

日米金融政策 —動学的一般均衡モデル分析—

岡田 義昭

- I はじめに
- II 理論モデルと統計式
- III 推計結果とその評価
- IV 結び
- 注
- 参考文献

【要旨】

本稿において、日米金融政策の特色を、動学的一般均衡モデルに依拠した小規模計量モデルに対し日米時系列データ(1996年Q1～2010年Q3)を適用しつつ「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」により推計することで検証した。その結果、米国の金融政策を比較の参照軸とすることにより、ここに日本銀行の政策金利＝コール・レート目標水準の操作・誘導を中心とする1990年代半ばから今日までの金融政策に関する特色を明らかにすることができた。

【キーワード】

動学的(確率的)一般均衡モデル, マルコフ連鎖モンテカルロ・ベイズ推計法, メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズム, コール・レート目標水準, フェデラル・ファンド・レート

I はじめに

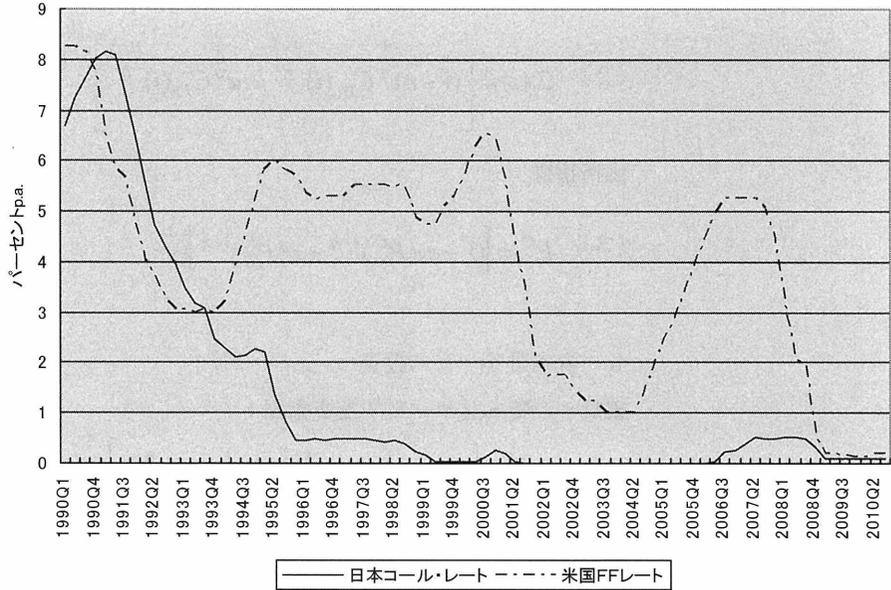
バブル崩壊後の1990年代から今日までの日本経済は、長引く不況とデフレ・スパイラルという状況に陥った。とりわけ不況下での物価下落は、需要低迷→企業の製品価格下落→利潤率低下→設備投資意欲の減退を招くと同時に、賃金切下げ・雇用の縮小→消費停滞というスパイラル事象をもたらした。こうした日本の深刻なマクロ経済事象のもと、日本の中央銀行である日本銀行は、政策金利の引き下げやさらにはゼロ金利制約に直面して非伝統的金融政策である量的緩和政策を2001年3月から2006年3月まで5年間採用した¹⁾。他方、1990年代の米国は、“ニュー・エコノミー論”に代表されるように、情報通信技術関連投資による技術革新に牽引されて労働生産性は高まり、史上最長の景気拡大を経験した。さらに安定した物価上昇率がこれを支えた。だが、1999年から2000年にかけてITバブルが発生すると、それ以降、バブル崩壊にともなう不況回避や2001年の同時多発テロによる景気悪化を防ぐため、米連邦準備制度理事会は政策金利であるフェデラル・ファンド・レートを4年近くにわたって引き下げた。こうした金融緩和策が2008年のリーマン・ショックをもたらす一因につながった²⁾。

ところで、日本銀行は、金利自由化の進展にともない、1996年以降、それまでの公定歩合変更による金融政策から無担保コール・レート翌日物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に替えた³⁾。第1図は1990年から最近までの日本のコール・レート翌日物と米国のフェデラル・ファンド・レートの両水準を図示したものである。1990年代半ばまでは金利裁定取引などもあって同じようなトレンドを辿っていたが、コール・レートが政策金利に採用された1990年代半ばからは日米通貨当局それぞれの政策の相違を反映して異なる動きを示している。こうした政策金利水準の相違に対し、以下のような点が指摘できる⁴⁾。

- 1) 金融政策が参照する主要経済変数のパフォーマンスの違い
- 2) 通貨当局による金融政策ルールの違い
- 3) 物価動向やGDP需給ギャップに対する金融政策の感応度の違い
- 4) 金融政策の政策効果に関する持続性の違い
- 5) 物価・賃金変動の粘着度やインフレ予想の大きさなど経済構造の違い

そこで本稿において、以上のような相違点を、動学的一般均衡モデルに依拠した小規模計量モデルに対し日米時系列データを適用しつつ「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」により推計することで検証してみる⁵⁾。かくして、米国の金融政策を比較の参照軸とすることにより、ここに日本銀行の金融政策に関する特色を評価することが可能となる。

第 1 図 日米短期金利水準



資料：IMF (2011)

II 理論モデルと統計式

本稿における計量分析の基となる新開放マクロ経済理論は、岡田 (2011b) をほぼ踏襲する。当該国 (i.e. 日本・米国) のマクロ経済に関して、その概略を示せば以下のごとくである。ただし当該国の各家計 i は単位開区間 $(0,1) \subset R^1$ に連続的に分布するものとする。また、当該国の各企業 j も同様に区間 $(0,1) \subset R^1$ に連続的に分布するものとする。また当該国のマクロ経済は、離散的時間の経過とともに $t \in \{0,1,2,\dots\}$ と継起的ないしは逐次的 (sequential) に進行していくと考える。

1 家計

a 選好

家計 i の効用関数：

$$(1) U_t(i) = E_t \left[\sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} u_s(i) \right]$$

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

(ただし $\beta (\in (0,1))$: 時間的割引率

$h (\in [0,1])$: 消費習慣係数

$\rho (> 0)$, $\nu (> 0)$: 定数

$E[\cdot]$: 期待値オペレータ)

家計 i の財サービス消費指標 :

$$(2) \quad C_t(i) = \left[(1-a)^{\frac{1}{\eta}} C_{Ht}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} + a^{\frac{1}{\eta}} C_{Ft}(i)^{\frac{\eta-1}{\eta}} \right]^{\frac{\eta}{\eta-1}} \quad (\eta > 1)$$

価格指標 :

$$(3) \quad P_t^C = \left[(1-a)(P_{Ht}^C)^{1-\eta} + a(P_{Ft}^C)^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$$

b 資本財サービス投資

家計 i の資本財サービス投資指標 :

$$(4) \quad I_t(i) = \left[(1-a)^{\frac{1}{\kappa}} I_{Ht}(i)^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} + a^{\frac{1}{\kappa}} I_{Ft}(i)^{\frac{\kappa-1}{\kappa}} \right]^{\frac{\kappa}{\kappa-1}} \quad (\kappa > 1)$$

価格指標 :

$$(5) \quad P_t^I = \left[(1-a)(P_{Ht}^I)^{1-\kappa} + a(P_{Ft}^I)^{1-\kappa} \right]^{\frac{1}{1-\kappa}}$$

総合的物価指数 :

$$(6) \quad P_t = (P_t^C)^{1-n} (P_t^I)^n$$

(ただし自国GDPに占める資本財サービスと消費財サービスとの割合を $n:(1-n)$ とする)

c 資本ストック

家計 i の保有する資本ストックの推移式 :

$$(7) \quad K_{t+1}(i) = (1-\delta)K_t(i) + \left[1 - A\left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)}\right) \right] I_t(i)$$

(ただし δ は資本ストック損耗率)

投資調整費用関数 ($A(\cdot)$) :

$$(8) \quad A\left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)}\right) = \frac{1}{\varphi} \frac{1}{2} \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} - 1 \right)^2$$

(ただし $\varphi(>0)$ は定数。定常状態では、 $A(1) = 0$, $A'(1) = 0$, $A''(1) = \frac{1}{\varphi}$)

家計 i の稼働資本ストック :

$$(9) \quad \tilde{K}_t(i) = z_t(i)K_t(i)$$

(ただし z_t は稼働率)

稼働率費用関数 :

$$(10) \quad \psi(z_t(i))$$

(ただし $\psi' > 0, \psi'' > 0, \psi(z^{ss}) = 0, z^{ss} = 1$ 定常状態)

