

## 短期日本経済マクロ計量モデル（2006年版）の構造と乗数分析\*

増淵 勝彦\*\*

飯島 亜希

梅井 寿乃

岩本 光一郎

### 〈要約〉

内閣府・経済社会総合研究所は、随時の改訂が可能で、公開性及び機動性の高いコンパクトな「短期日本経済マクロ計量モデル」を開発し、1998年に公表した。本モデルはその後、ほぼ毎年改訂を重ねている。本稿は、2006年3月初旬迄に取得可能であったデータに基づいて更に改訂を行った2006年12月段階におけるモデルの状況を紹介するものである。

前回の2005年版モデルでは、2004年12月公表の国民経済計算（SNA）確報においてGDPの支出系列が連鎖方式に移行したことに伴い、GDPコンポーネントのレベルで連鎖方式を導入した。今回は、前回に連鎖方式の適用が見送られていた輸入に関して、SNA速報（QE）の手法に基づいて構成項目に細分化し、その上で項目毎の物価指数をGDPと同様に連鎖統合することによりデフレーターを算出した。これにより、GDPの支出項目のすべてが連鎖方式対応を完了した。今回の推定結果では、推定期間を1990年以降のみとしたこと、SNAの基準改定が行われたこと等を反映し、（1）設備投資関数の資本コスト弾性値が上昇した（2）マクロ生産関数における資本と労働の代替の弾力性が1を有意に下回った（3）GDPデフレーターのGDPギャップの変化に対する反応が大きくなった、等いくつか特徴的な変化がみられた。

JEL Classification: C5, E17

Key words: マクロ計量モデル、乗数シミュレーション、動学的パフォーマンス、連鎖方式

\* 本稿は計量モデルユニットにおけるモデル開発作業の一環であり、ディスカッションペーパー（ESRI Discussion Paper Series No.173、[http://www.esri.go.jp/jp/archive/e\\_dis/e\\_dis180/e\\_dis173.html](http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis180/e_dis173.html)）を元に修正したものである。公表にあたり事前審査として行った所内セミナーでは、黒田研究所長はじめ出席者の方々及び討論者の大林守 専修大学商学部教授から大変有益なコメントを賜った。また、鈴木孝介氏（前・内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部国民支出課長補佐）からは輸入デフレーターへの連鎖方式の導入について貴重なご助言を頂いた。これらの方々に記して御礼申し上げる。残された誤りは全て筆者のものである。

\*\* 増淵勝彦 総務省公害等調整委員会事務局審査官(前・内閣府経済社会総合研究所上席主任研究官)、飯島亜希 内閣府政策統括官(共生社会担当)付参事官(総括)付(前・同研究官)、梅井寿乃(同研究官)、岩本光一郎(早稲田大学現代政治経済研究所特別研究員、内閣府経済社会総合研究所客員研究員)、連絡先：e-mail: k.masubuchi@soumu.go.jp, aki.iijima@cao.go.jp, hisano.umei@cao.go.jp, 2992501b@toki.waseda.jp

## The ESRI Short-Run Macroeconometric Model of Japanese Economy (2006 version) - Basic Structure, Multipliers, and Economic Policy Analyses -

By Katsuhiko Masubuchi, Aki Iijima, Hisano Umei and Koichiro Iwamoto

### Abstract

This paper describes the basic structure and multipliers of the 2006 revised version of *The ESRI Short-Run Macroeconometric Model of the Japanese Economy*, which was first released in 1998 (Hori et al. [1998]) .

The model is basically a demand-oriented, traditional Keynesian-type model with IS-LM-BP framework; however, it adopts recent developments in econometrics, such as co-integration, and error-correction to ensure a long-run equilibrium. The use of these new techniques contributes to stabilize the long-run behaviors of the model.

The model was estimated on Japan's System of National Accounts (SNA) data, to which the chain-linking method has been applied since December 2004. In addition, annual and base-year revision of the SNA was conducted in December 2005. In short, this is the newest model based on the chain-linked, revised SNA data.

The following are some of the multipliers of our policy simulations. The peak of fiscal multiplier, i.e., the effect of government investments on GDP, is about 1.1 in Japan. The effect of income tax reduction is smaller due to its leak to household savings. Monetary policy takes some time before its effects become evident. These characteristics of multipliers are not significantly different from previous one. This is partly because most of the estimated parameters in behavioral equations do not significantly change in spite of the revision of the data, and because this is a short-run, and highly aggregated macroeconometric model. However, it should also be noticed that a few important parameters, such as the elasticity of users' cost of capital on the private fixed investments, have changed significantly and affected the size of some multipliers.

Effects of Macroeconomic Policies in Japan on Real GDP

	Effect of Government Investments ( 1 % of Real GDP)	Effect of Income-Tax Reduction ( 1 % of Nominal GDP)	Effects of Short-Run Interest Rate Rise ( 1 % point )
1 <sup>st</sup> Year	1.02	0.26	-0.39
2 <sup>nd</sup> Year	1.06	0.56	-0.50
3 <sup>rd</sup> Year	0.89	0.55	-0.80

## 第1章 『短期日本経済マクロ計量モデル』の基本構造

### 第1節 モデルの開発の経緯

内閣府・経済社会総合研究所（当時は前身の経済企画庁・経済研究所）は、1990年代以降の日本経済から推測される構造変化と最新データに基づく計量経済モデルへの開発要請を踏まえて、随時の改訂が可能な「短期日本経済マクロ計量モデル」を1998年に公表した（堀・鈴木・萱園[1998]）。その開発の基本コンセプトは、公開性及び機動性の高いコンパクト・モデルである。

本モデルはその後、当研究所の長期的プロジェクトの一つとして改訂を重ね、「短期日本経済マクロ計量モデル（2001年暫定版）」（堀・田邊・山根・井原[2001]）、次いで「短期日本経済マクロ計量モデル（2003年版）の構造と乗数分析」（堀・青木[2003]）から「短期日本経済マクロ計量モデル（2005年版）の構造と乗数分析」（村田・齋藤・田邊・岩本[2005]）までが、それぞれ各年の改訂状況として報告されている。本資料は、2006年3月初旬迄に取得可能であったデータに基づいて更に改訂を行った2006年11月段階におけるモデルの状況を紹介するものである。我々はこのような形でモデルを随時公開し、また外部情報の変化にも柔軟に対応することで、公開性と機動性を確保し、今後ともマクロ経済政策に関する議論に資する素材を提供していきたいと考えている。

### 第2節 モデルの基本構造

「短期日本経済マクロ計量モデル」は一連の旧版モデルと同様、四半期ベースの推定パラメータ型計量モデルである<sup>1</sup>。作業負担の軽減、モデルの機動性確保等の観点から必要以上の複雑化は避け、2006年版の本モデルも、2005年版よりやや大型化したものの、操作性の高いコンパクトな規模（方程式総数181本、うち推定式63本<sup>2</sup>）を維持している。

推定期間は原則として1990年から直近時点（データの入手可能性により2004年又は2005年）である。2005年版に比較すると、開始点が85年から5年程度繰り上げられ、終了点が1年程度更新された。これは、推定期間からバブル期のデータを除外し、バブル崩壊後のデータに限定することにより、モデルの推定パラメータにより直近の経済構造を反映させることを意図したものである。また後述するように、2004年12月に「国民経済計算」（SNA）が連鎖方式へ移行し、さらに2005年12月には基準改定が行われたが、今回のモデルは、これらに対応した初めての再推定結果である。

理論面では、モデルは、財貨・サービス市場、労働市場、貨幣市場、及び外国為替市場の4市場から構成されている。このうち労働市場は財貨・サービス市場との表裏関係を基

<sup>1</sup> 推定に当たっては、定常性を確保する観点から、ほとんどのデータを階差系列に加工した。また、長期的な均衡関係を表現する誤差修正項(error correction term)を活用することでモデルの長期安定性を確保している。なお、構造方程式の推定方法については、同時推定バイアスの存在を考慮し、原則として二段階最小自乗法を採用している。

<sup>2</sup> 2005年版からの増加は、すべて追加された輸入サブブロック（方程式40本、うち推定式20本）の方程式であり、本体の規模は変わらない。

礎に構成されており、モデルのベースは伝統的な IS-LM-BP 型のフレーム・ワークである。価格は期待修正フィリップス曲線<sup>3</sup>で内生化されており、その意味で、モデルは「価格調整を伴う開放ケインジアン型」ということができる。モデル構造の概略を市場別にみると、以下のようにまとめられる。

まず財貨・サービス市場では、需要側が、家計と企業の行動を前提とした個人消費、投資（企業設備、住宅）、モデルでは外生扱いとする政府支出、所得及び相対価格要因で定まる外需（輸出－輸入）の合計として決定される<sup>4</sup>。このうち個人消費は、短期的には可処分所得等により決定されるが、長期的には家計保有の人的・物的資産に収斂するメカニズムが作用する。また設備投資は、要素価格均衡式（資本の限界生産力が実質金利に等しい）に基づく均衡資本ストックへの現実資本ストックの調整として捉えられ、その調整速度が資本コストに依存するように定式化されている。GDP 水準は、価格調整が完全でない短期においてこの総需要により定義的に定まり、その関係がモデルの IS 曲線を構成する。一方、供給側では、短期的には所与である生産要素（労働供給、資本ストック）が生産関数を通じ潜在 GDP に変換される。長期においては、生産水準から決定されるマクロの稼働率（GDP ギャップ）が期待修正フィリップス曲線を通じ物価や労働供給に影響を与え、設備投資が資本ストックを変化させるため、その調整メカニズムにより均衡稼働率水準への回帰が生じる。

労働市場では、やはり要素価格均衡式（労働の限界生産力が実質賃金に等しい）を基礎として均衡労働分配率を導出し、それと現実の労働分配率との乖離が失業率及び労働需要を決定すると考えた。他方、労働供給は、実質賃金に依存して決定される。

貨幣市場では、 $M_2+CD$ に関する需給均衡式（LM 曲線）によってマネーサプライが決定される。短期利子率は、マクロの需給ギャップと物価上昇率を踏まえて政策的に決定される。長期金利は、短期金利との期間構造から決定される。名目金利から期待物価上昇率を差し引いた実質金利は、資本コストとして財市場にフィードバックされ、総需要水準にも影響する。

外国為替市場では、為替レートが決定される。為替レート決定は、内外相対価格による均衡レート、内外金利差、およびリスク・プレミアムに依存するいわゆるアセット・アプローチによる。為替レートは輸出入価格、実質輸出入及び要素所得の受け払いに影響を与え、それらから経常収支が決定される。資本収支は、外国為替市場の均衡関係（BP 曲線）により、定義的に定めている。

政府部門は、一般政府ベースで定義されている。支出側は、政府投資と政府消費および社会保障給付であり、このうち政府投資は外生的に、他は内生的に決定される。歳出側は、個人税、法人税、消費税等の間接税および社会保障負担から構成され、すべて各々の賦課

<sup>3</sup> 期待修正フィリップス曲線の基本形は、物価上昇率を被説明変数、失業率と期待物価上昇率を説明変数とする。ここでの定式化は、失業率に代わりそれと連動する GDP ギャップを用いている。

<sup>4</sup> 正確に言えば、需要側の実質 GDP は、名目 GDP を、個別需要項目のデフレーターを連鎖統合した GDP デフレーターで除して求められている。

ベースを説明変数として内生的に求められる。

(1)財・サービス市場

(需要)

$C = C((C/HK)_{-1}, A(L)YD, NW)$	個人消費
$IP/KP = IP(KP/KP^{eq}, UC/P)$	企業設備投資
$IH = IH(HK, KH, r)$	住宅投資
$X = X(WD, P/E \cdot P^*)$	輸出
$M = M(Y, P/E \cdot P^*)$	輸入
$Y = C + IP + IH + G + X - M$	国内総生産（IS曲線）
$KP = KP_{-1} + IP$	資本ストック
$UC = UC(r)$	資本コスト

(供給)

$Y^p = F(KP, L_S)$	潜在GDP（生産関数）
$dP/P = P(B(L)(dP/P)_{-1}, GAP)$	GDPデフレ率上昇率
$GAP = Y/Y^p$	GDPギャップ

(2)労働市場

$L_S = L_S(W/P, POP)$	労働供給
$L_D = L_S(1-UR)$	労働需要
$UR = (CU, (YW/NI)/(YW/NI)^{eq})$	失業率

(3)財政

$G = CG + IG$	政府支出
$TP = TP(YW)$	個人税
$TC = TC(NI-YW)$	法人税
$TI = TI(P \cdot Y)$	間接税
$SC = SC(YW)$	社会保障負担
$SB = SB(W, POP65)$	社会保障給付
$BG = TP + TC + TI + SC - G - SB$	一般政府バランス

(4)貨幣市場

$M_S = M_D(i_s, P \cdot Y)$	通貨の需給均衡式（LM曲線）
$i_s = i_s(C(L)dP/P, GAP)$	名目短期金利
$i_l = D(L)i_s$	利子の期間構造
$r = i_l - dP/P$	実質長期金利

(5)外国為替市場・国際収支

$E = E(i_l - i_l^*, P/P^*, \rho)$	為替レート
$\rho = \sum BC/(P \cdot Y)$	リスク・プレミアム
$BC = P \cdot X - E \cdot P^* \cdot M$	経常収支
$BC + BK = 0$	国際収支の均衡条件（BP曲線）

$BK$ : 資本収支	$NW$ : 純資産
$CG$ : 政府消費	$POP$ : 人口
$CU$ : 稼働率	$POP65$ : 65歳以上人口
$IG$ : 政府投資（外生）	$W$ : 賃金率
$HK$ : 人的資本及び家計保有の物的資本	$WD$ : 世界価格
$KH$ : 住宅ストック	$YD$ : 家計可処分所得
$NI$ : 国民所得	$YW$ : 雇用者所得

(備考) 添字の eq は均衡値、\* は外国変数、A (L) 等はラグ演算子をあらわす。

### 第3節 前回と比較した変更点と特徴

#### 1.3.1 連鎖方式への対応の完了及び基準改定に伴うデータベースの改定

「国民経済計算」(SNA)は、実質化手法として従来は基準年を5年毎に更新する固定基準年方式を用いていた。しかし、同方式では、「基準年から離れるに従って実質経済成長率が過大に評価される傾向がある」(内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部[2004])ことなどから、平成15年7~9月期速報および平成15年度国民経済計算確報(2004年12月公表)より、国民経済計算の実質化手法を連鎖方式に移行するとともに、1994年迄の遡及値が公表された(ただし支出系列のみ)。また、平成16年度確報(2005年12月公表)では基準改定が行われ、新基準(2000年基準)のSNA支出系列(1994~2004年)が公表された。さらに、2006年3月には生産系列およびストック系列についても連鎖化され、ここにSNAの全系列について、実質化手法が固定式から連鎖式へと切り換わった。

以上を踏まえて今回のモデル改訂では、次節で詳述するように、前回に連鎖方式の適用が見送られていた輸入に関して、SNA速報(QE)の手法に基づいて構成項目に細分化し、その上で項目毎の物価指数をGDPと同様に連鎖統合することによりデフレーターを求めている<sup>5</sup>。これにより、GDPの需要項目のすべてが連鎖方式対応を完了した。また、例年通りデータベースを約1年延長するとともに、1994年以降について新基準の連鎖指数によるデータの更新を行った(付注参照)。さらに今回も前回同様、1994年以降の10年程度という限られた推定期間で安定的な計量モデルを構築することは容易ではないことを踏まえ、1993年以前の実質系列について固定基準方式の系列を用いた遡及値を作成して推定に利用している。ただし今回のモデルで採用した推定期間は既述のように、ほぼバブル崩壊以降に相当する1990年から直近までであり、推定に利用した遡及データはせいぜい4年分に留まっている。

#### 1.3.2 今回の推定結果の特徴

今回の推定結果では、推定期間を1990年以降のみとしたこと、SNAの基準改定が行われたこと等を反映して、いくつか特徴的な変化がみられた。そのうち主なものは以下のとおりである。

##### ① 設備投資関数の資本コスト弾性値が上昇した。

民間企業の設備投資関数における資本コスト弾性値は、2006年版では2005年版の約1.8倍という結果になった(図表1-1)。このため、短期金利の1%ポイント引き上げシミュレーションでは、1年目において設備投資の減少率が拡大し、GDPに対するマイナス影響が大

<sup>5</sup>このようにして求めた輸入デフレーターで名目の財貨サービス輸入を除することにより、実質輸入を求めている。なお、SNAが用いている輸入項目分類は財務省『貿易統計』を基にしており、項目毎の輸入額は総輸入額が日本銀行『国際収支統計』のそれと等しくなるように加工されている。この点については補論Iに簡単な説明が付されているので、参照されたい。

きくなった。また、法人税減税シミュレーションにおいては、資本コストが直接引き下げられるため、その GDP 押し上げ効果が上昇した。他方、実質公的固定資本形成拡大のシミュレーションでは、設備投資の減少率は 2005 年版とあまり差がない。これは、近年の金融緩和を反映して政府投資の拡大に対する長期金利の反応が小さくなったことが、資本コスト弾性値の上昇を相殺した結果とみられる。

