



ESRI Discussion Paper Series No.341

**構造変化の下での景気循環の動向：
「定型化された事実 (Stylized facts)」の再検証**

浦沢聡士

October 2017



内閣府経済社会総合研究所
Economic and Social Research Institute
Cabinet Office
Tokyo, Japan

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません（問い合わせ先：<https://form.cao.go.jp/esri/opinion-0002.html>）。

ESRI ディスカッション・ペーパー・シリーズは、内閣府経済社会総合研究所の研究者および外部研究者によって行われた研究成果をとりまとめたものです。学界、研究機関等の関係する方々から幅広くコメントを頂き、今後の研究に役立てることを意図して発表しております。

論文は、すべて研究者個人の責任で執筆されており、内閣府経済社会総合研究所の見解を示すものではありません。

構造変化の下での景気循環の動向： 「定型化された事実 (Stylized facts)」の再検証

浦沢聡士†

要 旨

一般に、「景気」と失業率や物価といった「マクロ経済変数」との関係から見出される景気循環の基本的な特性（「定型化された事実」）については、一定程度普遍的と考えられる。一方で、経済に構造的な変化が生じた場合などには、その影響を受けてそうした特性にも変化がみられると指摘できる。景気循環の特性にどのような変化が生じたかを明らかにすることは、適切な景気判断を行い、また、効果的な経済政策の企画立案を行っていく上で、極めて重要である。

我が国経済については、2000年代に入り、供給面では少子高齢化が進展する中で生産年齢人口の減少が定着する一方、需要面では慢性的な需要不足を背景にゼロ金利やデフレの持続がみられた。経済構造をみてもサービス化の一層の進展とともに、労働市場では賃金の低下、非正規雇用者の拡大、また企業部門では貯蓄の高まり、さらに、国外に目を向ければグローバル化の進展など、様々な構造的な変化を経験してきた。このような経済の構造的な変化の下で、景気循環の特性にはどのような変化が生じているであろうか。

本研究では、まず、経済に構造的な変化が生じる下での景気循環の動向を分析するため、日本経済に構造変化が生じたと考えられる時期を2000年前後と特定した上で、GDPの需要項目に加え、労働・雇用、賃金、物価、金利、マネー、金融市場、海外経済等の多岐に渡る分野の60以上のマクロ経済変数を基に、構造変化の前後で、景気循環の特性に変化がみられた分野、また、変化がみられなかった分野を明らかにした。

その上で、次に、特に顕著な変化が観察された企業による労働投入の調整メカニズムについては、経済の構造やショックが時間とともに変化するというより現実的な分析枠組みの下、時変パラメータVAR (time-varying parameter VAR) モデルを用いた分析を行った。その結果、景気の変動に応じた、企業による所定内労働時間を中心とした時間調整の役割が拡大している可能性を示した。

JEL 分類番号：E32

キーワード：景気循環、構造変化、日本経済

†内閣府経済社会総合研究所。

本稿の執筆に際し、ESRI セミナーの討論者である飯塚信夫教授、また西崎文平所長をはじめ出席者の皆様より有益な指摘を頂いた。また、構想段階から塩路悦朗教授よりご指導を頂いた。記して感謝したい。なお、本稿で示された内容や見解は筆者個人によるものであり、所属する機関のものではない。ありうべき誤りは筆者個人の責に帰するものである。

1. イントロダクション

「経済は、なぜ変動・循環するのか」という景気循環のメカニズムに関する問題意識は、「経済は、なぜ成長するのか」といった成長論的な視点と並び、マクロ経済学が明らかにすべき中心的な課題となっている。同時に、景気循環に関する理解を深めることは、適切な景気判断を行う上で、また、効果的な経済政策の企画立案を行う上で、政策の現場においても重要となっている。

景気循環といった経済現象に対する理解については、理論面においては動学一般均衡分析、実証面においては時系列分析の発展によって進歩を遂げる中、「定型化された事実 (Stylized facts)」と称される景気循環の基本的な特性については、時代を通じて一定程度普遍的と考えられている。一方で、経済に大きな構造変化が生じた場合などには、その影響を受けてそうした特性に変化がみられることも十分に考え得る。

図表 1 及び図表 2 では、我が国における 1980 年代以降の実質 GDP の動きを、その景気循環成分及びトレンド成分とともに示している。実質 GDP の景気循環成分により示される我が国の景気は、一定の幅の中で、ある程度規則的に振幅を繰り返し推移していることが確認される。一方で、経済のトレンドについては、1990 年代半ば以降、下方に屈折していることが観察される。様々な構造的な変化を背景に経済のトレンドに変化が生じる中、景気循環の動向には、どのような変化がみられるのであろうか。

本研究では、経済に構造的な変化が生じる下での景気循環の動向を分析するため、まず、日本経済に構造変化が生じたと考えられる時期を 2000 年前後と特定した上で、構造変化の前後における景気循環特性を明らかにし、異時点間におけるその変化を検証する。その上で、次に、特に顕著な変化が観察された企業による労働投入の調整メカニズムに焦点を当て、経済の構造やショックが時間とともに変化するといったより現実的な分析枠組みの下、モデルのパラメータや変数間の関係、さらには構造ショックの経時的な変化を考慮する時変パラメータ VAR (time-varying parameter VAR) モデルを用いて、労働調整メカニズムにみられる変化の背景を分析する。

我が国経済が経験する構造変化の影響については、人口動態や労働市場、また国内需要等への影響に加え、海外経済との関わりなど構造変化が生じたと考えられる分野、及び経済成長への影響を対象に分析されることが多く、景気循環メカニズムへの影響といった視点から行われる研究は必ずしも多くない¹。

¹渡部 (2009) では、景気動向指数を用い、1980 年代半ば以降の日本の景気循環の構造変化について分析を行い、構造変化点の数 (2箇所) と時期 (1991 年 8 月、2004 年 8 月) を特定化している。飯塚 (2011) では、2002 年 1 月を谷とする我が国の景気の第 14 循環が、外需の貢献度といった点で、それまでの景気循環と性格が異なることを示している。

リーマンショック以前の米国では、Kim and Nelson (1999)、McConnell and Perez-Quiros (2000)、Chauvet and Potter (2001)、Stock and Watson (2002) 等により、1980年代以降に観察されたGDPのボラティリティの低下が指摘され、「Great Moderation」といったキーワードとともに、そうした景気特性に関する議論が盛んに行われた²。マクロ経済の安定化をもたらした背景については、主に、経済の構造的な変化、マクロ経済政策の向上、そして、大きな経済ショックの不在といった視点から議論が行われ、例えば、上述のKim and Nelson (1999)では、経済ショックの規模がそもそも小さくなったことや好不況の差がこれまでと比べてみられなくなったこと、McConnell and Perez-Quiros (2000)では、在庫も含めた耐久財生産に係る変動が縮小したこと、また、Stock and Watson (2002)では、生産性ショックや商品価格ショック等の負の経済ショックの不在とともに経済政策の向上などが背景として挙げられている。従来、「Great Moderation」といった景気現象については、恒久的な現象として考えられてきたが、リーマンショック以降は、そうした議論にかわり、Summers (2014)に代表される「Secular Stagnation」といった、より経済の構造的な視点からの議論が行われるようになった。

本研究では、リーマンショックといった一時的な経済ショックの影響も含め、構造変化の下での景気循環の動向を、周波数領域分析に基づく伝統的な手法により検証し、GDPの需要項目に加え、労働・雇用、賃金、物価、金利、マネー、金融市場、海外経済等の多岐に渡る分野の60以上のマクロ経済変数を基に、景気循環の特性に変化がみられた分野、また同時に、変化がみられなかった分野を明らかにしている。上述のとおり、景気循環特性については、一定程度普遍的なものと考えられているが、ここでの結果は、労働・雇用面で、他の分野と比較しても顕著な変化が観察される一方、それ以外の分野では、経済の構造的な変化の下、必ずしも景気循環特性に大きな変化が生じているわけではないといった事実を示している。

その上で、景気循環特性に顕著な変化がみられた分野については、経済構造の変化といった時間とともに変わりうる現象の影響を分析するため、観察される構造の変化、また、その背景分析を可能とする時変パラメータVARモデルを用いることにより、景気循環の動向を多面的・包括的に分析している。時変パラメータVARモデルについては、これまで金融政策分析の分野を中心に活用されてきたが、ここでは、景気循環メカニズムの分析に応用している。

²2004年におけるバーナンキFRB議長(当時)の講演「The Great Moderation」により、広く一般にも関心が高まった。なお、例えば、Blanchard and Simon (2001)では、アウトプットとインフレのボラティリティの低下は、米国に限らず他の先進諸国でも観察されることが報告されている。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節で、日本経済に構造変化が生じたと考えられる時期を検証した後、第3節で、周波数領域分析の枠組みを概観し、第4節では、実際に、データに基づき構造変化の前後における景気循環特性を明らかにし、その変化を検証する。その上で、第5節では、特に顕著な変化が観察された企業による労働投入の調整メカニズムに焦点を当て、時変パラメータ VAR モデルを用いた分析を行う。最後に、第6節において結論を述べる。

2. 経済の構造変化の検証

経済の構造的な変化の下での景気循環の動向を分析するため、ここでは、まず、パラメータの安定性テストを通じて、日本経済に構造変化が生じたと考えられる時期を検証する。

時系列分析の基礎では、データ生成過程の構造は時間を通じて一定であると仮定されるが、こうした仮定は、時に非現実的なものとなる。我が国の GDP について考える場合、例えば、人口構成や対外関係といった経済環境の変化が経済変数間の波及メカニズムに影響を与える場合、データ生成過程の構造にも変化が生じると考えられる。また、バブル経済の発生とその崩壊（1990 年前後）、アジア通貨危機（1990 年代後半）、リーマンショックに端を発する世界金融危機（2000 年代後半）等の大規模なショックが生じた場合についても、ショックそのものは一時的であるが、その後のデータ生成過程の構造自体に影響を与える可能性も考えられる。

いずれにせよ、こうした構造の変化は、ある一時点に突然に生じるものではなく、一般には、ある程度の時間を伴って生じると考えられることから、ここでは、特定の構造変化点の存在を仮定せずに、逐次推定による CUSUM テストを基に、モデルのデータ生成過程の構造に生じ得る統計的に有意な変化に着目することを通じて、構造変化の時期を検証する。具体的には、図表 2 でみた実質 GDP のデータを、簡便的に、確定的な線形トレンドに回帰させたモデルを基に検定を行う（この時、モデルの残差は経済の循環変動成分と見做される）。

CUSUM テストの結果によると、予測誤差の累積和は、90 年代半ばを境に、0 の値（予測に偏りがなく、モデルがデータを上手く説明していることを示唆）からかい離し始め、1998 年には、95%信頼区間から外れ、モデルの構造に変化がないといった帰無仮説が棄却された（図表 3）³。

³こうした結果は、図表 2 でも見た、非線形トレンドの動きとも整合的である。なお、パラメータの経時的な変化をみるため、上述の回帰式をもとに、ローリング回帰を行ったところ、1990 年代半ば以降、パラメータの値が、それ以前に比べ、半分程度に低下することが確認された。

