地域分析
第47巻第２号
2009年３月

開放経済下のビジネス・サイクル：理論と実証

岡田 義昭

【要旨】

経済のグローバル化の進展とともに，日本のビジネス・サイクルが欧米経済やアジア経済と相互に密接に影響し合う状況となった。そこで本稿では，まず重複世代モデルをベースとした二国間開放経済一般均衡理論に基づき，ビジネス・サイクルに関するメカニズムの理論的側面を包括的に検討した。次いで，ベクトル自己回帰モデル（VAR）を用いて日本のビジネス・サイクル・ショックと主要経済変数とのインパルス応答を分析した。構造モデルを識別するにあたっては，短期制約（i.e. 逐次的制約）に加え長期的制約を課し，併せてその動学過程を検証した。

【キーワード】

リアル・ビジネス・サイクル，重複世代モデル，カリブレーション，ベクトル自己回帰モデル（VAR），インパルス応答

Ⅰ　はじめに

戦後の日本経済は，好況と不況とを順次繰り返しつつ一定の成長を遂げてきた。こうした循環と成長というマクロ経済のパターンに対し，とりわけ前者のビジネス・サイクルに関しては，「不況の回避」という政策命題との関連で絶えず活発な議論がなされてきた[1)]。例えば，最近の事例に限っても，プラザ合意に伴う円高不況や，バブル崩壊後の長期不況，あるいは東アジア通貨危機の連鎖的不況などに直面し，景気後退（リセッション）や不況から脱出するための分析と処方箋とが数多く提供された。

ところで，今日のグローバル経済下にあって，日本のビジネス・サイクルは当然のことながら国内の消費・投資需要のみならず為替レートの変動もこれあり，価格要因・所得要因の双方から対外財サービス取引へも強く影響する。逆に為替レートや対外取引の変動は，国内のマクロ経済変数やビジネス・サイクルに影響を及ぼす。まさに双方向の関係である。

近年，日本は欧米のみならず ASEAN 諸国や韓国・中国との経済的相互依存関係を深めつつある。東アジアの工程分業ないしは垂直的産業内分業の動きが加速し，こうした東アジアの生産ネットワークの再編は，その結果として ASEAN ＋ 3 の域内貿易額を上昇させた。自由貿易協定（FTA）や経済提携協定（EPA）の進展はその動きを側面から支援した。また，実物財サービス取引のみならず，金融取引面での結び付きも強まった。かくして，域内各国における GDP，家計消費，民間投資など主要マクロ経済変数の増減率相関度は急速に高まった。それゆえ，日本のビジネス・サイクルは，容易に東アジアを含む他の国々の経済へ波及すると同時に，他方，他の国々の経済の動きは即日本のビジネス・サイクルへ影響を及ぼすこととなった。ビジネス・サイクルの分析視野や政策の射程も，こうした理由より従来の閉鎖経済型から開放経済型へ転換せざるを得なくなってきている。

そこで本稿では，まず重複世代モデル（overlapping generations model）をベースとした二国間開放経済一般均衡理論に基づき，ビジネス・サイクルのメカニズムに関する理論的側面をカリブレーション分析も含め包括的に検討した。ついで VAR（ベクトル自己回帰モデル）を用いて，日本国内のビジネス・サイクルが国内のマクロ経済変数のみならず，対外財サービス取引関連変数とどのような単なる一方方向でない「相互」依存効果を有するか実証的に探った。

Ⅱ　理論的枠組み

実物的景気循環論（リアル・ビジネス・サイクル論）とは，技術革新の外生的不規則衝撃が景気循環を引き起こすと考える。すなわち，名目的な需要側の変動よりもむしろ実質的な供給側の変動が景気循環を引き起こす主要因であると見るものである。ここでは，重複世代モデルをベースに，ミクロ的基礎を持った二国間開放経済一般均衡モデルによってこうした変動メカニズムを考えてみよう[2)]。

1　家計

個人のライフ・サイクルを，生まれてから退職するまでの若年期と退職してから死ぬまでの老年期の二期に大別する。各時期には，現役世代と退職世代という異なる時点に生まれた二世代が重複して経済活動を行うと想定する。人口は一定と考え，したがって各期に自国では n 人の現役世代と n 人の退職世代が，外国では m 人の現役世代と m 人の退職世代が存在すると考える。また，経済は完全雇用とし，１人１単位の若年期家計の労働力は，これを分割することなく賃金水準にかかわらず企業に供給するものと考える。また若年期の家計は，貯蓄として自国・外国企業の発行する債券，すなわち社債の形で老年期に残すものとし，さらにこの自国通貨建てならびに外国通貨建ての債券で国際的に取引される財サービスの決済を行なう。内外債券市場は完全競争的且つ完全代替的と想定する。またこの債券は消費財サービスと同一ニューメレールが採られているものと仮定する。したがって，t 期を若年期，$t+1$ 期を老年期とすれば，$N\equiv\{1, 2, \cdots n\}$，$M=\{1, 2, \cdots m\}$ として，自国家計 $i\,(\in N)$ の予算制約式は

(1)　$P_{B,t+1}B_{H,t+1}(i)+S_tP^*_{B,t+1}B_{F,t+1}(i)=w_t(i)-P_{C,t}C_t(i)$　　…若年期

$P_{C,t+1}C_{t+1}(i)=(1+r_t)P_{B,t+1}B_{t+1}(i)+(1+r^*_t)S_tP^*_{B,t+1}B_{F,t+1}(i)$　　…老年期

となる。但し P_C は消費財サービスの単位当り価格，P_B は社債の単位当り価格，C は実質消費財サービス消費量，B_H は実質自国社債，B_F は実質外国社債，w は名目賃金，r は利子率（小数点表示），S は自国通貨建て為替レートである。＊は外国経済変数を表す。また，外国家計 $i\,(\in M)$ の予算制約式は，同様に

(2)　$P^*_{B,t+1}B^*_{F,t+1}(i)+P_{B,t+1}B^*_{H,t+1}(i)/S_t=w^*_t(i)-P^*_{C,t}C^*_t(i)$　　…若年期

$P^*_{C,t+1}C^*_{t+1}(i)=(1+r^*_t)P^*_{B,t+1}B^*_{F,t+1}(i)+(1+r_t)P_{B,t+1}B^*_{H,t+1}(i)/S_t$　　…老年期

となる。ここで，一人当たり総実質消費指標 $C(i)$ は，自国財サービス消費量 $C_H(i)$ と外国財サービス $C_F(i)$ を合成した $C(i)=\left(\dfrac{C_H(i)}{\gamma}\right)^{\gamma}\left(\dfrac{C_F(i)}{1-\gamma}\right)^{1-\gamma}$　$(0<\gamma<1)$ という形をとり，したがって自国価格指標は，$P=(P_H)^{\gamma}(P_F)^{1-\gamma}$ という形をとるとす

る。外国家計の C^*，P^* も対称的に同様のフォーミュラとする。

次に，自国家計 $i\,(\in N)$ の効用関数を

(3)　$U_{t,t+1}(i)=C_t(i)^{\alpha}C_{t+1}(i)^{1-\alpha}\quad(0<\alpha<1)$

と定式化する。外国家計 $i\,(\in M)$ も同様にして，

(4)　$U^*_{t,t+1}(i)=C^*_t(i)^{\alpha}C^*_{t+1}(i)^{1-\alpha}\quad(0<\alpha<1)$

と定式化する。したがって，自国家計 i の t 期における最適消費計画は，$E[\cdot]$ を期待値オペレータとしたとき，

(5)　$\max_{\{C_t(i)\}\{C_{t+1}(i)\}}: E_t[U_{t,t+1}(i)]$

$$U_{t,t+1}(i)=C_t(i)^{\alpha}C_{t+1}(i)^{1-\alpha}$$

$$\text{s. t.}\quad E_t[P_{B,t+1}]B_{H,t+1}(i)+E_t[P^*_{B,t+1}]S_tB_{F,t+1}(i)=w_t(i)-P_{C,t}C_t(i)$$

$$E_t[P_{C,t+1}]C_{t+1}(i)=E_t[P_{B,t+1}](1+r_t)B_{H,t+1}(i)+E_t[P^*_{B,t+1}](1+r^*_t)S_tB_{F,t+1}(i)$$

$$\text{given}\quad P_{C,t},\ P_{B,t},\ r_t,\ S_t,\ w_t(i)$$

と定式化し得る。価格予想フォーミュラに対して静学的予想，すなわち，$E_t[P_{t+1}]=P_t$ であると特定化すれば，先に仮定したごとく，内外債券市場の完全競争性・完全代替性より利子裁定取引から $r_t=r^*_t$ となるから，予算制約式は $C_{t+1}(i)=(1+r_t)\left(\dfrac{w_t(i)}{P_{C,t}}-C_t(i)\right)$ と書き換えられる。したがって，これを効用関数（＝目的関数）に代入すれば，家計 i がこの最適消費計画で制御できる変数は若年期の消費 C_t のみであるので，この変数に関する最大化条件を求めると[3)]，自国家計に対しては，

(6)　$C_t(i)=\alpha\dfrac{w_t(i)}{P_{C,t}}$

$$E_t[C_{t+1}(i)]=(1-\alpha)\frac{w_t(i)}{P_{C,t}}(1+r_t)$$

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

となる。外国家計に対しても同様に

(7)　$C^*_t(i)=\alpha\dfrac{w^*_t(i)}{P^*_{C,t}}$

$$E_t[C^*_{t+1}(i)]=(1-\alpha)\frac{w^*_t(i)}{P^*_{C,t}}(1+r^*_t)$$

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

となる。かくして，自国・外国の家計 i に関する主体的均衡条件は(6)式・(7)式で示されることになる。

2　企業

生産主体たる自国・外国の企業はそれぞれ代表的企業とし，退職世代より社債

発行で借り受けた資金により資本ストック[4] K を調達する一方，現役世代より労働力 L を得て消費財と資本財の合成財サービス Y を生産する。さらに企業はその対価として利子と賃金を家計に支払う。K_H を自国の資本財，K_F を外国の資本財とすれば，自国の資本ストックは $K=\left(\frac{K_H}{\gamma}\right)^{\gamma}\left(\frac{K_F}{1-\gamma}\right)^{1-\gamma}$ $(0<\gamma<1)$ で示される。外国企業の資本ストックに関しても，対称的な K^* を想定する。

