

Discussion Papers In Economics And Business

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

齋藤周

Discussion Paper 21-27

February 2022

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

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*

齋藤周†

要旨

本稿では、従来の時価総額加重型である東証株価指数 (TOPIX) と企業の ESG 評価を考慮した ESG 総合型である FTSE Blossom Japan Index の構成銘柄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、その収益率とボラティリティを確率的ボラティリティ変動 (SV: Stochastic Volatility) モデルを用いて分析した。分析の結果、時価総額加重型では収益率が米国の株式市場と連動することが確認された。また、ボラティリティに対する市場アノマリーの影響では、非対称効果、休日効果、月末効果、米国のボラティリティ波及効果が確認され、それぞれの局面でボラティリティが拡大していることが示された。ESG 総合型では、収益率が米国の株式市場に連動する点は時価総額加重型と同様だったものの、1 期前の収益率が有意に負の影響をもっていることから、株価が下落 (上昇) した直後に上昇 (下落) する傾向があり、株価が短期間で一方向に動きにくい性質を持つことが確認された。加えて、ボラティリティの非対称効果の係数が時価総額加重型に比べて有意に小さいことが明らかになった。そのため、企業の ESG 評価を考慮することで、例えば株価下落局面では収益率が連続的にマイナスとなりにくくなるほか、株価下落直後のボラティリティ拡大も抑制されることが確認された。

JEL 分類コード: C58, G17, Q50, M14, G34.

キーワード: SV モデル, ESG, ESG 総合型指数, 市場アノマリー (非対称効果, 休日効果, 曜日効果)

* 本論文の作成に当たっては指導教員である大阪大学大学院経済学研究科の谷崎久志教授による指導及びゼミ参加の院生の方々からの有益なコメントを頂いた。ここに感謝の意を表したい。

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

1. はじめに

本稿では、ESG すなわち環境 (Environment)・社会 (Social)・ガバナンス (Governance) が株式投資のパフォーマンスに与える影響をボラティリティを中心に分析する。近年では企業の ESG への取り組みを重視した投資 (以下、ESG 投資) が注目を集めている。背景には、2006 年 4 月に国際連合によって公表された責任投資原則 (PRI: Principles for Responsible Investment) の中で ESG の考慮が明記されたことがある。その後 PRI の署名機関数が拡大するとともに世界の ESG 投資の残高も増加している。日本国内では、年金基金や運用会社などが PRI に署名しており、年金基金では年金積立金管理運用独立行政法人 (GPIF) が PRI への署名とともに企業の ESG 評価を反映した株式指数 (以下、ESG 指数) への投資を行っている。

ESG に関する研究は多く行われており、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) との関係性を論じたものに湯山(2019)がある。また、ESG の具体的な投資の類型として、GSIA(2020)では同業種のうち 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」、ルールに応じて投資の意思決定に明示的に ESG 評価を組入れた「ESG インテグレーション」、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」などが挙げられている。

ESG 投資のリスク・リターンに関する研究では、Friede, Busch and Bassen(2015)が、ESG を含む責任投資と企業の財務パフォーマンスとの関係について、1970 年代以降の 2,200 の実証分析のレビューを行っており、90%以上の分析では企業の ESG 評価と財務パフォーマンスとが非負の関係にあることを確認している。また、過半数の分析は企業の ESG 評価が高いほど財務パフォーマンスが高くなる関係を確認しているほか、成熟度の低い市場において ESG の影響が顕著であるとしている。Cantino, Alain, Simona and Simona(2017)では、ESG 評価と株式及び債券の資本コストとの関係に着目し、31 の学術論文をレビューし、株式では一定の関係がみられたものの債券では明確な関係が見られなかったことを示している。

このほか、Kim, Li and Li(2014)は、米国の上場企業を対象に企業の ESG 評価が株価の下落リスクに与える影響を分析している。分析では、企業の株価の下落リスクとして Chen, Hong and Stein(2001)の手法に基づいて株価リターンの条件付き分布の歪度 (NCSKEW) と、株価が上昇した週と下落した週との標準偏差の比率 (DUVOL) の 2 つの変数を使用している。また、説明変数として ESG 評価には MSCI による企業の社会 (S) に関する評価のうち、コミュニティ、ダイバーシティ、労働者との関係、環境、製品の 5 つの項目を用いており、いずれにおいても企業の ESG 評価が高いほど株価下落リスクが小さいことを指摘している。Murata and Hamori(2021)では、Chen *et al.*(2001)による NSCKEW と DUVOL を用いて、日米欧の企業を対象に企業の ESG 情報の開示が株価の下落リスクに与える影響を分析しており、その結果に地域差がみられることを指摘している。

