

需要・供給ショックと生産平準化仮説

宜名真 勇

目 次

序

第1節 在庫投資モデルの検証

第2節 推定方法

第3節 計測結果

結語

序

費用関数が凸であるか、あるいは生産量の変更に関して調整費用が存在するか、あるいはこれらの両方が妥当する場合、需要の確率的シフトに直面する企業は在庫ストックをバッファ(buffer)として生産量を需要の変化に対し平準化することによって費用を最小化することができる。1960年代初めのホルト他(Holt et al (1960))およびホルト＝モディリアーニ(Holt and Modigliani (1961))における理論的・実証的分析以来、完成品の在庫投資に関する理論的なモデルはこのような含意に立脚していた(ブラインダー(Blinder(1986)))。そして生産平準化仮説を体現した実証的な在庫投

資モデルは緩衝在庫-伸縮的加速度型、あるいはそれを修正した定式化であった(例えば、ラベル(Lovell(1961)), パシギアン(pashigian(1965))。また、ブラインダー(1986), アイケンバウム(Eichenbaum(1989))およびブラインダー=マッシーニ(Blinder and Maccini(1990))参照)。しかしながら、この在庫投資の生産平準化仮説に対しては、従来無条件分散の概念を用いた、生産量と販売量(ないし出荷量)の変動規模の比較が行われ、仮説の現実的妥当性に疑問が投げかけられている(例えば、Blanchard(1983), Blinder(1986), West(1988), Wilkinson(1989)⁽¹⁾)。即ち、マクロおよび産業のいずれのレベルにおいても、トレンドを消去した生産量と販売量、およびこれらの変数の1階の階差系列のいずれについても生産量の分散が販売量の分散を上回ることが知られている。生産量が販売量に比してより滑らかであるならばこの関係は逆でなければならないと考えられた。ところで、在庫の枯渇による販路の喪失を避けるという在庫保有のもう1つの動機に基づいて(カーン(Kahn(1987))), 目標在庫ストックが現実の販売量ないし予想販売量に比例するならば、確率的な需要のシフトが生ずるとき、生産量は必然的により大きな規模での変動を示すであろう。その場合、現時点の生産活動は、変化した需要量に対応するばかりでなく、変化した適正在庫水準へ向けての調整の役割も担うからである。在庫投資の経済活動全般に対する安定化作用は生産平準化とそれによる費用最小化に関わる伝統的な解釈であるが、売上高に依存する適正在庫への調整過程としての、生産量・在庫投資のこのような推移も不安定的とみなされるべきであろうか。もし在庫ストックをバッファとして使用しつつ、生産量の変更を行っている過程で、需要の再度の(しかし反対方向への)確率的シフトによって意図しつつあった生産量の変更がほとんど不必要となったな

(1) フェア(Fair(1989))とクレーン=ブラウン(Krane and Braun(1991))はアメリカの産業の物理的単位で表されたデータを用いる場合、生産量の無条件分散が出荷量に比較してより小さいことを見いだした。しかし、実質値による他の多くの検証は生産平準化仮説に対し否定的である。

らば、企業による緩衝在庫・生産平準化の行動様式は景気に対して安定的作用を有していたといえるであろう。あるいはまた、需要の確率的シフトがある期間正の自己相関を示し、同一方向への需要の予想されざる変化が続く場合、その間における在庫ストックのバッファ機能は、生産量の変動幅を圧縮し、景気に対し安定的効果をおよぼすと考えられる。ただ、需要の同一方向への累積的变化が相当期間にわたって続く状況では生産量の大きな変更を行う誘引が生ずるであろう（ブラインダー（1986）、カーン（1987））。宜名真（1993a, b）における条件付き分散を用いた生産平準化仮説の検証は、在庫ストックがバッファとして作用する間における生産量と販売量の相対的变化の規模を推定する試みである。その際、販売量の条件付き分散が時系列的に比較的大きな変動を示す期間には、生産量の条件付き分散は販売量のそれより小さな値を示す傾向が見いだされ、そのことと販売量予想における誤りとの関連が指摘された。本稿は、条件付き分散の概念を用いた検証において示唆された在庫投資のこの景気安定化作用と、その場合販売量と生産量の時間経路に見られるであろうタイム・ラグを伴う変化を、多変量自己回帰（vector autoregression, VAR）モデルの推定に基づくインパルス応答関数（impulse response function）の計測によって示すことを意図している。その推定結果の解釈においては、これと緊密に関連した概念である分散分解の推定値も有用であることが示される。分析対象は、アメリカ経済の非耐久財部門である。以下では、第1節において在庫投資の生産平準化仮説の条件付き分散による検証を要約し、第2節でイノベーション計算の手法を提示する。計測結果とその解釈が第3節で論じられ、最後に本稿における論点を要約する。

第1節 在庫投資モデルの検証

在庫投資の実証的研究における定型化された事実（stylized fact）は、生産量の（無条件）分散が販売量のそれを上回ること、および販売量と在庫

投資の(無条件)共分散が正となることである(上記の諸文献参照)。これらの推定値は、確率的な需要の変化が生ずるとき、企業が完成品の在庫ストックをバッファとして生産を平準化するという在庫投資の生産平準化仮説にとって否定的な結果と解釈されている。しかし、在庫投資の実証的研究で用いられる標準的定式化であるストック調整型のモデルにおけるように、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するならば、無条件の2次のモーメントに関する上記の推定値と、在庫ストックのバッファ機能およびその生産平準化の含意とが両立する可能性が存在する。

