

在庫変動と予想の構造¹⁾

— 1つの計量的分析 —

森 口 親 司

は し が き

この小論では、最近私がこころみた在庫変動の計量的分析で得た結果と、そこで、遭遇したいくつかの問題点について報告したい。

在庫変動の計量的分析については、これまであらわれた多くのエコノメトリック・モデルの中で、よりよい在庫方程式を求めるといって主として行なわれてきたようである。しかし、すくなからぬ場合についていえることは、在庫方程式の設定(specification)の目標は、もっぱら、方程式の決定係数の増大におかれ(このことは必ずしもモデル全体の予測力の増大をもたらさない)、在庫変動 per se の計量的研究をめざしたものでなかったということだ。在庫変動 per se の研究と私がいう場合、在庫変動にかんする仮説の作成と検討を、産業別、ならびに生産の段階別に行なうことが中心的な課題となる。この点については、ストック・アジャストメント・モデルの発展の途上においてすでに提出されているいくつかの仮説の検討すらもわが国では行なわれていないということからもわかるようになり未発展の段階にあったように思われる。もちろん、提出された仮説の検討自体でさえ必ずしも簡単なことではないかもしれない。わが国の経済統計の1つの泣きどころが在庫関係のものだからである。

この論文では、既存企業における在庫変動の分析に限定して、新設法人のとり扱いを回避するという前提のもとに、『法人企業統計季報』のデータに修正を加えて、製品在庫の変動について既に提出されている仮説の検討を行なった。

1. Stock Adjustment Model の発展

今($t-1$)期末にあって保有する製品在庫ストックを H_{-1} 、 t 期の予想販売量 \hat{S} に対して t 期末に保有するこ

とが望ましいと考えられる在庫ストック H^d を次式で与える。

$$(1) \quad H^d = H_0 + r\hat{S}$$

ここに最適限界在庫・売上比率 r の存在を仮定する。 H_0 は、固定値を有する r と現実における最適(平均)在庫・売上比率の可変性とを両立させるためにもうけられた定数項である。季節的変動のいちじるしい産業(あるいは企業)においては、 H_0 は季節ごとにことなつた値をとると考えることも可能であろう。

(1・1) 調整係数

$(H^d - H_{-1})$ が t 期における望ましい在庫変動であるが、これを実現することは生産の側の条件から可能であるとはかぎらない。そこで t 期の計画された(あるいは意図された)在庫投資 \hat{J} は

$$(2) \quad \hat{J} = a(H^d - H_{-1})$$

で与えられると考える。(2)および(1)より、

$$(3) \quad \hat{J} = aH_0 + ar\hat{S} - aH_{-1}$$

を得る。ところで、(2)式における調整係数 a は、グッドウィンの「伸縮的加速度係数」以来の伝統的なアプローチだが、これに代わる1つの有力なアプローチとして、ジョンストン[1]のものがある。これによれば意図した在庫投資 \hat{J} は次のように与えられる。

$$(4) \quad \hat{J} = H^d - H_{-1} + \mu(H_{-1} - H_{-2}) \\ = H^d - H_{-1} + (1-\mu)(H_{-1} - H_{-2})$$

これを(3)式と比較すればわかるように、(3)式では、 $(H^d - H_{-1})$ に調整係数 a が乗じられたのにたいして、(4)式では調整項目 $(1-\mu)(H_{-1} - H_{-2})$ が加えられている。

この加えられた調整項目のもつ役割をみてみよう。今予想販売量が堅実に増加している状態を考えよう。在庫ストックは不足状態にあり、 $H^d > H_{-1}$ かつ $H_{-1} > H_{-2}$ であろう。このとき調整項目 $(1-\mu)(H_{-1} - H_{-2})$ はマイナスとなり、 J が $H^d - H_{-1}$ をこえないよう作用する。また予想販売量がコンスタントに下降する場合も同様のことがいえる。さらに前期末在庫ストックが望ましい水準に到達しているとき、第2項は消え、 $J = H^d - H_{-1}$ と