図表 1-1 推定結果における主要な変化

	2005年版	2006年版	(2006年版/2005年版)
企業設備投資関数の資本コスト弾性値	-0.092151	-0.165532	1.796
CES生産関数の資本と労働の代替の弾力性	0.911	0.716	0.786
GDPデフレータのGDPギャップ弾性値	0.067286	0.072295	(短期)
			(長期)
			1.074
			1.199

資本コスト弾性値の上昇は、1990 年代以降、デフレに伴う実質金利の下げ渋りや上昇が企業の設備投資を抑制する効果が、かつてより強まったことを示唆する。その背景には、資本コストと対比した投資の収益性に対する企業の評価姿勢に変化がみられたのかもしれない。しかし、モデルでは考慮されていない不良債権処理に伴う設備投資の低迷が、たまたまこのような関係で捉えられた可能性も否定できない。すなわち、資本ストック調整期にみられた不況バイアスである可能性である。その検証には、今後データの蓄積を待って再推定を行うだけでなく、産業別レベルに降りた詳細な分析も必要と思われる。

## ② マクロ生産関数における資本と労働の代替の弾力性が 1 を有意に下回った。

マクロ生産関数には前回と同じく CES 型が採用されている。同関数の資本と労働の代替の弾力性には、前回までは過去（1980～90 年代）のいくつかの代表的な推定結果の平均値として 0.911 が用いられてきたが、今回は改めて推定してみた<sup>6</sup>。結果は 0.716 となり、1 を有意に下回った。

このことは、90 年代以降、実質賃金が資本コスト対比で相対的に上昇する中で、労働分配率が持続的に上昇してきたことを反映している<sup>7</sup>。しかしこの事実が、資本と労働の代替性が現実に低下したことを示唆するのか、労働分配率の長期均衡経路からの短期的な乖離、すなわちいずれは解消に向かう過剰雇用が存在していたためなのか<sup>8</sup>、必ずしも自明でない。このことも、今後データの蓄積を待って検証すべき課題であろう。

<sup>6</sup> CES 生産関数は非線形なので、最小自乗法で直接推定することはできない。そこで前回までは、代替パラメータを過去のいくつかの推定事例の平均値で先験的に想定し、それを所与として分配パラメータ、効率パラメータ、TFP を非線形最小自乗法で推定していた。今回は、まず生産要素市場の均衡条件式を最小自乗法で推定し、その係数から代替パラメータを算出した。以降の手順は同様である。

<sup>7</sup> 労働分配率の趨勢的変化は、労働と資本の代替の弾力性、労働生産性の趨勢的変動、TFP の趨勢的変動に依存する。

<sup>8</sup> 仮に前者が真だとすれば、前述の「設備投資関数の資本コスト弾性値の上昇」との整合性を検討する必要がある。又、後者が真だとすれば、資本と労働の代替の弾力性は、今後公表されるデータを取り込んで再推定すれば 1 に向けて上昇する可能性がある。実際に、新基準の SNA にみる労働分配率は、2003 年以降に低下に転じている。

### ③ GDP デフレータの GDP ギャップの変化に対する反応が大きくなった。

物価の中心変数は GDP デフレータであるが、その GDP ギャップ弾性値は、短期的には約 7%、期待物価上昇率が現実の物価上昇率に収束する長期では約 20%程度、前回の結果を上回った。このため、各ケースのシミュレーションにおける名目変数（名目 GDP 等）と実質変数（実質 GDP 等）との乖離は、概ね前回より大きくなっている。

このことは、90 年以降のデフレ期において、GDP ギャップの一定のマイナス幅の拡大がもたらす GDP デフレータの下落率が拡大したことを反映している<sup>9</sup>。次章で確認するモデルの対称性からみれば当然の結果ではあるが、推定期間に物価の上昇局面が最初の数年しかなかったことを踏まえると、デフレ期の反応をそのままインフレ方向にも反映させてよいか、疑問なしとはしない。①と同じく、デフレ期の不況バイアスである可能性は残る。やはり、今後のデータの蓄積を待って検証が必要であろう。

## 第 4 節 輸入サブブロック導入の経緯と構造

### 1.4.1 導入の経緯

昨年度までの短期日本経済マクロ計量モデルでは、GDP を構成する項目のうち、輸入については原油をはじめとする鉱物性燃料輸入の日本経済への影響の大きさを鑑み、「輸入＝鉱物性燃料輸入＋その他輸入」という関係をモデル内に取り込んできた。このことにより、鉱物性燃料輸入に関する事象、例えば原油価格上昇の影響についてのシミュレーションを行うことが可能になっていた。

しかし、実際にシミュレーションを行なうに当たっては「国民経済計算部より公表されている SNA だけでは輸入の内訳が分からない」、つまり「輸入を鉱物性燃料輸入とその他の輸入に分解できない」という問題が存在していた。そこで旧来のモデルにおいては、財務省『貿易統計』より鉱物性燃料輸入額のデータを採取し、それと SNA の輸入額データとの差額を以て「その他輸入額」と定義して、これらの数値をモデル内の名目値として使用していた。さらにデフレータについては、やはり『貿易統計』より採取した鉱物性燃料の価格指数を以て代用し、これで鉱物性燃料輸入額を除することで鉱物性燃料輸入額の実質値を求めている。そして、この実質鉱物性燃料輸入額と SNA 統計にある実質輸入額の差を「その他輸入額」の実質値と定義し、これで先述の名目値を除して「その他輸入額」デフレータを算出していた。

#### 輸入サブブロックの構造(2005年度まで)

財貨・サービスの輸入	鉱物性燃料輸入
JA_MGS(実質)	JA_MFUEL(実質)、JA_MFUELV(名目)、JA_PFUEL(デフレータ)
JA_MGSV(名目)	鉱物性燃料除く財貨・サービス輸入
JA_PMGS(デフレータ)	JA_NFMGS(実質)、JA_NFMGSV(名目)、JA_PNFMGS(デフレータ)

※JA～は実際にモデル内で使用されている記号である

<sup>9</sup> 言い換えれば、デフレが進行した今回の推定期間に限れば、「期待修正フィリップス曲線が不連続によりステイプ化した」局面があったことになる。

ところで現行のモデルでは、SNA データの実質系列算出への連鎖方式導入の影響により、実質値については「加法整合性」の成立を前提にできなくなっている。つまり、上記の方法では、実質系列について総輸入額とその内訳項目の関係を正確には描写できない。具体的に言うならば、連鎖方式下では、実質総輸入額から実質鉱物性燃料輸入額を差し引いたものが実質その他輸入額に等しくなるのである。そのため本稿では、SNA 統計には存在しない「その他輸入額」の実質値を旧モデルとは別の方法で算出することにした。

#### 1.4.2 構造

2005 年版以降のモデルでは、SNA の実質系列およびデフレータへの連鎖方式導入による加法整合性の不成立に対応して、GDP のコンポーネントおよびそのデフレータを連鎖統合することによって GDP デフレータを求めることにしている。2006 年版モデルではさらに、輸入サブブロックに GDP デフレータと同様の構造を持ち込み、輸入のコンポーネントとそのデフレータの連鎖統合を以て輸入デフレータを導出するようになっている。なお、2006 年版モデルにおける「財貨・サービス輸入」のコンポーネントは、これまでの鉱物性燃料とそれ以外という 2 区分ではなく、以下のような 10 区分となっている（なお、本モデルで使用している輸入関連データの具体的な加工方法・SNA 統計の輸入額とその元データの関係については補論 I で解説している）。

**輸入サブブロックの構造(2006年度)**

財貨・サービスの輸入	食料品
JA.MGS(実質)	JA FOOD(実質)、JA FOODV(名目)、JA PFOOD(デフレータ)
JA.MGSV(名目)	繊維製品
JA.PMGS(デフレータ)	JA.TEX(実質)、JA.TEXV(名目)、JA.PTEX(デフレータ)
	鉱物性燃料
	JA.FUEL(実質)、JA.FUELV(名目)、JA.PFUEL(デフレータ)
	化学製品
	JA.CHEM(実質)、JA.CHEMV(名目)、JA.PCHEM(デフレータ)
	一般機械
	JA.MACH(実質)、JA.MACHV(名目)、JA.PMACH(デフレータ)
	電気機器
	JA.ELEC(実質)、JA.ELECV(名目)、JA.PELEC(デフレータ)
	輸送用機器
	JA.TRAN(実質)、JA.TRANV(名目)、JA.PTRAN(デフレータ)
	精密機器類
	JA.PREC(実質)、JA.PRECV(名目)、JA.PPREC(デフレータ)
	その他
	JA.OTH(実質)、JA.OTHV(名目)、JA.POTH(デフレータ)
	サービス支払
	JA.CSP(実質)、JA.CSPV(名目)、JA.PCSP(デフレータ)

区分を細かくしているのは、輸入デフレータを連鎖統合で求める以上、コンポーネントのデフレータとウェイトになる実質値を極力、国民経済計算部が用いるものに近づけなければ、導出された輸入デフレータが SNA のそれとはかけ離れてしまうからである。2006 年版モデルの輸入サブブロックは、これら 10 区分のコンポーネントをパーシェ式連鎖物価指数の定義に従って連鎖統合して輸入デフレータ (PMGS) を求め、10 コンポーネントの名目値合計と等しくなる名目輸入額 (MGSV) をこのデフレータで除することで実質輸入額 (MGS) を算出する構造になっている。

ここで以下の式は、2002年第1四半期における輸入デフレータの構造式を簡単に示したものである。式中の下添字は期を表しており、例えば  $PMGS_{02Q1}$  は2002年第1四半期の四半期輸入デフレータ、 $PMGS_{01}$  は2001年の暦年輸入デフレータを意味している。

$$PMGS_{02Q1} = PMGS_{01} \times \frac{PFOOD_{02Q1} \times FOOD_{02Q1} + PTEX_{02Q1} \times TEX_{02Q1} + \dots}{PFOOD_{01} \times FOOD_{02Q1} + PTEX_{01} \times TEX_{02Q1} + \dots} \times \frac{PMGS_{01QIV}}{PMGS'_{01QIV}}$$

$$\ast PMGS'_{01QIV} = PMGS_{01} \times \frac{PFOOD_{01QIV} \times FOOD_{01QIV} + PTEX_{01QIV} \times TEX_{01QIV} + \dots}{PFOOD_{01} \times FOOD_{01QIV} + PTEX_{01} \times TEX_{01QIV} + \dots}$$

2006年版モデルの内挿シミュレーション期間である2002年第1四半期～04年第4四半期については、輸入デフレータの構造は全てこの式に等しくなっている<sup>10</sup>。なお、構造の詳細については別資料の方程式体系一覧を参照のこと。

### (付注) 連鎖指数によるデフレータおよび実質系列の作成

本モデルではGDPの内訳項目は、最終消費支出、企業設備投資、住宅投資、民間企業在庫品増加、政府最終支出、政府固定資本形成、公的在庫品増価、財・サービスの輸出入に分かれている。固定基準年方式ではこれら合計値が名目、実質ともにGDPに一致していたが、連鎖方式への移行により実質値では一致しなくなる。これに対しては、①GDPデフレータを連鎖の定義式で求め、実質GDPは名目GDP/GDPデフレータにより求める、②実質GDPを連鎖の定義式で求め、GDPデフレータは名目GDP/実質GDPにより求める、の二通りの対応が考えられるが、今回のモデルも前回と同様に前者を用いた。

GDPデフレータは、連鎖方式では下記のように定義される。ここで、技術的な留意事項として、本モデルは四半期モデルであるのに対し、現在国民経済計算で用いられている連鎖方式は暦年値を基準としているという点がある。すなわち、もし暦年モデルであれば、各年のGDPデフレータを

$$PGDP_t / PGDP_{t-1} = \frac{PC_t CP_t + PIFP_t IFP_t + \dots}{PC_{t-1} CP_{t-1} + PIFP_{t-1} IFP_{t-1} + \dots} \quad (1)$$

(PGDP: GDPデフレータ、PC:最終消費支出デフレータ、PIFP:企業設備投資デフレータ)

の形で定義すれば良い。一方、四半期モデルの場合、公表される四半期データは、例えば2005年第2四半期の場合、

$$PGDP_{05QII} / PGDP_{04} = \frac{PC_{05QII} CP_{05QII} + PIFP_{05QII} IFP_{05QII} + \dots}{PC_{04} CP_{05QII} + PIFP_{04} IFP_{05QII} + \dots} \quad (2)$$

<sup>10</sup> この式の右辺第1項は昨年の暦年輸入デフレータ(参照時点から基準時点への物価変動を示す部分)、第2項はパーシェ式で計算した連環指数(基準時点から比較時点への物価変動を示す部分)、第3項はリンク係数(基準時の変更に伴い、前年第4四半期と当年第1四半期の間の数値に生じる断層を調整する部分)である。

となり、前年の暦年のデフレーターを基準値とする必要がある。なお、四半期速報（QE）では基本的に上記手法で四半期値を推計しているが、暦年値（10～12月期の値）が得られた段階で暦年の値を四半期に振り分ける、といった作業が行われている。しかし、通常この暦年値による調整は小さいと判断されること、そのような調整はリード変数としてのデフレーターや実質値を必要とすることから、本モデルでは四半期ベースの数値をそのまま採用している。その上で、実質 GDP を名目 GDP/GDP デフレーターで定義する。

$$\text{GDP} = \text{GDPV} / \text{PGDP} \quad (3)$$

(GDP : 実質 GDP、 GDPV : 名目 GDP)

ここで、連鎖方式の導入に伴う上記定義式の変更がシミュレーション結果（乗数）にもたらす1年目の影響は通常極めて小さいが、2年目以降の乗数は各支出項目のウェイトの変化に応じた影響を受けることになる。短期分析を目的とした本モデルでは、2年目以降の乗数は参考程度にとどまるが、それでも予想される影響を織り込むことができる意義は小さくない。中期や年次の計量モデルであれば、その意義はより大きい。

## 第2章 モデルの動学的パフォーマンス

### 第1節 主要乗数シミュレーションの結果

本節では「短期日本経済マクロ計量モデル」による主要なシミュレーション結果（乗数）を紹介する。各表の数値は、インパクト・ケースにおける各変数の水準の標準ケース（シミュレーション上のインパクトを加える前のケースで、実績値に等しい）における同変数の水準からの乖離率、あるいは乖離幅を示している<sup>11</sup>。

詳細の解説は次頁以下に譲るが、結果の概略をまとめれば以下の通り。

#### 1) 財政支出の拡大

公共投資乗数（実質ベース）は、1年目 1.02%、2年目 1.06%、3年目 0.89%となっている。2005年版と比較して大きな変化はないが、ピークが2年目に移動した。

#### 2) 所得減税

名目 GDP1%相当の個人所得税減税（継続減税）は実質 GDP を拡大させ（ピークは2年目の 0.56%）、その効果は3年目までほぼ持続する。減税乗数は公共投資乗数に比べ小さいことから、税収減が景気拡大を通じた増収で相殺される程度は小さく、1年目の財政赤字は減税規模の 91%増加する。

#### 3) 消費税増税（今回より減税ではなく、増税での乗数を求めている）

消費税率 1%引き上げによる実質 GDP 抑制効果は、1年目▲0.16%、2年目▲0.25%と

<sup>11</sup> 本稿で使用した統計パッケージは Portable TROLL Release1.6 である。

なっている。財政収支は対名目 GDP 比で1年目 0.31%ポイント、2年目 0.24%ポイント黒字化する。

#### 4) 金融政策

短期金利の1%引上げによる実質 GDP 抑制効果は、1年目▲0.39%、2年目▲0.50%となっている。この背景には、金利の上昇による設備投資、住宅投資の抑制、円高などが影響している。

#### 5) 外生的ショック

外部環境の変化として a) 為替減価 10%、b) 原油価格 20%上昇、c) 世界需要 1%増加の影響をみた。為替減価の実質 GDP 拡大効果は1年目に0.27%となった。(2年目は0.54%)。原油価格上昇の影響は小幅なマイナスである (1年目▲0.11%、2年目は▲0.12%)。また世界需要が1%増加した場合の効果は、1年目のインパクトが0.08%、2年目が0.20%となる。

なお、いずれの結果についても、モデルの内挿期間である2002年からの3年間を対象としているが、「短期」分析を意図したモデルの性格上、2年目以降の数字は参考程度に解されるべきものである。また、以下の乗数はあくまでもモデルの動学特性を検討するための機械的テストの結果であり、これをもって直ちに現実の政策効果を評価することは適切でない点に注意を要する。言うまでもなく、現実の政策効果は時々の経済社会環境に依存するからである。

### 2.1.1 財政政策シミュレーション

本節では代表的な財政政策のケースとして、(1) 政府支出拡大ケース、(2) 個人所得税減税ケース、(3) 法人所得税減税ケース、(4) 消費税増税ケース (今回より減税ではなく、増税での乗数を求めた) の4つをとりあげる。政府支出拡大ケースでは、通常行う実質政府支出の継続的拡大以外に、実質政府支出を一時的に拡大するケース、名目政府支出を拡大するケース等も紹介している。