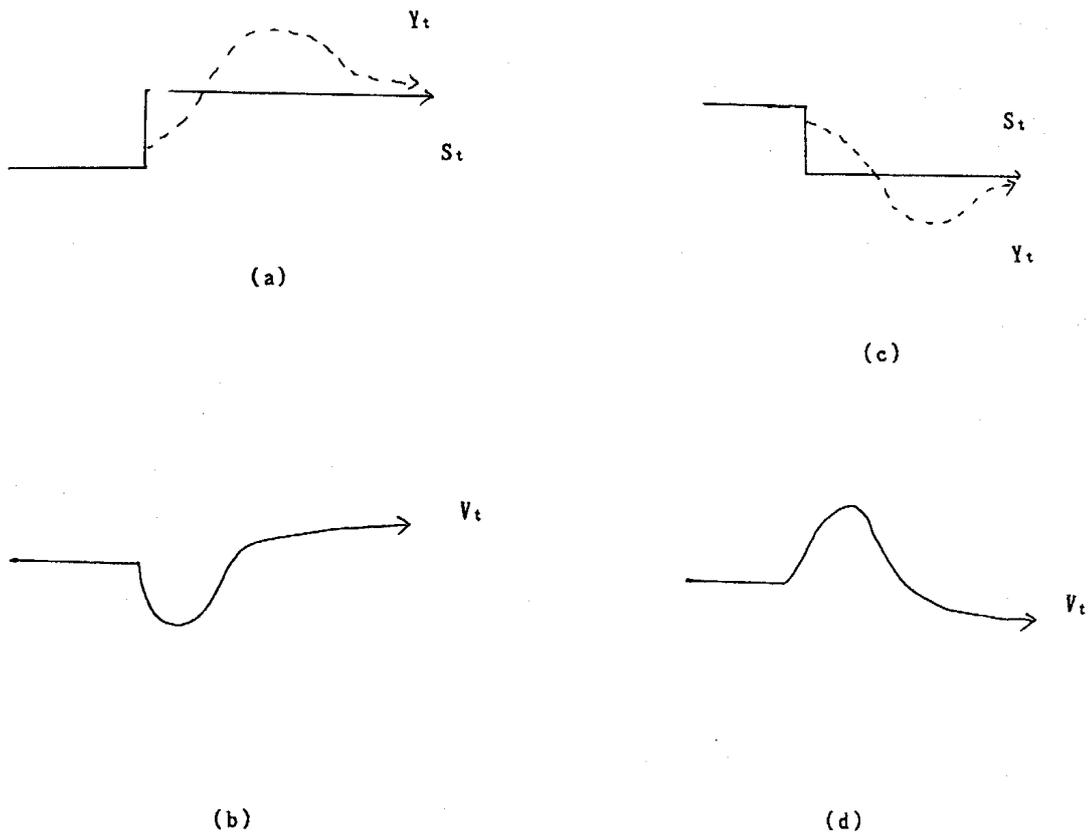


図1

図1パネル(a)は、企業の子期しない販売量(s_t)の増大に対する生産量(Y_t)⁽²⁾の反応を示し、パネル(b)には、その場合に在庫ストック(V_t)

の水準がたどる時間経路が描かれている。この場合、生産量は需要増加に遅れて増大を始め、やがて増大した適正在庫水準を達成するために販売量を越えて増加するが、それまでの間は増大した需要に対して在庫の取り崩しが行われる。ここで $Y_t > S_t$ である期間のウェイト（観察数）が $Y_t < S_t$ である期間よりも大きな標本について無条件分散が計測されると、 $\text{Var}(Y_t) > \text{Var}(S_t)$ の関係が得られるであろう。ここで Var は分散を表す。一方、 t 期における在庫投資を IV_t とすると、生産、販売、および在庫投資の間には

$$Y_t = S_t + IV_t \dots\dots\dots (1)$$

の恒等的関係が存在するが、これより分散については

$$\text{Var}(Y_t) = \text{Var}(S_t) + 2\text{Cov}(S_t, IV_t) + \text{Var}(IV_t) \dots\dots\dots (2)$$

の関係が成り立つ。ここで Cov は共分散である。もし $\text{Cov}(S_t, IV_t) > 0$ であれば $\text{Var}(Y_t) > \text{Var}(S_t)$ となるが、販売量と在庫投資の（無条件）共分散が正となることは在庫投資に関する定型的事実の一部である⁽³⁾。ただ、 $\text{Cov}(S_t, IV_t) < 0$ の場合においても、その絶対値が十分に大でないならば $\text{Var}(Y_t) > \text{Var}(S_t)$ という結果が得られるであろう。パネル (c) と (d) は確率的な需要の減少が生じ、在庫がバッファとして機能するときの生産量と在庫ストックの時間経路がパネル (a), (b) の場合と対称的に描かれている。需要の縮小局面において、在庫ストックが一時的に膨らみ、急激な下方修正が回避されている期間中は生産量の減少が緩和され、在庫投資は景気に対して安定的な役割を果たすであろう。このような場合においても、上記と同様の理由によって $\text{Var}(Y_t) > \text{Var}(S_t)$ となる可能性が存在

(2) 添え字 t は期間を表す。

する。

図1に例示されたような需要の予期しない変化と、それに対する生産量のタイム・ラグを伴う反応を含む経済現象に対し、生産量と販売量の相対的変動規模を条件付き分散の概念によって検証する試みは、関連する諸変数 (S_t , Y_t , および V_t) の変化の初期的段階における生産平準化の存在を計測しようと意図するものと考えることができる。馬場 (Baba (1984)) が述べるごとく、条件付き分散の概念は、経済変数に適用される場合、変数の合理的期待からの乖離の尺度と解釈されよう。図1において需要の確率的シフトが生ずる際、 Y_t , S_t , および IV_t の条件付き分散の時系列を計測することによって生産平準化仮説の妥当性を検証しようとする試みがなされている (宜名真 (1991, 1993a, b))。その場合の推定手法は、正值定符号の条件付き共分散行列を有する多変量 GARCH (MGARCH, Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) モデルである (ババ=エングル=クラフト=クロナー (Baba, Engle, Kraft, and Kroner (1987, 1992))。伝統的な理論に基づいて定式化された在庫投資関数の統計的検証に ARCH モデルを適用して得られる主要な結論は以下の

- (3) 図1パネル (b) において $\text{Cov}(S_t, IV_t) > 0$ となるためには、パネル (a) における S_t の時間経路を多少変更する必要がある。例えば、 Y_t が S_t を越えた後で S_t に正の自己相関が生じ、 Y_t の下の領域で上方シフトを続ける場合には、パネル (b) における V_t の右上がり部分において (従って $IV_t > 0$ のときに) $S_t - S_{t-1} = \Delta S_t > 0$ となり、 S_t のシフトの初期的段階における ΔS_t と IV_t の逆相関を打ち消して、 $\text{Cov}(S_t, IV_t) > 0$ となる可能性がある。このような状況では、需要シフトの初期における在庫投資の生産平準化機能が、適正在庫水準の継続的な変化によって顕在化しないであろう。しかしこの場合においても、生産と在庫投資の景気に対する不安定的作用を論じる場合には、生産量から販売量へのフィード・バックについての検証が必要であり、産業レベルのデータの分析においては特にそうである。需要の外生的シフトに対して在庫の適正在水準を達成するために生産量と在庫投資が受動的に変化している場合には、たとえ $\text{Cov}(S_t, IV_t) > 0$ であっても在庫投資に不安定的な意味を認めることは困難であろう。あるいは、需要のシフトに正の自己相関が存在し、かつその変化の規模が調整過程にある生産量を上回る場合には、在庫投資による生産平準化が継続的に生ずることも可能となるであろう。

通りである。即ち、(1)販売量の条件付き分散の時系列に、他の期間と比較して相対的に大きな変化が生ずるとき、 $\text{Var}(Y_t | \psi_{t-1}) < \text{Var}(S_t | \psi_{t-1})$ の関係が成立する傾向が存在する（ただし、ここで ψ_{t-1} は t 期の初めにおける情報セットであり、 $\text{Var}(Y_t | \psi_{t-1})$ と $\text{Var}(S_t | \psi_{t-1})$ は各々 Y_t と S_t の条件付き分散を表す）。(2)販売量と在庫投資の条件付き共分散 $\text{Cov}(S_t, IV_t | \psi_{t-1})$ の時系列はほとんど常に負となり、条件付きの2次のモーメントに関しては、上の恒等式(2)において定義される生産平準化の必要条件は容易に満足される。

