

日本経済における生産平準化とイノベーション計算

宜名真 勇

序

第1節 手法とデータ

第2節 推定結果

結語

序

在庫投資に関する生産平準化仮説を統計的に検証するとき、従来用いられてきた無条件分散の概念によって生産量 (IIP) と販売量 (IIS) の変動規模を比較するならば、需要の確率的シフトに対する在庫のバッファ機能と景気に対する在庫投資 (IV) の安定化作用の存在が見逃される可能性を指摘することができる (宜名真 (1993a, b, c))。それは変化した需要量に比例して適正在庫ストックを変化せしめる伝統的なストック調整型伸縮的加速度モデルの含意の一つとして論じることができる問題である。即ち、凸の費用関数あるいは調整費用の存在といった、容易に満足されそうに思われる費用条件のもとで需要量に確率的ショックが加わる場合、在庫ストック (V) をバッファとして急激な生産量の変化を回避することが、企業にとって生産費を削減し利潤を増加させることとなるとしても、販路喪失の可能性を回避するために適正在庫水準が現実の、あるいは予想される販売量に比例的に定められるならば、やがて生産量の変動規模は販売量のそれを上回るに至るであろう。従って、在庫投資に関する定型的事実 (stylized fact) として知られるとこ

ろの、無条件分散の尺度による $\text{Var}(\text{IIP}) > \text{Var}(\text{IIS})$ という関係の存在は、直ちに在庫投資の生産平準化仮説の棄却を意味するのではなく、需要ショック後の初期的段階における生産量、販売量、および在庫投資の間の相対的変動規模に関して更に統計的検証を行うことが望ましいであろう。このような問題に対する接近法の一つとして条件付き分散の概念を用いる検証が考えられるが(宜名真(1993a,b,c)), それを補完するものとしてシムズ(Sims(1980a,b))によって導入されたイノベーション計算の手法を用いることが有用であるように思われる。アメリカの非耐久財部門のデータによるインパルス応答関数と分散分解の推定結果は、生産平準化仮説の妥当性を示唆するものであったが(宜名真(1993c)), 本稿においては、日本の鉱工業部門について同様の検証を試みる。この部門のデータについては多変量 ARCH モデルによる検証によって日本における生産平準化仮説に肯定的な結果が提示されており(宜名真(1993a,b)), イノベーション計算による検証はこの結果に対して数量的解釈を付け加えることを意図している。以下においては、第1節でイノベーション計算の手法について簡潔に述べるとともに使用される変数を定義する。第2節で推定結果を示し、その解釈を試みる。最後に全体を要約して小論を閉じることとする。

第1節 手法とデータ

シムズ(Sims(1980a,b))において導入され、経済諸変数間の相互依存関係の定量的分析にしばしば用いられて有用性が示されている(例えば、バービッジ=ハリソン(Burbidge and Harrison(1985)), セロバー(Selover(1993)), バーナンケ=ブラインダー(Bernanke and Blinder(1992))) イノベーション計算(Innovation Accounting)の手法は、在庫投資に関する伝統的な理論の含意である生産平準化仮説(ホルト 他(Holt et al.(1960)), ホルト=モジリアーニ(Holt and Modigliani(1961)), プ

ラインダー (Blinder (1986)), 等) の条件付き分散による統計的検証においても補完的役割を果たしうるように思われる。それは、(1) 生産平準化仮説に基づく実証的定式化とされる (ラベル (Lovell (1961)), ブラインダー (1986), ブラインダー=マッシーニ (Blinder and Maccini (1990)), 等) ストック調整型の在庫投資関数において、適正在庫水準が現実のあるいは予想された販売量に比例すると仮定される場合、および(2) 生産量, 販売量, および在庫投資の変動におよぼす需要および供給面の攪乱要因の相対的影響の度合によって生産平準化仮説が妥当する可能性を論ずる場合 (アイケンバウム (Eichenbaum (1984)), ブラインダー (1986), 等), 無条件分散による検証によっては在庫投資の景気に対する安定化作用, 従って, 生産平準化作用を見いだし得ない可能性が指摘されうるからである (宜名真 (1993a, b, c))。即ち, 予期しない需要の変化に対して, 企業が在庫ストックをバッファ (Buffer) として生産量の変化の相対的平準化を図るとしても, 変化した適正在庫水準を達成するためには, 販売量の変化に比してより大きな生産量の変更がタイム・ラグを伴いつつ行われるであろう。その際, 生産量変化の初期的段階においては販売量の条件付き分散が生産量のそれを上回り, 販売量と在庫投資の条件付き共分散は負となるであろうが, その段階における在庫の生産平準化機能(1)を定量的に検証するために無条件分散の概念が用いられるときには, 需要ショックに対する生産量の反応と, 適正在庫水準への調整としての生産量の変化との間に区別がなされず, データの分布によっては生産平準化仮説に対して否定的な結論が導かれるであろう。一方, もし合理的期待からの乖離の尺度 (馬場 (1984)) としての条件付き分散・共分散の概念によってタイム・ラグを伴う上記の販売量・生産量・在庫投資間の関係が計測しうるのであれば, イノベーション計算の手法によってこれ

