

在庫投資理論の ARCH モデルによる検証

宜名真 勇

序

現代マクロ経済学におけるパズルの一つは集計的な経済活動水準の決定における在庫投資の役割を実証的に分析する場合、生産の平準化ではなく集積の傾向が見いだされることである。在庫投資の生産平準化仮説は、凸の費用構造や調整費用の存在といった典型的な新古典派的仮定に依存している。これらの諸条件のもとで需要が確率的に変化する場合、在庫可能な財を生産する企業は、在庫品をバッファとして使用することによって生産費の節減を計るであろう。企業によるこのような行動はまたマクロ経済に対して在庫投資が安定的な影響を及ぼすことを意味している。在庫投資が有するとされるこのような役割は伝統的な在庫投資理論の含意を表しているが、それは従来の実証的検証において非常にしばしば棄却されてきた（例えば、Blanchard (1983), Blinder (1982, 1986), West (1988), Wilkinson(1989))。このような結果に対する従来の説明は以下の通りである。即ち、(1)費用ショックが需要ショックよりも優勢であるために企業は異時点にわたっての生産の代替によって費用を節約しようとする結果生産量の変動が販売量の変動を上回る (Blinder (1986)), (2) 需要ショッ

クに正の系列相関があり、企業にとって予期せざる需要変化の場合に比べて生産量の変更によって需要を満たすことがより容易である (Blinder (1986), Kahn(1987)), (3)費用関数の凹部分での操業(Ramey(1991)), といったものである。

本稿は、在庫変動の過程で生産平準化動機が演ずる特定の役割を探求する上で条件付き分散の概念の持つ有用性を強調する。伸縮的加速度バッファ・ストック在庫投資モデルは、生産平準化仮説の経験的定式化として最も多く用いられる。しかしながら、同仮説が無条件分散の概念によって検証される場合、この加速度モデルの意味する在庫投資行動は生産平準化仮説の棄却に導く可能性が高いと考えられる。即ち、たとえ企業が在庫をバッファとして用いて予見されない販売量変化に対して一時的に生産を平準化するとしても、もし実証的諸研究において通常仮定されるように、適性在庫水準が予想販売量に比例するならば、在庫ストックを新しい適性水準へと調整する企業の行動によって生産量の変化は販売量のそれを上回るであろう(ストック・アウトの回避(Kahn (1987))). その場合需要の確率的变化に対応して生産された財は、一方において新しい需要水準を満たすために用いられ、他方においては在庫ストックを目標水準へと調整するために使用されるであろう。無条件分散による検証によっては在庫がバッファ・ストックとしての役割を演ずる一定の期間が存在する可能性を把握することができない可能性が存在する。

このような見方が現実的なものかどうかを検証するために、本稿においては条件付きの2次のモーメントを計測するための特定のモデルが用いられる。多変量モデルへと拡張されたGARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity)モデルの枠組みにおいて、販売量、従って予想販売量が内生的に導かれる。本稿の構成は以下の通りである。第1節において、直接的に推定されかつ条件付きの2次のモーメントを計測するための経済理論的メカニズムとして用いられる伝統的在庫モデルが要約される。多変量GARCH(HGARCH)モデルは第2節で説明される。第3

節では、モデルの推定結果が提示され、生産量と販売量の条件付き分散と、販売量と在庫投資の間の条件付き共分散の時系列によって生産平準化仮説の経験的有効性が検証される。生産量と販売量の条件付き分散の時系列における差を販売予想の誤りという観点から解釈する試みが第4節において行われる。最後に全体を要約する。

1 伸縮的加速度—バッファ・ストック・モデル

在庫投資の実証研究における伝統的な定式化は、伸縮的加速度—バッファ・ストック・モデルであった（例えば、ブラインダー（1986）およびブラインダー＝マッシーニ（1990））。このモデルによる初期の実証的研究はラベル（1961）である（パシギアン（1965）およびオール（1967））。在庫投資を、販売量予想に依存する適正水準への在庫ストックの調整部分と各期における販売予想の誤りに対応しての在庫管理部分との和として表すこのモデルは、メッツラー（1941）の在庫循環並びに、ホルト他（1960）およびホルト＝モジリアーニ（1961）の linear quadratic モデルの伝統から生まれたものと解釈することができる（ヒルシュ＝ラベル（1969）およびラベル（1992））。ここで以下において用いられる変数を次のように定義しよう。

V_t^d = t 期における適正在庫ストック

V_{t-1} = t-1 期末における現実の在庫ストック

S_t^e = t 期の子想販売量

S_t = t 期の現実の販売量。

V_t^d は S_t^e に比例する、即ち、 $V_t^d = \alpha S_t^{e1}$ と仮定される。ここで α は望ましいストック・販売量比率を表す定数である。この仮定のもとで計画された在庫投資 (ΔV_t^p) は $\Delta V_t^p = \gamma (\alpha S_t^e - V_{t-1})$ と表される。ここで γ は調整係数である。他方、意図せざる在庫投資 (ΔV_t^u) は $\Delta V_t^u = \lambda (S_t^e - S_t)$ と表される。ここで λ ($-\alpha \leq \lambda \leq 1$) は予想の誤りに対する調整係数である。販売量予想の誤りに対して (恐らくは相当の販売努力を伴いつつ) 極端に伸縮的な生産調整が行われる場合においては λ は負の値をもとり得ると仮定される。そのとき、在庫投資関数は

$$IV_t = \Delta V_t^p + \Delta V_t^u = (\gamma\alpha + \lambda) S_t^e - \gamma V_{t-1} - \lambda S_t \quad (1)$$