ここで自国・外国の代表的企業に対する生産関数として，

(8) $Y_t=A_tK_t^{\beta}L_t^{1-\beta}$ $(0<\beta<1)$

$Y_t^*=A_t^*K_t^{*\beta}L_t^{*1-\beta}$

なるコブ＝ダグラス・タイプを想定する。但し，A は全要素生産性 (i.e. 技術水準) である。すると，当該企業の利潤関数は，Y の価格を $P=(P_C)^{\eta}(P_B)^{1-\eta}$ $(0<\eta<1)$ と置けば，

(9) $\prod_t=P_tY_t-r_tP_{B,t}K_t-w_tL_t$

$\prod_t^*=P_t^*Y_t^*-r_t^*P_{B,t}^*K_t^*-w_t^*L_t^*$

となるから，自国企業の最適生産計画は

(10) $\max_{\{K_t\}\{L_t\}}:\prod_t$

$$\prod_t=P_tY_t-r_tP_{B,t}K_t-w_tL_t$$

s. t. $Y_t=A_tK_t^{\beta}L_t^{1-\beta}$

given $r_t,\ w_t,\ P_t$

と定式化できる。したがって，代表的自国企業の主体的均衡条件（$\prod\to\max$）は，

(11)
$$\frac{\partial Y_t}{\partial K_t}=\beta A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\beta-1}=\frac{P_{B,t}r_t}{P_t}$$

$$\frac{\partial Y_t}{\partial L_t}=(1-\beta)A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\beta}=\frac{w_t}{P_t}$$

$$\Leftrightarrow$$

$$P_t=\frac{r_tP_{B,t}dK_t}{dY_t}+\frac{w_tdL_t}{dY_t}$$

$$\Leftrightarrow$$

$$\left|\frac{-dL_t}{dK_t}\right|_{Y=const.}=\frac{P_{B,t}r_t}{w_t}$$

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

となる（但し｜｜は絶対値記号）[5]。すなわち，自国の代表的企業にとって利潤が最大となる最適生産計画とは，資本の限界生産力が実質利子率に等しく，また労働の限界生産力が実質賃金に等しいというものである。この条件は，換言すれば，財サービス市場でオークショニアから告げられる価格 P に対し，生産要素（i.e. 資本と労働）の総限界費用がちょうど等しくなるように生産数量 Y を決めれば利

潤が最大となっていることを意味する（i.e. 最適産出量の決定）。また，労働と資本の技術的限界代替率（$-dL/dK$ の絶対値）が利子率と賃金の比に等しくなるように資本と労働の技術的組み合わせを決めればこれまた利潤は最大(⇔費用最小)となっていることを意味する（最適生産方法の決定）。

外国の代表的企業にとっても自国企業同様の最適生産計画に関する条件が得られる。

(12)　$$\frac{\partial Y_t^*}{\partial K_t^*}=\beta A_t^*\left(\frac{K_t^*}{L_t^*}\right)^{\beta-1}=\frac{P_{B,t}^* r_t^*}{P_t^*}$$

$$\frac{\partial Y_t^*}{\partial L_t^*}=(1-\beta)A_t^*\left(\frac{K_t^*}{L_t^*}\right)^{\beta}=\frac{w_t^*}{P_t^*}$$

3　財サービス市場

財サービス市場は完全競争的であるとする[6)]。また，一物一価の原則が働いて購買力平価式 $P=SP^*$ が常に成立するように為替レートは変動すると仮定する。ところで，各家計の主体的均衡に基づく消費財サービス需要 C と，代表的企業の主体的均衡に基づく資本財サービス需要 I（$\equiv\Delta K$）との t 期における社会全体としての自国財サービス・外国財サービス需要ベクトル d（$\equiv(D, D^*)'$）は，他の市場で決まる利子率 r と賃金 w を所与としたとき，価格ベクトルを $\pi=(P, P^*)$ として，

(13)　$d(\pi_t)=(\sum_{i\in N,M}C(i, \pi_t)+I(\pi_t),\ \ \sum_{i\in M,N}C^*(i, \pi_t)+I^*(\pi_t))'$

で示される[7)]。他方，自国・外国企業の最適生産計画に基づく自国財サービス・外国財サービス供給ベクトル s は，同様に r と w を所与としたとき，

(14)　$s(\pi_t)=(Y(\pi_t), Y^*(\pi_t))'$

である。したがって，当該経済の集計的超過需要ベクトル Γ は，

(15)　$\Gamma(\pi_t)\equiv d(\pi_t)-s(\pi_t),\quad \forall t\in\{0, 1, 2, \cdots\}$

で与えられる。したがって，この集計的財サービス超過需要関数は，

(16)　$\Gamma: Q_t\rightarrow R^2$

$\pi_t\mapsto z_t$

$\forall \pi_t\in Q_t\subseteq R^2_+,\quad \forall z_t\in R^2,\quad \forall t\in\{0, 1, 2, \cdots\}$

なる連続な点対点写像で表せるので,「ブラウアーの不動点定理」を適用することにより，本財サービス市場には t 期の均衡価格 $\bar{\pi}_t(\in Q_t : \Gamma(\bar{\pi}_t)=[0])$ が必ず存在することが言える[8)]。

次に，財サービス市場の t 期における調整メカニズムとして，Φ を調整関数ベクトルとし，

(17)　$z_\tau>[0]\ \ \Rightarrow\ \ \Delta\pi_\tau=\Phi(z_\tau)>[0]$

$z_\tau<[0] \quad \Rightarrow \quad \Delta\pi_\tau=\Phi(z_\tau)<[0]$

$z_\tau=[0] \quad \Rightarrow \quad \Delta\pi_\tau=\Phi(z_\tau)=[0]$

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

と定式化する。但し τ は t 期を微小区間に分割したものであり，また $\Delta\pi_t=\pi_t-\pi_{\tau-1}$ である。ここで自国と外国の財サービスは，購買力平価と整合的となるよう粗代替的と仮定する。また調整関数ベクトル Φ を超過需要関数ベクトル Γ の一次式，すなわち $\Delta\pi_\tau=\Phi(\Gamma(\pi_\tau))=k\Gamma(\pi_\tau)(k>0)$ で表せば，さらに超過需要関数ベクトル Γ を均衡価格ベクトル $\bar{\pi}$ の近傍でテイラー展開して近似的に一次の項だけを採ることにより，$\Gamma(\pi_\tau)=\Gamma'(\bar{\pi})(\pi_\tau-\bar{\pi})$（但し Γ' はヤコビ行列）となる。したがって，行列表示で $\Gamma'(\bar{\pi})=[\rho]$ と置いて，これを先の式に代入すれば，$\Delta\pi_\tau=k[\rho](\pi_\tau-\bar{\pi})$ となる。超過需要関数が 0 次同次であると仮定し，さらに価格ベクトル $\pi=(P, P^*)$ において外国価格 P^* は常に 1 に正規化されているものとすれば，この π に関する定差方程式を P に関する微分方程式で近似させてその一般解を求めると，$P_\tau=\bar{P}_t+\exp(c_1)\exp(k\rho_1\tau)$ が得られる。ここで，初期条件（$\tau=0$）を $P_0=\bar{P}_t+\exp(c_1)$ としておけば，$P_\tau=\bar{P}_t+(P_0-\bar{P}_t)\exp(k\rho_1\tau)$ と書き改められる。かくして，$\rho_1<0$（$\Leftrightarrow\Gamma'_{11}(\bar{P})<0$）であれば，$\pi_\tau\to\bar{\pi}$（$\equiv(\bar{P}, 1)$）（$\tau\to\infty$），すなわち，自国財サービスの超過需要が価格の上昇に伴い減少するかまたは超過供給が価格の下落に伴い減少するならば，自国・外国における財サービス市場の調整過程は局所安定的（locally stable）となることが言える。

４　債券市場

債券市場も財サービス市場同様，完全競争的であると仮定する。t 期に自国・外国の代表的企業が発行する社債額は，代表的企業の利潤最大化行動に基づいた投資需要 I_t（$\equiv\Delta K_t$），I_t^*（$\equiv\Delta K_t^*$）から決まる。他方，社債の購入は，自国・外国家計の効用最大化行動に基づいた貯蓄 J_t（$\equiv\Delta B_{t+1}$），J_t^*（$\equiv\Delta B_{t+1}^*$）から決まる。したがって，t 期における自国家計ならびに外国家計の実質社債に対する集計的需要ベクトル d（$\equiv(D, D^*)'$）は，他の市場で決まる価格 P と賃金 w を所与としたとき，利子率ベクトルを $\lambda=(r, r^*)$ として，

(18)　$d(\lambda_t)=$

$$\left(\textstyle\sum_{i\in N}\{\Delta B_{H,t+1}(i, \lambda_t)+\Delta B_{F,t+1}(i, \lambda_t)\},\quad \sum_{i\in M}\{\Delta B^*_{F,\,t+1}(i, \lambda_t)+\Delta B^*_{H,\,t+1}(i, \lambda_t)\}\right)'$$

のごとく実質利子率の関数で表せる。他方，自国・外国企業の社債に対する供給ベクトルは，同様に他の市場で決まる価格 P と賃金 w を所与としたとき，

(19)　$s(\lambda_t)=(\Delta K_t(\lambda_t), \Delta K_t^*(\lambda_t))'$

で表せる。したがって，自国・外国の経済全体としての実質社債超過供給ベクト

ル Λ は,

(20)　$\Lambda(\lambda_t)\equiv s(\lambda_t)-d(\lambda_t),\quad \forall t\in\{0, 1, 2, \cdots\}$

