在庫変動と雇用調整 *

秋山　太郎　　奥野　正寛**　松山　公紀

1. はじめに

景気変動の過程や総需要管理政策の効果を考えるとき、短期的な需要変化と長期の景気変動を結ぶ時間的ラグの分析が不可欠である。そこでの、大きなポイントをなす企業の生産調整と在庫調整との効果比較の観点から、本稿は短期的な需要変化に対する雇用、労働時間、在庫の三者の調整の難易度について、日米両国間の相違を比較分析した。

この分析においては、まず企業による調整のあり方は、生産調整費用および在庫保有費用の相対的な大小関係に依存する、と前提する。すなわち、前者が後者を下回れば、需要変化の大半が生産調整によって吸収され短期的な生産量の変動は大きくなる反面、需要変化が長期の景気変動に波及する度合いはその限りで小さくなる（逆は逆）。さらに、生産調整は専ら総労働時間の調整を通じて行なわれるとの想定の下で、生産調整費用は、雇用調整費用及び1人当り労働時間の変化に応じた賃金の変動に分解される。こうした枠組みを前提として、企業の net cash flow に関する期待割引現在価値の最大化問題を解くことにより在庫関数、雇用関数および（1人当り）労働時間関数を導出し、期待を含む需要変化に対する各々の弾性値を算出し、その結果について日米比較を行なった。

主要な分析結果は次のとおりである。

(1) 生産調整と在庫調整とを対比すると、米国に比べて日本の場合は生産調整費用がかなり大きく、雇用、労働時間ともに硬直的である。

(2) 次に、生産調整の方法については、日米ともに雇用に比べて労働時間で調整を行なう傾向が強いが、日本の方が雇用に関してより硬直的であり、労働時間の調整で対処する度合いが大きい。こうした日米間の相違の原因としては、両国間の雇用制度の相違、とくに米国においてはレイオフによって解雇が相対的に容易であること、また日本では賃金支払いのうち固定的な部分の

* 本稿は、1982年10月から1983年12月に亘って奥野が日本銀行金融研究所客員研究員として秋山、松山が同客員研究生として在籍した間の共同研究の成果をまとめたものである。なお、横浜国立大学の浅子和美、加納悟、山本拓、神代和欣の諸氏、名古屋大学の大橋勇雄氏、東京大学経済学部ジョイント・セミナーのメンバーの方々、慶応大学黒田昌裕、今村肇の各氏、堀江康熙氏を始めとする日本銀行金融研究所研究第1課のスタッフの方々の有益な助言をいただいた事を付記しておく。

** 東京大学経済学部助教授

ウエイトが相対的に大きく、時間による調整の余地がそれだけ小さいと考えられることなどがあげられよう。

(3) また、現在ないし将来の需要変動の効果については、日本では将来需要の変化期待が雇用、時間、在庫に影響を及ぼす一方、現在需要の変化は生産に対して殆んど影響を与えず、在庫の変動のみを惹き起こす。逆に米国については、将来需要の変化期待は生産、在庫に対してともに殆ど効果を持たない一方、現在需要の変化は生産に大きく影響する。このことは、米国に比べて日本の方が企業経営の time horizon が長いことを示唆しているとも考えられる。

2. 理論モデル

製造業全体を一つの産業と考え、そこでの代表的企業の現在から無限の将来まで（$t=1,2,\cdots$）の動学的最大化行動を考える。単純化のため t 期における各企業への需要量X_{it}は、価格に依存しないと考える。[1] 又、産業全体の需要量 S_t は確率的に決まるが、各企業への需要量との間には、$\alpha_i>0$を第 i 企業のシェア（$\sum_i \alpha_i=1$）として

$$X_{it}=\alpha_i S_t+u_{it}$$

なる関係があり$\sum_i u_{it}=0$を満たし、時間を通じ独立で$Eu_{it}=0$である確率変数u_{it}によってミクロの需要量X_{it}からはマクロの需要量 S_t が必ずしも正しく推測できないと考える。

以下本章では代表的企業を考え、subscript i は必要な場合を除いて落とすことにする。各企業は労働のみを生産要素として生産を行なう。しかし、総労働量の調整は、雇用量（N_t）又は平均労働時間（H_t）の変更によって行なうことができ、生産技術は、Y_t を生産量として

$$Y_t=f(N_t, H_t)$$

によって記述されるものとする。雇用調整を行なうためには、前期から持ち越した期初の雇用量（N_{t-1}）を所与として$A(N_t-N_{t-1})$の雇用調整費用が必要であり、又、平均労働時間がH_tであれば、雇用者一人あたり$B(H_t, W_t)$の賃金支払いが必要である。但しここでW_tは t 期の基準賃金であり、費用・賃金はすべてこの産業の生産物の平均価格で実質化されているとする。

t 期の需要量 X_t を所与として、各企業はこれを、生産 Y_t から賄うか、在庫取崩し（$Z_{t-1}-Z_t$）から賄うことができる。但しここで Z_t は t 期末に持つ在庫、Z_{t-1} は前期から持ち越した在庫量である。在庫を保有することによって企業は$C(Z_t, X_t)$の在庫保有費用を支払わねばならない。ここでCが X_t の関数でもあるのは、取引動機に基づく在庫保有の利益を考えているからである。従って、t 期の net cash flow は（生産物価格をニュメレールとして）、

$$X_t-C(Z_t, X_t)-B(H_t, W_t)\cdot N_t \\ -A(N_t-N_{t-1})$$

で表わされ、制約条件として（財の depreciation を無視すれば）、

1） 需要は価格の関数であるが、各企業が合理的期待を持っているため、以下のような定式化を行なうことができると考えることもできる。すなわち、産業にN個の全く同一な企業が存在すると考え、個別企業の需要は

$$X_{it}=\frac{1}{N}[\alpha(1-Q_{it})+S_t]+u_{it}$$

で与えられる、と考える。ここでQ_{it}は、第 i 企業の設定する産業平均価格に対する相対価格である。ここで、各企業が他企業もすべて同一であることを知っていれば、$Q_{it}=1$となり、$X_{it}=\frac{1}{N}S_t+u_{it}$となる。

$$X_t + Z_t \leqq Z_{t-1} + f(N_t, H_t)$$

を持つことになる。

以下、A、B、C、fはそれぞれの変数について二階連続微分可能であるとし、さらに、次の仮定をおく(関数のsubscriptは当該変数について(偏)微係数を表わす)。

(A−1) $f_N > 0$、$f_H > 0$ かつ、fは(N, H)について凹関数。

(A−2) $B_H > 0$、$B_{HH} > 0$、$B_W > 0$、$B_{HW} > 0$。

(A−3) $C_{ZX} < 0$かつ、Cは(Z, X)について凸関数。

(A−4) $A(0) = 0$、$A_{NN} > 0$。

なお、$B_{HW} > 0$は基準賃金の増加と共に、限界超過時間給が増加することを、$C_{ZX} < 0$は、取引量の増加と共に在庫保有の限界利益が増すことを表わす。

t期の意志決定時点で企業が持つ情報集合をΩ_tで表わそう。Ω_tの中にはX_t、W_t及びそれらの過去の値が含まれるが、S_tについては、そのどの値が含まれるかについては、実証分析の節で考える。$E(\cdot \mid \Omega_t)$をΩ_tを所与としたときの条件付き期待値のオペレーター、δ ($0 < \delta < 1$)を割引因子(従って、rを時間選好率ないし実質利子率として、$\delta = 1/(1+r)$)として、企業はnet cash flowの期待割引現在価値を最大にするようなcontingent planを選ぶと考える。即ち、企業の最適化問題は、

$$\begin{aligned}\max_{(Z_t,N_t,H_t)_{t=1}^{\infty}} E\Big[\sum_{t=1}^{\infty}\delta^t\{&X_t - C(Z_t, X_t) \\ &-B(H_t, W_t)\cdot N_t \\ &-A(N_t - N_{t-1})\}\mid \Omega_1\Big] \quad (1)\end{aligned}$$

subject to (a) $X_t + Z_t \leqq Z_{t-1} + f(N_t, H_t)$

(b) Z_0, N_0 : given

である。

いま、(W_t, S_t)が自己回帰型の定常確率過程に従うとしよう。このとき、(1)の最適解が常に存在し、その最適値を$J(Z_0, N_0; \Omega_1)$と書けば、dynamic programming の open loop の手法を使って、(1)は

$$\begin{aligned}\max_{(Z,N,H)}\ &X - C(Z,X) - B(H,W)\cdot N \\ &-A(N - N_0) \\ &+\delta E[J(Z,N;\Omega_2)\mid\Omega_1] \quad (2)\end{aligned}$$

subject to (a) $X + Z \leqq Z_0 + f(N,H)$

(b) Z_0, N_0 : given

と書き直すことができる。なお(2)では誤解のない限りで各変数のsubscript 1 が落されている。(A−1)−(A−4)によってJはZ_0、N_0について凹関数であることが証明でき、従って(2)の最適解の一階の条件は、それが内点解であることを仮定すれば、

$$-C_Z(Z,X) + \delta E[J_Z(Z,N;\Omega_2)\mid\Omega_1] - \Phi = 0 \quad (3a)$$

$$-B(H,W) - A_N(N - N_0) + \delta E[J_N(Z,N;\Omega_2)\mid\Omega_1] + \Phi f_N(N,H) = 0 \quad (3b)$$

$$-B_H(H,W)N + \Phi f_H(N,H) = 0 \quad (3c)$$

$$X + Z = Z_0 + f(N,H) \quad (3d)$$

によって完全に記述することができる。

(3a)−(3c)の条件は

$$\mu(Z,N;\Omega_1) = \Phi \quad (4a)$$

$$\lambda(Z,N,H;N_0,\Omega_1) = \Phi \quad (4b)$$

$$\upsilon(N,H) = \Phi \quad (4c)$$

と書き直すことができる。但しここで

$$\mu = -C_Z + \delta E[J_Z\mid\Omega_1]$$

$$\lambda = \{B + A_N - \delta E[J_N\mid\Omega_1]\}/f_N$$

$$\upsilon = B_H N/f_H$$

である。(4a)−(4c)の条件は次のように理解できる。Φは、今期に財一単位を追加的に保有する

ことの shadow price である。最適化の条件の第一は、このshadow price が、今期末の在庫保有を一単位増加させることの限界純利得(μ)に等しいことを要求する。第二は、Φが今期に雇用調整を通じて、生産を一単位増加させることの限界費用(λ)に等しいことである。第三はΦが、今期に労働時間の調整を通じて、生産を増加させる際の限界費用に等しいことを要求する。