1) この小論の一部は、1964年7月に行なわれた第2回計量経済学研究会議に報告された内容と関連しており、そのとき与えられたいくつかの貴重なコメントが生かされている。コメントを与えて下さった方々、特に藤野正三郎・新開陽一両氏に謝意を表したい。

なる。(3)式においては、 $(H^d - H_{-1})$ という望ましい在庫と現実の在庫との間のギャップについて、その絶対量の大小にかかわらず、常にその100a%の実現が意図されると仮定しているのに対して、(4)式では $H^d - H_{-1}$ がそれほど大きくなければ、(實際上これは $H^d_{-1} - H_{-1}$ がゼロに近いときに限られているであろう)そのすべてを今期の在庫投資で実現しようと計画することに等しい。以上のことから、ジョンストン[1]の調整ピヘイピアは、固定した調整係数 a の適用を非現実的とみなす批判にこたえる有力なアプローチであるといえよう。

(1・2) 予想販売量

在庫変動の分析において、予想販売量 \hat{S} をどう具体的につかまえてゆくかについては、いくつかの接近法があるが、ここではその紹介を省いて、以下でテストする方程式における取り扱いにかぎって説明する。

第1の接近法は、ラベル[2]、ファインスティン[3]、ポール・ドレイク[4]に連なる一連の分析でとられている方法であるが、これは

$$(5) \quad \hat{S} = \rho S_{-1} + (1-\rho)S$$

とおく。 ρ の値は未知だけれども安定的な値をもつと仮定して、 \hat{S} を実現値 S と前期の実績 S_{-1} とであらわすのである。この関係式を(3)式に代入して ρ の値をも推定することが可能である。

第2の接近法は S にかんする分布ラグ型の関係で、 \hat{S} を代置するものである。

$$(6) \quad \hat{S}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \tau^{i+1} S_{t-i}$$

これで与えられる S は、予想販売量というよりは、 t 期の生産量および在庫投資決定の基礎となる正常販売量という方がよいだろう。

(1・3) 基本方程式

望ましい在庫と現実の在庫との間のギャップをどう調整するかについて、(1・2)で、2通りの方法をのべた。また今みた通り、 S の取り扱いについて、2通りの方法を示した。さらに生産計画量 \hat{P} は $\hat{P} = \hat{J} + \hat{S}$ で与えられるが、以下では生産計画量は、 \hat{S} にみこみ違いがある場合でもその期間中には修正されないと仮定する。つまり、 $\hat{P} = P$ 。

以上の前提から、次の4つの基本方程式を得る²⁾。

$$(7) \quad J = aH_0 - \rho(ar+1)\Delta S + ars - aH_{-1}$$

仮定(3)および(5)の組合せ

$$(8) \quad J = aH_0(1-\tau) + [(1+ar)\tau-1]S + \tau S_{-1} + (\tau-a)H_{-1} + (a\tau-\tau)H_{-2}$$

仮定(3)および(6)の組合せ

$$(9) \quad J = \mu H_0 + [(1+r)(1-\rho)-1]S + [(1+r)\rho - (1-\mu)r(1-\rho)]S_{-1} - (1-\mu)r\rho S_{-2} - \mu H_{-1}$$

仮定(4)および(5)の組合せ

$$(10) \quad J = \mu(1-\tau)H_0 + [(1+r)\tau-1]S - [\tau r(1-\mu)-\tau]S_{-1} + (\tau-\mu)H_{-1} + \tau(\mu-1)H_{-2}$$

仮定(4)および(6)の組合せ

さて以上4つの方程式をみると、(8)と(10)とは推定式としては同じものである。また(9)は(7)にもう1つの説明変数 S_{-2} が加わったものであり、(8)―(10)は(7)にもう1つの説明変数 H_{-2} が加わったものである。

2. データの検討——法人企業統計季報データ——

以上前章で示した製品在庫投資にかんする方程式(7)―(10)を、『法人企業統計季報』からとった業種別の4半期データによって推定しよう。その準備としてまず検討しなければならないのは、「法人企業統計」データの時系列としての性質である。これについては、3つの大きな問題がある。第1は在庫ストックの評価調整の問題であり、第2は、年々の標本変更に伴う標本誤差の問題であり、第3の問題は、企業新設および消滅の取り扱いである。

