

マクロ経済に関する不確実性指標の特性について*

篠原武史[†]・奥田達志[‡]・中島上智[§]

マクロ経済学の分野では、不確実性の動向を定量的に把握するにあたり、多くの具体的な指標が提案されている。本稿では、その中で代表的な指標である、①マクロ経済不確実性指数、②エコノミック・サプライズ指数、③株式ボラティリティ指数、④経済政策不確実性指数の4つについて、日米両国を対象として、それぞれの指標の変動の特徴点や、マクロ経済変動との関係を実証的に分析した。その結果、米国については、経済政策不確実性指数以外の3つの指標が概ね似通った変動を示しているほか、景気循環における設備投資、耐久財消費、銀行の貸出スタンスの変動に対し相応の説明力を有することがわかった。一方、日本については、4つの指標間で大きな違いがみられた。すなわち、①マクロ経済不確実性指数は、様々なイベントに反応し、景気変動における設備投資や耐久財消費に対し説明力を有することがわかった。これに対し、②エコノミック・サプライズ指数は、各種イベントに殆ど反応せず、景気変動に対する説明力も低い結果となった。また、③株式ボラティリティ指数は、金融システムにストレスのかかった局面で相応に上昇しやすいこと、④経済政策不確実性指数は、海外発のイベントに反応しやすいこと、かつ両者は設備投資や銀行の貸出スタンスに対する説明力を有することがわかった。

JEL Classification Codes: E32, E52

1. はじめに

不確実性の上昇は、家計や企業の経済活動を一時的に停滞させ、ひいてはマクロ経済全体にも影響を与える。2008年のグローバル金融危機、2012年頃の欧州債務危機、2019年の米中貿易摩擦、さらに2020年は新型コロナウイルス感染症など、経済主体を取り巻くマクロ経済環境を巡って、不確実性が急激に上昇するイベントが近年頻発しており、不確実性の大きさを定量的に把握し、マクロ経済へのインプリケーションを分析することの重要性が増している。

こうしたもとの、米国を中心に、不確実性の動向を把握するための指標が数多く考案され、そのマクロ経済への影響が実証的に分析されてきた¹⁾。例えば、Bloom(2009)は、「株式ボラティリティ指数(Volatility Index, VI)」を不確実性の指標として分析したほか、Jurado *et al.*(2015)、Rossi and Sekhposyan(2015)、Scotti(2016)、Sekkel(2019)らは、経済指標の事前予測値と公表実績値の乖離に基づく不確実性指標

を提案した。この中で、Jurado *et al.*(2015)は、時系列モデルによる事前予測を用いた、「マクロ経済不確実性指数(Macroeconomic Uncertainty Index, MU)」を開発した。また、Scotti(2016)は、エコノミストによる事前予測を用いた、「エコノミック・サプライズ指数(Economic Surprise Index, ES)」を提案した。このほか、Baker *et al.*(2016)や Arbatli *et al.*(2017)が新聞記事のテキスト情報から作成した「経済政策不確実性指数(Economic Policy Uncertainty Index, EPU)」は、リアルタイムに不確実性を把握できる指標として、実務的に幅広く活用されている。

これらの不確実性指標の特性を横断的に比較した実証研究として、Born *et al.*(2018)は、米国のMU指数、VI指数、EPU指数のほか、様々な不確実性指標の時系列的性質を比較したうえで、VARモデルを用いてマクロ経済変数と不確実性指標の関係を分析している。また、Meinen and Röhe(2017)は、ユーロ圏諸国を対象に、様々な不確実性指標と設備投資との関係

を比較したうえで、Jurado *et al.* (2015) の考案した MU 指数が、最も頑健に設備投資と負の関係を持つと報告している²⁾。もっとも、筆者の知る限り、日本や米国を対象に不確実性指標の特性や景気変動との関係を定量的に比較した研究はみられない。

そこで、本稿では、先行研究で考案された各種のマクロ経済に関する不確実性指標について、日本と米国を対象として、各指標の変動の特徴やマクロ経済変動との関係を比較する。具体的には、代表的な不確実性指標として、前述の、① MU 指数、② ES 指数、③ VI 指数、④ EPU 指数の 4 つを分析の対象とする³⁾。指標の比較の方法として、まず、各指標の時系列的な特徴や過去のイベント発生時の動きを分析する。次に、VAR モデルを用いて、各不確実性指標とマクロ経済変数の関係を定量的に評価する。先行研究では、主に、設備投資と不確実性指標の関係を分析しているものが多いが、本稿では、耐久財消費や金融変数との関係も含めて分析する。なお、MU 指数については、日本でこれまで作成されたことはなかったため、Jurado *et al.* (2015) の方法に則って、本稿で独自に指標の作成を行った。

日米両国のデータを用いて、これらの不確実性指標の比較分析を行うことには利点がある。米国のデータをもとに提案された各指標は、基本的に米国のマクロ経済変動に対する説明力に着目して作成されてきたとみられる。もっとも、過去のイベント発生時におけるマクロ経済環境は日米で異なるほか、両国の間で経済主体のリスク回避度や経済構造にも相違がある。このように、様々な点で異なる日米両国を対象に、各種の不確実性指標の共通点や相違点を考察することで、各指標が固有に持つマクロ経済上の特性が浮き彫りになると期待されるほか、不確実性の変化を受けた経済主体の行動が、日米でどのように異なるかも分析可能となる。

なお、不確実性には、マクロ経済変数の将来の値の確率分布が分かる場合の「リスク(risk)」という概念と、同分布が全く分からないという「ナイトの不確実性」(Knight(1921))ないしは

「不明確さ(ambiguity)」という、2つの概念がある。後者は「測定不可能な不確実性」と解釈されることもある。この「リスク」と「不明確さ」は、どちらの場合も、それらが上昇するとマクロ経済を下押しするが、その影響を与えるチャネルや定量的なインパクトは異なるとみられる。既存の不確実性指標を考えるうえで留意すべき点としては、先行研究でも指摘されているとおり、各々の指標がこれら2つの不確実性を明確に識別するものではないという点である(Bloom(2014))。本稿のVARモデルで得られた不確実性指標と経済変数の定量的な関係は、過去の経済イベントによって引き起こされた不確実性の変動に占める、「リスク」と「不明確さ」の平均的な比率を前提にしたものと解釈することができる。このため、「リスク」と「不明確さ」の比率が過去の経済イベントと大きく異なると考えられるイベント——例えば、新型コロナウイルス感染症の拡大——による不確実性の上昇がマクロ経済へ与える影響は、本稿のVARモデルの分析結果と大きく異なる可能性がある。したがって、過去とは大きく異なるイベントの発生時に本稿の結果を適用する際には、かなりの幅をもって解釈する必要がある。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、4つの不確実性指標について、その概念と作成方法の概要を紹介したうえで、各指標の動きを比較する。第3節では、各指標のマクロ経済変動に対する説明力を定量的に比較するために、VARモデルを用いた実証分析を行う。第4節は結びである。

2. マクロ経済に関する不確実性指標

本稿で対象とする不確実性指標は、いわゆる「不確実性」を捉えるための指標であるが、どの指標も経済モデル上の「不確実性」全体を包括的に捉えるわけではなく、各指標によって捉えようとしているものは異なる。また、モデル上の抽象的な概念である「不確実性」を定量化する際の背後にある考え方も、指標によって区々である。本節では、各指標が、マクロ経済理論におけるどの不確実性概念に対応するのか

を明確にしたうえで、各指標の具体的な構築方法について解説する。なお、議論を単純にするため、以下の解説では、不確実性が前述の「リスク」の概念に沿ったものであることを前提にする。

2.1 マクロ経済モデルと不確実性

標準的に、ある経済主体にとっての不確実性は、意思決定の際に参照する経済変数に関する、その経済主体の期待値と実現値の乖離の潜在的な大きさとして定義されることが多い。経済主体の当期の行動(例えば、投資や消費、銀行貸出など)は、様々な経済変数の不確実性や、翌期の経済変数の値に関する不確実性の影響を受ける。また、不確実性が経済主体の行動へ影響を与えるチャネルは多岐にわたる。

ある経済主体にとっての不確実性は、マクロ経済変数(aggregate variable)に関する不確実性と、その経済主体に固有の変数(idiosyncratic variable)に関する不確実性に大別される。本稿で取り扱う、マクロ経済変数に関する不確実性としては、例えば、実体経済の変動のみでなく、金融環境の変化も含む。その変動の発生源についても、海外経済、商品市況、資産価格、銀行行動、マクロ経済政策など様々な要因が考えられる。なお、経済主体に固有の不確実性を捉えるための指標も、既存研究で提案されているが、本稿では分析の対象外とする⁴⁾。

2.2 各不確実性指標の作成方法

マクロ経済全体に関する不確実性指標を、実際のデータから作成する際に、不確実性の主な発生源をどのように考えるかが論点となる。前述のように、実体経済や金融環境に対する(政策以外の)外生ショックによって生じる不確実性もあれば、マクロ経済政策によって生じる不確実性もある。この論点を軸に、それぞれの不確実性指標の考え方を整理すると、以下のようになる。

① MU 指数は、金融関連の指標を含め様々な経済指標に対する(シンプルな時系列モデル

を用いた)予測値と実現値の予測誤差をもとに作成する。このため、様々な要因に起因する不確実性を、シンプルながら包括的に捉えようとするものである。

② ES 指数は、実体経済に関する経済指標について、その指標の公表直前の専門家予測の予測誤差をもとに作成する。このため、様々な情報を駆使してもなお予想できなかったマクロ経済変動を不確実性の源泉と考える。また、金融環境よりも実体経済に起因する不確実性に重点を置いている。

③ VI 指数は、株式市場参加者による将来の株価変動率に対する期待をもとに算出される。このため、投資家が感じる金融環境に起因する不確実性を重視した指標といえる。

④ EPU 指数は、新聞記事を元データとして、人々がメディアとの接触を通じて感じる経済政策に関する不確実性の高まりを捉える指標である。

以下では、各指数の作成方法の概要を説明する(数式を用いた各指標の解釈については、補論1を参照)。

① マクロ経済不確実性指数(Macroeconomic Uncertainty Index : MU)

Jurado *et al.*(2015)は、米国の MU 指数を作成するにあたって、生産関連統計のほか、雇用者数、小売売上高、物価指数、株価指数といった7分野にわたる132の月次経済指標を使用している。本稿で日本 MU 指数を作成する際には、米国と同様の7分野から、可能な限り多くの月次経済指標を選び、表1のとおり、67系列を使用した。

