



RIETI Discussion Paper Series 16-J-016

政府の政策に関する不確実性と経済活動

伊藤 新
経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

政府の政策に関する不確実性と経済活動

伊藤新*

要 旨

本稿では政府の政策に関する不確実性を間接的に捉えるための尺度として世論調査の政党支持率をもとにした政権運営の不安定指数を新たに作る。それを使って政策の不確実性と経済活動の関係を実証的に調べる。その指数は1998年や2010-2012年の衆参ねじれ期をはじめ政権運営が不安定であった時期に大きく上昇している。その新しい指数を含む標準的でシンプルな多変量自己回帰モデルを推定し、その指数にショックが発生したときのマクロ経済変数の動学的な反応を描く。その結果、政策の不確実性が高まると経済全体の活動が低下することがわかった。とりわけ、その負の影響は設備投資、住宅投資、耐久財消費そしてパートタイム労働者において大きい。

キーワード：政策の不確実性、経済活動、世論調査

JEL classification: D80, E24, E66, G18

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*独立行政法人経済産業研究所. E-mail: ito-arata@rieti.go.jp

本稿の作成において新居理有、河合正弘、前田幸男、森川正之、Jonathan Broggard の各氏との議論が有益であった。ここに記して感謝申し上げます。本稿は RIETI の研究活動の一環としておこなわれた。

1 はじめに

2012年末の政権交代により政権運営の安定性は格段に増した。政治状況は「決められない政治」から「決められる政治」へと好転した。当時の全国紙は安定した政治基盤が築かれたことで政府与党は懸案の政策に腰を据えて取り組むことができるようになったとして政治の安定性の回復を高く評価した。政治の安定性は企業にも良い影響を与える可能性がある。Morikawa (2012) は、企業の経営に大きな影響を及ぼす要素として政府・政策の安定性を挙げる企業が3割を超えると報告している。これは政策の不確実性が企業活動を通じて実体経済に影響を及ぼすことを示唆している。今でこそ政権運営は安定しているように見えるが、1990年代後半以降は与野党対立から膠着状態が続き、政府の政策について先行き不透明さが高まる事例が多く見られた。近年の実証研究では政策の不確実性の高まりが実体経済に負の影響を与えることが示されている (e.g., Baker, Bloom, and Davis 2013)。

政権運営の基盤が弱いと政策決定過程において行き詰まりが生じ、それが政策の先行き不透明感を高める。本稿では政府の政策に関する不確実性を間接的に捉えるための新しい尺度として世論調査の政党支持率をもとにした政権運営の不安定指数を作り、それをを用いて政策の不確実性と経済活動の関係について実証的に調べる。その新しい指数は1998年や2010-2012年の衆参ねじれ期をはじめ政権運営が不安定であった時期に大きく上昇している。また、その指数は政権運営に係る指標、具体的には国会での法律の制定に関する指標と強い相関を持つ。その新しい指数を使用しておこなった時系列分析からは、政策の不確実性が高まると経済全体の活動が低下することがわかった。とりわけ、その負の影響は設備投資、住宅投資、耐久財消費そしてパートタイム労働者において大きい。

政府の政策に関する先行き不透明性の度合いを

直接的に計ることはそもそも不可能である。そのため、それを間接的に捉えるための代理指標が開発されている。そのうちの1つが新聞報道をベースにした政策の不確実性指数と呼ばれる指標である。Baker, Bloom, and Davis (2013) は、主要な新聞紙のなかで経済や政策と関連付けて先行きの不透明性について書かれた記事数を収集してそれをもとに作成している。このアプローチの背景には、新聞紙上でそのような記事の掲載頻度が高いとき家計や企業は政策の不確実性が高い状況に直面しているはずだという考えがある。この指数はこれまで多くの文献で政策の不確実性あるいは政治の不安定性を間接的に捉えるための尺度としてよく利用されている (e.g., Stock and Watson 2012; Pástor and Veronesi 2013; Blinder and Watson 2014; Fernández-Villaverde et al. 2015; Scheffel 2015)。彼らは米国での政策の不確実性に関する記事の特徴を詳細に調べ、全体の69%の記事は政策の内容や実施時期の不透明性に関する記事であることを見いだしている。また、40%の記事は過去におこなわれた政策や今後実施される予定の政策が経済活動へ及ぼす効果の不透明性に関する記事であり、21%の記事は将来の経済政策の決定を誰がおこなうかという決定者の不透明性に関する記事である。

残念ながら、同様のアプローチで日本における政策の不確実性指数はまだ作られていない¹。こうした事情から政策の不確実性を間接的に捉えるために新たな尺度を作る必要がある。本稿では政権運営の不安定さに着目する。議会において与野党が拮抗するとき政策決定過程において膠着状態が起こる。与野党が歩み寄る姿勢を見せず政治が機能不全に陥るとき、予算関連法案やその他の重要な政府提出法案は国会で成立しない。このように政権運営が不安定であるときには政策の内容や実施時期について不透明性が増すと考えられる。前

¹最近になって日本についても指数が作られデータを利用することができるようになった。第3節ではその指数と政権運営の不安定指数との比較をおこなう。

述したように、Baker, Bloom, and Davis (2013) が収集した政策の不確実性に関する記事のなかでもっとも割合が多いのは政策の内容や実施時期の不透明性に関する記事である。政権運営の不安定さは政策の不確実性の高まりと密接に関係している。

政権運営の不安定さを定量化しようとするときに使用可能な変数の候補がいくつか存在する。その1つとして考えられるものに議会における与野党の議席数がある。しかし、それは政権を担う政党内の深刻な分裂状況を的確に反映できない懸念がある。また、それは時間の経過とともにほとんど変動することがない。本稿では報道機関がおこなう世論調査の政党支持率を利用して月次ベースで政権運営の不安定さの度合いを計る。その方法を採用すれば時間の経過とともに政権運営の不安定さの度合いが変動する様子を捉えることが可能となる。

本稿の構成は次のとおりである。第2節では政権運営の不安定指数を作るのに使用するデータについて述べる。また、その指数の具体的な作成方法について説明する。そして算出された指数の動向について報告する。第3節ではさまざまな点からその指数の鑑査をおこなう。第4節ではその指数を用いて政策の不確実性と経済活動の関係について実証的に調べる。また、消費、投資そして雇用者数など経済活動の構成要素に焦点をあてることで政策の不確実性の高まりが経済活動へ影響する経路について調べる。第5節では結論を述べる。

2 政権運営の不安定さの測定

この節では政権運営の不安定さの度合いが時間の経過とともにどのように推移してきたかについて調べ、さらにその不安定さの高まりと実体経済の関係性を実証的に分析するため、政権運営の不安定指数を作る。その指数を作るために新聞社や通信社などさまざまな報道機関がおこなう世論調査の政党支持率のデータを活用する。政党支持率

には政策決定過程における与野党の政治的な勢力関係が部分的ながらも反映されていると考えられるためである。例えば、Maeda (2011) は政策決定過程において政党、とりわけ野党の政治的な影響力が高まると、マスメディアにおいてその政党に関連する報道量が増加し、それに伴ってその政党に対する支持率が上昇するという関係性を見いだしている。このことは世論調査における有権者の回答が政党の政策決定過程における政治的な勢力関係を映し出す鏡となっていることを示唆している。まず、政権運営の不安定指数を作るために用いる政党支持率のデータについて述べる。次に、その指数を得るための具体的な方法について説明する。最後に、その指数の動向について報告する。

2.1 政党支持率のデータ

政党支持率のデータは、時事通信社、共同通信社、朝日新聞社、日本経済新聞社、毎日新聞社、読売新聞社、JNN、NHKそしてNNNの9社がおこなう定例世論調査の結果表から収集する²。主要なデータソースは新聞の縮刷版、新聞社や通信社が提供するオンラインデータベースそしてテレビ放送局のウェブサイトを利用して可能な世論調査アーカイブデータベースである。データの頻度は月次である。データの収集を始める時期は1978年からである。各社のデータについての詳細は付録Aで説明している。

そうして構築されたデータセットの特徴について述べておくことが4つある。第1に、1978年から政党支持率のデータを収集できるのは時事通信社、朝日新聞社、毎日新聞社そして読売新聞社の4社がおこなう世論調査の結果表からである。1980年代後半からは日本経済新聞社がおこなう世論調査の政党支持率のデータが利用できる。さらに、1990年代後半からは共同通信社とNHKがおこなう世論調査の政党支持率のデータが利用できる

²大学など研究機関と共同でおこなわれる世論調査や衆参両院の議員選挙の期間中に情勢調査と一緒におこなわれる世論調査はデータの収集対象に含めない。

る。これに対して、テレビ放送局がおこなう世論調査の政党支持率のデータが利用できる期間は新聞社や通信社よりも短く、2000年代以降である。

第2に、世論調査がおこなわれる時期は報道機関によりさまざまである。なかには月内の上旬にきまって調査をおこなう報道機関がある一方で、その中旬や下旬に調査をおこなう報道機関もある。報道機関各社の調査時期が月内で異なることはこのあと述べる点でデータセットが有するメリットのひとつである。いま、すべての報道機関が月内の上旬に世論調査をおこなう状況を仮想する。何らかの大きな政治的イベントがその月の中頃に発生し、その結果として政策決定過程において政治的な勢力関係に変化が起きたとき、その変化はすでに調査が終わっている当月の結果に何ら反映されない。

確かに、その変化はラグを伴って翌月の調査結果には反映されるはずである。しかし、その結果には翌月に新たに生じた政治的な勢力関係の変化もまた反映される。したがって、翌月の調査結果からその政治的イベントの発生により起こった変化を的確に捉えることは非常に困難である。ここで構築されたデータセットには月内のさまざまな時点でおこなわれた世論調査の結果が含まれている。したがって、そうした問題に直面しない。そのデータセットを利用することにより月内に起きた政策決定過程における政治的な勢力関係の変化を完全ではないが的確に読み取ることが可能となる。

第3に、なかには月内で定例調査に加えて臨時調査をおこなう報道機関がある。臨時調査は与野党間での政権交代や政府が提出した重要法案の成立といった大きな政治的イベントが起きた直後にしばしばおこなわれる。こうしたケースでは定例調査におけるデータを使用する。しかし、そのアプローチについて懸念されることの1つは、その月における政策決定過程での政治的な勢力関係を誤って捉えてしまうかもしれない可能性が高いことである。具体的には、与野党間で起こる政権交代がその一例として挙げられる。いま、ある報道

機関は月内の上旬に定例調査を終えていて、そして政権交代がその中頃に起きた状況を想定する。このとき、定例調査におけるデータを用いると月内の与党支持率を過小に評価してしまうかもしれない。前政権の与党支持率の水準は一般的に新政権のその水準より低いためである。

その問題を検討するために新旧政権の与党支持率を明示的に考慮した方法を用いて月内の与党支持率を算出し、そしてその算出された数値と定例調査における与党支持率の数値を比較する。具体的には、新政権の与党支持率として臨時調査における数値を用い、旧政権の与党支持率として定例調査における数値を用いて、それらを各政権の担当日数で加重平均することにより月内の与党支持率を算出する。比較の結果、両者のあいだに際立った開きは見られない。そうした結果が得られた理由は、これまで政権交代は月初か月末に起きたためである。唯一の例外は2009年9月の民主党政権の誕生である(新内閣は16日に発足した)。しかし、報道機関により程度の差はあるものの、新旧政権の与党支持率に大きな隔たりは見られない。これはその他の政権交代の事例と大きく異なる特徴である。

最後に、非常に稀であるが、なかにはひと月に複数回定例調査をおこなう報道機関がある。このような場合には、前月におこなわれた調査の日時に近いほうの調査におけるデータを使用する。