(2・1) 評価調整の問題

国民経済計算調査委員会基礎資料によれば³⁾昭和34年現在で全産業中(大蔵省『法人企業投資実績調査』に含まれる企業を対象として)評価額による在庫評価法の分布をみると、原材料・仕掛品・製品の区別なく移動平均法が第1位にあったが、それも20~30%をしめるにすぎない。評価調整の必要性をなくすると考えられる後入先出法は5%前後である。このことは、計量的分析に先立って、在庫ストックの実質額を求める場合、そのデフレーターを選択にかなりの困難を予想させるものである。以下では可能な範囲で製品・原材料・仕掛品在庫のそれぞれに別箇のデフレーターを用いる。また4半期ごとの在庫ストックのデフレーターとして日銀価格指数の3ヵ月単純平均を用いる。

業種別とはいってもまだアグリゲーションの度合は高く、同業種内でも1企業の製品が他企業の原材料であることも多い。従って、製品在庫のデフレーターを構成す

2) 各式の導き方は紙数の都合で割愛するが(9)(10)については、ポール・ドレイク[4]を見られたい。

3) 基礎資料第2巻参照。

る個別指数のウェイトはより最終生産物の方向に傾いており、原材料在庫デフレーターの場合は、逆にウェイトは原材料・半成品の方に傾いており、仕掛品在庫デフレーターの場合はその中間であると仮定した。具体的には次の通りである。

(1) 製造業 製品在庫および売上のデフレーター (消費材 0.7, 資本財 0.3 というウェイトで作った最終需要財価格指数); 仕掛品在庫デフレーター (製造業卸売物価指数); 原材料在庫デフレーター (生産財価格指数)

(2) 鉄鋼業 製品在庫および売上 (1次および2次製品価格指数の加重平均); 仕掛品 (鉄鋼業卸売価格指数); 原材料 (素材および1次製品価格指数の加重平均)

(3) 繊維工業 製品在庫および売上 (原糸・織布価格指数の加重平均); 仕掛品 (繊維業卸売価格指数); 原材料 (素材・原糸価格指数)

化学工業および機械工業についてはデータがないため生産の段階別に別箇のデフレーターを用いることができなかった。

以上の諸デフレーターのうち、「加重平均」とあるもののウェイトは『日銀経済統計月報』における昭和27年基準のものである⁴⁾。鉄鋼および繊維(とくに天然繊維)部門の原材料のうち相当部分は長期契約による輸入による部分が多い。したがって価格変動のカレントな動きがそのまま在庫評価額に反映されていないかもしれない。この点ではデフレーターを過去のより長い期間にわたる平均として求める方が適当かもしれない。

(2・2) 標本誤差の修正

『法人企業統計季報』は年々の標本調査によって得られる資料からの推計に基いている。標本の切りかえは毎年第2・4半期(4~6月)に行なわれ、それに伴う在庫額の変化の度合を示すために、第1・4半期については、旧標本による値と、新標本による値の両者を示してある。業種によって両者の差はかなり大きく、時に在庫額の1割を越えることがある。もしこのようなデータから、時系列を作り、在庫ストックから、その1次階差として在庫投資を求めると、第1・4半期あるいは、第2・4半期の在庫投資は、標本変更に伴うギャップを含むことになる。これは在庫投資の推計という観点から問題であるのは当然として、さらに、時系列データの回帰分析の観

4) 製造業の生産財価格指数は昭和35年以後、カバリッチが変更されており、35年以前については資本財のウェイトが高くなっている点に問題がある。

点からいえば、ヘテロスケダスティシティの問題をひき起す。つまり第1・4半期における在庫投資の中の不規則変動部分の分散が他の期間にくらべていちじるしく大きいということになる。

新旧両標本間のギャップの一部または相当部分(とくに一般機械工業の場合)は新設企業および解散企業⁵⁾によるものである。これらの経済行動は、既存企業群のそれとはいちじるしく異なるであろう。前章で導いた4つの方程式は既存企業の在庫投資にかんする仮説に基づくものであって、新設企業の行動はことなつた理論ないし仮説のもとに検討されねばならない。