稼働率費用：

$$(11) \quad H_t(i) = \psi(z_t(i))K_t(i)$$

d 予算制約式

家計 i の予算制約式：

$$(12) \quad P_t C_t(i) + E_t[R_{t,t+1}\{B_{H,t+1}(i) + B_{F,t+1}(i)\}] + P_t\{I_t(i) + \psi(z_t(i))K_t(i)\} + \tau_t(i) \\ \leq B_{Ht}(i) + B_{Ft}(i) + r_t^K P_t \tilde{K}_t(i) + \Phi_t(i) + W_t(i)L_t(i)$$

e 個別財需要

家計 i の自国・外国の消費財サービス需要量：

$$(13) \quad C_{Ht}(i) = \left(\frac{1-a}{a}\right) \left(\frac{P_{Ht}^C}{P_{Ft}^C}\right)^{-\eta} C_{Ft}(i)$$

家計 i の自国・外国の資本財サービス需要量：

$$(14) \quad I_{Ht}(i) = \left(\frac{1-a}{a}\right) \left(\frac{P_{Ht}^I}{P_{Ft}^I}\right)^{-\kappa} I_{Ft}(i)$$

f 家計 i の主体的均衡条件

$$(15) \quad \lambda_t(i) = \{C_t(i) - hC_{t-1}(i)\}^{-\rho} \quad \dots \text{消費}$$

$$(16) \quad \lambda_t(i) = \beta E_t \left(\frac{1}{R_{t,t+1}} \right) \left(\frac{P_t}{P_{t+1}} \right) \lambda_{t+1}(i) \quad \dots \text{債券}$$

$$(17) \quad \frac{1}{\lambda_t(i)} = \frac{W_t(i)}{P_t} L_t(i)^{-\nu} \quad \dots \text{労働}$$

$$(18) \quad r_t^K = \psi'(z_t(i)) \quad \dots \text{稼働率}$$

(19)

$$\lambda_t(i) = q_t(i) \left[1 - A \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) - A' \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) \frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right] + \beta E_t q_{t+1}(i) A' \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right) \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right)^2 \\ \dots \text{投資}$$

$$(20) \quad q_t(i) = \beta E_t \left[q_{t+1}(i)(1-\delta) + \lambda_{t+1}(i) \{r_{t+1}^K z_{t+1}(i) - \psi(z_{t+1}(i))\} \right] \quad \dots \text{資本ストック}$$

$$(19a) \quad 1 = Q_t(i) \left[1 - A \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) - A' \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) \frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right] + \beta E_t \frac{\lambda_{t+1}(i)}{\lambda_t(i)} Q_{t+1}(i) A' \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right) \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right)^2$$

$$(20a) \quad Q_t(i) = \beta E_t \left[\frac{\lambda_{t+1}(i)}{\lambda_t(i)} \{Q_{t+1}(i)(1-\delta) + (r_{t+1}^K z_{t+1}(i) - \psi(z_{t+1}(i)))\} \right]$$

$$(\text{ただし } Q_t(i) = \frac{q_t(i)}{\lambda_t(i)})$$

g 賃金率設定

集計的労働時間：

$$(21) \quad L_t = \left[\int_0^1 L_t(i)^{1+\mu} di \right]^{1+\mu} \quad (\mu > 1)$$

名目賃金率：

$$(22) \quad W_t = \left[\int_0^1 W_t(i)^{-\frac{1}{\mu}} di \right]^{-\mu}$$

個別労働需要時間：

$$(23) \quad L_t(i) = \left(\frac{W_t(i)}{W_t} \right)^{\frac{1+\mu}{\mu}} L_t$$

家計 i の賃金率設定条件式：

$$(24) \quad \frac{\tilde{W}_t(i)}{P_t} = (1+\mu) E_t \sum_{s=0}^{\infty} f_{t+s} \frac{P_{t+s}}{P_t} \frac{L_{t+s}(i)^{\nu}}{\lambda_{t+s}(i)}$$

$$\text{ただし } f_{t+s} \equiv \frac{(\beta\omega_W)^s L_{t+s} W_{t+s}^{\frac{1+\mu}{\mu}}}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta\omega_W)^s L_{t+s} W_{t+s}^{\frac{1+\mu}{\mu}}}$$

3 企業

a 最終財サービス生産企業

代表的企業の合成財生産：

$$(25) \quad Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(j)^{\frac{1}{1+\xi}} dj \right]^{1+\xi} \quad (\xi > 0)$$

価格指標：

$$(26) \quad P_{Ht} = \left[\int_0^1 P_t(j)^{-\frac{1}{\xi}} dj \right]^{-\xi}$$

財サービス生産：

$$(27) \quad Y_t \equiv Y_{Ht} + Y_{Ht}^*$$

Y_{Ht} ：自国財サービスの自国向け供給量

Y_{Ht}^* ：自国財サービスの外国向け供給量（i.e. 自国輸出品）

個別中間財サービス購入量：

$$(28) \quad Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_{Ht}} \right)^{\frac{1+\xi}{\xi}} Y_t$$

b 中間財サービス生産企業

企業 j の生産技術：

$$(29) \quad Y_t(j) = F^j(K_t, L_t) = A_t K_t^\alpha(j) L_t^{1-\alpha}(j) - \Psi$$

(ただし, $A_t = \bar{A} \exp(\varepsilon_t^A)$, $\varepsilon_t^A \sim i.i.d.(0, \sigma_A^2)$, Ψ : 固定費用)

費用最小化：

$$(30) \quad r_t^K - \lambda_t(j) A_t \alpha K_t^{\alpha-1}(j) L_t^{1-\alpha}(j) = 0 \quad \dots \text{資本ストック}$$

$$\frac{W_t}{P_t} - \lambda_t(j) A_t (1-\alpha) K_t^\alpha(j) L_t^{-\alpha}(j) = 0 \quad \dots \text{労働}$$

技術的限界代替率と生産要素価格の比：

$$(31) \quad \frac{1-\alpha}{\alpha} \frac{K_t(j)}{L_t(j)} = \frac{W_t/P_t}{r_t^K}$$

実質限界費用：

$$(32) \quad MC_t(j) = \frac{1}{A_t} \left(\frac{r_t^K}{\alpha} \right)^\alpha \left(\frac{W_t/P_t}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}$$

c 財サービス価格設定

企業 j の価格設定に関する主体的均衡条件：

$$(33) \quad \frac{\tilde{P}_t(j)}{P_{Ht}} = (1+\xi) E_t \sum_{s=0}^{\infty} g_{t+s} MC_{t+s}$$

$$\text{ただし } g_{t+s} \equiv \frac{(\beta \omega_p)^s \left(\frac{P_{H,t+s}}{P_{Ht}} \right) Y_{t+s}(j)}{E_t \sum_{s=0}^{\infty} (\beta \omega_p)^s \left(\frac{P_{H,t-1+s}}{P_{H,t-1}} \right)^{\gamma_p} Y_{t+s}(j)}$$

4 政府部門

政府部門の財政収支式：

$$(34) \quad \tau_t + (B_{t+1} - B_t) = P_t G_t + r_t B_t$$

通貨当局の政策反応式：

$$(35) \quad r_t = \chi_1 r_{t-1} + (1-\chi_1) \{ \chi_2 (\Pi_t - \Pi^0) + \chi_3 \hat{Y}_t \}$$

$$\text{(ただし } \Pi_t \equiv \frac{P_t}{P_{t-1}}, \Pi^0 : \text{目標インフレ率, } \hat{Y}_t : \text{GDP 需給ギャップ)}$$

5 市場

a 購買力平価

一物一価の法則：

$$(36) P_{Ft}(j) = ER_t P_{Ft}^*(j)$$

購買力平価式：

$$(37) ER_t = \frac{P_{Ft}}{P_{Ft}^*} = \frac{P_{Ht}}{P_{Ht}^*}$$

総合的物価指数：

$$(38) p_t = (1-a)p_{Ht} + ae_t$$

b 財サービス市場・債券市場・労働市場

財サービス市場の集計的需給均衡式：

$$(39) Y_t = C_t + I_t + G_t + \psi(z_t)K_{t-1} + Y_{Ht}^* - (C_{Ft} + I_{Ft})$$

内外債券市場の均衡式：

$$(40) \int_0^1 \left(\frac{B_{Ht}(i)}{P_t} + \frac{B_{Ft}(i)/ER_t}{P_t^*} \right) di + \int_0^1 \left(\frac{B_{Ft}^*(i)}{P_t^*} + \frac{ER_t \times B_{Ht}^*(i)}{P_t} \right) di = 0$$