まず、主成分分析を用いて、経済指標に共通するファクター(米国は12個、日本は4個)を抽出する⁵⁾。これに加えて、経済主体が将来を予測する際に、マクロ経済変動の持つ非線形性を考慮する可能性を想定して、全ての経済指標を2乗したものに主成分分析を行い、第1ファクターを抽出する。

次に、抽出されたファクターと自己ラグを説

表 1. 日本のマクロ経済不確実性指数の構築に用いた系列

部門	系列名	加工方法	部門	系列名	加工方法
生産等 (16)	IIP 生産 (鉱工業)	dlog	個人消費 (6)	小売業販売額	dlog
	IIP 生産 (資本財 除く輸送機械)	dlog		家電販売額	dlog
	IIP 生産 (耐久消費財)	dlog		新車登録台数	dlog
	IIP 生産 (非耐久消費財)	dlog		販売額 (百貨店 + スーパー)	dlog
	IIP 生産 (鉱工業用生産財)	dlog		百貨店売上高	dlog
	IIP 出荷 (鉱工業)	dlog		消費支出指数 (家計調査)	dlog
	IIP 出荷 (資本財 除く輸送機械)	dlog	設備投資・住宅投資 (6)	着工床面積 (民間非居住用)	dlog
	IIP 出荷 (耐久消費財)	dlog		工事費予定額 (民間非居住用)	dlog
	IIP 出荷 (非耐久消費財)	dlog		新設住宅着工戸数 (総計)	dlog
	IIP 出荷 (鉱工業用生産財)	dlog		新設住宅着工戸数 (持家)	dlog
	IIP 在庫 (鉱工業)	dlog		新設住宅着工戸数 (貸家)	dlog
	IIP 在庫 (資本財 除く輸送機械)	dlog		新設住宅着工戸数 (分譲)	dlog
	IIP 在庫 (耐久消費財)	dlog	物価 (15)	CPI 総合	dlog
	IIP 在庫 (非耐久消費財)	dlog		CPI 総合除く生鮮	dlog
	IIP 在庫 (鉱工業用生産財)	dlog		CPI 総合除く生鮮・エネルギー	dlog
	第 3 次産業活動指数	dlog		CPI 総合除く食料・エネルギー	dlog
労働市場 (10)	月間有効求職者数	dlog		国内企業物価指数	dlog
	新規求職申込件数	dlog		日経商品指数 (総合)	dlog
	月間有効求人数	dlog		日経商品指数 (繊維)	dlog
	新規求人数	dlog		日経商品指数 (鋼材)	dlog
	現金給与総額 (30 人～)	dlog		日経商品指数 (非鉄)	dlog
	総労働時間 (30 人～)	dlog		日経商品指数 (木材)	dlog
	増加労働者数 (30 人～)	dlog		日経商品指数 (化学)	dlog
	減少労働者数 (30 人～)	dlog		日経商品指数 (石油)	dlog
	就業者 (総数)	dlog		日経商品指数 (紙・板紙)	dlog
	完全失業者 (総数)	dlog		日経商品指数 (食品)	dlog
輸出入 (8)	通関額 輸出総額 (円)	dlog		日経商品指数 (その他)	dlog
	通関額 輸入総額 (円)	dlog	金融・債券・株式・為替 (6)	応募者利回り 利付国債 (10 年)	d
	通関額 中国向け輸出額	dlog		コールレート	d
	通関額 米国向け輸出額	dlog		TOPIX	dlog
	輸出数量指数	dlog		名目実効為替レート	dlog
	輸入数量指数	dlog		円ドルレート	dlog
	実質輸出	dlog		マネーサプライ (M2)	dlog
	実質輸入	dlog			

注) 季節調整済み, d は階差, dlog は対数階差.

明変数とする、線形の時系列モデルを用いて、各経済指標の1か月先の予測値を作成する。この予測値と各経済指標の事後的な実現値の乖離、すなわち時系列モデルの予測誤差に、確率ボラティリティ(stochastic volatility)モデルをあてはめ、推計された時変ボラティリティを各経済指標の不確実性の推定値とする。最後に、各経済指標の不確実性の推定値を単純平均し、その平方根をMU指数とする。

指数のデータは、米国については<https://www.sydneyludvigson.com/macro-and-financial-uncertainty-indexes>より入手した。日本については、筆者らが日本の経済指標のデータから、独自に作成した⁶⁾。利用可能な期間は、米国は1960年第3四半期から、日本は1979年第2四半期からである。

②エコノミック・サプライズ指数(Economic Surprise Index : ES)

Scotti(2016)は、エコノミストによる経済指標の事前予測値と実績値の乖離、すなわち予測誤差を用いて、ES指数を構築した。使用するデータは、米国では、GDP、鉱工業生産、雇用者数、小売業売上高、ISM製造業指数、個人所得の6変数、日本では、GDP、鉱工業生産、失業率、小売業売上高、短観の業況判DIの5変数である。エコノミストの予測値は、Bloombergで公表されている各エコノミストの予測値(経済指標公表直前の値)の中央値を使用する。

指数作成にあたっては、各経済指標について、予測誤差の2乗を加重平均し、平方根をとる。加重平均を計算する際のウェイトは、データ系列(実績値)に動的因子(dynamic factor)モデルをあてはめて得られたウェイトを用いる。したがって、動的因子モデルの予測値への寄与が大きい系列ほど、ES指数に大きな影響を与えるように算出されている。なお、ES指数の構築に用いられるデータ系列は5~6個と、100以上の経済指標を用いるMU数に比べて限定的であるほか、金融市場に関連するデータ系列が対象に含まれないという特徴がある。

指数のデータは、日米ともに、<https://sites.google.com/site/chiarascottifrb/research>より入手した。利用可能な期間は、2003年第2四半期からである。

③株式ボラティリティ指数(Volatility Index : VI)

VI指数は、オプション価格等から逆算された株式インデックスの30日先の期待変動率(implied volatility)であり、通称「恐怖指数」とも呼ばれる。VI指数は、株価がランダムウォークに従うと考えれば、金融市場参加者による株価の事前予想の期待予測誤差の大きさと解釈できる⁷⁾。本稿では、米国におけるVI指数として、Chicago Board of Option Exchange(CBOE)が作成しているVIX指数を、日本については、日経平均株価の30日先期待変動率を表す、日経ボラティリティ・インデックス(日経VI)を用いる⁸⁾。

指数のデータは、米国についてはセントルイス連銀のFRED、日本については日本経済新聞社から入手した。利用可能な期間は、米国は1990年第1四半期から、日本は2001年第1四半期からである。

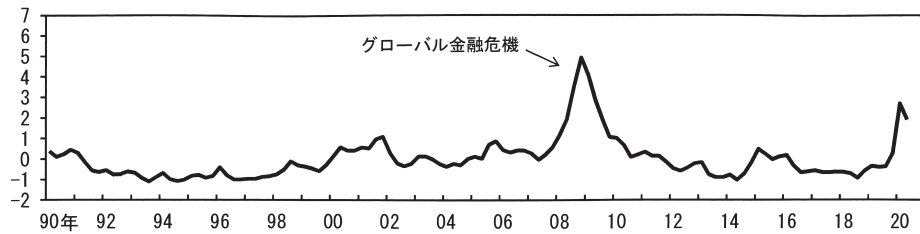
④経済政策不確実性指数(Economic Policy Uncertainty Index : EPU)

Baker *et al.*(2016)やArbatli *et al.*(2017)は、政策を巡る不確実性を定量化するために、新聞記事のテキスト情報を用いて、EPU指数を構築した。使用する新聞は、米国では10紙、日本では4紙である⁹⁾。

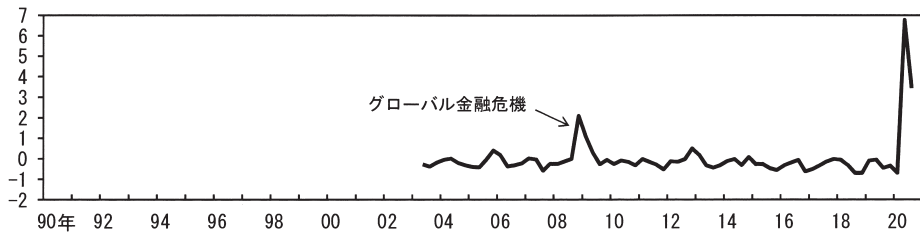
指標作成の際には、まず、上記の各新聞に掲載された記事のうち、「経済(Economy)」、「政策(Policy)」、「不確実性(Uncertainty)」の3つのカテゴリーに属する用語をそれぞれ1つ以上含む記事の件数を、新聞毎に月単位で集計し、総記事数で割り込むことによって、政策に関する「相対記事件数」を計算する。最後に、各新聞の相対記事件数を単純平均し、EPU指数とする。EPU指数は、政策全般だけでなく、財政政策や金融政策といった個別の政策を巡る不

図1. 米国の不確実性指標

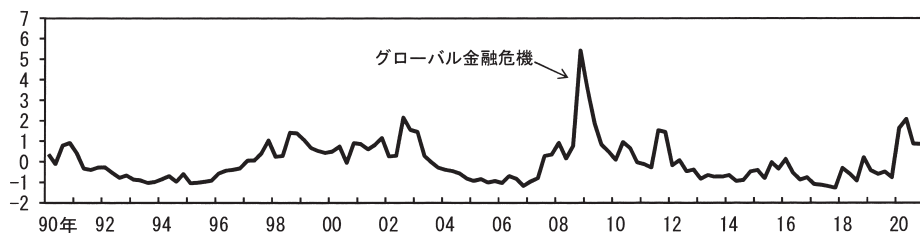
(1) マクロ経済不確実性指数 (MU)



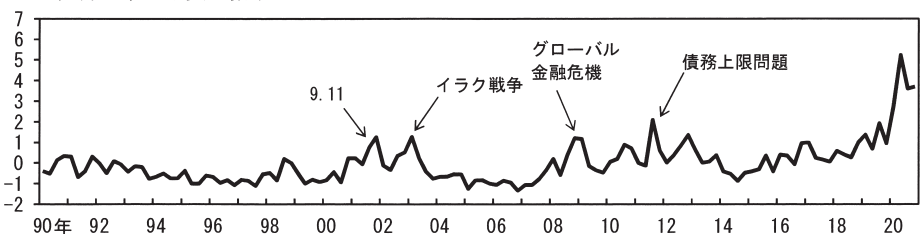
(2) エコノミック・サプライズ指数 (ES)



