牛乳経済の模型分析

高　坂　祐　輔

信州大学農学部　農業経営学教室

目　次

序

「蚕糸経済」とか「米穀経済」という用語は古くから用いられている。蚕糸経済は養蚕農家の繭生産からはじまつて，製糸を経て絹製品の消費に至る一連の経済を総括的に表わす概念であるし，米穀経済は米作から米の消費に至る一連の経済を総括的に表わす概念である。ところが，牛乳，乳製品の経済に関しては，上述の2概念に相当するような概念は見当らないように思われる。農家の生乳生産から飲用牛乳および乳製品の消費に至る一連の経済を総

括的に「酪農経済」と称することもあるが,(註1)「酪農」という概念は,元来農業経営において飼料作物を栽培して乳牛を飼養し,その生産物たる生乳をそのまま,あるいはそれをバター,チーズ等に加工して販売するとともに,副産物を利用して経営の合理化をはかる農業経営型態を指すものであるから,かならずしも好ましい用語であるとはいえないように思われる。一方「乳業経済」という用語があるが,これは主として生乳の加工段階の経済を表わす概念であつて,「乳業資本」などとよくいわれることからも明らかであろう。

そこで,筆者は農家の生乳生産から,企業的な生乳の加工段階を経て,乳製品等の消費に至る一連の経済を総括的に「牛乳経済」と称することにする。したがつて,本分析は上述のような牛乳に関する一連の経済の模型分析をおこなおうとするものである。

わが国牛乳経済は戦後目覚ましい躍進を遂げつつあるが,最近貿易自由化の進展を契機として,わが国牛乳経済の国際競争力に関する論議が再燃してきており,国の酪農政策上の問題をはじめ,種々の問題が山積していることは周知のとおりである。

ところで,計量経済模型分析手法がわが国にはじめて導入されたのは1950年代に入つてからであるが,この分析も,構造分析,成長分析の段階を経て,いまや政策効果の分析にまで分析領域を拡げてきつつある。計量経済模型は実験の許されない現実の経済についての一種の実験装置であるから,計量経済分析の特色はその操作性にあるといえよう。

したがつて,われわれがもし複雑な牛乳経済の運動法則をかなり的確にとらえることのできる模型を作製し得たならば,わが国牛乳経済の構造が解明されるのみならず,予測や政策効果の分析も可能となるので,現在山積している牛乳経済上の諸問題の解明に寄与するところすこぶる大なるものがあろう。

牛乳経済の計量経済模型はアメリカの Rojko〔2,3〕のものがよく知られているが,これはわが国にも紹介(註2)されているので,ここでの説明は省略する。わが国においては唯是氏〔6〕がやはり Rojko 型の模型の作製を試みておられるが,これらはいずれも生乳供給量を所与とした静態模型であり,かならずしもわれわれの目的にそい得るものではない。

そこで,筆者は生乳の生産(供給)函数をも含めた動態模型を作製し,また安定分析等をおこなうことによつてわが国牛乳経済の構造をある程度明らかにし,より完全な模型分析をおこなうための手がかりを得ようと試みたので,ここに報告する次第である。

分析結果は以下に示されるが,模型が単純すぎて現実妥当的でないこと,統計資料の一部に欠陥のあること,さらに必要な資料が不備であることなどによつて,結果はけつして満足すべきものではない。しかし,この種の作業は1回限りのものではなく,絶えず推定しなおして現実への近似度を高めていくべき性質のものである。この意味において,この分析は第2次接近への礎石となるものである。

註1 伊藤教授〔1〕の著書はこの好例であろう。

註2 文献〔4,5〕を見られたい。

I 計量模型の設定

牛乳経済の模型を作製するにあたつては,現実に近い仮設を導入し,経済的事実を反映した模型を設定するように努力せねばならない。したがつて,ここでまずわが国牛乳経済の特

質をきわめて簡単に要約してみよう。

牛乳はその性質上生乳のままで長期間保存することはできない。また，生産者としては，増産された牛乳が値下りしたからといつて売り控えするわけにはいかない。そこで，乳業者はとにかく生産者が出荷してきたものは一応これを買い入れる。乳業者としては飲用乳＝市乳として販売すれば最も利潤が大きいようであるが，飲用乳として売れない分はこれを乳製品にまわす。乳製品のうちでもバターやチーズに比較して煉乳や粉乳の方が保存に便利である。そうした事情から，生乳の余剰が多い場合には煉・粉乳の生産が多くなる。したがつて煉・粉乳は牛乳需給に対して調整的機能を果すことになる。こうして，牛乳が過剰になつてくると，過剰分は主として煉・粉乳の型で販売されるのを待つわけである。しかし，乳業メーカーとしても，あまり長期間大量の在庫をかかえておくわけにはいかない。わが国の牛乳問題は生乳生産の過剰→乳製品（主として製菓原料の煉・粉乳等）在庫の増加・累積→メーカーの牛乳生産抑制企図という過程を経て生じているように思われる。

以上のような特質を考慮して，牛乳の需給に関する計量模型を２個設定する。

§1 模 型 I

模型Ｉはつぎの８個の方程式より構成されている。

$$
\left.\begin{array}{ll}
(1.1) & Q_{pt}=b_{10}+b_{11}P_{ot}+b_{12}P_{ft}+b_{13}t+u_1 \\
(1.2) & Q_{mt}=b_{20}+b_{21}Q_{pt}+u_2 \\
(1.3) & P_{mt}=b_{30}+b_{31}Q_{mt}+b_{32}\left[S_m-S^*{}_m\right]_{t-1}+u_3 \\
(1.4) & P_{dt}=b_{40}+b_{41}Q_{dt}+b_{42}P_{mt}+b_{43}C_t+b_{44}N_t+u_4 \\
(1.5) & D_{mt}=b_{50}+b_{51}P_{mt}+b_{52}P_{dt}+b_{53}C_t+b_{54}N_t+u_5 \\
(1.6) & P_{ot}=b_{60}+b_{61}P_{dt}+u_6 \\
(1.7) & Q_{pt}=Q_{dt}+Q_{mt}+Q_{rt} \\
(1.8) & S_{mt}=S_{m,t-1}+Q_{mt}-D_{mt}+M_{mt}-F_t
\end{array}\right\}\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots(1)
$$

なお，ここに使用された変数の記号はつぎのとおりである。

内生変数

Q_p ：生乳総生産（単位：1,000トン）

P_o ：生乳生産者実質価格（単位：円/10キログラム）

Q_m：乳製品生産（生乳換算）（単位：1,000トン）

P_m ：乳製品実質価格指数（1960＝100）

P_d ：飲用牛乳実質価格（単位：円/0.18リットル）

Q_d ：飲用牛乳生産（＝消費）（単位：1,000トン）

S_m ：乳製品期末在庫（生乳換算）（単位：1,000トン）

D_m：乳製品消費（生乳換算）（単位：1,000トン）

外生変数

P_f ：配合飼料実質価格（乳牛用）（単位：円/30キログラム）

t ：時（1959―Ｉ＝１）

$S^*{}_{m\cdot t-1}$：乳製品前期末在庫の趨勢値（単位：1,000トン）

C ：実質個人消費総支出（単位：10億円）

N ：人口（単位：10,000人）

Q_r ：飲用および乳製品用以外の用途に向けられた生乳（単位：1,000トン）

M_m：乳製品輸入（生乳換算）（単位：1,000トン）

F ：学校給食用に政府が買い上げた乳製品（生乳換算）（単位：1,000トン）

また，u_i はこれら諸変数だけでは説明されない残差を表わす確率変数であり，b_{ij} はそれぞれ構造パラメーターである。

（1.1）式は生乳の生産函数であつて，生乳生産は同時の生乳生産者実質価格，飼料実質価格および時の函数であるとしたものであり，趨勢変数 t は生乳生産力の向上等を考慮するために使用されたものである。時のような擬似変数を使用することは，われわれの分析にとつてけつして好ましいことではないが，現在の段階では農家の複雑な生乳生産行動を現定する要因の解明が充分にはなされていないので，止むを得ず暫定的にそれを使用したものである。

（1.2）式は乳製品の生産函数であつて，乳製品生産は同時の生乳生産の函数であるとしたものである。もちろん，現実の乳製品生産が同時の生乳生産のみによつて規定されるものとは考えられないので，変数を追加するなどして他の型の函数の計測も種々試みたが，フィットの良好な函数を見出し得なかつたので，このように単純な函数を設定したのである。

（1.3）式は乳製品実質価格決定函数であつて，乳製品実質価格は同時の乳製品生産および前期末在庫の趨勢値からの乖離の函数であるとしたものである。これも前式同様他の型の函数の計測を種々試みたが，フィットの良好なものを見出し得なかつたので，このような単純な函数を設定したものである。この乳製品価格決定行動は主として乳業関係者によつて担当されるものとここでは想定している。

（1.4）式は飲用牛乳実質価格決定函数であつて，飲用牛乳実質価格は同時の飲用牛乳生産（＝供給），乳製品実質価格，実質個人消費総支出および人口の函数であるとしたものである。これはまた飲用牛乳消費函数でもある。

（1.5）式は乳製品消費函数であつて，乳製品消費量は同時の乳製品実質価格，飲用牛乳実質価格，実質個人消費総支出および人口の函数であるとしたものである。飲用牛乳と乳製品一般との間に，消費における代替関係があるかどうかは疑問があるが，（1.4），（1.5）両式とも，一応代替関係があるものと仮定して設定した。

（1.6）式は価格関係式であつて，生乳生産者実質価格は飲用牛乳実質価格の函数であるとしたものである。

（1.7）式は恒等式であつて，生乳総生産は飲用牛乳生産，乳製品向生乳およびその他の用途に向けられた生乳の和に等しいことを示したものである。

（1.8）式もまた恒等式であつて，乳製品の期末在庫は，前期末在庫に当期の生産および輸入を加算したものから，当期の消費および学校給食用に政府が買い上げたものを控除したものであるとする関係を示したものである。なお，本分析の計測期間中には，畜産事業団による乳製品の買い上げはまつたく行なわれていないことを附記しておく。

この計量模型は Q_p 以下8変数を内生変数としてある。したがつて，内生変数の数と方程式の数とは等しく完全体系となつて体系内の構造パラメーターが既知ならば，この連立方程式を解くことによつて内生変数の値を求めることができる。

ここで識別の問題を検討しておこう。模型に含まれている変数は内生変数８個，先決変数９個，計17個である。（1.1）式に含まれない変数の数は17－４＝13（個）である。一方，式数は８個であるから13＞8－1となつて，（1.1）式は過剰識別となる。同様にして，以下（1.6）式まですべての式が過剰識別となつているから，これら各式の識別のための位数条件（order condition）は満されている。模型Ⅰの構造パラメーターの推定は部分情報最尤法によつておこなうこととする。

§２　模　型　Ⅱ

模型Ⅱは模型Ⅰの対立模型（alternative model）として設定されたものである。模型Ⅱが模型Ⅰと異る点は，生乳生産函数が変更されていることのみである。模型Ⅰの生乳生産函数においては，生乳生産は同時の生乳生産者実質価格および配合飼料実質価格等によつて決定されると仮定したが，模型Ⅱの生乳生産函数は，１期の時差を伴うそれらの価格によつて生乳生産が決定されると仮定した。したがつて，模型Ⅱの生乳生産函数はつぎの型をとる。

$$Q_{pt}=\beta_{10}+\beta_{11}P_{o\cdot t-1}+\beta_{12}P_{f\cdot t-1}+\beta_{13}t+v_1 \quad\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots (2)$$

模型Ⅱの生乳生産函数が以上のような型をとるので，この模型は反復模型（recursive model）あるいは逐次模型（sequential model）と呼ばれているものとなる。したがつて，模型Ⅱはつぎのような性質(註)をもつている。

(1)　変数間の関係はつぎの２つの意味で逐次的である。

a.　外生変数が所与ならば，時点 t-1までの内生変数のすべての値が定まるとき，時点 t におけるすべての内生変数の値が定まる。

b.　時点 t における内生変数の値は１つずつ順次に決定される。模型Ⅱの場合では，Q_{pt} が定まらないと Q_{mt} は定まらないし，Q_{mt} が定まらないと P_{mt} は定まらない……。

(2)　構造方程式のすべてにおいて左辺の変数は結果変数，右辺の変数は原因変数であつて，その関係は非可逆的である。

一般の連立方程式体系の場合，最小自乗法による構造パラメーターの推定を妨げるのは，各構造方程式の誤差項が説明内生変数に対して独立でなくなるためである。しかし，逐次模型においては，第１式の説明変数には同時内生変数を含まず，そのすべてが先決変数のみであるから，誤差項が自己相関を有しないかぎり，説明変数に対して無関係である。したがつて，この構造方程式は独立の単一方程式と同様に考えて最小自乗法の適用が可能である。

つぎに，第２式において説明変数のうちの内生変数は同時変数であるが，すでに第１式により既決であり，かつその既決の内生変数は第２式の誤差項とは独立である。したがつて同様に最小自乗法の適用が可能である。第３式についてもまた同様である。つまり，逐次模型は連立方程式体系であるが，個々の構造方程式が１つ１つ単独の回帰方程式と考えて逐次定めてゆける仕組みになつている。したがつて，逐次模型の場合最小自乗法が構造パラメーターの不偏推定値を与えることになるから，模型Ⅱの構造パラメーターは逐次代入最小自乗法によつて求める。

なお，これら２つの計量模型には乳製品在庫投資函数が含まれない。資料の不備その他の理由から，フィットの良好な在庫投資函数を見出し得なかつたのがその主な理由である。

乳製品在庫投資行動の分析が困難である理由は，

(1)　在庫統計の信頼性

(2)　在庫投資行動の投機的変動性

(3)　意図した在庫と意図しない在庫の区別

などの問題があるからである。このような問題を考慮に入れた乳製品在庫投資行動の分析は今後の課題の1つであろう。

（註）　文献〔7〕参照

Ⅱ　基礎資料の整備

模型の計測にさきだつて，分析に使用した原資料とその加工・修正について説明する。

まず原資料について述べよう。4半期別生乳総生産，乳製品生産（生乳換算）飲用牛乳生産および飲用と乳製品用以外の用途に向けられた生乳は『農林水産統計月報』より月ごとの量を加算して算出した。また，4半期別生乳生産者価格，飲用牛乳価格，配合飼料価格，畜産物価格指数および飼料価格指数は，やはり『農林水産統計月報』より月ごとの価格または指数を加算して単純算術平均することにより求めた。ただし，生乳生産者価格の算出にあたつては，市乳用原料乳価と加工用原料乳価を，各期の市乳用原料乳と加工用原料乳の比で加重平均した。なお，飲用乳価格は小売価格である。4半期別乳製品期末在庫，乳製品消費，