そこで、以下では、1990年代末にかけて経済に構造的な変化が生じたとの仮定のもと、分析データを、我が国における景気の第13循環の開始時期である1999年第1四半期を境に、①それ以前（1980年第1四半期から1999年第1四半期。以下、便宜上、「2000年以前」と言う）と、②それ以降（1999年第1四半期から2016年第3四半期。以下、「2000年以降」と言う）の2つの期間に分けて、景気循環特性の検証を行う。

我が国経済については、2000年代に入り、供給面では少子高齢化が進展する中で生産年齢人口の減少が定着する一方、需要面では慢性的な需要不足を背景にゼロ金利やデフレの持続がみられた。経済構造をみてもサービス化の一層の進展とともに、労働市場では賃金の低下、非正規雇用者の拡大、また企業部門では貯蓄の高まり、さらに、国外に目を向ければグローバル化の進展など、様々な構造的な変化を経験してきた。このような経済の構造的な変化の下で、景気循環の特性にはどのような変化が生じているであろうか。

3. 周波数領域分析の枠組み

景気循環の特性を明らかにすることとは、経済全体の動き（ここでは、景気）と各マクロ経済変数との関係を詳細に分析することである。ここでは、Stock and Watson (1999) に代表される伝統的手法に基づき、バンドパス・フィルター（BP フィルター）を用いることにより、実質 GDP 及び各マクロ経済変数の循環変動成分を抽出し、その挙動を分析する⁴。

⁴時系列データから循環変動成分を抽出する手法については、Beveridge and Nelson(1981)以降、フィルタリング手法を含め様々な手法が提案されてきたが、いずれの手法によっても一意に循環変動成分の抽出を行うことは難しく、その利用については留意すべき多くの指摘がなされている。例えば、実務で多用されるホドリック＝プレスコット・フィルター（HP フィルター）については、King and Rebelo (1993) において、和分次数が4次までの非定常過程を定常化させることが可能である一方、望ましい結果が得られるのは2次の和分過程に適用した場合のみであるといった指摘、また、Cogley and Nason (1995) では、マクロ経済変数の多くは和分次数が1次の時系列過程であるが、こうした過程にHP フィルターを適用することはランダム・ウォーク過程をトレンド回帰することと同じであるとして、差分定常過程にHP フィルターを適用することにより、原系列には存在しない「見せかけの循環的変動 (Spurious Cyclicity)」が生成される点などが指摘されている。加えて、最近では、Hamilton (2017) において、上述の点も含めHP フィルターの利用に係る限界について改めて指摘がなされるとともに、循環変動成分を抽出する代替的な手法として回帰モデルに基づく予測誤差を用いた手法が提案されている。

時系列データの原系列に対する歪曲効果については、本研究で用いる周波数領域分析についても免れるものではなく、フィルターの利用に際しては、その特性を理解した上で、経済的解釈を含め得られた結果の妥当性を検証することが不可欠となっている。本研究では、BP フィルターを用いて得られた結果について、過去の景気局面との整合性や景気との関係性等を検証し、その妥当性を確認するとともに、景気循環特性に顕著な変化が観察された点については、そうした動きを、異なる手法を基に検証するなど多面的な評価を行っ

(BP フィルター)

BP フィルターは、HP フィルターと同様、非線形のトレンドの抽出を可能とする手法の1つであり、観察されるデータを変動周期の異なる複数の成分の合成と捉えた上で、特定の周期に属する成分を他の成分から分離する手法である。フィルター処理を施す前の系列を y_t 、 y_t にBP フィルターを適用して得られる系列を x_t とする時、次の関係が得られる。

$$x_t = B(L)y_t,$$

ここで、BP フィルターを表す $B(L)$ は、左右対称なウェイトをもつ移動平均であり、

$$B(L) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} B_k L^k$$

として表される。なお、 L はラグ・オペレーターを表し、全ての k について、 $B_k = B_{-k}$ とする。この時、BP フィルターは、フーリエ表現に基づく周波数応答関数 (frequency response function) により、以下のとおり表される。

$$B(e^{-i\lambda}) = B_0 + B_1 e^{-i\lambda} + B_2 e^{-i2\lambda} + \dots + B_k e^{-ik\lambda},$$

ここで、 $e^{-i\lambda} = \cos\lambda - i\sin\lambda$ 。最後に、特定の周期に属する成分を抽出するため、抽出する成分の周期の幅を1、それ以外の周期の幅を0とする周波数応答関数を考える。

$$B(e^{-i\lambda}) = \begin{cases} 1 & \text{if } \lambda \in \{(\underline{\lambda}, \bar{\lambda}) \cup (-\underline{\lambda}, -\bar{\lambda})\}, \quad \lambda \in [-\pi, \pi] \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで、 $\underline{\lambda}$ は下限となる周期、 $\bar{\lambda}$ は上限となる周期を意味する。

BP フィルターを用いる際には、抽出する循環変動成分の周期の幅を任意に設定する必要があるが、ここでは、先行研究に従い、6 四半期から 32 四半期の範

ている。

図に含まれる循環変動成分を各マクロ経済変数より抽出し、そのうち、実質 GDP の循環変動成分を景気循環と定義している⁵。

(分析データ、及び統計量)

経済全体の動きと各マクロ経済変数との関係を詳細に分析することとは、具体的には、実質 GDP を含む各マクロ経済変数から抽出される循環変動成分の標準偏差、1 次の自己相関係数、また、実質 GDP との時差相関係数 (gdp_{t+k} 、 k は実質 GDP に対して、 k 四半期のラグ、またはリードを表す) といった統計量を観察することである。すなわち、主に、循環変動のボラティリティ (各経済変数の循環変動の振幅の程度が景気循環変動と比べて大きい、または小さい)、景気循環との相関関係 (各経済変数の循環変動が景気循環変動と同方向、または逆方向、また景気循環変動に対して先行、または遅行) について評価を行うことである。

例えば、各マクロ経済変数の循環変動成分 (x_t) は、実質 GDP の循環変動成分 (gdp_t) との相関係数が正であれば順循環、負の場合は逆循環となる、また、実質 GDP と最も相関が高くなるタイミング (k) が正であれば先行、負の場合は遅行して変動すると考える。加えて、 x_t は、標準偏差が実質 GDP のそれより小さい時、循環変動の振幅の程度が景気循環に比べ安定的であると考えられる。

分析対象とするデータについては、GDP の需要項目に加え、労働・雇用、賃金、物価、金利、マネー、金融市場、海外経済等の多岐に渡る分野の 60 以上のマクロ経済変数を用い、2000 年以前と以降の 2 つの期間に分けた上で、景気循環特性の検証を行い、その比較を行う⁶。

4. 景気循環特性とその変化

⁵BP フィルターを用いた景気分析は、Baxter and King (1999) や Christiano and Fitzgerald (2003) において提唱され、それぞれ、バクスター＝キング・フィルター (BK フィルター)、クリスティアノー＝フィッツジェラルド・フィルター (CF フィルター) と呼ばれている。BP フィルターは無限のデータを前提として構築されたものであるため、実際の利用に際しては、近似的なフィルターが用いられる。BK フィルターでは、移動平均の項数を限定した上で (一般には、前後方 12 期のラグ、リードを用いる)、フィルターのウェイトが左右対称であり、かつその合計がゼロとなる制約を課すことにより、また、CF フィルターでは、始点から終点にかけての全てのデータについてフィルター処理を施す中、データの端点のウェイトを調整することにより実用している。本研究では、景気循環特性の検証に際し、BK フィルター (前後方 12 期のラグ、リード) を用いている。

⁶データについては、変化率や比率、金利等を除き、対数をとった値をフィルター処理している。なお、GDP のデータについては、2016 年末に平成 23 年基準による値が公表されたが、1994 年以降のみデータが公表されているため (2017 年 9 月時点)、本研究では、1980 年以降のデータが利用可能である平成 17 年基準による値を用いている。なお、図 1 で示すように、実質 GDP の循環変動成分は両基準で概ね同じ。

(2000年以前の景気循環特性)

経済の構造変化の下での景気循環特性の変化を検証するため、まず、2000年以前（構造変化前）における特性を概観する（図表4）。基本的には、2000年初までのデータを用いて景気循環特性を検証した Urasawa（2008）で報告される結果と同様、GDPの需要項目については、

- ・ 最も振幅の程度が安定しているのは民間消費。逆に、景気循環に比べ振幅の程度が大きいのは投資、輸出入。景気循環との相関を見ると、政府支出を除き、全ての項目が景気と順循環（景気循環と同方向に変動）、
- ・ 設備投資は景気と順循環であり、景気に遅行する一方、住宅投資は順循環であるが、景気に先行。これに対し、公的投資、政府消費をみると、景気と逆循環（景気循環と逆方向に変動）であり、さらに景気に遅行、
- ・ 輸出、輸入はともに順循環であるが、輸出が景気とほぼ一致したタイミングで変動することに対し、輸入については景気に先行して変動、

といった特性が観察された。

また、労働・雇用の面では、雇用、労働時間、労働生産性は、それぞれ景気と順循環である一方、失業率はオーカン法則に示されるように逆循環であり、景気との相関も強く、さらには景気に遅行する特性が示されている。循環変動の振幅の程度については、いずれの変数も景気循環のそれに比べて安定的となっている。

雇用については、就業者数、雇業者数、常用雇用指数のいずれをみても景気と順循環であり、景気に遅行する特性が示されているが、これは、我が国における労働投入の調整が、その初期段階では、雇業者の数ではなく労働時間の調整によって実施されるといった伝統的な調整メカニズムを反映した結果であると考えられる。景気の回復、後退局面において、雇業者数は、労働時間による調整を経て、なお必要な場合に調整が実施されてきたことから、景気に対してその影響が遅れて表れていた。

そこで、次に、労働時間をみると、所定外労働時間については順循環、かつ景気に先行し、さらには、その振幅の程度が大きいことが示されている。これは先に述べたとおり、企業が生産水準の調整を始める景気の転換局面においては、まず所定外の労働時間による調整が実施されるという我が国固有の調整メカニズムを表すものと解釈される。言い換えれば、かつての我が国において、所定外に行われる労働は、労働投入を調整するバッファーとしての重要な役割を担うと同時に、所定外労働時間の変化のタイミングやその振幅の程度は、景気の先行きを見通す上で重要な意味を持っていたと考えられる⁷。しかし、こう

⁷所定外労働時間（製造業）については、第6次改定（1987年7月）に至るまで、景気動向指数の先行系列として採用されていた。

した所定外労働時間をバッファーとした我が国固有の伝統的な調整メカニズムには、2000年以降、変化がみられている（後述）。

賃金については、所定外給与や賞与等の影響を背景に、基本的に景気と順循環であり、かつ景気に遅行する特性が観察される。所定内給与については、その振幅の程度が比較的安定しており、景気とのはっきりした関係が観察されないことに対し、所定外給与については、所定外労働時間の動向を背景に、その変動は大きく、順循環かつ景気に先行する特性を有していることが確認できる。

