

製材産業の計量経済学的モデル

唯 是 康 彦

- 一 単純な理論モデル
- 二 パイロット・モデルの作成
- 三 パイロット・モデルのファイナル・テスト
- 四 マスター・モデル

一 単純な理論モデル

1 問題の所在 林業は農業・水産業とともに生物資源を対象としているが、生物資源は他の資源と異なつて再生産が可能であるから、その限りでは資源の枯渇という問題はない。しかし、その再生産には生産要素の直接投入のほか、環境保全と長期の時間とを必要とし、林業においてそれがとくに著しい。このために生産資源を対象とする産業は季節変動を別とすれば、短期変動に十分対応することができないという欠点をもっている。この欠点は結局、その生産物の激しい価格変動となつてはね返ってくるか、さもなければ貿易を媒介にして国際需給関係を破壊させる方向に作用するだろう。

最近のいわゆる「食糧危機」や「経済水域二百カイリ」といった問題は、その直接の原因が異常気象や資源ナシヨナリズムにあるにしても、背景には現代の価格メカニズムがこのままでは生物資源の本質に適合しなくなるかも

しれないという問題が存在している。林業もその例に漏れず、昭和四七年、四八年の好況期には過剰流動性も手伝って、建築ブームを始めとする製材・合板・紙パルプなどに対する林産物需要が急騰して、木材価格を上昇させたし、いわゆる「石油危機」をきっかけとする総需要抑制期には価格下落と著しい滞貨をもたらすにいたった。わが国の林業は木材自給率が五〇%を割り、世界の木材貿易量の三分の一を輸入している関係上、この変動はたちまち国際的に波紋を拡大し、好況期にはインドネシアを除くほとんどの国が木材輸出に何らかの制限を課するにいたった。かくして国有林の管理をその中心とする林業政策も、短期的需給関係を重視せざるをえない状態になってきた。

木材の短期的需給関係は国内の生産量が簡単に以上、需要および輸入の変化に依存することになる。需要を規定する要因に価格を除くと、もっぱら林業関係以外の部門にその原因を求めなくてはならない。また輸入が外国の事情に左右されることはいうまでもない。こう考えてみると、木材の短期的需給関係はわが国の林業関係以外の分野を研究することから始めなくてはならないようにみえる。しかし、それはそれとして、他方林業関係以外の分野の事情が明らかになったとしても、そこにおける変化が結局木材の短期的需給関係にどのような影響を与えるかは、わが国の木材需給関係の次元で直接把握しなくてはならない問題である。本研究はこん後の方向を追求するもので、範囲は製材・合板・紙パルプにわたっているが、製材については一応の試算が終わったので、それここに紹介する次第である。⁽¹⁾

2 需給関係

製材は貯蔵ができる関係上、販売量・生産量・在庫量・価格の四つを基本的な変数として、需給関係ができて上がっている。 t 時点のこれらを順に H_t, Q_t, S_t, P_t であらわすことにすると、四変数の間には次のよ

うな定義式が成立する。

$$(1) \quad S_t = S_{t-1} + Q_t - H_t$$

ここで S_{t-1} は前期末の在庫量である。販売量と生産量とはいま価格に関する単純な線型関数と考えて、次のように表現しておく。

$$(2) \quad H_t = a_0 + a_1 P_t, \quad a_1 < 0$$

$$(3) \quad Q_t = b_0 + b_1 P_t, \quad b_1 > 0$$

在庫に関してはメッツラーの古典的なモデルに従って次のように仮定する。⁽²⁾

$$(4) \quad S_t - S_{t-1} = \delta(S_t^* - S_{t-1}), \quad 0 < \delta < 1$$

ここで S_t^* は適正在庫量であり、販売量 H_t に対する適正在庫率 r によって次のように定義される。

$$(5) \quad S_t^* = r H_t$$

したがって(4)式は次のように表現することも可能である。

$$(6) \quad S_t = \delta r H_t + (1 - \delta) S_{t-1}$$

(4)式および(6)式のみは調整係数であって、適正在庫量 S_t^* は直ちに実現しないと考え、在庫変動 $S_t - S_{t-1}$ を介してその一部が現実化すると仮定している。

ところで H_t, Q_t, S_t, P_t を内生変数と考えると、 S_{t-1} は時差内生変数で、先決変数であるから、(1)、(2)、(3)、(6)の各式をならべれば、これは一つのまとまった連立方程式体系となる。価格 P_t は形式上、説明変数となっているが、体系を誘導型にすれば、次のようになる。

$$(7) \quad P_t = \frac{a_0(1+\delta r) - b_1 + (1-\delta)S_{t-1}}{b_1 - a_1(1+\delta r)}$$

なお、(4)式は S_t に関する定差方程式であるから、これを解いて S_t^* で表現し、 S_t^* にさらに(5)式を代入し、その H_t を(2)式で置きかえる。

$$(8) \quad S_t = \sum_{k=0}^t \delta(1-\delta)^{t-k} S_k^* = \sum_{k=0}^t \delta(1-\delta)^{t-k} r a_1 H_k \\ = \sum_{k=0}^t \delta(1-\delta)^{t-k} r a_0 + \sum_{k=0}^t \delta(1-\delta)^{t-k} r a_1 P_k$$

(8)式は S_{t-1} についても一期ずらして成立するから、これを(7)式に代入してやれば P_t に関する1階の定差方程式がえられることになる。 P_t の初期値を与えてその定差方程式の解がえられれば、(8)式にそれを代入して、 S_t を決定する。 H_t と Q_t とはとりあえずは S_{t-1} と定数項とで表現されているから、これに P_t の解を代入すれば、 H_t と Q_t が決定する。

3 価格関数の導入 上述の連立方程式体系は構造方程式が単純であるから、これを定差方程式の解法までもちこむことができたが、実測上の構造方程式はこれほど簡単な型をとらないから、その解法も容易ではない。しかし、それ以上に困難な問題は在庫量の統計資料が不完全で、また在庫関数が計測段階で統計的に安定しない場合が多いということである。かりに計測段階で成功しても、連立方程式体系によるモデルのファイナル・テストをしてみると、その推計結果が統計的に不満足な場合が多い。そこで在庫関数をこの体系からはずして、その代わりに P_t を

決定する価格関数を導入する方向が考えられる。 H_t に関する(2)式と Q_t に関する(3)式と、 P_t に関する何らかの式が計測されれば、内生変数は H_t, Q_t, P_t となり、方程式は三本だから、これで体系が決まり、そこからえられた H_t と Q_t を、先決変数である S_{t-1} と組み合わせ、(1)式から S_t を求めることができるわけである。問題は価格関数に関してどのような仮説をたてるかということである。

需給関係を動学化する場合、もっとも単純なモデルは次のようなものである。

$$(9) \quad P_t - P_{t-1} = \theta(Q_t - H_t), \quad \theta < 0$$

この H_t に(2)式、 Q_t に(3)式を代入すると、次のように整理される。

$$(10) \quad [1 + \theta(b_t - a_t)]P_t - P_{t-1} = \theta(b_t - a_t)$$

在庫関数を採用したモデルでは価格関数は1階の定差方程式へ還元されたが、価格関数を(9)式にすれば、1階の定差方程式となり、均衡価格の動学的径路もはるかに単純化してしまう。もちろん、メツツラーの在庫関数が精密化されたように、(9)式の価格関数を理論的に複雑にすることは可能であるが、ここではむしろ計測段階における現実性を考慮して、(9)式に価格シフターを導入することにする。

価格は需給関係によって決まるのだから、価格シフターといっても、それらは所詮、需要関数ないし供給関数を規定するはずである。もしそれらが需要関数ないし供給関数に含まれているものであれば、(9)式からみて、あえてシフターを価格関数に導入する必要はなくなる。しかし、現実的には価格シフターを需要関数ないし供給関数から独立に考慮する方がよりよいように思われる。その理由は二つある。