2.2 政権運営の不安定指数

さまざまな客観的指標にもとづいて政権運営の不安定指数を作る。そのためにいくつかの段階を踏む。まず、収集された政党支持率のデータを用いて各月の与党支持率と野党支持率を算出する。報道機関 i が t 月におこなう世論調査での与党支持率を $rp_{i,t}$ 、野党支持率を $op_{i,t}$ とそれぞれ書き表す。1つ目の指数は(1)式で表現されるように野党支持率をもとにして作る。

$$AROP_{i,t} = op_{i,t} \quad (1)$$

2つ目の指数は(2)式で表現されるように野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにして作る。

$$ROPRP_{i,t} = \frac{op_{i,t}}{rp_{i,t}} \quad (2)$$

与野党の政治的な影響力が拮抗している、すなわち $op_{i,t} = rp_{i,t}$ のとき $ROPRP_{i,t}$ は1に等しい。政権運営が非常に安定している、すなわち $op_{i,t} \ll rp_{i,t}$ のとき $ROPRP_{i,t}$ はほぼ0に近い数値となる。したがって、与党の政治的な影響力が野党のそれよりも大きいとき $ROPRP_{i,t}$ は0と1のあいだの数値を示す。一方で政権運営が不安定であるとき $ROPRP_{i,t}$ はときに大きな数値をとり得る。例えば、 $op_{i,t} = 0.8$ であるとき $ROPRP_{i,t}$ は $4 (=0.8/(1-0.8))$ となる。このように、 $ROPRP_{i,t}$ には与野党の政治的な影響力の強弱の違いにより非対称的に変動する、つまり野党の政治的な影響力が与党のそれよりも強いとき、 $ROPRP_{i,t}$ はその逆の場合と比べて大きな値をとるという特徴がある。これは $ROPRP_{i,t}$ が野党の政治的な影響力が強い状況を過大に評価するおそれがあることを示唆している。指数の精度という点からそれは大きな問題である。

その問題に対処するために2値変数を用いて与野党の政治的影響力の相対的な度合いを捉えるアプローチをとる。具体的には、(3)式のように表現される 1-0 indicator variable を利用する。

$$D_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{if } op_{i,t} \geq rp_{i,t} \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (3)$$

この変数と $ROPRP_{i,t}$ を用いて(4)式で表現される算式により $AROPRP_{i,t}$ を得る。

$$AROPRP_{i,t} = ROPRP_{i,t}(1 - D_{i,t}) + (2 - ROPRP_{i,t}^{-1}) D_{i,t} \quad (4)$$

$AROPRP_{i,t} = 1$ のとき、それは与野党が拮抗していることを意味する。 $AROPRP_{i,t}$ が0(2)に近い数値をとるとき、それは与党(野党)の政治的な影響力が野党(与党)のそれを大きく上回ることを意味する。こうして $AROPRP_{i,t}$ は0と2のあいだで変動する。

最後3つ目の指数は(5)式で与えられる種類の有効数を活用して作る。

$$ENT = \left(\sum_{i=1}^S p_i^2 \right)^{-1} \quad (5)$$

p_i は種類 i の個体数が全種類 S の総個体数に占めるウエイトを表す。 ENT は真の多様性を捉えるための尺度として利用される多様度指数の1つである。すべての種類の個体数が同数であるとき ENT は最大となり、種類の総数である S に等しい。また、1つの種の個体数が総個体数のほぼ全体を占める場合、それはほぼ1に近い数値を示す。このように ENT はその構成状況が明示的に考慮された種類の実質的な数を表す。Laakso and Taagepera (1979) や Taagepera and Shugart (1989) は議会における政党の議席占有率をウエイトとして用いて議会有効政党数と呼ぶ指標を作り、それを政党システムに関する分析に使用している。

そうした研究と同様の姿勢で ENT を活用して政権運営の不安定さの度合いを定量化する。具体的には、与野党の支持率を用いて(6)式で表現される種類の有効数を算出する。

$$ENROP_{i,t} = \frac{1}{PIOP_{i,t}^2 + (1 - PIOP_{i,t})^2} \quad (6)$$

$PIOP_{i,t}$ は次のように定義される。

$$PIOP_{i,t} \equiv \frac{op_{i,t}}{rp_{i,t} + op_{i,t}}$$

与党と野党の政治的な影響力が伯仲している、つまり $PIOP_{i,t} = 0.5$ であるとき $ENROP_{i,t}$ は2となり、与党と野党の数にちょうど等しい。また、一方が他方を完全に圧倒しているとき $ENROP_{i,t}$ は1に近い数値を示す。したがって、 $ENROP_{i,t}$ は1から2のあいだの数値をとる。しかし、 $ENROP_{i,t}$ が1に近い数値をとることは必ずしも与党の政治的な影響力が野党のそれを大きく上回っていることを意味しない。野党の政治的な影響力が与党の

それを大きく上回るときもまた $ENROP_{i,t}$ は 1 に近い数値となる。このことは $ENROP_{i,t}$ の数値の大きさから与党が野党を圧倒しているのか、それとも野党が与党を圧倒しているのかを識別することが不可能であることを示唆している。

この問題に対処するために 2 値変数を利用して両者の識別を可能にするアプローチをとる。具体的には、2 値変数 $D_{i,t}$ と $ENROP_{i,t}$ を用いて (7) 式で表現される算式により $AENROP_{i,t}$ を得る。

$$AENROP_{i,t} = (1 - 2D_{i,t}) ENROP_{i,t} + 4D_{i,t} \quad (7)$$

$AENROP_{i,t} = 2$ のとき、それは与野党が拮抗していることを意味する。 $AENROP_{i,t}$ が 0 (3) に近い数値をとるとき、それは与党 (野党) の政治的な影響力が野党 (与党) のそれを大きく上回ることを意味する。したがって、 $AENROP_{i,t}$ は 0 から 3 のあいだで変動する。

こうして得られる各報道機関の系列 ($X_{i,t}$ と表す) を合成することにより政権運営の不安定指数を得る。具体的には、まず $X_{i,t}$ を 1978 年から 2014 年までの期間における平均と標準偏差を用いて標準化する³。それから平均が 3、標準偏差が 1 となる変数に変換する。そうして得られる系列を $Y_{i,t}$ と表す。 t 時点において複数の報道機関の $Y_{i,t}$ を平均することにより Y_t を得る。なお、系列 $Y_{i,t}$ の数が時期により異なるため Y_t についていくつかの系列が得られる。それらの系列を慎重に接合したあと、接合系列の 1978 年から 2014 年までの期間の平均が 100 となるように水準を調整する⁴。

2.3 指数の動向

政権運営の不安定指数として 3 つの異なる系列、 $AROP$ 、 $AROPRP$ そして $AENROP$ を示す。

³ 政党支持率のデータが入手できないため $AROP_{i,t}$ 、 $AROPRP_{i,t}$ そして $AENROP_{i,t}$ を算出できない月については線形補間により得られた数値を使う。

⁴ 次の 3 つの系列、すなわち 4 社の系列を合成して得られる系列 (1978:1-1988:12)、5 社の系列 (1988:1-2002:12) として 9 社の系列 (2002:1 以降) を自然と思える方法により接合する。具体的には、新系列と旧系列の乖離率が最小となる時点で両系列を接合する。

図 1 ではそれらの系列を描いている。データの頻度は月次である。標本期間は 1978:1-2015:12 である。3 つの系列はいずれも 2012 年 12 月に 1978 年以降でもっとも高い水準に達している。また、1994 年や 1998 年に指数の水準が比較的高い。 $AROP$ の $AROPRP$ との相関係数は 0.855 であり、 $AENROP$ との相関係数は 0.904 である。 $AROPRP$ と $AENROP$ の相関係数は 0.946 である。しかし、類似点がある一方で相違点もある。第 1 に、 $AROP$ は政権運営が不安定であるエピソードを $AROPRP$ や $AENROP$ よりも多く示している。 $AROP$ は 1993 年、2000 年そして 2007 年にその平均プラス 1.65 標準偏差の水準を上回るが、 $AROPRP$ と $AENROP$ はそうでない。1993 年と 2000 年の時期は衆議院議員選挙がおこなわれたときのあたりに対応しており、2007 年の時期は参議院議員選挙がおこなわれたときのあたりに対応している。

第 2 に、2011 年から 2012 年前半までの時期において系列間で指数の動向に大きな違いがある。 $AROPRP$ と $AENROP$ が顕著な上昇傾向を示しているのと対照的に $AROP$ はほぼ横ばいで推移している。後ほど述べるように、この時期は 2008 年から 2010 年までの時期と比べて政権運営がより不安定であったとみられる。また、政権運営に関係する指標を用いたデータ分析からは $AROP$ よりも $AROPRP$ や $AENROP$ のほうが政権運営の不安定さを間接的に捉えるための指標として有用であることを示唆する結果が得られる。とはいえ、3 つの系列の動きからは過去 40 年間で 1989 年、1994 年、1998 年そして 2010-2012 年の時期に政権運営の不安定さが高いことが視覚的に見て取れる。

それらの時期は歴史的に重要な政治イベントが起これ、政権運営の不安定さが高まった時期と驚くほど一致している。1989 年には衆議院と参議院で多数派が異なる、いわゆる衆参ねじれが生じた。その年の参議院議員選挙 (3 年ごとに議席数の半分が改選) で与党の自民党は重大な政治スキャ

ンダルとなったリクルート事件や4月の消費税導入が強い逆風となり野党に大敗した。参議院では与党に替わり野党が多数派となった。政治の不安定化に伴い政策決定が停滞するのではないかと懸念された⁵。次に、1993年の衆議院議員選挙で与党の自民党は過半数の議席を得ることができず、自民党から日本新党や社会党など非自民・非共産系政党への政権交代が起きた。自民党は1955年から約40年のあいだ単独で担当してきた政権を失った。衆議院と参議院の両院において連立与党が多数派となり、1989年から続いていた衆参ねじれは解消された。しかし、1994年に連立与党のなかで最大の議席を保有する社会党をはじめいくつかの政党が連立政権から離脱した。そのため連立与党は両院で多数派から少数派へ転じた。羽田内閣は厳しい政権運営を強いられ、発足して2か月後に退陣した。

1998年には再び衆参ねじれが生じた。その年の参議院議員選挙で与党の自民党は深刻な不況が強い逆風となり野党に惨敗して過半数の議席を失った。ねじれ国会のもとで政策の決定や実施について先行き不透明性が高まることが懸念された⁶。

⁵例えば、“In any case, with the opposition winning control of the upper house of the Diet, Japan probably will face an extended period of instability and adjustment.” *The Wall Street Journal* July 24, 1989; “The LDP will retain control of the Government through its majority of the Lower House, the more powerful chamber. However, the scale of the opposition parties’ victory will greatly limit the LDP’s ability to manage parliamentary business.” *The Financial Times* July 24, 1989; 「参院選挙で自民党が惨敗し、過半数割れが確定したことについて米政府は深刻に受け止めている。日本の政局の不安定性が増すことによって、政策運営能力の低下をもたらし、その結果、貿易不均衡など経済摩擦を中心とした日米間の懸案の解決を大幅に遅らせることになりかねない」と見ているからだ。」読売新聞1989年7月24日朝刊

⁶例えば、“Japan’s leaders have been under pressure from abroad for months to clean up the banking system’s morass of bad debts and to lift the economy out of recession. Though they finally have the beginnings of a blueprint to tackle the problems, the defeat of the governing Liberal Democrats suggests that pushing through economic legislation will be even more difficult than in the past.” *The New York Times* July 13, 1998; “Failure to win a majority could hold up passage of important legislation to clean up the bad-loans mess in the bank-

2010年にもまた衆参ねじれが生じた⁷。その年の参議院議員選挙で民主党を中核とする連立与党が野党に敗れて過半数の議席を失った。このときもまた政治の停滞への懸念が広まった⁸。しかし、この時期の状況はいくつかの点で過去の衆参ねじれ期の状況よりも深刻であった。1つは与党が参議院で多数派を形成するために連携できる小規模政党の数が少なかったことである。過去の衆参ねじれ期では、与党の自民党が複数の小規模政党と部分連合を組んだり連立政権を作ったりすることで安定した政権運営をおこなうことができた(竹中2005)。しかし、1990年代半ばに衆議院において選挙制度の改革がおこなわれ、それまでの中選挙区制に代わり小選挙区比例代表並立制が新たに導入された。1990年代後半以降、2大政党化が進展した。その影響は参議院にも及び、与党は小規模

ing system, and make it harder for the Government to formulate promised tax reforms, including income and corporate tax cuts. It is thought likely that the LDP will be forced to seek an alliance with one or more minor opposition parties to ensure control of the Upper House.” *The Times* July 13, 1998

⁷1998年に生じた衆参ねじれは1999年に自民党、自由党そして公明党による連立政権が発足したことに伴い解消された。しかし、2007年の参議院議員選挙で自民党を中核とする連立与党が野党に敗れて過半数の議席を失った結果、再び衆参ねじれが生じた。その後、2009年の衆議院議員選挙で野党の民主党が過半数の議席を得て、自民党から民主党への政権交代が起きた。衆議院と参議院の両院において民主党を中核とする連立与党が多数派となり、2007年から続いた衆参ねじれは解消された。

⁸例えば、“Not only did the DPJ fail to win control of the upper house, which can block legislation passed by the Diet’s more powerful lower house of representatives, the ruling party can no longer muster the required seats even with the help of its junior coalition partner, the People’s New party. The result, analysts say, is likely to be a sustained period of political instability, with Naoto Kan, Japan’s prime minister, facing possible challenges from rivals within the DPJ and from opposition parties eager to force another general election.” *The Financial Times* July 12, 2010, “Mr. Kan’s ruling coalition lost its majority in one of parliament’s two chambers, becoming the latest Japanese administration to preside while the two houses are controlled by opposing forces, raising the possibility of legislative gridlock. Since the late 1980s, Japan has been several periods of such a “twisted” legislature—most characterized by weak leadership and political paralysis.” *The Wall Street Journal* (Online) July 12, 2010.