以上のような理由から、以下では次のような修正をこころみた。昭和37年第1・4半期の数字は新標本によるものとする。新・旧標本による数字の間に乖離があれば、比をとって、それを過去4期間(すなわち36年の各期)の数字にかけて調整する。つまり36年各期の数字を、37年との間にギャップが生じないように全体をレベル・アップ又はレベル・ダウンするのである。次に35年の各期の数字を同様に修正し、36年第1・4半期についての旧標本による数字と新標本による数字(ただしこの数字自体が、37年との関係において既に修正されている)とが一致するようにする。以下同様にして、28年までさかのぼる。

3. 計算結果

(3・1) 方程式(7)の推定結果

以上のように修正したデータを用いて方程式(7)を推定した結果が表1である。ここでは従属変数は在庫投資(J)ではなく在庫ストックそのもの(H)であるが、これは推定結果——各パラメターの値およびその標準誤差には何の影響もない。ただ H を J でおきかえるとき R^2 は相当程度小さくなる。

まず「調整速度」を示す係数 a についてみよう。 a がもっとも低いのは化学であり、もっとも高いのは機械で、鉄鋼・繊維はその中間にくる。機械工業では「望ましい在庫」と期首在庫の差の30%が今期に実現すべく計画されるのに対して、化学ではそれが僅かに10%、繊維・鉄鋼では24~22%が計画される。

表1の右半分には、ラベル[2]が米国の製造業についておこなつた推定結果を並記している。調整係数 a の値を比較すると、全般にわが国産業の方が a の値が大きい

5) ここに新設法人という場合、資本金200万以下の企業が増資によって200万をこえることによって自動的に「法人企業統計」調査の母集団の1員となることをも含める。

といえるようだ。調整係数 a が大きいほど、それが在庫循環をより不安定にすることは、いろいろな形の在庫循環モデルでたしかめられているところであるが⁶⁾、この意味で上の結果は興味ぶかい。

次に ρ の値について見よう。基本方程式を導くときにのべたように、 $\rho=0$ は完全予想 $\hat{S}=S$ を、 $\rho=1$ は静学的予想 $\hat{S}=S_{-1}$ を示す。鉄鋼・化学・機械では ρ は 0.1 よりも小さく、予想は的確だといえよう。これに対して、繊維では ρ は 0.118、さらに製造業全体では 0.175 となっている。これをラベル [2] の得た結果と比較すると、1つの共通性が見出されるであろう。ラベルは製造業を単に耐久・非耐久の2つに分けて ρ を求めているが ρ は耐

久財製造業で 0.092 であり、非耐久財製造業で 0.170 と大きくなる。わが国の場合、他に比べて高いことはラベルの結果と照合しているように思われる。

しかし以上の分析は、予想販売量 \hat{S} が S および S_{-1} と常に安定した一定の関係を保持していることを前提として行なわれているが、実際に果してそうであるかどうかはわからない。 \hat{S} と S および S_{-1} との関係については、後に日本銀行「主要企業の短期経済観測」データにふくまれている予想データを分析することによって、 ρ の値を別の面からチェックし、さらには ρ の安定性についても検討することとしたい。

表 1 製品在庫
 $H = aH_0 + b_1Q_1 + b_2Q_2 + b_3Q_3 + ars - \rho(ar+1)\Delta S + (1-a)H_{-1}$

