



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

日本の構造問題と物価変動： ニューケインジアン理論に基づく概念整理と マクロモデルによる分析

齋藤雅士*

masashi.saitou@boj.or.jp

笛木琢治**

福永一郎***

ichirou.fukunaga@boj.or.jp

米山俊一****

shunichi.yoneyama@boj.or.jp

No.12-J-2
2012年3月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 企画局（元・調査統計局）

** 総務人事局（元・調査統計局）、インディアナ大学

*** 金融市場局（元・調査統計局）

**** 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

日本の構造問題と物価変動：
ニューケインジアン理論に基づく概念整理と
マクロモデルによる分析

齋藤雅士* 笛木琢治** 福永一郎*** 米山俊一****

2012年3月

[要 旨]

本稿では、日本の長期デフレの要因について、国内の構造問題との関係に焦点を当て、ニューケインジアン理論に基づく概念整理と、マクロモデルによる定量的分析を行う。本稿の分析で用いるマクロモデルは、ニューケインジアン理論に依拠しつつ実証性も重視した中規模の動学的一般均衡モデル「Medium-scale Japanese Economic Model (M-JEM)」である。分析からは、構造問題に関わる要因が、1990年代半ば以降のインフレ率の低下に相応に寄与していたことが示唆された。

* 日本銀行企画局（元・調査統計局）(E-mail: masashi.saitou@boj.or.jp)

** 日本銀行総務人事局（元・調査統計局）、インディアナ大学

*** 日本銀行金融市場局（元・調査統計局）(E-mail: ichirou.fukunaga@boj.or.jp)

**** 日本銀行調査統計局（E-mail: shunichi.yoneyama@boj.or.jp）

本稿は、第4回東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催コンファレンス「日本の物価変動とその背景：1990年代以降の経験を中心に」（2011年11月24日開催）における報告論文を加筆・修正したものである。指定討論者の岩本康志氏（東京大学）をはじめ、参加者から多くのコメントを頂いた。また、本稿の作成過程では、青木浩介氏（東京大学）、および門間一夫氏、前田栄治氏、関根敏隆氏をはじめとする日本銀行のスタッフからコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、ありうべき誤りは筆者らに属する。本稿で示された内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

日本のインフレ率は、1990年代後半以降ほとんどの期間において、前年比で下落を続けている。図表1をみると、消費者物価は1990年代末から、本稿で分析対象とする消費財デフレーターは95年頃から（その後の消費税率引き上げの時期は除く）¹、持続的にマイナス圏内で推移している。その一方で、日本経済は、グローバル化、少子高齢化といった大きな環境変化のもとで、供給構造の硬直性といった構造問題に直面している。日本の長期的な物価下落（以下、「長期デフレ」）の要因については、様々な考え方があり得ようが、本稿では、そのうち国内の構造問題との関係に焦点を当てて分析を行う。具体的には、現在マクロ経済学で標準的とされているニューケインジアン理論に基づく概念整理と、それに依拠したマクロモデルによる定量的分析を行う。

本稿の分析で用いるマクロモデルは、ニューケインジアン理論に依拠しつつ、現在海外の多くの中央銀行で予測などの実務に利用されている、中規模の動学的一般均衡モデルであり、実際の日本のデータを用いて推計されている。もっとも、ニューケインジアン理論が現実のインフレ率に対してどの程度説明力を持つか、動学的一般均衡モデルが現実の経済をどの程度正確に描写できるかについては、様々な見方がある。特に、上記の枠組みは短期的な景気変動やインフレ率の変動を分析することを主な目的としているため、構造問題と長期デフレの関係については、十分に捉えきれない面も大きいと思われる。本稿では、こうした限界も十分に意識しながら²、ニューケインジアン理論の基本的前提や留意点について丁寧に説明するとともに、モデルから得られた分析結果の解釈について、関連する既存研究や現実の様々な経済現象にも言及しながら、慎重に考察を進めていく。

次節以降の構成は、以下の通り。2節では、まずニューケインジアン理論に基づくインフレ率の決定要因を解説し、モデルの結果を解釈するうえでの大まかな概念整理を行う。ニューケインジアン理論に詳しい読者は、この節を読み飛ばしても、以降の節を読むうえで差し支えはない。3節では、2節の整理を踏まえ、具体的にどのようなメカニズムで構造問題が日本の長期デフレにつながったかについて考察を進める。4節では、マクロモデルによる分析結果を示し、それまでの考察を踏まえた解釈を与える。なお、紙幅の関係上モデル自体の説明は必要最小限にとどめているので、モデルの細部に興味のある読者は、

¹ 4節で説明するように、本稿のモデル分析で用いる消費財デフレーターは、個人消費・住宅投資・政府支出のデフレーターを結合したものである。

² 本稿のモデルの一つの大きな限界として、国内の構造要因に焦点を当てるため、閉鎖経済モデルとなっている点が挙げられる。日本の長期デフレに対する海外要因の影響については、岩崎・河合・平形（2012）で分析されている。

Fueki et al. (2010) および笛木・福永 (2011) を参照されたい。5 節は、結語である。

2. ニューケインジアン理論からみたインフレ率の決定要因

本節では、まず既存のニューケインジアン理論では、インフレ率がどのように決定されると考えるのかを、「ニューケインジアン・フィリップス曲線」に即して平易に解説する。そのうえで、ニューケインジアン理論の枠組みで日本の長期デフレをどのように説明し得るかについて、大まかな概念整理を行う。

(ニューケインジアン・フィリップス曲線)

標準的なニューケインジアン理論では、独占的競争企業の最適な価格設定行動に基づき、「インフレ率は、実質限界費用と予想インフレ率によって決まる」と考える。これを数式で表したのが、次のニューケインジアン・フィリップス曲線である³。

$$\pi_t = \lambda mc_t + \beta E_t \pi_{t+1}$$

ここで、 π_t は t 期のインフレ率、 mc_t は t 期の実質限界費用、 $E_t \pi_{t+1}$ は予想インフレ率 (t 期から $t+1$ 期にかけてのインフレ率に対する、 t 期時点における予想) である。 β は割引率に関するパラメーターであり、 λ は実質限界費用に対するインフレ率の感応度 (企業の価格改定頻度などに関係) を表すパラメーターである。

上式におけるインフレ率 (π_t)、翌期の予想インフレ率 ($E_t \pi_{t+1}$)、実質限界費用 (mc_t) は、それぞれの定常値からの乖離として定義されている。この点を意識して上式を文字通り解釈すると、「インフレ率の定常値からの乖離は、実質限界費用の定常値からの乖離と、予想インフレ率の定常値からの乖離によって説明される」ということになる。さらに、「トレンド・インフレ率」——民間の中長期的な予想物価上昇率と概ね同義——が時間を通じて一定、という単純化のための仮定を置けば、上式におけるインフレ率は、このトレンド・インフレ率からの乖離として定義されていると考えることができる。トレンド・インフレ率が一定という仮定の現実妥当性やこれが成り立たない場合のインプリケーションについては後でみることにして、当面はこの仮定のもとで議論を進めるこ

³ フィリップス曲線の導出は、例えば Gali (2008) を参照。これを用いた日本の実証分析は 敦賀・武藤 (2008)、フィリップス曲線の直感的な理解は加藤・川本 (2005) も参照。

とにする。

なお、ここでインフレ率という場合には、一般物価のインフレ率を指すが、これがCPIやGDPデフレーター等、複数ある物価指数の中でどれに相当するかは、実際の応用分析によって区々の取り扱いとなっている。これは逆にいうと、ここでの議論のように抽象度の高いレベルでは、具体的な物価指数のうちどれが理論上のインフレ率に対応しているのかは、明示的に意識されていないことになる。

(実質限界費用がインフレ率に影響するという考え方)

上記のフィリップス曲線の第一の説明変数である「実質限界費用」とは、追加的に1単位の生産を行うために必要な名目コスト（名目限界費用）を、一般物価で割って実質化したものである。企業のコストには、賃金コストや資本コストのほか、生産に用いる輸入原材料・中間財のコストも含まれる。

ニューケインジアン理論における「実質限界費用がインフレ率に影響する」という考え方には、「価格の粘着性 (price stickiness)」——それと概ね同義に用いられる「名目硬直性 (nominal rigidity)」——の仮定が重要な役割を果たす。価格の粘着性とは、企業が価格改定を頻繁に行わない（あるいは行えない）状況を想定している。具体的には、①価格の改定や再交渉に伴うコストが大きいために、企業が価格を頻繁に変更しないケース（例えば鉄道料金等、システム変更等も含めて大きなコストがかかるケース）、②価格変動の不確実性を回避することなどを目的に、一定期間は同じ価格で取引する契約が事前に結ばれているケース（例えば、鋼材のひも付き価格）、③消費者や競合する企業の反応についての不確実性が高いために、価格を変えないことが望ましいと判断されるようなケース（幅広くありうるケース）、などが想定されている。

価格の粘着性が存在する場合には、何らかのショックによって名目限界費用が上昇すると、一般物価は名目限界費用ほどには上昇せず、実質限界費用（＝名目限界費用/一般物価）が上昇する。これでは収益が目減りしてしまうため、企業は徐々にではあっても価格引き上げに動くはずである。その後、物価の調整がゆっくりと進み、名目限界費用に見合う分だけ上昇したところで、実質限界費用は元の水準に戻り、物価への上昇圧力は消滅する。したがって、実質限界費用が高い水準にある状況では物価への上昇圧力が生じ、逆の状況では物価への上昇圧力が生じていると考えることができる。

一方、価格の粘着性が全くない場合には、何らかのショックによって名目限界費用が上昇しても物価が瞬時に同じだけ上昇するため、両者の比率として定

義される実質限界費用は全く変化しない。この場合には、インフレやデフレは、名目限界費用のショックそのものがストレートに現れる現象となり、実質限界費用——したがって次に述べるGDPギャップ——とは無関係になる。より正確に言えば、そもそもニューケインジアン理論で定義するGDPギャップが発生しうるのは、理論上は、価格に粘着性がある場合のみである。

(GDPギャップベースのフィリップス曲線)

上では、実質限界費用を用いたフィリップス曲線の定式化を紹介したが、より一般的に用いられるのは、実質限界費用の代わりにGDPギャップを用いた定式化である。

経済構造に関する一定の条件のもとでは、実質限界費用とGDPギャップの間には、次のような比例関係が成立することが示される⁴。

$$mc_t = \kappa(y_t - y_t^n)$$

ここで、 y_t は実際の産出量、 y_t^n は自然産出量、 $(y_t - y_t^n)$ はGDPギャップ、 κ は正のパラメーターである。自然産出量とは、価格が伸縮的な仮定の経済における均衡産出量のことである。上述のように、価格が伸縮的な状況であれば、実質限界費用は常に定常値で一定となる。すなわち、定常値との乖離として定義された mc_t はゼロになる。またそのときには、定義により実際の産出量は自然産出量と一致し、GDPギャップ $(y_t - y_t^n)$ はゼロになる。上式は、価格が粘着的な状況で、実質限界費用が定常値を上回って（下回って）いるようなときには、実際の産出量も自然産出量を上回って（下回って）いることを示している。この点をより具体的にみると、例えば、総需要の拡大をもたらす需要ショックが生じると、企業は生産を増やすために労働需要を増加させることから、実質賃金が上昇する。ここで、通常の下では実質限界費用は実質賃金の増加関数となっているため、実質限界費用も上昇する。したがって、需要ショックによってGDPが潜在GDPを超えて高まり、GDPギャップがプラスになると、実質限界費用も定常値を超えて上昇し、実質限界費用とGDPギャップは正の相関をもつ⁵。

⁴ この点の証明は、例えば Gali (2008)を参照。

⁵ なお、日本銀行調査統計局では、生産関数アプローチに基づいてGDPギャップを計測している（伊藤他 2006 を参照）。4節で示すように、ニューケインジアン理論に基づいたマクロモデル（M-JEM）により計測されるGDPギャップは、生産関数アプローチで計測されたものと概ね近いものとなる。このことは、「価格が伸縮的な場合の産出量（自然産出量）を、生産要素の稼働率が過去の平均的な水準である場合の産出量（生産関数アプ

上の比例関係が成立する場合には、次式のようにフィリップス曲線を書き換えることができる。

$$\pi_t = \lambda\kappa(y_t - y_t^n) + \beta E_t \pi_{t+1}$$

これは、「インフレ率は、GDPギャップと予想インフレ率によって決まる」という、よく用いられる定式化である。

上式のうちインフレ率とGDPギャップの関係に注目すれば、デフレが長期にわたって続いている状況は、実際の経済成長率（ y_t の成長率）が潜在成長率（ y_t^n の成長率）を下回る状況が長年にわたって続いていることを表している、ということになる。これを極めて単純にみると、潜在成長率を高めるようなショックが経済に加わると、デフレ圧力をより強くしてしまうと解釈されてしまうかもしれない。しかし、後で詳しく見るように、潜在成長率を上昇させるような経済の変化であっても、それが実際の経済成長率をそれ以上に引き上げることに貢献するものであれば、GDPギャップは改善し、物価には上昇圧力が生じることになる。同様に、潜在成長率を低下させるようなショックであっても、それが実際の経済成長率をそれ以上に低下させる場合には、GDPギャップは悪化し、デフレ圧力が生じることになる。

（賃金の粘着性）

財・サービスの価格だけでなく、実際には、賃金も粘着的と考えられる。

賃金が伸縮的な場合と粘着的な場合を比べると、賃金が粘着的な場合の方が、各種ショックが物価変動に与える影響が小さくなる。例えば、プラスの需要ショックの影響を考えると、賃金が粘着的な場合の方が企業の労働需要の増加に伴う実質賃金の上昇幅が小さくなるため、実質限界費用の上昇幅、ひいては、物価への上昇圧力が小さくなる。また、フィリップス曲線の数式上も、賃金が粘着的な場合には上で想定したような実質限界費用とGDPギャップの間の比例関係が成立しなくなり、GDPギャップと予想インフレ率以外の要因も物価変動に影響を与えるようになる^{6,7}。

ローチで計測される潜在GDP)で概ね近似できる」ことを示していると解釈できる。

⁶ この点については、Erceg, Henderson and Levin (2000)や古賀・西崎 (2006)を参照。このほか、調整費用やサーチの問題によって労働調整がスムーズに行われない場合にも、実質限界費用とGDPギャップの間の比例関係が成立しなくなることが示されている (Muto 2009, Ichiue, Kurozumi and Sunakawa 2012)。

⁷ また、賃金が粘着的か否かによって、金融政策に関する規範的なインプリケーションも

このように、賃金の粘着性を考慮するか否かで、いくつかの面で理論のインプリケーションが異なってくる。以下では、取敢えず賃金の粘着性を捨象して議論を進めることにするが、4節で用いるマクロモデル（M-JEM）は、賃金の粘着性を考慮に入れたモデルとなっている。

（予想インフレ率がインフレ率に与える影響）

上記のフィリップス曲線によれば、GDPギャップに加えて予想インフレ率（ $E_t\pi_{t+1}$ ）もインフレ率の決定要因となる。ここで言う予想インフレ率とは、今期から翌期にかけてのインフレ率に対する、現時点における企業の予想のことである。これは、比較的近い先行き（例えば翌四半期）のインフレ率に対する予想を表すものであり、民間主体が持つ中長期のインフレ予想に相当する「トレンド・インフレ率」とは、差し当たり異なる概念である。ただし、後でみるように、トレンド・インフレ率が変動していると考えられる場合には、近い先行きの予想インフレ率もトレンド・インフレ率から独立に決まるわけではない⁸。

ニューケインジアン理論において、予想インフレ率が現時点のインフレ率に影響を与えると考える点にも、価格の粘着性が重要な役割を果たす。価格の粘着性が存在する状況では、企業は価格を将来改定できない可能性があること、もしくは改定しようとするときかなりのコストがかかることも考慮に入れて、現時点の価格を設定するようになる。例えば、将来に需要の増加が見込まれる場合には、その時点で価格を改定できない可能性があることも考慮して、現時点ではコストが全く変化しなくても、価格を高めを設定しておくことが最適な戦略となる。このように、価格の粘着性がある場合には、企業が将来の状況も考慮に入れて価格設定を行うようになるため、足もとのインフレ率は、将来のコストや他社の価格に関する予想（あるいはこれらを反映した予想インフレ率）にも依存することになる。

（予想インフレ率と先行きの実体経済に関する期待の関係）

ニューケインジアン・フィリップス曲線における予想インフレ率（ $E_t\pi_{t+1}$ ）は、より具体的には、先行きの実質限界費用あるいはGDPギャップに関する期待を反映したものである。これをみるために、フィリップス曲線をインフレ率に

変わってくる。すなわち、ニューケインジアン理論では、粘着性の高い価格を安定化させることを金融政策の目標とすべきという考え方がとられるため、賃金も粘着的な場合には、財・サービス価格だけでなく賃金も安定化させることが金融政策に求められるようになる（Erceg, Henderson and Levin 2000）。

⁸ 金融政策に関する議論で「インフレ予想」ないし「インフレ期待」という場合、中長期のインフレ予想の方を指す場合が多い。例えば Bernanke (2007) や Mishkin (2007) を参照。

ついて逐次代入して解くと、次式のように、予想インフレ率の項は、将来の実質限界費用に対する期待の割引現在価値として書き換えることができる。

$$\begin{aligned}\pi_t &= \lambda mc_t + \beta E_t \pi_{t+1} \\ &= \lambda mc_t + \lambda \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t mc_{t+i}\end{aligned}$$