一つは価格決定のメカニズムに由来している。古典的な経済理論によれば、価格は需給関係を通して数量と同時

に、決定されると説明されている。しかし、供給には一定の生産期間が必要であるから、在庫量に限界がある以上、期間のとり方によっては、価格と数量との同時決定は成立しない場合がある。とくに生長期間の長い、腐敗によって長期保存の困難な農産物はその代表で、ここではまず供給量が決まってから、事後的に、価格が決定される。

これに対して、価格が数量に先立って事前的に決定されることがある。それが管理価格に基づくマーク・アップの理論である。価格が企業側によって先決されるとすれば、それを決定する要因は企業の生産性と生産費とであろう。生産性が上がれば、価格をひき下げ、生産費が上がれば、価格を押し上げる。両者の力が均衡したところで一定の利潤を加えて価格は決定するだろう。しかし、この場合には企業は商品の販売関係を、つまりその需要関数を予め掌握していなくてはならない。さもなければ利潤の極大化は不可能であろう。これは明らかに市場が独占ないし寡占という不完全な状態にあることを前提にしていなくてはならない。

ところで、製材産業の市場は完全でないにしても、このような独占や寡占の状態になっていないことは確かである。⁽³⁾したがって、マーク・アップの理論を製材産業に単純に適用することはできない。しかし、各企業の販売シェアが短期的にほぼ安定しており、その産業に属する企業がすべて生産性と生産費において同じ傾向を示すならば、結果としてその産業全体があたかも一つの独占企業のような行動をとることがありうると考えられる。もちろん、それは本当の意味の独占ではないから、部分的であり、需給関係もまた価格に反映していることは否定できない。

他方、販売は需要側の実物経済性に依存するばかりでなく、金融状態に強く左右される。とくに建築を中心とする木材需要は金融の影響が強く、それが数量を支配するばかりでなく、価格形成に直接参加し、数量からある程度離れて、事前に価格を決定することがあると想定される。製材の原木は長期間かかって天然にないし半ば天然に生

産される資源だけに、製材の価格付けにやや恣意的なところがあり、それが金融事情に動かされることは可能である。以上のような観点に立つて、供給側の価格シフターを P_s 、需要側の価格シフターを P_d とすると、(9) 式の価格関数は次のように書ける。

$$(11) \quad P_t = \theta_1(Q_t - H_t) + \theta_2 P_{dt} + \theta_3 P_{st} + P_{t-1}$$

なお、価格関数にかようなシフターを導入するいま一つの理由は、これら P_d および P_s の要因が需要関数および供給関数に入って統計的に有意な結果をもたらすことが製材産業の場合少なかったということに由来している。といって需要側における金融要因や供給側における生産性および生産費の要因が需給関係において重要であることは無視できないので、あまり理論的ではないが、このような処置をとったわけである。

(11) 式はさらに若干の変容をほどこすことができる。(9) 式の価格関数の右辺のうち、 $(Q_t - H_t)$ は(1) 式の定義により、 $(S_t - S_{t-1})$ に等しい。これに適正在庫量 S_t^* の概念を導入すると、(9) 式は次のように変形される。

$$(12) \quad P_t - P_{t-1} = \theta(S_t - S_t^*) + \theta(S_t^* - S_{t-1})$$

ここで適正在庫量に対応する販売量 H_t^* と生産量 Q_t^* とを仮定して、(1) 式と類似の定義式をたて、(12) 式右辺第二項を変換する。

$$(13) \quad S_t^* = S_{t-1} + Q_t^* - H_t^*$$

$$(14) \quad P_t - P_{t-1} = \theta(S_t - S_t^*) + \theta(Q_t^* - H_t^*)$$

H_t と Q_t とに関する(2)、(3) 両式を H_t^* と Q_t^* とに関するものと考え、これに $H_t - H_{t-1} = \alpha(H_t^* - H_{t-1})$ および $Q_t - Q_{t-1} = \beta(Q_t^* - Q_{t-1})$ という単純な配分時差法を適用すると、(2)、(3) および(14) の三式は次のようになる。

$$(15) \quad H_t = a_0 + a_1 P_t + (1 - \alpha) H_{t-1}$$

$$(16) \quad Q_t = b_0 + b_1 P_t + (1 - \beta) Q_{t-1}$$

$$(17) \quad P_t = \frac{\theta(b_0 - a_0)}{1 - \theta(b_1 - a_1)} + \frac{\theta}{1 - \theta(b_1 - a_1)} (S_t - S_t^*) + \frac{1}{1 - \theta(b_1 - a_1)} P_{t-1}$$

(17)式における S_t^* に関しては(5)式の $S_t^* \equiv H_t$ を適用することになれば、(17)式は一応、価格関数として計測可能であるし、(14)式のシフターをこれに追加すれば、さらに現実性をますことになる。

4 計測上の諸問題 価格関数のシフターとして具体的にどのような変数を採用するかについては、入手可能な

データに左右されることはいうまでもない、製材産業に関する限り、供給側の要因として考えた生産性や生産費、あるいは需要側の要因として考えた金融事情などはデータが存在していない。ただ経済一般の指標として卸売物価指数や賃金や利子率などのデータは存在するから、これを利用することにする。また製材の原木価格のデータは卸売り段階で入手できるのでこれも利用できる。しかし、ここで注意しなくてはならないことは、原木はかなりの部分が製材に使用されるにしても、他に合板やパルプへの用途があるから、その価格をどこまで製材の原木価格とみなすべきかについては問題が残るということである。

以上のようなわけで、価格シフターの供給側要因としては卸売物価指数、利子率、賃金指数、原木価格指数が採用された。原木価格指数は、実測の結果、国産材価格が適当であることがわかった。需要側要因としては利子率のほかに、マーシャルの K を考慮することにした。前述のように過剰流動性が価格に影響しているので、マネー・サプライと国民総生産との比率をマーシャルの K として価格関数に導入した。この場合、マネー・サプライは現金通

貨と要求払い通貨(当座預金、普通預金など)との合計であるいわゆる M_1 に、定期性預金を加えたいわゆる M_2 を採用している。

モデルに使用した記号およびその資料出所は第一表に掲載してある。原則として製材関係の変数には M という文字を付加し、その原木関係の変数には W という文字を付加している。これらの記号を用いて先にあげた(11)式の価格関数を再現してみると次のようになる。

$$(12) \quad PMO = \theta_1(QMO - HMO) + \theta_{21}MSLK + \theta_{22}RMAA + \theta_{31}WSSI + \theta_{32}PWI + \theta_{33}RMAA + \theta_{34}WPI + P_{t-1}$$

また(17)式に価格シフターを加えた方程式を考えると次のようになる。この場合、パラメーターは繁雑を避けるため(17)式とは別の記号を採用する。

$$(19) \quad PMO = C_0 + C_1(S_t - S_t^*) + C_2MSLK + C_3RMAA + C_4WSSI + C_5PWI + C_6RMAA + C_7WPI + C_8P_{t-1}$$

もちろん実測段階ではこれらの式はさらに変形されるが基本的には変わらない。ここで一つ困った問題は利子率 $RMAA$ が需要側と供給側との両方の要因として導入されたことである。これらは実測上は区別をすることができない。利子率の種類を変えることを考えたが、各種の利子率相互の相関が高いため、分離はできなかった。需要側の要因としての利子率は価格にマイナスの効果を与えるだろうし、供給側の要因としての利子率は価格にプラスの効果を与えるだろう。それらの差引の効果が利子率のパラメーターとなって現われてくる。その他のシフターはすべて価格にプラスの方向で作用すると仮定されている。

なお、製材産業の需給循環図は第一図に示されている。モデルの中心は製材の販売・生産・在庫・価格の相互関係にあることはいうまでもない。データは昭和四〇〜四八年の期間を四半期別に整理した。このために製材価格の

