

# マクロ経済アナウンスメントが リスクプレミアム・リスク・選好に与える影響

霧生 拓也 \*

枇々木 規雄 †

## 概要

本研究ではマクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響を検証する。リスクプレミアムの変化をリスク（インプライド実確率分布の2次以上のモーメント）の変化に起因する成分（リスク要因）と投資家選好（代表的投資家のリスク回避度）の変化に起因する成分（選好要因）に分解する式を導き、Recovery Theoremを利用してアナウンスメント直前・直後のオプション価格から各要因を推定する。これにより、マクロ経済アナウンスメントが投資家選好に影響を与える可能性も考慮した上で、リスクプレミアムの変化を及ぼした要因を特定することが可能になる。米国株式市場を対象とする実証分析の結果から、(1) 事前予想よりも悪い（良い）内容のアナウンスメントはリスクプレミアムを上昇（低下）させること、(2) この傾向は主にリスク要因の影響であること、(3) 選好要因の影響はリスク要因と比較して小さいこと、が明らかになった。

キーワード: リスクプレミアム, マクロ経済アナウンスメント, リスク, 選好, 投資家反応, Recovery Theorem

## 1 はじめに

ニュースとリスクプレミアムの関係はファイナンス分野における重要な研究トピックである。リスクプレミアムはリスクと投資家選好の2つの要素で構成される。リスクプレミアムが上昇（低下）するのはリスクが上昇（低下）する場合、投資家のリスク回避度が上昇（低下）する場合、もしくはその両方が同時に起きる場合のいずれかである。本研究では投資家の注目度が高いニュースであるマクロ経済アナウンスメントに着目し、マクロ経済アナウンスメントがリスク要因（実分布の2次以上のモーメント変化に起因するリスクプレミアムの変化）・選好要因（代表的投資家のリスク回避度変化に起因するリスクプレミアムの変化）を通してリスクプレミアムに与える影響を定量化する。ニュースがリスクプレミアムに与える影響を理解することは金融政策決定・リスク管理・資産運用など様々な金融実務に対するインプリケーションを提供する。また、リスクプレミアムの変化は資産価格変動を引き起こす (Campbell and Shiller, 1988a,b; Campbell, 1991; Chen et al., 2013) ことから、ニュースと資産価格の関係を理解する上でも重要である。

マクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響を分析した先行研究として Stotz (2019), Liu et al. (2022) が挙げられる。これらの研究では金融政策 (FOMC) アナウンスメント時の米国株式市場におけるリスクプレミアムをオプション価格から推定している。ただし、代表的投資家の選好を時間変化しないパラメータとして外部から与えているため、彼らのモデルにおいてリスクプレミアムを変動させる要因はリスク中立分布の変化のみである。また、マクロ経済アナウンスメントがリスクに与える影響に関して Nikkinen and Sahlström (2001); Vähämaa (2005, 2009); Vähämaa et al. (2005); Äijö (2008); Füss et al. (2011); Vähämaa and Äijö (2011); Kim and Lee (2011); Jiang et al. (2012); Gospodinov and Jamali (2012); Onan et al. (2014); Fernandez-Perez et al. (2017); Lee and Ryu (2019) など多くの研究が存在する。これ

---

\* 大阪大学大学院 経済学研究科

† 慶應義塾大学 理工学部 管理工学科

らの研究ではオプション価格から推定したリスク中立分布の高次モーメントの変化をもとにマクロ経済アナウンスメントがリスクに与える影響を分析している。つまり、リスクプレミアムに与える影響に関する研究とリスクに与える影響に関する研究のどちらも実質的にはリスク中立分布に与える影響を分析している。しかしながら、実分布の2次以上のモーメント（リスク）もしくは投資家選好のどちらかが変化すればリスク中立分布の変化が発生するため、リスク中立分布に注目した分析ではマクロ経済アナウンスメントがリスクと投資家選好のどちらに影響しているのか特定できない。先行研究ではリスク中立分布の2次以上のモーメントの変化を実分布の2次以上のモーメント（リスク）の変化の代理変数と考えて結果を解釈していることが多いが、これはマクロ経済アナウンスメントが投資家選好に影響を与えないことを（暗黙のうちに）仮定していることに等しい。

マクロ経済アナウンスメントと投資家選好の関係を扱った研究は少ないが、Beber and Brandt (2006) が挙げられる。この研究では米国債先物指数のインプライドリスク中立分布とアナウンスメント前後各20日間の日次リターンを組み合わせてリスク回避度を推定し、マクロ経済アナウンスメントがリスク回避度に与える影響を検証している。そして、検証の結果からマクロ経済に関するポジティブサプライズ（債券市場にとって悪いニュース）が投資家のリスク回避度を低下させることを示している。また、マクロ経済アナウンスメントと直接結びつけてはいないものの、時間変化するリスク回避度に関連する研究が存在する (Bekaert et al., 2022) ことから、マクロ経済アナウンスメントが投資家選好に影響を与える可能性を事前に否定することは難しい。つまり、マクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響を分析するにはリスク要因だけでなく、選好要因を考慮する必要がある。さらにその際には、事前の期待と事後の実現値は一致するとは限らないため、事後の実現値（日次リターン）を用いる方法 (Beber and Brandt, 2006) ではなく、事前の期待を反映した推定方法で検証を行うことが望ましい。

本研究では実分布のモーメント、リスク中立分布のモーメント、リスク回避度の関係式 (Bakshi et al., 2003; Zdrovenin and Pérez, 2011) に基づき、リスクプレミアムの変化をリスク（実分布の2次以上のモーメント）の変化に起因する成分（リスク要因）と投資家選好（代表的投資家のリスク回避度）の変化に起因する成分（選好要因）に分解する式を導く。そして、Recovery Theorem (Ross, 2015; Jensen et al., 2019; Jackwerth and Menner, 2020) を用いてアナウンスメント直前・直後のオプション価格からリスク回避度と実分布を推定し、各要因を特定する。この方法では、マクロ経済アナウンスメントがリスクと投資家選好の両方に影響を及ぼす場合でも各要因の影響を分離して分析できる。さらに、投資家選好の推定に事後の実現値（リターンの時系列）を利用する必要もない。そして、提案方法を用いて米国のマクロ経済アナウンスメントが自国の株式指数 (S&P 500) のリスクプレミアムに与える影響を約17年間（2004年1月 - 2020年10月）のデータで検証する。6種類（雇用統計、小売売上、鉱工業生産、CPI、PPI、GDP）のマクロ経済統計を対象に、マクロ経済アナウンスメントとリスクプレミアムの変化の関係を回帰分析で検証する。