1) 無条件分散による検証ではこのような論点は提示されないであろう。しかし, 在庫投資の景気安定化作用として本来想定されていたメカニズムとは, 需要シフトに対する初動的反応としての在庫のバッファ機能および生産平準化であったように思われる (Metzler (1941))。

らの変数の時間経路を推定することが、条件付きの2次のモーメントによる検証を補完することとなるであろう。

イノベーション計算（インパルス応答関数（impulse response function）および分散分解（variance decomposition））においてはまず多変量自己回帰モデル（vector autoregressive model, VAR）の推定が行われ、それを無限次数の多変量移動平均モデル（vector moving average model, VMA(∞ ））に変形した後で分析が行われる。その際、各変数の誤差項を直交化するために、本稿においてはVARモデルの誤差項（ベクトル u_t ）の共分散行列 Σ を $GG' = \Sigma$ とコレスキ分解する下三角行列 G を用いて、VMA(∞)モデルにおける誤差項 $\varepsilon_t = G^{-1} u_t$ を定義する。 ε_t の共分散行列は単位行列となる。インパルス応答関数の推定においては、各誤差項にそれぞれ標準偏差に等しい規模の攪乱（イノベーション）が生じたとして、各変数の変化の時間経路が推定される。そのとき変換前の誤差項間に存在する相関が変数の配列順に帰属させられることから、シムズ（1980a）は変数間の相互関係において原因となると目される変数を先順位に配置することを提唱した。また、分散分解は、各変数の変動を各々の分散によって評価し、それが各誤差項に生じたイノベーションによって説明される割合を期間毎に示したものである（山本（1988））。