	製造業	鉄鋼	繊維	化学	機械	Total	Durable	N. Durable
aH_0	60.6* (16.8)	.3 (1.2)	19.1 (4.5)	-3.3* (1.0)	3.7* (1.6)	-258.2	-325.8	418.7
b_1	-42.6* (14.9)	-6.9* (3.0)	-4.8 (7.2)	-4.9 (2.9)	-.9 (1.1)			
b_2	-41.6* (10.9)	-1.8 (3.0)	-10.7 (7.0)	.6 (2.9)	-1.3 (.9)			
b_3	-50.2* (11.9)	-4.3 (2.8)	-7.9 (6.9)	2.4 (2.8)	-.4 (1.1)			
ar	.06853* (.015)	.09768* (.021)	.03713 (.027)	.06617* (.024)	.05118* (.015)	.0419 (.0203)	.0550* (.0143)	.0058 (.0292)
$\rho(ar+1)$.18878* (.0067)	.06501 (.056)	.12124 (.084)	.07322 (.043)	.06483 (.036)	.1315 (.0417)	.0970* (.0283)	.1695* (.0685)
$1-a$.73582 (.071)	.77521 (.065)	.75825 (.106)	.87386 (.068)	.69347 (.106)	.8479 (.0649)	.8171 (.0523)	.9351 (.0858)
R^2	.9885	.9849	.7184	.9915	.9613	.958	.966	.947
a	.26418	.22479*	.24175*	.12614	.30653*	.1521*	.1829*	.0649
r	.2594	.4345	.1535	.5245	.1669	.2755	.3007	.0894

(3・2) 方程式(8), (9), (10)の検討

残り3つの方程式のうち、まず方程式(9)についてみよう。(9)は H^d と H_{-1} とのギャップにかんする調整については、(3)式に従い、 S については分布ラグ型の関数によるものである。推定式として(9)式は、先に検討した(7)式に S_{-2} という別の説明変数が加えられたものである。推定結果は紙数の都合もあってここに掲げないが、新たな説明変数 S_{-2} を加わえたことの効果は各業種にわたって全くなく、 R^2 はむしろ減少した。式(9)を簡単に

$$H = a_0 + \sum b_i Q_i + a_1 S + a_2 S_{-1} + a_3 S_{-2} + a_4 H_{-1}$$

とかけば、これらの係数 a_1, a_2, a_3 の間には次の関係が

みいだされる。

$$a_1 + a_2 + a_3 = r\mu$$

また、 $a_4 = 1 - \mu$ だから、パラメーター推定値より、在庫・売上比率 r および分布ラグ関数における公比 μ の値を推定することができる。結果は次のとおりである。

表 2 方程式(9)の結果

	製造業計	鉄鋼	繊維	化学	一般機械	電気機器
μ	0.278	0.196	0.237	0.119	0.359	0.171
r	0.259	0.486	0.145	0.526	0.174	0.609
ρ	0.301	0.268	0.191	0.351	0.149	0.348

r の推定値にかんしては、表1と比較してほとんど変化がない。 μ の推定値も、表1の調整係数 a の推定値と大きな差はない。

これに対して、予想販売量 S にかんするパラメーター ρ の推定値は係数 a_1, a_2, a_3 の推定値のそれぞれから推定

6) 例えば、ラベル [5] における多部門モデルの安定性にかんするいくつかの定理を見よ。もっとも簡単な場合は、定理VIについてわかる通り、調整係数 a の増加は体系の不安定性の可能性をたかめる。

することができる(したがって過剰決定である)が、 a_1 の推定値を使って推定すると表2のようになる。表1の結果とくらべて、 ρ の値は相当大きくなっている。

方程式(9)と方程式(7)とを比較する場合、統計的あてはめのよさだけからいえば、(7)の方がすぐれているが、各パラメータの推定値の大きさから何らかのチェックを行なわねばならない。特に、どちらの方程式の与える ρ の値がよりプロジブルであるかということ別の情報からたしかめねばならぬ。これは次章で行なわれる。

次に方程式(8)および(10)であるが、これらは、分布ラグ関数で与えられる正常販売量を \hat{S} とする点で共通しており、 H^d と H^{-1} との間の調整にかんして異なっている。しかし推定式としては同一なので(8)と(10)との比較は個々のパラメータ推定値の大きさが相応のものであるかどうかという点にかかってくる。今(8)・(10)式を