労働市場の均衡式：

$$(41) L_t^0 = \min[L_t^D, L_t^S]$$

つぎにこれら新開放マクロ経済学の理論式を基に、定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式を、 $\forall t \in \{1, 2, \dots, T\}$ に対して導く⁶⁾。以下で、 $\hat{\cdot}$ 付き変数は定常状態からの対数線形乖離を表す。ただし、金利 r と資本レント r^K に関しては単に定常状態からの線形乖離を表す。また、すべての家計・企業は同形的ゆえ、各変数に対して i, j について $(0, 1)$ 区間で積分した集計量を用いる。

6 家計行動式

a 消費オイラー方程式

$$(Eq01) \hat{c}_t = \frac{h}{1+h} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+h} E_t \hat{c}_{t+1} - \frac{1-h}{(1+h)\rho} (\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-h}{(1+h)\rho} (\varepsilon_t^c - E_t \varepsilon_{t+1}^c)$$

b 投資オイラー方程式

$$(Eq02) \hat{i}_t = \frac{1}{1+\beta} \hat{i}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{i}_{t+1} + \frac{\varphi}{1+\beta} \hat{Q}_t + \frac{\beta E_t \varepsilon_{t+1}^i - \varepsilon_t^i}{1+\beta}$$

$$\hat{Q}_t = -(\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) + \frac{1-\delta}{1-\delta+\bar{r}^K} E_t \hat{Q}_{t+1} + \frac{\bar{r}^K}{1-\delta+\bar{r}^K} E_t \hat{r}_{t+1} + \varepsilon_t^Q$$

$$\left(\text{ただし, } \varphi \equiv \frac{1}{A''(1)} \right)$$

c 資本ストック推移式

$$\text{(Eq03)} \quad \hat{k}_t = (1 - \delta)\hat{k}_{t-1} + \hat{\delta}_{t-1}$$

d 実質賃金率設定式

$$\begin{aligned} \text{(Eq04)} \quad \hat{w}_t = & \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1 + \beta} \hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1 + \beta \gamma_W}{1 + \beta} \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_W}{1 + \beta} \hat{\pi}_{t-1} \\ & - \frac{(1 - \beta \omega_W)(1 - \omega_W)}{(1 + \beta) \left(1 + \left(\frac{1 + \mu}{\mu} \right) \nu \right) \omega_W} \left[\hat{w}_t - \hat{v}_t - \frac{\rho}{1 - h} (\hat{c}_t - h \hat{c}_{t-1}) - \varepsilon_t^w \right] \end{aligned}$$

$$\left(\text{ただし } w \equiv \frac{\tilde{W}}{P} \right)$$

7 企業行動式

a 費用最小化式

$$\text{(Eq05)} \quad \hat{l}_t = -\hat{w}_t + (1 + \psi) \hat{r}_t^K + \hat{k}_{t-1}$$

$$\left(\text{ただし } \psi \equiv \frac{\psi'(1)}{\psi''(1)} \right)$$

b 生産関数式

$$\text{(Eq06)} \quad \hat{y}_t = \phi \alpha \hat{k}_{t-1} + \phi \alpha \psi \hat{r}_t + \phi (1 - \alpha) \hat{l}_t + \phi \varepsilon_t^A$$

c 国内価格インフレ率式

$$\begin{aligned} \text{(Eq07)} \quad \hat{\pi}_{Ht} = & \frac{\gamma_P}{1 + \beta \gamma_P} \hat{\pi}_{H,t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta \gamma_P} E_t \hat{\pi}_{H,t+1} \\ & + \frac{(1 - \beta \omega_P)(1 - \omega_P)}{(1 + \beta \gamma_P) \omega_P} \left[\alpha \hat{r}_t^K + (1 - \alpha) \hat{w}_t - \varepsilon_t^A + \varepsilon_t^\pi \right] \end{aligned}$$

8 市場均衡式

財サービス市場

$$\begin{aligned} \text{(Eq08)} \quad \hat{y}_t = & c_y \hat{c}_t + \delta k_y \hat{l}_t + \bar{r}_t^K \psi k_y \hat{r}_t^K \\ \left(\text{ただし, } c_y \equiv (1 - \delta k_y - g_y) \right) \end{aligned}$$

9 金融政策ルール式

$$(Eq09) \quad \hat{r}_t = \chi_1 \hat{r}_{t-1} + (1 - \chi_1) \{ \chi_2 (\hat{\pi}_t - \pi^0) + \chi_3 \hat{y}_t \} + \varepsilon_t^r$$

10 構造ショック式

上述した誘導形統計式において、各構造ショック項目を、つぎのような正規分布誤差 (*i.i.d.*) を伴った1次の自己回帰式と予測誤差式とで表す。

$$(Eq10) \quad \varepsilon_t^c = \rho^c \varepsilon_{t-1}^c + \eta_t^c \quad \dots \text{消費需要ショック}$$

$$(Eq11) \quad \varepsilon_t^i = \rho^i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \quad \dots \text{投資需要ショック}$$

$$(Eq12) \quad \varepsilon_t^a = \rho^a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \quad \dots \text{全要素生産性ショック}$$

$$(Eq13) \quad \varepsilon_t^Q = \hat{Q}_t - E_{t-1} \hat{Q}_t \quad \dots Q \text{構造ショック}$$

$$(Eq14) \quad \varepsilon_t^w = \hat{w}_t - E_{t-1} \hat{w}_t \quad \dots \text{実質賃金率ショック}$$

$$(Eq15) \quad \varepsilon_t^\pi = \hat{\pi}_t - E_{t-1} \hat{\pi}_t \quad \dots \text{インフレ率ショック}$$

$$(Eq16) \quad \varepsilon_t^r = \rho^r \varepsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \quad \dots \text{金利ショック}$$

III 推計結果とその評価

前章で展開した統計式——定常状態からの近傍乖離に関する対数線形近似式——に対し、実際の日米経済の時系列データを当てはめて計算すると、各パラメータ推計値から以下のような日米通貨当局の金融政策に関する特色が導ける。

1 MCMC推計

上述統計式の推計法に関しては、本稿では推定量の漸近的特性が未知の有限標本特性に関しても有効に確かめられ、かつ各種事前情報が活用できる「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」(B I - MCMC)⁷⁾を適用する。計算ソフトは、理論式の構造パラメータ推計が可能となる DYNARE プログラム・パッケージ (Version4.1.3) を MATLAB 上で用いる⁸⁾。また、具体的な計算のアルゴリズムとしては、メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズム (Metropolis-Hastings algorithm) を採用する⁹⁾。推計期間は、1996年第1四半期より最近時点の2010年第3四半期 (標本数:59サンプルズ) までとする。データは IMF の *International Financial Statistics*, CD-ROM, January 2011 を用いる。各データの一覧を示せば以下のごとくである。なお、各指数はいずれも2005年 = 100.0 である。

C : 名目GDE民間最終消費支出項目を消費者物価指数によりデフレート

I : 名目GDE国内総固定資本形成項目を企業(卸売)物価指数によりデフレート

P : GDPデフレーター

Y : 実質 GDP

r : 日本 : 無担保コール・レート翌日物期中平均

米国 : フェデラル・ファンド・レート期中平均

L : 製造業雇用者指数

W : 名目賃金指数 (月額) を消費者物価指数によりデフレート

なお、採用する各時系列データに対しては、定常均衡値からの近傍乖離幅を Hodrick=Prescott フィルターによる傾向値からの差で近似し、平均値調整を施す (demean)。また、為替レートと金利ならびに一部季節調整済みデータを除くすべての四半期原数値に対し、センサス X 12-ARIMA により季節調整を施す¹⁰⁾。

つぎに、(Eq01) 式～(Eq16) 式の統計式に対する MCMC 推計に際し、第 1 表のような各構造パラメータに関して、第 2-a 表のような値と第 2-b 表のような事前確率分布を設定する。すなわち、推計期間中の金利に関する HP フィルター傾向値の平均を定常状態での金利水準とみなして、両国とも定常状態における時間的割引要素を $\beta = 0.990$ (四半期ベース) とする。また、資本ストック損耗率 δ 、資本分配率 a 、政府支出の対 GDP 比率 g_t のそれぞれの値に関しては、各時系列データの推計期間中の平均値を勘案して決める。それ以外の各パラメータの事前確率分布に関しては、この分野の先駆的論文である Smets/Wouters (2003) を参考に、正規分布、ベータ分布、逆ガンマ分布をそれぞれ適用する。

