

変動相場制と日本経済 —新開放マクロ経済理論に依拠した 小規模計量モデル推計を中心として—

岡田 義昭

- I はじめに
- II 議論の経緯
- III 理論モデル
- IV 計量分析
- V 分析結果
- VI 結び
- 補論
- 注
- 参考文献

【要旨】

本稿において、変動相場制下のマクロ経済を把握すべく、まず「新開放マクロ経済学」に依拠した理論モデルを構築した。ついでそれら理論体系をもとに小規模計量モデルを導いた。さらに上述計量モデルに対し、変動相場制移行時の1973年第1四半期より最近時点までの日本経済の時系列データを適用し、「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」を用いて推計した。これら推計結果から、変動相場制移行後凡そ40年経った日本経済に対し、個別経済主体のフォワード・ルッキング的最適化行動が明示的に導入されている「開放経済動学的一般均衡モデル」の各構造パラメータ値が明らかとなった。

【キーワード】

新開放マクロ経済学 (NOEM), 小規模計量経済モデル体系, マルコフ連鎖モンテカルロ・ベイズ推計 (BI-MCMC) 法, メトロポリス・ヘイスティングス (MH) アルゴリズム, 事前分布・事後分布

I はじめに

戦後の新しい国際通貨制度は、1944年7月に米国ニュー・ハンプシャー州ブレトン・ウッズで開催された会議から始まる¹⁾。

そこで決議された国際通貨制度に関する取決めが、ブレトン・ウッズ協定として戦後の国際通貨制度を規定することになった。だが、この体制も、戦後の復興が長引き14条国時代が長期化する過程で、IMF中心の国際通貨制度からパックス・アメリカナの下で再編されたドル本位制へと変質していった。かくして、国際流動性の供給を米国の国際収支赤字に依存せざるを得ないという構造から、R・トリフィン²⁾の「流動性ジレンマ」論議に代表されるような過剰ドルないしはドルの垂れ流しの問題と、米国政府の自国本位のユニ・ラテラリズムやビナイン・ネグレクト政策での対応、そしてその結果としてのゴールド・ラッシュ等、米ドルの「流動性」と「信認性」とに係わる本質的な問題を抱えることとなった。そして、米国を中心としたドル防衛策にもかかわらず、他に有効な解決策を見出だせないまま、遂に1968年3月に金の二重価格制が採用され、さらに1971年8月には米国政府が金交換停止を含む新経済政策を発表するに至って、ここに戦後の国際通貨体制を支えてきたブレトン・ウッズ体制は崩壊した。その後、スミソニアン合意によって、再度米ドルでのセントラル・レート制による相場の固定化をはかる試みがなされた。しかしながら、もはや金の裏付けを持たず価値の不安定な米国の“国内”通貨を、従来の平価のごとく“国際的”にも使用させることにはしよせん無理があり、結局ドル下落を見越した投機圧力に抗うことが出来なかったことから、1973年2-3月には主要通貨は全て変動相場制に移行することとなった。

それから今日に至るまで、世界経済は新たな国際金融資本取引の枠組みである変動相場制の下で、従前のブレトン・ウッズ体制時代と比べ顕著な変容を遂げた。それにともない、「制度なき制度」としての変動相場制への評価も当初期待されたものとは著しく変わった³⁾。まず、為替レート予想に基づく自由な為替取引が、必ずしも為替レートの安定性を保証するものとはならなかったことを指摘できる。一般に為替レートの安定度は、①短期的な乱高下（ボラティリティ）、過剰反応（オーバーシュート）、バブル（ファンダメンタルズとは無関係な為替レートの一方向的・累積的な動き）の有無、ペソ問題（重要なファンダメンタルズないしは政策レジームの変更予想に基づき為替レートが変動するも、予想が実際に実現しないと為替レートは事後的なファンダメンタルズ・政策レジームと大きく乖離する）、②中長期的なミス・アラインメント（国内・国外均衡と整合

的な実質為替レートからの乖離)の有無とその持続性, ③将来の為替レートに対する予測可能性の程度, によって測られる。かくして, 現実の為替レートの動きはいずれの尺度によっても安定しているとは言い難いものとなった。また, 為替レートの国際収支調整機能も当初期待されたほどではなかった。為替レートが時として大幅に変化したにもかかわらず, 結局のところJカーブ効果や履歴効果(ヒステリシス)が働いて国際収支は必ずしも迅速には調整されないこと, そして, Jカーブの場合, それが最終的に調整されるまで一定の期間, 例えば2~3年程度のタイムラグの生ずることなどがしだいに明らかとなった。さらに, 経済政策の独立性・自律性も十分に確保できなかった。たとえば, 現実には多くの国々で単に国内均衡(物価と失業の最適トレードオフ選択)のみならず, 為替レートの安定化や対外不均衡是正のためにマクロ経済政策を割り当てる必要が生じたことから, 国内価格が短期的には粘着的あるため, 名目為替レートの変動が実質為替レートの変動を惹起し, したがって他のマクロ経済変数の調整を最終的に必要とした。加えて, 遮断・隔離効果も十全たるものとは言えなかった。すなわち, 財政政策はもちろんのこと, 金融政策やその他名目的攪乱も実物経済へ何らかの影響を及ぼすから, そうした影響は, 経済のグローバル化とともに容易に国際的に伝播するため, 一国のマクロ経済政策が他国から独立的であることは実際上困難なことが明らかになった。

こうした変動相場制=完全競争的外国為替市場で為替レートが通貨の需要と供給から決まる制度, という枠組みを前提に現実のマクロ経済を見ると, たとえば, 四半期ないしは半年から数年というタイムスパンでは, 為替レートの変動は, 財サービス産出量, 消費, 投資, 経常収支, 雇用, 物価, 金利, 賃金等のマクロ経済変数にさまざまな影響を及ぼすこととなった。したがって, 為替レートの変動と, こうした変数との相互関連性・相互依存性を一般均衡的且つ動的に把握する理論の構築と実証分析が今日喫緊の課題となりつつある。

そこで本稿において, これら変動相場制下のマクロ経済を把握すべく, まず「新開放マクロ経済学」(New Open Economy Macroeconomics)ないしは「新国際経済学」(New International Macroeconomics)に依拠した理論モデルを構築する。ついでそれら理論体系をもとに小規模計量モデルを導く。さらにそれら計量モデルに対し, 変動相場制移行時の1973年第1四半期より最近時点までの日本経済の時系列データを適用し, 「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。

II 議論の経緯

1 開放マクロ経済学

こうした変動相場制下での為替レートの変動メカニズムと主要マクロ経済変数との相互依存関係を、国際金融論はどう説明したであろうか。

当初、マンデル＝フレミング・タイプのモデルが「開放マクロ経済学」ないしは「国際マクロ経済学」の要諦をなした。このモデルは、①小国経済、②開放体系、③実質ターム、④静学的モデル、⑤内外金融資産の完全代替、などの特色を持った。

ここで、マンデル＝フレミング・タイプ・モデルのプロトタイプを素描すると以下のごとくである⁴⁾。

記号

Y : 国内所得	L : 貨幣需要
S : 貯蓄需要	I : 投資需要
NX : 経常収支	M : 貨幣供給
r : 利子率	e : 自国通貨建て為替レート

(これらは全て実質タームとし、*印は外国の変数を表すものとする)