#### 2.1.1.1 政府支出拡大の効果

ここでは公的固定資本形成を実質 GDP の1%相当額増加させた場合の効果を検討する。次節でも示す通り、本モデルには、ある程度線型 (対称) 性が想定できるので、政府支出削減の効果は、政府支出拡大効果の符号を逆にしたもので考えてよい。

##### 1) 政府支出の継続的拡大 (金融政策の前提として利子率の反応関数を置いた場合)

本モデルでは、中央銀行が短期金利をターゲットとして、政策運営を行うケースを標準設定としている。この仮定の下で、実質の公的固定資本形成を標準ケースの実質 GDP の1%相当分だけ継続的に増加した場合、実質 GDP に表れる乗数は1.02% (1年目) になる。ピ

ークは2年目（1.06%）で、3年目0.89%となっている。この結果を公的投資の継続的拡大が経済成長率に与える影響という観点で見ると、1年目および2年目には乗数分を若干上回るプラス効果があるが、3年目の効果はマイナスとなる（図表 2-1 参照）。2005年版（1年目1.13、2年目1.00、3年目0.77）との比較では大きな変化はないが、ピークは2年目に移動した<sup>12</sup>。需要項目別には、消費は所得の増加を受け緩やかに増加する。一方で、設備投資は、金利上昇によるクラウドイングアウトと為替増価による純輸出減少により、マイナスで推移している。

経済の拡大により、支出拡大の一部は税の増収で相殺され、一般政府赤字の増大は支出増額に比すれば小幅に止まる（財政赤字の対名目GDP比は標準ケース比で1年目0.59%ポイントの悪化）が、支出額全体がカバーされることはなく、赤字残高はその後高止まりとなる。

国際収支への影響では、為替の増価、所得の増加による輸入の拡大（1.47%～1.79%）の影響により、経常収支の対名目GDP比は、▲0.17%～▲0.31%ポイント悪化する。

なお、乗数の大きさは金融政策のスタンス如何にも依存しており、例えば、貨幣供給量一定の下で同様の財政拡大を行うと乗数は、金利上昇の影響を受け利子反応関数を用いたケースに比べ小さくなる。一方、短期金利一定の下で行えば、物価上昇の下での事実上の金融緩和となるため乗数は3年目でも1を上回る（1年目1.09%、2年目1.21%、3年目1.14%）（付属資料Ⅱ参照）。財政拡大を金融緩和でアコモデートした90年代の累次の経済対策の効果は、このケースに近いと考えられる。

図表 2-1 実質公的固定資本形成を実質GDPの1%相当額だけ継続的に拡大（利子反応関数を用いたケース）

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	1.02	1.02	0.13	-0.68	0.13	-0.05	1.47	0.97
2年目	1.06	0.03	0.39	-1.28	0.41	-0.19	1.76	1.01
3年目	0.89	-0.17	0.32	-1.75	0.78	-0.40	1.79	0.94
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	1.19	0.16	0.57	-0.09	-0.59	0.10	-0.17	-0.04
2年目	1.69	0.59	1.28	-0.09	-0.50	0.19	-0.23	-0.40
3年目	2.05	1.10	1.76	-0.02	-0.65	0.25	-0.31	-1.04

（備考）

1. 実質公的固定資本形成が標準ケースの実質GDPの1%に相当する額だけ増加し、それがシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. シミュレーションは、2002年～2004年の3年間の実績値を標準ケースとして行っている。
3. 実質GDPおよび需要項目、名目GDP、民間消費デフレーター、賃金、為替レートは標準ケースからの乖離率を、GDP成長率、失業率、財政収支対名目GDP比、長期金利、経常収支対名目GDP比は乖離幅を示している。
4. 為替は名目対米ドルレートで、符号が負の場合は円の増価を意味する。
5. （備考の）2～4.については、以下すべてのシミュレーションについて同様。
6. 短期金利一定と仮定した場合の実質GDPへの影響は1年目1.09、2年目1.21、3年目1.14となる。

<sup>12</sup> 2005年版と比較して個人消費を中心に調整速度がやや鈍化した結果であるが、2005年版の調整速度がかなり速いことの反映ともみられる。

## 2) 名目政府支出の継続的拡大（金融政策の前提として利子率の反応関数を置いた場合）

名目の公的固定資本形成を標準ケースの名目 GDP の 1%相当分だけ継続的に増加させた場合、名目 GDP でみた乗数（1年目）は 1.19%となる。その他の変数の推移及び需要項目別の支出動向及び財政バランス等に与える影響については、基本的に実質支出拡大ケースとほとんど同様である（図表 2-2 参照）。

図表 2-2 名目の公的固定資本形成を名目 GDP の 1%相当額だけ継続的に拡大

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	1.02	1.02	0.13	-0.68	0.13	-0.05	1.47	0.97
2年目	1.01	-0.01	0.38	-1.25	0.41	-0.18	1.70	0.96
3年目	0.79	-0.22	0.30	-1.67	0.76	-0.39	1.64	0.85
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	1.19	0.16	0.57	-0.09	-0.59	0.10	-0.17	-0.04
2年目	1.64	0.58	1.26	-0.09	-0.48	0.19	-0.22	-0.40
3年目	1.92	1.07	1.67	-0.01	-0.60	0.24	-0.29	-1.02

備考)

1. 名目の公的固定資本形成が標準ケースの名目 GDP の 1%に相当する額だけ増加し、それがシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. 金融政策の前提は、1990年以降で推定した短期金利に関する政策反応関数によっている。

### 2.1.1.2 減税・増税の効果

#### 1) 個人所得減税の効果

個人所得税を名目 GDP の 1%相当額継続的に減税すると、実質 GDP は漸進的に増加し、2年目にピーク（0.56%）に達する（図表 2-3 参照）。減税乗数が公共投資乗数に比べ小さいのは、公共投資が公的部門の支出という形で需要を直接的に拡大するのに対し、減税の場合、家計の支出行動によってその効果が左右されることによる。

本モデルの家計は、一時的な変動を除いた恒常的な所得に基づいて支出額を決定するため、当該期の家計可処分所得が増加するほどには消費支出は拡大しない（1年目 0.48%、2年目 1.00%）。結果として、他の需要項目への波及効果も若干遅れて生じることとなる。

減税乗数が小さいことから、税収減が景気拡大を通じた増収により相殺される程度は小さく、財政赤字の名目 GDP 比は 0.91%ポイント悪化（1年目）するが、経済成長に伴う税収増加により 2年目以降は若干改善する。

国際収支への影響を見ると、実質 GDP の増加を受けて輸入が増加し、かつ金利上昇による対外利払いが増えるため、経常収支の名目 GDP 比は▲0.04～▲0.16%ポイント悪化する。

図表 2-3 個人所得税を名目 GDP の 1%相当額だけ減税

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	<b>0.26</b>	<b>0.26</b>	<b>0.48</b>	<b>-0.15</b>	<b>0.31</b>	<b>-0.01</b>	<b>0.37</b>	<b>0.25</b>
2年目	<b>0.56</b>	<b>0.29</b>	<b>1.00</b>	<b>-0.56</b>	<b>1.98</b>	<b>-0.06</b>	<b>0.86</b>	<b>0.53</b>
3年目	<b>0.55</b>	<b>0.00</b>	<b>1.10</b>	<b>-0.89</b>	<b>3.93</b>	<b>-0.15</b>	<b>0.99</b>	<b>0.56</b>
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	<b>0.29</b>	<b>0.03</b>	<b>0.10</b>	<b>-0.02</b>	<b>-0.91</b>	<b>0.02</b>	<b>-0.04</b>	<b>-0.01</b>
2年目	<b>0.76</b>	<b>0.19</b>	<b>0.52</b>	<b>-0.05</b>	<b>-0.77</b>	<b>0.08</b>	<b>-0.11</b>	<b>-0.09</b>
3年目	<b>1.02</b>	<b>0.45</b>	<b>0.82</b>	<b>-0.03</b>	<b>-0.76</b>	<b>0.12</b>	<b>-0.16</b>	<b>-0.39</b>

(備考)

1. 個人所得税を標準ケースの名目 GDP の 1%に相当する額だけ減税し、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. 財政支出は実質ベースで固定されており、名目額は物価の動きに応じて変動している
3. 2.については、以下本節のすべてのシミュレーションについて同様。

## 2) 法人減税の効果

法人所得税の減税は、企業の資本コストの低下を通じて、設備投資を増加させる（図表 2-4 参照）。法人所得税を名目 GDP の 1%相当額継続的に減税した場合の実質 GDP に対する効果は、投資の拡大（1年目 4.51%）などにより 1年目 0.68%となっている。資本コスト弾性値が上昇したことを受けて、2005年版（1年目 0.41%）よりかなり高い。しかし、減税による歳入減が景気拡大を通じて相殺される程度は大きくなく、財政収支の名目 GDP 比は 1年目で▲0.84%ポイント、2年目▲0.75%ポイントと赤字が続く。

図表 2-4 法人所得税を名目 GDP の 1%相当額だけ減税

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	<b>0.68</b>	<b>0.68</b>	<b>0.12</b>	<b>4.51</b>	<b>0.30</b>	<b>-0.03</b>	<b>0.97</b>	<b>0.54</b>
2年目	<b>0.88</b>	<b>0.19</b>	<b>0.37</b>	<b>5.07</b>	<b>0.49</b>	<b>-0.09</b>	<b>1.11</b>	<b>0.52</b>
3年目	<b>1.11</b>	<b>0.23</b>	<b>0.44</b>	<b>6.91</b>	<b>0.88</b>	<b>-0.20</b>	<b>1.81</b>	<b>0.53</b>
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	<b>0.77</b>	<b>0.09</b>	<b>0.48</b>	<b>-0.05</b>	<b>-0.84</b>	<b>0.05</b>	<b>-0.11</b>	<b>-0.02</b>
2年目	<b>1.20</b>	<b>0.32</b>	<b>1.04</b>	<b>-0.05</b>	<b>-0.75</b>	<b>0.10</b>	<b>-0.18</b>	<b>-0.18</b>
3年目	<b>1.72</b>	<b>0.60</b>	<b>1.64</b>	<b>-0.01</b>	<b>-0.72</b>	<b>0.14</b>	<b>-0.29</b>	<b>-0.49</b>

(備考)

シミュレーション期間を通じて、法人所得税の減税幅が各年とも名目 GDP 比 1%相当となるよう減税（実効税率で調整）した場合を想定した。

## 3) 消費税増税の効果

消費税率を 1%上げた（5%→6%）場合、民間消費デフレーターは標準ケースに比べ 0.64%

(1年目)上昇する。その結果、実質可処分所得が減少し、消費を中心に内需が弱含みとなるため、実質 GDP は 0.16% (1年目) の縮小を示す (図表 2-5 参照)。民間消費デフレータの理論的な上昇率は 0.75%だが、インパクト・ケースの上昇率がそれより小幅なのは、内需の低迷が反映するためである。他方、財政収支は名目 GDP 比で 0.31%ポイント (1年目) 改善する。しかし、他の税収が減少するため、改善幅は消費税による増収よりは小幅にとどまる。

図表 2-5 消費税率を 1%ポイント引き上げ

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	-0.16	-0.16	-0.25	0.16	-0.07	0.01	-0.17	-0.16
2年目	-0.25	-0.09	-0.49	0.43	-0.41	0.03	-0.38	-0.25
3年目	-0.21	0.05	-0.47	0.54	-0.81	0.04	-0.36	-0.23
	名目GDP (%)	民間消費 デフレータ (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	0.31	0.64	-0.05	0.01	0.31	0.00	-0.07	0.04
2年目	0.11	0.55	-0.26	0.02	0.24	-0.01	-0.06	0.00
3年目	0.04	0.43	-0.40	0.01	0.26	-0.01	-0.06	-0.03

(備考)

- 消費税率を標準ケースと比べて 1%ポイント引き上げ、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。
- 民間消費デフレータの理論的な上昇率は、1997年の消費税率引き上げの消費者物価指数 (CPI) に及ぼす影響の旧経済企画庁物価局試算値 (消費税率 2%ポイント引き上げは CPI 総合を 1.5%押し上げる) から想定した。

## 2.1.2 金融政策シミュレーション

ここでは代表的な金融政策のケースとして、(1) 名目短期金利を標準ケースに比べ 1%ポイントだけ引上げるケース、(2) 貨幣供給量 ( $M_2+C D$ ) の水準を標準ケースに比べ 1%相当削減するケース、の 2つを検討する。

### 2.1.2.1 金融引締め効果 (短期金利 1%ポイント引上げ)

短期金利の 1%引上げによる実質 GDP 抑制効果は、1年目に▲0.39%となり、その後徐々に下落幅は増加して 3年目には▲0.81%となっている (図表 2-6 参照)。

需要項目別にみると、金利の上昇は、その代替効果により設備投資や住宅投資を大きく抑制している (設備投資は▲3.34%~▲4.89%、住宅投資は▲0.32%~▲2.58%)。また、金利高による円高 (1.29%~4.92%) により、輸出が抑制される (▲0.15%~▲0.98%)。輸入については、円高による輸入物価低下のプラスの効果よりも、所得の減少のマイナスの効果がそれを上回り、1年目より減少する (▲0.44%~▲0.59%)。

金利の変動が民間消費に与える影響は、代替効果に加え、財産所得の変化を通じた所得効果、他の需要項目の変動が所得を変化させる効果、更には物価の変動が実質所得を変化させる効果等、複数の経路で生じるが、本モデルでは 1年目より所得効果がまさり、消費

が増加する結果となっている。

一般政府の財政バランスは、景気抑制と物価の低迷により税収が低下することや財産所得の支払いが増加することにより赤字方向に向かう（▲0.20～▲0.41%ポイント）。

図表 2-6 短期金利を1%ポイント引き上げ

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	-0.39	-0.39	0.21	-3.34	-0.32	-0.15	-0.44	-0.31
2年目	-0.50	-0.12	0.31	-3.95	-1.23	-0.57	-0.37	-0.26
3年目	-0.81	-0.30	0.21	-4.89	-2.58	-0.98	-0.59	-0.37
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	-0.45	-0.08	0.14	0.03	-0.20	0.48	0.03	-1.29
2年目	-0.71	-0.23	-0.64	0.02	-0.30	0.47	-0.07	-3.39
3年目	-1.20	-0.42	-1.27	0.01	-0.41	0.54	-0.16	-4.92

(備考)

名目短期金利が標準ケースと比べて1%ポイント上昇し、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。

### 2.1.2.2 貨幣供給量減少の効果

貨幣供給量（M<sub>2</sub>+CD）の水準を当初1年間かけて漸減的に標準ケース比1%低下させ、その後そのレベルを持続させると、貨幣市場の均衡を達成させるため金利の上昇を引き起こす（長期金利は1年目0.37%上昇する）。その金利上昇による代替効果により設備投資が抑制され（▲1.51%～▲2.52%）、また、円高が生じ輸出も抑制される（▲0.10%～▲0.45%）。

民間消費に対する影響には、代替効果の他に財産所得による所得効果や他の需要項目を通じた所得効果がある。本モデルでは財産所得を通じたプラス効果が代替効果のマイナスの影響より大きいことにより、消費は1年目と2年目に若干増加している（図表2-7参照）。この結果、貨幣供給量の1%削減による実質GDPの抑制効果は、▲0.22%～▲0.35%となっている。

図表 2-7 貨幣供給量（M<sub>2</sub>+CD）を1%相当額だけ縮小

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	-0.29	-0.29	0.15	-2.52	-0.21	-0.10	-0.34	-0.24
2年目	-0.22	0.07	0.17	-1.69	-0.82	-0.37	-0.10	-0.07
3年目	-0.35	-0.13	-0.06	-1.51	-1.36	-0.45	-0.26	-0.12
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	-0.33	-0.05	0.13	0.03	-0.14	0.37	0.02	-0.87
2年目	-0.36	-0.15	-0.59	0.01	-0.16	0.11	-0.07	-2.14
3年目	-0.55	-0.20	-0.76	-0.01	-0.14	0.09	-0.09	-1.88

(備考)

マネーサプライが標準ケースと比べて1年目の第1四半期から每期0.25%ずつ4四半期間に渡り累積的に減少し、2年目以降は1%低下した水準が持続されるものとした。

### 2.1.3 外生的ショックに関するシミュレーション

ここでは政策以外の外生的ショックに関するシミュレーションとして、(1) 為替減価（標準ケース比 10%）ケースと、(2) 原油価格上昇（標準ケース比 20%）ケース、(3) 世界需要増加（標準ケース比 1%）ケースの 3 つを紹介する。

(1) の為替減価ケースでは、通常は本モデル内で内生的に解かれる為替レートを外生化した上で、外的な要因により標準ケースに比べて 10%減価し、それが継続する場合を想定している。この場合の金融政策の前提は 1990 年以降で推定した短期金利に関する政策反応関数によっており、財政政策の前提は実質値で一定である。

(2) の原油価格上昇ケースでは、原油のドルベースの価格を標準ケースに比べて 20% 上昇させ、それが継続する場合を想定している。金融政策、財政政策の前提は (1) と同様である。