表1　基　礎　統　計

	Q_p	P_o	Q_m	P_m	P_d	Q_d	S_m
1958—Ⅳ		255.3					100.7
1059—Ⅰ	423.4	247.9	175.6	93.0	13.2	208.5	93.2
Ⅱ	442.1	246.5	185.3	93.9	13.0	212.0	95.4
Ⅲ	447.7	244.8	176.3	95.0	13.1	217.9	67.6
Ⅳ	452.5	237.2	179.2	93.8	13.3	256.7	64.0
1960—Ⅰ	454.0	226.5	171.7	91.4	13.0	244.7	45.5
Ⅱ	478.7	229.8	191.0	94.0	13.5	241.6	42.2
Ⅲ	504.1	244.0	201.8	98.5	13.9	245.9	63.9
Ⅳ	505.7	239.5	207.6	97.9	14.3	281.2	99.1
1961—Ⅰ	518.9	246.3	208.4	95.8	14.2	272.3	81.8
Ⅱ	535.8	261.3	207.0	94.8	14.1	278.4	66.6
Ⅲ	554.8	273.1	222.4	93.8	14.0	273.8	82.1
Ⅳ	573.3	277.3	249.6	91.7	14.6	304.3	121.6
1962—Ⅰ	601.6	281.9	262.6	86.9	14.5	288.7	137.3
Ⅱ	612.3	291.6	262.2	87.5	14.8	299.6	152.6
Ⅲ	651.9	272.9	292.4	86.6	15.0	296.1	198.4
Ⅳ	667.6	272.4	304.7	82.3	14.8	331.5	196.9
総　計	8,424.4	4,075.9*	3,497.8	1,476.9	223.3	4,253.3	1,512.0*
平　均	526.525	254.744*	218.613	92.306	13.956	265.831	94.500*

＊ 印は1958—Ⅳ～1962—Ⅲの総計および平均値

乳製品輸入，学校給食用に政府が買い上げた乳製品（以上いずれも生乳換算）および乳製品価格指数は農林省畜産局乳製品課の資料(註1)を使用した。農林省の『生乳・飲用牛乳・乳製品の生産消費量に関する統計』には工場在庫が掲載されているが，流通段階の在庫をも含めた全在庫推定量は掲載されていない。工場在庫は乳製品生産にある程度比例する傾向があるものと思われるが，これはわれわれの分析にはなんら役立たない。そこで，ここでは乳製品課の在庫推定量を使用したのである。また，乳製品消費についても在庫同様公式統計が得られないので，乳製品課の推定量を使用した。また，農林省の公式統計には，乳製品個々についての価格に関した時系列資料は示されているが，乳製品全体を総括した価格指数は示されていない。そこで，ここでは乳製品課で作製した乳製品価格指数を使用したが，この指数は卸売価格を基礎としたものである。前述のように，飲用牛乳価格は小売価格をとつたが，これは飲用牛乳は主として小売段階で消費者に需要されるからであり，乳製品価格に卸売価格指数をとつたのは，乳製品のかなりの部分が卸売段階で製菓業者等に需要されることを考慮したからでもある。

4半期別個人消費総支出は総理府統計局の『日本統計月報』より求めた。4半期別消費者物価指数は前掲統計書より月ごとの指数を加算し単純算術平均して求めた。また，4半期別総人口はやはり前掲統計書より，各4半期の中心の月の推定人口をとり，それをその期の人口と見なした。

一　括　表

D_m	P_f	S^*_m	C	N	Q_r	M_m	F
	992.3	101.2					
183.1	993.4	101.6	1,733.6	9,230	39.2		
183.1	979.1	102.0	1,685.9	9,250	44.8		
195.1	978.0	102.5	1,626.2	9,270	53.5		9.0
178.7	986.6	102.9	1,650.0	9,289	16.6		4.1
190.2	968.0	103.3	1,835.1	9,309	37.6		
198.2	962.7	103.7	1,808.7	9,327	46.1	3.9	
197.7	960.5	104.2	1,800.2	9,349	56.4	17.6	
203.5	952.7	104.6	1,754.6	9,369	16.9	10.0	
231.1	960.3	105.0	2,002.7	9,393	38.2	5.4	
232.3	994.8	105.5	1,972.5	9,413	50.4	10.1	
214.0	992.7	105.9	1,962,5	9,435	58.6	7.1	
210.1	986.4	106.3	1,919.9	9,457	29.4		
246.9	982.2	106.8	2,193.3	9,479	50.3		
346.9	986.5	107.2	2,152.1	9,501	50.5		
246.6	978.3	107.6	2,140.2	9,526	63.4		
272.5	981.3		2,007.2	9,548	31.4		33.7
3,430.0	15,643.5	1,670.3	30,244.7	150,145	683.3	54.1	46.8
214.375	977.719	104.394	1,890.294	9,384.063	42.706	3.381	2.925

実質価格等の算出にあたつては，生乳生産者価格は畜産物価格指数で，配合飼料価格は飼料価格指数で，飲用牛乳価格，乳製品価格指数および個人消費総支出は消費者物価指数でそれぞれデフレートした。これらのデフレーターはいずれも1957年4月～1958年3月の平均を1とする指数である。卸売価格を基礎とした乳製品価格指数を消費者物価指数でデフレートすることは好ましくないが，適当なデフレーターが見当らなかつたので，止むを得ずそうしたのである。乳製品期末在庫の趨勢値は1958年第1・4半期から1962年第4・4半期の在庫推定量を基礎に，最小自乗法による直線回帰を導出し，それを利用して求めた。

4半期別統計資料を使用して模型に含まれる行動方程式の構造パラメーターを推計する場合には，4半期資料に固有の季節変動をどのように処理するかという問題が生ずる。この方法としては2つがある。(註2) 1つは季節変動を表わす変数を明示的に行動方程式に導入し，それによつて季節変動を説明させる方法である。いま1つは4半期別資料からあらかじめ季節変動を除去しておき，この季節調整済資料を使用して構造パラメーターを推計する方法である。本分析では第2の方法を採用した。この理由を上野教授〔9〕の著書に拠りながら説明しておこう。

第1の方法では，新しく季節変動を説明する変数を行動方程式に導入するから，資料自体に季節変動の調整をほどこす必要はない。しかし，推定式の自由度がいちじるしく低下するし，また，計算の労が増加する。これらが第1の方法を採用しない理由である。

第2の方法を採用する理由は，この方法によるときには，第1の方法による難点が避けられるのみでなく，経済理論的にも資料に季節調整をほどこした方が妥当であろうと考えられるからである。その理由は経済主体自身が行動過程において季節的な修正をおこなつていると考えられるからである。たとえば消費者はかれの所得が増したからといつてそのままその所得に反応せず，同期に期待される所得より大か小かを考慮するだろう。このような事実を考慮に入れると，季節変動を調整した資料が，そうでないものより経済行動の実態を表わすものとしてより正確であろう。しかし経済主体のおこなう季節修正は主として過去の経験にもとずくものであるのに対し，統計的な季節修正は分析期間全体の資料によつてなされるという相違があるから，その意味では季節調整をほどこした資料が正確に経済行動の実態を表わすものとはいえないという問題は残されるのである。

季節変動の調整法としては，ここでは連鎖比率法を採用する。理由は牛乳経済関係の時系列資料においてはトレンドが多く見出されるからである。

計測期間は1959年第1・4半期から1962年第4・4半期である。この計測期間を選んだ理由は，乳製品期末在庫等の農林省乳製品課で得られた資料に主として制約されたためである。なお，基礎統計（季節調整済）を一括して示すと表1のとおりである。

註1　公刊されたものではない。

註2　文献〔8〕参照

Ⅲ 計 測 結 果

§1　模型Ⅰの計測結果

部分情報最尤法による模型Ⅰの計測結果はつぎのとおりである。

$$\left.\begin{array}{lll}
(3.1) & Q_{pt}=2924.9501+\underset{(7.2848)}{6.1419}P_{ot}-\underset{(5.2224)}{4.0346}P_{ft}-\underset{(22.4962)}{2.9288}t+u_1 \\
(3.2) & Q_{mt}=-60.8143+\underset{(.0291)}{.5307}Q_{pt}+u_2. \\
(3.3) & P_{mt}=92.9617-\underset{(.0241)}{.0070}Q_{mt}-\underset{(.0248)}{.0884}[S_m-S_m^*]_{t-1}+u_3 \\
(3.4) & P_{dt}=-25.2568+\underset{(.0067)}{.0098}Q_{dt}+\underset{(.0227)}{.0507}P_{mt}+\underset{(.0009)}{.0010}C_t+\underset{(.0033)}{.0032}N_t+u_4 \\
(3.5) & D_{mt}=3659.8877-\underset{(2.2586)}{3.9666}P_{mt}+\underset{(35.5775)}{88.3402}P_{dt}+\underset{(.0629)}{.0216}C_t-\underset{(.2831)}{.4638}N_t+u_5 \\
(3.6) & P_{ot}=-43.9611+\underset{(4.8516)}{21.4930}P_{dt}+u_6 \\
(3.7) & Q_{pt}=Q_{dt}+Q_{mt}+Q_{rt} \\
(3.8) & S_{mt}=S_{m\cdot t-1}+Q_{mt}-D_{mt}+M_{mt}-F_t
\end{array}\right\}\cdots\cdots(3)$$

ただし，括孤内の数字は推定係数の標準誤差を示すものである。

まず（3.1）式をみると，いずれの変数の推定係数の標準誤差も点推定値を越えており，これら係数の有意水準がきわめて低いことを示している。このことは農家の生乳生産は同時の経済条件にはほとんど影響されないことを示すものであろう。

模型Ⅰは同時の牛乳需給間の相互依存関係の存在を予想して設定されたものである。しかし，いまみたように，生乳生産が同時の経済条件にはほとんど影響されないということであれば，この同時模型（simultaneous model）はその存在の意味を失うに至るであろう。すなわち，模型Ⅰの生乳生産函数の不安定性はこの模型にとつて致命的である。ゆえに，われわれは模型Ⅰを採用するわけにはいかない。

なお，参考までに従来の単一方程式接近法による推定結果を示しておこう。

$$\left.\begin{array}{lll}
(4.1) & Q_{pt}=315.9085+\underset{(.4610)}{.4258}P_{ot}-\underset{(.4324)}{.0227}P_{ft}+\underset{(1.6168)}{14.5748}t+u_1 \\
 & R^2=.9723 \qquad s=3.6000 \\
(4.2) & Q_{mt}=-67.8434+\underset{(.0285)}{.5441}Q_{pt}+u_2 \\
 & r^2=.9627 \qquad s=2.1213 \\
(4.3) & P_{mt}=99.0335-\underset{(.0206)}{.0338}Q_{mt}-\underset{(.0220)}{.0667}[S_m-S_m^*]_{t-1}+u_3 \\
 & R^2=.7760 \qquad s=.5612 \\
(4.4) & P_{dt}=-37.7693+\underset{(.0058)}{.0048}Q_{dt}+\underset{(.0184)}{.0279}P_{mt}+\underset{(.0008)}{.0005}C_t.+\underset{(.0029)}{.0050}N_t+u_4 \\
 & R^2=.9175 \qquad s=.0580 \\
(4.5) & D_{mt}=-1167.5672-\underset{(1.0060)}{1.1192}P_{mt}+\underset{(14.5904)}{3.1224}P_{dt}+\underset{(.0350)}{.0369}C_t+\underset{(.1217)}{.1462}N_t+u_5 \\
 & R^2=.8771 \qquad s=2.8930
\end{array}\right\}\cdots\cdots(4)$$

$$\left.\begin{array}{ll}
(4.6) & P_{ot}=-58.7176+\underset{(4.7947)}{22.5510}\ P_{dt}+u_6 \\
 & r^2=.6122 \qquad s=3.2140 \\
(4.7) & Q_{pt}=Q_{dt}+Q_{mt}+Q_{rt} \\
(4.8) & S_{mt}=S_{m\cdot t-1}+Q_{mt}-D_{mt}+M_{mt}-F_t
\end{array}\right\}$$

ただし R^2 または r^2 は決定係数（重相関係数または単純相関係数の自乗）を，s は推定の標準誤差（残差の標準誤差）を示すものである。

部分情報最尤法による（３）式と比較すると，生乳生産函数（(3.1) 式と (4.1) 式）と乳製品消費函数（(3.5) 式と (4.5) 式）の計測結果は非常に異つているが，乳製品生産函数（(3.2) 式と (4.2) 式）と価格関係式（(3.6) 式と (4.6) 式）の計測結果は比較的接近しているので，２つの推定法による模型の各構造方程式のパラメーターの推定値がすべて食い違つているというわけではない。しかし，以上の計測結果は農産物の需要函数や供給函数等を計測するにあたつては，単一方程式接近法のみを用いることなく同時接近法をも試みる必要のあることを示しているものと考えられる。

§2　模型Ⅱの計測結果

逐次代入最小自乗法による模型Ⅱの計測結果はつぎのとおりである。

$$\left.\begin{array}{ll}
(5.1) & Q_{pt}=352.5604+\underset{(.3669)}{.7311}P_{o\cdot t-1}-\underset{(.3672)}{.1328}P_{f\cdot t-1}+\underset{(1.2649)}{13.8416}t+v_1 \\
 & R^2=.9805 \qquad s=3.0149 \\
(5.2) & Q_{mt}=-63.7626+\underset{(.0430)}{.5363}Q_{pt}+v_2 \\
 & r^2=.9172 \qquad s=3.1780 \\
(5.3) & P_{mt}=97.8322-\underset{(.0182)}{.0287}Q_{mt}-\underset{(.0187)}{.0756}[S_m-S_m^*]_{t-1}+v_3 \\
 & R^2=.7728 \qquad s=.5652 \\
(5.4) & P_{dt}=-27.4357+\underset{(.0062)}{.0073}Q_{dt}+\underset{(.0320)}{.0267}P_{mt}+\underset{(.0009)}{.0007}C_t+\underset{(.0029)}{.0038}N_t+v_4 \\
 & R^2=.9064 \qquad s=.0618 \\
(5.5) & D_{mt}=-593.5526-\underset{(.9425)}{2.8101}P_{mt}+\underset{(23.9599)}{1.1305}P_{dt}+\underset{(.0274)}{.0400}C_t+\underset{(.1631)}{.1040}N_t+v_5 \\
 & R^2=.9240 \qquad s=2.2759 \\
(5.6) & P_{ot}=-69.9146+\underset{(5.1759)}{23.3548}P_{dt}+v_6 \\
 & r^2=.5924 \qquad s=3.2939 \\
(5.7) & Q_{pt}=Q_{dt}+Q_{mt}+Q_{rt} \\
(5.8) & S_{mt}=S_{m\cdot t-1}+Q_{mt}-D_{mt}+M_{mt}-F_t
\end{array}\right\}\cdots\cdots(5)$$