と表される。ここで IV_t は t 期における現実の在庫投資である。

条件付きの2次のモーメントによる生産平準化仮説の検証方法を示す前に、本稿で用いられるデータを無条件の分散および共分散によって検証しておくことが必要である。データは、日本の鉱工業の生産、(販売量としての)出荷、および在庫ストックに関する季節調整済み系列であり、観察期間が1970:3から1992:1までの四半期指数である(1985=100, 通産省「鉱工業指数年報」)。在庫投資系列は在庫ストック系列より一階の階差として求められた。

今、トレンド²⁾を除去した生産量および販売量の系列を各々 DP_1 および DS_1 としよう。その時、 $\text{Var}(DP_1) = 2.431$ および $\text{Var}(DS_1) = 2.106$ となった。また、生産量と販売量の一階の階差系列を DP_2 および DS_2 と表すと $\text{Var}(DP_2) = 2.642$ および $\text{Var}(DS_2) = 2.378$ を得た。従って、無条件分散の概念によって測定する場合、日本のデータが生産の平準化ではなく集積

- 1) この式に切片を含めることは在庫投資関数にも切片を与えることとなる。本稿におけるモデル推定の段階において在庫投資関数の切片は統計的な有意性を持たない結果となった。
- 2) 一階の系列相関の修正のための最尤法によって、生産量と販売量の両者について指数トレンド曲線が推定された。

(bunching) の傾向を示すことがわかる。生産量の分散が販売量の分散よりも小さくなるための必要条件が販売量と在庫投資の間の共分散が負となることであることは(恒等式(4)より)容易に分かるが、在庫投資とトレンドを除去した販売量の相関係数が -0.089 、在庫投資と販売量の階差系列の間の相関係数が $.862$ となった。たとえこの共分散が負になるとしても、その絶対値が小さい場合には主として販売量と在庫投資の分散が生産量の分散を決定することとなる。在庫投資の実証的研究に関する諸文献で頻繁に見られる生産の集積傾向は日本のデータについても観察することができる。

2 多変量 GARCH モデル

ババ=エンゲル=クラフト=クロナー(BEKK)(1988, 1992)は、ARCHモデル(エンゲル(1982))、一般化ARCHモデル(ボラスレブ(1986))、およびARCH-in-Meanモデル(エンゲル=リリエン=ロビンズ(1984))を多変量モデルへと拡張した。多変量GARCH(MGARCH)モデルは平均方程式と分散方程式よりなり、両者に含まれるパラメータは条件付き対数尤度関数を繰り返し法を用いて最大化することによって推定される。分散方程式は

$$H_t^* = C_0' C_0 + \sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^q A_{ik}' \eta_{t-1} \eta_{t-1}' A_{ik} + \sum_{k=1}^k \sum_{j=1}^p G_{jk}' H_{t-j}^* G_{jk} \quad (2)$$

と表される。ここで C_0 、 A_{ik} 、および G_{jk} は $n \times n$ 次のパラメータ行列であり、 C_0 は下三角行列である(n は内生変数の数を表す)。 k の値はMGARCH過程の一般性を表しており、本稿を通じて1と仮定される。誤差項ベクトル η_t は、平均0、分散-共分散行列 H_t^* の条件付き多変量正規分布に従うと仮定される。 ψ_{t-1} は t 期初めにおける情報セットである。パラメータの最尤

推定量は一定の規則性の条件のもとで一致性と漸近正規性を有している (ババ (1984))。また、誤差項ベクトルが定常であるための必要十分条件は

$$\sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^q (A_{ik} \otimes A_{ik}) + \sum_{k=1}^k \sum_{j=1}^p (G_{jk} \otimes G_{jk}) \quad (3)$$

の固有値が絶対値ですべて 1 より小となることである (BEKK (1992))。

3 生産平準化仮説の検証

3-1 推定

生産量 (Y), 販売量 (S), および在庫投資 (IV) に関する恒等式

$$Y_t = S_t + IV_t \quad (4)$$

に基づいて、生産量の条件付き分散 ($\text{Var}(Y_t | \Psi_{t-1})$) が

$$\begin{aligned} \text{Var}(Y_t | \Psi_{t-1}) &= \text{Var}(S_t | \Psi_{t-1}) + \text{Var}(IV_t | \Psi_{t-1}) \\ &\quad + 2\text{Cov}(S_t, IV_t | \Psi_{t-1}) \end{aligned} \quad (5)$$

と表されることは容易に示すことができる。ここで、 $\text{Var}(S_t | \Psi_{t-1})$ および $\text{Var}(IV_t | \Psi_{t-1})$ は販売量と在庫投資の条件付き分散を表し、 $\text{Cov}(S_t, IV_t | \Psi_{t-1})$ は販売量と在庫投資の間の条件付き共分散である。MGARCH モデルによって方程式体系

$$S_t = \phi_1 S_{t-1} + \phi_2 S_{t-2} + \varepsilon_{it}$$

(6)

$$IV_t = b_1 S_t^e - \gamma V_{t-1} - \lambda S_t + \varepsilon_{2t}$$

が推定されるならば、方程式(5)を用いて $\text{Var}(Y_t | \Psi_{t-1})$, $\text{Var}(S_t | \Psi_{t-1})$ および $\text{Cov}(S_t, IV_t | \Psi_{t-1})$ の時系列を求めることができる。方程式(6)において販売量方程式のパラメータの初期値を決定するために、同式を OLS 推定し通常 F 検定と t 検定を行った。更に、 ε_{1t} の残差系列について自己相関をチェックするための予備的な χ^2 検定を行った結果、販売量系列について AR(2) 構造を用いることとした。予想販売量 S_t^e は(6)式中の販売量方程式の条件付き期待値と定義される。従って、方程式(6)を MGARCH モデルによって推定する際にパラメータ ϕ_1 , ϕ_2 が在庫投資関数のなかに現れることになる。在庫投資関数の右辺第一項は $b_1 (\phi_1 S_{t-1} + \phi_2 S_{t-2})$ となるが、このことは ϕ_1 , ϕ_2 に関するパラメータ制約が販売量と在庫投資の両式について課されなければならないことを意味する。MGARCH モデルはここで問題となっているかたちの非線形のパラメータ制約を許容しない。この問題を回避するために、 b_1 の値が補助的な OLS 式

$$IV_t = .843S_t^e - .0364V_{t-1} - .798S_t$$

(5.56) (-2.13) (-5.24)

