■ 論 文

開放経済下の“新”IS-LM 体系と日米経済

岡 田 義 昭

目次

要 旨

個別家計・企業の forward looking な最適化行動に立脚した二国間開放経済動学的一般均衡モデルに対して通貨当局のコミットメント型ないしは裁量型の政策反応関数を組み込み，一つの“新”IS-LM 体系を導出する。そして，それら理論モデルをベースに，自国としての日本と外国としての米国のそれぞれのマクロ経済データを用いて時系列統計分析を行った結果，政策変数としての金利の構造ショックに対し，インフレ率や実質 GDP のインパルス応答に日米間で顕著な相違の見られることが明らかになった。

キーワード

ルーカス批判，二国間開放経済動学的一般均衡モデル，新 IS-LM 体系，ベクトル自己回帰分析，インパルス応答

I はじめに

1970年代，R.E. Lucas, Jr による金融政策の中立性命題[1)] が「ルーカス批判」として学界・政策担当者に与えた衝撃は大きかった。ルーカスによる批判を肯定的に受け止めるにせよ，あるいは否定的に捉えて批判を再批判するにせよ，さらにまた，優雅に無視する (benign neglect) にせよ，いずれにしても活発な議論を喚起した[2)]。ルーカス批判の主要な点は，従来の伝統的なマクロ経済モデルには，①個別経済主体の最適化行動というミクロ的基礎に欠けているため，ad hoc な定式化であるとの批判を免れ得ないこと，②主要変数の時間構造が backward looking のため，予見されたショックが現在の経済状況になんら影響を及ぼすことはないこと，であった。したがって，forward looking な最適化行動をとる個別経済主体にとってなんらかのショックが予見されても，そのミクロ的基礎が体系において欠如しているがために，モデルの各係数にはなんら影響を及ぼすことはなかった。本来，個別経済主体が forward looking な最適化行動をとるならば，予見されたショックは合理的に行動する人々のディープ・パラメータ（行動様式）を変化させ，したがってその影響はモデルのあらゆる係数に波及するから，そうした最適化行動が明示的に組み込まれたマクロ経済モデルでは，動学的経路は大きく異なってくるはずである。その結果として，経済政策が本来の意図した効果を発揮できずに中立的ないしは無効となる場合もあり得る。それゆえ，ルーカスの問題提起以降，今日まで多くの経済学者・政策担当者は，それら批判に堪え得るマクロ経済学の再構築を模索した。

まず，ルーカス批判を契機に，リアル・ビジネス・サイクル (RBC) 理論が台頭した。Kydland and Prescott (1982) に代表される RBC 理論は，技術水準に関する外生的ショックの導入と個別経済主体による異時点間の最適化行動とに特色付けられるが，RBC 理論の重要なポイントは，マクロ経済理論の体系にミクロ的基礎付けを明確に組み込んだことであった。ついでこうした方法論を踏襲して，①金融市場における非対称情報や不完備契約を取り扱った Credit Cycle モデル[3)]，②労働市場の摩擦的失業を扱ったジョブ・サーチ・モデル[4)]，③財サービス市場における不完全競争性や粘着的価格を扱いつつ金融政策を論じた新 IS-LM モデル[5)]，などが精力的に開発された[6)]。かくして幾多の叡智を結集した結果，ルーカス批判に堪え得るマクロ経済理論として，今日では個別経済主体の最適化行動に立脚した動学的一般均衡モデル (dynamic general equilibrium model) が学界・政策担当者など関係者の支持を急速に集めつつある。

そこで本稿では，こうした動向を踏まえて，二国間開放経済を扱ったひとつの動学的一般均衡モデルをベースに，自国を日本，外国を米国として，時系列統計手法による実証分析を試みる。そのことにより，日米通貨当局の金融政策がそれぞれの国の主要マクロ経済変数に実際上どのような動学的効果を及ぼすかを検証することが可能となるであろう。

Ⅱ　理論モデル

1　モデルの素描

我々の想定する二国間開放経済では，企業，家計，政府の３部門から構成されるものとする。

自国･外国の各企業jは開区間$(0, 1) \subset R^1$に連続的に分布するが，そのうち自国企業は$(0, n]$区間に，外国企業は$(n, 1)$区間に分布するものとする。さらに各企業はブランド力などにより差別化された１種類の財サービスzを国内で生産し，自国ならびに外国に販売する。

自国・外国の各家計iも同様に開区間$(0, 1) \subset R^1$に連続的に分布し，そのうち自国家計は$(0, n]$区間に，外国家計は$(n, 1)$区間に分布するものとする。各家計は労働を企業に提供して賃金を受け取るとともに企業から利益配分を配当として受け取り，さらに期をまたがる価値保蔵手段として保有する債券ストックの利子所得とともにそれら所得を対価に自国財サービスならびに輸入された外国財サービスを購入・消費する。

自国・外国の財サービス市場ならびに労働市場はともに不完全競争(imperfect competition)の状況下にあると仮定する。すなわち，多数の企業が生産活動を行い，企業の市場への参入・退出が自由であるという点では競争的であるが，他方において各企業は，“差別化”された財サービスを生産することによって独自の需要関数に直面し，したがって財サービス価格に決定力・支配力を有するという点では独占的である。また，多数の家計は労働市場への参入・退出が自由であるという点では競争的であるが，単純技能職，専門技術職，事務職，管理職など異質的(heterogeneous)な差別化された労働力を企業に提供することによって個別労働需要関数に直面し，それゆえ，賃金率に決定力・支配力を有するという点では同じく独占的である。

国際的に取引される財サービスの決済には自国通貨建て並びに外国通貨建ての各債券が用いられる。更に財サービスや債券の国際間取引には，自由に変動する名目為替レートが随伴する。また債券に関しては，完全代替的（したがってリスク・プレミアムがゼロ）な各債券が内外の完全競争的債券市場において利子率のパラメータ機能を基に取引される。

こうした開放経済の枠組みの下で，各家計は所得制約式と個別労働需要関数とを条件として将来に亘る効用を最大化し，また各企業はそれぞれの生産関数と自己の生産する財サービスの需要量とを制約条件として各期における利潤の最大化を図る。かくして，それら各部門の経済主体の主体的均衡によって一意的に定まった自国・外国の財サービス需給量，労働需給量，債券ストック需給額が，それぞれの市場でグローバルにクリアーされ市場均衡が達成される。

自国・外国の政府・中央銀行はまた，金利を主要政策変数として民間経済主体と“ゲーム”を展開しつつ経済厚生の最大化という政策目標を追求する。

以下，これら二国間開放経済動学的一般均衡モデルのスケッチをさらに厳密に定式化してみよう[7]。

2　家計

a　選好

自国の各家計 ($\forall i \in (0, n]$) は次のような同形 (isomorphic) の効用関数を持つものとする。

(1)　$$U_t(i) = E_t\left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s(i)\right], \qquad \forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

$$u_S(i) = \frac{C_s(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_s(i)^{1+\nu}}{1+\nu}$$

ただし　β ($\in (0,\ 1)$) : 割引率

ρ (>0), ν (>0) : 定数

$E[\cdot]$: 期待値オペレータ

ここで自国家計 i の自国財サービス消費指標 $C_H(i)$ と外国財サービス消費指標 $C_F(i)$ とをそれぞれ $\forall i \in (0, n]$ に対して

(2)　$$C_{Ht}(i) = \left[n^{\frac{1}{\theta}} \int_0^n C_t(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$C_{Ft}(i) = \left[(1-n)^{\frac{1}{\theta}} \int_n^1 C_t(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

($\theta > 1$, $\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$)

で定義する。ただし $C(i,\ j)$ は家計 j の財サービス j の消費量を表す。したがって，自国家計 i の総消費指標 $C(i)$ は，自国財サービスと外国財サービス間の代替の弾力性を $\eta(>1)$ とすれば，

(3)　$$C_t(i) = \left[n^{\frac{1}{\eta}} C_{Ht}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + (1-n)^{\frac{1}{\eta}} C_{Ft}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \qquad (\forall i \in (0,\ n])$$

という形をとる。(2) 式・(3) 式に対応した各価格指標は

(4)　$$P_{Ht}(i) = \left[\int_0^n P_t(j)^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$P_{Ft}(i) = \left[\int_n^1 P_t(j)^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

ならびに

(5)　$$P_t(i) = \left[n P_{Ht}{}^{1-\eta} + (1-n) P_{Ft}{}^{1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

で定義される。ただし，財サービス j の価格 $P(j)$ は後に第３節で見るごとく，不完全競争下にある各企業の利潤最大化行動から決まってくる。

さらに$L(i)$は自国家計iの労働供給量を表す。

外国各家計i ($\in (n, 1)$)(以下*印は外国を表す)に関しても自国家計と同形の効用関数を持つとすれば，上述議論と同様のものが$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$に対して定義できる。

$$(6)\quad U_t^*(i) = E_t\left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s^*(i)\right]$$

$$u_S^*(i) = \frac{C_S^*(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_S^*(i)^{1+\nu}}{1+\nu}$$

$$(7)\quad C_{Ft}^*(i) = \left[(1-n)^{\frac{1}{\theta}} \int_n^1 C_t^*(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$C_{Ht}^*(i) = \left[n^{\frac{1}{\theta}} \int_0^n C_t^*(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$(8)\quad C_t^*(i) = \left[(1-n)^{\frac{1}{\eta}} C_{Ft}^*(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + n^{\frac{1}{\eta}} C_{Ht}^*(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}}\right]^{\frac{\eta}{\eta-1}}$$

$$(9)\quad P_{Ft}^* = \left[\int_n^1 P_t^*(j)^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$P_{Ht}^* = \left[\int_0^n P_t^*(j)^{1-\theta} dj\right]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

$$(10)\quad P_t^* = \left[(1-n) P_{Ft}^{*\,1-\eta} + n P_{Ht}^{*\,1-\eta}\right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

さらに$L^*(i)$は自国家計同様に外国家計iの労働供給量を表す。

b　予算制約式

内外債券市場では，自国財サービス価格Pをニューメレールにとった自国発行の名目債券B_Hならびに外国財サービス価格P^*をニューメレールにとった外国発行の名目債券B_Fが取引される。かくして自国家計iのt期における予算制約式は，

$$(11)\quad P_t C_t(i) + B_{Ht}(i) + S_t B_{Ft}(i)$$
$$= W_t(i) L_t(i) + \Phi_t(i) + (1 + r_{t-1}) B_{H,t-1}(i) + (1 + r_{t-1}^*) S_t B_{F,t-1}(i)$$
$$\forall i \in (0, n],\ \forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

で表せる。ここで$W(i)$は企業から家計iに支払われる名目賃金率，$L_t(i)$は家計iが企業に提供する労働量，$\Phi_t(i)$は企業から家計iに支払われる名目配当金，r, r^*はそれぞれ自国債券ストックならびに外国債券ストックの名目利子率（小数点表示)，Sは自国通貨建て名目為替レートを表わす。