実証分析を通して (1) 事前予想よりも悪い（良い）内容のアナウンスメントはリスクプレミアムを上昇（低下）させること、(2) これらの傾向が主にリスク要因の影響であること、(3) 選好要因の影響はリスク要因と比較して小さいこと、の3点が明らかになった。また、分析期間や効用関数形を変更した場合でもこれらの傾向はロバストであった。

本研究の貢献は2点である。まず、1点目はニュースがリスクだけでなく投資家選好にも影響を与える可能性を考慮した分析の枠組みを提案した点である。2点目は（投資家選好が時間変化しないという前提のもとで得られた）先行研究の主張の多くが、投資家選好の変化を考慮した枠組みで分析した場合でも妥当であることを実証的に示した点である。

本研究の限界として、要因分解式の導出にあたって代表的投資家の効用関数にCARA型効用を仮定していることが挙げられる。CARA型効用を仮定して得られる要因分解式はリスクプレミアムの変化の要因を分析するのに有用な枠組みを提供する一方で、現実の投資家が持つ効用関数の形状をうまく表現できていない可能性がある。また、Recovery Theorem で得られる推定量の妥当性に対して議論が存在することにも注意が必要である。Borovička et al. (2016) および Bakshi et al. (2018) は Recovery Theorem の導出において現実には

満たされない仮定を含んでおり、RT を通して得られる確率が実確率と一致しない可能性があることを指摘している。ただし、この仮定の妥当性を検証することは難しいため、本研究では Recovery Theorem を用いて得られたリスクプレミアムの水準や特徴が直感から逸脱するものではないことを確認した上で分析を行う。

本研究の構成は以下の通りである。2 節ではリスクプレミアムの変化をリスク要因と選好要因に分解する式を導出し、Recovery Theorem を用いた各要因の推定方法を示す。また、検証に利用するモデルを説明する。3 節では用いるデータおよび基礎統計量を示す。4 節でマクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響およびその要因を分析した結果を示し、考察を加える。最後に 5 節で結論と今後の課題を述べる。

## 2 モデル

### 2.1 リスクプレミアム変化の要因分解

本節では、リスクプレミアム  $RP$  を実分布の平均  $\mu_P$  とリスク中立分布の平均  $\mu_Q$  の差と定義し ( $RP = \mu_P - \mu_Q$ )、リスクプレミアムの変化をリスク要因と選好要因に分解する式を示す。代表的投資家の効用に CARA 型 ( $U(r) = -\exp(-\gamma r)/\gamma$ ,  $\gamma$ : 絶対的リスク回避度,  $r$ : 代表的投資家のポートフォリオのリターン) を仮定すると、時点  $t$  におけるリスクプレミアム  $RP_t$ , リスク回避度  $\gamma_t$ , リスク中立分布の平均  $\mu_{Q,t}$ , 実分布のモーメント ( $\mu_{P,t}$ : 平均,  $\sigma_{P,t}$ : 標準偏差,  $s_{P,t}$ : 歪度,  $\kappa_{P,t}$ : 超過尖度), 実分布の  $l$  次キュムラント  $\varkappa_{P,t}^{(l)}$  の間に以下の式が成り立つ\*1。

$$RP_t = \mu_{P,t} - \mu_{Q,t} = \gamma_t \sigma_{P,t}^2 - \frac{\gamma_t^2}{2} s_{P,t} \sigma_{P,t}^3 + \frac{\gamma_t^3}{6} \kappa_{P,t} \sigma_{P,t}^4 - \sum_{l=5}^{\infty} \frac{(-\gamma_t)^{l-1} \varkappa_{P,t}^{(l)}}{(l-1)!} \quad (1)$$

$$\approx \gamma_t \sigma_{P,t}^2 - \frac{\gamma_t^2}{2} s_{P,t} \sigma_{P,t}^3 + \frac{\gamma_t^3}{6} \kappa_{P,t} \sigma_{P,t}^4 = RP'_t \quad (2)$$

ここで  $RP'_t$  は 5 次以降のキュムラントを無視して得られるリスクプレミアムの近似値である\*2。この式を利用すると、 $t=0$  から  $t=1$  の間のリスクプレミアムの変化  $\Delta RP'$  を以下のように分解できる。

$$\Delta RP' = RP'_1 - RP'_0 \quad (3)$$

$$= \left( \gamma_1 \sigma_{P,1}^2 - \frac{\gamma_1^2}{2} s_{P,1} \sigma_{P,1}^3 + \frac{\gamma_1^3}{6} \kappa_{P,1} \sigma_{P,1}^4 \right) - \left( \gamma_0 \sigma_{P,0}^2 - \frac{\gamma_0^2}{2} s_{P,0} \sigma_{P,0}^3 + \frac{\gamma_0^3}{6} \kappa_{P,0} \sigma_{P,0}^4 \right) \quad (4)$$

$$= \underbrace{\left( \bar{\gamma} \times \Delta(\sigma_P^2) - \frac{1}{2} \bar{\gamma}^2 \times \Delta(s_P \sigma_P^3) + \frac{1}{6} \bar{\gamma}^3 \times \Delta(\kappa_P \sigma_P^4) \right)}_{\text{実分布の高次モーメントの変化に起因する成分}} + \underbrace{\left( \Delta\gamma \times \bar{\sigma}_P^2 - \frac{1}{2} \Delta(\gamma^2) \times \bar{s}_P \bar{\sigma}_P^3 + \frac{1}{6} \Delta(\gamma^3) \times \bar{\kappa}_P \bar{\sigma}_P^4 \right)}_{\text{リスク回避度の変化に起因する成分}} \quad (5)$$

$$= \Delta RP'_m + \Delta RP'_\gamma \quad (6)$$

ここで、 $\bar{X} = (X_1 + X_0)/2$ ,  $\Delta X = X_1 - X_0$  である。(5) 式の第 1-3 項はリスク回避度の平均と実分布のモーメントの積の変化からなるため、これらをまとめて実分布の高次モーメントの変化に起因するリスクプレミアムの変化 (リスク要因  $\Delta RP'_m$ ) とみなすことができる。(5) 式の第 4-6 項はリスク回避度の変化と実分布のモーメントの積の平均からなるため、これらをまとめてリスク回避度の変化に起因するリスクプレミアムの変化 (選好要因  $\Delta RP'_\gamma$ ) とみなすことができる。すなわち、CARA 型効用を仮定した場合、任意の 2 時点間のリスクプレミアムの変化をリスク要因と選好要因に分解できる。