S.E.=1.83, DW=1.04, 括弧内は t 値

を推定することによって決定された。ここで予想販売量は販売量に関する AR(2) モデルを OLS 推定することによって求められた。この方程式における S_t^e の係数を用いて方程式(6)における交差パラメータ制約が

$$.843\phi_1 S_{t-1} + .843\phi_2 S_{t-2} = \phi_1^* S_{t-1} + \phi_2^* S_{t-2} = b_1 S_t^e$$

と設定された。これは方程式 (6) において

$$\phi_1 = \phi_1^* / .843, \quad \phi_2 = \phi_2^* / .843$$

というパラメータ制約を課すことと同値である。このようにして決定された b_1 の値は $(\gamma\alpha + \lambda) = .843$ という関係式において望ましいストック-販売量比率 α を求めるために用いることができる。

方程式 (6) と (2) の推定結果は表 1 に掲げられている。表における記号の意味は次の通りである： $G(2, 1) = \lambda$, $B(2, 1) = \gamma$, $B(2, 2) = -\phi_1^*$, および $B(2, 3) = -\phi_2^*$ 。 C_0 の各要素は、方程式 (2) における定数項行列 C_0 の要素の推定値である。行列 A の 3 次元記号の最初の要素は、方程式 (2) における i の値を示している。表の下に示されている v の値は方程式 (3) における定常性の条件に関連した固有値である。

表 1

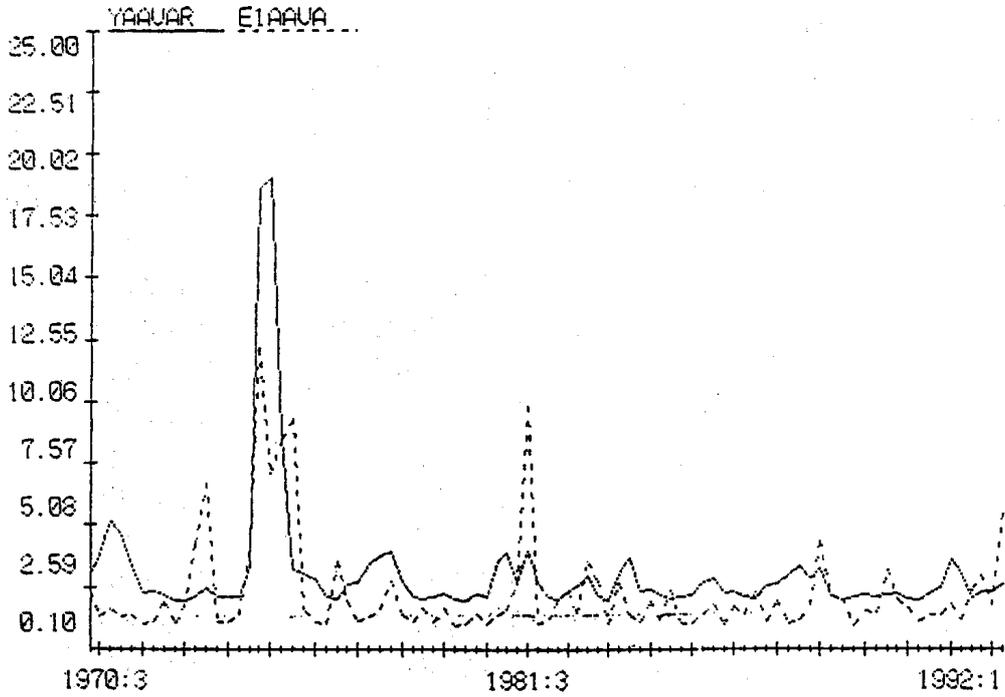
NUMBER OF OBSERVATIONS=87
 CONVERGENCE R-SQUARED=0.0009721933
 LOG LIKELIHOOD FUNCTION=-304.57826

	COEFFICIENT	STND ERROR	T-STATISTIC
G(2,1)	0.772480	0.163632E-01	47.2084
B(2,1)	0.662536E-01	0.165602E-01	4.00079
B(2,2)	-0.888164	0.902918E-01	-9.83660
B(2,3)	0.360688E-01	0.910428E-01	0.396174
CO(1,1)	1.07972	0.431490	2.50230
CO(1,2)	0.728210	0.278935	2.61068
CO(2,2)	1.66295	0.359162	4.63008
A(1,1,1)	0.754952	0.212065	3.56001
A(1,1,2)	-0.410570	0.174846	-2.34818
A(1,2,1)	-0.359230E-01	0.158896	-0.226078
A(1,2,2)	0.406406	0.225166	1.80492
A(2,1,1)	0.933923E-02	0.339076	0.275432E-01
A(2,1,2)	-0.944752E-01	0.356669	-0.264882
A(2,2,1)	-0.168543	0.192412	-0.875947
A(2,2,2)	0.425825	0.242416	1.75659