ESG 指数を分析したものには Sabagghi(2022)があり、MSCI が算出する米国企業を対象とした ESG 指数について、EGARCH(Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)モデルを用いて 1 期前のショックの大きさに対するボラティリティの分布である News Impact Curve の考察を行っている。考察に際しては(1) ESG 評価の高い企業に対する悪い内容のニュースショックは良い内容のニュースショックに比べて大きい、(2) 悪い内容のニュースによるボラティリティへの影響は規模の小さい企業の方が小さい、の 2 つの仮説を検討しており、分析の結果いずれの仮説も検証されたとしている。ただし(1)については、ESG 指数と従来の時価総額加重型の株式指数との比較は行われておらず、ボラティリティ

の分布が左に裾野の厚い形状となっていることが ESG 指数に特有の現象かは確認されていない。

株式指数のボラティリティを分析する手法としては、GARCH モデルのほかに確率的ボラティリティ変動 (SV: Stochastic Volatility) モデルがある。SV モデルを用いて株式指数のボラティリティに関する市場アノマリー分析を行ったものには Tanizaki(2004)がある。また、Tanizaki and Hamori(2009)では、日米英間でのボラティリティの波及効果の影響分析を行っている。本稿では、企業の ESG 評価を反映した株式指数である ESG 指数を対象に、SV モデルを用いてボラティリティの分析を行う。分析では、日本企業を対象とした従来の時価総額加重型指数と ESG 指数とで、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分析する。なお、SV モデルでは指数の収益率の変動要因の分析も可能なため、同時に収益率についての考察も行う。

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、GPIF が投資を行っている複数の ESG 指数のうち FTSE が算出する FTSE Blossom Japan Index を参照し、その一時点の構成銘柄に基づくポートフォリオを作成して ESG 投資の分析対象とする。同指数は FTSE による企業の ESG への取り組みの評価である「ESG レーティングス」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」型である。指数の構築では、まず日本企業を対象とした従来の時価総額加重型指数である FTSE Japan All Cap 指数の構成銘柄の ESG 評価を行い、0~5 の ESG レーティングスを対象企業に付与する³。FTSE Blossom Japan Index は FTSE Japan All Cap Index の構成銘柄から選ばれるため、後者は前者の親指数と呼ばれる。親指数のうち ESG レーティングスが 3.3 以上の企業を ESG 指数へ新規に組入れる。一方、定期的な構成銘柄情報の更新(定期リバランス)では既に FTSE Blossom Japan Index に組入れられている企業のうち ESG レーティングスが 2.9 未満の場合は ESG 指数から除外する。FTSE の ESG レーティングスでは、企業による事業活動の潜在的な ESG リスクに対する企業の取り組み内容・対応を評価している。FTSE Blossom Japan Index は 6 月と 12 月に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、本分析では FTSE のホームページ (<https://www.ftserussell.com/ja/products/indices/blossom-japan>) で公表されている 2021 年 6 月 21 日時点の構成銘柄である 229 社を均等ウェイトで集約したポートフォリオを分析に用いた(以下、Blossom ポートフォリオ)⁴。さらに、ESG 評価の影響をより明確に捉えるため Blossom ポートフォリオのうち ESG 評価が 4 以上の企業 45 社を均等ウェイトで集約したポートフォリオを構築した。それら 2 つのポートフォリオに対して、2021 年 6 月 21 日の構成銘柄情報に基づく東証株価指数(TOPIX)の構成銘柄からなる均等ウェイトのポートフォリオ(以下、TOPIX ポートフォリオ)を構築⁵し、それぞれ 3 つのポートフォリオについての SV

³ 親指数に含まれる企業が一定期間内に人権侵害や労働者権利などに反しているかなど企業の不祥事の分析もっており、不祥事が一定基準以上の場合には、当該企業を ESG 指数の対象銘柄から除外する等、事前のスクリーニングが行われている。

⁴ 例えば、S&P ダウ・ジョーンズ・インデックスが算出する米国を対象とした時価総額加重型の指数である S&P500 インデックスについては、構成銘柄の各社のウェイトを 0.2 ずつの等ウェイトとした指数も算出されている。こうした等ウェイト指数は、日本の株式を対象にも算出されており、構成銘柄のうち規模の大きい企業への偏重を調整する指数として知られている。

⁵ 株価データの取得元は、NIKKEI NEEDS FinancialQuest である。

図1 TOPIX ポートフォリオ (左軸) とその変化率 (右軸)



図2 Blossom ポートフォリオ (左軸) とその変化率 (右軸)



図3 Blossom (ESG 評価 4 以上) ポートフォリオ (左軸) とその変化率 (右軸)



モデルの推定結果を比較することで ESG 総合型指数が持つボラティリティの特性を考察する。

なお、分析対象を均等ウェイトとすることで、指数算出で一般的に行われている(1)企業の時価総額と ESG 評価の両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。もともと、(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」型であるため一般の時価総額加重型指数に対する ESG 評価に基づいた銘柄選択の影響を捉えているため ESG 評価による影響の分析は可能である。(2)に関しては銘柄入替による影響が考慮できないことになるため、本分析では ESG 評価の高い銘柄に投資していたケースのバックワードの分析となっている。対象期間は 2015 年 1 月 5 日から 2021 年 10 月 29 日までとした。