本稿で使用されるデータは以下の通りである。

IIP = 鋳工業生産指数, 1990 = 100, 「鋳工業指数年報」通産省調査統計部。

IIS = 鋳工業出荷指数, 1990 = 100, 同。

V = 鋳工業在庫指数, 1990 = 100, 同。

IV $_t$ = $V_t - V_{t-1}$, 鋳工業在庫投資, 同。

（添え字 t は期間を表す）

図1, 2, 3はこれらの変数の時系列を示している。

図1

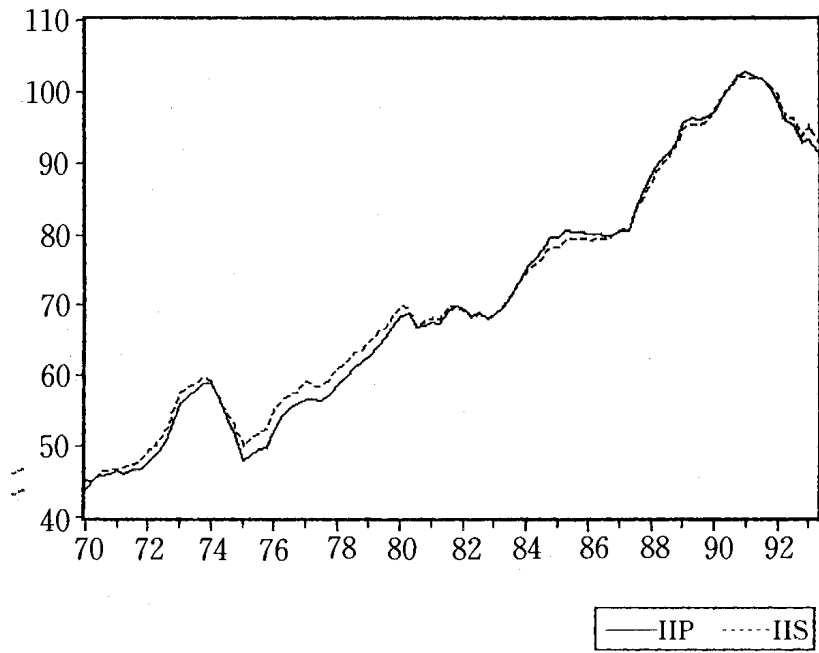


図2

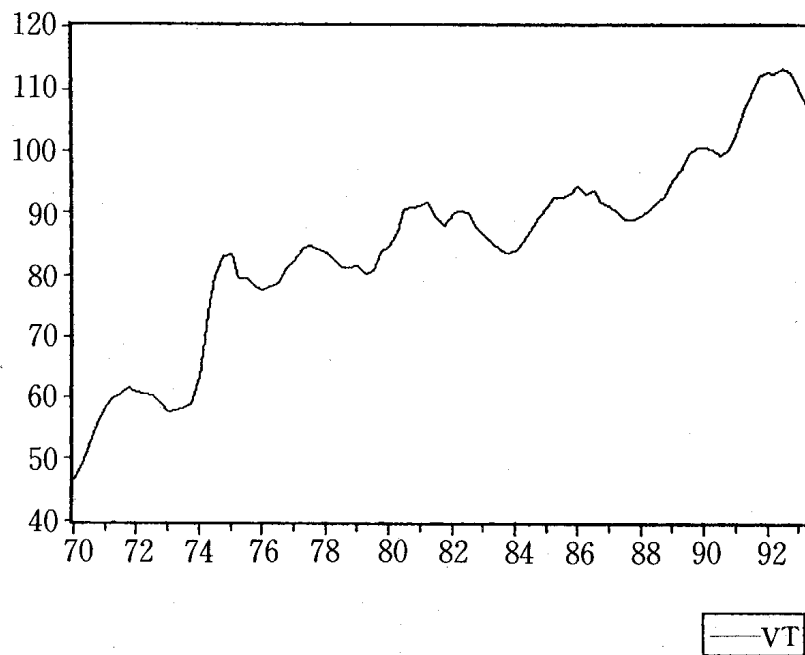
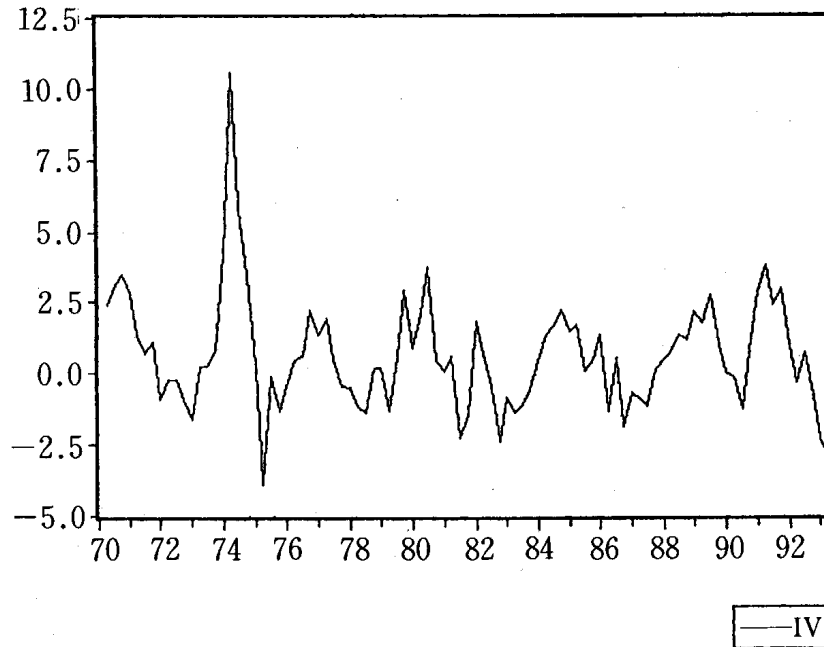


図3



第2節 推定結果

イノベーション計算の基礎として3次の3変量VARモデルVAR₃(3)が推定された(表1, 2, 3)。その際、日本の鉱工業部門における生産量・販売量間の因果関係テストの結果(宜名真(1990))に基づいて変数の順序を(IIS, IIP, IV)とした。

推定された各方程式の残差は、単位根と自己相関の存在に関する統計的テストによってホワイト・ノイズの性質を有していると判定された。方程式*i*と*j*の残差間の相関係数を $\rho_{i,j}$ と表すと、直交化以前の残差について、 $\rho_{1,2} = 0.94$, $\rho_{1,3} = -0.48$, および $\rho_{2,3} = -0.37$ であった。

需要の確率的シフトに対して、まず在庫ストックをバッファとする生産平準化が生じ、次いで変化した適正在庫水準への調整過程で生産量が販売量を越えて変動するという仮説は、条件付き分散の概念による在庫投資理論の検証から導かれるものであったが(宜名真(1993a,b,c)), このような考え方

表1 Dependent Variable is IIS
SMPL range: 1971.1-1993.2
Number of observations: 90