(5.1) 式の $P_{f\cdot t-1}$ の推定係数の標準誤差は点推定値よりかなり大きいが，これは $P_{o\cdot t-1}$

と $P_{f\cdot t-1}$ の動きが相当パラレルであるところから，線型重合によるものと思われる。決定係数の値はきわめて大きくフィットは良好である。

(5.2) 式の Q_{pt} の推定係数の標準誤差は点推定値に比しきわめて小さく，また，決定係数の値は大きくフィットは良好である。このことは乳製品生産の変動の大部分は生乳生産の変動によつて説明されることを示している。

(5.3) 式の Q_{mt} と $[S_m-S_m^*]_{t-1}$ の推定係数の標準誤差はいずれも点推定値より小さいが，決定係数の値はやや低い。このことは乳製品生産と乳製品前期末在庫の趨勢値からの乖離は，同時の乳製品実質価格を規定する重要な要因ではあるが，未だ他に有力な要因の存在することを示唆するものであろう。しかし，前述のとおり，現在のところでは未だそれを把握し得ていない。乳製品価格決定函数の改善は今後の研究にまつべきものであろう。

(5.4) 式は飲用牛乳価格決定函数であるが，また飲用牛乳消費函数でもある。したがつて，Q_{dt} の推定係数の符号は先験的に負であることが期待されるが，計測結果は正になつている。しかし，その標準誤差は点推定値に比しかなり大きいので，これは偶然の結果とも考えられるが，先に示した (3.4)，(3.5) 両式の Q_{dt} の係数の符号も正になつているところから，他の重要な変数の存在も考えられる。この点は今後さらに研究したいと考えている。決定係数の値はかなり大きくフィットは良好である。

(5.5) 式の P_{dt} の推定係数の標準誤差は点推定値に比しいちじるしく大きい。このことは乳製品一般と飲用牛乳との間に，消費における連関関係は存在しないことを示すものであろう。決定係数の値は大きくフィットは良好である。

(5.6) 式の決定係数の値はもつとも低く，フィットが良好であるとはいえない。しかし，牛乳の流通段階における価格決定機構は複雑であるから，いまの段階ではこの種の函数はこのままの型にしておくことにする。

§3　模型IIの計測結果の修正

模型IIの計測結果は以上のとおりであるが，推定諸係数の標準誤差のなかには，点推定値に比しきわめて大きなものが2，3見られた。そこで，これらの難点を除くため，以下のような処置をほどこして模型IIを計測しなおすことにする。

まず (5.1) 式の $P_{f\cdot t-1}$ の推定係数の標準誤差が点推定値を越えているのは，前述のとおり $P_{f\cdot t-1}$ と $P_{o\cdot t-1}$ の相関が大きく，線型重合によるものと考えられる。そこで，これを便宜的に除去するような方法により (5.1) 式を計測しなおすことにしよう。

線型重合の処理法としてもつとも周知の方法は条件付回帰分析法であろう。これは問題になつている係数の値を横断面分析等によつて求め，これを時系列の函数に代入することによつて残りの回帰係数の値を推定する方法である。しかし，この方法は横断面分析によつて問題とする係数の推定値が求められるような恰好なデータが用意されている場合にかぎつて有効なのであつて，そうでない場合には用いることは不可能である。またこの方法には横断面分析による係数値が正常であるという前提が潜在している。しかし，現在のところ横断面分析と時系列分析との関係はかならずしも明確ではないし，横断面分析のなかにも構造的要因や動態的要因が混入しているから，横断面分析から求めた回帰係数の推定値をただちに時系列のそれと見なすことには問題がある。

唯是氏〔6〕は H. Wold の方法を合理化してつぎのような方法をとつておられる。唯是

氏の論文に拠りながらこれを説明しておこう。

いまつぎの2つの回帰式があるとしよう。

$$X_0=b_0+b_1X_1+b_2X_2 \cdots\cdots(6)$$

$$x_0=\beta_0+\beta_1x_1+\beta_2x_2+\beta_3x_3 \cdots\cdots(7)$$

(6)式においては X_1 と X_2 の相関が高く，また(7)式においては x_2 と x_3 の相関が高く，それぞれの式に線型重合が存在するものとする。そこで(6)式においては b_1 と b_2 の間に，(8)式においては β_2 と β_3 の間に一定の関係が存在するものと仮定して，それぞれの関係を

$$b_1=\lambda b_2 \cdots\cdots(8)$$

$$\beta_2=\mu\beta_3 \cdots\cdots(9)$$

とする。ただし，λ, μ はそれぞれ任意の定数である。そうすると (6), (7) 両式はそれぞれつぎのように書き改められる。

$$X_0=b_0+b_2\ (\lambda X_1+X_2) \cdots\cdots(10)$$

$$x_0=\beta_0+\beta_1x_1+\beta_3\ (\mu x_2+x_3) \cdots\cdots(11)$$

したがつて，(λX_1+X_2) や (μx_2+x_3) をあらかじめ計算しておけば，(10), (11)両式はそれぞれ(6), (7)両式より変数の1個少い回帰式を計算することに還元されてしまう。こうして計算された b_2 と β_3 にそれぞれ λ と μ を乗ずれば b_1 と β_2 が求められるわけである。

ところで，λ や μ の値であるが，唯是氏は最適な λ や μ の値は，(6), (7) 両式のそれぞれの相関々係を最良ならしめるような λ や μ の値であるとされ，このような λ や μ の値を計算によつて求めるために，相関係数を λ や μ の加わつた型にしておいて，これを λ や μ で微分することによつて求めようとされる。なおこの場合に使用されるデータは分析に使用するデータそのものであることを念のため注意しておこう。

いま，各変数から作られるモメントを各変数のサブスクリプトに合せて mij で示し，また λ や μ を導入してくくつた場合のモメントを $m'ij$ で表わすことにすると，(10) 式からはつぎの関係が導かれる。

$$m'_{02}=\lambda m_{01}+m_{02} \cdots\cdots(12)$$

$$m'_{22}=\lambda^2m_{11}+2\lambda m_{12}+m_{22} \cdots\cdots(13)$$

この場合の決定係数 $R^{2\prime}{}_{02}$ は次のように示される。

$$R^{2\prime}{}_{02}=1-\frac{|M|}{m_{00}\,|M_{00}|}=1-\frac{\begin{vmatrix} m_{00} & m'_{02} \\ m'_{02} & m'_{22}\end{vmatrix}}{m_{00}m'_{22}}$$

$$=\frac{m^{2\prime}{}_{02}}{m_{00}m'_{22}}=\frac{(\lambda m_{01}+m_{02})^2}{m_{00}\,(\lambda^2m_{11}+2\lambda m_{12}+m_{22})} \cdots\cdots(14)$$

これを λ で微分して零とおくと，分母は零でないからこれを除外してつぎの関係が導かれる。

$$\lambda^2m_{01}\ (m_{01}m_{02}-m_{02}m_{11})\ +\lambda\ (m^2{}_{01}m_{22}-m^2{}_{02}m_{11})$$
$$+\ m_{02}\ (m_{01}m_{22}-m_{02}m_{12})\ =0 \cdots\cdots(15)$$

これは λ に関する2次式であるから根は2個となる。第2次微分により極大，極小を判定すれば，根のいずれを採用すべきかが決定される。

(11)式からは次の関係が導かれる。

$$m'_{03}=\mu m_{02}+m_{03} \quad \cdots\cdots(16)$$

$$m'_{33}=\mu^2 m_{22}+2\mu m_{23}+m_{33} \quad \cdots\cdots(17)$$

$$R^{2\prime}{}_{0\cdot 13}=1-\frac{|M|}{m_{00}\,|M_{00}|}=1-\frac{\begin{vmatrix} m_{00} & m_{01} & m'_{03} \\ m_{01} & m_{11} & m'_{13} \\ m'_{03} & m'_{13} & m'_{33} \end{vmatrix}}{m_{00}\begin{vmatrix} m_{11} & m'_{13} \\ m'_{13} & m'_{33} \end{vmatrix}}$$

$$=\frac{1}{m_{00}\begin{vmatrix} m_{11} & m'_{13} \\ m'_{13} & m_{33} \end{vmatrix}}\left\{m_{01}\begin{vmatrix} m_{01} & m'_{13} \\ m'_{03} & m'_{33} \end{vmatrix}+m'_{03}\begin{vmatrix} m_{11} & m_{01} \\ m'_{13} & m'_{03} \end{vmatrix}\right\} \cdots\cdots(18)$$

各行列式はつぎのように書き改められる。

$$\begin{vmatrix} m_{11} & m'_{13} \\ m'_{13} & m'_{33} \end{vmatrix}=\mu^2\begin{vmatrix} m_{11} & m_{12} \\ m_{12} & m_{22} \end{vmatrix}+\mu\left\{\begin{vmatrix} m_{11} & m_{13} \\ m_{12} & 2m_{23} \end{vmatrix}-m_{12}\ m_{13}\right\}+\begin{vmatrix} m_{11} & m_{13} \\ m_{13} & m_{33} \end{vmatrix} \cdots\cdots(19)$$

$$\begin{vmatrix} m_{01} & m'_{13} \\ m'_{03} & m'_{33} \end{vmatrix}=\mu^2\begin{vmatrix} m_{01} & m_{12} \\ m_{02} & m_{22} \end{vmatrix}+\mu\left\{\begin{vmatrix} m_{01} & m_{13} \\ m_{02} & 2m_{23} \end{vmatrix}-m_{03}\ m_{12}\right\}+\begin{vmatrix} m_{01} & m_{13} \\ m_{03} & m_{33} \end{vmatrix} \cdots\cdots(20)$$

$$\begin{vmatrix} m_{11} & m_{01} \\ m'_{13} & m'_{03} \end{vmatrix}=\mu\begin{vmatrix} m_{11} & m_{01} \\ m_{12} & m_{02} \end{vmatrix}+\begin{vmatrix} m_{11} & m_{01} \\ m_{13} & m_{03} \end{vmatrix} \quad \cdots\cdots(21)$$

(18)式を μ に関して微分すると分子は2次式となるので，根は2個となる。第2次微分により極大・極小を判定すれば根のいずれを採用すべきかが決定される。

以上が唯是氏の工夫された線型重合の処理法の大要である。ところで，上述の λ や μ の値は本来なら条件付回帰分析の場合のように，他のデータからこのような操作をほどこさないで推定されなければならないのに，このような方法をとることには疑問がある。しかし，分析に使用するデータ以外に λ や μ を推定する適当なデータが見当らない場合には，このような方法を採るのも1つの便法であつて，統計学的には検討さるべき余地があるが，しかし，線型重合の実用的な処理法としては 1 つの興味ある手段を提供されているものと考えられる。

そこで，（5.1）式の線型重合を処理するために筆者も上述の方法を用いてみることにしよう。

（2）式において，$P_{o\cdot t-1}$ の係数 β_{11} と $P_{f\cdot t-1}$ の係数 β_{12} との間に

$$\beta_{11}=\lambda\beta_{12} \cdots\cdots(22)$$

という関係があるものと仮定し，λ の値を求めると5.51となる。そこで

$$Q_{pt}=\beta_{10}+\beta_{12}\ (5.51P_{o\cdot t-1}+P_{f\cdot t-1})\ +\beta_{13}t+v_1 \cdots\cdots(23)$$

とおいて β_{12} の値を求め，それに λ の値5.51を乗じて β_{11} の値を求めるわけである。

また（5.5）式の P_{dt} の推定係数の標準誤差は点推定値に比しいちじるしく大きいので，この式から P_{dt} を除去することにする。

以上のような処置をほどこして模型IIを計測しなおした結果は以下のとおりである。

$$\left.\begin{array}{ll}
(24.1) & Q_{pt}=352.4097+.7309P_{o\cdot t-1}-.1326P_{f\cdot t-1}+13.8423t+v_1 \\
 & \qquad\qquad\qquad\quad (.2539) \qquad\quad (.0461) \qquad\qquad (.9729) \\
 & R^2=.9805 \qquad s=2.8965 \qquad d=1.1680 \\
(24.2) & Q_{mt}=-63.7623+.5363Q_{pt}+v_2 \\
 & \qquad\qquad\qquad\quad (.0430) \\
 & r^2=.9881 \qquad s=3.1890 \qquad d=\ .8160 \\
(24.3) & P_{mt}=97.8323-.0287Q_{mt}-.0756\,[S_m-S^*{}_m]_{t-1}+v_3 \\
 & \qquad\qquad\qquad\quad (.0182) \qquad (.0187) \\
 & R^2=.7728 \qquad s=.5653 \qquad d=.9564 \\
(24.4) & P_{dt}=-27.4357+.0073Q_{dt}+.0267P_{mt}+.0007C_t+.0038N_t+v_4 \\
 & \qquad\qquad\qquad\quad (.0062) \qquad (.0320) \qquad (.0009) \qquad (.0029) \\
 & R^2=.9064 \qquad s=.0618 \qquad d=1.7930 \\
(24.5) & D_{mt}=-659.8468-2.8076P_{mt}+.0401C_t+.1127N_t+v_5 \\
 & \qquad\qquad\qquad\qquad\quad (.9008) \qquad (.0262) \qquad (.0530) \\
 & R^2=.9239 \qquad s=2.1771 \qquad d=1.9440 \\
(24.6) & P_{ot}=-69.9146+23.3548P_{dt}+v_6 \\
 & \qquad\qquad\qquad\quad (5.1759) \\
 & r^2=.5924 \qquad s=3.2939 \qquad d=\ .8676 \\
(24.7) & Q_{pt}=Q_{dt}+Q_{mt}+Q_{rt} \\
(24.8) & S_{mt}=S_{m\cdot t-1}+Q_{mt}-D_{mt}+M_{mt}-F_t
\end{array}\right\}\cdots\cdots(24)$$

ただし，d の値は残差の系列相関を検定するための統計値いわゆるダービン・ワトソン d テスト(註1)の値を示すものである。

(24.1) 式と (5.1) 式を比較すると，それぞれの推定係数の値にはほとんど差はないが，(24.1) 式の推定係数の標準誤差の値は一様に小さくなつている。また，(24.1) 式の決定係数の値は変数の数が (5.1) 式より1個減少しているにもかかわらず (5.1) 式のそれと同一であるし，(24.1) 式の推定の標準誤差の値は (5.1) 式のそれよりかえつて小さくなつている。

