

2025年2月19日

齋藤 周

宮崎 浩一

## EXECUTIVE SUMMARY

- GPIF では、ポートフォリオの資産構成割合が基本ポートフォリオから乖離した場合にはリバランスを行い、乖離許容幅内に収まるよう管理運用している。その際には、国内外の市場動向を慎重に見極めた上で、市場にできる限り影響を与えないように留意している。
- リバランスが市場に影響を与えないようにする必要性に鑑みると、経済指標の公表といったマクロ経済ニュースが伝統的 4 資産や基本ポートフォリオへ与える影響を詳細に検証しておくことは有益である。また、これは、「資産価格発見プロセスを特徴付ける」という、金融経済学が取り組むべき重要なテーマでもある。
- 本研究では、米国のマクロ経済ニュースを対象にアセットリターンとリスクに与える影響の考察を行う。先行研究を踏まえて、より説明力の高いモデル(被説明変数と説明変数)を提案する。また、分析対象を単一資産からポートフォリオに拡張し、ポートフォリオのリスクを抑制するメカニズムを明示的に検討する。

(注)本ワーキングペーパーは、GPIF 職員の研究成果をとりまとめたものであり、文章中で示された内容や意見は GPIF の公式見解を示すものではありません。また、本ワーキングペーパーの作成には、GPIF 職員の小室博史氏、霧生拓也氏、高瀬智司氏から有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝します。

## 1. はじめに

年金積立金管理運用独立行政法人(以下、「GPIF」と記す)の業務概況書(GPIF 2023)によると、GPIF は、ただちに取り崩す必要のない資金を運用しているため、『一時的な市場の変動に過度にとらわれる必要はなく、さまざまな資産を長期にわたって持ち続ける「長期運用」によって、安定的な収益を得る』ことを目指している。そうした中で、実際の運用においては、運用しているポートフォリオの資産構成割合が基本ポートフォリオから乖離した場合にはリバランスを行い、乖離許容幅内に収まるように管理している。その際には、国内外の市場動向を慎重に見極めた上で、市場にできる限り影響を与えないように留意している。

リバランスが市場に影響を与えないようにする必要性に鑑みると、経済指標の公表といったマクロ経済ニュース(以下、「経済ニュース」と記す)が基本資産である伝統的 4 資産や基本ポートフォリオへ与える影響を詳細に検証しておくことは有益である。また、これは、「資産価格発見プロセスを特徴付ける」という、金融経済学が取り組むべき重要なテーマでもある。

経済ニュースが資産価格へ与える影響について分析した先行研究に、Andersen et al. (2003)、Bollerslev and Vega (2003)、Hess et al. (2008)、Balduzzi et al. (2009)、Corbet et al. (2020)などが挙げられる。Andersen et al. (2003)は、経済ニュースにおける驚き(公表値と市場の事前予測値との乖離)が、対ドル為替レートに関する条

---

件付き平均にジャンプを引き起こす、つまり、高頻度データにおける為替レートのダイナミクスが経済のファンダメンタルズにリンクするとしている。Hess et al. (2008)は、17 種類の米国経済指標の公表が2つの代表的な商品先物指標(CRB と GSCI 商品先物指標)に与えるインパクトについて調べて、景気後退期には高(低)インフレや実質経済活動が商品先物価格に正(負)の調整を起こし、景気拡大期にはこのような調整がそれほど見られないとしている。Balduzzi et al. (2009)は、米国債の日中の取引データを用いて、経済ニュース(全 28 種類)が、価格、取引高、ビット・アスク・スプレッドに与える影響を調べている。価格に対しては、17 の経済ニュースが、3 か月短期米国債、2 年米国債や 10 年米国債、30 年米国債の少なくとも1つに有意なインパクトを与え、その内 10 は、2 年米国債や 10 年米国債、30 年米国債の全てに有意な影響を与えること、また、影響は経済ニュースの公表後 1 分以内に発生していることを報告している。Corbet et al. (2020)は、4つの経済指標(GDP、失業率、CPI、耐久消費財)の公表(新聞記事)によるセンチメントインデックスがビットコインのリターンに与えるインパクトを検証して、失業率や耐久消費財に関してポジティブなニュースが増えてくると株式リターンは典型的に増加するが、ビットコインリターンは減少すること、GDP や CPI に関するニュースの公表とビットコインリターンには統計的に有意な関係がみられないことなどを報告している。

これらの先行研究は何れも経済ニュースが資産価格へ与える影響を計量するための回帰モデルを利用する際に、(1)被説明変数として経済ニュースの公表直後におけるアセットリターン(以下、リターンと記す)の仮定に一次の自己回帰(AR(1))プロセス、(2)説明変数として経済ニュースに対する驚き(公表値と市場の事前予測値のメディアンとの乖離を分析対象期間における乖離の標準偏差で除したもの)、を用いている。本研究では、先行研究のアプローチを資産運用の実務への利用を踏まえた改良を試みる。(1)のようにあるリターンに、AR(1)プロセスを仮定した場合には VaR 等のリスクモデルを用いたポートフォリオレベルでの分析が困難となることから、新たなリターンのモデル化が必要である。ただし、単純な日次リターンは経済ニュースがない場合においても発生するリターン(過去 6 カ月における日次リターンの平均値で代用)が含まれているため、まず、経済ニュースの影響のみによるリターン(経済ニュースの公表直後における当日のリターンから過去 6 カ月における日次リターンの平均値を引いた値)を抽出する必要がある。また、経済ニュースの影響のみによるリターンであってもリターンのボラティリティの大きさによって影響度が異なるため、リターンのボラティリティで除して標準化した「経済ニュースの影響のみによる標準化されたリターン」の利用が望ましい。(2)にある経済ニュースに対する驚きを求めるためには、分析対象期間における公表値と市場の事前予測値との乖離に関する標準偏差が必要となるため、経済ニュースの公表時点までのデータからは求められず実務への利用が難しい。そこで、そのような標準偏差ではなく、驚きの定義として、経済ニュースの公表に際して利用可能なその時点における市場予想の最大値と最小値との乖離幅で公表値と市場の事前予測値との乖離を除いた値を採用する。