外国家計iのt期における予算制約式は，同様にして

(12)　$P_t^* C_t^*(i) + B_{Ht}^*(i)/S_t + B_{Ft}^*(i)$

$= W_t^*(i) L_t^*(i) + \Phi_t^*(i) + (1 + r_{t-1}) B_{H,t-1}^*(i)/S_t + (1 + r_{t-1}^*) B_{F,t-1}^*(i)$

$\forall i \in (n, 1),\ \forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$

となる。

c　主体的均衡

自国・外国の各家計は，財サービス価格，賃金率，配当金，債券利子率，債券ストック，為替レートが所与の時，個別労働需要関数と予算制約式の下で期待効用を最大とするように，消費需要量，労働供給量，債券ストックをそれぞれ決めるものとする。したがって，自国家計 i の最適化行動は，$\forall i \in (0, n]$ に対して，

(13)　$\mathrm{Max}_{\{B\}\{C\}\{L\}} : U_t(i) = E_t\left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s(i)\right]$

$$u_s(i) = \frac{C_s(i)^{1-\rho}}{1-\rho} - \frac{L_s(i)^{1+\nu}}{1+\nu}$$

s.t.　$P_s C_s(i) + B_{Hs}(i) + S_s B_{Fs}(i)$

$= W_s(i) L_s(i) + \Phi_s(i) + (1 + r_{s-1}) B_{H,s-1}(i) + (1 + r_{s-1}^*) S_s B_{F,s-1}(i)$

$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$

given　$P_s,\ W_s,\ \Phi_s,\ r_{s-1},\ r_{s-1}^*,\ B_{H,s-1},\ B_{F,s-1},\ S_s$

なる制約条件付き最大化問題を解くことで得られる。外国家計に関しても同様である。

(13) 式に関して1階の必要条件を求めると，内外債券市場に関する完全競争性・完全代替性の仮定から国内債券利子率 r と外国債券利子率 r^* とは金利裁定取引によって均衡状態では必ず一致することに留意すれば，以下のような t 期における自国家計の主体的均衡条件を得る[8]。すなわち，$\forall i \in (0, n], \forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して，

(14)　$C_t(i)^{-\rho} = \beta E_t\left[(1 + r_t)\dfrac{P_t}{P_{t+1}} C_{t+1}(i)^{-\rho}\right]$　…（オイラー方程式）

(15)　$C_t(i)^{\rho} = \dfrac{W_t(i)}{P_t} L_t(i)^{-\nu}$　…（消費・余暇トレードオフ条件式）

(16)　$E_t\left[\lim_{T\to\infty} \dfrac{B_{H,T+t}(i) + S_{T+t} B_{F,T+t}(i)}{\prod_{s=t}^{T+t}(1+r_s)}\right] = 0$　…（no-Ponzi-game 条件式）

である。外国家計の主体的均衡条件も同様にして求められる。すなわち，$\forall i \in (n, 1)$，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して，

$$(17)\quad C_t^*(i)^{-\rho} = \beta E_t\left[(1+r_t^*)\frac{P_t^*}{P_{t+1}^*}C_{t+1}^*(i)^{-\rho}\right]$$

$$(18)\quad C_t^*(i)\ \rho = \frac{W_t^*(i)}{P_t^*}L_t^*(i)^{-\nu}$$

$$(19)\quad E_t\left[\lim_{T\to\infty}\frac{B_{F,T+t}^*(i)+B_{H,T+t}^*(i)/S_{T+t}}{\prod_{s=t}^{T+t}(1+r_s^*)}\right]=0$$

である。

d　個別財需要

次に各家計 i は，個別財サービス (j) ごとの消費需要を，名目総支出額一定の下でそれら個別財サービス消費の総実質量を最大にするようにそれぞれ決めるものとするものとすれば，自国家計は I_H, I_F を自国財サービス・外国財サービスに対する一定の名目総支出額として，$\forall\, i \in (0, n], \forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して，

$$(20)\quad \mathrm{Max}_{\{C_H(i,j)\}}: C_{Ht}(i) = \left[\int_0^n C_{Ht}(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$\text{s.t.}\quad \int_0^n P_{Ht}(j)\,C_{Ht}(i,j)dj = I_{Ht}(i)$$

$$\text{given}\ P_{Ht}(j), I_{Ht}(i)$$

ならびに，

$$(21)\quad \mathrm{Max}_{\{C_F(i,j)\}}: C_{Ft}(i) = \left[\int_n^1 C_{Ft}(i,j)^{\frac{\theta-1}{\theta}}dj\right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

$$\text{s.t.}\quad \int_n^1 P_{Ft}(j)\,C_{Ft}(i,j)dj = I_{Ft}(i)$$

$$\text{given}\ P_{Ft}(j), I_{Ft}(i)$$

を解くことで得られる。すなわち，$\forall\, i \in (0, n], \forall\, j \in (0, 1), \forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

$$(22)\quad C_{Ht}(i,j) = \left(\frac{P_{Ht}(j)}{P_{Ht}}\right)^{-\theta}C_{Ht}(i)$$

$$C_{Ft}(i,j) = \left(\frac{P_{Ft}(j)}{P_{Ft}}\right)^{-\theta}C_{Ft}(i)$$

となる[9]。外国家計 i に関しても同様にして対称的な結果が得られる。すなわち，
$\forall\, i \in (n, 1), \forall\, j \in (0, 1), \forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

$$(23)\quad C^*_{Ft}(i,j) = \left(\frac{P^*_{Ft}(j)}{P^*_{Ft}}\right)^{-\theta} C^*_{Ft}(i)$$

$$C^*_{Ht}(i,j) = \left(\frac{P^*_{Ht}(j)}{P^*_{Ht}}\right)^{-\theta} C^*_{Ht}(i)$$

である。

3　企業

a　生産技術

自国・外国の各企業は，可変的生産要素である労働のみを投入し，差別化された1種類の財サービス $z(\in (0,1) \subset R^1)$ を生産する[10]。自国企業は自国の労働を，外国企業は外国の労働をそれぞれ雇用する。また両国の各企業の生産技術構造はすべて同形であるとする。したがって，自国・外国の各企業の個別生産関数 F^j は，α (>0) を技術水準 (i.e. ソロー残差) とすれば，

$$(24)\quad \text{自国企業}: Y_t(j) = F^j(L_t) = \alpha\, L_t(j), \qquad \forall j \in (0, n]$$

$$\text{外国企業}: Y^*_t(j) = F^j(L^*_t) = \alpha\, L^*_t(j), \qquad \forall j \in (n, 1)$$

で表せる。それゆえ，t 期における自国・外国の各企業の財サービス生産量は，

$$(25)\quad \text{自国企業}: Y_t(j) \equiv Y_{Ht}(j) + Y^*_{Ht}(j), \forall j \in (0, n]$$

$$\text{外国企業}: Y^*_t(j) \equiv Y^*_{Ft}(j) + Y_{Ft}(j), \forall j \in (n, 1)$$

$$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

但し，Y_H：自国財サービスの自国向け供給量
Y^*_H：自国財サービスの外国向け供給量 (i.e. 自国輸出量)
Y_F：外国財サービスの自国向け供給量 (i.e. 自国輸入量)
Y^*_F：外国財サービスの外国向け供給量

で示せる。

b　財サービス価格設定

不完全競争の状況下では，各企業は差別化された自社の財サービスに対して自ら価格を設定し，また，自社製品の輸出に際しては，建値（インボイス・カレンシー）や取引に対して通貨の種類を選択できる。したがって，ここでは，次の2種類のタイプを想定する。

[1] PCP 型（producers' currency pricing; 生産者通貨建て）

このタイプの企業は，自社の財サービス輸出に対して自国通貨で建値や取引を行うものとする。したがって，為替レートの変動はこの場合100% 価格に転嫁 (pass-through) され得るから，為替リスクは買い手が負うこととなる。

[2] PTM 型（pricing-to-market; 市場通貨建て）

このタイプの企業は，同一自社製品であっても各国市場ごとにその国の通貨で建値や取引を行うものとする。したがって，場合によってはそれら企業は為替レート変動を価格にそのまま転嫁 (pass-through) することなく，自社のマークアップ率を動かすことで為替レート変動を調整することもあり得る。

c　最適化行動

自国・外国の各企業の最適化行動は，今期の価格によって与えられる各財サービスの個別需要関数 (22) 式・(23) 式に直面した時，賃金率を所与とし且つ自社の生産技術構造 (24) 式を制約条件として今期における利潤の最大化を図るものとして表わせ得る。

[1] PCP 型

自国の各 PCP 型企業 j は，直面する t 期の自社財サービス個別需要関数が (22) 式・(23) 式より

(26)
$$Y_{Ht}(j) = C_{Ht}(j) = \left(\frac{P_{Ht}(j)}{P_{Ht}}\right)^{-\theta} C_{Ht}$$
$$Y^*_{Ht}(j) = C^*_{Ht}(j) = \left(\frac{P_{Ht}(j)/S_t}{P^*_{Ht}}\right)^{-\theta} C^*_{Ht}$$

であることから[11]，これら需要関数と (24) 式の生産関数を制約条件として，賃金率 $W(j)$ と為替レート S が所与の時，$P_H(j)$ に関して $\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対し，

(27)
$$\mathrm{Max}_{\{P_H(j)\}}: \Phi_t(j)$$
$$\Phi_t(j) = \{P_{Ht}(j)Y_{Ht}(j) + P_{Ht}(j)Y^*_{Ht}(j)\} - W_t(j)L_t(j)$$

なる制約条件付き最大化問題を解けばよい。かくして，自国 PCP 型企業の最適な財サービス価格ないしはマークアップ率は，$\forall\, j \in (0, n]$ に対して

(28)
$$P_{Ht}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W_t(j)}{a} \qquad (\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$$

となることが分かる[12]。同様の議論から，外国 PCP 型企業の最適価格設定は，$\forall\, j \in (n, 1)$ に対して

(29)
$$P^*_{Ft}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W^*_t(j)}{a} \qquad (\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$$

で表すことができる。さらに

(30)
$$P^*_{Ht} = P_{Ht}/S_t$$
$$P_{Ft} = S_t P^*_{Ft}$$

となることが見てとれる。

[2] PTM 型

PTM 型企業は，自社財サービスの輸出に伴う建値や取引に対して相手国市場の通貨を選択することから，先ず自国 PTM 型企業 j の利潤関数は，

$$(31)\quad \Phi_t(j) = \{P_{Ht}(j)Y_{Ht}(j) + S_t P^*_{Ht}(j)Y^*_{Ht}(j)\} - W_t(j)L_t(j)$$
$$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