図 1 から 3 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。いずれのポートフォリオ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 年初から 2021 年にかけて価格は小幅に上昇している。ただし、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前後での株式市場の下落が確認できる。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、その後急回復している。それぞれのイベントにおける変化率をみても、どの指数も概ね日次で±5%の変化であり ESG 評価の有無による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。

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

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

ϵ_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 σ^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 3 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 $\exp((1/2)\beta_t)$ から構成される。 z_t は $1 \times k_1$ の外生変数ベクトル、 α 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、 γ 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 β_t は外生変数の x_t と β_{t-1} に依存している。 y_t は観測可能、 β_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 β_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 及び z_t に導入した変数について説明する。まず x_t に関し、定数項のみの $x_t = (1)$ を導入したケースをモデル 1 とした。次に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、 $x_t = (1, d_t^-)$ とした (モデル 2)。日本株の非対称効果については、Watanabe(1999)、Tanizaki(2004)、Tanizaki *et al.*(2009) などでの影響が確認されている。

モデル 3 として、株式市場の休場日数がボラティリティに与える影響として休日効果を導入する。株式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る。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 、 $x_t = (1, h_t)$ 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。

モデル 4 として、米国の株式市場のボラティリティ波及効果を導入する。日本の株式市場は米国の株式市場の影響を受けることが知られている (Tanizaki(2004))。本分析では、S&P500 インデックスを用いてそのボラティリティ変数として (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。分析では $\hat{\beta}^{US}_t$ を米国株式のボラティリティの代理変数とし、 $x_t = (1, \hat{\beta}^{US}_t)$ とした。

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

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

このほか、曜日ごとに株式市場のボラティリティが異なる傾向にあることは実務的にも学術的にも着目されている点であり、曜日効果と呼ばれている。そこでモデル 5 として曜日に関するダミー変数を月曜日から金曜日のそれぞれについて導入し、 $x_t = (d_t^{Mon}, d_t^{Tue}, d_t^{Wed}, d_t^{Thr}, d_t^{Fri})$ とした。このダミー変数は例えば月曜日であれば $d_t^{Mon} = 1$ 、その他の $d_t^{Tue}, d_t^{Wed}, d_t^{Thr}, d_t^{Fri}$ で表される火曜日、水曜日、木曜日、金曜日は 0 となる。Tanizaki(2004) では同様のダミー変数を用いて 1990 年代にかけての日経平均株価指数を分析し、火曜日のボラティリティが小さくなることを確認している。

さらに、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))。これは指数の定期リバランスや、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考えられる。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、 $x_t = (1, d_t^{TOM})$ とした (モデル 6)。それぞれの効果の有効性を確認するために、モデル 1 からモデル 6 について、TOPIX ポートフォリオに関して推定を行った。

4. 推定結果

4.1 SV モデルの比較

表 4 ではモデル 1 から 8 における $Y_n = \{y_1, y_2, \dots, y_n\}$ の対数尤度関数 $\log f_Y(Y_n)$ を示している。 k_1 は z_t における、 k_2 は x_t における変数の数を示している。ボラティリティの説明変数に定数項のみを含むモデル 1 の $\log f_Y(Y_n)$ をみると -2,183.0 であり、定数項に加えて非対称効果を導入したモデル 2 は -2,169.9 と

$\log f_Y(Y_n)$ がモデル 1 に比べて大きい。そのため、TOPIX ポートフォリオにおける非対称効果が特定される。同様にモデル 3、4、6 も値がモデル 1 より大きいため、休日効果、月末効果、米国のボラティリティ波及効果が特定される。一方で、モデル 5 は $\log f_Y(Y_n)$ の値がモデル 1 に比べて小さく、Tanizaki(2004)と異なり曜日効果は確認されなかった。

なお、有意性が確認された非対称効果、休日効果、月末効果、米国のボラティリティ波及効果を一度に推定したのがモデル 7 である。さらに、モデル 7 の外生変数ベクトルの z_t に、定数項のほかに 1 期前のポートフォリオの収益率(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})とした $z_t = (1, y_{t-1}, y_t^{US})$ を導入したものをモデル 8 とした。モデル 1 から 8 の $\log f_Y(Y_n)$ を比較したところその値が最も大きくなったモデル 8 を TOPIX ポートフォリオと Blossom ポートフォリオとの比較分析において用いる。