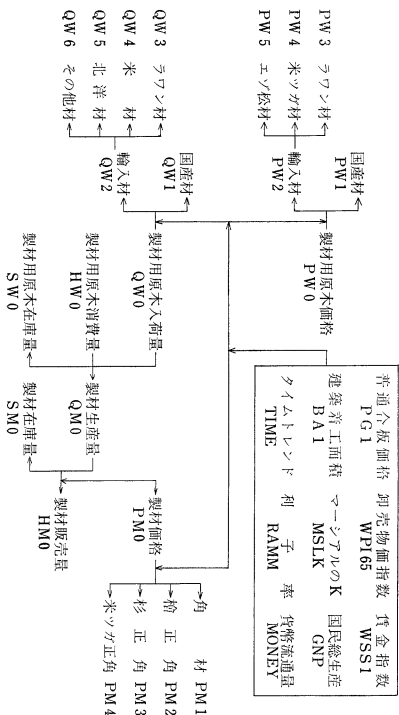
第1表 木材需給モデル記号一覧表

記号	変数名	資料出所
QM0	製材生産量	農林省『木材市況月報』
HM0	製材販売量	農林省『木材市況月報』
PM0	製材総合卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』昭和40年基準
SM0	製材在庫量	農林省『木材市況月報』
PM1	角材卸売価格	日銀『卸売物価指数月報』昭和40年基準
PM2	檜正角卸売価格	日銀『卸売物価指数月報』
PM3	杉正角卸売価格	日銀『卸売物価指数月報』
PM4	米ツガ正角卸売価格	日銀『卸売物価指数月報』
QW0	製材用原木入荷総量	農林省『木材市況月報』
HW0	製材用原木消費量	農林省『木材市況月報』
SW0	製材用原木在庫量	農林省『木材市況月報』
PW0	丸太卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』昭和40年基準
PW1	国産丸太卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』
PW2	輸入丸太卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』
PW3	ラワン丸太卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』
PW4	米ツガ丸太卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』
PW5	エゾ松丸太卸売価格指数	農林省『木材市況月報』
QW1	製材用国産材入荷量	農林省『木材市況月報』
QW2	製材用外材入荷量	農林省『木材市況月報』
QW3	製材用ラワン材入荷量	農林省『木材市況月報』
QW4	製材用米材入荷量	農林省『木材市況月報』
QW5	製材用北洋材入荷量	農林省『木材市況月報』
QW6	製材用その他材入荷量	農林省『木材市況月報』
D1	季節ダミー変数, 第1四半期	第1四半期=1, 他は0
D2	季節ダミー変数, 第2四半期	第2四半期=1, 他は0
D3	季節ダミー変数, 第3四半期	第3四半期=1, 他は0
BA1	建築着工量(木造)	建設省『建築統計年報』
PG1	普通合板卸売価格指数	日銀『卸売物価指数月報』昭和40年基準
TIME	タイム・トレンド	昭和40年第1四半期=1
RMAA	全国貸出約定金利	日銀『経済統計月報』
MSLK	マーシャルのK	経企庁『国民所得統計年報』, 日銀『経済統計月報』より作成
WP165	総合卸売物価指数	日銀『卸売物価指数月報』昭和40年基準
WSS1	賃金指数	経企庁『国民所得統計年報』, 労働省『労働力調査報告』より作成
SM0D	製材在庫量統計の不突合	$SM0D = SM0 - [SM0(-1) + QM0 - HM0]$
SW0D	製材用原木在庫量統計の不突合	$SW0D = SW0 - [SW0(-1) + QW0 - HW0]$
VCB	対前期増減量	一般に $VCB(Z) = Z - Z_{-1}$
RCB	対前期変化率	一般に $RCB(Z) = \frac{Z - Z_{-1}}{Z}$

種類別系列はえられたが、各種価格に対応する製材の数量データはえられなかった。したがって、製材の総合価格をまず求めて、それからその種類別価格を総合価格に関連づけるという方向をとっている。

いま一つ注意すべき点は原木の需給関係である。正確にはここには原木の供給データは存在していない。原木入

第1図 製材産業の需給関係



荷量 Q_{WO} は製材産業が購入した需要量であり、消費量 H_{WO} は製材産業が製材のために消費した量であるから、原木の在庫量 S_{WO} は原木を供給する側の在庫ではなくて、製材産業の原木手持量にすぎない。したがって、これだけの情報で原木価格 P_{WO} を決定することはできない。しかしながら、供給側の情報を四半期別データにするとはむずかしいので、原木の価格関数を製材産業だけのデータで推定することになった。製材産業が原木を需要する場合、製造価格が高まれば、それだけ強まるし、製材の生産要素である賃金や利子率やその他諸物価が上昇すれば、それだけ弱くなるであろう。この関係に基づいて原木の価格関数を次のようにして求めることにした。

$$P_{WO} = d_1 + d_2 P_{MO} + d_3 WSSI + d_4 RMAA + d_5 WPI$$

パラメーターは d_1 がプラス、 d_2, d_3, d_4 はマイナスと考えられた。もちろん、これは暫定的な価格関数で、原木供給の情報が入り次第、それによって補強されるべきである。

他方、製材の価格関数は製材の需給バランスを考慮して作られているが、理論的には極めて単純であるから、今後の課題としては理論モデルの精密化を計るべきである。それと同時に、以上の理論モデルから価格関数のパラメーター θ が計測可能であるが、今回はモデルの計測そのものに重点を置き、計測結果である θ に関する検討はおこなっていない。

5 ガウス・ザイデル法の限界 モデルのシミュレーションは構造方程式が内生変数に関して非線型になる場合を考慮して Gauss-Seidel 法によった。これは任意の初期値を与えて収斂計算によって連立方程式を解く方法であり、本論文では収斂値の誤差を 1000 分の一にしてファイナル・テストでこれを使用している。しかし、注意し

$$(24) \quad y^{(k+1)} = D^{-1}(C - L)y^{(k+1)} - Ry^{(k)}$$

$y^{(k+1)}$ を一括してから整理すると、

$$(25) \quad y^{(k+1)} = (I + D^{-1}L)^{-1}D^{-1}(C - Ry^{(k)})$$

$$(26) \quad M \equiv (D + L)^{-1}, \quad H \equiv -(D + L)^{-1}R \quad \text{とすれば、}$$

$$(27) \quad y^{(k+1)} = MC + Hy^{(k)}$$

となる。ただし D^{-1} は 0 でないと仮定されている。 $y^{(0)}$ を初期ベクトルとして右の式に代入し、整理すると、次の結果がえられる。

$$(27) \quad y^{(k)} = H^k y^{(0)} + (I + H + \cdots + H^{k-1})MC$$

H のすべての固有値の絶対値が 1 より小さければ、次の関係が成立する。

$$(28) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} H^k y^{(0)} = 0$$

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \sum_0^{k-1} H^k = (I - H)^{-1}$$

両式を一緒にして $y^{(k)}$ の極限を求める。

$$(29) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} y^{(k)} = (I - H)^{-1}MC$$

$$= [I + (D + L)^{-1}R]^{-1}(D + L)^{-1}C$$

$$= (D + L + R)^{-1}C$$

$$= G^{-1}C$$

結局、連立方程式 $Gx = C$ が $x = G^{-1}C$ という解へ収束するためには、 H のすべての固有値がの絶対値1より小であるということが前提となっていないなくてはならない。 H の固有値を $\lambda_1, \dots, \lambda_M$ 、その固有ベクトルを $u_1, \dots, u_M$ とすると、次式が成立する。

$$(30) \quad U^{-1}HU = A$$

$$U = \begin{pmatrix} u_{11} & \dots & u_{1M} \\ \vdots & & \vdots \\ u_{M1} & \dots & u_{MM} \end{pmatrix}, \quad A = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_M \end{pmatrix}$$