となる。したがって PTM 型企業 j に関しても PCP 型企業同様，個別需要関数と生産関数とを制約条件として賃金率 $W_t(j)$ と為替レート S_t が所与の時，(31) 式が最大となるような $P_{Ht}(j)$ ならびに $P^*_{Ht}(j)$ を求めればよい。それゆえ 1 階の必要条件は，$\forall j \in (0, n]$, $\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対し

$$(32)\quad P_{Ht}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W_t(j)}{\alpha}$$

$$P^*_{Ht}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W_t(j)}{\alpha}\frac{1}{S_t^{\varepsilon}}$$

となる[13]。ここで ε ($\in [0, 1]$) は為替レート変動の価格転嫁 (pass-through) 率で，$\varepsilon = 0$ は為替レートのいかなる変動も輸出価格に転嫁することはないことを意味する。他方，$\varepsilon = 1$ は為替レートのいかなる変動も100% 輸出価格に転嫁することを意味する。同様の議論から，PTM 型外国企業 j の最適価格設定は，ε' を同じく外国企業の価格転嫁率とすれば，$\forall j \in (n, 1)$, $\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対し

$$(33)\quad P^*_{Ft}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W^*_t(j)}{\alpha}$$

$$P_{Ft}(j) = \frac{\theta}{\theta - 1}\frac{W^*_t(j)}{\alpha}S_t^{\varepsilon'}$$

となる。

d　労働需要

自国・外国の各企業の労働需要量 $L(j)$ は，μ (>1) をそれぞれの企業の労働に関する代替弾力性とすれば，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対し，

$$(34)\quad L_t(j) = \left[\int_0^n L_t(i, j)^{\frac{\mu - 1}{\mu}} di\right]^{\frac{\mu}{\mu - 1}} \qquad (\forall j \in (0, n])$$

$$L^*_t(j) = \left[\int_n^1 L^*_t(i, j)^{\frac{\mu - 1}{\mu}} di\right]^{\frac{\mu}{\mu - 1}} \qquad (\forall j \in (n, 1))$$

なる集計式で表されるものとする。したがって，上述 (34) 式に対応する企業 j の賃金率 $W(j)$, $W^*(j)$ は，

(35) $$W_t(j) = \left[\int_0^n W_t(i,j)^{1-\mu} di\right]^{\frac{1}{1-\mu}} \qquad (\forall j \in (0, n])$$

$$W_t^*(j) = \left[\int_n^1 W_t^*(i,j)^{1-\mu} di\right]^{\frac{1}{1-\mu}} \qquad (\forall j \in (n, 1))$$

となる[14]。また，個別労働需要量 $L(i, j), L^*(i, j)$ は，名目賃金支払額一定の下で投入労働量を最大とする最適化行動により，

(36) $$L_t(i,j) = \left(\frac{W_t(i,j)}{W_t(j)}\right)^{-\mu} L_t(j) \qquad (\forall i,j \in (0, n])$$

$$L_t^*(i,j) = \left(\frac{W_t^*(i,j)}{W_t^*(j)}\right)^{-\mu} L_t^*(j) \qquad (\forall i,j \in (n, 1))$$

$$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

によって求められる。

4　市場

第２節・第３節で見たように，自国・外国における各企業・各家計の主体的均衡に基づいて一意的に定まる個々の財サービスの需給量，労働の需給量，債券ストックの需給額が，完全競争市場のみならず“見えざる手”不在の不完全競争状況下にある市場を含む各市場で全体としてそれぞれどのようにして過不足なく完全にクリアーされるであろうか。

a　債券市場

自国・外国双方の実質債券の国際的受取りと支払いの差は，符号が逆で絶対値が等しくなるから，債券ストックの純供給がゼロと仮定すれば，

(37) $$\int_0^n \left(\frac{B_{Ht}(i) + S_t B_{Ft}(i)}{P_t}\right) di + \int_n^1 \left(\frac{B_{Ft}^*(i) + B_{Ht}^*(i)/S_t}{P_t^*}\right) di = 0$$

$$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

となる。また自国債券利子率 r_t と外国債券利子率 r_t^* とは，内外債券市場の完全競争性ならびに各債券の完全代替性から必ず等しくなる。

b　財サービス市場

自国各家計の予算制約式 (11) 式を価格 P_t で，同じく外国各家計の予算制約式 (12) 式を価格 P_t^* で除し，更に上述債券市場の結果を考慮することにより，

(38) $$C_t = \frac{W_t L_t + \Phi_t}{P_t}$$

$$C_t^* = \frac{W_t^* L_t^* + \Phi_t^*}{P_t^*}$$

を得る。かくして，t 期における財サービス市場のグローバルな市場均衡，すなわち $Y_t^W = Y_t + Y_t^* = Y_{Ht} + Y_{Ht}^* + Y_{Ft}^* + Y_{Ft} = C_{Ht} + C_{Ft} + C_{Ht}^* + C_{Ft}^* = C_t + C_t^* = C_t^W$（但し，$Y^W$, C^W はそれぞれ世界全体の財供給量・財需要量を表すものとする）となる条件は，企業の利潤関数 (33) 式・(38) 式と併せて $\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して次のような形で示せる。

［1］PCP 型経済

(39)　$P_t C_t = P_{Ht} Y_t$

$P_t^* C_t^* = P_{Ft}^* Y_t^*$

［2］PTM 型経済

(40)　$P_t C_t = P_{Ht} Y_{Ht} + S_t P_{Ht}^* Y_{Ht}^*$

$P_t^* C_t^* = P_{Ft}^* Y_{Ft}^* + P_{Ft} Y_{Ft} / S_t$

c　労働市場

自国の各企業 j は，生産数量が所与の時，生産関数 (24) 式の逆関数により総労働需要量 $L_t^D(j)$ を決定し，併せて今期の賃金率から (36) 式によって個々の労働需要量，すなわち，企業 j の家計 i に対する労働需要量 $L_t^D(i, j)$ を notional に決め，各家計にオファーする。他方，自国の各家計 i はそれら個別労働需要関数を所与として消費・余暇トレードオフ条件式 (15) 式に基づき，個々の労働供給量，すなわち，家計 i の企業 j に対する労働供給量 $L_t^S(i, j)$ と賃金率 $W_t(i, j)$ を notional に決め，企業にオファーする。外国の各企業・各家計も同様である。かくして，こうした企業・家計間の逐次的交渉プロセスにより，超過労働需要があれば賃金率は引き上げ改定がなされるという安定条件が満たされれば，最終的には今期の actual な個別労働需給量が，

(41)　$L_t^D(i, j) = L_t^S(i, j), \qquad \forall\, i, j \in (0, n]$

$L_t^{*D}(i, j) = L_t^{*S}(i, j), \qquad \forall\, i, j \in (n, 1)$

として一意的に決まる。したがって，これを一定の代替の弾力性に基づいて集計すれば，労働の国際間移動を考えないとき，自国・外国の労働市場全体では，

(42)　$L_t^D = L_t^S$ ：自国労働市場

$L_t^{*D} = L_t^{*S}$：外国労働市場

$\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$

となることが分る。

Ⅲ 新 IS-LM モデルと金融政策

第Ⅱ章では，二国間開放経済動学的一般均衡モデルを基に，個別家計・企業による主体的均衡ならびに全体としての市場均衡の各条件式を求めた。ここで，それら条件式を用いて自国・外国経済に関する“新”IS-LM モデルを導き，さらにそれらモデルをベースに，通貨当局の金融政策が主要マクロ経済変数に与える影響について検討してみよう。

a IS 曲線

自国家計の主体的均衡条件式である (14) 式のオイラー方程式を対数表示すると，

$$(43)\quad \ln C_t(i) = E_t[\ln C_{t+1}(i)] + \frac{1}{\rho}\left\{\ln(1+r_t) + E_t\left[\ln\left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right)\right] + \ln\beta\right\}$$

$$\forall i \in (0, n],\ \forall \mathrm{t} \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

となる。ところで，本稿では自国・外国の各経済主体を同形としていたことに留意するならば (i.e. 各経済主体の関数形ならびに各係数の値が同一)，I を家計の総数，J を企業の総数としたとき（但し $I = J$)，個々の経済変数の自国の集計量は，$n(\in (0, 1))$ を自国の家計数ないしは企業数の比率とすれば，nI ないしは nJ を掛けることにより得られる。さらに自国経済と外国経済とを対称的 (symmetric) と仮定することにより (i.e. $n = 0.5$)，国内総供給を $Q_t(\equiv Y_{Ht} + Y_{Ft})$ として，(43) 式は

$$(44)\quad q_t = E_t[q_{t+1}] - \frac{1}{\rho}(r_t - E_t[\pi_{t+1}]) \qquad (\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$$

$$\text{但し}\quad \pi_{t+1} = p_{t+1} - p_t\ \left(\equiv \ln\left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)\right)$$

となる。ここでアルファベット小文字は大文字変数の対数表示とし(但し名目利子率 r を除く)，さらに定常均衡解からの近傍乖離の線形近似表現と改めて定義し直してある。

この (44) 式が実質利子率（＝名目利子率－予想インフレ率）を含む IS 曲線となっており，実質利子率と国内総供給とは逆相関の関係にあることが見てとれる。

b 新ケインジアン・フィリップス曲線（NKPC）[15]

自国・外国の各企業は，為替レートの変動に伴い，PCP 型企業に加え PTM 型企業のうち $\varepsilon = \varepsilon' = 1$ の企業に関しては t 期に完全に価格へ転嫁した改定が可能である。この割合を自国企業に対しては m_{Ht}, 外国企業に対しては m_{Ft} とすれば，自国経済と外国経済とを対称的と仮定したことにより (i.e. $n = 0.5$)，$\omega_t \equiv \frac{1}{2}(m_{Ht} + m_{Ft})$ $(\in [0, 1))$ は任意の t 期で為替レート変動

その他与件の変化とともに価格改定が可能な企業数の割合であり，他方，$(1-\omega_t)$ は価格改定が不可能な企業数の割合である。ここで価格改定が完全になし得ない企業 j の場合では便宜的に $\ln P_t(j) = \ln P_{t-1}(j)$ としておく。またこれら割合 ω_t はすべての企業にとって周知の情報であると仮定する。それゆえ，企業総数 J が十分大であるとしているので，個別企業にとって ω_t はまた任意の t 期で価格改定が可能な確率ともなっている。かくして，価格改定の可能な企業 j が任意の t 期で設定する価格を $X_t(j)$ とすれば，

$$(45)\quad \ln P_t(j) = \omega_t \ln X_t(j) + (1-\omega_t)\ln P_{t-1}(j), \qquad \forall t \in \{1, 2, \cdots\}$$