V=0.706, 0.395, 0.279, 0.156

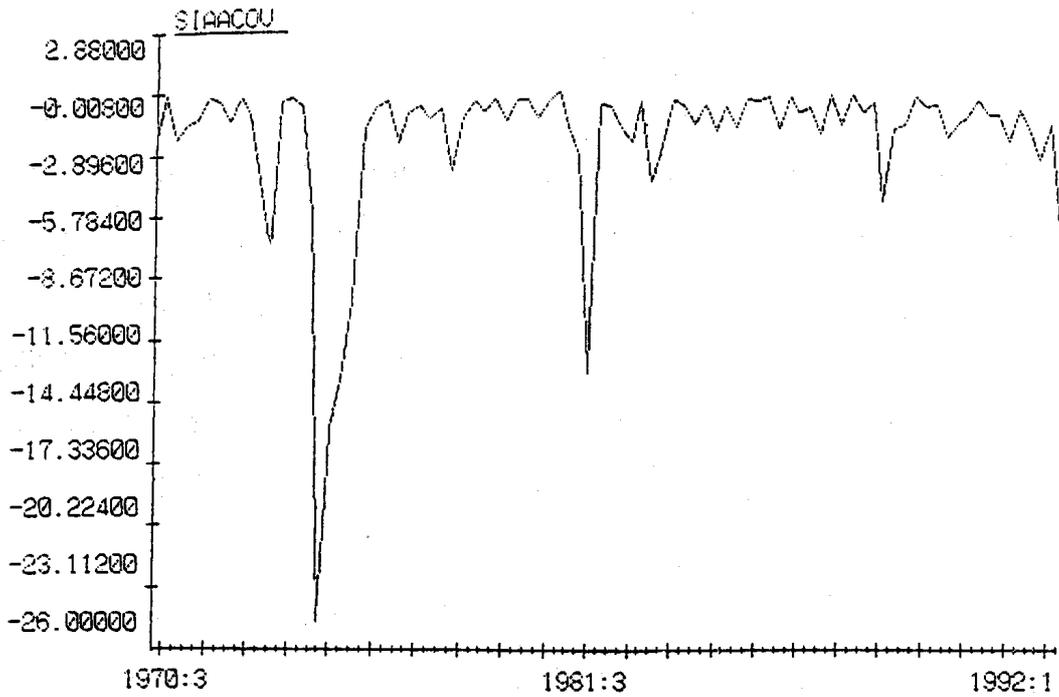
図 1 は生産量および販売量の条件付き分散の時系列を示している。販売量と在庫投資の間の条件付き共分散の時系列は図 2 に示されている。これらの図に表された数値はそれぞれ表 2 および表 3 で与えられている。表 1 における調整速度 γ は .066 であり、適正在庫水準と期首在庫水準の間のギャップのわずかに 7%程度が各四半期に調整されるに過ぎないという企業行動を意味している。 γ の推定値が小さいということは、時間集計上の偏り (ブライアン (1967), フェルドスタイン=アウエルバック (1976)), ないしラグ付き内生変数が存在する方程式に季節調整がほどこされたデータが適用される場合の偏り (デヴィッドソン=マッキノン (1993)) によって説明し得るかも知れない。

图 1



YAAVAR : Conditional Variance of Production
EIAAVA : Conditional Variance of Sales

图 2



SIAACOV : Conditional Covariance between Sales
and Inventory Investment

表 2

	YAAVAR	EIAAVA
1970 : 3	3.13488	2.40700
1970 : 4	3.86041	1.39600
1971 : 1	5.24973	1.70200
1971 : 2	4.65085	1.42700
1971 : 3	3.41583	1.50300
1971 : 4	2.37414	1.12900
1972 : 1	2.40393	1.18400
1972 : 2	2.28352	1.96600
1972 : 3	2.07631	1.12700
1972 : 4	2.06763	1.79100
1973 : 1	2.18077	4.33700
1973 : 2	2.57581	6.75300
1973 : 3	2.20751	1.17300
1973 : 4	2.22373	1.19500
1974 : 1	2.21453	1.45000
1974 : 2	3.47463	4.35400
1974 : 3	18.62730	12.21100
1974 : 4	19.06150	7.11500
1975 : 1	8.71346	8.55200
1975 : 2	3.30054	9.42700
1975 : 3	3.16676	1.68600
1975 : 4	2.96715	1.20800
1976 : 1	2.20262	1.12900
1976 : 2	2.16248	3.69700
1976 : 3	2.73064	2.09200
1976 : 4	2.79840	1.20500
1977 : 1	3.54425	1.38500
1977 : 2	3.89711	1.71900
1977 : 3	3.99869	2.86300
1977 : 4	2.77624	1.51300
1978 : 1	2.20803	1.19100
1978 : 2	2.11328	1.80600
1978 : 3	2.24414	1.17100
1978 : 4	2.32851	1.74200
1979 : 1	2.11439	1.08400
1979 : 2	2.08636	1.12300
1979 : 3	2.33092	1.58300
1979 : 4	2.21154	1.10600

表 2 の つづ き 1

	YAAVAR	EIAAVA
1980 : 1	3.62810	1.51800
1980 : 2	4.02822	1.71000
1980 : 3	2.78597	2.71100
1980 : 4	4.09611	9.93500
1981 : 1	2.77913	1.13500
1981 : 2	2.27394	1.23900
1981 : 3	2.15827	2.11800
1981 : 4	2.48871	2.41000
1982 : 1	2.64496	1.57500
1982 : 2	3.06707	3.66100
1982 : 3	2.25174	2.88300
1982 : 4	2.06053	1.13500
1983 : 1	3.18663	2.82000
1983 : 2	3.82626	1.48700
1983 : 3	2.43776	1.18800
1983 : 4	2.48709	2.09600
1984 : 1	2.25243	1.26000
1984 : 2	2.14057	2.52200
1984 : 3	2.24191	1.11100
1984 : 4	2.31974	1.10500
1985 : 1	2.79911	1.49600
1985 : 2	2.91601	1.93100
1985 : 3	2.35987	1.08500
1985 : 4	2.41090	1.83600
1986 : 1	2.21224	1.47500
1986 : 2	2.16522	2.40700
1986 : 3	2.64058	1.21500
1986 : 4	2.73493	2.08400
1987 : 1	3.11895	1.15200
1987 : 2	3.43198	1.29900
1987 : 3	2.95714	1.84500
1987 : 4	3.37363	4.42600
1988 : 1	2.22300	2.26600
1988 : 2	2.09583	2.14700
1988 : 3	2.21502	1.08300
1988 : 4	2.25190	1.63400
1989 : 1	2.21668	1.54900
1989 : 2	2.26400	3.29700