このような推定結果を図1に例示された在庫投資の生産平準化機能と結びつけ、同図におけるような諸変数の時間経路を検証するならば条件付きの2次のモーメントによる分析がより効果的になるであろう。また、需要の確率的シフトに続く期間において生産計画の軌道修正が進行するとともに、需要の将来見通しに関わる不確実性が減少していく場合には条件付き分散・共分散の時系列のみによって各変数の時間経路を決定することは困難であり、無条件分散・共分散の推定値が必要であろう。本稿で意図するインパルス応答関数と分散分解を用いた接近方法から得られる情報は、2次のモーメントにおけるこのような補完的關係を検証する上でも有用であるように思われる。

第2節 推定方法

本稿においては、イノベーション計算の基礎として生産量と販売量から構成される次のような2変量VAR(2)モデル（およびそれを拡張した3変量VAR(2)モデル）を推定する。

$$Y_t = a_1 Y_{t-1} + a_2 Y_{t-2} + b_1 S_{t-1} + b_2 S_{t-2} + u_{1t} \quad (3)$$

$$S_t = c_1 Y_{t-1} + c_2 Y_{t-2} + d_1 S_{t-1} + d_2 S_{t-2} + u_{2t}$$

ここで $a_i, b_i, c_i, d_i, i=1, 2$ はパラメータであり, u_{1t}, u_{2t} は t 期のホワイト・ノイズ誤差である。いま

$$Z_t = \begin{pmatrix} Y_t \\ S_t \end{pmatrix}, \quad U_t = \begin{pmatrix} U_{1t} \\ U_{2t} \end{pmatrix},$$

$$\Psi(B) = \begin{pmatrix} 1-a_1B-a_2B^2 & -b_1B-b_2B^2 \\ -c_1B-c_2B^2 & 1-d_1B-d_2B^2 \end{pmatrix}$$

とおくと, 方程式 (3) は

$$\Psi(B) Z_t = u_t \dots\dots\dots (4)$$

と書くことができる。ここで B はラグ・オペレータである, (3) 式の右辺に定数項やタイム・トレンドのような非確率的な項が存在する場合には, それを

$$\Lambda\beta_t \dots\dots\dots (5)$$

として, (4) 式が

$$\Psi(B) Z_t = \Lambda\beta_t + u_t \dots\dots\dots (6)$$

となる。ここで β_t は t 期における非確率的な項からなるベクトル, Λ は対応する係数を要素とする行列である。 Z_t に対する衝撃(イノベーション)のインパルス応答関数と分散分解は (6) 式を無限の次数の多変量移動平均モ

デル (VMA (∞), Vector Moving Average Model) へと変換することによって導かれる。(6) 式の両辺に $\Psi (B)^{-1}$ を乗じると,

$$Z_t = \Psi (B)^{-1} \Lambda \beta_t + \Psi (B)^{-1} u_t \dots\dots\dots (7)$$

となり⁽⁴⁾, $\Psi (B)^{-1} \Lambda = \Lambda^*$, $\Psi (B)^{-1} = M (B)$ とおくと,

$$Z_t = \Lambda^* \beta_t + M (B) u_t \dots\dots\dots (8)$$

を得る。(8)式において誤差項の1単位の変化が Z_t におよぼす影響を計測しようとする場合, ベクトル u_t の各要素間の相関によって各要素の個別的な影響の大きさを分離できないという問題が生ずる。いま正值定符号の $E (u_t u_t') = \Sigma$ なる行列を u_t の共分散行列 (E は期待値オペレータ) とし, $GG' = \Sigma$ と Σ を分解する下三角行列 G を用いて u_t を $\varepsilon_t = G^{-1} u_t$ と直交化し, (8) 式を書き換えると

$$Z_t = \Lambda^* \beta_t + M (B) G \varepsilon_t \dots\dots\dots (9)$$

となり, 更に $V (B) = M (B) G$ とおくと

$$Z_t = \Lambda^* \beta_t + V (B) \varepsilon_t \dots\dots\dots (10)$$

が得られる⁽⁵⁾。ここで

$$E (\varepsilon_t \varepsilon_t') = E (G^{-1} u_t u_t' G^{-1}) = G^{-1} \Sigma G^{-1} = I \dots\dots\dots (11)$$

(4) $\Psi (B)^{-1}$ の具体的な導出については山本 (1988) 参照。

(5) (10) 式右辺の非確率的な第1項はイノベーション計算で得られる推定値と直接の関係を持たない。

である。インパルス応答関数は、ベクトル ε_t のある要素が 1 単位 (各誤差の標準偏差に等しいとされる) 変化したとき、 Z_t に対する異時点にわたっての影響の時間経路を示すが、それは (10) 式の $V(B)$ の係数を順次並べたものである。この分析方法はシムズ (Sims (1980a)) において導入され、アメリカと西ドイツ経済の貨幣ストック、実質 GNP、失業率、賃金、一般物価および輸入物価について、イノベーションのおよぼす影響の時間経路が分析された。それは VAR モデルのパラメータ推定値が持つ解釈の困難を克服するための方法であった：

”Autoregressive systems like these are difficult to describe succinctly. It is especially difficult to make sense of them by examining the coefficients in the regression equations themselves. The estimated coefficients on successive lags tend to oscillate, and there are complicated cross-equation feedbacks. The common econometric practice of summarizing distributed lag relations in terms of their long run equilibrium behavior is quite misleading in these systems.” (シムズ (1980a), P20-21)

この方法のその後の応用例としては、バービッジ＝ハリソン (Burbidge and Harrison (1985)) によるアメリカ経済とカナダ経済の相互依存関係の分析、バーナンケ＝ブラインダー (Bernanke and Blinder (1992)) における金融諸変数と失業・物価水準との依存関係の分析、およびセロバー (Selover (1993)) による日米経済の相互依存関係の分析、等がある⁽⁶⁾。

(10) 式右辺の行列 $V(B)$ の (i, j) 要素は

(6) ε_t の共分散行列について、本稿においては $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$ ((11) 式) と仮定している。

$$v_{0,ij}B^0 + v_{1,ij}B + v_{2,ij}B^2 + \dots$$

といったラグ多項式で表され、第 i 番目の変数 Z_{it} に対して、 ε_t の第 j 番目の要素 (ε_{jt}) が、無限の過去から現在までにおよぼす影響は

$$\sum_{k=0}^{\infty} v_{k,ij} \varepsilon_{j,t-k}$$

と書くことができる。ここで ε_{jt} はホワイト・ノイズであり、

$$E \left[\left(\sum_{k=0}^{\infty} v_{k,ij} \varepsilon_{j,t-k} \right)^2 \right] = \sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \dots\dots\dots (12)$$

が成り立つ。 σ_{jj} は第 j 番目の誤差項の分散である。誤差ベクトル ε_t の要素は相互に直交しているので⁽⁷⁾、 Z_{it} の分散は (12) 式の分散の m 項 (一般的に、VAR モデル (4) における Z_t の次数に等しい。本稿では $m=2$ または 3 である) の和であり、

$$\text{Var} (Z_{it}) = \sum_{j=1}^m \left[\sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \right] \dots\dots\dots (12)$$