で表せる。企業の同形性仮定より $P = P(j)$，$X = X(j)$ であることに留意すれば，さらにこの個別価格式は

$$(46)\quad \ln P_t = \omega_t \ln X_t + (1-\omega_t)\ln P_{t-1}$$

と一般物価水準の形に書き直せる。

ここで価格改定が可能な企業の設定価格水準を考えると，(28) 式・(30) 式・(32) 式・(33) 式より，自国・外国 PCP 型企業ならびに $\varepsilon' = 1$ なる外国 PTM 型企業の最適価格 $\hat{P}_t(j)$ は，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

$$(47)\quad \ln \hat{P}_{Ht}(j) = \ln P_{Ht} + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln\left(\frac{W_t(j)}{\alpha P_{Ht}}\right) \qquad \forall j \in (0, n]$$

$$\ln \hat{P}_{Ft}(j) = \ln P_{Ft} + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln\left(\frac{S_t W_t^*(j)}{\alpha P_{Ft}}\right) \qquad \forall j \in (n, 1)$$

$$\ln \hat{P}_t = \frac{1}{2}\ln \hat{P}_{Ht}(j) + \frac{1}{2}\ln \hat{P}_{Ft}(j) \qquad (\Leftrightarrow \hat{P}_t = \sqrt[2]{\hat{P}_{Ht}(j)\hat{P}_{Ft}(j)}\ )$$

で表せる。

ところで，ある企業 j にとって，たとえ今期に価格改定が可能であったとしても来期に必ずしも改定できない可能性が $(1-\omega)$ の確率であり得る。したがって，当該企業 j にとって今期に最適価格 $\hat{P}_{Ht}(j)$ または $\hat{P}_{Ft}(j)$ を設定することは必ずしも得策とは言えまい。結局のところ，将来に亘る最適価格の加重平均が今期の期首における最適設定価格水準となるであろう。それゆえ，

$$(48)\quad \ln X_{Ht}(j) = \omega \ln \hat{P}_{Ht}(j) + \omega(1-\omega)E_t\left[\ln \hat{P}_{H,t+1}\right] + \omega(1-\omega)^2 E_t\left[\ln \hat{P}_{H,t+2}\right] + \cdots$$

$$= \omega E_t\left[\sum_{i=0}^{\infty}(1-\omega)^i \ln \hat{P}_{t+i}\right]$$

$$= \omega \ln \hat{P}_{Ht}(j) + (1-\omega)E_t\left[\ln X_{H,t+1}(j)\right]$$

が当該自国企業 j にとって今期の最適価格となっている[16)]。外国企業 j にとっても同様にして，

(49)　$\ln X_{Ft}(j) = \omega \ln \hat{P}_{Ft}(j) + (1-\omega) E_t\left[\ln X_{F,t+1}(j)\right]$

が最適価格として求められる。

これら (48) 式・(49) 式に (47) 式を代入すると，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

$$(50)\quad \ln X_{Ht}(j) = \omega\left\{\ln P_{Ht} + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln\left(\frac{W_t(j)}{\alpha P_{Ht}}\right)\right\} + (1-\omega) E_t\left[\ln X_{H,t+1}(j)\right], \quad \forall j \in (0, n]$$

$$\ln X_{Ft}(j) = \omega\left\{\ln P_{Ft} + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln\left(\frac{S_t W_t^*(j)}{\alpha P_{Ft}}\right)\right\} + (1-\omega) E_t\left[\ln X_{F,t+1}(j)\right], \quad \forall j \in (n, 1)$$

$$\ln X_t = \frac{1}{2}\ln X_{Ht}(j) + \frac{1}{2}\ln X_{Ft}(j) \qquad (\Leftrightarrow X_t = \sqrt[2]{X_{Ht}(j) X_{Ft}(j)})$$

を得る。さらに自国企業と外国企業の各限界費用の平均を $\ln \Psi_t \equiv \frac{1}{2}\ln\left(\frac{W_t(j)}{\alpha P_{Ht}}\right) + \frac{1}{2}\ln\left(\frac{S_t W_t^*(j)}{\alpha P_{Ft}}\right)$ とすれば，(50) 式は

$$(51)\quad \ln X_t = \omega\left\{\ln P_t + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln \Psi_t\right\} + (1-\omega) E_t\left[\ln X_{t+1}\right], \quad \forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$$

となる。この (51) 式と先の (46) 式とから，

$$(52)\quad E_t\left[\Delta \ln X_{t+1}\right] = \omega E_t\left[\ln X_{t+1}\right] - \omega\left\{\ln P_t + \ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln \Psi_t\right\}$$

$$\pi_t = \omega \ln X_t - \omega \ln P_{t-1}$$

但し　$\Delta \ln X_{t+1} = \ln X_{t+1} - \ln X_t$

$\pi_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$

を得る。(52) 式の２番目の式を１期繰り上げると，

$$(53)\quad E_t[\pi_{t+1}] = \omega E_t[\ln X_{t+1}] - \omega \ln P_t$$

であるから，これを同じく (52) 式の１番目の式に代入すると，

$$(54)\quad E_t[\Delta \ln X_{t+1}] = E_t[\pi_{t+1}] - \omega\left\{\ln\left(\frac{\theta}{\theta-1}\right) + \ln \Psi_t\right\}$$

となる。また，(53) 式の１期の階差をとると，

$$(55)\quad E_t[\pi_{t+1}] = \omega E_t[\Delta \ln X_{t+1}] + (1-\omega)\pi_t$$

であるから，これを (54) 式に代入することにより，

(56)　$$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \frac{\omega^2}{1-\omega}\left\{\ln(\frac{\theta}{\theta-1}) + \ln\Psi_t\right\}$$

となる。

先の第Ⅱ章で求めた自国家計 $i(\in(0,n])$ の主体的均衡条件である (15) 式の消費・余暇トレードオフ条件式を対数表示すると，

(57)　$$\ln(\frac{W_t(i)}{P_t}) = \nu\ln L_t(i) + \rho\ln C_t(i)$$

である。それゆえ，経済主体の同形性仮定を適用すれば $W_t(i) = W_t$ となり，また集計量は nI ないしは nJ（但し $I = J$）を個別数量に掛けることで得られたから，(57) 式は

(58)　$$\ln\frac{W_t}{P_t} = \nu\ln L_t^s + \rho\ln Y_t - (\nu+\rho)\ln(nI)$$

となる。また，経済の対称性仮定から $W_t = S_tW_t^*$ であることに留意すれば，$\ln P_t = \frac{1}{2}\ln P_{Ht} + \frac{1}{2}\ln P_{Ft}$ から，$\ln\Psi_t = \ln\frac{W_t}{P_t} - \ln\alpha$ を得る。また，自国の国内総供給 $Q_t(\equiv Y_{Ht} + Y_{Ft})$ と国内総生産 $Y_t(\equiv Y_{Ht} + Y_{Ht}^*)$ とは経済の対称性仮定より等しくなるから (i.e. $Q_t = Y_t$)，したがって Y_t は C_t とも等しくなる。そこで，(24) 式の個別生産関数を集計して対数表示した $\ln Y_t = \ln L_t^D + \ln\alpha$ ならびに労働市場の需給均衡式 $L_t^D = L_t^S$ を (56) 式に対して用いると，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

(59)　$$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \frac{\omega^2}{1-\omega}\left\{(\nu+\rho)\ln Y_t + \ln(\frac{\theta}{\theta-1}) - (\nu+1)\ln\alpha - (\nu+\rho)\ln(nI)\right\}$$

を得る。したがって，$y_t = \ln Y_t$ と置き，定常均衡解からの近傍乖離の線形近似式をとって変数を再定義すると，(59) 式は

(60)　$$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \frac{\omega^2(\nu+\rho)}{1-\omega}y_t, \qquad (\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$$

となる。この (60) 式が新ケインジアン・フィリップス曲線（NKPC）と称されるもので[17]，今期のインフレ率 (π) は，期待インフレ率に加え，①価格改定確率 (ω)，②労働供給の弾力性 (ν)，③相対的危険回避度 (ρ) の各パラメータを係数とする GDP ギャップ (y) に依存することが見てとれる。価格改定の確率が高まるほど，労働供給の弾力性が上昇するほど，そして危険回避的なほど (したがって異時点間の消費代替の弾力性が低まるほど) インフレ率の GDP ギャップへの感応度は高まると言える。

ここで (44) 式と (60) 式に関して，自国の国内総供給 $Q_t(\equiv Y_{Ht} + Y_{Ft})$ と国内総生産 $Y_t(\equiv Y_{Ht} + Y_{Ht}^*)$ とは経済の対称性仮定より等しくなるから (i.e. $Q_t = Y_t$)，$\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$ に対して

(61)　$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \frac{1}{\rho}(r_t - E_t[\pi_{t+1}]) \qquad \cdots \text{（IS 曲線）}$$

$$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \kappa y_t \qquad \cdots（新ケインジアン・フィリップス曲線）$$

但し　$\kappa \equiv \dfrac{\omega^2(\nu+\rho)}{1-\omega}$

を得る。

外国経済に関しても同様にして以下のような条件式が得られる。すなわち，

(62)　$y^*_t = E_t[y^*_{t+1}] - \dfrac{1}{\rho}(r^*_t - E_t[\pi^*_{t+1}])$

$\pi^*_t = E_t[\pi^*_{t+1}] + \kappa y^*_t$

$\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$

である。

c　金融政策

政府・中央銀行の政策目標は，金利を主要政策変数とし，(61) 式・(62) 式のような行動をとる民間経済主体と“ゲーム”を展開しつつ社会的厚生関数の最大化 (i.e. 社会的損失関数の最小化) を図るものとする。

ここで社会的損失関数を，

(63)　$V(y, \pi, r) = E_0\left[\sum_{t=0}^{\infty} \dfrac{1}{2}\left\{y_t^2 + \sigma(\pi_t - \bar{\pi}_t)^2\right\}\right]$

と定義する。すなわち，GDP ギャップ (y) とインフレ率 (π) の目標値 ($\bar{\pi}$) からの乖離の二乗和を将来に亘って最小とするものである。但し σ は政策目標に対する相対的重要度を意味する。さらに物価水準 P を $\bar{P}_t = \bar{P}_{t-1} = 1$ となるように基準化すれば，$\bar{\pi}_t = \ln\left(\dfrac{\bar{P}_t}{\bar{P}_{t-1}}\right) = 0$ となる。したがって，通貨当局の最適政策は，

(64)　$\mathrm{Min}_{\{y\}\{\pi\}\{r\}} : V(y, \pi, r)$

s.t.　$E_t[y_{t+1}] - \dfrac{1}{\rho}(r_t - E_t[\pi_{t+1}])$

$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \kappa y_t$

なる制約条件付最小化問題を解くことで記述できる。

上述制約条件式のうち，IS 曲線のラグランジュ乗数を γ とし，NKP 曲線のラグランジュ乗数を λ としてラグランジュ関数を定義し，これに「Kuhn-Tucker 定理」[18] を適用すれば，1 階の最小条件の 1 つは $\dfrac{E_0[r_t]}{\rho} = 0$ ($\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$) となるが，これは $\dfrac{1}{\rho} \neq 0$ より $E_0[\gamma_t] = 0$