さらに具体的に MCMC 推計を行うにあたって、以下のような前提を設ける。

- 1) 日米ともに経済の開放度 α は 1～2 割程度ゆえ、 $\hat{p}_t \approx \hat{p}_{Ht}$ ないしは $\hat{\pi}_t \approx \hat{\pi}_{Ht}$ と仮定する。
- 2) (Eq01) 式から ε_{t+1}^c を、また (Eq02) 式から ε_{t+1}^i を消去する。さらに両式のホワイト・ノイズ $\varepsilon_t^c, \varepsilon_t^i$ に対してそれぞれ 1 に rescale しておく。

第1表 構造パラメータ

パラメータ	説明
β	時間的割引率
h	消費習慣係数
ρ	異時点間の消費代替弾力性の逆数 (i.e. 相対的危険回避度係数)
φ	投資費用調整関数の第二次微係数の逆数 (= $1/A''(1)$)
δ	資本ストック損耗率
\bar{r}^K	資本レント (定常状態) (= $1/\beta - 1 + \delta$)
γ_p	価格インデクセーション転嫁率
γ_w	賃金インデクセーション転嫁率
ω_p	価格据え置き確率
ω_w	賃金率据え置き確率
α	資本分配率
μ	賃金率設定のマークアップ率
ν	労働供給の代替弾力性
ψ	稼働率変化に伴う稼働率費用変化の弾力性の逆数
k_y	資本ストックの対GDP比率
g_y	政府支出の対GDP比率
ϕ	固定費用 ψ の対GDP比率+1
χ_1	1期前の金利に対する政策反応係数
χ_2	インフレ率目標値との乖離に対する政策反応係数
χ_3	GDPギャップに対する政策反応係数
π^0	インフレ率目標値

第2-a表 構造パラメータ設定値

パラメータ	設定値
β	0.990
δ	0.025
α	0.300
g_y	0.200
π^0	0.000

第2-b表 構造パラメータ：事前確率分布

パラメータ	確率分布のタイプ	平均値	標準偏差
h	ベータ分布	0.700	0.1500
ρ	正規分布	1.000	0.3750
γ_p	ベータ分布	0.500	0.2500
γ_w	ベータ分布	0.500	0.2500
ω_p	ベータ分布	0.500	0.2500
ω_w	ベータ分布	0.500	0.2500
φ	正規分布	0.100	0.0500
μ	正規分布	0.500	0.2500
ν	正規分布	2.000	0.7500
ψ	正規分布	1.000	0.5000
k_y	正規分布	1.500	0.5000
ϕ	正規分布	1.500	0.5000
χ_1	ベータ分布	0.800	0.1000
χ_2	正規分布	1.500	0.5000
χ_3	正規分布	0.100	0.1000
ρ^s	ベータ分布	0.800	0.1000
ρ^i	ベータ分布	0.800	0.1000
ρ^A	ベータ分布	0.800	0.1000
ρ^r	ベータ分布	0.800	0.1000
S.D. η^s	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. η^i	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. η^A	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. ε^Q	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. ε^W	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. ε^π	逆ガンマ分布	0.200	inf.
S.D. ε^γ	逆ガンマ分布	0.200	inf.

2 推計結果

かくして、マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法により、理論式の各構造パラメータを推計すると、第3表のような推計結果を得る。メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズムにより、最初の10,000個を初期値に依存する稼働検査 (burn-in) 期間として捨て、その後の10,000個の標本を事後確率分布からの標本と考えて、それに対する平均と90%信頼区間を表示している。さらに第2図は、それら各構造パラメータの推計事後確率分布を事前確率分布とともにプロットしたものである。これにより、平均、最頻値、標準偏差、各値の確率など、事後確率分布の形状がより詳細に理解し得る。