(3) の世界需要増加ケースでは、世界需要を 1%増加させ、それが継続する場合を想定している。金融政策、財政政策の前提は (1) と同様である。

#### 2.1.3.1 為替レート減価の影響

為替を外生的に 10%円安（標準ケース比）に動かすことにより、輸入物価が上昇し、その影響により内需デフレーターが上昇する（民間消費デフレーターは 0.19%～0.58%上昇）<sup>13</sup>。輸出の拡大と輸入の減少が生じるが、円の減価により輸入金額が大きく高まるため、経常収支（円ベース）の名目 GDP 比は大幅には変化せず、3 年目でも 0.30%ポイントの上昇となっている（図表 2-8 参照）。輸出の拡大により、設備投資が増加する（0.06%～0.36%）。財政収支バランスは、経済拡大により税収が増加し、改善につながる（財政収支対名目 GDP 比 0.11～0.32%ポイント）。

図表 2-8 円の対ドル 10%減価

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	0.27	0.27	0.04	0.06	0.11	1.40	-0.47	0.26
2年目	0.54	0.27	0.17	0.36	0.34	2.13	-0.43	0.49
3年目	0.63	0.09	0.22	0.36	0.61	2.40	-0.14	0.56
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	0.43	0.19	0.22	-0.02	0.11	0.03	0.13	10.00
2年目	0.84	0.33	0.62	-0.05	0.26	0.08	0.26	10.00
3年目	1.16	0.58	0.97	-0.03	0.32	0.13	0.30	10.00

(備考)

1. 円の対米ドルレートが標準ケースと比べて 10%減価し、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. 2005 年版では実質 GDP への影響は 1 年目 0.37%、2 年目 0.53%、3 年目 0.42%である。また民間消費デフレーターへの影響は、1 年目 0.21%、2 年目 0.30%、3 年目 0.40%となっている。

<sup>13</sup> 本モデルでは、外国為替は対ドルレートをを用いているが、現在の経済構造を踏まえれば、今後は、実効為替レートへの移行が検討課題の一つである。他方で、現行の円の対ドルレート変化シミュレーションへの要請もまた大きいことにも配慮しなければならない。

### 2.1.3.2 原油価格上昇の影響

ドル建て原油価格が外生的に 20%上昇すると、輸入金額の増加によって経常収支対名目 GDP 比が▲0.21%ポイント低下するが（図表 2-9 参照）、実質 GDP への影響は小さい（標準ケースからの乖離率は、1年目で▲0.11%、2年目で▲0.12%、3年目で▲0.09%）。ただし、名目 GDP への影響は、標準ケースにおける原油価格が高まったことにより、2005年版より拡大している。

経済の縮小の影響が税収面にもマイナスとなって現れるため、財政バランスは若干悪化する（▲0.07～▲0.12%ポイント）。

図表 2-9 原油価格の 20%上昇

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	-0.11	-0.11	-0.10	-0.01	-0.01	-0.03	0.14	-0.09
2年目	-0.12	-0.02	-0.21	0.01	-0.13	-0.04	-0.42	-0.08
3年目	-0.09	0.03	-0.19	0.02	-0.30	-0.03	-0.41	-0.06
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	-0.15	0.19	-0.10	0.01	-0.07	0.00	-0.21	0.07
2年目	-0.28	0.10	-0.25	0.01	-0.12	0.00	-0.18	0.19
3年目	-0.33	0.05	-0.32	0.00	-0.11	0.00	-0.22	0.29

（備考）

1. ドルベースの石油価格が標準ケースに比べて 20%上昇し、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. 2005年版では実質 GDP への影響は 1年目▲0.11%、2年目▲0.14%、3年目▲0.16%となっている。
3. 標準ケースの原油価格は、1年目（2002年）24.65 ドル/バレル、2年目 29.34 ドル/バレル、3年目 36.41 ドル/バレル。

### 2.1.3.3 世界需要増加の影響

世界需要が外生的に 1%増加すると、輸出が増加し、実質 GDP を増大させる（図表 2-10 参照）。輸出は、1年目 0.60%、2年目 1.04%の増加と、2005年版（1年目 1.15%、2年目 1.05%）と比較して緩やかな伸びとなった。輸出増加はラグ効果を伴いつつ設備投資を増加させるため、この経路からも、実質 GDP への効果は 1年目 0.08%、2年目 0.20%の増加と徐々に高まる形となっている。財政収支は、経済の拡大による税収増により改善している（0.03%～0.11%ポイント）。

図表 2-10 世界需要を1%増加

	実質GDP (%)	実質GDP 成長率 (%ポイント)	消費 (%)	設備投資 (%)	住宅投資 (%)	財・サービス 輸出 (%)	財・サービス 輸入 (%)	GDPギャップ (%ポイント)
1年目	<b>0.08</b>	<b>0.08</b>	<b>0.01</b>	<b>0.07</b>	<b>0.01</b>	<b>0.60</b>	<b>0.12</b>	<b>0.08</b>
2年目	<b>0.20</b>	<b>0.11</b>	<b>0.05</b>	<b>0.28</b>	<b>0.05</b>	<b>1.04</b>	<b>0.30</b>	<b>0.17</b>
3年目	<b>0.24</b>	<b>0.04</b>	<b>0.08</b>	<b>0.34</b>	<b>0.13</b>	<b>1.21</b>	<b>0.41</b>	<b>0.20</b>
	名目GDP (%)	民間消費 デフレーター (%)	単位時間 あたり賃金 (%)	失業率 (%ポイント)	財政収支対 名目GDP比 (%ポイント)	長期金利 (%ポイント)	経常収支対 名目GDP比 (%ポイント)	為替レート (%)
1年目	<b>0.09</b>	<b>0.01</b>	<b>0.04</b>	<b>-0.01</b>	<b>0.03</b>	<b>0.01</b>	<b>0.06</b>	<b>-0.01</b>
2年目	<b>0.26</b>	<b>0.06</b>	<b>0.18</b>	<b>-0.02</b>	<b>0.09</b>	<b>0.02</b>	<b>0.09</b>	<b>-0.06</b>
3年目	<b>0.39</b>	<b>0.15</b>	<b>0.33</b>	<b>-0.01</b>	<b>0.11</b>	<b>0.04</b>	<b>0.11</b>	<b>-0.17</b>

(備考)

1. 世界需要が標準ケースに比べて1%上昇し、その変化がシミュレーション期間中継続するものと想定した。
2. 2005年版では実質GDPへの影響は1年目0.22%、2年目0.20%、3年目0.17%となっている。

## 第2節 モデル乗数の線形性

短期日本経済マクロ計量モデルを用いた経済政策評価にあたっては、基本乗数が以下の性質を有することを前提に議論が進められている。

- 1) 狭義の線形性：経済政策の規模がn倍になれば、その政策効果（乗数）もn倍になる性質
- 2) 対称性：同じ規模の経済政策の方向（符号）が逆向きであれば、その経済効果の符号は逆になるが、その絶対値は等しくなる性質
- 3) 加法性：複数の経済政策を同時に採った場合、その政策効果はそれぞれの経済政策を個別に行った場合の効果の合計に等しくなる性質

この前提が満たされていなければ、経済政策の効果を論じるに際して基本乗数を用いることはできない。乗数が線形性を有するかどうかは、構築モデルのパフォーマンスが良好かどうかを見るための重要なポイントである。本稿では、線形性テストとして以下の8パターンのインパクトシミュレーションを行い、その乗数を比較することで1)～3)の性質の検証に充てた。

<b>1)狭義の線形性</b>	① 実質公的固定資本形成を実質GDPの1%相当及び2%相当増加させたケース ② 貨幣供給量を1%減少させたケースと2%減少させたケース ③ 為替レートを10%減価させたケースと20%減価させたケース ④ 個人所得税を名目GDPの1%相当減少させたケースと2%減少させたケース
<b>2)対称性</b>	⑤ 実質公的固定資本形成を実質GDPの1%相当増加させたケースと減少させたケース ⑥ 為替レートを10%減価させたケースと増価させたケース
<b>3)加法性</b>	⑦ 実質公的固定資本形成の実質GDP1%相当の増加と貨幣供給量の1%増加を同時に 行った場合およびそれぞれを独立して行った場合(拡大政策ケース) ⑧ 上記のそれぞれを減少方向で行った場合(緊縮政策ケース)

これらのシミュレーションについては、内挿シミュレーションと同じく2002年第1四半期から2004年第4四半期について計算している。ただし、今回もシミュレーション期間に

ゼロ金利の期間を含んでおり、モデルにゼロ金利制約（0.005%）を用いているため、金利が低くなるようなインパクトでは、線型性が成立しないことがありうる（⑤～⑧が該当）。そのため、この短期金利の下方制約を外したモデルによって⑤～⑧のシミュレーションを併せて行い（シミュレーション期間は2002年第1四半期～2004年第4四半期）、その乗数を比較・検討することでシステムとしての本モデルが線形性を持つかどうかを確認している。

検証結果の詳細は以下に示されているが、要約すれば、ここ数回のモデルと同様、短期金利の下方制約による影響を除去することでようやく乗数の線形性の前提が保たれる。よって、今回のモデルにおける内挿シミュレーション期間およびその前後の期間に関する分析においては、インパクトの影響の方向性を考慮した上で、慎重に進めることが求められるよう。

## 1) 狭義の線型性

①から④までは「狭義の線形性」を見るためのシミュレーションである。ここでは1%のインパクトを与えたケースと2%のインパクトを与えたケース<sup>14</sup>の乗数比平均を見ており、線形性が保たれていれば、この値はおおよそ2になる筈である。

①～④の主要変数についての乗数比平均の計算結果は以下の表にみる通りである。いずれのパターンについても、乗数比平均は2前後の数値を示しており、標準偏差も小さい。これらの結果から、本モデルでは狭義の線形性は保たれているものと考えて良いであろう。

図表 2-11 乗数の線型性

	GDP	PCP	RGB	BGV	FXS
①政府支出 増加	2.01 (0.01)	2.00 (0.01)	2.01 (0.00)	1.99 (0.01)	2.02 (0.17)
②貨幣供給量 減少	1.98 (0.01)	1.99 (0.01)	2.04 (0.02)	1.97 (0.01)	2.00 (0.01)
③為替レート 減価	1.95 (0.02)	1.93 (0.01)	1.94 (0.01)	1.99 (0.04)	2.00 (0.00)
④個人所得税 減税	2.00 (0.01)	1.99 (0.00)	2.00 (0.01)	1.99 (0.00)	2.01 (0.02)

(備考)1.それぞれの比の3年間(12四半期)の平均値。

2.( )内は四半期データで計算した比率の標準偏差。

## 2) 対称性

⑤と⑥は「対称性」を見るためのシミュレーションである。ここでは、同規模のインパクトを正負両方の方向に与えるシミュレーションを行い、その乗数の比を見ている。対称性が保たれていればこの場合、乗数の絶対値は同じで符号のみ異なる筈なので、乗数比は-1が期待される。

<sup>14</sup> 為替増価ケースのみ10%と20%のインパクトとなっている。

図表 2-12 乗数の対称性

	GDP	PCP	RGB	BGV	FXS
⑤政府支出 増・減	-1.15 (0.09)	-1.08 (0.02)	-0.16 (0.14)	-0.94 (0.04)	0.40 (4.73)
⑥為替レート 増・減価	-1.16 (0.02)	-1.12 (0.01)	-0.26 (0.28)	-1.14 (0.03)	-1.00 (0.00)

(備考)1.それぞれの比の3年間(12四半期)の平均値。  
2.( )内は四半期データで計算した比率の標準偏差。

上の表によると乗数比平均は、実質 GDP や民間消費デフレータなどではおおよそ-1 程度になるが、金利や為替レートなどが大きく-1 から逸脱している。これは、既述のようにゼロ制約の影響で、政府支出減や為替レート増価の場合に短期金利が制約(0.005%)以下に低下できないことに起因しており、この制約を外したモデルで同様のシミュレーションを行なうと以下の表のような結果となり、モデルの基本的なメカニズムとしては対称性を保っていることが分かる。

図表 2-13 乗数の対称性：ゼロ制約なし

	GDP	PCP	RGB	BGV	FXS
⑤政府支出 増・減	-0.99 (0.01)	-1.00 (0.01)	-0.99 (0.00)	-1.01 (0.01)	-0.98 (0.17)
⑥為替レート 増・減価	-1.07 (0.02)	-1.09 (0.01)	-1.07 (0.02)	-1.01 (0.04)	-1.00 (0.00)

(備考)1.それぞれの比の3年間(12四半期)の平均値。  
2.( )内は四半期データで計算した比率の標準偏差。

### 3) 加法性

⑦と⑧は「加法性」を見るためのシミュレーションである。加法性が保たれていれば、複数のインパクトを同時に与えたケースの乗数と、別々にインパクトを与えたケースの乗数の和がほぼ同じになる筈である。ここでは両者の比の平均をみているので、値としてはおおよそ1になることが期待される。

図表 2-14 乗数の加法性

	GDP	PCP	RGB	BGV	FXS
⑦拡大政策	0.71 (0.08)	0.76 (0.06)	-0.87 (12.77)	1.14 (0.09)	7.01 (5.74)
⑧緊縮政策	1.25 (0.06)	1.24 (0.06)	-15.41 (22.48)	0.86 (0.09)	2.98 (6.39)

(備考)1.それぞれの比の3年間(12四半期)の平均値。  
2.( )内は四半期データで計算した比率の標準偏差。  
3.⑦のRGBについて乗数比平均が負になっているのは、政策同時実行ケースの2002年IV期にインパクトおよびベースラインシミュレーションにおける長期金利の大小関係が一瞬逆転し、乗数がごく微小な負の値になるため(政策同時実行ケースの乗数を分母として乗数比を求めているため、2002年IV期の乗数比は符号が負で絶対値が大きなものとなり、平均値に強く影響を与えている)。

表によれば長期金利、為替レートを中心に、乗数比平均は大きく1から乖離している。これは、⑦についてはマネーサプライ増、⑧については政府支出減というゼロ制約による影響を強く受けるケースが含まれており、2つの政策を同時に行なう場合には制約の影響が相殺されるが、単独実施の場合は制約の影響をそのまま受けしてしまうことが原因であると思われる。実際、2)と同じくゼロ制約を外したモデルで同様のシミュレーションを行な

うと下表のような結果となり、金利の下方制約がないモデルでは加法性が保たれていることが分かる。

図表 2-15 乗数の加法性：ゼロ制約なし

	GDP	PCP	RGB	BGV	FXS
⑦ 拡大政策	1.01 (0.00)	1.00 (0.00)	1.02 (0.03)	1.00 (0.01)	0.92 (0.13)
⑧ 緊縮政策	0.99 (0.01)	1.00 (0.00)	0.98 (0.03)	1.00 (0.00)	1.08 (0.14)

(備考) 1. それぞれの比の3年間(12四半期)の平均値。

2. ( )内は四半期データで計算した比率の標準偏差。

### 第3章 残された課題

本資料の趣旨は、研究所計量モデル・ユニットのモデル改訂作業を適宜公開し、広く内外にコメントを求めることにある。その意味で、モデルは常に「暫定版」であり、内外のコメント等を踏まえ、今後とも一層の改善が想定される。ここでは、我々が今後進めようとしている作業のいくつかを紹介したい。

第一は期待形成の扱いである。本稿のモデルは、ここ数年の旧版の定式化を踏襲し、過去のデータに基づく分布ラグによる適応的期待形成（バックワードルッキング）を採用している。しかしながら、現実の期待形成では、将来の政策等外部環境の動向が先読みの形（フォワードルッキング: FL）で織り込まれ、それが経済主体の現在の行動に影響していると考えられる。こうした場合、行動方程式のパラメータにも変化が生じ得るので、モデルのシミュレーション結果の信頼性も損なわれてしまう（Lucas 批判）。期待形成のあり方により政策効果が大きく異なり得ることは重大であり、期待形成について様々なバリエーションを持つモデルがどのような振る舞いの違いを示すかは興味深いテーマである。村田・齋藤他 [2005]、村田・青木 [2004] は、モデルにフォワードルッキングな、換言すればモデル統合的な期待形成を試験的に導入し、政策効果や外的ショックが経済に及ぼす影響について、バックワードルッキングを想定したモデルとの比較分析を行っている。本稿では、これらの経験に基づき FL 版のモデルを別途用意し、主要乗数表について FL 版も同時公表することを目指していたが、時間的な制約から今回は見送らざるを得なかった。終端条件の設定等、ある程度の規模を持つ推定パラメータ型計量モデルにモデル統合的期待を導入するには技術的な課題があるが、今後作業を進め、その結果を改めて報告することとしたい。

また、本ユニットでは、今年度より「多数の予測機関、エコノミスト等の経済に関する予想を用いた期待形成の研究調査」と題し、予測機関やエコノミストの成長率や物価動向に関する予測値につき、アンケートデータを基に期待形成の実証分析を進めている。その成果も今後、モデルへの期待形成の織り込み方に応用していくこととしたい。