(24.2)，(24.3) および (24.4) の各式はそれぞれ (5.2)，(5.3) および (5.4) の各式とほとんど同一である。これは逐次代入してゆく場合，出発点をなす (24.1) 式の推定結果が，(5.1) 式とほぼ同一であることによる。(24.5) 式は (5.5) 式から P_{dt} を除去したものであるが，残つた変数の推定係数は (5.5) 式の場合と大差はなく，それらの標準誤差の値は一様に小さくなつている。また決定係数の値は (5.5) 式の場合とほぼ同様であり，推定の標準誤差の値は (5.5) 式のそれより減少している。(24.6) 式も (5.6) 式と大差はない。

各式の d の値には残差の系列相関の検定不能なものが多い。これは4半期別データを使用したためであろう。

以上の (24) 式をわれわれの牛乳経済の最終模型とし以下の分析をすすめてゆくことにする。

§4 弾性値の計測結果

(24) 式の構造方程式を使用して，標本平均点における主要な諸弾性値を計測した結果を示すと以下のとおりである。

$\eta_{Qp_tP_o\cdot t-1}=.3536$	$\eta_{P_{dt}C_t}=.0949$
$\eta_{Qp_tPf\cdot t-1}=-.2464$	$\eta_{P_{dt}N_t}=2.5567$
$\eta_{Q_{mt}Qp_t}=1.2917$	$\eta_{D_{mt}P_{mt}}=-1.2089$
$\eta_{P_{mt}Q_{mt}}=-.0680$	$\eta_{D_{mt}C_t}=.3536$
$\eta_{P_{mt}[S_m-S^*_m]_{t-1}}=.0081$	$\eta_{D_{mt}N_t}=4.9333$
$\eta_{P_{dt}P_{mt}}=.1767$	$\eta_{P_{ot}P_{dt}}=1.2734$

ここに $\eta_{Qp_tP_o\cdot t-1}$ は生乳生産の生乳生産者実質価格弾力性を表わし，$\eta_{Qp_tPf\cdot t-1}$ は生乳生産の飼料実質価格弾力性を表わすものであり，以下同様である。

以上の計測結果によると，生乳生産の生乳生産者実質価格弾力性は .3536，生乳生産の飼料実質価格弾力性は－.2464 となつている。前述のように，われわれの生乳生産函数はきわめて単純・粗朴なものであるから，ここでの計測結果から速断することは危険を伴うが，これらの計測結果は酪農家の搾乳量の市場条件に対する反応の存在を示すものであろう。

一般的に，農業関係者の間には，搾乳量の市場条件に対する反応はほとんど存在しないという先入観があるように思われるが，はたしてこれは正しいのであろうか。この点に関して，速見氏〔11〕は極めて明快なすぐれた研究を発表しておられる。速見氏の分析によると，農民の搾乳量の市場条件に対する反応は存在するが，その短期弾力性はきわめて小さいという。氏の計測された価格弾力性を示すと表2のとおりである。ここでの価格は乳価と飼料価の比であり，短期弾力性は1ヶ月以内に発現する短期的な価格反応の程度を示し，長期弾力性は[註2]，各月の価格が無限に持続した場合に発現するであろうきわめて長期的な反応の程度を示すものである。速見氏の計測結果に比較すると筆者の計測結果は値が大きいように思われるが，この点の検討は今後の研究にまちたい。

表2　摘乳量の月別価格弾力性

月	価格弾力性	
	短　期	長　期
1	・0410	・2112
2	・0307	・1580
3	・0297	・1530
4	・0195	・1004
5	・0148	・0761
6	・0079	・0404
7	・0195	・1004
8	・0335	・1726
9	・0259	・1331
10	・0439	・2285
11	・0620	・3189
12	・0580	・2985

出所：文献〔11〕33頁より

$\eta_{Q_{mt}Qp_t}$ の値は弾力的で1.3前後の値である。このことは，生乳が増産された場合には，その増加の比率以上に乳製品は増産され，生乳が減産された場合には，減産された比率以上に乳製品が減産されることを示すものであるが，これは前述のように，乳製品が牛乳需給に対して調整的機能を果しているところからくるものであろう。

$\eta_{P_{mt}[S_m-S^*_m]}$の値はきわめて小さい。このことは，乳製品の在庫の累積が乳製品実質価格に与える圧迫はそれほどのものではないことを示すものであろう。なお，ここに示されている弾性値が正の値であるのは，$[S_m-S^*_m]_{t-1}$の平均値が負であることによる。

$\eta_{P_{dt}c_t}$ の値は小さいが，$\eta_{P_{dt}N_t}$ の値はきわめて大きい。このことは，実質国民所得の増加が飲用牛乳実質価格におよぼす影響は比較的小さいのに対し，人口の増加がそれにおよぼす影響はきわめて大きいことを示すものであろう。

乳製品消費の乳製品実質価格弾力性はかなり弾力的で－1.2前後の値であり，乳製品消費の実質所得弾力性は正で .35 前後の値であり，また，人口弾力性はきわめて大きく 4.9 という値である。これらの値は乳製品が将来性に富むことの一端を示すものであろう。

$\eta_{P_{ot}P_{dt}}$ の値は弾力的で 1.3 前後の値である。このことは，乳価の運動が，それの上昇期には農民に有利に，下降期には不利に展開されていることを示しているものと考えられる。

註1　文献〔10〕参照

註2　長期の供給函数，需要函数等については文献〔12,13,14,15〕等を見られたい。

Ⅳ 誘　導　型

（24.1）～（24.8）の構造方程式からなる模型は一般につぎのように表わすことができる。

$$By_t+\Gamma z_t=v_t \quad\cdots\cdots(25)$$

ここで，Bは 8×8 の内生変数の係数行列，yは8次の内生変数の列ベクトル，Γは 8×11 の先決変数の係数行列，zは11次の先決変数（定数項をふくむ）の列ベクトル，vは構造方程式に関する8次の攪乱の列ベクトルである。（25）式をyについて解けば，つぎの誘導型方程式体系が得られる。

$$y_t=-B^{-1}\Gamma z_t+B^{-1}v_t \quad\cdots\cdots(26)$$

すなわち，誘導型方程式とは代数的操作によつて説明変数から，内生変数が消去され内生変数が外生変数，先決内生変数および攪乱によつて説明される形に変形された方程式であり，構造方程式ではある特定の式にしか入つていなかつた先決変数も誘導型ではすべて現れてくるので，1つの内生変数について全部の先決変数の動向を反映することができる。(26)式における係数行列$-B^{-1}\Gamma$ のパラメーターに関する推定値は表3に示すとおりである。この表によれば，すべての先決変数の変化がそれぞれの内生変数に対しておよぼす即時的効果を知ることができると同時に，これらによつて，各内生変数が相互に影響し合いながら，最終的にはいかなる要因に規制され，支配されてきたかが明らかになる。

まず表3の誘導型係数を用いて生乳総生産を外生的要因別に分割してみると，1期の時差をもつ生乳生産者実質価格の構成比がもつとも大きく，ついで1期の時差をもつ配合飼料実質価格および時の順となつている（生乳生産者実質価格と配合飼料実質価格に関して以下「1期の時差をもつ」を省略することがある)。

つぎに生乳生産者実質価格をみると，それの騰貴を促進した要因として，実質個人消費総支出，人口，1期の時差をもつ生乳生産者実質価格および時があり，抑圧的な要因としては，配合飼料実質価格，飲用と乳製品用以外の用途に向けられた生乳および乳製品の前期末在庫の趨勢値からの乖離がある。

また，表3の誘導型係数を用いて生乳生産者実質価格を外生的要因別に分割してみると，

表3 誘導型係数 $-B^{-1}L$ の推定値

先決変数 / 内生変数	1	$Pf.t-1$	C	Qr	Mm	F
Qp	352.4097	△ .1326	0	0	0	0
Po	△613.1754	△ .0092	.0163	△ .1705	0	0
Qm	125.2350	△ .0711	0	0	0	0
Qd	227.1747	△ .0615	0	△ 1.000	0	0
Sm	1049.6646	△ .0654	△ .0401	0	1.0000	△ 1.0000
Pm	94.2380	.0020	0	0	0	0
Pd	△ 23.2612	△ .0004	.0007	△ .0073	0	0
Dm	△924.4296	△ .0057	.0401	0	0	0

先決変数 / 内生変数	N	$Po.t-1$	$[Sm-S^*m]t-1$	$Sm\cdot t-1$	t
Qp	0	.7309	0	0	13.8423
Po	.0887	.0508	△ .0471	0	.9614
Qm	0	.3920	0	0	7.4236
Qd	0	.3389	0	0	6.4187
Sm	△ .1127	.3604	△ .2123	1.0000	6.8254
Pm	0	△ .0113	△ .0756	0	△ .2131
Pd	.0038	.0022	△ .0020	0	.0412
Dm	.1127	.0316	.2123	0	.5982

△印はマイナス

人口の構成比が圧倒的に大きく，ついで実質個人消費総支出，つぎに生乳生産者実質価格，以下配合飼料実質価格，時，飲用と乳製品用以外の用途に向けられた生乳，そして乳製品の前期末在庫の趨勢値からの乖離の順となつており，人口と実質個人消費総支出が生乳生産者実質価格に対して下支えの機能を果していることがわかる。

誘導型係数を用いて乳製品生産を外生的要因別に分割してみると，生乳生産者実質価格の構成比がもつとも大きく，ついで配合飼料実質価格および時の順となつている。

同様にして，飲用牛乳生産を外生的要因別に分割してみると，乳製品生産の場合と同様，生乳生産者実質価格の構成比がもつとも大きく，ついで配合飼料実質価格，時および飲用，乳製品用以外の用途に向けられた生乳の順となつている。

つぎに乳製品期末在庫をみると，それの増加を促進した要因として，乳製品輸入，生乳生産者実質価格，前期末乳製品在庫および時があり， 抑制的な要因としては， 配合飼料実質価格，実質個人消費総支出，学校給食用乳製品政府買い上げ，人口および乳製品の前期末在庫の趨勢値からの乖離がある。

誘導型係数を用いて乳製品期末在庫を外生的要因別に分割してみると，人口の構成比が圧倒的に大きく，ついで生乳生産者実質価格，実質個人消費総支出，配合飼料実質価格および

時等となつている。

乳製品実質価格をみると，それの騰貴を促進した要因としては，配合飼料実質価格があるのみで，生乳生産者実質価格，乳製品前期末在庫の趨勢値からの乖離および時は抑制的要因となつている。

また，誘導型係数を用いて乳製品価格を外生的要因別に分割してみると，生乳生産者実質価格の構成比がもつとも大きく，ついで配合飼料実質価格および時の順となつている。

飲用牛乳実質価格をみると，それの騰貴を促進した要因としては，実質個人消費総支出，人口，生乳生産者実質価格および時があり，抑制的な要因としては，配合飼料実質価格，飲用，乳製品用以外の用途に向けられた生乳および乳製品前期末在庫の趨勢値からの乖離がある。

また，飲用牛乳実質価格を外生的要因別に分割してみると，人口の構成比がもつとも大きく，ついで実質個人消費総支出，生乳生産者実質価格，配合飼料実質価格，時，飲用，乳製品用以外の用途に向けられた生乳および前期末在庫の趨勢値からの乖離の順となつている。

最後に乳製品消費をみると，それを促進した要因としては，実質個人消費総支出，人口，生乳生産者実質価格，乳製品前期末在庫の趨勢価からの乖離および時があり，抑制的な要因としては，配合飼料実質価格がある。

また，誘導型係数を用いて乳製品消費を外生的要因別に分割してみると，人口の構成比が圧倒的に大きく，ついで実質個人消費総支出，生乳生産者実質価格，配合飼料実質価格，時および乳製品前期末在庫の趨勢値からの乖離の順となつており，人口と所得は乳製品消費に対して下支えの機能を果していることがわかる。

表3からただちにわかるように，1期の時差をもつ配合飼料実質価格，1期の時差をもつ生乳生産者実質価格および時の誘導型係数には零の値をとるものがない。また，これら3つの変数はすべて生乳生産函数に含まれている先決変数であり，それぞれの変数は各内生変数の値を決定する上において重要な役割を担つている。これらのことは，生乳生産を規制する先決的要因の効果は即時的に牛乳経済のすべての内生的要因におよぶことを示すと同時に，酪農問題の重要性を示唆しているものと考えられる。

V　模型の現実適合度の検討

われわれの模型はどれだけ現実適合度をもつているのであろうか。ここでは誘導型を用いて内挿を行い実績値と比較することにより，模型の現実妥当性の検証をおこなつてみよう。

理論上の模型が，はたして実際の経済のメカニズムを反映しているかどうかを検討するために従来とられてきた慣行的な方法は構造方程式あるいはそれから導かれた誘導型方程式の右辺に現われる説明変数にそのときどきの実現値をそのつど代入し，これから式の左辺にある説明されるべき内生変数の動く径路を求め，どれだけ実績値に近い結果がでたかを確めることによつて計量経済模型の適合性を検討するものである。

各構造方程式のみを使用する方法は連立方程式体系の趣旨にそわないものであり，正当な検証は経済構造を媒介にしたすべての内生変数のすべての先決変数に対する依存関係，すなわち誘導型についておこなわれるべきであろう。