となる。相対的分散寄与率、RVC (relative variance contribution) は第 j 番目の誤差項 ε_j の変動が Z_{it} の分散におよぼす影響の割合を表し、

(7) 変数の順番を入れ換えて (販売量、生産量) とした場合の需要ショックに対するインパルス応答関数が図 4 に示されている。ここでは、生産量の反応が販売量の反応を越えるには至っていないが、両者の接近が観察される。この場合の分散分解が表 5 および図 5 で与えられているが、そこでも生産量の分散に占める需要ショックの寄与率が時間と共に増大する傾向は表 4 における場合と同様である。

$$RVC_j \rightarrow_1 (\infty) = \frac{\sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=a}^m \left[\sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \right]}, \quad j=1, 2, \dots, m$$

と定義される(シムズ(1980b), 山本(1988))。分散分解においては, $k=1, 2, 3, \dots$, についての RVC の各項の数値が示され, 分析対象となる。それは各変数の変動を分散によって評価し, それが各イノベーションによってどれだけ説明できるかを時系列的に示すものである(山本(1988))。

第 3 節 計測結果

イノベーション計算に用いられたデータは, アメリカの非耐久財部門の実質最終販売額と実質在庫投資, およびこれらの和としての, 非耐久財の国内粗生産額(CITIBASE)である(いずれも1987年の不変ドル表示, 10億ドル単位)。前節の VAR モデル(6)の推定結果が表1と表2に示されている。変数の定義は

GONQ=生産量,

GONSQ=販売量,

TREND=タイム・トレンド, C=定数項

表1 Dependent variable is GONQ
SMPL range: 1947.3—1992.4
Number of observations: 182

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
GONQ(-1)	0.4933180	0.0880130	5.6050598	0.0000
GONQ(-2)	-0.1303461	0.0894401	-1.4573564	0.1468
GONSQ(-1)	0.4313955	0.1330683	3.2419108	0.0014
GONSQ(-2)	0.0881653	0.1254666	0.7026993	0.4832
TREND	0.4869659	0.1748342	2.7853010	0.0059
C	46.935459	15.148063	3.0984462	0.0023
R-squared	0.99795	Mean of dependent var	730.8753	
Adjusted R-squared	0.997899	S.D. of dependent var	212.8978	
S.E. of regression	9.759396	Sum of squared resid	16763.26	
Log likelihood	-669.8342	F-statistic	17191.62	
Durbin-Watson stat	1.974481	Prob (F-statistic)	0.000000	

表2 Dependent Variable is GONSQ
SMPL range: 1947.3—1992.4
Number of observations: 182

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
GONQ(-1)	0.1454256	0.0581423	2.5012034	0.0133
GONQ(-2)	0.0251460	0.0590850	0.4255899	0.6709
GONSQ(-1)	0.7454416	0.0879062	8.4799633	0.0000
GONSQ(-2)	-0.0049935	0.0828845	-0.0602468	0.9520
TREND	0.3633407	0.1154972	3.1458828	0.0019
C	32.875575	10.006961	3.2852705	0.0012
R-squared	0.999102	Mean of dependent var	724.2901	
Adjusted R-squared	0.999077	S.D. of dependent var	212.1591	
S.E. of regression	6.447154	Sum of squared resid	7315.581	
Log likelihood	-594.3785	F-statistic	39165.67	
Durbin-Watson stat	1.989603	Prob (F-statistic)	0.000000	

であり、各々の変数のラグ付きの項が GONQ(-1)、等と表されている。表では従属変数、標本期間、観察数と並んで、決定係数、回帰式の標準誤差、対数尤度、ダービン・ワトソン統計量、残差 2 乗和、F 統計量とその P-値、等が提示されている。モデル(6)における 2 つの方程式の定式化をチェッ

クするために、両式の残差に対して単位根検定と自己相関についての検定を行った。いずれの残差についてもディッキー＝フラー (Dickey-Fuller) 検定 (ADF) において定数項とタイム・トレンドは有意性がなく、これらを省いた単位根検定において、GONQ 式の残差の t -値が -5.6525 、GONSQ 式の残差の t -値が -5.8820 であった。これらはいずれも 1% の有意水準で単位根の存在を棄却している。また自己相関については、前者のボックス＝ピアース (Box-Pierce) Q 統計量の p -値が $.8190$ 、リェン＝ボックス (Ljung-Box) の Q 統計量の p -値が $.7814$ であり、両式の残差はホワイト・ノイズと考えられる。

VAR モデルの推定結果に基づいて VMA (∞) 表現の (10) 式より、インパルス応答関数と分散分解の計測を行った。その際、 u_t の共分散行列 Σ をコレスキ (Choleski) 分解する下三角行列 G によって変換された誤差項 ε_t を得ており、 u_t の各要素の共通成分は u_1 に帰属させられることとなる。従って、VAR モデルにおける変数の順番を変えることによって、イノベーション計算の結果には大きな差違が生じうる。

表 3 は (GONQ, GONSQ) の順に並べたモデルにおいて、標準偏差と等しい規模の需要ショックが生じたときの生産量 (GONQ) と販売量 (GONSQ) のインパルス応答関数であり、図 2 はそのグラフである。需要ショックに対する生産量の反応を見ると、3, 4 四半期後に至って販売量の反応を一時上回っている。また、表 4 には生産量の (無条件) 分散の分散分解が示されている。ここで第 2 列は、VMA (∞) モデルによる予測の標準誤差を表す。第 4 列は、生産量の分散のうち需要ショックに帰せられる割合が時間と共に増大することを示している⁽⁷⁾ (図 3)。

表3 GONSQのショック(標準偏差の1倍)に対する反応

Period	GONQ	GONSQ
1	0.000000	5.388929
2	2.324759	4.017132
3	3.354935	3.305707
4	3.132265	2.990503
5	2.689438	2.752613
6	2.369593	2.506856
7	2.142537	2.267198
8	1.947161	2.048711
9	1.764991	1.852916
10	1.596862	1.676649
11	1.444363	1.517198
12	1.306720	1.372812
13	1.182351	1.242126
14	1.069831	1.123880
15	0.968001	1.016896
16	0.875856	0.920099

表4 GONQの分散分解

Period	S. E.	GONQ	GONSQ
1	9.597179	100.0000	0.000000
2	11.64665	96.01568	3.984318
3	12.69185	89.65745	10.34256
4	13.44196	85.34966	14.65035
5	14.03162	82.88137	17.11863
6	14.50422	81.30970	18.69030
7	14.88145	80.17242	19.82758
8	15.18286	79.30710	20.69290
9	15.42493	78.64219	21.35781
10	15.62027	78.12794	21.87206
11	15.77841	77.72621	22.27379
12	15.90672	77.40926	22.59074
13	16.01101	77.15724	22.84276
14	16.09587	76.95572	23.04428
15	16.16502	76.79385	23.20614
16	16.22141	76.66339	23.33661