さて、Ω_1、N_oを所与として(4a)―(4c)はZ、N、Hという三つの変数についての連立方程式体系に他ならない。従って、その解は

$$N=\widetilde{N}(\Phi, N_0, \Omega_1) \qquad (5a)$$

$$H=\widetilde{H}(\Phi, N_0, \Omega_1) \qquad (5b)$$

$$Z=\widetilde{Z}(\Phi, N_0, \Omega_1) \qquad (5c)$$

として記述できる。

以下(5a)―(5c)について二つの単純化の仮定をおく。第一は、情報Ω_1に関する仮定である。(3a)―(3c)又は(2)から明らかなように、Ω_1が(N, H, Z)の決定に果たすルートは二つある。一つは、今期のX及び、Wの実現値が、直接CやBに影響するルートであり、もう一つはΩ_1が将来の(S, W)の期待値に影響を与え、それが来期の企業の評価額の期待値$E〔J(Z,N;\Omega_2)|\Omega_1〕$に影響を与えるルートである。以下我々は後者のルートを通じた効果が、マクロの需要に関する長期予測値S^e, 及び基準賃金の長期予測値W^eという二つの代理変数を導入することによって、これらの変数の効果として近似できると仮定する。従って、(5a)―(5c)は

$$N=\hat{N}(\Phi, N_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (6a)$$

$$H=\hat{H}(\Phi, N_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (6b)$$

$$Z=\hat{Z}(\Phi, N_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (6c)$$

として表わされる。なお$0<\theta<1$として、S^e、W^eはそれぞれ

$$S^e=(1-\theta)\sum_{t=1}^{\infty}\theta^{t-1}E〔S_{t+1}|\Omega_1〕$$

$$W^e=(1-\theta)\sum_{t=1}^{\infty}\theta^{t-1}E〔W_{t+1}|\Omega_1〕$$

として、即ち、現在の情報の下で予測される将来の予測値の加重平均として表わされると仮定する。

(5a)―(5c)に関して置かれる単純化の仮定の第二は、それらが線型関数で近似される、という仮定である。この結果、(6a)―(6c)は

$$N=n_0+n_1\Phi+n_2N_0+n_3X+n_4W+n_5S^e+n_6W^e \qquad (7a)$$

$$H=h_0+h_1\Phi+h_2N_0+h_3X+h_4W+h_5S^e+h_6W^e \qquad (7b)$$

$$Z=z_0+z_1\Phi+z_2N_0+z_3X+z_4W+z_5S^e+z_6W^e \qquad (7c)$$

と表わされる。

さらに、(4a)―(4c)、又は、(5a)―(5c)を(3d)と連立させることにより、

$$\Phi=\Phi(N_0, Z_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (8a)$$

$$N=N(N_0, Z_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (8b)$$

$$H=H(N_0, Z_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (8c)$$

$$Z=Z(N_0, Z_0, X, W, S^e, W^e) \qquad (8d)$$

が得られる。(8a)―(8d)の線型近似式は、(3d)自体の線型近似式

$$X+Z=Z_o+f_o+f_N N+f_H H \qquad (7d)$$

を(7a)―(7c)と連立させることにより

$$\Phi=\phi_o+\phi_1Z_o+\phi_2N_o+\phi_3X+\phi_4W+\phi_5S^e+\phi_6W^e \qquad (9a)$$

$$N=(n_o+n_1\phi_o)+n_1\phi_1Z_o+(n_2+n_1\phi_2)N_0+(n_3+n_1\phi_3)X+(n_4+n_1\phi_4)W+(n_5+n_1\phi_5)S^e+(n_6+n_1\phi_6)W^e \qquad (9b)$$

$$
\begin{aligned}
H = & (h_0+h_1\phi_0)+h_1\phi_1 Z_0+(h_2+h_1\phi_2)N_0 \\
& +(h_3+h_1\phi_3)X+(h_4+h_1\phi_4)W \\
& +(h_5+h_1\phi_5)S^e+(h_6+h_1\phi_6)W^e \quad (9c) \\
Z = & (z_0+z_1\phi_0)+z_1\phi_1 Z_0+(z_2+z_1\phi_2)N_0 \\
& +(z_3+z_1\phi_3)X+(z_4+z_1\phi_4)W \\
& +(z_5+z_1\phi_5)S^e+(z_6+z_1\phi_6)W^e \quad (9d)
\end{aligned}
$$

が得られる。但し、ここで

$$
\begin{aligned}
\phi_0 &= (f_0+f_N n_0+f_H h_0-z_0)/A \\
\phi_1 &= 1/A \\
\phi_2 &= -(z_2-f_N n_2-f_H h_2)/A \\
\phi_3 &= -(1+z_3-f_N n_3-f_H h_3)/A \\
\phi_4 &= -(z_4-f_N n_4-f_H h_4)/A \\
\phi_5 &= -(z_5-f_N n_5-f_H h_5)/A \\
\phi_6 &= -(z_6-f_N n_6-f_H h_6)/A \\
A &= z_1-f_N n_1-f_H h_1
\end{aligned}
$$

である。

我々は次節で、(9b)—(9d)の推定結果を報告する。ここでは、その前に、若干の単純化の仮定の下で、(9a)—(9d)の体系について、簡潔な説明を行なおう。なお、より弱い仮定の下での説明は、(補論1)で展開されている。そこでの説明から明らかとなるように、以下の図による説明が、(9a)—(9d)(或いは(3a)—(3d))の体系の基本的な性格をつくしている。

いま、

(B—1) CはZのみの関数。

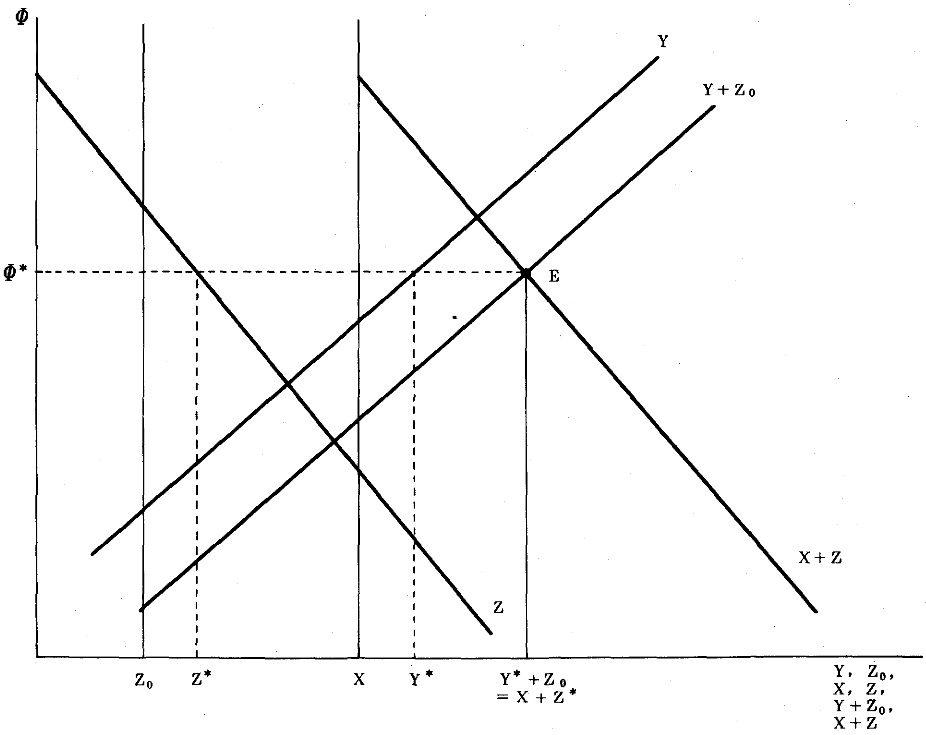
(B—2) Ωは(W, S^e, W^e)から成りXを含まない。

(B—3) J_ZはNと独立、J_NはZと独立である。

Hは外生的に与えられている($H=\bar{H}$)

と仮定する。(B－3)から、体系の内生変数は(Z, N)の二変数のみであると考える。まず、(Z_0, N_0, X, W, S^e, W^e)が与えられたときの、最適解を第1図で説明しよう。

(第1図) 単純化の仮定の下での最適解



このとき（B−1）、（B−2）から、μはZと（X, W, S^e, W^e）のみの関数である。従って、$\widetilde{Z}$はμのZに関する逆関数となり、仮定から$\widetilde{Z}_{\Phi} <0$が成立する。一方、（B−2）、（B−3）から、λは（N；N_0, X, W, S^e, W^e）の関数となり、$\widetilde{N}$はλのNに関する逆関数である。この結果、$\widetilde{N}_{\Phi}>0$が成立する。もしここで

$$\widetilde{Y}(\Phi; N_0, X, W, S^e, W^e) = f[\widetilde{N}(\Phi; N_0, X, W, S^e, W^e), \bar{H}] \qquad (5d)$$

とおけば、$\widetilde{Y}_{\Phi}>0$も成立する。

第1図では横軸にY、Z_0、X、Z、Y+Z_0、X+Zをとり、縦軸にΦをとっている。仮定により、Z及びX＋Zは右下りであり、Y及びY＋Z_0は右上りである。いま（Z_0, N_0, X, W, S^e, W^e）を所与として、最適解はY＋Z_0曲線とX＋Z曲線の交点Eとして記述される。[2)]

さて，第1図で内点解を仮定した場合の比較静学を考えよう。まず、Z_0が増加した場合、Y＋Z_0が右にシフトし、最適なΦが減少するためにZが増加し、Yが減少（Nが減少）する。又、このとき、Zの増加はZ_0の増加を下回ることも明らかである。一方、N_0が増加すれば（3b）からYが右にシフトし、Φが下落、Zが増加、Nが増加する。