\*1 紙面の都合上、導出は省略するが実分布の期待リターンをリスク回避度とリスク中立分布のモーメントで表現した Zdorovenin and Pérez (2011) の (20) 式と同様の手順で導出できる。

\*2 この近似の妥当性は 3 節で議論する。

## 2.2 リスクプレミアム・リスク・投資家選好の推定 (Recovery Theorem)

本節ではリスクプレミアムの変化およびその要因を計算するための実分布のモーメント  $\mu_{P,t}, \sigma_{P,t}, s_{P,t}, \kappa_{P,t}$  およびリスク回避度  $\gamma_t$  を推定する方法を説明する。推定には複数の満期に対するオプション価格から投資家選好と実分布を推定できることを示した定理である Recovery Theorem を利用する。推定手順は3つのステップに分けられる。以降では表記を簡潔にするため、推定時点を表す添字  $t$  を省略する。

最初のステップではオプション価格からリスク中立分布を推定する。リスク中立分布  $f_T^Q(x)$  は行使価格  $k$ , 満期  $T$  のヨーロピアンオプション価格関数  $c(k, T)$  から以下の式で計算できる (Breed and Litzenberger, 1978)。

$$f_T^Q(x) = e^{r_f T} \frac{\partial^2 c(k, T)}{\partial k^2} \Big|_{k=x} \quad (7)$$

市場で取引されているオプションは満期と行使価格に関して離散的であるため、(7)式を用いてリスク中立分布を計算するにはオプション価格を補間する必要がある。本研究では Bliss and Panigirtzoglou (2002) の行使価格に関する補間法を満期と行使価格に対する補間に拡張した霧生・枇々木 (2014) の補間法を利用する。

次のステップでは Recovery Theorem を利用して複数の満期に対するリスク中立分布から投資家選好を推定する。Ross (2015) は離散時間・離散状態の枠組みのもとで (1) 時間分離可能な効用を持つ代表的投資家が存在する, (2) 状態価格が時間的に一様なマルコフ性を持つ, という2つの仮定をおいて定理を導出している。その後, Jensen et al. (2019) および Jackwerth and Menner (2020) によって2番目の仮定を必要としない形に一般化した定理が導出されている。本研究ではこの一般化された Recovery Theorem を利用して投資家選好を推定する。原資産のリターン  $r_n$  によって定義された市場の状態を  $n(= 1, \dots, n_0, \dots, N)$  と表す。ここで  $n_0$  は現在の状態であり,  $r_{n_0} = 0$  が成り立つ。また, 現在の状態  $n_0$  から  $m(= 1, \dots, M)$  期先の時点における状態  $n$  への推移に関する状態価格, リスク中立確率, 実確率をそれぞれ  $\pi_{m,n}, f_{m,n}^Q, f_{m,n}^P$  と表す。1期間の長さを  $\tau$  とすると, 状態価格  $\pi_{m,n}$  は  $\pi_{m,n} = e^{-r_f m \tau} f_{m,n}^Q$  の関係を用いて計算できる既知のパラメータである。Recovery Theorem は状態価格  $\pi_{m,n}$  と主観的割引係数  $\delta$ , 状態  $n$  における限界効用  $h_n = u'(r_n)$  の間に以下の方程式が成り立つことを示している。

$$\begin{bmatrix} \pi_{1,1} & \cdots & \pi_{1,N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \pi_{M,1} & \cdots & \pi_{M,N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_1^{-1} \\ \vdots \\ h_N^{-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta^\tau \\ \vdots \\ \delta^{M\tau} \end{bmatrix} \quad (8)$$

CARA 型効用を仮定 ( $h_n = u'(r_n) = \exp(-\gamma r_n)$ ) した場合<sup>\*3</sup>, 方程式 (8) の未知変数は  $\delta, \gamma$  の2つであるため,  $M \geq 2$  の場合にリスク中立分布から投資家のリスク選好を特定することができる。分析にあたっては1期間の長さを1ヶ月 ( $\tau = 30$ 日) とし, 満期数  $M$  は各推定時点においてオプション価格が利用可能な範囲で最も長くなるように設定する。また, 各状態に対応するリターンの設定に関しては最大満期における分布全体が概ね含まれるように, 最大満期のリスク中立分布の面積が0.95となる範囲で設定し, 状態数は  $N = 201$  とする。例えば, リスク中立分布の密度関数  $f_\tau^Q(r)$  を  $-50\% \leq r \leq 50\%$  の範囲で積分すると, その面積が0.95となる場合には状態を0.5%刻みで  $r_1 = -50\%$ ,  $r_{101} = 0\%$ ,  $r_{201} = 50\%$  と設定する<sup>\*4</sup>。

<sup>\*3</sup> 特定の効用関数の形状を仮定しない場合, (8)式の方程式数は  $M$ , 未知変数の数は  $N$  であるため  $M \geq N$  の場合に投資家選好を推定できる。ただし, (8)式はノイズに対する解の感度が非常に高い悪性質を持った方程式 (ill-posed problem) であることが知られており (Audrino et al., 2019; Jackwerth and Menner, 2020; Kiriou and Hibiki, 2019; 伊藤ら, 2019), 実用上は何らかの方法で解を安定化する必要がある。本研究において投資家の効用関数形を仮定して分析を行うことは, 解を安定化させる役割も果たしている。

<sup>\*4</sup> 状態数と状態幅をある程度大きく設定しておけば, 推定結果に大きな違いはないことを確認している。

最後のステップでは以下の式に基づいて 1 期間 (1 ヶ月) のリターンに対する実確率分布  $f_{1,n}^P$  を計算する。

$$f_{1,n}^P = \delta^{-\tau} h_n^{-1} \pi_{1,n} = \delta^{-\tau} e^{\gamma r_n} \pi_{1,n} \quad (9)$$

実確率分布の平均  $\mu_P$ 、リスク中立分布の平均  $\mu_Q$  を計算し、 $RP = \mu_P - \mu_Q$  の関係からリスクプレミアムを計算できる。また、実確率分布の 2 次以降のモーメント  $\sigma_P, s_P, \kappa_P$  を計算し、2 番目のステップで推定したリスク回避度  $\gamma$  と合わせて (3-6) 式に代入することでリスク要因と選好要因を計算できる。