$$H = a_0 + \sum b_i Q_i + a_1 S + a_2 S_{-1} + a_3 H_{-1} + a_4 H_{-2}$$

とかくと、(8)式のもとでは $a_2 = \tau$, $a = \frac{\tau + a_4}{\tau}$ となる。

また(9)式のもとでは、 τ は

$$\tau^2 - (1 + a_3)\tau - a_4 = 0$$

の根であり、 μ は a と同じく $\mu = \frac{\tau + a_4}{\tau}$ で与えられる。

推定結果からこれらのパラメータを求めたのが表3である。表3の中の斜線は推定値がマイナスとなっていることを示す。公比 τ は(8)式と(9)式のいずれにかかわらず小さく(7)。また a および μ の値はマイナスであるかそうでなければプラスで1よりも大きく、いずれにしても納得のゆく大きさではない。このようなことから見て、分布ラグ関数で S をおきかえることはわが国の場合無理だということがわかる。

表3 方程式(8)・(10)の結果

		製造業	鉄 鋼	織 維	化 学	機 械
(8)	τ	0.152	0.036	0.084	0.080	0.050
	a	/	/	/	2.475	1.234
(10)	τ	0.124	0.136	0.133	/	/
	μ	/	/	/	2.475	1.234

(3・3) クロス・セクション推計による ρ の検討

以上の結果から、分布ラグ型の正常販売量を考慮した方程式(8)および(10)は方程式(7)および(10)にくらべて、パラメータの推定値の大きさが不満足なものであるとい

7) 今 S が成長率 g でコンスタントに成長しているとする。このとき公比 τ はほぼ次の関係をみたさねばならない。 $\tau = \frac{1+g}{2+g}$ 。ポール・ドレイク[4]は(10)式について $\tau=0.56$ (全産業)を得ている。

うことでおとされよう。そして、さきに述べたように方程式(7)と方程式(9)の優劣は、パラメータ ρ の推定値の大きさを比較することによって行なわれねばならない。

そのための独立の情報を得るために、日本銀行「主要企業の短期経済観測」の基礎データを利用して、 $\hat{S} = a_0 + a_1 S_{-1} + a_2 S$ の推定をクロス・セクションで行なった。表4はその結果である。鉄鋼29社については2つの期間について、また繊維18社については3つの期間について ρ の値を求めている。 ρ の値は全般的に大きく、方程式(7)の推定結果から求めた ρ の値よりは、方程式(9)から求めた ρ の値により近い。

表4 予想販売量

$$\hat{S}_t = a_0 + a_1 S_{t-1} + a_2 S_t \text{ (クロス・セクション)}$$

期 間	鉄 鋼 (29 社)		織 維 (18 社)		
	36 年IV	37 年II	35 年IV	36 年I	37 年I
a_0	138.6	-45.0	468.1	435.6	15.1
a_1	.6329*	.2569	.1960	.6277*	.5776*
	(.051)	(.136)	(.168)	(.210)	(.060)
a_2	.3731*	.7534*	.7484*	.3252	.3914
	(.049)	(.137)	(.166)	(.204)	(.056)
$a_1 + a_2$	1.0060	1.0103	.9444	.9529	.9690
R^2	.996	.991	.994	.976	.997

鉄鋼と繊維にかんしてみるかぎりでは、わが国の場合、ジョンストン型の調整項目を考える方がうまく行くといえそうである。しかし、クロス・セクション分析の結果からわかるとおり、 ρ の値は時とともにかなり大きく変動している。予想の構造を中心において、在庫変動の分析をさらに深めてゆくためには、 ρ の値の景気の局面別分析が必要となろう。

参 考 文 献

1. Johnston, J., "Econometric Study of Production Decision", *QJE*, May 1961.
2. Lovell, M., "Manufacturers' Inventories, Sales Expectations, and the Acceleration Principle", *Econometrica*, July 1961.
3. Feinstein, C. H., "Stock, Sales and Stock Building", *London & Cambridge Economic Bulletin*, No. 45, The Times Review of Industry & Technology, March 1963.
4. Ball, R. J. & Drake, P. S., "Stock Adjustment Inventory Models of the UK Economy", *Studies of Manchester School*, May 1963.
5. Lovell, M., "Buffer Stocks, Sales Expectations, and Stability: A Multi-sector Analysis of the Inventory Cycle", *Econometrica*, April 1962.