一方、Xが増加したとき（S^eを一定とすれば）Z＋Xが右方にシフトするから、Φが上昇、Zが（Xの増加より少ない量だけ）減少、Nが増加する。ここで、Xの増加がZの減少にどれだけ結びつきYの増加にどれだけ結びつくかは、$\widetilde{Z}_{\Phi}$と$\widetilde{Y}_{\Phi}$の大きさに依存する。即ち、

$$\frac{dZ}{dX}=\frac{\widetilde{Z}_{\Phi}}{\widetilde{Y}_{\Phi}-\widetilde{Z}_{\Phi}}, \quad \frac{dY}{dX}=\frac{\widetilde{Y}_{\Phi}}{\widetilde{Y}_{\Phi}-\widetilde{Z}_{\Phi}}$$

である。従って、$\widetilde{Y}_{\Phi}$に比べて$|\widetilde{Z}_{\Phi}|$が大きい程、需要変化は在庫で吸収され、生産の変化には結びつかない。現在行なっている単純化の仮定（B−1）−（B−3）の下では、$\widetilde{Y}_{\Phi}=f_N/\lambda_N=1/[A_{NN}-\delta E J_{NN}]$であり、$\widetilde{Z}_{\Phi}=1/[-C_{ZZ}+\delta E J_{ZZ}]$であるから、$A_{NN}$（及び$-J_{NN}$）に比べて$|C_{ZZ}|$（及び$-J_{ZZ}$）が小さい程、需要変化は在庫で吸収される。即ち、雇用調整の限界費用の逓増度に比べて、在庫保有費用の逓増度が小さければ小さい程、需要撹乱は長期に波及し、短期的な生産のvolatilityは小さくなるのである。なお第1表は、第1図より弱い仮定の下での各外生変数の変化に対する内生変数の変化の方向を表わしている（つまり、H、N、Zについては（6a）−（6c）の偏微係数、又は（7a）−（7c）の各パラメターの符号を表わしている）。この表で括弧内の符号は$J_{ZN}=0$を仮定したときの結果である。又、第2表は、このときの体系（8a）−（8d）（又は（9a）−（9d））の下での各外生変数の変化に対して、理論的に予測される各内生変数の方向を表わしている。各符号の導出、及び、各微係数の具体的表現については、（補論1）を参照されたい。

2） 雇用調整の限界費用が十分大きければ、賃金を支払いながら生産活動に従事させない雇用者、つまり企業内失業者を創り出した方が、企業にとって望ましいことがありうる。つまり、$\Phi \geqq 0$という制約条件によってY関数はΦに関して非線型になることが考えられる。従って、需要が小さく、持ち越し在庫が大きいときなどは、企業内失業が発生するとともに、財のshadow priceがゼロとなり、需要の価格弾力性がゼロでなければ、販売に大きなドライブがかかることになる。輸出ドライブはその典型である。なお、企業評価関数の在庫に対する微係数が非線型の場合も、本質的には同じである。そのマクロ理論に対するインプリケーションはYoshikawa (1984)を参照されたい。

（第１表）　モデルにおける外生変数の変化に対する内生変数の変化の方向(1)

	$\hat{N}$	$\hat{H}$	$\hat{Z}$	$\hat{Y}$
ϕ	+	+	−	+
N_0	+	−	−(0)	+
X	−(0)	−(0)	+	−(0)
W	?*	?*	?(0)	−
S^e	?(+)	?(−)	?(+)	?(+)
W^e	−	+	+(0)	−

注)（６a）－（６c）の下での変化
＊ $\hat{N}$か$\hat{H}$か少なくともどちらか一つはマイナス
( )内は $J_{ZN}=0$ を仮定した場合

（第２表）　モデルにおける外生変数の変化に対する内生変数の変化の方向(2)

	N	H	Z	Y
N_0	+	−	+	+
Z_0	−	−	+	−
X	+	+	?	+
W	?*	?*	−	−
S^e	+	?	+	+
W^e	−	+	−	−

注)（９a）－（９d）の下での変化
＊ NかHか少なくともどちらか一つはマイナス

3. 実証分析

以下、日本と米国の製造業の季節調整済み集計月次データを使って、実証分析を行なった結果を説明する（米国の価格指数だけは季節調整されていない。もともと、この指数には季節性はほとんど存在しない）。データは、末尾のデータ付録にまとめてある。推計するモデルは、代表的企業の行動式である（９b）－（９d）を集計し、(W, W^e)を変数から落とした式である。(W, W^e) を落としたのは、これらの変数を含めて推計した式において、(W, W^e)が有意でなかったためである。又、需要変数としては、個別需要Xが集計需要Sによって置き換えられている。従って、推計式は、

$$N=(n_0+n_1\phi_0)+n_1\phi_1 Z_0+(n_2+n_1\phi_2)N_0+(n_3+n_1\phi_3)S+(n_5+n_1\phi_5)S^e \quad (10a)$$

$$H=(h_0+h_1\phi_0)+h_1\phi_1 Z_0+(h_2+h_1\phi_2)N_0+(h_3+h_1\phi_3)S+(h_5+h_1\phi_5)S^e \quad (10b)$$

$$Z=(z_0+z_1\phi_0)+z_1\phi_1 Z_0+(z_2+z_1\phi_2)N_0+(z_3+z_1\phi_3)S+(z_5+z_1\phi_5)S^e \quad (10c)$$

である。期間は、74年１月から82年12月までの108期であり、ラグがあればその分だけ使用データを増やした。まず、問題となるのは、期待を表わす変数 S^e をどのようにして作成するか、という点である。既に述べたように、我々は、S^e が現在の情報の下で予測される将来の予測値の加重平均

$$S^e=(1-\theta)\sum_{t=1}^{\infty}\theta^{t-1}E[S_{t+1}\mid\Omega_1]$$

として表わされる、と考える。以下、変数SがＡＲ過程に従うと仮定し、情報集合の差に応じて二種類の期待を表わす変数S^e1、S^e2を作成する。S^e1は、ｔ期の情報集合に含まれるSは当期の需要変動、及び、過去の需要変動の全てである、と仮定した場合の長期予想であり、S^e2は、ｔ期の情報集合に含まれるSは当期を含まない過去の需要変動だけである、と仮定した場合の長期予測値

である。なお、これらの長期予測値の具体的な作成方法は、(補論2)で詳論される。又、θの値として、どのような値を用いるかが問題となる。我々は、θが0.5と0.9の間の0.1刻みの値について$S^e 1$及び$S^e 2$を作り、それによって(10a)-(10c)の推定を行なったが、そのいずれも大差がなかった。従って、以下では、$\theta=0.5$のケースのみを挙げることにする。θのこの値は、mean-leadを求めると、2となり、2か月先を中心とした将来の平均的な需要を問題とすることになる。[3)]

各方程式について、付表2の推定式(1)はS^eを除いた形で推定を行なった結果である。推定式(2)及び推定式(4)は、それぞれS^eとして$S^e 1$及び$S^e 2$を用いて、OLS推定を行なった結果である。これらの推定結果からは、誤差項の系列相関が存在することが示唆される。労働時間についての推計結果からは、DW統計量から系列相関の存在を棄却できないし、米国の雇用関数及び日本の在庫関数についてもダービンのh統計量(表ではDHと記されている)から系列相関の存在が示唆される。推定式(3)及び推定式(5)は、それぞれ推定式(2)及び推定式(4)と同じ定式化の下で、誤差項に一次の系列相関を仮定して推定した結果である(系列相関を仮定した推定法としてはTSP中のAR1を用いた。ラグ付き従属変数の存在のために、この推定方法は若干問題がある)。なお、殆ど全ての推定結果、とりわけ推定式(4)(OLS)及び推定式(5)(AR1)の結果は、推定された係数の符号が理論の予測する符号と同一である(日本の雇用関数の当期の需要変化についての符号は一致しないが、これは有意ではない)。

まず、各推定結果から、前期の雇用及び在庫に関する係数が比較的安定していることが読み取れる。とりわけ、日米間で、前期の在庫に関する係数は、どの被説明変数をとった場合でも、日本の方が小さいこと、しかもその差は、在庫関数の場合に最も小さいことが明らかである。ところで、(10a)-(10c)から、前期の在庫に関する雇用、労働時間、在庫の各推定式の係数の比率は、雇用関数、労働時間関数、在庫関数のshadow priceに関する微係数の比率に等しい。いま、推定式(4)(OLS)及び推定式(5)(AR1)について、これらの比率を計算すると、第3表のようになる。

すなわち、まずh_1/n_1をみると、日米両国において、労働時間の方が雇用よりshadow priceに関する感応度が高いが、日本の方が遙かにその程度が大きいことが明らかである。つまり、生産調整にあたっては、両国とも雇用より労働時間で調整を行なう傾向が強いが、日本の方が労働時間の調整で行なう程度が大きい。一方、n_1/z_1及びh_1/z_1をみると、shadow priceに関する在庫の感応度に比べた雇用及び時間の感応度は、共に日本の方が小さい。即ち、日本は米国に比べて、在庫との相対比較という観点からは、雇用、時間共に硬直的であり、生産調整費用がかなり大きいことが読み取れる。既に何度も触れたように、これは日本では需要の変動が生産の変動に結びつきにくく、生産のvolatilityが小さい反面、在庫を通じて景気変動が長期化し易いことを示している(同時に、このことは、需要の変動に対し

3) 付表2は、(10a)-(10c)をそれぞれ単一の方程式と考え、独立に推定を行なった結果である(なお、補論3で述べるように、各方程式の誤差項の確率過程が独立でないとしたときも、shadow priceに関する弾力性の推定結果には影響を与えず、むしろ推計精度が低下する)。付表3の日本のNは他表のように常用雇用を用いておらず、米国のEmployees on Payrollの概念と比較的整合的な「雇用者」を用いたものである。但し、雇用者を用いた場合でも、Hは常用雇用者データを用いている点に注意する必要がある。このため、以下では主に、常用雇用を用いた日本の結果と、米国の結果の比較を問題とする。また、係数の比較可能性のために、全てのデータを、75年平均を100とした指数に直して推計を行なった。

（第3表） shadow price に関する相対的感応度

	日本 (4)	日本 (5)	米国 (4)	米国 (5)
h_1/n_1	4.418	6.571	2.704	2.579
n_1/z_1	0.020	0.013	0.114	0.108
h_1/z_1	0.088	0.085	0.307	0.278