第二に、連鎖方式導入の効果の検証があげられる。SNAにおける連鎖方式は2005年版モデルにおいて導入され、その効果についても村田・岩本・増淵[2007]において詳細な分析が成されている。しかし本論でみたように、モデルの連鎖方式への移行は、厳密には、本モデルにおける輸入デフレーターへの適用によって初めて完成した。したがってその効果も、メリットとデメリットの両面にわたり改めて検証する必要がある。特に、輸入デフレーターを連鎖統合により国際収支統計から十分な精度で再現するのに必要な細分化のレベルは、当初の我々の予想を上回るものであり、「機動性が高くコンパクト」という本モデルの特徴が若干後退した印象は否めない。この点は補論Ⅱでも簡単な評価を試みているが、この方法を今後も踏襲することの当否は、やはり十分検討する必要がある<sup>15</sup>。

もう一つの課題として、モデルの供給サイドの定式化もあげておきたい。無論、本稿のモデルは最大限でも3~4年程度の分析を目的として開発されており、供給サイドの定式化は簡素なものとなっている。今回の改訂においても、生産関数の再推定にとどまった。しかしながら、昨今の景気論争の多くが構造改革と不可分な形で、中長期的な有効性（供給面での効果）も重視する形で進められていることに鑑みれば、マクロ政策の中長期的帰結も大きな論点である。経済政策が成長の中長期的経路に与える影響については、理論・実証両面で未だ定説がない状況にあるが、今後モデルの拡充を進めるに当たり、何らかのスタンスを求められる状況も考えられよう<sup>16</sup>。

こうした課題は残されているものの、直近のデータを取り込み、足下の状況を反映したモデルの公表の意義は少なくないと考える。内閣府・経済社会総合研究所では、本稿モデル以外にも、近年の計量手法の進歩を踏まえた時系列モデルやデータより理論との整合性を重視するモデル等の開発を行っている。今回の「短期日本経済マクロ計量モデル2006年版」についても、そうした大きな文脈の中で、その有効性と限界とを十分踏まえつつ相互補完的に活用され、マクロ経済政策に関する一般の理解の深まりに資するものとなることを期待したい。

## 補論Ⅰ 輸入サブブロックのデータ解説

### 1) SNA統計と『国際収支統計』

経済企画庁[2000]によれば、SNA統計の輸入額は日本銀行『国際収支統計』の数値を基に算出されている。つまり93SNAにおいては海外勘定の内、経常取引について基礎資料である『国際収支統計』と基本的に整合的であるように設計されている。そのため、国際収支統計とSNA間の組み換え項目である「特許等使用料」「建設サービス」を考慮すれば、名

<sup>15</sup> ただし、マクロ計量モデルにおいて、GDPデフレーターおよび輸入デフレーターを構成項目の連鎖統合で定義した事例は、我々が知りうる限り少なくとも国内では前例がなく、その意義は大きいと考えている。

<sup>16</sup> 例えば、TFPや労働供給について構造政策との関連で何らかの想定を織り込むことなども、検討に値しよう。

目値に関して以下のように表現できる。

「国際収支統計の財貨 輸入」+「同統計のサービス輸 入(支払)<sup>※</sup>」=「SNA の輸入」

※「特許使用料」「建 設サービス」を差し引 いた数値

	SNAの輸入		差額	(10億円)	
	定義による輸入 (財+サービス)	定義による輸入 (財+サービス)		財貨輸入 (国収)	サービス支払 調整後
2001.1	12,789.0	12,789.0	0.00	9,942.1	2,846.9
2001.2	12,583.7	12,583.6	0.10	9,657.5	2,926.1
2001.3	12,172.2	12,172.2	0.00	9,223.5	2,948.7
2001.4	11,848.0	11,848.0	0.00	9,233.3	2,614.7
2002.1	11,799.6	11,799.5	0.10	9,080.0	2,719.5
2002.2	12,164.9	12,165.0	-0.10	9,219.1	2,945.9
2002.3	12,285.9	12,286.0	-0.10	9,361.8	2,924.2
2002.4	13,166.7	13,166.7	0.00	10,085.5	3,081.2
2003.1	12,864.4	12,864.3	0.10	9,856.0	3,008.3
2003.2	12,342.2	12,342.3	-0.10	9,882.2	2,460.1
2003.3	12,698.3	12,698.3	0.00	9,937.3	2,761.0
2003.4	13,002.0	13,002.0	0.00	9,999.1	3,002.9
2004.1	13,137.9	13,137.9	0.00	10,248.5	2,889.4
2004.2	13,823.0	13,823.0	0.00	10,677.1	3,145.9
2004.3	14,539.0	14,539.1	-0.10	11,257.6	3,281.5
2004.4	15,160.3	15,160.3	0.00	11,814.2	3,346.1

## 2) 『国際収支統計』と『貿易統計』

### a. 調整係数

上述のように SNA 輸入額は『国際収支統計』が元データである。しかし、「鉱物性燃料輸入額」をはじめ輸入内訳のデータは『国際収支統計』には存在せず、旧モデルでは財務省『貿易統計』の数値を利用していた。『国際収支統計』の貿易収支部分については『貿易統計』を元データにしており、この措置は妥当なものと考えられるが、統計処理上の関係から、両者の数字には若干の違いがある（要するに『貿易統計』の輸入総額と『国際収支統計』の財貨輸入総額は等しくならない）。この違いを生み出す主要因は、計算価格体系と計上範囲の2点である。

1. 価格体系：『貿易統計』の輸入額が CIF 建で計算されているのに対し、『国際収支統計』の財貨輸入額は FOB 建で計算されている<sup>17</sup>。
2. 計上範囲：『貿易統計』は関税境界通過のもののみを計上しているが、『国際収支統計』では海外打上げの人工衛星など、通関と所有権移転が一致しない財貨についても算入・調整されている。なお範囲だけでなく、計上時期の違いも両統計の数値に差を生み出すことがある（通関と所有権移転のタイミングにずれがある場合、両統計の計算時期によっては数値に差が発生する）。

<sup>17</sup> CIF と FOB：端的に言えば、売り手の費用と責任について前者は輸入港まで、後者は輸出港まで、という取引条件のことである。CIF (Cost, Insurance and Freight) の条件で輸出契約を結んだ売り手は、約定品を輸出港の船に積み込むまでの危険と費用を負担するほかに、仕向地までの運賃と保険料を負担しなくてはならず、FOB(Free on Board)の条件では買い手が手配した船に、約定品を積み込むまでの費用と危険を売り手が負担することになる。

『貿易統計』と『国際収支統計』の間では、財貨輸入時の運賃・保険料や所有関係などにより詳細なデータを基に数値の調整を行っているが、同様の処置を本稿内で行うことは事実上、不可能である。そこで本稿では、両統計の財貨輸入総額の比率を調整係数とすることを以て代替措置とする。

$$\text{調整係数} = \frac{\text{国際収支統計の輸入額 (FOB 建)}}{\text{貿易統計の輸入額 (CIF 建)}}$$

	(億円)		調整係数
	財貨輸入(国収)	財貨輸入(貿易)	
2000/1	86,474	95,445	0.906
2000/2	88,695	98,080	0.904
2000/3	92,701	102,974	0.900
2000/4	101,752	112,885	0.901
2001/1	99,421	110,555	0.899
2001/2	96,575	107,881	0.895
2001/3	92,235	102,600	0.899
2001/4	92,333	103,120	0.895
2002/1	90,800	101,490	0.895
2002/2	92,191	103,182	0.893
2002/3	93,618	104,793	0.893
2002/4	100,855	112,811	0.894
2003/1	98,560	109,886	0.897
2003/2	98,822	109,832	0.900
2003/3	99,373	111,662	0.890
2003/4	99,991	112,240	0.891
2004/1	102,485	114,817	0.893
2004/2	106,771	119,737	0.892
2004/3	112,576	126,239	0.892
2004/4	118,142	131,372	0.899

この調整係数を『貿易統計』の輸入内訳項目に乗ずることによって、本稿モデル内で使用する輸入関連変数の名目値が得られる。

## b. 財貨輸入額の内訳

『国際収支統計』の財貨輸入内訳を『貿易統計』から作り出す際の手順は、国民経済計算部への聞き取り調査結果とその助言に鑑み、日本銀行調査統計局が作成している「実質輸出入」の手法を基本的に踏襲している。本稿では、『貿易統計』の輸入総額を以下の9グループに分割した<sup>18</sup>。

分類	デフレータとして対応する輸入物価指数	備考
1 食料品	「生鮮食品を含む食料品・飼料」(参考系列)	「織物用糸・繊維製品」「衣類・同付属品」「織物用繊維及びびくず」の合計
2 繊維製品	「繊維品」	
3 鉱物性燃料	「石油・石炭・ガス」	
4 化学製品	「化学製品」	
5 一般機械	「一般機械」	
6 電気機器	「電気機器」	
7 輸送用機器	「輸送用機器」	
8 精密機器類	「精密機器類」	
9 その他	「金属・同製品」「木材・同製品」「その他産品・製品」を加重平均	

なお、実質値を求める際に必要なデフレータは、これも「実質輸出入」と同じく各グループに対応する日本銀行調査統計局「輸入物価指数(円ベース)」を採用した。「9.その他」用のデフレータについては表中にあるように「金属・同製品」「木材・同製品」「その他産品・製品」の輸入物価指数を加重平均して算出する。その際のウェイトには、固定基準型

<sup>18</sup> 「実質輸出入」では食料品・繊維製品・鉱物性燃料・化学製品・機械機器・その他の6グループに分割している。

ラスパイレス指数である輸入物価指数（2000年基準）のウェイト（指数と共に公表されている<sup>19</sup>）を使用した。

**輸入物価指数**

	生鮮食品を含む食料品・飼料	繊維製品	石油・石炭・天然ガス	化学製品	一般機械	電気機器	輸送用機器	精密機器類	その他
2000/1	102.1	100.1	92.4	97.1	100.5	105.5	100.5	102.0	100.1
2000/2	100.4	99.8	94.2	98.3	99.4	100.8	99.9	99.6	98.8
2000/3	98.4	99.8	102.2	101.4	99.4	98.0	99.6	98.9	100.1
2000/4	99.1	100.3	111.2	103.2	100.8	95.7	100.0	99.4	101.0
2001/1	104.6	103.2	105.8	108.0	108.5	95.4	103.8	107.2	107.0
2001/2	106.6	104.4	111.7	109.3	110.8	93.3	105.0	109.2	106.1
2001/3	106.0	102.5	109.5	103.9	110.4	89.7	104.6	107.9	101.1
2001/4	105.2	102.1	99.6	100.3	111.8	87.4	105.2	109.7	100.4
2002/1	111.3	105.4	95.1	102.7	118.3	90.8	108.9	115.8	107.7
2002/2	108.3	103.3	106.2	103.8	114.4	86.3	107.3	113.2	105.3
2002/3	105.3	100.3	104.0	105.7	108.8	80.8	105.3	109.6	100.6
2002/4	111.2	101.9	112.8	108.1	111.4	79.6	107.4	112.6	103.1
2003/1	110.1	100.5	119.5	110.0	110.4	76.8	107.0	112.9	102.5
2003/2	110.6	100.7	111.4	113.4	110.8	75.1	109.3	113.9	103.3
2003/3	111.7	100.3	110.5	110.7	109.2	74.7	109.2	112.1	104.2
2003/4	107.6	99.1	104.9	105.1	102.5	71.0	106.4	107.0	102.2
2004/1	113.3	98.9	108.4	108.1	102.6	69.6	106.9	107.1	108.9
2004/2	116.2	100.2	122.3	113.6	106.6	70.0	107.3	107.6	114.4
2004/3	114.1	99.9	132.2	117.1	107.4	68.8	108.0	108.4	115.8
2004/4	111.5	97.7	133.1	119.5	105.5	66.1	107.6	107.8	115.6

以下の表は、上記の手順に従って具体的に財貨輸入額の内訳を計算したものである。内訳の数字には既に調整係数を乗じており、1～6の合計が国際収支統計の財貨輸入額に等しくなるようになっている。

**輸入コンポーネント名目額(調整係数を乗じたもの)**

	食料品	繊維製品	鉱物燃料	化学製品	一般機械	電気機器	輸送用機器	精密機器類	その他	合計	財貨輸入(国収)
2000/1	1,052.9	558.3	1,796.3	596.4	964.6	1,170.9	316.2	236.8	1,955.0	8,647.4	8,647.4
2000/2	1,161.7	538.3	1,678.5	639.2	969.2	1,202.1	330.3	255.3	2,094.9	8,869.5	8,869.5
2000/3	1,085.2	723.5	1,862.4	631.4	1,006.1	1,376.4	317.7	251.6	2,015.7	9,270.1	9,270.1
2000/4	1,184.6	658.5	2,171.4	710.7	1,123.6	1,509.2	349.9	288.5	2,178.9	10,175.2	10,175.2
2001/1	1,086.4	636.8	2,065.5	726.5	1,170.9	1,460.2	325.7	291.3	2,178.7	9,942.1	9,942.1
2001/2	1,230.8	592.6	1,886.9	713.3	1,063.8	1,374.0	312.7	284.1	2,199.2	9,657.5	9,657.5
2001/3	1,134.3	771.8	1,928.2	666.5	921.3	1,206.1	331.3	275.2	1,988.9	9,223.5	9,223.5
2001/4	1,258.7	682.9	1,767.6	676.1	975.6	1,247.5	329.8	288.3	2,006.8	9,233.3	9,233.3
2002/1	1,115.0	618.2	1,682.6	687.5	1,101.4	1,248.5	344.7	273.1	2,009.0	9,080.0	9,080.0
2002/2	1,218.0	550.1	1,678.1	710.8	1,040.2	1,287.6	399.6	281.6	2,053.1	9,219.1	9,219.1
2002/3	1,138.5	708.2	1,799.9	733.7	940.4	1,277.5	450.6	280.2	2,032.7	9,361.8	9,361.8
2002/4	1,250.1	666.5	2,145.9	763.7	1,014.4	1,372.9	389.5	306.5	2,175.9	10,085.5	10,085.5
2003/1	1,054.1	612.9	2,386.6	753.9	1,030.1	1,285.8	338.9	291.0	2,102.7	9,856.0	9,856.0
2003/2	1,197.8	564.2	2,052.0	781.7	1,052.1	1,323.8	468.8	281.1	2,160.7	9,882.2	9,882.2
2003/3	1,142.0	761.6	1,992.1	782.8	1,032.7	1,378.9	407.8	297.0	2,142.5	9,937.3	9,937.3
2003/4	1,171.4	660.5	1,933.1	774.5	1,089.9	1,439.1	454.8	324.4	2,151.3	9,999.1	9,999.1
2004/1	1,081.1	627.0	2,132.8	818.0	1,150.7	1,467.9	399.9	319.5	2,251.7	10,248.5	10,248.5
2004/2	1,242.0	580.4	2,145.0	837.7	1,137.0	1,527.3	433.1	303.9	2,470.6	10,677.1	10,677.1
2004/3	1,166.5	784.6	2,521.9	868.9	1,124.2	1,552.3	401.2	320.9	2,517.2	11,257.6	11,257.6
2004/4	1,250.1	703.9	2,740.8	886.7	1,210.8	1,576.3	487.4	348.8	2,609.5	11,814.2	11,814.2

**c. サービス支払**

サービス輸入については、上で述べた通り国際収支統計の「サービス支払額」から「特許等使用料」「建設サービス」支払額を差し引いたものをサービス輸入額として扱う。また、

<sup>19</sup> 本稿で使用したウェイトは金属・同製品：80.9、木材・同製品：32.3、その他産品・製品：83.1（日本銀行『輸入物価指数』による）。

デフレーターとしては日本銀行「企業向けサービス価格指数（CSPI）」を使用する。

	CSPI	(億円)			
		サービス支払 全計(国収)	サービス支払 建設	サービス支払 特許等使用料	サービス支払 調整後
2000/1	100.5	30,258	855	2,949	26,454
2000/2	100.4	30,771	1,102	2,897	26,772
2000/3	99.6	32,256	1,195	2,942	28,119
2000/4	99.5	32,673	1,161	3,075	28,437
2001/1	98.8	32,820	1,085	3,266	28,469
2001/2	98.0	34,483	1,270	3,952	29,261
2001/3	97.2	33,642	1,139	3,016	29,487
2001/4	96.9	30,546	1,143	3,256	26,147
2002/1	96.4	31,739	1,065	3,479	27,195
2002/2	95.9	34,035	1,257	3,319	29,459
2002/3	95.1	33,747	1,129	3,376	29,242
2002/4	95.0	35,475	1,040	3,623	30,812
2003/1	94.5	34,455	986	3,386	30,083
2003/2	94.2	28,378	823	2,954	24,601
2003/3	93.8	31,887	1,094	3,183	27,610
2003/4	94.2	34,250	1,006	3,215	30,029
2004/1	93.9	33,747	1,312	3,541	28,894
2004/2	93.7	36,446	1,401	3,586	31,459
2004/3	93.5	37,483	1,217	3,451	32,815
2004/4	93.8	38,892	1,264	4,167	33,461