表2のつづき2
YAAVAR EIAAVA

1989 : 3	2.35939	2.10500
1989 : 4	2.14712	1.74200
1990 : 1	2.08111	1.17600
1990 : 2	2.35781	1.50500
1990 : 3	2.57214	1.46200
1990 : 4	3.72937	1.93300
1991 : 1	3.14168	1.24900
1991 : 2	2.12312	2.49100
1991 : 3	2.42247	3.09300
1991 : 4	2.40198	1.81700
1992 : 1	2.69098	5.70400

表3
SIAACOV

1970 : 3	-2.09120
1970 : 4	-0.06271
1971 : 1	-2.13794
1971 : 2	-1.38964
1971 : 3	-1.24432
1971 : 4	-0.18859
1972 : 1	-0.40005
1972 : 2	-1.29775
1972 : 3	-0.18204
1972 : 4	-0.89465
1973 : 1	-4.00316
1973 : 2	-7.50332
1973 : 3	-0.29256
1973 : 4	-0.12954
1974 : 1	-0.57740
1974 : 2	-5.53829
1974 : 3	-24.72390
1974 : 4	-15.59880
1975 : 1	-13.36110
1975 : 2	-9.75464
1975 : 3	-1.53159
1975 : 4	-0.56558
1976 : 1	-0.23359

表 3 の つづ き 1

SIAACOV

1976 : 2	-2.21308
1976 : 3	-0.81702
1976 : 4	-0.47026
1977 : 1	-1.08622
1977 : 2	-0.56007
1977 : 3	-3.55924
1977 : 4	-1.01104
1978 : 1	-0.21745
1978 : 2	-0.74423
1978 : 3	-0.16001
1978 : 4	-1.12782
1979 : 1	-0.12185
1979 : 2	-0.12796
1979 : 3	-0.97508
1979 : 4	-0.19583
1980 : 1	0.26710
1980 : 2	-1.40712
1980 : 3	-2.75289
1980 : 4	-13.03680
1981 : 1	-0.28822
1981 : 2	-0.40051
1981 : 3	-1.45710
1981 : 4	-2.18852
1982 : 1	-0.21790
1982 : 2	-3.99129
1982 : 3	-2.31368
1982 : 4	-0.13822
1983 : 1	-0.46204
1983 : 2	-1.36296
1983 : 3	-0.41714
1983 : 4	-1.65511
1984 : 1	-0.45972
1984 : 2	-1.50298
1984 : 3	-0.19069
1984 : 4	-0.20606
1985 : 1	-0.10591
1985 : 2	-1.56173
1985 : 3	-0.07562

表3のつづき2

SIAACOV

1985 : 4	-0.79139
1986 : 1	-0.56070
1986 : 2	-0.79220
1986 : 3	0.04102
1986 : 4	-1.38385
1987 : 1	0.02966
1987 : 2	-0.81983
1987 : 3	-0.32734
1987 : 4	-5.04287
1988 : 1	-1.60635
1988 : 2	-1.37848
1988 : 3	-0.09108
1988 : 4	-0.60145
1989 : 1	-0.46083
1989 : 2	-2.00228
1989 : 3	-1.39706
1989 : 4	-1.01682
1990 : 1	-0.23687
1990 : 2	-0.89086
1990 : 3	-0.90466
1990 : 4	-2.13728
1991 : 1	-0.69723
1991 : 2	-1.74405
1991 : 3	-2.98280
1991 : 4	-1.28972
1992 : 1	-6.33449

表1における λ の推定値は、各四半期において予期せざる販売量の約77%が在庫ストックの変動として吸収されることを示している。 λ のこの大きな値は、予想の誤りと生産の平準化ないし集積との間の密接な関係を示唆している。この可能性を調べるために、現実の販売量が増大しつつあるときに予想販売量が現実の販売量を上回るか、あるいは現実の販売量が減少しつつあるときに予想販売量が現実の販売量を下回る場合に販売予想は過大推定であるとしよう。他方、現実の販売量が減少しつつあるときに

予想販売量が現実の販売量を上回るか、あるいは現実の販売量が増大しつつあるときに予想販売量が現実の販売量を下回る場合には販売予想は過小推定であるとしよう。販売量、販売予想の誤り、および販売予想の誤差率の時系列は表 4 で示されている。販売予想に関するこのような分類に基づいて、販売予想の誤りという見地から生産の意志決定ルールが次節において論じられる。