両辺を k 乗すると、 $U^{-1}H^kU = A^k$ であるから、

$$(31) \quad H^k = UAU^{-1} = U \begin{pmatrix} \lambda_1^k & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_2^k & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \lambda_M^k \end{pmatrix} U^{-1}$$

となる。 $\lambda_k \wedge 1 (k=1, \dots, M)$ であるなら、(31)式は成立するわけである。本論文のモデルの計測に当たっては、 H の固有値を求めることはしなかったが、ファイナル・テストにおいて在庫関数を採用したモデルは、解が発散して失敗に終わっているのです、おそらく H の固有値に1を越えるものがあつたのだらうと思う。

注(1) 本論文では以下の文献を参照した。野村勇『林産物価格論』(林野共済会、昭和三十六年)。

岸根卓郎『林業経済学』(養賢堂、昭和三十七年)。

森義昭「わが国木材市場の計量経済分析」(『林業経済』第二七〇号、一九七一年四月)。

森義昭「木材輸入の増進変化に関する計量的分析」(『農林業問題研究』第三二号、一九七二年十二月)。

行武潔「建築用材および普通合板需給の計量的研究」(『林業試験場研究報告』第二四号、一九七二年三月)。
 行武潔「林産物需給構造の計量的研究」(経営部経済研究室内部資料、昭和四八年六月)。

(2) Melzer, L. A., "The Nature and Stability of Inventory Cycles," *R. E. Stud.*, Vol. 29, Feb. 1947.

(3) 製材産業の場合、背後に総合商社が介在していることがあるので、市場構造に関する調査をおこなう必要がある。

二 パイロット・モデルの作成

1 在庫関数の計測 先に(6)式で在庫関数を $S_t = \phi_r H_t + (1-\phi)S_{t-1}$ と設定したが、これはあくまでも基本型で、この変型は多数存在している。製材のデータについていえば、この関数型より、 H_t の代わりに H_{t-1} とした場合の当てはまりの方がよい。適正在庫量を決定する販売量は一種の予想量と考えられるから、 H_t よりも H_{t-1} を用いる方が現実的なかもしれない。

$$VCB(SM0) = -9.484 + 0.023H_{t-1} - 0.228S_{t-1} + 188.034D1 - 32.247D2 - 46.995D3$$

$$(0.016) \quad (0.111) \quad (25.896) \quad (35.688) \quad (27.175)$$

$$R^2 = 0.857 (\bar{R}^2 = 0.829), \quad DW = 1.318, \quad SD = 51.022$$

ここで R^2 は決定係数(括弧内数字は自由度修正済み)、 DW はダービン・ワトソン比、 SD は標準誤差である。
 また、 $D1, D2, D3$ はそれぞれ第1、第2、第3四半期を示す季節ダミーである。いうまでもなく第4四半期を示すダミー変数の係数は他の三つのダミー変数の係数の合計に反対符号を付して求められる。しかし、ダミー変数はこの場合、説明変数と被説明変数との季節性の合成であるため、あまり具体的な意味をもっていない。したがって、以下においてはこれらの統計的検定を重視しないことにする。なお被説明変数の VCB は対前期増減量を示すものとする。

第2表

SEQ2 VCB (SM0)=+181.14+0.014685*HM0(-1)-0.09601*VCB(HM0)
 -0.27484*SM0(-2)+0.38035*SM0D+53.970*D1
 -94.986*D2-69.610*D3;

Interval (65.3.....73.4) No. of Observation=34.

Standard Deviation of Residuals =41.032

F-Value =37.035

Coefficient of Determination =0.909

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) =0.884

Durbin-Watson Statistic =1.863

(Serial Correlation Coeff. =0.061)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.8114268E 02		
1	1.4685089E-02	1.3460246E-02	1.091
2	-9.6008868E-02	5.7923597E-02	-1.658
3	-2.7483730E-01	8.7681110E-02	-3.135
4	3.8034810E-01	1.2586053E-01	3.022
5	5.3970772E 01	6.3785688E 01	0.847
6	-9.4986859E 01	2.0686742E 01	-4.592
7	-6.9610390E 01	2.7531264E 01	-2.528

ところで、この式の右辺のS₁の係数は(6)式のδとみなすことができるから、H₁の係数を(6)式のδと考えると、両者を割算して適正在庫率rを求めることができる。それによるとrは○・一〇一ということになる。昭和四〇年から四八年までの四半期データについて販売量に対する平均在庫率を計算してみると、○・一〇五、標準誤差は○・〇一〇となっている。したがって上式による適正在庫率と現実の平均在庫率とは極めて近似した値を示しているということができよう。

在庫関数は販売量と在庫量との時差のとり方によっていろいろの変型を生むが、そのなかで第二表SEQ2の方程式が統計的に比較的良好な結果をおさめた。ここでは一期的販売量と二期前の在庫量のほかに、当期の販売量の対前期増減量が考慮されている。

2 価格関数の計測(その1) 前述した(8)式の価格関数は第三表SEQ1Eに示されている。ここにおいて価

第3表

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ SEQ1]E} \quad \text{PMOWPI} = & -3.9988 - 0.00048794 * \text{VQHMO} + 0.87469 * \text{RCB} \\
 & (\text{MSLK}(-1)) + 0.24503 * \text{RMAA} \\
 & + 0.45705 * \text{WSSWPI} + 2.5827 * \text{PW1WPI} \\
 & - 0.21095 * \text{PMOLAG} + 0.55410 * \text{D1} + 0.17634 * \text{D2} \\
 & + 0.21042 * \text{D3};
 \end{aligned}$$

Interval (70.1.....73.4) No. of Observation=16.

Standard Deviation of Residuals = 0.019

F-Value = 371.192

Coefficient of Determination = 0.998

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)= 0.996

Durbin-Watson Statistic = 3.244

(Serial Correlation Coeff. = -0.657)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-3.9988132 E 00		
1	-4.8793720 E-04	1.7045456 E-04	-2.863
2	8.7468525 E-01	2.4296267 E-01	3.600
3	2.4502715 E-01	6.5086908 E-02	3.765
4	4.5705009 E-01	7.2336673 E-02	6.318
5	2.5827690 E 00	1.5919617 E-01	16.224
6	-2.1095094 E-01	3.4221158 E-02	-6.164
7	5.5409666 E-01	6.8570350 E-02	8.081
8	1.7633973 E-01	9.2893714 E-02	1.898
9	2.1042084 E-01	5.7018991 E-02	3.690

$$(2) \text{ SEQ2]E} \quad \text{VQHMO} = \text{QMO} - \text{HMO};$$

格関係の変数はすべて卸売物価指数 WPI 88 によってデフレートされている。後に第一〇表以下で定義式として示されるが、WPI のついている変数はすべてそのような内容のものである。生産量と販売量との差額は定義式 SEQ2]E に示されているように VQHMO という記号が使用されている。また PMO LAG という記号はこれまた第一〇表と第一表の定義式で示されるように、製材価格 PMOWPI の一期前から四期前までの合計値である。一期前の値を単独に使用するよりは統計的結果が良かったので、これが採用された。しかし、係数の符号がマイナスであるため、この方程式は理論的には必ずしも妥当なものとはいえない。

さらに、この式は昭和四五年第一四半期から四八年第四四半期までのデータについて計

第4表

$$(1) \text{ SEQ1]D} \quad \text{PM0WPI} = -9.0866 + 5.0950 \cdot \text{HQM0} + 0.85197 \cdot \text{RCB (MSLK} \\ (-1)) + 0.24445 \cdot \text{RMAA} + 0.45801 \cdot \text{WSSWPI} \\ + 2.5770 \cdot \text{PW1WPI} - 0.21048 \cdot \text{PMOLAG} \\ + 0.55284 \cdot \text{D1} + 0.18049 \cdot \text{D2} + 0.21192 \cdot \text{D3};$$

Interval (70.1.....73.4) No. of Observation=16.