すると、自国の開放マクロ経済は、

$$S(Y) - I(r) = NX(Y, Y^*, e) \quad \dots \text{財サービス市場の需給均衡式}$$

$$M = L(Y, r) \quad \dots \text{貨幣市場の均衡式}$$

$$r = r^* \quad \dots \text{金利裁定式}$$

という3本の式で表せる。ここで自国の国内所得 Y が増えると貯蓄需要 S は増加し、自国の利子率 r が上昇すると投資需要 I は減少する。また、自国の国内所得 Y が増えると貨幣需要 L は増加し、自国の利子率 r が上昇すると貨幣需要 L は減少する。さらに、自国の所得 Y (外国の所得 Y^*) が増えると、輸入等(輸出等)が増えるから経常収支 NX の黒字の減少・赤字の増加(黒字の増加・赤字の減少)となり、他方、為替レート e の上昇 (ie. 自国通貨建てレートの減価) は、輸出等を増やし輸入等を減らすから、経常収支 NX の黒字の増加・赤字の減少に繋がる。加えて、静学的予想並びに内外金融資産の完全代替という仮定の下で、金利裁定式より $r = r^*$ となる。かくして、貨幣供給 M は政策変数であることから、外国の国民所得 Y^* と外国の利子率 r^* とを所与とすれば、内生変数は自国の国内所得 Y 、自国の利子率 r 、為替レート e であり、または3本でかつそれぞれ独立しているゆえ、それら内生変数は一意的に定まる。さらに、併せてこれら理論体系から変動相場制下での財政・金融政策効果を導くこともできる。

2 ルーカス批判

ところで、1970年代、R.E. Lucas, Jrによる従来の経済理論に対し提起された問題が、「ルーカス批判」⁵⁾として学界・政策担当者に大きな衝撃を与えた。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ず、したがって、例えば、家計の効用関数から導かれるところの政策や制度に対する厚生経済学的評価などが困難であること、②さらに主要変数の時間構造がバックワード・ルッキングのため、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、利用可能な情報を最大限活用してフォワード・ルッキング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、モデルの各パラメータにはなんら影響を及ぼすことはなかった。本来、個別経済主体が過去の経験に加え将来を見越して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各パラメータを変更させ、したがって、そうした変更メカニズム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。

とくにこの②に関するルーカスの主張内容をまとめれば以下のようなものである⁶⁾。いま各市場 z に属する企業の t 期における生産水準 $y_t(z)$ を、

$$y_t(z) = \gamma(z) (P_t(z) - E[P_t | \Omega_t(z)])$$

なる供給関数で示されるものとする。ここで $P_t(z)$ は z 市場の価格、 P_t は全市場の集計的な一般物価水準、 $E[\cdot | \Omega_t(z)]$ は z 市場に属する企業の t 期において利用可能な情報集合 $\Omega_t(z)$ に関する条件付期待値オペレータである。ただし $P_t(z)$ 、 P_t はいずれも価格水準の自然対数表示とする。ところで、各企業は t 期の全市場に関する集計的な一般物価水準 P_t を知り得なくても、情報集合 $\Omega_t(z)$ に属する過去のデータを用いて P_t に関する事前分布を知ることができるものと考え、これを $P_t \sim i.i.d.N(0, \sigma^2)$ としつつ且つ全企業に共通と仮定する。他方、 z 市場の価格 $P_t(z)$ の一般物価水準からの乖離幅を z （自然対数表示）とし、これを一般物価水準と同様に $z_t \sim i.i.d.N(0, \tau_z^2)$ と仮定する。すると、 z 市場の価格 $P_t(z)$ は、2個の独立な正規分布に従う変数の和、すなわち、

$$P_t(z) = P_t + z_t$$

と書ける。ここで「2変数正規分布」の条件付分布式を当てはめれば、

$$y_t(z) = \theta(z) \gamma(z) (P_t(z) - \bar{P}_t)$$

$$\text{ただし } \theta(z) \equiv \frac{\tau_z^2}{\sigma^2 + \tau_z^2}$$

が得られる⁷⁾。この式から分かるように、供給関数の係数 $\theta(z)\gamma(z)$ は定数ではなく、 σ^2 で示されるところの一般物価水準の分散と、 τ_z^2 で示されるところの市場ごとの相対価格の分散に依存する。したがって、金融政策ショックに対する経済主体の感応度の大小が最適化行動における意思決定を左右することになるのである。

これらの問題提起は、上述したマンデル＝フレミング・タイプ・モデルにもそのまま当てはまった。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開放マクロ経済学の再構築を模索した。

3 新開放マクロ経済学

1990年代半ばに至り、そうした批判に応える形で新たに提唱されたのが、オブズフェルド＝ロゴフ（OR）モデル⁸⁾と称される二国間開放経済動学的一般均衡モデルである。ORモデルは、財サービス市場や労働市場における不完全競争性や価格、賃金などの粘着性・硬直性を扱いつつ、個別経済主体の最適化行動に立脚したいわゆる動学的一般均衡モデル（dynamic (stochastic) general equilibrium model）をベースに、体系の開放化をはかっている。

ところでこのORモデルの「基本型」は凡そ次のような特色を有する。

- (a) 二国間の開放経済を取り扱う一般均衡モデルであり、家計、企業、政府の3部門から構成され、それぞれが明確なミクロ経済学的基礎を持つ。
- (b) 多期間動学モデル（含確率変数）である。
- (c) 財サービス市場等に不完全競争市場（特に独占的競争）が仮定され、したがってブランド力などにより差別化された財サービスを生産する企業は価格に対する支配力・決定力を有する。また財サービスは適度に相互代替的である点で競争的でもある。
- (d) 価格は一期前に設定され（preset pricing）、メニュー・コストなどから今期間中を通して名目価格不変（nominal price rigidity）との設定が設けられる。
- (e) 企業は輸出価格設定にあたって、自国通貨建て（producers' currency pricing; PCP）と為替レート変動を価格に転嫁（pass-through）した市場通貨建て（pricing-to-market; PTM）の区別を可能にする。
- (f) こうした基本構造のモデルをベースに、定常状態の周りで対数線形化を図ったり、あるいはモデルのパラメータ表示解（closed form solution）を明示的に求めたりして、それらを比較考量することで政策や制度の評価を行う。

かくして、同モデルを基本型として様々な方向へ発展させた「新」開放マク

口経済学」(New Open Economy Macroeconomics)⁹⁾がその後次第に広く利用されるようになり、今日ではマンデル＝フレミング・タイプ・モデルでは追い切られなかった部分に新たな研究フロンティアの拡大が見られる。

Ⅲ 理論モデル

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。自国経済に関して、その概略を示せば以下のごとくである¹⁰⁾。ただし自国の各家計 i は区間 $(0, n] \subset R^1$ に連続的に分布するものとする。また、自国の各企業 j は同様に区間 $(0, n] \subset R^1$ に連続的に分布するものとする。また自国のマクロ経済は、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：

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

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

ただし β ($\in (0, 1)$)：時間的割引率

h ($\in [0, 1)$)：消費習慣係数

ρ (> 0), ν (> 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：

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

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：

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

総合的物価指数

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

(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 m : $(1-m)$ 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 :

$$(10) \quad \psi(z_t(i)) \quad (\psi' > 0, \psi'' > 0, \psi(z^{SS}) = 0 \quad (z^{SS} = 1 : \text{定常状態}))$$