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IIS(-1)	1.0849104	0.3546867	3.0587851	0.0030
IIS(-2)	0.4738429	0.4170185	1.1362634	0.2593
IIS(-3)	-0.7593724	0.3716237	-2.0433908	0.0443
IIP(-1)	-0.0095612	0.3836256	-0.0249232	0.9802
IIP(-2)	-0.2699935	0.5038187	-0.5358942	0.5935
IIP(-3)	0.4254768	0.3803187	1.1187376	0.2666
IV(-1)	-0.1737696	0.1009502	-1.7213401	0.0891
IV(-2)	0.1377837	0.1041082	1.3234655	0.1895
IV(-3)	-0.2551114	0.0954008	-2.6741020	0.0091
TM	0.0253531	0.0254267	0.9971026	0.3218
C	3.2352105	1.4622714	2.2124555	0.0298
R-squared	0.996350	Mean of dependent var		72.59889
Adjusted R-squared	0.995888	D.D. of dependent var		16.55894
S.E of regression	1.061799	Sum of squared resid		89.06593
Log likelihood	-127.2350	F-statistic		2156.665
Durbin-Watson stat	1.823758	prob(F-statistic)		0.000000

従属変数：IIS

標本期間：1971.1-1993.2

観察数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み決定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量のP-値：Prob(F-statistics)

タイムトレンド：TM

定数項：C

と一致する経験的結果がインパルス応答関数の推定によって示しうるようになる。表4および図4にはIISの（標準偏差に等しい規模の）イノベーションに対するIIS, IIP（およびIV）の反応の時間経路が与えられている。

そこではイノベーションの発生から8・四半期の期間にわたって上記のストック調整型在庫投資モデルの仮説と合致する結果が看取される。このモデルからIVを削除したVAR₂(3)モデルに基づくインパルス応答関数（図

表2 Dependent Variable is IIP
SMPL range: 1971.1-1993.2
Number of observations: 90

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IIS(-1)	0.3130944	0.3021328	1.0362808	0.3032
IIS(-2)	0.1518451	0.3552289	0.4274570	0.6702
IIS(-3)	-0.5901928	0.3165602	-1.8643935	0.0660
IIP(-1)	0.9575710	0.3267838	2.9302888	0.0044
IIP(-2)	-0.1760592	0.4291679	-0.4102338	0.6827
IIP(-3)	0.3024702	0.3239669	0.9336456	0.3533
IV(-1)	-0.2172150	0.0859924	-2.5259792	0.0135
IV(-2)	0.1386849	0.0886825	1.5638354	0.1219
IV(-3)	-0.2543926	0.0812652	-3.1303986	0.0024
TM	0.0182347	0.0216593	0.8418874	0.4024
C	2.5315509	1.2456068	2.0323837	0.0455
R-squared	0.997563	Mean of dependent var		72.00567
Adjusted R-squared	0.997255	S.D. of dependent var		17.26271
S.E of regression	0.904472	Sum of squared resid		64.62753
Log likelihood	-112.8019	F-statistic		3234.135
Durbin-Watson stat	1.843685	prob(F-statistic)		0.000000

従属変数：IIP

標本期間：1971.1-1993.2

観察数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み決定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量のP-値：Prob(F-statistics)

タイムトレンド：TM

定数項：C

5) からも同様な結果を得ることができる。ただ、変数の順番を (IIP, IIS, IV) としたときのインパルス応答関数からは異なる結果が得られるが (図 6), これは上記の 2 つの残差間の高い相関 ($\rho_{1, 2} = 0.941$) を IIP のイノベーションに帰属させるモデルからの帰結である。このような変数の並べ換えの適否を検証するために IIS と IIP による VAR₂(3) モデルを推定し、それに基づく分散分解をもとめた (図 7, 8)。周知のように、2 変量 VAR

表3 Dependent Variable is IV
SMPL range: 1971.1-1993.2
Number of observations: 90

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IIS(-1)	-1.4739506	0.4504035	-3.2725111	0.0016
IIS(-2)	1.0058540	0.5295564	1.8994275	0.0612
IIS(-3)	0.5336637	0.4719112	1.1308562	0.2615
IIP(-1)	1.8349138	0.4871520	3.7666147	0.0003
IIP(-2)	-1.3411218	0.6397807	-2.0962209	0.0393
IIP(-3)	-0.4012838	0.4829526	-0.8308969	0.4085
IV(-1)	0.3703681	0.1281929	2.8891464	0.0050
IV(-2)	0.1672053	0.1322032	1.2647595	0.2097
IV(-3)	-0.0367754	0.1211459	-0.3035628	0.7623
TM	-0.1020773	0.0322885	-3.1614154	0.0022
C	-6.0515463	1.8568845	-3.2589784	0.0017
R-squared	0.589414	Mean of dependent var		0.572222
Adjusted R-squared	0.537441	S.D. of dependent var		1.982511
S.E of regression	1.348339	Sum of squared resid		143.6235
Log likelihood	-148.7368	F-statistic		11.34079
Durbin-Watson stat	2.085495	prob(F-statistic)		0.000000