で表すことができる。かくして，均衡利子率ベクトルを $\bar{\lambda}\equiv(\bar{r}, \bar{r})=(\bar{r}^*, \bar{r}^*)$ とすれば，上述財サービス市場と同様の議論を適用することにより，ここに債券市場における均衡利子率ベクトル $\bar{\lambda}_t$ の存在が言える。また，内外債券市場の需給調整過程を $\Delta\lambda_\tau=\Psi(\Lambda(\lambda_\tau))$ という調整関数ベクトルで定式化する。ここで自国・外国の債券は粗代替的と仮定する。自国・外国の利子率が上昇すると（$\Delta\lambda_\tau>0$），自国･外国の各家計にとって貯蓄収入増のため内外社債の需要は増加する。他方，自国・外国の企業にとっては資本コストの負担が増えるから社債発行は抑制される。かくして，社債の超過供給は減少し，利子率は低下方向に転ずる。また，自国利子率が外国利子率を上回ると（$r_\tau>r_\tau^*$），自国・外国双方の各家計にとって外国社債より自国社債を保有するほうが有利であるから，ポートフォリオの組み替えにより自国社債が買われ，外国社債は売られる。かくして，自国社債の超過供給は減少し，自国利子率 r_τ は低下する。他方，外国社債の超過供給は増加し，外国利子率 r_τ^* は上昇する。$\bar{r}_t=\bar{r}_t^*$ で内外債券市場の超過供給はゼロ，すなわち，債券需給は均衡する。以上から，内外債券が粗代替的である限り，超過供給関数の０次同次性とワルラス法則を考慮することによって，自国・外国債券市場の調整メカニズムに関する（大域的）安定性が導ける。

５　動学経路

ところで，社債は資本ストックの価値額を体化したものであるから，毎期末時点ないし毎期首時点で両者の価値額は必ず等しくなる[9)]。しかるに，本モデルでは両者は同じ価格 P_s, P_s^*（$s=0, 1, 2, \cdots t+1$）を採用していたので，実質値ベースでも $K_{t+1}+K_{t+1}^*=B_{t+1}+B_{t+1}^*$ となる。さらに $k_{t+1}\equiv\dfrac{K_{t+1}}{L_{t+1}}$, $k_{t+1}^*\equiv\dfrac{K_{t+1}^*}{L_{t+1}^*}$, $b_{t+1}\equiv\dfrac{B_{t+1}}{L_{t+1}}$ $\left(=\dfrac{B_{H,t+1}+B_{F,t+1}}{L_{t+1}}\right)$, $b_{t+1}^*\equiv\dfrac{B_{t+1}^*}{L_{t+1}^*}$ $\left(=\dfrac{B_{F,t+1}^*+B_{H,t+1}^*}{L_{t+1}^*}\right)$ と置けば，$n=L_t$, $m=L_t^*$（i.e. 人口一定且つ完全雇用）なので，さらに自国経済ならびに外国経済を対称的（symmetry）と仮定すれば[10)]，$K_{t+1}\equiv nk_{t+1}=nb_{t+1}\equiv B_{t+1}$, $K_{t+1}^*\equiv nk_{k+1}^*=nb_{b+1}^*\equiv B_{t+1}^*$ となる。また，各家計は同形（isomorphic）であると仮定すれば，$\forall i\in N, M$ に対して $w(i)=w$, $w^*(i)=w^*$ ならびに $b_{t+1}=B_{t+1}(i)$, $b_{t+1}^*=B_{t+1}^*(i)$ となる。したがって，(6) 式・(11) 式より，自国経済に関して

(21)
$$\begin{aligned}P_{B,t+1}B_{t+1}(i)&=w_t(i)-P_{C,t}C_t(i)\\&=(1-\alpha)w_t(i)\\&=P_t(1-\alpha)(1-\beta)A_tk_t^\beta\end{aligned}$$

が得られる。インフレ率を毎期一定，すなわち，$\frac{P_{B,t+1}}{P_t} \equiv \mu_{t+1} = \mu \ (\neq 0)$ とすれば，(21) 式はさらに

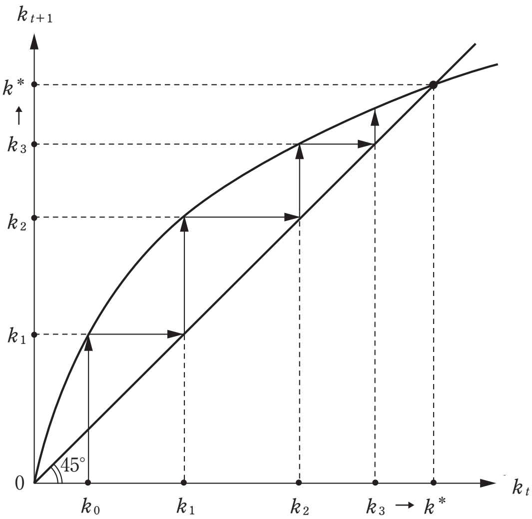
(22) $k_{t+1} = \frac{1}{\mu}(1-\alpha)(1-\beta)A_t k_t^{\beta}$

と書ける。この (22) 式が自国の 1 人当たり資本ストックの時間的推移 $\{k_t\}$（$t=0, 1, 2, \cdots$）を表す推移式であり，これはまた当該経済における資本ストック K の動学的経路を示している。外国経済に対しても同様の議論が当てはまり，$\{k_t^*\}$（$t=0, 1, 2, \cdots$）に対して

(23) $k_{t+1}^* = \frac{1}{\mu^*}(1-\alpha)(1-\beta)A_t^* k_t^{*\beta}$

となる。

第 1 図　資本ストックの推移



ここで k の階差を $\Delta k_{t+1} \equiv k_{t+1} - k_t$ とすれば，$\Delta k_{t+1} = 0$ となる $\bar{k}$ は通常「定常均衡」（stationary equilibrium）ないしは「定常状態」（stationary state）と呼ばれるものである。全要素生産性（i.e. 技術水準）が時間を通じてプラス，すなわち，$A_t > 0$ と仮定したときのケースを図示すれば，第 1 図のごとくであり，45 度線の交点で与えられる[11)]。現役世代の限界消費性向を表す α ならびに資本分配率を表す β はそれぞれ $0 < \alpha < 1$，$0 < \beta < 1$ であるから，

(24) $\frac{dk_{t+1}}{dk_t} = \frac{1}{\mu}A_t(1-\alpha)(1-\beta)\beta k_t^{\beta-1} > 0$

$$\frac{d^2 k_{t+1}}{dk_t^2} = \frac{1}{\mu}A_t(1-\alpha)(1-\beta)\beta(\beta-1)k_t^{\beta-2} < 0$$

$$\frac{dk_{t+1}}{dk_t}\to+\infty \quad (k_t\to 0)$$

$$\frac{dk_{t+1}}{dk_t}\to 0 \quad (k_t\to+\infty)$$

となる[12)]。したがって，$\{k_t\}$ は必ず 45 度線と交わり，且つ $\bar{k}$ に対して安定的に収束することが確認される。さらに全要素生産性が時間を通じて不変，すなわち，$A_t=A$（$\neq 0$）と仮定したときの $\{k_t\}$ の定常解 $\bar{k}$ に対する安定収束性は，次のようにしても示せる。(23) 式において，$\frac{1}{\mu}(1-\alpha)(1-\beta)A\equiv\lambda$ と置けば，$\{k_t\}$ の推移式は $k_{t+1}=\lambda k_t^{\beta}$ と書けるから，逐次代入して，$k_1=\lambda k_0^{\beta}$，$k_2=\lambda k_1^{\beta}=\lambda\lambda^{\beta}k_0^{\beta^2}\cdots$，$k_{t+1}=(\prod_{i=0}^{t}\lambda^{\beta^i})k_0^{\beta^{t+1}}$ を得る。したがって，$\Delta k_{t+1}=0\Leftrightarrow\{k_t\}\to\bar{k}$ はまた $\frac{k_{t+1}}{k_t}=1\Leftrightarrow\{k_t\}\to\bar{k}$ とも言えるが，この $\frac{k_{t+1}}{k_t}=1$ の両辺の対数をとれば，$\Delta\ln k_{t+1}\equiv\ln k_{t+1}-\ln k_t=0$ である。それゆえ，$\frac{k_{t+1}}{k_t}=\lambda^{\beta^t}\left(\frac{k_0^{\beta^{t+1}}}{k_0^{\beta^t}}\right)$ から，その両辺の対数をとることにより，$\Delta\ln k_{t+1}\equiv\ln k_{t+1}-\ln k_t=\beta^t\ln\lambda+(\beta^{t+1}-\beta^t)\ln k_0$ となる。ここで $\beta<1$ より $\beta^t\to 0$（$t\to\infty$）であるから，$\Delta\ln k_{t+1}\to 0$（$t\to\infty$），すなわち，$\{k_t\}\to\bar{k}$ が確認できる。外国経済に関しても同様である。

６　景気循環

上述第５節では全要素生産性（i. e. 技術水準）の時系列過程 $\{A_t\}$ が時間を通じて正ないしは不変としたが，ここではより厳密に特定化し，たとえば「ランダム・ウォーク過程」に従うものと仮定してみる。すなわち，$\ln(A_{t+1})=a\ln(A_t)+\varepsilon_{t+1}$（$\forall t\in\{0, 1, 2, \cdots\}$）において，係数 $a=1$ 且つ撹乱項 ε_{t+1} は平均がゼロ，分散が $\sigma^2=1$ で且つ系列相関のない同一標準正規分布に従うものとする。これより，A_t にランダム・ショックが生ずると，家計と企業との最適化行動を経て，各市場の価格調整過程に基づき，１人当たり資本ストックの推移過程 $\{k_t\}$（$t=0, 1, 2, \cdots$）は変動しつつ定常均衡から乖離することが (22) 式で示される。

たとえば，財サービス市場に限定した部分均衡分析（i.e. ceteris paribus）でこれを考えてみると，一義的には次のような動きが推測できる。まず全要素生産性 A_t が上昇すると生産要素 L_t，K_t の投入量は変わらなくても企業の生産量 Y_t は増大し，財サービス市場は一時的に超過供給の状態となる。したがって，$z_{1t}=\Gamma_1(P_t)$ より，その逆関数を求めれば，$P_t=\Gamma_1^{-1}(z_{1t})$ であるから，$\Gamma'_{11}(P_t)<0$ より，

$$(25)\quad \frac{dP_t}{dz_{1t}}=1/\frac{dz_{1t}}{dP_t}=\frac{1}{\Gamma'_{11}}<0$$