上式から、将来の実質限界費用（ $E_t mc_{t+1}, E_t mc_{t+2}, \dots$ ）が低くなると期待される場合には、翌期の予想インフレ率（ $E_t \pi_{t+1}$ ）が低くなり、今期のインフレ率（ π_t ）も低くなることが分かる。

同様に、実質限界費用をGDPギャップで置き換えたフィリップス曲線を用いた場合にも、予想インフレ率は、将来のGDPギャップに対する期待の割引現在価値として表すことができる。

$$\begin{aligned}\pi_t &= \lambda \kappa (y_t - y_t^n) + \beta E_t \pi_{t+1} \\ &= \lambda \kappa (y_t - y_t^n) + \lambda \kappa \sum_{i=1}^{\infty} \beta^i E_t (y_{t+i} - y_{t+i}^n)\end{aligned}$$

この場合にも、将来のGDPギャップ（ $E_t (y_{t+1} - y_{t+1}^n), E_t (y_{t+2} - y_{t+2}^n), \dots$ ）が低くなると予想される場合には、予想インフレ率が低くなり、今期のインフレ率を押し下げることが働く。

（中央銀行の目標インフレ率の変化やゼロ金利制約の影響）

以上の内容は、①中央銀行の目標インフレ率は時間を通じて一定であり、民間主体はそれを正確に知っていること、②中央銀行は目標インフレ率を達成するための政策手段を有し、それを適切に行使することにおいて民間主体の信認を得ていること、等を前提にしている⁹。こうした条件が満たされると、民間主体の「中長期のインフレ予想」、あるいは経済で実現する「トレンド・インフレ率」も、中央銀行の目標インフレ率に一致して、時間を通じて一定になる。また、中央銀行の目標インフレ率やそれに関する民間主体の予想の変化が、実際のインフレ率の動向に影響することはない。以下では、これらの前提が満たされない場合に、トレンド・インフレ率の変化がインフレ率に与える追加的な影響について考察する。

⁹ ここで「中央銀行の目標インフレ率」という場合には、インフレーション・ターゲットを行っている中央銀行の明示的な目標インフレ率だけでなく、それに準じる物価安定へのコミットメントを広く含む。

① 中央銀行の目標インフレ率の変化の影響

このうち①については、仮にこの仮定が成り立たず、中央銀行の目標インフレ率が時間を通じて変化している場合には、それに応じて民間主体の中長期のインフレ予想（あるいは経済で実現するトレンド・インフレ率）も変化する¹⁰。同時に、中央銀行の目標インフレ率の変化は、先にみたフィリップス曲線の説明変数であるGDPギャップや（翌期の）予想インフレ率への影響を通じて、実際のインフレ率にも影響を与えることになる。

中央銀行の目標インフレ率の変化が実際のインフレ率に影響するメカニズムは、次のとおりである¹¹。いま、中央銀行の目標インフレ率が、何らかの要因から低下したとしよう。このとき中央銀行は、これまでよりも低い目標インフレ率を達成するために、政策金利を引き上げる。この金利上昇を受けて、需要が減少し、GDPギャップはマイナスの方向に変化する結果、インフレ率は低下する。中央銀行の目標インフレ率はゆっくりと持続的に変化するものと想定すると、実際のインフレ率も、持続的に変化するようになり、民間主体の中長期のインフレ予想、あるいは経済で実現するトレンド・インフレ率も、目標インフレ率の変化に合わせて低下する¹²。4節のモデル分析では、以上のような経路で中央銀行の目標インフレ率（トレンド・インフレ率）の変化が日本の長期デフレにどの程度寄与していたのかも検討する。

上記の枠組みでは、トレンド・インフレ率や中長期のインフレ予想が中央銀行の目標インフレ率によって規定されるという考え方をとっている。もっとも、現実には、過去のインフレ率の実績等の要素も、これらに影響を与えている可能性がある¹³。また、中央銀行の目標インフレ率自体も、経済状況とは独立に中

¹⁰ Orphanides and Wilcox (2002)は、過去のインフレ率の実績に応じて中央銀行のインフレ率に対する選好が変化する可能性について分析している。

¹¹ 以下で紹介するメカニズムを前提にトレンド・インフレ率を計測した分析として、Ireland (2007)、Cogley, Primiceri and Sargent (2010) などがある。

¹² ここでは、中央銀行の目標インフレ率が可変の場合でも、それが一定の場合とフィリップス曲線の形状が全く変わらないこと——各種ショックは当期のGDPギャップと翌期の予想インフレ率のみを通じてインフレ率に影響を与えること——を想定して議論を進めている。一定の仮定のもとでは、実際にそうした想定が妥当であることを示すことができる（Cogley, Primiceri and Sargent 2010）。もっとも、より一般的なモデルの設定のもとでは、フィリップス曲線の形状がより複雑になることも示されている（Cogley and Sbordone 2008）。

¹³ 中央銀行の目標インフレ率だけでなく、過去のインフレ率の実績からも民間主体の中長期のインフレ予想が影響を受けるケースを扱うためには、例えば、「民間主体が中央銀行の目標インフレ率を知らない、あるいは完全には信認していない」、という仮定を置けば

中央銀行が設定したものではなく、過去のインフレ率の実績等に依存して変化していた可能性もある。こうした点や、すぐ下で論じるゼロ金利制約の影響などを考えあわせると、仮に4節で計測するモデルでトレンド・インフレ率が低下したとしても、それは単純に中央銀行の目標インフレ率が低下したためだと結論付けられる訳では必ずしもない。

② ゼロ金利制約の影響

次に、②についてみると、日本の場合、1990年代後半から事実上のゼロ金利制約に直面していることを考えると、中央銀行が目標インフレ率を達成するための政策手段を十分に有していると前提することは難しい。このような場合にも、トレンド・インフレ率や民間主体の中長期のインフレ予想が、中央銀行の目標インフレ率に必ずしも一致するとは限らない。

例えば、経済に大きなマイナスのショックが生じ、政策金利がゼロまで引き下げられてもなお負のGDPギャップが残るような場合には、中央銀行の目標インフレ率が変化していなくても、民間主体のインフレ予想やトレンド・インフレ率は低下する可能性が高いと考えられる。また、経済に大きなショックが生じていない場合でも、何らかの要因により民間主体のインフレ予想が大きく低下し、政策金利がゼロまで引き下げられてもなお実質金利（名目金利－予想インフレ率）が高止まっているような場合には、GDPギャップの悪化とともに実際のインフレ率も自己実現的に低下し、中長期的なインフレ予想の低下につながる可能性が考えられる¹⁴。

なお、ゼロ金利制約のために中央銀行が目標インフレ率を達成できない状況は、GDPギャップやインフレ率に関する情報に基づいて政策金利を設定するような「金融政策ルール」からの逸脱が生じている状況として捉えることもできる。この点については、3節および4節のモデル分析において詳しく論じる。

（均衡マークアップ率の変化がインフレ率に与える影響）

以上では、実質限界費用（あるいはGDPギャップ）と予想インフレ率によってインフレ率が決定されるという、最もシンプルなフィリップス曲線の定式

よい。例えば、Erceg and Levin (2003) や Del Negro and Eusepi (2010) は、このような仮定のもとでのニューケインジアン・モデルを用いて、トレンド・インフレ率を推計している。

¹⁴ 後者の可能性は Benhabib, Schmitt-Grohe and Uribe (2001) によって理論的に示され、「デフレ均衡」「デフレの罫」などと呼ばれる。なお、渡辺 (2012) は、日本のゼロ金利とデフレの関係を考えるうえでは、民間主体のインフレ予想が大きく低下したというエビデンスが乏しいことから、後者の可能性よりも、経済に大きなマイナスのショックが加わったとする前者の可能性の方が現実的と論じている。

化を紹介した。実際には、これらの要因に加えて、「均衡マークアップ率」の変化もインフレ率に影響すると考えられる。ここで均衡マークアップ率とは、企業が每期自由に価格を改定できる場合（価格が伸縮的な場合）に、企業の収益最大化と整合的になるようなマークアップ率（名目限界費用に対する価格の上乗せ分）のことである¹⁵。この均衡マークアップ率が変化すると、実質限界費用（あるいはGDPギャップ）や予想インフレ率が全く変化していない状況においても、インフレ率が変化することになる。

均衡マークアップ率は、①景気循環要因のほかに、②企業の価格支配力や収益力に影響を与える様々な要因によって影響を受けると考えられる。このうち、①の景気循環と均衡マークアップ率の関係については、景気がよければ企業は均衡マークアップ率を引き上げるという考え方もあれば、逆にこれを縮小させるという考え方もある¹⁶。

一方、②の要因の具体例としては、企業が新市場を開拓するイノベーション（3節で言及する「プロダクト・イノベーション」など）やコーポレート・ガバナンスのあり方、流通規制緩和による市場構造の変化、内外価格差等が挙げられる。例えば、企業の製品差別化や低収益性企業のリストラ・退出が進まず、過当競争から抜け出せないことから価格が低下するという事象は、実質限界費用や予想インフレ率ではなく、均衡マークアップ率の低下によって説明されることになる。また、円高の進行等により輸入最終財の円建て価格が低下し、内外価格差が拡大した場合にも、国際競争力の観点から、日本企業が国内で設定する価格に下落圧力がかかる¹⁷。この場合にも、日本企業のコストが全く変わらないなかで価格が下がるため、その影響は均衡マークアップ率の低下として捉えられる。

均衡マークアップ率の変化も考慮した場合のニューケインジアン・フィリッ

¹⁵ 均衡マークアップ率は、「望ましいマークアップ率」や「目標マークアップ率」といった言葉で表される場合もある。なお、現実（価格が粘着的な場合）のマークアップ率のうち均衡マークアップ率以外の部分の変動は、実質限界費用の変動として捉えられている。

¹⁶ 例えば、①先行きの需要拡大が予想される場合には、足もとのマークアップ率を低めに設定して、顧客を自社の製品にロック・インさせることが企業にとって最適な戦略となるという考え方や、②足もとの需要が旺盛な状況では、企業は価格に関する企業間の暗黙の協調を破って価格を引き下げ、他社の顧客を獲得するインセンティブが高まるため、マークアップ率が低くなるという考え方がある（Rotemberg and Woodford 1999、西村・井上 1994、有賀 2006 を参照）。

¹⁷ 輸入原材料・中間財コストの変動については、実質限界費用の変動として捉えられる。ただし、4節で用いるマクロモデルでは、輸入原材料・中間財を生産要素として明示的に考慮していないため、それらの変動は、輸入最終財と同様に均衡マークアップ率の変動として捉えられる。

プス曲線は、次のように表される（図表2）¹⁸。

$$\pi_t = \lambda mc_t + \lambda \mu_t^* + \beta E_t \pi_{t+1}$$

上式の μ_t^* は均衡マークアップ率（定常値からの乖離）、 λ は均衡マークアップ率に対するインフレ率の感応度を表す正のパラメーターである。

上式の右辺第2項の均衡マークアップ率は、上述の通り様々な環境変化に対して企業が最適な行動をとった結果として決まると考えられるが、それらをどのように明示的にモデル化するかについては、先行研究でも必ずしもコンセンサスは見出されていない。そこで、4節のモデルでは、他の多くの既存の分析と同様に、単純化のため、均衡マークアップ率を外生ショック（マークアップ・ショック）として扱い、GDPギャップと予想インフレ率で説明できないインフレ率の変動要因として識別している。

（フィリップス曲線からみた日本の長期デフレの要因についての考え方）

このように拡張されたニューケインジアン・フィリップス曲線から、日本で長期にわたってデフレが続いた要因として、以下の3つの説明変数に即して整理することができる。

- ① GDPギャップが慢性的に負の値をとった（あるいは実質限界費用が持続的に低下した）。
- ② 予想インフレ率が持続的に低下した。
- ③ 企業の均衡マークアップ率が低下を続けた。

このうち、実際にどの要因がどれだけ効いていたのかは、すぐれて実証上の問題である。4節では、実際に日本のデータを用いて推計したマクロモデルによる分析結果を示す。その前に、次の3節では、これらの要因が日本の構造問題とどのように関連していたかについて、簡単に考察する。

3. 構造問題と長期デフレの関係についての考察

本節では、2節での概念整理を踏まえ、日本の構造問題がどのようなメカニズムで長期的なデフレにつながったかについて考察を進める。2節の最後で整理したニューケインジアン・フィリップス曲線の枠組みにおいては、仮に構造

¹⁸ 例えば Batini, Jackson and Nickell (2005)を参照。

問題が長期デフレの要因であったならば、それは主にGDPギャップと均衡マークアップ率の経路を通じたものであったと考えられる。また、それらが作用するうちに、ゼロ金利制約の影響なども加わって、予想インフレ率の経路が作用していた可能性も考えられる。本節では、それらのメカニズムをより具体的に考察するとともに、4節で用いるマクロモデル上、どういったかたちで捕捉されるのかについても付言する。

（構造問題とは）

考察を始めるにあたり、本稿における「構造問題」の概念を定義しておく。日本経済の長期的な低迷の背景は、基本的には、グローバル競争の激化や少子高齢化などの大きな環境変化に対して、経済システムの変革が遅れていることにあると考えられる。本稿では、「構造問題」を、様々な実体経済面の硬直性により、環境変化に対して実体経済の調整が遅れること、と捉える¹⁹。

2節で説明したように、ニューケインジアン理論では、GDPギャップや予想インフレ率との関係から物価動向を考えると、「価格の粘着性」、すなわち名目硬直性の存在が鍵を握る。しかし、そもそもどのような要因で長期デフレが生じたのか——フィリップス曲線の枠組みに沿って言えば、例えばGDPギャップが慢性的に負の値をとったのはなぜか——を考えるうえでは、名目硬直性だけでなく、広い意味での「実質硬直性 (real rigidity)」にも注目する必要がある²⁰。本稿では、こうした実質硬直性が、上で定義した構造問題と深く関係していると考えられる。具体的な日本の構造問題としては、生産要素（労働、資本、

¹⁹ これは、構造問題を「経済がグローバル化、情報化、少子高齢化といった1990年代にかけて顕現化した大きな環境変化に対し、適応しようとする過程で生じている諸問題と捉えることができ、大きな環境変化に対応するために必要な効率的な経済資源の再配分を阻害する要因」（前田・肥後・西崎 2001）とする見方と、基本的に同じである。また、「右肩上がりの経済が終焉し、期待成長率が低く不確実性の高いマクロ経済環境にシフトするなかで、長期的・継続的な取引や関係をベースとする「関係依存型システム」のメリットが低下することに加えて、環境の変化に対応したリストラクチャリングを遅らせる要因となり、デメリットが顕在化した」という見方（鶴 2006）や、金融システムに焦点を当てた、「外部環境の変化に対して日本の金融システムの調整が遅れ、それが実体経済面の構造調整の遅れにも作用した」という見方（池尾 2006）などとも通じるところがある。

²⁰ 「実質硬直性」という用語は、本稿のように、「実体経済面の硬直性」という意味で用いられる以外にも、ある企業の価格と別の企業の価格の相対価格が変化しにくくなること（企業間の相対価格が硬直的になること）、という特定の意味でも用いられることがある（Ball and Romer 1990、Woodford 2003、渡辺 2012）。こうした用語法と区別するため、本稿では、実質硬直性に「広い意味での」との修飾語をつけた。なお、後者の企業間の相対価格の硬直性は、企業間の競合の激化等から、個社の価格設定に対する競合他社の価格付けの影響が大きくなること（価格設定における「戦略的補完性 (strategic complementarity)」が強くなること）によって高まるものと考えられる。

中間財)の産業間・企業間移動を妨げる生産要素市場の硬直性、「ゾンビ企業への追い貸し」のような歪んだ金融仲介機能や企業ガバナンスの問題、企業の参入・退出や企業内での製品構成の転換などの新陳代謝の停滞、といった問題などが挙げられる²¹。これらはいずれも「環境変化に対する実体経済の調整の遅れ」という先の構造問題の定義に該当するものである²²。

こうした構造問題は、結果として、2節で言及した「自然産出量(価格が伸縮的な仮想の経済における均衡産出量)」や「潜在成長率」、および「自然利子率」の低下という形に表れると考えられる。以下では、潜在成長率の低下を起点として、①実際の経済成長率がそれ以上に低下することによって負のGDPギャップが拡大する、②企業の価格支配力や収益力が低下することによって均衡マークアップ率が低下する、③ゼロ金利制約の影響が加わって予想インフレ率が低下する、といったことなどを通じて長期デフレにつながるメカニズムについて、より具体的に考察する。なお、以下で考察するメカニズムは必ずしも相互に矛盾するものではないため、実際には同時並行的に働いていたと考えることも可能である。

(成長期待の低下)

まず、潜在成長率の低下が、民間主体の成長期待の押し下げを通じ、供給力の低下以上に需要を下押しするメカニズムが考えられる。その際、ポイントとなるのは、供給力の低下が一時的なのか、永続的なのかといった、持続性にある。仮に、経済の供給力が一時的に下振れるとすると、家計の恒常所得や(長い目でみた)企業の期待収益はさほど影響を受けないため、供給力の低下に比して需要の減退は限られたものにとどまり、GDPギャップは改善すると考えられる。一方、経済の供給力が永続的に下振れた場合、家計の恒常所得や企業の期待収益も下振れるため、供給力の低下を先取りするかたちで需要も減退することとなり、需要の減少幅が勝る(=GDPギャップは悪化する)こともあり得る。構造問題によって経済の供給力が抑制されているときには、その影響はより永続的なものとなるとみられるため、後者のケースに近づき、潜在成長率の低下とともに、GDPギャップの悪化、ひいては物価下落が進む可能性が

