



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

ハイブリッド型日本経済モデル： Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)

一上 響* (hibiki.ichiue@boj.or.jp)
北村 富行* (tomiyuki.kitamura@boj.or.jp)
小島 早都子*
代田 豊一郎* (toyoichirou.shirota@boj.or.jp)
中村 康治** (kouji.nakamura@boj.or.jp)
原 尚子* (naoko.hara@boj.or.jp)

No.09-J-6
2009年7月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 調査統計局

** 企画局<元調査統計局>

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。

ハイブリッド型日本経済モデル：
Quarterly-Japanese Economic Model (Q-JEM)^{*}

一上響[†] 北村富行[‡] 小島早都子 代田豊一郎[§] 中村康治^{**} 原尚子^{††}

日本銀行 調査統計局

2009年7月

[要旨]

本稿は、日本銀行のスタッフが開発したマクロ経済モデルの一つである「Q-JEM」の2009年5月時点版の解説論文である。Q-JEMは、海外経済、原油価格、金融変数、人口動態といった日本経済を分析するうえで重要な多くの変数を持つ大規模モデルである。また、経済理論との整合性を考慮した長期均衡を持ちつつ、データとの整合性も重視したハイブリッド型モデルである。長期均衡では、日本のデータや投資特殊的技术などの理論と整合的に、デフレーター相対価格がトレンドを持つことを許容したうえで、GDPコンポーネントの名目ベースの対GDP比率が定常となるような制約を掛けることを基本としている。加えて、金融政策ルールと民間期待を明示的に取り込むことで、政策ルールの変更が、将来の金融政策に対する期待を通じて長期金利などを変動させ、足元の経済に影響を及ぼす構造となっている。本稿では、こうした特徴を解説したうえで、インパルス応答の結果を確認し、ゼロ金利制約の影響についても考察する。また、データや定式化の詳細を、補論として取りまとめる。

^{*} Q-JEMの開発では、その初期段階を中心に、伊藤智、黒住卓司、砂川武貴も貢献した。また、本稿の執筆作業では、荒井千恵、上野陽一、米山俊一の協力を得た。稲葉圭一郎、開発壮平、黒住卓司、須合智広、関根敏隆、中村慎也、笛木琢治、福永一郎、藤木裕、前田栄治、門間一夫をはじめ日本銀行の各氏のほか、カナダ中銀でのセミナー参加者からは、有益なコメントを頂いた。FRBのJohn Roberts氏には、2007年夏の日本銀行金融研究所での長期滞在中、Q-JEM開発への助言のほか、FRBのマクロ経済モデルFRB/USに関する資料提供など、多くの面で協力して頂いた。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。また、本稿の内容・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。

[†] hibiki.ichiue@boj.or.jp

[‡] tomiyuki.kitamura@boj.or.jp

[§] toyoichirou.shirota@boj.or.jp

^{**} kouji.nakamura@boj.or.jp (現企画局)

^{††} naoko.hara@boj.or.jp

1. はじめに

中央銀行におけるモデル開発は、1970年代以降、Lucas (1976)による理論なきモデルへの批判もあって、理論をより重視する方向で発展してきた¹。まずは、経済理論との整合性を考慮して決定される長期均衡の概念を導入し、短期的には均衡からの乖離を許容してデータとの整合性を高めつつ、最終的には経済変数が長期均衡に収束していく誤差修正のメカニズムを持つモデルが導入された。このようなモデルは、理論と実証のバランスを取ることからハイブリッド型と呼ばれ、FRBのFRB/USが例として挙げられる²。

近年は、短期的な動学まで含めて理論的な整合性を重視したDSGEモデルの開発が盛んになってきており、中央銀行の政策分析や経済見通し作業においても用いられ始めている。もっとも、FRBが最近でもハイブリッド型モデルを利用しているように、主要な中央銀行では、必ずしもDSGEモデルのみに依存したモデル運用を行っている訳ではない³。

この背景の一つとして、現状のDSGEでは、実務で利用するうえで不便な部分が少なからず存在することを指摘できる。例えば、①大規模化が難しいため、海外経済、原油価格、金融変数、人口動態といった重要な変数の影響を同時に分析できない、②実証研究で明確に否定されている理論でもモデルの整合性の都合上利用せざるをえないことがある⁴、などの点である。これに対し、ハイブリッド型モデルは、①大規模化が比較的容易であり、様々なシミュレーションを一つのモデルで行える、②柔軟性が高く、データの動きと整合的なモデルを構築しやすい、といったメリットがある。こうした点は、時間制約の厳しい中

¹ Lucas (1976)は、過去の経済変数間の関係は、当時の政策を前提に家計や企業が合理的に期待を形成して行動した結果であり、政策変更に伴ってそうした関係も変わりうると主張した。従って、政策変更の影響を分析するためには、過去の経済変数間の関係を単純に推計するのではなく、家計などの期待や行動を理論的にモデル化する必要があるとした。ただし、仮に理論モデルを用いてLucas批判を回避しても、現実の経済を的確に記述したモデルでなければ、妥当な分析を行うことができないことは言うまでもない。

² FRB/USについては、Brayton and Tinsley (1996)、Brayton, Mauskopf, Reifschneider, Tinsley and Williams (1997)を参照。

³ 例えば、FRB副議長によるスピーチのKohn (2009)では、FRB/USを用いた財政シミュレーションの結果が紹介されている。なお、財政支出などによる景気刺激を企図し、2009年に米国で成立したアメリカ再生・再投資法 (American Recovery and Reinvestment Act) が提案された際には、大統領経済諮問委員会 (CEA) の委員長らが執筆したRomer and Bernstein (2009)において、財政支出が雇用に与える効果に関する推計結果を公表された。ここでの推計では、FRB/USによる財政支出乗数などの算出結果が援用されている。

⁴ 例えば、国際経済DSGEモデルでは、為替レートに関する「カバー無し金利平価」を仮定するのが一般的であるが、この理論は膨大な実証研究によって棄却されている。

で様々な問題に対し一定の答えをみつけていく必要があり、日頃から多種多様なデータをモニタリングしている金融政策実務とは、親和性が高いと考えられる⁵。

また、一つのモデルに過度に依存せず、性質の異なる複数のモデルを揃え、それらを用いて経済見通しや政策分析の頑健性を確認していくほか、目的に応じてモデルを使い分けていくという「Suite of Models」の考え方が中央銀行の間では共通認識となりつつある。こうした観点からも、DSGEモデルだけに依存していくのは望ましくないと考えられる。

Suite of Modelsについては、日本銀行でも、目的に応じて様々なモデルを研究・開発し、分析や政策シミュレーション等に活用している。DSGEモデルについては、その成果の一部を論文として公表してきており、Fujiwara, Hara, Hirose and Teranishi (2005)、Sugo and Ueda (2008)、Ichiue, Kurozumi and Sunakawa (2008)などの例がある。同時に、データとの整合性を重視した大規模モデルの利用も続けている。本稿では、日本銀行のスタッフが開発したハイブリッド型大規模モデルQ-JEM (Quarterly-Japanese Economic Model) の2009年5月時点版の概要を紹介する⁶。

Q-JEMの特徴は、大きく3つに整理できる。1つ目は、上述したように大規模なことであり、海外経済との関連の強さ、高齢化の進展といった日本経済の特徴をとらえるうえで重要な変数を数多く持っている。このため、様々なシミュレーション・ニーズへの対応が可能であるほか、複数の要因の相乗効果も織り込んで分析することができる。

2つ目は、長期均衡と短期動学の考え方と推計方法である。日本のGDPコンポーネントのデータをみると、デフレーター相対価格がトレンドを持っている一方、名目ベースの対GDP比率は横ばい圏内で推移している。Q-JEMでは、こうしたデータの特徴や投資特殊技術などの理論と整合的に、デフレーター相対価格がトレンドを持つことを許容し、名目ベースの対GDP比率が定常となるように制約を課したうえで、長期均衡式を推計することを基本としている。

⁵ FRBで開発したDSGEモデルFRB/EDO (Estimated Dynamic Optimization-based model) の解説論文であるEdge, Kiley and Laforge (2007)は、「我々のモデルは、現存するほとんどのDSGEモデルよりは細かく作りこみ、多くの変数を持つようにしているが、それにも関わらずFRB/USのような非常に大きなモデルで取り扱っている問題の多くについて対処する能力はなく、それゆえに政策目的のための単一モデルとして用いることはできない」と述べている。

⁶ 日本銀行を含めた中央銀行におけるマクロ経済モデルの利用状況、および、Q-JEMの概要を紹介した資料としては、一上・小島・代田・中村・原 (2008)がある。

このような長期均衡の考え方は、中長期予測の安定性や妥当性の向上に貢献している。一方、長期均衡周りの短期動学式は、原則として係数に制約を課さず、データとの整合性を重視して推計している。

3つ目は、金融政策ルールと民間経済主体の期待を明示的にモデル化していることである。Q-JEMでは、民間が、単純な期待形成式に基づいて、GDPギャップやインフレ率に対する期待を適応的に形成すると考えている。一方、民間は、金融政策ルールを完全に把握しており、これに基づいてGDPギャップやインフレ率に対する期待と整合的に将来の政策金利に対する期待を形成している。従って、政策ルールの変更が、民間の政策金利に対する期待を通じて長期金利などを変動させ、足元の経済に影響を及ぼす構造となっている。

本論文の構成は、以下の通りである。まず、上述したQ-JEMの3つの特徴について紹介する。すなわち、第2節において変数の種類と役割やQ-JEMの構造を概観し、第3節において長期均衡と短期動学の考え方や推計方法を説明したあと、第4節において金融政策ルールと期待について詳述する。第5節では、Q-JEMの特性を確認するため、インパルス応答の算出結果を考察する。また、ここでは、ゼロ金利制約と経済ショックの相乗的な影響についても議論する。最後に、第6節は結びである。なお、Q-JEMのデータと定式化の詳細については、それぞれ補論1と2を参照されたい。

2. Q-JEMの概観：変数の種類と役割

Q-JEMは、方程式数が約150本（うち推計式数は80本程度）と大規模であり、海外経済、原油価格、金融変数、人口動態といった日本経済を分析するうえで重要な変数を多く持っている⁷。経済の需要側としては、全てのGDPコンポーネントの変数があり、これらを合成してGDPが算出される。一方、供給側では、潜在GDPなどの変数があり、これとGDPから算出されるGDPギャップが、物価に影響するようになっている。このほか、民間経済主体のインフレ率や金融政

⁷ Q-JEMは、プログラミング上の利便性などの目的から、各変数の成長率など多くの定義式を用いており、それらを含めると、方程式数は合計で800本以上にもなる。一方、上述の約150本という数は、補論2に掲載したモデルの骨格を成す方程式を数えたものである。なお、Q-JEMでは、全ての推計式について、誤差項の系列相関の有無をラグランジュ乗数テストによって検定している。その結果、系列相関が5%有意であり、かつプラスであった場合には、自動的に誤差項の自己回帰式が推計され、モデルに加えられるようになっている。この自己回帰式の本数は、上述の方程式数や推計式数には含まれていない。

策に対する期待も、重要な役割を果たしている。本節では、これらの変数とその役割を紹介しつつ、Q-JEMの構造を図1に沿って概観する。

Q-JEM で特に中心的な役割を果たす変数は、基本的なニュー・ケインジアン型の DSGE モデルと同様に、GDP ギャップ、インフレ率、政策金利（コールレート）の3つである。このうち、インフレ率は、フィリップス曲線の考え方に従い、GDP ギャップの影響を受けるようになっている。また、政策金利は、インフレ率と GDP ギャップに反応する金融政策ルールに基づいて決定される。

第4節で詳述するが、Q-JEM では、上述の3変数に関する足元までの情報を用い、単純な係数制約付 VAR に基づいて、民間が期待を形成するとしている。こうして算出される期待変数は、多くの関数で用いられている。例えば、期待インフレ率は、物価や賃金の重要な決定要因となっている。また、長期的な政策金利やインフレ率に対する期待は、長期金利や為替レートなどの金融変数を変動させるほか、実質長期金利を通じて個人消費や設備投資にも影響を及ぼす。

金融変数としては、長期金利、為替レート、株価がある。また、間接金融比率の高い日本経済の特徴をとらえるため、貸出金利のほか、短観の貸出態度判断 DI を貸出金利には表れにくい金融環境の代理変数として用いている。このような各種の金融変数を導入することで、金融と実体経済の相互関係も分析できるようになっている。

Q-JEM は、個人消費、設備投資、公共投資、輸出といった全ての GDP コンポーネントの実質値、名目値、デフレーターを変数として持っている。それぞれの変数は、上述の期待変数、金融変数などの影響を受けるようになっている。また、デフレーターは、各種の物価関連の変数から決定される。なお、実質 GDP は、実際の GDP 速報の算出方法に倣い、各コンポーネントを連鎖結合して算出している（補論2の L.1 節を参照）。このように現実の GDP の算出方法を忠実に再現しているため、Q-JEM の予測やシミュレーションの結果は、実務家にとって解釈しやすいものになっている。

GDP コンポーネントに大きな影響を与える要因として、海外経済に関する変数も用いている。こうした変数は、日本と海外の経済の結びつきが強いことを勘案すれば、必要不可欠である。Q-JEM では、日本からの輸出ウェイトで各国の GDP 成長率を加重平均して算出した海外 GDP のほか、海外潜在 GDP、海外 GDP ギャップ、米国 GDP ギャップといった変数がある。このほかにも、海外物価、米国 CPI、米国 PPI、米国長期金利、米国長期期待インフレ率、などの変数があり、これらは、為替レート、原油価格、日本の輸出入物価などに影響するようになっている。

原油価格は、日本の物価や輸入において、特に大きな影響を与える局面がしばしばみられる。Q-JEM では、輸入物価、国内 CGPI、CPI において、エネルギー価格を分離し、これらに原油価格が影響するような関数を用いることで、その異質な影響をとらえられるようにしている。また、輸入も、原油とそれ以外に分割したうえで、別々に関数化している。

経済の供給側では、伊藤他 (2006)の生産関数アプローチで推計した潜在 GDP が、中心的な役割を果たしている。その役割の一つは、GDP の潜在 GDP からの乖離率として定義される GDP ギャップの算出である。長期的には GDP ギャップはゼロに収束するため、潜在 GDP の伸び率として定義される潜在成長率は、長期的な GDP 成長率の重要な決定要因となる。また、潜在成長率は、家計や企業による期待成長率の代理変数として、個人消費や設備投資などの多くの関数で用いられており、短期的な経済の動きにも影響する。例えば、潜在成長率の低下は、家計の恒常所得の低下を通じて、個人消費の水準を短期的にも減少させる。なお、Q-JEM では、潜在成長率の推計で使われる潜在就業者数や構造失業率も用いており、労働市場が経済全体と整合的になるようにしている。

潜在 GDP や潜在就業者数のほか、家計の消費性向や年金を含む移転所得の重要な決定要因として、人口動態の変数も用いている。日本は急速な高齢化に直面しており、その重要性は極めて高い。Q-JEM では、特に、60 歳以上人口の対 15 歳以上人口比率として定義した高齢者比率を、多くの関数で用いている。各関数では、団塊世代の動向などに伴う短期的な振れを均すため、60 歳以上人口比率の後方 5 年平均を用いている。従って、例えば団塊の世代の影響は、彼らが 60 歳に達したころに影響が出始め、65 歳になるまで徐々に影響力が高まるようになっている。

3. 長期均衡と短期動学の考え方と推計方法

Q-JEM は誤差修正型の関数を多く用いており、その長期均衡は経済理論に基づいている一方、短期動学はデータとの整合性を重視したものとなっている。本節は、Q-JEM におけるこうした長期均衡と短期動学の考え方と推計方法を紹介する。まず、3-1 節では、日本の長期時系列データの特徴を確認する。その結果、デフレーター相対価格がトレンドを持っている一方、各 GDP コンポーネントの名目ベースの対 GDP 比率が横ばい圏内で推移していることが分かる。3-2 節では、こうした日本のデータの特徴が、具体的に Q-JEM の長期均衡式

でどのように反映されているかを、設備投資の関数を例に説明する。3-3節でも、設備投資関数を例とし、短期動学の考え方を説明する。また、ここでは、Q-JEMの推計に関する論点もいくつか紹介する。

3-1. GDP コンポーネントの長期的な推移

多くの理論モデルでは、個人消費や設備投資などの各GDPコンポーネントについて、デフレーター相対価格が変動せず、実質ベースでも名目ベースでも、全てのコンポーネントが長期的には同じトレンドで成長すると仮定している。こうした仮定の妥当性を確認するため、図2では、民間設備投資デフレーター相対価格の個人消費デフレーター対比でみた相対価格を示している。これによると、設備投資デフレーター相対価格は、ほぼ一貫して低下トレンドをたどってきたことが分かる。これは、設備投資の品目の中で、技術進歩の速い機械の占める割合が高いためである⁸。

このように、投資財が消費財よりも技術進歩率が高い点は、米国でも確認されている。Greenwood, Hercowitz and Krusell (1997)は、こうした投資財の消費財に対する相対的な技術優位に当たる部分を投資特殊技術と呼称し、これを勘案したモデルを構築している⁹。彼らのモデルでは、実質ベースでみると消費と投資の比率は長期的には一定とならないものの、名目ベースでみれば一定になるとしている。

続いて、日本のデータで名目ベースのトレンドが一致しているかを確認するため、GDPコンポーネントの名目ベースの対GDP比率が定常性を持っているかを調べる。図3は、設備投資、個人消費、住宅投資について対名目GDP比率を示したものであるが、この図からは、以下の2点を読みとることができる。

1点目は、設備投資比率が、バブル期を除き、概ね15%前後で推移していることである。この点は、Greenwoodらによる投資特殊技術の考え方と整合的である。

2点目は、個人消費比率が上方トレンドにある一方、住宅投資比率が下方トレンドにあり、これらの和は、設備投資比率が高まったバブル期を除き、概ね60%前後で推移していることである。個人消費比率などのトレンドの背景には、

⁸ ただし、ここ数年は、鉄鋼等の素材価格が異例のペースで急騰し、建設財などに転嫁されたことから、設備投資デフレーターが上昇しやすい局面にあった。

⁹ 投資特殊技術を勘案したDSGEモデルを構築し、日本経済を分析した例としては、Christiano・藤原(2006)がある。

図4で示されているように、一貫して高齢化が進んできた影響があると考えられる。すなわち、消費の上方トレンドには、高齢化に伴う消費性向の上昇基調が寄与している¹⁰。一方、住宅投資比率の下方トレンドにも、高齢者の多くが既に住宅を購入済みであることが寄与していると考えられる。そして、これらの和が横ばい圏内で推移していることは、家計の支出性向が、その内訳は高齢化を受けてトレンドを持つものの、全体ではかなり安定していることを示している。

以上でみてきたように、日本のGDPコンポーネントの名目比率は、高齢化要因を除いて考えれば、定常性を持つと考えることができる。Q-JEMの各関数では、この対名目GDP比率が定常であるという日本のデータの特徴を踏まえて、長期均衡式を定式化している。以下では、Q-JEMにおいて、こうした考え方が具体的にどのように取り入れられているか、設備投資の関数を例に説明する。

3-2. Q-JEMにおける長期均衡式の実際

ここでは、Q-JEMにおける長期均衡の考え方と推計方法を紹介するため、設備投資の関数を例として用いる。設備投資は、新古典派型の資本コスト・モデルに基づくと、理論上、下式のように表現される（補論2のF.1節を参照¹¹）。

$$\log I_t = \log \alpha + \log Y_t - \log(P_t^I / P_t^Y) + \log(\delta + \gamma_t + g_t) - \log f(r_t) \quad (1)$$

ここで、 I_t は実質設備投資、 α は資本分配率、 Y_t は実質GDP、 P_t^I は設備投資デフレーター、 P_t^Y はGDPデフレーター、 δ は減耗率、 γ_t は資本係数の成長率、 g_t は実質GDPの成長率、 r_t は実質金利、 $f(\cdot)$ は何らかの単調増加関数である。この式は、実質GDPの増加、投資財価格の下落、実質金利の低下などを受けて、実質設備投資が増加することを示している。

これに対し、実際のQ-JEMにおける長期均衡式では、下式を推計している。

$$\log I_t = \beta_0 + \log Y_t - \log(P_t^I / P_t^Y) + \beta_1 \cdot g_t^* - \beta_2 \cdot r_t \quad (2)$$

¹⁰ ライフサイクル仮説によると、高齢者は貯蓄を取り崩す主体である。古賀（2004）は、ライフサイクル仮説が日本でも成立することを確認し、日本の貯蓄率（＝1－消費性向）の低下トレンドに高齢化が影響しているとの結果を示している。また、日本銀行調査統計局（2006）は、コホート分析により、高齢層の消費性向が相対的に高いことを確認したうえで、高齢化が消費性向の上昇に寄与すると主張している。

¹¹ (1)式は、補論2で得られた関係式を、対数表示し移項することで得られる。

ここで、 β_0 、 β_1 、 β_2 は、推計されるパラメーターである。この推計式の導出に当たっては、長期的には、資本係数の成長率 γ_t を定数とみなすことができ、GDP成長率 g_t が潜在成長率 g_t^* に一致すると考えている。この長期均衡式のポイントは、第2、3項の係数を理論に従って1に縛っている一方、第4、5項については線形化したうえでパラメーターを推計している点である。この違いは、説明変数の定常性に依拠している。すなわち、実質GDP (Y_t) と投資財の相対価格 (P_t^I / P_t^Y) は非定常な変数であり、理論の示唆するパラメーターに従って左辺の実質設備投資 (I_t) と共和分することを前提にしている。こうした制約を課すことにより、Q-JEMによる予測結果の長期トレンドは、理論と整合的になる。一方、潜在成長率と実質金利は、定常な変数であり、設備投資の長期トレンドには影響を与えないと考えられる。従って、これらのパラメーターを推計しても、長期予測の理論との整合性は維持される。また、このように制約なしで推計することで、トレンド周りの定常な変動については、データとの整合性を高めることが可能となる。

(2)式で非定常な変数を左辺に移項すると、下式が得られる。

$$\log(P_t^I I_t / P_t^Y Y_t) = \beta_0 + \beta_1 \cdot g_t^* - \beta_2 \cdot r_t \quad (3)$$

ここで、左辺は、名目設備投資の対名目GDP比率の対数である。これが右辺の定常な変数で説明されていることから、左辺の設備投資比率の定常性が維持されることになる。従って、この関数は、3-1節で確認された対名目GDP比率が定常であるという日本のデータの特徴と整合的になっている。

実際のQ-JEMでは、設備投資の長期均衡 ($INVQ$) が、(3)式に基づく以下の推計式で決定されるようになっている。

$$\begin{aligned} & \log((INVQ_t \cdot PINV_t)/(GDP_t \cdot PGDP_t)) \\ & = -2.029 + 0.110 \cdot HYGDPQ_t \cdot 100 - 0.019 \cdot (IRLOAN_t - ZPI10_t) \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、左辺は名目設備投資比率の対数値、右辺第2項は潜在成長率 ($HYGDPQ$) である。右辺第3項は、貸出金利 ($IRLOAN$) から期待インフレ率 ($ZPI10$) を差し引いたものであり、実質貸出金利と解釈できる。ここでは、企業の資金調達金利に近いものとして、貸出金利を用いている。

この設備投資関数の例のように、Q-JEMでは、非定常な変数の係数に、理論に従って制約を課すことを基本としている。また、この制約は、名目ベースの対GDP比率の定常性という日本のデータの特徴と整合的になっている。

3-3. Q-JEMにおける短期動学式の実際

ここでは、まず、前小節に引き続いて設備投資関数を例とし、短期動学の考え方を説明する。また、短期動学式を含めた Q-JEM の推計に関する論点をいくつか紹介する。

設備投資 (INV) の関数の短期動学では、説明変数として、定数項と誤差修正項(下式の $\log(INV_{t-1}/INVQ_{t-1})$) のほかに、輸出 (EX) と貸出態度判断 DI ($LOANDI$) を用いている。

$$\begin{aligned} d\log(INV_t) = & -0.001 - 0.200 \cdot \log(INV_{t-1}/INVQ_{t-1}) \\ & + 0.311 \cdot d\log(EX_t) + 0.0006 \cdot LOANDI_{t-3} \end{aligned} \quad (5)$$

輸出は、IT 関連など短期的な振れの大きいセクターの設備投資が、輸出変動と強い関係にあるという経験則から選択された説明変数である。こうした経験則を説明する明示的な経済理論が存在する訳ではないが、統計的有意性の観点から説明力が高いことを確認するようにしている。このように、短期動学では、理論はさておき、説明力の高い変数を用いることを基本にしている。

貸出態度判断 DI は、貸出金利に表れない金融環境の代理変数である。同 DI としては、全産業全規模のものではなく、非製造業中小企業のものを用いている。これは、銀行貸出以外の資金調達手段に乏しい中小企業のうち、特に非製造業の設備投資が、資金制約の影響を受けやすいとの実証結果に依拠している(小川(2007))。また、試した4期までの中で最も説明力の高かった3期ラグを用いている。このラグは、設備投資の意思決定に時間が必要であることを示唆していると考えられる。なお、ここでは同 DI の水準を説明変数としているが、 DI の前期差が説明変数となる定式化も検討した。もっとも、安定的な説明力が見出せなかったため、この定式化は採用していない。このように、短期動学式では、変数やラグの選択において、説明力を重視するようにしている。

以上でみてきたように、短期動学式では、長期均衡式と異なり、推計に当たって理論制約を課さないことを基本としている。このように全てのパラメータを推計することで、データの動きとの整合性を取りやすくなっている。

Q-JEM における推計の特徴の一つとして、長期均衡式や短期動学式を一本ずつ個別に推計していることが挙げられる。一方、最近の DSGE モデルに関する研究では、全ての式を一括して推計するものが増えてきている。このような推

計は、システム推計と呼ばれており、推計の効率性の観点からは優れている。もっとも、Q-JEM のような大規模モデルをシステム推計することは、現状の技術では、ほぼ不可能な状況にある。また、システム推計については、一つの推計式の定式化の誤りが、他の推計式の推計結果にも悪影響を与えるといった問題も、指摘されている。こうした問題から、Q-JEM では、システム推計を行っていない。

なお、Q-JEM の推計では、1980 年代以降のサンプルを用いている。その理由の一つは、1970 年代までの日本は明確に高度経済成長の只中にあり、現在の日本経済とは性質が大きく異なると考えられることである。もう一つの理由は、GDP のデータの作成基準である。最新の基準である 93SNA で作成されたデータは、1980 年以降しか存在せず、それ以前のデータを用いるためには、旧基準の 68SNA のデータと連結する必要がある。こうした連結の妥当性は定かではなく、93SNA だけを用いて推計の方が無難であると考えられる。

4. 金融政策ルールと期待

Q-JEM は、金融政策ルールと民間期待を明示的にモデル化している。本節は、この政策ルールと期待について解説する。まず、4-1 節では、金融政策ルールを簡単に確認する。続いて、4-2 節では、民間期待について詳述する。最後に、4-3 節では、こうした政策ルールや期待の役割をより深く理解するため、ゼロ金利時の例を紹介する。

4-1. 金融政策ルール

金融政策ルールとしては、下式のように、一般的なテイラー・ルール (Taylor (1993)) に金利スムージングを加味したものをを用いている (補論 2 の A.1 節を参照)。

$$\begin{aligned} CALL_t = & 0.902 \cdot CALL_{t-1} \\ & + (1 - 0.902) \cdot [CALLQ_t + 0.5 \cdot GAP_t + 1.5 \cdot (PIX_t - PIQ_t)] \end{aligned} \quad (6)$$

この政策ルールに基づいて、政策金利 ($CALL$) は、均衡政策金利 ($CALLQ$)、GDPギャップ (GAP)、インフレ率 (PIX) の均衡値 (PIQ) からの乖離によって

決定される水準に、緩やかに向かっていくことになる。ここで、インフレ率は、CPI（除く食料・エネルギー・消費税）のものを用いている。また、均衡政策金利は、潜在成長率の関数となっている。なお、スムージング・パラメーター(0.902)は推計によるものであるが、GDPギャップとインフレ率にかかるパラメーター(0.5と1.5)はTaylor(1993)が用いた値に基づいている¹²。

(6)式に基づくと、政策金利がマイナスとなる場合もある。Q-JEMによる予測では、この式をそのまま使わず、下式のようにmax関数を用いて、政策金利がマイナスとの結果が出てきた場合はゼロと読み替えるようにしている。

$$CALL_t = \max\{0.902 \cdot CALL_{t-1} + (1-0.902) \cdot [CALLQ_t + 0.5 \cdot GAP_t + 1.5 \cdot (PIX_t - PIQ_t)], 0\} \quad (7)$$

4-2. 期待

一般的なDSGEモデルでは、民間主体はモデルで仮定されている経済構造を完全に把握しており、これを用いて合理的に期待を形成すると仮定している。この場合、民間が持つ期待は、モデルから計算される予測と一致する。従って、合理的期待は、モデル整合的な期待とも呼ばれている。こうした合理的期待の仮定については、現実と比べて強すぎるとの批判が多いものの、経済メカニズムを理論的に分析するためのモデルを構築するうえでは、ベンチマークとなる便利な仮定として、その有用性が高く評価されている¹³。

もっとも、Q-JEMのような大規模モデルでは、その複雑さから、合理的期待の仮定と整合的にモデルを推計することは極めて難しい。そこで、Q-JEMでは、民間主体が、政策金利(CALL)、インフレ率(PIX)、GDPギャップ(GAP)に関する単純な期待形成式を持ち、これらを使って各変数の将来にわたる期待を形成すると仮定している(以下の議論や式の導出方法の詳細は、補論2のA.2

¹² Q-JEMで(6)式を用いていることは、必ずしも日本銀行がこうした政策ルールに基づいて政策金利を決定していることを意味するものではない。この点は、インフレ率にCPI(除く食料・エネルギー・消費税)を用いていることや、GDPギャップとインフレ率に係るパラメーターにTaylor(1993)が使った値を適用していることについても同様である。ただし、推計結果をみる限り、相応の当てはまりをみせており、過去における日本銀行の政策ルールの1次近似としては妥当性があると考えられる。