政党と連携して参議院で過半数の議席を得ることが以前よりも難しくなった。

もう1つは与党が衆議院で法律案を再可決するのに必要な3分の2以上の議席を保持していなかったことである。2007年から2009年までの衆参ねじれ期では自民党を中核とする連立与党は衆議院で全体の約70%の議席を保有していた。たとえば野党が多数派である参議院において法律案が否決されたとしても、連立与党は衆議院で再可決して法案を成立させることができた。しかし、この時期には野党の協力が得られないかぎり国会で法律案が通ることは決してなかった。この意味で、政権運営は過去の衆参ねじれ期よりはるかに不安定であったとみられる。興味深いことに、政権運営の不安定指数、とりわけAENROPはそのことを如実に映し出している。これはその指数が政権運営の不安定さについての重要な特徴を捉えていることを裏付ける証拠の1つである。

このように目視での照合によれば、政権運営の不安定指数に急な山形が見られる時期は政治の先行き不透明性が高まった時期と整合している。以下では数値にもとづく証拠を示しながらその新しい指数の動向について引き続き報告する。第1に、指数の変動は自民党による単独政権期よりも連立政権期のほうが激しい。Hiwatari and Miura (2002) は1993年が政権の流動期の始まりであると指摘している。そのことを確かめるために指数の振幅を標準偏差で測り、自民党が政権を失った1993年8月前後の時期における数値を比較する。3つの系列すべてにおいて連立政権期の数値のほうが自民党による単独政権期の数値よりも有意に大きい。例えば、AROPの自民党による単独政権期の指数の標準偏差は14.4である。標本期間は1978:1-1993:7である。連立政権期の指数の標準偏差は28.9であり、自民党による単独政権期より2倍大きい。標本期間は1993:8-2015:12である。2群間で分散は等しいという帰無仮説を検定したときの p -valueは0.000である⁹。

⁹AROPRPの1993年8月以降の時期における標準偏差

第2に、衆参ねじれ期に指数が上昇する傾向がある。そのことを確かめるために衆参ねじれ期とそれ以外の時期の指数を算出し両者の数値を比較する。3つの系列すべてにおいて衆参ねじれ期の数値のほうがそれ以外の時期の数値よりも有意に大きい。例えば、AENROPの衆参ねじれ期における指数の平均値は115.1である。標本期間は1989:8-1993:7, 1998:8-1999:9, 2007:8-2009:8そして2010:8-2013:7である。それ以外の時期の指数の平均値は93.7である。標本期間は衆参ねじれ期を除く1978:1-2015:12である。指数の平均値が2群間で等しいという帰無仮説を検定したときの p -valueは0.000である¹⁰。

最後の第3に、衆参ねじれ期に与党が衆議院で法案を再可決するのに必要な議席を保有していないとき、指数の水準はそうでないときよりも高い。そのことを確かめるために衆参ねじれ期に与党が衆議院で全体の3分の2以上の議席を保有していないときと保有しているときの指数を算出し両者の数値を比較する。AROPRPの前者の時期における指数の平均値は120.0である。標本期間は1989:8-1993:7, 1998:8-1999:9そして2010:8-2012:12である。後者の時期における指数の平均値は110.1である。標本期間は2007:8-2009:8と2013:1-2013:7である。指数の平均値が2群間で等しいという帰無仮説を検定したときの p -valueは0.034である。AENROPについても結果は同様である。しかし、AROPを用いたとき結果が異なる。各時期の指数の平均値は115.9と110.6である。AROPRPと比べて前者の時期の数値が4ポイント小さい。これは2011年から2012年前半までの時期においてAROPRPが顕著な上昇傾向

は30.9であり、それ以前の時期における標準偏差は14.0である。AENROPの各時期の標準偏差は30.2と15.6である。どちらの系列についても2群間で分散は等しいという帰無仮説を検定したときの p -valueは0.000である。

¹⁰AROPの衆参ねじれ期における指数の平均値は114.5であり、それ以外の時期の指数の平均値は93.7である。AROPRPの各時期における指数の平均値は117.4と92.9である。どちらの系列についても指数の平均値が2群間で等しいという帰無仮説を検定したときの p -valueは0.000である。

を示したのとは著しく対照的に *AROP* はほぼ横ばいで推移したことを反映している。指数の平均値が 2 群間で等しいという帰無仮説は 5% 有意水準で棄却できない (p -value は 0.137)。

3 新しい指数の鑑査

報道機関がおこなう世論調査の政党支持率を活用して政策の不確実性に関する新たな指標を作るアプローチには問題となりそうなことがいくつもある。そのなかでとりわけ懸念されることは指数の政治的バイアス、指数の一貫性そして指数の精度である。そこでさまざまな方法により政権運営の不安定指数を鑑査する。一連の作業を通じて、その新しい指数は政治の不安定さを間接的に捉えるための完全ではないが有益な尺度となることを示す。3.1 節では報道機関のあいだで見られる政治的バイアスと指数の関係について調べる。3.2 節では世論調査の調査方式の違いと指数の関係について調べる。3.3 節では指数と政権運営に関係するさまざまな指標を比較する。最後に、これまでの研究で政策の不確実性または政治の不安定性の代理指標としてよく利用される新聞記事をベースにした政策の不確実性指数とその新しい指数を比較する。

3.1 報道機関の政治的バイアス

報道機関のあいだで政治的な立場に違いがあることは広く知られている。もし仮に革新(保守)指向の報道機関がおこなう世論調査の政党支持率にその報道機関のイデオロギーが反映されているとすれば、与党支持率には過少(過大)に評価されたバイアスが含まれる。時期によりそのバイアスの大きさが変化すれば、それは革新指向の報道機関の個別指数と保守指向の報道機関の個別指数を合成して得られる全体の指数の変動に歪みをもたらすおそれがある。そこで、革新指向の報道機関と保守指向の報道機関の指数をそれぞれ作り両指数

のあいだに顕著な違いがあるかどうかを調べる。具体的には、Feldman (1993) や McCargo (2003) に倣って革新指向の報道機関として朝日新聞社、毎日新聞社そして JNN を用い、保守指向の報道機関として読売新聞社、日本経済新聞社そして NNN を用いる。

図 2 では保守指向の報道機関と革新指向の報道機関の *AROPRP* と *AENROP* を描いている。標本期間は 1978:1-2015:12 である。パネル A は *AROPRP* の系列を示している。両指数はほぼ同じように動いており、1989 年、1994 年、1998 年そして 2011-2012 年の時期に高い水準に達している。しかし、2000 年において両指数の動きにやや違いがある。革新指向の報道機関の指数は平均プラス 1.65 標準偏差の水準を上回るが、保守指向の報道機関の指数はそうでない。パネル B は *AENROP* の系列を示している。両指数の動きに大きな違いはない。指数は 1994 年、1998 年そして 2011-2012 年に高水準にある。これらの結果から報道機関の政治的バイアスは指数に重大な問題をもたらさないことが読み取れる。

3.2 世論調査の調査方式の違い

報道機関は以前は戸別訪問による面接調査方式で世論調査をおこなっていた。しかし、1990 年代後半以降、多くの報道機関が電話調査方式を導入し世論調査をおこなっている。面接調査方式より電話調査方式のほうが回答者は明確に意思表示する傾向があると言われている (e.g., Matsumoto 2003)。そうだとすれば、面接調査方式でおこなわれる世論調査では「政党支持なし」や「わからない(無回答を含む)」の選択肢を選ぶ回答者数が電話調査方式でおこなわれる世論調査よりも多いとみられる¹¹。それらの選択肢を選ぶ回答者のなか

¹¹ 実際のところ、面接調査方式を採用する時事通信社の世論調査において「支持政党なし」と「わからない」の割合は 60.6% である。一方、電話調査方式を採用する朝日新聞社、毎日新聞社そして共同通信社の世論調査において「支持政党なし」と「わからない」の割合はそれぞれ 46.7%、41.3% 所し

には野党の政党を支持しているものの、なんらかの理由で調査員にその意思表示をおこなうことを躊躇するものがあるかもしれない。こうした潜在的な野党支持者の数が多いと指数は政権運営の不安定さを過少評価するおそれがある。そのことは指数のデータが長い期間を通じて一貫性がないという深刻な問題をもたらす。そこで、電話調査方式を採用する報道機関と面接調査方式を採用する報道機関の指数をそれぞれ作り両指数のあいだに隔たりがあるかを調べる。具体的には、電話調査方式を採用する報道機関として共同通信社、朝日新聞社、日本経済新聞社、毎日新聞社、JNN、NHKそしてNNNを用いる。面接調査方式を採用する報道機関として時事通信社と読売新聞社を用いる。各社のデータが利用できる1997年から2008年までの期間について指数を作る。

図3では電話調査方式を採用する報道機関と面接調査方式を採用する報道機関の *AROPRP* と *AENROP* を描いている。標本期間は1997:11-2008:9である。パネルAは *AROPRP* の系列を示している。面接調査にもとづく指数は電話調査にもとづく指数とともに1998年と2007年に高水準に達している。パネルBは *AENROP* の系列を示している。面接調査にもとづく指数は電話調査にもとづく指数とほぼ一緒に動いている。以上の結果から調査方式の違いは指数に深刻な問題をもたらさないことが見て取れる。

3.3 政権運営に関係する指標との比較

政権運営の不安定指数を政権運営に関係する指標と比較する。具体的には、内閣別のクロスセクションデータにもとづきその指数とこのあと述べるいくつかの変数の相関を調べる。第1の変数は内閣総理大臣在職日数である。政権運営が不安定である内閣はそうでない内閣よりも短命なはずである。指数と首相在任日数とのあいだには負の

相関があると予想される。第2の変数は内閣による新規提出法律案の成立率である。衆議院と参議院で多数派が異なる衆参ねじれ期には参議院において政府提出法案が野党の反対によりしばしば否決された。指数と政府提出法案の成立率とのあいだには負の相関があると予想される。第3の変数は国会で成立した法の修正率である。例えば、1998年の衆参ねじれのもとで開かれた臨時国会では、与党の自民党が金融再生関連法案を成立させるために野党に大幅に譲歩して法案を修正した。指数と政府提出法案の修正率とのあいだには正の相関があると予想される。最後の第4の変数は内閣が国会へ新規に提出した法律案の数である。Masuyama (2003) は、与党の議会運営が不安定であるとき内閣の立法活動が抑制されると指摘している。参議院で野党が多数派であるとき、内閣は成立が困難だと見込まれる法律案の提出を抑えるためである。もしそうだとすれば、指数と政府による新規の法案提出数とのあいだには負の相関があると予想される。

表1では政権運営の不安定指数、*AROPRP* および *AENROP* とそれら4つの変数の相関係数を報告している。法律の制定に関する指標のデータはKoga, Kirihara, and Okumura (2010) と参議院そして内閣法制局のウェブサイトより得ている¹²。*AROPRP* と *AENROP* については月次計数を用いて内閣ごとの数値を算出している。標本サイズは内閣総理大臣在職日数と内閣による新規提出法律案の数において21であり、内閣による新規提出法律案の成立率と成立した法の修正率において20である。相関係数はどれも非常に大きく、また予想される符号と合致している。政権運営の不安定指数は政権運営に関連するさまざまな指標と密接に関係している。

て34.5%である。これらの数値はすべて標本期間が2001:4-2014:12の平均値である。

¹²<http://www.clb.go.jp/contents/index.html>
<http://www.sangiin.go.jp/japanese/kaiki/index.html>