となるので，価格調整メカニズムが働いて自国財サービス価格 P_t の下落することが分かる。さらに，(6) 式より，

$$(26)\quad \frac{dC_t(i)}{dP_t}=-\frac{\alpha w(i)}{\eta}(P_{C,t})^{-\eta-1}(P_{B,t})^{\eta-1}<0$$

であるから，価格の下落は若年期家計の消費を増やすことが分かる。かくして需要は拡大し，財サービス市場の超過供給は解消されて，ここに拡大均衡の達成されることが見て取れる。

ここで上述モデルのカリブレーション分析を行うと以下のごとくとなる[13)]。但し，①価格は毎期 $P_t=P_t^C=P_t^B=1$ と基準化される，②n 人の自国現役世代と n 人の自国退職世代をそれぞれ代表的家計とする（外国家計も同様）[14)]，③資本減耗（δ）を組み込む，④技術進歩に関するランダム・ウォーク過程で係数を単位根としない，など計算技術上から若干の変更を施した。かくして，上述した自国経済モデルの構造方程式は次のようにまとめられる（外国経済に関しても同様）。

$$(27)\quad E_t[C_{t+1}]=\frac{1-\alpha}{\alpha}(1+r_t)C_t \qquad \cdots\text{消費オイラー方程式}$$

$$1=\alpha\frac{w_t}{C_t} \qquad \cdots\text{消費・余暇トレードオフ条件式}$$

$$r_t=\beta A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\beta-1} \qquad \cdots\text{資本ストック需要決定式}$$

$$w_t=(1-\beta)A_t\left(\frac{K_t}{L_t}\right)^{\beta} \qquad \cdots\text{労働需要決定式}$$

$$K_{t+1}=(1-\delta)K_t+A_tK_t^{\beta}L_t^{1-\beta}-C_t \qquad \cdots\text{資本ストック推移式}$$

$$\ln(A_t)=a\ln(A_{t-1})+(1-a)\ln(A^*)+\varepsilon_t \quad (0<a<1) \qquad \cdots\text{技術水準時系列過程}$$

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

これら 6 本の方程式体系の内生変数は $\{C, K, L, A, r, w\}$ であり，構造パラメータは $\{\alpha, \beta, \delta, a\}$ である。各構造パラメータ値は第 1 表にまとめられている。かくして，以上の各内生変数に関する定常均衡値を求め[15)]，技術ショックに基づくそれら定常状態からの乖離を計算する。

第 1 表　主要パラメータ

若年期消費性向：α	0.5025
資本分配率：β	0.3
資本損耗率：δ	0.025
ランダム・ウォーク係数：a	0.8
技術水準（定常状態）：A*	1.0

初期時点で技術水準に $\varepsilon_0=+0.05$ のショックがあったときのGDPならびに資本ストックの動学経路 $\{Y_t\}$，$\{K_t\}$ に関するシミュレーション結果は，第２図・第３図で示される。第２図から，技術ショックに対するGDPのインパルス応答は，初期時点のピークからおよそ20期に亘って単調減少しつつ定常状態に収斂していくことが分かる。第３図からは，同じく技術ショックに対する資本ストックのインパルス応答は，8～10期でピークとなった後減衰し，約80期に亘りその効果が持続しつつ定常状態に収斂していくことが読み取れる。

こうして，技術革新の活発・不活発により経済変数の上昇下降（i.e. 好況・不況＝景気循環）のもたらされることが示された。

Chart 2　Impulse Response of GDP to a Technology Shock

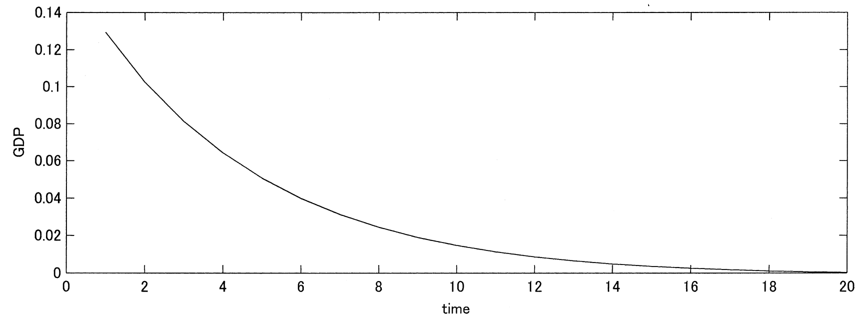
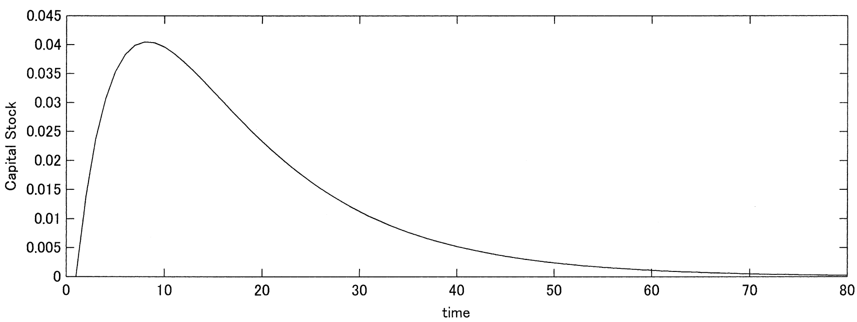


Chart 3　Impulse Response of Capital Stock to a Technology Shock



７　波及

上述した二国間開放経済一般均衡モデル分析は，自国経済の全要素生産性の変動が自国経済への影響のみならず外国経済へ波及することも明らかにしている。すなわち，外国家計の消費は $C^*(i)=\left(\frac{C_F^*(i)}{\gamma}\right)^{\gamma}\left(\frac{C_H^*(i)}{1-\gamma}\right)^{1-\gamma}$ と定義したから，$C_{Ht}^*(i)=\theta Y_t=\theta A_t K_t^{\beta} L_t^{1-\beta}$（$\theta$：輸出比率）より，$C_t^*(i)\propto A_t$ が言える。同様に，外国家計の貯蓄は予算制約式(2)式より $P_{B,t+1}^*B_{F,t+1}^*(i)+P_{B,t+1}B_{H,t+1}^*(i)/S_t=w_t^*(i)-$

$P^*_{C,t}C^*_t(i)$ であったから，(22) 式の $B_{H,t+1}(i)=\frac{1}{\mu}(1-\alpha)(1-\beta)A_t(B_{H,t}(i))^\beta$ を用いて，同じく $B^*_{t+1}(i)\propto A_t$ が言える。また技術は外部経済効果を持つ一種の公共財であるから，一国の技術的発明・発見は情報通信手段により急速に他国に伝播する。したがって，ほぼ $A_t\approx A^*_t$ とみなすことができるから，これより生産関数 (10) 式の $Y^*_t=A^*_tK^{*\beta}_tL^{*1-\beta}_t$ に従い，$Y^*_t\propto A_t$ である。かくして，自国の全要素生産性 A_t に対し t 期にランダム・ショックが生ずると，$t+1$ 期には，直接的に外国家計の消費支出や債券購入，そして外国企業の投資需要や資本ストックにその影響が波及する。また，外国財サービス価格や債券利子率にも影響を及ぼす。さらには間接的に外国の技術革新を通じて外国 GDP にも影響を及ぼすし，t 期以降の外国資本ストック K^* の動学経路にも影響することになる。そして，その影響の度合いは次のような計算により求められる。すなわち，時系列過程 $\{A_t\}$ がランダム・ウォーク過程に従うものと仮定したので，$E_t[A_{t+1}]=A_t$，$\mathrm{var}_t(A_{t+1})=\sigma^2_\varepsilon(=1)$ であるから，$\xi=\frac{\mathrm{cov}_t(A_{t+1},\, x^*_{t+1})}{\sqrt{\mathrm{var}_t(x^*_{t+1})}}$ としたとき，x^*_{t+1} に上述各変数を代入して ξ（$\in[0, 1]\subset R^1$）の値を求めれば，影響度はその大小より決定される。影響度が高ければ $\xi=1$ であり，影響度が低ければ $\xi=0$ である。

Ⅲ　推計モデル

1　SVAR

まず，本稿における実証分析のフレームワークとして，構造ベクトル自己回帰モデル（structural vector autoregression；SVAR）を設定する。構造 VAR とは凡そ次のような構造を有するものである[16)]。

いま k 個の変数から構成される経済を考える。k 次元（列）ベクトル $X_t=(x_{1t}, x_{2t}, \cdots x_{kt})'$ を k 種類の経済変数，同じく k 次元（列）ベクトル $\varepsilon_t=(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \cdots\varepsilon_{kt})'$ を k 種類の構造ショック(衝撃ないしはイノベーション)とすれば，構造 VAR は過去 p 期の変数ベクトルと今期の構造ショック（攪乱項）ベクトルの和として，

(28)　$B_0X_t=B_1X_{t-1}+B_2X_{t-2}+\cdots+B_pX_{t-p}+\varepsilon_t$

と表現できる。ここで，$k\times k$ 係数行列 B_i（$i=1, 2, \cdots p$）は変数間の内生的な相互依存関係を示しており，経済学的に全体構造が解釈可能という意味で構造（structural）モデルと称される。また，攪乱項ベクトル ε_t は，

(29)　$E(\varepsilon_t)=0$

$\mathrm{var}(\varepsilon_t)=E(\varepsilon_t\varepsilon'_t)=\sum_\varepsilon(k\times k)$

$$\mathrm{cov}(\varepsilon_t \varepsilon_s)=E(\varepsilon_t \varepsilon_s')=0 \quad (t \neq s)$$

という性質を有するものと仮定する[17)]。ここで共分散行列 $\sum_\varepsilon$ は一般に非対角行列である。さらにこれら攪乱項ベクトル ε_t が正規分布に従うものとすれば，最尤推定法（ML）が適用できて，これより上述各パラメータを求めることができる。更に (29) 式にラグ・オペレータ L[18)] を適用すれば，