²¹ こうした構造問題が、日本の生産性の低下につながった点については、亀田(2009)などが既存研究をサーベイしている。

²² グローバル競争の激化や少子高齢化といった環境変化は、日本に限らず多くの国が経験しているものであるが、デフレ圧力が特に日本で大きくなったことには、そうした環境変化に対する対応のあり方(実体経済面の硬直性の大きさ)や、環境変化自体のスピード(特に少子高齢化)が他国と異なっていたことも影響していたと考えられる。

高い²³。

次節で用いるマクロモデルでは、経済の供給力を規定する技術ショックに、一時的なもの、永続的なものの2つを導入し、①永続的な技術ショックによって供給力が下振れたときにGDPギャップは改善するのか、悪化するのか、また、②1990年代以降、負の永続的な技術ショックの発生により、潜在成長率が下振れたか否か、を検証する。こうしたアプローチでは、何故負の技術ショックが生じたのかまでは特定できないものの、少なくともここで論じたメカニズムと整合的なかたちで、日本経済が推移してきたかどうかをみることはできる。

（需要創出型イノベーションの停滞と需要シフト）

次に、潜在成長率の低下が、いわゆる「需要創出型イノベーション」の停滞によって生じ、需給バランスの悪化や均衡マークアップ率の低下を通じて、デフレにつながるメカニズムが考えられる²⁴。潜在需要を引き出して新たな市場を拡大していくような需要創出型イノベーションが停滞すると、本来は開発・供給されるべき財・サービスが供給されない（ここでは、そうした財を「潜在財」と呼ぶ）ことになる。その一方で、既存の財・サービス（既存財）に対する需要が飽和していれば、潜在財の需要超過は実現せず、既存財の供給超過のみが観察されるため、実現したGDPギャップは悪化し、デフレにつながることを考えられる。また、新製品開発や製品差別化に寄与する「プロダクト・イノベーション」が停滞する一方で、製造・物流過程などにおけるコスト・カットに寄与する「プロセス・イノベーション」が進むと²⁵、需要の限られた既存財の供給者間で競争が激化するため、均衡マークアップ率の経路からも、デフレにつながりやすくなると考えられる²⁶。

²³ 宮尾（2006）は、日本のデータを用いて推計したVARモデルにより、生産性の低下に対してGDPギャップとインフレ率が低下することを示している。

²⁴ 「需要創出型イノベーション」の停滞と日本経済への含意については、吉川（2003）などを参照。なお、既存財から潜在財への需要シフトを理論モデルで文字通り表現するためには、既存財（古い財）よりも潜在財（新しい財）の方が需要の所得弾力性が高くなるような状況を捉えられるモデルを用いることが望ましいが（吉川・松本 2001）、4節で用いるM-JEMを含めた多くのニューケインジアン・モデルでは、全ての財に対する需要の所得弾力性が同じであると仮定している。

²⁵ 深尾・宮川（2008）は、2000年代前半の日本企業（特に非製造業）のイノベーションが、プロダクト・イノベーションよりもプロセス・イノベーションに偏ったもの（リストラ型の生産性上昇）であったことを示している。

²⁶ Kiyota, Nakajima, and Nishimura（2009）は、日本企業のマークアップ率が1990年代以降に

なお、新しい需要構造に見合った財（潜在財）が供給されないといった事態は、字義通りの「イノベーションの欠如」のみならず、何らか実体経済の硬直性に根ざしていることも考えられる。こうした実質硬直性には、政府の規制をはじめとした制度的なものも含まれよう。例えば、少子高齢化の進行に伴い、主に若年世代が購入する耐久消費財や住宅などから、高齢者が潜在的に需要する医療・介護サービスなどに経済全体の需要がシフトしている状況などがこれにあたる²⁷。

こうした潜在財への需要のシフトは、いつかは供給される「将来財」への異時点間の需要シフト、つまり現在から将来への支出の先送りという現象としても捉えることができる。支出の先送り自体は、雇用環境や金融環境の不確実性が一時的に高まった場合などにも、家計の予備的貯蓄の高まりや企業の設備投資の延期といったかたちで生じる現象であるが、上記で考察したようなイノベーションの停滞や実質的硬直性による支出の先送りは、より持続的な現象になるとみられるため、負のGDPギャップの慢性化とデフレの長期化につながる可能性が高い。

こうした需要シフトを捉えるために、次節で用いるマクロモデルでは、上記の技術ショックに加えて、異時点間の「相対需要ショック」を導入する。これは、支出の先送りをもたらす具体的な要因まで特定するものではないが、その影響が一定の期間において持続的に効いていたかどうかをみることなどによって、上記のような構造問題に関連した要因が働いていたかどうかをある程度類推することができる。このほか、次節で用いるマクロモデルでは、均衡マークアップの動きを捉えるために「マークアップ・ショック」も導入する。さらに、上記の相対需要ショックやマークアップ・ショックが、潜在成長率の低下をもたらす技術ショックと相関を持つ可能性についても検証を行う。

（自然利子率の低下とゼロ金利制約）

最後に、自然利子率の低下とゼロ金利制約の存在を通じて、構造問題が長期デフレにつながるメカニズムを考える。構造問題によって潜在成長率が低下するときには、それに見合うかたちで自然利子率（価格が伸縮的な仮想の経済における実質利子率）も低下すると考えられる。このとき、中央銀行がその分金利を引き下げることができれば問題は生じないが、ゼロ金利制約によって十分

それ以前と比べて低下していたことを実証的に示し、製品差別化や企業のブランド力向上につながる研究開発投資および広告の減少などが、マークアップ率低下に寄与していた可能性について論じている。

²⁷ 医療・介護サービスについては、規制の存在などによって、価格メカニズムが十分に働かない（需要の増加が価格上昇につながりにくい）面もあると考えられる。

に金利を引き下げられなければ、意図せざるかたちで金融が引き締め気味になり、負のGDPギャップが続くことになる。また、このとき、ゼロ金利制約が問題となることを民間が見越していれば、2節で論じたように、民間主体のインフレ予想が中央銀行の目標インフレ率から乖離することによって、トレンド・インフレ率が引き下がることも考えられる。このように、自然利子率の低下とゼロ金利制約の存在は、負のGDPギャップとトレンド・インフレ率の低下を通じて、物価下押しに寄与すると考えられる。

こうしたメカニズムがどの程度効いていたかを検証するためには、潜在成長率がどの程度低下したかに加えて、実際の政策金利がどれほど大きくゼロ制約に服していたかを確認しなければならない。4節のモデル分析では、中央銀行の金利設定行動を金融政策ルールとして定式化したうえ、そうした金融政策ルールによって説明される金利（マイナスもあり得る）と実際の金利（ゼロが下限）との差を、「金融政策ショック」として抽出する。ゼロ金利制約が効いている間は、その制約の大きさに応じて、上記のように計測された金融政策ショックが発生し、物価下押しに寄与することになる²⁸。また、通常モデルでは一定値をとると仮定されているトレンド・インフレ率の変化を考慮するため、「トレンド・インフレ率ショック」も導入する。

4. マクロモデルによる分析

本節では、これまでの考察を踏まえ、実際に日本のデータを用いて推計したマクロモデルを用いて、日本の長期デフレの要因について定量的に分析した結果を示す。本節で用いるマクロモデルは、ニューケインジアン理論に依拠しつつ実証性も重視した中規模の動学的一般均衡モデル「Medium-scale Japanese Economic Model (M-JEM)」である。笛木・福永(2011)で詳しく紹介しているように、M-JEMは、日本銀行調査統計局において大規模マクロ計量モデル「Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM)」(一上他 2009、Fukunaga et al. 2011)と補完的に開発・利用している中規模の動学的一般均衡モデルである。本分析で用いるM-JEMは、FRBの「Estimated, Dynamic, Optimization-based Model

²⁸ 4節のモデル分析では、民間主体がゼロ金利制約の存在を事前には考慮せず、ゼロ金利制約の下では「金融政策ショック」が継続的に発生する状況を想定している。一方、ゼロ金利制約に服する際に、民間主体が認識している金融政策ルール自体がスイッチ（平常時のルールが無効化）すると仮定してモデル分析を行う方法も考えられる。この場合には、2節で言及した自己実現的なデフレ（デフレ均衡）の可能性についても考察することができる。

of the U.S. Economy (EDO)²⁹」を参考に開発したバージョン (Fueki et al. 2010) を若干拡張したものである。

なお、補論では、ニューケインジアン理論に必ずしも依拠しない、よりシンプルな動学的一般均衡モデルを推計し、「景気循環会計」と呼ばれる別のアプローチによって日本の長期デフレの要因について分析した暫定的な結果も示す。このアプローチでは、推計したモデルは M-JEM よりも小規模であるものの、各要因の間に相関がある可能性を許容しながら、経済構造の様々なフリクションの影響を包括的に捉えている点が特徴である。分析結果は、以下の本文で示す M-JEM による結果と、概ね整合的なものとなっている。

(モデルの概要)

M-JEM が描写する経済は、家計や各種企業の最適化行動と中央銀行の金融政策ルールなどによって定式化され、消費財を生産する低成長セクターと投資財を生産する高成長セクターを明示的に区別した二部門モデルとなっている点の特徴である³⁰。なお、国内経済のみを考慮した閉鎖経済モデルのため、輸入物価や為替レートの変動のインフレ率への影響は明示的にはモデル化されていない (これらはすぐ後で説明する投資財のマークアップ・ショックとして捉えられる)。以下では、前節までの考察を踏まえながら、モデルの中で特にインフレ率の決定に関係の深い部分に焦点を当てて説明する。

フィリップス曲線

まず、ニューケインジアン・フィリップス曲線に相当する式 (各変数は定常均衡からの乖離率) は、下記の通り両セクター (c : 低成長セクター、 k : 高成長セクター) の価格のインフレ率 $\hat{\pi}_t^{p,s}$, $s \in \{c, k\}$ について存在する³¹。

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t^{p,c} = & \frac{\beta}{1 + \beta\eta_p} E_t \hat{\pi}_{t+1}^{p,c} + \frac{\eta_p}{1 + \beta\eta_p} \hat{\pi}_{t-1}^{p,c} \\ & + \frac{\Theta_*^{x,c} \tilde{MC}_*^c}{100\chi_p (\pi_*^{p,c})^2 (1 + \beta\eta_p)} \left(\hat{m}c_t^c + \frac{\tilde{MC}_*^c - 1}{\tilde{MC}_*^c} \hat{\theta}_t^{x,c} \right) \end{aligned}$$

²⁹ EDO については、Edge et al. (2007) および Chung et al. (2010) を参照。

³⁰ 低成長セクターでは個人消費、住宅投資、政府支出向けの財が生産され、高成長セクターでは設備投資、在庫投資、純輸出向けの財が生産されると仮定している。

³¹ 以下の式の変数やパラメーターの表記は、Fueki et al. (2010) に沿っており、2節で説明したものとは一致していない。

$$\hat{\pi}_t^{p,k} = \frac{\beta}{1 + \beta\eta_p} E_t \hat{\pi}_{t+1}^{p,k} + \frac{\eta_p}{1 + \beta\eta_p} \hat{\pi}_{t-1}^{p,k} + \frac{\Theta_*^{x,k} \tilde{MC}_*^k / \tilde{P}_*^k}{100\chi_p (\pi_*^{p,k})^2 (1 + \beta\eta_p)} \left(\hat{m}c_t^k - \hat{p}_t^k + \frac{\tilde{MC}_*^k - \tilde{P}_*^k}{\tilde{MC}_*^k} \hat{\theta}_t^{x,k} \right)$$

2節で述べた通り、これらの式には、1期先の予想インフレ率 $E_t \hat{\pi}_{t+1}^{p,s}$ 、限界費用 $\hat{m}c_t^{p,s}$ 、マークアップ・ショック $\hat{\theta}_t^{p,s}$ （均衡マークアップ率を表わす）が含まれている。ただし、それらに加えて、1期前のインフレ率 $\hat{\pi}_{t-1}^{p,s}$ も説明変数に加えられている。これは、現実には観察されるインフレ率の慣性を説明するために、過去のインフレ率からの乖離も追加的に価格調整費用を発生させるよう定式化していることによる。また、高成長セクターの式には、投資財の相対価格 \hat{p}_t^k も含まれている。なお、各式に含まれるパラメーターは、すべて家計の最適化行動や経済構造に関するパラメーターである（詳細は図表3の推計結果、および Fueki et al. (2010) を参照）。このほか、名目賃金についても同様の調整費用やマークアップ・ショックが定式化されている。

金融政策ルール

次に、金融政策ルールは下記のように定式化されている（各変数は特に断りのない限り定常均衡からの乖離率）。

$$\hat{R}_t = \phi^r \hat{R}_{t-1} + (1 - \phi^r) \left[\begin{array}{l} \phi^{h,gdp} (\hat{x}_t) + \phi^{\Delta h,gdp} (\hat{x}_t - \hat{x}_{t-1}) \\ + \phi^{\pi,gdp} (\hat{\pi}_t^{p,c} - \hat{\pi}_t^{p,c*}) \end{array} \right] + \varepsilon_t^r$$

$$\hat{\pi}_t^{p,c*} = \rho^T \hat{\pi}_{t-1}^{p,c*} + \varepsilon_t^T$$

\hat{R}_t は名目金利、 \hat{x}_t は実質GDPの効率的産出量からのギャップ、 $\hat{\pi}_t^{p,c}$ は消費財デフレーターインフレ率、 $\hat{\pi}_t^{p,c*}$ はその目標インフレ率である³²。この金融政策ルールでは、ゼロ金利制約を明示的には考慮しておらず、金利がゼロに近い値になっているときは、「金融政策ショック (ε_t^r)」がゼロ金利制約の影響を捉える³³。

上の第2式は、目標インフレ率が時間を追って変化しうることを示している。

³² ここでは、Fueki et al. (2010) のバージョンとは異なり、中央銀行が参照するインフレ率はGDPデフレーターではなく消費財デフレーターとしている。これは、現実には日本銀行が公表している「物価安定の目途」では消費者物価指数が対象とされていることや、GDPデフレーターでは輸入物価の変動が控除項目として逆方向に寄与するなど、閉鎖経済モデルのM-JEMでは分析結果の解釈上難しい面があることによる。

³³ この金融政策ルールでは、量的緩和政策など、ゼロ金利下における様々な非伝統的金融政策も考慮していない。

すなわち、目標インフレ率は前期の目標インフレ率 $\hat{\pi}_{t-1}^{p,c*}$ に ρ^T をかけた値に、毎期加わるショック ε_t^T を加えた値になると想定している。なお、先行研究に倣い、目標インフレ率は非常にゆっくりとしか変化しないと考え、パラメーター ρ^T は 1 に近い値に、ショック ε_t^T の分散は小さな値になると仮定して推計を行った。

モデルでは単純化のために、中央銀行の目標インフレ率が変化した場合には、民間主体の中長期のインフレ予想および経済で実現するトレンド・インフレ率もそれに一致して変化することが仮定されている。しかし、2節で議論したように、実際にはゼロ金利制約により中央銀行が目標インフレ率を達成するための政策手段を十分に有していないと考えられる場合など、目標インフレ率と民間主体の中長期のインフレ予想が乖離する可能性は考えられる。この点を検証するために、以下では、実際にモデルで推計された上記の目標インフレ率（以下では「トレンド・インフレ率」と呼ぶ）が、サーベイデータにおける中長期のインフレ予想と整合的になっているかどうかを確認する。また、トレンド・インフレ率が過去の経済状況（トレンド・インフレ率ショック ε_t^T 以外の要因）に依存して変化する可能性を考慮した追加的な分析も行う。

需要面（家計消費）・供給面（生産関数）

最後に、GDPギャップに影響する式はたくさんあるが、ここでは主なものとして、需要面で家計の消費の最適経路を決定する式（オイラー方程式）と、供給面で潜在成長率の決定に大きな影響を与える生産関数を取り上げる。まず、前者については、モデルでは家計の効用最大化問題から以下のように導かれている。

$$\Lambda_t^c / P_t^c = \beta R_t E_t \left[\Lambda_{t+1}^c / P_{t+1}^c \right]$$

$$\Lambda_t^c = \zeta^c \frac{\Xi_t^\beta}{C_t - hC_{t-1}} - \beta \zeta^c E_t \left[\frac{h \Xi_{t+1}^\beta}{C_{t+1} - hC_t} \right]$$

Λ_t^c は消費の限界効用、 P_t^c は消費財デフレーター、 C_t は実質消費、 h は消費の習慣形成を表すパラメーターである。この式で重要なのは、 Ξ_t^β で表わされる時間選好率に関するショックで、消費者の異時点間の相対需要、すなわち消費と貯蓄の代替に影響を与えるショックである。これは、3節で考察した、潜在財への需要シフトに対応するものと解釈できる。なお、モデルでは他にも政府支出や純輸出を外生的に変動させる需要ショックの存在を仮定しているが、それらは相対的な需要構造の変化を表すショックではない。

次に、各セクターの生産技術は³⁴、以下のように定式化されている。

$$X_t^c = [K_t^{u,c}]^\alpha \left[(A_t^m Z_t^m) L_t^c \right]^{1-\alpha}$$

$$X_t^k = [K_t^{u,k}]^\alpha \left[(A_t^m Z_t^m) (A_t^k Z_t^k) L_t^k \right]^{1-\alpha}$$

where $\ln A_t^n = \ln A_*^n + \varepsilon_t^{a,n}$, $n \in \{m, k\}$

$$\ln Z_t^n - \ln Z_{t-1}^n = (1 - \rho^{z,n}) \ln \Gamma_*^n + \rho^{z,n} (\ln Z_{t-1}^n - \ln Z_{t-2}^n) + \varepsilon_t^{z,n}$$