3.4 政策の不確実性の代理指標との比較

政権運営の不安定指数と比較するための別な指標としてこれまでの多くの文献 (e.g., Stock and Watson 2012; Pástor and Veronesi 2013; Blinder and Watson 2014; Fernández-Villaverde et al. 2015; Scheffel 2015) で政治の不安定性または政策の不確実性の代理指標として利用される新聞記事をベースにした政策の不確実性指数 (news-based policy uncertainty index, PUI) がある。また、これまでの研究では米国における news-based PUI は VIX と正で相関することが明らかにされている (e.g., Bachman, Elstner, and Sims 2013; Baker, Bloom, and Davis 2013)¹³。図 4 では政権運営の不安定指数を日本における news-based PUI や株価のインプライド・ボラティリティー・インデックスとともに描いている。グラフを読みやすくするためにデータの頻度は四半期である。比較を容易にするためにいずれの系列も標準化している。上のパネルでは政権運営の不安定指数として *AROPRP* と *AENROP* そして news-based PUI として Baker, Bloom, and Davis (2013) に倣って彼らの研究プロジェクトが朝日新聞と読売新聞 (いずれも邦語版) に掲載された記事をもとに作った指数 (*BBD*) を描いている。下のパネルでは別な news-based PUI として Brogaard et al. (2014) による指数 (*BDNZ*) と株価のインプライド・ボラティリティー・インデックスとして日経平均ボラティリティー・インデックス (*VI*) を描いている。*BDNZ* は Baker, Bloom, and Davis (2013) に倣って Access World News のデータベースで利用可能な新聞記事をもとに作られている¹⁴。日経平均 *VI* は日経平均先物と日経平均オプションの価格をもとに日本経済新聞社により作られている。

¹³ 月次ベースの相関係数 (標本期間は 1990:1-2014:12) は 0.527 であり、四半期ベースの相関係数 (標本期間は 1990:I-2014:IV) は 0.558 である。

¹⁴ Baker, Bloom, and Davis (2013) と Brogaard et al. (2014) が作った米国における指数は似通った動きを示している。月次データにもとづく相関係数 (標本期間は 1990:1-2012:3) は 0.597 であり、四半期データにもとづく相関係数 (標本期間は 1990:I-2012:I) は 0.620 である。

政権運営の不安定指数と news-based PUI はいずれも 1998 年と 2000 年代後半から 2010 年代初めの時期に上昇している。こうした類似点がある一方で相違点もある。例えば、*BBD* は 2002 年後半から 2003 年前半にかけて大きく上昇しているが、政権運営の不安定指数は低い水準で留まっている。その時期には不良債権処理など金融問題に対する総合的な政策をめぐる政府と与党とのあいだで激しい対立が起きていた。対応策の内容しだいでは銀行の経営を悪化させ、ひいては実体経済に悪影響が及ぶことが懸念された¹⁵。また、米国の対イラク政策について先行き不透明感が強まっていた。地政学的リスクの高まりは経済の先行き見通しを悪化させる要因となった。そうした点について触れられた記事が新聞に多く掲載されたことを反映して *BBD* は高い水準に達している。しかし、その時期に与党支持率は高く政権運営は比較的安定していた。さらに、両指数の動きに違いが見られるその他のエピソードとして 1989 年の衆参ねじれの発生がある。news-based PUI は低い水準に留まっているが、政権運営の不安定指数は高い水準に達している。また、金融機関の経営破たんに伴い金融不安が発生した 1997 年において政権運営の不安定指数の水準は低い、news-based PUI の水準は高い。最後に、日経平均 *VI* は 2007 年に衆参ねじれが生じたときのあたりで上昇している。

表 2 では政策運営の不安定指数と政策の不確実性の代理指標における主要な統計量を報告している。表からは述べておくべきことが 4 点ある。第 1 に、政権運営の不安定指数は news-based PUI とともにガウス分布に近い特徴を持っている (表の第 1 行と第 2 行)。一方、日経平均 *VI* の分布は非対称であり、ガウス分布よりも裾野が厚い。

¹⁵ 例えば、「10 月を境に経済の環境はがらっと変わってしまった。不良債権処理の加速策が打ち出され、先行き不透明感が強まって日経平均株価は 8000 円台で低迷したままだ。企業マインドは慎重になっており、ようやく回復の兆しが見えてきた設備投資も、先送りされる可能性が強い。」朝日新聞 2002 年 11 月 13 日朝刊

第2に、政権運営の不安定指数は news-based PUI や日経平均 VI より持続性が高い。表の第3行では1変量 AR(1) モデルを推定して得られたラグ変数にかかるパラメータを報告している。その推定値をもとに *AROPRP* と *AENROP* にショックが発生したときの半減期を算出するとそれぞれ 7.01 か月と 7.12 か月である。それらは news-based PUI (*BBD* において 1.26 か月、*BDNZ* において 0.86 か月) や日経平均 VI (3.14 か月) の半減期より長い。

第3に、政権運営の不安定指数はカウンターシクリカルであり、これまでの文献で示されている実証結果と整合的である。表の第4行では景気指標として Ito (2015) による経済活動指数を用いたときの政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標と景気指標の同時点における相関係数を報告している¹⁶。*AROPRP* と *AENROP* の係数はそれぞれ -0.26 と -0.24 である(第2列と第3列)。また、政権運営の不安定指数は異なる時点の景気指標とも相関している。第5行は政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標と k か月先の景気指標の時差相関係数の最大値を示している。*AROPRP* においては $k=1$ のとき係数が最大 (-0.25) であり、*AENROP* においては $k=4$ のとき係数が最大 (-0.23) である。第7行は政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標と k か月前の景気指標の時差相関係数の最大値を表している。*AROPRP* と *AENROP* のどちらについても $k=1$ のとき係数が最大である。経済活動指数の代わりに実質国内総生産を景気指標として用いたときも引き続き政権運営の不安定指数と景気指標とのあいだに負の相関が見て取れる(第9行から第13行まで)。政策の不確実性の代理指標のあいだで相関係数の大きさに違いがある。日経

¹⁶ 経済活動指数の伸び率と実質国内総生産成長率の相関係数は四半期ベースで 0.686 (標本期間は 1980:II-2013:IV) であり、年次ベースで 0.947 (標本期間は 1981-2013) である。景気指標として鉱工業生産指数を用いても結果は同様である。ただし、係数の大きさは経済活動指数を用いたときよりもいくらか小さい。

平均 VI における係数が他の指標よりも大きい。

最後の第4に、政権運営の不安定指数は news-based PUI と正で相関している。*AROPRP* の *BBD* との相関係数は 0.32 であり、*BDNZ* との相関係数は 0.45 である(表の第14行の第4列と5列)。しかし、前述したように政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標はカウンターシクリカルであり、したがって両系列の相関が景気循環を通じて生み出されている可能性がある。この点について調べるためにそれらの系列から景気循環を除去した偏相関係数を算出する。景気循環の尺度として経済活動指数の HP (Hodrick and Prescott 1997) filtered trend ($\lambda=129,600$) からの乖離を使用する。*AROPRP* の *BBD* との偏相関係数は 0.31 であり、*BDNZ* との偏相関係数は 0.43 であり、条件付きでない係数とほぼ同じである。

これまでに示された結果のうちいくつかは政権運営の不安定指数が政策の不確実性を間接的に計る尺度として完全ではないにしても有用であることを裏付ける証拠であると見て取れる。

4 政策の不確実性が経済活動に与える影響

この節では政策の不確実性を間接的に捉えるための新しい尺度として政権運営の不安定指数を使用し、政策の不確実性の高まりと経済活動の関係性について実証的に調べる。具体的には、その新指数を含む標準的な多変量自己回帰 (vector autoregression, VAR) モデルを推定し、その指数にショックが発生したときの経済活動指標の動学的な反応を描く。4.1 節ではその仕様について説明する。4.2 節では得られた結果を報告する。4.3 節ではさまざまな頑健性チェックより得られる結果を報告する。4.4 節では政策の不確実性の高まりが消費、投資そして雇用者数など経済活動の構成要素へ与える影響について調べる。

4.1 仕様

ベースラインとなる VAR システムは非常にシンプルで政権運営の不安定指数と経済活動指標の2つの変数で構成される。政権運営の不安定指数には *AENROP* と *AROPRP* を用いる。政策の不確実性の高まりにより経済全体の経済活動がどのような影響を受けるかに最大の関心があるため、経済活動指標にはこれまでの文献でよく利用される鉱工業生産指数ではなく Ito (2015) による経済活動指数を用いる。各変数の方程式にはすべての変数の12期間のラグ、定数そして線形の time trend が含まれる。なお、経済活動指数についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。標本期間は1993:8-2013:12である。自民党が単独で政権運営をおこなっていた1993年以前の時期と連立与党が政権を担当するようになったそれ以降の時期では政策の不確実性の高まりに対する経済活動の反応が異なるかもしれない。標本期間の始まりが1993年であるのはその可能性を考慮しているためである。後ほど次節で経済活動の反応が両期間で異なるかどうかについて議論する。経済活動指数のデータが利用できるのは2013年までである。各変数の直交化攪乱項は、同時点において政権運営の不安定指数は経済活動指数に影響を与えないという再帰的構造を仮定した識別制約のもとコレスキー分解により得られる。しかし、後で述べるように同時点における変数間の関係について別の異なる仮定を置いても結果はほとんど同じである。これまでの多くの文献に倣って政権運営の不安定指数の直交化攪乱項を政策の不確実性ショックとみなす。

4.2 結果

図5では2変量 VAR を推定して得られた政策の不確実性ショックに対する経済活動指数 (EAI) のインパルス応答関数 (IRF) を描いている。パネル A は *AENROP* に65ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF を示す。65ポイ

ントは衆参ねじれのもとで政権運営の不安定さが強まった2011-2012年における指数の平均値と衆参ねじれが生じる前の政権運営が比較的安定していた2005-2006年における指数の平均値の差にほぼ相当する。灰色で示された部分は Kilian (1998) の bootstrap-after-bootstrap (複製個数は10,000) による68%信頼区間を表す。ショックが発生したあと経済活動は低下を続け、6四半期後にボトムに達する。そのときの経済活動の減少は2.6%であり、統計的にゼロと異なる。その後、経済活動は約3年後にショックが発生する以前の水準まで回復する。ショック発生後の2年間における経済活動の減少は1.7% (期間平均) である。

政権運営の不安定指数として *AROPRP* を用いたとき、政策の不確実性ショックに対する経済活動の反応は大きさと持続性のどちらの点についても *AENROP* を用いたときの反応とよく似ている。パネル B は *AROPRP* に約5.4標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF を示す。そのショックの大きさは *AENROP* の65ポイントに相当する大きさであり、したがってパネル間で IRF の比較が可能である。ショックの発生から6四半期後に経済活動の低下が最大となり2.5%である。ショック発生後の2年間における経済活動の低下は1.7% (期間平均) である。これらの結果は政策の不確実性の高まりに伴ない実体経済が長い期間にわたり負の影響を受けることを示唆している。

政策の不確実性の代理指標として news-based PUI を用いたときもそのことを確認することができる。図6では政権運営の不安定指数の代わりに news-based PUI を用いる以外はさきほどまったく同じことをして得られた EAI の IRF を描いている。パネル A は *BBD* に約5.4標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF (太線) を示している。それと一緒に *AENROP* に65ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF (細線) を描いている。*BBD* におけるショックの大きさは *AENROP* におけるショックの大きさ

とほぼ同じであり両者の比較が可能である。*BBD*にショックが発生したときのそれから約1年半ほどの期間における経済活動の反応は*AENROP*のショックに対するその反応と比べるといくらか大きい。しかし、経済活動の低下がボトムにあるときの水準(2.7%)やショック発生後の2年間における経済活動の減少度合い(2.0%)は*AENROP*のそれとほぼ変わらない。

パネルBでは*BDNZ*と*AENROP*ともに約5.4標準偏差のプラスのショックが発生したときのEAIのIRFを描いている。*BDNZ*のデータを利用できるのが2012年3月までのため標本期間は1993:8-2012:3である。*BDNZ*にショックが発生したときのそれからおよそ1年間の経済活動の反応は*AENROP*のショックに対するその反応より大きい。経済活動はショックが発生してから3四半期後にボトムに達する。そのときの経済活動の減少は2.2%であり、*AENROP*のショックに対して経済活動の低下がもっとも大きくなる水準とほとんど同じである。しかし、7四半期後には経済活動の反応は統計的にゼロと異なる。それとは対照的に、*AENROP*のショックに対する経済活動の反応はショックの発生から2年が経過してもなお統計的に有意である。そうした違いはあるものの、政策の不確実性の高まりが実体経済へ負の影響を与えることはIRFから確かに読み取れる。

4.3 頑健性チェック

政策の不確実性の高まりが経済活動に負の影響を与えるという結果の頑健性についてさまざまなチェックをおこなう。後述する一連のチェックはその結果が頑健であることを示唆している。第1に、異なるラグ構造を設定する。具体的には、ラグの数を12から6または18に変更してVARを再度推定する。そうして得られたIRFはラグの数が12のときのそれと似通っている(付図を参照)。第2に、同時点の識別制約について異なる仮定を置

