

# 「在庫投資と景気変動」

——研究ノート——

宜名真 勇

## 序

条件付分散・共分散の概念による在庫投資の「生産平準化」仮説の検証（拙稿（1990））においては、在庫の buffer 機能や「生産平準化」効果の存在が示された。殊に後者については、販売量の分散が大きな期間程そのような効果が顕著となる傾向が読み取られた。そこでは日本の鋳工業の四半期データ（1970：Ⅰ～1989：Ⅲ）が用いられたが、このような fact—finding は、鋳工業において販売量に大きな変動が見込まれる時、生産量の変動は販売量に比してより小さく、生産が「平準化」される傾向があることを示唆するものである。

ところで、在庫投資が景気変動にどのようなインパクトを与えるのかという問題の文脈においては、生産の平準化が景気変動のどの局面において生じるかという点の考察が必要である。前掲拙稿においては、在庫投資モデルの実証的検証のみが課題となり、この点について言及するところがなかったことから、ここではこの問題への接近の試みを提示したい。

以下の第1節では、日本の鋳工業の販売量と生産量の条件付分散を公表された景気波動のサイクルと重ね合わせることにより、「生産平準化」のタイミングの問題を景気変動の文脈の中で考察する。第2節では、このような生産と販売の間の2次のモーメント間の関係の分析に加えて、それらの間に

Granger の意味で因果関係が設定し得るか否かの統計的検定が行なわれる。これは検定以前にやや自明の結果が予想される問題といえようが、考察される2変数の間の一次のモーメントにおける関係として分析の対象になり得るものである。

## 第1節 条件付分散と景気変動

変数  $S_t$  および  $Y_t$  を各々  $t$  期における日本の鉱工業の販売量および生産量を表わすものとしよう<sup>(1)</sup>。Blinder (1986) はアメリカの20の製造業の販売量と生産量について各々母集団分散の不偏推定量による比較を行ない、ほとんどの産業において「生産平準化」仮説と矛盾する結果を得たのであるが、日本についてわれわれがこの仮説の検証を行なうにあたって Engle (1982) の意味での条件付分散を用いることが可能である。このような観点から拙稿 (1990) では次のような2つの定式化を行なった。まず、 $S_t$  と  $Y_t$  が各々 GARCH ( $p, q$ ) 過程 (Bollerslev (1986)) に従うと仮定し、

$$X_t = \gamma_1 X_{t-1} + \gamma_2 X_{t-2} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, h_t | \phi_{t-1}) \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (3)$$

とする。ここで  $X$  は  $S$  と  $Y$  の両方を表わし得る一般的変数、 $\varepsilon_t$  が条件付正規分布に従う誤差項、 $\phi_{t-1}$  は  $t$  期の初めにおいて利用可能な情報の全てからなる情報集合、 $h_t$  は(3)の GARCH( $p, q$ ) 過程に従うと仮定される  $X$  および  $\varepsilon_t$  の条件付分散である。このモデルは、 $S_t$  と  $Y_t$  の各々について単一方程

(1) 具体的には、 $S_t$  が鉱工業出荷指数、 $Y_t$  が鉱工業生産指数（「鉱工業指数年報」通産省）を表わす。

式 ARCH モデル (Engle (1982)) で推定された。

更に、 $S_t$  と  $Y_t$  の条件付分散だけでなく、それらの中の条件付共分散の時系列を得るため、およびモデルとしての適切さを考慮して

$$\begin{aligned}
 S_t &= \phi_1 S_{t-1} + \phi_2 S_{t-2} + \varepsilon_{1t} \\
 IV_t &= b_1 S_t^e - \gamma V_{t-1} - \lambda S_t + \varepsilon_{2t}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

というシステムの連立方程式 ARCH モデル (Baba, et al) による推定を行った。ここで、 $IV_t$ ,  $S_t^e$ ,  $V_{t-1}$ ,  $S_t$  は各々在庫投資, 予想販売量, 在庫ストック, 販売量を表わし、 $\varepsilon_1$ ,  $\varepsilon_2$  は条件付 2 変量正規分布に従うと仮定される誤差項である。

このようにして(3)式の推定から得られる  $S_t$  と  $Y_t$  の条件付分散を ISHT および IPHT, (4)式の推定から得られる  $S_t$  と  $Y_t$  の条件付分散を ISSHT および IPSHT として、それらに「日本経済指標」経済企画庁調査局記載の「景気の基準日付」を重ね合わせ、景気の山を  $P$ , 谷を  $T$  で表わしたものが図 1 および図 2 である。