先に紹介した先行研究にはない資産運用実務の観点から見た重要な問題意識として、経済ニュースがポートフォリオのリスクへ与える影響についての分析が挙げられる。このような分析を行うためには、伝統的 4 資産の各資産価格について導入した「経済ニュースの影響のみによる標準化されたリターン」に対応するような伝統的 4 資産からなるポートフォリオのリスクに関する適切な指標を導入する必要がある。この適切な指標として想定されるものとして、Golub et al. (2018)においてストレステストのシナリオ構築法の一環として利用されているシナリオ Z-score、それを分解した volatility Z-score や correlation Z-score などが挙げられる。本研究では、これらの 3 つの指標の各々を回帰モデルの被説明変数に用いて、経済ニュースがポートフォリオのリスクへ与える影響を計量する。

本論文の構成は、以下の通り。第 2 節では、経済ニュースが各伝統資産のリターンへ与える影響について検証する。第 3 節では、経済ニュースが伝統資産から成るポートフォリオのリスクへ与える影響について分析する。最終節では、まとめと今後の課題について記す。



## 2. マクロ経済ニュースが各伝統資産のリターンへ与える影響

### 2.1 分析手法とデータ

経済ニュースが各伝統資産のリターンへ与える影響を計量するための回帰モデルでは、被説明変数として各資産の経済指標公表日におけるリターンを標準化(過去 132 営業日の日次リターンの平均値を引いて標準偏差で割る)した Z-score を用いる。説明変数として用いる経済ニュースの驚きとしては、先行研究にあるような公表値と市場の事前予測値との乖離を分析対象期間における過去の乖離の標準偏差で除したものに加えて、この標準偏差の代わりに経済ニュースの公表直前における市場予想の最大値と最小値との乖離幅を用いて得られる驚きも採用する。

回帰分析は、景気の状態をコントロールしたうえで先に述べた被説明変数と説明変数を用いた式(1)を用いる。

$$\frac{r_t - \bar{r}}{\sigma_t} = \alpha + \sum_{i=1}^I \beta_i^{exp} \cdot D_t^{exp} \cdot S_{i,t} + \sum_{i=1}^I \beta_i^{rec} \cdot D_t^{rec} \cdot S_{i,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

ここで、 $r_t$  は経済指標公表日( $t$ )におけるリターン、 $\bar{r}$  と  $\sigma_t$  は、それぞれ、経済指標公表日から 132 営業日遡った時点までの日次リターンの平均値と標準偏差を表す。 $\alpha$ は定数項、 $S_{i,t}$ は経済ニュース  $i$  の驚き、 $D_t^{exp}$  ( $D_t^{rec}$ )は、景気拡大期(景気後退期)に 1 (それ以外において 0)となるダミー変数、 $\beta_i^{exp}$  ( $\beta_i^{rec}$ )は、景気拡大期(景気後退期)における経済ニュース  $i$  の驚きに対する回帰係数、 $I$  は採用した経済ニュースの種類数、 $\epsilon_t$ は誤差項を表す。

上記の分析に加えて、被説明変数の  $(r_t - \bar{r})/\sigma_t$  と説明変数の  $S_{i,t}$  を、それぞれ、絶対値をとった  $|(r_t - \bar{r})/\sigma_t|$  と  $|S_{i,t}|$  で置き換えた回帰分析も行う。この背景として、第 1 に、経済ニュースの驚きによるリターンの説明力を、驚きの大きさによる部分と驚きの方向性による部分とに分けて把握する意図がある。第 2 に、絶対値をとった  $|(r_t - \bar{r})/\sigma_t|$  は、絶対偏差リスクの意味合いで捉えることができ、第 3 で検討する経済ニュースが伝統的 4 資産から成るポートフォリオのリスクへ与える影響についての分析へ接続することを意識している。

(Remark 1)