### 3) 短期日本経済マクロ計量モデル用データ

10 区分の輸入コンポーネントのデータとしては、上述のように 2) で計算した名目値を対応するデフレーター（輸入物価指数）で除したものを実質値として扱う。参考のために、本節では名目値とデフレーターについて 2000 年第 1 四半期から 2004 年までの原系列の数字を文中の表として掲載しているが、実際のデータセットには 1988 年第 1 四半期から 2004 年第 4 四半期までのデータを格納している。また、モデル内では統計ソフトで季節調整（手法は X-11 を採用）を施した数値を正式な系列として使用している。

## 補論 II 輸入の定式化の相違が政策乗数に与える影響

### 1) 輸入サブブロック改訂の目的

本文および補論 I で述べたように、本年のモデルでは財貨・サービス輸入について食料品や繊維品、鉱物性燃料など 10 区分<sup>20</sup>のコンポーネントに分割し、これらをパーシェ式の連鎖統合をすることによって輸入デフレーターを算出している（図 II-1）。

<sup>20</sup> この区分数を少なくすると、連鎖統合で作成されたデフレーターと実績値の乖離度は大きくなる。コンポーネントを 10 区分にすることにしたのは、最新の QE マニュアルの記述と前国民経済計算部国民支出課・鈴木氏の助言を踏まえたものである。

図 II-1 2006 年度モデル輸入サブブロックの構造

財貨・サービスの輸入	モデル内での構造
MGS(実質)	= MGSV / PMGS
MGSV(名目)	= FOODV + ... + CSPV
PMGS(デフレーター)	パーシェ式連鎖統合

||

食料品	モデル内での構造
FOOD(実質)	推定式
FOODV(名目)	= FOOD × PFOOD
PFOOD(デフレーター)	= PFOODAT × DPITAX
PFOODAT(税抜きデフレーター)	推定式

+  
:  
+

サービス支払	モデル内での構造
CSP(実質)	推定式
CSPV(名目)	= CSP × PCSP
PCSP(デフレーター)	= PCSPAT × DPITAX
PCSPAT(税抜きデフレーター)	推定式

DPITAX: 消費税転嫁率

言うまでもなく、輸入デフレーターを連鎖統合で作成しているのは SNA が 2004 年度から実質系列の作成方法に連鎖方式を導入したことへの対応のためである。連鎖方式が導入されたために、加法整合性が成立することを前提としていた 2005 年版モデルまでの輸入サブブロックの構造では（図 II-2）、鉱物性燃料<sup>21</sup>以外の財貨サービス輸入実質値（NFMGS）に現実からの乖離が発生する。

図 II-2 2005 年度モデルまでの輸入サブブロックの構造

財貨・サービスの輸入	モデル内での構造
MGS(実質)	= MFUEL + NFMGS
MGSV(名目)	= MFUELV + NFMGSV
PMGS(デフレーター)	= MGSV / MGS

||

鉱物性燃料輸入	モデル内での構造	実績データの作成法
MFUEL(実質)	推定式	= MFUELV / PFUEL
MFUELV(名目)	= MFUEL × PFUEL	貿易統計
PFUEL(デフレーター)	= PFUELAT × DPITAX	輸入物価指数
PFUELAT(税抜きデフレーター)	推定式	= PFUEL / DPITAX

+

鉱物性燃料除く財貨・サービス輸入	モデル内での構造	実績データの作成法
NFMGS(実質)	推定式	= MGS - MFUEL
NFMGSV(名目)	= NFMGS × PNFMG	= MGSV - MFUELV
PNFMGS(デフレーター)	= PNFMGSAT × DPITAX	= NFMGSV / NFMGS
PNFMGSAT(税抜きデフレーター)	推定式	= PNFMG / DPITAX

DPITAX: 消費税転嫁率

ここで表 II-1 は図 II-1 の実績データの作成法に従って算出した NFMGS と、本来の

<sup>21</sup> 2005 年版モデルまでの鉱物性燃料輸入(実質)は図 II-2にあるように MFUEL の記号を使用していた。2006 年版モデルでは MFUEL に代えて FUEL の記号を使用している。

NFMGS（FUELを除いた9費目の輸入コンポーネント実質額合計）がどのくらい違うのかを内挿シミュレーション期間である2002年第1四半期から2004年第4四半期までについてみたものである<sup>22</sup>。

表Ⅱ-1 NFMGSの違い

	差額(10億円)				乖離率			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
2002年	26.9	-80.3	-26.0	-108.1	0.27%	-0.77%	-0.24%	-1.00%
2003年	-76.5	-74.1	-62.9	-180.3	-0.70%	-0.70%	-0.58%	-1.60%
2004年	-105.6	-261.5	-223.5	-211.1	-0.91%	-2.18%	-1.84%	-1.71%

乖離率からみると差はさほど大きいようには見えないが、金額ベースでみると2,000億円を超える期もあり、必ずしも小さいとは言えない水準になっている。

連鎖統合で輸入デフレーターを作成することは、理論的には正しい対応であり、これにより表Ⅱ-1に示される差も発生しなくなる。村田・斎藤・岩本・田邊[2006]で直近の課題として輸入サブブロックの連鎖化をあげたのは、まさにこのことを目的としていた。

## 2) 輸入サブブロック改訂による新たな問題

しかし現実には、この連鎖化によって、一部の重要な変数についてベースラインシミュレーション結果と実績値の乖離率の拡大という新たな問題がモデルに持ち込まれることが判明した。表Ⅱ-2は乖離率を、今年のモデル（以降、連鎖版と表記）と輸入サブブロックを昨年ものに戻したモデル（以降、二分割版と表記）で輸入デフレーター（PMGS）と実質GDP（GDP）について計算したものであるが、この表からも連鎖版で乖離率が拡大していることが確認できる。

表Ⅱ-2 ベースラインシミュレーションと実績値の乖離率

	連鎖ver.				二分割ver.			
	PMGS				GDP			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
2002年	3.93E-03	-3.62E-03	4.52E-04	-4.70E-03	7.10E-04	-1.07E-03	-2.04E-04	-7.95E-04
2003年	-1.81E-03	-4.21E-03	-1.39E-03	-8.20E-03	1.00E-03	-1.04E-03	7.15E-05	-1.36E-03
2004年	-1.47E-04	-9.72E-03	-6.21E-03	-5.68E-03	2.63E-05	-1.18E-03	-6.94E-04	-1.90E-04
2002年	-4.55E-06	1.08E-05	2.93E-05	-3.56E-06	3.14E-04	-5.76E-04	-2.15E-04	-2.67E-04
2003年	-4.10E-05	-6.45E-06	5.47E-05	2.85E-07	1.13E-03	-6.29E-04	1.64E-04	-4.61E-04
2004年	-3.16E-06	-2.72E-06	7.79E-06	2.97E-07	-1.16E-04	-1.44E-04	-1.74E-04	2.75E-04

この乖離率の拡大は、輸入デフレーターを連鎖統合で作成する際に、誤差を含んだコンポーネントデータを使用せざるを得ないことが主な原因であると考えられる。輸入サブブロックの構築に必要な10区分の輸入コンポーネントのデータは、補論Ⅰの手順を踏んで作成されており、基本的にこの手順はSNAデータを作成している国民経済計算部のそれを可能

<sup>22</sup> 差額は（図Ⅱ-2のNFMGS-本来のNFMGS）、乖離率は $\left(\frac{\text{図Ⅱ-2のNFMGS}-\text{本来のNFMGS}}{\text{本来のNFMGS}} \times 100\right)$ で計算している。

な限り踏襲している。しかし、膨大かつ詳細なデータを取り扱う国民経済計算部の複雑な手順を完全になぞることは無論不可能であり、付帯する莫大な量の処理をモデル改訂作業内に抱え込むことはコンパクトさと機動性を重視する本モデルの主旨にも反することにもなるため、いくつかの点で簡便な処理方法<sup>23</sup>を採用している。その結果、総輸入に占める各コンポーネントの割合が真の値から少しずつずれることになり、このコンポーネントをウェイトとした連鎖統合で作成されるデフレータも実績値から少しずつれることになる。そしてその影響が名目輸入（MGSV）を除いて得られる実質輸入（MGS）、さらには輸入をコンポーネントとして抱える実質 GDP および GDP デフレータにも波及するものと考えられる。

### 3) 輸入サブブロック改訂がシミュレーション乗数に与える影響

表Ⅱ-2 にみるように、今回の輸入サブブロック改訂は実績値とベースラインシミュレーション結果に、乖離率の拡大という影響をもたらしている訳であるが、ベースラインシミュレーション結果とインパクトシミュレーション結果の乖離率で表される乗数への影響はどうか。このことをみるために、輸入サブブロックの構造を昨年のもにに戻した二分割版モデルで、本文で行なったものと同じ 13 種類のシミュレーション<sup>24</sup>を行い、その乗数を連鎖版の数字と比較することにした。

以下の表Ⅱ-3 は、13 種のシミュレーションの内容一覧および、最も重要な変数の一つである実質 GDP の乗数について二分割版モデルと連鎖版モデルの差を示したものである<sup>25</sup>。

表Ⅱ-3 シミュレーション一覧

No.	記号	内容	実質GDP乗数の差(%ポイント)		
			1年目	2年目	3年目
1	G1	実質公的固定資本形成を実質GDPの1%相当額だけ継続的に拡大	0.01	-0.01	-0.01
2	G2	、但し短期金利固定	0.01	-0.02	-0.03
3	G3	、但し貨幣供給量固定	0.01	0.01	0.01
4	G4	実質公的固定資本形成を1年目のみ実質GDPの1%相当額だけ拡大	0.01	-0.02	0.00
5	G5	名目公的固定資本形成を名目GDPの1%相当額だけ継続的に拡大	0.01	-0.01	-0.01
6	P1	個人所得税を名目GDPの1%相当額だけ減税	0.00	0.00	0.00
7	COR	法人所得税を名目GDPの1%相当額だけ減税	0.01	-0.01	-0.02
8	I1	消費税率を1%増税*	0.00	0.00	0.01
9	R1	短期金利を1%引き上げ	0.01	0.05	0.08
10	M1	貨幣供給量を1%相当額だけ縮小	0.00	0.02	0.02
11	F1	円の対ドル10%減価	-0.11	-0.12	-0.12
12	O1	鉱物性燃料価格の20%上昇	0.01	-0.01	-0.01
13	YVI	世界需要1%増加	0.00	0.00	0.00

\*昨年度までは減税シミュレーション

<sup>23</sup> 例えば貿易統計（コンポーネントごとの輸入金額のデータを得るために必要）の輸入額と SNA の輸入額の間の、本来は品目ごとに行なわなければならない運賃保険料の扱いの違いによる調整を全コンポーネントについて一括して行なうことや、輸入コンポーネントのデフレータを固定基準ラスパイレス式物価指数である日銀「輸入物価指数」で代用していることなど。

<sup>24</sup> 本文内で示されている乗数表は簡易版である。詳細な乗数表については、付属資料Ⅰ（内閣府ホームページ <http://www.esri.go.jp/jp/short/index.html>）に掲載）を参照されたい。

<sup>25</sup> “乗数の差”は「二分割版乗数－連鎖版乗数」で求める。以降の表中の乗数の差も全て同じ。

表をみると、No.11 の F1 シミュレーションが相対的にやや差が大きいものの、それを除けば 0.1%ポイントを下回っており、全体としてはそれほど大きくはない（F1 についても 0.1%ポイントを僅かに上回る程度である）。この傾向は、特に 1 年目（2002 年）について顕著になっている。

ここで、二分割版と連鎖版モデルの主要な GDP コンポーネントの乗数の差を、G1 および F1 シミュレーションについてもう少し詳しくみたのが以下の表である<sup>26</sup>。

表 II-4a G1 シミュレーションの乗数の差

	GDP	CP	IFP	IHP	IG	CG	XGS	MGS
2002	0.01	0.00	-0.01	0.00	0.00	-0.00	0.00	-0.09
2003	-0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.00	0.00	0.17
2004	-0.01	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00	0.01	0.19
	PGDP	PCP	PIFP	PIHP	PIG	PCG	PXGS	PMGS
2002	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.08
2003	0.03	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	-0.03	-0.24
2004	0.04	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	-0.05	-0.41
	GDPV	CPV	IFPV	IHPV	IGV	CGV	XGSV	MGSV
2002	0.02	0.01	-0.01	0.00	0.00	0.00	-0.00	-0.17
2003	0.02	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01	-0.03	-0.08
2004	0.03	0.01	0.01	0.02	0.01	0.00	-0.05	-0.22

表 II-4b F1 シミュレーションの乗数の差

	GDP	CP	IFP	IHP	IG	CG	XGS	MGS
2002	-0.11	-0.03	0.00	-0.02	0.00	0.00	-0.01	0.64
2003	-0.12	-0.10	0.08	-0.09	0.00	0.00	-0.02	0.40
2004	-0.12	-0.12	0.15	-0.22	0.00	-0.00	-0.03	0.40
	PGDP	PCP	PIFP	PIHP	PIG	PCG	PXGS	PMGS
2002	-0.07	-0.01	0.04	-0.01	0.02	-0.03	0.04	0.68
2003	-0.17	-0.05	-0.02	-0.05	-0.04	-0.09	0.07	1.18
2004	-0.25	-0.10	-0.07	-0.10	-0.09	-0.14	0.08	1.41
	GDPV	CPV	IFPV	IHPV	IGV	CGV	XGSV	MGSV
2002	-0.18	-0.05	0.05	-0.03	0.02	-0.03	0.03	1.35
2003	-0.29	-0.15	0.06	-0.14	-0.04	-0.09	0.05	1.59
2004	-0.37	-0.22	0.08	-0.31	-0.09	-0.14	0.05	1.83

CP: 民間最終消費、IFP: 民間企業投資、IHP: 民間住宅投資、IG: 公的投資、CG: 政府消費、XGS: 輸出、MGS: 輸入  
上記の変数は全て実質値。なお、P\*\*\*: デフレーター、\*\*\*V: 名目値である。

表 II-4a および b からは、乗数の差が大きくなるのは主に輸入関連の項目であることが見て取れ、その影響が GDP に表れているものと考えられる。また、輸入以外のコンポーネントについては乗数の差は基本的に小さいことも観察される。その傾向は特に 1 年目において顕著にみられる。

これらの観察事実から、1 年程度の短期シミュレーションの場合は、輸入コンポーネントレベルでの連鎖化をしていなくともシミュレーション結果への影響は限定的で、問題は

<sup>26</sup> 13 種類のシミュレーションのうち G1 と F1 を選択して例示したのは、G1 は全てのシミュレーションの基点となるものであること、F1 は表 II-3 の実質 GDP 乗数の差が最も大きいことによる。

小さいものと考えられる。どの程度の期間まで二分割版乗数と連鎖版乗数の差が無視できるかは、シミュレーションの目的にも左右される事項でもあるため、明確に線引きはできないが、差が時間と共に拡大する傾向を見せていることから、3年以上の期間を視野に入れる中長期シミュレーションの場合には注意を払う必要があると言えるだろう。

乗数の差が時間と共に拡大する傾向を見せるのは、輸入サブブロックが連鎖体系に則した構造をとっているかどうかということが主要因であると思われる。連鎖版モデルは言うまでもなく連鎖体系に従う構造になっているが、二分割版モデルはそうではなく、加法整合性の成立を前提とするなど、むしろ固定基準体系に則した構造になっている<sup>27</sup>。そのため、シミュレーションにより生成される輸入サブブロック関連の実質値およびデフレータは、連鎖版モデルでは連鎖指数、二分割版モデルでは固定基準指数を近似すると考えられる。これら連鎖モデルと固定基準モデルのシミュレーション乗数の差は、シミュレーションが長期化するほど、また指数計算に使用するコンポーネントの実質値・デフレータが大きく変動するほど大きくなる<sup>28</sup>（村田・岩本・増淵[2007]）。

また、連鎖と固定基準の問題だけではなく、構造の違いそれ自体に基づくインパクトへの反応の差異にも留意する必要がある。我々のモデルでは、輸入物価を動かすようなインパクトを与えた場合、集計レベルや推定式のラグ構造の違いなどから輸入数量の反応の度合いやタイミング<sup>29</sup>が二分割版モデルと連鎖版モデルでは異なっており、これが両者の乗数の差を生じさせている。表II-4bをみるとF1シミュレーションにおける二分割版と連鎖版の実質輸入乗数の差は、2,3年目より1年目の方が大きくなっているが、これはまさにその事例であると考えられる。

結論として、輸入サブブロックを連鎖化するか簡略化した対応にとどめるかは、①シミュレーション期間との関連でどこまで理論的整合性を重視するか、②その際に発生する新たな誤差、コンパクトさや機動性の後退というコストをどの程度まで許容するか、③輸入をコンポーネントに細分化することにより自律度の高い輸入関数が得られるというメリットをどう評価するか等、様々な観点から総合的に判断すべきことと考えられる。今回の輸入の10区分による連鎖化は一つの試みであり、得られた情報は今後のモデル開発に活かしていきたい。