てshadow price の volatility が大きいことを示してもいる。我々のモデルでは取り扱わなかったが、もし、価格をも内生変数であると考えれば、shadow priceは限界収入であるから、日本の方が価格の volatility が大きい、という結論を導くことも可能であろう）。[4)]

さて、このように日米間に生産調整費用と在庫保有費用の差が存在する原因としては、しばしば触れられるように、両国間の雇用制度の違いが考えられる。とりわけ、米国の一時解雇制が重要であろう。米国の場合、生産に必要な労働者以外は、レイオフによって企業の労働者プールには残しながら、解雇することが容易に出来るからである。逆に、日本の労働雇用の硬直性もしばしば強調されている。これに対して、在庫と比較して、労働時間さえ日本の方が硬直的である、という我々の結論は、やや常識に反しているといえよう（例えば、超過時間賃金の基準賃金に対する比率が、日本の25％増しに対し、米国はそれ以上である場合が多い。この事実は、日本において時間調整へのインセンティブを相対的に高める方向に作用する筈である）。しかし、ここでの結論が通常言われているような、時間調整の絶対費用、ないし、雇用の調整費用との比較において時間調整費用が日本の方が高い、ということではなく、（後者については、我々の結論も、日本の方がより時間調整費用が小さいというものであった）、単に、在庫費用との相対比較として時間調整費用が高い、ということに過ぎないことは注意すべきである。又、時間調整の費用は、賃金関数の形状の他に、time-rate の形で賃金が支払われている労働者の割合にも依存する。この割合は、日本の方が米国より小さいから、米国の方が、労働者の平均労働時間の調整の有効度合いが高いのかもしれない。これに対して、日本の場合には、賃金費用に占める固定費用の割合が大きく、需要変動に伴う時間調整の余地が、それだけ小さいと考えることもできよう（この点は、小宮隆太郎氏の指摘による）。

又、小池和男氏は、米国の労働協約におけるレイオフ開始の条件も重要と指摘している（同氏のそうした指摘に対し筆者の注意を換起したのは西

4） なお、3）で触れたように、米国の Employees on Payroll 概念により近いのは、常用雇用者ではなく、雇用者数である。雇用者数をNとした場合（付表3）、推定式(4)を用いれば（括弧内は推定式(5)）、雇用、時間、在庫の shadow price に関する感応度の相対比は、それぞれ$h_1/n_1=3.199$ (2.982)、$n_1/z_1=0.024$ (0.025)、$h_1/z_1=0.072$ (0.073)となり、時間と雇用の相対的な硬直性は日米間でそれほど大きな差はない。しかし、在庫との相対的な硬直性の比較では、常用雇用データを使った場合と同様な結論が得られる。

（第４表）　日米の需要に対する長期弾性値

	日　本	米　国
雇　用	0.26	0.61
時　間	0.09	0.06
在　庫	1.1	0.44

島益幸氏である）。例えば、USスチール対全米鉄鋼組合の全国協約においては、作業量が減少する場合、労働時間が週32時間未満となるまでは、レイオフを行なわないと規定されている。又、自動車工業における全国協定でも、レイオフ開始の条件として、週32時間以下の操業が４週以上に渡って続くことが必要である（小池〈1977〉、p.81及びp.100）。これらの観察を過度に一般化することは危険であるが、米国においても労働時間調整が雇用調整の前提条件であることをうかがわせるものである。

さて、以上は、雇用、時間、在庫の需要に対する短期の弾力性の推定であったが、次に長期の弾力性について考察しよう。S及びS^eが同時に一単位変化したときの steady state におけるN、H、Zの変化を長期の弾力性と呼ぼう。このとき、（推定式(5)を使って推定した）日米の各長期弾力性は第４表のようになる。

まず、特徴的なことは、日本においては長期的に在庫ー売り上げ比率がほぼ一定となるのに対して、米国ではそれが低下することである。この点は、米国で、売り上げが増加した場合、在庫に規模の利益が存在するのに対して、日本ではそれが小さいことを示唆していると解釈することもできよう（あるいは、米国における70年代の在庫管理技術の発達の効果がここに現われた、という理解も可能であろう）。また、雇用に関しての上の結果は、長期的にも日本の方が雇用が硬直的であることを示している。

当期の需要の変動と、将来の需要変動の期待の、時間及び在庫に与える効果についての計測結果（付表２）によると、日本では、当期の需要変動の効果は殆ど存在しないが、将来需要の変化は、生産を引き上げ、在庫を積み増す方向で若干の効果が見られる。一方、米国では、当期の需要が生産に与える効果が有意に見られる反面、将来需要は生産に影響を与えず、又、在庫には需要の効果が殆ど存在しないことが読み取れる。これに対して、雇用についての計測結果は、特に米国について微妙である。将来需要の定式化によって、結論が逆転してしまうからである。統計的には、これら二つの期待変数の優劣を決定することはできない。しかし、二つの定式化のうち、我々は、S^e2の方が望ましいと考える。その理由は、マクロ・データの発表に伴う時間の遅れが存在するからである。即ち、当期には、各企業は、自分の需要は観察することが可能であるが、集計された需要データは翌月まで観察できない。自分の需要とマクロ需要の間の相関が小さいかぎり（u_{it}の変動が大きいかぎり）、需要予測に使われる情報集合は、過去のマクロ需要の量であるからである（この問題を厳密な形で処理するためには、signal extraction の問題として、問題を定式化し直す必要がある。Sargent〈1979〉p.209 を参照）。このように考えることができるなら、推定式(2)、(3)より推定式(4)、(5)が意味

を持つことになり、上述の結論を一般化することができる。即ち、日本では、現在需要の変化は、生産にはほとんど影響を与えず、在庫の減少をのみ惹き起こす。一方、将来需要の変化は、生産を増加させ、在庫を積み増させる上で、大きな効果を持つ。逆に米国では、将来需要の変化は生産にも在庫にも効果を殆ど持たないのに対して、現在需要の変化は、生産を強く変化させるのである。しかし、これらの結論は、米国の雇用の推定結果にも現われている通り、係数の大きさ、有意性共にかなり不安定であり、必ずしも信頼できるものとは言い難い。このような現象の起きるのは、S と S^e の間に強い相関があるために多重共線性が発生しているからである可能性も存在し、その意味でも、以上の結果を強調することは危険であろう。

なお、付表4は、76年1月から82年12月までの期間をとったときの、日本についての計測結果である。この期間について、注4）と同様に、感応度の相対比を求めると、$h_1/n_1 = 17.720$（13.294），$n_1/z_1 = 0.00026$（0.00037），$h_1/z_1 = 0.047$（0.0494）となる。従って、この期間中には、雇用の硬直性が増し（雇用の伸縮性が減少し）、在庫に比して時間の硬直性も増加したことになる。これらは、第1次石油ショックが終わり、在庫調整が一巡すると共に、雇用についても調整が終了したために、このような変化が起こったと考えることができよう。

4. 結　　び

本論文では、在庫を明示的に考察することによって、需要変動に対する企業の調整手段としての、雇用調整、時間調整、在庫調整の三者の難易度が、日米間でどの様に異なるか、又、企業行動にとっての期待の重要性に日米で差があるかどうかについて、分析を行なった。景気波及の過程を予想し、総需要管理政策の効果を予想するにあたって、需要の変化が生産に結びつくまでの時間的ラグを分析することが不可欠であり、そのためには、生産調整と在庫調整の相対比較を行なうことが必要である。又、その国際的相違は、国際化した現在の先進資本主義経済間の経済連関を分析する上で、極めて重要な要素である。又、国内のマクロ政策に焦点を絞っても、各産業間の需要ー生産間の時間的ラグの相違は、政策効果を予測する上で、無視できない。従って、本論文で考察した生産調整費用と在庫調整費用の相対的関係の推計を、日米以外の先進諸国に拡張し、60年代高度成長期と比較すること、そして又、製造業全体だけでなく、業種別のクロス・セクション分析を行なうことも重要であるが、これらの分析は、別の機会に譲ることとしたい（日本以外の諸国、とりわけ、英国や西独については、在庫データが入手できなかった）。

最後に、本論文で、何故構造パラメターを推定しなかったかについて、簡単に触れたい。もし生産量と在庫量だけを変数とし、二次の在庫費用関数、生産調整関数を仮定すれば、その構造パラメーターを推定することは可能である（例えば、Blanchard は、米国の自動車産業についてこれらの構造パラメーターを推定している）。しかし、我々が行なったように、雇用量と労働時間を変数として含めた場合、生産関数と超過時間賃金関数を共に線型にしないかぎり、得られる定差方程式は線型とならず、構造パラメターの推定を行なうことはできない。しかも、両関数を線型としたときには、最適な雇用量と労働時間を（内点解として）同時に決定することはできない。一方、我々の実証結果からも明らかなように、労働時間は極めて有意であり、労働時間を変数から落とした推定結果には信頼性が乏しいと思われる。しかも、Lucas や Sargent（1976）が構造パラメターの推定を主張する大きな根拠の一つは、従来の誘導形モデルのパラメターの推定では、

政策が変化したとき、将来の予想が変わることによって誘導形モデルのパラメター自体が変わってしまう、という点にあった。しかし、我々の推計では、誘導形モデルに期待を明示的に導入している。その意味で、我々の推定に加えて、特に構造パラメターを推定する必要は存在しないといえるだろう。

(補論1)

(イ) 仮　定

以下では、内点解を仮定して、

仮定A1　$\Phi > 0$

とし、また(B−1)−(B−3)に代えて

仮定A2　$E(J \mid \Omega_1)$は(Z, N, X, W, S^e, W^e)の関数であり、$J_{ZN} \leqq 0$

仮定A3　(i) $\upsilon = \lambda$においては

$$\lambda_N > \upsilon_N > 0$$
$$\upsilon_H > \lambda_H > 0$$

(ii) $\mu_N \lambda_Z > \mu_Z (\lambda_N - \upsilon_N)$

を置く。

仮定A2の$J_{ZN} \leqq 0$は、企業価値Jにとって期初の在庫と雇用とが非補完的であることを意味する。これら二つの生産要素が補完的であるとは考えにくいし、また、仮定A1，A2の前段の下で

$$J_{Z_0 N_0} = A_{NN} \frac{\partial N_0}{\partial Z_0} < 0$$

が成立するので、$J_{ZN} \leqq 0$を仮定することに問題はない。

仮定A3の(i)は、雇用および時間の調整による二つの限界費用に対しての、時間および雇用の交叉効果が正であり、かつ大きくないということである。すなわち、雇用(時間)の増加が、時間(雇用)の調整費用にもたらす増加は、それ自身の調整による限界費用にもたらす増加より小さいということである。これは、生産が総投入労働量のみに依存する場合、すなわち$f(N, H) = f(NH)$の場合には、自動的に満たされることが証明できる。したがって、この仮定も経済学的には問題がない。(ii)は、J_{ZN}の絶対値が十分に小さいことを意味する。