物価上昇率については、景気循環と比べ、振幅の程度が安定的であり、順循環かつ景気に遅行する特性を持つ。一方、マネーは、その水準については順循環かつ景気に遅行、伸び率については逆循環かつ景気に遅行する傾向が示されている。株価については、日経平均株価及び東証株価指数のいずれでみても、順循環かつ景気に先行する特性を示している⁸。

（2000年以降にみられる景気循環特性の変化）

ここまで、2000年以前に観察される我が国の景気循環特性を確認してきたが、以下では、1990年代末以降に経験する様々な構造的な変化の下での景気循環特性の変化を検証するため、2000年以降（構造変化後）に観察される特性を明らかにするとともに（図表5）、2000年以前に観察された特性との比較を行う。

図表6では、各マクロ経済変数について、2000年以前とそれ以降における景気循環との時差相関係数を視覚的に比較しているが、景気との方向性や相関関係の強さ、また先行・遅行性等をもとに評価する場合、特に、労働・雇用面で、他の分野と比較しても顕著な変化が観察された。他方、労働・雇用以外の分野では、必ずしも大きな変化がみられるわけではなく、消費や投資といった経済の支出面や賃金の動き、また、物価や金融市場等の動向については、総じてみれば、その多くでは2000年以前に観察された特性が維持されている。

2000年以降、景気循環特性に変化がみられた変数について、まず、GDPの需要項目をみると、

- ・ 住宅投資は、景気との方向性や相関の強さに変化はみられない一方、景気に対する先行性が失われた。2000年以前には、株価等の資産価格の変動に応じ、住宅投資が景気に先行して変動するといった関係がみられていたが、その関係が失われた要因としては、1990年初以降続く住宅価格の低下等といった市場環境の変化が考えられる。加えて、特に1990年代末以降、住宅取

⁸加えて、市場動向を表す変数として、2000年以降についてのみ、VIX指数と景気との関係を見ると、 $k=2$ の時、 -0.71 と相関係数が最も高く、逆循環かつ景気に先行する特性を示している。

得促進税制の拡充等を通じた住宅建設の促進が景気対策の柱として位置付けられてきたといった制度的な要因も影響していると考えられる。

- ・ 輸出入については、景気との相関に高まりがみられる。2000年以降、我が国の景気と世界GDPの動向との相関が高まっている。こうした背景にはグローバル化の進展の下、各国経済の結びつきが強まり、国内経済の動向もその影響を強く受けるようになったこと、またそうした環境変化の下で100年に一度と称される米国発の大規模なショックが生じたことが影響していると考えられる。事実、輸出については、2000年以降、リーマンショックの影響もあり、需要項目の中で、唯一、倍近くボラティリティが大きくなっているが、外需への依存が高まる中、国内景気は、輸出の影響をより強く受けることとなっている、といった点が指摘できる。

労働・雇用面についてみると、失業率と景気との関係がそれほど変化しない一方、就業者や雇用者等については、「ピーク時点における景気との相関の強さ」や「2、3四半期景気に遅行するといったタイミング」については2000年前後で概ね同様であることに対し、ピーク時点よりも遅行して反応する相関係数に共通して低下がみられる（ $k=-6$ の時、0.5程度から0程度まで低下）。これは、景気の回復、後退局面に関わらず、景気の変動と雇用の関係が1年半程度で消失することを意味し、2000年以前に比べ、景気変動に対する雇用の反応が弱まっているとみられる⁹。

加えて、景気と所定内労働時間の関係には、両者の相関が高まるといった、顕著な変化が観察される。景気の変動に対し、2000年以前は、所定外労働時間が先行して反応していたが、2000年以降については、所定外労働時間の先行性が失われる中、所定内労働時間との相関が高まっている。

こうした変化の要因を検証するために、マンアワーベースの労働供給の動き（前年比）を、雇用者数による要因と労働時間による要因に分解した。その結果をみると、2000年以降、減少局面に限らず、増加局面においても、労働投入の調整を労働時間で行う動きがみられるようになった（特に、リーマンショック直後に顕著）（図表7）。一人当たりの労働時間については、特に、その1990年代半ば以降の減少については、パートタイム労働者の増加による所定内労働時間の減少が主因となるなど、パートタイム労働者の与える影響が大きくなっているが、景気の変動に対し、より柔軟な活用が可能となるパートタイム労働

⁹常用雇用者については、2000年以降、時差相関係数の下方シフトがみられた。そのため、2000年以降についてのみ、常用雇用者をパートタイム労働者とそれ以外（一般労働者）に分けてそれぞれの特性を観察すると、一般労働者については雇用者全体と概ね同じ特性を示す一方、パート労働者については景気との相関がほとんどみられなかった（前後方6期の相関係数は、いずれも0~0.1程度）。

者等を中心とした時間調整の役割が拡大している可能性が指摘できる。加えて、厚生労働省「労働経済動向調査」をもとに、実際に、企業がどのような手法で労働投入調整を行っているかを確認すると、2016年には、2000年に比べ、休日の振替等を含む休暇の増加による調整の割合が高まっていることがわかる¹⁰。こうした企業による調整手法の変化により、パートタイム労働者に限らず、フルタイム労働者も含め、景気に対する所定内労働時間の反応を高めている可能性がある¹¹。

景気と雇用、及び労働時間との関係をみると、企業による労働投入の調整メカニズムについて、所定内労働時間を中心とした時間調整の役割の拡大が指摘できるが、こうしたメカニズムの変化について、上述の周波数領域分析に基づく伝統的手法による検証に加え、次節では、時変パラメータVARモデルを用い、検証を行っていく。

次に、有効求人倍率と新規求人数をみると、前者については一致から遅行、後者については先行から一致へと、若干ではあるが特性の変化もみられる。常用雇用に占める離職者（退職や解雇による）の割合を表す離職率については、離職理由が非自発的なものであれば、景気の回復局面で低下、後退局面で増加、逆に、離職理由が自発的なものであれば、景気の回復局面で増加、後退局面で低下することが考えられるが、2000年以降、景気との相関が高まる中、逆循環の動き（景気の回復局面で離職率が低下）を示すようになった。なお、充足率（新規求人数に占める就職件数の割合）については、一般に、雇用情勢が改善する時には、就職件数に比して新規求人数の伸びが大きくなることから、景気と逆循環であると考えられるが、そうした姿に大きな変化はみられない。

労働・雇用面の考察の最後として、パートタイム労働者比率（常用雇用に占めるパートタイム労働者の割合）をみると、景気動向に関係なくパートタイム比率が傾向的に上昇するといった構造的な変化が生じる中、2000年以前に比べ、景気との相関が弱まっていることが確認できる。

賃金については、現金給与総額の動きをみると、所定内労働時間の変化を背景に、所定内給与の相関に高まりがみられる中、賃金全体についても、若干程

¹⁰同調査によれば、2000年から2016年にかけて、雇用調整を実施した企業の中で休日・休暇の増加による調整を実施した割合は7%ポイント増加、配置転換による調整は4%ポイント増加となる一方、中途採用の削減・停止（5%ポイント低下）、残業規制（4%ポイント低下）、パートタイム労働者等の再契約停止・解雇（2%ポイント低下）による調整を実施した割合はいずれも低下している。

¹¹所定内労働時間の動きを、出勤日数と1日当たり所定内労働時間に分けてみると、基本的に、所定内労働時間は出勤日数の動向を反映して推移していることがわかる。出勤日数がより柔軟である非正規雇用者の活用の高まりなどを背景として、傾向的に、出勤日数を中心とした所定内労働時間の調整が進んでいる可能性が指摘できる。こうした動きは上述の厚生労働省調査の結果とも整合的である。

度相関が高まっている。こうした変化には、パートタイム労働者への代替といった就業形態の変化により、賃金の伸縮性が高まっていることが影響している可能性も考えられる。

なお、物価上昇率については、GDP デフレーターを中心に、2000 年以前と比較して変化が見られる部分もあるが、こうした背景の 1 つには、リーマンショックといった外的ショックにより、比較的短い期間に経済が大きく変動する一方、物価についてはその影響を強く受けなかった結果、両者の関係性が低下している可能性が考えられる。

5. 時変パラメータ VAR モデルを用いた景気循環特性の変化の分析

ここまで、周波数領域分析に基づき景気循環特性を検証し、そうした特性を構造変化の前後の期間で比較することを通じて、経済の構造的な変化の下での景気循環の特性を検証してきた。検証の結果、「景気」と「雇用及び労働時間」との関係について、特に顕著な変化が観察されたことから、以下では、我が国経済における労働投入の調整メカニズムの変化に焦点を当て、時変パラメータ VAR モデルを用いた分析を行う。

VAR モデルについては、複数の経済変数間の相互依存関係を分析する実証的枠組みとして活用されてきたが、最近では、経済の構造やショックは時間とともに変化するという理解のもと、モデルのパラメータや変数間の関係、さらには構造ショックの経時的な変化を明示的に織り込んだ時変パラメータ VAR モデルの活用が進んでいる。周波数領域分析では、データの期間を分割することにより、構造変化の前後の 2 つの期間それぞれにおける平均的な動向を検証し、比較を行ったが、時変パラメータ VAR モデルを用いることにより、時間とともに経済の構造変化が進む中で、変数間の関係がどのように変化してきたかを分析することが可能となる。

時変パラメータ VAR モデルについては、Primiceri (2005) 以降¹²、モデルのパラメータに加え、構造ショックの分散、さらには、そうした構造ショックがモデルの各変数に与える影響について、時変とすることが一般的となっている。本研究でも、モデルの推定に際し、先行研究に倣い、構造ショックの分散に確率的ボラティリティを仮定する中、ベイズ推定法の枠組みにおけるマルコフ連鎖モンテカルロ (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 法を用いる。パラメータを時変とすることにより、モデルの非線形性やラグ構造の変化を分析することが可能となることに加え、確率的ボラティリティを仮定することで、構造ショックの分散不均一性、さらには変数間における同時相関の変化を捉え

¹²Negro and Primiceri (2015) では、Primiceri (2005) における時変パラメータ VAR モデルの推定アルゴリズムの一部に修正が加えられた。

ることができるようになる。

(モデルの構造)

構造ショックの分散に確率的ボラティリティを仮定する、 p 次のラグを持つ時変パラメータ VAR モデル、 $VAR(p)$ を考える。

$$Y_t = B_{1,t}Y_{t-1} + \dots + B_{p,t}Y_{t-p} + u_t,$$

ここで、 Y_t は、 k 個の観察される変数からなる($k \times 1$)のベクトル、 $B_{i,t}$ は、($k \times k$)の時変係数行列($i = 1, \dots, p$)、 u_t は、平均 0、時変共分散行列 Ω_t の正規分布に従うと仮定する($k \times 1$)の構造ショックベクトルとする。その上で、 u_t を次のように分解する。

$$u_t = A_t^{-1} \sum_t \varepsilon_t,$$

ここで、

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{k1,t} & \dots & a_{kk-1,t} & 1 \end{bmatrix},$$

$$\sum_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{k,t} \end{bmatrix},$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, I_k).$$