Standard Deviation of Residuals = 0.019

F-Value = 370.513

Coefficient of Determination = 0.998

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.996

Durbin-Watson Statistic = 3.200

(Serial Correlation Coeff. = -0.638)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-9.0866914 E 00		
1	5.0950814 E 00	1.7827236 E 00	2.858
2	8.5197388 E-01	2.4136791 E-01	3.530
3	2.4445146 E-01	6.5138162 E-02	3.753
4	4.5800954 E-01	7.2365265 E-02	6.329
5	2.5770198 E 00	1.5886576 E-01	16.219
6	-2.1048313 E-01	3.4253318 E-02	-6.145
7	5.5284063 E-01	6.8513756 E-02	8.069
8	1.8049349 E-01	9.2559452 E-02	1.950
9	2.1192110 E-01	5.6909188 E-02	3.724

$$(2) \text{ SEQ2]D} \quad \text{HQM0} = \text{HMO}/\text{QM0};$$

測されている。もし計測期間を昭和四五年以前からスタートさせると、VQHMOの係数の符号がプラスとなり、(18)式の理論的制約を充足しなくなってしまうのである。以上のようなわけで、この価格関数は相関係数が極めて高く、 t 検定の結果も悪くないにもかかわらず、理論的には決して満足なものとはいえないだろう。

そこでVQHMOを第四表SEQ2]Dのように販売量と生産量との比率HQM0で置き換えてみると、SEQ1]Dの価格関数がえられる。この場合は販売量が変数の分子になっているから、HQM0の符号がプラスであってよい。しかし、この式は価格の時差変数PMOLAGの係数の符号がやはりマイナスになっており、(18)式の理論的制約をみたしていない。また、第三表の場合と同様に、計測期間は昭和四五年以降に限られ、それ以前を含めると、HQM0の符

第5表

$$(1) \text{ SEQ1]C } \text{PMOWPI} = +1.5663 - 0.00010887 * \text{QSM0} + 1.3276 * \text{RCB}(\text{MSLK} \\ (-1)) - 0.14463 * \text{RMAA} + 0.23202 * \text{WSSWPI} \\ + 1.0671 * \text{PW1WPI} + 0.18440 * \text{PMOWPI}(-1) \\ + 0.15551 * \text{D1} - 0.22398 * \text{D2} + 0.0008701 * \text{D3};$$

Interval (65.3.....73.4) No. of Observation=34.

Standard Deviation of Residuals = 0.069

F-Value = 41.960

Coefficient of Determination = 0.940

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.918

Durbin-Watson Statistic = 1.299

(Serial Correlation Coeff. = 0.335)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.5663633E 00		
1	-1.0887410E-04	3.9399401E-05	-2.763
2	1.3276562E 00	4.1794741E-01	3.177
3	-1.4463037E-01	5.8167918E-02	-2.486
4	2.3202168E-01	7.0089009E-02	3.310
5	1.0671162E-01	2.1900946E-01	4.872
6	1.8440494E-01	1.2101540E-01	1.524
7	1.5551355E-01	5.4712795E-02	2.842
8	-2.2397659E-01	9.5200442E-02	-2.353
9	8.7006759E-04	4.0310908E-02	0.022

$$(2) \text{ SEQ2]C } \text{QSM0} = \text{SM0}(-1) + \text{QM0};$$

号はマイナスになり、理論に反する。

そこで⑧式の仮定から若干離れ、価格は製材の供給可能量に影響されるという想定のもとに、第五表 SEQ1]C の価格関数が計測された。ここで QSM0 は SEQ2]C によって定義される。この場合は計測期間を昭和四〇年第三四半期から四八年第四四半期までとしている。また価格の時差変数は一期前のものが使用され、符号もプラスになっている。

なお、以上の価格関数を通して、マージナルの K は対前期変化率 RCB の形をとっており、しかもそれがさらに一期前となっている。おそらくこれは予想変数の役割を果たしているものと思われる。

3 価格関数の計測 (その2) ⑨式に基づ

く価格関数は第六表に示されている。この場合、

第6表

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ SEQ1]A} \quad \text{PM0WPI} &= +1.7547 - 0.00019414 * \text{VSM0} + 1.2857 * \text{RCB} \\
 &\quad (\text{MSLK}(-1)) - 0.25233 * \text{RMAA} \\
 &\quad + 0.06881 * \text{WSSWPI} + 0.68568 * \text{PW1WPI} \\
 &\quad + 0.08607 * \text{PM0LAG} + 0.12312 * \text{D1} - 0.27396 * \text{D2} \\
 &\quad - 0.05749 * \text{D3};
 \end{aligned}$$

Interval (66.1.....73.4) No. of Observation=32.

Standard Deviation of Residuals = 0.075

F-Value = 32.298

Coefficient of Determination = 0.930

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.901

Durbin-Watson Statistic = 1.407

(Serial Correlation Coeff. = 0.255)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.7547923 E 00		
1	-1.9414047 E-04	1.2132478 E-04	-1.600
2	1.2857056 E 00	4.8063512 E-01	2.675
3	-2.5232524 E-01	8.8024017 E-02	-2.867
4	6.8813341 E-02	5.3953738 E-02	1.275
5	6.8568130 E-01	2.3048430 E-01	2.975
6	8.6072353 E-02	5.1519655 E-02	1.671
7	1.2311908 E-01	5.5219111 E-02	2.230
8	-2.7395832 E-01	1.1787670 E-01	-2.324
9	-5.7493750 E-02	5.1121866 E-02	-1.125

$$(2) \text{ SEQ2]AB} \quad \text{SM0A} = \text{SM0}(-1) + \text{SM0};$$

$$(3) \text{ SEQ2]A2} \quad \text{ESM0} = \text{RSHM0} * \text{HMO};$$

$$(4) \text{ SEQ2]A3} \quad \text{VSM0} = \text{SM0} - \text{ESM0};$$

一番問題になるのは適正在庫量の推定である。しかし、適正在庫率は〇・一強で、比較的安定しているらしいことはすでに述べてある。そこで第六表SEQ2]ABの定義式に従って、前期と今期の在庫量の合計SM0Aを求め、これを販売量HMOで割って在庫率を求めたところ、季節性が認められたので、これを季節ダミーに回帰させて、季節別の適正在庫率RSHM0を推定した。

$$\text{RSHM0} = 0.19071 + 0.03243 \text{D1} \quad (0.00734)$$

$$+ 0.03325 \text{D2} + 0.01514 \text{D3} \quad (0.00712) \quad (0.00712)$$

$$R^2 = 0.4838 (\bar{R}^2 = 0.4338),$$

$$\text{DW} = 0.3486, \text{SD} = 0.0151$$

この推定値を用いてSEQ2]A2を

第7表

$$\begin{aligned} \text{SEQ1}[\text{AA}] \quad \text{PMOWPI} = & +1.0494 - 0.00026028 * \text{VSMO} + 1.3145 * \text{RCB}(\text{MSLK} \\ & (-1)) - 0.13694 * \text{RMAA} + 0.09320 * \text{WSSWPI} \\ & + 0.55640 * \text{PW1WPI} + 0.32649 * \text{PMOWPI}(-1) \\ & + 0.11007 * \text{D1} - 0.30155 * \text{D2} - 0.037860 * \text{D3}; \end{aligned}$$

Interval (65.3.....73.4) No. of Observation=34.