表 4

	S_t	$S_t - S_{t-1}$	$(S_t - S_t^e) / S_t$
1970 : 3	58.767	0.79829	0.01358
1970 : 4	58.867	-0.59542	-0.01011
1971 : 1	59.200	-0.30642	-0.00518
1971 : 2	59.267	-0.58598	-0.00989
1971 : 3	60.133	0.22367	0.00372
1971 : 4	60.500	-0.31886	-0.00527
1972 : 1	62.400	1.23153	0.01974
1972 : 2	63.433	0.27844	0.00439
1972 : 3	65.300	1.13839	0.01743
1972 : 4	68.500	2.41557	0.03526
1973 : 1	72.533	3.15701	0.04353
1973 : 2	73.867	0.37885	0.00513
1973 : 3	74.233	-0.48806	-0.00657
1973 : 4	75.833	0.78341	0.01033
1974 : 1	74.400	-2.31966	-0.03118
1974 : 2	71.100	-4.04142	-0.05684
1974 : 3	69.200	-2.52594	-0.03650
1974 : 4	66.500	-3.36534	-0.05061
1975 : 1	63.233	-3.86898	-0.06119
1975 : 2	64.667	0.89153	0.01379
1975 : 3	65.400	-0.02608	-0.00040
1975 : 4	66.333	0.19601	0.00295
1976 : 1	69.333	2.24438	0.03237
1976 : 2	71.567	1.35758	0.01897
1976 : 3	72.533	0.09825	0.00135
1976 : 4	72.800	-0.55692	-0.00765
1977 : 1	74.633	1.03610	0.01388
1977 : 2	73.933	-1.58368	-0.02142

表4のつづき1

	S_t	$S_t - S_{t-1}$	$(S_t - S_t^e) / S_t$
1977 : 3	73.933	-0.76775	-0.01038
1977 : 4	75.167	0.43630	0.00580
1978 : 1	77.200	1.16919	0.01515
1978 : 2	77.733	-0.38693	-0.00498
1978 : 3	79.633	1.03850	0.01304
1978 : 4	80.600	0.02651	0.00033
1979 : 1	81.800	0.28899	0.00353
1979 : 2	83.633	0.89908	0.01075
1979 : 3	84.500	-0.11378	-0.00135
1979 : 4	86.500	1.05119	0.01215
1980 : 1	88.233	0.71414	0.00809
1980 : 2	87.633	-1.62614	-0.01856
1980 : 3	84.667	-3.88584	-0.04590
1980 : 4	85.633	0.17939	0.00209
1981 : 1	86.133	-0.46527	-0.00540
1981 : 2	85.733	-1.35072	-0.01575
1981 : 3	88.133	1.49210	0.01693
1981 : 4	88.167	-1.01960	-0.01156
1982 : 1	87.067	-2.05273	-0.02358
1982 : 2	86.167	-1.79234	-0.02080
1982 : 3	86.733	-0.32519	-0.00375
1982 : 4	85.767	-1.92602	-0.02246
1983 : 1	86.800	0.14895	0.00172
1983 : 2	88.133	0.35228	0.00400
1983 : 3	90.433	1.29206	0.01429
1983 : 4	92.033	0.52587	0.00571
1984 : 1	94.733	1.63855	0.01730
1984 : 2	95.900	0.02936	0.00031
1984 : 3	96.933	-0.05164	-0.00053
1984 : 4	98.967	0.94395	0.00954
1985 : 1	99.033	-1.08883	-0.01099
1985 : 2	100.267	0.16266	0.00162
1985 : 3	100.233	-1.16863	-0.01166
1985 : 4	100.500	-0.81301	-0.00809
1986 : 1	100.067	-1.52877	-0.01528
1986 : 2	100.533	-0.59514	-0.00592
1986 : 3	100.367	-1.27064	-0.01266
1986 : 4	101.000	-0.44280	-0.00438

表 4 のつづき 2

	S_t	$S_t - S_{t-1}$	$(S_t - S_t^e) / S_t$
1987 : 1	102.067	-0.04982	-0.00049
1987 : 2	101.967	-1.24690	-0.01223
1987 : 3	105.400	2.33711	0.02217
1987 : 4	108.133	1.44890	0.01340
1988 : 1	110.800	1.38337	0.01249
1988 : 2	112.000	-0.10958	-0.00098
1988 : 3	114.267	1.00724	0.00881
1988 : 4	116.533	0.93612	0.00803
1989 : 1	119.933	2.04572	0.01706
1989 : 2	120.067	-1.30549	-0.01087
1989 : 3	120.300	-1.06819	-0.00888
1989 : 4	121.200	-0.40794	-0.00337
1990 : 1	123.367	0.82081	0.00665
1990 : 2	125.533	0.74222	0.00591
1990 : 3	128.067	1.08689	0.00849
1990 : 4	129.533	-0.02420	-0.00019
1991 : 1	129.400	-1.59332	-0.01231
1991 : 2	128.933	-1.85747	-0.01441
1991 : 3	129.200	-1.10414	-0.00855
1991 : 4	127.767	-2.83842	-0.02222
1992 : 1	126.000	-3.08423	-0.02448

表 1 における γ と λ の推定値に基づいて望ましいストック-販売量比率 α は、 $(.843 - .77) / .66 = 1.106$ となる。

表 1 の下には方程式 (3) における行列の固有値が示されている。これらの値は、方程式 (6) の誤差ベクトルが定常であることを示している。このことはまた本稿で使用されたストック調整型モデルが日本の鉱工業における在庫投資行動を把握する上で適切なモデルであることを示唆している。

3-2 相対的変動親模

生産量と販売量の条件付き分散 (YAAVAR および EIAAVA) の時系列が図 1 に示されている。これらの変数の推定値は表 2 で与えられている。生産量と販売量がそれらの合理的期待値からどれだけ隔たっていると期待されるかの尺度として、条件付き分散は、企業が在庫をバッファとして需要ショックに対応する期間において生産が販売よりも滑らかであるか否かを探求するために用いることができる。その場合、たとえ在庫がバッファとしての役割を持っているとしても、販売量の子期しない変化の後で望ましい在庫ストック水準を達成するための生産調整は生産量の変動を販売量のそれよりも大きくするであろう。というのも、生産は現在の需要を満たすと同時に在庫水準に関する不均衡を減らすためにも使用されるからである。従って、もし生産量と販売量の相対的変動を計測するために無条件分散が適用されるならば、このような在庫調整行動は生産の集積傾向を示しているという解釈が導かれるであろう。そのとき、販売量と在庫投資の間の無条件共分散は正となりこの結論に合致するであろう³⁾。本稿においては、在庫調整行動の含意する生産平準化の側面を把握するためには条件付きの 2 次のモーメントが有用であるという論点が強調される。