(3) 株式ボラティリティ指数 (VI)



(4) 経済政策不確実性指数 (EPU)



確実性についても作成される。これらは、該当記事の定義に、個別の政策に関連する用語を加えて、同様の計算を行うことにより算出される。

指数のデータは、日米ともに <https://www.policyuncertainty.com/> より入手した。利用可能な期間は、米国が1985年第1四半期から、日本が1987年第1四半期からである。

2.3 不確実性指標の動向

本節では、以上で紹介した4つの不確実性指

標が、1990年代以降、経済イベントの発生に対してどのように変動したのかを確認する。指標間で比較しやすいように、以下では、各指標を平均ゼロ、標準偏差1へ基準化している。また、原系列は、月次の振れが相応に大きいこと、および、景気循環との関係を検証する際に一部の系列が四半期データであることから、各不確実性指標についても、データを四半期化(期間平均)して分析する。

米国における各不確実性指標の推移を図1で

表 2. 指標間の相関

(1) 米国

	EPU	VI	ES
MU	0.23	0.65	0.69
ES	0.05	0.58	
VI	0.37		

(2) 日本

	EPU	VI	ES
MU	0.23	0.48	0.35
ES	0.13	0.04	
VI	0.53		

注) 推計期間は、データが利用可能な開始時期から 2019 年末まで。

みると、大きな特徴として、ほぼ全ての指標が、2008～2009 年のグローバル金融危機時に際立って上昇したことが分かる。EPU 指数に関しては、グローバル金融危機時のほかに、2000 年代前半のイラク戦争時や 2011 年の債務上限問題時に上昇するなど、他の指標と異なった動きをしているという特徴がある。なお、2020 年の動きをみると、新型コロナウイルス感染症拡大の影響を受けて、全ての指数がはっきりと上昇している¹⁰⁾。

指標間の相関を表 2 で比較する。MU 指数、ES 指数、VI 指数の間の相関が 0.6～0.7 程度であるのに対して、EPU 指数の他指数との相関は 0.1～0.4 程度と顕著に低い。ここでも、EPU 指数が他の指数とは異なるイベントに対して反応していることが示唆される。

次に、日本における各不確実性指標の推移を図 2 でみると、米国の場合と対照的に、指標間で上昇するタイミングが異なる。その特徴は、以下のように整理される。

- ① MU 指数が大きく上昇した局面は、2008～2009 年のグローバル金融危機時と 2011 年 3 月の東日本大震災時、および 1997 年 4 月、2014 年 4 月の消費増税局面である¹¹⁾。2020 年には、新型コロナウイルス感染症拡大の影響から、既往ピークの水準まで上昇している。
- ② ES 指数が大きく上昇した局面は、2019 年を除けば、東日本大震災時に限られている。グ

ローバル金融危機時に顕著に上昇しなかった理由としては、ES 指数がエコノミストによる経済指標の公表直前の予測値をもとに作られているため、公表タイミングの早い米国の経済指標や国内の貿易関連指標等を参考に、エコノミストが金融危機の影響を既に予測に織り込んでいたことが考えられる。

- ③ VI 指数は、グローバル金融危機時にのみ大きく上昇している。これは、VI 指数が、主として金融市場参加者(とりわけ株式市場)が感じる金融環境を巡る不確実性を捉えたものであることと整合的である。他方、MU 指数や ES 指数が大きく反応した東日本大震災時や消費増税局面では、殆ど上昇していない。
- ④ EPU 指数の推移をみると、他の指標と上昇タイミングが異なるほか、上昇局面の数も多い。EPU 指数の上昇局面を順にみると、まず、わが国で金融危機が起きた 1997～1998 年に目立って上昇している。その後、グローバル金融危機に加え、2010 年のギリシャ危機、2011 年の欧州債務危機、2016 年の Brexit においても、EPU 指数ははっきりと上昇している。このように、EPU 指数は、他の指標に比べて、海外発のイベントに反応しやすいという特徴がある¹²⁾。これは、日本のメディアが海外の政策に関するニュースを盛んに報道した場合にも、指数が上昇するためである。最近の動きをみると、米中貿易摩擦を巡る不確実性を映じて 2018 年から 2019 年半ばにかけて上昇した後、2019 年後半から下落に転じていたが、2020 年には、新型コロナウイルス感染症拡大への政策対応を巡る報道が急増する中、再びやや大きめに上昇している。

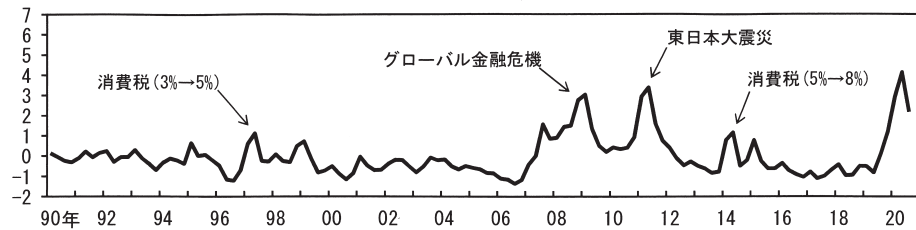
表 2 で日本の指標間の相関をみると、米国に比べて、指標間の相関が低いことが指摘できる。これは、日本の場合、指標ごとに反応するイベントが異なっていることと整合的といえる。

3. 不確実性指標とマクロ経済変動

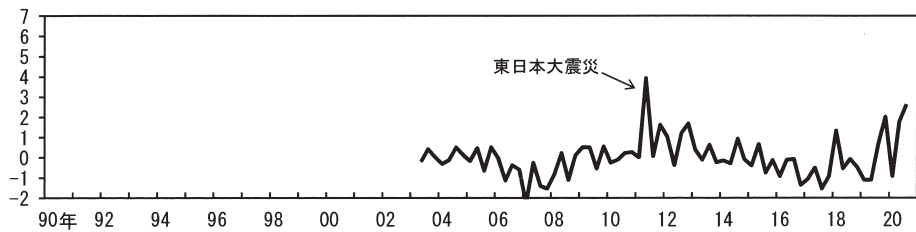
本節では、不確実性指標とマクロ経済変数の

図 2. 日本の不確実性指標

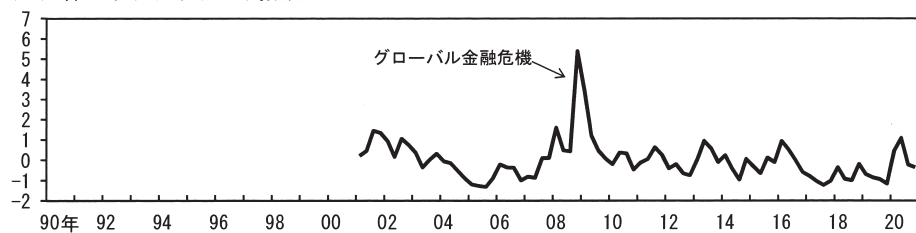
(1) マクロ経済不確実性指数 (MU)



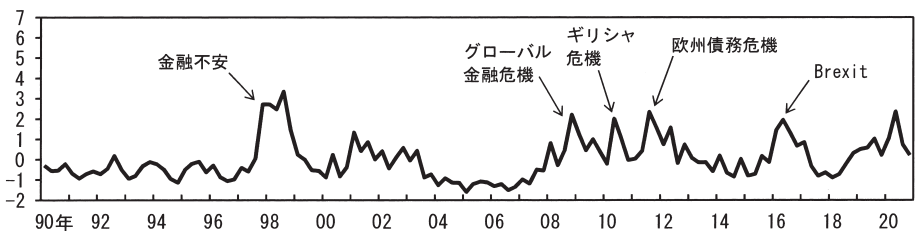
(2) エコノミック・サプライズ指数 (ES)



(3) 株式ボラティリティ指数 (VI)



(4) 経済政策不確実性指数 (EPU)



関係について、定量的に分析する。具体的には、不確実性指標が上昇すると、その後にマクロの設備投資、耐久財消費、銀行貸出に関する指標が、経済理論の予測どおり、過去の平均的なパターンと比較して悪化するかどうかを検証する。

3.1 不確実性とマクロ経済変動の関係についての経済理論

不確実性の高まりが経済を下押しする代表的なチャンネルとしては、企業の投資活動等に関するリアル・オプション(real option)チャンネルと

予備的貯蓄(precautionary saving)チャンネルが知られている¹³⁾。

リアル・オプションチャンネルは、Bernanke (1983) や Brennan and Schwartz(1985), McDonald and Siegel(1986), Dixit and Pindyck(1994)らが提唱したもので、企業は投資や新規雇用といった、不可逆的な要素が強い意思決定について、不確実性の影響を強く織り込むというものである。具体的には、不確実性下の企業は、今すぐに投資を行うか、それとも情報が集まり不確実性が晴れるまで投資を少し延

表 3. 指標間の相関

(1) 米国

モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ
不確実性指標 鉱工業生産 設備投資 株価(S&P500) 名目賃金 PCE デフレーター FF レート M2	不確実性指標 鉱工業生産 耐久財消費 株価(S&P500) 名目賃金 PCE デフレーター FF レート M2	不確実性指標 鉱工業生産 株価(S&P500) 貸出態度判断 DI 名目賃金 PCE デフレーター FF レート M2

(2) 日本

モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ
不確実性指標 鉱工業生産 設備投資 株価(TOPIX) 名目賃金 GDP デフレーター コールレート M2	不確実性指標 鉱工業生産 耐久財消費 株価(TOPIX) 名目賃金 GDP デフレーター コールレート M2	不確実性指標 鉱工業生産 株価(TOPIX) 貸出態度判断 DI 名目賃金 GDP デフレーター コールレート M2

注) 不確実性指標, FF レート, コールレート, 貸出態度判断 DI 以外は対数値。

期するか, という選択に直面すると考える。こうした状況にある企業にとっては, 先行きの不確実性が上昇すると, 投資の意思決定の様子見することの価値(リアル・オプション価値)が高まり, 企業は投資や雇用を先送りする傾向を強める。なお, このチャンネルに関連して, 不可逆性が高い投資ほど, 不確実性の影響を受けやすいことが指摘されている(Guiso and Parigi (1999))。