稼働率費用 :

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

c 予算制約式

家計 i の予算制約式 :

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

d 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 :

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

e 家計 i の主体的均衡条件

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

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

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

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

$$(19) \quad \lambda_t(i) = q_t(i) \left[1 - A \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) - A' \left(\frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right) \frac{I_t(i)}{I_{t-1}(i)} \right] + \beta E_t q_{t+1}(i) A' \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right) \left(\frac{I_{t+1}(i)}{I_t(i)} \right)^2 \quad \dots \text{投資}$$

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

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

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

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

f 賃金率設定

自国の集計的労働時間：

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

自国の名目賃金率：

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

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

自国の代表的企業の合成財生産：

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

価格指標：

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

財サービス生産：

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

ただし、 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. 自国輸出量)

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

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：

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

d 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：

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

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

6 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：

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

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

7 市場

a 交易条件・物価・為替レート

自国交易条件：

$$(36) \quad p_t = p_{Ht} - a o_t$$

(ただし $o \equiv \ln(TOT)$)

インフレ率と交易条件：

$$(37) \quad \pi_t = \pi_{Ht} - a \Delta o_t$$

名目為替レートと交易条件：

$$(38) \quad o_t = p_{Ht} - e_t - p_{Ft}^*$$

実質為替レートと交易条件：

$$(39) \quad s_t = e_t + p_t^* - p_t = (a - 1) o_t + (p_t^* - p_{Ft}^*)$$

b 購買力平価

一物一価の法則：

$$(40) \quad P_{Ft}(j) = ER_t P_{Ft}^*(j)$$

購買力平価式：

$$(41) \quad ER_t = \frac{P_{Ft}}{P_{Ft}^*} = \frac{P_{Ht}}{P_{Ht}^*}$$

総合的物価指数：

$$(42) \quad p_t = (1 - a) p_{Ht} + a e_t$$

c リスク・シェア

異時点間のリスク・シェア：

$$(43) \quad \frac{1}{\beta} \left(\frac{C_t(i) - hC_{t-1}(i)}{C_{t+1}(i) - hC_t(i)} \right)^{-\rho} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right) = 1 + r_t = \frac{1}{\beta} \left(\frac{C_t^*(i) - hC_{t-1}^*(i)}{C_{t+1}^*(i) - hC_t^*(i)} \right)^{-\rho} \left(\frac{ER_{t+1}}{ER_t} \right) \left(\frac{P_{t+1}^*}{P_t^*} \right)$$

$$(44) \quad C_t(i) - hC_{t-1}(i) = V(i) (C_t^*(i) - hC_{t-1}^*(i)) S_t^{\frac{1}{\rho}}$$

(ただし $V(i) (>0)$ は、家計 i の保有する債券ポートフォリオの初期条件によって定まる定数)

$$(45) \quad c_t - hc_{t-1} = c_t^* - hc_{t-1}^* + \frac{1-h}{\rho} s_t$$

d 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：

$$(46) \quad Y_t = C_t + I_t + G_t + \psi(z_t) K_{t-1} + Y_{Ht}^* - (C_{Ft} + I_{Ft})$$

内外債券市場の均衡式：

$$(47) \quad \int_0^n \left(\frac{B_{Ht}(i)}{P_t} + \frac{B_{Ft}(i)/ER_t}{P_t^*} \right) di + \int_n^1 \left(\frac{B_{Ft}^*(i)}{P_t^*} + \frac{ER_t \times B_{Ht}^*(i)}{P_t} \right) di = 0$$

労働市場の均衡式：

$$(48) \quad L_t^0 = \min[L_t^D, L_t^S]$$

IV 計量分析

本章では、前章で展開した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¹¹⁾。ついでそれら統計式に対して日本経済の時系列データを適用した計量計算を行う。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¹²⁾。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 $(0, n]$ 区間で積分した集計量を用いる。

1 家計

a 消費オイラー方程式

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

ただし、 $\Pi_{t+1} \equiv \frac{P_{t+1}}{P_t}$ である。また、 ε^c は消費需要ショックであり、 ε^s は実質為替レート・ショックである。

b 投資オイラー方程式

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

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

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

ここで ε^i は投資需要ショックであり, また ε^Q は変数 Q への構造ショックである。

c 資本ストック推移式

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

上述式で, δ は実質資本ストックの損耗率を表すとともに, 実質投資の実質資本ストックに対する比率を表している。

d 実質賃金率設定式

実質賃金率設定に対する定常状態からの対数線形乖離は, $w \equiv \frac{\tilde{W}}{P}$ として,

$$(Eq04) \quad \hat{w}_t = \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{w}_{t+1} + \frac{1}{1+\beta} \hat{w}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} E_t \hat{\pi}_{t+1} - \frac{1+\beta\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_t + \frac{\gamma_w}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}$$

$$- \frac{(1-\beta\omega_w)(1-\omega_w)}{(1+\beta) \left[1 + \left(\frac{1+\mu}{\mu} \right) v \right] \omega_w} \left[\hat{w}_t - v \hat{l}_t - \frac{\rho}{1-h} (\hat{c}_t - h \hat{c}_{t-1}) - \varepsilon_t^w \right]$$

となる。ただし ε^w は実質賃金率ショックである。

3 企業

a 費用最小化式

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

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

b 生産関数式

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

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

ここで ϕ は実質生産量に占める固定費用 Ψ の割合に 1 を加えたものである。また, ε^A は全要素生産性 (ie. 技術) ショックである。

c 国内価格インフレ率式

国内価格インフレ率に対する定常状態からの対数線形乖離は、

$$(Eq07) \quad \hat{\pi}_{Ht} = \frac{\gamma_p}{1 + \beta\gamma_p} \hat{\pi}_{H,t-1} + \frac{\beta}{1 + \beta\gamma_p} E_t \hat{\pi}_{H,t+1} + \frac{(1 - \beta\omega_p)(1 - \omega_p)}{(1 + \beta\gamma_p)\omega_p} [a\hat{r}_t^K + (1 - a)\hat{w}_t - \varepsilon_t^A + \varepsilon_t^\pi]$$

で表せる。ただし ε^π はインフレ率ショックである。

4 市場均衡式

a 財サービス市場

財サービス市場の均衡式 (46) 式において、定常状態では実質輸出等 = 実質輸入等、すなわち、実質経常収支は $Y_H^* - (C_{Ft} + I_{Ft}) = 0$ となるから、

$$(Eq08) \quad \hat{y}_t = c_y \hat{c}_t + \delta k_y \hat{i}_t + \bar{r}_t^K \psi k_y \hat{r}_t^K$$

ただし、 $c_y \equiv (1 - \delta k_y - g_y)$

で示される。ここで、 c_y, g_y, k_y は、定常状態での実質産出量に対する実質消費量、実質政府歳出量、実質資本ストックのそれぞれの比率である。

b 外国為替市場

$$(Eq09) \quad \hat{s}_t = \frac{1 - a}{a} (\hat{P}_t - \hat{P}_{Ht}) + \varepsilon_t^s$$