## 2.3 回帰モデル

本節ではマクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムの変化 ( $\Delta RP_t, \Delta RP'_t$ ) およびその構成要素 ( $\Delta RP'_{\gamma,t}, \Delta RP'_{m,t}$ )、リターン  $r_{M,t}^{ON}$  に与える影響を検証する\*5ためのモデルを説明する。分析に利用する回帰モデルを以下に示す。

$$\text{(モデル A)} \quad \Delta V_t = c + \alpha D_t + \beta D_t S_t + \sum_{j=1}^J d_j \text{control}_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{(モデル B)} \quad \Delta V_t = c + \sum_{k=1}^K \alpha_k D_{k,t} + \sum_{k=1}^K \beta_k D_{k,t} S_{k,t} + \sum_{j=1}^J d_j \text{control}_{j,t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta V_t = \{\Delta RP_t, \Delta RP'_t, \Delta RP'_{m,t}, \Delta RP'_{\gamma,t}, r_{M,t}^{ON}\}$$

取引時間外に公表されるマクロ経済アナウンスメントを分析対象とするため、各値の変化はオーバーナイト (close to open) の変化を計測する ( $\Delta V_t = V_t^{\text{open}} - V_{t-1}^{\text{close}}$ )。モデル A とモデル B の違いは複数の種類のマクロ経済指標をまとめて扱うか別々に扱うかという点にあり、説明変数の  $D_{k,t}$  は  $k (= 1, \dots, K)$  番目のマクロ経済指標のアナウンスメント日に 1 をとるダミー変数、 $D_t$  は  $k$  番目のいずれかのマクロ経済指標のアナウンスメントがある場合に 1 をとるダミー変数 ( $D_t = \max(D_{1,t}, \dots, D_{K,t})$ ) を表す。また、 $S_{k,t}$  は  $k$  番目のマクロ経済指標のアナウンスメント内容に対するサプライズであり、Beber and Brandt (2006), Lee and Ryu (2019) など多くの先行研究と同様に

$$S_{k,t} = \frac{A_{k,t} - E_{k,t}}{\sigma_k} \quad (12)$$

と定義する。ここで  $A_{k,t}$  は  $t$  時点における  $k$  番目のマクロ経済指標の発表値、 $E_{k,t}$  は発表直前のコンセンサス予想である。 $(A_{k,t} - E_{k,t})$  をその標準偏差  $\sigma_k$  で割ることで異なるマクロ経済指標間のスケールの違いを調整する。 $S_t$  は  $t$  時点において発表されたマクロ経済指標のサプライズをまとめた値であり、同じ日に複数のサプライズが発生した場合はサプライズの合計値としている。係数  $\alpha, \alpha_k$  でアナウンスメントの内容によらない影響を特定し、係数  $\beta, \beta_k$  でアナウンスメント内容 (サプライズ) の影響を特定する。 $\text{control}_{j,t}$  は  $j$  番目のコントロール変数を表し、前日の S&P 500 日次リターン  $r_{M,t-1}$ 、前日の無リスク金利  $r_{f,t-1}$ 、被説明変数の 1 期ラグ  $\Delta V_{t-1}$ 、曜日ダミーを利用する\*6。また、 $c$  は定数項、 $\varepsilon_t$  は残差である。 $t$  値の計算には HAC (Heteroskedastic and Autocorrelation Consistent) 標準誤差を利用する。

## 3 データ・基礎統計量

検証には 2004 年 1 月 2 日から 2020 年 10 月 31 日までの約 17 年間のデータを利用する。リスクプレミアムの変化および各要因の計算に利用するオプション価格および原資産価格はシカゴオプション取引所

\*5 マクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムの変化を通して資産価格に与える影響を考察することを目的に、リターンも被説明変数に加えている。

\*6 被説明変数がリターン  $r_{M,t}^{ON}$  の場合は前日の日次リターン  $r_{M,t-1}$  と被説明変数の 1 期ラグ  $\Delta V_{t-1} = r_{M,t-1}^{ON}$  の相関が高くなり、多重共線性の懸念が生じるため、 $\Delta V_{t-1}$  は説明変数から除く。

(CBOE) から取得した S&P 500 指数オプション 1 分足価格データの取引終了時点 (16:15) および取引開始時点 (9:31)\*7 の仲値 (bid 価格と ask 価格の平均値) を利用する。流動性が低いオプションによるノイズを抑制するため以下の条件のいずれかに当てはまるデータは分析から除外する。(1) 満期までの期間が 6 日以下、または 731 日以上、(2) Black-Scholes 公式 (Black and Scholes, 1973) を用いて計算したインプライドボラティリティの値が 1 を上回る、(3) ask 価格が bid 価格の 1.5 倍を上回る、(4) 価格が Merton (1973) に示されている無裁定条件を満たさない。インプライドボラティリティの計算に利用する無リスク金利には USD LIBOR を線形補間して利用する。また、配当利回りには Bloomberg から取得した予想配当利回りを利用する。

マクロ経済アナウンスメントの日時、発表値、直前のコンセンサス予想は Bloomberg から取得した。分析対象は取引時間外に発表される市場の注目度の高い 6 つのマクロ経済指標 (非農業部門雇用者総数 (Nonfarm Payroll; NP), 小売売上高 (Retail Sales; RS), 鉱工業生産 (Industrial Production; IP), 消費者物価指数 (CPI), 生産者物価指数 (PPI), 国内総生産 (GDP)) とする\*8。GDP 以外の 5 つの指標は月次、GDP は四半期ごとにアナウンスメントが行われる。マクロ経済指標の発表時刻は IP 以外は 8:30、IP は 9:15 である。オプション市場の取引時間は 9:30 から 16:15 であるため、マクロ経済アナウンスメントの影響はアナウンスメント前日の取引終了時点 (close) から発表当日の取引開始時点 (open) のオーバーナイトの価格変化に反映される。また、外れ値の影響を緩和するため被説明変数、説明変数ともに上下 1% の値を丸め処理する。

表 1 にリスクプレミアムおよびその構成要素の基礎統計量を示す。 $RP, RP', RP'_m, RP'_\gamma, r_M^{ON}, \sigma_P, \sigma_Q$  の単位は bps (0.01%) である。リスクプレミアム  $RP$  の平均は 26.32bps (close) および 26.95bps (open) であった。近似値  $RP'$  もほぼ同じ水準の値をとっている。ここで、分析期間における事後的な実現リターンから計算した月次リスクプレミアムの平均は 53.91bps (日次リスクプレミアム (S&P 500 と無リスク金利の日次収益率の差) の平均を月次換算して計算) であった。リスクプレミアムの推定値は実績値の約半分とやや小さいものの、値のオーダーは大きくずれていないことが確認できる\*9。また、 $RP$  と  $RP'$  の相関係数は 0.996 と非常に高く、5 次以降のキュムラントを無視することの影響は軽微であるといえる。 $\Delta RP$  および  $\Delta RP'$  の平均は 0.63bps であり、リスク要因  $\Delta RP'_m$  の平均は 0.62bps、選好要因  $\Delta RP'_\gamma$  の平均は 0.03bps であった\*10。また  $\Delta RP'$  の標準偏差は 3.28bps であるのに対して、各要因  $RP'_m, RP'_\gamma$  の標準偏差はそれぞれ 3.04bps, 2.42bps であり、リスクプレミアムの変動要因としてはリスク要因の影響が相対的に大きい一方で選好要因も無視できない水準であることがわかる。