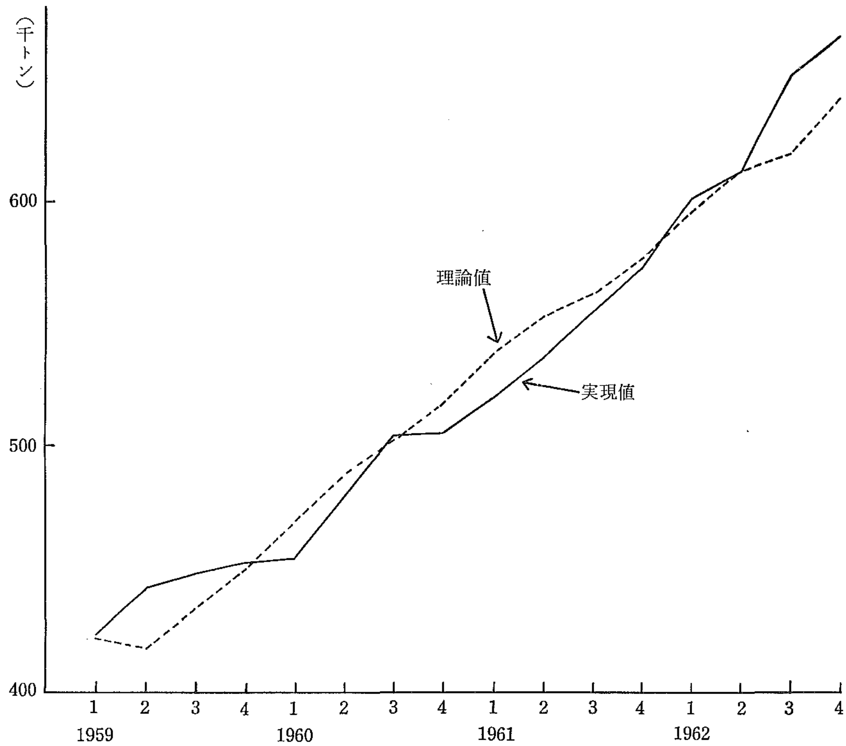

図１　牛乳総生産（Qpt）

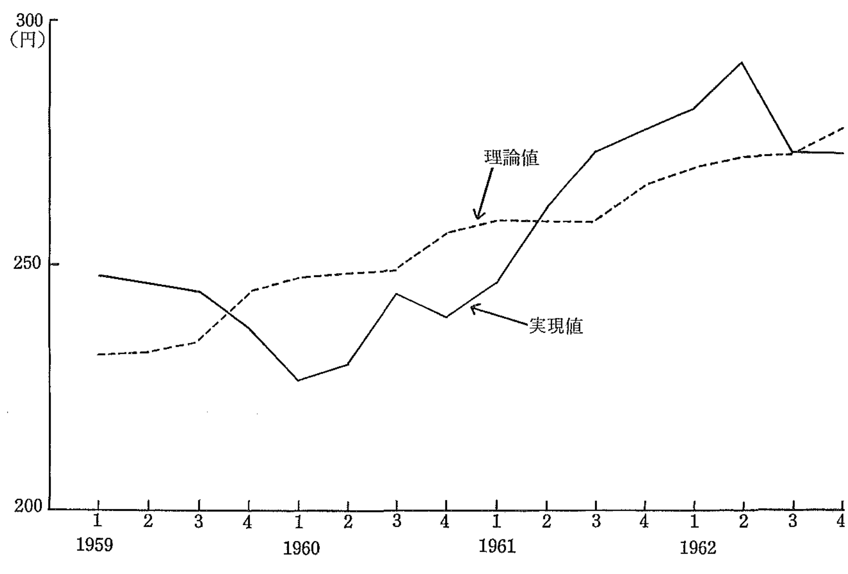

図２　生乳生産者実質価格(Pot)

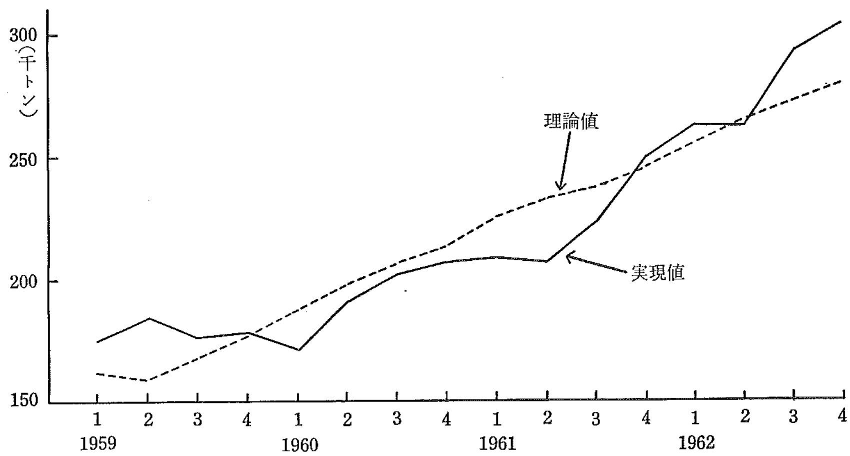

図 3　乳製品生産（Qmt）

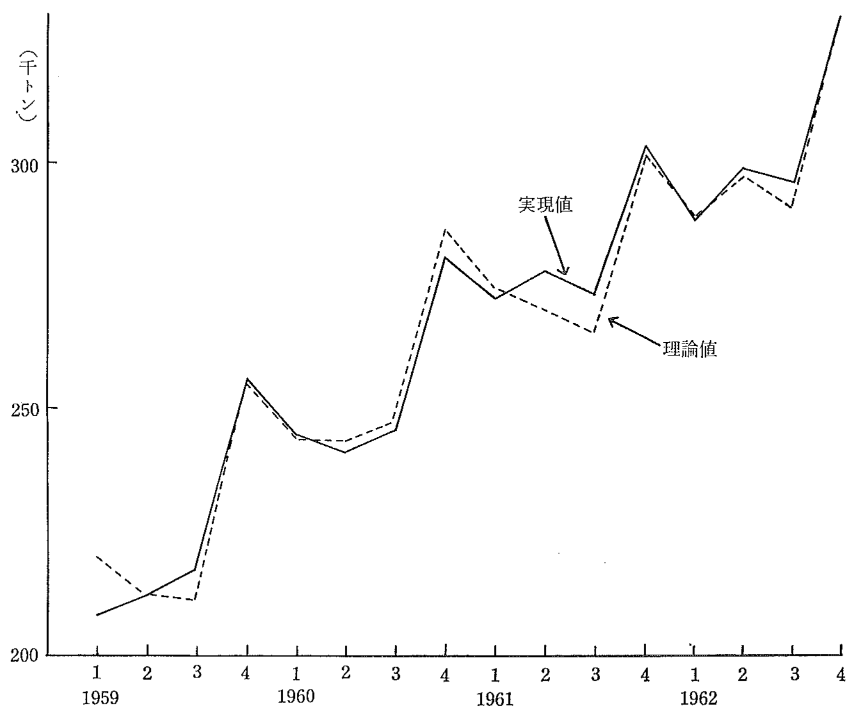

図 4　飲用牛乳生産（Qdt）

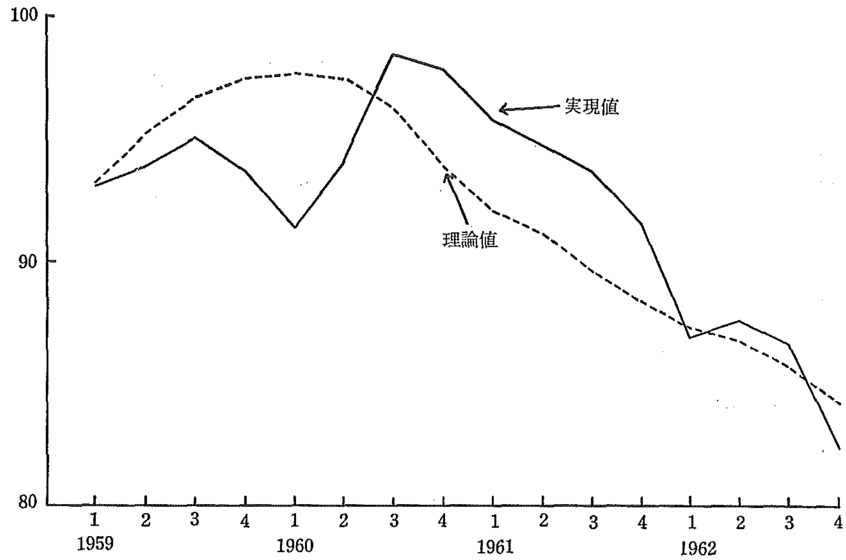

図5　乳製品実質価格指数 (Pmt)

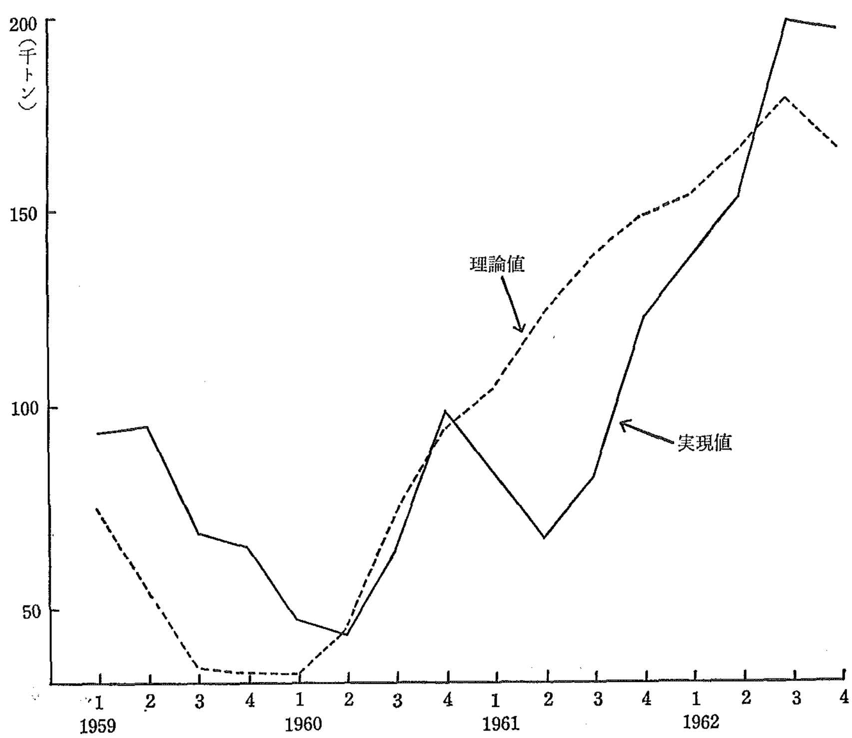

図6　乳製品期末在庫 (Smt)

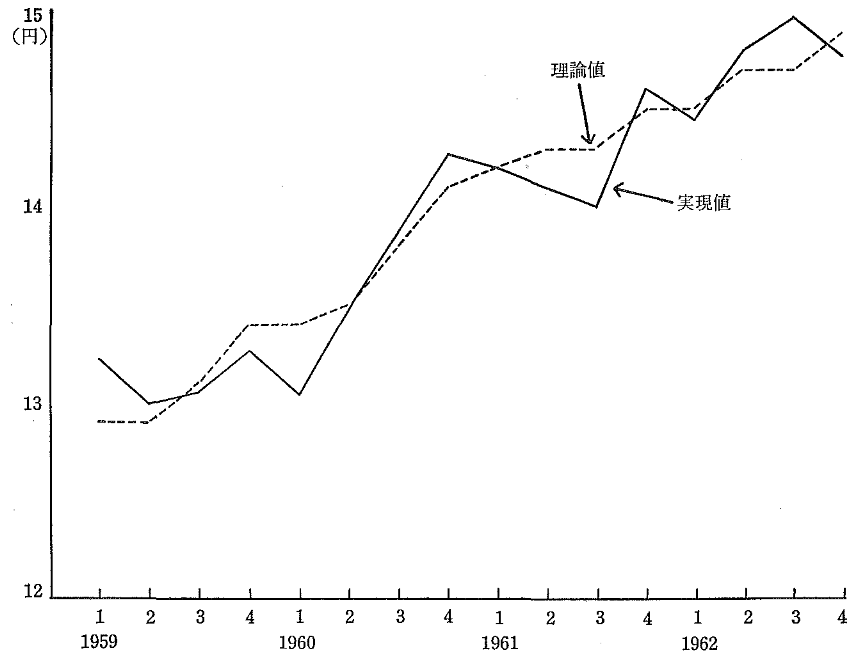

図7　飲用牛乳実質価格（Pdt）

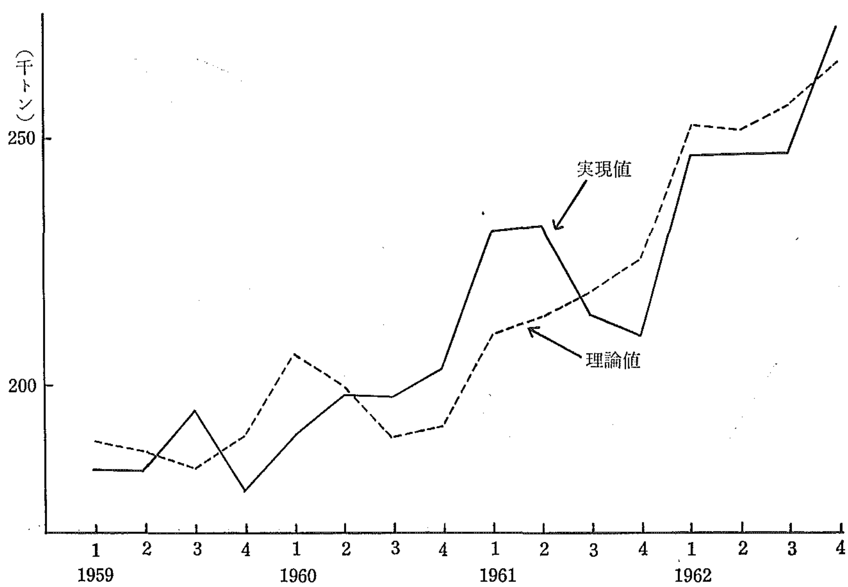

図8　乳 製 品 消 費（Dmt）

また，たとえ誘導型を使用したとしても，上述のような方法では，はじめの期に計算された結果は，そのままつぎの期の予測にあたつて説明変数として利用できるにもかかわらずその計算結果を無視して，そのつど実績値を代入して計算値を求めることになる。そのため，各計算時点ごとに計算値の誤りは実績値を使用することにより棄却されながら計算がすすめられるので，各期の計算値の誤差の累積はうち消されてしまう。この方法で模型が現実に適合しているかのようにみられたとしても，かならずしもそのように判断することはできない。したがつて，この方法は非常に不満足なものといわなくてはならない。

そこで，より適切な検証はシミュレーション分析を使用することによつて可能となる。シミュレーション分析というのは，ここでは時差をもつ変数を説明変数として含む計量経済模型の誘導型方程式に逐次代入法を適用して，その方程式の現実説明力を確めたり，その他の実験をしてみようとするものであるとしておこう。(註1) シミュレーション実験では，外生変数の実績値あるいは推定値と内生変数の初期値のみで，くりかえし計算で内生変数の計算値を求め，つぎの内生変数の計算にもそれを組み入れるから，模型にわずかでも欠陥があると誤差が累積して，さいごには大きな狂いを生ずるので，厳密に模型を検討することが可能である。(註2)

そこで，ここでもシミュレーション実験による内挿をおこなうことにより，われわれの模型の現実説明力の検討を試みよう。ただし，ここでは攪乱項の影響は無視してある。内挿結果を図示すると図１—８のとおりである。まず計算値の動きと実績値の動きを比較してみると，大きな動きはだいたい一致しているようであるが，細かな動きまで一致しているのは図４の飲用牛乳生産のみである。つぎに計算値の水準と実績値の水準を比較してみると，非常によく一致しているものと食い違つているものとがある。これは初期値に含まれている攪乱要因の影響度が，各内生変数で異ることも１つの原因と考えられる。したがつて，すべての内生変数について計算値を実績値の水準とよりよく一致させるためには，攪乱のまつたくない初期値を選択しなければならないであろう。初期値として実績値を用いるかぎりこれは不可能である。ここでの現実の模擬的オペレーションの場合，どの初期値を用いるべきかについては検討を要するが，本稿ではその問題は割愛する。