図 1

実線：ISHT 点線：IPHT

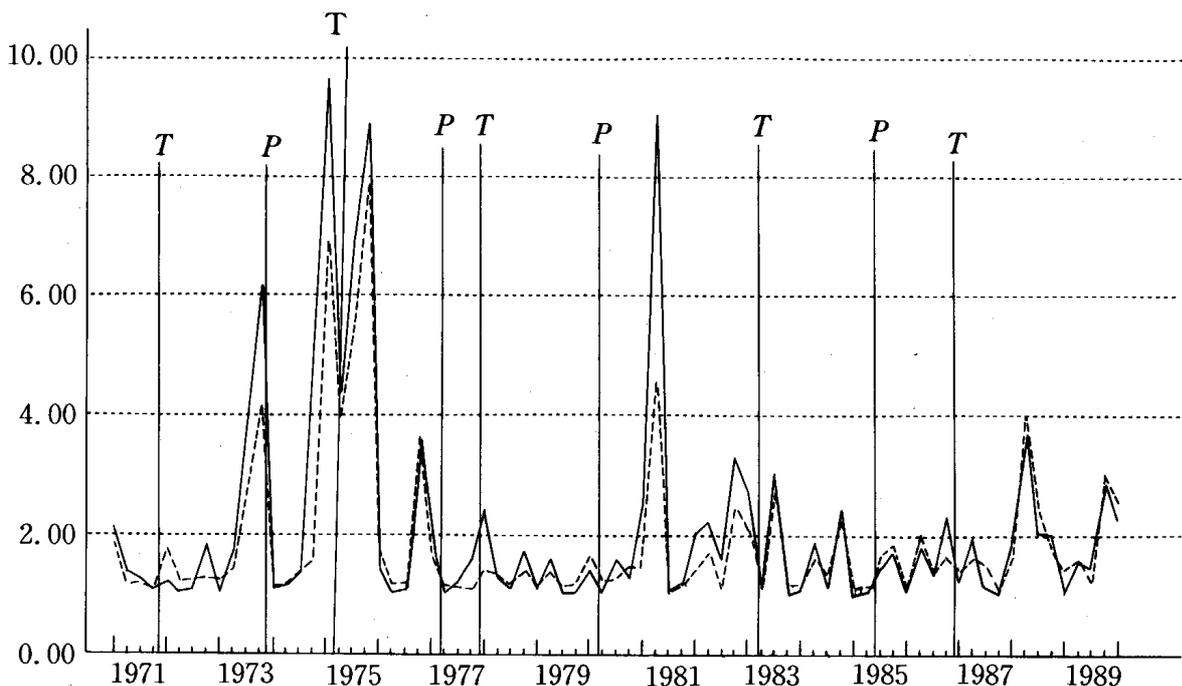
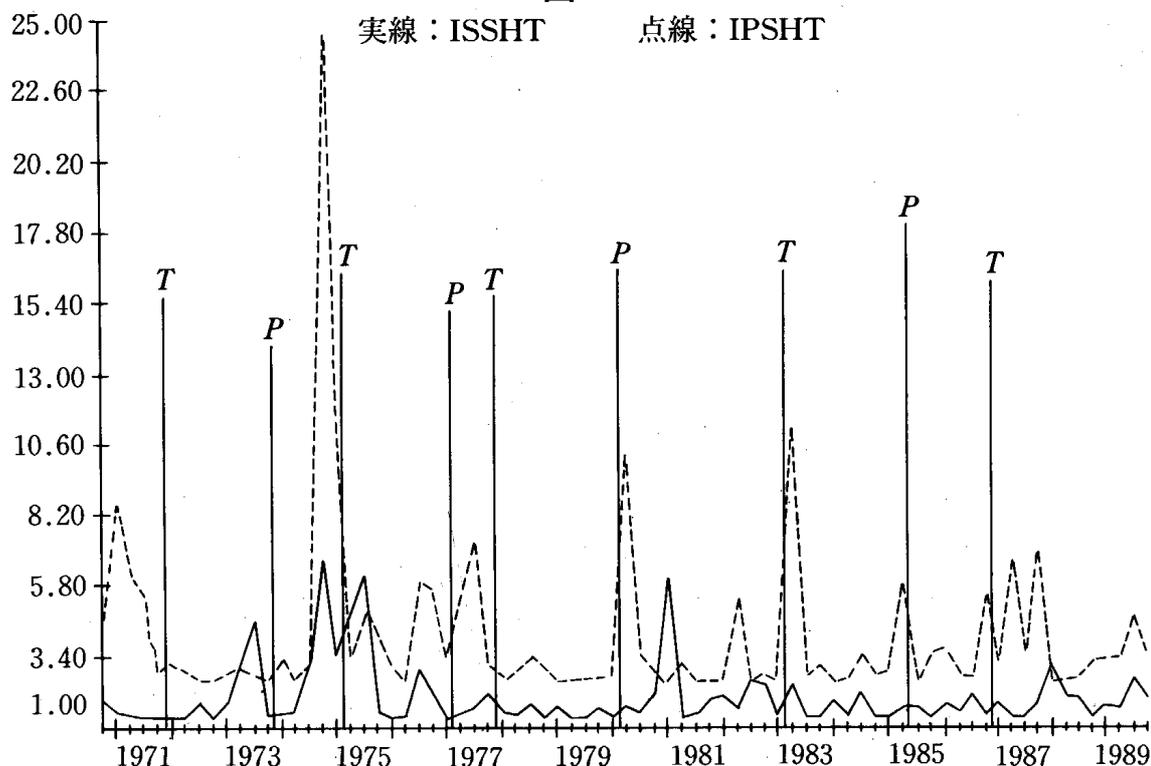