図 1 は取引終了時点 (close) および取引開始時点 (open) それぞれのリスクプレミアムの時系列推移を示している。リスクプレミアムはほとんどの時点でプラスの値をとっており、金融危機、欧州危機、コロナショックなどリスクが高まる局面で高い値をとる傾向があることが確認できる。

## 4 分析結果

### 4.1 アナウンスメントがリスクプレミアム・リスク・選好に与える影響

(10) 式のモデルでマクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響を推定した結果を表 2 に示す。係数の単位は bps (0.01%) である。アナウンスメント日ダミー  $D_t$  はリスクプレミアムの変化  $\Delta RP_t$  に対して負に 10% 有意であり、アナウンスメントはリスクプレミアムを平均的に 0.220bps 低下させる。これは

\*7 オプション市場の取引開始時間は 9:30 であるが、分析に利用したデータでは取引開始時点 (9:30) における bid 価格および ask 価格を利用することができなかった。このため、最も取引開始時点に近い 9:31 のデータを利用する。

\*8 PPI に関して、Bloomberg のコンセンサス予想が欠損のためサプライズの計算ができない時点が 2004 年と 2005 年に計 7 回存在した。これらの時点ではサプライズをゼロとおいて分析を行っている。ただし、サプライズが計算できない時点を除いて分析を行っても結果はほとんど変わらない。

\*9 株式市場の実績リスクプレミアムが理論値より高い値をとる現象はエクイティプレミアムパズル (Mehra and Prescott, 1985) として知られている。

\*10  $\Delta RP'_m$  (0.62bps) と  $\Delta RP'_\gamma$  の平均 (0.03bps) の和が  $\Delta RP'_t$  の平均 (0.63bps) と完全一致していないのは外れ値の丸め処理の影響である。

表1 基礎統計量

	Obs.	$V_{t-1}^{close}$			$V_t^{open}$			$\Delta V_t = V_t^{open} - V_{t-1}^{close}$		
		Mean	Median	SD	Mean	Median	SD	Mean	Median	SD
$RP$	4232	26.32	24.29	16.75	26.95	24.92	17.31	0.63	0.34	3.29
$RP'$	4232	26.24	24.22	16.70	26.86	24.85	17.26	0.63	0.34	3.28
$RP'_m$	4232							0.62	0.29	3.04
$RP'_\gamma$	4232							0.03	0.02	2.42
$r_M^{ON}$	4232							1.67	2.65	49.58
$\sigma^P$	4232	496.63	421.30	241.21	503.00	424.70	245.81	5.92	3.18	24.58
$\sigma^Q$	4232	519.75	444.88	240.14	526.17	449.42	244.85	6.00	3.08	26.22
$s^P$	4232	-1.79	-1.67	0.66	-1.76	-1.66	0.65	0.04	0.03	0.11
$s^Q$	4232	-1.86	-1.73	0.68	-1.81	-1.70	0.66	0.04	0.03	0.11
$\kappa^P$	4232	7.00	5.60	4.97	6.63	5.29	4.76	-0.37	-0.23	0.75
$\kappa^Q$	4232	6.65	5.37	4.64	6.29	5.05	4.45	-0.36	-0.23	0.70
$\gamma$	4232	1.25	1.38	0.39	1.25	1.38	0.40	0.00	0.00	0.04

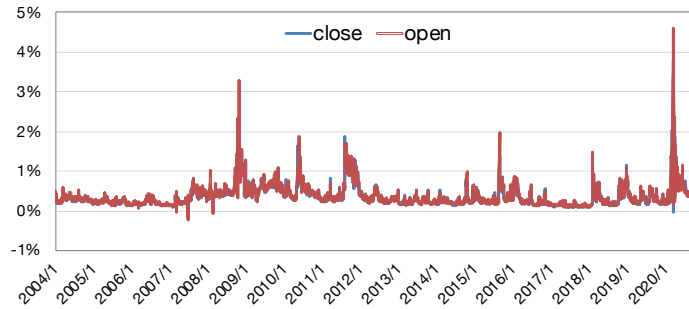


図1 リスクプレミアムの推移

近似値  $\Delta RP'_t$  に対してもほぼ同じ結果である。構成要素に注目するとリスク要因  $\Delta RP'_{m,t}$ 、選好要因  $\Delta RP'_{\gamma,t}$  ともに係数は有意ではなかったもののいずれも符号は負で値が同程度（それぞれ  $-0.112$ 、 $-0.091$ ）であることから、リスク要因と選好要因の両方がアナウンスメント時のリスクプレミアム低下に寄与していたことがわかる。リターン  $r_{M,t}^{ON}$  に対する係数は有意でなかったものの符号は正であり、マクロ経済アナウンスメント日のリターンがそれ以外の日と比較して高いことを示した Savor and Wilson (2013) の結果と整合的である\*<sup>11</sup>。

次にサプライズとの関係に注目する。アナウンスメント日ダミー  $D_t$  とサプライズ  $S_t$  の交差項に対する係数はリスクプレミアムの変化  $\Delta RP_t$  に対して負に 1% 有意であり、1 標準偏差のポジティブサプライズはリスクプレミアムを 0.381bps 低下（アナウンスメントの平均的な効果と合わせると  $0.220 + 0.381 = 0.601$ bps 低下）させる。構成要素に着目すると、リスク要因  $\Delta RP'_{m,t}$  に対する係数が負に 1% 有意であり、1 標準偏差のポジティブサプライズはリスク要因を通してリスクプレミアムを 0.395bps 引き下げる。一方、選好要因は係数が有意ではなく、係数の絶対値もリスク要因と比較して大幅に小さいことから選好要因がリスクプレミアムに与える影響は限定的といえる。また、リターン  $r_{M,t}^{ON}$  に対する係数は正に 1% 有意であり、1 標準偏差のポジティブサプライズはリターンを 9.366bps 高める。これらの結果はマクロ経済に対するポジティブ（ネガティブ）なサプライズによって投資家はリスクの低下（上昇）を認識し、それを通してリスクプレミアムが低