($\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}$) となる。すなわち，IS 曲線は実際上は制約していないことになる。かくして，目的関数 V が最小となるための必要条件として，

$$(65)\quad E_t[y_t]+\kappa E_0[\lambda_t]=0 \qquad (\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\}) \qquad \cdots(\mathrm{i})$$

$$\sigma E_0[\pi_t]-E_0[\lambda_t]+E_0[\lambda_{t-1}]=0 \qquad (\forall t \in \{1, 2, \cdots\}) \qquad \cdots(\mathrm{ii})$$

$$\sigma\pi_0-\lambda_0=0 \qquad \cdots(\mathrm{iii})$$

を得る。

通貨当局の最適政策に関する (65) 式の意味するところは，およそ以下のようなものである。(iii) 式はスタート・アップ条件式であり，(ii) 式は1期以降の最適化条件式である。(ii) 式では前期のパフォーマンス状況が今期を制約していることが分かる。ところで (i) 式～ (iii) 式は任意の t 期で成立するから，$t=1$の時点で $t=0$の政策をご破算とし新たに最適化 (re-optimize) を実行することも可能である。この場合，$t=0$と同様，$t=1$の時点でも過去の実績には従わずそのつど最適化を図る (iii) 式が最適化条件式である。したがって，まず，(iii) 式のスタート・アップ条件式にしたがって通貨当局は政策を開始する。ついで次期以降は，過去の実績を踏まえた (ii) 式にしたがうと民間経済主体に宣言 (announce) し，民間主体の予想やそれに基づく行動を誘導しながら事後的には民間主体の予想とは別に再び (iii) 式を採用すれば，それは最適 (optimal) 政策となっている。かくして，通貨当局のアナウンスメントが有効な場合のみ，すなわち，民間主体が通貨当局のアナウンスメントを100% 信認して (credible announcement) 行動する場合のみ，(ii) 式は通貨当局と民間主体の間のゲームの「ナッシュ均衡」となっている。もしアナウンスメントが空 (empty) 宣言として政策実施に際して必ずしも有効に機能しなければ (ii) 式はもはやナッシュ均衡とはなり得ず，したがって (ii) 式は「部分ゲーム完全均衡」(subgame perfect equilibrium)[19] ではなくなる。かくして，これら部分ゲーム完全均衡ではないアナウンスメントの有効性に左右される最適政策は，必ずしも実行が容易なものとは言えない。

それでは，実行が可能な政策のうちで最適政策に近いもの (i.e. sub-optimal) とはどのようなものであろうか。

一つの可能な次善策としては，例えば通貨当局が前期の行動を無視して毎期最適化を図るもので，これは裁量型政策 (discretion-type policy) と称されるものである。この政策では通貨当局は (ii) 式を捨てて毎期 (iii) 式を採用する。他方，常に前期の行動を踏まえて最適化を図ると通貨当局が一貫して民間経済主体に約束 (commit) するような政策 (commitment-type policy) もまたもう一つの可能な次善策である。この政策では，裁量型政策とは逆に (iii) 式を捨てて常に (ii) 式を採用する。

以上の二つの政策タイプに対し，(i) 式を用いてラグランジュ乗数を消去すれば，

(66)　$\sigma \pi_t + \frac{1}{\kappa}(y_t - y_{t-1}) = 0$　　$(\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$　　：コミットメント型政策

$\sigma \pi_t + \frac{1}{\kappa} y_t = 0$　　$(\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$　　：裁量型政策

を得る。

(66) 式のコミットメント型政策式に対し，NKP 曲線式を代入すると π に関する 2 階の定差方程式となるから，その特性方程式をとり，L をリード・オペレータとすれば，

(67)　$(1-\chi_1 L)(1-\chi_2 L)\pi_{t-1} = 0$

但し　$\chi_1 = \dfrac{(\kappa^2\sigma + 2) + \sqrt{(\kappa^2\sigma+2)^2 - 4}}{2}$

$\chi_2 = \dfrac{(\kappa^2\sigma + 2) - \sqrt{(\kappa^2\sigma+2)^2 - 4}}{2}$

が求められる。$f(x) = x^2 - (\kappa^2\sigma + 2)x + 1$ において，$f(0) = 1 > 0$，$f(1) = -\kappa^2\sigma < 0$ であるから，$\chi_1 > 1$，$\chi_2 < 1$ となっている。したがって発散解 χ_2 を捨てて χ_1 を採用すれば，$(1-\chi_1 L)\pi_{t-1} = 0$ より

(68)　$\pi_t = \frac{1}{\chi_1}\pi_{t-1}$　　$(\forall t \in \{1, 2, \cdots\})$

を得る。この (68) 式を (61) 式と組み合わせることにより，整理すれば

(69)　$r_t = \dfrac{\rho(1-2\chi_1)}{\chi_1} y_t + \dfrac{\kappa + \rho(\chi_1 - 1)}{\kappa\chi_1}\pi_t$　　$(\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$

なる最適テイラー・ルール型政策反応関数が求められる[20)]。

(66) 式の裁量型政策に対しても，同様にして最適政策反応関数が求められる。但しこの式では NKP 曲線式を代入すれば，

(70)　$\pi_{t+1} - (1 + \sigma\kappa^2)\pi_t = 0$

と，π に関する 1 階の定差方程式となるから，その特性方程式 $(1-\chi_3 L)\pi_t = 0$ の解は $\chi_3 = 1 + \sigma\kappa^2 > 1$ となる。したがって $\frac{1}{\chi_3} < 1$ より，ここに収束解 χ_3 が得られる。すなわち，

(71)　$\pi_{t+1} = \frac{1}{\chi_3}\pi_t$　　$(\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$

である。この (71) 式を同様に (61) 式と組み合わせることにより，

(72)　$r_t = \dfrac{\rho(1-2\chi_3)}{\chi_3} y_t + \dfrac{\kappa + \rho(\chi_3 - 1)}{\kappa\chi_3}\pi_t$　　$(\forall t \in \{0, 1, 2, \cdots\})$

なる最適テイラー・ルール型政策反応関数が求められる。

外国通貨当局の最適政策反応関数も自国通貨当局と同様にして,

$$r_t^* = \frac{\rho\,(1-2\chi)}{\chi} y_t^* + \frac{\kappa+\rho\,(\chi-1)}{\kappa\chi}\pi_t^* \qquad (\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}) \tag{73}$$

として求めることができる。

Ⅳ 実証分析

本章において,これまで展開してきた理論モデルに対し,自国経済としての日本ならびに外国経済(*印変数)として米国の各統計データを適用することによって若干の実証分析を行ってみよう。

1 推計

a 推計式

先の理論モデルをまとめると以下のごとくである。

$$y_t = E_t[y_{t+1}] - \frac{1}{\rho}(r_t - E_t[\pi_{t+1}]) \qquad \cdots \text{(IS 曲線)} \tag{74}$$

$$\pi_t = E_t[\pi_{t+1}] + \kappa y_t \qquad \cdots \text{(新ケインジアン・フィリップス曲線)}$$

$$r_t = \phi y_t + \psi \pi_t \qquad \cdots \text{(テイラー・ルール型金融政策)}$$

$$\text{但し} \quad \kappa \equiv \frac{\omega^2(\nu+\rho)}{1-\omega}, \quad \phi \equiv \frac{\rho\,(1-2\chi)}{\chi}, \quad \psi \equiv \frac{\kappa+\rho\,(\chi-1)}{\kappa\chi}$$

これを行列形式で表現すれば,

$$B_1 X_{t+1} = B_0 X_t + \varepsilon_{t+1} \qquad (\forall\, t \in \{0, 1, 2, \cdots\}) \tag{75}$$

$$\text{但し} \quad B_1 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1/\rho & 1 & 0 \\ -\psi & -\phi & 1 \end{bmatrix}$$

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & -\kappa & 0 \\ 0 & 1 & 1/\rho \\ -\psi & -\phi & 1 \end{bmatrix}$$

$$X_t = \begin{pmatrix} \pi_t \\ y_t \\ r_t \end{pmatrix}$$

$$E_t[\varepsilon_{t+1}] = 0$$

$$\mathrm{var}(\varepsilon_{t+1}) = E_t[\varepsilon_{t+1}\varepsilon'_{t+1}] = \Sigma_\varepsilon(3\times3)$$

$$\mathrm{cov}(\varepsilon_{t+1}\varepsilon_{s+1}) = E_t[\varepsilon_{t+1}\varepsilon'_{s+1}] = 0 \qquad (t \neq s)$$

となるから (i.e. 1次の構造ベクトル自己回帰モデル (SVAR))，撹乱項ベクトル ε_{t+1}が正規分布に従うものとすれば最尤推定法が適用できて，ここに上述パラメータがすべて求まる。(75) 式はさらにまた

(76)　$X_{t+1} = AX_t + u_{t+1}$

但し　$A = B_1^{-1}B_0$

$u_{t+1} = B_1^{-1}\varepsilon_{t+1}$

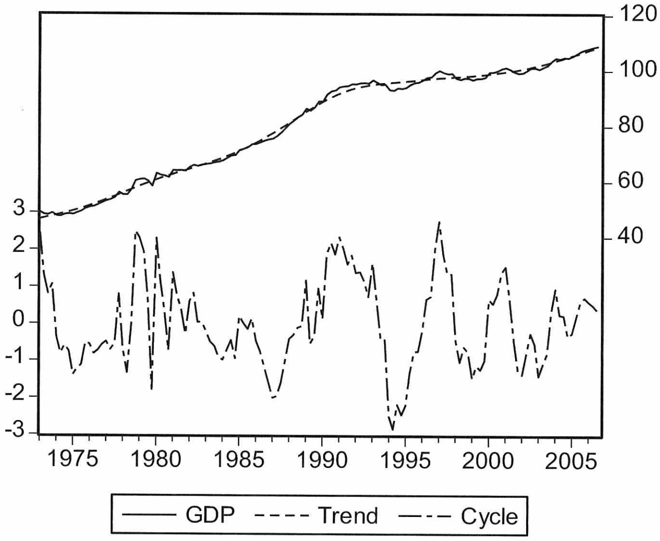
と書けるので，この誘導形 VAR に日米双方の経済統計データを適用して最小二乗推定量を求めると，これは (75) 式の最尤推定量と漸近的に一致することが知られている[21]。したがって，標本期間が十分大きいとき，計算のより簡便な (76) 式によりパラメータを推計してこれに一定の「識別制約」(identification restriction) を課すと，ここに (75) 式の構造 VAR を一意的に確定することが可能となる[22]。

b　日本経済

まず，採用すべき日本経済のマクロ・データとして実質 GDP(Y)，消費者物価 (P)，コール・レート (r) の3時系列を選び[23]，さらに戦後の日本経済がブレトン・ウッズ体制の崩壊と共に新たな国際通貨取引の枠組みである変動相場制に移行することとなった1973年2～3月の時期を考慮して，それぞれ1973年 Q1～2006年 Q4における四半期データ (i.e. 136期間) を用いる[24]。実質 GDP ならびに消費者物価に関しては，原系列数値に対してセンサス X12-ARIMA 法により季節調整を施す[25]。そしてこの実質 GDP（季節調整済み）には Hodrick-Prescott Filter[26] を適用して長期トレンドを求め，そこからの対数差乖離をもって実質 GDP ギャップ y を定義する。Hodrick-Prescott(HP) 長期トレンドを図示すると第1図のごとくである。また P（季節調整済み）の対数の時系列差をとってインフレ率 π とする。