¹³ 最近では、DSGEモデルの枠組みの中で、合理的期待の仮定を緩和し、民間が経済構造について学習する「適応的学習」を用いた研究が盛んになっている。このようなモデルは、これまでの合理的期待を仮定したモデルと比べて現実的であり、中央銀行の間でも関心が高まっている。もっとも、今のところ、各国の中央銀行で経常的に用いるDSGEモデルでは、適応的学習を組み込んだ例は少ない。

節を参照)。なお、FRB/US でも、こうした3つの期待形成式からなるシステムが民間期待を算出するうえで用いられており、このシステムは H-VAR (Historical-VAR) と呼ばれている。FRB/US では、H-VAR を、先験的な制約を課さず、誘導型 VAR として推計している。一方、Q-JEM は、3変数間の関係に一定の制約を課している点で、FRB/US とは異なる。

具体的にみていくと、インフレ率 (PIX) に対する期待は、その均衡値 (PIQ) からの乖離が、その1期ラグと GDP ギャップ (GAP) で説明されるバックワードなフィリップス曲線で形成されるとしている。

$$PIX_t - PIQ_t = 0.945 \cdot (PIX_{t-1} - PIQ_t) + 0.040 \cdot GAP_t \quad (8)$$

また、GDP ギャップに対する期待は、下式によって形成されるとしている。

$$d(GAP_t) = -0.045 \cdot GAP_{t-1} + 0.448 \cdot d(GAP_{t-1}) + 0.201 \cdot d(GAP_{t-2}) \quad (9)$$

これは、右辺第1項を誤差修正項とした誤差修正モデルと解釈でき、長期的には GDP ギャップがゼロに収束するが、短期的には右辺第2、3項によって慣性が働くと期待されることを意味している。

政策金利、インフレ率、GDP ギャップに対する民間の期待形成式(6)、(8)、(9)を連立させたうえで整理すれば、下式のような係数制約付 VAR モデルの形をした期待形成システム (H-VAR) を導出することができる。

$$\begin{pmatrix} CALL_t - CALLQ_t \\ PIX_t - PIQ_t \\ GAP_t \\ GAP_{t-1} \\ GAP_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.902 & 0.139 & 0.077 & -0.014 & -0.011 \\ 0 & 0.945 & 0.055 & -0.010 & -0.008 \\ 0 & 0 & 1.403 & -0.247 & -0.201 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CALL_{t-1} - CALLQ_t \\ PIX_{t-1} - PIQ_t \\ GAP_{t-1} \\ GAP_{t-2} \\ GAP_{t-3} \end{pmatrix} \quad (10)$$

ここで、 $\tau = t+1, t+2, \dots$ であり、均衡政策金利 (CALLQ) と均衡インフレ率 (PIQ) は、期待を形成している時点 t における値で先行きも変わらないことを前提としている。この H-VAR に、足元時点 t の実現値を初期値とし、 n 回逐次代入することによって、 n 期先までの政策金利、インフレ率、GDP ギャップの期待値を算出することが可能となる。

こうした H-VAR によって算出された期待は、より大きく複雑な Q-JEM による予測とは異なる。そうした意味で、民間の期待は、モデル整合的でも合理的でもなく、適応的である。ただし、H-VAR における政策金利の期待形成式だけは、Q-JEM の予測で使われる金融政策ルール(6)式と一致しており、モデル整合的となっている。仮に、中央銀行が政策ルールを変更すると、これに基づい

て民間が将来の政策金利に対する期待を変更する。この政策金利に対する期待の変化が、足元の長期金利を変動させ、異時点間代替を通じて個人消費や設備投資に影響するなど、様々な変数に波及していくことになる。

このように金融政策ルールが政策金利に対する期待に影響する点は、合理的期待を前提にしたモデルと同様である。もっとも、合理的期待モデルでは、Q-JEMとは異なり、金融政策ルールが、GDPギャップやインフレ率の期待形成方法にも影響を与えるようになっている。例えば、中央銀行がインフレに対して積極的に反応する政策ルールを新たに採用した場合、合理的な経済主体は、インフレ率が均衡インフレ率に収束しやすくなったと考え、期待形成方法を変えるはずである。一方、Q-JEMにおけるインフレ率の期待形成式(8)は、政策ルールが変更されたとしても変化しない。Q-JEMでは、政策金利に対する期待の変化が、足元のインフレ率やGDPギャップを変動させ、こうした実績の変化を通じて、インフレ率などに対する期待を変化させるが、それ以外の経路ではインフレ期待などに影響を与えないようになっている。

Q-JEMの多くの関数で使われる期待変数としては、長期期待政策金利(ZCALL10)と長期期待インフレ率(ZPI10)がある。これらは、それぞれ政策金利とインフレ率に対する期待値の先行き10年間(0~39四半期先)における平均として定義される。ここで先行き10年間の期待を用いているのは、期待仮説と呼ばれる理論に基づけば、Q-JEMで長期金利のデータとして用いている10年物金利と強い関係があるためである。

例えば、長期期待政策金利は、H-VARの推計結果を用いて下式のように算出できる。

$$ZCALL10_t = \frac{1}{40} \sum_{n=0}^{39} \max \left[(1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0) A^n \begin{pmatrix} CALL_t - CALLQ_t \\ PIX_t - PIQ_t \\ GAP_t \\ GAP_{t-1} \\ GAP_{t-2} \end{pmatrix} + CALLQ_t, 0 \right] \quad (11)$$

ここで、Aは(10)式の行列である。また、max関数の左側の引数は第t期からみた第t+n期における政策金利の期待値であり、max関数はこの期待がマイナスになった場合にゼロと読み替える役割を果たしている。こうして算出した第t+n期の政策金利に対する期待値を、n=0から39まで平均を取ることで、長期期待政策金利を求めることができる。この長期期待政策金利の上昇は、期待仮説に基づいた関数のもとで、長期金利を同じだけ上昇させるようになっている。

Q-JEMでは、長期期待政策金利から算出される長期金利や長期期待インフレ率が、様々な部分に影響するようになっている。例えば、(名目)長期金利と長期期待インフレ率の差は、実質長期金利と解釈でき、個人消費の関数では、異時点間代替などを引き起こす変数として、重要な役割を果たしている(補論2のI.1節を参照)¹⁴。また、期待インフレ率は、物価や賃金の重要な決定要因となっている(補論2のJ.17、G.7節を参照)。

4-3. ゼロ金利下での期待

前小節では、民間主体が金融政策ルールに基づいて政策金利に対する期待を形成することなどを説明した。これに続き、本小節では、Q-JEMで期待が果たす役割に対する理解を深めるため、ゼロ金利時のエピソードを例に挙げる。

具体的には、2005年7~9月時点のことを考える。このときは量的緩和政策の最中であり、政策金利がほぼゼロ%に固定されていた。また、インフレ率、GDPギャップともに低かったことから、すぐに利上げされていくとはみられておらず、将来の政策金利に対する期待も低かった。この点を確認するため、H-VARによる民間期待の算出結果を図5でみると、2005年7~9月時点では、インフレ率が-0.3%、GDPギャップが-0.8%程度と低かったことから、政策金利がプラスになるのは2007年7~9月と、8四半期も先との期待が形成されていた。

同年の10~12月になっても、政策金利はゼロ%のままであった。もっとも、H-VARの算出結果をみると、政策金利、インフレ率、GDPギャップの全てに対する期待が、ほとんどの期間で上昇した。この背景には、インフレ率やGDPギャップのマイナス幅が縮小し、期待を形成するうえでの発射台が、それぞれ-0.2%、-0.6%程度まで上方シフトしたことがある。また、GDPギャップに対する期待形成式(9)の特性として、一度GDPギャップが上昇すると、慣性が働き上昇を続けやすいとの期待が形成されることも寄与していた。結果として、政策金利がプラスになるのは2006年4~6月と期待されることになり、2四半期先まで一気に近づいた。

ここで、長期期待政策金利(ZCALL10)をH-VARを用いて計算すると、7~9月時点では約0.6%であったが、10~12月には約0.8%まで0.2%ポイント程度

¹⁴ 厳密には、名目長期金利と長期期待インフレ率の差は、実質長期金利だけでなく、インフレ・リスク・プレミアムを含んでいる。Q-JEMでは、この影響は、各関数の定数項などによって吸収されていると考えている。

上昇したとの結果が得られた。この間、実際の長期金利 (*IRL*) は 1.3% から 1.5% まで上昇しており、その上昇幅は、*H-VAR* で算出した長期期待政策金利の上昇で概ね説明できるものであった。なお、長期金利から長期期待政策金利を差し引いたものとして定義されるターム・プレミアムは、概ね 0.7% で安定していたことになる。

この例にあるように、*Q-JEM* では、たとえ政策金利が変動しなかったとしても、足元の経済・物価の変化を受けて、将来の政策金利に対する期待も変化し、これが長期金利に影響を及ぼすメカニズムが組み込まれている。

5. インパルス応答

ここまでは、*Q-JEM* で採用されている変数の種類と役割、長期均衡と短期動学の考え方と推計方法、金融政策ルールと期待、といった面から、*Q-JEM* の特徴を紹介してきた。本節では、こうして開発した *Q-JEM* がどのような結果を示すのか、インパルス応答をみることで確認していきたい¹⁵。具体的には、以下の 5-1 節で金融政策ショック、5-2 節で海外経済ショックに対するインパルス応答を考察する。5-2 節では、ゼロ金利制約に直面しているかどうかで、インパルス応答がどのように変わってくるかについても確認する¹⁶。

5-1. 金融政策ショックに対するインパルス応答

ここでは、政策金利が、1 四半期目に、金融政策ルールの推計式における誤差項の 1 標準偏差 (0.51%) 分だけ上昇するようなショックに対するインパルス応答を、図 6 でみていく。政策金利は 1 四半期目にはベースライン対比で約 0.5%

¹⁵ インパルス応答は、新たに一時的なショックを与えた場合、予測がベースラインからどの程度乖離するのかわを示したものである。ここでのショックの大きさは、推計式の誤差項の 1 標準偏差としている。*Q-JEM* は、ゼロ金利制約の影響を除けば、かなり線形に近い性質を持つことは確認している。それでもある程度の非線形性があることから、ベースラインの違いによって結果が異なりうる。今回の試算では、2008 年 10~12 月までのデータに基づいて算出した予測値をベースラインとしている。

¹⁶ 2008 年 10~12 月時点では、政策金利が 0.1% と極めてゼロに近い水準にあるほか、GDP ギャップも大きなマイナスとなっている。その結果、ここを発射台として算出したベンチマーク予測では、インフレ率もマイナスとなり、政策金利はしばらくゼロ金利制約に直面し続ける。ゼロ金利制約に直面していない場合のシミュレーションは、金融政策ルールにおける *max* 関数を外し、マイナス金利を許容することで行っている。

ポイント上昇し、長期金利は0.1%ポイント強上昇する。その後、政策金利が低下するに従って、長期金利も低下していく。

実質 GDP は、長期金利の上昇に伴う内需減退を主因に減少するが、その反応は遅い。ボトムに達するのは1年半後の7四半期目であり、このときには政策金利、長期金利とも元の水準にかなり戻ってきている。一方、CPI（除く生鮮）の前年比でみたインフレ率は、実質 GDP の減少からさらに遅れて低下していく。こうした結果は、金融政策の波及には、かなり長い時間が必要であることを示している。なお、実質 GDP の減少に伴う GDP ギャップやインフレ率の落ち込みは、期待インフレ率を低下させることで実質金利を上昇させ、さらに実質 GDP とインフレ率を下押しする。

この間、実質実効為替レートは、実質金利の上昇を受けて、円高となっていく。なお、純輸出は小動きであるが、細かくみると、当初は増加、その後は減少に転じている。当初の増加については内需の減少を受けた輸入減、その後の減少については円高を受けた輸出減を反映したものである。

5-2. 海外経済ショックに対するインパルス応答

図7は、1四半期目に、海外潜在 GDP がベースラインから変化しない中、海外 GDP および海外 GDP ギャップが、ベースライン対比で約0.40%ポイント低下するようなショックに対するインパルス応答を示している。実線は、ゼロ金利制約に直面しておらず、負のショックに対して政策金利を低下させることが可能な場合のものである。一方、点線は、ゼロ金利制約に直面し、政策金利の下げ余地がない場合のものである。

まず、ゼロ金利制約に直面していない場合をみると、純輸出は、海外経済の悪化による輸出への直接的な影響を主因として、減少する。また、海外経済の悪化は、海外通貨安・円高を通じ、輸出をさらに減少させ、輸入を押し上げる。こうした為替レートを通じた影響は、純輸出の回復を妨げることになる。実質 GDP は、純輸出の減少に加えて、これを受けた設備投資などの内需の悪化から、当初は大きく下落する。もっとも、その後は、海外経済の回復に加えて、長期金利の低下から内需が刺激されることもあり、実質 GDP は3期目を底に回復していく。この間、インフレ率は、徐々に低下したあと、実質 GDP の回復にやや遅れて上昇していく。インフレ率の回復の鈍さには、円高も寄与している。実質 GDP の減少に伴う GDP ギャップの落ち込みのほか、インフレ率の低下を受けて、政策金利も徐々に低下していく。こうした政策金利の動きを見越した民

間期待を反映して、長期金利は1四半期目から大きく低下することになる。

ゼロ金利制約に直面している場合をみても、ショックに対する実質 GDP、純輸出、インフレ率、実質実効為替レートの反応は、方向としては同様の結果となっている。もっとも、政策金利が低下することができない点は、大きく異なる。この場合でも、GDP ギャップやインフレ率の落ち込みを受けて、ゼロ金利の期間に対する期待が長期化し、長期金利は低下するが、下げ幅は限定的である。このため、ゼロ金利制約下では、実質 GDP やインフレ率の落ち込みは、ゼロ金利制約に直面していないときよりも深くなり、回復も遅れることになる。こうした回復の遅れは、インフレ期待を引き下げて実質金利を高め、さらに経済を悪化させていく。また、実質金利の上昇は、円高を引き起こすことになる。円高は、純輸出の押し下げに寄与するが、内需の減少から輸入が減る影響もあるため、純輸出のインパルス応答は、ゼロ金利制約が無い場合と大差ない水準となる。

6. おわりに

本稿は、日本銀行のスタッフが開発したハイブリッド型大規模マクロ経済モデル Q-JEM の 2009 年 5 月時点版を解説した。Q-JEM は、海外経済、原油価格、金融変数、人口動態といった日本経済を分析するうえで重要な変数を多く持つため、様々なシミュレーション・ニーズに対応可能であるほか、複数の要因の相乗効果を織り込んで分析することが可能である。また、長期均衡式においては、日本のデータや投資特殊技術などの理論と整合的に、デフレーター相対価格がトレンドを持つことを許容したうえで、GDP コンポーネントの名目ベースの対 GDP 比率が定常となるような制約を課すことを基本としている。こうした制約は、中長期予測の安定性と妥当性の向上に貢献している。加えて、金融政策ルールと民間期待を明示的にモデル化している。これにより、政策ルールの変更が、将来の金融政策に対する期待を通じて長期金利などを変動させ、足元の経済に影響を及ぼすようになっている。本稿では、こうしたモデルの特徴を紹介したあと、インパルス応答の結果から Q-JEM の特性を確認したほか、ゼロ金利制約の影響も考察した。

上述のように、Q-JEM は様々な利点を持つモデルと言えるが、モデルを実務で用いていくうえでは、以下の2点を念頭に置いておく必要がある。1つ目は、Suite of Models の考え方である。すなわち、全てのモデルは一定の仮定のもとで

現実の経済を単純化したものであり、モデルごとに利点と欠点が存在する。そのため、複数のモデルの結果を比較することが望ましい。Q-JEMのようなハイブリッド型モデルのほかにも、理論的な制約をより重視しLucas批判への対応度を高めたDSGEモデル、理論が誤っている可能性を考慮して理論的な制約を全く課さずに純粋にデータの特徴を抽出する時系列モデル¹⁷、といったモデルが存在する。実務においては、こうした性質の異なる複数のモデルをそろえ、それらを用いて経済見通しや政策分析の頑健性を確認していくほか、目的に応じてモデルを使い分けていくことが重要である。

実務におけるモデルの利用価値を高めていくうえで、もう一つの重要な点は、経済理論の発展、実証研究の蓄積、新たな問題意識などを反映して、モデルを常に改善していくことである。Q-JEMのようなハイブリッド型モデルは、理論と実証のバランスをとったモデルであり、それ故に実務で用いやすいことが利点となっている。Q-JEMの理論面について言えば、投資特殊的技术の考え方と整合的にデフレーター相対価格がトレンドを持つことを許容したほか、金融政策ルールや民間の期待を明示的に導入した。こうした理論は、DSGEモデルを用いた研究に基づいて進化してきたものであり、Q-JEMでは、こうした考え方を、データとの整合性に配慮しつつ取り入れてきた。今後も、実証とのバランスをとりつつ、有用な理論は取り入れていきたい¹⁸。

また、最近になって問題意識が高まっている点について、Q-JEMでは十分に対応できていないものもあり、さらなる改善の余地があると考えられる。例えば、昨今の金融市場の混乱を受けて、金融システムが実体経済と相互作用していく影響をモデルに取り込むことに関心が高まっている。Q-JEMでは、貸出金利や貸出態度判断DIをモデルの変数として扱うことで一定の対応を行っているが、銀行セクターのさらなる詳細なモデル化など、改善の余地は残されている。また、昨今の危機下における財政支出の拡大により、財政の維持可能性への注目度が高まってきているが、Q-JEMには政府債務が変数として取り込まれておらず、その拡大が将来不安から個人消費を抑制するといったメカニズムが備わっていない。これらについては、学界においても研究が進展中であり、その状況を眺めつつ、将来はそうした成果も取り入れていきたい。

¹⁷ 最近では、大量の時系列データから情報を抽出して予測に用いる「ファクター・モデル」の研究が進展している。海外の中央銀行でも、こうしたモデルを開発し、経済見通しなどで利用し始めている模様である。

¹⁸ Tetlow and Ironside (2007)によると、FRBは、FRB/USを導入して以降の数年間、方程式数でみて毎年数十本のペースで改良を続けた。

補論 1. 変数の詳細解説

ここでは、Q-JEM で用いている各変数の単位、データの作成方法や出典、予測などで用いる際の数式や前提条件を表にて整理する。なお、下表の「予測式等」は、標準的な予測における各変数の先行きの延ばし方であり、多くは補論 2 の数式番号を示している。また、「除く消費税」とある変数は、1987年と1997年の消費税の導入時と引き上げ時にダミーを入れて季節調整し、その影響を除去したものである。

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>BPNEXI</i>	所得収支	億円	国際収支統計の名目所得収支	(E.7)
<i>BPNTR</i>	移転収支	億円	国際収支統計の名目移転収支	(E.8)
<i>C</i>	実質個人消費	10億円年率	GDP速報の実質民間最終消費支出	(I.1.2)
<i>CA</i>	経常収支	億円	国際収支統計の名目経常収支	(E.9)
<i>CALL</i>	政策金利	%年率	無担O/Nコールレート、～85/Q2は有担レート	(A.1.4)
<i>CALLQ</i>	均衡政策金利	%年率	(A.1.2)式で算出	(A.1.2)
<i>CG</i>	実質政府消費	10億円年率	GDP速報の実質政府最終消費支出	(C.2)
<i>CGN</i>	名目政府消費	10億円年率	GDP速報の名目政府最終消費支出	(C.5)
<i>CGPD</i>	国内CGPI	2005年=100	国内企業物価指数より	(J.7)
<i>CGPDOIL</i>	国内CGPI (石油製品)	2005年=100	国内企業物価指数の石油・石炭製品より	(J.10)
<i>CGPDOILW</i>	国内CGPI (石油製品) ウェイト	千分比	国内企業物価指数より	横ばい
<i>CGPDV</i>	国内CGPI (除く消費税)	2005年=100	国内企業物価指数より	(J.8)
<i>CGPDXOV</i>	国内CGPI (除く石油製品・消費税)	2005年=100	国内企業物価指数より	(J.9)
<i>CN</i>	名目個人消費	10億円年率	GDP速報の名目民間最終消費支出	(I.2)
<i>CPIENOR</i>	CPI (エネルギー除く消費税、原計数)	2005年=100	石油製品、電気、ガスを加重平均	(J.13.3)
<i>CPIENV</i>	CPI (エネルギー除く消費税)	2005年=100	石油製品、電気、ガスを加重平均	(J.19)
<i>CPIENW</i>	CPI (エネルギー) ウェイト	—	消費者物価指数より	横ばい
<i>CPIFDXFAOR</i>	CPI (食料除く生鮮・消費税、原計数)	2005年=100	消費者物価指数の食料除く生鮮・酒類より	(J.13.2)
<i>CPIFDXFAV</i>	CPI (食料除く生鮮・消費税)	2005年=100	消費者物価指数の食料除く生鮮・酒類より	(J.18)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>CPIFDXFAW</i>	CPI (食料除く生鮮) ウェイト	—	消費者物価指数より	横ばい
<i>CPIFF</i>	CPI (生鮮)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.16)
<i>CPIFFOR</i>	CPI (生鮮、原計数)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.15)
<i>CPIFFW</i>	CPI (生鮮) ウェイト	—	消費者物価指数より	横ばい
<i>CPIOR</i>	CPI (総合、原計数)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.11)
<i>CPIXF</i>	CPI (除く生鮮)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.14)
<i>CPIXFDENOR</i>	CPI (除く食料・エネルギー・消費税、原計数)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.13.1)
<i>CPIXFDENV</i>	CPI (除く食料・エネルギー・消費税)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.17)
<i>CPIXFDENW</i>	CPI (除く食料・エネルギー) ウェイト	—	消費者物価指数より	横ばい
<i>CPIXFOR</i>	CPI (除く生鮮、原計数)	2005年=100	消費者物価指数より	(J.12)
<i>CPIXFW</i>	CPI (除く生鮮) ウェイト	—	消費者物価指数より	横ばい
<i>DDF</i>	実質国内最終需要	10億円年率	(L.7.1)式で連鎖結合	(L.7.1)
<i>DDFN</i>	名目国内最終需要	10億円年率	$CN+IHN+INVN+CGN+IGN$	(L.8)
<i>D834981</i>	ダミー (1983Q4～1998Q1)	—	83Q4～98Q1は1、その他は0	0
<i>D851Z</i>	ダミー (1985Q4～)	—	85Q4～は1、その他は0	1
<i>D891</i>	ダミー (1989Q1)	—	89Q1は1、その他は0	0
<i>EPI</i>	輸出物価	2005年=100	輸出物価指数より	(J.1)
<i>EX</i>	実質輸出	10億円年率	GDP速報の実質財貨サービスの輸出	(E.1.2)
<i>EXN</i>	名目輸出	10億円年率	GDP速報の名目財貨サービスの輸出	(E.2)
<i>FA</i>	金融資産	10億円	$FASAFE + FARISK$	(H.16)
<i>FARISK</i>	リスク資産	10億円	資金循環統計における家計及び対家計民間非営利団体の投資信託、株式、外貨預金、信託、保険年金準備、対外証券投資を合計であり、一部は年度計数をスプライン補間で四半期化	(H.18)
<i>FASAFE</i>	安全資産	10億円	資金循環統計における家計及び対家計民間非営利団体の現金、流動性預金、定期性預金、国債、地方債、政府機関債、金融債、事業債を合計であり、一部は年度計数をスプライン補間で四半期化	(H.17)
<i>FD</i>	実質最終需要	10億円	(L.5.1)式で連鎖結合	(L.5.1)
<i>FDN</i>	名目最終需要	10億円	$CN+IHN+INVN+CGN+IGN+EXN$	(L.6)
<i>FGAP</i>	海外GDPギャップ	%	$\log(FGDP/FGDPQ)*100$	(D.2)
<i>FGDP</i>	海外GDP	60/Q1=100	各国のGDPを、日本からの輸出ウェイトで加重平均	(D.1)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>FGDPQ</i>	海外潜在GDP	60/Q1=100	FGDPを過去平均的な成長率で2030Q1まで延長したうえで、HPフィルター($\lambda=1600$)をかけて算出	左記のフィルタの結果で延長
<i>FPI</i>	海外物価	—	$CGPD * FXN / FXR$	(D.4)
<i>FXN</i>	名目実効為替レート	73/3月=100	日本銀行ホームページより	(B.6)
<i>FXR</i>	実質実効為替レート	73/3月=100	日本銀行ホームページより	(B.7)
<i>FXYEN</i>	名目対ドル為替レート	円/ドル	終値、月中平均	(B.5.2)
<i>G</i>	実質政府支出	10億円年率	(C.1)式で連鎖結合	(C.1)
<i>GAP</i>	GDPギャップ	%	伊藤他(2006)の方法で推計	(L.11)
<i>GDP</i>	実質GDP	10億円年率	GDP速報の実質国内総支出	(L.1)
<i>GDPN</i>	名目GDP	10億円年率	GDP速報の名目国内総支出	(L.2)
<i>GDPNADJ</i>	修正名目GDP	10億円年率	$GDPN - YHOUSEGR - YMIXGR - NINDTAX$	(L.3)
<i>GDPQ</i>	潜在GDP	10億円年率	伊藤他(2006)の方法で推計	(L.9)
<i>GDPQNONHP</i>	潜在GDP(フィルタリング無し)	10億円年率	伊藤他(2006)の方法で推計	(L.10)
<i>GN</i>	名目政府支出	10億円年率	$CGN + IGN + IIGN$	(C.8)
<i>HQFGDP_SS</i>	海外GDP成長率・定常値	—	$dlog(FGDP)$ の過去平均	横ばい
<i>HQGDPQ</i>	潜在GDP前期比	—	$GDPQ / GDPQ(-1) - 1$	直近4四半期平均で横ばい
<i>HQIPIOILD_SS</i>	輸入価格(原油、ドルベース)前期比・定常値	—	$dlog(IPIOILD)$ の過去平均	横ばい
<i>HQUSCPI_SS</i>	USCPI前期比・定常値	—	0.025/4	横ばい
<i>HYGDPQ</i>	潜在成長率	年率	$\log(GDPQ / GDPQ(-4))$	(L.12)
<i>IG</i>	実質公共投資	10億円年率	GDP速報の実質政府設備支出	(C.3)
<i>IGN</i>	名目公共投資	10億円年率	GDP速報の名目政府設備支出	(C.6)
<i>IH</i>	実質住宅投資	10億円年率	GDP速報の実質民間住宅投資	(I.3.2)
<i>IHN</i>	名目住宅投資	10億円年率	GDP速報の名目民間住宅投資	(I.4)
<i>IIG</i>	実質公的在庫投資	10億円年率	GDP速報の実質公的在庫品増加	(C.4)
<i>IIGN</i>	名目公的在庫投資	10億円年率	GDP速報の名目公的在庫品増加	(C.7)
<i>IIPIV</i>	IIP在庫	2000年=100	鉱工業生産指数より、四半期末値	(F.5.2)
<i>IIPP</i>	IIP生産	2000年=100	鉱工業生産指数より	(F.4.2)
<i>IIPS</i>	IIP出荷	2000年=100	鉱工業生産指数より	(F.3)
<i>IM</i>	実質輸入	10億円年率	GDP速報の実質財貨サービスの輸入	(E.6)
<i>IMN</i>	名目輸入	10億円年率	GDP速報の名目財貨サービスの輸入	(E.5)
<i>IMOILN</i>	名目輸入(原油)	億円	国際収支統計の名目財輸入に、貿易統計の財に占める原油比率をかけて算出	(E.3)
<i>IMXON</i>	名目輸入(除く原油)	10億円年率	$IMN - IMOILN * 4/10$	(E.4.2)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>INV</i>	実質設備投資	10億円年率	GDP速報の実質民間設備投資	(F.1.2)
<i>INVN</i>	名目設備投資	10億円年率	GDP速報の名目民間設備投資	(F.2)
<i>IPI</i>	輸入物価	2005年=100	輸入物価指数より	(J.2)
<i>IPIOIL</i>	輸入物価 (原油)	2005年=100	輸入物価指数より	(J.5)
<i>IPIOILD</i>	輸入物価 (原油、ドルベース)	2005年=100	$IPIOIL / FXYEN / (05年の IPIOIL / FXYEN) * 100$	(J.6)
<i>IPIOILW</i>	輸入物価 (原油) ウェイト	1000分比	輸入物価指数より	横ばい
<i>IPIXO</i>	輸入物価 (除く原油)	2005年=100	$(IPI - IPIOIL * IPIOILW / 1000) / (1 - IPIOILW / 1000)$	(J.3)
<i>IPIXOFX</i>	輸入物価 (除く原油、名目実効為替ベース)	2005年=100	$IPIXO / (1 / FXN) / (2005年の IPIXO / (1 / FXN)) * 100$	(J.4)
<i>IRL</i>	長期金利	%年率	～98Q4は10年利付国債応募者利回り、99Q1～は10年新発債利回り	(B.1.2)
<i>IRLOAN</i>	貸出金利	%年率	～91Q2は長期プライムレート、91Q3～は全銀・新規長期貸出平均金利	(B.2.2)
<i>KIV</i>	在庫ストック	10億円	民間在庫ストックの1996年末値を1996/4Qとして、実質在庫投資を積み上げて作成 ($KIV = KIV(-1) + SNAIV / 4$)	(F.6.2)
<i>L</i>	就業者数	万人	労働力調査より	(G.1)
<i>LGAP</i>	就業者数ギャップ	—	$\log(L / LQ)$	(G.2)
<i>LOAN</i>	家計負債	10億円	資金循環統計における家計および対家計民間非営利団体の民間・公的金融機関貸出で、一部は年度計数をスプライン補間で四半期化	(H.19)
<i>LOANDI</i>	貸出態度判断DI	%ポイント	短観における金融機関の貸出態度判断DI (中小非製造業)	(B.3)
<i>LOANH</i>	家計負債 (住宅)	10億円	資金循環統計における家計および対家計民間非営利団体の民間・公的金融機関貸出のうちの住宅貸付で、一部は年度計数をスプライン補間で四半期化	(H.20)
<i>LOANXH</i>	家計負債 (除く住宅)	10億円	$LOAN - LOANH$	(H.21)
<i>LQ</i>	潜在就業者数	万人	伊藤他 (2006)の方法で推計	社会保障・人口問題研究所の将来推計人口等で算出
<i>LSELF</i>	自営業者数	万人	$L - LW$ 、概念的には家族従業者も含む	(G.4)
<i>LW</i>	雇用者数	万人	労働力調査より	(G.3)
<i>NINDTAX</i>	純間接税	10億円年率	GDP速報の生産・輸入品に課される税除く補助金	(L.4)
<i>PC</i>	消費デフレーター	2000年=100	$CN / C * 100$	(K.1)
<i>PCG</i>	政府消費デフレーター	2000年=100	$CGN / CG * 100$	(K.5)
<i>PEX</i>	輸出デフレーター	2000年=100	$EXN / EX * 100$	(K.8)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>PGDP</i>	GDPデフレーター	2000年=100	$GDPN/GDP * 100$	(K.10)
<i>PICGPDVL</i>	国内CGPI（除く消費税）トレンドインフレ率	%年率	74Q1の実績を初期値とし(A.3.3)式に従って更新	(A.3.3)
<i>PIG</i>	公共投資デフレーター	2000年=100	$IGN/IG * 100$	(K.6)
<i>PIH</i>	住宅投資デフレーター	2000年=100	$IHN/IH * 100$	(K.2)
<i>PIIG</i>	公共在庫投資デフレーター	2000年=100	$IIGN/IIG * 100$	(K.7)
<i>PIM</i>	輸入デフレーター	2000年=100	$IMN/IM * 100$	(K.9)
<i>PINV</i>	設備投資デフレーター	2000年=100	$INVN/INV * 100$	(K.3)
<i>PIQ</i>	均衡インフレ率	%年率	1%	横ばい
<i>PIUSPPIL</i>	米国PPIトレンドインフレ率	%年率	74Q1の実績を初期値とし(A.3.6)式に従って更新	(A.3.6)
<i>PIX</i>	CPI（除く食料・エネルギー・消費税）インフレ率	%年率	$\log(CPIXFDENV/CPIXFDENV(-4)) * 100$	(J.20)
<i>POP15</i>	15歳以上人口	万人	労働力調査より	社会保障・人口問題研究所の将来推計人口で算出
<i>POP60</i>	60歳以上人口	万人	労働力調査より	社会保障・人口問題研究所の将来推計人口で算出
<i>PROF</i>	企業収益	100万円	法人季報の経常利益（大企業・全産業）	(F.9)
<i>PSNAIV</i>	在庫投資デフレーター	2000年=100	$SNAIVN/SNAIV * 100$	(K.4)
<i>PSNAIVS</i>	在庫ストック・デフレーター	2000年=100	GDP確報の在庫残高デフレーター	横ばい
<i>SFCPIEN</i>	CPI（エネルギー）季節要素	—	原計数/季調済計数*100	(J.21)に倣う
<i>SFCPIFDXFA</i>	CPI（食料除く生鮮）季節要素	—	原計数/季調済計数*100	(J.21)に倣う
<i>SFCPIFF</i>	CPI（生鮮）季節要素	—	原計数/季調済計数*100 (CPIFFOR/CPIFF*100)	(J.21)に倣う
<i>SFCPIXF</i>	CPI（除く生鮮）季節要素	—	原計数/季調済計数*100 (CPIXFOR/CPIXF*100)	(J.21)
<i>SFCPIXFDEN</i>	CPI（除く食料・エネルギー）季節要素	—	原計数/季調済計数*100	(J.21)に倣う
<i>SNAIV</i>	実質在庫投資	10億円年率	GDP速報の実質民間在庫品増加	(F.7)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>SNAIVN</i>	名目在庫投資	10億円年率	GDP速報の名目民間在庫品増加	(F.8)
<i>TOPIX</i>	株価	ポイント	東証株価指数TOPIX	(B.4)
<i>T801</i>	線形トレンド (1980Q1～)	1980Q1=1	1Q当たり1増加	1Q当たり1増加
<i>U</i>	失業率	%	労働力調査より	(G.5)
<i>UGAP</i>	失業率ギャップ	%	$U-UQ$	(G.6)
<i>UQ</i>	構造失業率	%	伊藤他 (2006)の方法で推計	横ばい
<i>USCPI</i>	米国CPI	82-84=100	米国BLSより	(D.5)
<i>USGAP</i>	米国GDPギャップ	%	米国GDPのHPフィルタ ($\lambda=1600$) をかけたものからの乖離率	(D.3)
<i>USIRL</i>	米国長期金利	%年率	月中平均	(D.7)
<i>USPPI</i>	米国PPI	%年率	米国BLSより	(D.6)
<i>VATCGPD</i>	国内CGPI消費税要素	—	消費税調整前と調整後の指数から算出 ($CGPD/CGPDV-1$)	0
<i>VATCGPDXO</i>	国内CGPI (除く石油製品) 消費税要素	—	消費税調整前と調整後の指数から算出	0
<i>VATCPIEN</i>	CPI (エネルギー) 消費税要素	—	消費税調整前と調整後の指数から算出	0
<i>VATCPIFDXFA</i>	CPI (食料除く生鮮) 消費税要素	—	消費税調整前と調整後の指数から算出	0
<i>VATCPIXFDE N</i>	CPI (除く食料・エネルギー) 消費税要素	—	消費税調整前と調整後の指数から算出	0
<i>WN</i>	名目賃金	10億円/人年	YW/LW	(G.7.2)
<i>YDN</i>	可処分所得	10億円年率	GDP確報より	(H.1)
<i>YHOUSE</i>	持ち家営業余剰 (純)	10億円年率	GDP確報より	(H.8)
<i>YH_GDPN_SS</i>	持ち家営業余剰 (純) 対GDP比定常値	—	$YHOUSE/GDPN$ にHPフィルタ ($\lambda=1600$)	横ばい
<i>YHOUSEGR</i>	持ち家営業余剰 (総)	10億円年率	GDP確報より	(H.7)
<i>YHGR_GDPN_SS</i>	持ち家営業余剰 (総) 対GDP定常値	—	$YHOUSEGR/GDPN$ にHPフィルタ ($\lambda=1600$)	横ばい
<i>YMIX</i>	混合所得 (純)	10億円年率	GDP確報より	(H.10.2)
<i>YMIXGR</i>	混合所得 (総)	10億円年率	GDP確報より	(H.9.2)
<i>YP</i>	財産所得	10億円年率	$YPR-YPP$	(H.3)
<i>YPP</i>	財産所得支払	10億円年率	GDP確報より	(H.6)
<i>YPRDIV</i>	財産所得受取 (配当)	10億円年率	GDP確報より	(H.4)
<i>YPRXDIV</i>	財産所得受取 (除く配当)	10億円年率	$YPR-YPRDIV$	(H.5)
<i>YTAX</i>	所得税	10億円年率	GDP確報より	(H.14)
<i>YTAXRAT</i>	実効所得税率	—	$YTAX/(YW+YMIXGR+YTR)$	(H.15)
<i>YTR</i>	移転所得	10億円年率	$YDN-(YW+YP+YHOUSE+YMIX-YTAX)$	(H.11)