\*<sup>11</sup> 係数の符号は Savor and Wilson (2013) と同じ一方で、有意な結果が得られなかったという点では異なっている。Ernst et al. (2019) は FOMC 以外のマクロ経済指標のアナウンスメントがリターンに与える影響が相対的に小さいことを示しており、分析対象とするマクロ経済指標の違いが影響している可能性がある。

表2 マクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響

	$\Delta RP_t$	$\Delta RP'_t$	$\Delta RP'_{m,t}$	$\Delta RP'_{\gamma,t}$	$r_{M,t}^{ON}$
$D_t$	-0.220*	-0.218*	-0.112	-0.091	0.716
	(-1.939)	(-1.932)	(-1.064)	(-1.161)	(0.424)
$D_t \times S_t$	-0.381***	-0.380***	-0.395***	0.042	9.366***
	(-3.316)	(-3.317)	(-3.685)	(0.495)	(4.945)
$r_{M,t-1}$	0.000	0.000	0.001***	-0.001**	-0.039***
	(0.411)	(0.403)	(2.834)	(-2.055)	(-3.771)
$r_{f,t-1}$	0.000	0.000	-0.000	0.000	-0.003
	(1.065)	(1.021)	(-0.648)	(1.170)	(-0.806)
$\Delta V_{t-1}$	-0.004	-0.004	-0.021	-0.010	
	(-0.132)	(-0.149)	(-0.695)	(-0.249)	
day of the week dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4,232	4,232	4,232	4,232	4,233
Adjusted R <sup>2</sup>	0.047	0.047	0.052	0.006	0.018

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

下(上昇)した結果、資産価格の上昇(下落)が発生することを示唆している。

表3は(11)式のモデルでマクロ経済アナウンスメントの影響を指標別に検証した結果である。アナウンスメント日ダミー  $D_t$  の係数はGDPがリスク要因  $\Delta RP'_{m,t}$  に対して負に5%有意、リターン  $r_{M,t}^{ON}$  に対して正に1%有意であった。GDPのアナウンスメントはリスク要因を通じてリスクプレミアムを引き下げ、資産価格の上昇に繋がったことを示唆する結果である。GDP以外の指標がリスクプレミアムおよびその構成要素に与える影響は有意ではなかった。

マクロ経済アナウンスメントの影響はサプライズに対してより顕著に観察される。アナウンスメント日ダミー  $D_t$  とサプライズ  $S_t$  の交差項の係数はリスクプレミアムの変化に対してNPが負に1%有意、RSが負に10%有意であった。他の指標の係数は有意にならなかったものの、CPIを除き係数の符号はいずれも負であった。リスクプレミアム変化の構成要素であるリスク要因  $\Delta RP'_{m,t}$  に着目するとNPとRSがどちらも負に1%有意であり、他の指標も係数の符号はCPIを除きいずれも負であった。一方で、選好要因  $\Delta RP'_{\gamma,t}$  の係数はいずれも有意でなく、係数の符号も指標によりまちまちであった。また、サプライズのリターンに対する影響はNPとRSで正に1%有意であった。他の指標の係数は有意にならなかったものの、IPを除き符号はいずれも負であった。指標別の検証結果からもポジティブ(ネガティブ)サプライズによるリスク低下(上昇)を通じたリスクプレミアムの低下(上昇)が資産価格の上昇(下落)に寄与していることを示唆する結果が得られ、その傾向は特にNPやRSのアナウンスメントで大きいことがわかった。

ここまでの分析からそのポジティブ(ネガティブ)サプライズがリスク要因を通してリスクプレミアムを低下(上昇)させ、選好要因の影響は相対的に小さいことが明らかになった。紙面の都合上、具体的な結果は割愛するが、投資家の効用関数形にCRRA型を仮定してリスクプレミアムの推定を行った場合<sup>\*12</sup>や、分析期間を前半と後半に分けて検証を行った場合でも同様の結論が得られることを確認している。

ところで、マクロ経済アナウンスメントは実分布のどのモーメントに影響しているのだろうか。また、マクロ経済アナウンスメントは投資家選好に影響を与えないのだろうか。これらの疑問に関して分析するために(10)式における説明変数をリスクプレミアム((2)式)を構成する各パラメータの変化( $\Delta\sigma_{P,t}, \Delta s_{P,t}, \Delta\kappa_{P,t}, \Delta\gamma_t$ )に置き換えて検証を行った結果を表4に示す。マクロ経済アナウンスメントが実分布のモーメントに与える影響を確認すると、アナウンスメント日ダミー  $D_t$  とサプライズ  $S_t$  の交差項がボラティリティの変化  $\Delta\sigma_{P,t}$  に対して負に1%有意、超過尖度の変化  $\Delta\kappa_{P,t}$  に対して正に5%有意であった。

\*12 分解式を解析的に求めることが難しいため、回帰モデルで推定した経験的な要因分解式を利用して分析を行った。



表3 マクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響（イベント別）

	$\Delta RP_t$	$\Delta RP'_t$	$\Delta RP'_{m,t}$	$\Delta RP'_{\gamma,t}$	$r_{M,t}^{ON}$
$D_t^{NP}$	-0.363 (-1.566)	-0.361 (-1.562)	-0.135 (-0.599)	-0.106 (-0.705)	5.043 (1.517)
$D_t^{RS}$	0.137 (0.738)	0.138 (0.744)	0.104 (0.578)	0.028 (0.217)	-5.193* (-1.676)
$D_t^{IP}$	-0.257 (-1.016)	-0.253 (-1.006)	-0.052 (-0.223)	-0.260 (-1.539)	1.555 (0.478)
$D_t^{CPI}$	-0.103 (-0.456)	-0.103 (-0.457)	-0.174 (-0.927)	0.059 (0.382)	0.342 (0.112)
$D_t^{PPI}$	0.046 (0.248)	0.045 (0.244)	0.106 (0.531)	-0.017 (-0.149)	-3.867 (-1.204)
$D_t^{GDP}$	-0.512 (-1.352)	-0.510 (-1.355)	-0.632** (-2.419)	0.088 (0.264)	14.191*** (3.225)
$D_t^{NP} \times S_t^{NP}$	-0.849*** (-3.969)	-0.846*** (-3.977)	-0.999*** (-4.411)	0.234 (1.551)	25.316*** (7.076)
$D_t^{RS} \times S_t^{RS}$	-0.329* (-1.857)	-0.330* (-1.866)	-0.474*** (-2.706)	0.099 (0.674)	14.416*** (3.658)
$D_t^{IP} \times S_t^{IP}$	-0.224 (-0.822)	-0.222 (-0.819)	-0.174 (-0.683)	-0.004 (-0.018)	-3.340 (-0.834)
$D_t^{CPI} \times S_t^{CPI}$	0.103 (0.367)	0.102 (0.366)	0.095 (0.451)	0.021 (0.101)	0.539 (0.155)
$D_t^{PPI} \times S_t^{PPI}$	-0.162 (-1.013)	-0.162 (-1.013)	-0.075 (-0.532)	-0.128 (-1.106)	2.062 (0.750)
$D_t^{GDP} \times S_t^{GDP}$	-0.348 (-1.122)	-0.346 (-1.117)	-0.172 (-0.692)	-0.155 (-0.834)	4.652 (1.113)
$r_{M,t-1}$	0.0003 (0.366)	0.0003 (0.358)	0.001*** (2.771)	-0.001** (-2.031)	-0.037*** (-3.633)
$r_{f,t-1}$	0.0002 (0.976)	0.0002 (0.933)	-0.0002 (-0.764)	0.0002 (1.198)	-0.002 (-0.649)
$\Delta V_{t-1}$	-0.004 (-0.132)	-0.004 (-0.148)	-0.020 (-0.680)	-0.009 (-0.229)	
day of the week dummies	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4,232	4,232	4,232	4,232	4,233
Adjusted R <sup>2</sup>	0.047	0.047	0.054	0.005	0.032