これら y, π, r の各変数に対して拡張 (augmented)Dickey-Fuller 単位根検定（定数あり・確定トレンドなし；ラグ次数は Schwarts 情報基準により自動的に決定）を施すと，第1表のごとくである。すなわち，「H_0: 単位根あり」という帰無仮説は y と π については1% の有意水準で棄却できるが，r については10% の有意水準で棄却できない。この r についてさらに1階の階差を採ると，階差変数は1% の有意水準で帰無仮説を棄却できる。したがって，y と π とは $I(0)$ であり，r は $I(1)$ であって，y と π とのレベル変数ならびに r の（1階）階差変数は定常時系列と判断できる[27]。

図1 Hodrick-Prescott Filter



第1表 ADF単位根検定

Null Hypothesis: Y has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.656931	0
Test c.v.:	1% level	-3.479656	
	5% level	-2.883073	
	10% level	-2.578331	

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-10.74879	0
Test c.v.:	1% level	-3.480425	
	5% level	-2.883408	
	10% level	-2.57851	

Null Hypothesis: P has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.023368	0.0027
Test c.v.:	1% level	-2.582734	
	5% level	-1.943285	
	10% level	-1.615099	

Null Hypothesis: D(P) has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.79507	0
Test c.v.:	1% level	-2.582734	
	5% level	-1.943285	
	10% level	-1.615099	

Null Hypothesis: R has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.972618	0.2986
Test c.v.:	1% level	-3.479656	
	5% level	-2.883073	
	10% level	-2.578331	

Null Hypothesis: D(R) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.509296	0
Test c.v.:	1% level	-3.479656	
	5% level	-2.883073	
	10% level	-2.578331	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第２表　誘導形ＶＡＲの推計結果

Vector Autoregression Estimates			
Sample (adjusted): 1973Q3 2006Q3			
Included observations: 133 after adjustments			
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	P	Y	D(R)
P(-1)	0.804838	-0.067975	-0.003148
	'(0.04987)	'(0.06993)	'(0.00935)
	[16.1397]	[-0.97211]	[-0.33662]
Y(-1)	0.079952	0.667679	0.019588
	'(0.04701)	'(0.06591)	'(0.00881)
	[1.70091]	[10.1297]	[2.22240]
D(R(-1))	-0.118768	-0.099588	0.49019
	'(0.41783)	'(0.58589)	'(0.07834)
	[-0.28425]	[-0.16998]	[6.25683]
R-squared	0.583929	0.457192	0.30231
Adj. R-squared	0.577528	0.448841	0.291577
Sum sq. resids	0.008264	0.01625	0.000291
S.E. equation	0.007973	0.01118	0.001495
F-statistic	91.22344	54.74769	28.16465
Log likelihood	455.4124	410.449	678.0468
Akaike AIC	-6.803195	-6.127052	-10.15108
Schwarz SC	-6.737999	-6.061856	-10.08588
Mean dependent	0.006989	-0.000823	-0.000111
S.D. dependent	0.012267	0.015059	0.001776
Determinant resid cov (dof adj.)		1.54E-14	
Determinant resid covariance		1.44E-14	
Log likelihood		1553.461	
Akaike information criterion		-23.22498	
Schwarz criterion		-23.02939	

かくして実質GDPのHP長期トレンドからの乖離 (y)，インフレ率 (π)，コール・レート階差 (Δr) の各変数に対して１次の誘導形VARを推計すると，第２表のような結果を得る。ところで先の (75) 式で行列 B_1が下三角行列となっていることから,「逐次的制約」としてのコレスキー順序を ($\pi, y, \Delta r$) と仮定してコレスキー分解を施せば，ここに構造VARは“適度に”識別が可能 (just identifiable) となる。こうして求められた構造VARを基に，金利ショックを１標準偏差だけプラスで与えたときの各３変数 ($\Delta r, \pi, y$) のインパルス応答を計算すると，第２図～第７図のように示すことができる。いずれの図でも実線は金利ショックの各変数に対するインパルス応答であり，点線は各変数の±２標準偏差の値を示している。なお，第２図～第４図は金利構造ショックの各変数に対する“単純”インパルス応答であり，第５図～第７図は各変数に対する“累積的”インパルス応答である。

図2　Response of D(R) to One S.D. D(R) Innovation

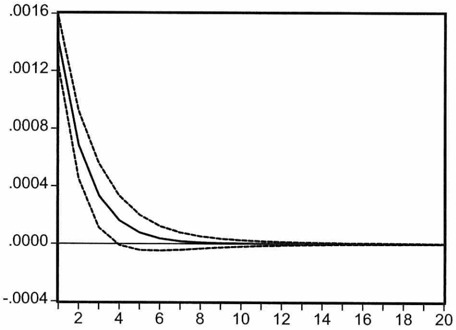


図3　Response of P to One S.D. D(R) Innovation

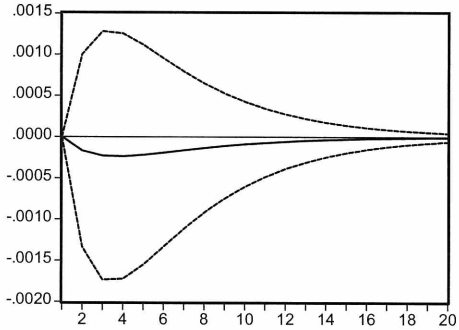


図4　Response of Y to One S.D. D(R) Innovation

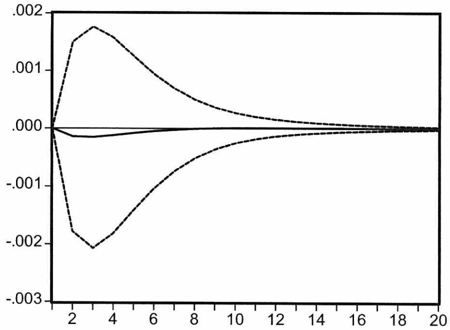


図5　Accumulated Response of D(R) to One S.D. D(R) Innovation

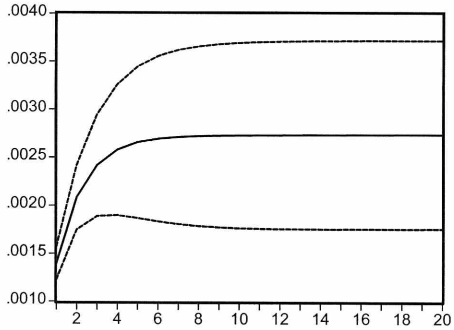


図6　Accumulated Response of P to One S.D. D(R) Innovation

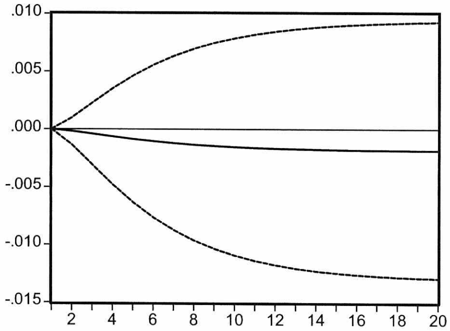
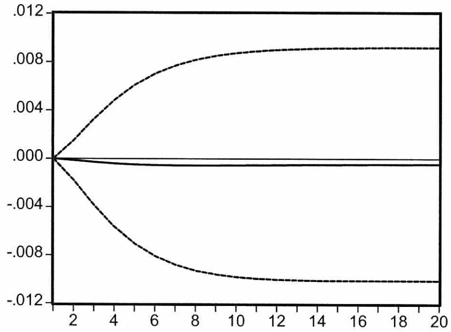


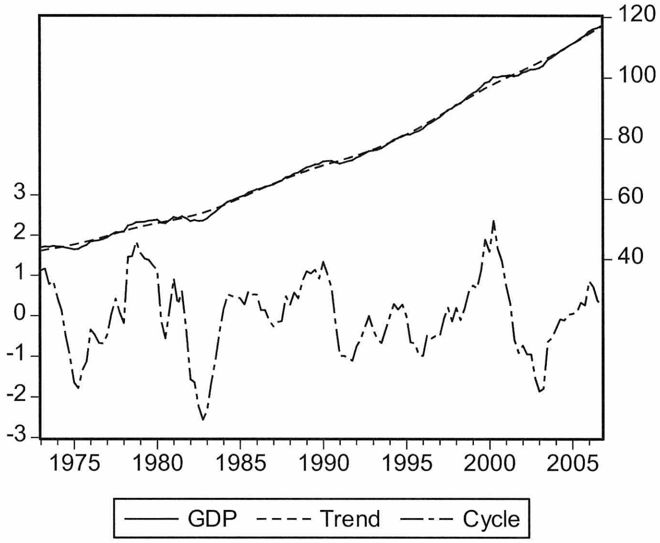
図7　Accumulated Response of Y to One S.D. D(R) Innovation



c　米国経済

米国経済に関しても同様であるが，但し政策金利 (r^*) に関してはフェデラル・ファンド・レート（FF レート）を採用する。標本期間は日本と同じく1973年 Q1〜2006年 Q4における四半期データとする[28]。米国実質 GDP(Y^*)（季節調整済み）の HP 長期トレンドを図示すると第8図のごとくである。

図８　Hodrick-Prescott Filter



y^*, π^*, r^*の各変数に対して拡張 (augmented)Dickey-Fuller 単位根検定 (定数あり・確定トレンドなし ; ラグ次数は Schwarts 情報基準により自動的に決定) を施すと，第３表のごとくである。すなわち，「H_0: 単位根あり」という帰無仮説はy^*については１%の有意水準で棄却できるが，π^*, r^*については10%の有意水準で棄却できない。このπ^*とr^*についてさらに１階の階差を採ると，階差変数は１%の有意水準で帰無仮説を棄却できる。したがって，y^*は$I(0)$であり，π^*とr^*は$I(1)$であるから，このπ^*とr^*とに Johansen 共和分検定を施すと，第４表のような結果を得る。トレース検定・最大固有値検定ともに両変数は５%の有意水準で共和分の関係にないことを示している。それゆえ，π^*, r^*のレベル変数に関する情報（i.e. 誤差修正項）を取り込むことなく誘導形 VAR を推計しても，この最小二乗推定量は構造 VAR の最尤推定量と一致性を持つ。そこで実質 GDP ギャップを表す HP 長期トレンドからの乖離 (y^*)，インフレ率階差（$\Delta\pi^*$), FF レート階差（Δr^*）の各変数に対して１次の誘導形 VAR を推計すると，第５表のような結果を得る。