以上の分析の結果，われわれの模型はある程度よくわが国牛乳経済をシミュレートしていることが明らかとなつた。とくに飲用牛乳生産（＝消費）はほぼ完全に説明されている。

模型の現実適合度を検証するためには，さらに外挿をおこなつてみるべきであるが，分析に使用される統計がすべて公表されているものばかりではないので，資料の入手が困難であり，目下のところ外挿実験をおこなうことは不可能な実状にある。

以上のシミュレーション分析の結果，われわれの模型はある程度は現実の牛乳経済をよくシミュレートとしていることがわかつたが，しかし，動き，水準ともにけつして満足すべきものではない。計算値の水準が実績値のそれと異る要因の１つに，初期値に含まれる攪乱要因の影響が考えられることは前述のとおりであるが，計算値の動きや水準が実績値と異るより基本的な原因は，模型の構造方程式のなかに不充分なものが含まれているからであろう。そこで，各構造方程式のフィットの程度を検討するために，各構造方程式の右辺の説明変数に実現値を代入して計算値を求め，実績値と比較してみよう。この結果を図示すると図９—14のとおりである。これらの結果をみると，あまりフィットのよくない構造方程式は価格関係

式（図10）のようである。したがつて，この構造方程式の改良については今後さらに検討されなければならないであろう。

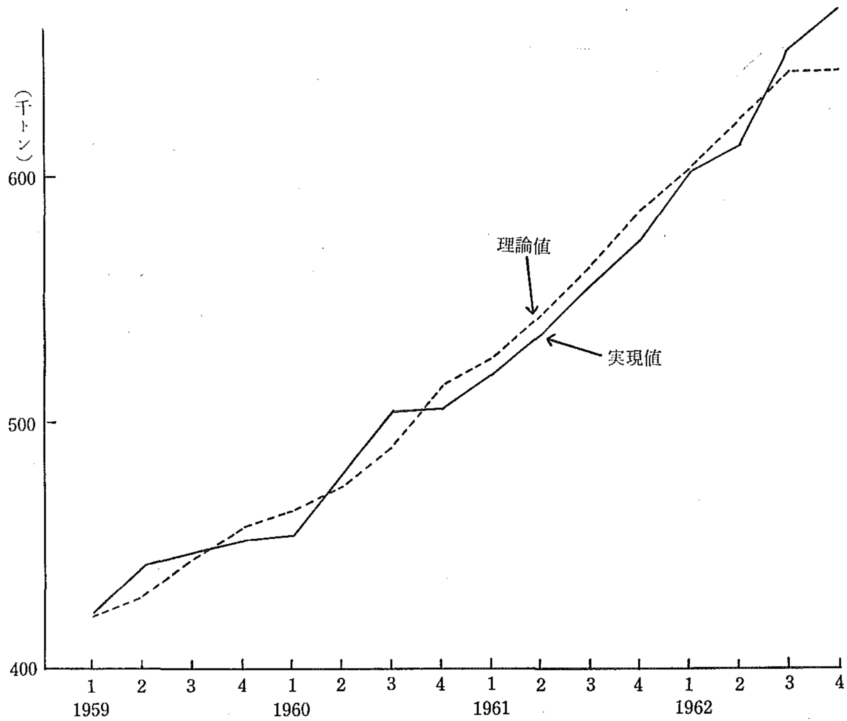

図9　生乳総生産（Qpt）

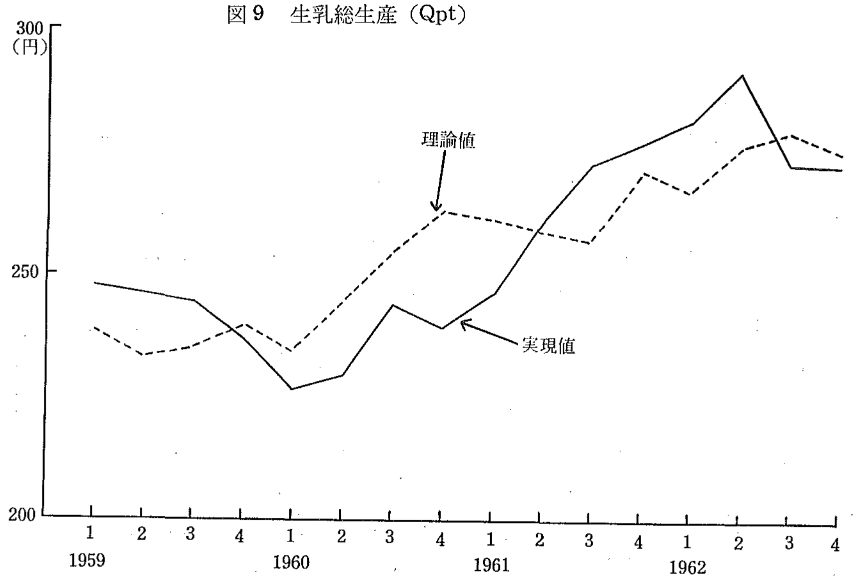

図10　生乳生産者実質価格（Pot）

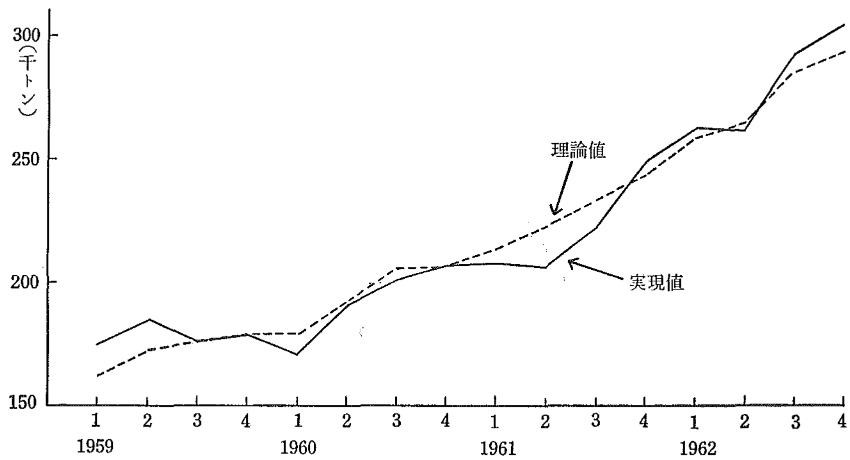

図11　乳製品生産（Qmt）

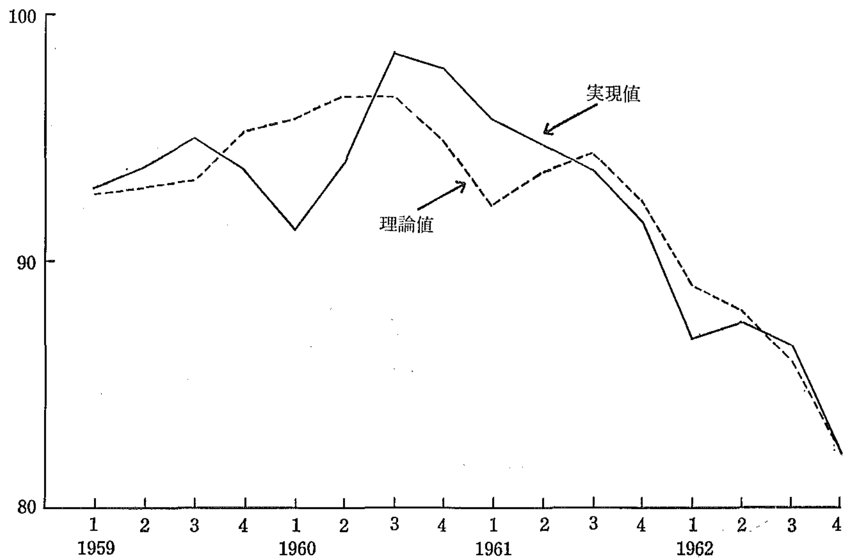

図12　乳製品実質価格指数（Pmt）

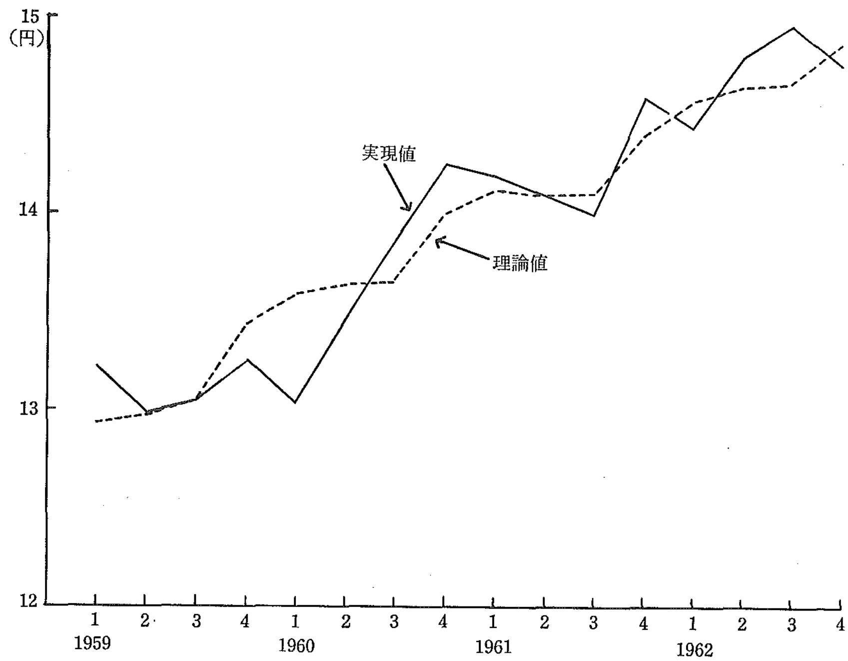

図13　飲用牛乳実質価格（Pdt）

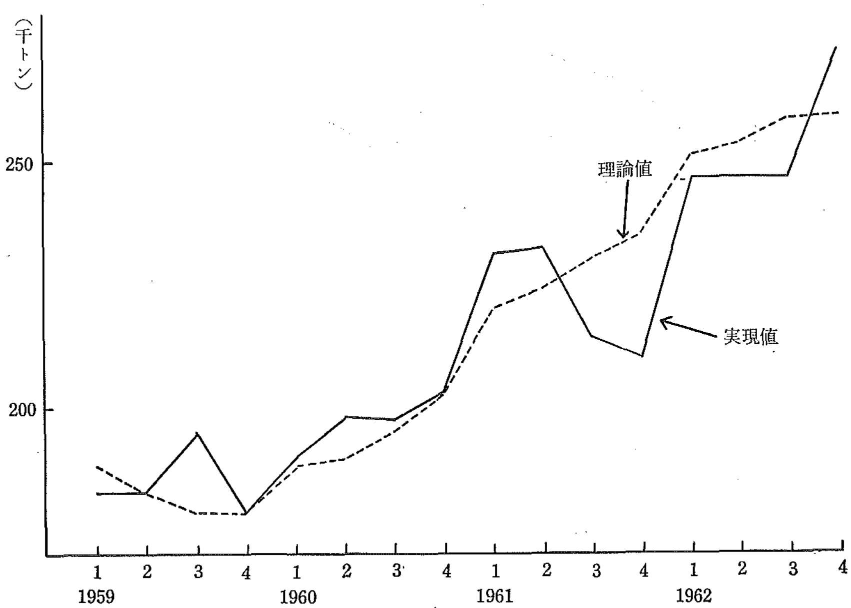

図14　乳製品消費（Dmt）

註1　シミュレーション分析の定義は，管理工学上の定義や経済学上の定義等種々あるし，また経済学上の定義もかならずしも一致してないように思われる。これらのことに関しては文献〔16,17,18,19〕等を見られたい。

註2　このような検討をおこなつている例として文献〔18,19〕等を見られたい。

Ⅳ 安定分析

ここでは模型の内生機構の安定性および周期性の検証，模型が先決内生変数への偶然的衝撃に対して的衡回復力をもつているかどうかの検証および実質個人消費総支出への衝撃に対する模型の均衡回復力の検証等をおこなう。

模型の内生機構の安定性および周期性の検証は，模型から作られる同次連立定差方程式の特性根を計算することによつておこなわれる。

また模型が先決内生変数への偶然的衝撃に対して均衡回復力をもつているかどうかの検証および実質個人消費総支出への衝撃に対する模型の均衡回復力の検証はシミュレーション分析によつておこなう。

§1　模型の内生機構の安定性および周期性の検証

われわれの模型は非同次1階線型確率連立定差方程式体系であり，ここでの非同次項は外生変数および攪乱よりなる。ところで，われわれには外生変数および攪乱の時間径路の先験的性質は不明であるから，この非同次連立定差方程式の一般解を指定することはできない。そこで，ここでは同次連立定差方程式の特性根を求めることによつて，模型の内生機構の安定性および周期性を吟味することにする。

非同次線型連立定差方程式の一般解は，同次連立定差方程式の基本解と特解の和として表現される。(註1) 同次連立定差方程式の基本解は内生的要因による変動型態を示すものであるから，われわれの模型から導かれた同次連立定差方程式の解の性質を吟味すれば，模型の内生機構の性質が明らかになるであろう。

ところで，定数係数の同次1階連立定差方程式は，

$a=[a_{rs}]$として一般に

$$y_t=ay_{t-1} \quad \cdots\cdots(27)$$

とかける。変位演算子Eによる $Ey_{t-1}=y_t$ から

$$Ey_{t-1}=ay_{t-1} \quad \cdots\cdots(28)$$

(28)をスカラー型式になおすと

$$\left.\begin{array}{l} Ey_1(t-1)=a_{11}y_1(t-1)+a_{12}y_2(t-1)+\cdots+a_{1n}y_n(t-1) \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ Ey_n(t-1)=a_{n1}y_1(t-1)+a_{n2}y_2(t-1)+\cdots+a_{nn}y_n(t-1) \end{array}\right\} \cdots\cdots(29)$$

これを変形して

$$\left.\begin{array}{l} (E-a_{11})y_1(t-1)-a_{12}y_2(t-1)-\cdots-a_{1n}y_n(t-1)=0 \\ \cdots\cdots\cdots\cdots\cdots\cdots \\ -a_{n1}y_1(t-1)-a_{n2}y_2(t-1)-\cdots+(E-a_{nn})y_n(t-1)=0 \end{array}\right\} \cdots\cdots(30)$$

よつて

$$\begin{pmatrix} E-a_{11} & -a_{12} & \cdots & -a_{1n} \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ -a_{n1} & -a_{n2} & \cdots & E-a_{nn} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 & (t-1) \\ \vdots & \vdots \\ y_n & (t-1) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}$$