ここで ε^s は実質為替レート・ショックである。

5 金融政策ルール式

通貨当局によるテイラー・ルール型政策反応関数 (35) 式より、

$$(Eq10) \quad \hat{r}_t = \chi_1 \hat{r}_{t-1} + (1 - \chi_1) \{ \chi_2 (\hat{\pi}_t - \pi^0) + \chi_3 \hat{y}_t \} + \varepsilon_t^r$$

なる金融政策ルール式を得る。ただし ε^r は金利ショックである。

6 構造ショック

さらに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せるものとする。

$$(Eq11) \quad \varepsilon_t^s = \rho^s \varepsilon_{t-1}^s + \eta_t^s \quad \dots \text{為替レート・ショック}$$

$$(Eq12) \quad \varepsilon_t^i = \rho^i \varepsilon_{t-1}^i + \eta_t^i \quad \dots \text{投資需要ショック}$$

$$(Eq13) \quad \varepsilon_t^a = \rho^a \varepsilon_{t-1}^a + \eta_t^a \quad \dots \text{全要素生産性ショック}$$

$$(Eq14) \quad \varepsilon_t^Q = \hat{Q}_t - E_{t-1} \hat{Q}_t \quad \dots \text{Q構造ショック}$$

$$(Eq15) \quad \varepsilon_t^w = \hat{w}_t - E_{t-1} \hat{w}_t \quad \dots \text{実質賃金率ショック}$$

$$(Eq16) \quad \varepsilon_t^\pi = \hat{\pi}_t - E_{t-1} \hat{\pi}_t \quad \dots \text{インフレ率ショック}$$

$$(Eq17) \quad \varepsilon_t^r = \rho^r \varepsilon_{t-1}^r + \eta_t^r \quad \dots \text{金利ショック}$$

7 標本期間分割

変動相場制に移行した1973年以降の日本経済を概観すると、1990年前後を境に大きく構造的転換したことが窺える。例えば、1985年9月のプラザ合意以降円レートは主要通貨に対して急速に増価し、それゆえ本邦企業の多くは輸出競争力の低下や生産コストの相対的な増加を懸念して、東アジアへ生産拠点を積極的に移転させた。その結果、東アジアでは、企業立地の最適化に基づく生産ネットワーク＝工程間分業ネットワークないしは垂直的産業内分業ネットワークが形成された。すなわち、日本・NIEsの各企業が高付加価値の部品・加工品を生産し、賃金が相対的に安価な中国・ASEANがそれら中間財を輸入して組み立て加工し、最終財・完成財として生産して欧米の最終消費地へ輸出するというものである¹³⁾。こうした三角貿易構造の進展は、単に電気機械、家電、輸送機械、精密機械のような高技術集約的セクターのみならず、食料品、繊維、パルプ紙、化学、窯業土石、鉄鋼非鉄、雑貨・玩具に至るまで、幅広い産業で確認されている。日本企業の東アジアへの直接投資動向におけるこうした一つの転換点が1990年とされている。加えて、1985年以降、円高不況回避のための過剰流動性問題が顕現したが、その結果、バブル経済がもたらされ、1990年のバブル崩壊後、それを機に日本経済は長引く不況とデフレ・スパイラルに陥った。

それ故、1990年第4四半期をbreakpointとしてChow検定を施した。構造変化(structural break)の判定に用いられた回帰式は、実質GDP、インフレ率、雇用、実質賃金の各変数に対し、それら変数が1階の自己回帰的確率過程AR(1)に従うと仮定して推計した。すなわち、

$$X_t = \rho X_{t-1} + \varepsilon_t \quad t: 1973Q1 \sim 2010Q3$$

と置きChow検定を施すと、各変数の係数 ρ に対する F 検定によっても、また尤度比に対する χ^2 検定によっても「帰無仮説 H_0 : 標本期間中、1990Q4の前後で係数 ρ は共通」はいずれも1%ないしは5%の有意水準で棄却される。かくして、1973年から2010年までの凡そ40年間に、1990年を境としてその前後の期間で日本経済に構造変化が生じたと判断される。したがって、計量モデルの推計にあたっては、1973年第1四半期から2010年第3四半期までの全標本期間を「前半期: 1973年Q1～1990年Q4」と「後半期: 1991年Q1～2010年Q3」とに分割して計算する。

第1表 チャウ検定

Dependent Variable: Y			
Chow Breakpoint Test: 1990Q4			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Equation Sample: 1973Q2 2010Q3			
F-statistic	17.21303	Prob. F(1,148)	0.0001
Log likelihood ratio	16.50351	Prob. Chi-Square(1)	0

Dependent Variable: P			
Chow Breakpoint Test: 1990Q4			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Equation Sample: 1973Q2 2010Q3			
F-statistic	23.50797	Prob. F(1,148)	0
Log likelihood ratio	22.11262	Prob. Chi-Square(1)	0

Dependent Variable: L			
Chow Breakpoint Test: 1990Q4			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Equation Sample: 1973Q2 2010Q1			
F-statistic	10.47274	Prob. F(1,146)	0.0015
Log likelihood ratio	10.25273	Prob. Chi-Square(1)	0.0014

Dependent Variable: W			
Chow Breakpoint Test: 1990Q4			
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints			
Equation Sample: 1973Q2 2010Q1			
F-statistic	5.804679	Prob. F(1,146)	0.0172
Log likelihood ratio	5.770233	Prob. Chi-Square(1)	0.0163

7 MCMC 推計

上述計量モデル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」(BI-MCMC)¹⁴⁾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¹⁵⁾。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¹⁶⁾。推計期間は、ブレトン・ウッズ体制から変動相場制への移行を勘案して 1973 年第 1 四半期より最近時点の 2010 年第 3 四半期 (標本数: 151 サンプルズ) までとする。日本国のデータは 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日本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日本企業（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 : 無担保コールレート翌日物期中平均

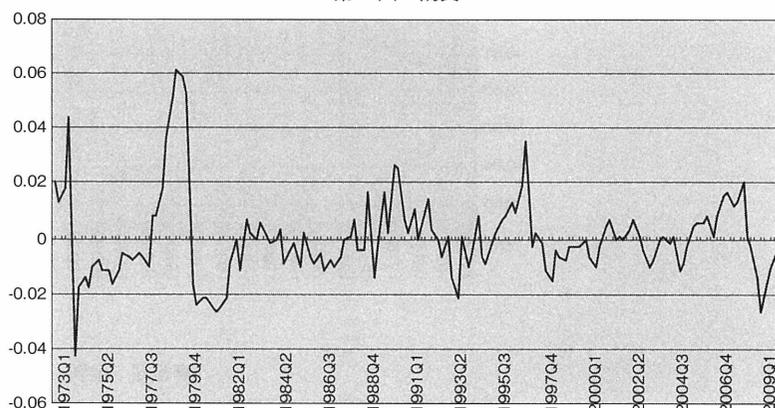
L : 製造業雇用者指数

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

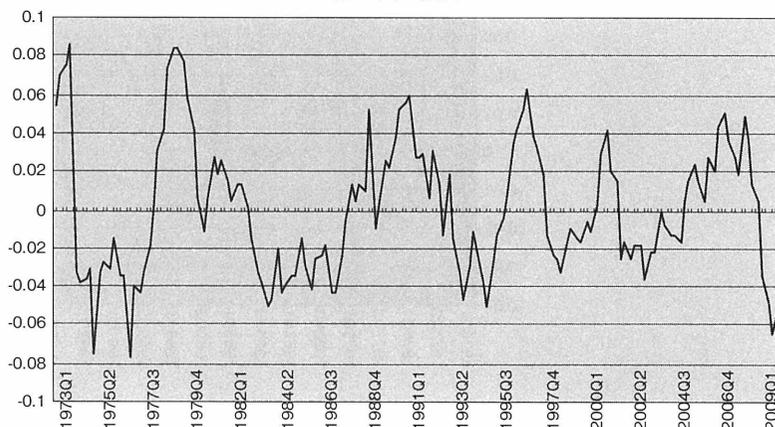
S : 対米ドル建て名目為替レート期中平均を日米 GDP デフレーターにより実質化