式(1)の回帰モデルは、先行研究 Hess, Huang and Niessen (2008)の回帰モデルと比較すると、次の 2 つの点で異なる。第 1 点は、経済ニュースの驚きを除いた部分のリターンに関するモデル化である。先行研究の回帰モデルを式(1)の右辺を揃えた形で表示すると、左辺は、 $r_t - \beta \cdot r_{t-1}$ と表せる。よって、基本的にリターンを AR(1)モデルで(経済ニュース公表日のリターン $r_t$ が前日のリターンに依存する形で)表現したうえで、経済ニュースの驚きによるリターンへの影響を計量している。式(1)の本研究モデルでは、第 3 の「経済ニュースがポートフォリオのリスクへ与える影響」に関する分析に接続することを考慮して、経済ニュース公表日のリターン $r_t$ が過去 132 営業日遡った日次リターンの平均値  $\bar{r}$  から超過する部分を同期間の標準偏差で除することで標準化した値 (Z-score) で被説明変数をモデル化している。つまり、リスク調整済み超過リターンの部分を経済ニュースの驚きによって説明しようと試みている。第 2 点は、経済ニュースの驚き $S_{i,t}$ のモデル化である。多くの先行研究において、経済ニュースの驚きを  $S_{i,t} = (A_{i,t} - F_{i,t})/STD(A_i - F_i)$  によってモデル化している。ここで、 $A_{i,t}$ は、時点  $t$  において実際に公表された指数値、 $F_{i,t}$ はアナリストの予測値のメディアンである。 $STD(A_i - F_i)$ は公表値と予測値の

乖離の分析対象期間における標準偏差である。このモデル化の場合、(1)数あるアナリストの予測値の情報の中でメディアンしか利用していない、(2)標準偏差を分析対象期間における  $A_{i,t} - F_{i,t}$  の値に基づいて求めているため、各時点  $t$  の段階においては標準偏差が得られない、といった特徴がある。本研究モデルでは、経済ニュースの驚きを  $S_{i,t} = (A_{i,t} - F_{i,t}) / (F_{i,t}^{max} - F_{i,t}^{min})$  によってモデル化している。ここで、 $F_{i,t}^{max}$  と  $F_{i,t}^{min}$  は、それぞれ、アナリストの予測値の最大値と最小値である。これは、 $A_{i,t} - F_{i,t}$  が比較的大きな（小さな）値であったとしてもアナリストの予測値の最大値と最小値に大きな（小さな）乖離があった場合には、驚きはそれほど大きく（小さく）は無いとするモデル化である。つまり、経済ニュースの驚きの大きさを事前のアナリストの予想の散らばりとの対比で捉えようとする試みである。また、このモデル化によって、各時点  $t$  における驚きをその時点におけるデータから構成することができる。

分析で経済ニュースとして用いるのは、米国に関する雇用統計における非農業部門雇用者数の前月差 (NFP)、消費者物価指数の前年比伸び率 (CPI)、ISM 製造業購買担当者景況指数の前月比 (PMI)、小売売上高の前月比 (RST) の 4 種類である。NFP と CPI は米国連邦準備制度理事会 (FRB) による金融政策運営の見通しをマクロ経済環境から考察するものである (Taylor 2010)。FRB には「雇用の最大化」と「物価の安定」の 2 つの目的 (デュアル・マニフェスト) が定められており、それらの達成のために金融政策運営を行っている。そのため、NFP と CPI は米国の景気動向を把握すると同時に、金融政策を見通すうえでも市場参加者から注目されている。次に、PMI は製造業の購買・供給管理責任者に対して生産や新規受注、雇用や在庫等に関するアンケートを行い、50 を上回る (下回る) と景気拡大 (後退) していることを示す経済指標である。毎月第 1 営業日に前月分が公表されることから速報性があるほか、米国の景気動向を供給面から捉えられる指標である。最後に RST は米国の財消費のほか外食サービス消費の動向を示す指標である。米国の国内総生産 (GDP) は、個人消費が全体の約 7 割を占めている。GDP の公表を待たずして需要面の大部分を占める個人消費の観点から米国の景気動向を捉えられる指標である。RST は 1 か月のうちで NFP と CPI の後に公表されるため、市場からの注目度は比較的下がるが、NFP と CPI で示された景気の方角感について再度市場が確認を行う重要な指標である。それらの金融政策運営と景気動向に関する経済指標が各伝統的資産のリターンに与える影響を考察する。

分析対象の資産価格は、GPIF が伝統的 4 資産の政策ベンチマークとして採用している MSCI ACWI (以下 ACWI)、FTSE WGBI (以下 WGBI)、TOPIX (配当込み、以下 TPXT)、野村 BPI (以下 BPI) <sup>1</sup> の 4 種類に、S&P500 (配当込み、以下 SPXT)、FTSE 米国国債インデックス (以下 USGBI)、ドル/円為替レート (以下 USD/JPY) を加えた 7 種類とする。本分析では 2004 年 1 月 3 日から 2024 年 12 月 17 日に公表されたそれぞれ 252 カ月分の経済指標とその公表日に対応する各資産の  $r_t$  及び  $(r_t - \bar{r}) / \sigma_t$  を組み合わせたデータを構築した。データにおける経済指標が公表された時点数 ( $N$ ) は 968 である。なお、NFP と PMI は公表日が同日のケースがあるため、各経済指標の月数 (公表回数) の合計と時点数は一致しない。データの期間のうち 2007 年 12 月から 2009 年 6 月と 2020 年 2 月から 4 月までが米国の景気後退期にあたり、それ以外の期間は景気拡大期である <sup>2</sup>。

<sup>1</sup> GPIF では国内債券の政策ベンチマークを野村 BPI (除く ABS) としているが、同指数は算出開始日が 2008 年 3 月末であることから、より長期間のデータが取得可能な野村 BPI を分析で用いる。

<sup>2</sup> 景気拡大期及び縮小期は、NBER (NATIONAL BUREAU of ECONOMIC RESEARCH) による US Business Cycle Expansions and Contractions の日付 (<https://www.nber.org/research/data/us-business-cycle-expansions-and-contractions>) を用いた。