予備的貯蓄チャンネルは, Leland(1968)や Kimball(1990)らが指摘したもので, 将来の所得(労働所得や配当)について不確実性が高まると, 消費の異時点間の平準化を図りたい家計は, 貯蓄の増加によって対応するというものである。また, こうした予備的貯蓄動機により削減される消費の対象となりやすいのは, 耐久財のような高単価で不要不急な消費であると考えられている。

このほか, 近年では, 金融摩擦(financial frictions)チャンネルが注目を集めている。不確実性が高まると, 企業の倒産リスクも上昇するため, 金融機関がリスクの上昇を貸出金利に転

嫁させる結果, 企業の設備投資等に対して下押し圧力がかかるというものである(Christiano *et al.*(2014), Arellano *et al.*(2019))。先般のグローバル金融危機時には, 金融摩擦チャンネルが不確実性の主要な波及経路になっていたことが指摘されている(Stock and Watson (2012), Gilchrist *et al.*(2014), Caldara *et al.*(2016), Ludvigson *et al.*(2019))。

以下では, こうした標準的な経済理論と整合的に, マクロ経済変数が不確実性指標との間に負の関係を持つか, 実証分析を行う。具体的には, VAR モデルを用いて, 各不確実性指標の変動が, 各種マクロ経済変数の過去の平均的な動きからの乖離を有意に説明するかに注目する。

3.2 分析手法

マクロ経済変動の分析に用いられる一般的な中規模 VAR モデルに不確実性指標を加えた, 8変数の VAR モデルを考える。不確実性の影響を受けると想定する変数は, ①設備投資(モデルⅠ), ②耐久財消費(モデルⅡ), ③銀行の貸出スタンス(モデルⅢ)の3つである。このような比較的多くの変数を含む VAR モデルを採用した理由は, 通常の景気循環でみられるような不確実性以外の要因による変動を, 可能な限り取り除くためである。すなわち, 不確実性以外の要因をコントロールしなければ, 欠落変数バイアスが生じてしまうことを考慮したものである。また, 各経済主体の行動の集計値として決まるマクロ経済変動が, 経済指標を用いて作成した不確実性指標を上昇させてしまうという内生性が存在することも考慮している。

VAR モデルに含まれる変数のセットと順番については, 不確実性指標を分析した先行研究やマクロ経済変数の VAR モデルを分析した研究(Christiano *et al.*(2005)等)を参考に, 表3のとおりとした。設備投資や耐久財消費は实体经济変数として, その期の変動に対する固有ショックが金融変数の株価に影響を与える可能性を考慮するため, コレスキー分解の順序で株価の前としているが, 貸出態度判断 DI は金融セクター変数として, 株価固有のショックにその期

表 4. 不確実性指標とマクロ経済変数の時差相関
(1) 米国

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	-0.38(0)	-0.54(0)	-0.06(0)
ES	-0.46(0)	-0.43(0)	-0.04(0)
VI	-0.39(0)	-0.47(0)	-0.08(0)
EPU	-0.22(0)	-0.14(0)	-0.03(0)

(2) 日本

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	-0.18(0)	-0.19(0)	-0.20(0)
ES	-0.11(0)	-0.01(3)	0.11(0)
VI	-0.48(1)	-0.04(0)	-0.59(0)
EPU	-0.30(1)	-0.04(1)	-0.30(0)

注) 時差相関の最小値。括弧内は相関が最小となる時差(不確実性指標が先行、四半期)。設備投資、耐久財消費は前期比、貸出スタンスは前期差。推計期間は、データ利用可能な開始時期から 2019 年第 2 四半期まで。

のうちに影響を受けると考え、株価の後に設定している¹⁴⁾。この場合、貸出態度固有のショックがその期のうちに株価に影響することを排除しているが、企業と金融機関の間の状況がラグを伴って明らかになると仮定している。ラグの長さは AIC により、2 期とした。

推計された VAR モデルについて、不確実性指標の上昇(+1 標準偏差ショック)に対する①設備投資、②耐久財消費、③銀行の貸出スタンスのインパルス応答を確認し、これらが統計的に有意に負の反応をするかを検証する¹⁵⁾。ショックの識別は、コレスキー分解の方法を用いる。なお、本稿では、一部の先行研究で指摘されているような、投資や消費の落ち込みが発生した後のリバウンドが、統計的に有意かどうかは、考慮しない。

分析に利用可能なデータのサンプル期間は、不確実性指標によって異なる。ベースラインの分析では、利用可能なデータを全て用いる場合の分析結果を中心に議論をする。ただし、頑健性のチェックとして、サンプル期間を利用可能なデータ期間が最も短い指標に合わせて、2003 年第 4 四半期～2019 年第 2 四半期の期間に統一した場合の分析も行った(補論 3 を参照)。

3.3 時差相関

VAR モデルによる検証の前に、各不確実性

指標と設備投資、耐久財消費、貸出スタンス(貸出態度判断 DI)の時差相関について確認する。時差相関は同時もしくは不確実性指標が先行する場合について、最も時差相関係数が小さくなる(マイナス幅が大きくなる)時差を表 4 にまとめた。結果をみると、日米ともに、多くの指標について、同時点、または不確実性指標が 1 四半期先行する形で、各マクロ経済変数と負の相関が得られた。同時点の相関が最小となる場合が多いことの理由としては、月次ではなく四半期ベースであるため、波及のタイムラグが検出されにくいほか、不確実性とは直接関係のないマクロ経済変動によって不確実性指標とマクロ経済変数の間に共変動が生じている可能性が考えられる。これらの結果は、少なくとも、不確実性指標が景気変動と何らかの関係を有していることを示唆している。

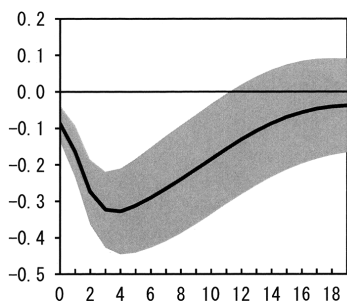
3.4 VAR モデルを用いた分析結果

まず、米国に関して、各不確実性指標の上昇ショックに対する①設備投資や②耐久財消費、③貸出スタンス(貸出態度判断 DI)のインパルス応答を図 3～5 で確認すると、①～③全ての変数が、不確実性指標に 1 四半期以上遅行する形で、理論と整合的に負の値をとり、かつ統計的に 5% 水準で有意となる。インパルス応答の結果は、表 5 にまとめられる。なお、VAR モデルの推計期間を 2003 年以降に揃えた場合でも、以上の結果に大きな変化はない(補論 3 を参照)。ただし、EPU 指数の設備投資、耐久財消費、貸出スタンスに対する説明力が、ベースラインの結果に比べて、大きく低下するという特徴がみられた。

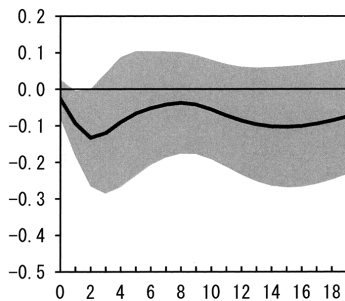
VAR モデルの分散分解を用いて、不確実性指標がマクロ経済変数の変動をどの程度説明するか、定量的に調べると、表 6 のように、指標間でばらつきがみられる。設備投資に関しては、MU 指数と VI 指数の寄与が大きい一方、耐久財消費については、指標間に大きな差は見られない。貸出スタンスについては、MU 指数の影響が相対的に大きい。加えて、MU 指数は、他の指標に比べ、相対的に長期間に亘って設備投

図 3. 米国の設備投資のインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)

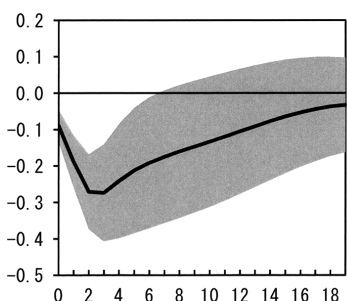
(1) マクロ経済不確実性指数 (MU)



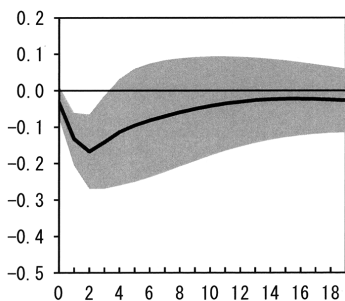
(2) コミット・サプライズ指数 (ES)



(3) 株式ボラティリティ指数 (VI)



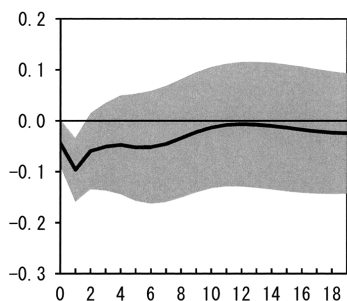
(4) 経済政策不確実性指数 (EPU)



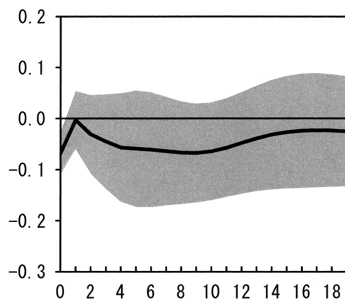
注) 1標準偏差のショック。シャドローは95%信頼区間。縦軸はベースラインからの乖離率(%)、横軸はショックからの期間(四半期)。

図 4. 米国の耐久財消費のインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)

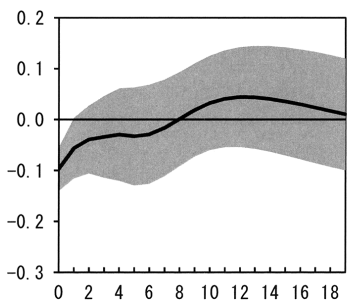
(1) マクロ経済不確実性指数 (MU)



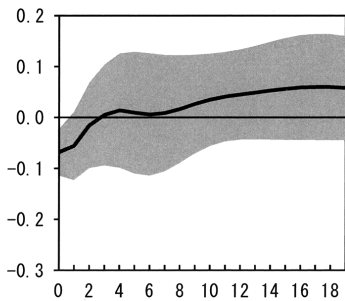
(2) コミット・サプライズ指数 (ES)



(3) 株式ボラティリティ指数 (VI)