表 4 モデルの尤度比較

モデル	$\log f_Y(Y_n)$	k_1	k_2	モデル	$\log f_Y(Y_n)$	k_1	k_2
1	-2,183.0	0	1	5	-2,184.7	0	5
2	-2,169.9	0	2	6	-2,182.0	0	2
3	-2,168.7	0	2	7	-2,150.8	0	5
4	-2,156.1	0	2	8	-2,000.8	3	5

4. 2 時価総額加重型の結果

TOPIX ポートフォリオと Blossom ポートフォリオとの推定結果は表 5 から 7 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, 0.500, 0.975, 0.995 はそれぞれ 0.5%, 2.5%, 5%, 50%, 97.5%, 99.5%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⁶。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。正規分布の場合に尖度は 3 となり、3 より大きい場合は裾野の広い分布となる。

表 5 は TOPIX ポートフォリオの推定結果である。 z_t のそれぞれの変数をみると、定数項と 1 期前の収益率(y_{t-1})が有意な結果となっていない一方で、 t 期に利用可能な米国の直近の株価収益率(y_t^{US})が有意にプラスの影響を持つことが示された。そのため、TOPIX ポートフォリオでは株価に上昇/下落の明確なトレンドはなく、株価が一度上昇(下落)すると反落(反発)することなく一方向への値動きが続きやすい性質にあることが分かる。また、米国の株価収益率に連動する傾向がみられた。次に x_t のそれぞれの変数の推計結果を確認する。まず定数項を除くいずれの変数も有意にプラスの効果を持っており、市場アンマリーのなかでは非対称効果(d_t^-)の係数が平均 0.4682、0.005 (0.5%ポイント)で 0.3310、0.995 (99.5%ポイント)で 0.6091 と統計的に非負であり、その平均値も他の係数に比べて大きいことが示

⁶ 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。

表 5 TOPIX ポートフォリオの推定結果

	α_1	α_2	α_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	δ	σ
(z_t, x_t)	1	y_{t-1}	$y_{US,t-1}$	1	d'_t	h_t	d^{TOM}_t	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{1,t-1}$	
AVE	0.0302	-0.0248	0.4529	-0.3708	0.4682	0.2007	0.1116	0.1160	0.7867	0.1817
STD	0.0185	0.0240	0.0267	0.0361	0.0534	0.0345	0.0535	0.0187	0.0285	0.0349
Skewness	-0.0011	0.0060	0.0045	-0.0494	0.0513	0.0283	0.0365	0.3534	-0.3318	0.4485
Kurtosis	2.9916	2.9983	2.9901	3.0756	3.0867	3.0049	3.0574	3.2205	3.1379	3.4215
0.005	-0.0173	-0.0862	0.3843	-0.4666	0.3310	0.1123	-0.0262	0.0737	0.7043	0.1044
0.025	-0.0060	-0.0716	0.4006	-0.4428	0.3646	0.1339	0.0070	0.0823	0.7261	0.1194
0.050	-0.0002	-0.0643	0.4090	-0.4303	0.3815	0.1443	0.0240	0.0873	0.7372	0.1286
0.500	0.0302	-0.0248	0.4530	-0.3706	0.4675	0.2004	0.1115	0.1149	0.7882	0.1791
0.950	0.0607	0.0146	0.4969	-0.3116	0.5565	0.2576	0.2005	0.1484	0.8311	0.2431
0.975	0.0663	0.0224	0.5054	-0.3002	0.5736	0.2685	0.2180	0.1561	0.8383	0.2582
0.995	0.0778	0.0375	0.5211	-0.2788	0.6091	0.2899	0.2536	0.1706	0.8504	0.2881
CD	0.7994	0.6305	0.4416	0.8142	0.7100	0.9915	0.5801	0.4936	0.2996	0.2162

表 6 Blossom ポートフォリオの推定結果

	α_1	α_2	α_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	δ	σ
(z_t, x_t)	1	y_{t-1}	$y_{US,t-1}$	1	d'_t	h_t	d^{TOM}_t	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{1,t-1}$	
AVE	0.0151	-0.0513	0.5603	-0.2916	0.3321	0.2052	0.1878	0.1108	0.7871	0.2041
STD	0.0201	0.0234	0.0293	0.0340	0.0523	0.0343	0.0552	0.0201	0.0328	0.0426
Skewness	0.0091	0.0104	0.0081	-0.0204	0.0779	0.0160	0.0300	0.4341	-0.4137	0.5329
Kurtosis	2.9634	3.0091	3.0045	3.0691	3.0399	2.9466	3.0710	3.3503	3.2662	3.5019
0.005	-0.0362	-0.1112	0.4853	-0.3815	0.2001	0.1185	0.0461	0.0667	0.6887	0.1144
0.025	-0.0241	-0.0971	0.5029	-0.3590	0.2309	0.1384	0.0792	0.0755	0.7169	0.1306
0.050	-0.0181	-0.0896	0.5120	-0.3475	0.2472	0.1487	0.0975	0.0804	0.7297	0.1402
0.500	0.0151	-0.0514	0.5602	-0.2914	0.3315	0.2052	0.1878	0.1094	0.7895	0.2007
0.950	0.0482	-0.0129	0.6085	-0.2358	0.4191	0.2617	0.2783	0.1461	0.8372	0.2802
0.975	0.0546	-0.0053	0.6179	-0.2247	0.4368	0.2724	0.2964	0.1546	0.8451	0.2987
0.995	0.0669	0.0094	0.6360	-0.2033	0.4710	0.2941	0.3340	0.1715	0.8593	0.3389
CD	0.2340	0.8620	0.2122	0.2491	0.7663	0.7217	0.5564	0.0448	0.0255	0.0242