(Remark 2)

米国の経済指標は米国東部標準時の朝に公表される。そのため、各資産の $r_t$ について、米国時間取引が行われる ACWI、WGBI、SPXT、USGBI、USD/JPY は経済指標公表日の前日終値から当日終値までの価格変化率を用いた。一方で、TPXT と BPI は米国での経済指標公表時点にはすでに当日の取引時間を終えているため、経済指標公表の当日終値から翌日終値までの価格変化率を用いた。なお、ACWI、WGBI、USD/JPY は同一日うちアジア時間、欧州時間、米国時間のすべての時間帯で取引される。そのため、アジア時間、欧州時間の一部では米国の経済指標公表前の情報に基づいて $r_t$ が変動していることになる。時間帯を跨いで取引される資産について、米国の経済ニュースの影響をより詳細に分析するためには、地域別や時間帯別の $r_t$ に分割して考察することも考えられる。

## 2.2 分析結果とその考察

表 1 に回帰分析の結果を示している。列には被説明変数である各資産名を示しており、行は説明変数となる各経済指標を表している。なお、定数項 (*Intercept*) 以下には景気拡大期における経済指標の影響を示しており (各指標の右上に *exp* : expansion と記載)、その下は景気後退期における各指標の影響を示している (右上に *rec* : recession と記載)。景気拡大期と後退期とのそれぞれの局面において、仮に経済指標の係数が正 (負) の場合には、当該指標の公表値が市場予想を上回る正の驚きとなることで、日次リターンを押し上げる (押し下げる) ことを示す。なお表の下 4 行には、回帰モデルに関する統計量を示している。まず、モデルによる被説明変数の説明力を示す調整済み決定係数 $R^2$  (*adjusted R<sup>2</sup>*)、回帰モデルにおける複数の回帰係数が有意に 0 と異なるかどうかを同時に検定するF検定の結果 (F値) である。また、回帰モデルで前提とされる誤差項に自己相関が無いかを確認するダービン・ワトソン統計量 (*DW*) であり、*DW* が 2 程度であれば自己相関が無いことが確認できる<sup>3</sup>。最終行はサンプル数である。各資産の回帰モデルの統計量を確認する。いずれも*adjusted R<sup>2</sup>*が正でありモデルが説明力を有して

表 1 リターンに対する先行研究の経済指標の驚き ( $S_{i,t} = (A_{i,t} - F_{i,t})/STD(A_i - F_i)$ ) が与える影響

	ACWI (円ベース)	SPXT (ドルベース)	WGBI (円ベース)	USGBI (ドルベース)	TPXT (円ベース)	BPI (円ベース)	USD/JPY
<i>Intercept</i>	0.013	0.032	-0.016	-0.003	0.000	0.033	-0.008
<i>NFP<sup>exp</sup></i>	0.110 *	0.085	0.058	-0.131 *	0.067	-0.042	0.119 *
<i>CPI<sup>exp</sup></i>	0.051	-0.158 **	0.158 **	-0.164 *	-0.092	0.026	0.310 ***
<i>PMI<sup>exp</sup></i>	0.322 ***	0.222 ***	0.161 **	-0.454 ***	0.177 **	-0.194 **	0.373 ***
<i>RST<sup>exp</sup></i>	0.086	0.047	0.034	-0.101	-0.060	-0.094	0.097
<i>NFP<sup>rec</sup></i>	-0.158	-0.327	0.016	0.182	-3.487 ***	0.941	-0.467
<i>CPI<sup>rec</sup></i>	0.233	0.120	0.190	-0.210	0.159	-0.170	0.308 **
<i>PMI<sup>rec</sup></i>	-0.042	-0.007	-0.061	-0.032	0.208	-0.059	0.138
<i>RST<sup>rec</sup></i>	0.381	0.473	0.346	-0.084	0.787 **	-0.501	0.441
<i>adjusted R<sup>2</sup></i>	1.96%	1.08%	0.60%	2.77%	1.56%	0.47%	4.12%
<i>F-value</i>	3.41 ***	2.32 **	1.74 *	4.45 ***	2.92 ***	1.57	6.20 ***
<i>DW</i>	2.022	2.038	2.012	1.924	1.838	1.983	2.013
<i>N</i>	968	968	968	968	968	968	968

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10

<sup>3</sup> 仮に誤差項間に自己相関が生じている場合には、回帰係数の有意性検定に偏りが生じる場合がある。

いることが示される。DW は概ね 2 程度であり誤差項間の自己相関は無いことが示唆されている。ただし、F 検定においては BPI を対象とした回帰モデルの係数は複数の回帰係数を同時に検定した場合には、有意に 0 と異なるとは言えないことが示された。回帰係数では、景気拡大期にはすべての資産で PMI の驚きが有意に影響していることが示された。符号をみると株式の ACWI、SPXT、TPXT と為替の USD/JPY では係数の符号が正であり、供給面からの米国の景気拡大の示唆が株価上昇とドル高に繋がっている。一方、債券価格の USGBI の BPI に対しては負のため、景気拡大が債券価格の下落（金利上昇）に繋がることが確認できる。WGBI については係数が正であるが、これは USD/JPY で円安が進行することで円ベースのリターンが押し上げられたためだと考えられる。この他にも NFP や CPI に加えて景気後退期の NFP、CPI、RST がリターンに対して有意に影響していることが示された。ただし、先行研究（Andersen et al. (2003)等）が用いた説明変数の計算方法では、分析対象全期間の公表値と市場予測値との乖離に関する標準偏差が必要となるため、実務上での利用可能性に限界がある。そこで、以下では本研究が提案する説明変数の計算手法を用いた回帰分析を行った。推計結果は表 2 に示している。