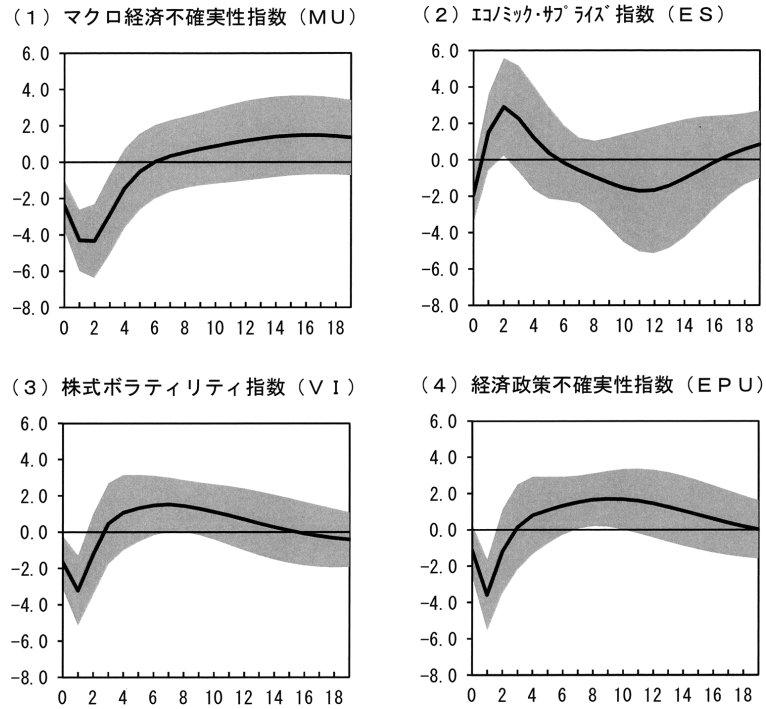


(4) 経済政策不確実性指数 (EPU)



注) 図 3 の注を参照。

図5. 米国の貸出スタンスのインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)



注) 1標準偏差のショック。シャドーは95%信頼区間。縦軸はDI(%ポイント)、横軸はショックからの期間(四半期)。

表5. インパルス応答の結果

(1)米国

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	(-)***	(-)***	(-)***
ES	(-)**	(-)***	(-)**
VI	(-)***	(-)***	(-)***
EPU	(-)***	(-)***	(-)***

(2)日本

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	(-)***	(-)**	(-)*
ES	(-)*	(-)	(-)
VI	(-)***	(-)**	(-)***
EPU	(-)***	(-)	(-)***

注) - は負のインパルス応答。***, **, * はそれぞれ1%, 5%, 10% 有意。

表 6. 分散分解の結果

(1) 米国

	設備投資		耐久財消費		貸出スタンス	
	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先
MU	29	39	11	8	26	22
ES	9	7	5	7	13	11
VI	31	24	10	5	8	9
EPU	12	7	5	2	8	9

(2) 日本

	設備投資		耐久財消費		貸出スタンス	
	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先
MU	17	13	9	9	0	0
ES	2	1	6	5	2	2
VI	24	17	11	9	25	14
EPU	15	24	2	4	35	33

注) 単位は%.

資等への寄与を持ち続けることも指摘できる。なお、設備投資や貸出スタンスに比して耐久消費財への寄与が全ての指標で小さめであることも特徴である。

次に、日本の VAR モデルを用いた各不確実性指標のショックに対するマクロ経済変数のインパルス応答を図 6～8 で確認すると、不確実性指標毎に異なる結果となっている(表 5 も参照)。また、総じて各指標のマクロ経済変数に対する説明力が、米国対比小さめとなっている。各不確実性指標に対する、マクロ経済変数のインパルス応答の結果の詳細は以下のとおりである¹⁶⁾。

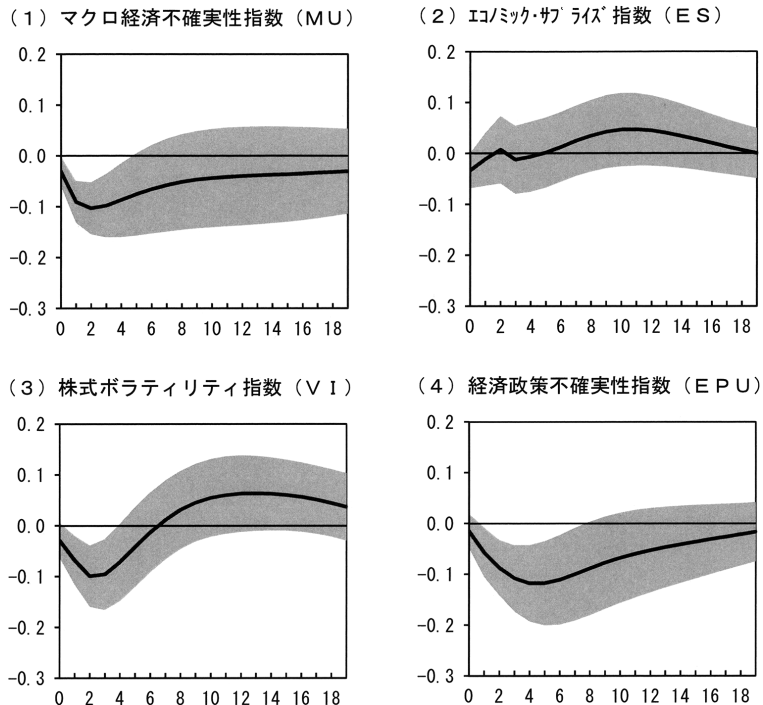
- ① MU 指数の上昇は、設備投資や耐久財消費を押し下げる一方、貸出スタンスには影響しない。この結果は、MU 指数は企業や家計が感じている不確実性を捉えており、金融機関を取り巻く不確実性とは関連が薄い可能性を示唆している。4 つの指標の中で、特に MU 指数が安定的に景気変動に対する説明力が高めとなっている。これは、欧州を対象に分析している Meinen and Röhe(2017)の結果と類似している。
- ② ES 指数の上昇がマクロ経済変数に与える影響をみると、どの変数に対しても有意となら

ない。日本の ES 指数は、指数の元データに、外需の影響を直接受ける貿易関連指標が含まれていないため、海外発のショックの影響を十分に捉えられていない可能性がある。

- ③ VI 指数の上昇は、貸出スタンスを含むすべての変数を有意に下押しする。この結果は、VI 指数が金融市場だけでなく、企業や家計の行動にも影響する不確実性を捉えていると考えられる。金融環境を巡る不確実性の増大が、金融摩擦の増加を通じて、企業や家計の借入制約につながる可能性も示唆している。
- ④ EPU 指数の上昇は、設備投資や貸出スタンスを有意に下押しする一方、耐久財消費には影響しない。この結果は、EPU 指数が企業や金融部門が感じる不確実性を主として捉えており、家計の感じる不確実性とは関連が低いことを示唆している。上でみたように、不良債権問題を巡り金融危機が深刻化した 1997～98 年に、EPU 指数が大きく上昇した事実を踏まえると、EPU 指数は企業や金融部門が意識するような政策の不確実性を捉えていると考えられる。

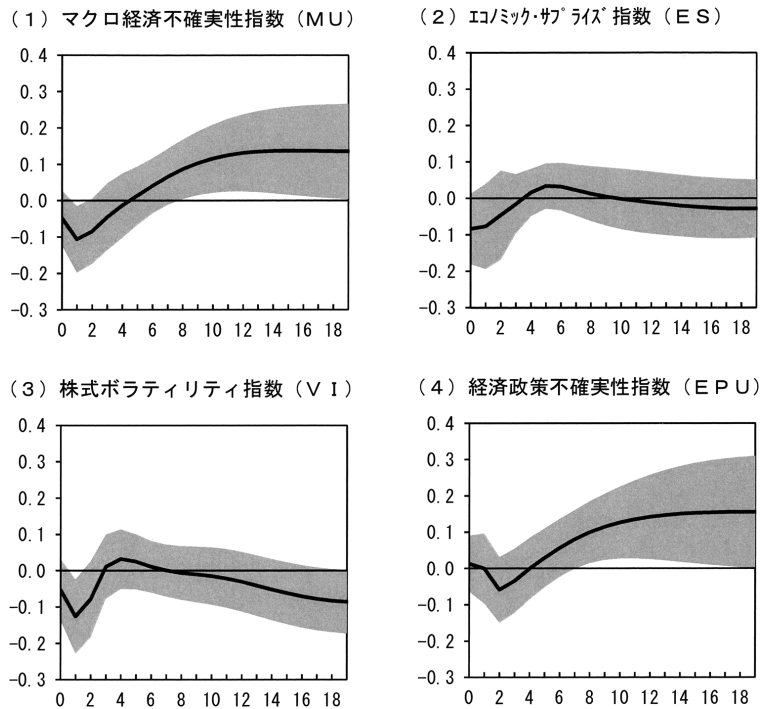
次に、日本の分散分解の結果を表 6 でみると、設備投資に関しては、MU 指数、VI 指数、EPU 指数が相応に寄与している。耐久財消費

図 6. 日本の設備投資のインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)



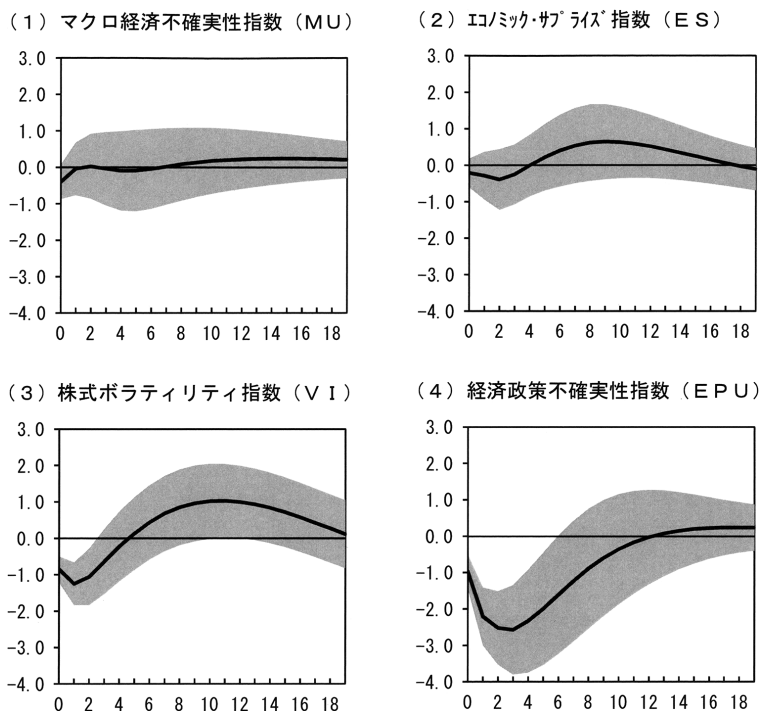
注) 図 3 の注を参照.