Standard Deviation of Residuals = 0.072

F-Value = 38.841

Coefficient of Determination = 0.936

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.912

Durbin-Watson Statistic = 1.892

(Serial Correlation Coeff. = 0.025)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.0494327 E-00		
1	-2.6028258 E-04	1.1174527 E-04	-2.329
2	1.3145012 E-00	4.3430055 E-01	3.027
3	-1.3694154 E-01	6.3818976 E-02	-2.146
4	9.3198247 E-02	3.9207546 E-02	2.377
5	5.5640485 E-01	1.7052162 E-01	3.263
6	3.2649487 E-01	1.1463957 E-01	2.848
7	1.1007453 E-01	5.0635641 E-02	2.174
8	-3.0155401 E-01	9.7813036 E-02	-3.083
9	-3.7859764 E-02	3.8703470 E-02	-0.978

より適正在庫量 ESMO を推定し、これと現実の在庫量との差額 VSMO を計算した ($\text{SEQ2}[\text{A3}]$)。これによって価格関数を計測したのが $\text{SEQ1}[\text{A}]$ である。この場合は価格の時差変数に PMOLAG を使用したために、計測期間を昭和四一年第一四半期からスタートさせている。これに対して価格の時差変数を一期前だけにしたのは第七表の $\text{SEQ1}[\text{AA}]$ である。この計測期間は昭和四〇年第三四半期から四八年第四四半期までとなる。

なお(19)式の変形として第八表の $\text{SEQ1}[\text{B}]$ の価格関数が計測された。こゝでは $\text{SEQ1}[\text{A}]$ の VSMO が代わりに SHMOSUM が採用されている。この変数は $\text{SEQ2}[\text{AB}]$, $\text{SEQ2}[\text{B2}]$, $\text{SEQ2}[\text{B3}]$ の各定義式の組み合わせから求められる。要するに安定した在庫率を変数としたために、当期と前期との平均(実際には二で割っていないから、二倍)が使用されているのである。

第8表

$$\begin{aligned}
 (1) \text{ SEQ1]B} \quad \text{PMOWPI} = & +2.2814 - 1.3341 * \text{SHMOSUM} + 1.3371 * \text{RCB} \\
 & (\text{MSLK}(-1)) - 0.24446 * \text{RMAA} \\
 & + 0.08789 * \text{WSSWPI} + 0.63090 * \text{PW1WPI} \\
 & + 0.08019 * \text{PMOLAG} + 0.16037 * \text{D1} - 0.21267 * \text{D2} \\
 & - 0.010086 * \text{D3};
 \end{aligned}$$

Interval (66.1.....73.4) No. of Observation=32.

Standard Deviation of Residuals = 0.074

F-Value = 33.587

Coefficient of Determination = 0.932

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.904

Durbin-Watson Statistic = 1.417

(Serial Correlation Coeff. = 0.260)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	2.2814894 E 00		
1	-1.3341881 E 00	7.1604014 E-01	-1.863
2	1.3371233 E 00	4.7537692 E-01	2.813
3	-2.4446360 E-01	8.6378126 E-02	-2.830
4	8.7887436 E-02	5.5414015 E-02	1.586
5	6.3908621 E-01	2.3137779 E-01	2.762
6	8.0185004 E-02	5.0619192 E-02	1.584
7	1.6036826 E-01	6.1061759 E-02	2.626
8	-2.1267403 E-01	1.1485424 E-01	-1.852
9	-1.0085883 E-02	5.6025477 E-02	-0.180

$$(2) \text{ SEQ2]AB} \quad \text{SMOA} = \text{SMO}(-1) + \text{SMO};$$

$$(3) \text{ SEQ2]B2} \quad \text{SHMO} = \text{SMOA} / \text{HMO};$$

$$(4) \text{ SEQ2]B3} \quad \text{SHMOSUM} = \text{SHMO}(-1) + \text{SHMO};$$

4 定義式による在庫量の推定 販

売量と生産量とが価格を媒介にして推定されれば、前期末の在庫量とそれらを組み合わせることによって、当期末の在庫量を前述した(1)の定義式から推定することができる。しかし、在庫量の統計は不完全な場合が多いから、実績値は必ずしも(1)式を満足するとは限らない。そこで、(1)式が実績値で成立しない場合は、両辺の差額を統計的不突合として調整されなくてはならない。第九表SEQ3の定義式はまさにそれで、ここでSMODは統計的不突合である。

ところで、在庫量をSEQ3の定義式から推定するとして、右辺が実績の場合は問題はないが、連立方程式の一

第9表

- SEQ3 $SMO = SMO(-1) + QMO - HMO + SMO\Delta$;
 (1) SEQ3]1 $SMOEST = SMO(-1) + QMO - HMO + SMO\Delta$;
 (2) SEQ3]2 $SMOL = RSHMOL * HMO$;
 (3) SEQ3]3 $SMOU = RSHMOU * HMO$;
 (4) SEQ3]4 $JUDGE = 0.5 * (SMOEST - SMOL) / ABS(SMOEST - SMOL)$
 $+ 0.5 * (SMOEST - SMOU) / ABS(SMOEST$
 $- SMOU)$;
 (5) SEQ3]5 $SMO = (1.0 - JUDGE) * (1.0 + JUDGE) * SMOEST$
 $+ 0.5 * JUDGE * (1.0 + JUDGE) * SMOU$
 $- 0.5 * JUDGE * (1.0 - JUDGE) * SMOL$;

つの方程式としてモデルに組み入れられた場合は、右辺の変数はすべて推定値となるから、その誤差が累積して、左辺の在庫量の値が大きく現実から乖離することが多い。それを防ぐ一つの方法として、在庫量に予め上限と下限をもうけ、変数の変動をその範囲内におさめるように計ることが考えられる。第九表の SEQ3]1, SEQ3]2, SEQ3]4, SEQ3]5はそれを示している。在庫率に下限RSHMOLと上限RSHMOUとを外生的に与えておいて、それからSEQ3]2とSEQ3]3により在庫量の下限SMOLと上限SMOUとをその都度、販売量から求める。次にこれらとSEQ3と同じ定義式SEQ3]1から求めた在庫推定量SMOESTとを組み合わせて、SEQ3]4で判定基準JUDGEを作る。この判定基準を用いてSEQ3]5から在庫量を最終的に決定する。こうすれば、在庫量SMOは下限SMOLと上限SMOUとの間におさまリ、これを越えることはない。しかし、この方法にも欠陥はあるのであって、すべての計算の基準になる販売量HMOが推定値であるから、これが良好な結果を与えてくれなければ、すべての関係が崩れてしまう。この研究では $RSHMOL = 0.08$, $RSHMOU = 1.4$ が与えられたが、後でみるように必ずしも結果は成功的とは限らない。

5 製材の需給関係 以上で製材の在庫および価格について述べたので、次に

需要関数と供給関数に関して第一〇表を提出しておく。SEQ4は需要関数で、製材の販売量は価格と一期前の販売量のほかに、木造建築着工面積BAIと利子率との影響を受けている。製材の過半は木造建築に使用されるから、BAIを説明変数にすることは妥当であるが、製材の用途はもっと広いのだから、これは片手落ちの感をまぬがれない。しかし、実質国民総生産とか建築着工面積全体とかを変数に選んでみたが、やはりBAIの採用がもっともよい結果をおさめたので、これによることにした。利子率がマイナスの効果をもつことについては特別の説明を要しないと思う。なお建築投資に関するモデルは別途に作成されているが、この研究ではそのモデルとの接合は起こわない。

供給関数はSEQ5に示されている。これは先に示したⅧ式と全く同じ形をとっている。SEQ6とSEQ7とは定義式で、PMOLAGとPMOWPIとの説明をしているわけである。

6 製材原木の需要 すでに述べたように、製材産業における原木のデータは需要側しかないから、その部分の計量化が第一一表に示されている。SEQ13は原木の消費量を製材生産量に回帰させている。SEQ14は原木入荷量の式で、原木消費量と価格とを説明変数としているが、この場合、価格は製材と原木との相対価格を採用している。SEQ15は原木の価格関数であるが、これは先に述べたⅡ式に対応するもので、供給側の配慮がないので完全なものとはいえない。なおⅡ式と違う点は製材価格の時差変数PMOLAGが考慮されていることである。

SEQ16, SEQ17, SEQ18はPWOLAG, PW0, SW0を説明する定義式である。SW0はSM0の場合と同様に、統計的不適合SW0Dが考慮されている。SEQ19は国産材価格PWIを決定する式であるが、これと対応する数