表 2 の推計結果をみると、いずれの資産についても F 検定の結果が有意となり、BPI についても経済ニュースの影響を説明可能なモデルとなっている。さらに、*adjusted R<sup>2</sup>* も大幅に改善しており、先行研究の説明変数による分析に比べて経済ニュースがリターンに与える影響をより捉えられている。特に、USGBI では先行研究で 2.77%であった*adjusted R<sup>2</sup>*の値が 13.75%まで改善している。なお、いずれの DW も 2 程度であり、誤差項間の自己相関が無いことが示唆された。

回帰係数では、景気拡大期の経済ニュースに正の驚きが生じた場合には、NFP では株価は上昇し、WGBI を除く債券価格は低下している。CPI では USGBI が低下して金利が上昇することで USD/JPY は上昇している（ドル高円安）。NFP と CPI は米国の金融政策への見通しを示すことから金利上昇を想起させ、債券価格を下落させていると考えられる。金利上昇は株価下落を引き起こすものとされているが、NFP と CPI の正の驚きは株価押し上げ方向に影響している。これは、株式市場の参加者が金融政策引締めよりも、経済指標が示す景気の強さに注目しているためだと考えられる。また、供給面の指標である PMI はすべて

表 2 リターンに対する本研究の経済指標の驚き ( $S_{i,t} = (A_{i,t} - F_{i,t}) / (F_{i,t}^{max} - F_{i,t}^{min})$ ) が与える影響

	ACWI (円ベース)	SPXT (ドルベース)	WGBI (円ベース)	USGBI (ドルベース)	TPXT (円ベース)	BPI (円ベース)	USD/JPY
<i>Intercept</i>	0.015	0.029	-0.009	-0.006	0.003	0.032	0.002
<i>NFP<sup>exp</sup></i>	1.034 ***	0.705 ***	0.115	-1.776 ***	0.631 ***	-0.915 ***	1.171 ***
<i>CPI<sup>exp</sup></i>	0.168	-0.317	0.190	-0.529 **	-0.153	0.065	0.758 ***
<i>PMI<sup>exp</sup></i>	0.768 ***	0.525 ***	0.440 ***	-1.043 ***	0.498 ***	-0.391 **	0.897 ***
<i>RST<sup>exp</sup></i>	0.286	0.039	0.104	-0.666 ***	-0.154	-0.339 *	0.557 ***
<i>NFP<sup>rec</sup></i>	-0.281	-0.365	0.463	0.424	-1.058 *	0.137	0.175
<i>CPI<sup>rec</sup></i>	0.797	0.275	0.810	-0.713	0.457	-0.461	1.310 **
<i>PMI<sup>rec</sup></i>	0.232	0.260	0.206	-0.368	0.905 *	-0.277	0.697
<i>RST<sup>rec</sup></i>	0.480	0.420	1.026 *	0.287	1.590 **	-0.797	0.723
<i>adjusted R<sup>2</sup></i>	6.66%	2.85%	0.80%	13.75%	2.91%	3.72%	10.38%
<i>F-value</i>	9.63 ***	4.55 ***	1.97 **	20.27 ***	4.62 ***	5.67 ***	14.99 ***
<i>DW</i>	2.025	2.035	2.016	1.913	1.859	1.981	2.018
<i>N</i>	968	968	968	968	968	968	968

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10

の資産に有意に影響しており、需要面の指標である RST は USGBI と BPI、USD/JPY に有意に影響している。そのため、供給面から需要面からみても米景気の拡大は株価押し上げ、債券価格押し下げ、ドル押し上げ効果を持つことを示している。なお、WGBI では表 1 と同様に正の驚きが債券価格押し下げ効果よりも円安によるリターン押し上げ効果が上回る結果となった。また景気後退期には、TPXT に対して RST が正の影響を及ぼしており、CPI が USD/JPY に正の影響を持つことが示された。前者に関し、経済指標の対象国である米国株式指数の SPXT ではなく TPXT に正の影響が確認された背景として、日本の株式市場参加者は米国の株式市場参加者に比べて米国経済指標の予測を株価に織り込む度合いが小さいためショックが大きくでたと考えられる。後者については、景気後退期において為替市場の参加者は CPI の上昇を景気拡大への転換シグナルと捉えて、早いタイミングで見通しを価格に織込んでいる可能性が考えられる。

以上の推計結果から、米国の経済ニュースは景気後退期に比べて景気拡大期に多くの資産に影響していることがわかった。また、NFP への市場の反応によって示されたように、資産によって市場参加者の経済ニュースへの注目点が異なることが示唆されている。表 1 と表 2 では日次リターンを対象とした分析の考察を行い、経済指標の驚きがリターンに影響していることを確認した。投資実務では、リターンの考察とともにリスクに関してもその性質を把握することが重要である。そこで、表 2 の分析で導入した被説明変数と説明変数の絶対値を取り回帰分析を行うことで、経済ニュースがリスクに与える影響を考察する。