こうして推計された理論式の各構造パラメータ値から、次節以下のような日米マクロ経済構造ならびに日米通貨当局による金融政策のそれぞれの特色が導ける。

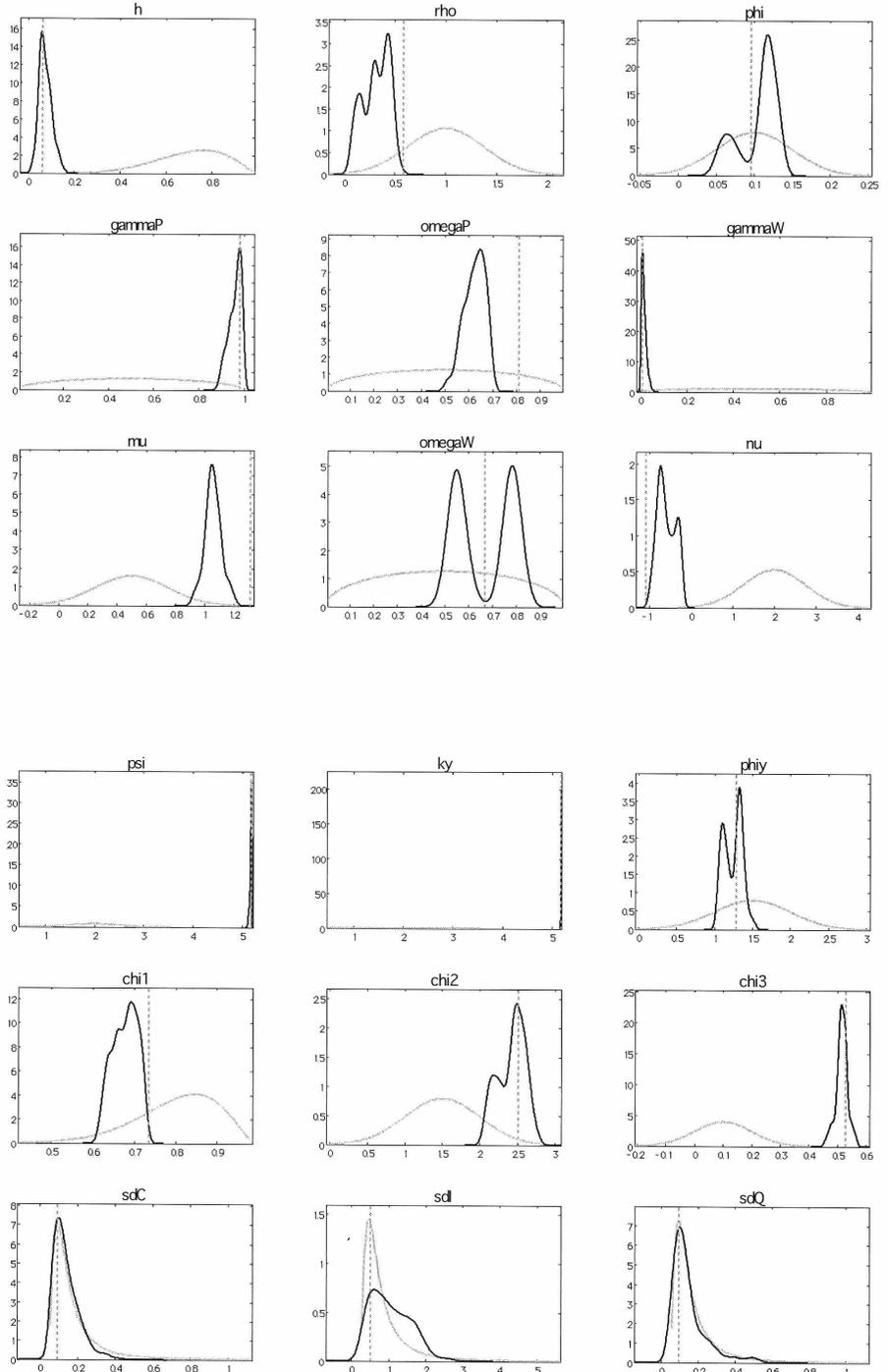
第3-a表 構造パラメータ推計結果・事後確率分布：日本

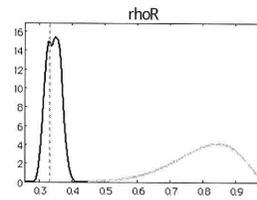
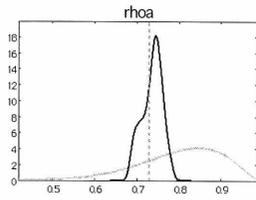
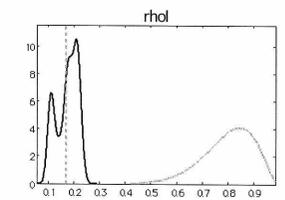
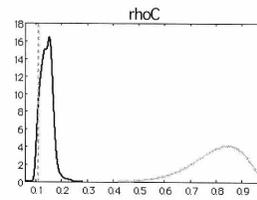
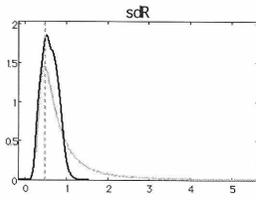
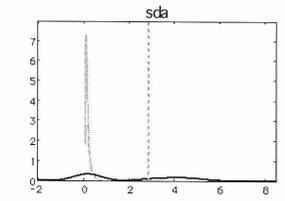
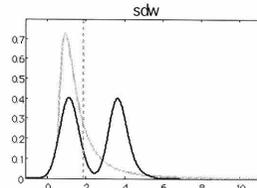
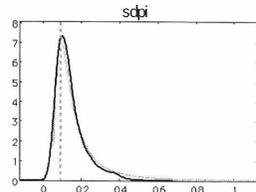
パラメータ	平均値	90%信頼区間
h	0.0749	[0.0353 0.1245]
ρ	0.3141	[0.0823 0.4660]
γ_p	0.9590	[0.9158 0.9989]
γ_w	0.0134	[0.0003 0.0283]
ω_p	0.6227	[0.5559 0.6881]
ω_w	0.6674	[0.5254 0.8082]
φ	0.1052	[0.0608 0.1342]
μ	1.0581	[0.9529 1.1523]
ν	- 0.6085	[- 0.8710 - 0.2389]
ψ	5.1623	[5.1385 5.1807]
k_y	5.1777	[5.1737 5.1807]
ϕ	1.2408	[1.0578 1.3962]
χ_1	0.6770	[0.6347 0.7254]
χ_2	2.4218	[2.1145 2.6735]
χ_3	0.5150	[0.4781 0.5490]
ρ^c	0.1409	[0.1025 0.1668]
ρ^i	0.1736	[0.1025 0.2187]
ρ^A	0.7357	[0.6952 0.7727]
ρ^r	0.3433	[0.3083 0.3748]
S.D. η^s	0.1396	[0.0546 0.2332]
S.D. η^i	1.0513	[0.3226 1.8226]
S.D. η^A	2.1164	[0.0458 4.8500]
S.D. ε^Q	0.1462	[0.0490 0.2739]
S.D. ε^W	2.4364	[0.6795 4.0051]
S.D. ε^π	0.1444	[0.0504 0.2513]
S.D. ε^γ	0.5938	[0.2770 0.8641]

第3-b表 構造パラメータ推計結果・事後確率分布：米国

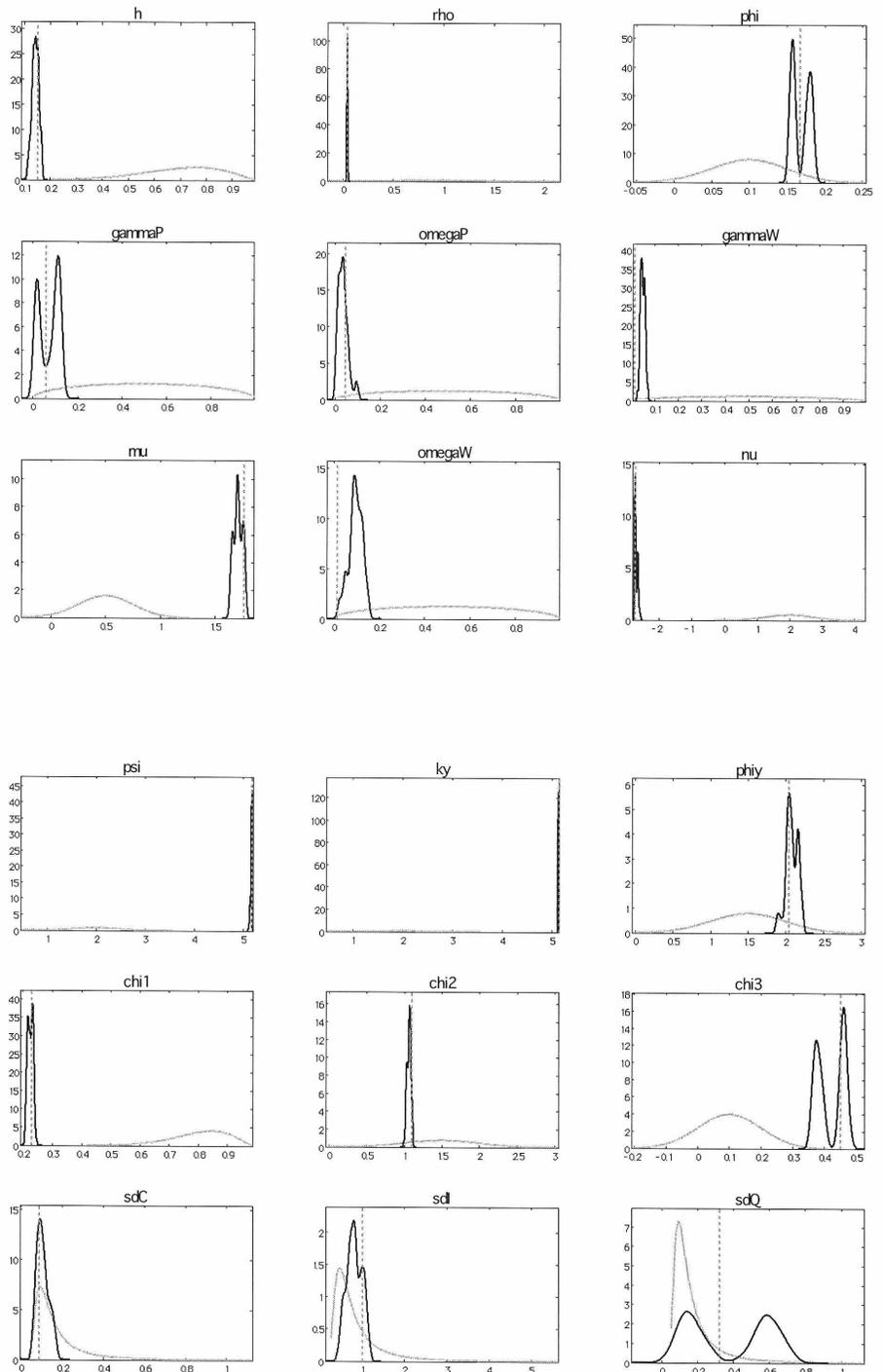
パラメータ	平均値	90%信頼区間
h	0.1420	[0.1256 0.1678]
ρ	0.0399	[0.0337 0.0466]
γ_p	0.0713	[0.0053 0.1258]
γ_w	0.0493	[0.0356 0.0636]
ω_p	0.0351	[0.0005 0.0617]
ω_w	0.0953	[0.0454 0.1445]
φ	0.1685	[0.1532 0.1836]
μ	1.7064	[1.6434 1.7698]
ν	- 2.7176	[-2.7710 -2.6537]
ψ	5.1652	[5.1411 5.1806]
k_y	5.1251	[5.1193 5.1297]
ϕ	2.0780	[1.9943 2.2245]
χ_1	0.2247	[0.2111 0.2386]
χ_2	1.0608	[1.0161 1.0997]
χ_3	0.4198	[0.3647 0.4678]
ρ^c	0.6987	[0.6486 0.7497]
ρ^i	0.2812	[0.2483 0.3019]
ρ^A	0.5739	[0.5632 0.5933]
ρ^r	0.8094	[0.7676 0.8442]
S.D. η^s	0.1042	[0.0599 0.1543]
S.D. η^i	0.8117	[0.5040 1.0750]
S.D. η^A	0.3696	[0.0522 0.9136]
S.D. ε^Q	0.3742	[0.0940 0.6727]
S.D. ε^W	11.724	[10.701 12.791]
S.D. ε^π	0.1084	[0.0543 0.1682]
S.D. ε^γ	1.0279	[0.4936 1.7443]