く。具体的には、同時点において経済活動指数は政権運営の不安定指数に影響を与えないと仮定する。この仮定のもとで得られる結果はベンチマークの結果と同様である。最後の第3に、その結果がVARの規模により変わるかどうかを調べるためにベースラインよりも規模の大きな2つの異なるVARを推定する。1つはBaker, Bloom, and Davis (2013)と同様の(8)式で表現される5変量VAR (VAR-5)である。

$$\begin{bmatrix} \text{policy uncertainty} \\ \log(\text{Nikkei stock average VI}) \\ \log(\text{TOPIX}) \\ \text{policy interest rate} \\ \log(\text{economic activity index}) \end{bmatrix} \quad (8)$$

もう1つはFernández-Villaverde et al. (2015)と同様の(9)式で表現される9変量VAR (VAR-9)である。

$$\begin{bmatrix} \text{policy uncertainty} \\ \log(\text{economic activity index}) \\ \log(\text{real consumption}) \\ \log(\text{shipments of capital goods}) \\ \log(\text{real wage}) \\ \log(\text{hours}) \\ \log(\text{markup}) \\ \text{CPI inflation} \\ \text{policy interest rate} \end{bmatrix} \quad (9)$$

policy uncertaintyには政権運営の不安定指数である*AENROP*と*AROPRP*を使用する。政策金利については1995年1月以降の期間において国際通貨基金により推計された影の政策金利を使用し、それ以前の期間において無担保コール翌日物金利を使用する¹⁷。同時点における変数間の関係についての仮定はBaker, Bloom, and Davis (2013)やFernández-Villaverde et al. (2015)に従う。データについての詳細な説明は付録Bでお

¹⁷影の政策金利のデータは国際通貨基金のウェブサイトより得ている。
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/gfsr/2015/02/>

こなっている。図7ではVAR-5とVAR-9を推定して得られるEAIのインパルス応答関数(IRF)を描いている。上段の図はVAR-5における結果である。IRFは図5で報告したのと似ている。下段の図はVAR-9における結果である。IRFからは政策の不確実性の高まりが実体経済へ負の影響を与えることが引き続き見て取れる。

4.4 経済活動の構成要素

政策の不確実性の高まりが消費、投資、雇用者数そして労働時間にどのような影響を与えるかについて調べる。それをおこなうために政権運営の不安定指数、経済活動指数そして関心のある経済変数で構成される3変量VARを推定する。政権運営の不安定指数にはAENROPを用いる。図8ではAENROPに65ポイントのプラスのショックが発生したときのさまざまな経済変数のインパルス応答関数(IRF)を描いている。まず、ショックに対する消費の反応から見ると、消費全体の反応は負である。しかし、その度合いは小さい。消費のなかでもっとも負の影響が大きいのは耐久財である。

消費とは著しく対照的に、ショックに対する民間投資の反応は大きい。ショックが発生したあと資本財出荷は減少を続け、約1年半後にボトムに達する。その後は約3年後にショックが発生する以前の水準まで資本財出荷は回復する。建築着工の反応も資本財出荷の反応とよく似ている。また、ショックの発生に伴う住宅着工の減少も大きい。資本財出荷の減少は政策の不確実性の高まりで企業が設備投資を抑制したことを反映していると解釈することができる。リアル・オプションの観点から不確実性と設備投資の関係性について理論的に研究したこれまでの多くの文献では、不確実性が高い状況のもとでは企業はそれに要する費用が埋没的である(または不可逆的である irreversible)投資の実施を取り止めて成り行きを見守ることが示されている(e.g, Bernanke 1983, McDonald

and Siegel 1986)。

最後に、労働投入に関する2つの指標を見ると、ショックの発生によりパートタイム労働者が減少することが読み取れる。一方でフルタイム労働者の減少は少ない。労働時間については就業形態により影響の違いは見られない。以上の結果から政策の不確実性の高まりが与える負の影響は設備投資、住宅投資、耐久財消費そしてパートタイム労働者において顕著である。

5 結論

本稿では政府の政策に関する不確実性を間接的に捉えるための尺度として世論調査の政党支持率をもとにした政権運営の不安定指数を新たに作る。それを使って政策の不確実性と経済活動の関係を実証的に調べる。その指数は1998年や2010-2012年の衆参ねじれ期をはじめ政権運営が不安定であった時期に大きく上昇している。その新しい指数を含む標準的でシンプルな多変量自己回帰モデルを推定し、その指数にショックが発生したときのマクロ経済変数の動学的な反応を描く。その結果、政策の不確実性が高まると経済全体の活動が低下することがわかった。とりわけ、その負の影響は設備投資、住宅投資、耐久財消費そしてパートタイム労働者において大きい。

参考文献

- [1] Bachmann, Rüdiger, Steffen Elstner, and Eric R. Sims (2013). “Uncertainty and Economic Activity: Evidence from Business Survey Data.” *American Economic Journal: Macroeconomics* 5(2), 217-249.
- [2] Baker, Scott R., Nicholas Bloom, and Steven J. Davis (2013). “Measuring Economic Policy Uncertainty.” Stanford University.

- [3] Bernanke, Ben S. (1983). “Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment.” *Quarterly Journal of Economics* 98(1), 85-106.
- [4] Blinder, Alan S. and Mark W. Watson (2014). “Presidents and the U.S. Economy: An Econometric Exploration.” NBER Working Paper No. 20324.
- [5] Bloom, Nicholas (2009). “The Impact of Uncertainty Shocks.” *Econometrica* 77(3), 623-685.
- [6] Brogaard, Jonathan, Lili Dai, Phong T. H. Ngo, and Bohui Zhang (2014). “The World Price of Political Uncertainty.” University of Washington.
- [7] Feldman, Ofer (1993). *Politics and the News Media in Japan*, Ann Arbor: University of Michigan Press.
- [8] Fernández-Villaverde, Jesús, Pablo Guerrón-Quintana, Keith Kuester, and Juan Rubio-Ramírez (2015). “Fiscal Volatility Shocks and Economic Activity.” *American Economic Review* 105(11), 3352-3384.
- [9] Hiwatari, Nobuhiro and Mari Miura (2002). “Ryudō-ki no Seiji Henyō [The Change in Japanese Politics in the 1990s].” In *Ryudō-ki no Nihon Seiji [The Lost Decade and Beyond: Japanese Politics in the 1990s]*, edited by Nobuhiro Hiwatari and Mari Miura, Tokyo: University of Tokyo Press, 1-30.
- [10] Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott (1997). “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation.” *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1-16.
- [11] Ito, Arata (2015). “Atarashii Getsuji Keizai Katsudō Shisuu [A New Monthly Index of Economic Activity in Japan].” RIETI Policy Discussion Paper Series 15-P-004.
- [12] Jiji Press (1981). *Sengo Nihon no Seitō to Naikaku [Postwar Japanese Parties and Cabinets]*, Tokyo: Jiji Press.
- [13] Jiji Press (1992). *Nihon no Seitō to Naikaku [Japanese Parties and Cabinets]*, Tokyo: Jiji Press.
- [14] Julio, Brandon and Youngsuk Yook (2012). “Political Uncertainty and Corporate Investment Cycles.” *Journal of Finance* 67(1), 45-83.
- [15] Kamada, Koichiro and Tomohiro Sugo (2006). “Evaluating Japanese Monetary Policy under the Non-Negativity Constraint on Nominal Short-Term Interest Rates.” Bank of Japan Working Paper 06-E-17.
- [16] Koga, Tsuyoshi, Yasue Kirihara, and Makito Okumura (2010). “Teikokugikai oyobi Kokkai no Rippō Tōkei [Legislative Statistics of Modern Japanese Parliament: The Imperial Diet and the National Diet].” *The Reference* 60(11), 117-155.
- [17] Kilian, Lutz (1998). “Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions.” *Review of Economics and Statistics* 80(2), 218-230.
- [18] Laakso, Markku and Rein Taagepera (1979). “‘Effective’ Number of Parties: A Measure with Application to West Europe.” *Comparative Political Studies* 12(1), 3-27.

- [19] McDonald, Rob and Daniel Siegel (1986). “The Value of Waiting to Invest.” *Quarterly Journal of Economics* 101(4), 707-728.
- [20] Maeda, Yukio (2011). “Minsyutō Shijiritsu no Seichō to Antei [The Development of DPJ Support].” In *Minsyutō no Soshiki to Seisaku [The DPJ’s Organization and Policy]*, edited by Takayoshi Uekami and Hidenori Tsutsumi, Tokyo: Toyo Keizai Shiposya, 159-190.
- [21] Masuyama, Mikitaka (2003). *Gikai Seido to Nihon Seiji [Agenda Power in the Japanese Diet]*, Tokyo: Bokutakusha.
- [22] Matsumoto, Masao (2003). *Yoron Chōsa no Yukue [The Direction of Public Opinion Survey]*, Tokyo: Chuokoron-Shinsha.
- [23] McCargo, Duncan (2003). *Media and Politics in Pacific Asia*, New York: Routledge-Curzon.
- [24] Morikawa, Masayuki (2012). “Higashi Nihon Daishinsai no Eikyō to Keizai Seichō Seisaku [The Effects of the Great East Japan Earthquake and Policy Priorities for Restoring Economic Growth].” RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-010.
- [25] Morikawa, Masayuki (2013). “What Type of Policy Uncertainty Matters for Business?” RIETI Discussion Paper Series 13-E-076.
- [26] Pástor, Luboš and Pietro Veronesi (2013). “Political uncertainty and risk premia.” *Journal of Financial Economics* 110(3), 520-545.
- [27] Scheffel, Eric M. (2015). “Accounting for the Political Uncertainty Factor.” *Journal of Applied Econometrics*, forthcoming.
- [28] Stock, James H. and Mark W. Watson (2012). “Disentangling the Channels of the 2007-09 Recession.” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2012, 81-156.
- [29] Taagepera, Rein and Matthew S. Shugart (1989). *Seats and votes: the effects and determinants of electoral systems*, New Haven: Yale University Press.
- [30] Takenaka, Harukata (2005). “Nihon-gata Bunkatsu Seifu to Sangiin no Yakuwari [Divided Government and the Role of House of Councilors under the Japanese Parliamentary System].” *Nenpō Seijigaku [The Annual of Japanese Political Science Association]* 55, 99-125.

付録 A 政党別支持率のデータについての説明

報道機関	収集開始月	出所
時事通信社	1978:1	Jiji Press (1981, 1992), 時事世論調査特報, 中央調査報
共同通信社	1997:10	Kyodo Weekly, 共同通信デジタルサービス e-WISE
朝日新聞社	1977:12	朝日新聞縮刷版, 聞蔵 II ビジュアル Kikuzo II Visual
日本経済新聞社	1987:9	日本経済新聞縮刷版 Nikkei Research website http://www.nikkei-r.co.jp/phone/results/index.html
毎日新聞社	1977:12	毎日新聞縮刷版, 毎日ヨロンサーチ Mainichi Yoron Search
読売新聞社	1977:12	読売新聞縮刷版, ヨミダス歴史館 Yomidas Rekishikan
JNN	2001:5	Tokyo Broadcasting System website http://news.tbs.co.jp/newsi_sp/yoron/backnumber/backnumber/backnumber.html
NHK	1997:11	放送研究と調査 NHK Broadcasting Culture Research Institute website http://www.nhk.or.jp/bunken/yoron/political/index.html
NNN	2001:5	Nippon Television Network website http://www.ntv.co.jp/yoron/