X_t は産出量、 K_t^u は稼働している資本ストック、 L_t は労働の投入量であり、添え字の c と k は、それぞれ低成長セクターと高成長セクターに対応する。また、 $A_t^m Z_t^m$ は両セクターに共通の、 $A_t^k Z_t^k$ は高成長セクターに固有の技術水準を表し、それぞれ一時的ショック $\varepsilon_t^{a,m}, \varepsilon_t^{a,k}$ と、永続的ショック（技術進歩率に対するショック） $\varepsilon_t^{z,m}, \varepsilon_t^{z,k}$ の影響を受ける。このように2種類のショックを加えることにより、3節で議論したように、一時的な技術ショックと永続的な技術ショックでは、GDPギャップに与える影響が異なる可能性を検証することができるようになる。

その他のモデルの定式化については、Fueki et al. (2010) および 笛木・福永 (2011) を参照されたい。以上では、マークアップ・ショック（消費財・投資財・賃金）、金融政策ショック、トレンド・インフレ率ショック、相対需要（時間選好）ショック、技術ショック（一時的・永続的、および両セクター共通・高成長セクター固有）について言及したが、モデルではこのほかに、投資調整費用ショック、資本稼働率ショック、政府支出ショック、純輸出ショックの存在を仮定している。以下では、これらのショック間で相関は存在しないと仮定したうえで、インフレ率の変動要因について分析していく。また、一部のショックの間に相関がある可能性についても、若干の分析を行う。

（推計結果の概要）

上記のモデルは、標準的な中規模 DSGE モデルと同様に、ベイジアン的手法によって推計される³⁵。推計に用いるデータは、高成長セクターと低成長セクターの1人当たり名目付加価値とデフレーター、雇用者報酬、労働投入量、コーレルレート、製造工業稼働率指数など10系列で、推計期間は1981年第1四半期

³⁴ 以下の生産技術は、各セクターの中で差別化された中間財生産企業のものである（詳細は Fueki et al. (2010) を参照）。ここでは個別企業を表すインデックスは省略している。

³⁵ 推計作業には Dynare 4.03 を利用した。推計方法の詳細については、Fueki et al. (2010) の 3.1 節を参照されたい。

から 2010 年第 4 四半期まで (Fueki et al. (2010) から 1 年分延長、笛木・福永 (2011) と同じ) である³⁶。なお、モデルではゼロ金利制約を明示的には考慮していないため、ゼロ金利政策が始まる以前 (1998 年第 4 四半期まで) のデータのみを用いた推計も行ったが、パラメーター等の推計結果は直近までのフルサンプルのデータを用いた場合と大きな違いはなかった³⁷。従って、以下では特に断りのない限りフルサンプルの推計結果を報告する。

推計したパラメーターの事前分布と事後分布、および推計せずにカリブレートしたパラメーターの値は、図表 3 にまとめられている。いずれもトレンド・インフレ率の変動を考慮していなかった Fueki et al. (2010) や 笛木・福永 (2011) の推計結果から大きくは変わっておらず、価格や名目賃金などの各種調整費用に関するパラメーター、金融政策ルールの反応係数などの推計結果は、概ね先行研究と整合的なものとなっている。また、各種の外生ショックの確率過程に関するパラメーターの推計値も、概ねリーズナブルなものと考えられる。なお、資本分配率、家計の主観的割引率、資本減耗率、マークアップ率や技術進歩率の定常値については、先行研究や過去のデータと整合的になるように、カリブレーションによって与えている。

図表 4-1~4-4 では、各種ショックに対する実質 GDP と消費財デフレーターインフレ率のインパルス応答をまとめている。ここで注目すべき点は、技術ショックについて、一時的ショックと永続的ショックでインフレ率の反応が異なる点である³⁸。すなわち、正の一時的技術ショックは、実質 GDP を増加させる一方でインフレ率を低下させる (高成長セクター固有の一時的技術シ

³⁶ モデルでは技術進歩のトレンドの変動を考慮しているため、推計に際してデータから予めトレンドを除去することはしない (但し一部のデータは対数階差をとる)。こうしたデータを、モデルの各変数の定常均衡経路からの乖離率 (トレンドの変動を含む) と対応させるように観測方程式を設定し、モデルの推計を行う。観測方程式では、データとモデルの変数の間に定数項の存在を仮定するが、データに観測誤差が含まれることは仮定しない。

³⁷ 金利スミージングの推計値 (事後分布の平均) は、フルサンプルでは 0.93、98 年までのデータを使った場合は 0.90 となる。なお、ゼロ金利期間を除いても推計結果があまり変わらないのは、後で示すように、金融政策ショックの効果がそもそも小さいこととも関係していると考えられる。

³⁸ このほか、金融政策ショックとトレンド・インフレ率ショックについては、インフレ率と実質 GDP を同じ方向に動かし、金利を引上げる金融政策ショックに対しては両者はマイナスに、トレンド・インフレ率を引上げるショックに対しては両者はプラスに反応する。3 種類のマークアップ・ショックについては、いずれもインフレ率を上昇させる一方で、実質 GDP を減少させる。家計の時間選好に関する正の相対需要ショック (貯蓄よりも消費を増やすショック) に対しては、インフレ率と実質 GDP はいずれもプラスに反応する。

ックは最初だけインフレ率を上昇させる)のに対し、正の永続的技術ショックは、実質GDPだけでなくインフレ率も上昇させる。これは、3節で論じたように、家計や企業の成長期待、すなわち家計の期待所得や企業の期待収益を永続的に高めることを通じて、供給面のショックが家計や企業の需要面に波及するためと考えられる。

(潜在成長率とGDPギャップ)

図表5では、Fueki et al. (2010) の定義に従って算出した、潜在成長率とGDPギャップの推移が示されている。潜在成長率は、価格や名目賃金が伸縮的でマークアップ・ショックも存在しない場合の仮想的な実質GDPに当たる「効率的産出量」の変動のうち、永続的な技術ショックの影響によって変動しているトレンドの部分抽出したものである³⁹。また、上記の定義によって算出される潜在産出量からの実際の実質GDPの乖離が、GDPギャップとして定義されている。

図表5では、3節での議論と整合的に、潜在成長率の低下とGDPギャップの悪化が同時に起こっていたことが示されている⁴⁰。すなわち、M-JEM から算出された潜在成長率は、1990年代前半に4%程度から0%近傍まで急速に低下したあと、2000年代以降は、世界金融危機の時期にマイナスまで落ち込んだ以外は、概ね0~2%の範囲内で推移している。一方、GDPギャップは、消費者デフレーターの下落傾向が顕著になった1990年代の終わり頃からはマイナス圏内で推移することがほとんどとなっている。M-JEM から算出された上記のGDPギャップは、2節で示したほど単純に実質限界費用と対応するものでは必ずしもないが、このように慢性的にマイナス圏内での推移を続けていることは、90年代後半からの日本の長期デフレを説明する一つの要因であった可能性が高いことを示唆している。なお、図表5で示されているように、M-JEM による潜在成長率とGDPギャップは、日本銀行調査統計局で生産関数アプローチにより算出しているそれらとも概ね整合的な推移となっており⁴¹、また、トレンド・インフレ率の変動を考慮していなかった笛木・福永 (2011) の結果とも大きな違いはみられない。

³⁹ モデル上の効率的産出量は人口1人あたりで定義されているため、より正確には、そのトレンド部分の変動に人口成長率を加えたものが潜在成長率となる。

⁴⁰ M-JEM における効率的産出量や自然産出量の成長率も、潜在成長率と同様に低下しており、同時に、それらと実質GDPの間の乖離として算出されるGDPギャップも悪化している。なお、効率的産出量や自然産出量は、永続的な技術ショックだけでなく、様々なショックの影響を受けて変動する。

⁴¹ M-JEM と生産関数アプローチによる潜在成長率やGDPギャップの推計結果の違いの詳細については、一上他 (2009)、笛木・福永 (2011) を参照されたい。

(トレンド・インフレ率)

図表6では、M-JEMから推計されたトレンド・インフレ率の推移が示されている。実際の消費財デフレーターインフレ率が90年代以降低下したのに合わせて、トレンド・インフレ率も2000年代半ばにかけて緩やかに低下し、その後はほぼ横ばいで推移している。実際のインフレ率が90年代後半以降ほとんどマイナス圏内で推移したのに比べると、トレンド・インフレ率の水準は直近までプラス圏内を維持しており、低下のペースは緩やかである⁴²。こうした推移は、図表6で示されている通り、エコノミストのコンセンサス・フォーキャストによるインフレ予想を用いて推計された、Q-JEMの中長期(6~10年先)の予想インフレ率とも整合的になっている⁴³。従って、M-JEMで推計された上記のトレンド・インフレ率の緩やかな低下は、モデルの定式化から文字通り中央銀行の目標インフレ率が低下したと解釈することもできるし、一方で民間主体の中長期的なインフレ予想の低下に対応したものと解釈することも可能である。

(インフレ率の要因分解)

本稿のメインの分析結果として、図表7では、消費財デフレーターインフレ率が、M-JEMの中でどのショックによって説明されているかを寄与度分解の形で示している。インフレ率がマイナス圏内に入った1995年を境に推計期間を2つに区切り、1985~1994年(年平均インフレ率+1.2%)と、1995~2010年(同-0.7%)のインフレ率に対する各ショックの寄与度を算出している⁴⁴。後半の期間のデフレに寄与しているのは、マークアップ・ショック(3種類合計、-1.0%)、相対需要ショック(-0.7%)、技術ショック(4種類合計、-0.1%)であり、これらはいずれも、3節で考察したように、日本の構造問題に関わると考えられるショックである。ただし、このうち寄与の大きいマークアップ・ショックの中には、輸入財価格や為替レートの変動の直接的な影響も含まれており、また、相対需要ショックの中にも、一時的な不確実性の高まりの影響など、構造問題とは必ずしも対応しない変動要因も含まれる点には留意する

⁴² 図表6では、98年までのデータを用いて推計された金融政策ルールのパラメーターの値を固定した場合のトレンド・インフレ率の推計結果も示しており、それによるとトレンド・インフレ率の低下ペースはさらに緩やかである。直近時点(2010年第4四半期)のトレンド・インフレ率の推計値は、フルサンプルによる推計の場合は0.4%、98年までの金融政策ルールに基づいた推計の場合は0.8%となる。

⁴³ Q-JEMによる予想インフレ率の推計については、Fukunaga et al. (2011)を参照。

⁴⁴ 消費税率の引上げがあった89年第2四半期と97年第2四半期から4四半期分の前年比は、期間平均の計算から除いている。

必要がある⁴⁵。

一方、トレンド・インフレ率（定数項の寄与を含む）は、後半期間のインフレ率にもプラス寄与となっており、上記の要因によるデフレ圧力に対してある程度下支えする役割を果たしていたことになる。ただし、前後半でのインフレ率の変化（ $-1.9\%P$ ）に対しては大きくマイナス寄与（ $-1.1\%P$ ）しており⁴⁶、マークアップ・ショック（ $-0.7\%P$ ）、相対需要ショック（ $-0.2\%P$ ）、技術ショック（ $-0.1\%P$ ）を合わせたものと同程度の寄与となっている。

なお、金融政策ショックの寄与度は、後半期間のインフレ率、前後半でのインフレ率の変化のいずれに対しても、わずかなプラス（ 0.1% ）となっており、ゼロ金利制約によるマイナス寄与は、少なくともこのショックでみる限り、さほど大きくなかったことが示唆される。実際、推計された金融政策ルールが示す金利は、1999年以降断続的にマイナスの値をとることがあったものの、その期間は持続的ではなく、マイナス幅自体も小さかった⁴⁷。ただし、ゼロ金利制約の影響は、2節で論じたようにトレンド・インフレ率ショックの中でも幾分捉えられていた可能性が考えられる。このほか、政府支出ショックや純輸出ショック、投資調整費用ショックなどについても、インフレ率への寄与は総じてみれば大きくなかった⁴⁸。

図表8では、参考までに、トレンド・インフレ率の変動を考慮しない従来のバージョンのM-JEMによる、同様の要因分解の結果を示している。後半期間のデフレに対する寄与度は、相対需要ショック（ -1.1% ）がマークアップ・ショック（ -0.9% ）よりも大きくなっている一方、前後半でのインフレ率の変化に対しては、マークアップ・ショックの寄与度（ $-1.5\%P$ ）が大幅に拡大し最も大きくなっている。それ以外のショックの寄与度には大きな違いはなく、上記の2つのショックがトレンド・インフレ率の変動がなくなった代わりに寄与を高めたことになる。

⁴⁵ もっとも、相対需要ショックについては、持続性を表すAR(1)パラメーターの推計値が1に近く（事後分布の平均値は0.96）、一定の期間でもインフレ率にマイナス寄与を続けていたことから、3節で論じたように、イノベーションの停滞や実質硬直性など構造問題に起因する変動を相応に含んでいたと類推することも可能である。

⁴⁶ 98年までの金融政策ルールに基づいて推計されたトレンド・インフレ率の低下ペースはより緩やかなため、前後半でのインフレ率の変化に対する寄与度は $-0.7\%P$ となる。

⁴⁷ 図表5で示した潜在成長率の定義に対応した自然利子率を算出すると、推計期間を通じてマイナスの値をとることはなかった。

⁴⁸ 銀行の不良債権問題などの金融的要因のデフレへの寄与は、投資調整費用ショックのほか、特に構造問題に関連する部分については、技術ショックや相対需要ショックの中でもある程度捉えられていた可能性が考えられる。

トレンド・インフレ率の変動を考慮する場合でもしない場合でも、いずれにしても上記の結果は、相対需要ショックやマークアップ・ショックを中心に、構造問題に関わる要因が日本の長期デフレに相応に寄与していた可能性を示唆している。また、その具体的なメカニズムについても、3節で考察したものと概ね矛盾しない結果になっていると考えられるが、この点については、以下でもう少し分析を進めることとする。

(技術ショックと他のショックの相関)

上記の分析では、各ショックの間で相関は存在しないことを仮定していたが、3節で考察した「需要創出型イノベーション」や「プロダクト・イノベーション」の停滞、およびゼロ金利制約などを通じて、負の技術ショック（それによる潜在成長率の低下）が、相対需要の変化や均衡マークアップ率の低下、およびトレンド・インフレ率の低下につながっていた可能性なども考えられる。以下では、そのような可能性も考慮に入れた分析を行う。

具体的には、下記の通り、消費財のマークアップ・ショック ($\hat{\theta}_t^{x,c}$)、トレンド・インフレ率 ($\hat{\pi}_t^{p,c^*}$)、そして相対需要ショック ($\hat{\xi}_t^\beta$) の確率過程を仮定した式に、永続的な中立的技術ショック ($\hat{\gamma}_t^{z,m}$) の1期ラグを説明変数として追加し、モデル全体を推計し直した際に説明変数が有意にゼロと異なるかを調べる。

$$\begin{aligned}\hat{\theta}_t^{x,c} &= \rho^{\theta_{x,c}} \hat{\theta}_{t-1}^{x,c} + \delta^{\theta_{x,c}} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\theta_{x,c}} - \rho^{\theta_{x,c},ma} \varepsilon_{t-1}^{\theta_{x,c}} \\ \hat{\pi}_t^{p,c^*} &= \rho^T \hat{\pi}_{t-1}^{p,c^*} + \delta^T \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^T \\ \hat{\xi}_t^\beta &= \rho^{\xi,\beta} \hat{\xi}_{t-1}^\beta + \delta^{\xi,\beta} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\xi,\beta}\end{aligned}$$

図表9-1は、上記の3式すべてに中立的技術進歩率を加えた場合の推計結果を示している。トレンド・インフレ率と相対需要ショックに対する技術進歩率の影響については、推計されたパラメーターの事後分布(5~95%分位点)がゼロをまたいでおり、有意とは言えないが、マークアップ・ショックに対しては、技術進歩率は有意にプラスの影響を与えている。この結果は、3節で言及したプロダクト・イノベーションの停滞や、生産性成長率の低下と関係した構造問題(新陳代謝の停滞など)が、同時に均衡マークアップ率を低下させていた可能性などを示唆するものである⁴⁹。

⁴⁹ 図表9-2では、上記の3式のうちいずれかのみの中立的技術進歩率を加えてモデル全体を推計した場合の、それぞれ(3通り)の推計結果を示している。この場合、マークアップ・ショックに加え、トレンド・インフレ率に対しても技術進歩率は有意にプラスの影響を与えている。この結果は、3節でも言及したように、技術進歩率の低下によって自然利子率の低下が続く中、ゼロ金利制約が問題になることを見越した民間主体が、中長期のインフレ予想を低下させていた可能性などを示唆するものである。

上記の拡張した定式化のもとでインフレ率の要因分解を行うと、技術ショックの寄与度が拡大し、その分マークアップ・ショックの寄与度が縮小する。ただし、上記の定式化では、技術ショックの影響が（1期遅れて）他のショックに及ぶ可能性のみを検討しており、様々なショックの間の双方向の関係を考慮しているわけではない⁵⁰。各種のショック間のより一般的な相関関係を考慮したうえでインフレ率の要因分解を行うことは今後の課題である。

5. おわりに

本稿では、日本の長期デフレの要因について、国内の構造問題との関係に焦点を当てて、ニューケインジアン理論に基づく概念整理（2節、3節）と、マクロモデルによる定量的分析（4節）を行った。4節の分析結果を、2節、3節での議論に即して整理すると、以下のとおりである。