<sup>27</sup> 鉱物性燃料デフレータは固定基準のラスパイレス式物価指数である輸入物価指数をそのまま使用しており、これで名目値を除いて得られる実質鉱物性燃料輸入(FUEL)の実績値データは固定基準パーシェ式数量指数ということになる。鉱物性燃料以外の実質輸入(NFMGS)の実績値データは実質財貨サービス輸入(MGS)からFUELを差し引くことで得られる。このとき使用するMGSはSNAの連鎖データであるが、上述の通りFUELは固定基準パーシェ式数量指数であり、そのうえあたかも加法整合性が成立しているかのように計算されるため、NFMGSは固定基準的な性質を強く持つものと思われる。さらに二分割版の輸入デフレータ(PMGS)はFUELとNFMGSの合計で同じく名目値の合計を除くことで得られるので(図II-2)、PMGSも固定基準物価指数的な性質が強いと考えられる。

<sup>28</sup> 村田・岩本・増淵[2007]でもみたように、F1シミュレーションは、13種のシミュレーションの中でもGDPのコンポーネント実質値・デフレータが最も大きく変動する。

<sup>29</sup> 輸入数量の反応の度合いは価格弾力性の大小に、タイミングはラグの長さに依存する。

(付注) 二分割版モデルに追加した推定式；

※記号の使い方等については付属資料Ⅲ（内閣府ホームページ

<http://www.esri.go.jp/short/index.html> に掲載）の方程式体系一覧に準じている

**a. 財貨・サービスの輸入（実質、除く鉱物性燃料）：JA\_NFMGS** [ 2SLS、1990Q3 to 2004Q4 ]

$$\begin{aligned} \text{DEL (1: LOG (JA\_NFMGS))} &= \\ &- 0.1627 * (\text{LOG (JA\_NFMGS (-1))} + 20.54 - 0.005 * \text{JA\_TIME (-1)} - 2.34 * \text{LOG (JA\_GDP (-1))} + 0.16 * \text{LOG (JA\_PNFMGS (-5) / JA\_CGPI (-5))}) \\ &\quad (-2.182) \\ &+ 1.1502 * \text{DEL (1: LOG (JA\_GDP))} \\ &\quad (1.453) \\ &- 0.215281 * \text{DEL (1: LOG (JA\_PNFMGS (-3) / JA\_CGPI (-3))}) \\ &\quad (-1.436) \\ &+ 0.005887 * 1 + \text{CERR} * \text{ERTS\_NFMGS} \\ &\quad (-1.385) \\ \text{[RSQ : 0.1489, SER : 0.0271, DW : 1.908]} \end{aligned}$$

**b. 財貨・サービス輸入デフレーター（鉱物性燃料、消費税除く）：JA\_PNFMGSAT** [OLS、1990Q1 to 2004Q4]

$$\begin{aligned} \text{DEL (1: LOG (JA\_PNFMGSAT))} &= \\ &- 0.021205 * \text{LOG (JA\_PNFMGSAT (-1) / (WD\_PI (-1) * \text{JA\_FXS (-1)}))} \\ &\quad (-0.938) \\ &+ 0.196405 * \text{DEL (1: LOG (WD\_PI))} \\ &\quad (2.690) \\ &+ 0.418344 * \text{DEL (1: LOG (JA\_FXS))} \\ &\quad (11.720) \\ &- 0.143552 * \text{DEL (1: LOG (JA\_NFMGS / JA\_GDP))} \\ &\quad (-2.855) \\ &- 0.10292 * 1 + \text{CERR} * \text{ERTS\_PNFMGSAT} \\ &\quad (-0.944) \\ \text{[RSQ : 0.733, SER : 0.013, DW : 1.629]} \end{aligned}$$

### 補論Ⅲ ゼロ金利政策解除の影響試算—Counter-factual Simulation

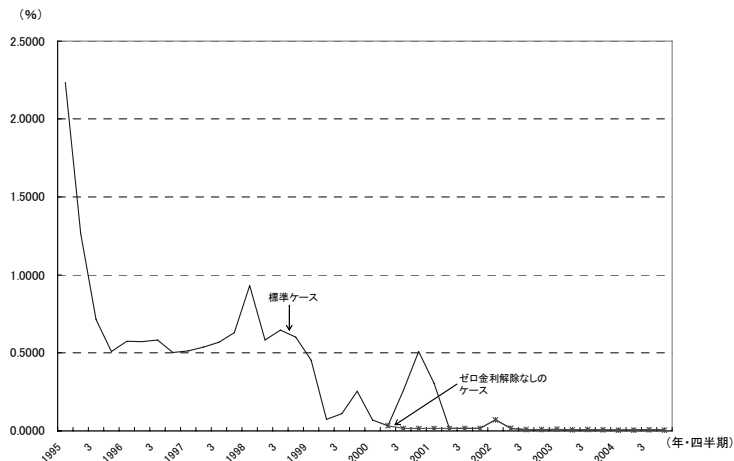
日本銀行は、1999年2月の金融政策決定会合において、「より潤沢な資金供給を行い、無担保コールレート（オーバーナイト物）を、できるだけ低めに推移するよう促す」ことを決定した。また4月には、日本銀行総裁が「デフレ懸念の払拭ということが展望できるような情勢になるまで」、無担保コールレートを事実上ゼロ%で推移させることを表明した。これが、いわゆる「ゼロ金利政策」の導入である。しかし、ゼロ金利政策はあくまで緊急措置と認識され、景気回復を踏まえて2000年8月には解除された。

しかし、2000年10月には景気が後退局面に入り、デフレが続くなかで、金融政策の一層の緩和が必要とされる状況となった。これを受けて日本銀行は、2001年3月の金融政策決定会合において、デフレが解消するまでの期間においては、操作目標を日本銀行当座預金残高に変更することを決定し、当面の目標を5兆円程度（4兆円程度から増額）とした。いわゆる「量的緩和政策」への転換である。

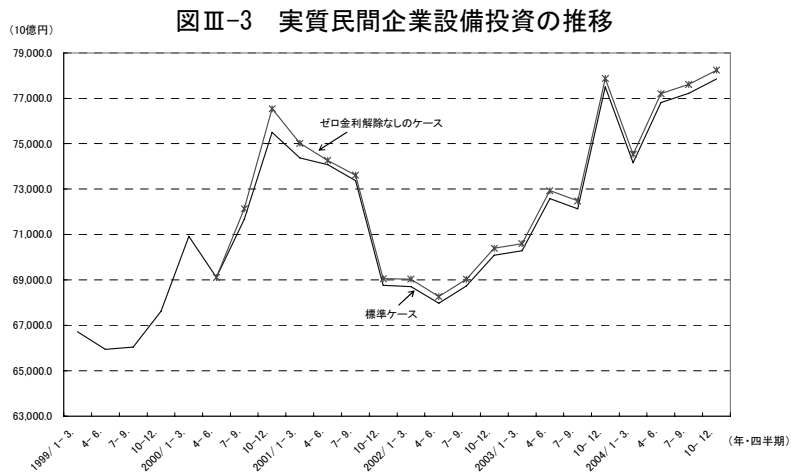
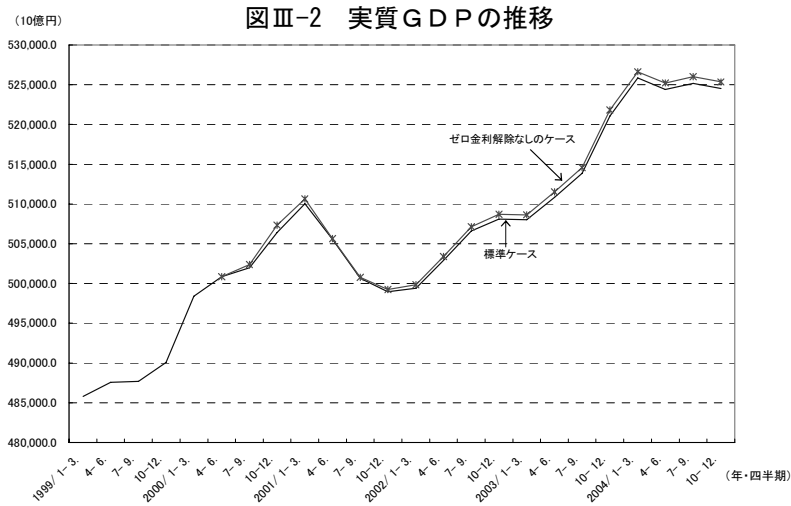
この当時（99年4月～2000年10月）の景気回復は、その回復テンポが緩やかである上に持続性にも欠けるなど、脆弱なものであった。その主な理由としては、①景気回復のエンジン（輸出と設備投資）が脆弱で、外需とIT（情報通信技術）に偏った景気回復であったこと、②景気が回復してからも個人消費の低迷が続いたこと、③不良債権・過剰債務が日本経済の重しとなっていたことが挙げられる。

しかし、これら要因に加えて、ゼロ金利政策を解除した当時の金融政策がどの程度寄与したのかについては、様々な意見がみられる。そこで以下では、この点をモデルによるカウンターファクチュアルシミュレーションで検証してみた。具体的には、ゼロ金利政策を解除せず、2000年第3四半期以降の短期金利（CD3か月物）を年率0.015%に維持し、そのまま量的緩和に移行したと仮定したケース（ゼロ金利政策解除なしのケース）を、ゼロ金利政策を解除した実績のケース（標準ケース）と比較し（図Ⅲ-1）、その乖離を政策変更の効果とみる。

図Ⅲ-1 短期金利（CD3か月物）の推移



実質 GDP および実質民間企業設備投資への影響についてみると、(図Ⅲ-2)、(図Ⅲ-3) および(表Ⅲ)のとおりである。ゼロ金利政策解除の影響は、実質 GDP について最大で 0.12%、最も影響が大きいとみられる民間企業設備投資でも 0.51%のマイナスにとどまる。この結果に見る限り、ゼロ金利政策解除は、当時の景気後退の主要因の一つとは考えられず、せいぜい景気の谷を若干深くした程度の影響にとどまったことが示される。



表Ⅲ-1 ゼロ金利解除なしのケースの標準ケースからの乖離率

	短期金利 (%ポイント)	実質GDP (%)	民間企業設備 投資 (%)
2000年	-0.18	0.07	0.51
2001年	-0.07	0.06	0.48
2002年	0.00	0.10	0.45
2003年	0.00	0.12	0.45
2004年	0.00	0.12	0.45

ただし、この結論は、金融政策の効果は金利動向のみを経由して現れるという本モデルの構造に大きく依存している。現実には、景気が脆弱な局面において敢えて金融引き締めを行ったことが、家計や企業の先を見た（フォワードルッキングな）期待形成やその後の行動に及ぼした影響が大きかった可能性がある<sup>30</sup>。この点は、今後を作成する本モデルのFL版を用いて改めて検証してみたい。

#### 参考・参照文献

- 川崎研一・青木大樹 [2003] 「1990年代の金融政策の効果マクロ計量モデルによる歴史的シミュレーション」『ESRI Discussion Paper Series』 No.37、2003年5月
- 経済企画庁経済研究所 [2000] 『93SNA 推計手法解説書（暫定版）』経済企画庁
- 経済企画庁物価局 [1997] 『物価レポート'97』経済企画庁、1997年10月
- 貞広彰 [1992] 『日本経済のマクロ計量モデル分析』有斐閣、1992年3月
- 貞広彰 [2005] 『戦後日本経済のマクロ経済分析』東洋経済新報社、2005年7月
- 鈴木晋・萱園理・堀 雅博 [1999] 「平成不況と経済対策—短期日本経済マクロ計量モデルによる Counter Factual Simulation—」『エコノミック・リサーチ』 No.5、1999年3月、経済企画庁経済研究所
- 内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部 [2004] 「国民経済計算の実質化手法の連鎖方式への移行について」<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/041118/gizisokuho.html>
- 内閣府経済社会総合研究所 [2005] 『四半期別 GDP 速報（QE）の推計方法（第四版）』内閣府
- 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」Working Paper 01-8、2001年6月、日本銀行調査統計局
- 日本銀行調査統計局 [2005] 『「実質輸出入」の解説』日本銀行HP
- 伴金美 [1991] 『マクロ計量モデル分析』有斐閣、1991年3月
- 村田啓子・岩本光一郎・増淵勝彦 [2007] 「短期日本経済マクロ計量モデルへの連鎖方式の導入について」『経済分析』第179号、内閣府経済社会総合研究所
- 森田優三 [1989] 『物価指数理論の展開』東洋経済新報社、1989年7月
- Bureau of Economic Analysis [1996] “Improved Estimates of the National Income and Product Accounts for 1959–95: Results of the Comprehensive Revision”, Survey of Current Business, January/February 1996
- Varvares, C., Prakken J. and L. Guirl [1998] “Macro Modeling with chain-type GDP”Journal of Economic and Social Measurement, pp.123-142.

<sup>30</sup> 川崎・青木 [2003] は、伝統的なマクロ計量モデルにより1990年代後半の金融政策についてのカウンターファクチュアルシミュレーションを行い、期待形成のあり方により金融政策の効果が大きく異なる（合理的期待を用いると、マネーサプライ増加の効果が適応的期待を用いた場合より格段に大きくなる）ことを報告している。

研究所からこれまでに公表された日本モデル関連刊行物

- 宍戸駿太郎他 [1967] 「短期経済予測パイロットモデル」『経済分析』第 21 号、経済企画庁  
経済研究所
- 宍戸駿太郎他 [1970] 「短期経済予測マスターモデルの研究」、『経済研究所研究シリーズ』  
第 21 号、経済企画庁経済研究所
- 小林進他 [1974] 「短期経済予測パイロットモデル SP-15」『経済分析』第 52 号、経済企画  
庁経済研究所
- 馬場正雄他 [1976] 「短期経済予測パイロットモデル SP-17」『経済分析』第 60 号、経済企  
画庁経済研究所
- 馬場孝一他 [1977] 「短期経済予測パイロットモデル SP-18」『経済分析』第 69 号、経済企  
画庁経済研究所
- 吉富勝他 [1981] 「世界経済モデルにおける日本経済の短期予測モデル」『経済分析』第 82  
号、経済企画庁経済研究所
- 経済企画庁経済研究所 [1985] 「世界経済モデルの考え方と構造」『経済分析』第 98 号、経  
済企画庁経済研究所
- 貞広彰他 [1987] 「世界経済モデルにおける日本経済モデル」『経済分析』第 110 号、経済企  
画庁経済研究所
- 安原宣和他 [1989] 「EPA 世界経済モデルの構造と財政政策の効果」『経済分析』、114 号、  
経済企画庁経済研究所
- 太田清他 [1991] 「第 4 次版 EPA 世界経済モデルー基本構造と乗数分析ー」『経済分析』124  
号、経済企画庁経済研究所
- 増淵勝彦他 [1995] 「第 5 次版 EPA 世界経済モデルー基本構造と乗数分析ー」『経済分析』  
第 139 号、経済企画庁経済研究所
- 堀雅博他 [1998] 「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」『経済  
分析』第 157 号、経済企画庁経済研究所
- 堀雅博他 [2001] 「短期日本経済マクロ計量モデル (2001 年暫定版) の構造と乗数分析」『ESRI  
Discussion Paper Series』No.6、内閣府経済社会総合研究所
- 堀雅博・青木大樹 [2004] 「短期日本経済マクロ計量モデル (2003 年版) の構造と乗数分析」  
『経済分析』第 172 号、内閣府経済社会総合研究所
- 村田啓子・青木大樹 [2004] 「短期日本経済マクロ計量モデルにおけるフォワードルッキン  
グな期待形成の導入の試み」『経済分析』第 175 号、内閣府経済社会総合研究所
- 村田啓子・斎藤達夫 [2004] 「短期日本経済マクロ計量モデル (2004 年版) の構造と乗数分  
析」『経済分析』第 176 号、内閣府経済社会総合研究所
- 村田啓子・斎藤達夫・岩本光一郎・田邊健 [2006] 「短期日本経済マクロ計量モデル (2005  
年版) の構造と乗数分析」『経済分析』第 178 号、内閣府経済社会総合研究所
- 村田啓子・岩本光一郎・増淵勝彦 [2007] 「短期日本経済マクロ計量モデルへの連鎖方式の  
導入について」『経済分析』第 179 号、内閣府経済社会総合研究所

## 経済社会総合研究所の概要と実績

### 1. 所掌事務等

経済社会総合研究所（Economic and Social Research Institute：以下 ESRI という）は、中央省庁再編の一環として従来の経済企画庁経済研究所の機能、規模を拡充して2001年1月に発足した内閣府の機関です。内閣府は重要課題を担当する「知恵の場」ですが、ESRI は内閣府のシンクタンクとして理論と政策の橋渡しを担う、言わば「知恵の場」の中の「知恵の場」といえます。

ESRI の主要な任務として、経済活動、経済政策、社会活動等に関わる理論及び実証研究を行い、政策研究機関としての機能強化を図るとともに、内部部局と連携し、経済財政諮問会議の審議に資する研究の実施と政策研究を担う人材育成・研修等に取り組んでいます。また同時に、GDP（国内総生産）統計に代表される一国経済の循環を記録する国民経済計算体系(SNA: System of National Accounts) の推計作業を行い、四半期毎の GDP 速報（QE：Quarterly Estimates）、年度毎の確報を公表、さらには、DI（景気動向指数）等の景気動向統計の作成を行い、公表しています。