この時、 $A_t \Omega_t A_t' = \sum_t \sum_t'$ と表わされる。ここで、 $a_{ij,t}$ は、変数 j の構造ショックが変数 i に与える時変同時相関係数、 $\sigma_{i,t}^2$ は、変数 i の構造ショックの時変分散を表す。さらに、 β_t を $B_{i,t}$ の各行における要素を表す($k^2 p \times 1$)のベクトル、 a_t を A_t の下三角成分のベクトル、そして、 h_t を \sum_t の対角成分のベクトル(ただし、 $h_{i,t} = \log \sigma_{i,t}^2$)と定義する時、 β_t 、 a_t 、 h_t は、モデルにおける時変パラメータを表し、ここでは先行研究に倣い、以下の通り、ランダム・ウォーク過程に従うと仮定する¹³。

¹³ランダム・ウォークは非定常過程に従い、パラメータの一時的なシフトに加え、恒久的な

$$\beta_{t+1} = \beta_t + u_{\beta,t},$$

$$a_{t+1} = a_t + u_{a,t},$$

$$h_{t+1} = h_t + u_{h,t},$$

ただし、

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ u_{\beta,t} \\ u_{a,t} \\ u_{h,t} \end{bmatrix} \sim N \left(0, \begin{bmatrix} I & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \Sigma_{\beta} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \Sigma_a & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \Sigma_h \end{bmatrix} \right),$$

ここで、 I は、 $(k \times k)$ の単位行列を表す。

このように定義されるモデルでは、構造ショックの分散がランダム・ウォークに従い時間とともに変化することが許容される。こうした確率的ボラティリティを仮定するモデルの推定に際しては、尤度を解析的に評価することが困難となり、一般に、最尤法にかわる推定方法としてベイズ推定法の枠組みにおけるMCMC法が用いられ、モデルの事後分布からパラメータの確率標本をサンプリングし、得られた標本を基に統計的な推論が行われる。MCMC法を用い、マルコフ連鎖に従い尤度の高いパラメータを選択していくことにより、高次元のパラメータ空間を効率的に探索することが可能となる。

(モデルのベイズ推定)

MCMC法を用いたモデルの推定手続きについては、Nakajima (2011)に従う。具体的には、観察されるデータ (y) が与えられた時、時変パラメータ (β_t, a_t, h_t) 、及び共分散行列 $(\omega = (\Sigma_{\beta}, \Sigma_a, \Sigma_h))$ からなるモデルの同時事後確率密度関数 $\pi(\beta, a, h, \omega | y)$ からの確率標本を、そのそれぞれに初期値を設定した上で、他の全てのパラメータを条件とする条件付分布からのサンプリングによって得ることとする。この時、十分な回数の連鎖の反復を行うことにより、パラメータの確率標本の分布は、不変分布に収束する (不変分布が目標分布となるようにマルコフ連鎖を構成することにより、マルコフ連鎖の確率標本を目標分布からの確率標本としている)。

シフトも考慮することができるため、非再帰的な変化を捉えることを目的とする場合に適していると考えられる。

β 及び a については、それぞれを潜在変数 (latent variable) とする線形の状態空間モデルにより表わすことができるため、そのサンプリングについては、de Jong and Shephard (1995) により提案された simulation smoother を用いることにより、条件付事後分布からの確率標本を得る。 h については、確率的ボラティリティに従い、モデルを線形の状態空間モデルにより表すことができないため、そのサンプリングについては、Shephard and Pitt (1997) や Watanabe and Omori (2004) による Multi-move sampler を用いて行われる¹⁴。

(分析データと事前分布)

次に、上述の分析枠組みに基づき、実際にデータを用い、我が国経済における労働投入調整のメカニズムの変化について検証を行う。本研究で用いる時変パラメータ VAR モデルは、実質 GDP (GDP)、所定内労働時間 (HRS)、そして雇用者数 (EMP) といった3つの時系列データ (季節調整値、四半期) をもとに構築され、モデルの推定に際しては、1980 年第1四半期から 2016 年第3四半期までのデータを用いている (各変数について対数を取り、その差分を用いている)。また、識別制約については、変数間の同時点の依存関係が順次拡大していくといった逐次的な短期制約 (同時点制約) を課し、変数のタイム・オーダーリングを、企業による労働投入調整の実情を踏まえ、GDP、HRS、EMP としている (変数のタイム・オーダーリングを GDP、EMP、HRS としても結果はほとんど変わらない)。

構造ショックの共分散行列に関する事前分布については、Nakajima (2011) 等に倣い、 $\sum_{\beta} \sim IW(40, 0.01I)$ 、 $w_{ai}^2 \sim IG(2, 0.01I)$ 、 $w_{hi}^2 \sim IG(2, 0.01I)$ と設定している。ここで、 IW は逆ウィッシュヤート分布、 IG は逆ガンマ分布を表す。また、 w_{ai}^2 、 w_{hi}^2 は、それぞれ、 \sum_a 、 \sum_h の i 番目の対角成分を表す。なお、構造ショックの共分散行列については、効率的な推定を目的として、対角行列を仮定している。また、時変パラメータの初期値の分布についても、Nakajima (2011) 等に倣い、 $\beta_{p+1} \sim N(0, 10I)$ 、 $a_{p+1} \sim N(0, 10I)$ 、 $h_{p+1} \sim N(0, 100I)$ といった正規分布に従う十分に幅の広い事前分布を設定している。

最後に、MCMC 法による推定に際し、最初の 5,000 個を稼働検査期間として 50,000 個のサンプルを発生させた。

¹⁴確率的ボラティリティモデルをベイズ推定する場合、パラメータに加え、潜在変数であるボラティリティについても事後分布からサンプリングを行うが、この場合、Single-move sampler を用いると、各期のボラティリティをそれぞれ別々にサンプリングすることとなるため、サンプリングされた確率標本に高い自己相関が生じ、推定値の標準誤差が大きくなる可能性がある。ここでは、パラメータを複数の小さなベクトルに分けて標本を発生させる Multi-move sampler を用いている。

(推定結果及び含意)

MCMC 法により得られたモデルの推定結果を議論することに先立ち、まず、発生させた確率標本が事後分布に収束しているかを判定する。収束を判定する最も簡便な方法は、発生させた確率標本の時系列プロットを観察し、標本経路が初期値に依存せず安定的な動きになっているかを確認することであるが、図表 8 では、MCMC 法による推定から導かれた、選択されたパラメータ（ここでは、 $\Sigma_{\beta}, \Sigma_{\alpha}, \Sigma_h$ の i 番目の対角成分）の事後平均、事後標準偏差、信用区間に加え、Geweke (1992) による収束判定統計量 (Convergence Diagnostic, CD) を報告している。CD は、標本系列の平均の安定性に着目し、確率標本の初めの 10% と最後の 50% から得られる平均の差がゼロという帰無仮説を検定している。その結果をみると、全てのパラメータについて有意水準 5% で帰無仮説が棄却されず、50,000 回のサンプリングにより事後分布へ収束していると判定できる。図表 8 では、あわせて、サンプリングの効率性を測る非効率性因子（どの程度の標本数を基に統計的推論を行えばよいかを測る尺度）を報告しているが、最も大きいものでも 150 程度と、大きくても 200 未満であることを報告する先行研究と比較しても同程度となっている。

以下では、モデルの推定結果を基に、我が国経済における労働投入調整のメカニズムの変化について検証を行っていくこととする。その際、特に、本研究では経済の波及メカニズムの変化を明らかにすることに関心があるため、構造ショックに対する各変数の反応の変化に着目する。具体的には、GDP の構造ショック（需要ショック）に対する所定内労働時間及び雇用者数の反応が、1980 年以降、どのように変化してきたかを経時的に観察していく。

図表 9 では、需要ショックにその期間平均値をショックとして与えた場合の GDP、HRS 及び EMP それぞれへの累積的な効果（累積インパルス応答）について、時変パラメータ VAR モデルによる結果とあわせ、固定パラメータ VAR モデルによる結果を報告している。ここで、時変パラメータ VAR モデルについては、1985 年、1995 年、2005 年、そして 2015 年時点（全て第 1 四半期）における累積インパルス応答の結果を、固定パラメータ VAR モデルについては、全期間（1980 年第 1 四半期～2016 年第 3 四半期）を対象とした結果に加え、2000 年以前と以降に推定期間を分割した場合の結果を報告している。本研究では、固定パラメータ VAR モデルによる結果も踏まえ、時変パラメータ VAR モデルの結果を検証しており、その分析結果から以下の点が示唆される。

第一に、需要ショックに対する所定内労働時間の反応をみると、1985 年から時を経るとともに、その反応が大きくなっている点が確認できる。これは、需要ショックによる経済の変動に対し、最近では、所定内労働時間がより強く反応していることを示しており、前節で確認した、「2000 年以降、景気と所定内

労働時間の相関に高まりがみられる」との景気循環特性の変化と整合的である。なお、こうした結果は、固定パラメータ VAR モデルの結果からも確認できる。

一方、需要ショックに対する雇用者数の反応をみると、1985 年以降、2005 年に至るまでは、その反応は徐々に高まっていたが、2015 年には、1985 年時点と比べても、大きく低下していることが示されている。固定パラメータ VAR モデルの結果をみても、2000 年を境に、雇用の反応が低下しており、こうした傾向は前節でみた景気循環特性の変化と整合的である。一方で、時変パラメータ VAR モデルで示されるように、2005 年までは反応が高まっていたという動きを、固定パラメータ VAR モデルでは把握することができない。期間分割による VAR モデルでは、より具体的に、どの時点で変化が生じたのかを明らかにすることができないといった限界がある一方、時変パラメータ VAR モデルでは、そうした詳細な動きを分析することができる。

そこで、次に、需要ショックに対する所定内労働時間、雇用者数の反応がどう変化してきたかを、より詳細に分析するため、時変パラメータ VAR モデルの推定結果を基に、所定内労働時間、雇用者数それぞれについて、需要ショックに対する時変同時相関の動きを確認する。

図表 10 では、所定内労働時間の同時相関係数の経時的な推移が示されており、1980 年代半ばに、0 近傍から 0.1 程度にまで上昇した後、1990 年代半ばに至るまで概ね横ばいで推移していた。しかし、1990 年代後半以降、再び増加し、2000 年に入ると、2000 年以前のデータを用いた際に固定パラメータ VAR モデルより導かれた同時相関係数の 95%信頼区間を超えて、2005 年のピークに至るまで増加傾向が観察された。その後、ピーク時の 0.3 から緩やかに減少し、2016 年には 0.2 前後となった。景気変動と所定内労働時間の関係は、時変同時相関係数の動きからも、期間を通じて徐々に高まることが示されるとともに、1980 年代半ばに加え、2000 年を境に比較的大きな変化が生じたことが確認された。

他方、需要ショックに対する雇用者数の同時相関係数の動きをみると、そもそも雇用は GDP に遅行して反応する特性を持つため、労働時間と比較して、同時相関は必ずしも大きくなり、本分析においても、0~0.1 の範囲の中で(2005 年を除き)、比較的安定的に推移している。その結果、2000 年以前と以降を比較しても、均してみれば大きな変化がみられないが、2000 年代半ば以降の動きを詳細にみれば、2010 年前後にかけて、比較的大きな低下が観察される。特に、リーマンショック以降の低下が顕著であり、こうした背景には、景気の急激な悪化の下で取り組まれた、政策対応を含む様々な形での雇用維持努力が反映されている可能性が考えられる。