さらに、期待S^e、W^eの影響については、次のように仮定することに、問題はないであろう(以下、情報集合Ω_1は省略)。

仮定A4　$EJ_{ZS^e} > 0$、$EJ_{NS^e} > 0$
$EJ_{ZW^e} = 0$、$EJ_{NW^e} < 0$

(ロ) $\hat{N}$、$\hat{H}$、$\hat{Z}$、$\hat{Y}$の諸性質

$\hat{N}$、$\hat{H}$、$\hat{Z}$および$\hat{Y} = f(\hat{N}, \hat{H})$の性質を調べよう。

まず、仮定A1〜A3の下で、$\upsilon = \lambda = \Phi$の所で評価すれば

$$\mu_Z = -C_{ZZ} + \delta EJ_{ZZ} < 0 \qquad (A1)$$

$$\mu_N = \delta EJ_{ZN} \leqq 0 \qquad (A2)$$

$$\upsilon_N = \Phi \left(\frac{1}{N} - \frac{f_{HN}}{f_H} \right) > 0 \qquad (A3)$$

$$\upsilon_H = \Phi \left(\frac{B_{HH}}{B_H} - \frac{f_{HH}}{f_H} \right) \lambda_H > 0 \qquad (A4)$$

$$\lambda_Z = -\frac{\delta}{f_N} EJ_{NZ} \geqq 0 \qquad (A5)$$

$$\lambda_N = -\Phi \frac{f_{NN}}{f_N} + \frac{1}{f_N} [A_{NN} - \delta EJ_{NN}] > \upsilon_N > 0 \qquad (A6)$$

$$\lambda_H = -\Phi \frac{f_{NH}}{f_N} + \frac{B_H}{f_N} > 0 \qquad (A7)$$

ここで、次の関係

$$\frac{\upsilon_N}{f_N} = \frac{\lambda_H}{f_H}$$

が成立することに注意すれば、仮定A3の(i)より

$$\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H > 0 \qquad (A8)$$

が成立する。

従って、

$$\widehat{N}_{\phi} = \frac{\mu_Z(\upsilon_H - \lambda_H) - \upsilon_H \lambda_Z}{\varDelta} > 0 \quad (A9)$$

$$\widehat{H}_{\phi} = \frac{\mu_Z(\lambda_N - \upsilon_N) - \mu_N \lambda_Z}{\varDelta} > 0 \quad (A10)$$

$$\widehat{Z}_{\phi} = \frac{(\lambda_N \upsilon_H - \upsilon_N \lambda_H) + \mu_N(\lambda_H - \upsilon_H)}{\varDelta} < 0 \quad (A11)$$

$$\widehat{Y}_{\phi} = f_N \widehat{N}_{\phi} + f_H \widehat{H}_{\phi} > 0 \quad (A12)$$

となる。なお、ここで

$$\varDelta = \mu_Z(\lambda_N \upsilon_H - \upsilon_N \lambda_H) - \mu_N \lambda_Z \upsilon_H < \mu_Z \upsilon_N(\upsilon_H - \lambda_H) < 0$$

である。

N_0 については、

$$\lambda_{N_0} = -\frac{A_{NN}}{f_N} < 0 \quad (A13)$$

であり、

$$\widehat{N}_{N_0} = -\frac{\mu_Z \upsilon_H \lambda_{N_0}}{\varDelta} > 0 \quad (A14)$$

$$\widehat{H}_{N_0} = \frac{\mu_Z \upsilon_H \lambda_{N_0}}{\varDelta} < 0 \quad (A15)$$

$$\widehat{Z}_{N_0} = \frac{\mu_N \upsilon_H \lambda_{N_0}}{\varDelta} \leqq 0 \quad (A16)$$

$$\widehat{Y}_{N_0} = -\frac{\mu_Z \lambda_{N_0}(\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H)}{\varDelta} > 0 \quad (A17)$$

（A16）式の等号は、$J_{ZN} = 0$すなわち$\mu_N = \lambda_Z = 0$のとき成立する。これは、以下、（補論1）の(ロ)を通じて同様である。

Xについては、

$$\mu_X = -C_{ZX} > 0 \quad (A18)$$

であり、

$$\widehat{N}_X = \frac{\upsilon_H \lambda_Z \mu_X}{\varDelta} \leqq 0 \quad (A19)$$

$$\widehat{H}_X = -\frac{\upsilon_N \lambda_Z \mu_X}{\varDelta} \leqq 0 \quad (A20)$$

$$\widehat{Z}_X = -\frac{\upsilon_H \lambda_N \mu_X}{\varDelta} > 0 \quad (A21)$$

$$\widehat{Y}_X = -\frac{\lambda_Z \mu_X}{\varDelta}(\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H) \leqq 0 \quad (A22)$$

となる。仮定（B－1）、すなわち$C_{ZX} = 0$の下では、$\mu_X = 0$となり、$\widehat{N}_X$、$\widehat{H}_X$、$\widehat{Z}_X$、$\widehat{Y}_X$は全て0となる。

Wについては、

$$\lambda_W = \frac{B_W}{f_N} > 0, \quad \upsilon_W = \frac{B_{HW} N}{f_H} > 0 \quad (A23)$$

であり

$$\widehat{N}_W = \Big[-\frac{\mu_Z \overset{(-)}{\upsilon_H} \lambda_W}{\varDelta}\Big] + \Big[\frac{\mu_Z \overset{(+)}{\lambda_H} \upsilon_W}{\varDelta}\Big] \quad (A24)$$

$$\widehat{H}_W = \Big[\overset{(+)}{\frac{\mu_Z \upsilon_N \lambda_W}{\varDelta}}\Big] + \Big[\overset{(-)}{\frac{(\mu_N \lambda_Z - \mu_Z \lambda_N)}{\varDelta}} \upsilon_W\Big] \quad (A25)$$

$$\widehat{Z}_W = \Big[\overset{(+)}{\frac{\mu_N \upsilon_H \lambda_W}{\varDelta}}\Big] + \Big[-\overset{(-)}{\frac{\mu_N \lambda_H \upsilon_W}{\varDelta}}\Big] \quad (A26)$$

$$\widehat{Y}_W = \Big[\overset{(-)}{\frac{\mu_Z(\upsilon_N f_H - \upsilon_H f_N)}{\varDelta}} \lambda_W\Big] + \Big[\frac{f_H\{\lambda_Z \mu_N - \mu_Z(\lambda_N - \frac{f_N}{f_H}\lambda_H)\}}{\varDelta} \upsilon_W\Big] < 0 \quad (A27)$$

となる。（A23）－（A27）において、最初の項は、λの変化を通じての効果、第二の項は、υの変化を通じての効果である。$\widehat{Y}_W$が負であることより、$\widehat{N}_W$、$\widehat{H}_W$のうちどちらか少なくとも一つは必ず負でなければならない。さらに、υとλに対してのWの効果が等しい場合、すなわち$\upsilon_W = \lambda_W$のときに

は、

$$\hat{N}_W < 0、\hat{H}_W < 0、\hat{Z}_W \geqq 0$$

となる。また、$J_{ZN}=0$のとき、(A26)は、

$$\hat{Z}_W = 0 \qquad (A26)'$$

となる。

期待の効果については、仮定A4の下で、S^eについては

$$\mu_{S^e} = \delta E J_{ZS^e} > 0、\lambda_{S^e} = -\delta E J_{NS^e}/Y_N < 0 \qquad (A28)$$

であり、

$$\hat{N}_{S^e} = \Big[\overset{(-)}{\frac{\upsilon_H \lambda_Z}{\Delta}\mu_{S^e}}\Big] + \Big[\overset{(+)}{-\frac{\mu_Z \upsilon_H}{\Delta}\lambda_{S^e}}\Big] \qquad (A29)$$

$$\hat{H}_{S^e} = \Big[\overset{(+)}{-\frac{\upsilon_H \lambda_Z}{\Delta}\mu_{S^e}}\Big] + \Big[\overset{(-)}{-\frac{\mu_Z \upsilon_N}{\Delta}\lambda_{S^e}}\Big] \qquad (A30)$$

$$\hat{Z}_{S^e} = \Big[\overset{(+)}{-\frac{(\upsilon_H \lambda_N - \upsilon_N \lambda_H)}{\Delta}\mu_{S^e}}\Big] + \Big[\overset{(-)}{\frac{\mu_N \upsilon_H}{\Delta}\lambda_{S^e}}\Big] \qquad (A31)$$

$$\hat{Y}_{S^e} = \Big[\overset{(-)}{\frac{\lambda_Z(\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H)}{\Delta}\mu_{S^e}}\Big] + \Big[\overset{(+)}{-\frac{\mu_Z(\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H)}{\Delta}\lambda_{S^e}}\Big] \qquad (A32)$$

となる。(A29)−(A32)において、第一項は、μの変化を通じての効果、第二項は、λの変化を通じての効果であり、両者は相反する符号を持っているので、一般にはS^eの効果はその符号を決定できない。しかし、$J_{ZN}=0$を仮定すれば、

$$\hat{N}_{S^e} > 0 \qquad (A29)'$$
$$\hat{H}_{S^e} < 0 \qquad (A30)'$$
$$\hat{Z}_{S^e} > 0 \qquad (A31)'$$
$$\hat{Y}_{S^e} > 0 \qquad (A32)'$$

となる。

同様に、W^eについては、

$$\mu_{W^e} = \delta E J_{ZW^e} = 0、\lambda_{W^e} = -\delta E J_{NW^e}/f_N > 0 \qquad (A33)$$