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 X12-ARIMA により季節調整を施す¹⁷⁾。これら時系列データを示せば、第1図～第8図のごとくである。

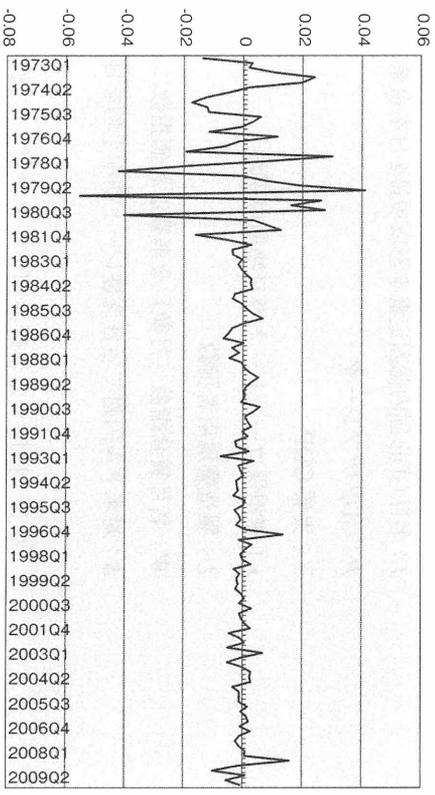
第1図 消費



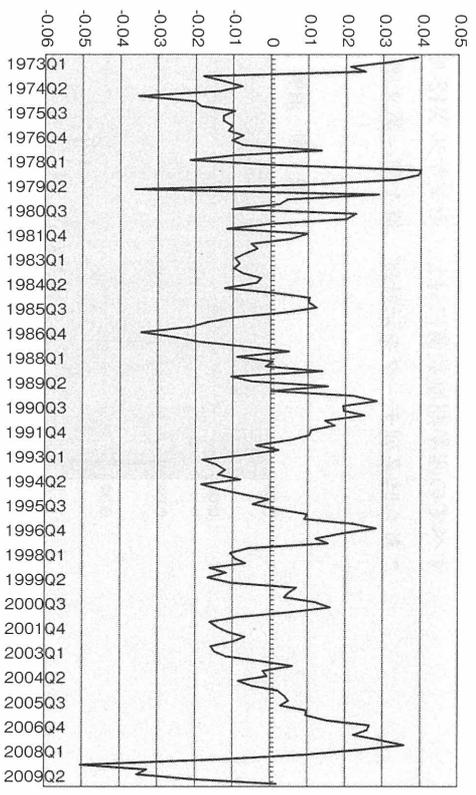
第2図 投資



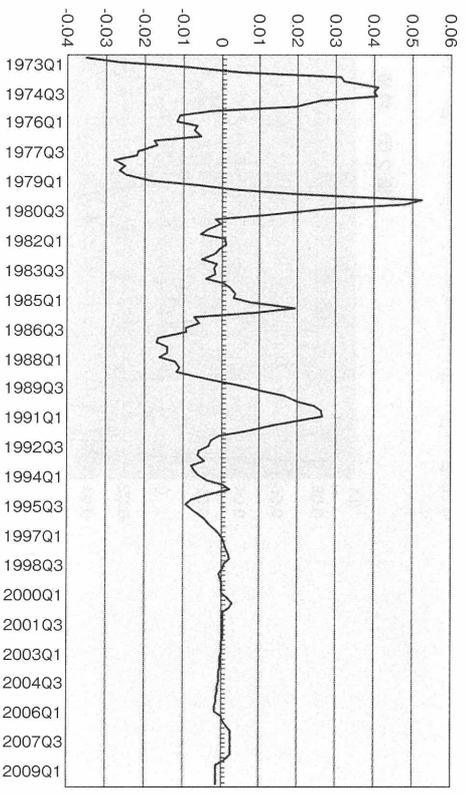
第3図 インフレ率

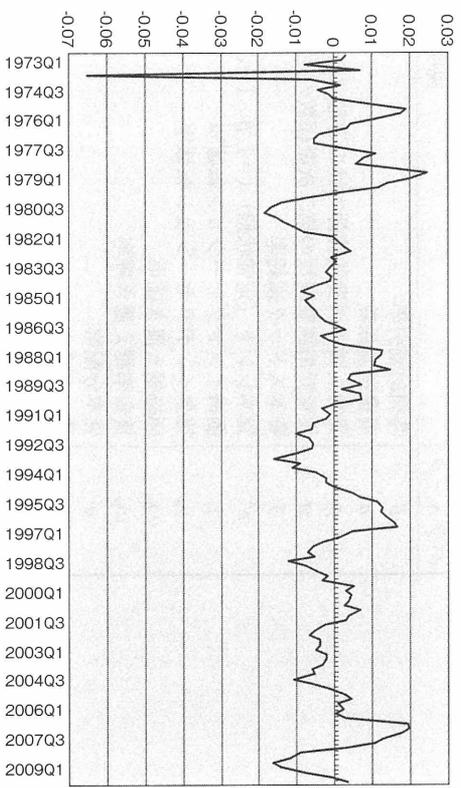
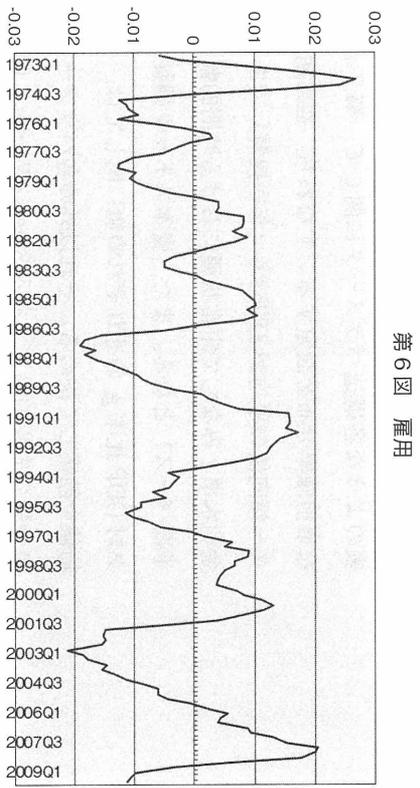