	変数名	単位	データ作成方法、出典	予測式等
<i>YTRP</i>	移転所得支払	10億円年率	<i>YTRR - YTR</i>	(H.13)
<i>YTRR</i>	移転所得受取	10億円年率	GDP確報より	(H.12)
<i>YW</i>	雇業者報酬	10億円年率	GDP速報より	(H.2)
<i>ZCALL10</i>	長期期待政策金利	%年率	(A.2.7)式で算出	(A.2.7)
<i>ZPICGPDV</i>	長期期待国内CGPI（除く消費税）インフレ率	%年率	(A.3.2)式で算出	(A.3.2)
<i>ZPIUSPPI</i>	長期期待米国PPIインフレ率	%年率	(A.3.5)式で算出	(A.3.5)
<i>ZPI10</i>	長期期待インフレ率	%年率	(A.2.8)式で算出	(A.2.8)

補論 2. 定式化の詳細解説

ここでは、Q-JEM で用いられている定式化の詳細を紹介する。なお、ここでの解説をみる際は、以下の事項に留意されたい。

第1に、ここで報告している推計結果は、2008Q4までのデータに基づくものである。実際のQ-JEMの運用では、定期的にデータを更新している。

第2に、推計された関数の〈〉内は、t値を示している。原則として、定数項以外は、5%有意で説明力のある変数（t値の絶対値が1.96以上）のみを用いることとしている。ただし、理論に基づいて説明力があることがある程度確信される場合などには、10%有意（t値の絶対値が1.64以上）やそれより劣る場合でも、説明変数として用いる場合がある。

第3に、前期比や前年比としては、対数前期差や対数前年差を用いることを基本としている。従って、各式において、 $d\log(x_t) \equiv \log(x_t/x_{t-1})$ とあるのは変数 x_t の前期比、 $\log(x_t/x_{t-4})$ とあるのは前年比を示している。

第4に、各変数の単位は、%表示するかどうか、年率か四半期率か、億円か10億円か、といった点で統一されていない（補論1の表における「単位」の列を参照）。これは、実務上の慣習から、変数ごとに何れの単位を用いるのが理解しやすいかが異なるためである。これについては、原則として、各式において4、10、100、400といった掛け目で乗除算することで平仄をとり、推計された弾性値を解釈しやすいようにしている。

第5に、各変数を説明する推計式において、非定常な説明変数に対する弾性値は、本文第3節で議論したように、原則として推計せずに理論に基づいて制約を課すこととしている。実際の推計は、いくつかの例外を除き、非定常な変数を移項して左辺に集めることにより、定常な形にしてから行っている。

第6に、各推計式の誤差項については、その系列相関の有無を、ラグランジュ乗数（LM）テストを用いて検定している。これにより系列相関が無いという帰無仮説が5%有意で棄却され、かつ符号がプラスである場合は、長期均衡式などを除き、誤差項をAR(1)過程の関数として推計してモデルに加えるようにしている。以下の各推計式では、修正 R^2 に加え、このLMテストのp値を報告している（p値が0.05以下で棄却）。

【目次】

A. 金融政策ルールと期待	31
A.1 政策金利 (<i>CALL</i>)	
A.2 長期期待政策金利 (<i>ZCALL10</i>) と長期期待インフレ率 (<i>ZPI10</i>)	
A.3 国内CGPI、米国PPIの長期期待インフレ率 (<i>ZPICGPDV</i> 、 <i>ZPIUSPPI</i>)	
B. 金融	39
B.1 長期金利 (<i>IRL</i>)	
B.2 貸出金利 (<i>IRLOAN</i>)	
B.3 貸出態度判断DI (<i>LOANDI</i>)	
B.4 株価 (<i>TOPIX</i>)	
B.5 名目対ドル為替レート (<i>FXYEN</i>)	
B.6 名目実効為替レート (<i>FXN</i>)	
B.7 実質実効為替レート (<i>FXR</i>)	
C. 財政	43
C.1 実質政府支出 (<i>G</i>)	
C.2 実質政府消費 (<i>CG</i>)	
C.3 実質公共投資 (<i>IG</i>)	
C.4 実質公的在庫投資 (<i>IIG</i>)	
C.5 名目政府消費 (<i>CGN</i>)	
C.6 名目公共投資 (<i>IGN</i>)	
C.7 名目公的在庫投資 (<i>IIGN</i>)	
C.8 名目政府支出 (<i>GN</i>)	
D. 海外	45
D.1 海外GDP (<i>FGDP</i>)	
D.2 海外GDPギャップ (<i>FGAP</i>)	
D.3 米国GDPギャップ (<i>USGAP</i>)	
D.4 海外物価 (<i>FPI</i>)	
D.5 米国CPI (<i>USCPI</i>)	
D.6 米国PPI (<i>USPPI</i>)	
D.7 米国長期金利 (<i>USIRL</i>)	
E. 国際収支	48
E.1 実質輸出 (<i>EX</i>)	
E.2 名目輸出 (<i>EXN</i>)	
E.3 名目輸入 (原油、 <i>IMOILN</i>)	
E.4 名目輸入 (除く原油、 <i>IMXON</i>)	
E.5 名目輸入 (<i>IMN</i>)	

E.6	実質輸入 (<i>IM</i>)	
E.7	所得収支 (<i>BPNEXI</i>)	
E.8	移転収支 (<i>BPNTR</i>)	
E.9	経常収支 (<i>CA</i>)	
F.	企業	52
F.1	実質設備投資 (<i>INV</i>)	
F.2	名目設備投資 (<i>INVN</i>)	
F.3	IIP出荷 (<i>IIPS</i>)	
F.4	IIP生産 (<i>IIPP</i>)	
F.5	IIP在庫 (<i>IPIV</i>)	
F.6	在庫ストック (<i>KIV</i>)	
F.7	実質在庫投資 (<i>SNAIV</i>)	
F.8	名目在庫投資 (<i>SNAIVN</i>)	
F.9	企業収益 (<i>PROF</i>)	
G.	労働	58
G.1	就業者数 (<i>L</i>)	
G.2	就業者数ギャップ (<i>LGAP</i>)	
G.3	雇用者数 (<i>LW</i>)	
G.4	自営業者数 (<i>LSELF</i>)	
G.5	失業率 (<i>U</i>)	
G.6	失業率ギャップ (<i>UGAP</i>)	
G.7	名目賃金 (<i>WN</i>)	
H.	所得	61
H.1	可処分所得 (<i>YDN</i>)	
H.2	雇用者報酬 (<i>YW</i>)	
H.3	財産所得 (<i>YP</i>)	
H.4	財産所得受取 (配当、 <i>YPRDIV</i>)	
H.5	財産所得受取 (除く配当、 <i>YPRXDIV</i>)	
H.6	財産所得支払 (<i>YPP</i>)	
H.7	持ち家営業余剰 (総、 <i>YHOUSEGR</i>)	
H.8	持ち家営業余剰 (純、 <i>YHOUSE</i>)	
H.9	混合所得 (総、 <i>YMIXGRQ</i>)	
H.10	混合所得 (純、 <i>YMIX</i>)	
H.11	移転所得 (<i>YTR</i>)	
H.12	移転所得受取 (<i>YTRR</i>)	
H.13	移転所得支払 (<i>YTRP</i>)	

H.14	所得税 (<i>YTAX</i>)	
H.15	実効所得税率 (<i>YTAXRAT</i>)	
H.16	金融資産 (<i>FA</i>)	
H.17	安全資産 (<i>FASAFE</i>)	
H.18	リスク資産 (<i>FARISK</i>)	
H.19	家計負債 (<i>LOAN</i>)	
H.20	家計負債 (住宅、 <i>LOANH</i>)	
H.21	家計負債 (除く住宅、 <i>LOANXH</i>)	
I.	家計.....	68
I.1	実質個人消費 (<i>C</i>)	
I.2	名目個人消費 (<i>CN</i>)	
I.3	実質住宅投資 (<i>IH</i>)	
I.4	名目住宅投資 (<i>IHN</i>)	
J.	物価.....	73
J.1	輸出物価 (<i>EPI</i>)	
J.2	輸入物価 (<i>IPI</i>)	
J.3	輸入物価 (除く原油、 <i>IPIXO</i>)	
J.4	輸入物価 (除く原油、名目実効為替ベース、 <i>IPIXOFX</i>)	
J.5	輸入物価 (原油、 <i>IPIOIL</i>)	
J.6	輸入物価 (原油、ドルベース、 <i>IPIOILD</i>)	
J.7	国内CGPI (<i>CGPD</i>)	
J.8	国内CGPI (除く消費税、 <i>CGPDV</i>)	
J.9	国内CGPI (除く石油製品・消費税、 <i>CGPDXOV</i>)	
J.10	国内CGPI (石油製品、 <i>CGPDOIL</i>)	
J.11	CPI (総合、原計数、 <i>CPIOR</i>)	
J.12	CPI (除く生鮮、原計数、 <i>CPIXFOR</i>)	
J.13	CPI (除く食料・エネルギー、原計数、 <i>CPIXFDENOR</i>)、CPI (食料除く生鮮、 原計数、 <i>CPIFDXFAOR</i>)、CPI (エネルギー、原計数、 <i>CPIFDXFAOR</i>)	
J.14	CPI (除く生鮮、 <i>CPIXF</i>)	
J.15	CPI (生鮮、原計数、 <i>CPIFFOR</i>)	
J.16	CPI (生鮮、 <i>CPIFF</i>)	
J.17	CPI (除く食料・エネルギー・消費税、 <i>CPIXFDENV</i>)	
J.18	CPI (食料除く生鮮・消費税、 <i>CPIFDXFAV</i>)	
J.19	CPI (エネルギー除く消費税、 <i>CPIENV</i>)	
J.20	CPI (除く食料・エネルギー・消費税、前年比、 <i>PIX</i>)	
J.21	季節要素 (<i>SFCPIEN</i> 、 <i>SFCPIFDXFA</i> 、 <i>SFCPIFF</i> 、 <i>SFCPIXF</i> 、 <i>SFCPIXFDEN</i>)	

K. デフレーター	80
K.1 個人消費デフレーター (PC)	
K.2 住宅投資デフレーター (PIH)	
K.3 設備投資デフレーター (PINV)	
K.4 在庫投資デフレーター (PSNAIV)	
K.5 政府消費デフレーター (PCG)	
K.6 公共投資デフレーター (PIG)	
K.7 公的在庫投資デフレーター (PIIG)	
K.8 輸出デフレーター (PEX)	
K.9 輸入デフレーター (PIM)	
K.10 GDPデフレーター (PGDP)	
L. GDP関連	83
L.1 実質GDP (GDP)	
L.2 名目GDP (GDPN)	
L.3 修正名目GDP (GDPNADJ)	
L.4 純間接税 (NINDTAX)	
L.5 実質最終需要 (FD)	
L.6 名目最終需要 (FDN)	
L.7 実質国内最終需要 (DDF)	
L.8 名目国内最終需要 (DDFN)	
L.9 潜在GDP (GDPQ)	
L.10 潜在GDP (フィルタリング無し、GDPQNONHP)	
L.11 GDPギャップ (GAP)	
L.12 潜在成長率 (HYGDPQ)	

A. 金融政策ルールと期待

Q-JEM では、金融政策ルールと民間期待を明示的にモデル化している。金融政策ルールは、一般的なスージング付きテイラー・ルールとなっている。従って、政策金利（コールレート、*CALL*）は、その自己ラグのほか、均衡政策金利（*CALLQ*）、GDP ギャップ（*GAP*）、インフレ率（CPI 除く食料・エネルギー・消費税の前年比、*PIX*）に反応するようになっている。

民間主体は、政策金利、インフレ率、GDP ギャップに関する単純な期待形成式を持ち、これらを使って、各変数の将来にわたる期待を形成すると仮定している。こうした3つの期待形成式からなるシステムは、**H-VAR** と呼ばれている。

政策ルールは、民間によって完全に信頼されていると仮定しているため、政策金利に関する民間の期待形成式は、政策ルールと同じになる。その結果、政策金利に対する期待は、GDP ギャップやインフレ率に対する期待と整合的に政策ルールに基づいて形成されるようになっている。

政策金利とインフレ率に対する先行き 10 年間の期待値の平均として定義される長期期待政策金利 ($ZCALL10$) と長期期待インフレ率 ($ZPI10$) は、Q-JEM 内の多くの関数で用いられている。例えば、長期期待政策金利は、長期金利の重要な決定要素となっている (B.1 節を参照)。こうして期待を反映して決定された長期金利は、長期期待インフレ率とともに、実質長期金利を通じて、個人消費などの実体経済変数に影響するようにモデル化されている (H.1 節などを参照)。また、期待インフレ率は、CPI や賃金の説明変数にもなっている (J.17、G.7 節を参照)。

日米の貿易財価格の代理変数として用いられている国内 CGPI (除く消費税) と米国 PPI についても、それぞれの長期期待インフレ率 ($ZPICGPDV$ 、 $ZPIUSPPI$) が定義されており、名目対ドル為替レートの説明変数となっている (B.5 節を参照)。これらの長期期待インフレ率は、それぞれのインフレ率がトレンド・インフレ率 ($PICGPDVL$ 、 $PIUSPPI$) 周りで推移するとの前提のもとで、関数化されている。

以下では、まず、A.1 節において、政策金利を決定する金融政策ルールを確認する。続いて、A.2 節では、民間の期待形成について解説し、長期期待政策金利と長期期待インフレ率の算出方法を紹介する。最後に、A.3 節では、CGPI と米国 PPI の長期期待インフレ率について、その算出方法を紹介する。

A.1 政策金利 ($CALL$)

Q-JEM では、政策金利 ($CALL$) が、均衡政策金利 ($CALLQ$) 周りの政策ルールに従うことを想定している。

まず、均衡金利について理論的に整理すると、CRRA 型効用関数などの仮定のもとで、短期均衡実質金利 r_t^* は、下式で表現できる。

$$r_t^* = \theta + \sigma^{-1} \cdot g_t^* + n_t$$

ここで、 θ 、 σ 、 g_t^* 、 n_t は、それぞれ時間選好率などで説明される定数項、異時点間代替弾力性、一人あたり潜在成長率、人口成長率を表す。仮に、 $\theta = 0$ 、 $\sigma = 1$

が成り立つとすれば、均衡実質金利が人口要因も含めた潜在成長率 ($g_t^* + n_t$) に等しくなるという単純な関係式を導くことができる。

Q-JEMでは、こうした議論を踏まえ、長期的には実質金利が均衡金利周辺で変動しているという仮定のもとで、実質金利に潜在成長率を回帰することで、均衡実質金利を推計した。具体的には、CPIインフレ率 (PIX) で実質化したコールレート ($CALL$) に、潜在成長率 ($HYGDPQ$) を回帰した¹。

$$CALL_t - PIX_t = -0.733\langle -4.43 \rangle + 1.038\langle 15.71 \rangle \cdot HYGDPQ_t \cdot 100 \quad (\text{A.1.1})$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q4、修正R²：0.707、LMテスト (p値)：0.000

この結果は、上述の議論に基づくと、異時点間代替弾力性が 1 から有意に乖離していないことを示している²。一方、定数項が有意にマイナスになる点は、不確実性の存在などから説明が可能である。すなわち、不確実性が存在するもとでは、予備的貯蓄動機を受けた貯蓄需要から、均衡実質金利が低く抑えられる。このほか、生産性の成長率が異なるセクターが存在する場合、経済全体の潜在成長率は、消費者物価で実質化した均衡金利ではなく、経済全体の物価指数 (典型的にはGDPデフレーター) で実質化した均衡金利と対応させる必要があるといった論点もある³。

均衡実質金利は、上式の右辺から計算され、これに均衡インフレ率 (PIQ) を加えることで、均衡政策金利 ($CALLQ$) が求められる。

$$CALLQ_t = -0.733 + 1.038 \cdot HYGDPQ_t \cdot 100 + PIQ_t \quad (\text{A.1.2})$$

なお、均衡インフレ率は、日本銀行の中長期的な物価安定の理解の中心値である 1% で固定している⁴。実際の均衡インフレ率は、1980年代前半の石油危機の影響が残存していた頃には 1% よりも高かったといった具合に、インフレ実績などを受けてある程度変動していた可能性が考えられる。もっとも、こうした

¹ Laubach and Williams (2003)は、同様の関係式を利用して、米国のデータで均衡実質金利の推計を行っている。

² 異時点間代替弾力性に対応するパラメーターが 1 前後となる点については、いくつかのサンプル期間で試してみたが頑健であった。なお、Sugo and Ueda (2008)でも、DSGEモデルをベイズ推計した結果、同弾力性が 1 前後となることを報告している。

³ (A.1.1)式の推計で用いたサンプルでは、GDPデフレーターの方が、CPI (除く食料・エネルギー) よりも、前年比で平均 0.6%ほど低い伸び率であった。

⁴ 日本銀行は、中長期的にみて物価が安定していると各政策委員が理解する物価上昇率(「中長期的な物価安定の理解」)を念頭に置いた上で、先行きの金融政策運営の考え方を整理している。こうした枠組みが 2006年に導入されて以降、少なくとも 2009年まで、委員毎の物価安定の理解の中心値は、大勢として 1%程度ということに変更されていない。

考えを定量的に分析するデータが不足しているため、物価安定の理解が過去平均的なインフレ率を参考に決められていることもあり、1%とすることにした⁵。

政策ルールについては、GDPギャップとインフレ率に緩やかに反応する金利スミージング付テイラー・ルールを採用した。

$$CALL_t = 0.902 \langle 20.98 \rangle \cdot CALL_{t-1} + (1 - 0.902) \cdot [CALLQ_t + 0.5 \cdot GAP_t + 1.5 \cdot (PIX_t - PIQ_t)] \quad (\text{A.1.3})$$

サンプル：1983Q2 - 1995Q4、修正R²：0.941、LMテスト（p値）：0.000

ここで、推計しているのはスミージング・パラメーターのみであり、インフレ率とGDPギャップにかかる係数は、オリジナルのテイラー・ルール（Taylor (1993)）と同様、それぞれ1.5と0.5とした。これは、日本のデータでこれらのパラメーターを推計すると不安定なためである。なお、これら2つのパラメーターに制約を課さないで推計してみたところ、それぞれ1.5と0.5から有意には乖離していないとの結果が得られている。

推計に当たっては、1995年までのサンプルを用いている。その後は、政策金利が概ね0.5%以下で推移しており、ゼロ金利制約によって政策金利の反応が制限された時期であることから、スミージング・パラメーターが過大に評価されるなど、推計が歪む可能性が高いためである⁶。

上述の関数に基づくと、政策金利がマイナスとなる場合もある。Q-JEMによる予測では、(A.1.3)式をそのまま使わず、max関数を用い、政策金利がマイナスとの結果が出てきた場合はゼロと読み替えるようにしている。

$$CALL_t = \max\{0.902 \langle 20.98 \rangle \cdot CALL_{t-1} + (1 - 0.902) \cdot [CALLQ_t + 0.5 \cdot GAP_t + 1.5 \cdot (PIX_t - PIQ_t)], 0\} \quad (\text{A.1.4})$$

⁵ 均衡インフレ率は、観測不可能なため、米国などでは、長期的なインフレ率に対するサーベイ調査を代理変数と考えて、均衡値の推移の当たりを付けることが多い（Kozicki and Tinsley (2001)等）。もっとも、日本では、こうした分析に耐える十分なデータが存在するとは言いがたい。

⁶ 日本経済に関するDSGEモデルの推計でも、Sugo and Ueda (2008)が、ゼロ金利制約を理由にして、95年までのデータを用いている。なお、均衡政策金利（CALLQ）の推計においても、ゼロ金利制約に直面していたとみられる時期を含めると、推計結果が上方バイアスを持つ可能性が考えられる。もっとも、直近までサンプルを延長して推計しても、上方バイアスが確認されなかった。この背景としては、インフレ率のマイナス幅がせいぜい1%程度にとどまったことがあると考えられる。こうした結果を受けて、サンプル数の確保を優先し、直近までのサンプルを用いることにした。

A.2 長期期待政策金利 (ZCALL10) と長期期待インフレ率 (ZPI10)

民間は、政策金利については、政策ルールに基づいて合理的に期待するが、インフレ率と GDP ギャップについては、単純な期待形成式に基づいて適応的に期待を形成すると Q-JEM では仮定している。

インフレ率 (PIX) に対する期待は、その均衡インフレ率 (PIQ) からの乖離が、その 1 期ラグと GDP ギャップで説明されるバックワード・ルッキングなフィリップス曲線で形成されるとしている。

$$PIX_t - PIQ_t = 0.945 \langle 44.85 \rangle \cdot (PIX_{t-1} - PIQ_t) + 0.040 \langle 2.90 \rangle \cdot GAP_t \quad (A.2.1)$$

サンプル : 1983Q2 - 2008Q4、修正 R^2 : 0.968、LMテスト (p値) : 0.095

また、GDP ギャップ (GAP) に対する期待は、下式によって形成されたとした。

$$\begin{aligned} d(GAP_t) = & -0.045 \langle -1.903 \rangle \cdot GAP_{t-1} \\ & + 0.448 \langle 4.203 \rangle \cdot d(GAP_{t-1}) + 0.201 \langle 1.834 \rangle \cdot d(GAP_{t-2}) \end{aligned} \quad (A.2.2)$$

サンプル : 1983Q2 - 2008Q4、修正 R^2 : 0.245、LMテスト (p値) : 0.756

なお、この式は、下式の AR(3)過程として書き直すことができる。

$$GAP_t = 1.403 \cdot GAP_{t-1} - 0.247 \cdot GAP_{t-2} - 0.201 \cdot GAP_{t-3} \quad (A.2.3)$$

政策金利、インフレ率、GDP ギャップに対する民間の期待形成式を連立すれば、一つの期待形成システムとして機能することになる。(A.1.3)式の政策ルールは、

$$\begin{aligned} CALL_t - CALLQ_t = & 0.902 \cdot (CALL_{t-1} - CALLQ_t) \\ & + 0.147 \cdot (PIX_t - PIQ_t) + 0.049 \cdot GAP_t \end{aligned} \quad (A.2.4)$$

のように書き直すことができ、これと(A.2.1)、(A.2.3)式を連立することで、期待形成システムは、下式のような係数制約付 VAR モデルとして書き換えることができる。

$$\begin{aligned}
& \begin{pmatrix} 1 & -0.147 & -0.049 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -0.040 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CALL_{\tau} - CALLQ_t \\ PIX_{\tau} - PIQ_t \\ GAP_{\tau} \\ GAP_{\tau-1} \\ GAP_{\tau-2} \end{pmatrix} \\
& = \begin{pmatrix} 0.902 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0.945 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1.403 & -0.247 & -0.201 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CALL_{\tau-1} - CALLQ_t \\ PIX_{\tau-1} - PIQ_t \\ GAP_{\tau-1} \\ GAP_{\tau-2} \\ GAP_{\tau-3} \end{pmatrix} \tag{A.2.5}
\end{aligned}$$

ここで、 $\tau = t+1, t+2, \dots$ であり、均衡政策金利 ($CALLQ$) と均衡インフレ率 (PIQ) は、期待を形成している t 時点における値で先行きも変わらないことを前提としている⁷。左辺の行列の逆行列を両辺に掛けることによって、下式のH-VARが得られる。

$$\begin{pmatrix} CALL_{\tau} - CALLQ_t \\ PIX_{\tau} - PIQ_t \\ GAP_{\tau} \\ GAP_{\tau-1} \\ GAP_{\tau-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0.902 & 0.139 & 0.077 & -0.014 & -0.011 \\ 0 & 0.945 & 0.055 & -0.010 & -0.008 \\ 0 & 0 & 1.403 & -0.247 & -0.201 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} CALL_{\tau-1} - CALLQ_t \\ PIX_{\tau-1} - PIQ_t \\ GAP_{\tau-1} \\ GAP_{\tau-2} \\ GAP_{\tau-3} \end{pmatrix} \tag{A.2.6}$$