であり、

$$\hat{N}_{W^e} = -\frac{\mu_Z \upsilon_H}{\Delta}\lambda_{W^e} < 0 \qquad (A34)$$

$$\hat{H}_{W^e} = \frac{\mu_Z \upsilon_N}{\Delta}\lambda_{W^e} > 0 \qquad (A35)$$

$$\hat{Z}_{W^e} = \frac{\mu_N \upsilon_H}{\Delta}\lambda_{W^e} \gtreqless 0 \qquad (A36)$$

$$\hat{Y}_{W^e} = -\frac{\mu_Z(\upsilon_H f_N - \upsilon_N f_H)}{\Delta}\lambda_{W^e} < 0 \qquad (A37)$$

となる。

以上の結果をまとめたのが、第1表である。

(ハ) 比較静学

(ロ)の結果を用いて、本文で行なったのと同様な方法によって、最適解の決定を図示し、またそれを用いて最適な shadow price 及び最適計画の比較静学分析を行なうことが可能となる。

第1図と同様に、縦軸にΦ、横軸にZ、X、Y、Z_oおよび$Z+X$、$Z_o+\hat{Y}$をとれば、先の結果より$\hat{Z}$は右下がり、$\hat{Y}$は右上がりとなる。そして、最適な shadow price の値Φ^*は、$\hat{Z}(\Phi, \cdots)+X$と$Y(\Phi, \cdots)+Z_o$との交点で定まり、その結果最適な、Z、Y、N、Hが$\hat{Z}(\Phi^*, \cdots)$、$\hat{Y}(\Phi^*, \cdots)$、$\hat{N}(\Phi^*, \cdots)$、$\hat{H}(\Phi^*, \cdots)$として決定される。N_o、Z_o等々の変化が、$\hat{Z}+X$および$\hat{Y}+Z_o$に引き起こす変化を考えれば、比較静学

分析は、本文と同様に行なえる。

N_o については、

$$\partial\Phi/\partial N_o < 0,\ \partial N/\partial N_o < 1,\ \partial H/\partial N_o < 0,\ \partial Z/\partial N_o \gtreqless 0,\ \partial Y/\partial N_o \gtreqless 0 \quad (A38)$$

となる。$J_{ZN}=0$ の場合には、

$$0 < \partial N/\partial N_o < 1,\ \partial Z/\partial N_o > 0,\ \partial Y/\partial N_o > 0 \quad (A38)'$$

となる。

Z_o については、

$$\partial\Phi/\partial Z_o < 0,\ \partial N/\partial Z_o < 0,\ \partial H/\partial Z_o < 0,\ 0 < \partial Z/\partial Z_o < 1,\ -1 < \partial Y/\partial Z_o < 0 \quad (A39)$$

となる。

Xについては、

$$\partial\Phi/\partial X > 0,\ \partial N/\partial X \gtreqless 0,\ \partial H/\partial X > 0,\ \partial Z/\partial X \gtreqless 0,\ \partial Y/\partial X \gtreqless 0 \quad (A40)$$

となり、$J_{ZN}=0$ の場合には

$$\partial N/\partial X > 0,\ \partial Y/\partial X > 0 \quad (A40)'$$

となる。また、仮定(B−1)すなわち$C_{ZX}=0$の場合には、Xの増加は Z_o の減少と全く同じ効果を持ち、

$$\partial\Phi/\partial X = -\partial\Phi/\partial Z_o > 0,\ \partial N/\partial X = -\partial N/\partial Z_o > 0,\ \partial H/\partial X = -\partial H/\partial Z_o > 0,\ -1 < \partial Z/\partial X = -\partial Z/\partial Z_o < 0,\ \partial Y/\partial X = -\partial Y/\partial Z_o > 0 \quad (A40)''$$

である。

Wについては、一般的には確定的な結果が得られないが、$J_{ZN}=0$ を仮定すれば、

$$\partial\Phi/\partial W > 0,\ \partial N/\partial W \gtreqless 0,\ \partial H/\partial W \gtreqless 0,\ \partial Z/\partial W < 0,\ \partial Y/\partial W < 0 \quad (A41)'$$

となる。$\partial Y/\partial W < 0$ より、$\partial N/\partial W$ と $\partial H/\partial W$ のどちらか少なくとも一つは負でなければならない。さらに、$\nu_W=\lambda_W$ の場合には、$\partial N/\partial W$ と $\partial H/\partial W$ の両方が負となることが、計算によって得られる。

S^e についても、Wの場合と同様に一般的には確定的な結果が得られないが、$J_{ZN}=0$ を仮定すれば、

$$\partial\Phi/\partial S^e \gtreqless 0,\ \partial N/\partial S^e > 0,\ \partial H/\partial S^e \gtreqless 0,\ \partial Z/\partial S^e > 0,\ \partial Y/\partial S^e > 0 \quad (A42)'$$

を得ることができる。

最後に、W^e については、

$$\partial\Phi/\partial W^e > 0,\ \partial N/\partial W^e \gtreqless 0,\ \partial H/\partial W^e > 0,\ \partial Z/\partial W^e \gtreqless 0,\ \partial Y/\partial W^e \gtreqless 0 \quad (A43)$$

であり、$J_{ZN}=0$ の下では、さらに

$$\partial N/\partial W^e < 0,\ \partial Z/\partial W^e < 0,\ \partial Y/\partial W^e < 0 \quad (A43)'$$

を得ることができる。

$J_{ZN}=0$ の場合について、以上の結果を整理したものが第2表である。

(補論2)

(イ) AR過程の推定

我々は、まず、変数Sが従うAR過程を推定する(本来、Sの従う確率過程は非定常であると考えられるので、Sからトレンド部分を除くか、あるいは階差をとることによって定常化する必要が存在する。しかし、我々は、次のような理由から、定常化のための変換を行なわず、直接

にＡＲ過程の推定を行なった。一つは、74年と82年の間のＳの増加は、月平均増加率にすると非常に小さなものであることである。第二に、この期間についてトレンドを推定した場合、第一次オイル・ショックからの景気回復期におけるＳの動きに引っ張られ、トレンドを過大に推定してしまうからである）。

推計するモデルを、

$$S_t = MS + a_1(S_{t-1} - MS) + a_2(S_{t-2} - MS) + \cdots\cdots + a_n(S_{t-n} - MS) + \varepsilon_t$$

とする。ここで、MSはＳの平均値、ε_tはホワイト・ノイズである。行列形式で書けば、

$$\tilde{S}_t = (S_t, S_{t-1}, \cdots, S_{t-n})', \quad \widetilde{MS} = (MS, MS, \cdots, MS)', \quad \tilde{\varepsilon}_t = (\varepsilon_t, 0, \cdots, 0)$$

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 \cdots\cdots & a_{n-1} & a_n \\ 1 & 0 \cdots\cdots\cdots & 0 & 0 \\ 0 & 1 \cdots\cdots\cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 \cdots\cdots\cdots & 1 & 0 \end{bmatrix}$$

として、

$$\tilde{S}_t = \widetilde{MS} + A(\tilde{S}_{t-1} - \widetilde{MS}) + \tilde{\varepsilon}_t \qquad (A44)$$

となる。モデルの次数(n)の選択が問題となるが、ＡＩＣ基準あるいはMPE基準によれば、最適なモデルの次数は、日本については４、アメリカについては３である。第５表は、ＡＲ過程の推定結果である。

(ロ)　S^e1の作成

いま、Ω_tに現在および過去のＳの値が含まれる、すなわち各個別企業がマクロの需要量を同時的に知ることができるとする。すると、S_t^eは、本文中の定義により、$\tilde{b} = (1, 0, \cdots, 0)$として、

$$\begin{aligned}\tilde{S}_t^e &= (1-\theta)\tilde{b}[\{\widetilde{MS} + A(\tilde{S}_t - \widetilde{MS})\} \\ &\quad + \theta\{\widetilde{MS} + A^2(\tilde{S}_t - \widetilde{MS})\} \\ &\quad + \theta^2\{\widetilde{MS} + A^3(\tilde{S}_t - \widetilde{MS})\} + \cdots] \\ &= \widetilde{MS} + (1-\theta)\tilde{b}[I - \theta A]^{-1}A(\tilde{S}_t - \widetilde{MS})\end{aligned}$$

となる。θの値が与えられれば、MSおよびa_1、a_2、…、a_nの値として、これらの推定値を用いることによって、S_t^eの系列を得ることができる。これをS^e1とする。すなわち、$\widehat{MS}$および$\hat{A}$を、MSおよびAの推定値、$\widehat{\widetilde{MS}} = (\widehat{MS}, \widehat{MS}, \cdots, \widehat{MS})$として、

$$S^e 1_t = \widehat{\widetilde{MS}} + (1-\theta)\tilde{b}[I - \theta\hat{A}]^{-1}\hat{A}(\tilde{S}_t - \widehat{\widetilde{MS}}) \qquad (A45a)$$

となる。

（第５表）　ＡＲ過程の推定結果

被説明変数	説明変数						
日本	MS	S_{-1}	S_{-2}	S_{-3}	S_{-4}	$\bar{R}^2$	D.W.
St	97.5480	0.7214	0.3753	0.1523	-0.2603	0.9742	1.9830
	(5.8148)	(7.5699)	(3.2067)	(1.2913)	(-2.7092)		
米国 St	95.2253	0.8786	0.3958	-0.3048		0.9416	2.0491
	(17.7812)	(9.4351)	(3.3163)	(-3.2653)			

注）上段は係数
　　下段（　）はｔ値

(ハ) S^e2 の作成

次に、Ω_t には過去のSの値は含まれるが、現在の値は含まれないとしよう。すなわち、各個別企業は、マクロの需要量を一期ラグを持ってしか知り得ないとする。この場合でも、各個別企業は同時的に観察できるミクロの需要量から、マクロの需要量について何らかの情報を得ることができる。しかし、各個別企業の相対的な需要変動がマクロの需要変動に比べて相対的に大きければ、ミクロの需要量から得られるマクロの需要量についての情報は小さなものとなる（本文中の注でもふれたように、この問題を厳密な形で処理するためには、signal extraction の問題として、問題を定式化する必要がある）。従って、いまミクロの需要量がもたらす情報を無視し、企業が過去のSの値のみを用いて、期待を形成するとする。このとき、（A 45a）の代わりに、情報を一期ずらすことが必要となる。これをS^e2とする。すなわち、

$$\widetilde{S^e2}_t=\widetilde{\widehat{M}S}+(1-\theta)\tilde{b}[I-\theta\hat{A}]^{-1}\hat{A}^2(\tilde{S}_{t-1}-\widetilde{\widehat{MS}}) \qquad (\text{A45b})$$