表 3 は、式(1)の回帰モデルにおいて、被説明変数の  $(r_t - \bar{r})/\sigma_t$  と説明変数の  $S_{i,t}$  を、それぞれ、絶対値をとった  $|(r_t - \bar{r})/\sigma_t|$  と  $|S_{i,t}|$  に置き換えた回帰分析を行った結果である。表 2 の符号も含めた分析結果と比較すると、モデルの説明力を表す *adjusted R*<sup>2</sup> は概して半分以下に低下しており、経済ニュースの驚きによるリターンの説明力の内、表 2 で確認した驚きの方向性による部分も相当に大きいことが伺える。また、F 検定の結果に着目すると、表 2 では何れの経済指標に関しても回帰係数は有意であったが、表 3 では SPXT と WGBI が有意ではない。DW は表 2 に比べて低下しているものの、回帰係数

表 3 リスクに対する本研究の経済指標の驚き ( $|S_{i,t}| = |(A_{i,t} - F_{i,t}) / (F_{i,t}^{max} - F_{i,t}^{min})|$ ) が与える影響

	ACWI (円ベース)	SPXT (ドルベース)	WGBI (円ベース)	USGBI (ドルベース)	TPXT (円ベース)	BPI (円ベース)	USD/JPY
<i>Intercept</i>	0.799 ***	0.754 ***	0.750 ***	0.853 ***	0.813 ***	0.778 ***	0.765 ***
$ NFP^{exp} $	0.373 ***	0.306 ***	0.230 **	1.052 ***	0.318 **	0.253 **	0.570 ***
$ CPI^{exp} $	-0.176	0.135	0.176	0.418 ***	0.046	0.274 *	0.146
$ PMI^{exp} $	0.219 *	0.205	0.038	0.374 ***	0.190	0.409 ***	0.216
$ RST^{exp} $	-0.283 **	-0.011	-0.010	0.146	-0.282 *	-0.209	0.075
$ NFP^{rec} $	0.428	0.236	-0.104	1.169 ***	1.343 ***	0.494	0.762 **
$ CPI^{rec} $	-0.112	0.612	0.141	0.360	0.357	-0.137	0.085
$ PMI^{rec} $	0.150	0.069	-0.032	0.246	0.524	-0.007	0.182
$ RST^{rec} $	0.806 **	0.517	0.452	0.467	0.382	0.262	1.025 **
<i>adjusted R</i> <sup>2</sup>	2.30%	0.42%	-0.13%	7.34%	1.86%	1.17%	2.39%
<i>F-value</i>	3.85 ***	1.51	0.85	10.58 ***	3.29 ***	2.44 **	3.96 ***
<i>DW</i>	1.795	1.756	1.816	2.044	1.694	1.683	1.768
<i>N</i>	968	968	968	968	968	968	968

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10

を考察するのに問題ない水準だと考えられる。

回帰係数では、景気拡大期に驚きが生じた場合には、すべての資産で NFP が有意にリスクを拡大していることが示された。また、ACWI に対しては PMI と RST、USGBI では CPI と PMI、TPXT に対しては RST、BPI では CPI と PMI の影響が確認できる。なお、ACWI と TPXT に対する RST の係数はマイナスであり、これは経済ニュースに驚きが生じた場合に資産価格の変動幅が縮小することを示している。その理由としては、RST が 1 月のうち NFP や CPI の後に公表されており、RST に対する市場予想は 2 つの先行する経済指標の結果を踏まえて市場予想が形成されるためだと考えられる。具体的には RST に驚きが無かった場合（NFP や CPI と同じ景気の方向感）には NFP や CPI で生じた資産価格の変動幅が継続する一方、RST に驚きが生じた場合には（NFP や CPI と異なる景気の方向感）、NFP や CPI で示された景気サイクルからの転換が示唆されることで、資産価格の変動幅が縮小する構造にあることも考えられる。

### 3. マクロ経済ニュースがポートフォリオのリスクへ与える影響

#### 3.1 分析手法とデータ

分析対象となる経済ニュースは、節 2.1 で示したものを採用する。被説明変数として節 2.1 では、各資産の経済指標公表日におけるリターンを標準化した Z-score を採用したが、本節では、分析対象が各伝統的 4 資産を均等に保有するポートフォリオとするため、経済指標公表日におけるポートフォリオリターンに関する Z-score として Golub et al. (2018) にあるシナリオ Z-score を採用する。加えて、それを分解した volatility Z-score  $V(\mathbf{z})$  と correlation Z-score  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$  も被説明変数として採用する。

ポートフォリオが  $n$  種類から構成される場合のシナリオ Z-score は、式(2)の Mahalanobis distance (以下、「MD」と記す)を  $\sqrt{n}$  で割って標準化することで、式(3)のように与えられる。

[MD]

$$MD(\mathbf{r}, \Sigma) = \sqrt{(\mathbf{r} - \bar{\mathbf{r}})^T \Sigma^{-1} (\mathbf{r} - \bar{\mathbf{r}})} \quad (2)$$

ここで、 $\mathbf{r} = (r_1, r_2, \dots, r_k)$  は、経済ニュース公表日におけるリターンベクトルの値、 $\bar{\mathbf{r}} = (\bar{r}_1, \bar{r}_2, \dots, \bar{r}_k)$  と  $\Sigma$  は、それぞれ、過去 132 営業日における日次リターンの期待値ベクトルと分散共分散行列を表す。式(2)の形から、MD が 1 変数確率変数における Z-score の多変数版であることが読み取れる。