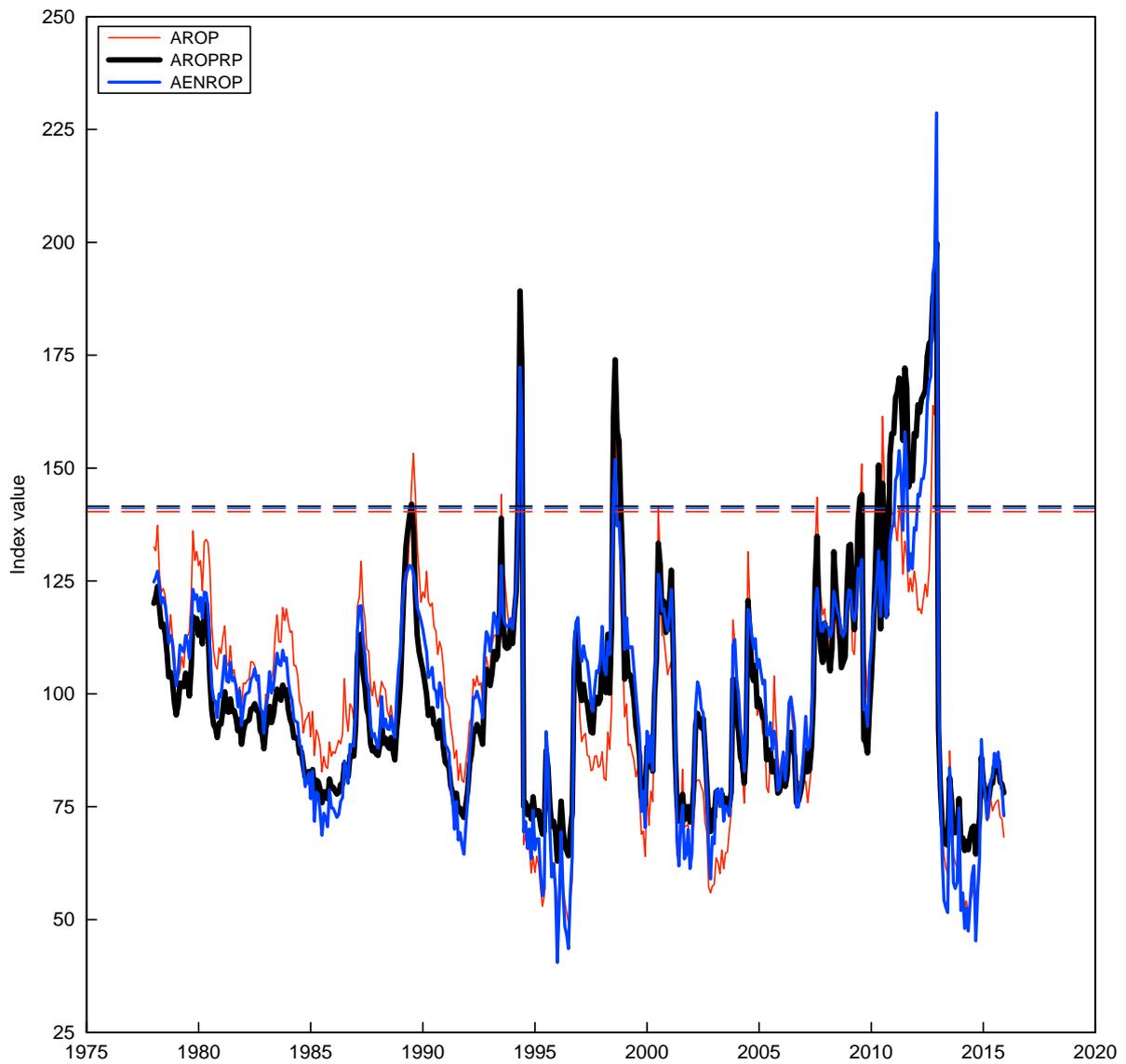
付録 B 経済データについての説明

変数	説明	出所
経済活動指数	建設業活動指数、鉱工業生産指数そして第3次産業活動指数を産業連関表の粗付加価値額にもとづくウェイトで加重和して算出される指数 (2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1978:1-2013:12	伊藤 (2015)
国内総生産	実質額 (連鎖方式, 2005 年基準), 季節調整済, 1990:I-2012:I	内閣府
鉱工業生産	鉱工業生産指数 (2010=100), 季節調整済, 1990:1-2012:3	経済産業省
家計消費支出	名目額は家計調査の1世帯 (農林漁家世帯を除く) あたり財・サービス支出合計に全国世帯数を乗じることにより算出, SNA における家計最終消費支出 (持ち家の帰属家賃は除く) と整合するように暦年ベースで水準を調整, 実質額は CPI 総合 (持家の帰属家賃を除く) をデフレーターとして用いて名目額をデフレーターで除すことにより算出, データは家計調査年報, 消費者物価指数年報, 総務省統計局と内閣府のウェブサイトより収集, X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	
消費総合指数	指数 (2005=100), 季節調整済, 1994:1-2013:12	内閣府
小売業販売	業種別小売業販売額指数を粗付加価値額または生産額にもとづくウェイトで加重和して算出される指数 (2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	伊藤 (2015)
サービス支出	名目額は家計調査の1世帯 (農林漁家世帯を除く) あたりサービス支出額に全国世帯数を乗じることにより算出, SNA における家計サービス消費支出 (持ち家の帰属家賃は除く) と整合するように暦年ベースで水準を調整, 実質額は CPI サービス (持家の帰属家賃を除く) をデフレーターとして用いて名目額をデフレーターで除すことにより算出, データは家計調査年報, 消費者物価指数年報, 総務省統計局と内閣府のウェブサイトより収集, X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	
非耐久財支出	名目額は家計調査の1世帯 (農林漁家世帯を除く) あたり非耐久財支出額に全国世帯数を乗じることにより算出, SNA における家計非耐久財消費支出と整合するように暦年ベースで水準を調整, 実質額は CPI 非耐久消費財をデフレーターとして用いて名目額をデフレーターで除すことにより算出, データは家計調査年報, 消費者物価指数年報, 総務省統計局と内閣府のウェブサイトより収集, X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	
耐久財小売販売	自動車と機械器具の小売業販売額指数を粗付加価値額または生産額にもとづくウェイトで加重和して算出される指数 (2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	伊藤 (2015)
資本財出荷	資本財出荷指数 (2010=100), 季節調整済, 1993:8-2013:12	経済産業省
新設住宅着工	着工床面積, 季節調整済, 1993:8-2013:12	国土交通省
民間非居住建築物着工	着工床面積, X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	国土交通省
雇用者	常用雇用指数 (事業所規模 5 人以上, 2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	厚生労働省
労働時間	総実労働時間指数 (事業所規模 5 人以上, 2010=100), 季節調整済, 一般労働者とパートタイム労働者については X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	厚生労働省
賃金	賃金指数を総実労働時間指数で除して算出される時間あたり賃金指数 (事業所規模 5 人以上, 2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1993:8-2013:12	厚生労働省

付録B 続き

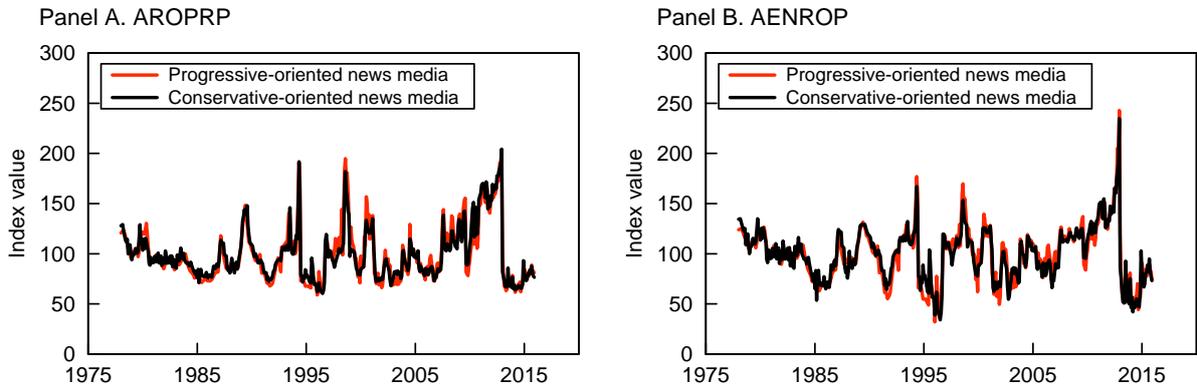
変数	説明	出所
政府投資	公共部門の建設活動指数 (2010=100), X-12-ARIMA による季節調整, 1990:1-2013:12	伊藤 (2015)
政府税収	国税, 都道府県税そして一部の市町村税の合計額, データは財務省, 地方財務協会そして地方行財政調査会の資料より収集, 実質額はCPI 総合をデフレーターとして用いて名目額をデフレーターで除すことにより算出, X-12-ARIMA により季節調整, 1990:1-2013:12	
マークアップ	雇用者報酬を国民所得で除して算出される労働分配率の逆数, 季節調整済, 労働分配率の四半期計数を用いて四半期内の最初の月では $(2 \times \text{前四半期の計数} + \text{当四半期の計数}) / 3$, その次の月では当四半期の計数そして最後の月では $(2 \times \text{当四半期の計数} + \text{翌四半期の計数}) / 3$ により得られる数値を使用, 1993:8-2013:12	内閣府
原油の相対価格	企業物価指数 (2010=100) における原油の国内需要財に対する比率	日本銀行
消費者物価	CPI 総合 (2010=100), X-12-ARIMA により季節調整, 1997年4月の消費税率引き上げに伴う上昇を調整, 1990:1-2013:12	総務省統計局
短期金利	無担保コール翌日物レート, 月中平均, 1993:8-2013:12	日本銀行
株価	東証株価指数 (TOPIX), 月中平均, 1993:8-2013:12	東京証券取引所
日経平均 VI	日経平均先物および日経平均オプションの価格をもとに算出されたインプライド・ボラティリティー・インデックス, 1990:6-2015:9	日本経済新聞社

図1 政権運営の不安定指数



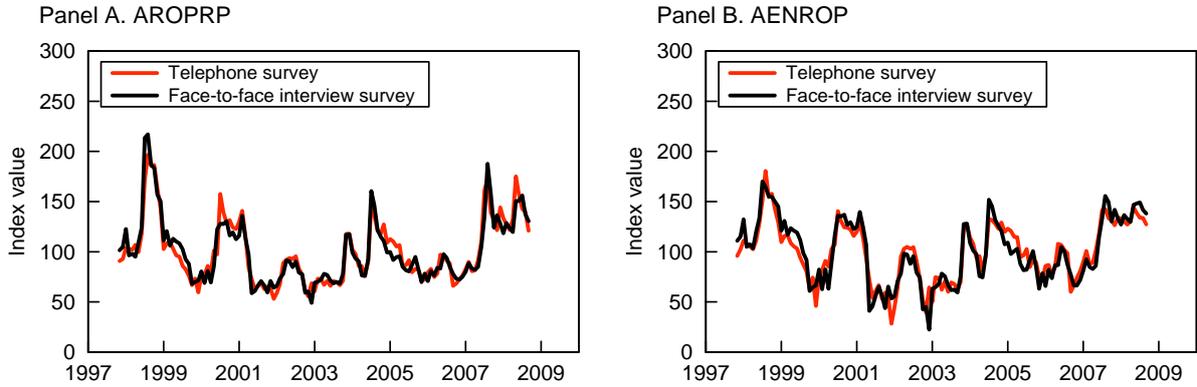
注：この図では報道機関がおこなう世論調査の政党支持率を活用して作った政権運営の不安定指数 (1978-2014=100) を描いている。*AROP* は野党支持率をもとにした系列である。*AROPRP* は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。*AENROP* は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。データの頻度は月次である。標本期間は 1978:1-2015:12 である。破線で表された横線は各系列の平均プラス 1.65 標準偏差の水準である。