このH-VARに、足元 t 時点の実現値を初期値とし n 回逐次代入することによって、 n 期先までの政策金利、インフレ率、GDPギャップの期待値を算出することが可能となる。

Q-JEM の多くの関数で使われる期待変数としては、長期期待政策金利 ($ZCALL10$) と長期期待インフレ率 ($ZPI10$) がある。このうち、長期期待政策金利は、先行き 10 年間 (0~39 四半期先) の政策金利に対する期待値の平均として定義され、H-VAR の推計結果を用いて下式のように算出できる。

⁷ 均衡政策金利が期待形成時点から変わらないとの前提の意味するところは、以下の例を考えると理解しやすい。伊藤他 (2006)の方法に基づく推計結果によると、90年代初頭のバブル崩壊時に、潜在成長率は急落した。(A.1.2)式によると、均衡政策金利も急落したことになる。従って、上述の前提をバブル崩壊前の時点における期待形成に当てはめると、その時点では潜在成長率や均衡政策金利の急落を予測できず、バブル時の高めの水準でその後も推移していくことが期待されていたと前提していることになる。

$$ZCALL10_t = \frac{1}{40} \sum_{n=0}^{39} \max \left[(1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0) A^n \begin{pmatrix} CALL_t - CALLQ_t \\ PIX_t - PIQ_t \\ GAP_t \\ GAP_{t-1} \\ GAP_{t-2} \end{pmatrix} + CALLQ_t, 0 \right] \quad (A.2.7)$$

ここで、 A は (A.2.6) 式の行列であり、 \max 関数は政策金利への期待がマイナスとなった場合にゼロと読み替える役割を果たしている。

また、先行き 10 年間のインフレ率に対する期待値の平均として定義される長期期待インフレ率も、同様にして算出できる⁸。

$$ZPI10_t = \frac{1}{40} \sum_{j=0}^{39} (0 \ 1 \ 0 \ 0 \ 0) A^j \begin{pmatrix} CALL_t - CALLQ_t \\ PIX_t - PIQ_t \\ GAP_t \\ GAP_{t-1} \\ GAP_{t-2} \end{pmatrix} + PIQ_t \quad (A.2.8)$$

Q-JEM による予測は、過去の内生変数を所与として、1 期ずつ予測を延ばしていくかたちで行われる (補論図表 1)。その際、期待変数を含め、全ての内生変数は、每期、連立方程式を解くことで同時決定される。**H-VAR** は、**Q-JEM** 内の連立方程式の一部であり、期待変数を内生的に決定する役割を果たしている。すなわち、長期期待政策金利や長期期待インフレ率が長期金利などを通じて他の内生変数に影響を与え、これが **H-VAR** を通じて再び期待にフィードバックするといったメカニズムが存在する中で、全てが整合的となるような解を探索するように計算している。

例として、第 t 期までの内生変数の値が全て既知の中、第 $t+1$ 期の内生変数を計算する方法をわかりやすくデフォルメすると、以下のような繰り返し計算として示すことができる⁹。

- ① 第 $t+1$ 期における政策金利、インフレ率、GDP ギャップの値として、適当な初期値を設定する。
- ② ①で設定した第 $t+1$ 期の政策金利、インフレ率、GDP ギャップのほか、既に決定されている第 t 期と第 $t-1$ 期の GDP ギャップの値を用い、

⁸ ここで用いているインフレ率が前年比であることなどから、(A.2.8)式は先行き 10 年間の期待インフレ率の平均とは厳密にはいえないが、十分に近似できていると考えられる。

⁹ ここでは、わかりやすさを重視して、期待と他の内生変数を交互に繰り返し計算する方法を記述しているが、実際には、**TROLL**と呼ばれるソフトウェアにおけるアルゴリズムを利用して、期待も他の内生変数と区別なく計算している。

H-VAR を使って $t+40$ 期までの政策金利、GDP ギャップ、インフレ率に対する民間期待を計算する。

- ③ 計算された政策金利とインフレ率の民間期待を用い、長期金利と長期期待インフレ率を計算する。
- ④ 計算された長期金利と長期期待インフレ率を前提として、政策金利、インフレ率、GDP ギャップを含めた第 $t+1$ 期におけるその他全ての内生変数を決定する。
- ⑤ 計算が収束するまで (④で決定された政策金利、インフレ率、GDP ギャップが、②で期待変数を算出するのに用いたものと十分近くなるまで)、②に戻って繰り返す。

A.3 国内 CGPI、米国 PPI の長期期待インフレ率 ($ZPICGPDV$ 、 $ZPIUSPPI$)

名目対ドル為替レート関数では、日米の長期期待インフレ率が重要な決定要因となっている (B.5 節を参照)。日本については、貿易財価格の代理変数として比較的妥当性が高いと考えられる国内 CGPI (除く消費税、 $CGPDV$) の長期期待インフレ率 ($ZPICGPDV$) を算出している。その際、民間期待は、国内 CGPI の前期比のトレンド・インフレ率 ($PICGPDVL$) からの乖離に関する下式に基づいて形成されると仮定している。

$$\begin{aligned} & d\log(CGPDV_t) - PICGPDVL_{t-1} \\ & = 0.621(7.22) \cdot (d\log(CGPDV_{t-1}) - PICGPDVL_{t-1}) \end{aligned} \quad (A.3.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.323、LMテスト (p値)：0.607

トレンド・インフレ率が $t-1$ 時点から変化しないとの前提のもとで、先行き 10 年間の期待インフレ率の平均として定義される長期期待インフレ率 ($ZPICGPDV$) は、下式によって算出できる。

$$\begin{aligned} ZPICGPDV_t & = PICGPDVL_{t-1} \cdot 400 \\ & + 1/40 \left[\frac{(1-0.621^{40})}{1-0.621} \cdot (d\log(CGPDV_t) - PICGPDVL_{t-1}) \cdot 400 \right] \end{aligned} \quad (A.3.2)$$

なお、トレンド・インフレ率は、その水準が足元のインフレ率の情報によって毎期一定の割合 (5%) で更新されるように定式化した¹⁰。

¹⁰ 更新割合の 5% は、FRB/US における長期的な海外 CPI インフレ率の定式化を参考に決定し

$$PICGPDVL_t = 0.95 \cdot PICGPDVL_{t-1} + 0.05 \cdot d\log(CGPDV_t) \quad (A.3.3)$$

米国の長期期待インフレ率 ($ZPIUSPPI$) も、日本のものと同様の考え方に基
づいて算出している。すなわち、米国 PPI ($USPPI$) の前期比に対する期待が、
そのトレンド・インフレ率 ($PIUSPPIL$) からの乖離に関する下式に基づいて形
成されるとしている。

$$\begin{aligned} & d\log(USPPI_t) - PIUSPPIL_{t-1} \\ & = 0.424 \langle 3.46 \rangle \cdot (d\log(USPPI_{t-1}) - PIUSPPIL_{t-1}) \end{aligned} \quad (A.3.4)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.182、LMテスト (p値)：0.038

その結果、長期期待インフレ率 ($ZPIUSPPI$) は、下式で算出されることになる。

$$\begin{aligned} ZPIUSPPI_t = & PIUSPPIL_{t-1} \cdot 400 \\ & + 1/40 \left[\frac{(1 - 0.424^{40})}{1 - 0.424} \cdot (d\log(USPPI_t) - PIUSPPIL_{t-1}) \cdot 400 \right] \end{aligned} \quad (A.3.5)$$

また、トレンド・インフレ率も、日本の場合と同様、每期一定の割合 (5%) で
更新されるようになっている。

$$PIUSPPIL_t = 0.95 \cdot PIUSPPIL_{t-1} + 0.05 \cdot HQUSPPI_t \quad (A.3.6)$$

B. 金融

金融部門では、長期金利 (IRL)、貸出金利 ($IRLOAN$)、貸出態度判断 DI ($LOANDI$)、
株価 ($TOPIX$)、名目対ドル為替レート ($FXYEN$)、名目実効為替レート (FXN)
の推計式がある。このほか、実質実効為替レート (FXR) を算出するための等式
もある。

Q - JEM は、民間の期待形成が金融変数に影響を与えるようにモデル化されて
おり、期待は H - VAR から算出されるようになっている (A.2 節を参照)。具体的
には、将来の政策金利に対する期待が、長期金利を通じて、貸出金利、株価、
為替レートといった金融変数に波及するメカニズムになっている。

た。

B.1 長期金利 (*IRL*)

10年物長期金利については、期待仮説に基づいて、長期期待政策金利 (*ZCALL10*) をベースとした関数を用いている。具体的には、ターム・プレミアムと解釈できる長期金利と長期期待政策金利の差が、AR(1)過程に従うように関数化している¹¹。

$$IRL_t - ZCALL10_t = 0.077 \langle 1.55 \rangle + 0.910 \langle 25.31 \rangle \cdot (IRL_{t-1} - ZCALL10_{t-1}) \quad (B.1.1)$$

サンプル：1983Q3 - 2008Q4、修正R²：0.864、LMテスト (p値)：0.352

実際には、長期金利には非負制約があるため、予測などに当たっては、以下のように max 関数を用いている。

$$IRL_t = \max\{0.077 + ZCALL10_t + 0.910 \cdot (IRL_{t-1} - ZCALL10_{t-1}), 0\} \quad (B.1.2)$$

B.2 貸出金利 (*IRLOAN*)

貸出金利は、長期金利 (*IRL*) によって説明されるようになっている。また、金融機関の貸出態度が厳格化した場合、企業の資金調達環境が悪化し、貸出金利の長期金利に対するスプレッドは拡大すると考えられるため、貸出態度判断DI (*LOANDI*) を説明変数として加えている。

$$IRLOAN_t = 1.128 \langle 74.45 \rangle \cdot IRL_t - 0.009 \langle -2.60 \rangle \cdot LOANDI_t \quad (B.2.1)$$

サンプル：1983Q3 - 2008Q3、修正R²：0.991、LMテスト (p値)：0.000

上式によると、クレジット・スプレッド (貸出金利 - 長期金利) が、長期金利に依存することになる ($IRLOAN_t - IRL_t = 0.128 \cdot IRL_t - 0.009 \cdot LOANDI_t$)。同スプレッドが長期金利に依存するという理論はみられないが、我が国のデータから観察される経験則として、こうした関数を採用することとした。

¹¹ ターム・プレミアムは、厳密には割引債の金利を用いて定義されるべきである。もっとも、日本では金利水準が低いため、利付債の金利でも十分近似できていると考えられる。なお、ターム・プレミアムを単純な時系列モデルで記述したのは、その決定要因に定説がないためである。例えば、Rudebusch et al. (2007)は、ターム・プレミアムの決定要因は特定されておらず、局面毎に誘導型モデルを選択するのが適当であると述べている。代替的な定式化としては、インフレ率のボラティリティやGDPギャップを説明変数として使うことも考えられる。例えば、FRB/USでは、GDPギャップに対する期待が用いられ、経済環境が悪化するとターム・プレミアムが上昇するようになっている (Brayton et. al (1997))。しかし、日本では、こうした変数の説明力が安定しないことなどから、採用しないこととした。

実際には、貸出金利には非負制約があるため、予測などに当たっては、以下のように max 関数を用いている。

$$IRLOAN_t = \max\{1.128 \cdot IRL_t - 0.009 \cdot LOANDI_t, 0\} \quad (B.2.2)$$

B.3 貸出態度判断 DI (*LOANDI*)

金融機関の貸出態度判断 DI については、自己ラグのほか、実質株価 (*TOPIX/PGDP*) の上昇率を説明変数とした推計式を用いている。これは、株価が銀行の自己資本比率を通じて貸出態度に影響を及ぼすと解釈できる。

$$LOANDI_t = -0.050 \langle -0.15 \rangle + 0.959 \langle 48.15 \rangle \cdot LOANDI_{t-1} + 16.35 \langle 5.02 \rangle \cdot d \log(TOPIX_t / PGDP_t) \quad (B.3)$$

サンプル：1983Q3 - 2008Q4、修正R²：0.962、LMテスト (p値)：0.037

B.4 株価 (*TOPIX*)

株価については、その大企業経常利益 (*PROF*) に対する比率が、実質貸出金利 (*IRLOAN-ZPI10*) と潜在成長率 (*HYGDPQ*) の差として定義される金利ギャップで説明されるとしている。左辺の対経常利益比率は、株価収益率 (所謂 *PER*) の近似値として解釈可能である。一方、右辺の第2項は、貸出金利と収益の期待成長力の代理変数である潜在成長率の差であり、将来の収益を金利で割り引く収益割引現在価値モデルと同様の考え方に基づいて用いている。また、外国人投資家の参入活発化に伴って *PER* が他の先進国の水準に収斂した株式市場の構造変化をとらえるため、2002Q3 以降のダミー (*D023Z*) を説明変数として加えた。

$$\begin{aligned} & \log(TOPIX_t / PROF_t) \\ & = -7.706 \langle -216.55 \rangle - 54.827 \langle -6.89 \rangle \cdot (IRLOAN_t - ZPI10_t - HYGDPQ_t) / 400 \quad (B.4) \\ & \quad - 0.878 \langle -15.68 \rangle \cdot D023Z_t \end{aligned}$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q4、修正R²：0.690、LMテスト (p値)：0.000

B.5 名目対ドル為替レート (*FXYEN*)

名目対ドルレートの関数は、誤差修正型とした。その長期均衡式は、相対的購買力平価 (*PPP*)、および、下式のような実質ベースのカバー無し金利平価 (*UIP*)

に基づいている¹²。

$$(r_{t,N}^{us} - r_{t,N}^{jp})/100 \cdot N + (E_t \log x_{t+N} - \log x_t) = 0$$

上式の左辺第1項は、円をドルに換えて投資した場合における日米のN年債の実質金利 ($r_{t,N}^{jp}$ 、 $r_{t,N}^{us}$) の差から得られる利回りである。一方、第2項は、実質為替レート (x_t) の変動から得られる期待実質利回りである。この均衡式は、第1項と第2項の和がゼロであり、金利差から得られる収益(損失)は、為替レート変動によって生じる損失(収益)によって相殺される必要があることを示している。

PPPによれば、上式の左辺第2項の期待実質為替レートは、Nが十分に大きければ定数とみなすことができる。Q-JEMでは、このNを10年として、名目対ドル為替レートの長期均衡 ($FXYENQ$) を、関数化している。

$$\begin{aligned} & [USIRL_t - IRL_t - (ZPIUSPPI_t - ZPICGPDV_t)]/100 \cdot 10 \\ & - \log(FXYENQ_t \cdot USPPI_t / CGPDV_t) \qquad \qquad \qquad (B.5.1) \\ & = -5.026 \langle 261.02 \rangle \end{aligned}$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.000、LMテスト (p値)：0.000

ここで、実質金利差は、名目10年債金利の格差 ($USIRL_t - IRL_t$) から10年間の期待インフレ率格差 ($ZPIUSPPI_t - ZPICGPDV_t$) を差し引いたものとして算出している¹³。また、為替レートは、日米の物価指数 ($CGPDV$ 、 $USPPI$) を用いて実質化している。

¹² PPPとUIPについては、短期的な為替レート変動に注目した実証研究では否定的な結果が多いが、長期的な為替レート変動を用いた結果は必ずしも否定的とはいえない。PPPについては、藪(2007)が包括的にサーベイしており、収束は極めて遅いものの、長い目でみれば為替レートがPPPによって提示される均衡値へ戻っていくとの実証結果が多くみられるとしている。UIPについては、1年までの短期の金利を用いた実証分析の多くで統計的にはっきりと棄却されているものの、10年といった長期では棄却しにくくなるとの結果が得られている(Chinn and Meredith (2004)等)。なお、UIPによれば、ある通貨の金利が予想外に上昇した場合、期待実質為替レートが変化しないもとでは、その通貨が瞬間的に大幅に増価すべきである。もっとも、実際には徐々にしか増価していないため、UIPの棄却に繋がっているとみることができる。Q-JEMでは、長期均衡をUIPに基づいて決定しているものの、この長期均衡に向けて為替レートが徐々に収束していく短期動学を用いているため、理論に基づきつつも実証研究との整合性が保たれるようになっている。

¹³ 「実質金利＝名目金利－期待インフレ率」となるフィッシャー方程式を前提としている。ターム・プレミアムの存在により、フィッシャー方程式が成立していないとの実証結果が米国を中心に多くみられるが、ここでは定数項でターム・プレミアムの影響をとらえようとしていると解釈できる。

短期動学については、定数項、誤差修正項、1期の自己ラグのみを説明変数とする推計式を用いている。

$$\begin{aligned} d\log(FXYEN_t) = & -0.007\langle 1.82 \rangle - 0.047\langle -2.08 \rangle \cdot \log(FXYEN_{t-1}/FXYENQ_{t-1}) \\ & + 0.230\langle 2.49 \rangle \cdot d\log(FXYEN_{t-1}) \end{aligned} \quad (\text{B.5.2})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.104、LMテスト（p値）：0.130

B.6 名目実効為替レート（FXN）

名目実効為替レートは、その伸び率が、名目対ドル為替レート（FXYEN）の伸び率と1998Q1のダミー（D981）で説明されるように関数化した。このダミーを用いたのは、アジア通貨危機時に、質への逃避の動きから特にアジア通貨対比で円が急騰し、対ドル為替レートの動きでは説明できないほど名目実効レートが円高に振れたためである。

$$\begin{aligned} d\log(FXN_t) = & 0.0007\langle 0.47 \rangle - 0.871\langle -28.89 \rangle \cdot d\log(FXYEN_t) \\ & + 0.076\langle 5.10 \rangle \cdot D981_t \end{aligned} \quad (\text{B.6})$$

サンプル：1986Q1 - 2008Q4、修正R²：0.903、LMテスト（p値）：0.002

B.7 実質実効為替レート（FXR）

実質実効為替レートは、海外物価（FPI）のデータ作成方法から逆算する。すなわち、名目実効為替レート（FXN）を日本における貿易財価格の代理変数である国内CGPI（CGPD）と海外物価の比で実質化する。

$$FXR_t = FXN_t \cdot CGPD_t / FPI_t \quad (\text{B.6})$$

C. 財政

財政部門では、実質政府支出（G）の対実質GDP比率の景気逆循環的な動きに注目して、この比率がGDPギャップで説明される推計式を用いている。また、実質政府支出の内訳項目である実質政府消費（CG）、実質公共投資（IG）、実質公的在庫投資（IIG）は、実質政府支出と同じ前期比で成長するとしている。

名目政府消費（CGN）と名目公共投資（IGN）は、定義に従い、実質値とデフ

レーターの積により算出される。一方、名目公的在庫投資 (*IIGN*) は、単純化のため、実質公的在庫投資 (*IIG*) に等しいとしている。これらを合算することで、名目政府支出 (*GN*) が算出される。

C.1 実質政府支出 (*G*)

実質政府支出は、その対 GDP 比率が、GDP ギャップ (*GAP*) と逆循環的に変動するような財政ルールに従うとして関数化している。なお、この逆循環的な動きには、不況時における公共投資を用いた需要喚起政策なども反映されているが、医療・介護に伴う現物社会給付や公務員給与などが、GDP の変動に比べて安定していることも影響している。

$$\log(G_t/GDP_t) = -0.201\langle -4.19 \rangle + 0.866\langle 27.05 \rangle \cdot \log(G_{t-1}/GDP_{t-1}) - 0.393\langle -4.33 \rangle \cdot GAP_t/100 \quad (\text{C.1})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.949、LMテスト (p値)：0.111

C.2 実質政府消費 (*CG*)

実質政府消費は、その前期比が、実質政府支出 (*G*) の前期比に一致するようにしている。

$$CG_t/CG_{t-1} = G_t/G_{t-1} \quad (\text{C.2})$$

C.3 実質公共投資 (*IG*)

実質公共投資は、その前期比が、実質政府支出 (*G*) の前期比に一致するようにしている。

$$IG_t/IG_{t-1} = G_t/G_{t-1} \quad (\text{C.3})$$

C.4 実質公的在庫投資 (*IIG*)

実質公的在庫投資は、その前期比が、実質政府支出 (*G*) の前期比に一致するようにしている。

$$IIG_t/IIG_{t-1} = G_t/G_{t-1} \quad (\text{C.4})$$

C.5 名目政府消費 (CGN)

名目政府消費は、実質政府消費 (CG) と政府消費デフレーター (PCG) の積により算出される。

$$CGN_t = CG_t \cdot PCG_t / 100 \quad (C.5)$$

C.6 名目公共投資 (IGN)

名目公共投資は、実質公共投資 (IG) と公共投資デフレーター (PIG) の積により算出される。

$$IGN_t = IG_t \cdot PIG_t / 100 \quad (C.6)$$

C.7 名目公的在庫投資 (IIGN)

名目公的在庫投資は、実質公的在庫投資 (IIG) に等しいとしている。こうした扱いは、2000 年頃から、名目公的在庫投資と実質公的在庫投資が概ね同水準で推移してきたことに基づいている。

$$IIGN_t = IIG_t \quad (C.7)$$

C.8 名目政府支出 (GN)

名目政府支出は、政府消費、公共投資、公的在庫投資の名目値 (CGN、IGN、IIGN) の和として算出される。

$$GN_t = CGN_t + IGN_t + IIGN_t \quad (C.8)$$

D. 海外

海外 GDP (FGDP) は、海外 GDP ギャップ (FGAP) と外生的に与えられる海外潜在 GDP (FGDPQ) から定義に基づいて算出される。一方、海外 GDP ギャップは、AR(1)過程に従うように関数化されている。この海外 GDP ギャップは、海外物価 (FPI) にも影響を与えるようになっている。

また、米国については、GDP ギャップ (USGAP)、CPI (USCPI)、PPI (USPPI)、長期金利 (USIRL) といった変数がある。これらは、海外 GDP や原油価格と密

接な関係を持つように、関数化されている。

D.1 海外 GDP ($FGDP$)

海外GDPは、海外GDPギャップ ($FGAP$) のデータ作成方法から逆算し、外生的に与えられる海外潜在GDP ($FGDPQ$) を用いて算出される¹⁴。海外の潜在GDPと海外GDPギャップを用いて定義される。

$$\log(FGDP_t) = \log(FGDPQ_t) + FGAP_t/100 \quad (D.1)$$

D.2 海外 GDP ギャップ ($FGAP$)

海外 GDP ギャップは、AR(1)過程に従うように関数化している。

$$FGAP_t = 0.879\langle 19.59 \rangle \cdot FGAP_{t-1} \quad (D.2)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.769、LMテスト (p値)：0.000

D.3 米国 GDP ギャップ ($USGAP$)

米国 GDP ギャップは、1期ラグと海外 GDP ギャップで関数化している。

$$USGAP_t = 0.699\langle 12.28 \rangle \cdot USGAP_{t-1} + 0.328\langle 4.32 \rangle \cdot FGAP_t \quad (D.3)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.773、LMテスト (p値)：0.000

D.4 海外物価 (FPI)

海外物価は、そのインフレ率が、米国 PPI インフレ率と連動するように関数化している。また、海外 GDP ギャップも影響するようになっている。

¹⁴ 海外潜在GDPは、海外GDPの成長率の先行きを1980Q1以降の過去平均で延長したうえで、HPフィルター($\lambda=1600$)を掛けて算出した系列である。この先行きを延長してからフィルターを掛ける方法は、端点において実績に振られやすいというHPフィルターの弱点を補ううえでの工夫である。なお、米国GDPギャップ ($USGAP$) も、同様の手法で米国の潜在GDPを求めたうえで算出している。

$$\begin{aligned} d\log(FPI_t) \cdot 400 &= 0.992\langle 5.72 \rangle + 0.135\langle 3.16 \rangle \cdot d\log(FPI_{t-1}) \cdot 400 \\ &\quad + 0.526\langle 17.93 \rangle \cdot d\log(USPPI_t) \cdot 400 + 0.331\langle 2.09 \rangle \cdot FGAP_{t-1} \end{aligned} \quad (D.4)$$

サンプル：1984Q1 - 2008Q4、修正R²：0.934、LMテスト（p値）：0.007

D.5 米国 CPI (USCPI)

米国 CPI は、その前期比のトレンド・インフレ率 (HQUSCPI_SS、年率 2.5% と設定) からの乖離が、米国 GDP ギャップに影響を受ける下式のようなフィリップス曲線に従うものとして関数化した。また、ドルベースの原油価格 (IPIOILD) の前期比を、その定常値 (HQIPIOILD_SS) からの乖離としたうえで説明変数として加えている。なお、この定常値は、原油価格の前期比の過去平均値に設定している。

$$\begin{aligned} &(d\log(USCPI_t) - HQUSCPI_SS_t) \cdot 400 \\ &= 0.162\langle 1.65 \rangle \cdot (d\log(USCPI_{t-1}) - HQUSCPI_SS_t) \cdot 400 \\ &\quad + 0.369\langle 2.14 \rangle \cdot USGAP_{t-1} \\ &\quad + 0.019\langle 7.59 \rangle \cdot (d\log(IPIOILD_t) - HQIPIOILD_SS_t) \cdot 400 \end{aligned} \quad (D.5)$$

サンプル：1984Q1 - 2008Q4、修正R²：0.425、LMテスト（p値）：0.607

D.6 米国 PPI (USPPI)

米国PPIは、米国CPI (USCPI) やドルベースの原油価格 (IPIOILD) との連動性が高いため、前期比ベースで同時に変動するように関数化した¹⁵。

$$\begin{aligned} d\log(USPPI_t) \cdot 400 &= -5.190\langle -5.42 \rangle + 2.438\langle 8.35 \rangle \cdot d\log(USCPI_t) \cdot 400 \\ &\quad + 0.033\langle 3.55 \rangle \cdot d\log(IPIOILD_t) \cdot 400 \end{aligned} \quad (D.6)$$

サンプル：1984Q1 - 2008Q4、修正R²：0.668、LMテスト（p値）：0.001

D.7 米国長期金利 (USIRL)

米国長期金利は、米国PPIベースの期待インフレ率 (ZPIUSPPI) からの乖離と

¹⁵ 米国GDPギャップなども説明変数として試してみたが、有意にならなかったため用いていない。

して定義される実質金利が、長い目でみて、海外GDP (FGDP) の前期比で説明される水準に収束していくように関数化している。この海外GDPで説明される長期的な水準は、自然利子率として解釈することが可能である¹⁶。

$$\begin{aligned} USIRL_t - ZPIUSPPI_t = & -0.081 \langle -0.52 \rangle \\ & + 0.920 \langle 36.33 \rangle \cdot (USIRL_{t-1} - ZPIUSPPI_t) \\ & + 0.085 \langle 3.47 \rangle \cdot d \log(FGDP_t) \cdot 400 \end{aligned} \quad (D.7)$$

サンプル : 1980Q1 - 2008Q4、修正R² : 0.984、LMテスト (p値) : 0.059

E. 国際収支

国際収支部門では、実質輸出 (EX)、名目輸入 (原油、IMOILN)、名目輸入 (除く原油、IMXON)、所得収支 (BPNEXT)、移転収支 (BPNTR)、経常収支 (CA) の推計式がある。このほか、名目輸出 (EXN)、名目輸入 (IMN)、実質輸入 (IM) を算出するための等式もある。

Q-JEM では、輸入を原油とそれ以外に分割して定式化している。これは、原油価格のパススルー率が高いなど他の輸入品目と性質が異なるうえ、原油価格の日本経済に対する影響が大きいためである。なお、連鎖結合している GDP 統計では、実質値が加法性を満たさないため、分割が容易ではない。そこで、名目ベースで定式化している。

E.1 実質輸出 (EX)

実質輸出の関数は誤差修正型となっており、その長期均衡 (EXQ) は、海外経済 (FGDP)、海外 GDP ギャップ (FGAP)、海外潜在成長率 (海外潜在 GDP <FGDPQ> の前年比)、実質実効為替レート (FXR) を用いて関数化している。

自動車をはじめとする耐久財は、異時点間で代替されやすく、景気変動の影響を受けやすい。日本からの輸出品目に占める耐久財比率の高さなどを考えると、海外 GDP ギャップがマイナスで推移する局面では、耐久財ストックが過剰となっており、輸出が低水準となりやすいと考えられる。そこで、海外 GDP ギ

¹⁶ 米国の債券市場は、世界的な経済状況の影響を受けると考えられることから、米国GDPではなく、海外GDPを用いた。

ャップも説明変数として導入した。同様に、耐久財購入は、期待成長率に依存すると考えられることから、その代理変数として海外潜在成長率も用いている。

$$\begin{aligned} \log(EXQ_t) = & 5.448\langle 47.37 \rangle + 1.143\langle 105.84 \rangle \cdot \log(FGDP_t) \\ & + 1.423\langle 3.84 \rangle \cdot FGAP_t / 100 \\ & + 4.250\langle 4.86 \rangle \cdot \log(FGDPQ_t / FGDPQ_{t-4}) \\ & - 0.398\langle -16.75 \rangle \cdot \log(FXR_t) \end{aligned} \quad (E.1.1)$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.991、LMテスト（p値）：0.000

短期動学は、実証パフォーマンスの高さを根拠に、2期目の自己ラグのほか、海外経済と実質実効為替レートの前期比を用いて関数化した。

$$\begin{aligned} d\log(EX_t) = & -0.019\langle -5.24 \rangle - 0.255\langle -5.25 \rangle \cdot \log(EX_{t-1} / EXQ_{t-1}) \\ & + 0.396\langle 5.23 \rangle \cdot d\log(EX_{t-2}) + 2.655\langle 8.04 \rangle \cdot d\log(FGDP_t) \\ & - 0.138\langle -3.77 \rangle \cdot d\log(FXR_t) \end{aligned} \quad (E.1.2)$$

サンプル：1980Q4 - 2008Q4、修正R²：0.587、LMテスト（p値）：0.679

E.2 名目輸出 (EXN)