[シナリオ Z-score]

$$Z(\mathbf{r}, \Sigma) = MD(\mathbf{r}, \Sigma) / \sqrt{n} \quad (3)$$

シナリオ Z-score の意味合いは、経済ニュース公表日におけるリターンベクトルの値  $\mathbf{r} = (r_1, r_2, \dots, r_k)$  が過去の当該リターンベクトルの期待値  $\bar{\mathbf{r}} = (\bar{r}_1, \bar{r}_2, \dots, \bar{r}_k)$  から  $\Sigma$  の何倍分乖離しているかを表し、シナリオ Z-score が大きいほど経済ニュース公表日において発生しにくい大きな超過リターンであることを表す。

Kinlaw and Turkington(2014)に依拠して資産リターン間の相関係数を 0 とおいてシナリオ Z-score を計算したものを volatility Z-score  $V(\mathbf{z})$  として式(4)のように定義する。これを被説明変数に採用する理由は、ポートフォリオの変動をボラティリティと資産間の相関に分解することで、仮に経済ニュースによってボラティリティが高まった場合でも、資産間の相関が低下することでポートフォリオ全体の変動

---

を抑制するメカニズムがあるかどうかを考察するためである。

[volatility Z-score]

$$V(\mathbf{z}) = \sqrt{\frac{\mathbf{z}^T \mathbf{z}}{n}} \quad (4)$$

資産間の相関を示す correlation Z-score  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ は、シナリオ Z-score  $Z(\mathbf{r}, \Sigma)$ を volatility Z-score  $V(\mathbf{z})$ で正規化して式(5)のように定義する。

[correlation Z-score]

$$C(\mathbf{r}, \Sigma) = \frac{Z(\mathbf{r}, \Sigma)}{V(\mathbf{z})} \quad (5)$$

correlation Z-score  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ は、資産リターン間の相関行列  $\Lambda$  と大きさ 1 に正規化した Z-score ベクトル  $\mathbf{z}/\sqrt{\mathbf{z}^T \mathbf{z}}$  を用いて式(6)のように明示的に表現できる。

$$C(\mathbf{r}, \Sigma) = \sqrt{\frac{\mathbf{z}^T \Lambda^{-1} \mathbf{z}}{\sqrt{\mathbf{z}^T \mathbf{z}} \sqrt{\mathbf{z}^T \mathbf{z}}}} \quad (6)$$

式(6)を見ると、correlation Z-score  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ は、個々の Z-score の絶対的な大きさではなく相対的な大きさ（と符号）に依存しており、経済ニュース公表日におけるリターンベクトルに関してスケール不変である。

### 3.2 分析結果とその考察

表 4 は被説明変数を  $Z(\mathbf{r}, \Sigma)$ 、 $V(\mathbf{z})$ 、 $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ 、説明変数を表 3 と同じものとした回帰分析の結果である。 $DW$ は回帰係数を考察するのに問題ない水準だと考えられる。いずれのモデルでも *adjusted R*<sup>2</sup>は小さく、F 検定では係数が有意に 0 と異なるとはいえないことが示された。そのため、ポートフォリオ全体の変動である  $Z(\mathbf{r}, \Sigma)$ を対象とした回帰モデルは、F 検定の観点からは、経済指標の驚きがポートフォリオに影響しているとはいえず、伝統的 4 資産を均等に保有する基本ポートフォリオは、米国経済指標の公表に対して頑健であることが確認できる。

回帰係数をみると  $Z(\mathbf{r}, \Sigma)$ では、景気拡大期の PMI のみが 10%水準で有意となっている。ポートフォリオへの経済ニュースの影響をボラティリティ  $V(\mathbf{z})$ の変動と、資産間の相関の  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ に分解してみると、 $V(\mathbf{z})$ と  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ では、景気拡大期か後退期かを問わずに NFP がボラティリティを押し上げているものの、資産間の相関に負の影響を与えるため、ポートフォリオ全体では経済ニュースの驚きによるショックが打ち消しあうようなメカニズムが示された。PMI と CPI の驚きでも、片方の係数は有意ではないものの、 $V(\mathbf{z})$ に対して正で  $C(\mathbf{r}, \Sigma)$ に対しては負であり、ボラティリティが上昇する一方で、資産間の相関が低下することでポートフォリオ全体の変動が抑制されるメカニズムが働いていることが示唆される。

なお、GPIF(2023)では安定的なポートフォリオ管理のために「きめ細やかなりバランスを実施する」としており、投資実務では必ずしも統計的に有意かどうか意思決定の判断基準になるとは限らない。仮に、統計的に有意とは判断されないポートフォリオの変動であっても、実務的には無視できない規模

表 4 ポートフォリオのリスクに対する経済指標の驚き ( $|S_{i,t}| = |(A_{i,t} - F_{i,t}) / (F_{i,t}^{max} - F_{i,t}^{min})|$ ) が与える影響