表 7 Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオの推定結果

	α_1	α_2	α_3	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	δ	σ
(z_t, x_t)	1	y_{t-1}	$y_{US,t-1}$	1	d'_t	h_t	d^{TOM}_t	$\hat{\beta}_{t-1}^{US}$	$\beta_{1,t-1}$	
AVE	0.0193	-0.0489	0.5667	-0.2563	0.2830	0.2054	0.1982	0.1265	0.7569	0.2601
STD	0.0211	0.0236	0.0305	0.0348	0.0533	0.0348	0.0583	0.0228	0.0377	0.0533
Skewness	0.0030	0.0087	0.0186	-0.0332	0.0715	0.0356	0.0639	0.4639	-0.4281	0.5460
Kurtosis	2.9554	3.0018	3.0101	3.0421	3.0794	2.9472	3.0619	3.2620	3.1862	3.4596
0.005	-0.0342	-0.1098	0.4886	-0.3488	0.1479	0.1175	0.0509	0.0780	0.6454	0.1488
0.025	-0.0220	-0.0951	0.5072	-0.3250	0.1797	0.1380	0.0842	0.0872	0.6750	0.1693
0.050	-0.0153	-0.0876	0.5169	-0.3135	0.1967	0.1484	0.1032	0.0922	0.6902	0.1814
0.500	0.0192	-0.0489	0.5666	-0.2561	0.2823	0.2051	0.1976	0.1247	0.7598	0.2551
0.950	0.0540	-0.0099	0.6172	-0.1995	0.3714	0.2632	0.2952	0.1673	0.8140	0.3555
0.975	0.0604	-0.0024	0.6269	-0.1887	0.3898	0.2737	0.3140	0.1765	0.8225	0.3785
0.995	0.0732	0.0126	0.6457	-0.1668	0.4263	0.2953	0.3526	0.1943	0.8376	0.4276
CD	0.5246	0.7701	0.2606	0.2893	0.8465	0.7692	0.1049	0.0408	0.0293	0.0323

された。非対称効果は株価下落直後のボラティリティの大きさを捉えるものであり、その値が大きいほど市場急変時にボラティリティが拡大しやすく、ポートフォリオのリスクが大きくなると考えられる。休日効果(h_t)の平均は 0.2007、月末効果(d_t^{TOM})の平均は 0.1116、米国のボラティリティ波及効果($\hat{\beta}_{US,t}$)の平均は 0.1160 といずれも有意にプラスの影響が確認された。

4. 2 ESG 総合型の結果

表 6 では Blossom ポートフォリオの推定結果を示している。まず、 z_t のそれぞれの変数を見ると、TOPIX ポートフォリオと同様に定数項は有意ではなく、 t 期に利用可能な米国の直近の株価収益率(y_t^{US})が有意にプラスの影響を持っている。一方で、1 期前の収益率(y_{t-1})の係数は有意にマイナスであり、株価が上昇(下落)した翌営業日に反落(反発)しやすい傾向にあることが確認された。そのため、ESG を考慮することで時価総額加重型に比べて株価が短期間で一方向に動きにくくなる傾向があるといえる。次に、 x_t のそれぞれの変数の推定結果を確認すると、TOPIX ポートフォリオ同様にいずれの市場アノミーの係数も有意な結果が示された。まず、非対称効果(d_t)の係数が平均 0.3321 であり、TOPIX ポートフォリオでの平均 0.4682 に比べて小さい。但し、0.05(5%ポイント)は 0.2472、0.950(95%ポイント)が 0.4191 となっており、95%ポイントにおける係数の値は TOPIX ポートフォリオの非対称効果の 5%ポイントにおける値(0.3815)を上回っており、その差が統計的に有意とは言えない。このほか、休日効果(h_t)は平均 0.2052、月末効果(d_t^{TOM})は平均 0.1878、米国のボラティリティ波及効果($\hat{\beta}_{US,t}$)は平均 0.1108 であり、投資家によるリバランスに伴う取引を反映する月末効果が TOPIX ポートフォリオに比べてやや大きく、その他は概ね同程度の影響がみられた。ただし、いずれも統計的に有意な差は認められなかった。