表 5 GONQ の分散分解

Period	S. E.	GONSQ	GONQ
1	9.597179	27.75173	72.24828
2	11.64665	39.00272	60.99728
3	12.69185	47.35946	52.64054
4	13.44196	52.50633	47.49367
5	14.03162	55.76735	44.23265
6	14.50422	57.98906	42.01094
7	14.88145	59.60589	40.39411
8	15.18286	60.82215	39.17785
9	15.42493	61.75155	38.24845
10	15.62027	62.47029	37.52971
11	15.77841	63.03231	36.96769
12	15.90672	63.47592	36.52408
13	16.01101	63.82862	36.17138
14	16.09587	64.11064	35.88936
15	16.16502	64.33715	35.66285
16	16.22141	64.51973	35.48027

表 6 Dependent variable is GONQ

SMPL range: 1947.3—1992.4

Number of observations: 182

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
GONQ(-1)	10.900754	14.315941	0.7614417	0.4474
GONQ(-2)	-3.8729109	14.291551	-0.2709930	0.7867
GONSQ(-1)	-9.9823436	14.323146	-0.6969379	0.4868
GONSQ(-2)	3.8401150	14.290195	0.2687238	0.7885
GVNQ(-1)	-10.399139	14.307731	-0.7268196	0.4683
GVNQ(-2)	3.7386289	14.280956	0.2617912	0.7938
TREND	0.4747197	0.1786924	2.6566314	0.0086
C	45.884108	15.480180	2.9640551	0.0035
R-squared	0.997964	Mean of dependent var	730.8753	
Adjusted R-squared	0.997882	S.D. of dependent var	212.8978	
S.E. of regression	9.797966	sum of squared resid	16704.02	
Log likelihood	-669.5120	F-statistic	12183.33	
urbin-Watson stat	1.972981	Prob (F-statistic)	0.000000	

表7 Dependent variable is GONSQ

SMPL range: 1947.3-1992.4

Number of observations: 182

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
GONQ(-1)	-6.8389197	9.4587981	-0.7230221	0.4706
GONQ(-2)	0.8335496	9.4426831	0.0882747	0.9298
GONSQ(-1)	7.7334872	9.4635583	0.8171860	0.4149
GONSQ(-2)	-0.8198132	9.4417871	-0.0868282	0.9309
GVNQ(-1)	6.9797893	9.4533732	0.7383385	0.4613
GVNQ(-2)	-0.8070010	9.4356829	-0.0855265	0.9319
TREND	0.3741279	0.1180652	3.1688241	0.0018
C	33.803537	10.228032	3.3049896	0.0012
R-squared	0.999105	Mean of dependent var	724.2901	
Adjusted R-squared	0.999069	S.D. of dependent var	212.1591	
S.E. of regression	6.473691	Sum of squared resid	7292.110	
Log likelihood	-594.0861	F-statistic	27746.68	
urbin-Watson stat	1.989872	Prob (F-statistic)	0.000000	

表8 Dependent variable is GVNQ

SMPL range: 1947.3-1992.4

Number of observations: 182

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
GONQ(-1)	17.804424	12.270168	1.4510334	0.1486
GONQ(-2)	-4.6613496	12.249263	0.3805412	0.7040
GONSQ(-1)	-17.779972	12.276343	-1.4483118	0.1493
GONSQ(-2)	4.6147173	12.248101	0.3767700	0.7068
GVNQ(-1)	-17.443624	12.263131	-1.4224446	0.1567
GVNQ(-2)	4.5003482	12.240182	0.3676700	0.7136
TREND	0.0985742	0.1531569	0.6436159	0.5207
C	11.906687	13.268035	0.8973964	0.3707
R-squared	0.130138	Mean of dependent var	6.587912	
Adjusted R-squared	0.095144	S.D. of dependent var	8.828292	
S.E. of regression	8.397819	Sum of squared resid	12271.07	
Log likelihood	-641.4471	F-statistic	3.718824	
Durbin-Watson stat	1.995617	Prob (F-statistic)	0.000892	

表 9 GONSQ のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

Period	GONQ	GONSQ	GVNQ
1	0.000000	5.360233	-5.365578
2	2.289703	4.002691	-1.709675
3	3.306410	3.298129	0.011031
4	3.115731	2.977591	0.139711
5	2.688612	2.737386	-0.047516
6	2.366164	2.493991	-0.126639
7	2.135515	2.256619	-0.119994
8	1.940032	2.039287	-0.098243
9	1.758990	1.844251	-0.084345
10	1.591720	1.668751	-0.076207
11	1.439779	1.510042	-0.069519
12	1.302562	1.366337	-0.063101
13	1.178550	1.236279	-0.057118
14	1.066372	1.118600	-0.051676
15	0.964881	1.012120	-0.046739
16	0.873039	0.915779	-0.042288