第３表　ＡＤＦ単位根検定

Null Hypothesis: Y has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 12 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.943543	0.0024
Test c.v.: 1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

Null Hypothesis: D(Y) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.899706	0
Test c.v.: 1% level	-3.479656	
5% level	-2.883073	
10% level	-2.578331	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: P has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.896929	0.333
Test c.v.:	1% level	-3.480425	
	5% level	-2.883408	
	10% level	-2.57851	

Null Hypothesis: D(P) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.67853	0
Test c.v.:	1% level	-3.480425	
	5% level	-2.883408	
	10% level	-2.57851	

Null Hypothesis: R has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.772989	0.3925
Test c.v.:	1% level	-3.479281	
	5% level	-2.88291	
	10% level	-2.578244	

Null Hypothesis: D(R) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.538294	0
Test c.v.:	1% level	-3.479656	
	5% level	-2.883073	
	10% level	-2.578331	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

第４表 Johansen 共和分検定

（共和分関係式に定数を含むが確定トレンドを含まず、ＶＡＲにも確定トレンドを含まない）

Sample (adjusted): 1974Q3 2006Q4
Included observations: 130 after adjustments
Trend assumption: No deterministic trend (restricted constant)
Series: P R
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.063012	16.41178	20.26184	0.156
At most 1	0.059327	7.950739	9.164546	0.0846

#Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.063012	8.461045	15.8921	0.4937
At most 1	0.059327	7.950739	9.164546	0.0846

#Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

（共和分関係式に定数・確定トレンドを含むが、ＶＡＲには確定トレンドを含まない）

Sample (adjusted): 1974Q3 2006Q4 Included observations: 130 after adjustments Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted) Series: P R Lags interval (in first differences): 1 to 4				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.119114	24.36583	25.87211	0.0761
At most 1	0.058803	7.878313	12.51798	0.2618
#Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level				
Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.119114	16.48752	19.38704	0.1256
At most 1	0.058803	7.878313	12.51798	0.2618
#Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level				

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

第５表　誘導形ＶＡＲの推計結果

Vector Autoregression Estimates Sample (adjusted): 1973Q4 2006Q4 Included observations: 133 after adjustments Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]			
	D(P)	Y	D(R)
D(P(-1))	-0.377089 '(0.08841) [-4.26529]	-0.092415 '(0.14346) [-0.64420]	-0.132567 '(0.05385) [-2.46158]
Y(-1)	0.003556 '(0.02644) [0.13446]	0.823234 '(0.04291) [19.1849]	0.032955 '(0.01611) [2.04580]
D(R(-1))	0.535374 '(0.15393) [3.47803]	0.84187 '(0.24978) [3.37049]	0.17086 '(0.09377) [1.82218]
R-squared	0.155049	0.799738	0.0952
Adj. R-squared	0.14205	0.796657	0.08128
Sum sq. resids	0.002273	0.005984	0.000843
S.E. equation	0.004181	0.006785	0.002547
F-statistic	11.92758	259.5749	6.839104
Log likelihood	541.2581	476.877	607.1845
Akaike AIC	-8.094107	-7.12597	-9.085482
Schwarz SC	-8.028911	-7.060774	-9.020286
Mean dependent	-0.000181	-0.000718	-9.98E-05
S.D. dependent	0.004514	0.015046	0.002657
Determinant resid cov (dof adj.)		3.63E-15	
Determinant resid covariance		3.39E-15	
Log likelihood		1649.499	
Akaike information criterion		-24.66916	
Schwarz criterion		-24.47357	

これら誘導形VAR推計値よりコレスキー順序を（$\Delta\pi^*, y^*, \Delta r^*$）として構造VARを求め，それを基に，金利ショックを1標準偏差だけプラスで与えたときの各3変数のインパルス応答を計算すると，第9図～第14図のように示すことができる。なお，第9図～第11図は金利構造ショックの各変数に対する“単純”インパルス応答であり，第12図～第14図は各変数に対する“累積的”インパルス応答である。

図9　Response of D(R) to One S.D. D(R) Innovation

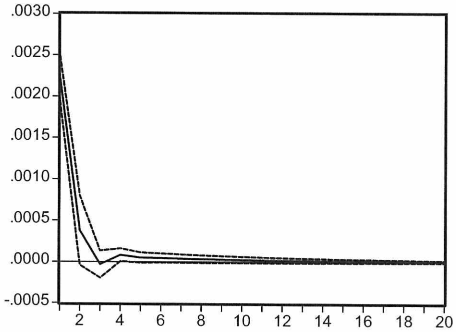


図10　Response of D(P) to One S.D. D(R) Innovation

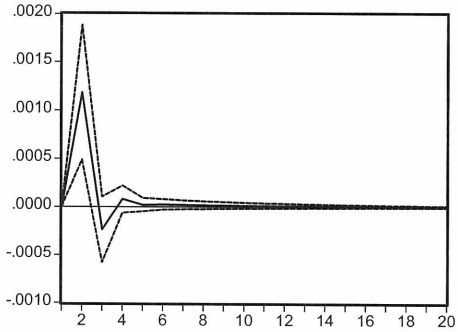


図11　Response of Y to One S.D. D(R) Innovation

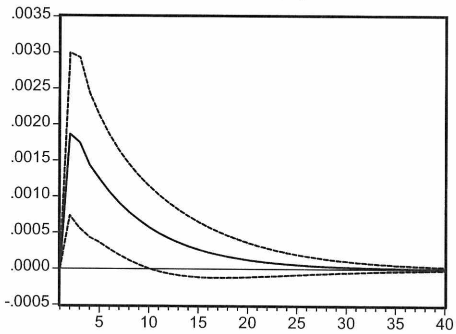


図12　Accumulated Response of D(R) to One S.D. D(R) Innovation

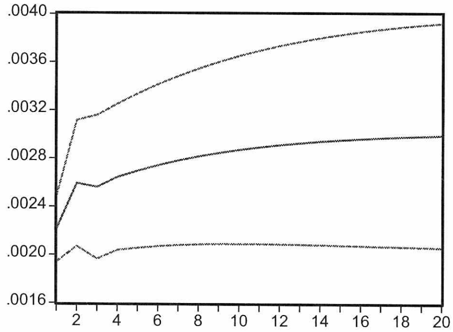


図13　Accumulated Response of D(P) to One S.D. D(R) Innovation

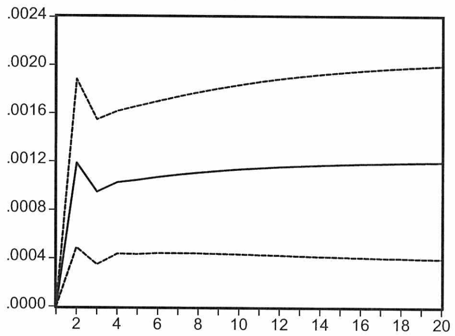
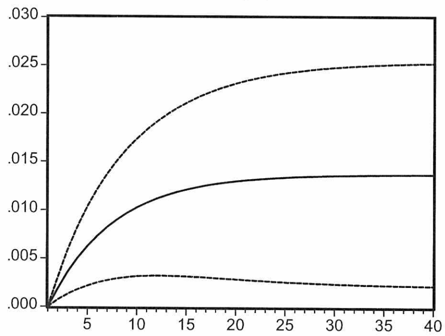


図14　Accumulated Response of Y to One S.D. D(R) Innovation



2　推計結果の解釈

日米双方ともプラスの名目金利ショックが生ずると，実質金利は上昇するからIS曲線式に基づいて日本では実質GDPは下落する。しかしながら，米国では名目金利の上昇は人々の一層のインフレ予想を惹起し，むしろ実質金利を引き下げることにより実質GDPを拡大させる。こうした米国における実質GDPの拡大は，景気抑制のため通貨当局による更なる金利の引き上げをもたらすであろうとの懸念を米国民に生じさせて，逆に予想インフレ率を引き下げ，その結果，NKP曲線式より実質GDPはプラスであるにもかかわらず米国物価は下方に転ずる。こうして金利ショックが時間の経過とともに予想インフレ率をしたがって実際のインフレ率を引き上げたり引き下げたりさせる振動効果が米国では見られる。他方，日本の場合，名目金利ショックは予想インフレ率を低下させ，したがってNKP曲線式より持続的に物価水準を引き下げており，米国のような振動傾向は見られない。また，テイラー・ルールに関し，経済パラメータの変化に対応して政策目標（i.e. GDPギャップを小さくし且つインフレ率を目標値に近づける）に照らし金利を変更する政策反応は，米国通貨当局のほうが日本より速い。ところで，Woodford(1999)(2006)は，短期的な政策金利の振動(swing)を回避するため，政策の慣性(policy inertia)を主張した。すなわち，経済ファンダメンタルズの変化に即応して通貨当局に迅速な政策対応を求めることは，ときとして民間主体の過剰反応から意図した政策目標とは逆の結果をもたらしかねず，むしろ金利ショックの動学的変動パターンは持続的(persistent)であることが望ましいというものである。この点で言えば，米国の通貨当局は政策反応が日本より速く，したがってインフレ率の振動現象をもたらしている。他方，日本は，米国に比して金利政策には相対的に慣性が見られ，インフレ率に振動的変動パターンは観察されない。

5年(i.e. 20四半期)以上の長期に亘る金利ショックの累積インパルス応答は，日本の場合，物価に対してはインフレ抑制効果を持ち，また景気に対しては引き締め効果を有する[29]。他方，米国の場合，金利ショックは物価に対して短期的には振動効果を与えるが，長期累積的には人々に更なるインフレ懸念を抱かせることで上昇させ，それゆえ実質金利の下落から景気に対しては拡大効果を持つ。

V　結び

個別家計・企業のforward lookingな最適化行動に立脚した二国間開放経済動学的一般均衡モデルに対して通貨当局のコミットメント型ないしは裁量型の政策反応関数を組み込み，一つの“新”IS-LM体系を導出した。そして，それら理論モデルをベースに，自国としての日本と外国としての米国のそれぞれのマクロ経済データを用いて時系列統計分析を行った結果，政策変数としての金利の構造ショックに対し，日米でそのインパルス応答に以下のような相違の見られることが明らかになった。