表 7 は Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオの分析結果である。 z_t のそれぞれの変数を見ると、定数項は有意ではないものの、 t 期に利用可能な米国の直近の株価収益率(y_t^{US})が有意にプラスであることが示された。また、1 期前の収益率(y_{t-1})の係数は有意にマイナスであり、株価が上昇(下落)した翌営業日に反落(反発)しやすい傾向にあることが確認された。これは Blossom ポートフォリオと同じ傾向である。次に、 x_t のそれぞれの変数の推定結果を確認すると、非対称効果(d_t)の係数が平均 0.2830 であり、0.05(5%ポイント)が 0.1967、0.950(95%ポイント)が 0.3714 となっている。この 95%ポイントにおける値は TOPIX ポートフォリオの非対称効果の 5%ポイントにおける値(0.3815)を下回っており、ESG 評価をより強く考慮することで、株価下落後のボラティリティがより抑えられることが確認された。そのほか、休日効果(h_t)は平均 0.2054、月末効果(d_t^{TOM})は平均 0.1982、米国のボラティリティ波及効果($\hat{\beta}_{US,t}$)は平均 0.1265 であり、Blossom ポートフォリオと概ね同程度の値であった。

以上の結果から、時価総額加重型指数を元にした TOPIX ポートフォリオに対して ESG を考慮した Blossom ポートフォリオでは、その収益率が短期的に一方向に動きにくくなることや、Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオではボラティリティに関して、株価下落直後にボラティリティが拡大する市場アノミーの影響が小さいことが確認された。

4. 4 ボラティリティの推移

図 4 から図 6 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できる。図 4 の TOPIX ポートフォリオでは、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

図 4 TOPIX ポートフォリオのボラティリティ

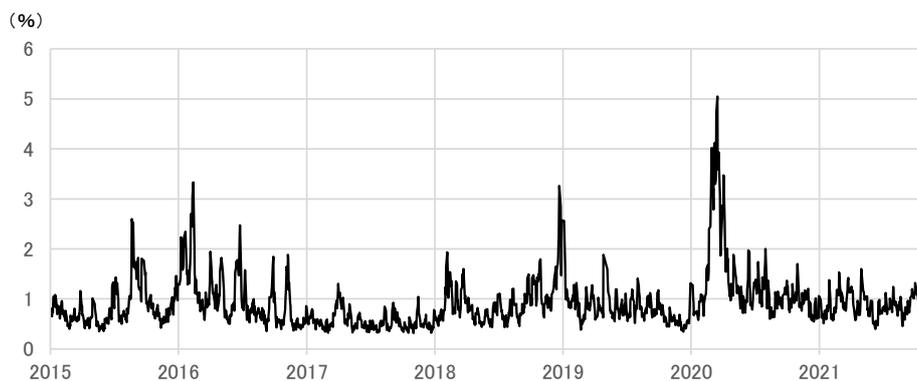


図 5 Blossom ポートフォリオのボラティリティ

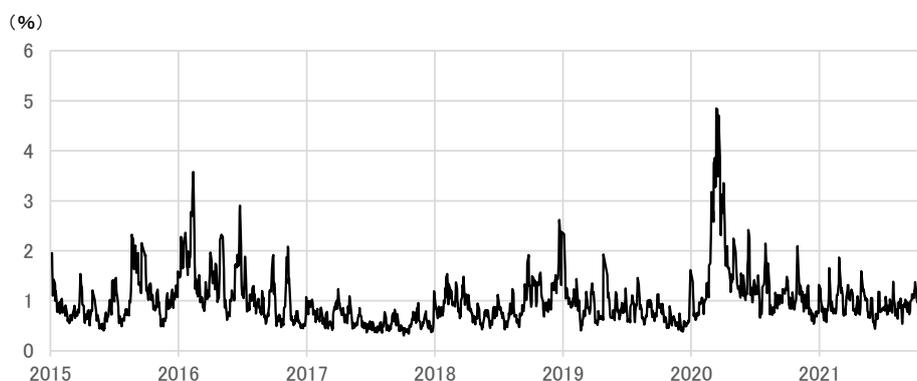
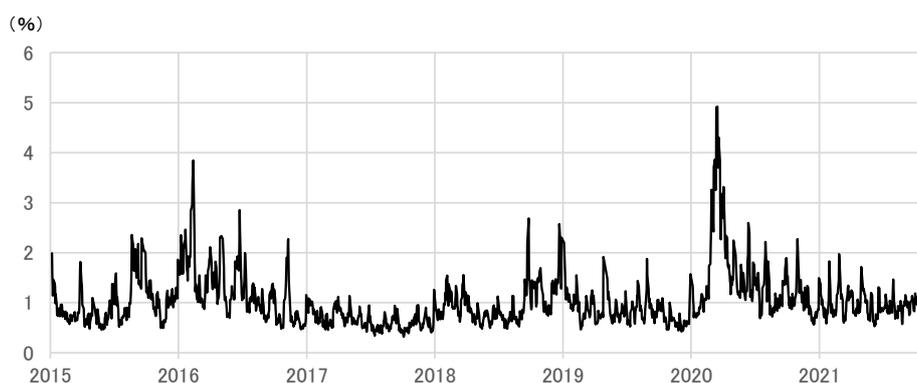