図 7. 日本の耐久財消費のインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)



注) 図 3 の注を参照.

図 8. 日本の貸出スタンスのインパルス応答(不確実性指標の固有ショック)



については、MU 指数と VI 指数が一定の寄与を持つ。他方、貸出スタンスについては、VI 指数と EPU 指数の寄与が相対的に大きめとなっている。米国との比較では、耐久財消費の変動に対する不確実性指標の寄与が、設備投資や貸出スタンスに比して小さいという点は同様である¹⁷⁾。

なお、推計始期を 2003 年で揃えた場合にも、米国と同様に結果に大きな違いはない(補論 3 を参照)。ただし、こちらも米国と同様に、EPU 指数の設備投資に対する説明力が大幅に低下するという結果が得られている。

3.5 結果のまとめ

日米の結果の共通点を挙げると、第 1 に、MU 指数や VI 指数が景気変動に対して安定的に説明力を有する。第 2 に、EPU 指数は、反応するイベントが他の指標と大きく異なり、景気変動への説明力は推計期間によっては低下する。日米の結果の相違点を挙げると、第 1 に、MU 指数、ES 指数、VI 指数が大きく反応するイベントは、米国では同一であった一方、日本

では大きく異なる。第 2 に、日本における ES 指数の説明力は、米国対比で低下する。

日本の結果について、MU 指数は、設備投資や耐久財消費に対して安定的に高い説明力を有するため、とりわけ企業や家計の不確実性を捉えているものと考えられる。また、ES 指数が自然災害など極めて突発的な国内発のイベントにのみ反応し、景気変動への説明力が低い。このことは、指数の作成に国内関連の指標しか使用していないことが原因となっている可能性がある。

VI 指数については、日米ともに、グローバル金融危機時に大きく上昇したほか、景気変動とも有意な関係を持つとの結果が得られた。金融環境を巡る不確実性が高まる局面では、銀行の貸出スタンスのみではなく企業や家計の意思決定へ波及する可能性が示唆される。

日本の EPU 指数は、前述のとおり 1990 年代後半における国内の不良債権問題時に大きく上昇した後、2000 年代以降は海外発のイベント時に大きく上昇している。VAR の結果についてみると、1990 年代後半を推計期間に含む

分析では、景気変動に影響を与えたという結果が得られた一方、2003年以降のサンプルではそうした影響は見られなかった。このことから、日本のEPU指数は、国内外発のイベントに反応するが、指標の上昇が海外発のイベントに起因しているときは、それが必ずしも日本のマクロ経済変数に有意な影響を与えるわけではないと推測できる¹⁸⁾。

4. おわりに

本稿では、マクロ経済に関する代表的な不確実性指標である、①マクロ経済不確実性指数、②エコノミック・サプライズ指数、③株式ボラティリティ指数、④経済政策不確実性指数について、日本と米国を対象に分析を行った。過去の経済イベントとこれらの指標の時系列変動の関係を分析したうえで、各指標が設備投資、耐久財消費、銀行の貸出スタンスにおける通常の景気循環からの乖離をどの程度説明するのか検証した。今後の課題として、本稿で得られた日米の不確実性と景気循環の関係の違いについて、マクロ経済モデルを用いて構造的に解釈するという取り組みも、新たな示唆をもたらすと期待される。また、不確実性と景気循環の関係は時期によって異なる可能性があり、そうした時変性を考慮した計量モデル(例えば、Primiceri (2005)、中島・渡部(2012))による分析も今後の課題としたい。

([†]日本銀行・[‡]日本銀行・[§]日本銀行)

補論 1. マクロ経済モデルと各不確実性指標の関係

本補論では、数式を用いて、各不確実性指標について解説する。前提として、経済主体 i が関係する経済変数の t 期の値を $\theta_{i,t}$ とおき、この経済変数の来期の値 ($\theta_{i,t+1}$) について、経済主体 i が t の時点で感じる不確実性を $\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]$ とおく。一般的に、 $\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]$ は、経済主体 i が t 時点で $\theta_{i,t+1}$ を予測した際に、その予測値が実現値と平均的にどの程度、乖離

すると期待されるか、すなわち、予測値の期待予測誤差として定義される。経済主体 i の t の情報集合で条件付けした期待値オペレータを $E_{i,t}$ と書くと、 $\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]$ は次式で表現される。

$$\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}] = \sqrt{E_{i,t}[(\theta_{i,t+1} - E_{i,t}[\theta_{i,t+1}])^2]}.$$

経済変数 $\theta_{i,t}$ は、マクロ経済変数 θ_t と、これとは独立な、各経済主体に固有の変数 $\xi_{i,t}$ で構成されており、次式が成り立つと仮定する。

$$\theta_{i,t+1} = \theta_{t+1} + \xi_{i,t+1}.$$

このとき、経済主体 i が直面する不確実性は、次式のように分解できる。

$$\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}] = \sqrt{\sigma_t^2[\theta_{t+1}] + \sigma_{i,t}^2[\xi_{i,t+1}]}.$$

右辺の $\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]$ が[§]、マクロ経済変数に関する不確実性の指標であり、本稿で扱う4つの不確実性指標により捉えようとするものである。他方、 $\sigma_{i,t}[\xi_{i,t+1}]$ は、各経済主体に固有の変数に関する不確実性であり、本稿の分析の対象外としている。以下では、4つの不確実性指標が、どのような形で $\sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]$ の代理変数として作成されているのかを概説する。

①マクロ経済不確実性指数(MU)

MU 指数の作成には、次式のような考え方をを用いている。

$$\begin{aligned} \sigma_{i,t}^{MU}[\theta_{i,t+1}] &= \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \sum_{\tau=1}^t w_{\tau} [(y_{\tau}(n) - \hat{E}[y_{\tau}(n)|I_{\tau-1}])^2]} \\ &\approx \sqrt{E_{i,t}[(\theta_{i,t+1} - E_{i,t}[\theta_{i,t+1}])^2]} = \sigma_{i,t}[\theta_{i,t+1}]. \end{aligned}$$

ここで、 $y_{\tau}(n)$ は経済指標 n の τ 期の実現値であり、 $\hat{E}[y_{\tau}(n)|I_{\tau-1}]$ は、 $\tau-1$ 期までの情報 ($I_{\tau-1}$) をもとに、線形モデルを用いて算出した、 $y_{\tau}(n)$ の事前予測値である。すなわち、 $(y_{\tau}(n) - \hat{E}[y_{\tau}(n)|I_{\tau-1}])^2$ は、経済指標 n に関する予測二乗誤差である。この予測二乗誤差

について、確率的ボラティリティモデルを用いて平準化を行う(上式では便宜的に w_τ を用いて表現)。最後に、 N 個の経済指標の時変ボラティリティを単純平均する。

②エコノミック・サブライズ指数(ES)

ES 指数の作成には、次式のような考え方をを用いている。

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{i,t}^{ES}[\theta_{t+1}] &= \sqrt{\sum_{n=1}^N w_t(n) [(y_t(n) - \hat{E}[y_t(n)|\hat{I}_\tau])^2]} \\ &\approx \sqrt{E_{i,t}[(\theta_{t+1} - E_{i,t}[\theta_{t+1}])^2]} = \sigma_{i,t}[\theta_{t+1}].\end{aligned}$$

ここで、 $y_t(n)$ は経済指標 n の t の実現値であり、 $\hat{E}[y_t(n)|\hat{I}_\tau]$ は、経済指標の公表直前に、エコノミスト (professional forecasters) が予測した事前予測値である。すなわち、 $(y_t(n) - \hat{E}[y_t(n)|\hat{I}_\tau])^2$ は、経済指標 n に関するエコノミストの事後的な予測二乗誤差であり、ES 指数は予測二乗誤差を N 個の経済指標間で(各経済指標の実績値に動的因子モデルをあてはめて得られるウェイト $w_t(n)$ を用いて)加重平均したものである。

③株式ボラティリティ指数(VI)

VI 指数の作成には、次式のような考え方をを用いている。

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{i,t}^{VI}[\theta_{t+1}] &= \sqrt{\hat{E}[(P_t - \hat{E}[P_{t+1}|I_t])^2|I_t]} \\ &\approx \sqrt{E_{i,t}[(\theta_{t+1} - E_{i,t}[\theta_{t+1}])^2]} = \sigma_{i,t}[\theta_{t+1}].\end{aligned}$$

ここで、 P_t は、 t の株式インデックスの値、 $\hat{E}[P_{t+1}|I_t]$ は、株式市場参加者が予測した $t+1$ 期の株式インデックスの事前予測値である。上式 1 行目の右辺は、株価がランダムウォークに従うと考えれば、次式のようになり、株価の事前予想の予測誤差であると解釈できる。

$$\begin{aligned}\sqrt{\hat{E}[(P_t - \hat{E}[P_{t+1}|I_t])^2|I_t]} \\ = \sqrt{\hat{E}[(P_{t+1} - \hat{E}[P_{t+1}|I_t])^2|I_t]}.\end{aligned}$$

④経済政策不確実性指数(EPU)

EPU 指数は、新聞記事のテキスト情報を用いた不確実性指標である。

$$\begin{aligned}\hat{\sigma}_{i,t}^{EPU}[\theta_{t+1}] &= (\text{新聞記事における経済・不確実性・政策に言及した記事の数}) \\ &\approx \sqrt{E_{i,t}[(\theta_{t+1} - E_{i,t}[\theta_{t+1}])^2]} \\ &= \sigma_{i,t}[\theta_{t+1}].\end{aligned}$$