1. 1990年代以降、永続的な負の技術ショックによる潜在成長率の低下とともに、GDPギャップが悪化した。インパルス応答関数からは、永続的な負の技術ショックが、民間主体の成長期待の下押しによるGDPギャップの悪化を通じて、インフレ率を低下させることが確認された。
2. 上記の技術ショックに加えて、異時点間の需要シフトを表す相対需要ショック（本稿ではこれを既存財から潜在財への需要シフトと解釈）と、企業の価格支配力や収益力の低下などに関係したマークアップ・ショックが、1990年代後半以降のインフレ率の低下に大きな寄与をもった。これらは、「少子高齢化の進行等に伴い需要構造がシフトする中であって、イノベーションの停滞や実質硬直性といった構造問題によって新しい需要構造に適応できないことが、需給バランスの悪化や均衡マークアップ率の低下を通じてデフレにつながった」との見方と矛盾しない。
3. 計測されたトレンド・インフレ率は低下しており、これも1990年代後半以降のインフレ率の低下に大きな寄与をもった。ただし、これが中央銀行の目標インフレ率の低下を表わすのか、（ゼロ金利制約が問題となることなどを見越した）民間主体の中長期的なインフレ予想の低下を表わすのかは、必ずしも明らかではない。一方、金融政策ショック（これもゼロ金利制約の影響を捉える）は、長期デフレにはほとんど寄与しなかった。

⁵⁰ Curdia and Reis (2010) は各種ショック間のより一般的な相関関係を考慮した（ただし同時点の相関関係については考慮していない）分析を行っている。補論で紹介する「景気循環会計」も、景気やインフレ率の変動要因について、各要因間の相関関係を考慮したうえで分析するアプローチである。

以上みてきたように、本稿の分析結果は「構造問題が長期デフレにつながった」という見方と整合的ではあるが、そう確かに結論付けるには、なお、残された課題が少なくない。まず、本稿で考察した構造問題と関わる各要因の具体的なメカニズムや各要因間の関係について、モデルに様々な市場の摩擦を導入することなどを通じて、定量的な分析をさらに精緻化する余地がある。ポイントとなる永続的な技術ショックや相対需要ショック、マークアップ・ショックは、構造問題の顕れと解釈してきたが、他の理由によっても生じ得るものである。さらなる精緻化作業を通じて、これらのショックが実質硬直性と関わっていることを確認しなければならない。また、トレンド・インフレ率低下の解釈やゼロ金利制約の影響などについても、より分析を深める必要がある。一方、本稿の分析課題ではないが、DSGEモデルによる厚生評価などを通じて、政策的なインプリケーションを探っていくことも重要であろう。

(補論) 景気循環会計からみた日本の長期デフレの要因

景気循環会計は、インフレ率や実質GDP等の変動要因として、どのようなショックやフリクションが重要かを、シンプルな動学的一般均衡モデルを用いて大掴みに把握するために用いられる分析手法である。フリクションとは、円滑な市場機能や効率的な経済活動を妨げる要因を指し、本稿で注目した「構造問題」と密接に関連した概念である。

景気循環会計の手法は、従来、実質GDPの変動の説明に使われることが多かったが、最近になって、インフレ率の変化の説明にも応用されるようになった⁵¹。以下では、景気循環会計の手法を用いて、日本の長期デフレの要因を分析した暫定的な結果を簡単に紹介する。

景気循環会計では、インフレ率の変動を、次の6つの要因に分解する⁵²。通常の動学的一般均衡モデルでは、各種ショックが互いに独立であるという仮定が置かれることが多いが、景気循環会計では、各要因の間に相関がある可能性を許容する点が特徴である。

- ① 生産性成長率の変化（「効率性ウェッジ」と呼称）：技術進歩率の変化のほか、企業間の資源配分の効率性の変化を捉えたもの。
- ② 労働市場の均衡を最適なものから乖離させる要因（「労働ウェッジ」と呼称）：賃金の硬直性や規制のほか、労働市場に発生する各種ショックの影響を捉えたもの。
- ③ 設備投資の水準を最適な水準から歪める要因（「投資ウェッジ」と呼称）：企業の資金調達環境の変化のほか、貸出市場に発生する各種ショックの影響を捉えたもの。
- ④ 家計の消費・貯蓄行動を最適なものから乖離させる要因（「消費・貯蓄ウェッジ」と呼称）：雇用・所得環境や年金・財政問題に関する家計の将来不安による消費の抑制等を捉えたもの。

⁵¹ 景気循環会計の手法は、Chari, Kehoe and McGrattan (2007)によって提唱された。この手法が日本の実質GDPとそのコンポーネントの変動の説明に応用された例は、Kobayashi and Inaba (2006)を参照。また、この手法で米国のインフレ率の変動要因を分析したものとしては、Sustek (2010)を参照。

⁵² 大雑把に言えば、景気循環会計 (Business Cycle Accounting) は、成長会計 (Growth Accounting) の景気循環バージョンだと考えてよい。すなわち、成長会計が長期的な経済成長をTFP、労働、資本の3つの要因に分解する手法である一方で、景気循環会計は、比較的短期の景気変動を複数の要因 (ウェッジ) に分解する手法である。

- ⑤ 政策金利を標準的なテイラー・ルールで示唆される水準から乖離させる要因（「金融政策ウェッジ」と呼称）：ゼロ金利制約や裁量的な金融政策の影響が含まれる。
- ⑥ その他、政府支出や純輸出等の変動の影響。

以上6つの要因のうち、特に①～④の4つは、本稿で注目した「構造問題」との関係が強いとみられる。

この手法では、以上6つの「ウェッジ」を含む動学的一般均衡モデルを推計することにより、各ウェッジの分散や自己相関、ウェッジ間の相関を計算する。今回の推計では、インフレ率のほかに、実質GDP、消費、設備投資、労働投入、短期名目金利のデータを利用した。なお、一般物価の指標としては、GDPデフレーターを用いた。

主な分析結果を示したのが図表10である。まず、この手法で推計されたウェッジのうち、効率性ウェッジと消費・貯蓄ウェッジの推移をみると（図表10(1)）、90年代後半以降、消費・貯蓄ウェッジは継続的に低水準となっているほか、効率性ウェッジも頻繁にマイナスの値をとっている。このモデルにおいて、消費・貯蓄ウェッジの低下（消費の減少）と効率性ウェッジの低下（生産性成長率の低下）は、ともにデフレ方向に働く。次に、仮にこれら2つのウェッジの変動が全くなかった場合のインフレ率の推移をみると（図表10(2)）、90年代後半以降のインフレ率は、実際的水準よりも1%程度高めで推移するほか、物価の下落が生じた期間も実際よりかなり短期間となる。なお、これら以外の4つのウェッジは、日本の長期デフレに対して限定的な影響しか与えていなかった。

上記の結果における効率性ウェッジの低下は、イノベーションの停滞や企業間の資源配分の効率性悪化を反映したものと考えられ、4節の分析で用いたM-JEMにおける負の「技術ショック」に概ね対応している。また、消費・貯蓄ウェッジの低下は、異時点間の需要シフトや将来不安の高まりなどによる消費の抑制と貯蓄の増加に関連したものと解釈でき、M-JEMにおける負の「相対需要ショック」に概ね対応している。これらはどちらも日本の「構造問題」と関連した要因と考えられ、構造問題が長期デフレの重要な要因であったという本稿4節の分析結果と整合的である。

(参考文献)

- 有賀健、「価格マークアップとフィリップス曲線」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.06-J-11、2006年4月
- 池尾和人、『開発主義の暴走と保身』、NTT出版、2006年
- 一上響・北村富行・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子、「ハイブリッド型日本経済モデル：Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 09-J-6、2009年7月
- 一上響・代田豊一郎・関根敏隆・笛木琢治・福永一郎、「潜在成長率の各種推計法と留意点」、日銀レビュー 2009-J-13、2009年9月
- 伊藤智・猪又裕輔・川本卓司・黒住卓司・高川泉・原尚子・平形尚久・峯岸誠、「GDPギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー 2006-J-8、2006年5月
- 岩崎雄斗・河合正弘・平形尚久、「新興国における供給ショックの国際波及」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ（近刊、第4回東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催コンファレンス提出論文）、2012年
- 加藤涼・川本卓司、「ニューケインジアン・フィリップス曲線：粘着価格モデルにおけるインフレ率の決定メカニズム」、日銀レビュー 2005-J-6、2005年
- 亀田制作、「わが国の生産性を巡る論点 ～ 2000年以降の生産性動向をどのように評価するか～」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 09-J-11、2009年12月
- 古賀麻衣子・西崎健司、「物価・賃金フィリップス曲線の推計：粘着価格・賃金モデル」、日本銀行金融研究所『金融研究』、2006年
- 鶴光太郎、『日本の経済システム改革』、日本経済新聞社、2006年
- 敦賀貴之・武藤一郎、「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について」、日本銀行金融研究所『金融研究』、2008年
- 西村清彦・井上篤、「高度成長期以後の日本製造業の労働分配率：「二重構造」と不完全競争」、石川経夫（編）、『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会、1994年
- 笛木琢治・福永一郎、「Medium-scale Japanese Economic Model (M-JEM)：中規模動学的一般均衡モデルの開発状況と活用例」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 11-J-8、2011年11月

深尾京司・宮川努、「日本の生産性上昇率は回復したか：J I Pデータベース最新版による推計」、経済産業研究所第508回 Brown Bag Lunch Seminar における報告用資料、2008年4月18日

前田栄治・肥後雅博・西崎健司、「わが国の「経済構造調整」についての一考察」、日銀調査月報、2001年7月

宮尾龍蔵、「日本の長期停滞と経済の供給サイド」、『マクロ金融政策の時系列分析』第8章、日本経済新聞社、2006年

吉川洋、『構造改革と日本経済』、岩波書店、2003年

吉川洋・松本和幸、「産業構造の変化と経済成長」、財務省財務総合研究所「フィナンシャル・レビュー」、2001年7月

渡辺努、「ゼロ金利下の長期デフレ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ（近刊、第4回東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局共催コンファレンス提出論文）、2012年

Ball, Laurence and David Romer, “Real Rigidities and the Non-Neutrality of Money,” *Review of Economic Studies* 57, 1990, 183-203.

Batini, Nicoletta, Brian Jackson, and Stephen Nickell, “An Open-Economy New Keynesian Phillips Curve for the U.K.,” *Journal of Monetary Economics* 52, 2005, 1061-1071.

Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe and Martin Uribe, “The Perils of Taylor Rules,” *Journal of Economic Theory* 96, 2001, 40-69.

Bernanke, Ben S., “Inflation Expectations and Inflation Forecasting”, Remarks, Board of Governors of the Federal Reserve System, July 10, 2007.

Chari, V. V., Patrick J. Kehoe, and Ellen R. McGrattan, “Business Cycle Accounting,” *Econometrica* 75, 2007, 781-836.

Chung, H. T., M. T. Kiley, and J.-P. Laforte, “Documentation of the Estimated, Dynamic, Optimization-based (EDO) Model of the U.S. Economy: 2010 Version,” Finance and Economics Discussion Series, 2010-29.

Cogley, Timothy, Giorgio E. Primiceri, and Thomas J. Sargent, “Inflation-Gap Persistence in the U.S.,” *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1), 2010, 43-69.

Cogley, Timothy and Argia M. Sbordone, "Trend Inflation, Indexation, and Inflation Persistence in the New Keynesian Phillips Curve", *American Economic Review* 98(5), 2008, 2101-2126.

Curdia, Vasco and Ricardo Reis, "Correlated Disturbances and U.S. Business Cycles," NBER Working Papers 15774, February 2010.

Del Negro, Marco and Stefano Eusepi, "Fitting Observed Inflation Expectations", FRBNY Staff Reports, November 2010.

Edge, R. M., M. Kiley, and J.-P. Laforde, "Documentation of the Research and Statistics Divisions Estimated DSGE Model of the U.S. Economy: 2006 Version," Finance and Economics Discussion Series, 2007–53.

Erceg, Christopher J., Dale Henderson and Andrew T. Levin, "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Setting", *Journal of Monetary Economics* 46, 2000, 281-313.

Erceg, Christopher J. and Andrew T. Levin, "Imperfect Credibility and Inflation Persistence", *Journal of Monetary Economics* 50, 2003, 915-944.

Fueki, Takuji, Ichiro Fukunaga, Hibiki Ichiue and Toyoichiro Shirota, "Measuring Potential Growth with an Estimated DSGE Model of Japan's Economy", Bank of Japan Working Paper No. 10-E-13, December 2010.

Fukunaga, Ichiro, Naoko Hara, Satoko Kojima, Yoichi Ueno, and Shunichi Yoneyama, "The Quarterly Japanese Economic Model(Q-JEM): 2011 Version", Bank of Japan Working Paper No. 11-E-11, November 2011.

Gali, Jordi, *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, MIT Press, 2008.

Ichiue, Hibiki, Takushi Kurozumi, and Takeki Sunakawa, "Inflation Dynamics and Labor Market Specifications: A Bayesian Dynamic Stochastic General Equilibrium Approach for Japan's Economy", *Economic Inquiry*, forthcoming.

Ireland, Peter N., "Changes in the Federal Reserve's Inflation Target: Causes and Consequences", *Journal of Money, Credit and Banking* 39(8), 2007, 1851-1882.

Kiyota, Kozo, Takanobu Nakajima, and Kiyohiko G. Nishimura, "Measurement of the Market Power of Firms: the Japanese Case in the 1990s," *Industrial and Corporate Change* 18(3), 2009, 381-414.

Kobayashi, Keiichiro and Masaru Inaba, "Business Cycle Accounting for the Japanese Economy," *Japan and the World Economy* 18(4), 2006, 418-440.

Mishkin, Frederic S., “Inflation Dynamics”, Remarks, Board of Governors of the Federal Reserve System, March 23, 2007.

Muto, Ichiro, “Estimating a New Keynesian Phillips Curve with a Corrected Measure of Real Marginal Cost: Evidence in Japan”, *Economic Inquiry*, 47(4), 2009, 667-684.

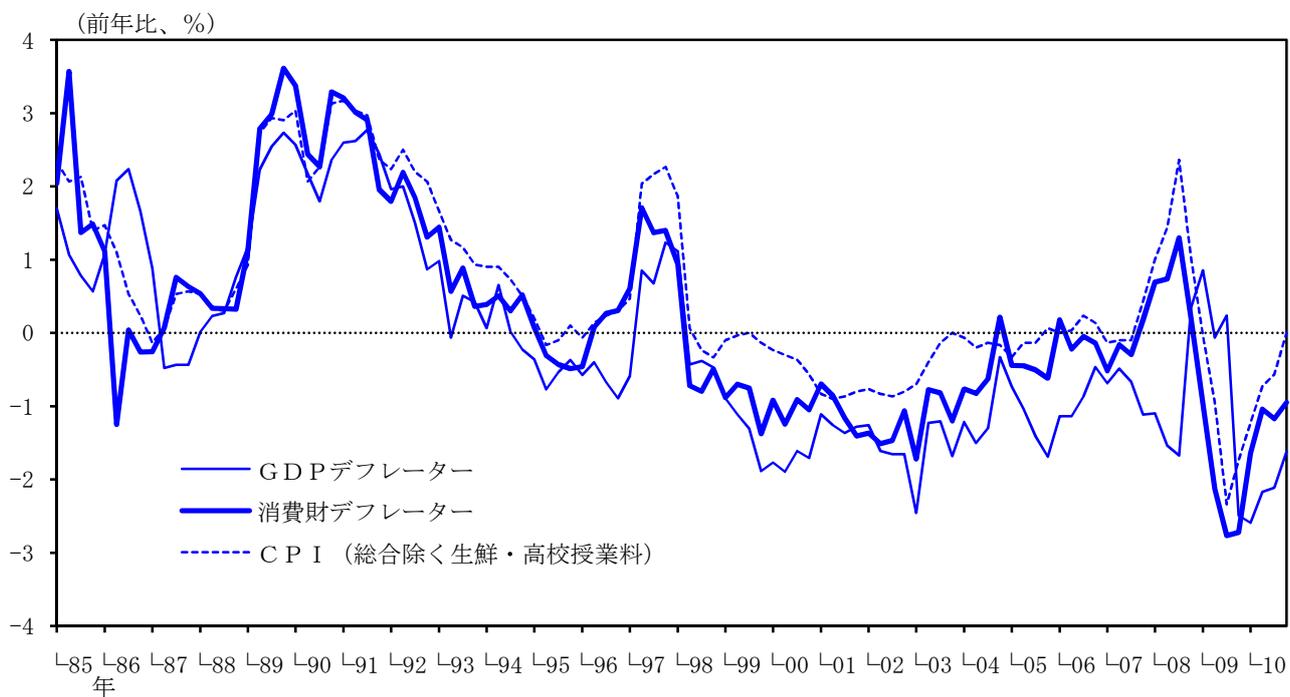
Rotemberg, Julio J. and Michael Woodford, “The Cyclical Behavior of Prices and Costs”, in John B. Taylor and Michael Woodford, eds., *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1B, 1999.

Orphanides, Athanasios and David W. Wilcox, “The Opportunistic Approach to Disinflation,” *International Finance* 5(1), 2002, 47-71.

Sustek, Roman, “Monetary Business Cycle Accounting,” *Review of Economic Dynamics* 14(4), 2010, 592-612.

Woodford, Michael, *Interest and Prices*, Princeton University Press, 2003.