図 6 Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオのボラティリティ



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での感染拡大によるボラティリティの拡大が確認できる。

Blossom ポートフォリオ及び Blossom (ESG 評価 4 以上)ポートフォリオのボラティリティ推移を示した図 5 と図 6 においても①～④の局面でボラティリティが拡大しており、①と②の局面ではボラティリティの水準が TOPIX ポートフォリオを一時的に上回る動きが確認できる(2016年2月12日、TOPIX:3.33%、

Blossom:3.58%、Blossom(評価 4 以上):3.84%)。一方、③や④では TOPIX ポートフォリオを下回っていることが示された(2020 年 3 月 16 日、TOPIX:5.05%、Blossom:4.83%、Blossom(評価 4 以上):4.92%)。なお、TOPIX ポートフォリオに比べて Blossom ポートフォリオのボラティリティが小さい場合でも、Blossom ポートフォリオに比べて Blossom(評価 4 以上)ポートフォリオのボラティリティが大きい場合もあり、ボラティリティの水準が必ずしも TOPIX、Blossom、Blossom(評価 4 以上)ポートフォリオの順番にはなっていないことが確認できる。

5. 結論

本稿では、従来の時価総額加重型である TOPIX 及び ESG 評価を踏まえて銘柄を選別した ESG 総合型の FTSE Blossom Japan Index の構成銘柄に基づいたポートフォリオを構築し、その収益率とボラティリティを SV モデルを用いて分析した。これまで ESG 評価が個別企業の株価収益率やリスクに与える影響を分析したものは多くあるが、指数をはじめとしたポートフォリオに集約した場合の分析を行ったものは、ESG 指数のボラティリティ分析を行った Sabaghi(2022)などと少ないほか、時価総額加重型と ESG 総合型との比較は筆者の知る限り行われていない。

分析においては、TOPIX ポートフォリオと Blossom ポートフォリオに関し、その価格推移や変化率、またボラティリティ水準の推移で比較したところ明確な差は認められず、それらの推移から ESG の効果は明らかにならなかった。しかし、SV モデルを用いて収益率の変動要因とボラティリティに対する市場アノマリーの影響を分析することで、両者の違いが明らかになった。まず、TOPIX ポートフォリオについて、収益率はトレンドを持たず 1 期前の収益率も影響しない一方で米国の株式市場と連動することが確認された。また、ボラティリティに対する市場アノマリーの影響では、非対称効果、休日効果、月末効果、米国のボラティリティ波及効果が確認され、それぞれの局面でボラティリティが拡大していることが示された。ESG 評価を考慮した Blossom ポートフォリオとその対象を ESG 評価がより高い企業のみに絞った Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオでは、収益率においてはトレンドを持たず米国の株式市場に連動する点は TOPIX ポートフォリオと同様だったものの、1 期前の収益率が有意に負の影響をもっていることから、株価が下落(上昇)した直後に上昇(下落)する傾向があり、株価が短期間で一方向に動きにくい性質を持つことが確認された。加えて、Blossom(ESG 評価 4 以上)ポートフォリオではボラティリティの非対称効果の係数が TOPIX ポートフォリオに比べて有意に小さいことが明らかになった。そのため、企業の ESG 評価を考慮することで、例えば株価下落局面では収益率が連続的にマイナスとなりにくくなるほか、株価下落直後のボラティリティ拡大も抑制されることが示された。

以上のように、従来の時価総額加重型に比べて ESG 評価を考慮したポートフォリオは収益率及びボラティリティにおいてその変動リスクを抑制する性質があるといえる。

補論 A 推定方法

3章で示した(1)式及び(2)式からなるSVモデルについて、 β_t が与えられたときの y_t 、 β_{t-1} が与えられた時の β_{t-1} の確率密度関数は、(A-1)式及び(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、 $B_t = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_t)$ 、 $B_t^+ = (\beta_t, \beta_{t+1}, \dots, \beta_n)$ 、及び $\theta = (\alpha, \gamma, \delta, \sigma)$ としたとき、本モデルでは B_n と θ 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。

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

$$\beta_0|B_1^+, \theta \sim N(\tau b, \tau), \quad (\text{A-5})$$

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

$$\begin{pmatrix} Y \\ \delta \end{pmatrix} | B_n, \alpha, \sigma^2 \sim N(Pq, P)$$