我が国では、2000 年以降、最近にかけて、景気と所定内労働時間の関係の高まりとともに、雇用については景気との連動性に低下も観察されているが、こ

うした結果は、景気の変動に応じた、企業による所定内労働時間を中心とした時間調整の役割が拡大している可能性を示唆している。

6. 結論

景気は、経済の様々なショックとともに、そうしたショックが経済へ波及するメカニズムの影響を受けて変動する。家計や企業をはじめとする各経済主体の行動等を反映する景気循環変動の特性は、時代を通じて一定程度普遍的と考えられる一方、経済に構造的な変化が生じた場合などには、その影響を受けて変化することが指摘できる。そこで、本研究では、経済に構造的な変化が生じる下での景気循環の動向を明らかにすべく、実証的な分析を行った。主な結果は、以下に要約される。

- ・ 経済に構造的な変化が生じたと考えられる 2000 年を境に、周波数領域分析に基づき、景気循環の特性を比較した結果、特に、労働・雇用面で顕著な変化が観察された。他方、労働・雇用以外の分野では、必ずしも大きな変化がみられなかった。すなわち、消費や投資といった経済の支出面や賃金の動き、さらには物価や金融市場等の動向については、2000 年以前に観察された特性が概ね維持されている。
- ・ 2000 年以降、景気循環特性に変化がみられた主な分野をみると、景気と住宅投資の相関の高まりとともに、経済のグローバル化等を背景に、輸出入についても相関の高まりがみられた。特に顕著な変化がみられた労働・雇用面では、景気と雇用の相関の弱まりや景気と労働時間の相関の高まりが観察された。景気の変動に対し、2000 年以前は、所定外労働時間が先行して反応していたが、2000 年以降については、所定外労働時間の先行性が失われる中、所定内労働時間との相関が高まっている。
- ・ こうした背景には、企業による調整手法の変化により、パートタイム労働者に限らず、フルタイム労働者も含め、景気に対する所定内労働時間の反応を高めている可能性が指摘できる。事実、時変パラメータ VAR モデルによる分析からも、景気の変動に応じた労働投入の調整メカニズムについて、企業による所定内労働時間を中心とした時間調整の役割が拡大している可能性が示唆された。

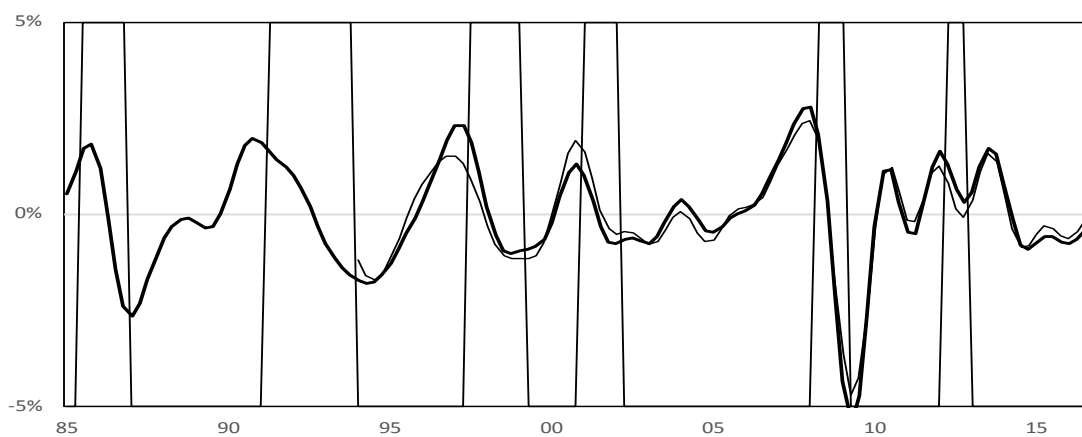
観察されるデータから景気循環の特性を明らかにすることは、過去に限らず現在、また将来の景気動向を見極める上でも重要な指針となる。本研究の中で明らかとされた、労働・雇用面における景気循環特性の変化を含め、マクロデータを用いて観察された事実については、今後、ミクロデータを基に、その背景・要因を含め詳細に検証することが重要となる。

参考文献

- 飯塚信夫 (2011) 『戦後 14 番目の景気循環の特徴』 浅子和美・飯塚信夫・宮川 努編「世界同時不況と景気循環分析」東京大学出版会, 第 11 章, 233-257.
- 渡部敏明 (2009) 『日本の景気循環の構造変化』 深尾京司編「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1 –マクロ経済と産業構造–」慶応義塾大学出版会, 第 13 章, 429-456.
- Beveridge, S., and Nelson, C.R., 1981. A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle. *Journal of Monetary Economics* 7(2), 151-174.
- Baxter, M., and King, R.G., 1999. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *The Review of Economics and Statistics* 81(4), 575-593.
- Blanchard, O., and Simon, J., 2001. The long and large decline in U.S. output volatility. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 135-174.
- Chauvet, M., and Potter, S., 2001. Recent changes in the US business cycle. *The Manchester School* 69(5), 481-508.
- Christiano, L.J., and Fitzgerald, T.J., 2003. The band pass filter. *International Economic Review* 44(2), 435-465.
- Cogley, T., and Nason, J.M., 1995. Effects of the Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series: implications for business cycle research. *Journal of Economic Dynamics and Control* 19(1-2), 253-278.
- de Jong, P., and Shephard, N., 1995. The simulation smoother for time series models. *Biometrika* 82(2), 339-350.
- Geweke, J., 1992. Evaluating the accuracy of sampling-based approaches to the calculation of posterior moments. J.M. Bernardo, J.O. Berger, A.P. Dawid, A.F.M. Smith (Eds.), *Bayesian Statistics*, vol.4. Oxford University Press, New York.
- Hamilton, J., 2017. Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. NBER Working Papers 23429, National Bureau of Economic Research Inc.
- Kim, C.J., and Nelson, C.R., 1999. Has the U.S. economy become more stable? A bayesian approach based on a markov-switching model of the business cycle. *The Review of Economics and Statistics* 81(4), 608-616.
- King, R.G., and Rebelo, S.T., 1993. Low frequency filtering and real business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* 17(1-2), 207-231.
- McConnell, M.M., and Perez-Quiros, G., 2000. Output fluctuations in the

- united states: What has changed since the early 1980's? *American Economic Review* 90(5), 1464-1476.
- Nakajima, J., 2011. Time-varying parameter VAR model with stochastic volatility: an overview of methodology and empirical applications. *Monetary and Economic Studies* 29, 107-142.
- Negro, M.D., and Primiceri, G.E., 2015. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy: a corrigendum. *Review of Economic Studies* 82(4), 1342-1345.
- Primiceri, G.E., 2005. Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies* 72(3), 821-852.
- Shephard, N., and Pitt, M., 1997. Likelihood analysis of non-Gaussian measurement time series. *Biometrika* 84(3), 653-667.
- Stock, J.H., and Watson, M.W., 1999. Business cycle fluctuations in U.S. macroeconomic time series. J. Taylor, and M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science Publishers, Amsterdam.
- Stock, J.H., and Watson, M.W., 2002. Has the business cycle changed and why? NBER Working Papers 9127, National Bureau of Economic Research Inc.
- Summers, L., 2014. U.S. economic prospects: secular stagnation, hysteresis, and the zero lower bound. *Business Economics* 49(2), 65-73.
- Urasawa, S., 2008. Business cycle fluctuations in Japanese macroeconomic time series: 1980-2000. *Journal of the Asia Pacific Economy* 13(4), 451-480.
- Watanabe, T., and Omori, Y., 2004. A multi-move sampler for estimating non-Gaussian times series models: comments on Shephard and Pitt (1997). *Biometrika* 91(1), 246-248.

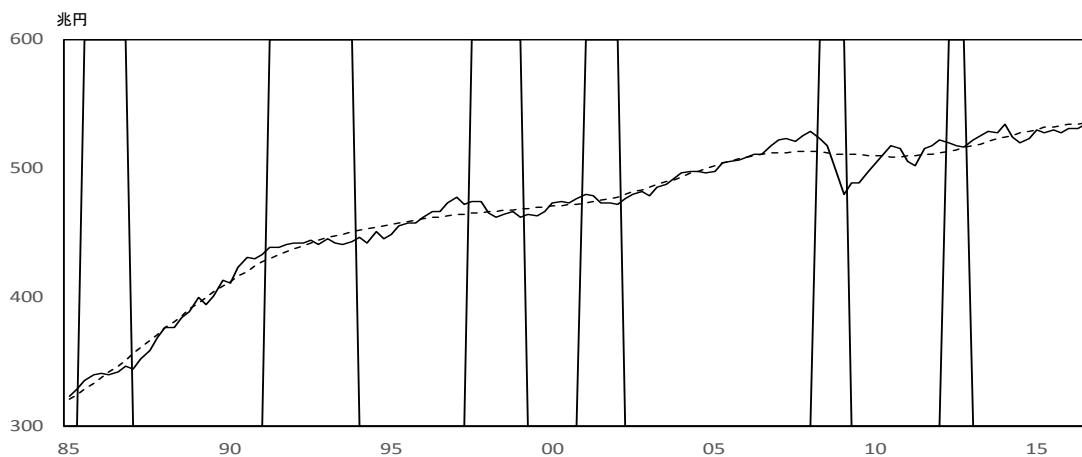
図表1 実質 GDP の景気循環成分



(備考)

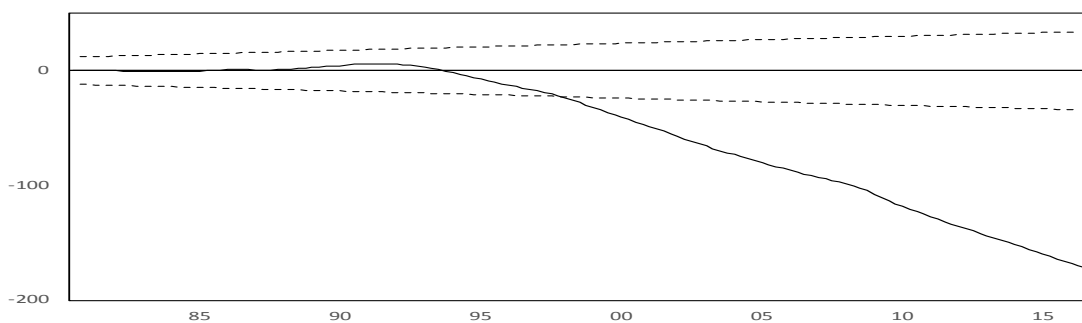
1. 6 四半期から 32 四半期の範囲に含まれる実質 GDP の循環成分を景気循環と定義している。ここでは、CF フィルターにより得られた景気循環成分を示している。
2. 太線は、平成 17 年基準による値、細線は、平成 23 年基準による値。
3. 垂直の実線は、景気基準日付（内閣府）を表す（図表 2 も同様）。