(30)　$B(L)X_t=\varepsilon_t$

となる。

次に構造モデルの識別（identification）問題を議論するために，VAR の別表現形式であるベクトル移動平均（vector moving average；VMA）モデルを考える。すなわち，有限のラグ次数（e.g. p 次）を持つ定常的な (29) 式ないしは (31) 式の構造 VAR は，右辺に逐次代入を繰り返すことにより，現在および過去の k 次元構造ショック・ベクトル（i.e. k 個の攪乱項）のみで説明される構造 VMA（∞）モデルに変換できる。したがって，(28) 式ないしは (30) 式は，

(31)　$X_t=D_0\varepsilon_t+D_1\varepsilon_{t-1}+D_2\varepsilon_{t-2}\cdots$

または

(32)　$X_t=D(L)\varepsilon_t$

と書ける。但し，L はラグ・オペレータで，$D(L)=D_0+D_1L+D_2L^2+\cdots$ であり，D_j（$j=0, 1, 2\cdots$）は $k \times k$ の係数行列である。

２　識別制約問題

p 次の構造 VAR である (28) 式に対応する誘導形 VAR は

(33)　$X_t=A_1X_{t-1}+A_2X_{t-2}+\cdots+A_pX_{t-p}+u_t$

または

(34)　$A(L)X_t=u_t$

　　但し，$A(L)=I-A_1L-A_2L^2\cdots-A_pL^p$

と表せる。(33) 式において，係数行列 A_i は，$A_i=B_0^{-1}B_i$（$i=1, 2\cdots p$）である。また，u_t は誘導形の誤差項ベクトルで，$u_t=B_0^{-1}\varepsilon_t$ であり，更に u_t の共分散行列は，$\sum_u=B_0^{-1}\sum_\varepsilon(B_0^{-1})'$（但し行列 [ ]′ は転置行列を表す）である。(33) 式の誘導形 VAR は構造モデル同様，次のような誘導形 VMA モデルに変換できる。すなわち，

(35)　$X_t=u_t+C_1u_{t-1}+C_2u_{t-2}+\cdots$

または

(36)　$X_t=C(L)u_t$

　　但し，$C(L)=I+C_1L+C_2L^2+\cdots$

である。

ところで，(33) 式の誘導形 VAR に関する最小二乗推定量（OLS）は (28) 式の最尤推定量（ML）に漸近的に一致することが知られている[19)]。したがって，標本期間が十分大きいとき，この大標本特性を生かして先ず OLS により (33) 式の誘導形モデルを求め，次いで一定の識別制約を課すことにより (28) 式の構造モデルを確定することが可能となる。いま誘導形モデルから構造モデルへの変換行列 $R\,(k\times k)$ を導入し，更に構造ショック・ベクトル ε_t は直交化（orthogonalize）され，且つ

(37)　$\sum_\varepsilon = I$　（I：単位行列）

と仮定しておく。すると誘導形 VMA モデル (36) 式は，

(38)　$X_t = C\,(L)u_t$

$$= C\,(L)RR^{-1}u_t$$

$$= D\,(L)\varepsilon_t$$

と変換できる。ここで $\varepsilon_t = R^{-1}u_t$ なので，(37) 式を考慮すれば，

(39)　$\sum_\varepsilon = R^{-1}\sum_u (R^{-1})' = I$

となるから，

(40)　$\sum_u = RR'$

という条件式が求まる。この $\sum_u$ は対称行列なので，(40) 式は $k\,(k+1)/2$ 個の独立した条件式を提供するから，更に $k\,(k-1)/2$ 個の条件式が追加されれば変換行列 R の k^2 個の要素は全て一意的に確定する。これにより，誘導形モデルの推計値（i.e. $A\,(L)$ の係数ならびに誤差項ベクトル u_t）は構造モデルにおける $B\,(L)$ の係数ならびに構造ショック・ベクトル ε_t の時系列を与えることになる。かくして，変換行列 R に与える追加条件を種々検討することが「識別制約 (identification restriction) 問題」と称され，これら作業により OLS による誘導形モデルの推計値から経済学的に全体系の解釈が可能な構造 VAR を確定することが可能となる。

3　短期制約と長期制約

a　短期制約仮定

短期（同時点）制約とは，構造 VAR の係数行列 B_0 に対して制約を課すものである。すなわち，k 次元変数ベクトル $X_{t-i} = (x_{1,t-i},\, x_{2,t-i},\, \cdots x_{k,t-i})'$ ($i=0,\,1,\,2\cdots p$) の同時点間（i. e. t 期中）における相互依存関係のみに着目し，①x_1 は他の変数と独立して決定される，②x_2 は x_1 のみに依存して決まる，③x_3 は x_1，x_2 に依存して決まる，……と，変数間の依存関係を逐次的（recursive）に拡張していくもの

とする。すると係数行列 B_0 は下三角行列となるから逆行列も下三角行列となり，また(33)式，(37)式，ならびに(40)式より $B_0^{-1}=R$ であるから R も下三角行列となって，R の各要素は過不足なく一意的に決まる[20]。したがって，ここに構造VARは適度に識別可能（just identifiable）となる[21]。

さらに短期制約としては，複数個の変数を各ブロックに分け，ブロック単位ごとに逐次的構造を仮定する「ブロック逐次的制約」の考えもある[22]。あるいはまた，こうした下三角行列の形状に限定せず，経済理論や制度的特色を加味して係数行列 B_0 の各要素にゼロ制約を課す「非逐次的制約」の識別法も考えられている[23]。

b　長期制約仮定

長期制約とは，(32)式の構造VMAモデルにおいて，同時点（i.e. t 期）に発生した当該変数以外の変数の構造ショックに関しては，その毎期（i. e. $(t-i)$ 期 $(i=0, 1, 2\cdots)$）の累積的効果が当該変数に及ばない（⇔ゼロ制約）というものである[24]。

例えば，(32)式の構造VMAモデル $X_t=D(L)\varepsilon_t$ において2変数（$k=2$）モデルを考えると，

(41)　$$\begin{pmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \end{pmatrix}=\begin{bmatrix} d_{11}(L) & d_{12}(L) \\ d_{21}(L) & d_{22}(L) \end{bmatrix}\begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{pmatrix}$$

となる。ここで $d_{12}(L)$ は現在および過去の第2構造ショック（i.e. $\varepsilon_{2,t-i}(i=0, 1, 2\cdots)$）が t 期の第1変数 x_{1t} へ及ぼす効果を表している。この $D(L)$ 行列で $L=1$ と置けば，

(42)　$$D(1)=D_0+D_1+D_2+\cdots=\sum_{j=0}^{\infty}D_j$$

であるから，$d_{12}(1)=0$ とゼロ制約を課した $D(1)$ 行列

(43)　$$D(1)=\begin{bmatrix} d_{11}(1) & 0 \\ d_{21}(1) & d_{22}(1) \end{bmatrix}$$

は，t 期に発生した第2構造ショックの無限大期先に亘る累積的効果がゼロ，すなわち，長期的には第2構造ショックの第1変数に及ぼす効果は「中立的」と解される。

実際に構造識別を行うためには，変換行列 R を一意的に決定することが必要であるが，例えば(38)式の $C(L)R=D(L)$ に $L=1$ を代入すると，$C(1)R=D(1)$ となる。これを二乗すれば，(40)式を考慮することにより，

(44)　$$D(1)D(1)'=C(1)R(C(1)R)'=C(1)\sum\nolimits_u C(1)'$$

を得る。したがって，

(45)　$$\begin{aligned} R&=C(1)^{-1}D(1) \\ &=C(1)^{-1}\mathrm{Chol}\left[(C(1)\sum\nolimits_u C(1)')^{\frac{1}{2}}\right] \end{aligned}$$

が求まる（但し，Chol [·] はブラケット内の行列のコレスキー分解）。このことから更に $d_{11}(1)>(<)0 \Leftrightarrow \mathrm{Chol}\,[\cdot]_{11}>(<)0$ なる符号制約を課すことにより，R 行列における 2×2 個の全ての要素が一意的に決定され，ここに構造 VAR が適度に識別されたことになる。

Ⅳ　推計結果と解釈

前章で展開したようなベクトル自己回帰モデル（VAR）を基に，本章で日本のビジネス・サイクルの構造ショックに対する各マクロ経済変数の動学的効果を推計してみよう[25)]。

1　短期制約推計

まず，本稿 VAR 分析で採用する日本経済のマクロ変数として，実質 GDP (y)，家計消費支出（PC），経常収支（NX），実効円為替レート（ER）の 4 変数を選び，更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 Q2 における四半期データ (i.e. 134 期間) を用いる[26)]。これら y，PC，NX に関しては，各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[27)]。そして実質 GDP（季節調整済み）の前期比増減率をビジネス・サイクル変数（BC）に採り，更に経常収支に対しては対名目 GDP 比率を採る（季節調整済み）。これら BC，PC，NX，ER の各変数に対し，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 2 表のごとく「H_0：単位根あり」という帰無仮説は PC，NX，ER については 5 %の有意水準で棄却できない。但し BC に関しては 1 %の有意水準で棄却できる。更に PC，NX，ER について 1 階の階差を採ると，これら階差変数は 1 %の有意水準で帰無仮説を棄却できる。したがって，BC は $I(0)$ であり，PC，NX，ER は $I(1)$ であるから，BC のレベル変数ならびに PC，NX，ER の（1 階）階差変数は定常時系列と判断できる。

ここで，PC，NX，ER のレベル変数に Johansen の共和分検定（共和分関係式に定数・確定トレンドを含むが，VAR に確定トレンドを含まない；ラグ次数は 6 四半期）を施すと，第 3 表で示されるごとくであり，トレース統計量ならびに最大固有値統計量からこれら変数には共和分関係のないことが 5 %の有意水準で判断される。それゆえ，これら変数を誤差修正項として VAR の推計に取り込む必

第２表　ADF単位根検定

Null Hypothesis: BC has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−12.83333356	4.57E-19
Test cv: 1% level	−3.480037572	
5% level	−2.883239139	

Null Hypothesis: D (BC) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−10.3725065	2.33E-15
Test critical values: 1% level	−3.482034689	
5% level	−2.884109069	