従属変数：IV

標本期間：1971.1-1993.2

観察数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み決定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量のP-値：Prob(F-statistics)

タイムトレンド：TM

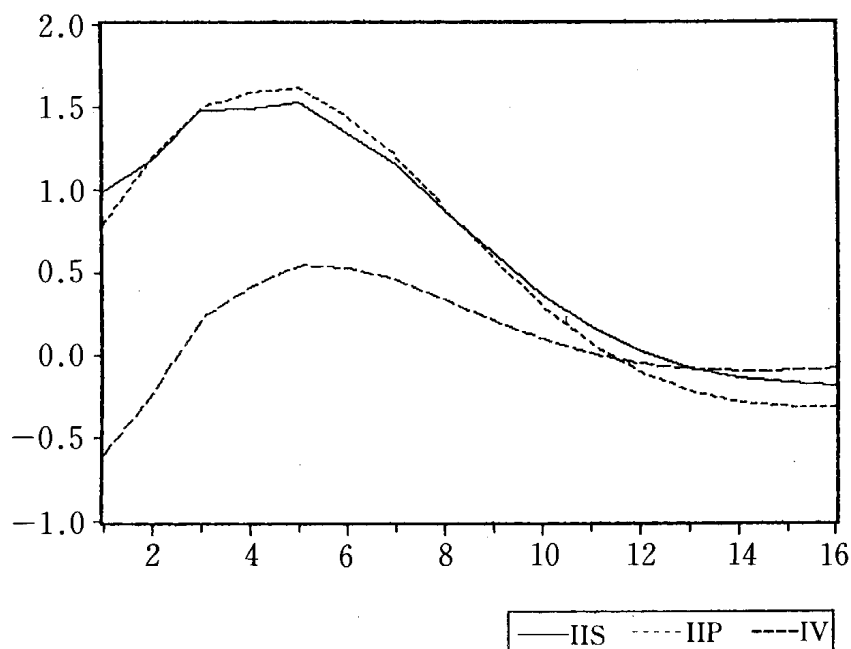
定数項：C

モデルについては、分散分解とグレンジャーの意味での因果関係は同一の結果を与える（山本（1988））。図7および図8は変数の順番を（IIS, IIP）としたときの、IIPおよびIISの分散分解の推定値である。これらの結果は、2つの変数の変動に対するIISのイノベーションの相対的影響がIIPのそれに比べて非常に大きいことを示している⁽²⁾。これは、これら2変数間の因果関係に関する上記の検証と同一の結果であり、図6の結果よりも図4およ

表4 IIPのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

Period	IIS	IIP	IV
1	0.994797	0.794613	-0.600817
2	1.176072	1.202871	-0.230758
3	1.478585	1.498012	0.222714
4	1.487764	1.589882	0.417141
5	1.530838	1.617717	0.547787
6	1.341106	1.437032	0.528618
7	1.153736	1.201443	0.458359
8	0.866961	0.882550	0.331508
9	0.618161	0.580440	0.209776
10	0.364983	0.291898	0.092202
11	0.174848	0.065463	0.006526
12	0.018805	-0.109806	-0.054861
13	-0.079424	-0.221989	-0.086098
14	-0.144673	-0.289209	-0.098345
15	-0.173668	-0.316146	-0.094313
16	-0.185195	-0.319675	-0.083289

図4 IIPのショック（標準偏差の1倍）に対する反応



2) 変数の順序を入れ換えても、先順位の変数の相対的分散寄与度が高い結果となる。しかし、形式的なテストによらず、単に分散分解の推定値に基づいて判断する限り、この場合のIIPのイノベーションに見られる相対的優位性の度合は、本文におけるIISのイノベーションから派生する相対的影響の大きさに比較してやや少ないように思われる。