名目輸出は、実質輸出 (EX) と輸出デフレーター (PEX) の積により算出される。

$$EXN_t = EX_t \cdot PEX_t / 100 \quad (E.2)$$

E.3 名目輸入 (原油、IMOILN)

名目輸入 (原油) は、名目最終需要 (FDN) に対する比率の前期比を被説明変数とし、原油価格 (IPIOIL) と国内 CGPI (CGPD) の相対価格の前期比で説明している。ここでは、原油のパススルー率がほぼ 100%であることを踏まえ、相対価格の弾性値を 1 に縛っている。なお、縛らずに推計しても 1 から有意に乖離していないことは確認した。

$$d\log(IMOILN_t \cdot 4/10 / FDN_t) = -0.007\langle -0.99 \rangle + d\log(IPIOIL_t / CGPDV_t) \quad (E.3)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.000、LMテスト（p値）：0.003

E.4 名目輸入（除く原油、*IMXON*）

原油を除いた名目輸入の関数は誤差修正型となっており、その長期均衡（*IMXONQ*）の対名目輸出（*EXN*）比率が、実質実効為替レート（*FXR*）の対数の移動平均で説明されるようになっている。

$$\log(\text{IMXONQ}_t / \text{EXN}_t) = -2.957 \langle -10.85 \rangle + 0.560 \langle 9.78 \rangle \cdot \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \log(\text{FXR}_{t+s}) \quad (\text{E.4.1})$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.451、LMテスト（p値）：0.000

為替レートの移動平均を取ったのは、その方が説明力が高まるためである。このように、為替レートの影響が長めのラグを持つことについては、取引先との関係構築に固定費用がかかることなどを示唆している可能性が考えられる¹⁷。

実質実効為替レートは、購買力平価の理論のもとで、定常な変数と考えられる。実際、円のレートは、1985年のプラザ合意後の10年間に概ね円高トレンドで推移したあと、2007年には一旦1985年の水準まで戻すなど、定常の範囲での推移となっている。こうした定常性を前提にすると、長期均衡式は、名目輸入（除く原油）と名目輸出が長期的に同じトレンドで成長することを示していることになる。これは、国際分業に伴って、輸出と輸入が長期的には同じように成長していくことを意味している¹⁸。

短期動学では、上述の輸出入両建ての影響をとらえる実質輸出（*EX*）、国内の需要要因として実質国内最終需要（*DDF*）、価格要因として輸入物価（除く原油、*IPIXO*）を説明変数とした。なお、輸出や国内最終需要として実質値を用いたのは、これらが実質ベースで影響すると考えられるためである。

$$\begin{aligned} d \log(\text{IMXON}_t) = & 0.004 \langle 1.19 \rangle - 0.108 \langle -2.89 \rangle \cdot \log(\text{IMXON}_{t-1} / \text{IMXONQ}_{t-1}) \\ & + 0.392 \langle 3.62 \rangle \cdot d \log(\text{EX}_t) + 0.696 \langle 2.13 \rangle \cdot d \log(\text{DDF}_t) \\ & + 0.634 \langle 8.82 \rangle \cdot d \log(\text{IPIXO}_t) \end{aligned} \quad (\text{E.4.2})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.572、LMテスト（p値）：0.850

¹⁷ 取引先との関係構築に固定費用がかかる場合には、一時的な円高が生じて国内業者から海外業者へ取引先を即座には変更せず、ある程度趨勢的な円高が生じた場合にはじめて取引先の変更を行う、といった企業の行動が、合理的選択になりうる（Dixit (1989)、Krugman and Baldwin (1987)）。また、海外生産拠点の構築に時間がかかることを反映している可能性もある。

¹⁸ 国際分業の典型例としては、アジア諸国に部品を輸出し、完成品を輸入するといった貿易が挙げられる。こうした分業の進展に伴い、輸出と輸入は、両建てで上昇基調にある（日本銀行調査統計局(2007)）。

短期動学の推計結果をみると、国内最終需要にかかる計数が大きく、短期的には、これに輸入が連動することが分かる。

E.5 名目輸入 (IMN)

名目輸入は、名目輸入（原油、 $IMOILN$ ）と名目輸入（除く原油、 $IMXON$ ）の和として算出される。ここで、名目輸入（原油）は通関ベース（四半期率、億円単位）なので、GDP 統計ベース（年率、10 億円単位）に変換している。

$$IMN_t = IMOILN_t \cdot 4/10 + IMXON_t \quad (E.5)$$

E.6 実質輸入 (IM)

実質輸入は、名目輸入 (IMN) を輸入デフレーター (PIM) で除することで算出される。

$$IM_t = IMN_t / (PIM_t / 100) \quad (E.6)$$

E.7 所得収支 ($BPNEXI$)

所得収支は、その名目 GDP ($GDPN$) に対する比率が、内外所得の比で説明されるように関数化している。これは、海外（日本）の所得が伸びたときに、配当等を通じて所得受取（支払）が増えることを意味している。なお、内外所得の比は、実質実効為替レート (FXR) によって名目ベースに変換されている。

$$\frac{BPNEXI_t \cdot 4/10}{GDPN_t} = -0.014 \langle -24.70 \rangle + 33.274 \langle 51.87 \rangle \cdot \frac{FGDP_t}{GDP_t \cdot FXR_t} \quad (E.7)$$

サンプル：1988Q1 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.970、LMテスト（p値）：0.000

サンプル期間は、1985 年のプラザ合意後における予想されていなかった急激な円高の影響を避けるべく、1988 年からとしている。

E.8 移転収支 ($BPNTR$)

移転収支は、その対名目GDP比が安定しているため、これを二つのダミーだけで説明するように関数化している。1991Q1 のダミー ($D911$) は、湾岸戦争で政府援助が短期的に増加したこと、1996Q1 以降のダミー ($D961Z$) は、国際収

支統計改訂の影響を説明している。

$$\frac{BPNTR_t \cdot 4/10}{GDPN_t} = -0.001 \langle -20.90 \rangle - 0.005 \langle -10.88 \rangle \cdot D911_t - 0.001 \langle -9.90 \rangle \cdot D961Z_t \quad (E.8)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.632、LMテスト (p値)：0.004

E.9 経常収支 (CA)

経常収支は、「経常収支＝貿易収支＋所得収支 (BPNEXI) ＋経常移転収支 (BPNTR)」という定義式をベースに関数化している。ここで、経常収支が国際収支統計ベースである一方、貿易収支が GDP 統計ベースの純輸出 (EXN－IMN) であるという定義の違いがあるため、定義式の両辺を名目 GDP (GDPN) 比率にしたうえで、その乖離に当たる定数項を推計した。なお、2003Q1 以降のダミー (D031Z) は、国際収支統計の旅行収支の計上方法変更に伴うものである。

$$CA_t / GDPN_t = 0.0001 \langle 0.19 \rangle + ((EXN_t - IMN_t) \cdot 10/4 + BPNEXI_t + BPNTR_t) / GDPN_t + 0.004 \langle 5.98 \rangle \cdot D031Z_t \quad (E.9)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.232、LMテスト (p値)：0.018

F. 企業

企業部門では、実質設備投資 (INV)、IIP 出荷 (IIPS)、IIP 生産 (IIPP)、IIP 在庫 (IPIV)、在庫ストック (KIV)、企業収益 (PROF) の6つの推計式がある。このうち4つは誤差修正型である。このほか、名目設備投資 (INVN)、実質在庫投資 (SNAIV)、名目在庫投資 (SNAIVN) を算出するための等式もある。

企業部門の変数の大まかな関係について整理すると、まず、企業収益が株価や貸出態度判断 DI を通じ、設備投資に影響を与える。設備投資をはじめとする GDP コンポーネントは、IIP 出荷を誘発するようになっており、これが、IIP 生産や IIP 在庫を変動させる。また、IIP 在庫は、設備投資を含む最終需要とともに、在庫ストックに影響する。実質在庫投資は、在庫ストックのデータ作成の際に用いた定義式から逆算される。

F.1 実質設備投資 (INV)

設備投資の関数は誤差修正型とし、その長期均衡は、新古典派型の資本コスト・モデルに基づいている。一方、短期動学は、過去の経験則に基づく推計に依存している¹⁹。以下では、まず、長期均衡式の導出について簡単にまとめる。

資本蓄積式 ($\Delta K_{t+1} = I_t - \delta K_t$)、および、資本ストックの成長率を資本係数とGDPの成長率に分解した式 ($\Delta K_{t+1}/K_t = \gamma_t + g_t$) から、下式が得られる。

$$I_t/K_t = \delta + \gamma_t + g_t$$

ここで、 I_t は設備投資、 K_t は資本ストック、 δ は減耗率、 γ_t は資本係数の成長率、 g_t はGDPの成長率で、全て実質値である。

一方、コブ・ダグラス型の生産関数を前提にすれば、均衡において、資本ストック K_t は、GDP Y_t と比例、資本レンタルコスト RC_t と反比例の関係になる。

$$K_t = \alpha Y_t / RC_t$$

ここで、 α は資本分配率である。資本レンタルコストは、投資財の相対価格 P_t^I / P_t^Y と資本財価格で実質化した金利 r_t 等その他要因 $f(r_t)$ の積の形で表される²⁰。

$$RC_t = P_t^I / P_t^Y \cdot f(r_t)$$

上述の3式を組み合わせれば、下式を導くことができる²¹。

$$\frac{P_t^I I_t}{P_t^Y Y_t} = \alpha \frac{\delta + \gamma_t + g_t}{f(r_t)}$$

長期的には、資本係数の成長率 γ_t を定数とみなすことができ、GDP成長率 g_t が潜在成長率 g_t^* に一致すると考えると、左辺の名目設備投資比率は、潜在成長率 g_t^* と実質金利 r_t の関数として表されることが分かる。

¹⁹ 短期動学については、投資の調整費用の仮定に基づくQ理論を用いることも考えられる。もっとも、同理論に基づく投資関数は、実証パフォーマンスが低いことが知られている。

²⁰ 実質金利以外のその他要因は、減耗率、法人税率などである。

²¹ これによって資本ストックを消去できる。Q-JEMの設備投資関数では、こうした定式化によって、計測が難しく統計精度が低い資本ストックのデータを用いることを回避している。

こうした理論に基づき、設備投資の長期均衡 ($INVQ$) について、下式のように、左辺の名目設備投資比率の対数が潜在成長率 ($HYGDPQ$) と実質金利で説明される関数を採用している。

$$\begin{aligned} \log((INVQ_t \cdot PINV_t)/(GDP_t \cdot PGDP_t)) = & -2.029 \langle -168.64 \rangle \\ & +0.110 \langle 12.68 \rangle \cdot HYGDPQ_t \cdot 100 \\ & -0.019 \langle -3.10 \rangle \cdot (IRLOAN_t - ZPI10_t) \end{aligned} \quad (F.1.1)$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q3、修正 R^2 ：0.779、LMテスト (p値)：0.000

ここで、実質金利としては、企業の直面する金利である貸出金利 ($IRLOAN$) から CPI の長期期待インフレ率 ($ZPI10$) を控除したものをを用いている。理論によると、設備投資の決定要因として重要な実質金利は、資本財価格の期待インフレ率を控除して算出されたものであるが、CPI の期待インフレ率との差異は、定数項で吸収されていると考えている。

短期動学は、輸出 (EX) や貸出態度判断 DI ($LOANDI$) で説明される関数となっている (本文 3 - 3 節を参照)。

$$\begin{aligned} d \log(INV_t) = & -0.001 \langle -0.30 \rangle - 0.200 \langle -3.92 \rangle \cdot \log(INV_{t-1}/INVQ_{t-1}) \\ & +0.311 \langle 2.45 \rangle \cdot d \log(EX_t) + 0.0006 \langle 3.08 \rangle \cdot LOANDI_{t-3} \end{aligned} \quad (F.1.2)$$

サンプル：1984Q1 - 2008Q3、修正 R^2 ：0.286、LMテスト (p値)：0.243

F.2 名目設備投資 ($INVN$)

名目設備投資は、実質設備投資 (INV) と設備投資デフレーター ($PINV$) の積により算出される。

$$INVN_t = INV_t \cdot PINV_t / 100 \quad (F.2)$$

F.3 IIP 出荷 ($IIPS$)

IIP 出荷は、住宅 (IH)、設備 (INV)、輸出 (EX) の各支出項目で決まる関数とし、それぞれの弾性値が対名目 GDP 比率 ($IHN/GDPN$ 等) に依存するようになっている。個人消費などの他の支出項目についても検討したが、有意とならなかったことから用いていない。なお、輸出については、1 期ラグの伸び率も有意となったことから、これも用いている。輸出には IIP 出荷とは関係のないサービスなども含まれていることなどから、1 期ラグも加えることで IIP 出荷と関係

の強い趨勢的な変動をとらえられるようになった可能性がある。

$$\begin{aligned} d\log(IIPS_t) = & -0.003\langle -2.47 \rangle + 1.896\langle 2.86 \rangle \cdot IHN_{t-1}/GDPN_{t-1} \cdot d\log(IH_t) \\ & + 1.035\langle 4.38 \rangle \cdot INVN_{t-1}/GDPN_{t-1} \cdot d\log(INV_t) \\ & + 3.222\langle 10.18 \rangle \cdot EXN_{t-1}/GDPN_{t-1} \cdot d\log(EX_t) \\ & + 1.089\langle 2.51 \rangle \cdot EXN_{t-2}/GDPN_{t-2} \cdot d\log(EX_{t-1}) \end{aligned} \quad (F.3)$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.614、LMテスト（p値）：0.457

F.4 IIP 生産 (IIPP)

IIP 生産の関数は誤差修正型とした。その長期均衡 (IIPPQ) は、出荷 (IIPS) に対する比率が、線形トレンド (T801) と 1983Q4～1998Q1 のダミー (D834981) で説明されるように関数化している。

$$\begin{aligned} \log(IIPPQ_t / IIPS_t) = & 0.065\langle 40.75 \rangle - 0.246\langle -32.78 \rangle \cdot T801_t / 400 \\ & + 0.022\langle 17.70 \rangle \cdot D834981_t \end{aligned} \quad (F.4.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.952、LMテスト（p値）：0.000

ここで、線形トレンドは、生産のトレンドが出荷のそれ対比緩やかなことを反映したもので、製品在庫の管理技術の向上を示唆している可能性がある²²。また、ダミーは、IIP統計の接続が影響しているとみられる段差に対応している²³。

短期動学では、自己ラグと出荷の伸び率のほか、出荷・在庫バランス ($IPIV_{t-1}/IIPS_t$) の伸び率を説明変数とした。これにより、出荷に比して在庫が積みあがる「意図せざる在庫増加」が生じた場合は、生産が抑制されることになる。

$$\begin{aligned} d\log(IIPP_t) = & -0.0006\langle -1.64 \rangle - 0.278\langle -4.24 \rangle \cdot \log(IIPP_{t-1}/IIPPQ_{t-1}) \\ & + 0.141\langle 5.55 \rangle \cdot d\log(IIPP_{t-1}) + 0.855\langle 26.02 \rangle \cdot d\log(IIPS_t) \\ & - 0.065\langle -2.94 \rangle \cdot d\log(IPIV_{t-1}/IIPS_t) \end{aligned} \quad (F.4.2)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.960、LMテスト（p値）：0.116

²² 顧客の要望に応じてカスタマイズするために、製品在庫の比率を減らす一方、仕掛品在庫の比率を高めた可能性も考えられる。

²³ 現在用いているIIPの系列は、S55年基準：1978～1982年、S60年基準：1983～1987年、H02年基準：1988～1992年、H07年基準：1993～1997年、H12年基準：1998年～のデータが接続されている。

F.5 IIP 在庫 (IPIV)

IIP 在庫の関数は、在庫率（在庫／出荷）がトレンド周りで推移していることに注目した誤差修正型としている。すなわち、IIP 在庫の長期均衡 (IPIVQ) は、その出荷 (IIPS) に対する比率の対数値が、トレンド (T801) で説明されるようになっている。

$$\log(IPIVQ_t / IIPS_t) = 0.371\langle 28.1 \rangle - 1.24\langle -15.8 \rangle \cdot T801_t / 400 \quad (F.5.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.685、LMテスト (p値)：0.000

短期動学には、ラグのほかに、生産 (IIPP) の前期比がプラス、出荷 (IIPS) の前期比がマイナスで入っている。この結果、出荷の増加は、長期的には在庫率が安定するとの前提のもとで在庫増加要因であるが、短期的には在庫減少要因となっている²⁴。

$$\begin{aligned} d\log(IPIV_t) = & 0.002\langle 2.02 \rangle - 0.096\langle -4.92 \rangle \cdot \log(IPIV_{t-1} / IPIVQ_{t-1}) \\ & + 0.341\langle 4.59 \rangle \cdot d\log(IPIV_{t-1}) + 1.598\langle 6.10 \rangle \cdot d\log(IIPP_t) \\ & - 1.798\langle -7.12 \rangle \cdot d\log(IIPS_t) \end{aligned} \quad (F.5.2)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.541、LMテスト (p値)：0.010

F.6 在庫ストック (KIV)

GDP 統計ベースの在庫ストックの関数も、誤差修正型とした。具体的には、在庫ストックの長期均衡 (KIVQ) の最終需要 (FD) に対する比率として定義される在庫率が、定数項のみで説明される関数となっている。なお、IIP 在庫と異なり、GDP 統計ベースの在庫では、在庫率の明確なトレンドは見受けられないため、定数項のみを用いた。

$$\log(KIVQ_t / FD_t) = -2.105\langle -485.79 \rangle \quad (F.6.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.000、LMテスト (p値)：0.000

²⁴ なお、概念上は、「在庫の変化幅＝生産－出荷」の恒等式が成立するはずであるが、IIP のデータをみると全く成立していない。これには、生産、出荷、在庫で品目のカバレッジが異なることなどが影響しているとみられる。

短期動学では、ラグや最終需要のほか、IIP在庫（ $IPIV$ ）も説明変数となっている。

$$\begin{aligned} d\log(KIV_t) = & 0.001\langle 1.84 \rangle - 0.017\langle -1.92 \rangle \cdot \log(KIV_{t-1}/KIVQ_{t-1}) \\ & + 0.345\langle 3.52 \rangle \cdot d\log(KIV_{t-1}) + 0.266\langle 3.06 \rangle \cdot d\log(KIV_{t-2}) \quad (\text{F.6.2}) \\ & + 0.0705\langle 2.68 \rangle \cdot d\log(IPIV_{t-1}) + 0.143\langle 2.86 \rangle \cdot d\log(FD_{t-1}) \end{aligned}$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.519、LMテスト（p値）：0.307

F.7 実質在庫投資（ $SNAIV$ ）

実質在庫投資は、在庫ストック（ KIV ）のデータ作成手順から逆算するかたちで算出される。

$$SNAIV_t = (KIV_t - KIV_{t-1}) \cdot 4 \quad (\text{F.7})$$

F.8 名目在庫投資（ $SNAIVN$ ）

名目在庫投資は、実質在庫投資（ $SNAIV$ ）と在庫投資デフレーター（ $PSNAIV$ ）の積によって算出される。

$$SNAIVN_t = SNAIV_t \cdot PSNAIV_t / 100 \quad (\text{F.8})$$

F.9 企業収益（ $PROF$ ）

企業収益（ $PROF$ ）としては、大企業・全産業ベースの経常利益を用いた。大企業の収益を用いたのは、東証一部上場銘柄を対象とする株価（ $TOPIX$ ）の説明変数として適当であるほか、サンプルによる振れが小さい、といった利点があるためである²⁵。

企業収益は、法人企業による名目付加価値額を示す修正名目GDP（ $GDPNADJ$ ）に対する比率が、法人ベースの労働分配率（ $YW/GDPNADJ$ ）や貸出金利（ $IRLOAN$ ）の上昇に伴って圧迫されるように関数化されている。なお、貸出金利については、中長期の金融契約の存在を考慮に入れて、後方12期移動平均を用いている。また、名目輸出比率（ $EXN/GDPNADJ$ ）が高まると、海外市場へのアクセスが比

²⁵ ここで利用している法人企業統計調査のデータは、資本金10億円以上の大企業については、基本的には悉皆調査となっており、サンプル入替によるデータの振れが小さい。

較的容易な大企業の収益が高まるようになっている。1997Q3～1999Q2 のダミー ($D973992$) は、アジア危機や金融危機を受けた大幅な有価証券売却損・評価損の発生などから、大企業の収益がかなり圧迫された影響をとらえている。

$$\begin{aligned} \log(\text{PROF}_t/\text{GDPNADJ}_t) = & 1.859\langle 7.61 \rangle \\ & -5.338\langle -11.11 \rangle \cdot \log(\text{YW}_t/\text{GDPNADJ}_t) \\ & -1.075\langle -2.02 \rangle \cdot \frac{1}{12} \sum_{s=0}^{11} \text{IRLOAN}_{t-s}/100 \\ & +0.717\langle 11.03 \rangle \cdot \log(\text{EXN}_t/\text{GDPNADJ}_t) \\ & -0.164\langle -3.10 \rangle \cdot D973992_t \end{aligned} \quad (\text{F.10})$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q1、修正 R^2 ：0.776、LMテスト (p値)：0.000

G. 労働

労働部門では、就業者数ギャップ ($LGAP$)、自営業者数 ($LSELF$)、失業率ギャップ ($UGAP$)、名目賃金 (WN) の推計式がある。

就業者数ギャップと失業率ギャップの関数は、自己ラグとGDPギャップで説明される部分調整型となっている。これは、こうした雇用関連変数の調整に時間がかかり、景気に遅行するためである。こうして得られた就業者数ギャップと失業率ギャップと、外生的に与えられる潜在就業者数 (LQ) と構造失業率 (UQ) から、就業者数 (L) と失業率 (U) が算出される²⁶。

雇用者数 (LW) は、就業者数から自営業者数を差し引いて算出される。また、名目賃金は、労働分配率がGDPギャップと逆相関する性質を用いて関数化している。

G.1 就業者数 (L)

就業者数は、就業者数ギャップ ($LGAP$) の定義式から、外生的に与えられる潜在就業者数 (LQ) を用いて逆算される。

²⁶ 就業者ギャップ、失業率ギャップ、潜在就業者数、構造失業率は、日本銀行調査統計局が推計する潜在成長率やGDPギャップを算出するうえでの必要な構成要素である (伊藤他 (2006))。

$$\log(L_t) = \log(LQ_t) + LGAP_t \quad (G.1)$$

G.2 就業者数ギャップ ($LGAP$)

就業者数ギャップは、GDP ギャップ (GAP) に遅行して影響を受けるように関数化されている。

$$LGAP_t = 0.860 \langle 24.03 \rangle \cdot LGAP_{t-1} + 0.053 \langle 3.93 \rangle \cdot GAP_{t-1} / 100 \quad (G.2)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.909、LMテスト (p値)：0.468

上式には、労働のような生産要素の需給ギャップは、中期的には経済全体の需給ギャップである GDP ギャップと同じ方向に収束していくといった考え方があ
る。ただし、就業者数の調整には時間がかかると考えられることから、就業者
数ギャップのラグを用いて部分調整型の関数としている。

G.3 雇用者数 (LW)

雇用者数は、就業者数 (L) から自営業者数 ($LSELF$) を差し引いて算出して
いる。

$$LW_t = L_t - LSELF_t \quad (G.3)$$

G.4 自営業者数 ($LSELF$)

自営業者数 (含む家族従業者数) は、その雇用者数 (LW) に対する比率が、
潜在 GDP ($GDPQ$) 対比の 15 歳以上人口で決定される値に収束していくように
関数化されている。この関数は、Gollin (2008) が国別のデータなどを用いて示し
ているように、一人当たりの GDP が増加するにつれて、自営業者数の割合が低
下していくとの事実に整合的である。こうした関係は中長期的なものと考えら
れるので、GDP ではなく潜在 GDP を用いることとしている。なお、ラグの係数
が非常に大きい点は、終身雇用が前提となる日本では、自営業者や家族従業者
から雇用者への調整が極めて遅いことを示唆している。

$$\log(LSELF_t / LW_t) = -0.105 \langle -1.85 \rangle + 0.974 \langle 60.82 \rangle \cdot \log(LSELF_{t-1} / LW_{t-1}) \\ + 2.579 \langle 1.70 \rangle \cdot (POP15_t / GDPQ_t) \quad (G.4)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.997、LMテスト (p値)：0.038

G.5 失業率 (U)

失業率は、失業率ギャップ ($UGAP$) の定義式から、外生的に与えられる構造失業率 (UQ) を用いて逆算される。

$$U_t = UQ_t + UGAP_t \quad (G.5)$$

G.6 失業率ギャップ ($UGAP$)

失業率ギャップは、GDP ギャップ (GAP) に遅行して徐々に影響を受けるように関数化されている。

$$UGAP_t = 0.977 \langle 73.82 \rangle \cdot UGAP_{t-1} - 0.009 \langle -2.85 \rangle \cdot GAP_t \quad (G.6)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正 R^2 ：0.988、LMテスト (p値)：0.000

G.7 名目賃金 (WN)

一人当たり名目賃金の決定要因について理論的に整理すると、コブ・ダグラス型の生産関数と摩擦の無い経済を前提とすれば、実質賃金は労働生産性と比例関係を持つことになり、労働分配率は一定となる²⁷。実際には、経済に摩擦が存在することなどから、労働分配率は、一定ではなく景気逆循環的に変動していることが知られており、GDPギャップと明確な逆相関の関係を持っている²⁸。

こうした考察に基づき、名目賃金の長期均衡 (WNQ) は、労働分配率 ($WNQ \cdot LW/GDPNADJ$) の対数値を被説明変数とし、GDP ギャップ (GAP) を説明変数とした推計式で決定されるとした。なお、労働分配率を計算する際には、名目GDPを使わず、これを調整したもの ($GDPNADJ$) を用いた。これは、分子の雇員報酬には自営業者の所得が勘案されていないため、分母の付加価値からも、自営業者の生み出したものを除く必要があるためである。

²⁷ コブ・ダグラス型生産関数のもとでは、生産要素にかかる代替の弾力性が1となる。この弾力性に関する実証研究の結果は区々であるが、0.8~1.2前後を示唆するものが比較的多く、コブ・ダグラス型の関数は、かなりサポートされていると言える。

²⁸ 日本については西崎・須合 (2001)、米国についてはRotemberg and Woodford (1999) で確認されている。この背景としては、名目賃金の粘着性により、名目賃金が名目労働生産性ほどは景気順循環的に変動しないことなどが指摘されている。

$$\begin{aligned} & \log(WNQ_t \cdot LW_t / GDPNADJ_t) \\ & = -0.353 \langle -127.43 \rangle - 0.829 \langle -15.29 \rangle \cdot GAP_t / 100 \\ & \quad - 0.029 \langle -9.42 \rangle \cdot D851Z_t - 0.024 \langle -4.49 \rangle \cdot D022Z_t - 0.024 \langle -4.18 \rangle \cdot D033Z_t \end{aligned} \quad (G.7.1)$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q1、修正R²：0.857、LMテスト（p値）：0.070

上式では、労働分配率にみられる段差を説明するため、2002Q2以降といったダミー（D022Z等）を用いている。これらのマイナス符号は、グローバル化に伴い、中国などの安価な労働力の影響が高まり、労働分配率が低下トレンドをたどったとの指摘と整合的である。

短期動学は、賃金の前期比が、長期期待インフレ率（ZPI10）に依存するよう関数化されている。これは、賃金交渉において、期待インフレ率が一定の影響を与えるといったことが考えられるためである。

$$\begin{aligned} d \log(WN_t) = & -0.003 \langle -3.09 \rangle - 0.276 \langle -4.69 \rangle \cdot \log(WN_{t-1} / WNQ_{t-1}) \\ & + 2.568 \langle 7.53 \rangle \cdot ZPI10_{t-1} / 400 \end{aligned} \quad (G.7.2)$$

サンプル：1981Q2 - 2008Q1、修正R²：0.413、LMテスト（p値）：0.005

H. 所得

所得関連では、財産所得受取（配当、YPRDIV）、財産所得受取（除く配当、YPRXDIV）、財産所得支払（YPP）、持ち家営業余剰（総<グロス>、YHOUSEGR）、持ち家営業余剰（純<ネット>、YHOUSE）、混合所得（総、Y MIXGR）、混合所得（純、Y MIX）、移転所得受取（YTRR）、移転所得支払（YTRP）、実効所得税率（YTAXRAT）、純間接税（NINDTAX）の推計式がある。

こうした推計式によって算出される変数を組み合わせて、財産所得（YP）、移転所得（YTR）、所得税（YTAX）が算出される。また、これらと雇用者報酬（YW）、持ち家営業余剰（純）、混合所得（純）から、可処分所得（YDN）が定義される。なお、持ち家営業余剰（総）と混合所得（総）は、修正名目GDPを算出するのに利用される（L.3節を参照）。

財産所得の重要な決定要因として、家計及び対家計民間非営利団体の金融資産・負債も関数化されている。金融資産（FA）は安全資産（FASAFE）とリスク資産（FARISK）の和、家計負債（LOAN）は住宅貸付による負債（LOANH）と

その他負債 (*LOANXH*) の和として算出され、それぞれの内訳項目が関数化されている。

H.1 可処分所得 (*YDN*)

可処分所得は、雇用者報酬 (*YW*)、財産所得 (*YP*)、営業余剰 (純、*YHOUSE*)、混合所得 (純、*YMIX*)、移転所得 (*YTR*) の和から所得税 (*YTAX*) を除いたものとして定義される。

$$YDN_t = YW_t + YP_t + YHOUSE_t + YMIX_t + YTR_t - YTAX_t \quad (H.1)$$

H.2 雇用者報酬 (*YW*)

雇用者報酬は、名目賃金 (*WN*) と雇用者数 (*LW*) の積として算出される。

$$YW_t = WN_t \cdot LW_t \quad (H.2)$$

H.3 財産所得 (*YP*)

財産所得は、受取 (*YPRDIV*+*YPRXDIV*) から支払 (*YPP*) を差し引いて算出される。

$$YP_t = (YPRDIV_t + YPRXDIV_t) - YPP_t \quad (H.3)$$

H.4 財産所得受取 (配当、*YPRDIV*)

財産所得受取 (配当) は、その前期末の金融資産 (*FA*) に対する比率が、1期の自己ラグと企業収益の対金融資産比率 (*PROF/FA*) で説明されるように関数化している。

