in European carbon prices 2005–2007” *Energy Policy*, 36, 787-797.
- Cantino, V., Alain D., Simona F., and Simona. (2017) “ESG Sustainability and Financial Capital Structure: Where they Stand Nowadays.” *International journal of business and social science*, 8, 116-126.
- Carlin, P. Bradley., Polson, G. Nicholas., and Stoffer, S. David. (1992) “A Monte Carlo Approach to Nonnormal and Nonlinear State-Space Modeling” *Journal of the American Statistical Association*, 87(418), 493-500.
- Chib, S. and Greenberg, E. (1995) “Understanding the Metropolis-Hastings algorithm” *The American Statistician*, 49, 327-335.
- Climent, F and Soriano, P. (2011) “Green and Good? The Investment Performance of US Environmental Mutual Funds” *Journal of Business Ethics*, 103(2), 275-287.
- Fama, E. F. and K. R. French (1993) “Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds” *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Friede, G., Busch, T., and Bassen, A (2015) “ESG and financial performance: aggregated evidence from more than 2000 empirical studies”, *Journal of Sustainable Finance & Investment*, 5(4), 210-233.
- Geweke, J. and Tanizaki, H. (1999) “On Markov Chain Monte-Carlo methods for nonlinear and non-Gaussian state-space models” *Communications in Statistics, Simulation and Computation*, 28, 867-894.
- Geweke, J. and Tanizaki, H. (2001) “Bayesian estimation of state-space model using the Metropolis-Hastings algorithm within Gibbs sampling” *Computational Statistics and Data Analysis*, 37, 151-170.
- Geweke, J. and Tanizaki, H. (2003) “Note on the Sampling Distribution for the Metropolis-Hastings Algorithm” *Communication in Statistics - Theory and Methods*, 32(4), 775-789.
- GSIA. (2020) “GLOBAL SUSTAINABLE INVESTMENT REVIEW 2020” <http://www.gsi-alliance.org/trends-report-2020/>
- Ibikunle, G., and Steffen, T. (2017) “European Green Mutual Fund Performance: A Comparative Analysis with their Conventional and Black Peers” *Journal of Business Ethics*, 145, 337-355.
- Ielasi F., and Rossolini M. (2019) “Responsible or Thematic? The True Nature of Sustainability-Themed Mutual Funds. Sustainability”, 11(12) 3304.
- Jaquier, E., Polson, N., and Rossi, P. E. (1994) “Bayesian analysis of stochastic volatility models” *Journal of Business and Economic Statistics*, 14 371-417.
- Jaquier, E., Polson, N., and Rossi, P. E. (2004) “Bayesian analysis of stochastic volatility models with fat-

- tails and correlated errors” *Journal of Econometrics*, 122, 185-212.
- Kim, Y., and Li, H., and Li. (2014) “Corporate Social Responsibility and Stock Price Crash Risk” *Journal of Banking and Finance*, 43, 1-13.
- Kim, S., Shepard, N. and Chib, S. (1998) “Stochastic volatility: Likelihood inference and comparison with ARCH models” *Review of Economic Studies*, 65, 361-393.
- Kunkel, R. A., William, S. C., and Beyer, S. (2003) “The turn-of-the-month effect still lives: the international evidence” *International Review of Financial Analysis*, 12(2), 207-221.
- Murata R, and Hamori S. (2021) “ESG Disclosures and Stock Price Crash Risk” *Journal of Risk and Financial Management*, 14(2), 70.
- Prokop, J. (2010) “On the persistence of a calendar anomaly: The day-of-the-week effect in German and US stock market returns” *International Research Journal of Finance and Economics*, 54, 176-190.
- Sabbaghi, O. (2022) “The impact of news on the volatility of ESG firms” *Global Finance Journal*, 51.
- Tanizaki, H. (2004) “On Asymmetry, Holiday and Day-of-the-Week Effects in Volatility of Daily Stock Returns: The Case of Japan” *Journal of the Japan Statistical Society*, 34(2), 129-152.
- Tanizaki, H. and Hamori, S. (2009) “Volatility transmission between Japan, UK and USA in daily stock returns” *Empirical Econometrics*, 36, 27-54.
- Tanizaki, H. (2020) “Nonlinear Smoother with Markov Chain Monte Carlo” In Sugimoto, S., Murata, M., and Ohnishi, K. *Nonlinear Filters*, Tokyo: Ohmsha, 347-376.
- Tierney, L. (1994) “Markov Chains for exploring posterior distributions” *The Annals of Statistics*, 22, 1701-1762.
- Watanabe, T. (1999) “A Nonlinear Filtering Approach to Stochastic Volatility Models with an Application to Daily Stock Returns” *Journal of Applied Econometrics*, 14(2), 101-121.
- Yu, Jongmin. And Mallory, M. Mindy(2014) “Exchange rate effect on carbon credit price via energy markets” *Journal of International Money and Finance*, 47, 145-161.
- Zhang, Y. and Shun, Y. (2016) “The dynamic volatility spillover between European carbon trading market and fossil energy market” *Journal of Cleaner Production*, 112, 2654-2663.
- 齋藤周 (2022) 「日本株式を対象とした ESG 総合型指数のボラティリティ分析」 Discussion Papers, No.21-20, Graduate School of Economics, Osaka University.
- 谷崎久志(2010)「株価, 為替, 金利のボラティリティの変動要因・相互依存関係について: ノンパラメトリック推定の応用」『国民経済雑誌』 第 201 卷, 第 3 号, 15-28.
- 谷崎久志(2012)「日本における株価, 外国為替レート, 金利のボラティリティの相互作用に関する分析」『経済学論究』 第 66 卷, 第 1 号, 29-46.
- 湯山智教(2019)「ESG 投資のパフォーマンス評価を巡る現状と課題」東京大学公共政策大学院ワーキング・ペーパーシリーズ, GraSPP-DP-J-19-001.

# Volatility Analysis of Sustainability-Themed Japanese Equity Indices

Amane Saito<sup>†</sup>

Hisashi Tanizaki<sup>‡</sup>

## Abstract

In this paper, we analyze the return and volatility of portfolios based on Sustainability Themed Japanese Equity Index, which focuses on social (S) and environment (E) using the Stochastic Volatility (SV) model. The daily data of stock price from January 5, 2015 to October 29, 2021 are utilized. As a result of the analysis, it was confirmed that the asymmetry effect, which captures the increase in volatility after a stock price decline, is significantly smaller for the portfolio that take gender diversity into account. On the other hand, no effect of considering gender diversity was found for the holiday effect, the turn of the month effect, and U.S. volatility spillover effect. In addition, for the portfolio that take into account the information disclosure on corporate greenhouse gas (GHG) emissions, which is the theme of E, the asymmetry effect was confirmed to be significantly smaller in Material industry as well.

JEL Codes: C58, G17, M14, Q50.

Key words: SV model, Sustainability themed Indices, Gender Diversity, Greenhouse Gas(GHG) emissions, Market Anomaly (asymmetry effect, holiday effect, turn of the month effect)

---

<sup>†</sup> Graduate School of Economics, Osaka University. E-mail: u567694k@ecs.osaka-u.ac.jp

<sup>‡</sup> Graduate School of Economics, Osaka University. E-mail: tanizaki@econ.osaka-u.ac.jp