各種インフレ率の推移



(注) 消費財デフレーターは、個人消費・住宅投資・政府支出のデフレーターを結合したもの。

(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」

フィリップス曲線からみたインフレ率の決定要因

(ニューケインジアン・フィリップス曲線)

$$\pi_t = \lambda mc_t + \lambda \mu_t^* + \beta E_t \pi_{t+1}$$

各種ショックとその波及メカニズム
(構造問題の影響も含む)

実質限界費用

(GDPギャップや
輸入原材料・中間財コスト
に関する情報も含む)

mc_t

均衡マークアップ率

(企業の価格支配力に
関する情報も含む)

μ_t^*

予想インフレ率

(将来の経済状況に関する
期待の情報も含む)

$E_t \pi_{t+1}$

今期のインフレ率

π_t

M-JEMの推計結果 (トレンド・インフレ率可変ケース)

(1) 推計されたパラメーター (事前分布および事後分布)

パラメーター	事前分布	事前平均	事前標準偏差	事後分布			
				平均	5%	95%	
h	消費ハビット	beta	0.6	0.15	0.42	0.31	0.53
ν	労働供給の弾性値	gamm	2	1	0.35	0.07	0.61
χ^p	価格調整費用	gamm	4	2	17.37	11.17	23.43
η^p	価格調整の慣性	beta	0.5	0.15	0.20	0.07	0.32
χ^w	賃金調整費用	gamm	4	2	18.52	10.89	26.15
η^w	賃金調整の慣性	beta	0.5	0.15	0.12	0.04	0.20
χ^l	労働のリアロケーション費用	gamm	2	1	1.52	0.00	2.86
η^l	労働調整の慣性	beta	0.5	0.15	0.56	0.30	0.84
χ	設備投資調整費用	gamm	2	1	1.95	0.93	2.88
ϕ^r	金利スミージング	beta	0.7	0.15	0.93	0.91	0.95
$\phi^{\pi,gdp}$	テイラールール (インフレ率)	norm	1.5	0.5	1.65	1.18	2.13
$\phi^{h,gdp}$	テイラールール (ギャップ)	norm	0.5	0.5	0.22	0.13	0.32
$\phi^{\Delta h,gdp}$	テイラールール (ギャップ前期差)	norm	0	0.5	0.97	0.50	1.41
ψ	稼働率パラメーター	norm	1	1	3.22	2.15	4.28
$\rho^{z,k}$	永続的な技術進歩ショック (高成長セクター固有) AR	norm	0.98	0.01	0.99	0.98	0.99
$\rho^{z,m}$	永続的な技術進歩ショック (両セクター共通) AR	norm	0.98	0.01	0.98	0.98	0.99
$\rho^{\theta_{x,c}}$	価格マークアップ・ショック (消費財) AR	beta	0.5	0.15	0.81	0.72	0.90
$\rho^{\theta_{x,k}}$	価格マークアップ・ショック (投資財) AR	beta	0.5	0.15	0.49	0.29	0.68
ρ^{θ_l}	賃金マークアップ・ショックAR	beta	0.5	0.15	0.33	0.09	0.58
ρ^φ	投資調整コストショックAR	beta	0.7	0.15	0.42	0.29	0.56
ρ^g	政府消費ショックAR	beta	0.5	0.15	0.94	0.91	0.97
ρ^f	純輸出ショックAR	beta	0.5	0.15	0.85	0.80	0.90
$\rho^{\xi,\beta}$	相対需要ショックAR	beta	0.8	0.15	0.96	0.93	0.99
ρ^U	稼働率調整コストショックAR	beta	0.7	0.15	0.90	0.84	0.97
ρ^T	トレンド・インフレ率AR	beta	0.99	0.01	0.99	0.98	0.99
$\rho^{\theta_{x,c},ma}$	価格マークアップ・ショック (消費財) MA	beta	0.5	0.15	0.67	0.51	0.83
$\rho^{\theta_{x,k},ma}$	価格マークアップ・ショック (投資財) MA	beta	0.5	0.15	0.56	0.37	0.75
$\rho^{\theta_l,ma}$	賃金マークアップ・ショックMA	beta	0.4	0.15	0.40	0.24	0.57
σ^r	金融政策ショックSD	invg	0.1	2	0.10	0.08	0.11
$\sigma^{z,k}$	永続的な技術進歩ショック (高成長セクター固有) SD	invg	0.2	2	0.20	0.05	0.40
$\sigma^{z,m}$	永続的な技術進歩ショック (両セクター共通) SD	invg	0.2	2	0.09	0.05	0.13
$\sigma^{\theta_{x,c}}$	価格マークアップ・ショック (消費財) SD	invg	0.5	1	0.43	0.34	0.52
$\sigma^{\theta_{x,k}}$	価格マークアップ・ショック (投資財) SD	invg	1.5	1	3.09	2.63	3.51
σ^{θ_l}	賃金マークアップ・ショックSD	invg	0.5	1	2.43	1.29	3.56
$\sigma^{a,k}$	一時的な技術進歩ショック (高成長セクター固有) SD	invg	5	5	2.64	1.65	3.66
$\sigma^{a,m}$	一時的な技術進歩ショック (両セクター共通) SD	invg	5	5	1.21	1.03	1.38
σ^φ	投資調整コストショックSD	invg	3	5	20.03	9.20	30.09
σ^g	政府消費ショックSD	invg	1	5	1.54	1.36	1.70
σ^f	純輸出ショックSD	invg	0.5	5	0.25	0.22	0.28
$\sigma^{\xi,\beta}$	相対需要ショックSD	invg	5	5	4.48	3.09	5.80
σ^U	稼働率調整コストショックSD	invg	1	2	1.35	1.16	1.55
σ^T	トレンド・インフレ率ショックSD	invg	0.03	0.01	0.04	0.02	0.05

(2) カリブレートしたパラメーター

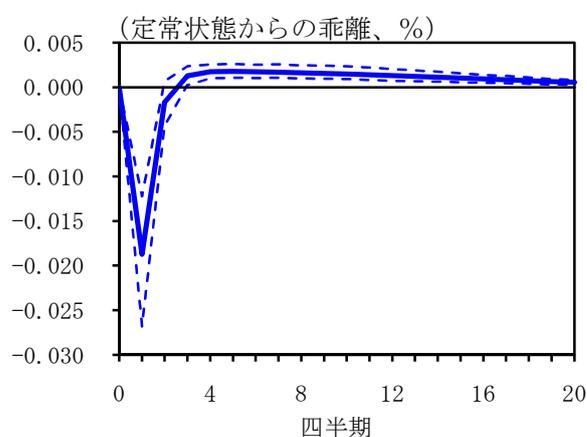
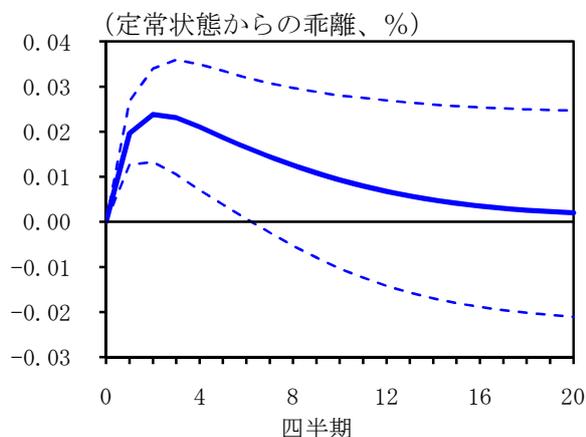
α	資本分配率	0.3
β	家計の主観的割引率	0.99
δ	資本減耗率	0.02
$\Theta_{*}^{x,c}$	定常状態の価格マークアップ率 (消費財)	11
$\Theta_{*}^{x,k}$	定常状態の価格マークアップ率 (投資財)	11
$\Theta_{*}^{x,l}$	定常状態の賃金マークアップ率	11
$\Gamma_{*}^{z,m}$	技術進歩率の定常状態 (両セクター共通)	1.002
$\Gamma_{*}^{z,k}$	技術進歩率の定常状態 (高成長セクター固有)	1.004

各種ショックに対するインパルス応答 (1)

(1) 一時的な技術進歩ショック (両セクター共通) に対する反応

○ 実質GDP

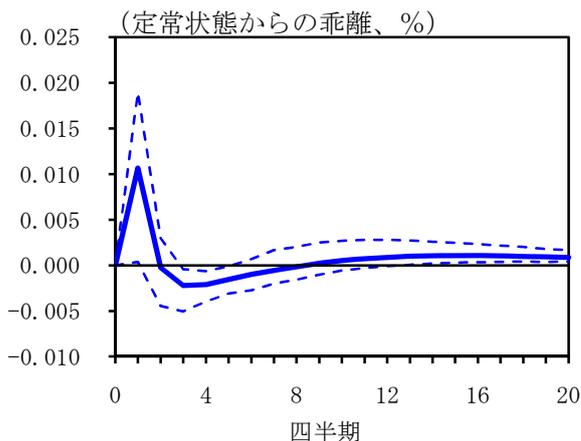
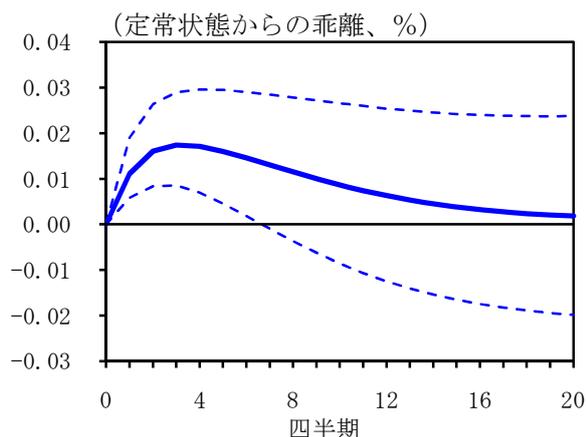
○ インフレ率 (年率)



(2) 一時的な技術進歩ショック (高成長セクター固有) に対する反応

○ 実質GDP

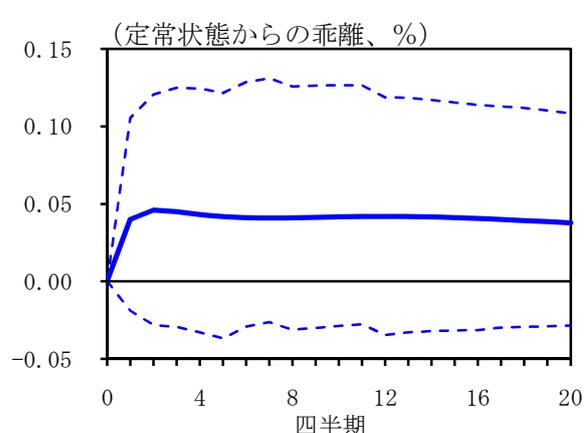
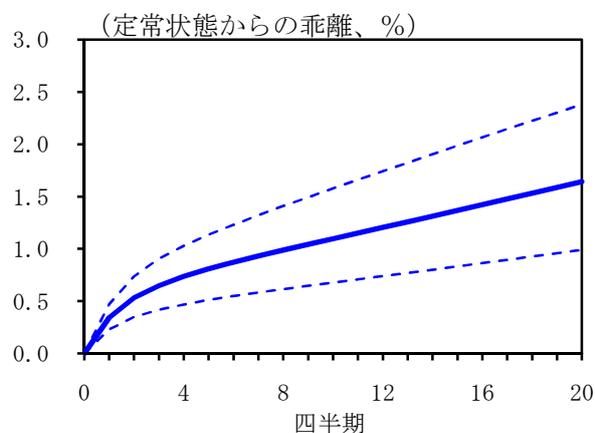
○ インフレ率 (年率)



(3) 永続的な技術進歩ショック (両セクター共通) に対する反応

○ 実質GDP

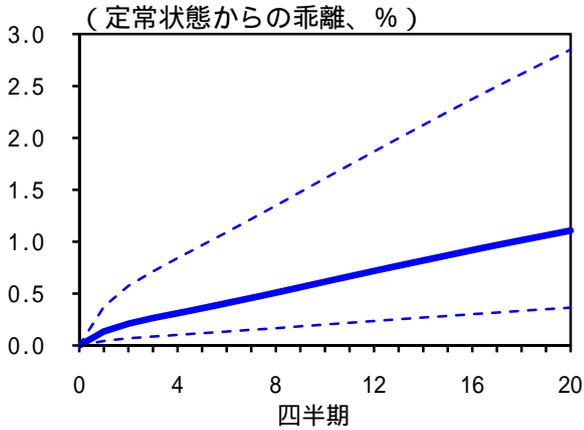
○ インフレ率 (年率)



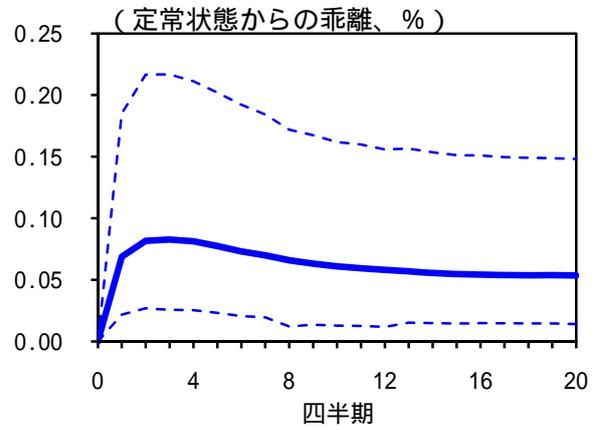
(注) 1. +1標準偏差ショックに対する反応。なお、点線は90%信頼区間を表す。
2. インフレ率は消費財デフレーター。

各種ショックに対するインパルス応答 (2)

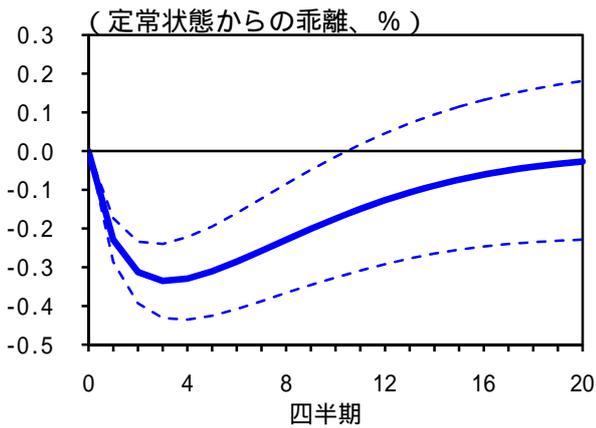
(4) 永続的な技術進歩ショック (高成長セクター固有) に対する反応
実質 GDP



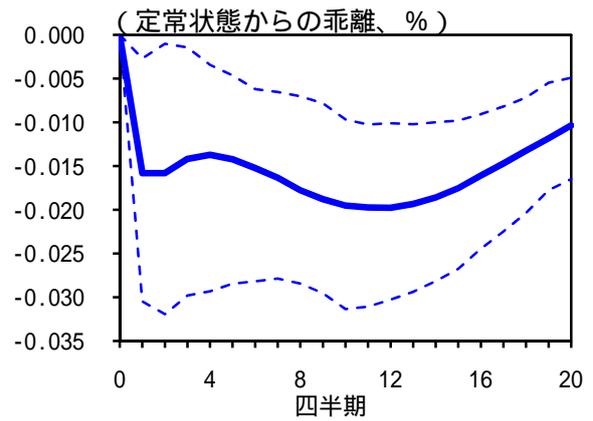
インフレ率 (年率)



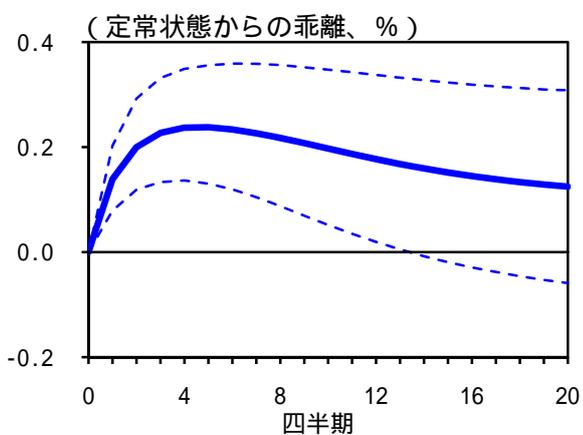
(5) 金融政策ショックに対する反応
実質 GDP



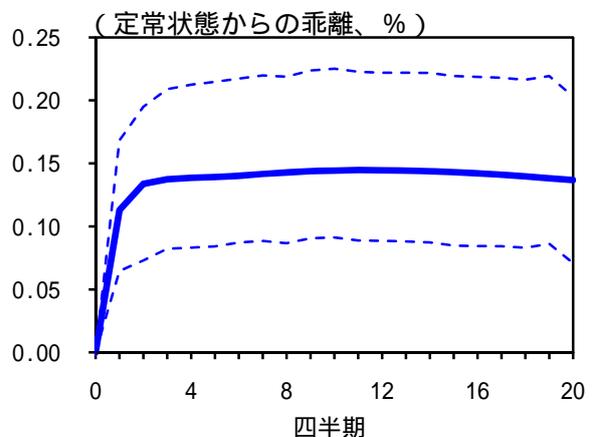
インフレ率 (年率)



(6) トレンド・インフレ率ショックに対する反応
実質 GDP



インフレ率 (年率)