である。

（補論３）

本文中における推定方法について、若干の技術的な説明を加える。

本文中の推定法は、正しいauto-correlation の形が仮定されている限り、consistency の観点からは、ラグ付き従属変数の存在も、各方程式の残差の相関の可能性も問題を生じない。

Efficiency の観点からは、誤差項に相互に相関がある方程式システムの推定は、いわゆるSUREの推定の手法を用いることが望ましい。しかし、もし誤差項に系列相関がなければ、全ての方程式について説明変数が同一である方程式システムにおいては、SURE とOLS とは同一となる（例えばHarvey〈1981〉pp.69～70を参照）。従って、誤差項に系列相関がない場合、本論文中のモデルをOLS によって各方程式を個々に推定することは、efficiency の観点からも何の問題もない。しかし、推定結果から明らかなように、系列相関が存在しないと考えるのは無理がある。

誤差項に系列相関がある場合には、全ての方程式について説明変数が同一であっても、efficiency の観点からは、単一方程式による推定よりも、System Method による推定が望ましい（Harvey pp.216～219 を参照）。被説明変数のベクトルを$Y_t=(N_t, H_t, Z_t)'$、説明変数のベクトルを$X_t=(1, N_{t-1}, Z_{t-1}, S_t, S_t^e)'$、係数行列をBとし、$u_t=(u_{1t}, u_{2t}, u_{3t})'$ を誤差項のベクトルとすれば、本論文のモデルは

$$Y_t=BX_t+u_t \qquad (\text{A46})$$

と書ける。いま、誤差項u_tが一階のVAR過程

$$u_t=Ru_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (\text{A47})$$

に従うとする。ただし、$\varepsilon_t=(\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t})'$ は、同時点で相互に相関があるが異時点間では無相関であるホワイト・ノイズのベクトルである。（A 46）を一期ずらしたものに、Rをかけ

$$RY_{t-1}=RBX_{t-1}+Ru_{t-1}$$

これを、（A 46）から辺々引きあわせ、（A 47）を考慮すれば、

$$Y_t=RY_{t-1}+BX_t-RBX_{t-1}+\varepsilon_t \qquad (\text{A48})$$

となる。（A 48）を最尤法で推定することにより、System Method による推定が行なえる。

一般的なSystem Method による推定では、Stepwise な最適化の過程が良好に収束せず、よい結果が得られなかった。そこで、Rを対角、すなわち

$$R=\begin{bmatrix}\rho_N & 0 & 0\\ 0 & \rho_H & 0\\ 0 & 0 & \rho_Z\end{bmatrix}$$

と仮定した下での System Method による推定を行なった。推定結果は、付表5である(但し、日本のデータが80年基準に変ったので、米国のデータもそれに合わせて80年を100とするように変換している)。System Method によっても，単一方程式による推定と大体において同一の係数、t値が得られており、定性的な結論は変らない(SおよびS^eについては、若干不安定である。これは、多重共線性によるものかもしれない)。また、DW統計量等も大差がない。それゆえ、あえて、System Method で推定することによる gain は小さいと考えられるので、本論では単一方程式による推定結果のみを論じた。

以　上

(データ付録)

日本

N　常用雇用者指数(製造業、事業所規模30人以上、労働省『毎月勤労統計』)
雇用者数(製造業、総理府統計局『労働力調査年報』)

H　月間総実労働時間(製造業、事業所規模30人以上、労働省『毎月勤労統計』)

Z　生産者製品在庫指数(製造工業、通産省『鉱工業指数総覧』)

S　出荷指数(製造工業、通産省『鉱工業指数一覧』)

いずれも75年平均=100とした季節調整済み指数。

米国

N　雇用者数(製造業)を、75年平均=100として指数化

H　週労働時間(製造業)を75年平均=100として指数化

Z　生産者製品在庫額(製造業)を卸売物価指数(完成品)で実質化し、75年平均=100として指数化

S　出荷額(製造業)を卸売物価指数(完成品)で実質化し、75年平均=100として指数化

原データ出所は、いずれもOECD Main Economic Indicators (ただし出荷額の項目名はdeliveries となっている)。原データは、卸売物価指数を除き季節調整済み。

(付表1)　各変数の変動係数

変動係数	日本	米国
N	0.0335	0.0445
H	0.0201	0.0143
Z	0.0690	0.0350
S	0.1031	0.0709
S_2^e	0.1003	0.0656

（付表２） N、H、Zに関する推定結果（（10 a）－（10 c）式）

式		被説明変数	定数項	N_0	Z_0	S	S^e1	S^e2	$\bar{R}^2\langle\rho\rangle$	DW(DH)
		N	1.1268	0.9833	-0.0122	0.0182			0.9960	1.7052
			(0.9813)	(118.051)	(-3.1549)	(5.8115)				
	日本	H	96.5861	-0.0788	-0.0836	0.1947			0.7569	1.5275
			(18.7961)	(-2.1130)	(-4.8121)	(13.8881)				
		Z	-14.6786	0.1657	0.9188	0.0624			0.9424	1.4024
(1)			(-2.8975)	(4.5096)	(53.6742)	(4.5130)				
OLS		N	15.0916	0.7986	-0.1053	0.1737			0.9928	1.0662
			(8.8856)	(47.0252)	(-8.0338)	(13.9291)				
	米国	H	120.530	-0.2117	-0.2989	0.3111			0.6224	1.0781
			(32.5312)	(-5.1908)	(-9.2668)	(10.7082)				
		Z	1.2896	0.535	0.9407	-0.0065			0.9424	1.4042
			(0.3578)	(1.4075)	(32.0058)	(-0.2389)				
		N	0.5907	0.9765	-0.0114	-0.0316	0.0512		0.9960	1.6736
			(0.4794)	(112.818)	(-2.9052)	(-0.7493)	(1.1839)			(1.7031)
	日本	H	92.5244	-0.0544	-0.0774	-0.1829	0.3878		0.7640	1.5275
			(16.9955)	(-1.4093)	(-4.4533)	(-0.9807)	(2.0303)			
		Z	-13.1715	0.1567	0.9165	0.2025	-0.1439		0.9783	1.2649
(2)			(-2.4130)	(4.0455)	(52.6044)	(1.0829)	(-0.7514)			(3.8839)
OLS		N	11.3264	0.8246	-0.0901	0.0774	0.2446		0.9934	1.1637
			(5.6234)	(45.2561)	(-6.6909)	(0.9682)	(3.1778)			(4.4255)
	米国	H	121.394	-0.2188	-0.3029	0.3803	-0.0600		0.6191	1.0705
			(26.3797)	(-4.7628)	(-8.7325)	(1.9112)	(-0.3195)			
		Z	3.4992	0.0375	0.9315	0.1467	-0.1473		0.9422	1.4221
			(0.7840)	(0.8789)	(29.5336)	(0.7963)	(-0.8419)			(3.1780)

注）上段は係数

下段（　）はｔ値

（付表２）　（続）

式		被説明変数	説明変数							
			定数項	N_0	Z_0	S	$S^e 1$	$S^e 2$	$\overline{R}^2 \langle \rho \rangle$	DW(DH)
(3) AR 1	日本	N	0. 7935	0. 9848	-0. 0113	-0. 0386	0. 0876		0. 9965	2. 0350
			(0. 5590)	(97. 3792)	(-2. 4991)	(-0. 9611)	(1. 3988)		⟨0. 1607⟩ (1. 6489)	(-0. 1820)
		H	92. 6838	-0. 0585	-0. 0723	-0. 2218	0. 4240		0. 8300	1. 9569
			(14. 1517)	(-1. 2521)	(-3. 4794)	(-1. 2763)	(2. 3757)		⟨0. 2062⟩ (2. 0335)	
		Z	-8. 7036	0. 1217	0. 9220	-0. 0813	0. 1243		0. 9280	1. 9904
			(-1. 0315)	(2. 0065)	(35. 3192)	(-0. 5424)	(0. 8016)		⟨0. 4385⟩ (4. 7955)	(0. 0516)
	米国	N	11. 8432	0. 8271	-0. 0842	0. 0191	0. 1343		0. 9946	2. 1924
			(4. 7633)	(35. 7916)	(-4. 5196)	(0. 3350)	(2. 3810)		⟨0. 4807⟩ (5. 5850)	(-1. 0222)
		H	118. 1714	-0. 1764	-0. 2801	0. 4220	-0. 1411		0. 9552	2. 1920
			(20. 9780)	(-3. 0630)	(-5. 8814)	(3. 0553)	(-1. 0316)		⟨0. 4786⟩ (5. 4410)	
		Z	3. 8021	0. 0465	0. 9174	0. 0750	-0. 756		0. 9190	1. 9800
			(0. 7631)	(0. 9472)	(24. 0098)	(0. 4875)	(-0. 5632)		⟨0. 2881⟩ (2. 9450)	(0. 1126)
(4) OLS	日本	N	1. 1583	0. 9821	-0. 0184	-0. 0061		0. 0248	0. 9961	1. 6878
			(1. 0190)	(118. 77)	(-3. 0787)	(-0. 4329)		(1. 7790)		(1. 6282)
		H	96. 7627	-0. 0852	-0. 0813	0. 0584		0. 1391	0. 7660	1. 5936
			(19. 1936)	(-2. 3240)	(-4. 7660)	(0. 9419)		(2. 2530)		
		Z	-14. 4553	0. 1575	0. 9217	-0. 1116		0. 1775	0. 9799	1. 1187
			(-2. 9577)	(4. 4288)	(55. 7294)	(-1. 8556)		(2. 9668)		(4. 6485)
	米国	N	15. 1640	0. 7966	-0. 1061	0. 1675		0. 0082	0. 9927	1. 0272
			(8. 8232)	(44. 2024)	(-7. 9444)	(7. 5913)		(0. 3433)		(5. 1459)
		H	120. 121	-0. 1994	-0. 2869	0. 3486		-0. 0507	0. 6217	1. 0768
			(32. 1446)	(-4. 6193)	(-8. 9782)	(6. 8073)		(-0. 8919)		
		Z	1. 8628	0. 0367	0. 9345	-0. 0571		0. 0685	0. 9427	1. 4214
			(0. 5146)	(0. 9190)	(31. 4406)	(-1. 1992)		(1. 2915)		(3. 1612)