すなわち

$$[IE-a]y(t-1)=\{0\} \cdots\cdots (31)$$

したがつて，無価値でない（non trivial）解をもつための条件は行列式 $|IE-a|=0$ であり，特性方程式は

$$\varphi(E)=|IE-a|=|E\delta_{rs}-a_{rs}|=0, \quad (r, s=1, 2, \cdots, n)$$

となる。ところで，特性方程式はつぎのような n 次の特性多項式に展開できる。(註2)

$$\varphi(E)=|IE-a|=E^n-E^{n-1}\{1\}+E^{n-2}\{2\}+\cdots+(-1)^kE^{n-k}\{k\}$$
$$+(-1)^{n-1}E\{n-1\}+(-1)^n\{n\}=0 \cdots\cdots (32)$$

ただし，記号 $\{k\}$ は k によつてその次数が指示される原行列 a の主座小行列式のすべての和 $\sum_{r=1}^{n} a_{rr}$ を表わす。したがつて，E の n 個の値（特性根）は行列 $[a_{rs}]$ が与えられればきまる。その結果同次連立定差方程式の解は特性根が単根の場合，

$$y_r=\sum_{s=1}^{n} C_{rs}\lambda^t{}_s, \quad (r=1, 2, \cdots, n) \cdots\cdots (33)$$

で与えられる。ただし，C_{rs} は初期条件によつてきまる任意定数であり，λ_s，$(s=1, \cdots, n)$ は特性単根である。

したがつて，われわれは（27）式の基本解（33）式における特性根のうち，絶対値において最大の根が1より小か，あるいは大であるかを吟味することによつて，（27）式が安定であるか，あるいは不安定であるかを見定めることができる。またその解が周期解であるかどうか，また如何なる性質の振動であるかを知るには，どの特性根が複素根であり，どれが実根であるか，そして，それらの根の値がどれくらいかを明らかにする必要がある。

そこで，われわれの模型から導かれた同次連立定差方程式の特性根を求めた結果，この方程式の基本解は

$$y_r=C_{r1}(.7639)^t+C_{r2}(.0746)^t, \quad (r=1, 2, \cdots, 8) \cdots\cdots (34)$$

と表わすことができることが明らかとなつた。ただし y_r（$r=1, 2, \cdots 8$）は模型の各内生変数を表わし，C_{rs}（$r=1, 2, \cdots 8 \quad s=1, 2$）は初期条件によつてきまる任意定数である。したがつて，われわれの模型の内生機構は安定的な体系であるということができる。すなわち，模型には内在的成長力はなく，内生変数の成長は外生変数の成長によるものであることがわかる。けだし，このことは実証するまでもなく自明なことであろうが。

また，特性根には複素根がないから，内生変数の振動はすべて外生変数の変動によつて生ずるものであることがわかる。したがつて，牛乳経済の変動はすべて外部からの刺激ないしは衝撃によつて生ずるのであつて，牛乳経済の仕組自体の内部に変動を生ぜしめる力が潜ん

でいるわけではないということである。しかし，このことはなお検討を要する問題であろう。

§2 先決内生変数への偶然的衝撃に対する模型の均衡回復力の検証

初期値の変更は内生変数系列の水準のみならず変動の態様をも変化させる可能性がある。この場合，初期値として実現値をとるときには，その初期値には不規則攪乱が含まれているから，初期値変更の実験は，先決内生変数に偶然的衝撃を加えた場合の模型体系の安定性の実験であるといえよう。

そこで，ここでは1959年第1・4半期，1959年第4・4半期および1960年第3・4半期を初期とするシミュレーション実験をおこなつてみたが，その結果は表4に示されている。1959年第1・4半期を初期とする各内生変数の径路は，さきに模型の現実適合度を検証した際のシミュレーション実験の計算結果である。このような実験結果は，グラフによつて示されるべきであろうが，計算値が接近していてグラフに描くことが困難であるから，実験結果は数字で示されている。3つの異なる時期を初期とす各内生変数の径路は，時間の経過とともに接近して，表4の上では一致してしまつているものが多いが，これは四捨五入の関係で一致しているのであつて，より厳密には一致するところまでいつていないことを断つておこう。

上のような計算結果は，模型が先決内生変数への偶然的衝撃に対して強い均衡回復力をもつていることを示している。換言すれば，生乳生産者実質価格と乳製品在庫が，偶然的衝撃を受けても，その影響を軽微にとどめ得ることを示している。

§3 実質個人消費総支出への衝撃に対する模型の均衡回復力の検証

何らかの原因で外生変数に強力な衝撃が加わつた場合に，経済の成長径路が均衡成長径路からはずれることはもちろんであるが，経済に均衡回復力があれば，この均衡径路からの乖離は一時的なものにとどまり，経済成長のトレンドが破壊されることはないであろう。これに反し，もし均衡回復力がなかつたり，あるいは弱かつたりすれば，成長径路は破壊され，この1つの衝撃によつて経済発展の方向や角度は大きく変化してしまうことになるであろう。このような経済はとうてい安定成長を遂げることはできない。

また，均衡回復力が強ければ，現実に生ずる各外生変数の間断のない比較的小さな変動を一時的にしかも軽微にとどめることができるであろう。

衝撃を与えられる外生変数の種類により，牛乳経済のこうむる変動態様は異るはずであるから，種々の外生変数に対して衝撃を与える実験を試みることは非常に興味深いが，ここではとりあえず実質個人消費総支出にのみ衝撃を加える実験をおこなつてみる。これはわが国牛乳経済が一般的景気変動の衝撃をどの程度に受け止め得るかという，もつとも興味深い問題の1つの解明に対し，ある程度の示唆を得たいがためにほかならない。

このシミュレーション実験をおこなうにあたつては，乳製品前期末在庫の趨勢値は模型の推定に使用したそのままの値にしておく。すなわち，このことを現実に即していえば，一時的な景気変動が生じても，乳業関係者の乳製品在庫の趨勢に関してもつ確信あるいは見込みが，それによつて影響されることはないとするのである。この前提の上でつぎのような実験をおこなつてみる。実質個人消費総支出以外の外生変数の変動をでき得るかぎり捨象することによつて，実験結果をなるべく純粋な形でとり出せるようにするために，まず外生変数を

表4　初　期　値　変　更

	生乳総生産(Qpt)			生乳生産者実質価格(Pot)			乳製品生産(Qmt)			飲用牛乳生産(Qdt)		
	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの
1959—Ⅰ	421.3			231.9			162.2			219.9		
Ⅱ	417.9			233.0			160.4			212.7		
Ⅲ	434.4			234.5			169.2			211.7		
Ⅳ	449.5	457.0		244.6	243.8		177.3	181.4		255.6	259.1	
1960—Ⅰ	469.6	469.0		247.5	246.2		188.1	187.8		243.9	243.6	
Ⅱ	488.0	487.1		248.6	247.5		198.0	197.5		243.9	243.5	
Ⅲ	503.3	502.6	489.6	249.1	248.3	248.3	206.2	205.8	198.8	240.7	240.4	234.4
Ⅳ	517.9	517.3	517.2	256.6	256.0	256.9	214.0	213.7	213.7	287.0	286.7	286.7
1961—Ⅰ	538.2	537.8	538.5	259.5	259.5	259.9	224.9	224.7	225.0	275.1	274.9	275.2
Ⅱ	553.2	553.2	553.4	259.3	259.4	259.6	232.9	232.9	233.1	269.9	269.9	270.0
Ⅲ	562.3	562.3	562.5	259.5	259.5	259.7	237.8	237.8	237.9	265.9	265.9	266.0
Ⅳ	576.5	576.5	576.7	266.0	266.1	266.2	245.5	245.5	245.5	301.7	301.7	301.8
1962—Ⅰ	596.0	596.0	596.1	269.8	269.8	269.9	255.9	255.9	256.0	289.8	289.8	289.9
Ⅱ	613.1	613.1	613.2	272.0	272.0	272.1	265.1	265.1	265.1	297.6	297.6	297.6
Ⅲ	628.0	628.0	628.1	272.3	272.3	274.4	273.1	273.1	273.1	291.6	291.6	291.6
Ⅳ	643.2	643.2	644.7	278.0	278.0	278.1	281.2	281.2	282.0	330.6	330.6	331.3

趨勢直線上の値にして各内生変数の径路を求める。ただし，乳製品輸入と学校給食用乳製品政府買い上げだけは実現値の値そのままにしておく。[註3] これはこれら2つが間歇的にしかおこなわれておらず，趨勢値のとりようがないからであり，また，この2つの外生変数に関して強いて人工的な趨勢値をつくつたり，あるいはそれらの値をすべて零とおいたりすると，それによつて乳製品の期末在庫の径路が，われわれが固定的に使用している乳製品の在庫趨勢値といちじるしく異るであろうが，この開きがあまり大きすぎると，前述の乳製品在庫趨勢値に関する前提の現実性が薄れてしまうので，これでは都合がわるいからである。つぎに1959年第4・4半期の実質個人消費総支出の値のみをその期の趨勢値の $1/2$ にして，内生変数の径路を求め，これを先に求めた径路と比較することにより，実質個人消費総支出への衝撃からの模型の均衡回復力をある程度検証しようとするのである。

しかし，この場合には乳製品輸入と学校給食用乳製品政府買い上げの変動がもたらす衝撃を除去し得ないから，実験は不充分なものとなるが，おおよその傾向はつかみ得るであろう。

この実験結果は図15—22に示されている。この結果から，つぎのような点が明らかになるであろう。

実　験　の　結　果

乳製品末在庫 (*Smt*)			乳製品実質価格指数 (*Pmt*)			飲用牛乳実質価格 (*Pdt*)			乳製品消費 (*Dmt*)		
1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの	1959—Ⅰを初期とするもの	1959—Ⅳを初期とするもの	1960—Ⅲを初期とするもの
74.7			93.1			12.95			188.2		
52.2			95.2			12.99			182.8		
33.9			96.7			13.06			178.5		
32.0	59.1		97.6	95.2		13.49	13.45		179.1	185.8	
31.8	52.8		97.7	95.7		13.61	13.56		188.3	194.1	
43.7	59.8		97.5	95.9		13.66	13.61		190.0	194.4	
72.3	84.6	64.3	96.4	95.2	96.7	13.68	13.65	13.65	195.2	198.6	194.3
94.0	93.4	87.5	94.1	93.1	94.7	14.00	13.98	14.02	202.2	204.8	200.5
104.0	103.3	99.0	92.1	92.2	92.6	14.13	14.13	14.14	220.3	220.1	218.9
123.1	122.5	119.2	91.2	91.2	91.6	14.12	14.12	14.13	224.0	223.9	223.0
137.6	137.1	134.6	89.6	89.7	89.9	14.13	14.13	14.14	230.4	230.3	229.6
148.2	147.9	145.9	88.3	88.4	88.6	14.41	14.41	14.42	234.8	234.7	234.2
152.9	152.6	151.1	87.3	87.3	87.4	14.57	14.57	14.57	251.3	251.2	250.8
164.2	164.0	162.9	86.7	86.7	86.8	14.67	14.67	14.67	253.7	253.7	253.3
178.3	178.1	177.3	85.6	85.6	85.7	14.68	14.68	14.68	259.0	259.0	258.7
166.1	166.0	166.0	84.4	84.4	84.4	14.92	14.92	14.93	259.7	259.7	259.6

第1は，多くの内生変数が2～3年の調整期間の後，実質個人消費総支出の衝撃を受けなかつた場合の成長径路に復帰しているということである。したがつて，一般的には実質個人消費総支出への衝撃からの模型の均衡回復力は強いといえるであろう。

第2に，この回復には変数によつて若干の差が認められるということである。すなわち，生乳生産，乳製品生産および飲用牛乳生産は，実質個人消費総支出への衝撃の影響をこうむる程度がもつとも軽微で，したがつて，回復も早いことである。生乳生産者実質価格と飲用牛乳実質価格は，実質個人消費総支出変動の直後かなり大きな影響を受けるが，比較的すみやかに回復する。これに対し乳製品実質価格は，実質個人消費総支出変動直後，他の2価格ほどの影響は受けないが，回復は前2者に比しやや遅れるようである。乳製品在庫は実質個人消費総支出変動直後あまり大きな影響を受けないが，回復には時間を要するようであり，乳製品消費は実質個人消費総支出変動直後極めて大きな影響を受け，また，回復には時間を要するようである。