EPU 指数を作成する際に、記事のカテゴリーを特定するために使用する単語を挙げると、米国の EPU について、『経済(Economy)』は、“economic”, “economy”, 『政策(Policy)』は、“congress”, “deficit”, “Federal Reserve”, “legislation”, “regulation”, “White House”, 『不確実性(Uncertainty)』は、“uncertainty”, “uncertain”である。日本の EPU についても、これに類似する単語を選択しており、『経済』は、「経済」, 「景気」, 『政策』は、「税制」, 「課税」, 「税」, 「歳出」, 「歳入」, 「財源」, 「予算」, 「財政」, 「公的債務」, 「国債」, 「国の借金」, 「国の債務」, 「政府債務」, 「政府の債務」, 「財政赤字」, 「日銀」, 「日本銀行」, 「中央銀行」, 「連銀」, 「連邦準備」, 「規制」, 「自由化」, 「構造改革」, 「法案」, 「参院」, 「参議院」, 「衆院」, 「衆議院」, 「国会」, 「首相」, 「総理」, 「官邸」, 『不確実性』は、「不透明」, 「不確実」, 「不確定」, 「不安」である。

補論 2. 分析に用いたデータの出所

米国について、「鉱工業生産」は Board of Governors of the Federal Reserve System の Industrial Production Index, 「設備投資」は U. S. Bureau of Economic Analysis の Real Gross Private Domestic Investment, 「耐久財消費」は U.S. Bureau of Economic Analysis の Real Personal Consumption Expenditures: Durable Goods, 「貸出態度判断 DI」は Board of Governors of the Federal Reserve System の Net Percentage of Domestic Banks Tightening

表 7. ベースラインの推計期間

(1) 米国

	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ
MU	64/3Q - 19/2Q	02/3Q - 19/2Q	90/4Q - 19/2Q
ES	03/4Q - 19/2Q	03/4Q - 19/2Q	03/4Q - 19/2Q
VI	90/3Q - 19/2Q	02/3Q - 19/2Q	90/4Q - 19/2Q
EPU	87/3Q - 19/2Q	02/3Q - 19/2Q	90/4Q - 19/2Q

(2) 日本

	モデルⅠ	モデルⅡ	モデルⅢ
MU	80/3Q - 19/2Q	94/3Q - 19/2Q	80/4Q - 19/2Q
ES	03/4Q - 19/2Q	03/4Q - 19/2Q	03/4Q - 19/2Q
VI	01/3Q - 19/2Q	01/3Q - 19/2Q	01/3Q - 19/2Q
EPU	87/3Q - 19/2Q	94/3Q - 19/2Q	87/3Q - 19/2Q

表 8. インパルス応答の結果(2003 年以降)

(1) 米国

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	(-)***	(-)**	(-)***
ES	(-)**	(-)***	(-)**
VI	(-)***	(-)***	(-)
EPU	(-)	(-)	(-)

(2) 日本

	設備投資	耐久財消費	貸出スタンス
MU	(-)***	(-)**	(-)
ES	(-)*	(-)	(-)
VI	(-)***	(-)**	(-)***
EPU	(-)	(-)	(-)**

注) - は負のインパルス応答。***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意。

表 9. 分散分解の結果(2003 年以降)

(1) 米国

	設備投資		耐久財消費		貸出スタンス	
	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先
MU	35	27	9	9	17	14
ES	9	7	5	7	13	11
VI	37	30	11	12	3	3
EPU	3	2	1	1	2	3

(2) 日本

	設備投資		耐久財消費		貸出スタンス	
	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先	4 四半期先	8 四半期先
MU	24	16	10	8	1	4
ES	2	1	6	5	2	2
VI	23	16	12	10	18	19
EPU	7	6	2	6	8	4

注) 単位は%。

Standards for Commercial and Industrial Loans to Large and Middle-Market Firms, 「株価」は Bloomberg の S&P500, 「名目賃金」は U.S. Bureau of Labor Statistics の Average Hourly Earnings of Production and Nonsupervisory Employees: Total Private, 「PCE デフレーター」は U.S. Bureau of Economic Analysis の Personal Consumption Expenditures: Chain-type Price Index のヘッドライン指数, 「FF レート」は Bloomberg, 「M2」は Board of Governors of the Federal Reserve System である。

日本について, 「鉱工業生産」は経済産業省の鉱工業生産指数, 「設備投資」は内閣府の民間企業設備(国内総生産の内訳項目), 「耐久財消費」は内閣府の耐久財消費支出(国内家計最終消費支出の内訳項目), 「貸出態度判断 DI」は日本銀行の短観, 「株価」は Bloomberg の TOPIX, 「名目賃金」は厚生労働省の毎月勤労統計の現金給与総額(30 人以上), 「GDP デフレーター」は内閣府, 「コールレート」は Bloomberg の無担保コールレート(オーバーナイト物), 「M2」は日本銀行。

補論 3. サンプル期間を揃えた場合の VAR モデルの結果

本文中のベースラインの VAR 分析では, 各指標について, データが存在する全ての期間を対象として推計を行った(推計期間は表 7 のとおり)。本補論では, 推計結果の頑健性をチェックするため, 最もサンプル期間が短い ES 指数の推計期間(2003/4Q 以降)に期間を揃えたうえで, 分析を行った。

まず, 米国について, 表 8 のまとめで, インパルス応答の結果をみると, EPU 指数が設備投資, 耐久財消費, 貸出スタンスの全てにおいて, 統計的に有意ではなくなり, ベースラインの結果と異なることがわかった¹⁹⁾。これ以外のインパルス応答については, VI 指数の貸出スタンスへの影響が有意でなくなるという, 些細な違いがみられるのみである。表 9 で分散分解の結果をみても, インパルス応答の結果と同様

に, EPU 指数の寄与が大きく低下する以外は, ベースラインの結果と比べて大きな違いはみられない。

次に, 日本について, 表 8 のまとめで, インパルス応答の結果をみると, 米国と同様に, EPU 指数に対する設備投資のインパルス応答が有意ではなくなる。それ以外については, 推計期間の変更による目立った違いはみられない。表 9 の分散分解の結果をみても, EPU 指数の寄与が大幅に低下する以外, ベースラインの結果は頑健であるといえる。

注

* 本稿の作成に当たり, 青木浩介氏, 阿部修人氏, 祝迫得夫氏, 上野陽一氏, 神山一成氏, 亀田制作氏, 川本卓司氏, 陣内了氏, 高橋耕史氏, 高山直樹氏, 長野哲平氏, 永幡崇氏, 森川正之氏, 渡部敏明氏, Francesco Zanetti 氏, および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂いた。特に、『経済研究』の掲載にあたっては, 有本寛氏, 陣内了氏, 高山直樹氏, 森川正之氏からの有益な助言を頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。ただし, 残された誤りは筆者らに帰する。なお, 本稿の内容や意見は, 筆者ら個人に属するものであり, 日本銀行の公式見解を示すものではない。

1) 不確実性指標に関するサーベイとして, Bloom (2014)や Ferrara *et al.* (2017)がある。米国連邦準備銀行でも様々な不確実性指標のレビューを行っており, Cascaldi-Garcia *et al.* (2020)は, 幅広い不確実性指標の作成方法と特徴を解説している。

2) これらの論文以外にも, 例えば, Caldara *et al.* (2016)は MU, VI, EPU などの米国の不確実性指標を比較している。また, Morikawa (2019)は, 日本の企業の生産計画と実績の乖離をもとにした不確実性指数を作成し, EPU 指数との関係について議論している。

3) 本稿で分析する不確実性指標は, 日米両国で近年までデータが取得可能なものに限っている。分析の対象外とした指標としては, 例えば, 専門家間の予測値のばらつきを定量化した指標がある (Lahiri and Sheng (2010), Bachmann *et al.* (2013))。

4) 例えば, 個別企業の株価や TFP 成長率のばらつきをもとに, 経済主体に固有の不確実性を定量化しようとする研究がある (Bloom *et al.* (2007), Bloom (2009), Gilchrist *et al.* (2014))。

5) 日本については, ファクターの寄与率をみると, 第 5 ファクター以降は極めて小さくなったため, ファクターを 4 個に限定した。なお, 米国は, ファクター抽出の際に, 132 個の金融経済指標に加え, 金融市場における仔細な系列を 147 個, 補助的に使用している。日本については, 米国と異なり, 金融市場データの変

動が過去に比べて小さい時期が長く続いていることもあり、金融市場における詳細なデータは使用しなかった。

6) 日本の MU 指数については、『経済研究』の Online Appendix にデータを掲載しており、ダウンロードのうえ利用可能である。

7) VI 指数は、株式市場参加者の株価に対する予想を反映したものであるため、マクロ経済に関する不確実性のうち、株式市場に関連する不確実性のウェイトが大きく、同市場における別の要因を拾ってしまう傾向があることが知られている。Bekaert *et al.* (2013) は、VI 指数は不確実性によっても変動するが、リスク・プレミアムの変化によっても変動し得ると指摘している。

8) VIX や日経 VI は危険中立測度のもとで算出されるボラティリティの期待値を表すものであり、市場で取引されている権利行使価格を用いて近似的に計算されている。もっとも、権利行使価格の数は有限であり、精度に問題があるという指摘がある。一方、大阪大学数理・データ科学教育研究センターが作成している Volatility Index Japan (VXJ) は、市場で取引されていない権利行使価格の部分を補間しており、日経 VI よりも精度が高いと考えられる(渡部(2016)等を参照)。本稿では市場関係者やエコノミストに注目されることの多い日経 VI を使用したが、VXJ を用いた場合の結果の違い等は興味深い点であり、今後の課題としたい。

9) 米国は、USA Today, Miami Herald, Chicago Tribune, Washington Post, Los Angeles Times, Boston Globe, San Francisco Chronicle, Dallas Morning News, Houston Chronicle, Wall Street Journal. 日本は、朝日新聞、日本経済新聞、毎日新聞、読売新聞。

10) Baker *et al.* (2020) は、株式市場における不確実性を組み入れたマクロ経済モデルを用いて、新型コロナウイルス感染症が米国経済に与える影響を推計しており、GDP の下押し幅の半分以上が不確実性の高まりに起因することを示している。Ludvigson *et al.* (2020) は、不確実性指標を含む VAR モデルを用いて、新型コロナウイルス感染症の拡大が米国経済に与える影響を分析した。その結果、経済の減速に伴い、マクロ経済に関する不確実性が上昇することによって、経済が長期間にわたり下押しされ得るとの結果を示した。Leduc and Liu (2020) も、新型コロナウイルス感染症の拡大に伴う不確実性の上昇が、米国経済を減速させ、ディスインフレ圧力を生じさせる可能性があると論じている。