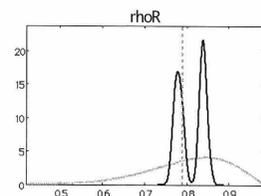
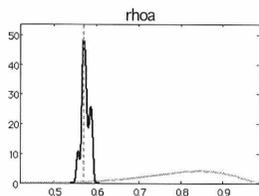
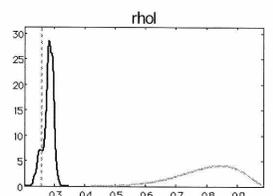
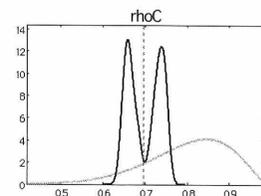
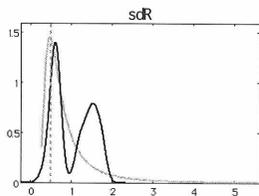
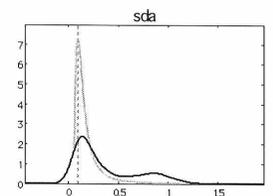
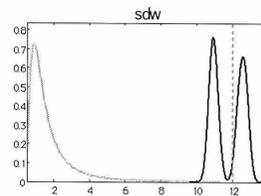
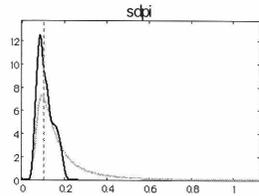
第2-a図 推計パラメータ・事後確率分布：日本





第2-b図 推計パラメータ・事後確率分布：米国





3 マクロ経済構造

a 消費習慣

家計の消費習慣係数は日本が0.074, 米国が0.142であった。したがって, 1期前の消費水準が今期の家計の消費水準決定に与える影響 (i.e. $h/(1+h)$) は, 日本が0.070, 米国が0.124で, 米国家計の消費行動はより“習慣的”と言える。他方, 1期先の消費計画が今期の消費水準に及ぼす影響 (i.e. $1/(1+h)$) は, 日本が0.930, 米国が0.876となり, 日米双方ともあまり差はない。

b 消費弾力性

家計における異時点間の消費弾力性の逆数 (i.e. 相対的危険回避度) ρ は, 日本が0.314, 米国が0.040であった。したがって, 逆数 $1/\rho$ は日本が3.184, 米国が25.06であるから, 米国家計の方が異時点間の消費は極めて弾力性が高く, 危険愛好的, すなわち消費水準の時間的変動を厭わないと言える。他方, 日本の家計は, 異時点間の消費弾力性が低く, 危険回避的, すなわち, 消費水準の時間的変動に対する消費態度はよりいっそう慎重であることが窺える。

c 価格改定確率

日本企業のカルボ型価格据置確率 ω_p は0.623であり, 米国企業は0.035であった。それゆえ, 米国企業のほうが圧倒的に価格を変更し得る確率 (i.e. $1 - \omega_p$) が高い。また, 価格インデクセーション転嫁率 γ_p は, 日本企業が0.959であるのに対して米国企業は0.071とかなりの程度低い。すなわち, 日本企業は今期に価格を据え置いた場合でも, 前期インフレ率の96%程度を今期の価格水準に上乘せすることが可能であるのに対し, 米国企業は, 今期に最適価格水準まで価格改定ができなかった場合, 前期インフレ率の7%程度しか今期の価格水準に転嫁できない。かくして, 日本企業は, 自らが希望する最適価格水準まで価格を引き上げることは米国企業に比して難しいが, たとえ価格を引き上げられなくても過去のインフレ率分程度は今期の価格水準にある程度転嫁することが出来ると言える。

d 賃金率改定確率

カルボ型賃金率据置確率 ω_w は, 日本の労働者が0.667, 米国の労働者が0.095であった。また, 賃金率インデクセーション転嫁率 γ_w は, 日本の労働者が0.013, 米国の労働者が0.049であった。それゆえ, 日本の労働者は, 米国の労働者に比べて賃金を自らが欲する最適水準まで引き上げることが難しく, また賃金率水準

を引き上げられなかった場合に過去のインフレによる実質目減り分を補填することすらも容易とは言えない。換言すれば、日本の賃金は硬直性が高く、他方、米国の賃金はより伸縮的・可変的であることが見て取れる。これは、日本の労働市場が、年功序列、終身雇用、新規学卒採用という伝統的雇用慣習の残存する状況に比べ、米国の労働市場はより競争性が高くオープンで、且つ労働者の企業間・産業間移動が容易であることに起因していると思われる。

e 賃金マークアップ率

家計における賃金マークアップ率は、日本が1.058、米国が1.706であった。したがって、労働・消費間限界代替率の将来流列に対する最適賃金率水準のマークアップ率は、米国家計の方が日本家計よりはるかに大きい。これは、先のd項で指摘した米国賃金の伸縮性・可変性と軌を一にする。 μ はまた労働需要の賃金に対する弾力性パラメータを表しているから (i.e. $-(1+\mu)/\mu$)、これを計算すると、日本は-1.945、米国は-1.584であり、したがって、日本の方が賃金引上げにともなう企業の労働需要はより減少する。かくして日本の労働者は賃金引上げに慎重とならざるを得ず、この面からも日本での相対的に高い賃金粘着性・硬直性の一因を指摘することができる。

f 実質金利

次期のインフレ予想を考慮した実質金利水準が今期の家計の消費水準に及ぼす影響 (i.e. $(1-h)/(1+h)\rho$) は、日本が2.740、米国が18.83となった。日本の家計に比べて貯蓄率が低く、各種ローンが一般的な米国家計は、消費計画が極めて金利に敏感と言える。また、同じく実質金利が今期の家計の投資水準に及ぼす影響 (i.e. $-\varphi/(1+\beta)$) は、日本が-0.053、米国が-0.085であり、投資行動に関しても、実質金利の及ぼす影響の度合いは米国の方がやや大きい。

g 新ケインジアン・フィリップス曲線

バックワード・ルッキングの要素から成る伝統的フィリップス曲線に対してフォワード・ルッキングの要素を取り込んだハイブリッド型新ケインジアン・フィリップス曲線において、 β と γ_p の推計値を基に計算すると、1期前のインフレ率の係数は、日本が0.492であり、米国が0.067であった。また、1期先のインフレ率の係数は、日本が0.508であり、米国が0.925であった。したがって、日本はバックワード・ルッキングの要素とフォワード・ルッキングの要素がほぼ半々の割合で今期のインフレ率を決定しているのに対し、米国ではフォワード・ルッキングの要素の影響が極めて大きいと言える。さらに限界費用の係数は、 β と γ_p

ω_p の各推計値を基に計算すると、日本が 0.119、米国が 24.79 となった。それゆえ、米国の場合、価格は相対的に伸縮的・可変的ゆえ、企業の生産過程における限界費用の大きさが販売価格設定に及ぼす影響は著しく大きいものがある。

h その他

稼働率の変化に対する稼働率費用の弾力性 $1/\psi$ 、ならびに資本ストックの対 GNP 比率 k_t は日米ともにほとんど差異はない。企業の生産過程における固定費用の対 GNP 比率 ϕ は米国の方が高い。また、賃金率の標準偏差 σ_w から、米国の賃金率の変動幅の方が大きいことが分かる。他方、技術水準 (i.e. 全要素生産性) に関しては、同じくその標準偏差 σ_a から日本の変動幅の方が大きいことが見て取れる。その他の自己回帰式パラメータ推計値に関しては、一部を除き大きな差は見られない。

4 金融政策

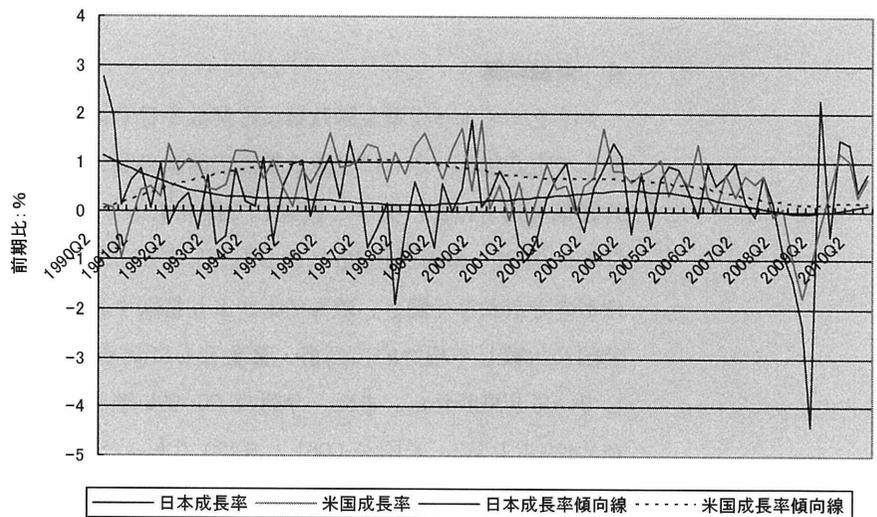
テイラー・ルール型金融政策反応関数を日米通貨当局双方の金融政策ルール式として定式化し、さらに金融政策反応関数の金利ショックに関し 1 階の自己回帰的確率過程 AR(1) に従うと仮定して推計すると、1 期前の名目利子率の係数は、日本が 0.677、米国が 0.225 となった。したがって、金融政策の慣性 (inertia) は日本の方が大きく働き、政策効果がより持続することが分かる。これは、日本が米国に比較して相対的に価格・賃金ともに粘着的・硬直的であることにも起因していると思われる。また、今期のインフレ率と GDP ギャップの係数は、日本が 2.422 と 0.515、米国が 1.061 と 0.420 であった。それゆえ、日本の通貨当局は、米国の通貨当局に比べ景気動向より物価の動きにいつそう反応したところの物価安定重視型金融政策を実施する傾向にあることが窺える。