第4図 GDP

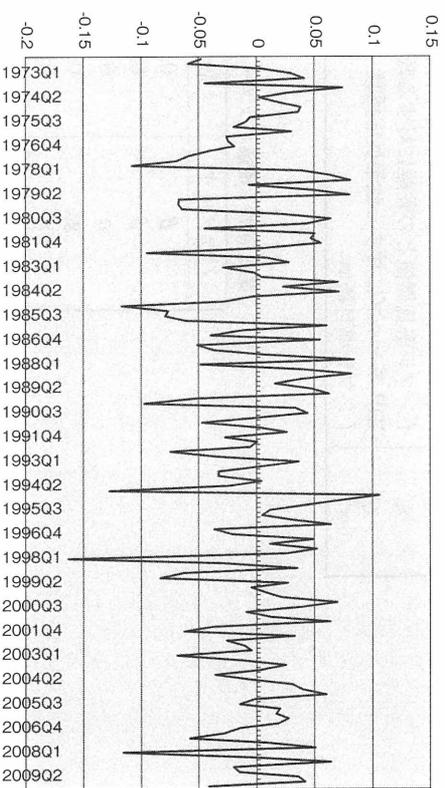


第5図 金利





第8図 為替レート



つぎに、(Eq01) 式～(Eq17) 式の統計式に対する MCMC 推計に際し、第 2 表のような各構造パラメータに関して、第 3-a 表のような値と第 3-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 r に関する HP フィルター傾向値の平均が 3.8353% (年率換算) であることから、これを定常状態での金利水準とみなして定常状態における時間的割引要素を求めると、 $\beta = 0.990$ (四半期ベース) となる。また、資本ストック損耗率 δ 、資本分配率 a 、資本ストック対 GDP 比率 g_y 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¹⁸⁾。

第 2 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
a	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 Π 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 3-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
a	0.300
g_y	0.200
π^0	0.000

第3-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
$S. D. \eta^s$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \eta^i$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \eta^A$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \varepsilon^Q$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \varepsilon^w$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \varepsilon^\pi$	逆ガンマ分布	0.200	inf.
$S. D. \varepsilon^r$	逆ガンマ分布	0.200	inf.

8 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4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。

これら推計結果から、変動相場制移行後凡そ40年経った日本経済に対し、開放経済動学的一般均衡モデルの構造パラメータ値が求められる。

第4-a表 構造パラメータ推計結果・事後確率分布：73-90

パラメータ	平均値	90%信頼区間
h	0.1616	[0.1519 0.1727]
ρ	1.5718	[1.5503 1.5917]
γ_P	0.7556	[0.7181 0.7929]
γ_W	0.7241	[0.7137 0.7365]
ω_P	0.9389	[0.9258 0.9520]
ω_W	0.6579	[0.6396 0.6696]
φ	0.1027	[0.0998 0.1055]
μ	1.1787	[1.1666 1.1910]
ν	-0.1656	[-0.1924 -0.1401]
ψ	5.1776	[5.1734 5.1807]
k_y	5.1894	[5.1801 5.1807]
ϕ	0.2001	[0.1881 0.2120]
χ_1	0.8639	[0.8556 0.8730]
χ_2	1.9108	[1.8617 1.9621]
χ_3	0.0599	[0.0572 0.0630]
ρ^s	0.5677	[0.5619 0.5717]
ρ^i	0.3843	[0.3798 0.3889]
ρ^A	0.7068	[0.6981 0.7159]
ρ^r	0.6726	[0.6699 0.6756]
$S. D. \eta^s$	3.7175	[3.5971 3.8398]
$S. D. \eta^i$	7.9116	[7.8287 8.0124]
$S. D. \eta^A$	3.3327	[3.1672 3.4955]
$S. D. \varepsilon^Q$	7.6398	[7.5387 7.7277]
$S. D. \varepsilon^w$	0.5633	[0.4313 0.6720]
$S. D. \varepsilon^\pi$	12.881	[12.636 13.105]
$S. D. \varepsilon^r$	1.3619	[1.2171 1.4854]

第4-b表 構造パラメータ推計結果・事後確率分布：91-10

パラメータ	平均値	90%信頼区間
h	0.0780	[0.0727 0.0822]
ρ	0.7084	[0.6918 0.7297]
γ_P	0.9757	[0.9581 0.9902]
γ_W	0.0140	[0.0108 0.0199]
ω_P	0.8415	[0.8288 0.8526]
ω_W	0.2230	[0.1800 0.2620]
φ	0.0094	[0.0003 0.0212]
μ	1.0954	[1.0678 1.1268]
ν	0.7403	[0.6930 0.8094]
ψ	5.1762	[5.1726 5.1805]
k_y	5.1794	[5.1781 5.1803]
ϕ	3.2622	[3.2046 3.3045]
χ_1	0.8644	[0.8593 0.8703]
χ_2	1.9108	[1.8617 1.9621]
χ_3	0.7300	[0.7233 0.7361]
ρ^s	0.1543	[0.1285 0.1790]
ρ^i	0.1065	[0.1025 0.1131]
ρ^A	0.6746	[0.6689 0.6787]
ρ^r	0.9727	[0.9629 0.9806]
$S. D. \eta^s$	25.285	[25.147 25.430]
$S. D. \eta^i$	0.9637	[0.8181 1.0732]
$S. D. \eta^A$	10.451	[10.330 10.569]
$S. D. \varepsilon^Q$	0.1358	[0.0576 0.2290]
$S. D. \varepsilon^W$	15.391	[15.172 15.680]
$S. D. \varepsilon^\pi$	0.1525	[0.0569 0.2526]
$S. D. \varepsilon^r$	25.466	[24.898 26.058]

V 分析結果

前章における1973年から2010年までの構造パラメータ推計値を概観すると、次のような変動相場移行後の日本のマクロ経済に関する特色が浮かび上がってくる。但し、以下で1973年第1四半期～1990年第4四半期を前半期、1991年第1四半期～2010年第3四半期を後半期と称する。

1 マクロ経済

a 消費習慣

家計の消費習慣係数 h は前半期が0.162、後半期が0.078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、前半期が0.139、後半期が0.072となり、家計の消費行動は過去の消費慣習に囚われなくなりつつある。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、前半期が0.861、後半期が0.932となり、全期間を通じてあまり差はない。

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、前半期が 1.572、後半期が 0.708 であった。したがって、逆数 $1/\rho$ は前半期が 0.636、後半期が 1.412 であるから、後半期の方が異時点間の消費は弾力性が高くなり、危険愛好的、すなわち消費水準の時間的変動を厭わなくなったと言える。他方、前半期の家計は、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ったことが窺える。

c 価格改定確率

企業のカルボ型価格据置確率は前半期が 0.939 であり、後半期は 0.842 であった。それゆえ、後半期のほうが価格を変更し得る確率 (i.e. $1 - \omega_p$) は幾分高い。また、価格インデクセーション転嫁率 γ_p は、前半期が 0.756 であり、後半期は 0.976 と上昇する。すなわち、前半期には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 76% 程度を今期の価格水準に上乘せすることが可能であったのに対し、後半期は、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 98% 程度を今期の価格水準に転嫁することができる。かくして、価格の伸縮性・可変性は高まる傾向にあることが見て取れる。

d 賃金率改定確率

カルボ型賃金率据置確率 ω_w は、前半期が 0.658、後半期が 0.223 であった。また、賃金率インデクセーション転嫁率 γ_w は、前半期が 0.724、後半期が 0.014 であった。それゆえ、労働者が、賃金を自らが欲する最適水準まで引き上げることは以前より容易になってきているが (i.e. $1 - \omega_w$)、但し、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は難しくなっていると言える。かくして、日本の賃金は以前は粘着性・硬直性が高かったが、最近ではより伸縮的・可变的になりつつあることが見て取れる。これは、日本の労働市場が、かつては年功序列、終身雇用、新規学卒採用という伝統的雇用慣習に支配されたが、近年、こうした慣習は薄れつつあり、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・産業間移動が容易になりつつ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 μ は、前半期が 1.179、後半期が 1.095 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、前半期に比べ後半期の方が小さくなっている。これは、先の **d** 項で指摘したごとく、近年、労働者間の競争性や労働者の企業間・産業間の移動性が高まった結果として、マークアップ率は総じて低減傾向にあると言える。 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わしているから (i.e. $-(1+\mu)/\mu$)、これを計算すると、前半期は -1.848 、後半期は -1.913 であり、したがって、後半期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ことになる。かくして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労働市場の自由化・競争化に向けた変化を読み取ることができる。