近年、株式持ち合いの解消や外国人株主増加の影響もあって、配当額の収益に対する弾性値が上昇していると考えられる。この点をとらえるため、収益比率に 2004Q4 以降のダミー (*D044Z*) をかけた項を、追加的に加えている。

$$\begin{aligned} YPRDIV_t/4/FA_{t-1} = & 0.0001\langle 1.63 \rangle + 0.400\langle 4.63 \rangle \cdot YPRDIV_{t-1}/4/FA_{t-2} \\ & + 0.0003\langle 4.09 \rangle \cdot PROF_t/4/FA_{t-1} \\ & + 0.0001\langle 2.91 \rangle \cdot D044Z_t \cdot PROF_t/4/FA_{t-1} \end{aligned} \quad (H.4)$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q1、修正R²：0.613、LMテスト（p値）：0.000

H.5 財産所得受取（除く配当、*YPRXDIV*）

財産所得受取（除く配当）は、その前期末の金融資産（*FA*）に対する比率が、1期の自己ラグと長期金利（*IRL*）で説明されるように関数化している。

$$\begin{aligned} YPRXDIV_t/4/FA_{t-1} = & 0.0001\langle 0.64 \rangle + 0.846\langle 27.44 \rangle \cdot YPRXDIV_{t-1}/4/FA_{t-2} \\ & + 0.137\langle 5.15 \rangle \cdot IRL_t/400 \end{aligned} \quad (H.5)$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q1、修正R²：0.991、LMテスト（p値）：0.233

H.6 財産所得支払（*YPP*）

財産所得支払は、その前期末の金融負債残高（*LOAN*）に対する比率が、1期の自己ラグと貸出金利（*IRLOAN*）で説明されるように関数化している。

$$\begin{aligned} YPP_t/4/LOAN_{t-1} = & 0.002\langle 9.87 \rangle + 0.760\langle 34.29 \rangle \cdot YPP_{t-1}/4/LOAN_{t-2} \\ & + 0.171\langle 10.88 \rangle \cdot IRLOAN_t/400 \end{aligned} \quad (H.6)$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q1、修正R²：0.998、LMテスト（p値）：0.177

H.7 持ち家営業余剰（総、*YHOUSEGR*）

グロス・ベースの持ち家営業余剰は、その対名目GDP比率のトレンド（*YHGR_GDPN_SS*）からの乖離が、AR(1)過程に従うように関数化している。なお、同トレンドは、HPフィルターを掛けて作成しており、近年は安定傾向にあるため、予測においては横ばいとして延長している。

$$\begin{aligned} & \log((YHOUSEGR_t/GDPN_t)/YHGR_GDPN_SS_t) \\ = & 0.455\langle 5.38 \rangle \cdot \log((YHOUSEGR_{t-1}/GDPN_{t-1})/YHGR_GDPN_SS_{t-1}) \end{aligned} \quad (H.7)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q1、修正R²：0.207、LMテスト（p値）：0.166

H.8 持ち家営業余剰（純、*YHOUSE*）

ネット・ベースの持ち家営業余剰も、グロス・ベースと同様、その対名目GDP比率のトレンド（*YH_GDPN_SS*）からの乖離が、AR(1)過程に従うように関数化

している。

$$\begin{aligned} & \log((YHOUSE_t/GDPN_t)/YH_GDPN_SS_t) \\ & = 0.274\langle 3.01 \rangle \cdot \log((YHOUSE_{t-1}/GDPN_{t-1})/YH_GDPN_SS_{t-1}) \end{aligned} \quad (H.8)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q1、修正R²：0.075、LMテスト（p値）：0.832

H.9 混合所得（総、Y MIXGR）

グロス・ベースの混合所得の関数は、誤差修正型としている。混合所得は、個人企業の営業余剰であり、その長期均衡（Y MIXGRQ）の関数は、個人企業と法人企業が産出した付加価値の比率（Y MIXGRQ/GDPNADJ）のうち、投入労働者数の比率（LSELF/LW）で説明できない部分を被説明変数としている。一方、説明変数は、名目輸出比率（EXN/GDPN）と名目公共投資比率（IGN/GDPN）であり、それぞれの係数の符号はマイナスとプラスになっている。これは、名目輸出比率が高まると輸出依存度の高い法人企業が優位になり、名目公共投資比率が高まると内需依存度の高い個人企業が優位になることを意味している。

$$\begin{aligned} & \log(YMIXGRQ_t/GDPNADJ_t) - \log(LSELF_t/LW_t) \\ & = -0.301\langle -2.60 \rangle - 0.104\langle -3.39 \rangle \cdot \log(EXN_t/GDPN_t) \\ & \quad + 0.315\langle 11.92 \rangle \cdot \log(IGN_t/GDPN_t) \end{aligned} \quad (H.9.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q1、修正R²：0.670、LMテスト（p値）：0.000

短期動学は、定数項と誤差修正項のみからなる関数となっている。

$$\begin{aligned} & d\log(YMIXGR_t) \\ & = -0.004\langle -0.94 \rangle - 0.437\langle -6.00 \rangle \cdot \log(YMIXGR_{t-1}/YMIXGRQ_{t-1}) \end{aligned} \quad (H.9.2)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q1、修正R²：0.240、LMテスト（p値）：0.108

H.10 混合所得（純、Y MIX）

ネット・ベースの混合所得の関数も、グロス・ベースと同様の考え方の誤差修正型としている。すなわち、その長期均衡（Y MIXQ）は、個人企業と法人企業の付加価値比率（Y MIXQ/GDPNADJ）のうち、投入労働者数比率（LSELF/LW）で説明できない部分を、名目公共投資比率（IGN/GDPN）で説明する関数により決定される。なお、グロス・ベースの関数で用いられた名目輸出比率（EXN/GDPN）

は、有意とはならなかったので、加えていない。

$$\begin{aligned} & \log(YMIXQ_t/GDPNADJ_t) - \log(LSELF_t/LW_t) \\ & = -0.134 \langle -1.85 \rangle + 0.381 \langle 14.20 \rangle \cdot \log(IGN_t/GDPN_t) \end{aligned} \quad (H.10.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q1、修正R²：0.642、LMテスト（p値）：0.000

短期動学も、グロス・ベースと同様であり、定数項と誤差修正項のみからなる定式化となっている。

$$d \log(YMIX_t) = -0.004 \langle -0.89 \rangle - 0.505 \langle -6.31 \rangle \cdot \log(YMIX_{t-1}/YMIXQ_{t-1}) \quad (H.10.2)$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q1、修正R²：0.259、LMテスト（p値）：0.234

H.11 移転所得（YTR）

移転所得は、移転所得受取（YTRR）から移転所得支払（YTRP）を差し引いて算出される。

$$YTR_t = YTRR_t - YTRP_t \quad (H.11)$$

H.12 移転所得受取（YTRR）

移転所得受取は、その対名目GDP（GDPN）比率が、高齢者比率（POP60/POP15）と失業率（U）で説明されるように関数化した。これは、高齢者比率が高まると年金の受け取りが増え、失業率が上昇すると失業保険給付が増加することを意味している。

$$\begin{aligned} \log(YTRR_t/GDPN_t) & = -2.376 \langle -198.16 \rangle \\ & + 1.277 \langle 14.83 \rangle \cdot \frac{1}{20} \sum_{s=0}^{19} POP60_{t-s}/POP15_{t-s} \\ & + 6.027 \langle 16.75 \rangle \cdot U_t/100 \end{aligned} \quad (H.12)$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q1、修正R²：0.962、LMテスト（p値）：0.000

H.13 移転所得支払（YTRP）

移転所得支払は、その対雇用者報酬（YW）比率が、自己ラグ、および、移転所得受取（YTRR）の対雇用者報酬比率で説明される。移転所得受取が増加すれ

ば、それに応じて社会保険料率もラグを伴いながら上昇し、受取と支払が長期的にはある程度バランスするような関数となっている。

$$\begin{aligned} \log(YTRP_t/YW_t) = & -0.182\langle -2.92 \rangle + 0.367\langle 3.71 \rangle \cdot \log(YTRP_{t-1}/YW_{t-1}) \\ & + 0.354\langle 3.65 \rangle \cdot \log(YTRP_{t-2}/YW_{t-2}) \\ & + 0.103\langle 2.44 \rangle \cdot \frac{1}{20} \sum_{s=1}^{20} \log(YTRR_{t-s}/YW_{t-s}) \end{aligned} \quad (\text{H.13})$$

サンプル：1985Q1 - 2008Q1、修正R²：0.780、LMテスト（p値）：0.922

H.14 所得税（*YTAX*）

所得税は、実効所得税率（*YTAXRAT*）のデータ作成方法から逆算し、同税率に雇用者報酬（*YW*）、混合所得（総、*YMIXGR*）、移転所得（*YTR*）の和を掛けるかたちで算出される。

$$YTAX_t = YTAXRAT_t \cdot (YW_t + YMIXGR_t + YTR_t) \quad (\text{H.14})$$

H.15 実効所得税率（*YTAXRAT*）

実効所得税率は、その対数が、自己ラグとGDPギャップ（*GAP*）で説明される。所得税は超過累進制であるほか、課税最低限度が存在するため、景気（GDPギャップ）に対してラグを伴いつつ順循環的に変動するように定式化している。なお、対数を用いたのは、税率が正の値しか取り得ないためである。

$$\begin{aligned} \log(YTAXRAT_t) = & -0.335\langle -3.97 \rangle + 0.533\langle 5.89 \rangle \cdot \log(YTAXRAT_{t-1}) \\ & + 0.318\langle 3.71 \rangle \cdot \log(YTAXRAT_{t-2}) + 1.205\langle 4.51 \rangle \cdot GAP_t/100 \end{aligned} \quad (\text{H.15})$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q1、修正R²：0.908、LMテスト（p値）：0.782

H.16 金融資産（*FA*）

家計等の金融資産は、安全資産（*FASAFE*）とリスク資産（*FARISK*）の和として算出される。

$$FA_t = FASAFE_t + FARISK_t \quad (\text{H.16})$$

H.17 安全資産 (*FASAFE*)

安全資産は、その変化幅が、期初保有分に対する一定の利回りのほか、「貯蓄＝可処分所得 (*YDN*)－名目消費 (*CN*)」の積上げで増加すると考えている。下式は、この考え方に基づいて、両辺を期初 (*t*-1期) 保有分で除したものと解釈できる。なお、貯蓄にかかる係数が 1 より若干小さいのは、一部が借入の返済に利用されることを反映していると解釈できる。

$$\begin{aligned} FASAFE_t / FASAFE_{t-1} - 1 = & 0.0007 \langle 1.07 \rangle \\ & + 0.970 \langle 22.87 \rangle \cdot (YDN_t - CN_t) / 4 / FASAFE_{t-1} \end{aligned} \quad (\text{H.17})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q1、修正R²：0.825、LMテスト (p値)：0.001

H.18 リスク資産 (*FARISK*)

リスク資産の価値は、株価 (*TOPIX*) と連動するため、これを説明変数として
いる。

$$d \log(FARISK_t) = 0.003 \langle 1.91 \rangle + 0.186 \langle 8.68 \rangle \cdot d \log(TOPIX_t) \quad (\text{H.18})$$

サンプル：1998Q2 - 2008Q3、修正R²：0.645、LMテスト (p値)：0.176

H.19 家計負債 (*LOAN*)

家計及び対家計民間非営利団体の負債残高は、住宅ローン (*LOANH*) とそれ
以外の負債 (*LOANXH*) の和として定義される。

$$LOAN_t = LOANH_t + LOANXH_t \quad (\text{H.19})$$

H.20 家計負債 (住宅、*LOANH*)

家計負債 (住宅) は、名目住宅投資 (*IHN*) の変動にあわせて新規の住宅ロー
ンが増加する要因と、「貯蓄＝可処分所得 (*YDN*)－名目消費 (*CN*)」からの返
済要因で決まると考えている。下式は、この考え方に基づいて、両辺を期初保
有分で除したものと解釈できる。

$$\begin{aligned} LOANH_t / LOANH_{t-1} - 1 = & -0.015 \langle -9.17 \rangle + 0.759 \langle 10.67 \rangle \cdot IHN_t / 4 / LOANH_{t-1} \\ & - 0.076 \langle -2.24 \rangle \cdot (YDN_t - CN_t) / 4 / LOANH_{t-1} \end{aligned} \quad (\text{H.20})$$

サンプル：1986Q1 - 2008Q1、修正 R^2 ：0.848、LMテスト（p値）：0.000

H.21 家計負債（除く住宅、 $LOANXH$ ）

家計負債（除く住宅）は、名目 GDP（ $GDPN$ ）に対する比率の前期比が、潜在成長率（ $HYGDPQ$ ）と GDP ギャップ（ GAP ）で説明されるように関数化している。これは、潜在成長率が上昇すると、将来の所得への期待が高まり借入需要が増加する一方、GDP ギャップが上昇する局面では、キャッシュ・リッチとなって、借入の必要性が低下することを意味している。

$$\begin{aligned} d\log(LOANXH_t/GDPN_t) = & -0.022\langle -7.44 \rangle + 0.971\langle 8.09 \rangle \cdot HYGDPQ_t \\ & -0.312\langle -4.36 \rangle \cdot GAP_t/100 \end{aligned} \quad (H.21)$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q3、修正 R^2 ：0.392、LMテスト（p値）：0.725

I. 家計

家計部門では、実質個人消費（ C ）、実質住宅投資（ IH ）の2つの推計式がある。双方とも誤差修正型となっており、長期均衡は、その所得に対する名目ベースの比率が安定的に推移することを企図して関数化されている。なお、高齢者比率の上昇は、所得対比でみて個人消費を押し上げるほか、住宅投資を相対的に押し下げようになっている。これは、ライフサイクルにおいて貯蓄を取り崩す主体である高齢者は消費性向が高い一方で、既に住宅を保有している割合の高い高齢者の住宅需要が相対的に弱いことを示している。これらの関数は、異時点間代替効果に対応する実質長期金利のほか、潜在成長率に依存する点でも共通となっている。潜在成長率は、恒常所得の重要な決定要因である期待成長率の代理変数と解釈できる。

また、名目個人消費（ CN ）と名目住宅投資（ IHN ）は、定義に従って、実質値とデフレーターとの積により算出される。

I.1 実質個人消費（ C ）

個人消費の理論としては、予算制約付き効用最大化問題を用いるのが一般的である。以下は、その最も単純な形態の一つである。

$$\max \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i u(c_{t+i}), \quad s.t. \quad W_{t+1} = (1+r_t) \cdot (W_t - c_t) + yw_t$$

ここで β 、 $u(\cdot)$ 、 c 、 W 、 r 、 yw は、それぞれ時間選好率、効用関数、消費、ネット資産残高、金利、労働所得で、全て実質ベースである。また、 W_t は t 期初のネット資産残高で、 $yw_t - (1+r_t) \cdot c_t$ が t 期に行われる貯蓄であり、財産所得は $r_t \cdot (W_t - c_t)$ に相当することになる。

効用関数として、一般的な対数効用 ($u(\cdot) = \log(\cdot)$) を用いると、1 階の条件は下式のようになる²⁹。

$$c_t^{-1} = \beta^i \left[\prod_{k=0}^{i-1} (1+r_{t+k}) \right] \cdot c_{t+i}^{-1}$$

一方、予算制約式を書き換えると、以下を得る。

$$\sum_{i=0}^{\infty} \left[\prod_{k=0}^{i-1} (1+r_{t+k})^{-1} \right] c_{t+i} = \sum_{i=0}^{\infty} \left[\prod_{k=0}^i (1+r_{t+k})^{-1} \right] yw_{t+i} + W_t$$

これら 2 式から、消費は下式で表されることが導ける。

$$c_t = (1-\beta) \cdot \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} \left[\prod_{k=0}^i (1+r_{t+k})^{-1} \right] yw_{t+i} + W_t \right\}$$

本式で、 $\{ \}$ 内の第 1 項は生涯の労働所得の割引現在価値と解釈でき、第 2 項は t 期初時点のネット資産残高である。従って、これら 2 つの和の一定割合 $1-\beta$ だけ消費されることを意味している。

ここで労働所得が足元の潜在成長率見合いで成長し、金利も足元から一定であると仮定すると、第 1 項は、下式のように表される。

$$\begin{aligned} \sum_{i=0}^{\infty} \left[\prod_{k=0}^i (1+r_{t+k})^{-1} \right] yw_{t+i} &= \frac{yw_t}{1+r_t} + \frac{yw_t \cdot (1+g_t)}{(1+r_t)^2} + \frac{yw_t \cdot (1+g_t)^2}{(1+r_t)^3} + \frac{yw_t \cdot (1+g_t)^3}{(1+r_t)^4} + \dots \\ &= \frac{yw_t}{r_t - g_t} \end{aligned}$$

以上から、下式が得られる。

$$c_t = (1-\beta) \cdot \left\{ \frac{yw_t}{r_t - g_t} + W_{t-1} \right\}$$

²⁹ 対数効用関数は、均斉成長解の存在と整合的であるため、理論モデルではしばしば用いられる。

これは、今期の消費が、労働所得 yw_t 、実質金利ギャップ $r_t - g_t$ 、ネット資産残高 W_{t-1} の関数となることを意味している。

こうした議論を受けて、実質個人消費の長期均衡 (CQ) が下式に従う定式化を用いている。

$$\begin{aligned}
 & \log\left(\frac{CQ_t \cdot (PC_t/100)}{YDN_t - YP_t}\right) \\
 &= -0.229\langle -7.06 \rangle + 0.246\langle 4.57 \rangle \cdot \frac{1}{20} \sum_{s=0}^{19} \frac{POP60_{t-s}}{POP15_{t-s}} \\
 &+ 0.900\langle 12.23 \rangle \cdot \log\left(\frac{YW_t}{YDN_t - YP_t}\right) \cdot \left(1 - \frac{1}{20} \sum_{s=0}^{19} \frac{POP60_{t-s}}{POP15_{t-s}}\right) \quad (I.1.1) \\
 &- 2.225\langle -3.57 \rangle \cdot ((IRL_t - ZPI10_t)/400 - HYGDPQ_t/4) \\
 &+ 0.154\langle 4.61 \rangle \cdot \log\left(\frac{FA_{t-1}}{LOAN_{t-1}}\right)
 \end{aligned}$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q1、修正R²：0.810、LMテスト (p値)：0.000

左辺の括弧内の分母には、財産所得を控除した可処分所得 ($YDN - YP$) があるが、これは理論上の労働所得に対応する（実際には、移転所得等も含まれるため、以下では「修正可処分所得」と呼称する）。左辺の括弧内全体は、長期均衡における実質個人消費 (CQ) に消費デフレーター (PC) を乗じたものを、修正可処分所得で除しており、概念的には、労働所得見合いでの消費性向を示していることになる。

右辺の第2項は、人口動態の影響に対応している。これは、高齢者比率（15歳以上人口中の60歳以上比率、 $POP60/POP15$ ）の後方5年移動平均が高いほど、ライフサイクル仮説と整合的に、消費性向が高まることを示している。こうした人口動態要因は、上述のような代表的個人に関する無限期間の効用最大化を前提とした簡単な理論では考慮されていないが、少子高齢化が進展する日本では極めて重要であるため、説明変数として加えている。

第3項のうち、雇用者報酬 (YW) を修正可処分所得 ($YDN - YP$) で除した部分については、修正可処分所得の項目のうち、営業余剰や移転所得などよりも、雇用者報酬の方が、理論の示す労働所得に性質に近い可能性を勘案したものである³⁰。左辺の分母を右辺に移項して考えれば、名目消費は、雇用者報酬と修正

³⁰ 古賀 (2004) は、可処分所得の項目のうち、雇用者報酬が、他の項目と比べ、消費の決定要因として重要であることを論じている。

可処分所得の加重平均に依存していることが分かる。また、この項には、1から高齢者比率を控除したものが掛かっている。これは、高齢化が進むほど、雇用者報酬よりも、年金などの他の可処分所得項目への依存度が高まることを意味している。

第4項は、実質長期金利（ $IRL-ZPI10$ ）と潜在成長率（ $HYGDPQ$ ）の差異として定義される実質金利ギャップである。上述の理論では、実質金利は、労働所得の割引現在価値の決定要因となっており、金利の期間構造は明示的には扱われなかった。ここでは、最も代表的な金利として10年国債金利を用いている。仮に、他の期間の金利が重要であるとしても、その金利が10年国債金利と連動している限りは、パラメーターの推計である程度調整されると考えられる。

第5項では、ネット金融資産の代理変数として、資産・負債比率（ $FA/LOAN$ ）を用いている。なお、ネット金融資産（資産－負債）は、負の値を取りうるなど関数上扱いにくいいため、直接用いることはしていない。

この長期均衡式の説明変数のうち、実質金利ギャップ、高齢者比率、資産・負債比率は、理論上、定常な変数である。従って、修正可処分所得と雇用者報酬が同じトレンドで成長するならば、名目個人消費も同じトレンドで成長することになり、消費性向（＝名目個人消費／修正可処分所得）が定常となる。このように、理論的に妥当な長期的関係が満たされるよう、制約が課されている。

短期動学では、実質個人消費（ C ）が、潜在成長率の前期差のほか、消費税率上昇の際の駆け込みと反動をとらえるために加えたダミー（ $D891$ 等）などで説明されるようになっている。

$$\begin{aligned} d\log(C_t) = & 0.003\langle 3.78 \rangle - 0.198\langle -3.49 \rangle \cdot \log(C_{t-1}/CQ_{t-1}) \\ & + 6.077\langle 2.20 \rangle \cdot dHYGDPQ_t / 4 \\ & + 0.142\langle 2.11 \rangle \cdot d\log(C_{t-2}) + 0.356\langle 5.41 \rangle \cdot d\log(C_{t-3}) \quad (I.1.2) \\ & + 0.022\langle 3.76 \rangle \cdot D891_t - 0.030\langle -5.11 \rangle \cdot D892_t \\ & + 0.014\langle 2.44 \rangle \cdot D971_t - 0.038\langle -6.49 \rangle \cdot D972_t \end{aligned}$$

サンプル：1983Q3 - 2008Q1、修正 R^2 ：0.592、LMテスト（p値）：0.590

I.2 名目個人消費（ CN ）

名目個人消費は、実質個人消費（ C ）と個人消費デフレーター（ PC ）の積により算出される。

$$CN_t = C_t \cdot PC_t / 100 \quad (I.2)$$

I.3 実質住宅投資 (IH)

住宅投資の長期均衡 (IHQ) については、名目住宅投資 (IHQ・(PIH/100)) と名目個人消費 (CN) が長期的には同じトレンドで成長するように、この比率の対数が定常な変数で説明される関数を採用している。この関係は、消費と住宅サービスの代替関係が存在するもとの家計の効用最大化から導くことができる。

説明変数としては、実質金利ギャップ (IRLOAN-ZPI10-HYGDPQ) と高齢者比率 (POP60/POP15) を用いている。なお、個人消費関数で用いた資産・負債比率と雇用者報酬は、妥当な説明力が確認されなかったことから用いていない。

実質金利ギャップの算出に当たっては、個人消費関数で用いた国債金利 (IRL) ではなく、貸出金利 (IRLOAN) を用いている。これには、資金余剰主体である家計が消費や貯蓄を決定する過程では運用金利を勘案する一方、ローンを組むことが一般的な住宅投資を決定する過程では貸出金利を勘案する、との考えがある。

高齢化比率の係数はマイナスとなっている。これは、高齢者の多くが既に住宅を保有しているため、高齢化に伴って住宅投資需要が減少していくことを反映している。

$$\begin{aligned} & \log\left(\frac{IHQ_t \cdot (PIH_t / 100)}{CN_t}\right) \\ &= -1.280 \langle -16.92 \rangle \\ & \quad -28.780 \langle -5.65 \rangle \cdot ((IRLOAN_t - ZPIFDENV10_t) / 400 - HYGDPQ_t / 4) \\ & \quad -5.026 \langle -17.36 \rangle \cdot \frac{1}{20} \sum_{s=0}^{19} \frac{POP60_{t-s}}{POP15_{t-s}} \end{aligned} \quad (I.3.1)$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q3、修正R²：0.776、LMテスト (p値)：0.000

短期動学には、消費税率引き上げの際の駆け込みと反動のうち、有意であった1997Q2のダミー (D972) を用いている。

$$\begin{aligned} d\log(IH_t) = & 0.001\langle 0.315 \rangle - 0.115\langle -3.54 \rangle \cdot \log(IH_{t-1}/IHQ_{t-1}) \\ & + 0.362\langle 4.46 \rangle \cdot d\log(IH_{t-1}) - 0.088\langle -2.81 \rangle \cdot D972_t \end{aligned} \quad (I.3.2)$$

サンプル：1983Q3 - 2008Q3、修正R²：0.301、LMテスト（p値）：0.415

I.4 名目住宅投資（IHN）

名目住宅投資は、実質住宅投資（IH）と住宅投資デフレーター（PIH）の積により算出される。

$$IHN_t = IH_t \cdot PIH_t / 100 \quad (I.4)$$

J. 物価

物価部門では、輸出物価（EPI）、輸入物価（除く原油、IPIXOFX）、輸入物価（原油、ドルベース、IPIOILD）、国内CGPI（除く石油製品・消費税、CGPDXOV）、国内CGPI（石油製品、CGPDOIL）、CPI（生鮮、CPIFFOR）、CPI（除く食料・エネルギー・消費税、CPIXFDENV）、CPI（食料除く生鮮・消費税、CPIFDXFAV）、CPI（エネルギー除く消費税、CPIENV）の推計式がある。

また、輸入物価（IPI）、輸入物価（除く原油、IPIXO）、輸入物価（原油、IPIOIL）、国内CGPI（CGPD）、国内CGPI（除く消費税、CGPDV）、CPI（除く生鮮、CPIXF）、CPI（除く食料・エネルギー・消費税、前年比、PIX）を算出するための各種の等式もある。このほか、CPI関連では、各種の原計数（CPIXFOR等）も定義されている。

国内CGPI（CGPD）、輸入物価（IPI）、CPI（総合、原計数、CPIOR）、CPI（除く生鮮、原計数、CPIXFOR）は、それぞれの下位項目を、季節要素や消費税調整要素で変換したうえで、加重平均して算出している。なお、季節要素（SFCPIXF等）は、簡単な関係式に基づいて延長している。

物価部門の変数の大まかな関係について整理すると、まず、海外経済の影響が、海外物価や為替レートだけでなく原油価格にも波及し、これらが輸出入物価に影響する。さらに、各種の輸入物価が、国内の需給環境などとともに、CPI等に様々な経路で影響を及ぼす。

J.1 輸出物価 (*EPI*)

輸出物価の前期比は、名目実効為替レート (*FXN*) と海外物価 (*FPI*) の前期比で説明される。

$$\begin{aligned} d \log(EPI_t) \cdot 400 = & -1.273 \langle -2.70 \rangle - 0.584 \langle -28.54 \rangle \cdot d \log(FXN_t) \cdot 400 \\ & + 0.498 \langle 6.04 \rangle \cdot d \log(FPI_t) \cdot 400 \end{aligned} \quad (J.1)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.891、LMテスト (p値)：0.001

J.2 輸入物価 (*IPI*)

輸入物価は、円ベースの輸入物価 (除く原油、*IPIXO*) と輸入物価 (原油、*IPIOIL*) を、輸入物価における原油のウェイト (*IPIOILW*) を用いて加重平均することで算出する。

$$IPI_t = (1 - IPIOILW_t / 1000) \cdot IPIXO_t + IPIOILW_t / 1000 \cdot IPIOIL_t \quad (J.2)$$

J.3 輸入物価 (除く原油、*IPIXO*)

輸入物価 (除く原油) は、名目実効為替ベースのもの (*IPIXOFX*) を同為替レート (*FXN*) で除して円ベースに変換することで算出する。

$$IPIXO_t = IPIXOFX_t / FXN_t \quad (J.3)$$

J.4 輸入物価 (除く原油、名目実効為替ベース、*IPIXOFX*)

輸入物価 (除く原油、名目実効為替ベース) は、その前期比が、海外物価 (*FPI*)、ドルベースの原油輸入価格 (*IPIOILD*)、名目実効為替レート (*FXN*)、国内CGPI (除く消費税、*CGPDI*)、1990Q1 のダミー (*D901*) で説明される。国内CGPI は、日本市場の需要動向を睨みつつ円建てで輸出価格を設定している海外企業 (所謂pricing-to-market企業) の影響をとらえている³¹。こうした需要動向の見極めには時間が掛かると考えられることから、ここでは前年比を用いている。また、ダミーは、物価指数の基準改定に対応している。

³¹ 2008年12月時点における輸入物価指数 (含む原油) の契約通貨別構成比をみると、円建て契約は全体の約25%を占める。原油におけるドル建て比率の高さを勘案すると、原油を除くベースでは円建て比率がさらに高いはずである。

$$\begin{aligned}
& d\log(IPIXOFX_t) \\
& = -0.003\langle -1.63 \rangle + 0.791\langle 4.55 \rangle \cdot d\log(FPI_t) + 0.079\langle 6.37 \rangle \cdot d\log(IPIOILD_t) \\
& \quad + 0.328\langle 10.83 \rangle \cdot d\log(FXN_t) + 0.173\langle 2.51 \rangle \cdot \log(CGPDV_{t-1} / CGPDV_{t-5}) \\
& \quad - 0.111\langle -7.70 \rangle \cdot D901_t
\end{aligned} \tag{J.4}$$

サンプル：1981Q2 - 2008Q4、修正R²：0.737、LMテスト（p値）：0.023

J.5 輸入物価（原油、IPIOIL）

円ベースの原油輸入価格は、ドルベースのもの（IPIOILD）に為替レート（FXYEN）を乗じて算出する。

$$IPIOIL_t = IPIOILD_t \cdot FXYEN_t \tag{J.5}$$

J.6 輸入物価（原油、ドルベース、IPIOILD）

ドルベースの原油輸入価格は、その前期比の定常値（HQIPIOILD_SS）からの乖離が、海外GDP（FGDP）前期比の定常値（HQFGDP_SS）からの乖離で説明される水準に、部分調整されていく定式化となっている。なお、これらの定常値は、過去平均値としている³²。

$$\begin{aligned}
& d\log(IPIOILD_t) - HQIPIOILD_SS_t \\
& = 0.180\langle 1.88 \rangle \cdot (d\log(IPIOILD_{t-1}) - HQIPIOILD_SS_t) \\
& \quad + 7.706\langle 2.69 \rangle \cdot (d\log(FGDP_{t-1}) - HQFGDP_SS_t)
\end{aligned} \tag{J.6}$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.082、LMテスト（p値）：0.352