生産量は、87期の観察期間のうち17回販売量よりも（条件付き分散で測定した）変動が小となる。それらの期間は、1973：1，1973：2，1974：2，1975：2，1976：2，1980：4，1982：2，1982：3，1984：2，1986：2，1987：4，1988：1，1988：2，1989：2，1991：2，1991：3，および1992：1である。5つの例外的な期間（1982：2，1986：2，1988：2，1989：2，1991：3）を除いて、販売予想はこれらの期間において現実の販売量を過小推定している。17の期間における販売予想の絶対誤差率が表 5 に示されている。これ

3) このことがあてはまるためには需要ショックにある程度の正の系列相関が存在することが必要であろう（例えば、Kahn (1987)）。

らの例外的な期間における販売予想の誤りが相対的に小さいことが表で示されている。販売量の変動が他の期間よりも相対的に大きいときには生産量の変動が販売量に比して小であること、およびそのような時期には販売予想が現実の販売量を過小推定しがちであることが図 1 および表 4 より看取される。図 2 および表 3 は販売量と在庫投資の間の条件付き共分散の時系列を示している。他の諸研究で報告された無条件共分散の推定値と異なり、それらはほとんど負であり（3つの小さな正の数値が観察されただけである）、条件付きの 2 次のモーメントを用いる場合生産平準化の必要条件が成立する可能性が高いことが示されている。

表 5 Rate of Absolute sales Anticipation Error (%)

1973 : 1	4.35
1973 : 2	.51
1974 : 2	5.68
1975 : 2	1.38
1976 : 2	1.90
1980 : 4	.21
1982 : 2	2.08
1982 : 3	.38
1984 : 2	.03
1986 : 2	.59
1987 : 4	1.34
1988 : 1	1.25
1988 : 2	.10
1989 : 2	1.09
1991 : 2	1.44
1991 : 3	.86
1992 : 1	2.45

生産量の変動が販売量のそれを上回る理由を更に調べるために、需要ショック、供給ショック、および需要の系列相関といった変数を含む回帰方程式が OLS によって推定された。生産平準化仮説に関する国際的なクロス・セクション分析においてフクダ＝テルヤマ (1990) は、販売量の分

散の生産量の分散に対する比率を被説明変数とし、需要ショックの分散の供給ショックの分散に対する比率および需要ショックの自己相関係数を説明変数とする回帰式を推定した。彼らの推定値はほとんど理論的な想定と合致するものであった。表6a と表6b は、同様の回帰計算の結果を示している。これらの回帰式における被説明変数 (VADSY) は、販売量の条件付き分散マイナス生度量の条件付き分散である。

表6a Dependent variable is VADSY

SMPL range : 1971.2–1992.1

Number of observations : 84

VAIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROE	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.5400570	0.2277654	-2.3711110	0.0201
SHOCDY(-1)	0.4438121	0.1303460	3.4048779	0.0010
CORSSI(-2)	-0.0697189	0.0801332	-0.8700386	0.3869
R-squared	0.129472	Mean of dependent var	-0.727935	
Adjusted R-squared	0.107977	S.D. of dependent var	2.065669	
S.E. of regression	1.950961	Sum of squared resid	308.3062	
Log likelihood	-173.8025	F-statistic	6.023478	
Durbin-Watson stat	1.617860	Prob (F-statistic)	0.003641	

表6b Dependent variable is VADSY

SMPL range : 1971.1–1992.1

Number of observations : 85

VAIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROE	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	-0.5859577	0.2170668	-2.6994348	0.0084
SHOCDY(-1)	0.4703694	0.1286877	3.6551237	0.0005
CORSS2	-0.0248874	0.0252846	-0.9842908	0.3279
R-squared	0.143030	Mean of dependent var	-0.761109	
Adjusted R-squared	0.122128	S.D. of dependent var	2.075990	
S.E. of regression	1.945095	Sum of squared resid	310.2383	
Log likelihood	-175.6341	F-statistic	6.842972	
Durbin-watson stat	1.708793	Prob (F-statistic)	0.001785	

これらの表において、需要ショックと供給ショックの差 (SHOCDY)

は販売量と生産量の相対的変動の差を有意に説明している。ただし、需要ショックは方程式(6)における販売量の残差、供給ショックは恒等式(4)と方程式(6)より求められた生産量の残差である。しかしながら、需要ショックの系列相関の尺度である CORSS1 と CORSS2⁴⁾については有意な説明力を検出することができなかった。これらの結果は、生産量と販売量の相対的変動規模を探求する試みとして不十分であるとはいえ、需要ショックに優越する供給ショックの存在が生産の集積を引き起こす可能性を示唆している。1974年の第3および第4四半期には、生産量と販売量の条件付き分散に大きな値が観察されている。これらの期間における生産の集積は、生産集積に関する典型的な説明が示唆するように、戦後の日本における最大の供給ショック（「オイル・ショック」）と緊密に関連していたであろう。これらの期間において、予想販売量は現実の販売量を過小推定しており、そのことの中に生産の意志決定ルールに影響する諸要因の間の相対的重要性が時間と共に変化する可能性が示唆されている。にもかかわらず、MGARCHの手法によって推定された本稿の在庫投資モデルは、販売量の過小推定と在庫投資の安定化効果の間の緊密な関係を示しているように思われる。これは在庫投資変動のうち従来の実証的諸研究において重視されることのなかった側面であるように思われる。