Null Hypothesis: PC has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−2.718304307	0.073644267
Test cv: 1% level	−3.481216945	
5% level	−2.883752931	

Null Hypothesis: D (PC) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−3.75501283	4.32E-03
Test critical values: 1% level	−3.481216945	
5% level	−2.883752931	

Null Hypothesis: NX has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−1.830904014	0.064056898
Test critical values: 1% level	−2.582734048	
5% level	−1.943285071	

Null Hypothesis: D (NX) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−6.506172992	2.93E-11
Test critical values: 1% level	−2.582734048	
5% level	−1.943285071	

Null Hypothesis: ER has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−1.32083298	0.618647165
Test critical values: 1% level	−3.480424593	
5% level	−2.883407765	

Null Hypothesis: D (ER) has a unit root		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented DF-test statistic	−9.198482524	2.53E-13
Test critical values: 1% level	−3.480424593	
5% level	−2.883407765	

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

第３表　Johansen共和分検定

Sample (adjusted): 1974Q4 2006Q2
Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
Series: PC NX ER
Lags interval (in first differences): 1 to 6

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)				
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.160196	40.22116	42.91525	0.0907
At most 1	0.106188	18.04865	25.87211	0.3407
At most 2	0.029414	3.791581	12.51798	0.7721

Trace 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

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE (s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None	0.160196	22.17252	25.82321	0.1412
At most 1	0.106188	14.25706	19.38704	0.2374
At most 2	0.029414	3.791581	12.51798	0.7721

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

要がなくなる。

かくしてビジネス・サイクル（BC），家計消費支出（PC），経常収支（NX），為替レート（ER）の各変数に対して構造 VAR を，

(46)　$B(L)X_t=\varepsilon_t$

但し　$X_t=(BC_t,\ \Delta PC_t,\ \Delta NX_t,\ \Delta ER_t)'$

$B(L)=B_0-B_1L-B_2L^2-B_3L^3$

$\varepsilon_t=(\varepsilon_{Bt},\ \varepsilon_{Ct},\ \varepsilon_{Xt},\ \varepsilon_{Rt})'$

$\sum_\varepsilon=I$

と規定する。ラグ次数に関しては第４表の結果から３四半期と仮定する。

次に，この構造 VAR に対応する誘導形 VAR を先のデータを用いて最小二乗法（OLS）で推計すると第５表のような結果を得る[28)]。更にこれに「逐次的制約」を仮定してその誤差項推計値をコレスキー分解により直交化することで，上述(46)式の構造モデルを適度に識別することがここに可能となる。ところで，一般にビジネス・サイクルは，加速度因子と乗数の相互作用，完全雇用天井と床とに対する玉突き台（billiard-table）現象，機械設備ストックに対する利潤率の増減，建築投資・在庫投資のなどの供給過剰・不足など，主として経済システムの内生

第４表　ラグ次数選択基準

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: BC D (PC) D (NX) D (ER)
Exogenous variables: C
Sample: 1973Q1 2006Q2
Included observations: 125

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	−2006.195086	NA	1.09E+09	32.16312	32.25363*	32.19989*
1	−1990.096997	30.90833	1.09E+09	32.16155	32.61408	32.34539
2	−1978.262833	21.96421	1.17E+09	32.22821	33.04276	32.55912
3	−1951.026529	48.80746*	9.77e+08*	32.04842*	33.225	32.52641
4	−1941.630954	16.23555	1.09E+09	32.1541	33.6927	32.77915
5	−1927.841758	22.94522	1.14E+09	32.18947	34.09009	32.96159
6	−1919.070437	14.03411	1.29E+09	32.30513	34.56778	33.22432
7	−1904.055906	23.06232	1.32E+09	32.32089	34.94557	33.38716
8	−1889.739973	21.07305	1.38E+09	32.34784	35.33454	33.56118

*indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

的要因によっても引き起こされるが，他方，技術革新や石油危機，プラザ合意（円急騰），ブラック・マンデー（米株価急落），バブル，国際通貨危機など，外生的要因により引き起こされることも多々ある。こうした事例に鑑みて，それらコレスキー順序（Cholesky order）を（BC，ΔPC，ΔNX，ΔER）の順とする。こうした手順を経て求められた構造VARを基に，ビジネス・サイクル・ショックを１標準偏差だけ増加させたときの各４変数のインパルス応答を計算すると，第４図・第５図のように計算結果を示すことができる。いずれの図でも実線はビジネス・サイクル・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。また，第４図は構造ショックの各変数への単純インパルス応答であり，第５図は各変数に対する“累積的”インパルス応答である。

第５表　誘導形VARの推計結果

Vector Autoregression Estimates
Sample (adjusted): 1974Q1 2006Q2
Included observations: 130 after adjustments
t-statistics in[ ]

	BC	D (PC)	D (NX)	D (ER)
BC (-1)	－0.071353111	328.866129	－0.656549759	－0.029631276
	[－0.78530]	[2.47596]	[－2.39048]	[－0.13624]
BC (-2)	－0.089985985	198.0517124	0.461698261	－0.120134025
	[－0.96127]	[1.44727]	[1.63163]	[－0.53613]
BC (-3)	－0.02629732	332.1846177	－0.24948013	－0.028995165
	[－0.28289]	[2.44444]	[－0.88783]	[－0.13030]
D (PC (-1))	3.74E－05	－0.097098877	0.000109087	－3.81E－05
	[0.65047]	[－1.15496]	[0.62751]	[－0.27702]
D (PC (-2))	3.01E－05	0.095019071	－0.000229699	6.42E－05
	[0.53321]	[1.15034]	[－1.34483]	[0.47497]
D (PC (-3))	0.00018685	0.350161238	9.03E－05	2.50E－05
	[3.28375]	[4.20965]	[0.52515]	[0.18349]
D (NX (-1))	0.012425856	51.4795756	0.232796721	0.089134103
	[0.41326]	[1.17120]	[2.56134]	[1.23843]
D (NX (-2))	－0.018810304	0.499557646	0.081529323	0.026343662
	[－0.62227]	[0.01130]	[0.89226]	[0.36407]
D (NX (-3))	0.009461696	－17.41575473	－0.000126283	0.035804073
	[0.33030]	[－0.41589]	[－0.00146]	[0.52215]
D (ER (-1))	0.037832112	43.73096321	－0.019043169	0.235274456
	[0.99671]	[0.78813]	[－0.16597]	[2.58948]
D (ER (-2))	0.00980558	－26.36683024	0.108214936	－0.152760916
	[0.25264]	[－0.46471]	[0.92237]	[－1.64425]
D (ER (-3))	－0.019776502	－4.758009362	－0.229382242	0.18676581
	[－0.52207]	[－0.08592]	[－2.00323]	[2.05970]
C	0.28704901	571.4192158	0.485734204	0.279191587
	[1.45945]	[1.98741]	[0.81701]	[0.59301]
Sum sq. resids	201.5213496	430645708.7	1841.339887	1154.677062
S. E. equation	1.312404167	1918.523535	3.967108236	3.141501985
F-statistic	1.277178204	3.685896715	1.938463938	1.297149827
Log likelihood	－212.9554621	－1160.324024	－356.7584368	－326.4247047
Akaike AIC	3.476237879	18.05113884	5.688591335	5.221918534
Schwarz SC	3.762991324	18.33789228	5.97534478	5.508671979
Mean dependent	0.633498703	1750.562701	0.12539508	0.379461538
S. D. dependent	1.329216014	2144.846553	4.136647725	3.184624474

Determinant resid covariance (dof adj.)	951319469.6
Determinant resid covariance	624160704
Log likelihood	－2054.222735
Akaike information criterion	32.4034267
Schwarz criterion	33.55044048

Chart 4　Response to One S. D. Innovations ± 2 S. E.

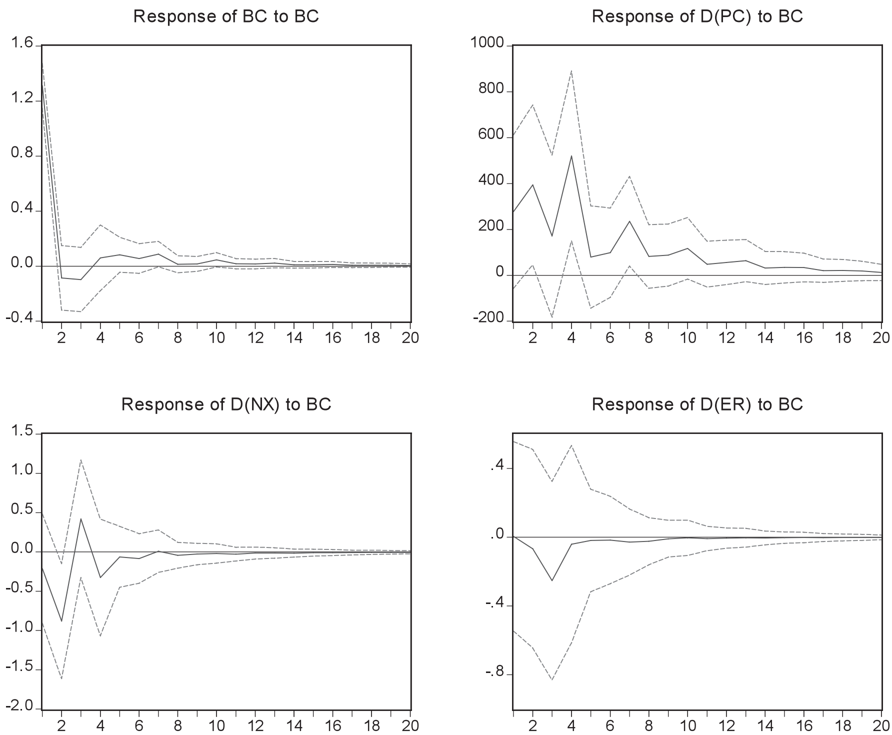
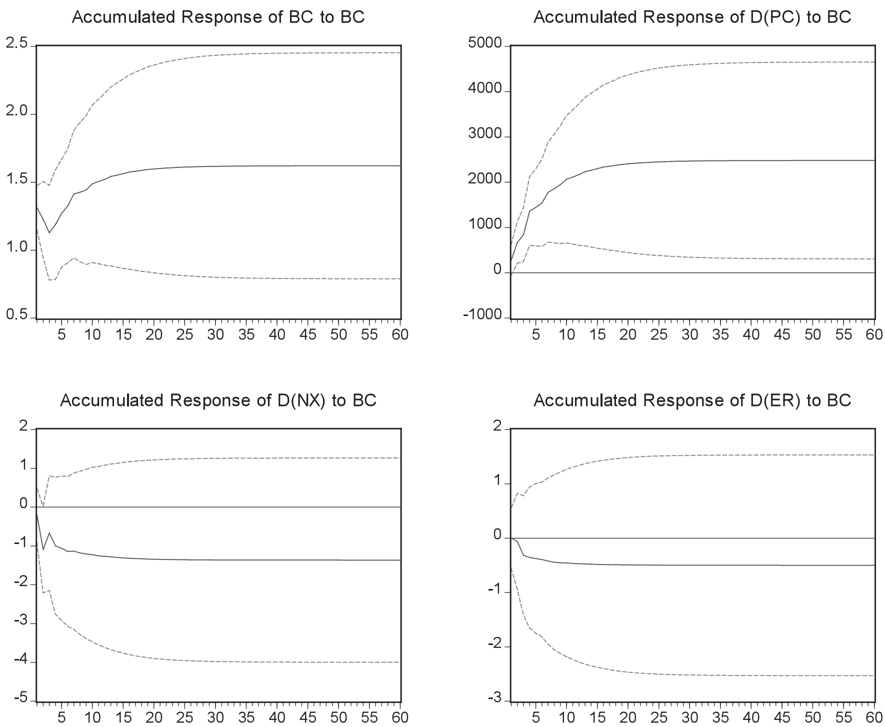