図表2 実質 GDP とそのトレンド成分



(備考) 実線は、実質 GDP（平成 17 年基準）、破線は、CF フィルターにより得られた実質 GDP のトレンド成分の値。

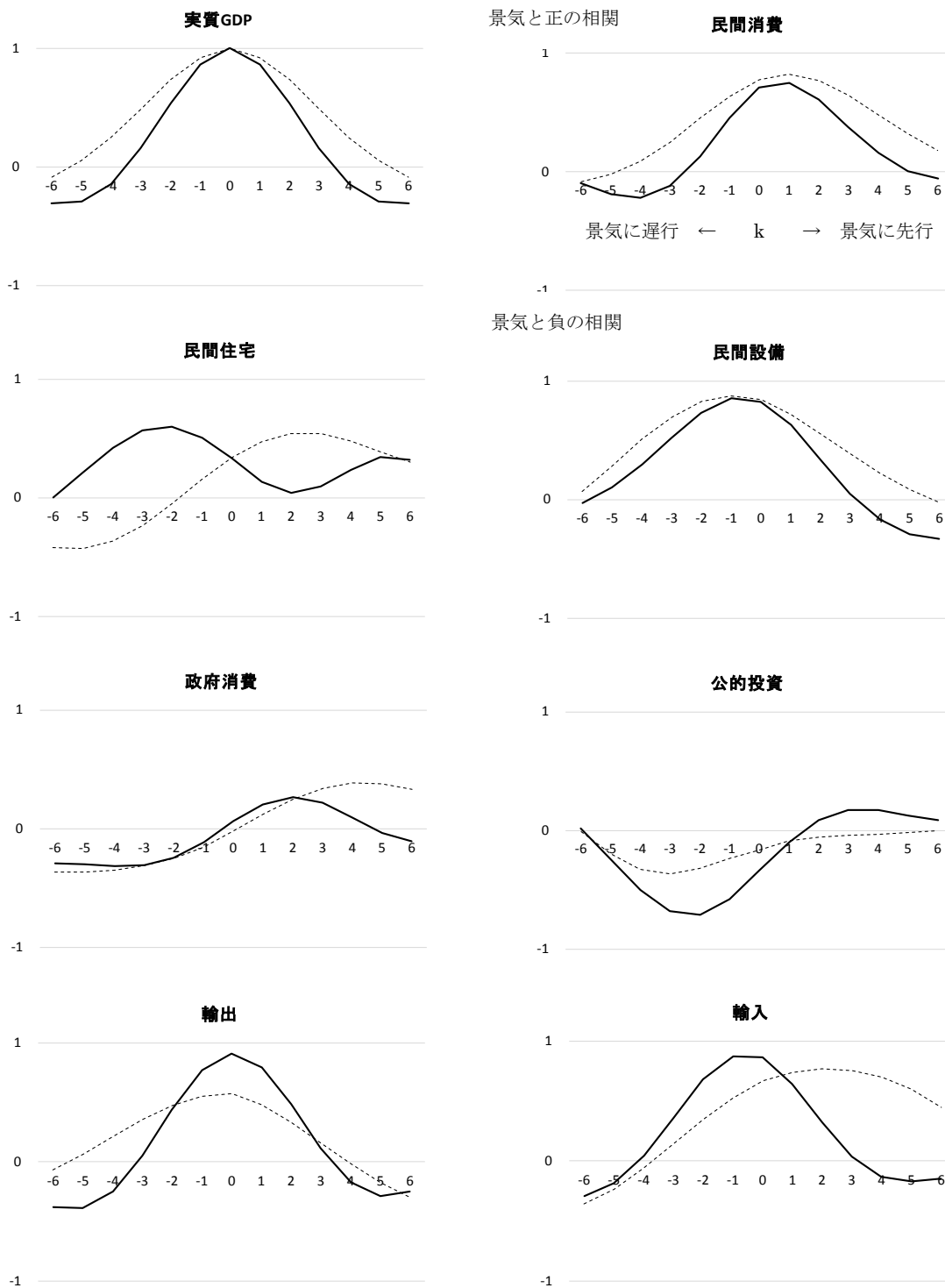
図表3 パラメータの安定化テスト（CUSUM）の結果



(備考) 破線は、95%信頼区間を示している。

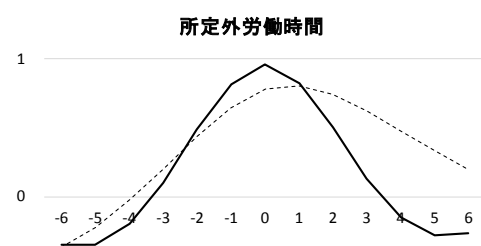
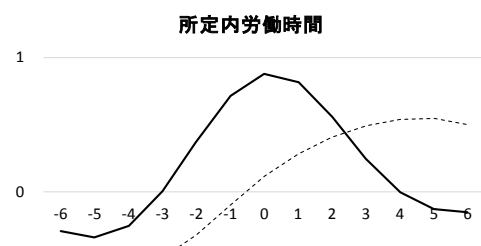
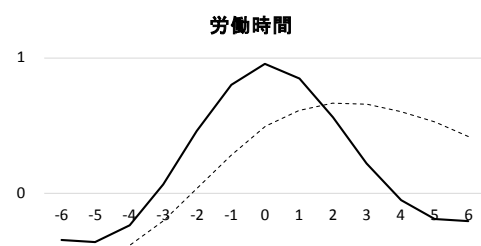
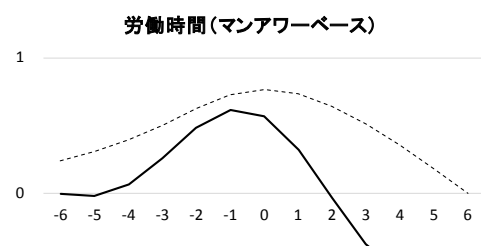
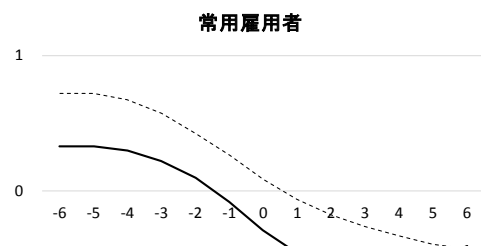
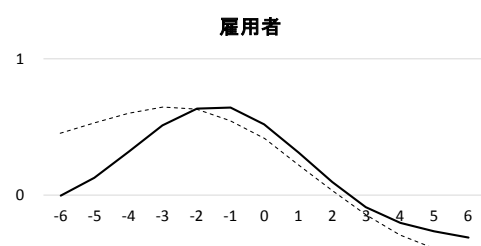
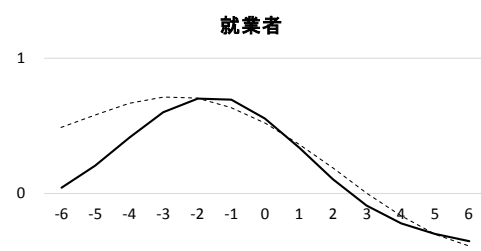
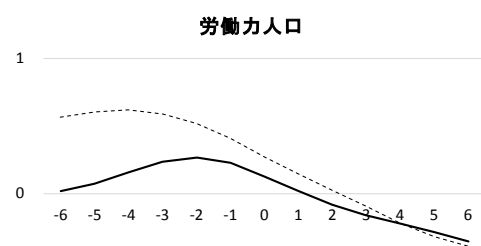
図表6 時差相関係数の変化：2000年以前と以降の比較

A. GDP

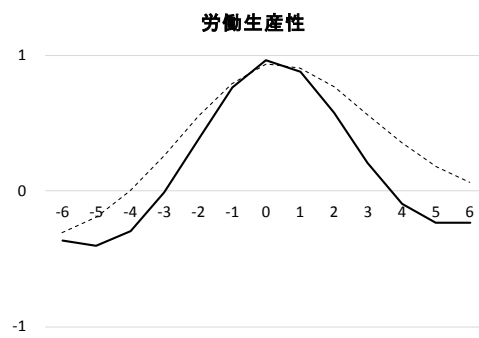
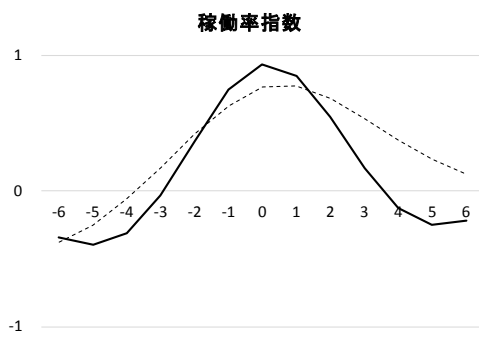
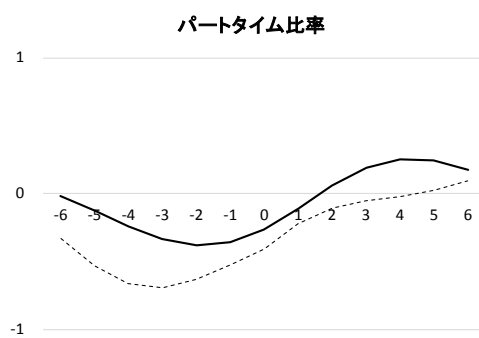
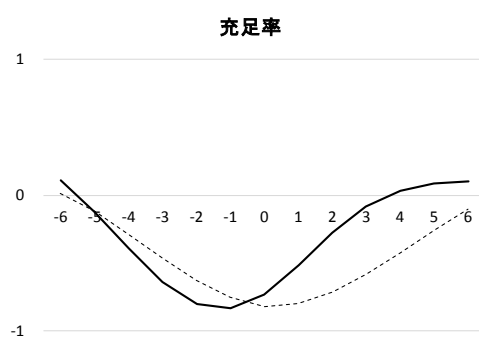
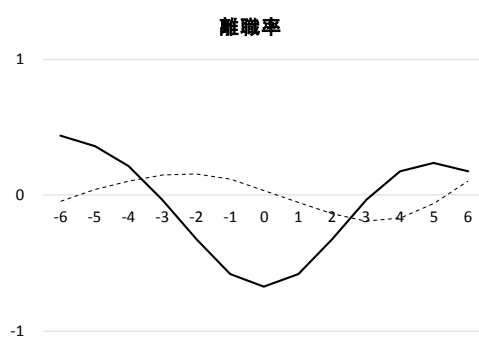
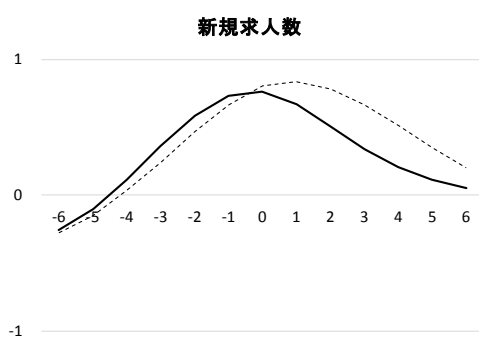
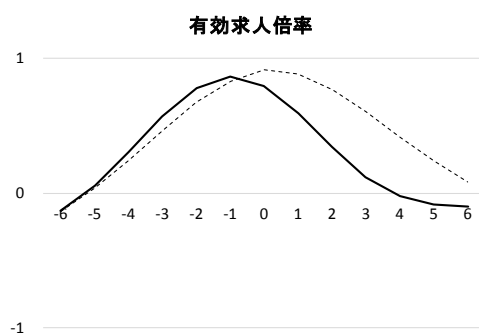
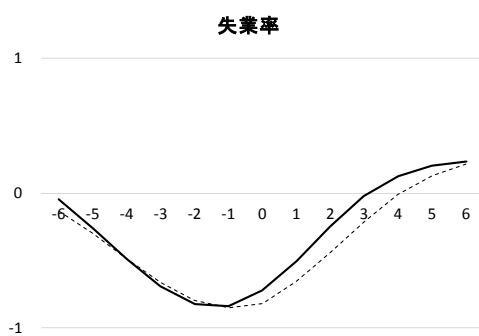