図2



両図において1973年の好況期と1974, 75年の不況期における生産平準化の兆候（図2の75年は急激な生産減少の後の平準化）が読み取れるとはいえ、いずれの図においても景気の高や谷と条件付分散の規模との間に全体を一貫する関係を見出すことは困難である。そこで景気変動の推移をより長期の視野で位置づけるために実質GNPの年変化率を表3に示した。これより、成長率によって経済活動の水準を測った場合においても1973年と1974, 75年の期間の周期的な位置づけは変わらないが、両図に見られる1980年第4四半期における販売量の分散の増大が、直前まで4年間（1976～1979）続いた相対的高成長期の後の減速期の初期に生じていることがわかる。従って、この期における生産平準化の含意も在庫の景気安定化機能である。

これら3つの期間（1973年, 1974, 75年, 1980年）はいずれも販売量の条件付分散が観察期間中において最も大きな値をとる時期であり、常に景気の同一局面に対応してはいないとはいえ、いずれの場合においても在庫の生産平準化、即ち景気安定化の機能が示されている。このような計測結果から、ここでは販売量に相対的に大きな変動が生ずる時期が景気の高不調の波と合

致し、その時販売と生産の間の緩衝としての在庫に生産平準化、従って、景気安定化の機能を認めることができるという命題を試論的に提示したい。

このような結論は、例えば Ramey (1989) におけるような在庫投資を景気の不安定化要因とする見方とは矛盾するが、従来の実証的在庫投資モデルを特徴づける「生産平準化」仮説のもつ含意とは consistent である。尚、表 1 および表 2 は ISHT, IPHT, ISSHT, および IPSHT の時系列であるが、そこでは多くの期間において  $IPHT > ISHT$  および  $IPSHT > ISSHT$  の関係が成立することが看取される。従って、生産の平準化動機のみが在庫投資の決定因という解釈を導くことはできない。よく指摘されるところの費用ショック、需要の自己相関、費用関数の凹部分での操業等の諸要因の果たす役割に適切な考慮を払う必要がある。とはいえ、条件付分散による接近は在庫投資の安定化の文脈での役割を考える上でも一つの方法を示唆するものである。

## 第 2 節 生産と販売の causality test

日本経済の中の鉱工業をとりあげる場合、 $Y_t$  から  $S_t$  への因果関係の波及は想定し難い事情が存在するが、一般的に景気変動の中で在庫投資の有する役割を考察する際の枠組みとして、 $S_t$  と  $Y_t$  間でのスパイラル的因果関係と在庫投資の buffer 機能を合わせて在庫投資そのものによる一種の自律的な景気安定化のスキームを想定してみることも可能であろう<sup>(2)</sup>。このような観点から以下のような計測を行なった。

先ず、観察期間は 1972 : I ~ 1989 : III であり、 $IP_t$  を  $t$  期における鉱工業生産量 (生産指数)、 $IS_t$  を  $t$  期における鉱工業販売量 (出荷指数) とする。そのとき、