さらに金利構造ショックにおける自己回帰式の係数と標準偏差は、日本が 0.343 と 0.593、米国が 0.809 と 1.028 であった。かくして、金融政策の構造ショックに関する持続性は米国の方が長く、且つ変動幅も大きい。一般に、価格が粘着的・硬直的であると、名目金利ショックは価格の調整が遅れる分だけ実質金利が实体经济に及ぼす効果は大きくなる。他方、価格が可変的・伸縮的であると名目金利ショックの实体经济へ及ぼす効果は薄まり、したがって各経済変数への影響を確保するために、より大きな名目金利水準の変更がより長期にわたって求められる。米国経済は日本経済に比較して価格が可変的・伸縮的であったから、こうした点が米国における金利ショック自己回帰式の相対的に大きな係数・標準偏差の推計値になったと思われる。

5 経済パフォーマンス

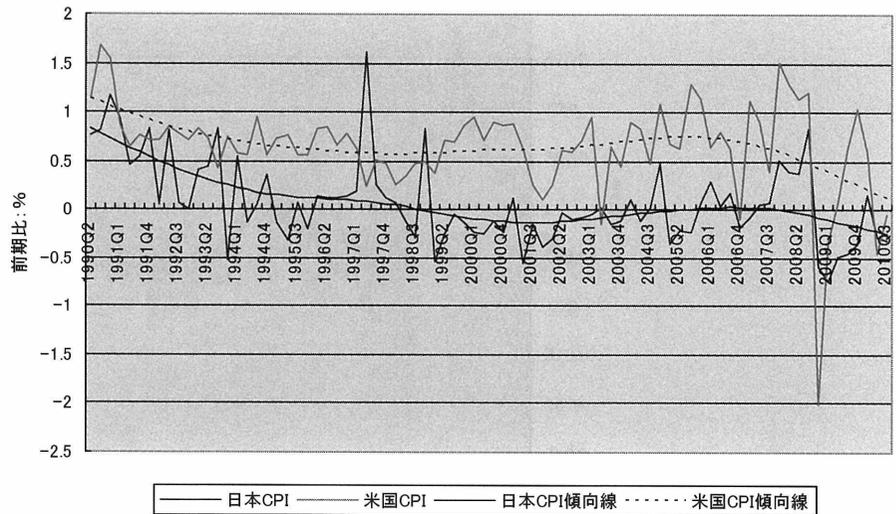
第3図は1990年から2010年までの四半期の日米実質GDP成長率（季節調整済み・前期比）とHodrick-Prescott Filter 傾向線を示したものである。また、第4図は日米インフレ率（CPIベース、季節調整済み・前期比）と同じくそのHodrick-Prescott Filter 傾向線を示したものである。この図から、日本のマクロ経済は、バブル経済が崩壊して以降、米国経済に比べて低成長且つデフレ気味であったことが窺える。他方、米国経済は日本経済よりは高い成長で且つインフレ率も相対的に高かった。このことから、日本の政策金利が通貨当局によって米国より低めに維持されたことは理に適ったことと言えるであろう。

第3図 日米実質 GDP 成長率



資料：IMF（2011）

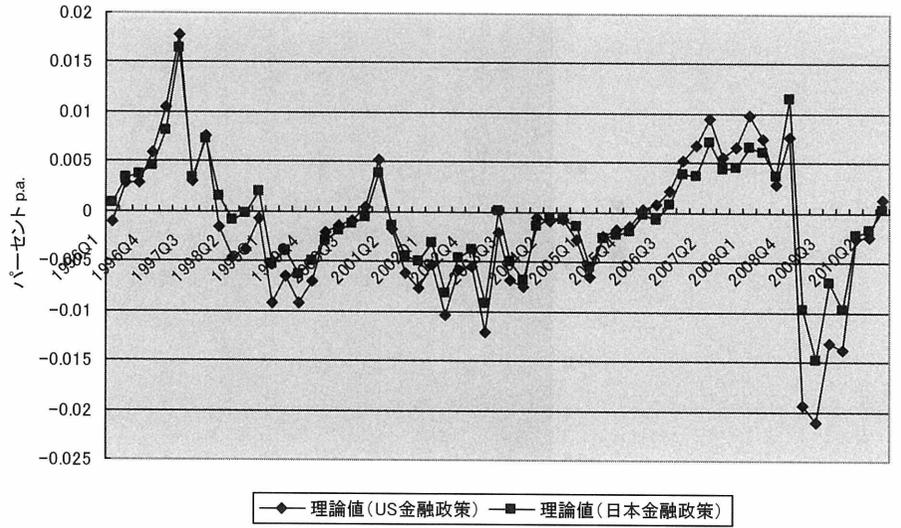
第4図 日米インフレ率 (CPIベース)



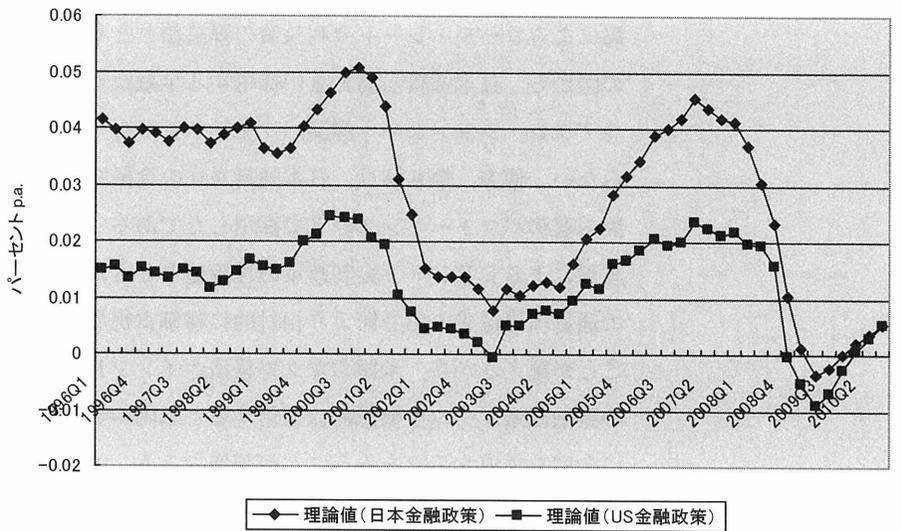
資料：IMF (2011)

ところで、第5図は、米国通貨当局の金融政策反応関数パラメータを基に日本の経済パフォーマンスの下で採用したであろう仮想的金利政策を、日本の通貨当局によるコール・レート金利政策の理論値とともにプロットしたものである。この図から、日米通貨当局ともに採用する金融政策ルールには日本経済の低成長且つデフレーションという経済パフォーマンスの下ではそれほど大きな差異は認められない。他方、第6図は、日本通貨当局の金融政策反応関数パラメータを基に米国の経済パフォーマンスの下で採用したであろう仮想的金利政策を、米国の通貨当局によるFFレート金利政策の理論値とともにプロットしたものである。日本の通貨当局は先の第2節より相対的に物価重視型金融政策を実施する傾向にあることが窺えるから、米国のマクロ経済がインフレ傾向にあったことにより、日本の金融政策ルールを仮想的に適用すると米国の金融政策ルールより相対的に高めに金利を誘導するであろうことが想像できる。この点からも、物価安定重視という日本の通貨当局の金融政策ルールに関する特色が見て取れる。

第5図 コールレート理論値



第6図 FFレート理論値



6 まとめ

日米通貨当局の金融政策に関して以上の推計結果をまとめれば、第4表のごとくである。

かくして、日米の政策金利の相違を、

- 1) 金融政策が参照する主要経済変数のパフォーマンスの違い
- 2) 通貨当局による金融政策ルールの違い
- 3) 物価動向やGDP需給ギャップに対する金融政策の感応度の違い
- 4) 金融政策の政策効果に関する持続性の違い
- 5) 物価・賃金変動の粘着度やインフレ予想の大きさなど経済構造の違い
という点から捉えることができる。