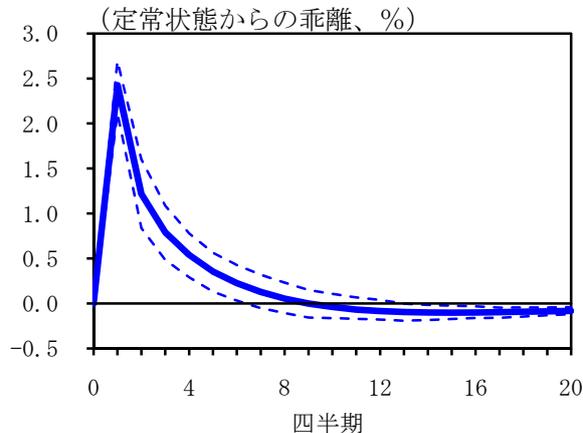
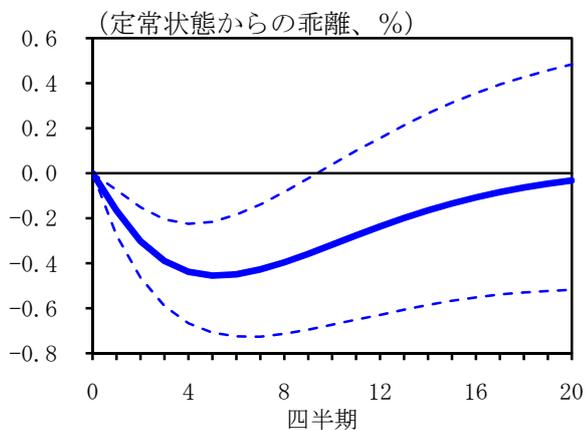
(注) 1 . + 1 標準偏差ショックに対する反応。なお、点線は90%信頼区間を表す。
2 . インフレ率は消費財デフレーター。

各種ショックに対するインパルス応答 (3)

(7) 価格マークアップ・ショック (消費財) に対する反応

○ 実質GDP

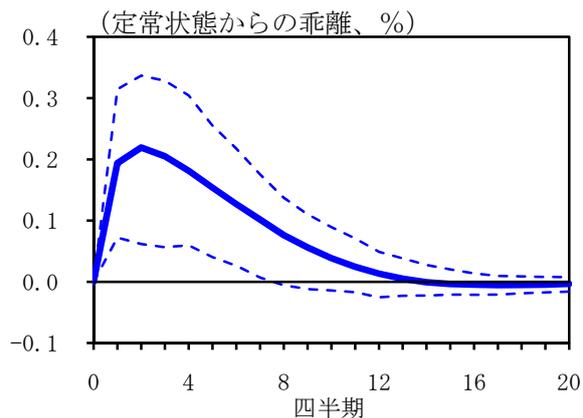
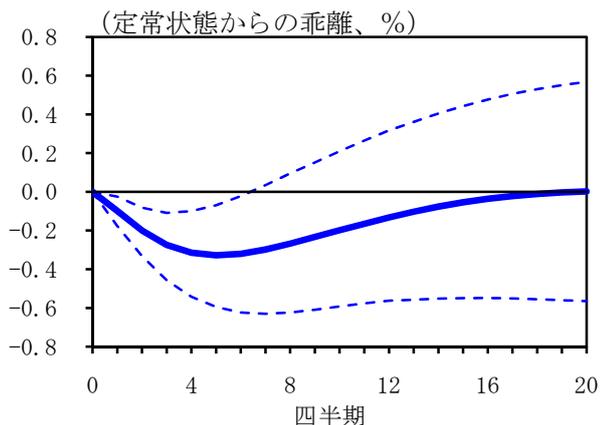
○ インフレ率 (年率)



(8) 価格マークアップ・ショック (投資財) に対する反応

○ 実質GDP

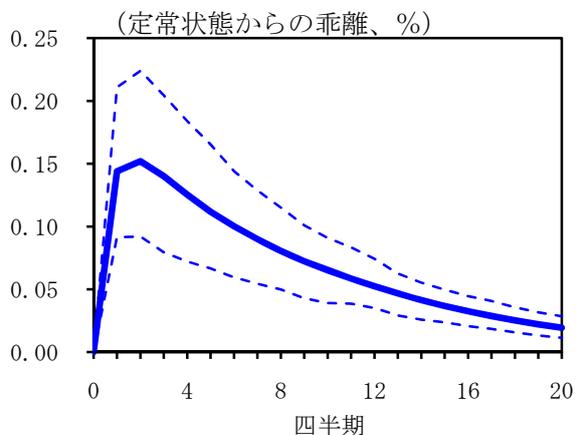
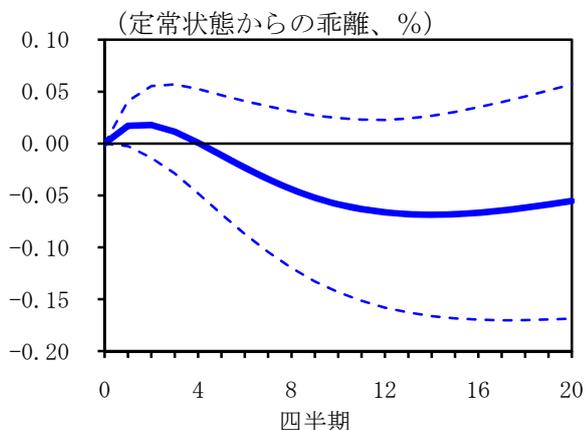
○ インフレ率 (年率)



(9) 賃金マークアップ・ショックに対する反応

○ 実質GDP

○ インフレ率 (年率)

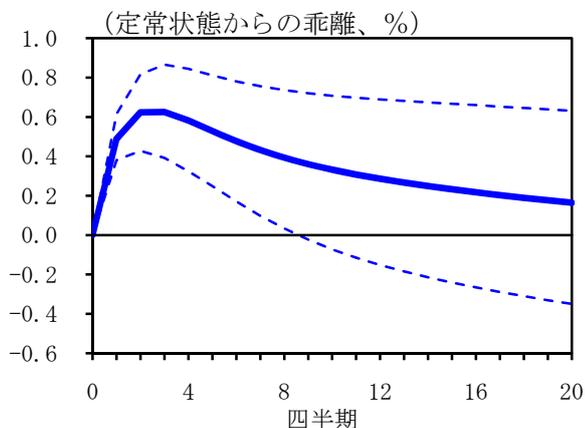


(注) 1. +1 標準偏差ショックに対する反応。なお、点線は90%信頼区間を表す。
2. インフレ率は消費財デフレーター。

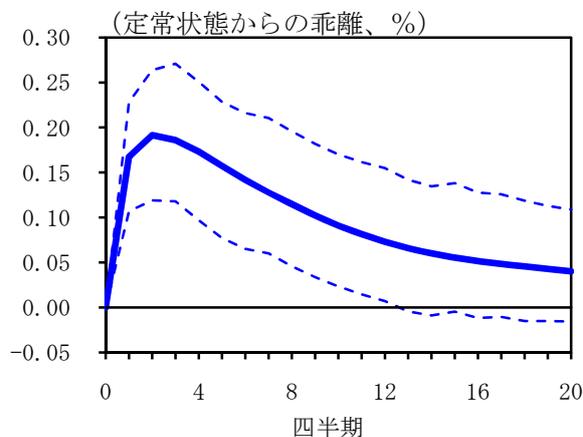
各種ショックに対するインパルス応答 (4)

(10) 相対需要ショックに対する反応

○ 実質GDP

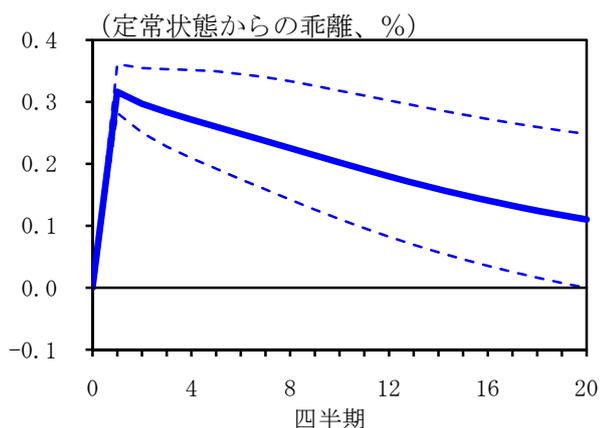


○ インフレ率 (年率)

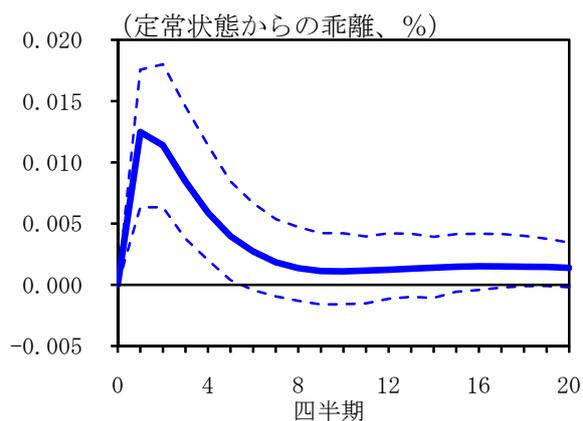


(11) 政府消費ショックに対する反応

○ 実質GDP

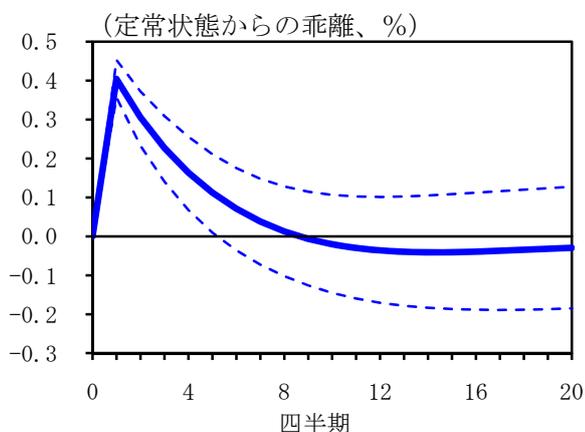


○ インフレ率 (年率)

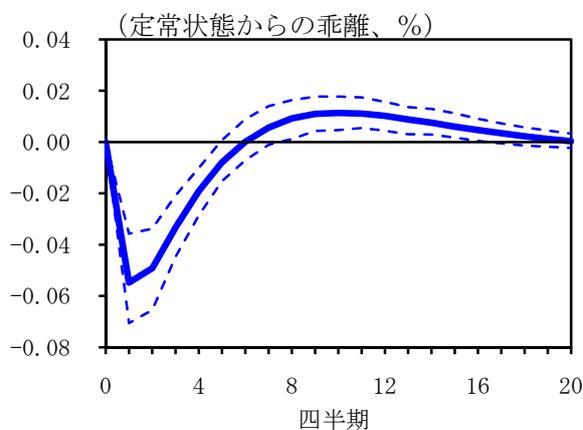


(12) 純輸出ショックに対する反応

○ 実質GDP



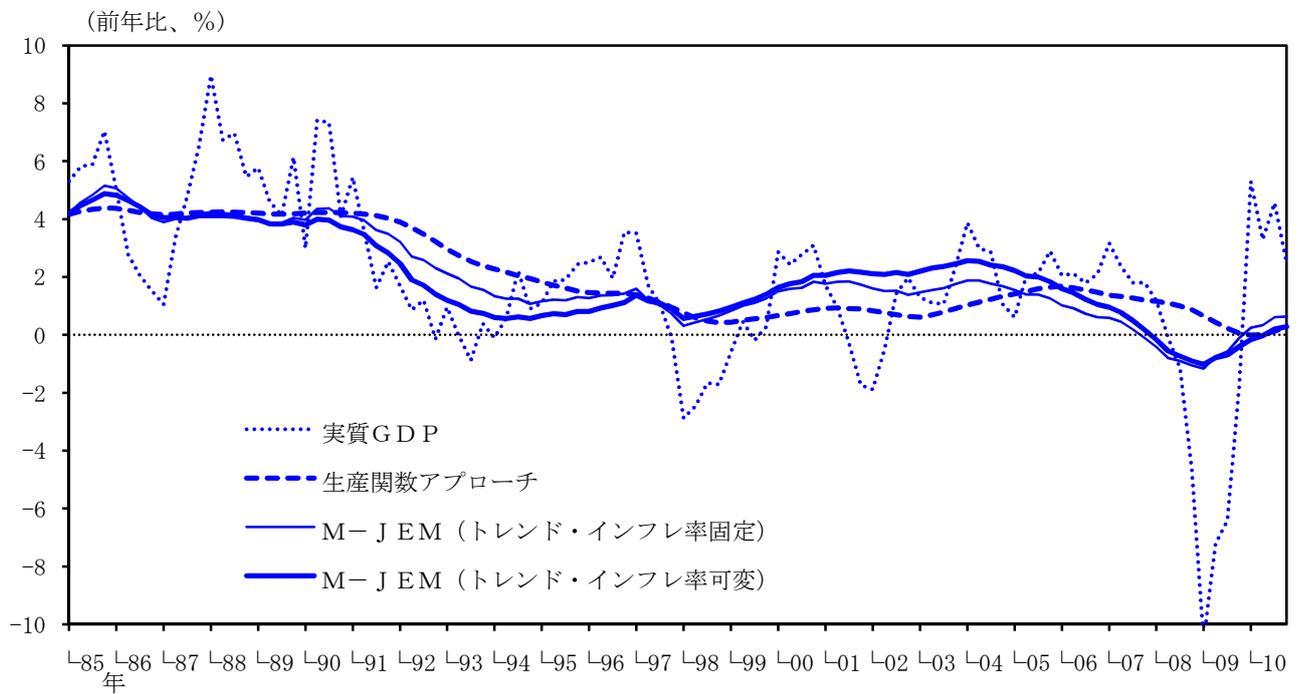
○ インフレ率 (年率)



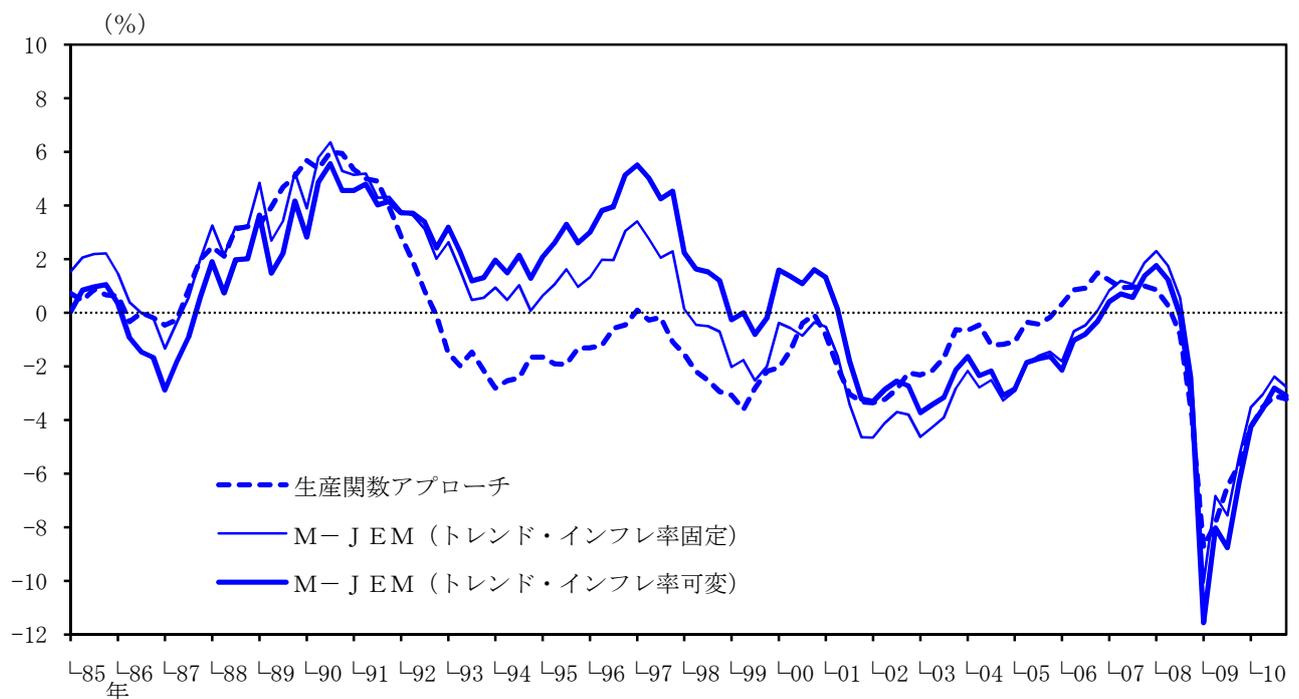
(注) 1. +1標準偏差ショックに対する反応。なお、点線は90%信頼区間を表す。
2. インフレ率は消費財デフレーター。