第10表

(1) SEQ4 $HM0 = -3152.4 - 219.45 * PM0WPI - 208.66 * RMAA$
 $+ 0.030540 * BA1 + 0.84830 * HM0(-1) - 918.91 * D1$
 $- 110.35 * D2 - 376.27 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals =149.291

F-Value =197.934

Coefficient of Determination = 0.981

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.976

Durbin-Watson Statistic = 2.431

(Serlal Correlation Coeff. = -0.226)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	3.1924003 E 03		
1	-2.1945542 E 02	2.1672176 E 02	-1.013
2	-2.0866220 E 02	1.2645105 E 02	-1.650
3	3.0539984 E -02	2.4412612 E -02	1.251
4	8.4830133 E -01	9.3242560 E -02	9.098
5	-9.1891612 E 02	1.1868239 E 02	-7.743
6	-1.1035156 E 02	1.1193480 E 02	-0.986
7	-3.7627476 E 02	8.9764275 E 01	-4.192

(2) SEQ5 $QM0 = +975.66 + 161.15 * PM0WPI + 0.92716 * QM0(-1)$
 $- 904.86 * D1 - 254.22 * D2 - 330.16 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals =131.447

F-Value =337.315

Coefficient of Determination = 0.983

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.980

Durbin-Watson Statistic = 1.913

(Serlal Correlation Coeff. = 0.010)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	9.7566978 E 02		
1	1.6115229 E 02	1.3733621 E 02	1.173
2	9.2716488 E -01	3.5099362 E -02	26.415
3	-9.0486593 E 02	6.5485738 E 01	-13.818
4	-2.5422155 E 02	6.2969181 E 01	-4.037
5	-3.3016450 E 02	6.2668684 E 01	-5.263

(3) SEQ6 $PM0LAG = PM0WPI(-1) + PM0WPI(-2) + PM0WPI(-3)$
 $+ PM0WPI(-4);$

(4) SEQ7 $PM0 = PM0WPI * WPI65;$

第 11 表

- (1) SEQ12 $PWOPM0 = PW0/PM0$;
 (2) SEQ13 $HW0 = -427.03 + 1.0758 * QM0 + 0.24178 * HW0(-1) - 206.15 * D1$
 $+ 1.5704 * D2 - 65.489 * D3$;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 73.933

F-Value = 2,175.027

Coefficient of Determination = 0.997

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.997

Durbin-Watson Statistic = 1.040

(Serial Correlation Coeff. = 0.473)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-4.2703109 E 02		
1	1.0758781 E 00	9.2700727 E -02	11.606
2	2.4178358 E -01	6.3160293 E -02	3.828
3	-2.0615732 E 02	8.8671486 E 01	-2.325
4	1.5704617 E 00	4.4836864 E 01	0.035
5	-6.5469379 E 01	4.8803134 E 01	-1.342

- (3) SEQ14 $QW0 = +1862.4 - 1103.3 * PWOPM0 + 0.97083 * HW0 + 48.453 * D1$
 $- 617.52 * D2 - 435.15 * D3$;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 178.929

F-Value = 405.934

Coefficient of Determination = 0.986

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.983

Durbin-Watson Statistic = 1.534

(Serial Correlation Coeff. = 0.205)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.8624566 E 03		
1	-1.1033829 E 03	5.1047980 E 02	-2.161
2	9.7083291 E -01	2.6437941 E -02	36.721
3	4.8453581 E 01	8.8859274 E 01	0.545
4	-6.1752319 E 02	8.6186430 E 01	-7.165
5	-4.3515819 E 02	8.5687101 E 01	-5.078

- (4) SEQ15 $PWOWPI = +0.96536 + 0.39991 * PMOWPI + 0.032817 * PM0LAG$
 $- 0.11095 * WSSWPI - 0.11381 * RMAA$
 $+ 0.14194 * PW0LAG - 0.05703 * D1 - 0.05968 * D2$
 $- 0.044233 * D3$;

Interval (66.1.....73.4) No. of Observation=32.

Standard Deviation of Residuals = 0.036

F-Value = 64.494

Coefficient of Determination = 0.957

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.942

第 11 表 (つづき)

Durbin-Watson Statistic		= 1.399	
(Serial Correlation Coeff.)		= 0.255)	
No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	9.6535693 E-01		
1	3.9991494 E-01	7.2641894 E-02	5.505
2	3.2817139 E-02	2.8321392 E-02	1.159
3	-1.1095448 E-01	2.2200572 E-02	-4.998
4	-1.1381311 E-01	4.5014141 E-02	-2.528
5	1.4193900 E-01	3.1148125 E-02	4.557
6	-5.7083777 E-02	2.3180012 E-02	-2.463
7	-5.9680423 E-02	2.1945779 E-02	-2.719
8	-4.4232644 E-02	2.1130177 E-02	-2.093
(5) SEQ16	PW0LAG = PW0WPI(-1) + PW0WPI(-2) + PW0WPI(-3) + PW0WPI(-4);		
(6) SEQ17	PW0 = PW0WPI * WPI65;		
(7) SEQ18	SW0 = SW0(-1) + QW0 - HW0 + SW0D;		
(8) SEQ19	PW1 = +5.2354 + 0.88857 * PW0 + 0.11744 * PW1(-1) - 3.2510 * D1 - 4.5206 * D2 - 2.3350 * D3;		
Interval (65.2.....73.4)		No. of Observation = 35.	
Standard Deviation of Residuals		= 2.949	
F-Value		= 637.904	
Coefficient of Determination		= 0.991	
(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)		= 0.989	
Durbin-Watson Statistic		= 1.416	
(Serial Correlation Coeff.)		= 0.280)	
No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	5.2354993 E 00		
1	8.8857233 E-01	7.0822589 E-02	12.546
2	1.1743615 E-01	7.6866067 E-02	1.528
3	-3.2510707 E 00	1.4797530 E 00	-2.197
4	-4.5206683 E 00	1.5662029 E 00	-2.886
5	-2.3350613 E 00	1.3962282 E 00	-1.672
(9) SEQ24	PW1WPI = PW1 / WPI65;		

量データが四半期別にはえられなかったために、原木全体の価格 PW0 に関係づけられている。

三 パイロット・モデルのファイナル・テスト

1 モデルの展望

これまで述べてきた構造方程式と定義式とを組み合わせると、いくつかのモデルがで上がる。この場合、モデルの違いは在庫と価格とに關してどのような

方程式を採用するかによって決まる。その他の部分は全く共通である。

理解を容易にするために、一つのモデルを第一二表にしめておいた。この場合、価格関数は $SEQ1AA$ が採用されている。したがって、この部分は $SEQ1A$ で置きかえてもよいわけである。第二二表の $SEQ2AB, SEQ2A2, SEQ2A3$ は $SEQ1A$ とともに第六表のものであるが、価格関数に $SEQ1B, SEQ1C, SEQ1D, SEQ1E$ をそれぞれ採用するなら、それと対応して、第八表、第五表、第四表、第三表をその部分に採用しなくてはならなくなる。

右のようにしてパイロット・モデルを作成し、昭和四五年第一四半期から昭和四八年第四四半期までについてファイナル・テストをおこなってみたところ、価格関数に $SEQ1D$ と $SEQ1E$ とを採用した二つのモデルは、実績値に対する推計値の適合度が悪いので、棄却することにした。すでに述べたように、構造方程式そのものも理論的に完全でなかったし、計測期間も短かすぎたから、これは当然の結果であつたろう。

次に在庫であるが、第二表の $SEQ2$ という構造方程式をとる場合と第九表の定義式による場合とがある。このうち前者のモデルはすでに述べたように発散体系なので、棄却した。