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、前半期が 0.459 、後半期が 1.207 となった。それゆえ、家計は徐々に消費計画が金利に敏感となりつつあると言える。また、同じく実質金利が今期の投資水準に及ぼす影響 (i.e. $-\varphi/(1+\beta)$) は、前半期が -0.052 、後半期が -0.005 であり、投資行動に関しては、実質金利の及ぼす影響の度合いが次第に低まりつつあることが見て取れる。後半期では低金利の下、投資コストの大きさよりむしろ将来の需要見通しが投資決定において重要性を増しつつあるということであろう。

g 新ケインジアン・フィリップス曲線

バックワード・ルッキング的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・ルッキング的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、前半期が 0.566 であり、後半期が 0.504 であった。また、1期先のインフレ率の係数は、前半期が 0.432 であり、後半期が 0.496 であった。したがって、前半期はバックワード・ルッキング的要素の影響が幾分大きいのに対し、後半期ではバックワード・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していると言える。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、前半期が 0.002 、後半期が 0.017 となった。それゆえ、後半期の場合、価格は相対的に伸縮性・可変性が高まるゆえ、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大きくなっている。

h 実質為替レート

実質為替レート・ショックの標準偏差 σ_s は、前半期が 3.718 であり、後半期

が25.28であった。したがって、家計の消費需要に影響を及ぼす実質為替レートの変動が後半期により高まっている。

i 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_y は前半期・後半期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 は後半期に著しく高まる。また、賃金率の標準偏差 σ_w から、後半期における賃金率の変動幅が大きくなることが分かる。また、技術水準 (i.e. 全要素生産性) に関しても、同じくその標準偏差 σ_a から後半期の変動幅が大きくなるが見て取れる。

2 金融政策

テイラー・ルール型金融政策反応関数を通貨当局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、前半期が0.864、後半期が0.333となった。したがって、金融政策の慣性 (inertia) は前半期の方が大きく働き、政策効果がより持続したことが分かる。これは、前半期の方が相対的に価格・賃金ともに粘着的・硬直的であった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、前半期が1.911と0.060、後半期が0.864と0.730であった。それゆえ、通貨当局の物価安定と景気に対する金融政策運営の感応度が前半期と後半期で変化したことが窺える。すなわち、後半期における日本経済の長引く不況を受けて、通貨当局による政策金利の景気動向に対する反応がいっそう高まったと言える。

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、前半期が0.673と1.362、後半期が0.973と25.47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後半期の方が長く、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。こうした点が、後半期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。

VI 結び

1970年代前半に、日本の国際通貨制度は大きな転換を遂げた。すなわち、各国通貨の交換比率である為替レートは、完全競争的な外国為替市場において、通貨の需要と供給から自由に決まることとなった。その結果、四半期ないしは半年から数年というタイムスパンで見ると、為替レートの変動は、財サービス産出量、消費、投資、経常収支、雇用、物価、金利、賃金等のマクロ経済変数に対して、さまざまな影響を及ぼし合うこととなった。したがって、為替レートの変動と、こうした変数との相互関連性・相互依存性を一般均衡的且つ動的に把握する理論の構築と実証分析とが今日喫緊の課題となりつつある。

そこで本稿において、これら変動相場制下のマクロ経済を把握すべく、まず「新開放マクロ経済学」に依拠した理論モデルを構築した。ついでそれら理論体系をもとに小規模計量モデルを導いた。さらに上述計量モデルに対し、変動相場制移行時の1973年第1四半期より最近時点までの日本経済の時系列データを適用し、「マルコフ連鎖モンテカルロ法によるベイズ推定法」を用いて推計した。こうした推計結果から、変動相場制移行後凡そ40年経った日本経済に対し、個別経済主体のフォワード・ルッキング的最適化行動が明示的に導入されている開放経済動学的一般均衡モデルの構造パラメータ値が明らかとなった。かくして、本稿における一連の推計結果は、今日の錯綜した不透明な現実経済に関するパフォーマンスを把握するための具体的手掛かりを与えている。

(2011年5月最終稿, 2011年11月受理)

補論：メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズム

マルコフ連鎖モンテカルロ法の計算アルゴリズムには、今日①メトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズム (Metropolis-Hastings algorithm), ②データ拡大法 (data augmentation method), ③ギブス・サンプラー (Gibbs sampler) などが利用されているが、本稿の推計で用いたメトロポリス-ヘイスティングス・アルゴリズムとはおよそ次のようなものである¹⁹⁾。

いま、乱数生成対象である目標分布 $f(\theta)$ からサンプリングしようとした場合、提案密度関数 $g(\theta|\theta_{n-1})$ ならびに初期値 θ_0 を選択する。つぎに以下のアルゴリズムを用いて $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N)$ をサンプリングする。

- 1) $n=1$ とする。
- 2) 提案密度関数 $g(\theta|\theta_{n-1})$ からサンプリングし、サンプリングされた値 $\tilde{\theta}$ と 1 回

前にサンプリングされた値 θ_{n-1} を用いて、つぎの確率 (i.e. 採択確率) を計算する。

$$q = \min \left[\frac{f(\tilde{\theta})g(\theta_{n-1}|\tilde{\theta})}{f(\theta_{n-1})g(\tilde{\theta}|\theta_{n-1})}, 1 \right]$$

3) u を一様分布 $U(0, 1)$ から生成する。

4) θ_n を以下のように決定する。

$$\begin{aligned} \theta_n &= \tilde{\theta}, & \text{if } u \leq q \\ \theta_n &= \theta_{n-1}, & \text{otherwise} \end{aligned}$$

5) $n < N$ であれば $n = n + 1$ として 2) に戻る。 $n = N$ であれば終了。

$N \rightarrow \infty$ とすると、 θ_N は一般的な条件のもとで $f(\theta)$ からサンプリングされた変数に確率収束することが分かっているから²⁰⁾、 N が十分大きければ $(\theta_{N+1}, \dots, \theta_{N+M})$ は $f(\theta)$ からサンプリングされた値とみなせる。したがって、最初の $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_N)$ を捨て (i.e. burn-in)、残りの $(\theta_{N+1}, \dots, \theta_{N+M})$ を用いて推定することになる。さらに $\tilde{\theta}$ を

$$\tilde{\theta} = \theta_{N-1} + \varepsilon_n, \quad \varepsilon_n \sim i.i.d.N(0, cH)$$