各種推計法による潜在成長率とGDPギャップの計測

(1) 潜在成長率

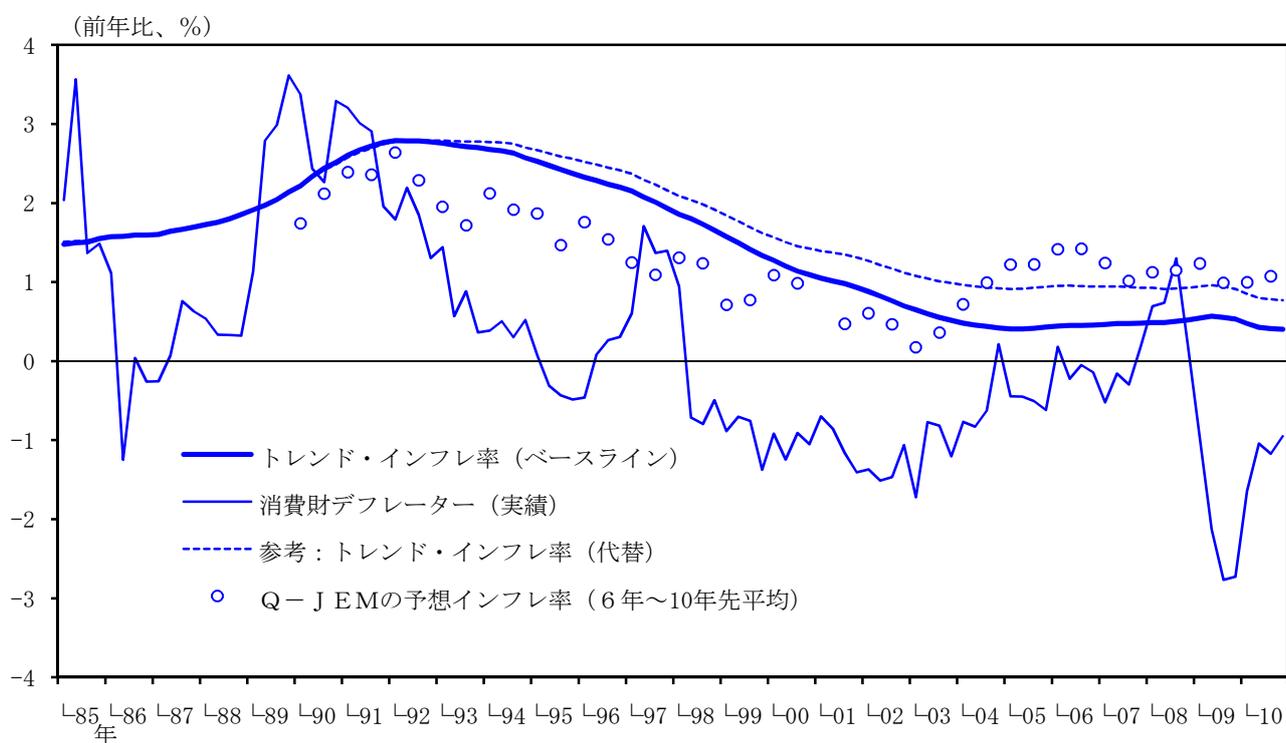


(2) GDPギャップ



(資料) 内閣府「国民経済計算」

トレンド・インフレ率の推移

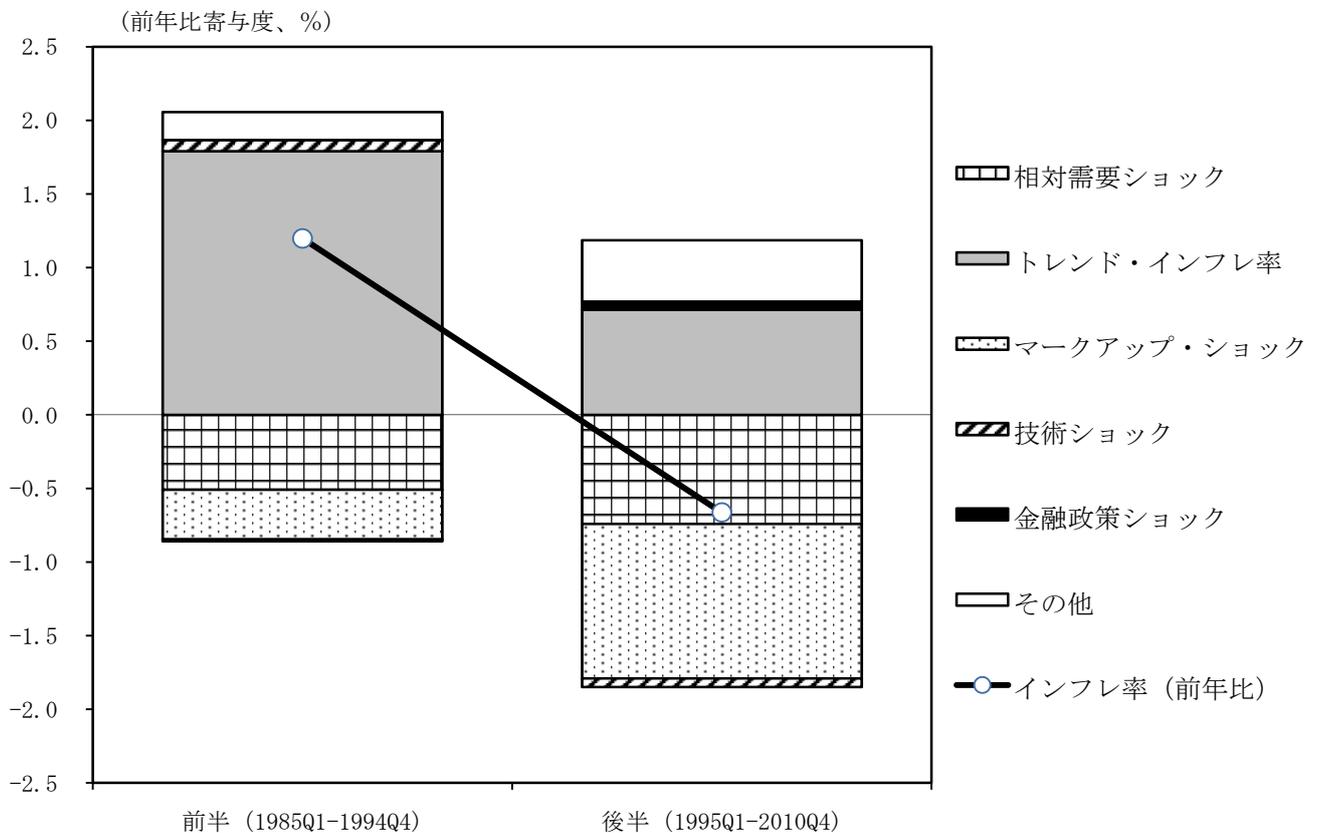


(注)トレンド・インフレ率(代替)は、98年までのデータで推計した金融政策ルールのパラメーターを用いた場合のトレンド・インフレ率。

(資料)内閣府「国民経済計算」

(図表7)

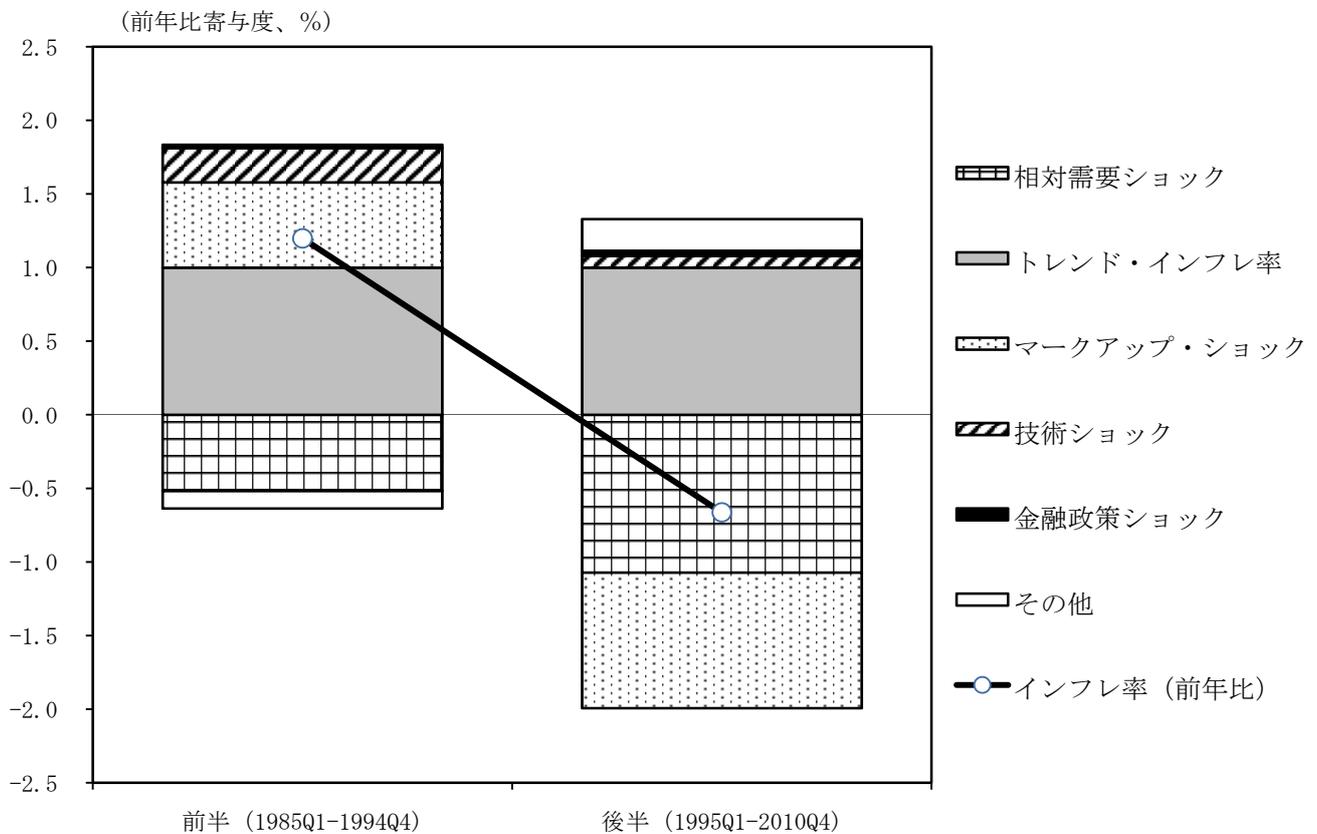
インフレ率（消費財デフレーター）の要因分解：トレンド可変



	前半（期間平均） （1985Q1-1994Q4）	後半（期間平均） （1995Q1-2010Q4）	前半→後半の変化
インフレ率（前年比、%）	1.2	-0.7	-1.9
相対需要ショックの寄与	-0.5	-0.7	-0.2
マークアップ・ショックの寄与	-0.3	-1.0	-0.7
技術ショックの寄与	0.1	-0.1	-0.1
金融政策ショックの寄与	-0.0	0.1	0.1
トレンド・インフレ率の寄与	1.8	0.7	-1.1
その他の寄与	0.2	0.4	0.2

- (注) 1. 期間平均は、消費税増税の影響がある1989Q2-1990Q1および1997Q2-1998Q1を除き算出。
 2. 「マークアップ・ショック」は、消費財・投資財・賃金のマークアップ・ショックの合計。
 3. 「技術ショック」は、高成長セクター・両セクター共通の各永続的・一時的な技術進歩ショックの合計。
 4. 「トレンド・インフレ率」は、定数項とトレンド・インフレ率ショックの寄与の合計。
 5. 「その他」は、純輸出や政府支出の変化、投資調整コストへのショック、モデルの推計誤差等を含む。

インフレ率（消費財デフレーター）の要因分解：トレンド固定



	前半（期間平均） （1985Q1-1994Q4）	後半（期間平均） （1995Q1-2010Q4）	前半→後半の変化
インフレ率（前年比、%）	1.2	-0.7	-1.9
相対需要ショックの寄与	-0.5	-1.1	-0.6
マークアップ・ショックの寄与	0.6	-0.9	-1.5
技術ショックの寄与	0.2	0.1	-0.2
金融政策ショックの寄与	0.0	0.0	0.0
トレンド・インフレ率の寄与	1.0	1.0	0.0
その他の寄与	-0.1	0.2	0.3

- (注) 1. 期間平均は、消費税増税の影響がある1989Q2-1990Q1および1997Q2-1998Q1を除き算出。
 2. 「マークアップ・ショック」は、消費財・投資財・賃金のマークアップ・ショックの合計。
 3. 「技術ショック」は、高成長セクター・両セクター共通の各永続的・一時的な技術進歩ショックの合計。
 4. 「トレンド・インフレ率」は、定数項の寄与。
 5. 「その他」は、純輸出や政府支出の変化、投資調整コストへのショック、モデルの推計誤差等を含む。

技術ショックと他のショックの相関 (1)

○ 3式すべてに中立的技術進歩率を加えた場合

$$\hat{\theta}_t^{x,c} = \rho^{\theta_{x,c}} \hat{\theta}_{t-1}^{x,c} + \delta^{\theta_{x,c}} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\theta_{x,c}} - \rho^{\theta_{x,c},ma} \varepsilon_{t-1}^{\theta_{x,c}}$$

$$\hat{\pi}_t^{p,c*} = \rho^T \hat{\pi}_{t-1}^{p,c*} + \delta^T \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^T$$

$$\hat{\xi}_t^\beta = \rho^{\xi,\beta} \hat{\xi}_{t-1}^\beta + \delta^{\xi,\beta} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\xi,\beta}$$

パラメーター	事前分布	事後分布		
		平均	5%	95%
$\delta^{\theta_{x,c}}$ マークアップ・ショック (消費財) 係数	N(0, 0.05)	0.0614	0.0156	0.1175
δ^T トレンド・インフレ率係数	N(0, 0.05)	0.0394	-0.0049	0.0947
$\delta^{\xi,\beta}$ 相対需要ショック係数	N(0, 0.05)	-0.0052	-0.0880	0.0745

技術ショックと他のショックの相関 (2)

- 消費財のマークアップ・ショックに中立的技術進歩率を加えた場合

$$\hat{\theta}_t^{x,c} = \rho^{\theta_{x,c}} \hat{\theta}_{t-1}^{x,c} + \delta^{\theta_{x,c}} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\theta_{x,c}} - \rho^{\theta_{x,c},ma} \varepsilon_{t-1}^{\theta_{x,c}}$$

パラメーター	事前分布	事後分布		
		平均	5%	95%
$\delta^{\theta_{x,c}}$ マークアップ・ショック (消費財) 係数	N(0, 0.5)	0.1334	0.0472	0.2184

- トレンド・インフレ率に中立的技術進歩率を加えた場合

$$\hat{\pi}_t^{p,c*} = \rho^T \hat{\pi}_{t-1}^{p,c*} + \delta^T \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^T$$

パラメーター	事前分布	事後分布		
		平均	5%	95%
δ^T トレンド・インフレ率係数	N(0, 0.5)	0.1930	0.0266	0.3673

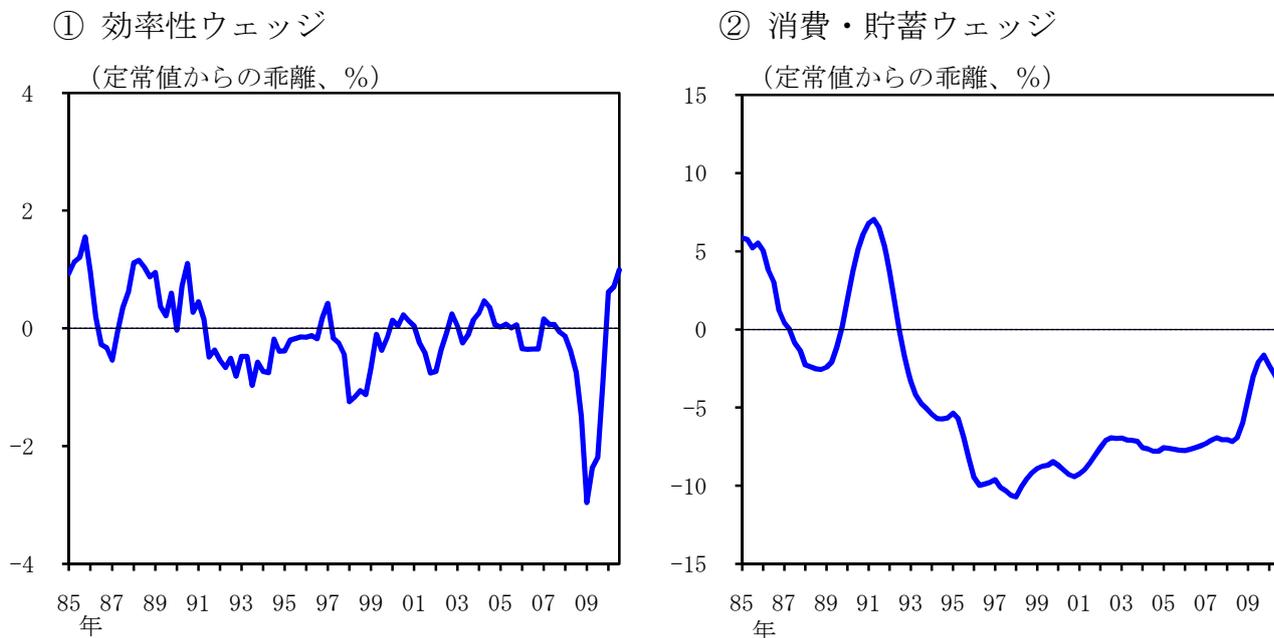
- 相対需要ショックに中立的技術進歩率を加えた場合

$$\hat{\xi}_t^{\beta} = \rho^{\xi,\beta} \hat{\xi}_{t-1}^{\beta} + \delta^{\xi,\beta} \hat{\gamma}_{t-1}^{z,m} + \varepsilon_t^{\xi,\beta}$$

パラメーター	事前分布	事後分布		
		平均	5%	95%
$\delta^{\xi,\beta}$ 相対需要ショック係数	N(0, 0.5)	-0.1427	-0.8427	0.5892

景気循環会計から見た日本の長期デフレの要因

(1) 推計されたウェッジの推移



(注) 上の図に示したウェッジは、後方4期移動平均をとったもの。

(2) GDPデフレーターシミュレーション