この定式化は、原油供給に制約があるため、海外経済の成長率が高まると、原油価格が上昇してしまうことを示唆している。なお、海外GDPギャップを説明変数として用いることも試みたが、推計が安定しないため、採用していない。

³² サンプル数が十分にあれば、定常値を事前に差し引かずとも、定数項を入れて回帰することで、概ね同様の関数が得られるはずである。もっとも、特に2008年以降に原油価格や海外GDPが大きく上下動したため、最近ではサンプル延長時に推計結果が大きく変動するようになっている。こうしたデータ特性のもとでは、事前に過去平均を差し引くことで、推計結果がかなり安定することになる。

J.7 国内CGPI (CGPD)

国内CGPIは、国内CGPI (除く石油製品・消費税、CGPDXOV) と国内CGPI (石油製品、CGPDOIL) を石油製品のウェイト (CGPDOILW) で加重平均して算出される。なお、国内CGPI (除く石油製品・消費税) は、加重平均前に、消費税要素 (VATCGPDXO) を用いて消費税を含むベースにしている。

$$CGPD_t = (1 - CGPDOILW_t/1000) \cdot CGPDXOV_t \cdot (1 + VATCGPDXO_t) + CGPDOILW_t/1000 \cdot CGPDOIL_t \quad (J.7)$$

J.8 国内CGPI (除く消費税、CGPDV)

国内CGPI (除く消費税) は、消費税の影響を含むベースの国内CGPI (CGPD) を、消費税要素 (VATCGPD) を用いて、消費税を除くベースに変換したものである。

$$CGPDV_t = CGPD_t / (1 + VATCGPD_t) \quad (J.8)$$

J.9 国内CGPI (除く石油製品・消費税、CGPDXOV)

国内CGPI (除く石油製品・消費税) は、その前期比が、GDPギャップ (GAP)、輸入物価 (除く原油、IPIXO)、名目実効為替レート (FXN)、国内CGPI (石油製品、CGPDOIL) などで説明されるように関数化している。なお、国内CGPI (石油製品) に対する弾性値については、これが上昇するほど総コストに占める比率が高まることを勘案して、1期前の国内CGPI (除く石油製品・消費税) に対する比率に依存する定式化とした。

$$\begin{aligned} & d \log(CGPDXOV_t) \\ &= -0.0008 \langle -2.26 \rangle + 0.400 \langle 6.15 \rangle \cdot d \log(CGPDXOV_{t-1}) + 0.037 \langle 2.15 \rangle \cdot GAP_t/100 \\ &+ 0.096 \langle 5.95 \rangle \cdot d \log(IPIXO_t) + 0.045 \langle 3.39 \rangle \cdot d \log(FXN_t) \\ &+ 0.021 \langle 3.20 \rangle \cdot CGPDOIL_{t-1}/CGPDXOV_{t-1} \cdot d \log(CGPDOIL_t) \end{aligned} \quad (J.9)$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q4、修正R²：0.637、LMテスト (p値)：0.008

J.10 国内CGPI (石油製品、CGPDOIL)

国内CGPI (石油製品) の前期比は、輸入物価 (原油、IPIOIL) の前期比を説

明変数として定式化した。ラグがあるのは、原油価格が石油製品価格に徐々に反映されることを示している。

$$\begin{aligned} & d\log(CGPD\text{OIL}_t) \\ &= 0.006\langle 1.45 \rangle + 0.264\langle 11.21 \rangle \cdot d\log(I\text{PIOIL}_t) \\ & \quad + 0.078\langle 2.94 \rangle \cdot d\log(I\text{PIOIL}_{t-1}) + 0.093\langle 3.49 \rangle \cdot d\log(I\text{PIOIL}_{t-2}) \end{aligned} \quad (\text{J.10})$$

サンプル：1985Q4 - 2008Q4、修正R²：0.642、LMテスト（p値）：0.246

J.11 CPI（総合、原計数、CPIOR）

CPI（総合、原計数）は、CPI（除く生鮮、原計数、CPIXFOR）とCPI（生鮮、原計数、CPIFFOR）を、後者のウェイト（CPIFFW）を用いて加重平均して算出する。

$$CPIOR_t = (1 - CPIFFW_t) \cdot CPIXFOR_t + CPIFFW_t \cdot CPIFFOR_t \quad (\text{J.11})$$

J.12 CPI（除く生鮮、原計数、CPIXFOR）

CPI（除く生鮮、原計数）は、CPI（除く食料・エネルギー）、CPI（食料除く生鮮）、CPI（エネルギー）の原計数（CPIXFDENOR、CPIFDXFAOR、CPIFDXFAOR）を、それぞれのウェイト（CPIXFDENW、CPIFDXFAW、CPIENW）で加重平均して算出する。

$$\begin{aligned} CPIXFOR_t = & (CPIXFDENW_t \cdot CPIXFDENOR_t \\ & + CPIFDXFAW_t \cdot CPIFDXFAOR_t + CPIENW_t \cdot CPIENOR_t) \\ & / (CPIXFOW_t + CPIOILW_t + CPIENW_t) \end{aligned} \quad (\text{J.12})$$

J.13 CPI（除く食料・エネルギー、原計数、CPIXFDENOR）、CPI（食料除く生鮮、原計数、CPIFDXFAOR）、CPI（エネルギー、原計数、CPIFDXFAOR）

CPI（除く食料・エネルギー）、CPI（食料除く生鮮）、CPI（エネルギー）の原計数は、消費税を除くベースの季調済計数（CPIXFDEN、CPIFDXFA、CPIEN）を、消費税要素（VATCPIXFDEN、VATCPIFDXFA、VATCPIEN）を用いて消費税を含むベースにしたうえで、季節要素（SFCPIXFDEN、SFCPIFDXFA、SFCPIEN）を乗じて算出される。

$$\begin{aligned} &CPIXFDENOR_t \\ &= CPIXFDENV_t \cdot (1 + VATCPIXFDEN_t) \cdot (SFCPIXFDEN_t / 100) \end{aligned} \quad (J.13.1)$$

$$\begin{aligned} &CPIFDXFAOR_t \\ &= CPIFDXFAV_t \cdot (1 + VATCPIFDXFA_t) \cdot (SFCPIFDXFA_t / 100) \end{aligned} \quad (J.13.2)$$

$$CPIENOR_t = CPIENV_t \cdot (1 + VATCPIEN_t) \cdot (SFCPIEN_t / 100) \quad (J.13.3)$$

J.14 CPI (除く生鮮、*CPIXF*)

CPI (除く生鮮) は、その原計数 (*CPIXFOR*) を季節要素 (*SFCPIXF*) で除することにより算出される。

$$CPIXF_t = CPIXFOR_t / (SFCPIXF_t / 100) \quad (J.14)$$

J.15 CPI (生鮮、原計数、*CPIFFOR*)

CPI (生鮮、原計数) は、その前年比の均衡インフレ率 (*PIQ*) からの乖離が、自己ラグと GDP ギャップ (*GAP*) で説明されるように関数化している。

$$\begin{aligned} &\log(CPIFFOR_t / CPIFFOR_{t-4}) - PIQ_t / 100 \\ &= 0.338 \langle 3.90 \rangle \cdot (\log(CPIFFOR_{t-1} / CPIFFOR_{t-5}) - PIQ_t / 100) \\ &+ 0.808 \langle 2.87 \rangle \cdot GAP_t / 100 \end{aligned} \quad (J.15)$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.230、LMテスト (p値)：0.466

J.16 CPI (生鮮、*CPIFF*)

CPI (生鮮) は、その原計数 (*CPIFFOR*) に季節要素 (*SFCPIFF*) を乗じることによって算出する。

$$CPIFF_t = CPIFFOR_t \times (SFCPIFF_t / 100) \quad (J.16)$$

J.17 CPI (除く食料・エネルギー・消費税、*CPIXFDENV*)

CPI (除く食料・エネルギー・消費税) は、ニュー・ケインジアン・フィリップス曲線の考え方に沿って関数化している。具体的には、その前年比が、自己ラグと長期期待インフレ率 (*ZPI10*)、GDP ギャップ (*GAP*) で説明されるように

なっている。ここでは、フィリップス曲線が長期的には垂直になるとの理論に従って、自己ラグと期待インフレ率の弾性値の和が 1 になるように制約を課している。なお、理論に従えば、前期比ベースで関数化したうえで 1 期先のインフレ率に対する期待を用いるべきであるが、推計の安定性などを重視して、前年比ベースで関数化したうえで長期期待インフレ率を用いている。

$$\begin{aligned} & \log(CPIXFDENV_t / CPIXFDENV_{t-4}) \\ &= 0.867 \langle 27.68 \rangle \cdot \log(CPIXFDENV_{t-1} / CPIXFDENV_{t-5}) \quad (J.17) \\ & + (1 - 0.867) \cdot ZPI10_t / 100 + 0.034 \langle 2.94 \rangle \cdot GAP_{t-1} / 100 \end{aligned}$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q4、修正R²：0.674、LMテスト (p値)：0.037

J.18 CPI (食料除く生鮮・消費税、CPIFDXFAV)

CPI(食料除く生鮮・消費税)は、その前期比が、自己ラグ、GDP ギャップ(GAP)、輸入物価(除く原油、IPIXO)の前期比で説明されるようになっている。輸入物価が 4 期ラグとなっているのは、CPI に反映されるまでに時間がかかることを示している。

$$\begin{aligned} d \log(CPIFDXFAV_t) &= 0.0008 \langle 2.72 \rangle + 0.663 \langle 12.71 \rangle \cdot d \log(CPIFDXFAV_{t-1}) \\ & + 0.036 \langle 2.94 \rangle \cdot GAP_t / 100 + 0.012 \langle 2.10 \rangle \cdot d \log(IPIXO_{t-4}) \quad (J.18) \end{aligned}$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.674、LMテスト (p値)：0.441

J.19 CPI (エネルギー除く消費税、CPIENV)

CPI (エネルギー除く消費税) は、その前期比が、自己ラグと原油輸入価格(IPIOIL)で説明されるようになっている。自己ラグや原油輸入価格のラグは、原油価格がガソリン価格や電力料金に反映されるまでに時間がかかることを示している。なお、原油輸入価格に対する弾性値は、その水準に依存するように定式化されている。これは、ガソリン価格が上昇するほど 1 リッター当たり 50 円程度に固定されている揮発油税の割合が低下するため、原油価格に対するガソリン価格の弾性値が大きくなることを反映している。

$$\begin{aligned} d \log(CPIENV_t) &= -0.003 \langle -0.63 \rangle / 4 + 0.334 \langle 3.84 \rangle \cdot d \log(CPIENV_{t-1}) \\ & + IPIOIL_{t-1} / 100 \cdot \left(\begin{aligned} & 0.086 \langle 15.49 \rangle \cdot d \log(IPIOIL_t) \\ & + 0.034 \langle 2.60 \rangle \cdot d \log(IPIOIL_{t-1}) \end{aligned} \right) \quad (J.19) \end{aligned}$$

サンプル：1983Q2 - 2008Q4、修正R²：0.724、LMテスト（p値）：0.013

J.20 CPI（除く食料・エネルギー・消費税、前年比、PIX）

CPI（除く食料・エネルギー・消費税、前年比）は、頻繁に使う変数であるため、単純な前年比ではあるが、以下のように定義しておく。

$$PIX_t = \log(CPIXFDENV_t / CPIXFDENV_{t-4}) \times 100 \quad (J.20)$$

J.21 季節要素（SFCPIEN、SFCPIFDXFA、SFCPIFF、SFCPIXF、SFCPIXFDEN）

季節要素は、1期前の値に、2期前から1期前にかけての変化幅の半分を基調的な変動とみなして加えることで算出する。具体的に、CPI（除く生鮮）季節要素の例を示すと、下式の通り。

$$SFCPIXF_t = SFCPIXF_{t-1} + (SFCPIXF_{t-1} - SFCPIXF_{t-2}) / 2 \quad (J.21)$$

K. デフレーター

GDP デフレーター（PGDP）は、名目 GDP と実質 GDP からインプリシットに算出される。公的在庫投資デフレーター（PIIG）も、同様である。また、民間の在庫投資デフレーター（PSNAIV）は、その水準が定数項のみの推計式で説明される。

その他のデフレーター（PC、PIH、PINV、PCG、PIG、PEX、PIM）は、前期比ベースで関数化している。これらの説明変数には、GDP 速報におけるデフレーターの推計で用いられている物価指数ないし類似する変数のほか、建設業賃金の代理変数として名目賃金（WN）が用いられている。また、このようなデフレーター作成方法を近似する考え方から、説明変数には同時点の変数を重視して用いている。もっとも、自己ラグや説明変数のラグをはじめとして、他の変数でも、一定の説明力があると判断される場合には、用いる場合もある。

K.1 個人消費デフレーター（PC）

個人消費デフレーターは、その前期比が、CPI（除く生鮮、CPIXF）と CPI（生鮮、CPIFF）のインフレ率のほか、名目賃金（WN）伸び率で説明されるように

なっている。

$$\begin{aligned}d\log(PC_t) = & -0.0007\langle -3.68 \rangle + 0.748\langle 14.52 \rangle \cdot d\log(CPIXF_t) \\ & + 0.025\langle 6.48 \rangle \cdot d\log(CPIFF_t) + 0.054\langle 2.49 \rangle \cdot d\log(WN_{t-1}) \\ & + 0.065\langle 3.09 \rangle \cdot d\log(WN_{t-2}) + 0.062\langle 2.96 \rangle \cdot d\log(WN_{t-3})\end{aligned} \quad (\text{K.1})$$

サンプル：1981Q1 - 2008Q4、修正R²：0.840、LMテスト（p値）：0.338

K.2 住宅投資デフレーター（PIH）

住宅投資デフレーターは、建材価格の代理変数として国内CGPI（除く原油・消費税、CGPDXOV）と輸入物価（除く原油、IPIXO）、建設業賃金の代理変数として名目賃金（WN）を用いて関数化している。

$$\begin{aligned}d\log(PIH_t) = & 0.002\langle 2.76 \rangle + 0.233\langle 2.79 \rangle \cdot d\log(PIH_{t-1}) \\ & + 0.333\langle 2.54 \rangle \cdot d\log(CGPD\text{XOV}_t) + 0.056\langle 3.29 \rangle \cdot d\log(IPIXO_t) \\ & + 0.148\langle 2.27 \rangle \cdot d\log(WN_t)\end{aligned} \quad (\text{K.2})$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.363、LMテスト（p値）：0.074

K.3 設備投資デフレーター（PINV）

設備投資デフレーターは、機械価格等の代理変数として国内CGPI（除く原油・消費税、CGPDXOV）、建設業賃金の代理変数として名目賃金（WN）を用いて関数化している。

$$\begin{aligned}d\log(PINV_t) = & -0.002\langle -4.58 \rangle + 0.341\langle 5.61 \rangle \cdot d\log(CGPD\text{XOV}_t) \\ & + 0.083\langle 1.74 \rangle \cdot d\log(CGPD\text{XOV}_{t-1}) \\ & + 0.178\langle 5.17 \rangle \cdot d\log(WN_t) + 0.194\langle 5.64 \rangle \cdot d\log(WN_{t-1})\end{aligned} \quad (\text{K.3})$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.548、LMテスト（p値）：0.017

K.4 在庫投資デフレーター（PSNAIV）

「名目／実質×100」で定義される在庫投資デフレーターは、実質値の水準がゼロに近い場合に発生する大きな変動を除けば、過去は概ね安定して推移しているため、定数項のみで関数化している。

$$PSNAIV_t = 96.195 \langle 8.24 \rangle \quad (\text{K.4})$$

サンプル：1980Q1 - 2008Q4、修正R²：0.000、LMテスト（p値）：0.679

K.5 政府消費デフレーター（PCG）

政府消費デフレーターは、公務員給与の代理変数として名目賃金（*WN*）、固定資本減耗デフレーターの代理変数として公共投資デフレーター（*PIG*）を用いて関数化している。

$$\begin{aligned} d \log(PCG_t) = & 0.001 \langle 0.79 \rangle - 0.275 \langle -3.37 \rangle \cdot d \log(PCG_{t-1}) \\ & + 0.429 \langle 4.26 \rangle \cdot d \log(WN_t) + 0.306 \langle 2.29 \rangle \cdot d \log(PIG_t) \end{aligned} \quad (\text{K.5})$$

サンプル：1980Q3 - 2008Q4、修正R²：0.258、LMテスト（p値）：0.118

K.6 公共投資デフレーター（PIG）

公的投資デフレーターは、建設資材や機械の価格の代理変数としてCGPI（除く原油・消費税、*CGPDXOV*）、建設業の雇用者賃金の代理変数として名目賃金（*WN*）を用いて定式化した。

$$\begin{aligned} d \log(PIG_t) = & 0.002 \langle 3.27 \rangle + 0.468 \langle 6.62 \rangle \cdot d \log(CGPD\text{XOV}_t) \\ & + 0.210 \langle 3.57 \rangle \cdot d \log(WN_t) \end{aligned} \quad (\text{K.6})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.355、LMテスト（p値）：0.894

K.7 公的在庫投資デフレーター（PIIG）

公的在庫投資デフレーターは、名目公的在庫投資（*IIGN*）を実質公的在庫投資（*IIG*）で除することで算出される。

$$PIIG_t = IIGN_t / IIG_t \cdot 100 \quad (\text{K.7})$$

K.8 輸出デフレーター（PEX）

輸出デフレーターは、輸出物価（*EPI*）だけで説明される。

$$d \log(PEX_t) = -0.0003 \langle -0.36 \rangle + 0.638 \langle 21.33 \rangle \cdot d \log(EPI_t) \quad (\text{K.8})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.799、LMテスト（p値）：0.090

K.9 輸入デフレーター（PIM）

輸入デフレーターは、輸入物価（IPI）だけで説明される。

$$d\log(PIM_t) = -0.001\langle -1.25 \rangle + 0.748\langle 34.23 \rangle \cdot d\log(IPI_t) \quad (\text{K.9})$$

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.911、LMテスト（p値）：0.522

K.10 GDP デフレーター（PGDP）

GDP デフレーターは、名目 GDP（GDPN）を実質 GDP（GDP）で除することで算出される。

$$PGDP_t = GDPN_t / GDP_t \cdot 100 \quad (\text{K.10})$$

L. GDP 関連

実質 GDP（GDP）は、GDP コンポーネントを連鎖結合して算出する。実質最終需要（FD）と実質最終国内需要（DDF）も連鎖結合によって算出する。一方、名目 GDP（GDPN）、名目最終需要（FDN）、名目最終国内需要（DDFN）は、内訳のコンポーネントの単純和として算出される（G.7 節を参照）。

純間接税（NINDTAX）は、その対名目 GDP 比率が、消費税率の引き上げ時の上方シフトを除いて安定していることを利用して、関数化している。修正名目 GDP（GDPNADJ）は、名目 GDP から純間接税などの一部項目を控除して、雇者による付加価値を定義したもので、名目賃金の関数などで用いられる。

潜在 GDP（GDPQ）は、潜在成長率を用いて延長される。このほかに、GDP ギャップ算出用の潜在 GDP（フィルタリング無し、GDPQNONHP）が存在する。後者の潜在 GDP と実質 GDP は、短期的な変動が概ね一致するため、これらの乖離率として定義される GDP ギャップ（GAP）は、滑らかな系列となる。潜在 GDP（フィルタリング無し）は、潜在 GDP に収束していくように関数化されている。

L.1 実質 GDP (GDP)

実質GDPについては、その前期比を、各コンポーネント (C、IH、INV等) の前期比の加重平均として算出する。これは、GDP速報の算出における連鎖結合の方法を近似したものである³³。

$$\begin{aligned} \frac{GDP_t}{GDP_{t-1}} = & \frac{CN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{C_t}{C_{t-1}} + \frac{IHN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{IH_t}{IH_{t-1}} + \frac{INVN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{INV_t}{INV_{t-1}} \\ & + \frac{SNAIVN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{SNAIV_t}{SNAIV_{t-1}} + \frac{CGN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{CG_t}{CG_{t-1}} + \frac{IGN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{IG_t}{IG_{t-1}} \\ & + \frac{IIGN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{IIG_t}{IIG_{t-1}} + \frac{EXN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{EX_t}{EX_{t-1}} - \frac{IMN_t^*}{GDPN_t^*} \frac{IM_t}{IM_{t-1}} \end{aligned} \quad (L.1.1)$$

ここで、加重平均の際に用いるウェイト (CN^*/GDP^* 等) については、その分子 (CN^* 等) が「前暦年のデフレーター×前四半期の実質値」として求められ、これらの和 (輸入は控除) として分母 (GDP^*) を算出する³⁴。

$$\begin{aligned} GDPN_t^* = & CN_t^* + IHN_t^* + INVN_t^* + SNAIVN_t^* \\ & + CGN_t^* + IGN_t^* + IIGN_t^* + EXN_t^* - IMN_t^* \end{aligned} \quad (L.1.2)$$

なお、在庫投資については、これも GDP 速報の算出方法に倣い、在庫ストックのデフレーター ($SNAIVS$) を用いてウェイトを計算している。

L.2 名目 GDP (GDPN)

名目 GDP は、各コンポーネント (CN 、 IHN 、 $INVN$ 、 $SNAIVN$ 、 CGN 、 IGN 、 $IIGN$ 、 EXN 、 IMN) の単純和として算出する。当然、輸入 (IMN) は控除される。

$$\begin{aligned} GDPN_t = & CN_t + IHN_t + INVN_t + SNAIVN_t \\ & + CGN_t + IGN_t + IIGN_t + EXN_t - IMN_t \end{aligned} \quad (L.2)$$

³³ 実際のGDP速報では、コンポーネントごとではなく、品目ごとに積上げて連鎖結合しているため、Q-JEMの方法とは厳密には異なる。

³⁴ 実際のGDP速報では、前暦年の原計数のデフレーターを用いているが、Q-JEMで予測などを行う際には、季調済のデフレーターを用いている。

L.3 修正名目 GDP ($GDPNADJ$)

修正名目 GDP は、名目 GDP から、営業余剰 (総、 $YHOUSEGR$)、混合所得 (総、 $YMIXGR$)、純間接税 ($NINDTAX$) を除いたものとして定義している。これは、雇用者が生み出した付加価値に相当する。

$$GDPNADJ_t = GDPN_t - YHOUSEGR_t - YMIXGR_t - NINDTAX_t \quad (L.3)$$

L.4 純間接税 ($NINDTAX$)

純間接税は、その対名目 GDP 比率が、定数項と 2 つのダミー ($D892Z$ 、 $D972Z$) で説明される。なお、ダミーは、消費税率引き上げに対応している。

$$\begin{aligned} NINDTAX_t / GDPN_t = & 0.063 \langle 96.12 \rangle \\ & + 0.006 \langle 6.61 \rangle \cdot D892Z_t + 0.008 \langle 8.66 \rangle \cdot D972Z_t \end{aligned} \quad (L.4)$$

サンプル : 1980Q1 - 2008Q1、修正 R^2 : 0.701、LMテスト (p値) : 0.000

L.5 実質最終需要 (FD)

実質最終需要については、実質 GDP の算出方法に倣い、その前期比を、各コンポーネント (C 等) の前期比の加重平均として算出する。

$$\begin{aligned} \frac{FD_t}{FD_{t-1}} = & \frac{CN_t^*}{FDN_t^*} \frac{C_t}{C_{t-1}} + \frac{IHN_t^*}{FDN_t^*} \frac{IH_t}{IH_{t-1}} + \frac{INVN_t^*}{FDN_t^*} \frac{INV_t}{INV_{t-1}} \\ & + \frac{CGN_t^*}{FDN_t^*} \frac{CG_t}{CG_{t-1}} + \frac{IGN_t^*}{FDN_t^*} \frac{IG_t}{IG_{t-1}} + \frac{EXN_t^*}{FDN_t^*} \frac{EX_t}{EX_{t-1}} \end{aligned} \quad (L.5.1)$$

加重平均の際に用いるウェイト (CN^*/FDN^* 等) も、実質 GDP の算出方法に倣っており、分母 (FDN^*) はコンポーネントの和として定義される。

$$FDN_t^* = CN_t^* + IHN_t^* + INVN_t^* + CGN_t^* + IGN_t^* + EXN_t^* \quad (L.5.2)$$

L.6 名目最終需要 (FDN)

名目最終需要は、各コンポーネント (CN 、 IHN 、 $INVN$ 、 CGN 、 IGN 、 EXN) の単純和として算出する。

$$FDN_t = CN_t + IHN_t + INVN_t + CGN_t + IGN_t + EXN_t \quad (L.6)$$

L.7 実質国内最終需要 (DDF)

実質国内最終需要については、実質 GDP の算出方法に倣い、その前期比を、各コンポーネント (C等) の前期比の加重平均として算出する。

$$\begin{aligned} \frac{DDF_t}{DDF_{t-1}} = & \frac{CN_t^*}{DDFN_t^*} \frac{C_t}{C_{t-1}} + \frac{IHN_t^*}{DDFN_t^*} \frac{IH_t}{IH_{t-1}} + \frac{INVN_t^*}{DDFN_t^*} \frac{INV_t}{INV_{t-1}} \\ & + \frac{CGN_t^*}{DDFN_t^*} \frac{CG_t}{CG_{t-1}} + \frac{IGN_t^*}{DDFN_t^*} \frac{IG_t}{IG_{t-1}} \end{aligned} \quad (\text{L.7.1})$$

加重平均の際に用いるウェイト ($CN^*/DDFN^*$ 等) も、実質GDPの算出方法に倣っており、分母 ($DDFN^*$) はコンポーネントの和として定義される。

$$DDFN_t^* = CN_t^* + IHN_t^* + INVN_t^* + CGN_t^* + IGN_t^* \quad (\text{L.7.2})$$

L.8 名目国内最終需要 (DDFN)

名目国内最終需要は、各コンポーネント (CN 、 IHN 、 $INVN$ 、 CGN 、 IGN) の単純和として算出される。

$$DDFN_t = CN_t + IHN_t + INVN_t + CGN_t + IGN_t \quad (\text{L.8})$$

L.9 潜在 GDP (GDPQ)

潜在GDPは、潜在GDP前期比 ($HQGDPQ$) を用いて延長される³⁵。

$$GDPQ_t = (1 + HQGDPQ_t)^{0.25} \cdot GDPQ_{t-1} \quad (\text{L.9})$$

L.10 潜在 GDP (フィルタリング無し、GDPQNONHP)

Q-JEM では、伊藤他 (2006)の方法に従い、GDPギャップのノイズを除去するため、GDPギャップ算出用の潜在 GDP (フィルタリング無し) を別途保持している。この潜在 GDP (フィルタリング無し) は、潜在 GDP ($GDPQ$) に収束していくように関数化されている。

$$\log(GDPQNONHP_t / GDPQ_t) = 0.434 \langle 5.10 \rangle \cdot \log(GDPQNONHP_{t-1} / GDPQ_{t-1}) \quad (\text{L.10})$$

³⁵ 潜在GDP前期比は、外生的に任意の水準を与えることが可能である。Q-JEMのデフォルトでは、直近4四半期平均で横ばいとして延長することになっている。

サンプル：1980Q2 - 2008Q4、修正R²：0.186、LMテスト（p値）：0.691

L.11 GDP ギャップ (*GAP*)

GDP ギャップは、GDP の潜在 GDP（フィルタリング無し、*GDPQNONHP*）からの乖離率として定義される。

$$GAP_t = GDP_t / GDPQNONHP_t \cdot 100 - 100 \quad (\text{L.11})$$

L.12 潜在成長率 (*HYGDPQ*)

潜在成長率は、潜在 GDP (*GDPQ*) の前年比として定義される。

$$HYGDPQ_t = \log(GDPQ_t / GDPQ_{t-4}) \quad (\text{L.12})$$

【参考文献】

一上響・小島早都子・代田豊一郎・中村康治・原尚子 (2008)、「中央銀行におけるマクロ経済モデルの利用状況」、日銀レビュー 2008-J-13、日本銀行。

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 (2006)、「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」、日銀レビュー 2006-J-8、日本銀行。

小川一夫 (2007)、「金融危機と雇用調整—1990年代における日本の経験—」、林文夫編「経済制度の実証分析と設計」第2巻「金融の機能不全」第5章、125-149。

古賀麻衣子 (2004)、「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析：ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくアプローチ」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 2004-J-12。

西崎健司・須合智広 (2001)、「わが国における労働分配率についての一考察」、日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ 2001-8。

日本銀行 (2006)、「『物価の安定』についての考え方」。

日本銀行調査統計局 (2006)、「近年における個人消費の底堅さとその背景」。

— (2007)、「近年のわが国の輸出入動向と企業行動」。

藪友良 (2007)、「購買力平価 (PPP) パズルの解明：時系列的アプローチの視点から」、『金融研究』第26巻第4号、日本銀行金融研究所。

Brayton, Flint and Peter Tinsley (1996), “A Guide to FRB/US: A Macroeconomic Model of the United States,” Finance and Economics Discussion Series 1996-42, Federal Reserve Board.

Brayton, Flint, Eileen Mauskopf, David Reifschneider, Peter Tinsley and John Williams (1997), “The Role of Expectations in the FRB/US Macroeconomic Model,” *Federal Reserve Bulletin* (April), 227-245, Federal Reserve Board.

Chinn, Menzie and Guy Meredith (2004), “Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Rate Parity,” IMF Staff Papers 51, 409-430.

Christiano, Lawrence・藤原一平 (2006)、「バブル、過剰投資、時短、失われた10年」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 2006-J-08。

Dixit, Avinash (1989), “Entry and Exit Decisions under Uncertainty,” *Journal of Political Economy* 97, 620-638.