図 2 GONSQ のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

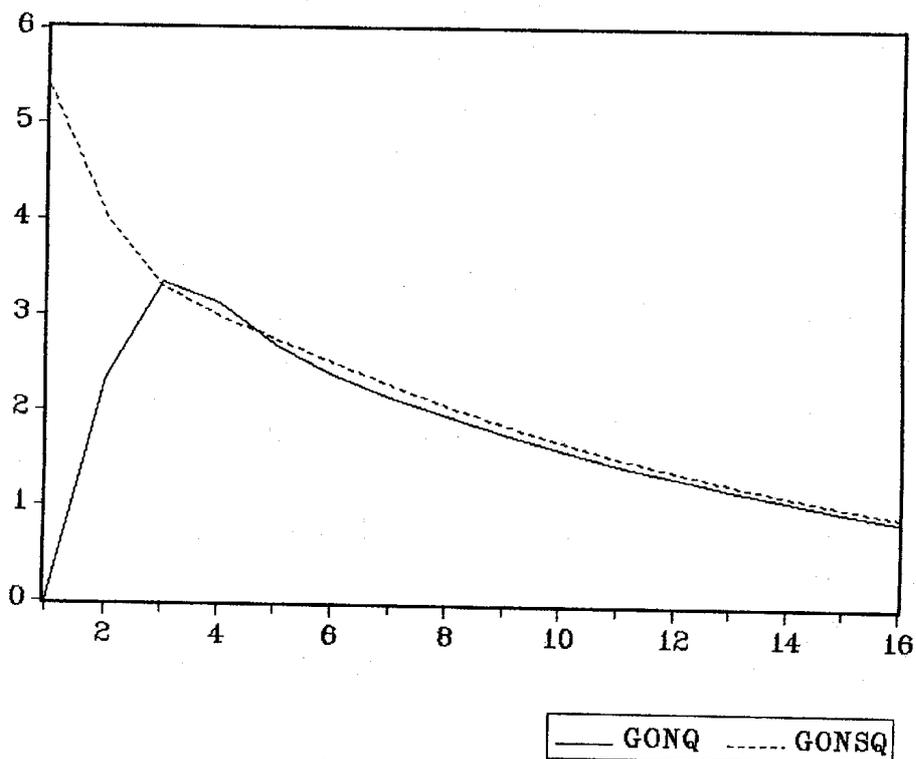


図3 GONQの分散分解

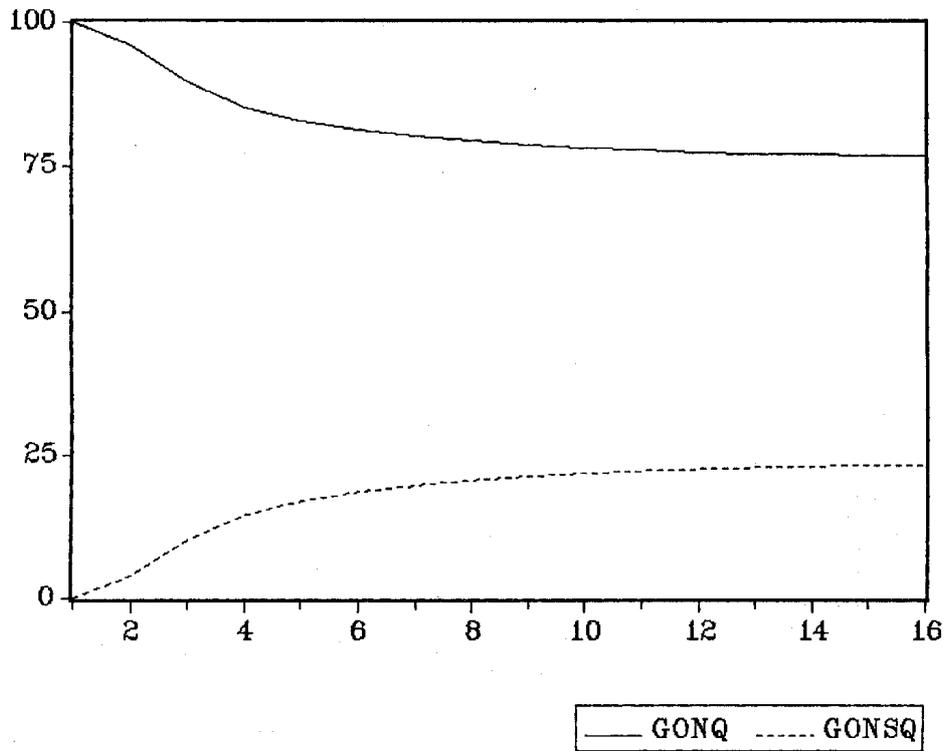


図4 GONSQのショック (標準偏差の1倍) に対する反応

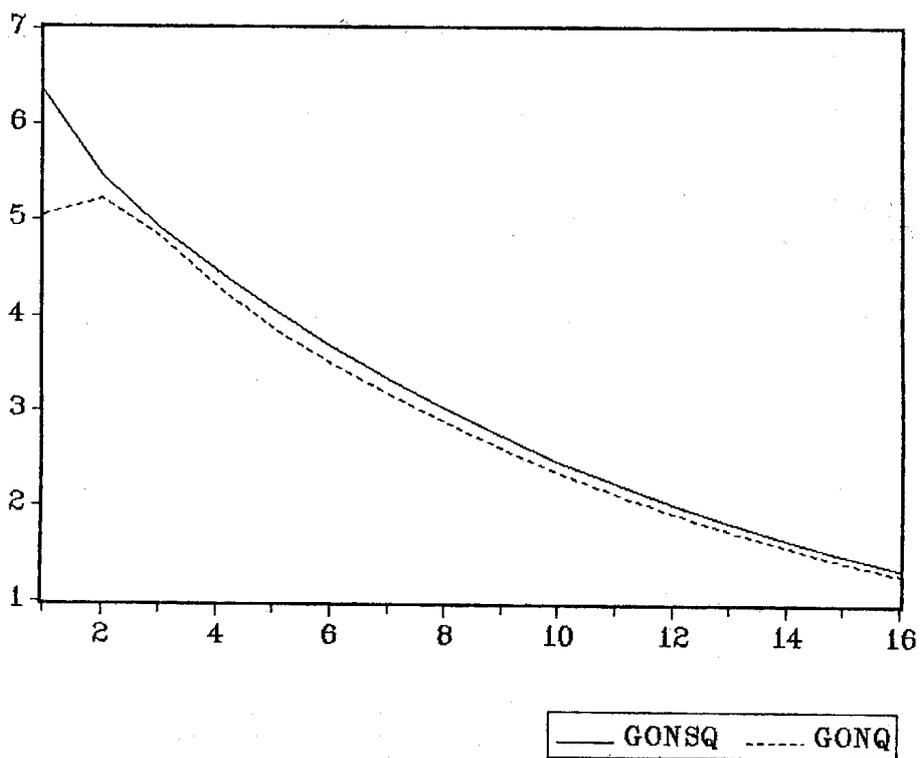


図 5 GONQ の分散分解