11) なお、消費増税前後の MU 指数の上昇は、不確実性の上昇ではなく、消費増税に伴う駆け込み・反動が主因であるとも考えられる。

12) 日本の EPU 指数が持つこうした特徴は、伊藤(2019)も指摘している。

13) なお、不確実性によって、経済がむしろ押し上げられる可能性があるとの見方も一部にはある(例えば、Bar-Ilan and Strange (1996))。その中で代表的なものが、成長オプション(growth option)チャネルである。企業が投資から被る損失については、投資コスト額という上限がある一方、投資のリターンには上

限がないため、投資の不可逆性が小さい場合には、リスクテイクの誘因がリアル・オプション価値(real-option value)の増大による投資先送りの誘因を上回り、投資が促進されるという考え方である。また、企業は投資のリターンが悪化した場合に備えて保険を掛けることができるため、元来リスク愛好的(risk-loving)であるとの見方もある(Oi (1961), Hartman (1972), Abel (1983))。

14) 例えば、株価の下落で有価証券の評価損が発生すると、その期の銀行の自己資本水準が低下するため、貸出態度が厳格化するということを想定している。

15) 米国の銀行の貸出スタンスを示す指標は、正の値が大きくなるほど貸出スタンスの厳格化を意味するが、他の指標と符号条件をそろえるため、本稿では指数の符号を逆転させている。

16) なお、消費増税前後の不確実性指標の上昇は、真に不確実性が上昇したからではなく、単に駆け込み需要とその反動を反映している可能性もある。ベースライン結果の頑健性のチェックとして、消費増税ダミーを入れて VAR モデルを推計すると、インパルス応答はベースライン結果と殆ど変わらなかった。

17) 日本の設備投資のインパルス応答は米国に比べて小さいが、この背景として日本では米国に比べて金融摩擦チャネルが小さい可能性がある。日本では借り手と貸し手の間の情報の非対称性が小さい間接金融が発達している一方、米国では情報の非対称性が大きいとされる直接金融の割合が多い。このため、マクロの不確実性が高くなる局面では、米国の方が、金融部門(主に直接金融の投資家)にとっての企業の将来の業績に関する不確実性が、日本に比べてより上昇する傾向にあり、その結果、米国では企業自身による設備投資の抑制のほかに、金融部門の資金供給態度の強いタイト化が加わった可能性がある。

18) こうした結果の頑健性のチェックとして、本稿のワーキングペーパー版(篠原他(2020))では、他国の EPU 指数が自国のマクロ経済変数に与える影響や、特定の政策に注目した EPU のサブ指数についても分析を行った(同論文の補論 4)。また、SNA 統計以外の日本の設備投資、耐久財消費と不確実性指標の関係についても分析を行った(同論文の補論 5)。主な結果は、本稿でみた結論を大きく変えるものではなく、分析結果は頑健であるといえる。

19) 具体的なインパルス応答については、本稿のワーキングペーパー版(篠原他(2020))の補論図表 2~7 を参照。

参考文献

- 伊藤新(2019)「テキストデータを用いた政策不確実性の計測」, 証券アナリストジャーナル 2019 年 7 月。
 中島上智・渡部敏明(2012)「時変ベクトル自己回帰モデル: サーベイと日本のマクロデータへの応用」, 『経済研究』第 63 巻第 3 号, pp. 193-208。
 篠原武史・奥田達志・中島上智(2020)「マクロ経済に関する不確実性指標の特性について」, 日本銀行ワーキングペーパー, No. 20-J-7。
 渡部敏明(2016)「日経 225 分散リスク・プレミアムの

- 予測力」,『先物・オプションレポート』Vol.28, No.11.
- Abel, Andrew (1983) "Optimal Investment Under Uncertainty," *American Economic Review*, Vol. 73, No. 1, pp. 228-233.
- Arbatli, Elif, Steven Davis, Arata Ito, Naoko Miake, and Ikuo Saito (2017) "Policy Uncertainty in Japan," *NBER Working Paper*, No. 23411.
- Arellano, Cristina, Yan Bai, and Patrick J. Kehoe (2019) "Financial Frictions and Fluctuations in Volatility," *Journal of Political Economy*, Vol. 127, No. 5, pp. 2049-2103.
- Bachmann, Ruediger, Steffen Elstner, and Eric Sims (2013) "Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data," *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 5, No. 2, pp. 217-249.
- Baker, Scott, Nicholas Bloom, and Steven J. Davis (2016) "Measuring Economic Policy Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 131, No. 4, pp. 1593-1636.
- Baker, Scott, Nicholas Bloom, Steven Davis, and Stephen J. Terry (2020) "COVID-Induced Economic Uncertainty," *NBER Working Paper*, No. 26983.
- Bar-Ilan, Avner, and William Strange (1996). "Investment Lags," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 3, pp. 610-622.
- Bekaert, Geert, Marie Hoerova, and Marco Lo Duca (2013) "Risk, Uncertainty, and Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 60, No. 7, pp. 771-788.
- Bernanke, Ben S. (1983) "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 98, No. 1, pp. 85-106.
- Bloom, Nicholas (2009) "The Impact of Uncertainty Shocks," *Econometrica*, Vol. 77, No. 3, pp. 623-685.
- Bloom, Nicholas (2014) "Fluctuations in Uncertainty," *Journal of Economic Perspective*, Vol. 28, No. 2, pp. 153-176.
- Bloom, Nickolas, Stephen Bond, and John Van Reenen (2007) "Uncertainty and Investment Dynamics," *Review of Economic Studies*, Vol. 74, No. 2, pp. 391-415.
- Born, Benjamin, Sebastian Breuer, and Steffen Elstner (2018) "Uncertainty and the Great Recession," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 5, pp. 951-971.
- Brennan, Michael, and Eduardo Schwartz (1985) "Evaluating Natural Resource Investments," *Journal of Business*, Vol. 58, No. 2, pp. 135-157.
- Caldara, Dario, Cristina Fuentes-Albero, Simon Gilchrist, and Egon Zakrajsek (2016) "The Macroeconomic Impact of Financial and Uncertainty Shocks," *European Economic Review*, Vol. 88, pp. 185-207.
- Cascaldi-Garcia, Danilo, Cisl Sarisoy, Juan Londono, John Rogers, Deepa Datta, Thiago Ferreira, Olesya Grishchenko, Mohammad Jahan-Parvar, Francesca Loria, Sai Ma, Marius Rodriguez, and Ilknur Zer (2020) "What is Certain About Uncertainty?" International Finance Discussion Papers, No. 1294, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Christiano, Lawrence, Martin Eichenbaum, and Charles Evans (2005) "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 1, pp. 1-45.
- Christiano, Lawrence, Roberto Motto, and Massimo Rostagno (2014) "Risk Shocks," *American Economic Review*, Vol. 104, No. 1, pp. 27-65.
- Dixit, Avinash, and Robert Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton: Princeton University Press.
- Ferrara, Laurent, Stéphane Lhuissier, and Fabien Tripier (2017) "Uncertainty Fluctuations: Measures, Effects and Macroeconomic Policy Challenges," CEPII Policy Brief, 20.
- Gilchrist, Simon, Jae Sim, and Egon Zakrajsek (2014) "Uncertainty, Financial Frictions and Investment Dynamics," *NBER Working Paper*, No. 20038.
- Guiso, Luigi, and Guiso Parigi (1999) "Investment and Demand Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, pp. 185-227.
- Hartman, Richard (1972) "The Effects of Price and Cost Uncertainty on Investment," *Journal of Economic Theory*, Vol. 5, No. 2, pp. 258-266.
- Jurado, Kyle, Sydney Ludvigson, and Serena Ng (2015) "Measuring Uncertainty," *American Economic Review*, Vol. 105, No. 3, pp. 1177-1216.
- Kimball, Miles (1990) "Precautionary Saving in the Small and in the Large," *Econometrica*, Vol. 58, No. 1, pp. 53-73.
- Knight, Frank (1921) *Risk, Uncertainty, and Profit*, Boston, MA: Hart, Schaffner & Marx; Houghton Mifflin Company.
- Lahiri, Kajal, and Xuguang Sheng (2010) "Measuring Forecast Uncertainty by Disagreement: The Missing Link," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 25, No. 4, pp. 514-538.
- Leduc, Sylvain, and Zheng Liu (2020) "The Uncertainty Channel of the Coronavirus," *FRBSF Economic Letter*, 2020(07), pp. 1-5.
- Leland, Hayne (1968) "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 82, No. 3, pp. 465-473.
- Ludvigson, Sydney, Sai Ma, and Serena Ng (2019) "Uncertainty and Business Cycles: Exogenous Impulse or Endogenous Response?" *American Economic Journal: Macroeconomics*, forthcoming.
- Ludvigson, Sydney, Sai Ma, and Serena Ng (2020) "COVID19 and the Macroeconomic Effects of Costly Disasters," *NBER Working Paper*, No. 26983.
- McDonald, Rob, and Daniel Siegel (1986) "The Value of Waiting to Invest," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, No. 4, pp. 707-728.

- Meinen, Philipp, and Oke Röhe (2017) "On Measuring Uncertainty and Its Impact on Investment: Cross-Country Evidence from the Euro Area," *European Economic Review*, Vol. 92, pp. 161-179.
- Morikawa, Masayuki (2019) "Uncertainty Over Production Forecasts: An Empirical Analysis Using Monthly Quantitative Survey Data," *Journal of Macroeconomics*, Vol. 60, pp. 163-179.
- Oi, Walter (1961) "The Desirability of Price Instability Under Perfect Competition," *Econometrica*, Vol. 29, No. 1, pp. 58-64.
- Primiceri, Giorgio (2005) "Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy," *Review of Economic Studies*, Vol. 72, pp. 821-852.
- Rossi, Barbara, and Tatevik Sekhposyan (2015) "Macroeconomic Uncertainty Indices Based on Nowcast and Forecast Error Distributions," *American Economic Review*, Vol. 105, No. 5, pp. 650-655.
- Scotti, Chiara (2016) "Surprise and Uncertainty Indexes: Real-Time Aggregation of Real-Activity Macro-Surprises," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 82, pp. 1-19.
- Sekkel, Jo (2019) "Macroeconomic Uncertainty Through the Lens of Professional Forecasters," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 37, No. 3, pp. 436-446.
- Stock, James, and Mark Watson (2012) "Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession," *NBER Working Paper*, No. 18094.