Chart 5　Accumulated Response to One S. D. Innovations ± 2 S. E.



２　長期制約推計

ここで他の主要経済変数の構造ショックが，ビジネス・サイクルにはその効果は長期的に見て中立的であると仮定したケースを考えてみよう。

いま構造 VAR に採用する経済変数は，ビジネス・サイクル（BC）と実効為替レート（ER）の２変数とする。すると対応する構造 VMA モデルは，

(47)　$X_t = D(L)\varepsilon_t$

但し　$X_t = (BC_t, \Delta ER_t)'$

$$D(L) = \begin{bmatrix} d_{11}(L) & d_{12}(L) \\ d_{21}(L) & d_{22}(L) \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{Bt}, \varepsilon_{Rt})'$$

$$\textstyle\sum_{\varepsilon} = I$$

となる。ところで，経済システムの各変数（BC，ER）の動学的効果において，ビジネス・サイクル・ショックは，国内需要や対外財サービスを変化させ，為替レートに影響を及ぼす。他方，ビジネス・サイクル・ショックは，上述したごとく内生的要因に加え極めて外生的要因にも左右されがちであり，為替レート・ショックがビジネス・サイクルに直接影響を及ぼす例は，大幅で急速且つ持続的な円高・円安の場合を除いてそれほど多くはない。しかも，為替レートの増価は輸出関連産業にはマイナスとなるが，輸入関連産業にはプラスとなるとともに物価安定にも寄与する。逆に減価は輸入関連産業にはマイナスとなり，インフレにつながることもあるが，輸出関連産業にはプラスとなる。したがって，短期的にはともかく，長期的にはこれらプラスとマイナスが相殺されて，為替レート・ショックのビジネス・サイクルへの長期効果は「中立的」と考えることができる。かくして，t 期に発生した為替レート・ショックが毎期のビジネス・サイクルに及ぼす効果を長期に亘って合計したものは，ほぼゼロと仮定することができるであろう。すなわち，$d_{12}(1)=0$ である。こうすると，$D(1)$ は下三角行列となるから，短期制約同様，コレスキー分解を用いて OLS による誘導形の誤差項推計値を直交化することにより，ここに構造 VAR を適度に識別することが可能となる。

こうして，長期制約を課して求めた構造 VAR を基に，ビジネス・サイクル・ショックを１標準偏差だけ増加させたときの各変数（BC，ER）のインパルス応答を計算すると，第６図・第７図のような結果を得ることができる。

Chart 6　Response to One S. D. Innovations ±2 S. E.

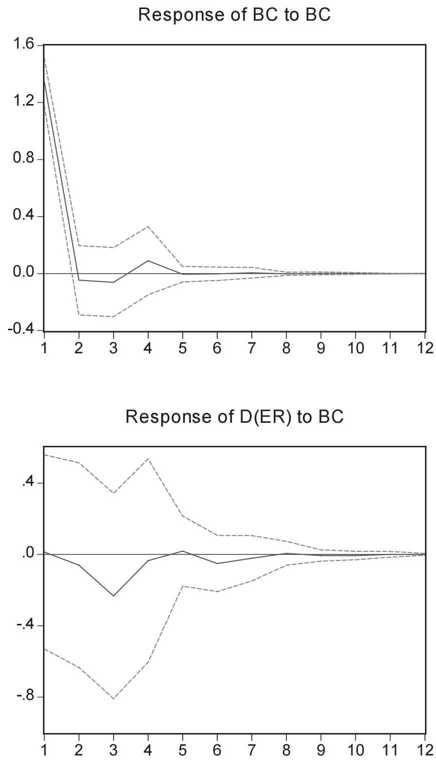
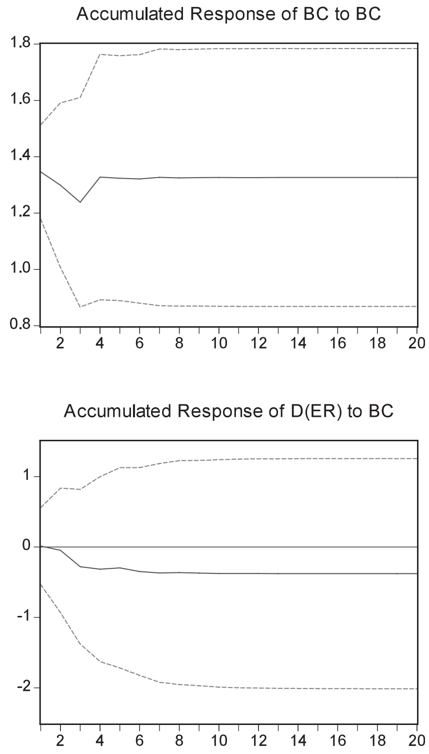


Chart 7　Accumulated Response to One S. D. Innovations ±2 S. E.



３　推計結果の解釈

ビジネス・サイクル，国内消費支出，経常収支，為替レートの各変数に短期制約・長期制約を課した場合のインパルス応答に関する計算結果より，およそ以下のようなことが読み取れる。

短期制約（i.e. 逐次的制約）を課したケース（第４図・第５図）では，日本においてビジネス・サイクルの構造ショックが生じた場合，まず景気の拡大から所得が増加するなどして国内消費支出は直ちに上昇する。したがって，海外各国の日本向け財サービス輸出の増加を誘発する。このことより日本の外貨支払いは増えるから，為替レートは円安となる。他方，こうした為替レートの減価は日本の輸出にプラスの効果を与えることから，この時点で日本の経常収支は黒字化する。それゆえ，これと呼応して為替レートは円高方向に転ずる。と同時に，これら輸出増は日本の景気拡大を促進させ，次の期の国内消費支出を一層増加させる。ところで，ビジネス・サイクル・ショックはビジネス・サイクル自身にはほぼプラスの効果を与え続ける。かくして，国内消費支出は程度の差はあれ増加し，海外からの財サービス輸入は拡大する。為替レートはそれに伴い減価傾向を辿る。

ビジネス・サイクル・ショックの累積的インパルス応答を見ても上述結果とほぼ同様であり，ビジネス・サイクル・ショックはビジネス・サイクル自身にはプラスの効果を与え，国内消費支出には拡大効果をもたらすことが分かる。したがって，海外の日本向け輸出は増加基調を続け，それと呼応して為替レートは減価傾向を辿ることが見て取れる。

これら構造 VAR に基づいたビジネス・サイクル・ショックに対する各変数（*BC*，*PC*，*NX*，*ER*）のインパルス応答は，第２節で見たごとく，一般的な開放マクロ経済理論の知識と合致するものである。

長期制約を課したケース（第６図・第７図）では，第６図は構造ショックの各変数への単純インパルス応答であり，第７図は各変数に対する“累積的”インパルス応答であるが，いずれにしてもビジネス・サイクルの構造ショックにともなう２変数の動きは短期制約のそれとほぼ大差ない。すなわち，ビジネス・サイクル・ショックはビジネス・サイクル変数自身には若干下振れる時期もあるが（e.g. 2～３期）ほぼプラスの効果を与え，他方為替レート変数には減価する効果を与えている。

Ⅴ　結び

経済のグローバル化の進展とともに，日本のビジネス・サイクルが欧米経済やアジア経済と相互に密接に影響し合う現状に鑑みて，本稿においてまず二国間開放経済一般均衡モデルを適用してビジネス・サイクルの理論的検討ならびにカリブレーション分析を行った。次いでベクトル自己回帰モデル（VAR）を用いて日本のビジネス・サイクル・ショックと主要経済変数との動学的効果（i.e. インパルス応答）を分析した。誘導形 VAR の最小二乗推定量（OLS）を基に構造 VAR を識別するにあたっては，短期制約（i.e. 逐次的制約）ならびに長期的制約の双方を課した。その結果，日本のビジネス・サイクルの構造ショックは，①日本のビジネス・サイクル変数にはプラス効果，②日本の家計消費支出変数には拡大効果，③海外の日本向け輸出変数には同じく増大効果，④円為替レート変数には減価（i.e. 円安）効果，のあることがそれぞれ確認された。このことは，一般的な開放マクロ経済理論の知識と合致するものである。

米国経済がクシャミをすると日本経済が風邪をひく時代は終わった[29)]。近年，日本は欧米のみならず ASEAN 諸国や韓国，中国との結びつきを急速に深めつつある。財サービス取引に加え，直接投資，金融取引などその分野は広範囲に及んでいる。東アジアにおける協調的な国際通貨制度の枠組み作りも議論の視野に入ってきた[30)]。したがって，ビジネス・サイクルに対する政策運営は，もはや日本

単独の問題ではなく，東アジア全体を展望する時代に入ったと言えるであろう。

（2008 年 8 月最終稿，2008 年 12 月受理）

＊　本稿は，愛知学院大学産業研究所・2008 年度個人研究プロジェクト「政策評価の基盤モデル構築」の研究結果に基づく。

注

1）前米国経済諮問者会議（U. S. Council of Economic Advisers）議長の職にあったハーバード大学の N. G. Mankiw は，現実経済との関連性から景気循環論などマクロ経済理論の展開に関する興味深い評価を下している（Mankiw, N. G. (2006), "The Macroeconomist as Scientist and Engineer," *Journal of Economic Perspectives* Vol. 20, No. 4, pp. 29-46）。

2）本節で展開したモデルは，竹田 / 小巻（2006）第Ⅱ章，Blanchard/Fischer（1989）Chap. 3-5, Lucas, R. E., Jr.（1987）, *Models of Business Cycles*, Basil Blackwell, Obstfeld/Rogoff（1996）Chap. 10 に負っている。

3）岡田（2008）.