---

(2) その際、 $S_t$  と  $Y_t$  の両者が確率的ショックの影響の下にあり、従って、在庫投資の果たす役割も制約を受けるであろう。

表1

年(期)	(1) ISHT	(2) IPHT	年(期)	(1) ISHT	(2) IPHT
1970:3	2.13141	1.87116	1980:2	1.28707	1.46900
1970:4	1.36561	1.15200	1980:3	2.48701	1.47500
1971:1	1.24548	1.20100	1980:4	9.02461	4.63100
1971:2	1.09831	1.13900	1981:1	1.06191	1.13900
1971:3	1.23433	1.73900	1981:2	1.17118	1.18800
1971:4	1.06761	1.23400	1981:3	2.03398	1.47000
1972:1	1.10465	1.25700	1981:4	2.18668	1.71000
1972:2	1.81900	1.27000	1982:1	1.63026	1.13800
1972:3	1.07742	1.25600	1982:2	3.29729	2.50800
1972:4	1.69833	1.42900	1982:3	2.75059	2.09900
1973:1	4.03297	2.76800	1982:4	1.10437	1.14000
1973:2	6.14321	4.13200	1983:1	3.03759	2.68300
1973:3	1.10267	1.14100	1983:2	1.05432	1.17200
1973:4	1.18324	1.14100	1983:3	1.09999	1.17900
1974:1	1.35067	1.36900	1983:4	1.88041	1.62300
1974:2	3.93633	1.63400	1984:1	1.16978	1.38100
1974:3	9.63530	6.97600	1984:2	2.39740	2.22500
1974:4	4.36832	3.96600	1984:3	1.04458	1.13800
1975:1	6.98885	5.48500	1984:4	1.04800	1.15900
1975:2	8.87400	7.76600	1985:1	1.48323	1.65800
1975:3	1.47051	1.77800	1985:2	1.70921	1.82400
1975:4	1.04587	1.22600	1985:3	1.05479	1.14700
1976:1	1.06075	1.23200	1985:4	1.79974	1.95900
1976:2	3.63515	3.37400	1986:1	1.41027	1.38700
1976:3	1.95828	1.62400	1986:2	2.30955	1.64800
1976:4	1.04678	1.18100	1986:3	1.24242	1.43900
1977:1	1.22105	1.15000	1986:4	1.92600	1.63400
1977:2	1.58778	1.13800	1987:1	1.15742	1.48500
1977:3	2.41019	1.43700	1987:2	1.04762	1.13800
1977:4	1.36285	1.33900	1987:3	1.90037	1.61800
1978:1	1.13690	1.21100	1987:4	3.85484	3.97700
1978:2	1.72997	1.41200	1988:1	2.07252	2.47100
1978:3	1.13661	1.14400	1988:2	1.98487	1.80800
1978:4	1.58708	1.37600	1988:3	1.05693	1.42300
1979:1	1.04452	1.16700	1988:4	1.54134	1.60400
1979:2	1.08102	1.17900	1989:1	1.46355	1.23900
1979:3	1.44322	1.63700	1989:2	2.94356	2.95900
1979:4	1.05567	1.24100	1989:3	2.30616	2.55600
1980:1	1.59643	1.26300			

表2

年(期)	(1)ISSHT	(2)IPSHT	年(期)	(1)ISSHT	(2)IPSHT
1970:3	2.015	4.093	1980:2	1.514	3.601
1970:4	1.546	8.536	1980:3	2.173	2.670
1971:1	1.450	6.236	1980:4	6.220	2.563
1971:2	1.372	5.623	1981:1	1.347	3.088
1971:3	1.452	2.927	1981:2	1.409	2.540
1971:4	1.357	3.073	1981:3	1.926	2.573
1972:1	1.373	2.947	1981:4	2.044	2.622
1972:2	1.828	2.589	1982:1	1.659	5.345
1972:3	1.370	2.538	1982:2	2.701	2.531
1972:4	1.764	2.758	1982:3	2.396	2.800
1973:1	3.244	3.059	1982:4	1.379	2.647
1973:2	4.614	2.767	1983:1	2.530	11.090
1973:3	1.400	2.638	1983:2	1.347	2.740
1973:4	1.414	3.392	1983:3	1.383	3.140
1974:1	1.538	2.623	1983:4	1.886	2.534
1974:2	3.044	3.088	1984:1	1.438	2.670
1974:3	6.643	24.507	1984:2	2.218	3.549
1974:4	3.468	10.838	1984:3	1.343	2.854
1975:1	5.039	3.375	1984:4	1.342	2.961
1975:2	6.243	5.008	1985:1	1.631	5.968
1975:3	1.570	4.159	1985:2	1.708	2.545
1975:4	1.342	3.047	1985:3	1.349	3.540
1976:1	1.355	2.536	1985:4	1.773	3.753
1976:2	2.968	5.998	1986:1	1.558	2.847
1976:3	1.963	5.651	1986:2	2.095	2.659
1976:4	1.346	3.429	1986:3	1.460	5.447
1977:1	1.438	5.383	1986:4	1.860	3.189
1977:2	1.685	7.367	1987:1	1.407	6.764
1977:3	2.127	3.205	1987:2	1.342	3.548
1977:4	1.538	2.731	1987:3	1.835	7.045
1978:1	1.401	2.838	1987:4	3.080	2.541
1978:2	1.788	3.386	1988:1	2.050	2.621
1978:3	1.385	3.105	1988:2	1.981	2.669
1978:4	1.688	2.534	1988:3	1.344	3.224
1979:1	1.342	2.598	1988:4	1.672	3.188
1979:2	1.370	2.700	1989:1	1.636	3.343
1979:3	1.607	2.668	1989:2	2.582	4.849
1979:4	1.345	2.592	1989:3	2.030	3.559
1980:1	1.699	10.204			