図2 報道機関の政治的バイアス



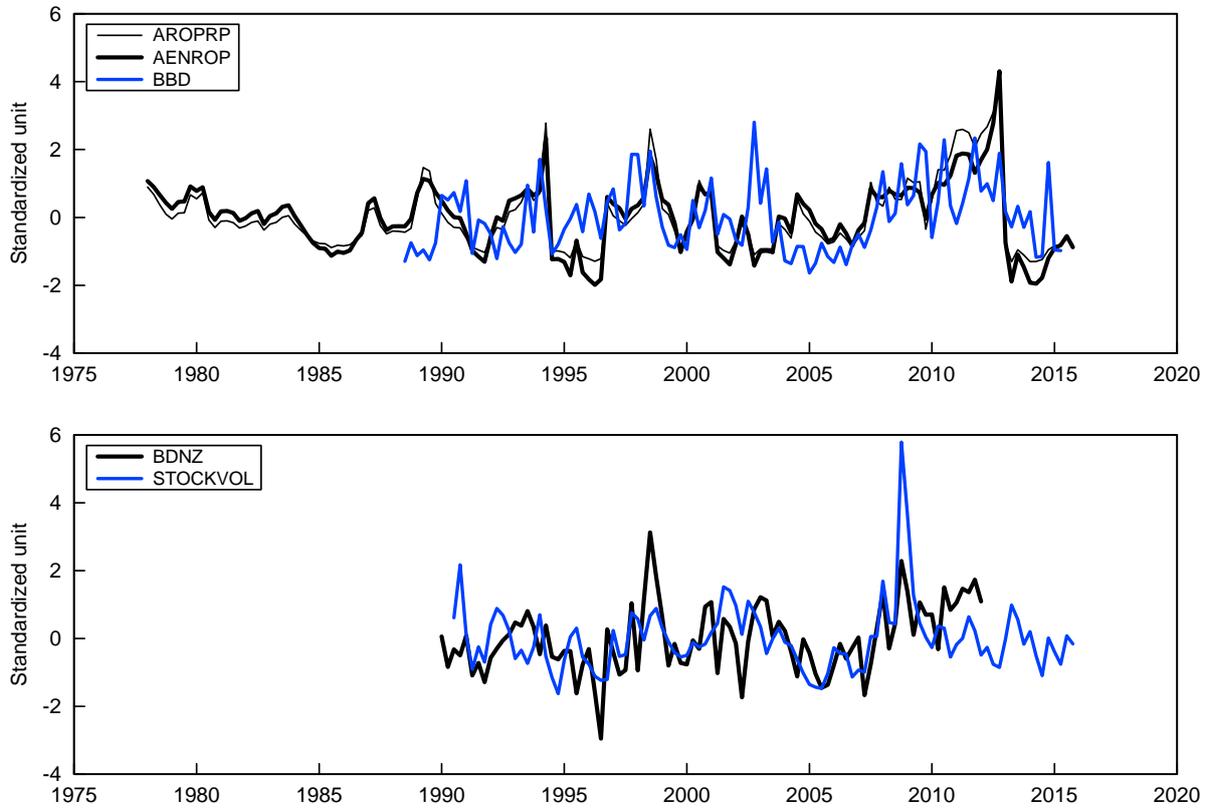
注：この図では革新指向の報道機関と保守指向の報道機関がおこなう世論調査の政党支持率をもとにした政権運営の不安定指数 (1978-2014=100) を描いている。AROPRP は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。AENROP は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。革新指向の報道機関として朝日新聞社，毎日新聞社そしてJNNを用いる。保守指向の報道機関として読売新聞社，日本経済新聞社そしてNNNを用いる。データの頻度は月次である。標本期間は1978:1-2015:12である。

図3 世論調査の調査方式の違い



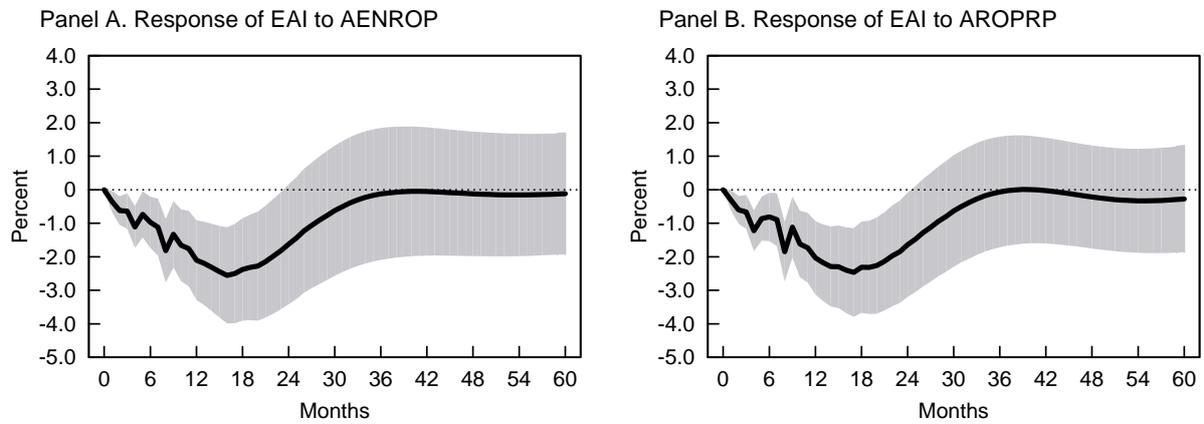
注：この図では電話調査方式を採用する報道機関と戸別訪問による面接調査方式を採用する報道機関がおこなう世論調査の政党支持率をもとにした政権運営の不安定指数(1997-2008=100)を描いている。AROPRPは野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。AENROPは与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。電話調査方式を採用する報道機関として共同通信社、朝日新聞社、日本経済新聞社、毎日新聞社、JNN、NHKそしてNNNを用いる。面接調査方式を採用する報道機関として時事通信社と読売新聞社を用いる。データの頻度は月次である。標本期間は1997:11-2008:9である。

図4 政策の不確実性の代理指標との比較



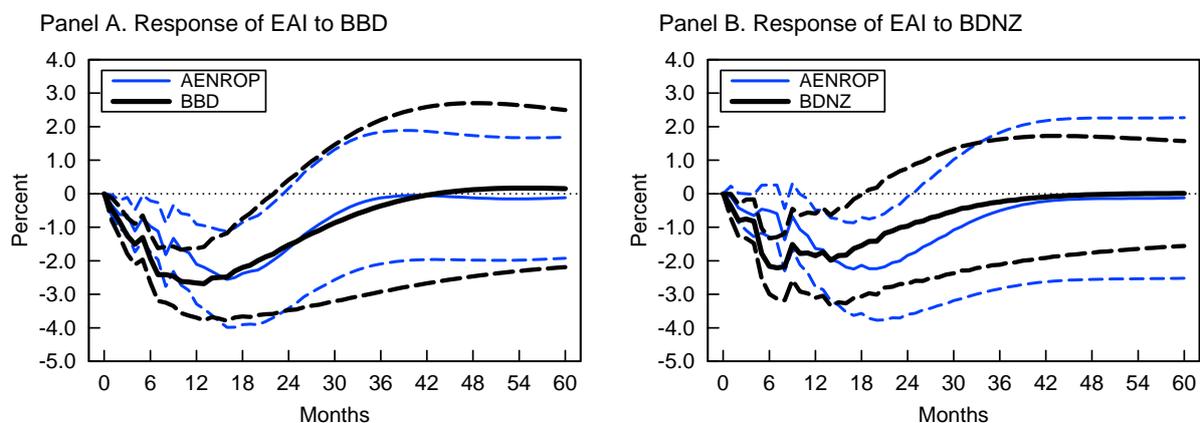
注：この図では政権運営の不安定指数と政策の不確実性の代理指標を描いている。グラフを読みやすくするためにデータの頻度は四半期である。比較を容易にするためにいずれの系列も標準化している。四半期計数として四半期内の各月の数値を単純平均して得られる数値を使用する。AROPRPは野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。AENROPは与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。標本期間は1978:I-2015:IVである。BBDはBaker, Bloom, and Davis (2013) に倣って彼らの研究プロジェクトが朝日新聞と読売新聞(いずれも邦語版)に掲載された記事をもとに作った news-based policy uncertainty index (PUI) である。標本期間は1988:III-2015:IIである。BDNZはBrogaard et al. (2014) が Baker, Bloom, and Davis (2013) に倣って Access World News のデータベースで利用可能な新聞記事をもとに作った news-based PUI である。標本期間は1990:I-2012:Iである。STOCKVOLは日経平均VIである。標本期間は1990:III-2015:IVである。

図5 2変量VARによるインパルス応答関数



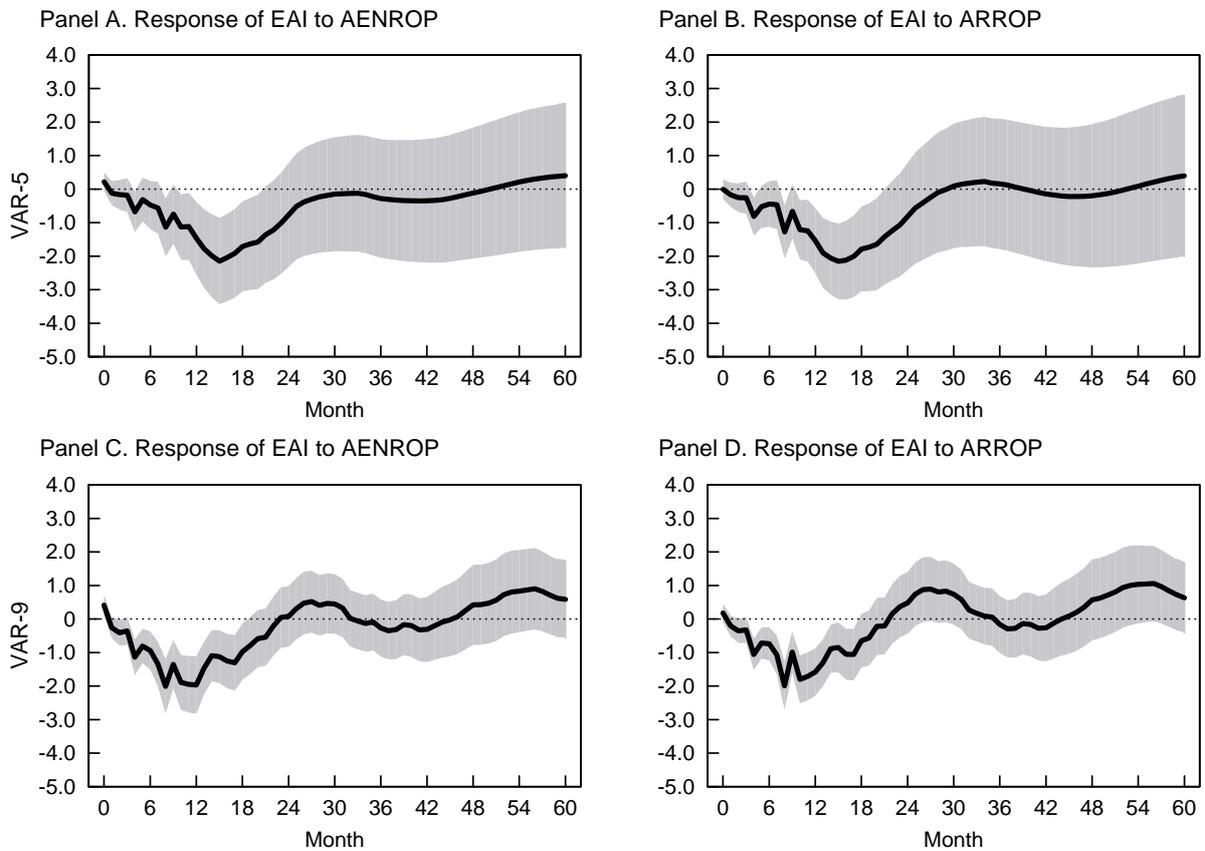
注：この図では政権運営の不安定指数と経済活動指数 (EAI) で構成される 2 変量 VAR の推定から得られるインパルス応答関数 (IRF) を描いている。各変数の方程式にはすべての変数の 12 期間のラグ、定数そして線形の time trend が含まれる。EAI についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。標本期間は 1993:8-2013:12 である。各変数の直交化攪乱項は、同時点において政権運営の不安定指数は経済活動指数に影響を与えないという再帰的構造を仮定した識別制約のもとコレスキー分解により得られる。パネル A は *AENROP* に 65 ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF である。パネル B は *AROPRP* に約 5.4 標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF である。灰色で示された部分は Kilian (1998) の bootstrap-after-bootstrap (複製個数は 10,000) による 68%信頼区間を表す。*AENROP* は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。*AROPRP* は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。