第4表 日米金融政策比較

日本	<p>【経済構造】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 価格・賃金は粘着的・硬直的 2 家計は危険回避的 3 バックワード・ルッキング的要素とフォワード・ルッキング的要素がほぼ半々の割合で今期のインフレ率を決定
	<p>【金融政策】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 通貨当局は物価安定重視型の金融政策 2 金融政策の慣性 (inertia) が大きく働く
	<p>【経済パフォーマンス】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 低成長且つデフレ
米国	<p>【経済構造】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 価格・賃金は伸縮的・可変的 2 家計は危険愛好的 3 最適賃金率水準のマークアップ率が高い 4 今期のインフレ率決定に際してはフォワード・ルッキング的要素の影響が大きい
	<p>【金融政策】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 通貨当局は物価動向と景気の両睨み 2 政策効果の持続性は短い
	<p>【経済パフォーマンス】</p> <ol style="list-style-type: none"> 1 高成長且つ高インフレ

IV 結び

本稿において、日米金融政策の特色を、動学的一般均衡モデルに依拠した小規模計量モデルに対し日米時系列データ(1996年Q1～2010年Q3)を適用しつつ「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」により推計することで検証した。その結果、

- 1) 金融政策が参照する主要経済変数のパフォーマンスの違い
- 2) 通貨当局による金融政策ルールの違い
- 3) 物価動向やGDP需給ギャップに対する金融政策の感応度の違い
- 4) 金融政策の政策効果に関する持続性の違い
- 5) 物価・賃金変動の粘着度やインフレ予想の大きさなど経済構造の違い

という点から日米金融政策の特色を捉えることができた。

日本の場合、通貨当局たる日本銀行は、1990年代半ばより今日に至るまで、長引くデフレ・スパイラル克服に向け、いわば物価問題を最優先して「ゼロ金利」など政策金利＝コール・レート（無担保・翌日物）目標水準を操作した。他方、米国の通貨当局たる連邦準備制度理事会は、ITバブル不況や同時多発テロによる景気悪化を防ぐため、そしてまたリーマンショック不況を回避するため、需給ギャップを念頭において政策金利＝フェデラル・ファンド・レートを操作した。こうした政策目標の相違に加え、さらに日米マクロ経済構造の相違や主要経済変数のパフォーマンスの違いを反映して両国間で顕著な差異を生じさせたことが推計結果から見て取れる。

(2011年5月：最終稿，2011年6月：受理)

注

- 1) 岩田(2010)，小川(2009)，白川(2008)，田中(2008)。
- 2) Bernanke(2007)。
- 3) www.boj.or.jp/type/exp/seisaku/
- 4) Christiano/Motto/Rostagno(2008)，Sahuc/Smets(2008)，Uhlig(2009)。
- 5) 岡田(2011a)第3章・補論1，ditto(2011b)(2011c)。
- 6) 本章における理論式の対数線形化に際しては，Erceg/Henderson/Levin(1999)，Smets/Wouters(2006)，Iiboshi/Nishiyama/Watanabe(2006)を参考にした。また岡田(2011b)参照。
- 7) 岡田(2011a)pp.135-138。
- 8) DYNAREコードに関しては，岡田(2011c)参照。
- 9) 岡田(2011c)参照。
- 10) Hodrick-Prescott フィルター計算ならびにセンサス X12-ARIMA 季節調整

については、EViews Version 7 を用いた。

参考文献

- 岩田一政 (2010) 『デフレとの闘い：日銀副総裁の 1800 日』 日本経済新聞出版社
- 大森祐浩 (2001) 「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』
第 31 巻第 3 号 pp.305-344
- (2007) 「マルコフ連鎖モンテカルロ法」 蓑谷千鳳彦 / 縄田和満 / 和合肇
編著『計量経済学ハンドブック』 朝倉書店 pp.699-723
- / 渡部敏明 (2008) 「MCMC とその確率的ボラティリティモデルへの応用」
国友直人 / 山本拓監修『21 世紀の統計科学 I：社会・経済の統計』 東京大
学出版会 pp.223-266
- 岡田義昭 (2011a) 『国際金融論攷』 成文堂
- (2011b) 「開放経済の動学的確率的過程分析：新開放マクロ経済理論の
一類型」『愛知学院大学論叢・商学研究』 第 51 巻第 2・3 号
- (2011c) 「変動相場制と日本経済：テクニカル・ノート」 *mimeo*
- 小川一夫 (2009) 『「失われた 10 年」の真実』 東洋経済新報社
- 古澄英男 (2008) 「マルコフ連鎖モンテカルロ法入門」 国友直人 / 山本拓監修『21
世紀の統計科学Ⅲ：数理・計算の統計科学』 東京大学出版会 pp.271-304
- 白川方明 (2008) 『現代の金融政策：理論と実際』 日本経済新聞出版社
- 田中隆之 (2008) 『「失われた十五年」と金融政策』 日本経済新聞出版社
- 中妻照雄 (2007) 『入門ベイズ統計学』 朝倉書店
- 日本銀行金融研究所編 (2011) 『日本銀行の機能と業務』 有斐閣
- 矢野浩一 (2009) 「DYNARE による動学的確率的な一般均衡シミュレーション：
新ケインズ派マクロ経済モデルへの応用」 内閣府経済社会総合研究所『経済
分析』 181 号, pp.153-194
- 和合肇 (1998) 「ベイズ計量経済分析における最近の発展」『日本統計学会誌』 第
28 巻第 3 号 pp.253-305
- (2007) 「ベイズ計量経済学」 蓑谷千鳳彦 / 縄田和満 / 和合肇編著『計
量経済学ハンドブック』 朝倉書店 pp.665-698
- 渡部敏明 (2009) 「D S G E モデルと V A R モデルの計量分析：MCMC のマク
ロ金融政策への応用」 2009 年度統計関連学会連合大会チュートリアルセッ
ション配布資料
- 渡部洋 (1999) 『ベイズ統計学入門』 福村出版
- Bernanke, B. (2007), “Federal Reserve Communications,” *Speech delivered at the
Cato Institute 25th Annual Monetary Conference*, 14 November, Washington, D.C.

- Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, Vol.12, pp.383-398
- Chib, S. and E. Greenberg (1995), "Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm," *The American Statistician*, Vol.49, No.4, pp.327-335
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, and C. Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy," *Journal of Political Economy*, Vol.113, pp.1-45
- , R. Motto, and M. Rostagno (2008), "Shocks, Structures or Monetary Policy?: The Euro Area and U.S. after 2001" *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.32, No.8, pp.2476-2506
- Erceg, C.J., D.W. Henderson, and A.T. Levin (1999), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *International Finance Discussion Paper 640*, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Gali, J. (2008), *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle*, Princeton University Press
- and M. Gertler eds. (2009), *International Dimensions of Monetary Policy*, The University of Chicago Press
- Iiboshi, H., S. Nishiyama, and T. Watanabe (2006), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Japanese Economy: A Bayesian Analysis," *mimeo*
- International Monetary Fund (2011), *International Financial Statistics*, CD-ROM, January 2011
- Levin, A.T. (2009), "Comment," in Gali/ Gertler eds. (2009)
- , A. Onatski, J.C. Williams, and N. Williams (2005), "Monetary Policy under Uncertainty in Micro-founded Macroeconometric Models," *Working Paper 11523*, National Bureau of Economic Research
- Onatski, A. and N. Williams (2005), "Empirical and Policy Performance of a Forward-looking Monetary Model," *mimeo*
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1995), "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol.103, No.3
- and —— (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, The MIT Press
- Sahuc, J. and F. Smets (2008), "Differences in Interest Rate Policy at the ECB and the Fed: An Investigation with a Medium-scale DSGE Model" *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.40, No.2, pp.505-521

- Smets, F. and R. Wouters (2003), “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area,” *Journal of the European Economic Association*, Vol.1, pp.1123-1175
- and ——— (2006), “Model Appendix,” *mimeo*
- and ——— (2007), “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, Vol.97, No.3, pp.586-606
- Sugo, T. and K. Ueda (2007), “Estimating a DSGE Model for Japan: Evaluating and Modifying a CEE/SW/LOWW Model,” *Working Paper Series*, No.07-E-2, Bank of Japan
- Uhlig, H. (2009), “Monetary Policy in Europe versus the United States: What Explains the Difference?” in Gali/ Gertler eds. (2009)
- Walsh, C.E. (2003), *Monetary Theory and Policy*, Second ed., The MIT Press
- Wickens, M. (2008), *Macroeconomic Theory: A Dynamic General Equilibrium Approach*, Princeton University Press
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press