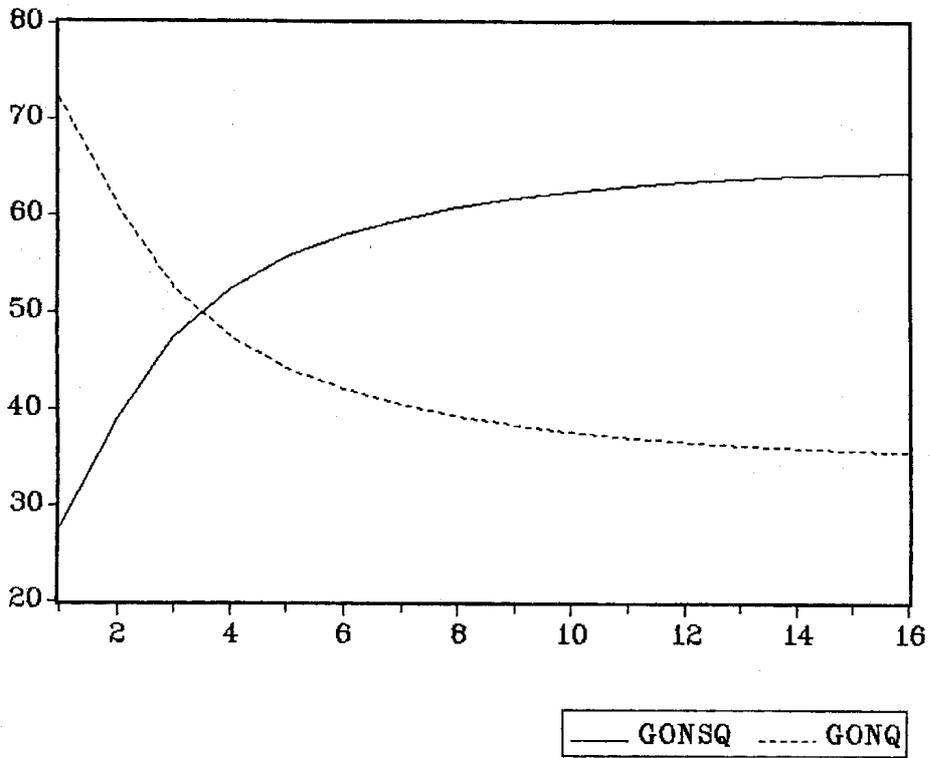


図 6 GONSQ のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

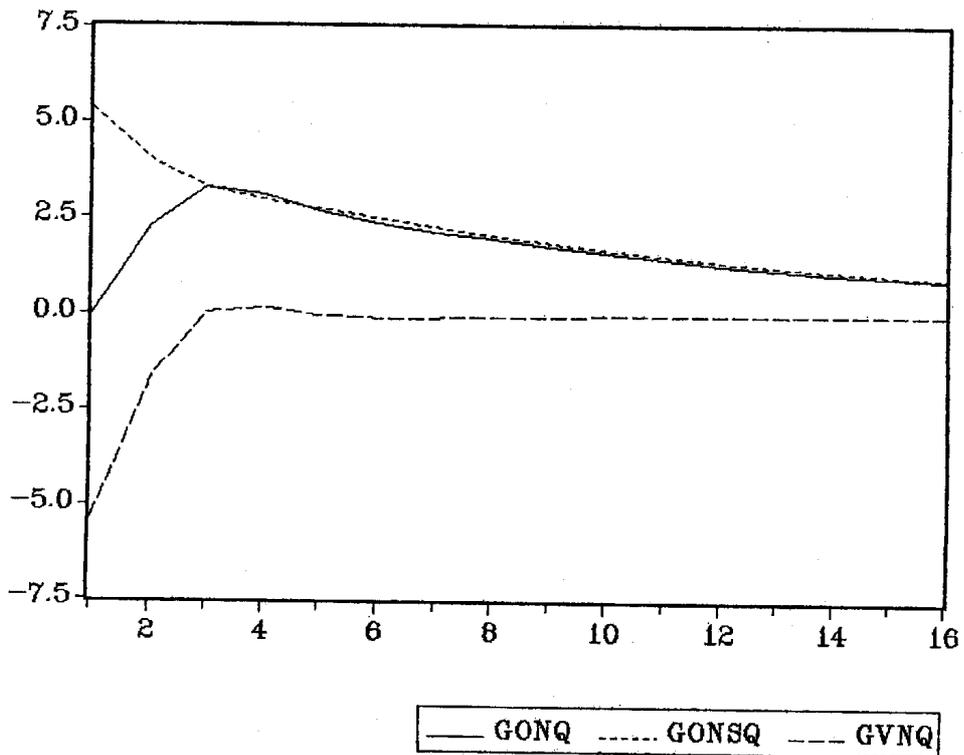


図7 GODSQのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

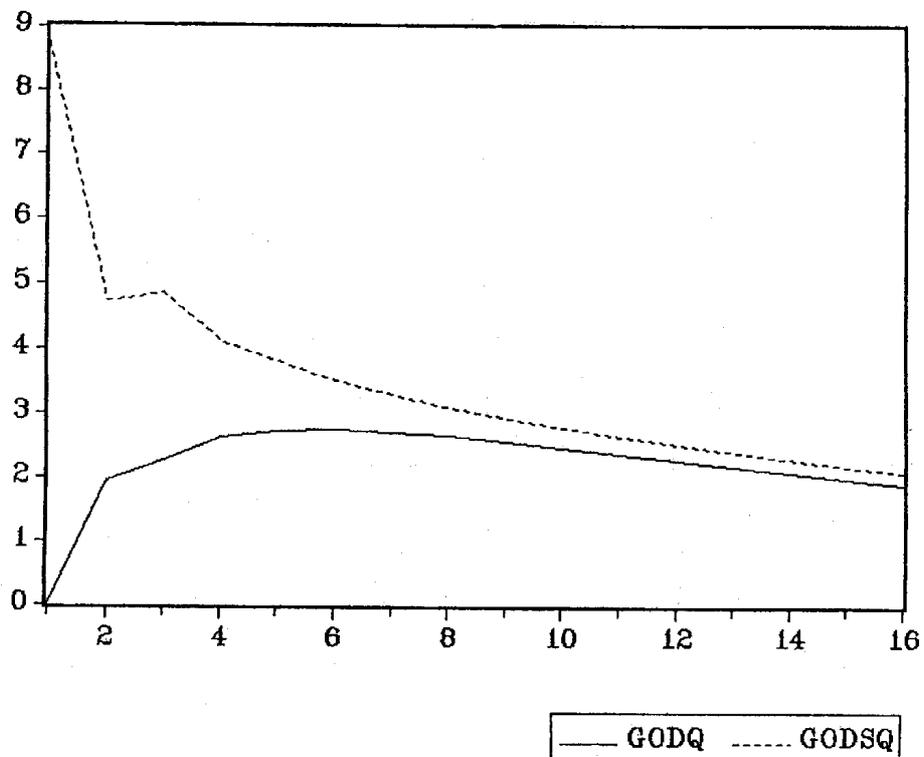
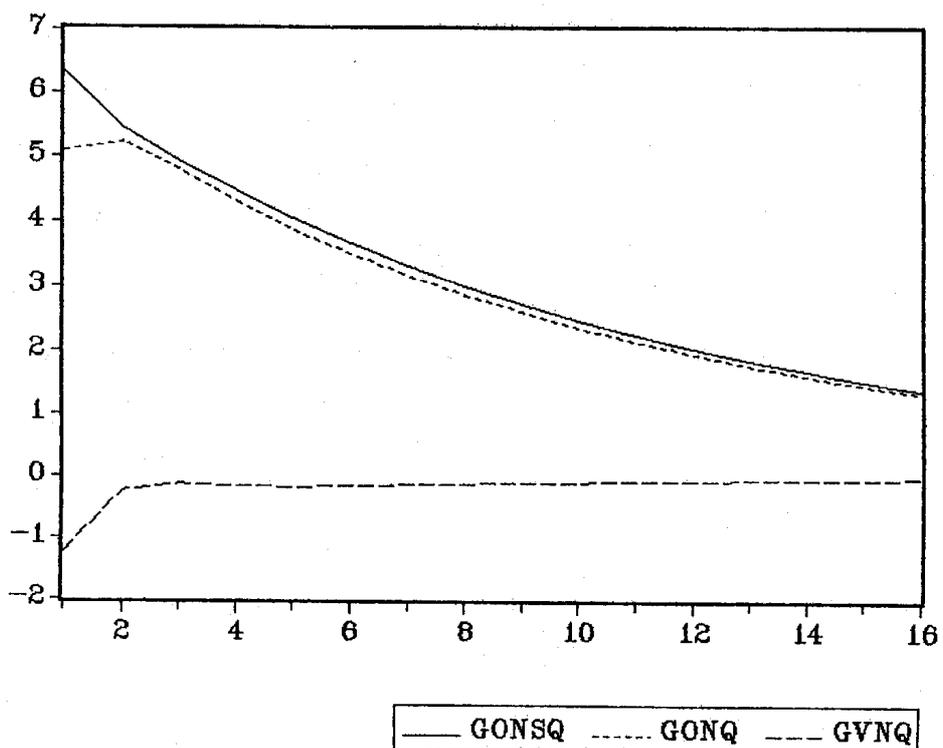