表3 実質GNP年変化率 (%)

1971	4.31
72	8.54
73	7.90
74	-1.42
75	2.68
76	4.80
77	5.34
78	5.19
79	5.29
1980	4.28
81	3.67
82	3.08
83	3.24
84	5.08
85	4.91
86	2.47
87	4.46
88	5.71

「国民経済計算年報」経済企画庁

$$Z_t = \begin{bmatrix} IP_t \\ IS_t \end{bmatrix}$$

$$V_t = (1, IP_{t-1}, IP_{t-2}, \dots, IP_{t-8}, IS_{t-2}, \dots, IS_{t-8})'$$

とし、 $A$  を係数行列として OLS による

$$Z_t = AV_t$$

の推定を行ない

$$A = \begin{bmatrix} -0.889 & 0.460 & 0.636 & -1.104 & 0.765 & 0.452 \\ -0.183 & -0.586 & 0.727 & -1.098 & 0.824 & 0.207 \\ 0.126 & -0.992 & 0.555 & 1.016 & -0.881 & 0.849 \\ 0.329 & -0.949 & 0.542 & 1.870 & -0.736 & 0.808 \\ -0.593 & -0.868 & 0.291 & 0.569 & -0.269 \\ -0.681 & -0.673 & 0.183 & 0.558 & -0.316 \end{bmatrix}$$

および関連する  $F$ -値を求めた。即ち、 $Y_t$  から  $S_t$  への因果関係を検定する  $F$ -値は  $F_{8,54}=1.704$ 、又、 $S_t$  から  $Y_t$  への場合のそれは  $F_{8,54}=2.63$  であり、これらをこの分布の 5% 臨界値  $F_{8,54,0.05} \cong 2.1$  と比較することによって前者の因果関係が棄却され、後者のそれが否定されない結果となった。この後者の場合、十分条件とはいえないにせよ、在庫投資の「生産平準化」理論と consistent な結果であり、他方、 $Y_t$  から  $S_t$  への因果的波及についての結果は、鉱工業の販売量が自部門のみならず経済の中の他部門の生産・需要量にも依存するということの反映であろう。従って、鉱工業のように一部門を取り上げる場合、販売量は外生的に決定され、生産量と在庫投資は受動的に調節されるものと考えられる。そして「生産平準化」によって特徴づけられる在庫投資は、外部からのショックを吸収する buffer としての機能を果たすものといえよう。ただ、ここから経済全体の文脈における含意を読み取る場合には、両方向的因果関係の下での「生産平準化」の安定化作用を考察することが必要である。

## 結びにかえて

景気変動のメカニズムを理解する上で在庫投資の果たす役割を位置づけることは重要であり、条件付分散の概念による本稿のアプローチもこの問題における視角の一つを提示する試みである。そこでは、日本の鉱工業の販売量と生産量の条件付分散の時系列を対比することによって伝統的な「生産平準化」動機による在庫投資の説明が可能になるとともに、販売量の大きな変動が予想される時期においては、景気の上昇局面においても下降局面においても在庫投資には変動を安定化させる作用を認めうることが指摘された。

しかしながら、同時に、条件付分散の時系列は在庫投資によって生産が販売に比してより滑らかになるとは限らないことをも示しており、今後業種毎の分析を通して経験的事実を蓄積していくことが在庫投資理論の検証にとって有益であろう。

## 参 考 文 献

- Baba, Y., Engle, R., Kraft, D., Kroner, K. "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", manuscript, UCSD (1987).
- Blinder, A., "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved?", *Quarterly Journal of Economics*, (Aug. 1986), 431-453.
- Bollerslev, T., "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", Discussion Paper, 85-16, UCSD, 1986.
- Engle, R., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 1982, 987-1008.
- 宜名真 勇, 「在庫投資モデルの再検討」, 1990年。『多部門経済モデルの実証研究』所収, 1992年 (発行予定), 創文社。
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Method", *Econometrica*, (July, 1969), 424-438.
- Ramey, V., "Inventories as Factors of production and Economic Fluctuations", *American Economic Review*, (June 1989), 338-354.