3-3 バッファ・ストック動機

図2と表3は販売量と在庫投資の間の条件付き共分散の時系列を示している。そこでは、3つの例外的で小規模の正の値が観察されるほかは共分散の値が一貫して負となっている。無条件の2次のモーメントに基づく実

4) t 期における販売予想の誤りが、(11)式中の販売量方程式に基づいて計測され、 $S_t - E_{t-1}(S_t) = RSAA_t$ と表されるとしよう。ここで E_{t-1} は情報セット Ψ_{t-1} に基づく条件付き期待値オペレータである。そのとき、これらの変数は $CORSS1 = RSAA_t \times RSAA_{t-1}$ 、および $CORSS2 = RSAA_t / RSAA_{t-1}$ と定義される。

証的諸研究においては、正の共分散が定型的事実 (stylized fact) とみなされている (例えば、ブラインダー (1986))。

しかしながら、負の共分散は生産平準化仮説が妥当するための必要条件であるとはいえ、それによって販売量が予期しない形で増大するとき在庫ストックが減少したり、あるいは予期しない販売量の減少が在庫ストックを増大させるということを必ずしも意味しないことに留意する必要がある。もし負の共分散の絶対値が十分に大であり、在庫投資の条件付き分散の規模を上回り、従って生産量の条件付き分散が販売量のそれより小であるならば、そのときにのみ在庫ストックを需要の確率的な変化に対するバッファとみなすことができるのである。

結 語

在庫投資の生産平準化仮説を分析するために本稿で採用されたアプローチは、伝統的な無条件の2次のモーメントのかわりに条件付きの2次のモーメントを用いる点で従来の諸研究と異なっている。関連する諸変数の変動の大きさを測定する基本的概念を変えることは、バッファ・ストックとしての在庫の役割を検出する試みにおいては特有の適切さを有しているように思われる。経済学的あるいは計量経済学的なモデルに基づいて形成される合理的期待値からの変数の乖離の尺度としての、生産量・販売量の条件付き分散を用いた分析においては、販売量の変動規模が比較的に大きい期間においては生産量の変動が販売量の変動よりも滑らかであるという傾向が看取された。この結果を販売量予想の方向および規模と結びつけると、在庫ストックをバッファとみなす伝統的なメカニズムが浮かび上がってくる。また生産量が販売量よりも滑らかに推移する期間が生産集積の期間によって速やかにとってかわられることも本稿において観察された結果である⁵⁾。上述のように、ストック調整モデルは生産平準化および生産集積

5) ただし、条件付分散による比較と生産量・販売量の現実の時間経路とは直接的関係をもたないであろう。そのことは条件付きの2次のモーメントが変数の合理的期待からの乖離の尺度と解されることからの帰結である。

の両現象と両立するので、これらの計測結果を従来の在庫投資モデルの含意として一貫した解釈ができるように思われる。

販売量と在庫投資の間の条件付き共分散の時系列がほとんど負であることは、従来の実証研究で得られた結果と著しい対照をなしている。これは、販売量がほとんど常に在庫変動の流れと負の相関を持っており、更に特定の期間においては在庫ストックとも負の相関を持っていることを反映している。

生産量の（無条件）分散が販売量の（無条件）分散を上回るという従来の経験的結果に対しては、企業の在庫調整行動に基づいて整合的な解釈を与えることができる。即ち、予期しない販売量の変化に対する初期の反応に続いて、生産量は販売量の新しい水準へと調整されねばならないと同時に、販売量の新しい水準に対応して変化した適正在庫ストックに対しても同様に調整されねばならないであろう。このような在庫投資行動は（無条件分散の概念によって計測される場合）生産集積という結果へと導く可能性が高いのである。

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.
- Blinder, A. (1982), "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics," *American Economic Review*, 334-348.
- (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: What Have We Learned?" NBER Working Paper, no. 3408.
- Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", Discussion Paper 85-16, University of California, San Diego.

- Bryan, W. (1967), "Bank Adjustment to Monetary Policy: Alternative Estimates of the Lag", *American Economic Review*, 855-864.
- Davidson, R. and Mackinnon, J. (1993), *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford.
- Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 987-1008.
- Engle, R., Lilien, D., and Robins, R. (1984), "Estimation of Time Varying Risk Premium in the Term Structure", Discussion Paper 82-4, University of California, San Diego.
- Feldstein, M., and Auerbach, A. (1976), "Inventory Behavior in Durable Goods Manufacturing: The Target Adjustment Model", *Brookings Papers on Economic Activity*, 351-396.
- Fukuda, S. and Teruyama, H. (1990), "Sources of Inventory Fluctuations -Some International Evidence", Discussion Paper 90-11, Yokohama National University.
- Hirsch, A., and Lovell, M. (1969), *Sales Anticipation and Inventory Behavior*, John Wiley & Sons.
- 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.
- Metzler, L. (1941), "The Nature and Stability of Inventory Cycles", *Review of Economics and Statistics*, 113-129.
- Nelson, D. (1991), "Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica*, 347-370.
- Orr, L. (1967), "A Comment on Sales Anticipations and Inventory Investment", *International Economic Review*, 368-373.
- Pashigian, P. (1965), "The Relevance of Sales Anticipatory Data in Explaining Inventory Investment", *International Economic Review*, 65-91.
- Ramey, V. (1991), "Nonconvex Costs and the Behavior of Inventories", *Journal of Political Economy*, 306-334.
- Weiss, A. A. (1986), "Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing", *Econometric Theory*, 2, 107-131.
- West, K. "Evidence from Seven Countries on Whether Inventories Smooth Aggregate Output", NBER Working Paper, no. 26640.

Wilkinson, M. (1989), "Aggregate Inventory Behavior in Large European Economies", *European Economic Review*, 181-194.