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

ポジティブ（ネガティブ）サプライズは、実分布のボラティリティ・歪度の観点から投資家のリスク認識を引き下げていた（引き上げていた）ことがわかる<sup>\*13</sup>。ポジティブサプライズでボラティリティが低下するという結果は、リスク中立分布のモーメントの変化を分析している Äijö (2008) や Onan et al. (2014) と整合的である。

リスク回避度の変化  $\Delta \gamma_t$  に対してはアナウンスメント日ダミーは負に 5% 有意、アナウンスメント日ダミー  $D_t$  とサプライズ  $S_t$  の交差項は正に 10% 有意であった。アナウンスメントは平均的に投資家のリスク回避度を低下させ、ポジティブニュースはリスク回避度を引き上げる傾向がある<sup>\*14</sup>。選好要因を通したリスクプレミアム変化への寄与は小さいものの、マクロ経済アナウンスメントが投資家選好に対して影響を与えていることが明らかになった。

<sup>\*13</sup> 紙面の都合上具体的な結果は省略するが、(5) 式の第 1-6 項の各項を被説明変数として回帰分析を行った結果から、サプライズのリスクプレミアムの変化に対する寄与は第 1 項目 ( $\bar{\gamma} \times \Delta(\sigma_P^2)$ ) を通じた寄与が最も大きいことが確認できた。

<sup>\*14</sup> この結果は事後のリターンから債券市場の投資家のリスク回避度の変化を推定した Beber and Brandt (2006) とは反対であった。この理由として、株式指標ではマクロ経済指標のポジティブサプライズは良いニュースとして受け取られるのに対して、債券市場ではポジティブサプライズは金利引き上げに繋がるため、悪いニュースと受け取られ、投資家のニュースに対する反応が反対になることが考えられる。

表4 マクロ経済アナウンスメントとリスク回避度・実分布のモーメントの関係

	$\Delta\sigma_t^P$	$\Delta s_t^P$	$\Delta\kappa_t^P$	$\Delta\gamma_t$
$D_t$	-0.968 (-1.183)	-0.006 (-1.384)	0.040 (1.554)	-0.004** (-2.528)
$D_t \times S_t$	-3.581*** (-4.039)	-0.000 (-0.040)	0.045** (2.091)	0.003* (1.917)
$r_{M,t-1}$	0.015** (2.530)	0.000*** (5.563)	-0.001*** (-9.335)	-0.000* (-1.709)
$r_{f,t-1}$	-0.001 (-0.630)	-0.000 (-0.435)	0.000*** (3.334)	0.000 (1.239)
$\Delta V_{t-1}$	-0.036 (-1.162)	0.208*** (11.277)	0.296*** (14.179)	0.010 (0.333)
day of the week dummies	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	4,232	4,232	4,232	4,232
Adjusted R <sup>2</sup>	0.071	0.051	0.106	0.005

Note: \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

## 5 おわりに

本研究ではマクロ経済アナウンスメントがリスクプレミアムに与える影響を検証した。先行研究の多くは投資家選好が変化しないことを前提として分析を行っているが、マクロ経済アナウンスメントが投資家選好にも影響を与える場合、リスクプレミアムに与える影響を正しく評価することができない。本研究ではリスクプレミアムの変化をリスクの変化に起因する成分と選好の変化に起因する成分に分解し、Recovery Theoremを利用してオプション価格から各成分を推定することで、マクロ経済アナウンスメントが投資家選好にも影響を与える可能性を考慮して分析を行った。米国株式市場を対象とする実証分析の結果から、(1) 事前予想よりも悪い(良い)内容のアナウンスメントはリスクプレミアムを上昇(低下)させる効果を持つこと、(2) この傾向は主にリスク要因の影響であること、(3) 選好要因の影響はリスク要因と比較して小さいこと、の3点が明らかになった。本研究の結果から導かれた結論は投資家選好が変化しないことを前提に分析を行っている先行研究の結論と概ね同様であった。ただし、リスクプレミアムの変化に対する寄与は限定的であるものの、マクロ経済アナウンスメントがリスクのみならず投資家選好にも影響を与えていることがわかった。このことは、ニュースが投資家選好に与える影響を考慮可能な枠組みで分析を行うことの重要性を示している。

今後の課題としては金融政策アナウンスメント(FOMC)など取引時間中に発生するアナウンスメントの影響を検証することや、事前にニュースの発生タイミングが決まっていないアンスケジュールドイベントの影響を分析することが考えられる。また、ニュースに対する国・地域間や資産間の反応の違いをリスク要因、選好要因に分けて分析することも興味深い。

## 参考文献

- [1] Äijö, J. (2008) "Impact of US and UK macroeconomic news announcements on the return distribution implied by FTSE-100 index options," *International Review of Financial Analysis*, 17 (2), pp. 242–258.
- [2] Audrino, F., R. Huitema, and M. Ludwig (2019) "An empirical implementation of the Ross recovery theorem as a prediction device," *Journal of Financial Econometrics*, nbz002.
- [3] Bakshi, G., N. Kapadia, and D. Madan (2003) "Stock return characteristics, skew laws, and the