(備考) 図表4、5におけるGDPとの時差相関係数。実線は2000年以降の値(図表5)、破線は2000年以前の値(図表4)(パネルB~Eについても同様)。

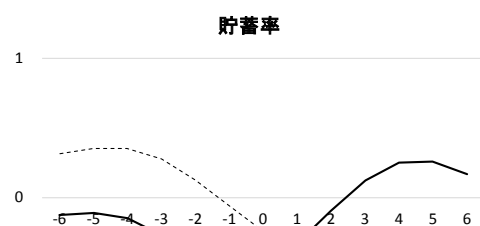
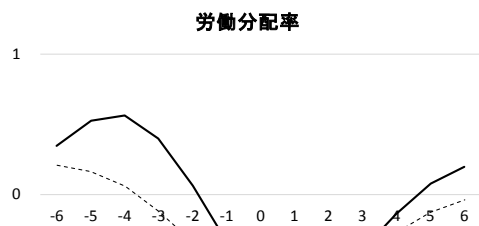
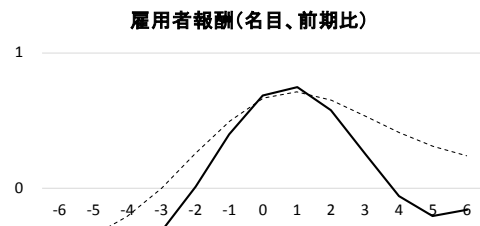
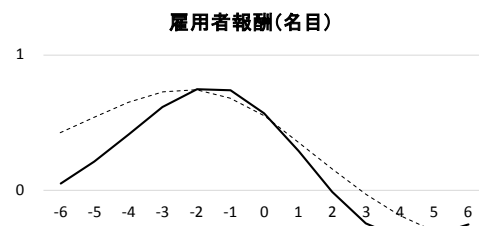
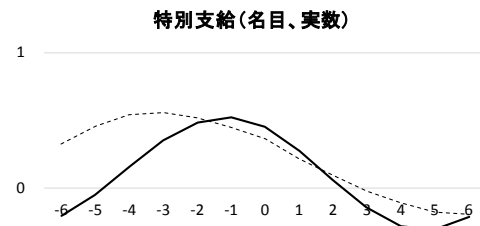
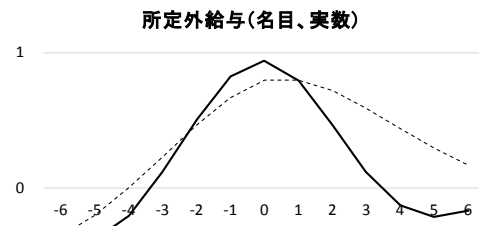
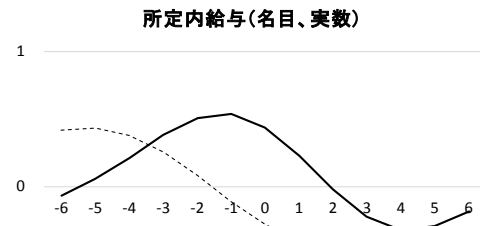
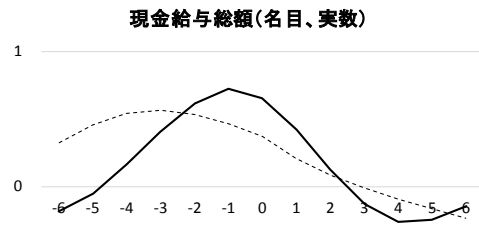
B. 労働・雇用



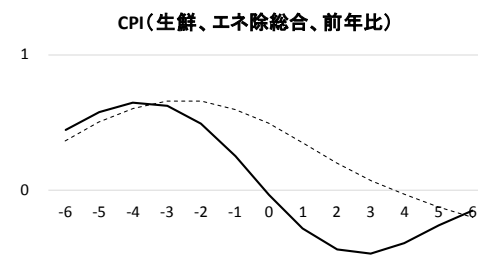
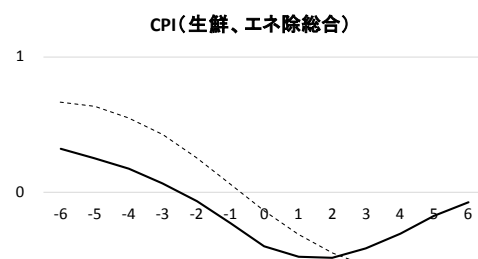
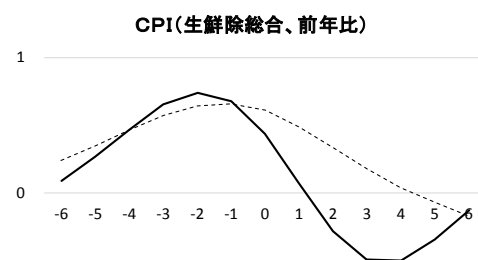
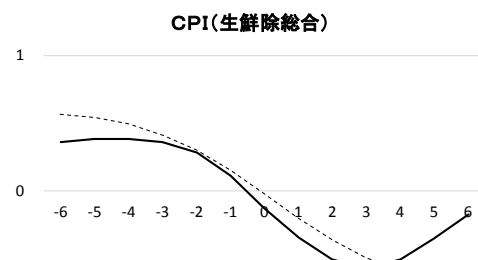
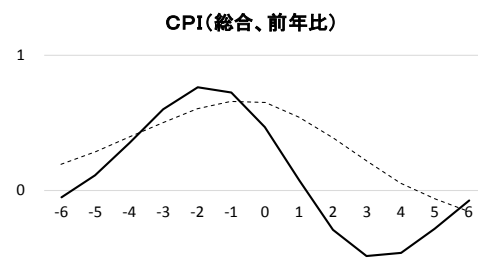
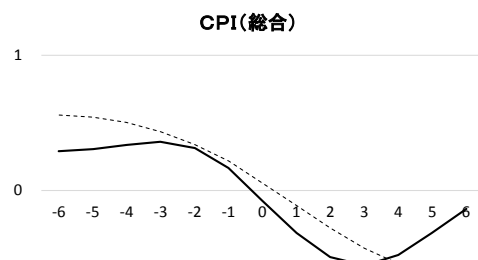
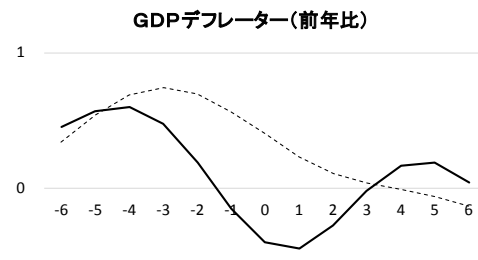
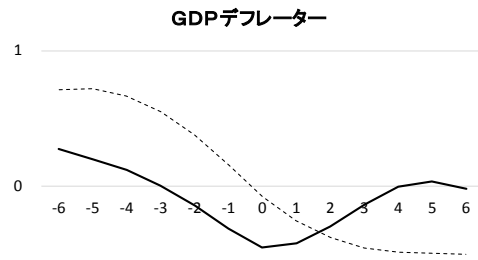
B. 労働・雇用（続き）



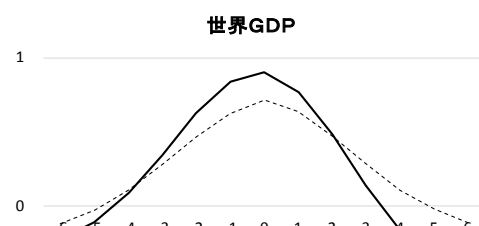
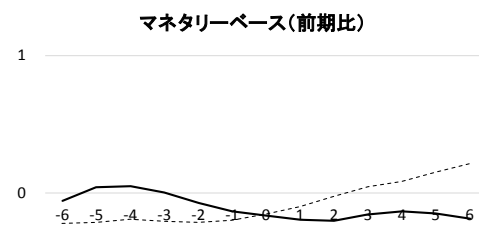
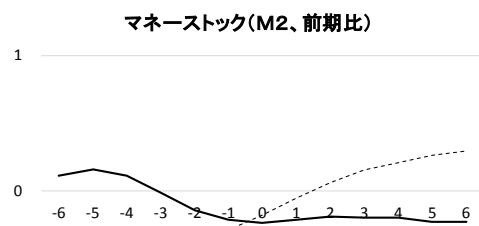
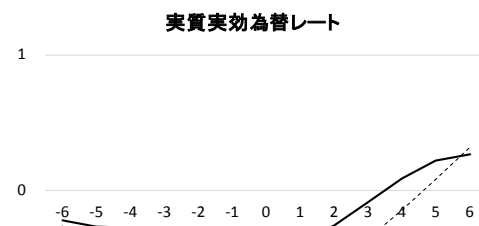
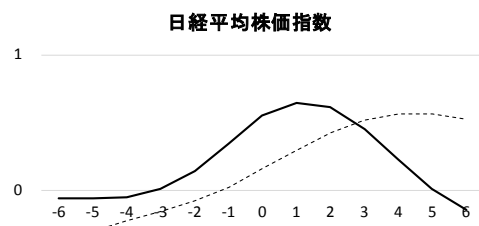
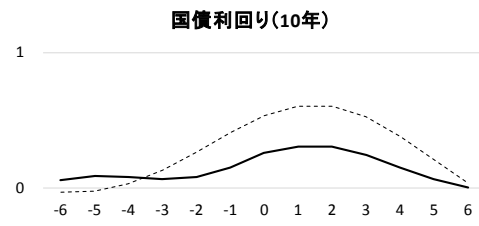
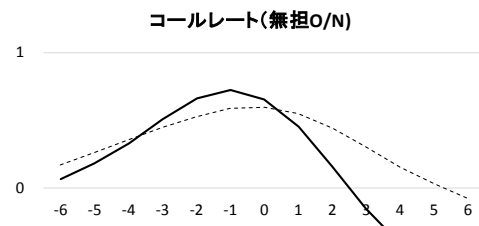
C. 賃金