なるランダム・ウォーク過程からサンプリングすると、 $\tilde{\theta}$ を目標分布 $f(\tilde{\theta})$ のモードとすれば、 H は $-\ln f(\tilde{\theta})$ のヘッシアンの逆行列となる。ただし、 c は調整係数である²¹⁾。ここで、

$$g(\theta_{n-1}|\tilde{\theta}) = g(\tilde{\theta}|\theta_{n-1})$$

なる関係が言えるので、先の採択確率 q は、

$$q = \min \left[\frac{f(\tilde{\theta})}{f(\theta_{n-1})}, 1 \right]$$

となって、採択確率 q は提案密度関数 $g(\theta|\theta_{n-1})$ に依存しなくなる。ところで、調整係数 c はステップサイズと称されるもので、現在の変化分を決定する。すなわち、 $\tilde{\theta}$ と θ_{n-1} との変化はあまりかけ離れないようにする必要があるが、そうしないと採択確率 q は低くなり、無駄に乱数を生成して同じ値が出続けることになる。したがって、そのために調整係数 c を小さくすることが要求されるが、しかしながら、 c をあまり小さくすると、今度は狭い範囲からしかサンプリングされず、初期値に近い目標分布の一部からしか乱数が生成できなくなる恐れがある。一般には c は採択確率が 45% (θ が 1 次元) ~ 23% (同無限次元) の範囲内に収まるよう調整するのが望ましいとされている²²⁾。

注

1) 戦後の国際通貨制度に関しては、例えば Dormael (1978), Eichengreen

(1996), Scammell (1975), Yeager (1976) を参照。

- 2) Triffin (1960).
- 3) 河合 (1995) pp.290-296, 山本 (1997) pp.229-231, Argy (1994) pp.26-31.
- 4) Mundell (1963), Fleming (1962), Mankiw (1997) Chap.7 & Chap.11.
- 5) Lucas (1981).
- 6) Lucas (1981) pp.131-135.
- 7) 2変量正規分布に従う確率変数 X, Y の平均を μ_x, μ_y , Y の分散を σ_y^2 , X, Y の共分散を σ_{xy} とすれば, $Y=y$ が与えられたときの X の条件付期待値は $\mu_x + \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_y^2}(y - \mu_y)$ で表される (Mood/Graybill (1963) p.202)。したがって, ルーカス・モデルでは, $\mu_x = \bar{P}$, $\mu_y = \bar{P}$, $\sigma_{xy} = \sigma^2$, $\sigma_y^2 = \sigma^2 + \tau_z^2$, $y = P(z)$ であるから, これより

$$E[P_t | \Omega_t(z)] = E[P_t | P_t(z), \bar{P}_t] = \bar{P}_t + \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau_z^2} (P_t(z) - \bar{P}_t) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + \tau_z^2} P_t(z) + \frac{\tau_z^2}{\sigma^2 + \tau_z^2} \bar{P}_t$$

を得る。

- 8) Obstfeld/Rogoff (1995) (1996).
- 9) Lane (1999), Sarno (2001).
- 10) 外国経済に関しても, $(n, 1) \subset R^1$ 上で同様の操作をすれば, ほぼ対称的な結果が得られる。
- 11) 本章における理論式の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。岡田 (2011b) 参照。
- 12) 一般に, 変数 X の定常状態を \bar{X} とし, $\hat{x} = \ln X - \ln \bar{X}$ と置けば, 指数関数のテイラー展開による一次までの項を用いることにより, $\frac{X - \bar{X}}{X} \approx \hat{x}$ と近似できる。したがって, 全ての経済変数の定常状態 = 動学的均衡解からの近傍乖離の変化率は, 数線形式で近似し得ることになる。
- 13) 岡田義昭 (2009) 『開放経済下の新マクロ経済分析』 成文堂, pp.222-223.
- 14) 岡田 (2011a) pp.135-138.
- 15) DYNARE コードに関しては, 岡田 (2011c) 参照。
- 16) 本稿「補論」参照。
- 17) 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。
- 18) MCMC 推計を行うにあたって, さらに以下のような前提を置く。
 - (a) 経済の開放度 a, b は 1 ~ 2 割程度とし, したがって, $\hat{p}_t \approx \hat{p}_{Ht}$ ないしは $\hat{\pi}_t \approx \hat{\pi}_{Ht}$

と仮定する。

(b) (Eq01)式から ε_{t+1}^c を, (Eq02)式から ε_{t+1}^i を消去する。また (Eq01)式・(Eq02)式ホワイト・ノイズ $\varepsilon_{t+1}^c, \varepsilon_{t+1}^s, \varepsilon_{t+1}^i$ に対してそれぞれ1に rescale しておく。

19) ギブス・サンプラーについては既に岡田 (2011a) 第3章補論で取り上げた。本MHアルゴリズムに関しては, Chib/Greenberg (1995) が詳しい。その他, 古澄 (2008) pp.280-283, 大森/渡部 (2008) pp.228-229, 中妻 (2007) pp.162-175 を参照。

20) 大森/渡部 (2008) p.229。

21) 渡部 (2009)。

22) Chib/Greenberg (1995) p.330.

参考文献

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」 蓑谷千風彦/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*

河合正弘 (1994) 『国際金融論』東京大学出版会

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

中妻照雄 (2007) 『入門ベイズ統計学』朝倉書店

矢野浩一 (2009) 「DYNARE による動学的確率的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

山本栄治 (1997) 『国際通貨システム』岩波書店

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) 「ベイジアン計量経済学」 蓑谷千風彦/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) 「DSGE モデルと VAR 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
- Argy, V. (1994), *International Macroeconomics: Theory and Policy*, Routledge
- 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
- Dormael, A.V. (1978), *Bretton Woods: Birth of a Monetary System*, The Macmillan Press
- Eichengreen, B. (1996), *Globalizing Capital*, Princeton U.P.
- 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
- Fleming, J.M. (1962), “Domestic Financial Policies under Fixed and Floating Exchange Rates,” *IMF Staff Papers*, Vol.9
- 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*
- Lane, P.R. (1999), “The New Open Economy Macroeconomics: A Survey,” *Trinity Economic Paper Series*, No.3, Trinity College Dublin
- Levin, A.T., 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
- Lucas, Jr., R.E. (1981), *Studies in Business Cycle Theory*, The MIT Press.
- Mankiw, N.G. (1997), *Macroeconomics*, Third ed., Worth Publishers Inc.
- Mood, A.M. and F.G. Graybill (1963), *Introduction to the Theory of Statistics*,

- Second ed., McGraw Hill Book Co. Inc.
- Mundell, R.A. (1963), "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rate," *Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol.29, No.4
- 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
- Sarno, L. (2001), "Towards a New Paradigm in Open Economy Modeling: Where Do We Stand?" *Federal Reserve Board of St. Louis Review*, May/June 2001
- Scammell, W.M. (1975), *International Monetary Policy: Bretton Woods and After*, The Macmillan Press
- 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
- Triffin, R. (1960), *Gold and the Dollar Crisis: The Future of Convertibility*, Yale U.P.
- 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
- Yeager, L.B. (1966), *International Monetary Relations*, Harper