図 6 新聞記事をベースにした政策の不確実性指数を用いたときの結果



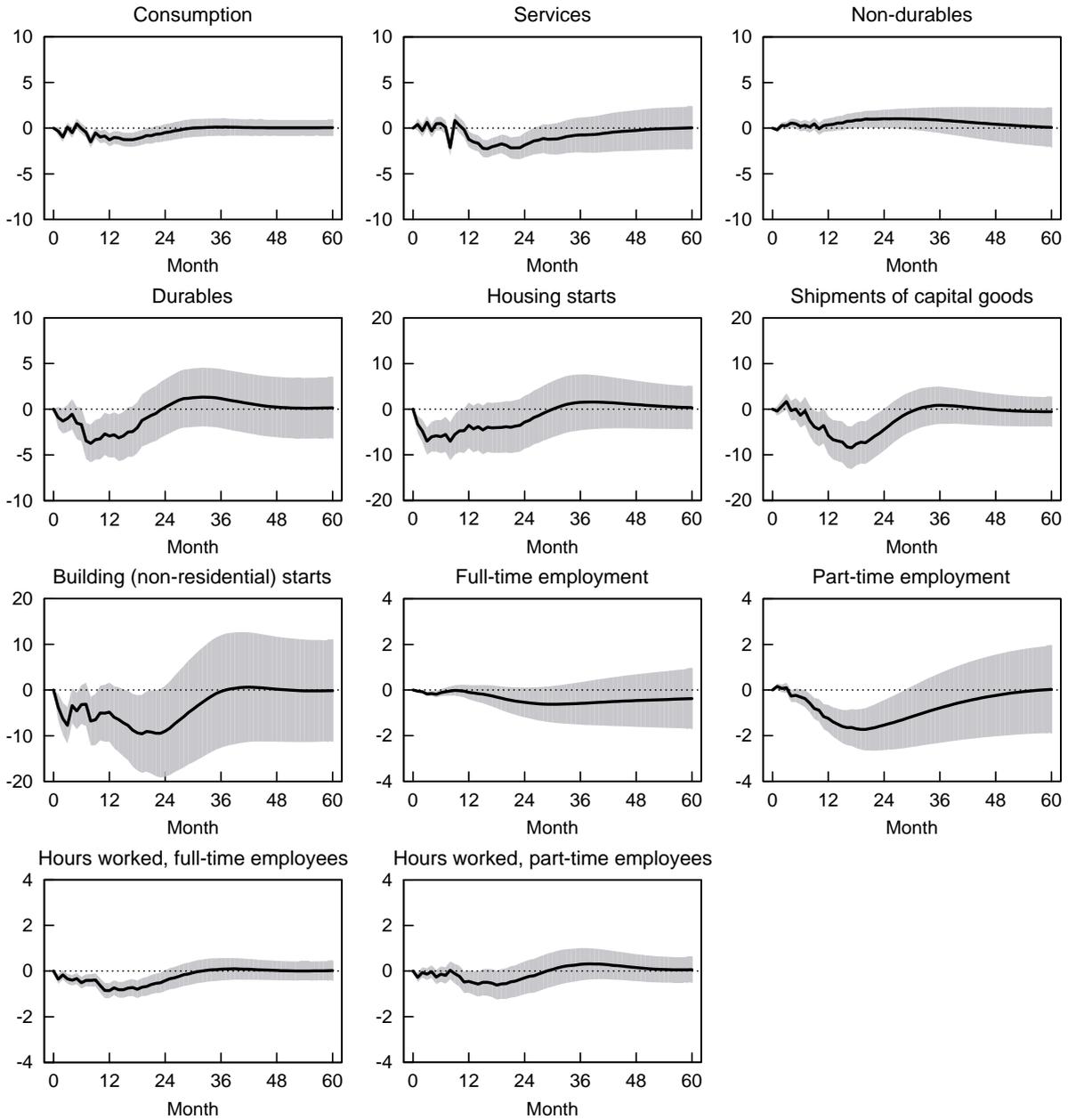
注：この図では新聞記事をベースにした政策の不確実性指数と経済活動指数 (EAI) で構成される 2 変量 VAR の推定から得られるインパルス応答関数 (IRF) を描いている。各変数の方程式にはすべての変数の 12 期間のラグ、定数そして線形の time trend が含まれる。EAI についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。標本期間は *BBD* において 1993:8-2013:12 であり、*BDNZ* において 1993:8-2012:3 である。各変数の直変化攪乱項は、同時点において新聞記事をベースにした政策の不確実性指数は経済活動指数に影響を与えないという再帰的構造を仮定した識別制約のもとコレスキー分解により得られる。パネル A は *BBD* に約 5.4 標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF と *AENROP* に 65 ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF を示している。パネル B は *BDNZ* と *AENROP* ともに約 5.4 標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF を示している。*BBD* は Baker, Bloom, and Davis (2013) に倣って彼らの研究プロジェクトが朝日新聞と読売新聞 (いずれも邦語版) に掲載された記事をもとにした news-based policy uncertainty index (PUI) である。*BDNZ* は Brogaard et al. (2014) が Baker, Bloom, and Davis (2013) に倣って Access World News のデータベースで利用可能な新聞記事をもとにした news-based PUI である。破線は 68%信頼区間である。

図7 規模の大きな VAR よるインパルス応答関数



注：この図ではベースラインよりも規模が大きい VAR システムを推定して得られるインパルス応答関数 (IRF) を描いている。上段の図は政権運営の不安定指数、日経平均 VI、TOPIX、政策金利そして経済活動指数 (EAI) で構成される 5 変量 VAR (VAR-5) にもとづく IRF である。下段の図は政権運営の不安定指数、EAI、実質消費支出、資本財出荷、実質賃金、労働時間、マークアップ、インフレ率そして政策金利で構成される 9 変量 VAR (VAR-9) にもとづく IRF である。各変数の方程式にはすべての変数の 12 期間のラグ、定数そして線形の time trend が含まれる。政策金利とインフレ率以外のその他の変数についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。標本期間は 1993:8-2013:12 である。政権運営の不安定指数の直交化攪乱項はコレスキー分解により得られる。その指数は VAR-5 では日経平均 VI の前に置き、VAR-9 では EAI の前に置く。パネル A と C は AENROP に 65 ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF である。パネル B と D は AROPRP に約 6.0 標準偏差、約 6.8 標準偏差のプラスのショックがそれぞれ発生したときの EAI の IRF である。AENROP は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。AROPRP は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。灰色で示された部分は 68%信頼区間である。

図8 経済活動の構成要素



注：この図では政権運営の不安定指数 *AENROP* に 65 ポイントのプラスのショックが発生したときのさまざまな経済変数のインパルス応答関数 (IRF) を描いている。それらは経済活動指数、関心のある経済変数そして政権運営の不安定指数で構成される 3 変量 VAR の推定から得られる IRF である。各変数の方程式にはすべての変数の 12 期間のラグ、定数そして線形の *time trend* が含まれる。*AENROP* 以外のその他の変数についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。標本期間は 1993:8-2013:12 である。*AENROP* の直変化攪乱項はコレスキー分解により得られる。*AENROP* は関心のある経済変数の後に置く。*AENROP* は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。灰色で示された部分は 68%信頼区間である。

表1 政権運営に関する指標との相関

変数	予想される符号	相関係数	
		<i>AROPRP</i>	<i>AENROP</i>
内閣総理大臣在職日数	Negative	-0.57	-0.57
内閣による新規提出法律案の成立率	Negative	-0.54	-0.56
成立した法の修正率	Positive	0.72	0.71
内閣による新規提出法律案の数	Negative	-0.51	-0.51

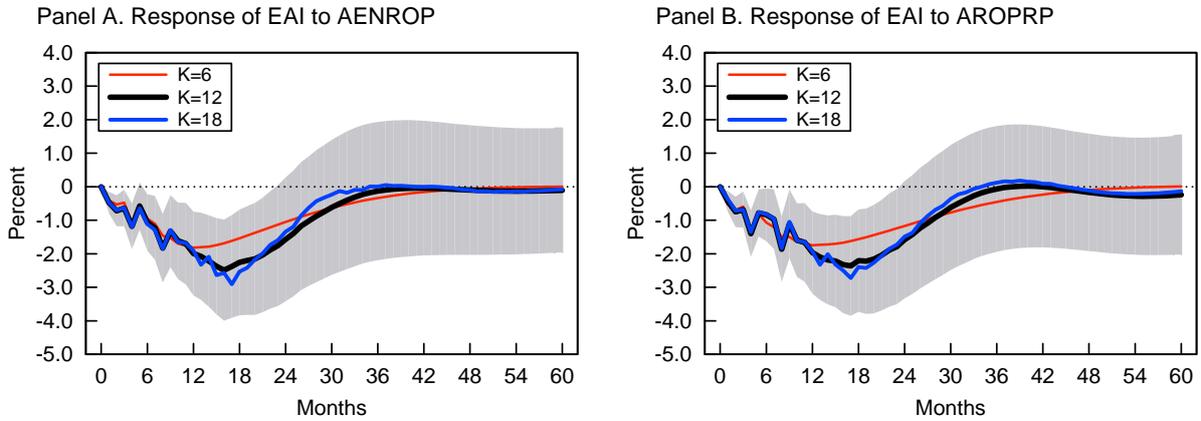
注：この表では内閣別のクロスセクションデータにもとづく政権運営の不安定指数, *AROPRP* および *AENROP* と政権運営に関する指標の相関係数を報告している。標本サイズは内閣総理大臣在職日数と内閣による新規提出法律案の数において 21 であり、内閣による新規提出法律案の成立率と成立した法の修正率において 20 である。*AROPRP* は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。*AENROP* は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。

表2 政策の不確実性の代理指標を用いたデータ分析

	<i>AROPRP</i>	<i>AENROP</i>	<i>BBD</i>	<i>BDNZ</i>	<i>STOCKVOL</i>
Skewness	1.05	-0.03	0.71	-0.07	2.13
Kurtosis	3.56	2.70	3.05	4.07	11.46
First order autocorrelation	0.91	0.91	0.58	0.45	0.80
Correlation					
EAI[0]	-0.26	-0.24	-0.21	-0.26	-0.47
Max EAI[k] _{0<k≤6}	-0.25	-0.23	-0.23	-0.29	-0.58
$k =$	1	4	2	2	3
Max EAI[k] _{-6≤k<0}	-0.25	-0.23	-0.22	-0.27	-0.39
$k =$	-1	-1	-1	-2	-1
GDP[0]	-0.32	-0.30	-0.20	-0.35	-0.47
Max GDP[k] _{0<k≤2}	-0.31	-0.31	-0.19	-0.41	-0.57
$k =$	1	2	1	1	1
Max GDP[k] _{-2≤k<0}	-0.22	-0.21	-0.21	-0.31	-0.24
$k =$	-1	-1	-2	-1	-1
<i>AROPRP</i>	1	0.94	0.32	0.45	0.17
<i>AENROP</i>		1	0.26	0.42	0.19
<i>BBD</i>			1	0.48	0.35
<i>BDNZ</i>				1	0.41
<i>STOCKVOL</i>					1

注：この表では政権運営の不安定指数と政策の不確実性の代理指標における主要な統計量を報告している。データの頻度は月次である。標本期間は1990:1-2012:3である。*AROPRP*は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。*AENROP*は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。*BBD*はBaker, Bloom, and Davis (2013)に倣って彼らの研究プロジェクトが朝日新聞と読売新聞(いずれも邦語版)に掲載された記事をもとに作ったnews-based policy uncertainty index (PUI)である。*BDNZ*はBrogaard et al. (2014)がBaker, Bloom, and Davis (2013)に倣ってAccess World Newsのデータベースで利用可能な新聞記事をもとに作ったnews-based PUIである。*STOCKVOL*は日経平均VIである。1990年1月から5月までの期間については日経平均株価変化率のボラティリティを用いてこのあと述べる方法により算出される数値を日経平均VIとして使う。具体的には、1990年6月において株価変化率のボラティリティを標準化した系列と日経平均VIを標準化した系列を接合する。そうして得られる1月から5月までの数値に日経平均VIの標準偏差を乗じ、さらにその平均を足す。標準化には1990年6月から2014年12月までの期間の平均と標準偏差を使う。各月の株価変化率のボラティリティは月内の日次変化率の標準偏差として算出する。1次自己相関係数は1変量AR(1)モデルを推定して得られるパラメータである。 $Y[k]$ は政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標と経済指標の相関係数である。 k が正であるとき、それは政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標と k 期先の経済指標との相関を表す。 Y には次の2つの指標を用いる。1つはIto (2015)の季節調整された経済活動指数(EAI)の前月比伸び率(12か月移動平均)である。もう1つは内閣府から公表された季節調整済の実質国内総生産(GDP)の前期比成長率(4四半期移動平均)である。政権運営の不安定指数や政策の不確実性の代理指標の四半期計数として四半期内の各月の数値を単純平均して得られる数値を使用する。

付図 異なるラグ構造



注：この図では政権運営の不安定指数と経済活動指数 (EAI) で構成される 2 変量 VAR の推定から得られるインパルス応答関数 (IRF) を描いている。各変数の方程式にはすべての変数の K 期間のラグ、定数そして線形の time trend が含まれる。EAI についてはその対数が方程式のなかに入る。データの頻度は月次である。推定期間は 1995:2-2013:12 である。各変数の直交化攪乱項は、同時点において政権運営の不安定指数は経済活動指数に影響を与えないという再帰的構造を仮定した識別制約のもとコレスキー分解により得られる。パネル A は *AENROP* に 65 ポイントのプラスのショックが発生したときの EAI の IRF である。パネル B は *AROPRP* に約 5.2 ($K=6$)、約 5.4 ($K=12$) そして約 5.5 ($K=18$) 標準偏差のプラスのショックが発生したときの EAI の IRF である。灰色で示された部分は $K=12$ の VAR システムにおける Kilian (1998) の bootstrap-after-bootstrap (複製個数は 10,000) による 68%信頼区間を表す。*AENROP* は与野党の支持率を用いて算出される種類の有効数をもとにした系列である。*AROPRP* は野党支持率の与党支持率に対する比率をもとにした系列である。