- differential pricing of individual equity options,” *The Review of Financial Studies*, 16 (1), pp. 101–143.
- [4] Bakshi, G., F. Chabi-Yo, and X. Gao (2018) “A recovery that we can trust? deducing and testing the restrictions of the recovery theorem,” *The Review of Financial Studies*, 31 (2), pp. 532–555.
- [5] Beber, A. and M. W. Brandt (2006) “The effect of macroeconomic news on beliefs and preferences: Evidence from the options market,” *Journal of Monetary Economics*, 53 (8), pp. 1997–2039.
- [6] Bekaert, G., E. C. Engstrom, and N. R. Xu (2022) “The time variation in risk appetite and uncertainty,” *Management Science*, 68 (6), pp. 3975–4004.
- [7] Black, F. and M. Scholes (1973) “The pricing of options and corporate liabilities,” *Journal of Political Economy*, 81 (3), pp. 637–654.
- [8] Bliss, R. R. and N. Panigirtzoglou (2002) “Testing the stability of implied probability density functions,” *Journal of Banking & Finance*, 26 (2-3), pp. 381–422.
- [9] Borovička, J., L. P. Hansen, and J. A. Scheinkman (2016) “Misspecified recovery,” *The Journal of Finance*, 71 (6), pp. 2493–2544.
- [10] Breeden, D. T. and R. H. Litzenberger (1978) “Prices of state-contingent claims implicit in option prices,” *The Journal of Business*, 51 (4), pp. 621–651.
- [11] Campbell, J. Y. (1991) “A variance decomposition for stock returns,” *The Economic Journal*, 101 (405), pp. 157–179.
- [12] Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988a) “The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors,” *The Review of Financial Studies*, 1 (3), pp. 195–228.
- [13] Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988b) “Stock prices, earnings, and expected dividends,” *The Journal of Finance*, 43 (3), pp. 661–676.
- [14] Chen, L., Z. Da, and X. Zhao (2013) “What drives stock price movements?” *The Review of Financial Studies*, 26 (4), pp. 841–876.
- [15] Ernst, R., T. Gilbert, and C. M. Hrdlicka (2019) “More than 100% of the equity premium: How much is really earned on macroeconomic announcement days?” *Available at SSRN 3469703*.
- [16] Fernandez-Perez, A., B. Frijns, and A. Tourani-Rad (2017) “When no news is good news—The decrease in investor fear after the FOMC announcement,” *Journal of Empirical Finance*, 41, pp. 187–199.
- [17] Füss, R., F. Mager, H. Wohlenberg, and L. Zhao (2011) “The impact of macroeconomic announcements on implied volatility,” *Applied Financial Economics*, 21 (21), pp. 1571–1580.
- [18] Gospodinov, N. and I. Jamali (2012) “The effects of Federal funds rate surprises on S&P 500 volatility and volatility risk premium,” *Journal of Empirical Finance*, 19 (4), pp. 497–510.
- [19] Jackwerth, J. C. and M. Menner (2020) “Does the Ross recovery theorem work empirically?” *Journal of Financial Economics*, 137 (3), pp. 723–739.
- [20] Jensen, C. S., D. Lando, and L. H. Pedersen (2019) “Generalized recovery,” *Journal of Financial Economics*, 133 (1), pp. 154–174.
- [21] Jiang, G. J., E. Konstantinidi, and G. Skiadopoulos (2012) “Volatility spillovers and the effect of news announcements,” *Journal of Banking & Finance*, 36 (8), pp. 2260–2273.
- [22] Kim, S. and G. Lee (2011) “Effects of macroeconomic news announcements on risk-neutral distribution: Evidence from KOSPI200 intraday options data,” *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 40 (3), pp. 403–432.
- [23] Kiriu, T. and N. Hibiki (2019) “Estimating forward looking distribution with the Ross recovery theorem,” *Journal of the Operations Research Society of Japan*, 62 (2), pp. 83–107.

- [24] Lee, J. and D. Ryu (2019) “The impacts of public news announcements on intraday implied volatility dynamics,” *Journal of Futures Markets*, 39 (6), pp. 656–685.
- [25] Liu, H., X. Tang, and G. Zhou (2022) “Recovering the FOMC risk premium,” *Journal of Financial Economics*, 145 (1), pp. 45–68.
- [26] Mehra, R. and E. C. Prescott (1985) “The equity premium: A puzzle,” *Journal of monetary Economics*, 15 (2), pp. 145–161.
- [27] Merton, R. C. (1973) “Theory of rational option pricing,” *The Bell Journal of Economics and Management Science*, 4 (1), pp. 141–183.
- [28] Nikkinen, J. and P. Sahlström (2001) “Impact of scheduled US macroeconomic news on stock market uncertainty: A multinational perspective,” *Multinational Finance Journal*, 5 (2), pp. 129–148.
- [29] Onan, M., A. Salih, and B. Yasar (2014) “Impact of macroeconomic announcements on implied volatility slope of SPX options and VIX,” *Finance Research Letters*, 11 (4), pp. 454–462.
- [30] Ross, S. (2015) “The recovery theorem,” *The Journal of Finance*, 70 (2), pp. 615–648.
- [31] Savor, P. and M. Wilson (2013) “How much do investors care about macroeconomic risk? Evidence from scheduled economic announcements,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp. 343–375.
- [32] Stotz, O. (2019) “The response of equity prices to monetary policy announcements: Decomposing the announcement day return into cash-flow news, interest rate news, and risk premium news,” *Journal of International Money and Finance*, 99, p. 102069.
- [33] Vähämaa, S. (2005) “Option-implied asymmetries in bond market expectations around monetary policy actions of the ECB,” *Journal of Economics and Business*, 57 (1), pp. 23–38.
- [34] Vähämaa, S. (2009) “A note on the impact of scheduled macroeconomic news announcements on implied volatility,” *Applied Economics Letters*, 16 (18), pp. 1783–1789.
- [35] Vähämaa, S. and J. Äijö (2011) “The Fed’s policy decisions and implied volatility,” *Journal of Futures Markets*, 31 (10), pp. 995–1010.
- [36] Vähämaa, S., S. Watzka, and J. Äijö (2005) “What moves option-implied bond market expectations?” *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 25 (9), pp. 817–843.
- [37] Zdorovenin, V. V. and J. Pézier (2011) “Does the information content of option prices add value for asset allocation?” *ICMA Centre Discussion Paper*, DP2011-03.
- [38] 伊藤雅剛・霧生拓也・枇々木規雄 (2019) 「Generalized Recovery Theorem を用いた forward looking な収益率分布の推定」, 『ジャファイ・ジャーナル』, 17, 76–99 頁.
- [39] 霧生拓也・枇々木規雄 (2014) 「複数資産にインプライド分布を用いた最適資産配分モデル」, 『日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌』, 57, 112–134 頁.