図5 IISのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

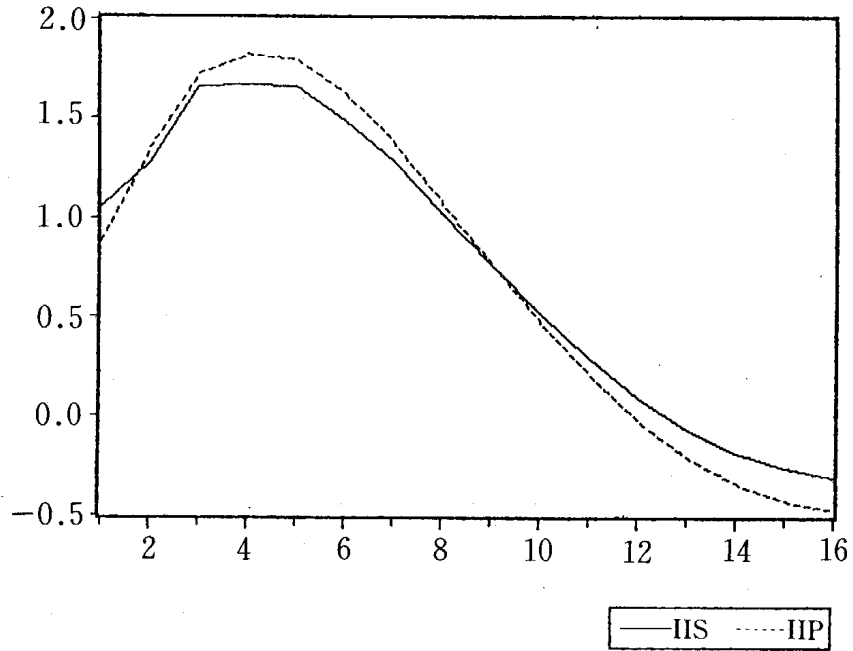


図6 IISのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

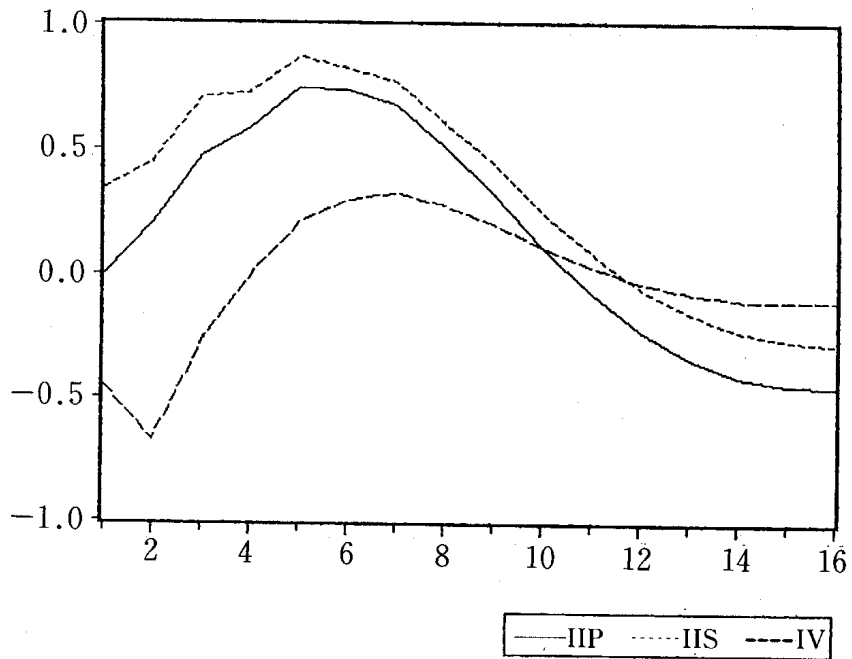


図7 IIPの分散分解

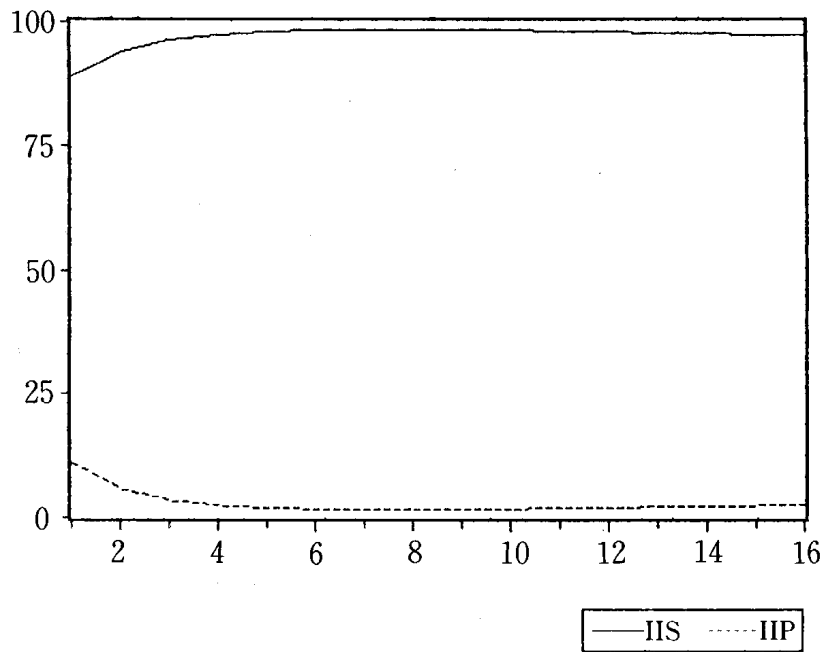


図8 IISの分散分解