### 2. 主な研究報告

#### (1) 『経済分析』

**第179号** 「経済分析第179号（ジャーナル版）」**2007年8月**

#### (2) 『ディスカッションペーパー』

- No. 193** 中島 隆信「Is Retail Service Productivity Really Low in Japan? -- Numerical experiment based on Shepard's model --」**2007年12月**
- No. 192** 白石 賢・白石 小百合・山下 篤史・村上 貴昭「企業犯罪における「企業利益目的」と「個人利益目的」の違いは量刑に影響を与えるか—法人税法違反の量刑因子に関する計量分析—」**2007年12月**
- No. 191** 堀 雅博・清水谷 諭「The Reaction of Household Expenditure to an Anticipated Income Change: Clean Evidence from Bonus Payments to Public Employees in Japan」**2007年11月**
- No. 190** 山下 篤史「所得税による子育て支援—児童税額控除の課題—」**2007年8月**
- No. 189** 丸尾 眞「ドイツ移民法における統合コースの現状及び課題」**2007年8月**
- No. 188** 城山 英明・木方 幸久・宮崎 洋子「パブリック・コミュニケーション（PCM）～日本の現状と今後の課題～」**2007年8月**
- No. 187** 原田 泰・佐藤 綾野「昭和恐慌期のマネーはベースマネーでコントロールできたのか」**2007年7月**
- No. 186** 伊藤 万里・加藤 雅俊・中川 尚志「イノベーション政策の国際的な傾向—サーベイ—」**2007年6月**
- No. 185** 浦沢 聡士「Business Cycle Fluctuations in Japanese Macroeconomic Time Series: 1980-2000」**2007年6月**
- No. 184** 丸尾 眞「ドイツ・ヘッセン州における外国人・移民の現状及び統合政策」**2007年6月**
- No. 183** 宮崎 毅「地方交付税におけるソフトな予算制約の検証：経常経費における補正係数の決定」**2007年5月**
- No. 182** 袖川 芳之・田邊 健「幸福度に関する研究～経済的ゆたかさは幸福と関係があるのか～」**2007年5月**
- No. 181** 白石 小百合・白石 賢「少子化社会におけるワーク・ライフ・バランスと幸福感—非線形パネルによる推定—」**2007年4月**
- No. 180** 河越 正明「コンセンサス予測は単なる平均的な予測か？—ESPフォーキャスト調査の評価の再検討—」**2007年4月**
- No. 179** 小池 治「政府部門の近代化と公務員管理—カナダを中心とした国際比較から見た日本の課題—」**2007年4月**

- No. 178 織田 彰久「世界の自然災害保険制度から見た日本の地震保険制度」**2007年4月**
- No. 177 上野山 智也・荒井 信幸「巨大災害による経済被害をどう見るか - 阪神・淡路大震災、9/11 テロ、ハリケーン・カトリーナを例として -」**2007年4月**
- No. 176 原田 泰・佐藤 綾野・中澤 正彦「昭和恐慌期の財政政策と金融政策はどちらが重要だったか？」**2007年3月**
- No. 175 廣松 毅・小林 稔「情報装備の経済効果に関する分析 -2003年（平成15年）「情報処理実態調査」と企業財務データベースによる分析-」**2007年2月**
- No. 174 原田 泰・鈴木 久美「昭和恐慌からの回復に対する貸出と資本市場の寄与」**2007年1月**
- No. 173 増淵 勝彦・飯島 亜希・梅井 寿乃・岩本 光一郎「短期日本経済マクロ計量モデル（2006年版）の構造と乗数分析」**2007年1月**

### 3. フォーラム・ワークショップ

(1) 『ESRI-経済政策フォーラム（内閣府フォーラム）』※○印は基調講演者

#### 第31回 「統計改革・待ったなし ～危機に瀕する日本の統計～」平成19年10月開催

- |                |  |
|----------------|--|
| ○竹内 啓          | 統計委員会委員長、東京大学名誉教授                        |
| ○Erwin Diewert | ブリティッシュ・コロンビア大学教授                        |
| 樋 浩一           | 株式会社ニッセイ基礎研究所経済調査部長                      |
| ロバート・フェルドマン    | モルガン・スタンレー証券株式会社<br>経済研究主席兼マネージング・ディレクター |
| 廣松 毅           | 統計委員会委員、東京大学大学院教授                        |
| 黒田 昌裕          | 内閣府経済社会総合研究所長                            |
| 佐々木常夫          | 統計委員会委員、株式会社東レ経営研究所代表取締役社長               |
| 西村 清彦          | 日本銀行政策委員会審議委員                            |

#### 第30回 「地球環境問題：京都議定書の達成とポスト京都の主要課題」平成19年3月開催

- |                        |   |
|------------------------|---|
| Frank Convery          | UCD School of Geography, Planning and Environmental Policy, Ireland |
| Christian Egenhofer    | Centre for European Policy Studies, Belgium                         |
| Richard D. Morgenstern | Resources for the future, USA                                       |
| 植田 和弘                  | 京都大学大学院経済学研究科 地球環境学堂  |
| 榎本 晃章                  | 電気事業連合会副会長、東京電力取締役  |

#### 第29回 「災害被害を軽減するために必要なことーリスクを知り、備え、長続きさせる社会に向けてー」

##### 平成19年2月開催

- |        |  |
|--------|--|
| ○樋口 公啓 | 中央防災会議 災害被害を軽減する国民運動の推進に関する専門調査会座長、<br>東京海上日動火災保険株式会社相談役、日本経済団体連合会顧問 |
| 斎藤 誠   | 一橋大学大学院 経済学研究科教授   |
| 西川 智   | 内閣府参事官（災害予防・広報・国際防災推進担当）   |
| 野田健太郎  | 日本政策投資銀行 政策企画部課長   |
| 福和 伸夫  | 名古屋大学大学院 環境学研究科教授  |

(2) 『国際フォーラム』等

##### 平成19年

10月 国際シンポジウム：「統計改革に関する国際シンポジウム」

- |       |                     |
|-------|---------------------|
| 飛田 史和 | 内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官 |
|-------|---------------------|

竹内 啓	統計委員会委員長
Paul Cheung	国連統計部長
Brian Pink	オーストラリア統計局長
HAN, Sung Hee	韓国統計庁統計教育院教育運営課長
Mike Hughes	イギリス国家統計局国家統計政策部長
廣松 毅	統計委員会委員
川崎 茂	総務省統計局長
Katherine Wallman	アメリカ大統領府首席統計官
Lin Xianyu	中国国家統計局副局長
大守 隆	統計委員会委員
黒田 昌裕	内閣府経済社会総合研究所長
中島 隆信	内閣府統計委員会担当室長

**6月** グローバル・イノベーション・エコシステム 2007—躍動する世界を目指して

Deepak Bangalore	サミクサ社社長兼最高経営責任者
Holger Robert Bungsche	関西学院大学産業研究所准教授
Monte Cassim	スリランカ・立命館アジア太平洋大学長
Richard Byrd Dasher	スタンフォード大学 米国—アジアテクノロジーマネージメントセンターディレクター
Shulin Gu	中国社会科学院、 清華大学技術イノベーションセンター政策経営機関教授
Rishab Aiyer Ghosh	国際連合大学新技術研究所主任研究員
平沢 勝栄	内閣府副大臣
干場 静夫	内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官
八田 達夫	政策研究大学院大学学長
原山 優子	東北大学大学院工学研究科教授
畠中 祥	コンサルタント／研究者 マサチューセッツ工科大学産業パフォーマンスセンター研究所
石倉 洋子	一橋大学大学院国際企業戦略研究科教授
生駒 俊明	GIES2007 組織委員会委員長、 科学技術振興機構研究開発戦略センター長
Dale W. Jorgenson	ハーバード大学経済学部教授
黒川 清	内閣特別顧問、イノベーション 25 戦略会議座長、 政策研究大学院大学教授、日本学術会議前会長
北澤 宏一	日本学術会議イノベーション推進検討委員会副委員長、 科学技術振興機構理事
黒田 昌裕	内閣府経済社会総合研究所所長
Zhidong Li	長岡技術科学大学経営情報系教授
中村 道治	株式会社日立製作所フェロー
大橋 弘	東京大学大学院経済学研究科准教授
小田切 宏之	一橋大学経済学研究科教授
Dirk Pilat	経済協力開発機構科学技術産業総局科学技術政策局局長
Ellis Rubinstein	ニューヨーク科学アカデミー会長
柳原 定征	日本経済団体連合会副会長、 東レ株式会社代表取締役社長兼 CEO
W. Edward Steinmueller	サセックス大学 SPRU 科学技術政策リサーチ情報通信政策 教授

角南 篤	政策研究大学院大学准教授、 科学技術・学術政策プログラムディレクター
定方 正毅	工学院大学工学部環境化学工学科教授
Lin Sun	上海社会科学院部門経済研究所助教授
富山 和彦	株式会社経営共創基盤代表取締役 CEO
武田 英明	国立情報学研究所実証研究センター共同研究企画推進室教授
上山 隆大	上智大学経済学部教授
Deborah L. Wince-Smith	米国競争力評議会会長
Poh Kam Wong	シンガポール国立大学起業家センター長
渡邊 浩之	トヨタ自動車株式会社技監
安井 至	国際連合大学副学長
山口 栄一	同志社大学大学院ビジネス研究科教授、 技術・企業・国際競争力研究センター副センター長
鎗目 雅	東京大学大学院新領域創成科学研究科准教授

**6月** 国際コンファレンス：「四半世紀の日本経済とマクロ経済政策」

<b>Jennifer Corbett</b>	オーストラリア国立大学教授
<b>Steven J. Davis</b>	シカゴ大学教授
<b>Mihir Desai</b>	ハーバード大学准教授
深尾 京司	一橋大学経済研究所教授
浜田 宏一	イェール大学教授
原田 泰	株式会社 大和総研チーフエコノミスト
<b>James Harrigan</b>	ニューヨーク連邦準備銀行シニアエコノミスト
<b>Charles Horioka</b>	大阪大学社会経済研究所教授
星 岳雄	カリフォルニア大学サンディエゴ校 国際関係・環太平洋地域研究大学院教授
堀内 昭義	中央大学総合政策学部教授
神林 龍	一橋大学経済研究所准教授
<b>Anil Kashyap</b>	シカゴ大学教授
清瀧 信宏	プリンストン大学教授
<b>Dale Jorgenson</b>	ハーバード大学教授
<b>Andrew Levin</b>	連邦準備制度理事会国際金融課長
奥野 正寛	東京大学大学院経済学研究科教授
<b>Joe Peek</b>	ケンタッキー大学教授
佐藤 正昭	総務省統計局物価統計室長
<b>Kenneth J. Singleton</b>	スタンフォード大学教授
白塚 重典	日本銀行金融機構局企画役
寺西 重郎	日本大学商学部教授
<b>David Weinstein</b>	コロンビア大学教授
八代 尚宏	国際基督教大学客員教授（規制改革・民間開放推進会議委員）
吉川 洋	東京大学大学院経済学研究科教授
黒田 昌裕	内閣府経済社会総合研究所長
広瀬 哲樹	内閣府経済社会総合研究所次長
妹尾 芳彦	内閣府経済社会総合研究所総括政策研究官
岡田 靖	内閣府経済社会総合研究所主任研究官

4. 研修実績

(1) 経済研修・経済理論研修

<b>平成 20 年</b>	
2 月	計量モデルによるマクロ経済研究会
<b>平成 19 年</b>	
12 月	経済分析等に役立つ Excel 技能研修
11-12 月	計量経済分析（計量経済モデル）
11 月	国民経済計算（93SNA）の基礎
10 月	SAS システム研修
6-8 月	国際会議のための英語スキル向上研修（上級コース）
8 月	計量経済分析（時系列分析関係）
5-7 月	計量経済分析（基本コース）
5 月	計量経済分析（初心者コース）
4 月	市場化テストの現状と課題

(2) 外国人研修

<b>平成 20 年</b>	
2 月	国民経済計算(SNA)統計研修(アセアン5カ国)
<b>平成 19 年</b>	
10 月	データ整備及びデータ分析(タイ)
8-9 月	経済政策セミナー（後期）(アルゼンチン、アルメニア、中国、イラン、カザフスタン、モンテネグロ、セルビア、スリランカ、スワジランド、タイ、ウクライナ 11 カ国)
7-8 月	経済政策セミナー（前期）(ハイチ、キルギス、レソト、モルドバ、モンゴル、パプアニューギニア、ソロモン、タジキスタン、イエメン 9 カ国)
8 月	金融政策能力向上プロジェクト経済調査セミナー(インドネシア)
8 月	国際収支・国際経済マネジメント能力強化(第3回)(インドネシア)

5. 学会等における報告

<b>平成 19 年</b>	
6 月	白石 賢 主任研究官「独禁法・証取法等行政処分の重罰化と立証責任・証明度のあり方について」(日本応用経済学会：2007 年度春季大会 長崎大学)
5 月	岩瀬 忠篤 上席主任研究官「『ライフスタイルから考える地域活性化』—『多業』、『二地域居住』の可能な多選択社会の構築を目指して—」(日本消費経済学会：第 32 回全国大会 中央学院大学)
4 月	太田 清 特別研究員「パネルデータからみた格差社会のジェンダー分析」(フェミニスト経済学日本フォーラム 2007 年度大会 お茶の水女子大学)

6. 国際共同研究プロジェクト

・平成 19 年度国際共同研究プロジェクト

**平成 20 年**

**3 月** 国際フォーラム

「労働の満足度を高め、労働参加を拓げる—新しい労働市場のあり方を求めて—」(東京)

橘木 俊詔	同志社大学経済学部教授
守島 基博	一橋大学大学院商学研究科教授
奥西 好夫	法政大学経営学部教授
Åsa Johansson	OECD（経済協力開発機構）シニアエコノミスト
Olivia S. Mitchell	NBER（全米経済研究所）リサーチアソシエイト、 ペンシルバニア大学ウォートンスクール教授

司会兼モデレータ：

太田 清 (株) 日本総合研究所主席研究員

「少子高齢化の下での持続的成長と財政再建に関する国際共同研究」

**平成 20 年**

3月4日（火）

午後 報告 1：労働市場 A「雇用区分別にみた人材マネジメントの実態と  
その企業および個人への影響」

報告 2：労働市場 B「高齢者と女性の労働供給を増加するための政策」

報告 3：世代間問題 A「ドイツの医療および日本の公的年金」

3月5日（水）

午前 報告 4：世代間問題 B「政府系投資ファンドの運用：成功事例と残された課題」

報告 5：税制 A「資本形成を促進する法人税制について」

午後 報告 6：税制 B「税制と経済成長」

全体取りまとめ

「経済分析」の177号、178号、179号、180号を編集するにあたりまして、  
次の方々にご協力いただきました。(五十音順、敬称略)

青木 玲子	一橋大学経済研究所
今井 博之	国立社会保障・人口問題研究所
岩本 康志	東京大学大学院経済学研究科
大住 圭介	九州大学大学院経済学研究院
大竹 文雄	大阪大学社会経済研究所
大橋 勇雄	一橋大学大学院経済学研究科
岡田 羊祐	一橋大学大学院経済学研究科
小川 英治	一橋大学大学院商学研究科
小川 一夫	大阪大学社会経済研究所
小田切 宏之	一橋大学大学院経済学研究科
粕谷 宗久	日本銀行
川口 大司	一橋大学大学院経済学研究科
北村 行伸	一橋大学経済研究所
木村 福成	慶應義塾大学経済学部
清田 耕造	横浜国立大学経営学部
栗山 規矩	石巻専修大学経営学部
駒村 康平	慶應義塾大学経済学部
櫻川 昌哉	慶應義塾大学経済学部
塩路 悦朗	一橋大学大学院経済学研究科
滋野 由紀子	大阪市立大学大学院経済学研究科
地主 敏樹	神戸大学大学院経済学研究科
島澤 諭	秋田大学教育文化学部
白塚 重典	日本銀行
菅 幹雄	東京国際大学経済学部
杉原 茂	国土交通省
園部 哲史	国際開発高等教育機構
筒井 義郎	大阪大学社会経済研究所
寺西 重郎	日本大学商学部
照山 博司	京都大学経済研究所
中島 隆信	慶應義塾大学商学部
中村 二郎	日本大学大学院総合科学研究科
根本 二郎	名古屋大学大学院経済学研究科
野村 浩二	慶應義塾大学産業研究所
八田 達夫	政策研究大学院大学学長

伴 金美	大阪大学大学院経済学研究科
樋口 美雄	慶應義塾大学商学部
平野 雅章	早稲田大学ビジネススクール
細野 薫	学習院大学経済学部
堀 雅博	内閣府
本多 佑三	大阪大学大学院経済学研究科
松浦 克己	広島大学大学院社会科学研究所
宮尾 龍蔵	神戸大学経済経営研究所
宮川 努	学習院大学経済学部
宮島 英昭	早稲田大学商学部
室田 泰弘	(有) 湘南エコノメトリクス代表取締役
元橋 一之	東京大学大学院工学系研究科
森 知也	京都大学経済研究所
森田 陽子	名古屋市立大学大学院経済学研究科
藪 友良	筑波大学システム情報工学研究科
家森 信善	名古屋大学大学院経済学研究科