注）上段は係数

下段（　）は t 値

ρの（　）はρの t 値

（付表２）　（続）

式		被説明変数	定数項	N_0	Z_0	S	S^e1	S^e2	$\bar{R}^2\langle\rho\rangle$	DW(DH)
(5) AR1	日本	N	1.3654	0.9805	-0.0119	-0.0063		0.0245	0.9965	2.0378
			(1.0386)	(102.909)	(-2.7051)	(-0.4756)		(1.8643)	⟨0.1500⟩ (1.5387)	(-0.1965)
		H	97.0331	-0.0888	-0.0782	0.0620		0.1333	0.8055	1.9503
			(16.3211)	(-2.0617)	(-3.9486)	(1.0674)		(2.3024)	⟨0.1685⟩ (1.6615)	
		Z	-10.1191	0.1252	0.9211	-0.1150		0.1699	0.9358	1.9531
			(-1.3092)	(2.2482)	(37.4059)	(-2.4781)		(3.6384)	⟨0.4409⟩ (4.8275)	(0.2508)
	米国	N	15.2750	0.7830	-0.0980	0.1222		0.0530	0.9949	2.1791
			(5.3911)	(26.7853)	(-4.5933)	(7.2059)		(2.9868)	⟨0.5228⟩ (7.1113)	(-0.9763)
		H	114.652	-0.1294	-0.2527	0.3080		-0.0595	0.9560	2.1994
			(20.0289)	(-1.9779)	(-5.2585)	(7.2533)		(-1.3195)	⟨0.5728⟩ (5.5335)	
		Z	4.1091	0.0278	0.9102	-0.0337		0.567	0.9202	1.9705
			(0.5723)	(0.5318)	(23.6069)	(-0.7776)		(1.2048)	⟨0.2927⟩ (3.0088)	(0.1663)

注）上段は係数
下段（　）はｔ値
ρの（　）はρのｔ値

（付表３）　Ｎを雇用者としたときの計測結果

	被説明変数	定数項	N_0	Z_0	S	S^e1	S^e2	$\bar{R}^2\langle\rho\rangle$	DW(DH)
日本 OLS	N	17.1243	0.8588	-0.0221	-0.1144		0.1335	0.7823	1.8188
		(2.7531)	(18.7251)	(-1.0271)	(-1.3982)		(1.6216)		(1.0710)
	H	92.4009	-0.0647	-0.0707	0.0704		0.1392	0.7617	1.5419
		(23.1995)	(-1.8503)	(-4.3360)	(1.1357)		(2.2305)		
	Z	-12.4485	0.1748	0.9043	-0.1213		0.1674	0.9814	1.1788
		(-3.3847)	(5.4437)	(60.0251)	(-2.1174)		(2.9041)		(4.3361)
日本 AR1	N	14.4265	0.8335	-0.0223	-0.1055		0.1230	0.7914	1.9130
		(2.9773)	(16.6338)	(-0.9447)	(-1.3353)		(1.5458)	⟨0.1061⟩ (1.0767)	(0.5262)
	H	92.9578	-0.0715	-0.0665	0.0714		0.1359	0.8240	1.9728
		(19.6710)	(-1.7578)	(-3.4386)	(1.2477)		(2.3591)	⟨0.1997⟩ (1.9745)	
	Z	-9.6057	0.1479	0.9082	-0.1224		0.1626	0.9436	1.9734
		(-1.8734)	(3.3832)	(42.5346)	(-2.6846)		(3.5341)	⟨0.4097⟩ (4.3890)	(0.1411)

注）上段は係数
下段（ ）はｔ値
ρの（ ）はρのｔ値

（付表４） 期間（76.1～82.2）をとったときの計測結果

	被説明変数	定数項	N_0	Z_0	S	$S^e 1$	$S^e 2$	$\bar{R}^2 \langle\rho\rangle$	DW(DH)
日本 OLS	N	-1.5347	1.0023	-0.0025	-0.0043		0.0204	0.9804	2.1899
		(-0.7071)	(47.5415)	(-0.3586)	(-0.2671)		(1.1653)		(-0.8869)
	H	98.5896	-0.0913	-0.0443	0.0836		0.0636	0.6058	2.2721
		(11.5135)	(-1.0972)	(-1.5945)	(1.3075)		(0.9202)		
	Z	-4.1147	0.0560	0.9435	-0.1462		0.1883	0.9749	1.1768
		(-0.4558)	(0.6384)	(32.2243)	(-2.1686)		(2.5859)		(3.9160)
日本 ARI	N	-1.9162	1.0060	-0.0034	-0.0056		0.0227	0.9884	1.9589
		(-0.9790)	(52.8198)	(-0.5316)	(-0.3399)		(1.2820)	⟨-0.1078⟩ (-0.9629)	(0.1909)
	H	97.9937	-0.0844	-0.0452	0.0756		0.0716	0.9561	1.9668
		(14.2837)	(-1.2630)	(-2.0274)	(1.1800)		(1.0372)	⟨-0.2284⟩ (-1.9498)	
	Z	-5.8249	0.0898	0.9141	-0.1006		0.1548	0.9659	1.9691
		(-0.4251)	(0.6823)	(21.0219)	(-1.8792)		(2.6311)	⟨0.4327⟩ (4.3237)	(0.1533)

注）上段は係数
下段（ ）は t 値
ρの（ ）はρの t 値

（付表５） System Method による推定結果

	被説明変数	定数項	N_0	Z_0	S	$S^e 1$	$S^e 2$	ρ_i	DW
日本	N	3.2568	0.9834	-0.0143	-0.0017		0.0214	0.1594	1.9899
		(1.84318)	(104.818)	(-3.0545)	(-0.1299)		(1.7115)	(1.7017)	
	H	103.117	-0.0495	-0.1131	0.1275		0.0898	0.1290	1.9100
		(13.7500)	(-1.2634)	(-5.6019)	(2.2748)		(1.6472)	(1.4652)	
	Z	-0.6561	0.1939	0.8683	-0.0595		0.1524	0.3732	1.9153
		(-0.0856)	(4.0085)	(29.8751)	(-1.2986)		(3.3319)	(4.0036)	
米国	N	19.1608	0.7674	-0.0891	0.1253		0.0575	0.5823	2.1950
		(5.61904)	(24.4212)	(-3.8762)	(7.5007)		(3.2564)	(6.7657)	
	H	109.679	-0.1645	-0.2396	0.3153		-0.0469	0.4596	2.1865
		(14.2991)	(-2.5501)	(-5.1266)	(7.6197)		(-1.0598)	(5.3972)	
	Z	7.7396	0.0604	0.8929	-0.0321		0.0377	0.2941	2.0167
		(1.0895)	(1.1627)	(20.0602)	(-0.7687)		(0.8252)	(2.75611)	

注） i＝N、H、Zを表わす
対数尤度は日本では -232.433 、米国では -268.691
上段は係数
下段（ ）は t 値　ρ_iの（ ）はρ_iの t 値

【参考文献】

[1] Blinder, A. "Inventories in the Keynesian Macro Model", Kyklos, Vol. 33, 1980, pp. 585-614.

[2] Blinder, A. & Fischer, S. "Inventories, Rational Expectations and Business Cycle", Journal of Monetary Economics, Vol. 8, 1981, pp. 277-304.

[3] Branson, W.H. & Rotenberg, J.J. "International Adjustment with Wage Rigidity", European Economic Review Vol. 13, 1980, pp. 309-332.

[4] Brunner, K. Cukierman, A. & Meltzer, A.H. "Money and Economic Activity, Inventories and Business Cycles", Journal of Monetary Economics, Vol. 11, 1983.

[5] Bruno, M. & Sacks, J. "Input Price Shocks and the Slowdown in Economic Growth: The Case of U.K. Manufacturing", Review of Economic Studies, Vol. 49, 1982, pp. 679-705.

[6] Buiter, W. & Miller, M. "The Thatcher Experiment: What Went Wrong?", Brookings Papers on Economic Activity, vol. 2, 1981, pp. 315-367.

[7] Gordon, R.J. "Why U.S. Wage and Employment Behavior Differs from that in Britain and Japan", NBER Working Paper, No. 809, Nov. 1981.

[8] Harvey A.C. "The Econometric Analysis of Time Series" Phillip Allan, Oxford , 1981.

[9] 小 池 和 男 『職場の労働組合と参加 ― 労資関係の日米比較 ―』東洋経済新報社、 1977

[10] Kurosaka, Y. & Hamada, K. "The Relationship between Production and Unemployment in Japan: Okun's Law in Comparative Perspective", European Economic Review, 1984 (forthcoming)

[11] Lucas, R.E. Jr. "Econometric Policy Evaluation: A Critique" in The Phillips Curve and Labor Market, ed. by Brunner, K. & Meltzer, A.H., Amsterdam, North Holland, 1976, pp. 16-49.

[12] 松 村 久良光 『日本の労働市場分析 ― 内部化した労働の視点より』白桃書房、 1983

[13] Metzler, L.A. "The Nature and Stability of Inventory Cycles", Review of Economic Studies, Vol. 23, 1941, pp. 113-129.

[14] 労 働 省 『労働白書』 1983.

[15] Sachs, J. "Wages, Profits and Macroeconomic Adjustment: A Comparative Study", Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 2, pp. 269-332.

[16] Sargent, T.M. Macroeconomic Theory, New York, Academic Press, 1979.

[17] ———— , "Interpreting Economic Time Series", Journal of Political Economy, Vol. 89, 1981, pp. 213-248.

[18] 新 開 陽 一 『現代マクロ経済学の解明』東洋経済新報社、 1982

[19] 篠塚英子、石原恵美子 「オイルショック以降の雇用調整 ― 4ケ国比較と日本の規模間比較 ―」『日本経済研究』第6号、 1977.

[20] 植 田 和 男 『国際マクロ経済学と日本経済 ― 開放体系の理論と実証』東洋経済新報社、 1983.

[21] Yoshikawa, H. "Demand-Supply Constraints and Inventory Stock in Macroeconomic Analysis", The Economic Studies Quarterly, 1984 (forthcoming).