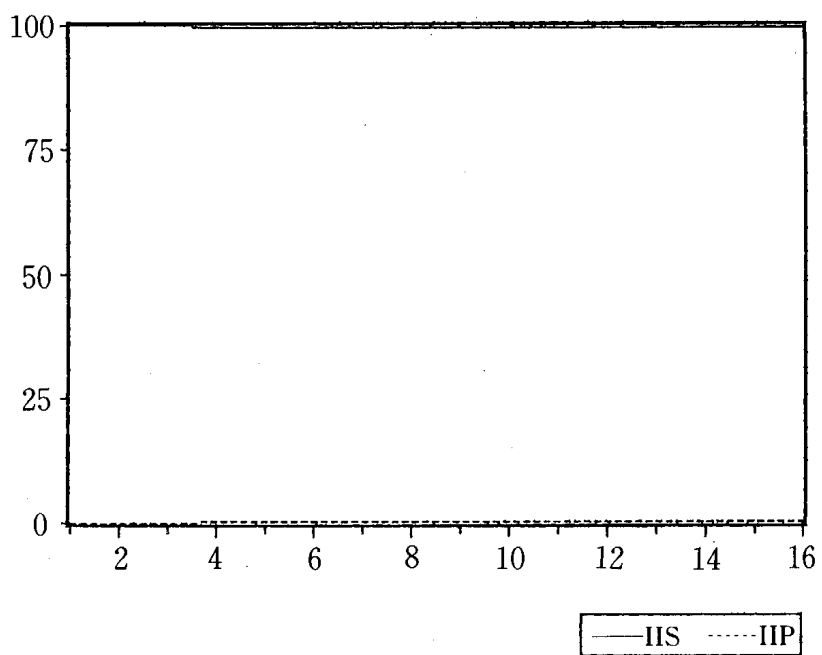
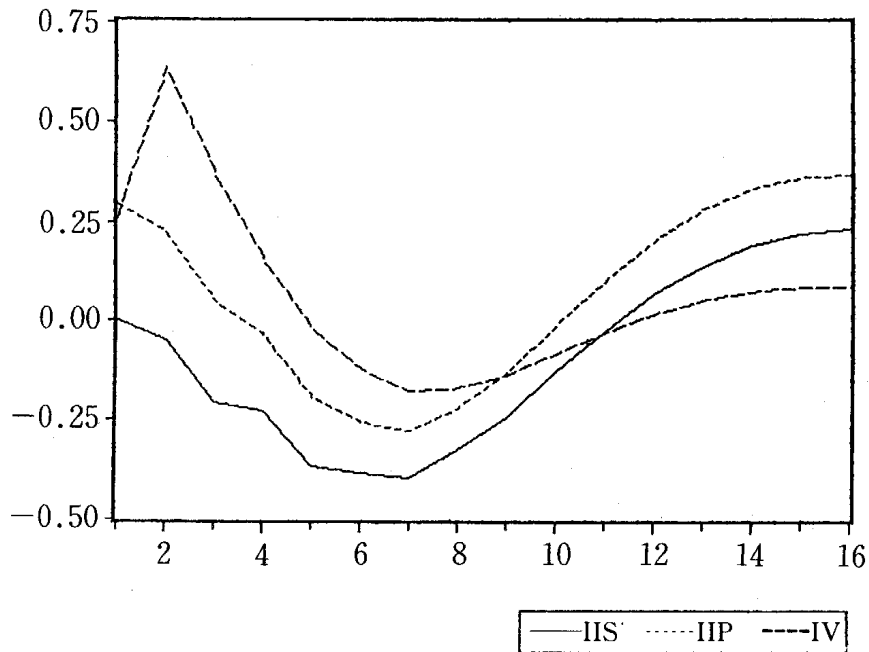


図9 IIPのショック（標準偏差の1倍）に対する反応



び図5の結果を採用する方が適切であると考えられる。

図4における変数IVの時間経路も、上記のバッファ・ストック＝伸縮的加速度型の在庫投資変動と合致した推移を示している。即ち、需要ショック後の初期的段階において在庫ストックが減少し（負の在庫投資）、次いで必要在庫ストックの増大（IISの増加に対応しての）に伴って $IV > 0$ となり、次第に縮小する規模での在庫の積増しが行われる。