	Z(r, Σ)	V(z)	C(r, Σ)
<i>Intercept</i>	0.920 ***	0.889 ***	1.012
$ NFP^{exp} $	0.083	0.244 ***	-0.164 *
$ CPI^{exp} $	-0.007	0.102	-0.192 *
$ PMI^{exp} $	0.284 *	0.239 **	-0.003
$ RST^{exp} $	-0.240	-0.202 *	-0.081
$ NFP^{rec} $	0.071	0.647 **	-0.488 *
$ CPI^{rec} $	0.224	0.158	0.043
$ PMI^{rec} $	0.065	-0.003	0.116
$ RST^{rec} $	0.452	0.477	-0.053
<i>adjusted R<sup>2</sup></i>	0.11%	1.68%	0.17%
<i>F-value</i>	0.74	1.14	0.64
<i>DW</i>	1.923	1.645	2.061
<i>N</i>	968	968	968

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.10

のポートフォリオ・ウェイトの変動となることも考えられよう。

#### 4. まとめと今後の課題

本研究では米国の経済ニュースを対象にアセットリターンとリスクに与える影響の考察を行った。節 2 では、先行研究を踏まえて経済ニュースの公表が各伝統資産のリターンとリスクへ与える影響を計量するための回帰モデルを提案した。リターンの分析結果からは先行研究に準じたモデル（表 1）に比べて本研究が提案したモデルでは経済ニュースの影響の説明力が向上することが確認された（表 2）。さらに、リスクを考察する回帰分析の結果からは、経済ニュースの驚きによる説明力の内、驚きの方向性による部分も相当に大きいことが示唆された（表 3）。節 3 では、分析対象が各伝統的 4 資産を均等に保有するポートフォリオとするため、節 2 のモデルの被説明変数で用いた単一資産の Z-score を、複数資産の Z-score に拡張した回帰分析を行った。分析の結果、経済ニュースの驚きがポートフォリオのボラティリティを高めるものの、資産間の相関が影響を相殺することで、4 資産を均等に保有するポートフォリオは、米国経済指標の変動に対して頑健であることが確認された（表 4）。

本研究の貢献は以下の通りである。まず、経済ニュースがアセットリターンとリスクに与える影響に関して、先行研究に比べて説明力を高めるモデル（被説明変数と説明変数）を提案した。また、分析対象を単一資産からポートフォリオに拡張し、ポートフォリオのリスクを抑制するメカニズムを明示的に示した。これらによって、「資産価格発見プロセスを特徴づける」という金融経済学で重要なテーマに取り組み、米国の複数の経済指標が資産価格に与える影響を定量的に明らかにした。なお、経済ファンダメンタルズと資産価格との関係性について実務利用に耐えうる定量分析枠組みを提示したことも本研究の大きな貢献である。今後の課題としては、主に、次の 3 点が挙げられる。

---

第1の課題は、エコノミストやアナリストが経済指標の予測値を公表してから、実際に当該指標が公表されるまでにタイムラグが生じることへの対応である。タイムラグの間に、資産価格に幾らか経済指標に関する情報が織り込まれることが想定される。困難ではあるが、この資産価格に織り込まれる部分が計量できれば、モデルの説明力を高めることができると考えられる。

第2の課題は、モデルの説明力が高まれば、本モデルを経済ニュースの公表日におけるリターンの予測モデルとして利用を検討することである。具体的に述べると、例えば、驚きの指標  $S_{i,t} = S_{i,t} = (A_{i,t} - F_{i,t}) / (F_{i,t}^{max} - F_{i,t}^{min})$  において、経済指標の公表値  $A_{i,t}$  をこれまでに最も公表値を的確に予測してきたエコノミストやアナリストの予測値を適用することなどが考えられる。

第3の課題は、本モデルをより詳細な金融市場分析に利用することである。本研究における実証分析結果から、NFPにおける驚きは、指標公表日におけるBPIやUSGBIのリターンに有意な影響を与えることが分かる。例えば、より詳細に、NFPにおける驚きが米国債や日本国債のリターンに与える影響について、残存年限に応じてどのような差異が見られるかを調べるなどが想定される。

## 参考文献

- [1] Andersen, T. G., Bollerslev, T., and C. Vega (2003): “Micro Effects of Macro Announcements: Real-Time Price Discovery in Foreign Exchange,” *American Economic Review*, 93, 1, 38–62.
- [2] Balduzzi, P., Elton, E. J., and C. Green (2009): “Economic News and Bond Prices: Evidence from the U.S. Treasury Market,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 4, 523–543.
- [3] Corbet, S., Larkin, C., Lucey, B. M., Meegan, A. and L. Yarovaya (2020): “The impact of macroeconomic news on Bitcoin returns,” *The European Journal of Finance*, 1396–1416. Published online: 09 Mar 2020
- [4] Golub, B., Greenberg, D., and R., Ratcliffe (2018): “Market-Driven Scenarios: An Approach for Plausible Scenario Construction,” *Journal of Portfolio Management*, SPRING 2018, 6–20.
- [5] Hess, D., Huang, H. & Niessen, A. (2008): “How do commodity futures respond to macroeconomic news?” *Financial Markets and Portfolio Management*, 22, 127–146.
- [6] Kinlaw, W., and D. Turkington (2013): “Correlation Surprise,” *Journal of Asset Management*, 14, No.6, 385–399.
- [7] Taylor, N. (2010): The Determinants of Future U.S. Monetary Policy: High-Frequency Evidence. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(2/3).
- [8] 年金積立金管理運用独立行政法人(GPIF) (2023) 『業務概況書』