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

$$\alpha | B_n, \gamma, \delta, \sigma^2 \sim N(Qp, Q),$$

$$\text{ここで、} Q^{-1} = \tilde{\Sigma}_\alpha^{-1} + \sum_{t=1}^n z_t' z_t e^{-\beta_t} \text{かつ } p = \tilde{\Sigma}_\alpha^{-1} \tilde{\alpha} + \sum_{t=1}^n z_t' y_t e^{-\beta_t}, \tag{A-7}$$

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

これら(A-4)から(A-8)の条件付き密度関数を用いてギブズサンプリングによって B_n 及び θ の推定を行う。なお、(A-4)から β_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 ギブズサンプリング及び MH アルゴリズム

ギブズ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ズ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 β_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 β_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 β_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 and Rossi(1994)、Tanizaki(2004)、Tanizaki *et al.*(2009)が詳しい。

補論 C 周辺尤度

モデル 1~8 を比較するために、周辺尤度による比較を行う。(A-1)式より $f_Y(Y_n|B_n, \theta) = f_Y(y_t|\beta_t)$ とし、周辺尤度 $f_Y(Y_n)$ を評価するために、Newton and Raftery(1994)が下記(C-1)式を提案している。

$$f_Y(Y_n) = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{1}{f_Y(Y_n|B_{n,i}, \theta_i)} \right)^{-1} \quad (C-1)$$

$B_{n,i}$ と θ_i は B_n と θ とに関して発生させたサンプリングの i 回目の値である。この方法については、Gelfand and Dey(1994)や大森(2001)が詳しい。

参考文献

- 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.
- Chevallier, Julien. (2011) “Carbon Price Drivers: An Updated Literature Review” 未発行
- Chen, J., Hong, H. and Stein, J. (2001) “Forecasting crashes: trading volume, past returns, and conditional skewness in stock prices” *Journal of Financial Economics*, 61(3), 345-381.
- Chib, S. and Greenberg, E. (1995) “Understanding the Metropolis-Hastings algorithm” *The American Statistician*, 49, 327-335.
- Friede, G., and 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.
- FTSE Russell. (2021) “FTSE Blossom Japan Index v2.2”
https://research.ftserussell.com/products/downloads/FTSE_Blossom_Japan_Index_Ground_Rules.pdf
- Gelfand, A. E. and Dey, D. K. (1994) “Bayesian model choice: Asymptotics and exact calculations” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 56, 501-514.
- 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/>
- 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.
- Mansanet-Bataller, M., Pardo, A. and Valor, E. (2007) “CO2 Prices, Energy and Weather” *The Energy Journal*, 28(3) 73-92.
- Murata R, and Hamori S. (2021) “ESG Disclosures and Stock Price Crash Risk” *Journal of Risk and Financial Management*, 14(2), 70.
- Newton, M. A. and Raftery, A. E. (1994) “A simple, positive semi-definite, heteroskedsticity and auto correlation consistent covariance matrix” *Econometrica*, 55, 703-708.
- Peng, Li., Zhang, H., Yuan, Y. and Hao, A. (2021) “Time-Varying Impacts of Carbon Price Drivers in the EU ETS: ATVP-VAR Analysis” *frontiers in Environmental Science*, 16.
- 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.

大森裕浩(2001)「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』 31(1), 305-344.

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 巻, 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 巻, 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 ESG-integrated Japanese Equity Indices*

Amane Saito[†]

Abstract

In this paper, we compare the return and volatility of ESG integrated indices to conventional market capitalization weighted indices, using Stochastic Volatility (SV) model. As a result of the analysis, it was confirmed that the return of the portfolio based on market capitalization weighted indices is affected by the U.S. stock market. As for the impact of market anomalies on volatility, asymmetry effect, holiday effect, turn-of-month effect, and U.S. volatility spillover effect are confirmed, indicating that volatility increased in each phase. In the ESG integrated portfolio, the return is also affected by the U.S. stock market, but the return of the previous business day has a significantly negative impact, indicating that the return tends to rise (fall) immediately after it falls (rises), and that the return is unlikely to move in one direction in a short-term. In addition, the coefficient of the asymmetric effect of volatility is found to be significantly smaller than that of the portfolio based on market capitalization weighted indices. Therefore, integrating ESG ratings of companies, for example, it was confirmed that the return would be less likely to be negative continuously and that the volatility would be suppressed during a stock market crash.

JEL Codes: C58, G17, Q50, M14, G34.

Key words: SV model, ESG, ESG integrated indices, Market Anomaly (asymmetry effect, holiday effect, turn of the month effect)

* I am grateful to my supervisor, Professor Hisashi Tanizaki, Graduate School of Economics, Osaka University, and to the graduate students for their helpful comments.

[†] Graduate School of Economics, Osaka University. E-mail: u567694k@ecs.osaka-u.ac.jp