- Edge, Rochelle, Michael Kiley and Jean-Philippe Laforte (2007), “Documentation of the Research and Statistics Divisions Estimated DSGE Model of the U.S. Economy: 2006 Version,” Finance and Economics Discussion Series 2007-53, Federal Reserve Board.
- Fujiwara, Ippei., Naoko Hara, Yasuo Hirose and Yuki Teranishi (2005), “The Japanese Economic Model (JEM),” *Money and Economic Studies* 23, 61-142.
- Gollin, Douglas (2008), “Nobody’s Business but My Own: Self-Employment and Small Enterprise in Economic Development,” *Journal of Monetary Economics* 55, 219-233.
- Greenwood, Jeremy, Zvi Hercowitz and Per Krusell (1997), “Long-Run Implication of Investment-Specific Technological Change,” *American Economic Review* 87, 342-362.
- Ichiue, Hibiki, Takushi Kurozumi and Takeki Sunakawa (2008), “Inflation Dynamics and Labor Adjustments in Japan: A Bayesian DSGE Approach,” Bank of Japan Working Paper Series 08-E-9.
- Kohn, Donald (2009), “Interactions between Monetary and Fiscal Policy in the Current Situation,” Speech at the Conference on Monetary-Fiscal Policy Interactions, Expectations, and Dynamics in the Current Economic Crisis, Princeton University, Princeton, New Jersey (FRB ホームページ) .
- Kozicki, Sharon and Peter Tinsley (2001), “Shifting Endpoints in the Term Structure of Interest Rates,” *Journal of Monetary Economics* 47, 613-652.
- Krugman, Paul and Richard Baldwin (1987), “The Persistence of the U.S. Trade Deficit,” *Brookings Papers on Economic Activity* 18, 1-56.
- Laubach, Thomas and John Williams (2003), “Measuring the Natural Rate of Interest,” *The Review of Economics and Statistics* 85, 1063-1070.
- Lucas, Robert (1976), “Econometric Policy Evaluation: A Critique,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, 19-46.
- Romer, Christina and Jared Bernstein (2009), “The Job Impact of the American Recovery and Reinvestment Plan,” January 9, 2009. Available at: http://otrans.3cdn.net/45593e8ecbd339d074_l3m6bt1te.pdf.
- Rotemberg, Julio and Michael Woodford (1999), “The Cyclical Behavior of Prices and Costs,” *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1, Ch.16, 1051-1135.

Rudebusch, Glenn, Brian Sack and Eric Swanson (2007), "Macroeconomic Implications of Changes in the Term Premium," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 89, 241-269.

Sugo, Tomohiro and Kozo Ueda (2008), "Estimating a Dynamic Stochastic General Equilibrium Model for Japan," *Journal of the Japanese and International Economics* 22, 476-502.

Taylor, John (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, 195-214.

Tetlow, Robert J. and Brian Ironside (2007), "Real-time Model Uncertainty in the United States: the Fed from 1996-2003," *Journal of Money, Credit and Banking* 39, 1533-1561.

図1：Q-JEMにおける各部門、変数間の関係の概念図

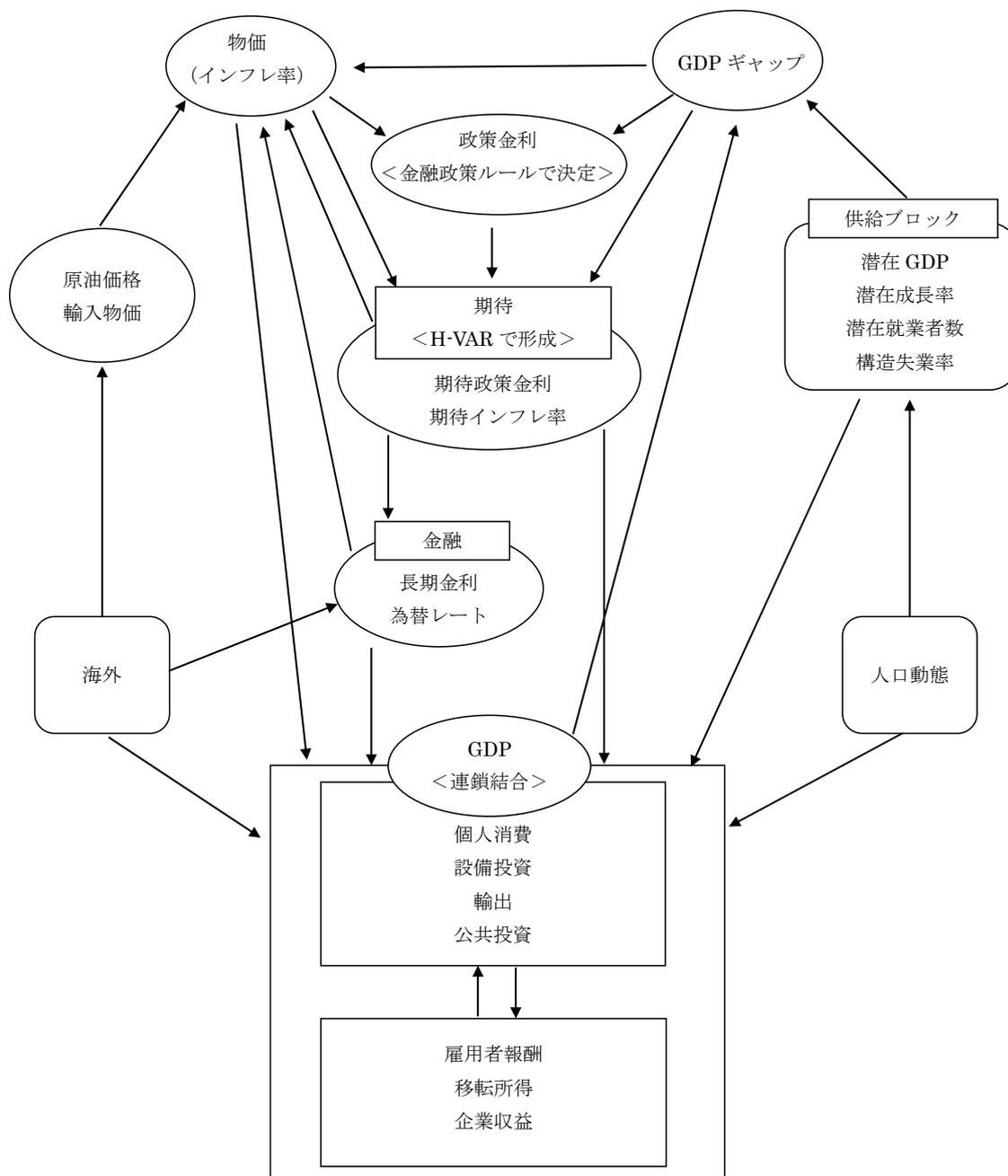
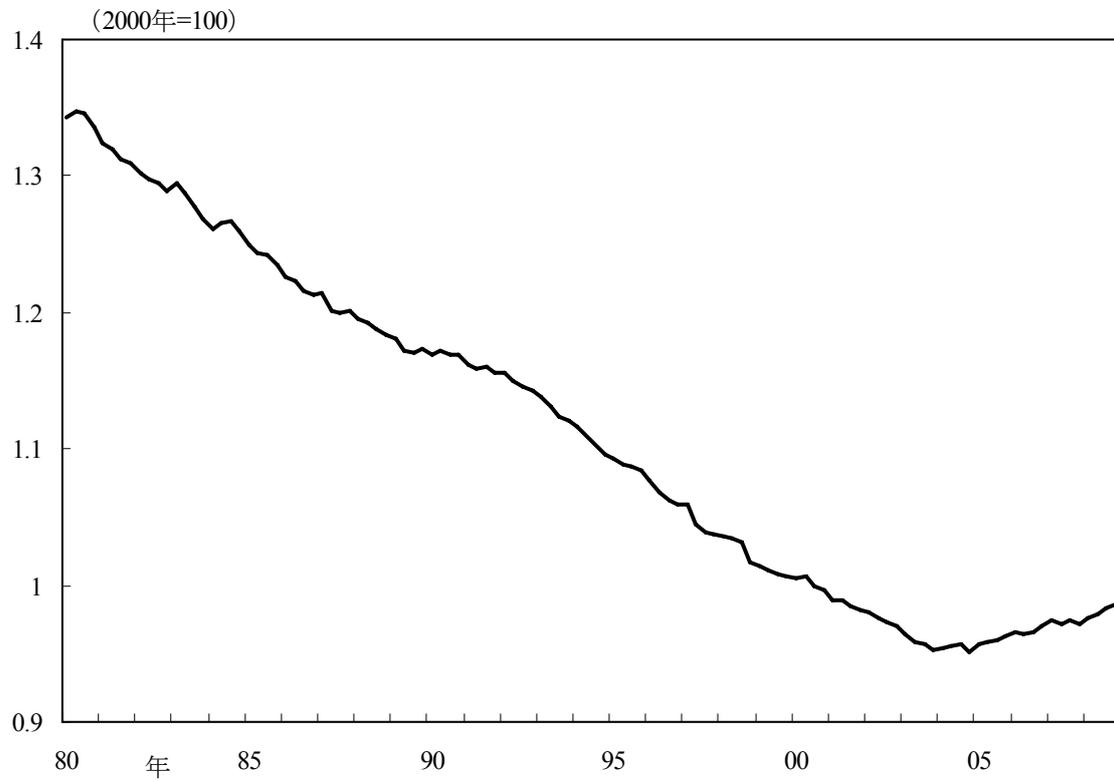


図2：設備投資デフレーターの相対価格

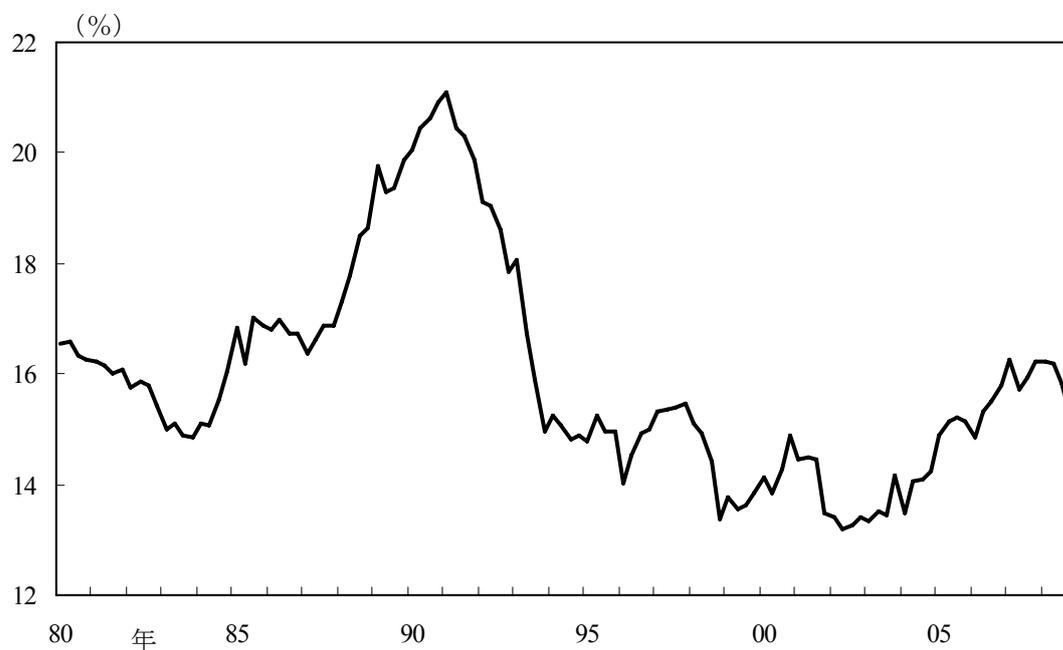


(注) 民間設備投資のインプリシット・デフレーターを、個人消費のデフレーターで除して算出。

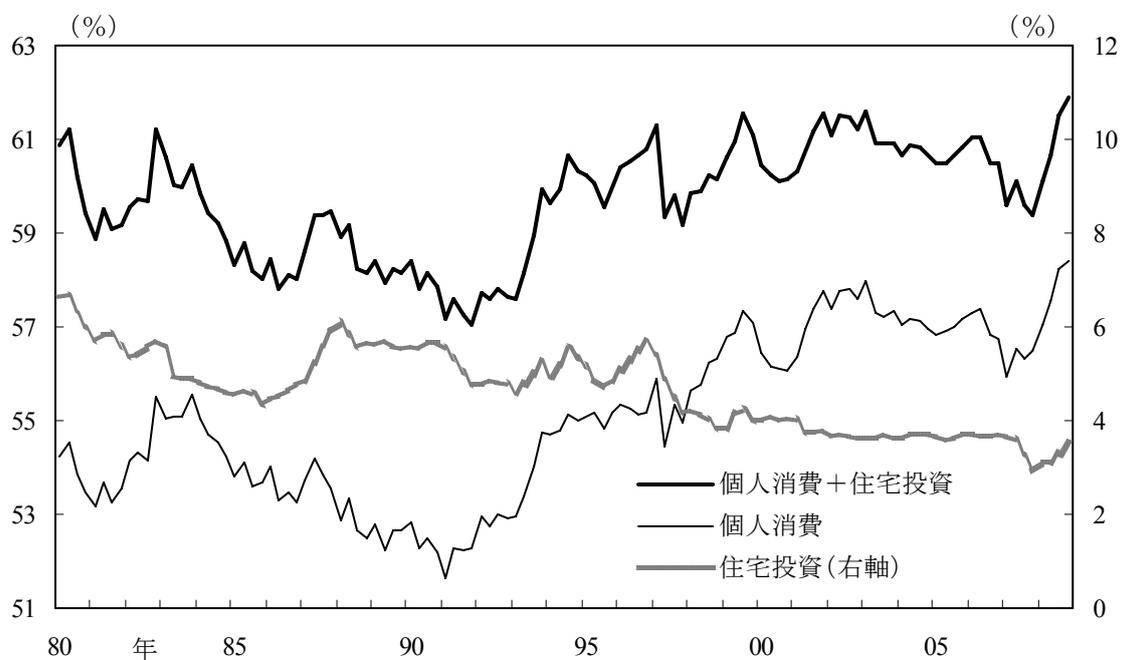
(資料) 内閣府「国民経済計算」

図3：対名目GDP比率

(1) 設備投資



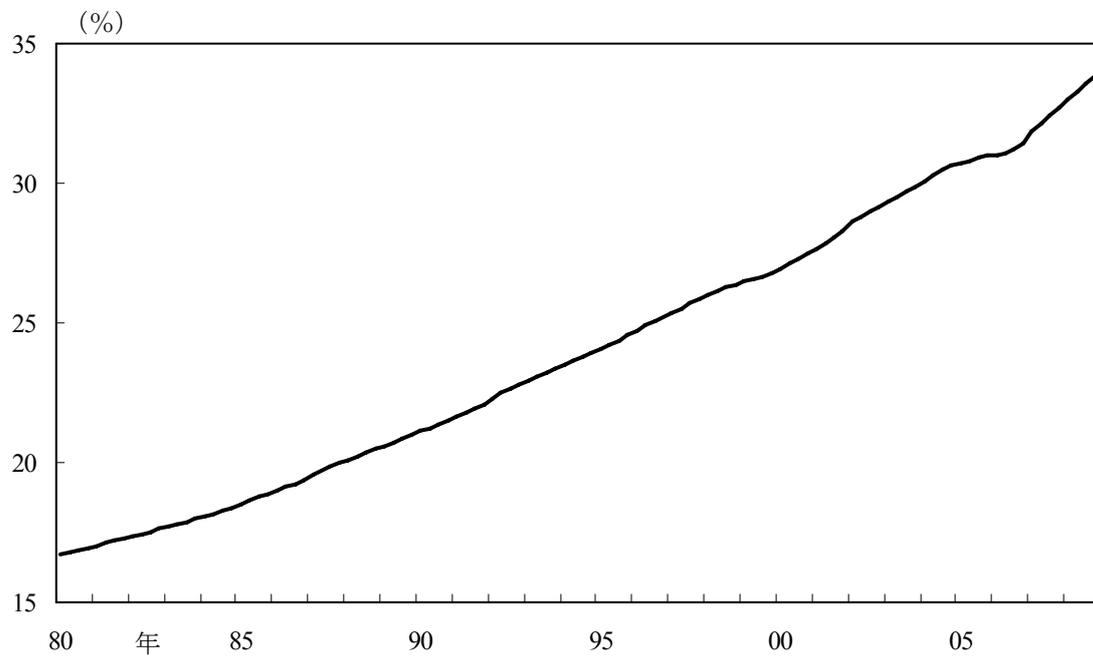
(2) 個人消費と住宅投資



(注) 各名目値を名目GDPで除して算出。

(資料) 内閣府「国民経済計算」

図4：高齢者比率

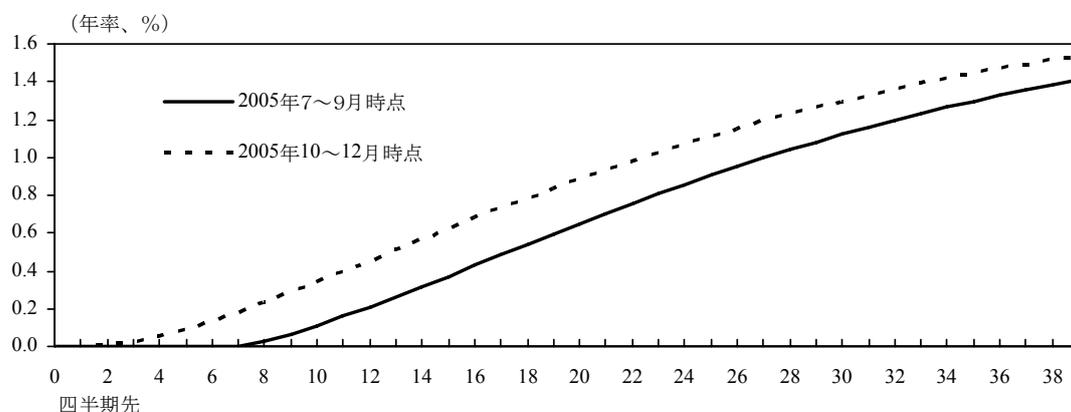


(注) 60歳以上人口を15歳以上人口で除して算出。

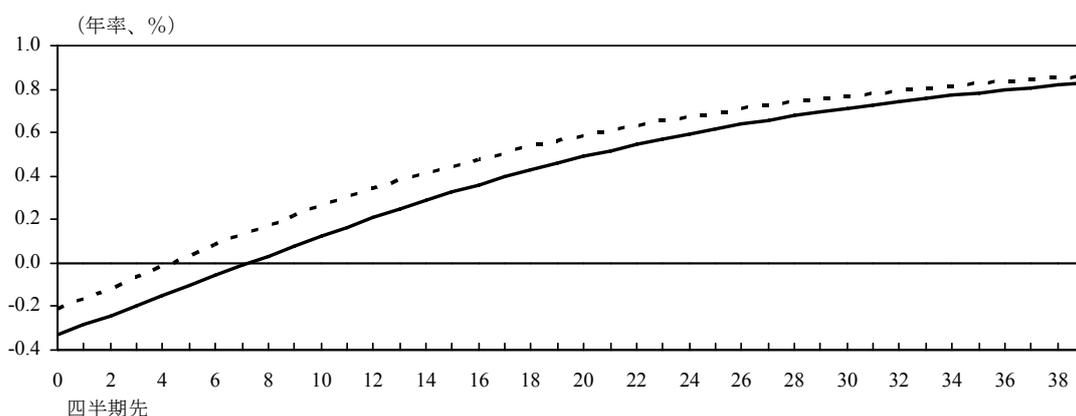
(資料) 総務省「労働力調査」

図5：2005年7～9月から10～12月にかけての民間期待の変化

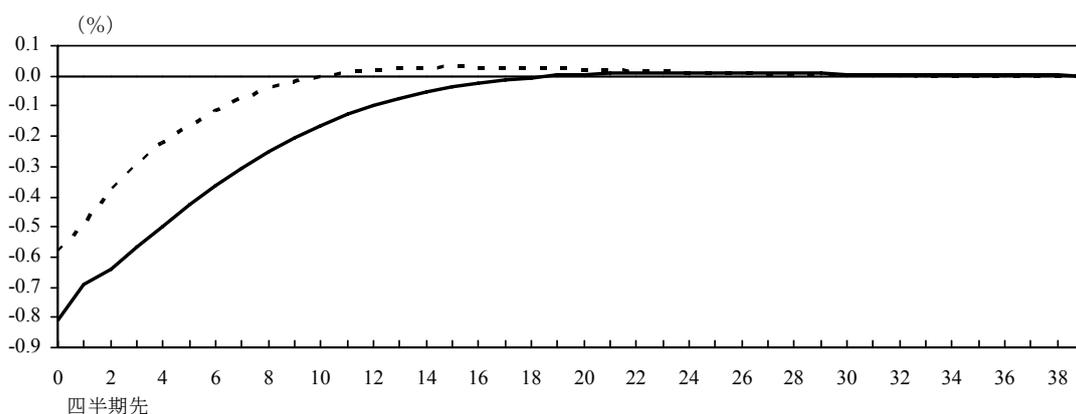
(1) 政策金利



(2) インフレ率



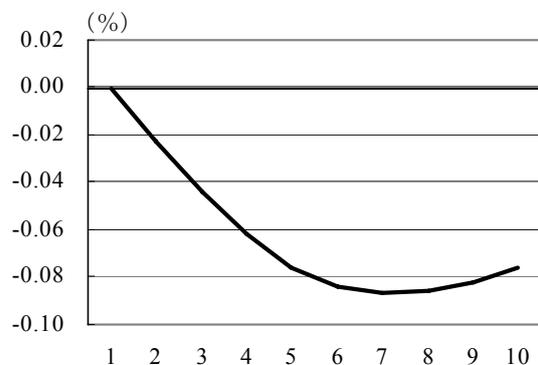
(3) GDP ギャップ



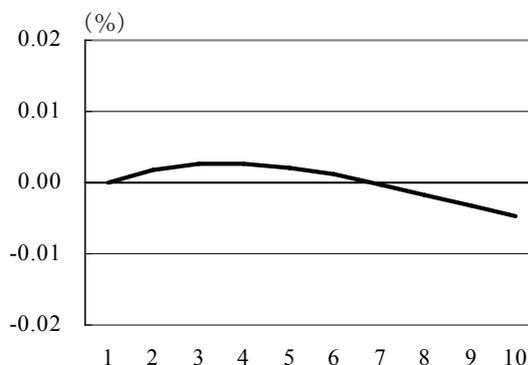
(注) H-VAR によって算出した先行き 10 年間 (0～39 四半期先) の民間期待。実線は 2005 年 7～9 月時点、点線は 10～12 月時点で形成された期待。0 四半期先の値は、それぞれの予測時点における実績値。

図6：金融政策ショックに対するインパルス応答

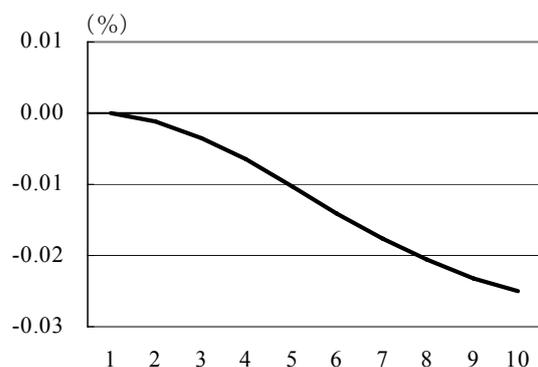
(1) 実質 GDP



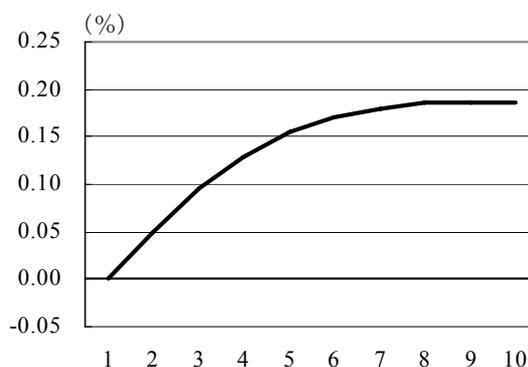
(2) 純輸出



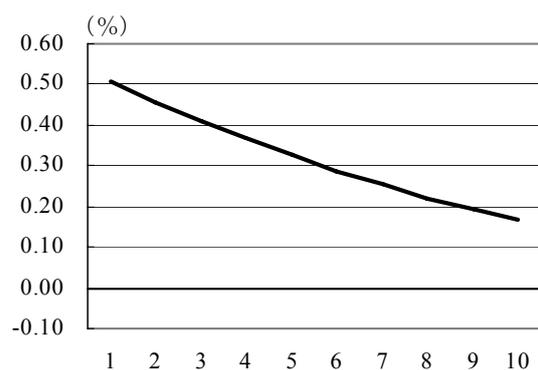
(3) CPI (除く生鮮、前年比)



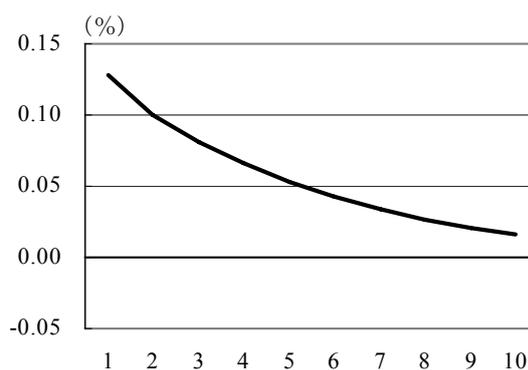
(4) 実質実効為替レート



(5) 政策金利



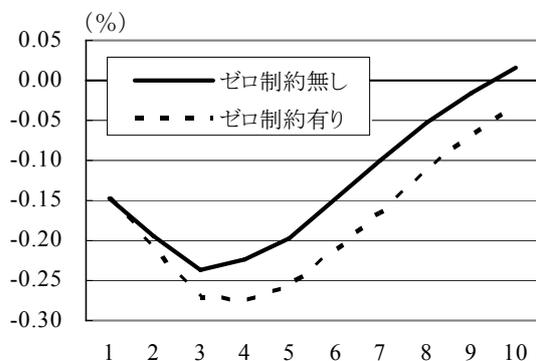
(6) 長期金利



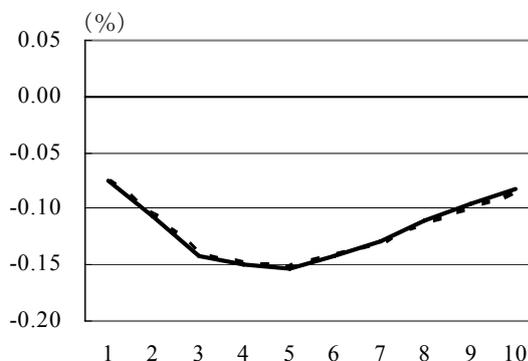
(注) 1期目に政策金利を、金融政策ルール¹の推計式(補論2の(A.1.3)式)における誤差項の1標準偏差(0.51%)分だけ上昇させたときの、ベースライン予測からの乖離(実質GDP、実質実効為替レートは率、純輸出は実質GDPへの寄与度、残りは幅)。横軸は四半期。

図7：海外経済ショックに対するインパルス応答

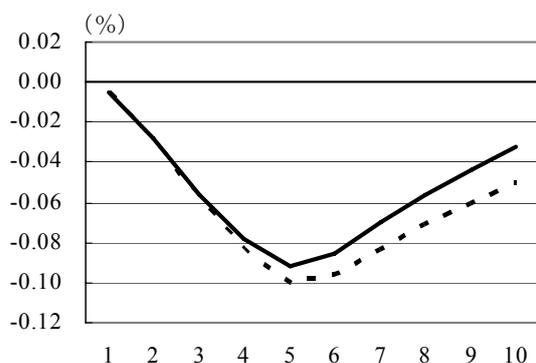
(1) 実質 GDP



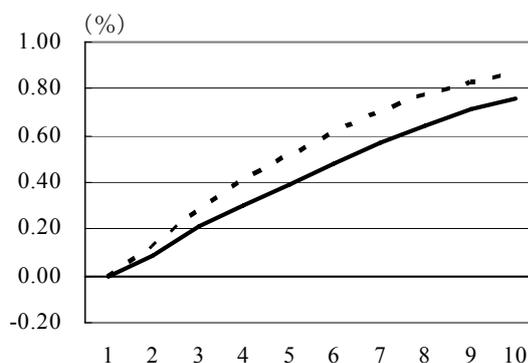
(2) 純輸出



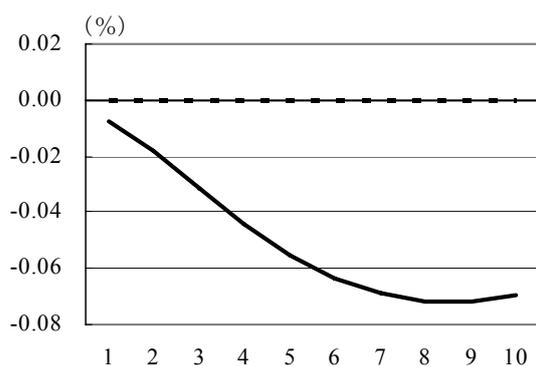
(3) CPI (除く生鮮、前年比)



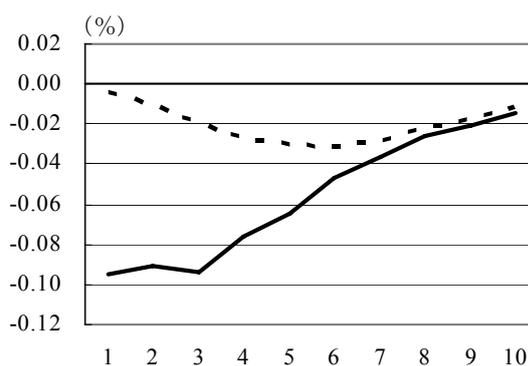
(4) 実質実効為替レート



(5) 政策金利



(6) 長期金利



(注) 1 期目に海外 GDP ギャップを、その推計式 (補論 2 の(D.2)式) における誤差項の 1 標準偏差(0.40%)分だけ下落させたときの、ベースライン予測からの乖離(実質 GDP、実質実効為替レートは率、純輸出は実質 GDP への寄与度、残りは幅)。実線はゼロ金利制約に直面していない場合、点線は直面している場合。横軸は四半期。

補論図 1 : Q-JEM による予測の計算過程の概念図