以上の実験から，われわれは現実の牛乳経済に関するつぎのような推論を導き出すことができるであろう。

第1は，わが国牛乳経済が戦後多少の波乱を含みながらも，比較的順調に成長し得たの

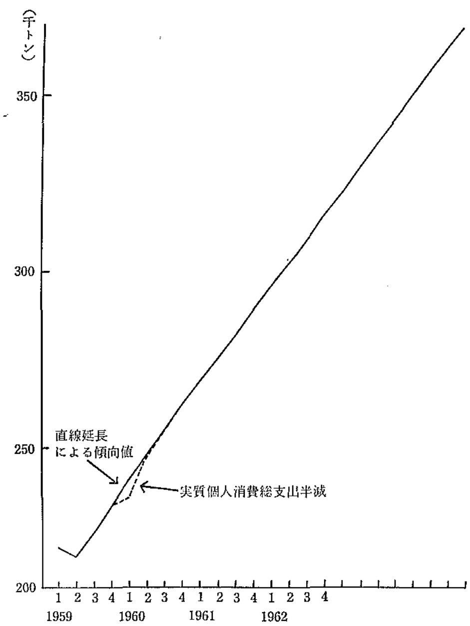

図15　生乳総生産（Qpt）

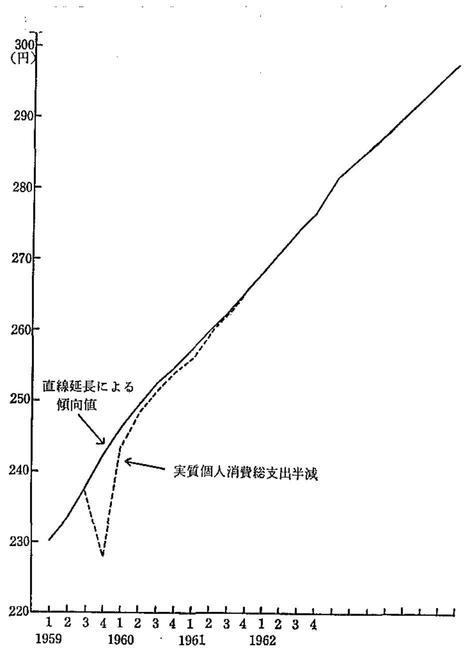

図16　生乳生産者実質価格（Pot）

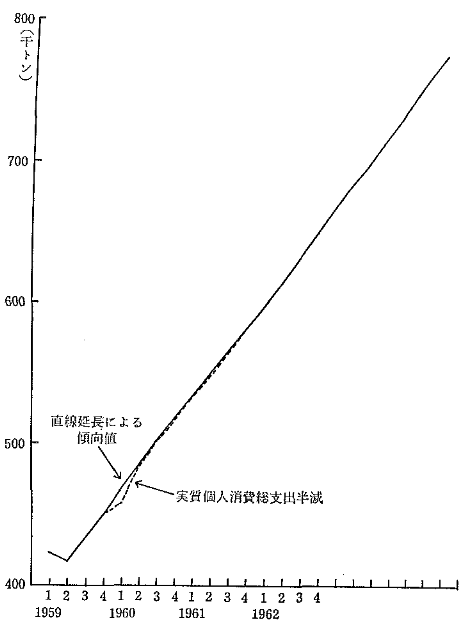

図17　乳製品生産（Qmt）

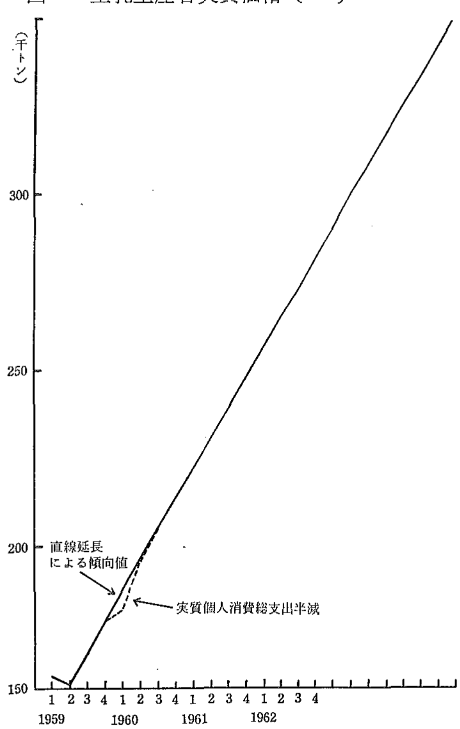

図18　飲用牛乳生産（Qdt）

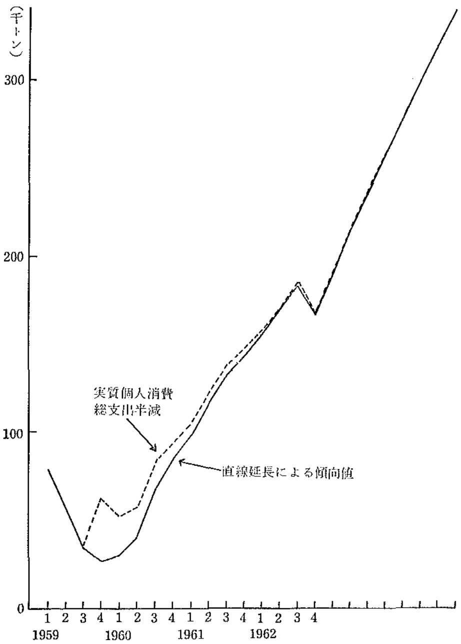

図19　乳製品期末在庫 (Smt)

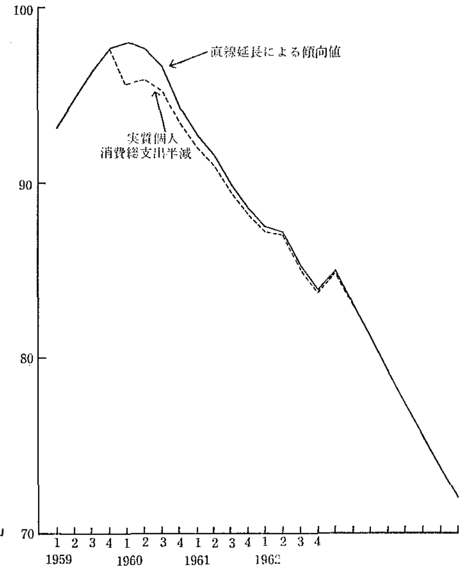

図20　乳製品実質価格指数 (Pmt)

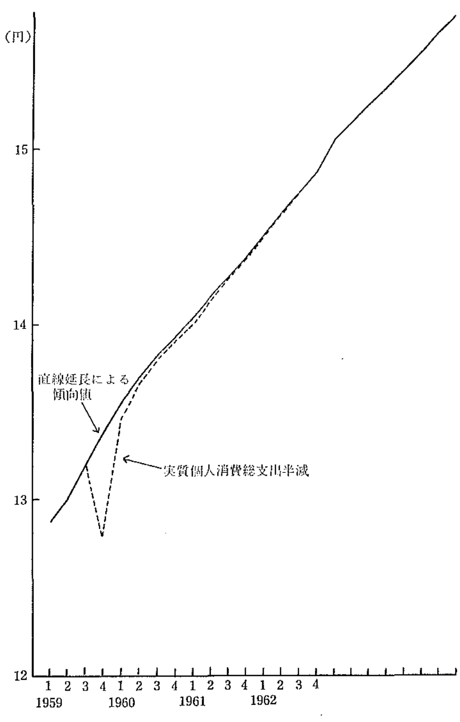

図21　飲用牛乳実質価格 (Pdt)

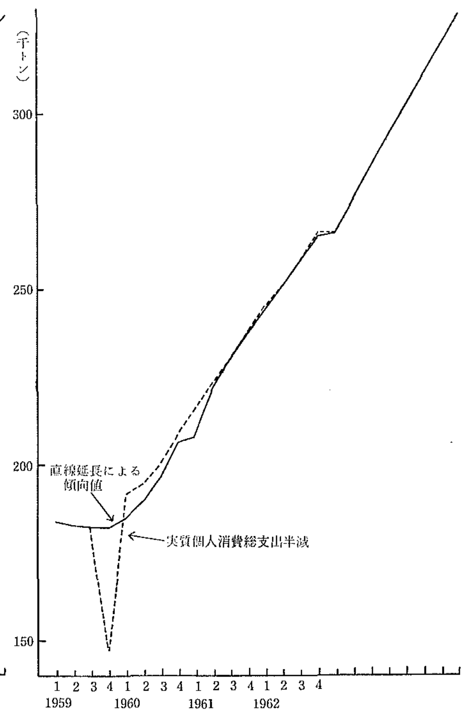

図22　乳製品消費 (Dmt)

は牛乳経済をとりまく外生的要因が趨勢的に成長してきたことによることはもちろんであるが，比較的小さな景気変動の影響を一時的かつ軽微にとどめ得てきたこともその有力な1因ではないかということである。

第2は，これだけの実験のみから，わが国牛乳経済が外部からの衝撃に対して相当強い均衡回復力をもつていると結論することはできないが，衝撃がたびたび起ることを阻止し，それをなるべく軽微なものにとどめることが可能ならば，わが国牛乳経済は，たとえ衝撃による一時的変動を起したとしても，たぶん自律的に安定するであろうということである。

註1　定差方程式の解法等については，文献〔20,21,22,23〕を参照されたい。

註2　文献〔23〕227頁

註3　分析期間後のこれら2外生変数の値は零としてある。

V　結　　　語

序にも述べたとおり，この分析は牛乳経済の計量経済模型分析への第1次接近であるから，分析結果には不充分な点が多いし，したがつて，今後に残された問題も多い。ここではこれらの点を簡単に整理して結びに代えたい。

問題点を整理すると，大きく2つに分けられるであろう。1つは計量模型の作製に関するものであり，いま1つはシミュレーション分析に関するものである。しかし，この2つの問題は切り離して考えることはできないので，以下これらの関連を考慮しながら問題を掘り下げよう。

計量模型の作製に関して，まず第1に指摘されねばならない点は，生乳生産函数に擬似変数 t が含まれていることであろう。本分析においては，農民の生乳生産行動の機構が不明瞭なため，暫定的にそれが使用されたのであるが，今後はそれが排除されたフィットの良好な生乳生産函数を見出すべく努力が払われねばならないだろう。

本分析においては，乳製品の期末在庫は，残余として事後的に決定されるものとして模型が作製されているので，乳製品在庫投資函数は含まれない。しかし，乳製品の期末在庫が残余としてきめられると規定してしまうのは尚早であるから，今後はフィットの良好な乳製品在庫投資函数の発見に対しても，努力が払われねばならないだろう。

模型の乳製品価格決定函数には，外生変数としての乳製品前期末在庫の趨勢値が含まれている。シミュレーション実験をおこなう場合，模型が決定した過去の乳製品在庫の径路から，乳製品在庫の趨勢を絶えず修正しつつ求めるような工夫をほどこすならば，多種類のシミュレーション実験が可能になるであろう。

また，この分析では数ある諸乳製品を一括してあるが，この点にも問題があるだろう。乳製品のなかには，同じ牛乳を原料にするとはいえ，商品的にはまつたく性質を異にするようなものも含まれており，また，たとえそうでなくても，所得弾性値や価格弾性値等に大きな開きが予想されるようなものが含まれているから，乳製品として一括することには無理があるだろう。この難点を除くためには Rojko や唯是氏の分析のように，乳製品を細分化すべきであろう。

この分析中でおこなつたシミュレーション実験は，模型の安定性に関するものを若干おこ

なつただけで，畜産政策に有益な示唆を与え得るようなものはほとんど含まれていない。しかし乳製品の貿易自由化の問題や畜産事業団の乳製品買い上げ等を中心とした乳価安定化政策の問題等の解明には，シミュレーション実験はきわめて効果的と考えられ，これらの問題の分析は今後の大きな課題である。

文　献

〔1〕 伊藤俊夫著『酪農経済論』（1951年）

〔2〕 Rojko, Ansony S., "An Applicatinon of the Use of Economic Models to the Dairy Industry," *J. Farm Econ.*, 35; 834—49, 1953.

〔3〕 ——, *The Demand and Price Structure for Dairy Products*, U. S. Dept. Agr. Tech. Bull. 1168, 1957.

〔4〕 経済企画庁調整部稿「消費予測の理論と実証」（『アナリスト』増刊号1957年）

〔5〕 土屋圭造著『農業経済の計量分析』（1962年）第8章

〔6〕 唯是康彦稿「市場統計に基づく畜産物需要分析」（『農業綜合研究』17巻2号 65—113頁 1963年）

〔7〕 森田優三著『経済変動の統計分析法』（1963年）第14章

〔8〕 Klein, Rawrence R., *A Text Book of Econometrics*, 1956, p.314（邦訳 374—75頁）

〔9〕 上野裕也著『日本経済の計量経済学的分析』（1962年）132—33頁

〔10〕 Durbin. J. and Watson, G., "Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression," *Biometrika*, 38（1—2）：159—77, 1951.

〔11〕 速見佑次郎稿「搾乳量変動の解析—農家行動における季節性と経済性の把握—」（『農業経済研究』35巻1号 22—35頁 1963年）

〔12〕 Nerlove, M., "Estimates of the Elasticities of Supply of Selected Agricultural Commodities," *J. Farm Econ.*, 38 : 496—509 1956.

〔13〕 ——, "Distributed Lags and Estimation of Long-Run Supply and Demand Elasticity: Theoretical Considerations," *J. Farm Econ.*, 40 : 301—13 1958.

〔14〕 Brandow, G. E., "A Note on the Nerlove Estimates of Supply Elasticity," *J. Farm Econ.*, 40 : 719—22 1958.

〔15〕 Nerlove, M., "On the Nerlove Estimates of Supply Elasticity : A Reply," *J. Farm Econ.*, 40 : 723—28 1958

〔16〕 経営科学研究会編『シミュレーション入門』（1956年）

〔17〕 宮川公男稿「シミュレーション」（高橋泰蔵 増田四郎編『体系経済学辞典』（1965年）所収 837頁）

〔18〕 通商産業大臣官房調査統計部編『日本産業の計量経済分析』（1963年）第2部第4章

〔19〕 内田忠夫 森敬稿「日本経済の Simulation 分析」（森嶋通夫 篠原三代平 内田忠夫編『新しい経済分析』（1960年）所収）

〔20〕 柵木信吾著『定差方程式』（1951年）

〔21〕 W. J. ボーモル著 山田勇 藤井栄一共訳『経済動学序説』（1956年）

〔22〕 R. G. D. アレン著 安井琢磨 木村健康監訳『数理経済学』上巻（1960年）

〔23〕 日比野勇夫著『動態経済の分析』（1961年）

A Model Analysis of the Dairy Industry of Japan

By Yūsuke Kōsaka
Laboratory of Farm Management, Fac. Agric., Shinshu Univ.

Summary

Most economic research dealing with specifically milk and dairy products in Japan has emphasized the natures of the production and marketing of these commodities. Less attention has been given to statistical analysis of their production, demand and pricing as an interrelated process.

The principal contribution of this article is the presentation of detailed analyses of the major factors that affect the demand for, production and pricing of milk and dairy products in Japan, and the quantification in a statistical model of the relationships among those factors.

The statistical formulation of the dairy industry uses quarterly data ——1959-I～1962-IV——and contains eight sequential equations——six stochatic behavioral equations relating to production, domestic use and pricing of milk and dairy products and two identities.

The milk production elasticities, evaluated at the mean values, are .35 with respect to the lagged real milk price received by farmers and −.25 with respect to the lagged real feed price. Studies of actual cost accounts for various farms in Japan reveal the overwhelming importance of feed as a cost of milk production. It is considered that the above fact agrees with the sensitiveness to prices.

The demand elasticities for dairy products, on the average, are −1.21 with respect to the real prices of dairy products, .35 with respect to real national income and 4.39 with respect to population. These measures indicate that the dairy industry of Japan has a bright prospect under the condition that farmers, producers and processors endeavor for reducing costs of milk and dairy products.

Based on the coefficients of the reduced form equations, lagged real milk price received by farmers is the most important contributory determined endogenous factor to maintenance of milk production, and population is the most important contributory exogenous factor to maintenance of real milk price received by farmers, real retail milk price and consumption of dairy products. It seems fairly safe to state that population is the chief supporter of the stable growth of the dairy industry of Japan.

Our model is a system of linear stochastic difference equations and mathematical analysis permits an examination of the mechanism of the endogenous part of the system and, in particular, the prediction of the time path which the system would take were

Jour. Fac. Agric., Shinshu Univ. Vol.3 No.4 Dec., 1965

it not subject to exogenous influences. This is done by finding the characteristic roots of the system of linear homogeneous difference equations. Based on the examination of the endogenous part of our system, the time paths of our endogenous variables do not fluctuate or oscillate and movements of our system damp-down to equilibrium. Therefore, movements expressed by our model are stable provided the disturbances and exogenous variables as function of time are sufficiently well behaved.