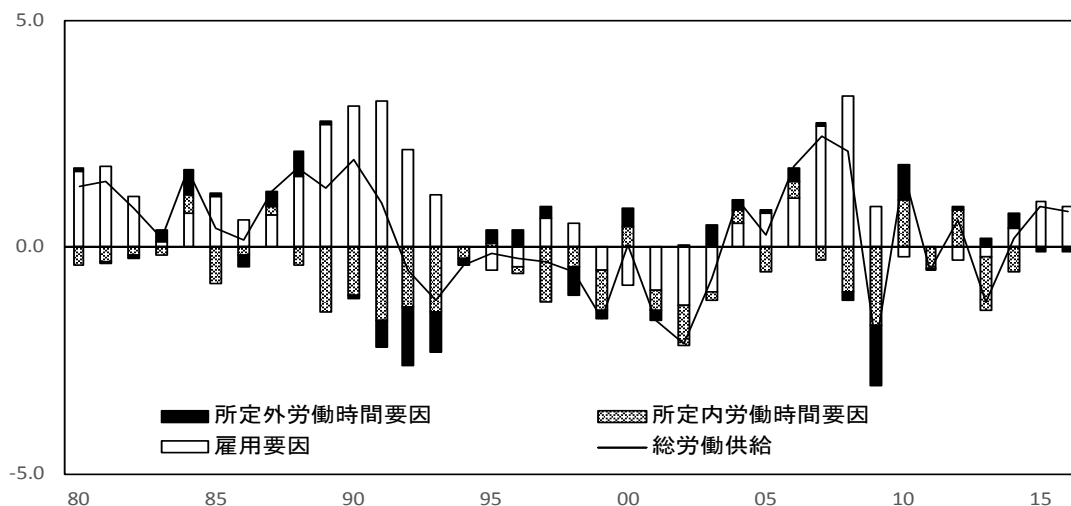
D. 物価



E. 金利、株価、マネー等



図表7 総労働供給（マンアワー、前年比（%））の動向：
労働時間と雇用要因の寄与



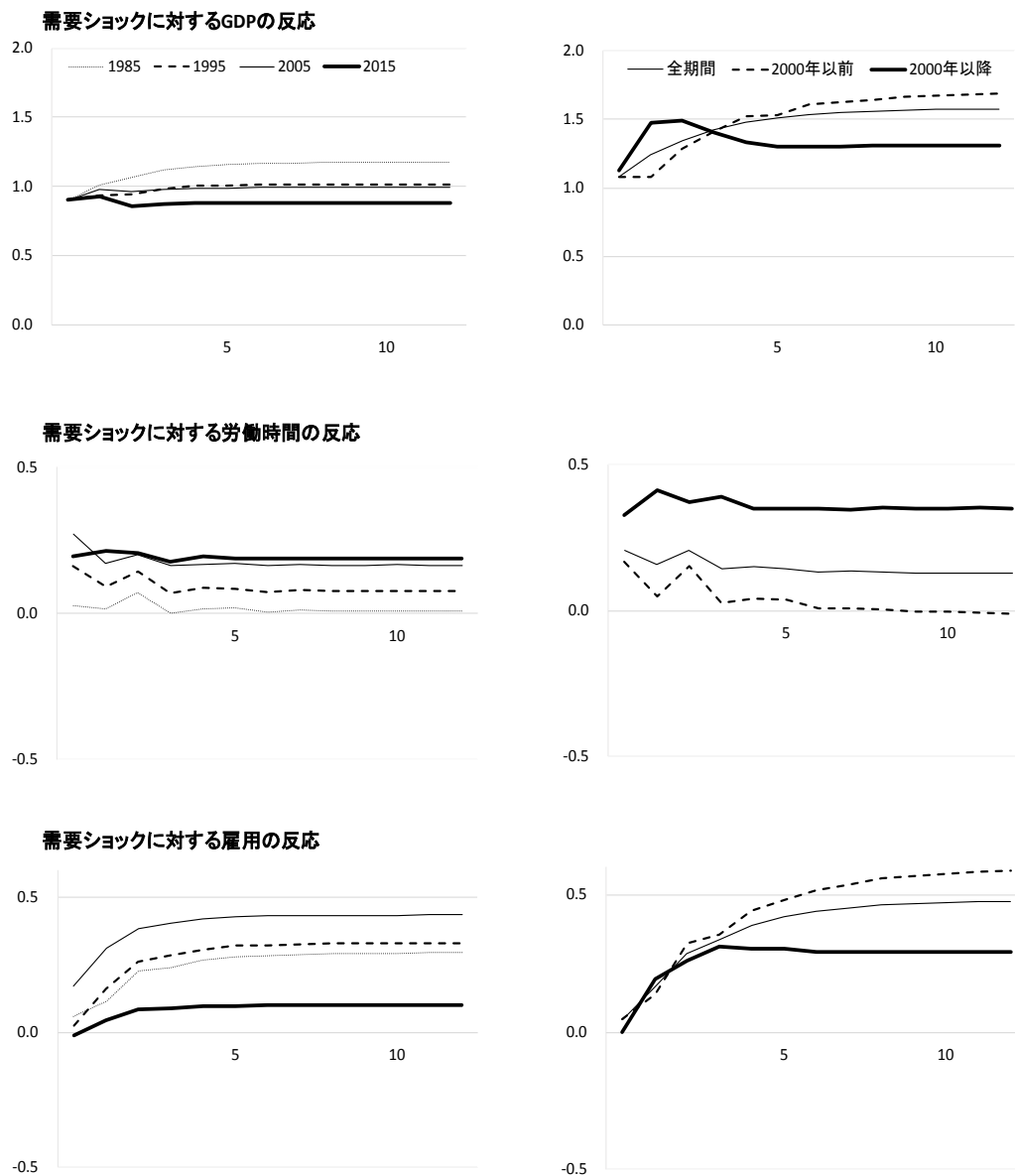
(備考) 総労働供給は、常用雇用者数に一人当たり労働時間を乗じたもの。ここでは、前年比を示している。

図表8 時変パラメータ VAR モデルのパラメータの推定結果

	事後平均				収束判定 統計量	非効率性 因子
	標準偏差	95%信用区間				
$(\Sigma_{\beta})_1$	0.016	0.002	0.013	0.021	0.38	7.53
$(\Sigma_{\beta})_2$	0.016	0.002	0.013	0.020	0.29	8.25
$(\Sigma_{\alpha})_1$	0.050	0.015	0.029	0.086	0.84	48.12
$(\Sigma_{\alpha})_2$	0.046	0.013	0.028	0.077	0.24	37.72
$(\Sigma_h)_1$	0.263	0.078	0.140	0.445	0.42	60.64
$(\Sigma_h)_2$	0.254	0.126	0.069	0.546	0.50	147.11

(備考) $(\Sigma_{\beta})_i$ 、 $(\Sigma_{\alpha})_i$ 、 $(\Sigma_h)_i$ の*i*番目の対角成分の事後平均、事後標準偏差、信用区間に加え、Geweke (1992) による収束判定統計量 (Convergence Diagnostic, CD) を報告している。

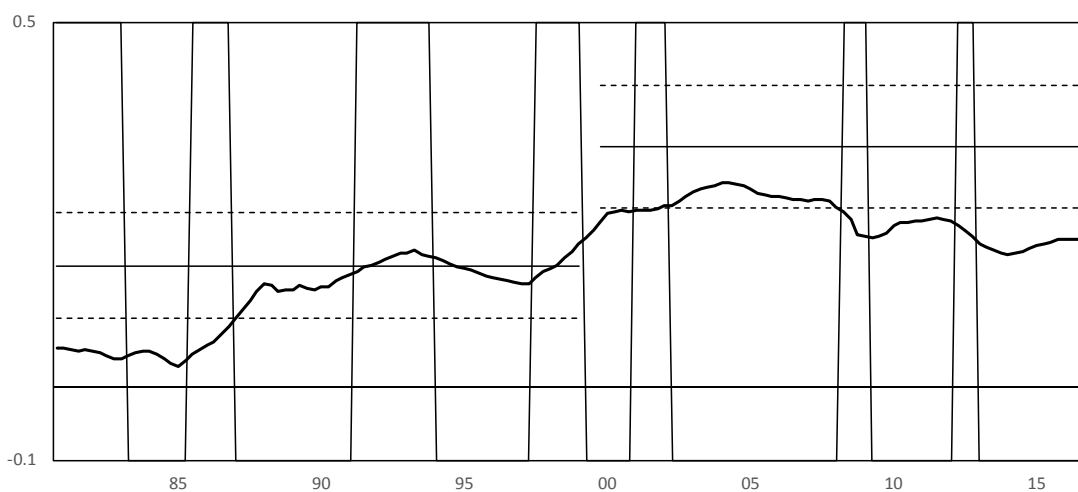
図表9 需要ショックに対する GDP、所定内労働時間、雇用者数の反応：
時変モデル（左図）と固定モデル（右図）



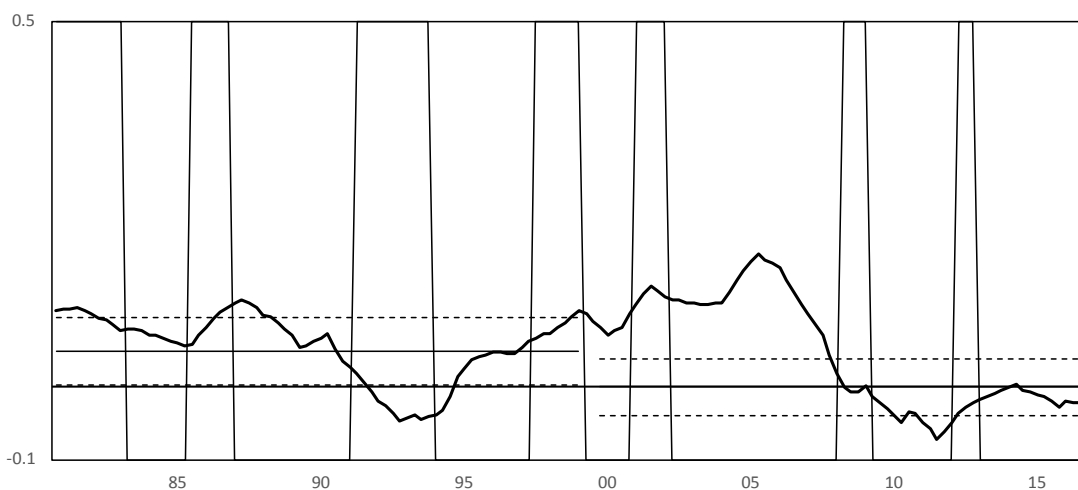
(備考) 時変パラメータ VAR モデル (左図) については、1985 年、1995 年、2005 年、そして 2015 年時点 (全て第 1 四半期) における累積インパルス応答の結果を、固定パラメータ VAR モデル (右図) については、全期間 (1980 年第 1 四半期～2016 年第 3 四半期) を対象とした結果に加え、2000 年以前と以降に推定期間を分割した場合の結果を報告している。

図表 10 時変モデルにおける同時相関係数の推移

A. 需要ショックに対する所定内労働時間の同時相関



B. 需要ショックに対する雇用者数の同時相関



(備考)

1. 太線は、時変パラメータ VAR モデルより得られた需要ショックに対する所定内労働時間 (パネル A)、雇用者数 (パネル B) の時変同時相関係数。水平な細線は、2000 年以前と以降に推定期間を分割した上で、それぞれの期間について固定モデルより得られた同時相関係数 (破線は、95%信頼区間)。
2. 垂直の実線は、景気基準日付 (内閣府) を表す。