図9は供給ショックに対する各変数のインパルス応答関数を示している⁽³⁾。在庫投資の生産平準化仮説の現実的妥当性に影響を与える要因の一つに需要ショックと供給ショックの相対的規模があげられるが（アイケンバウム（1984）、ブラインダー（1986）、等）、その場合、供給ショックが相対的に需要ショックを上回るならば生産の平準化ではなく集積（bunching）の可能性が高くなると考えられる。図9に示された推定値（IIPの反応>

3) 対応するVAR₃(3)モデルにおける変数の順番は図の右下の表示と同一である。

IISの反応)はそのような考え方と合致する結果である。

結 語

在庫投資の実証的研究において従来使用されてきた定式化はストック調整型伸縮的加速度モデルであったが(例えば、ラベル(1961)、ブラインダー(1986)、ラミー(Ramey(1991)),等)、このモデルを生産平準化仮説を体現したものとし、その現実的妥当性を無条件分散・共分散の計測によって検証する場合、在庫のバッファ機能と在庫投資の景気安定化作用を見過ごす可能性が存在する。それは、変動規模の尺度としては、これらの概念と変数の変動の型および時間経路との対応関係がはっきりしないためである。本稿の目的は、条件付きの2次のモーメントによる検証を通して提示されるこのような可能性の存在を数量的に探求するもう一つ的手段として、日本経済のデータを使用しつつ、シムズ(1980a,b)によって導入されたイノベーション計算の有用性を示すことである。日本の鉱工業部門に関するARCHモデルによる検証(宜名真(1993a,b))との関連において、諸変数の時間経路に関する本稿の推定結果はそのような検証を補完するものと考えられる。即ち、需要ショックが生ずるとき、2次の条件付きモーメントによる検証では、まず生産量の変動は販売量に比較して小さくなり、次いでこの大小関係が逆転する傾向が見いだされるが、インパルス応答関数の推定値が意味する生産量と販売量の時間経路によって、その場合無条件分散の概念が生産の平準化ではなく集積という定型化された結果をもたらす可能性を示すことができる。

またイノベーション計算の手法は、需要・供給ショックの相対的規模と、生産平準化仮説の現実的妥当性との関係についても有用な実証的分析の手段を与えるように思われる。

1993年12月

参考文献

- Baba, Y. (1984), "Estimation of the Effect of Uncertainty: Theory and Empirical Studies", unpublished Ph. D. dissertation, University of California, San Diego.
- Bernanke, B. and Blinder, A. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Blinder, A. (1986), "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved?", *Quarterly Journal of Economics*, 101, 431-453.
- Blinder, A. and Maccini, L. (1990), "The Resurgence of Inventory Research: What Have We Learned?", NBER Working Paper, no. 3408.
- Burbidge, J. and Harrison, A. (1985), "(Innovation) Accounting for the Impact of Fluctuations in U. S. Variables on the Canadian Economy", *Canadian Journal of Economics*, 4, 784-798.
- Eichenbaum, M. (1984), "Rational Expectations and the Smoothing Properties of Inventories of Finished Goods", *Journal of Monetary Economics*, 14, 71-96.
- 宜名真 勇 (1990), 「在庫投資と景気変動—研究ノート」, 山口経済学雑誌第39巻第3・4号。
- (1993a), 「在庫投資理論の ARCH モデルによる検証」, 山口経済学雑誌第42巻第3・4号, 近刊。
- (1993b), "Conditional Volatility and the Production Smoothing Hypothesis of Inventory Investment", mimeo.
- (1993c), 「需要・供給ショックと生産平準化仮説」, 山口経済学雑誌第42巻第1・2号, 近刊。
- Holt, C. C., Modigliani, F., Muth, J. F., Simon, C. P. (1960), *Planning Production, Inventories, and Work Force*, Prentice-Hall.
- Holt, C. and Modigliani F. (1961), "Firm Cost Structures and the Dynamic Responses of Inventories, Production, work Force, and Orders to sales Fluctuations", in *Inventory Fluctuations and Economic Stabilization*, Joint Economic Committee, Congress of the United States, Part II (Causative Factors in Movements of Business Inventories), U. S. Government Printing Office, Washington.
- Lovell, M. (1961), "Manufacturers Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle", *Econometrica*, 29, 293-314.
- Metzler, L. (1941), "The Nature and Stability of Inventory Cycles", *Review of Economics and Statistics*, 23, 113-129.
- Ramey, V. (1991), "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories", *Journal of Political Economy*, 99, 306-334.
- Selover, D. (1993), "Interdependence between the United States and Japan: A Vector Autoregressive Approach", mimeo.
- Sims, C. (1980a), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, 1, 1-48.
- (1980b), "Comparison of Interwar and postwar Business Cycles: Monetarism

Reconsidered”, *American Economic Review*, 70, 250-257.
山本 拓 (1988), 経済の時系列分析, 創文社。