4）実質資本財 K のニューメレールは，実質社債 B と同じニューメレールが採用されているものとする。したがって，既に B は消費財サービス C と同一ニューメレールと仮定したから，消費財と資本財の合成財サービス Y も加えてすべて価格 P で評価できる。

5）岡田（2008）.

6）完全競争市場では，市場価格＝限界費用で生産数量が決まる。その際，平均費用曲線の最低点より右か左かで一般に超過利潤・損失が発生する。そのため企業が市場に参入するかあるいは市場から退出するが，いずれにしてもそれにより最終的に超過利潤・損失は解消する。しかしながら，本モデルでは生産主体として代表的企業１社を想定しているがために，そうした完全競争市場のように他企業が参入・退出することはあり得ない。また，本モデルでは常に完全雇用を前提にしているので労働市場における賃金調整機能が働かず，したがって現行労働コストが最適水準を上回ったり下回ったりすることも考えられる。かくして，当該企業には超過利潤・損失が発生する可能性がある。それゆえ，もし企業に超過利潤（$\Delta\Pi>0$）が発生すれば，各家計に $\frac{\Delta\Pi}{L}=\Delta w$ だけボーナスが支払われるものとする。他方，損失（$\Delta\Pi<0$）が発生すれば，$\frac{\Delta\Pi}{L}=\Delta w$ だけ賃金から強制控除されるものと考える。このような形で当該代表的企業の超過利潤・損失は毎期常にクリアーされると想定する。

7）上述注4）より，C と I（$\equiv \Delta K$）ならびに C^* と I^* とはすべて足し合わせることが可能となる。また，C，I，C^*，I^* は2次元ベクトルであり，したがって上記はそれぞれの対応する要素を足し合わせたベクトル和と考える。また，$(\cdot)'$ は縦ベクトルを表す。

8）Arrow/Hahn（1971）Chap. 2．また，[0]は0を要素とする2次元列ベクトルを表現するものとする。

9）本モデルでは，資本ストックの損耗は考えていない。但し K の一定比率 δ（$\in(0, 1)$）の資本損耗があると想定するならば，その場合は，同額だけ社債のプレミアム無し償還があると考えればよい。

10）すなわち，$K=K^*$，$B=B^*$，$n=m$ である。

11）第1図の作成にあたっては，竹田 / 小巻（2006）p. 155，図3–8を参考にした。

12）価格 P は正であるから，$\mu>0$ である。

13）本カリブレーションのための MATLAB コードに関しては岡田（2008）参照。

14）但し，MATLAB では計算技術上，コブダグラス生産関数に対して家計数＝1より $L_t=1$ と固定せず，近似値で $L_t^{0.001}\approx 1$ と設定した。

15）岡田（2008）．

16）以下構造 VAR の議論に関しては，松浦 / マッケンジー（2001）第9章，宮尾（2006）第2章，森棟（1999）第10章，山本（1988）第Ⅱ編による。

17）(29)式のような性質を有する攪乱項ベクトルはホワイト・ノイズ（白色雑音）ベクトルとも称される。これは，この過程をスペクトル解析にかけると，白色と同様の水平なパワー・スペクトルが得られるところに由来するとされている（山本（1988）p. 21, p. 139 & p. 306）。したがって，先の構造（攪乱項）ショックはホワイト・ノイズ・イノベーション（white noise innovation）とも称される。

18）ここで $B(L)=B_0-B_1L-\cdots B_pL^p$ なる L の p 次多項式である。

19）山本（1988）第8章.

20）実際の計算では，例えば EViews 5.1 の時系列統計ソフトなどでは，$\sum_u=RR'$ にコレスキー分解（Cholesky decomposition）を施して R を導くことができる。なおこれらコレスキー分解に関しては畠中（1996）pp. 296–297 を参照。

21）宮尾（2006）第2章，Sims（1980）（1986）（1992）, Christiano et al.（1999）.

22）宮尾（2006）第2章，Christiano et al.（1999）.

23）宮尾（2006）第2章，Blanchard and Watson（1984）, Sims and Zha（1996）, Bernanke and Mihov（1998）．この制約法では，同時点の経済制度・経済構造や経済理論との対応が明示的に示され得るが，他方で制約数は $k(k-1)/2$ 個より多くなることがある（i. e. 過剰識別）から，過剰識別に伴う取り扱いが求められることになる（宮尾（2006）p. 24）。

24）宮尾（2006）第2章，Blanchard and Quah（1989）, King et al.（1991）.

25）本稿 VAR の推計にあたっては，時系列統計ソフトとして Quantitative Micro Software, LLC 社の EViews 5.1 を使用した。

26）これらデータについては，IMF, *International Financial Statistics* CD-ROM, November 2006 を使用した。経常収支(*NX*)に関しては，国際収支表ベースの統計数値が 1973Q1 ～ 1976Q4 期間で欠けているため，GDP ベースの経常海外余剰項目データを用いた。

27）センサス X12-ARIMA 法に基づく季節調整ソフトは，上述 EViews 5.1 を用いた。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。

28）第５表の推計結果を見ると，4×13 個の個別係数関連統計量はあまり良くないが，これは VAR の推計では一般に各変数に多重共線関係が頻発していることによるものである。したがって，このようなケースでは，通常，個別係数の有意水準などが問題にされることはないとされている（松浦 / マッケンジー（2001）p. 269）。

29）この点で，中国上海株式市場の株価下落が東京や他アジア，欧米など世界の株式市場に瞬時に伝播した事例（2007 年２月 27 日）は象徴的である。すなわち，それまでローカル色の強かった東アジアの一金融市場がすでにグローバルな通貨取引の網の目に組み込まれており，世界のマーケットはそうした市場の動向からも強い影響の受ける時代に差し掛かっていることを端的に物語っている。

30）岡田（2006）.

参考文献

岡田義昭（2006）『国際金融の新たな枠組み』成文堂

――（2008）「開放経済下のビジネス・サイクル：テクニカル・ノート」*mimeo*

竹田陽介 / 小巻泰之（2006）『マクロ経済学をつかむ』有斐閣

田中勝人（1998）『計量経済学』岩波書店

畠中道雄（1996）『計量経済学の方法・改訂版』創文社

松浦克己 / コリン・マッケンジー（2001）『EViews による計量経済分析』東洋経済新報社

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』創文社

Arrow, K. J. and F. H. Hahn (1971), *General Competitive Analysis*, Holden-Day

Barro, R. J. and X. Sala-I-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill

Bernanke, B. S. and I. Mihov (1998), "Measuring Monetary Policy," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, pp. 869-902

Blanchard, O. J. and S. Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, The MIT Press

—— and D. Quah (1989), "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 655-673

—— and M. W. Watson (1984), "Are Business Cycles All Alike?" *Working Paper* No. 1392, National Bureau of Economic Research

Chari, V. V., P. J. Kahoe and E. R. McGrattan (2005), "A Critique of Structural VARs Using Business Cycle Theory," *Working Paper* No. 631, Federal Reserve Bank of Minneapolis

Christiano, L. J., M. Eichenbaum and C. L. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?" in J. B. Taylor and M. Woodford eds., *Handbook of Macroeconomics* Vol. 1A, Elsevier Science, Chap. 2

——, —— and R. Vigfusson (2006), "Assessing Structural VARs," *mimeo*

Corsetti, G., L. Dedola and S. Leduc (2006), "Productivity, External Balance and Exchange Rates: Evidence on the Transmission Mechanism among G7 Counties," *Working Paper* No. 12483, National Bureau of Economic Research

Dedola, L. and S. Neri (2004), "What Does a Technology Shock Do? A VAR analysis with Model-based Sign Restrictions," *Discussion Paper* No. 4537, Center for Economic Policy Research

Francis, N. and V. A. Ramey (2002), "Is the Technology-driven Real Business Cycle Hypothesis Dead? Shocks and Aggregate Fluctuations Revised," *Working Paper* No. 8726, National Bureau of Economic Research

Gali, J. (1999), "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?" *American Economic Review*, Vol. 89, pp. 249-271

Giannone, D., L. Reichlin and L. Sala (2006), "VARs, Common Factors and the Empirical Validation of Equilibrium Business Cycle Models," *Journal of Econometrics*, 132, pp. 257-279

King, R. G., C. I. Plosser, J. H. Stock and M. W. Watson (1991), "Stochastic Trends and Economic Fluctuations," *American Economic Review*, Vol. 81, pp. 819-840

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

Sims, C. A. (1980), "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Vol. 48, pp. 1-48

—— (1986), "Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review* 10, Federal Reserve Bank of Minneapolis, pp. 2-16

—— (1992), "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy," *European Economic Review*, Vol. 36, pp. 975-1000

—— and T. Zha (1996), “Does Monetary Policy Generate Recession?” *mimeo*