日米双方ともプラスの名目金利ショックが生ずると，当初実質金利は上昇するから日本では実質GDPは下落する。しかしながら，米国では名目金利の上昇は人々の一層のインフレ予想を惹起し，むしろ実質金利を引き下げることによって実質GDPを拡大させる。また，米国では金利ショックが時間の経過とともに予想インフレ率をしたがって実際のインフレ率を引き上げたり引き下げたりさせる振動効果 (swing effect) が見られる。さらに，テイラー・ルールに関し，経済パラメータの変化に対応して通貨当局が政策目標に照らし金利を変更する政策反応度は，米国のほうが日本より速い。5年以上の長期に亘る金利ショックの累積インパルス応答は，日本の場合，物価に対してはインフレ抑制効果を持ち，また景気に対しては引き締め効果を有する。他方，米国の場合，金利ショックは物価に対して短期的には振動効果を与えるが，長期累積的には人々に更なるインフレ懸念を抱かせることで上昇させ，それゆえ実質金利の下落から景気に対しては拡大効果を持つ。

(2007年8月脱稿，2007年10月受理)

注

1) Lucas (1981) (1987).
2) 吉川 (1980),『季刊現代経済 No.49・現代経済学のフロンティア』(1982)(シンポジウム（＝宇沢弘文，金森久雄, 小宮隆太郎, 鈴木淑夫, 館龍一郎, 浜田宏一), 植田和男・浅子和美 各論文), Akerlof (1979), Barro (1981), Blinder (1987), Fischer (1977) (1980), Lucas and Sargent (1981), McCallum (1980), Pool (1976), Shiller (1978).
3) Carlstrom and Fuerst (1997), Kiyotaki and Moore (1997).
4) Mortensen and Pissarides (1998). Phelan and Trejos (2000).
5) Clarida et. al. (1999), Gali and Gertler (1999), Giannoni and Woodford (2002), Jensen (2002), McCallum and Nelson (1999), Roberts (1995), Svensson (1997) (2005), Woodford (1999) (2003), Woodford and Rotemberg (1997), Yun (1996). 包括的なサーベイ論文としては，加藤 / 平田 (2007), Woodford (2006) 参照。
6) 全般的な鳥瞰として加藤 (2007), Mankiw (2006) がある。
7) 本章で展開したモデルは，主として Obstfeld-Rogoff (1996) ならびに Devereux-Engel (1998) (1999) に負っている。
8) 岡田 (2007).
9) ibid.
10) ここでは便宜的に $z \equiv j \in (0,1)$ としておく。
11) 本稿では貯蓄 (S) ないしは投資 (I) を捨象しているため，生産 (Y) ＝消費 (C) となっている。
12) 岡田 (2007).
13) ibid.
14) ibid.
15) 以下議論は Calvo (1983), 加藤 (2006) 第3章に基づく。
16) ここで幾何平均のフォーミュラーを使用する。すなわち，$\bar{X}=\prod_{i=1}^{n} X_i^{\theta_i}$，$\sum_{i=1}^{n}\theta_i=1$である。(48) 式で，$\omega\sum_{i=0}^{\infty}(1-\omega)^i=\omega\frac{1}{1-(1-\omega)}=1$ であるから，ウエイトの合計値が1となっていることが確かめられる。
17) 注5文献参照。
18) 二階堂副包 (1960)『現代経済学の数学的方法』岩波書店，p.256.
19) 「部分ゲーム完全均衡」に関しては，Fundenberg, D. and J. Tirole (1992), *Game Theory*, MIT Press, pp.72-74, Aumann, R.J. and S. Hart eds. (2002), *Handbook of Game Theory*, Vol.3, North Holland, pp.1625-1626 を参照。
20) NKP曲線式を1期繰り上げ，これに (68) 式を代入すれば，$E_t[y_{t+1}]=\frac{\chi_1-1}{\kappa\chi_1}E_t[\pi_{t+1}]$ を得る。この式と (68)

式ならびにNKP曲線式とをそれぞれIS曲線式に代入すれば，$y_t+\frac{1}{\rho}(r_t-\frac{\pi_t}{\chi_1})=\frac{\chi_1-1}{\kappa\chi_1}(\pi_t-\kappa y_t)$となるから，これを整理すれば(69)式を得る。

21) 山本(1988)第3章。

22) 詳細に関しては宮尾(2006)参照。

23) 日本銀行は，かつては公定歩合を政策金利としていたが，1995年以降は無担保コール・レート翌日物（オーバーナイト）を一定の水準に誘導することをもって金融政策の操作目標としている(www.boj.or.jp/type/exp/seisaku/)。

24) IMF, *International Financial Statistics* CD-ROM, February 2007.

25) センサスX12-ARIMA法に基づく季節調整ソフトは，Quantitative Micro Software, LLC社のEViews 5.1を使用した。この方法に関する詳細な手引書としては，U.S. Census Bureau, X-12-ARIMA Reference Manual, (www.census.gov., Omega pdf files: FINALPT1.PDF and FINALPT2.PDF)が利用可能である。

26) QMS (2004) pp.344-345.

27) $I(1)$はrの1変数のみであるので，ここでは共和分検定は行わない。

28) IMF, *International Financial Statistics* CD-ROM, February 2007.

29) 本時系列統計分析におけるインパルス応答式から，金利ショックを1標準偏差だけマイナスに与えたときの各3変数のインパルス応答は，日本の場合，物価を有意に上昇させ，景気を刺激することとなる。したがって，近年日本経済が直面したゼロ金利政策の有効性問題ないしは長期不況にあっての流動性の罠問題，あるいはインフレ（デフレ）・ターゲッティング問題に対し，この期に限定した時系列統計分析はデータの標本期間不足からうまく答えられない。

参考文献

大滝雅之 (2005)『動学的一般均衡のマクロ経済学』東京大学出版会

岡田義昭 (2006)『国際金融の新たな枠組み』成文堂

______(2007)「開放経済下の新IS-LM体系と日米経済：テクニカル・ノート」*mimeo*

加藤涼 (2007)『現代マクロ経済学講義』東洋経済新報社

______/平田英明 (2007)「動学的一般均衡モデルへの招待:New IS-LMモデル分析」『日本経済研究』N0.57, pp.121-132

宮尾龍蔵 (2006)『マクロ金融政策の時系列分析』日本経済新聞社

森棟公夫 (1999)『計量経済学』東洋経済新報社

山本拓 (1988)『経済の時系列分析』

吉川洋 (1981)「展望論文：マクロ経済学・1970年代の理論展開」『季刊現代経済』No.42, pp.136-160

Akerlof, G.A. (1979), “The Case against Conservative Macroeconomics: An Inaugural Lecture,” *Economica*, Vol.46, pp.219-237

Batini, N., B. Jackson and S. Nickell (2005), “An Open-economy New Keynesian Phillips Curve for the U.K., ” *Journal of Monetary Economics*, Vol.52, pp.1061-1071

Barro, R.J. (1981), *Money, Expectations, and Business Cycles*, Academic Press

Blinder, A. (1987), “Keynes, Lucas, and Scientific Progress, ” *American Economic Review*, Vol.77, May 1987

Calvo, G., (1983), “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework, ” *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398

Carlstrom, C.T. and T.S. Fuerst (1997), “Agency Cost, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis, ” *American Economic Review*, Vol.87, pp.893-910

Clarida, R., J. Gali and M. Gertler (1999), “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, ” *Journal of Economic Literature*, Vol.37, pp.1661-1707

Devereux, M.B. and C. Engel (1998), “Fixed vs. Floating Exchange Rates: How Price Setting Affects the Optimal Choice of Exchange-rate Regime, ” *NBER Working Paper*, No.6867

______and______(1999), “The Optimal Choice of Exchange-rate Regime: Price-setting Rules and Internationalized Production, ” *NBER Working Paper*, No.6992

Fischer, S. (1977), "Long-term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, "*Journal of Political Economy*, Vol.85, pp.191-205

______ed. (1980) *Rational Expectations and Economic Policy*, University of Chicago Press

Gali, J. and M. Gertler (1999), "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis, " *Journal of Monetary Economics*, Vol.44, pp.195-222

______and T. Monacelli (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, " *Review of Economic Studies*, Vol.72, pp.707-734

Giannoni, M.P. and M. Woodford (2002), "Optimal Interest-Rate Rules: I .General Theory, " *NBER Working Paper* No.9419

Goodfriend, M. and R.G. King (1997), "The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary policy, " *NBER Macroeconomics Annual* 1997, pp.231-283

Jensen, H. (2002), "Targeting Income Growth or Inflation?" *American Economic Review*, Vol.92, pp.928-956

Kiyotaki, N. and J. Moore (1997), "Credit Cycles, " *Journal of Political Economy* Vol.105, pp.221-248

Kydland, F.K. and E.C. Prescott (1982), "Time to Build and Aggregate Fluctuations, " *Econometrica*. Vol.50, pp.1345-1370

Ljungqvist, L. and T.J. Sargent (2004), *Recursive Macroeconomic Theory*, 2nd ed., The MIT Press

Lucas, Jr. R.E. (1981), *Studies in Business-Cycle Theory*, The MIT Press

______(1987), *Models of Business* Cycles, Basil Blackwell Ltd.

______and T.J. Sargent eds. (1981), *Rational Expectations and Econometric Practice*, George Allen & Unwin

Mankiw, N.G. (2006), "The Macroeconomist as Scientist and Engineer, " *Journal of Economic Perspectives*, Vol.20, No.4

McCallum, B.T. (1980), "Rational Expectations and Macroeconomic Stabilization Policy: An Overview, " *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.12, pp.716-746

______and E. Nelson (1999), "An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis, " *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.31, pp.296-316

Monacelli, T. (2005), "Monetary Policy in a Low Pass-through Environment, " *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.37, No.6

Mortensen, P. and C. Pissarides (1998), "The Cyclical Behavior of Job and Worker Flows, " *Review of Economic Dynamics*, Vol.1, pp.733-753

Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press

Phelan, C. and A. Trejos (2000), "The Aggregate Effects of Sectoral Reallocations, " *Journal of Monetary Economics*, Vol.45, pp.249-268

Pool, W. (1976), Rational Expectations in the Macro Model, " *Brookings Papers on Economic Activity* (1976:2), pp.463-514

Quantitative Micro Software (2004), *EViews5 Users Guide*

Roberts, J. (1995), "New-Keynesian Economics and the Phillips Curve, " *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.27, pp.975-984

Shiller, R.J. (1978), "Rational Expectations and the Dynamic Structure of Macroeconomic Models: A Critical Review, " *Journal of Monetary Economics*, Vol.4, pp.01-44

Svensson, L.E.O. (1997), "Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets, " *European Economic Review* Vol.91, pp.39-69

______(2005), "Monetary Policy with Judgment: Forecast Targeting, " *NBER Working Paper*, No.11167

Woodford, M, (1999), "Optimal Policy Inertia, " *NBER Working Paper*, No.7261

______(2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press

______(2006), "Rules for Monetary Policy, " *NBER Research Summary*, Spring 2006

______and J. Rotemberg (1997), "An Optimization-based Econometric Framework for Evaluation of Monetary Policy, " *NBER Macroeconomic Annual* 12, pp.297-346

Yun, T. (1996), "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles, " *Journal of Monetary Economics*, Vol.37, pp.345-370