図8 GONSQのショック（標準偏差の1倍）に対する反応



在庫投資の実証的研究の分野におけるイノベーション計算の手法の有用性を例示するためには、使用されたデータを無条件の2次のモーメントによって検証しておく必要があるが、アメリカの非耐久財部門の生産量と販売量のデータは在庫投資に関する定型的な事実に合致する性質を有している。即ち、1階の階差系列において $\text{Var}(\text{GONQ}) = 117.58$, $\text{Var}(\text{GONSQ}) = 44.99$ であり、1階の自己相関について修正した指数トレンドを消去した系列について $\text{Var}(\text{GONQ}) = 5.8 \times 10^{16}$, $\text{Var}(\text{GONSQ}) = 3313.94$ となる。一方、販売量と在庫投資 (GVNQ) の共分散は、前者の販売量系列について -3.63 , 後者の販売量系列については 45.72 であった (在庫投資は単位根を持たないと判定された)。このような場合、無条件分散による通常の生産平準化仮説の検証においては、この部門における在庫投資のバッファ機能は否定され⁽⁸⁾, 販売に比較した生産の集積 (bunching) が生ずる傾向があるという解釈が導かれるであろう。

上述のイノベーション計算による推定結果は従来の分析手法に含まれる問題点 (図1との対比において) を示唆しているが、在庫投資のバッファ機能を明示的に表すようにモデルを拡張することによってそのことをより明確にすることができる。モデル(6)に在庫投資 (GVNQ) をふくめて3変量 VAR(2) へと拡張した場合の推定結果が表6, 表7, および表8で与えられている。これらの表における説明変数の順番は同時に Z_t における変数の順番を表している。表9はこの VAR モデルに基づく、需要ショックに対するインパルス応答関数であり、図6はそのグラフである。そこでは、変動の初期的段階において販売量と在庫投資の間に明瞭な逆相関が存在することが示されている。生産量の反応が販売量のそれを上回る第3, 4四半期目においては、(当然であるが)在庫投資が正となる。図7は、アメリカの耐久財部門の生産量 (GODQ) と販売量 (GODSQ) による VAR

(8) 階差の販売量系列と在庫投資の共分散は負であるが、絶対値が小さく $\text{Var}(\text{GONQ}) < \text{Var}(\text{GONSQ})$ の関係を得るには不十分である。

モデルに基づいて計測された、需要ショックに対するインパルス応答関数のグラフである。そこでは販売量の反応が一貫して生産量を上回っており、図2、6のような応答関数が常に得られるとは限らないことが示されている。ただ、この3変量VAR(2)モデルで変数の順番を(GONSQ, GONQ, GVNQ)としたときの、需要ショックに対するインパルス応答関数を示す図8においても需要ショックが生じたときの販売量と在庫投資の逆相関の関係を読み取ることが可能である。

在庫投資の実証的研究における伝統的なモデル(Lovell (1961), Pashigian (1965), 等)は、販売予想の誤りに起因する在庫変動を定式化のなかに含めており、需要の予期しない変化の衝撃が在庫ストックをバッファとして生産の意志決定へと伝達されることが想定されていた。その場合、急激な生産量の変更に伴う費用の上昇を緩和することが可能であろう。在庫ストックの目標水準へ向けての調整は、変化した需要水準に生産・在庫水準を適応させるための行動であり、この局面においては将来在庫がバッファとしての機能を果たしうようストック調整がなされていると考えられる。無条件分散を用いた検証においては、この局面で在庫投資が景気変動の拡大メカニズム(propagation mechanism)として作用するという解釈が下される可能性(データの分布に依存する。第1節参照。)が存在する。イノベーション計算は、需要ショックに対する反応としての生産・在庫投資の変動経路について時系列的に検証することを可能にし、それによって、条件付き分散の概念を用いた在庫投資理論の実証的分析の結果を解釈し、評価する一手段となるであろう。

結 語

本稿において提示されたイノベーション計算による在庫投資理論の検証は、従来からの、無条件の2次のモーメントによる検証において見逃される可能性のある現象、即ち、確率的なショック、特に需要面におけるイノ

ベーション⁽⁹⁾に対する生産・在庫投資の初期的段階における反応を分析する有効な手段となるように思われる。イノベーション計算と条件付きの2次のモーメントによる分析は共に、変数の合理的期待からの乖離（予期しないショックによって引き起こされる）の時間経路を示す統計量を用いるものと考えることができよう。これに対して無条件の2次のモーメントは、変数の計画（あるいは予想）された時間経路の推移と、イノベーションに対する反応としての、その回りでの変動の両方を含めた変動の尺度と解釈されよう。在庫投資理論の統計的検証において、これらの概念は相互に補完的な役割を果たすべき分析用具であると考えられる。従って、本稿で用いられたアメリカの非耐久財部門のデータに関して、条件付き分散・共分散の概念による検証が次の課題である。その場合、生産・販売・在庫投資の時系列構造の同定、予想販売量の内生的取り扱い、ARCHモデルによる推定とその結果の解釈が行われるであろう。本稿におけるイノベーション計算に基づく検証は、そのような分析の必要性を示唆するものである。

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.
- Baba, Y., Engle, R., Kraft, D., and Kroner, K. (1988, and 1992), "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH", manuscript, University of California, San Diego, and University of Arizona.
- Blanchard, O. (1983), "The Production and Inventory Behavior of the American Automobile Industry", *Journal of Political Economy*, 365-400.
- 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*, 431-453.
- Blinder, A. and Maccini, L. (1990), "The Resurgence of Inventory Research:

(9) 供給ショックは生産の集積(bunching)をもたらす傾向があると考えられる(アイケンバウム (Eichenbaum (1984)), ブラインダー (1986), 等)。

- What Have We Learned?", NBER Working Paper, no. 3408.
- Eichenbaum, M. (1984), "Rational Expectations and the Smoothing Properties of Inventories of Finished Goods", *Journal of Monetary Economics*, 71-96.
- 宜名真 勇 (1992), "在庫投資モデルの再検討", 斎藤・小川・二宮編 多部門経済モデルの実証研究, 創文社.
- (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.
- Holt, C. C., Modigliani F., Muth, J. F., Simon, C. P. (1960), *Planning Production, Inventories, and Work Force*, Pentice-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.
- Kahn, J. (1987), "Inventories and the Volatility of Production", *American Economic Review*, 667-679.
- Lovell, M. (1961), "Manufacturers Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle", *Econometrica*, 293-314.
- (1992), "Simulating a 100% Just-in-Time Economy", *International Journal of Production Economics*, 71-78.
- Metzler, L. (1941), "The Nature and Stability of Inventory Cycles", *Review of Economics and Statistics*, 113-129.
- Pashigian, P. (1965), "The Relevance of Sales Anticipatory Data in Explaining Inventory Investment", *International Economic review*, 65-91.
- 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.
- West, K. (1988), "Evidence From Seven Countries on Whether Inventories Smooth Aggregate Output, NBER Working Paper, no. 2664
- Wilkinson, M. (1989), "Aggregate Inventory Behavior in Large European Economies", *European Economic Review*, 181-194.
- 山本 拓 (1988), *経済の時系列分析*, 創文社。