第九表の定義式による場合は $SEQ3$ のほかに、 $SEQ31, SEQ32, SEQ33, SEQ34, SEQ35$ の各定義式を介して在庫の推定量に上限・下限を与える方向がある。したがって、各種の価格関数と在庫の定義式との組み合わせから、少なくとも八種類のパイロット・モデルが作成されることになった。これらについて、今度は昭和四一年第二四半期から四八年第四四半期にわたってファイナル・テストをおこなったが、このうち価格関数に $SEQ1D$ を採用したモデルの結果が良好でなかったので、これも棄却した。また、価格関数に $SEQ1AA$ 、在庫の定義

第 12 表 パイロット・モデル V

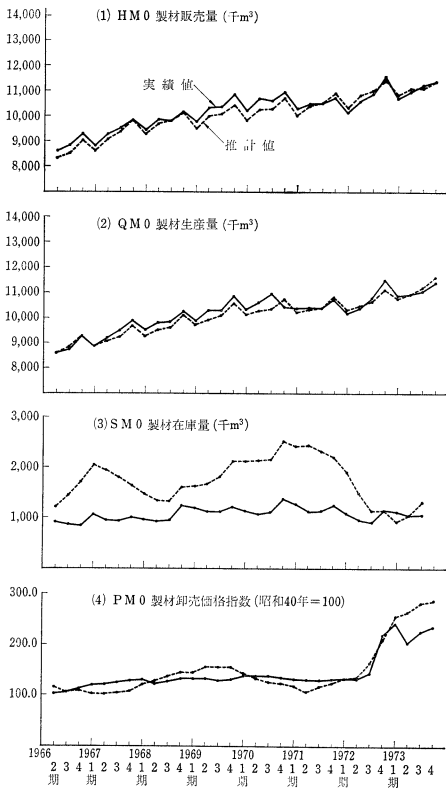
- (1) SEQ1]AA $PMOWPI = +1.0494 - 0.00026028 * VSMO$
 $+1.3145 * RCB(MSLK(-1)) - 0.13694 * RMAA$
 $+0.09320 * WSSWPI + 0.49784 * PW1WPI$
 $+0.32649 * PMOWPI(-1) + 0.11007 * D1$
 $- 0.30155 * D2 - 0.037860 * D3;$
- (2) SEQ2]AB $SM0A = SM0(-1) + SM0;$
- (3) SEQ2]A2 $ESM0 = RSHM0 * HM0;$
- (4) SEQ2]A3 $VSM0 = SM0 - ESM0;$
- (5) SEQ3 $SM0 = SM0(-1) + QM0 - HM0 + SM0D;$
- (6) SEQ4 $HM0 = +3192.4 - 219.45 * PMOWPI - 208.66 * RMAA$
 $+0.030540 * BA1 + 0.84830 * HM0(-1) - 918.91 * D1$
 $- 110.35 * D2 - 376.27 * D3;$
- (7) SEQ5 $QM0 = +975.66 + 161.15 * PMOWPI + 0.92716 * QM0(-1)$
 $- 904.86 * D1 - 254.22 * D2 - 330.16 * D3;$
- (8) SEQ6 $PM0LAG = PMOWPI(-1) + PMOWPI(-2)$
 $+ PMOWPI(-3) + PMOWPI(-4);$
- (9) SEQ7 $PM0 = PMOWPI * WPI65;$
- (10) SEQ12 $PW0PM0 = PW0/PM0;$
- (11) SEQ13 $HW0 = -427.03 + 1.0758 * QM0 + 0.24178 * HW0(-1)$
 $- 206.15 * D1 + 1.5704 * D2 - 65.489 * D3;$
- (12) SEQ14 $QW0 = +1862.4 - 1103.3 * PW0PM0 + 0.97083 * HW0$
 $+ 48.453 * D1 - 617.52 * D2 - 435.15 * D3;$
- (13) SEQ15 $PWOWPI = +0.96536 + 0.39991 * PMOWPI$
 $+ 0.032817 * PM0LAG - 0.11095 * WSSWPI$
 $- 0.11381 * RMAA + 0.14194 * PW0LAG$
 $- 0.05708 * D1 - 0.05968 * D2 - 0.044233 * D3;$
- (14) SEQ16 $PW0LAG = PWOWPI(-1) + PWOWPI(-2)$
 $+ PWOWPI(-3) + PWOWPI(-4);$
- (15) SEQ17 $PW0 = PWOWPI * WPI65;$
- (16) SEQ18 $SW0 = SW0(-1) + QW0 - HW0 + SW0D;$
- (17) SEQ19 $PW1 = +5.2354 + 0.88857 * PW0 + 0.11744 * PW1(-1)$
 $- 3.2510 * D1 - 4.5206 * D2 - 2.3350 * D3;$
- (18) SEQ24 $PW1WPI = PW1 / WPI65;$

式(2)SEQ3]1, SEQ3]2, SEQ3]3, SEQ3]4, SEQ3]5を採用したモデルは、価格関数にSEQ]Aを採用した結果と大差ないので、ここではとりあげないことにした。かくして、パイロット・モデルは全部で五個となった。

2 ファイナル・テスト

昭和四一年第1四半期からスタートして、昭和四八年第4四半期までの内生変数を推計し、その推計値に

第2圖

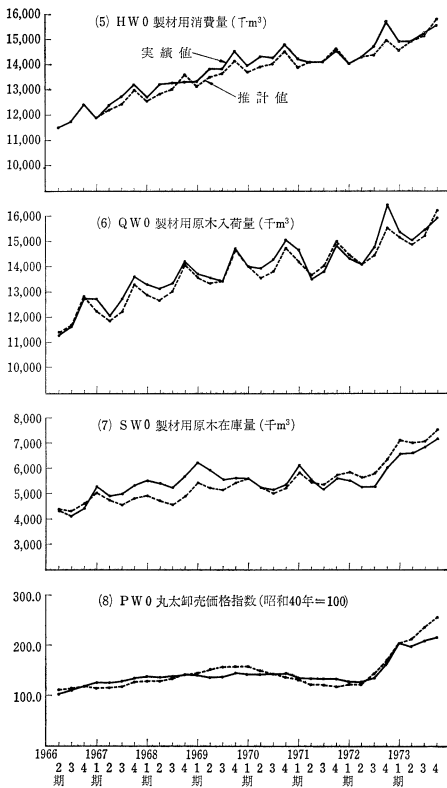


その変数の実績値を回帰させてみた。その結果を決定係数、ダービン・ワトソン比、標準誤差について表示したものが、第二三表、第一四表、第一五表である。またモデルVの推計値を実績値と対応させて図示したのが、第二図

の(1)～(8)である。この際 $PW1$ は $PW0$ と大差がないので図は省略してある。

第一三表の決定係数をみると、すべてのモデルを通じて製材在庫量 $SW0$ の値が極めて低く、また原木在庫量

第2図(つづき)



第13表 実績値の推計値（ファイナル・テスト）に対する回帰決定係数

	パイロット・モデル				
	I	II	III	IV	V
HM 0	0.9363	0.9656	0.8409	0.9699	0.9526
QM 0	0.9614	0.9170	0.8182	0.9199	0.9586
SM 0	0.1494	0.0809	0.0014	0.0339	0.2637
PM 0	0.8727	0.8583	0.0907	0.8468	0.9036
HW 0	0.9666	0.9439	0.8577	0.9433	0.9689
QW 0	0.9494	0.9277	0.2857	0.9395	0.9471
SW 0	0.8020	0.6450	0.3588	0.5288	0.7604
PW 0	0.8735	0.8423	0.0002	0.8479	0.9190
PW 1	0.8654	0.8333	0.0046	0.8366	0.9157

注. モデルで共通の方程式は SEQ4, SEQ5, SEQ6, SEQ7, SEQ12, SEQ13, SEQ14, SEQ15, SEQ16, SEQ17, SEQ18, SEQ19, SEQ24 である。

モデルによって違う方程式は次のようである

モデルⅠ：SEQ1]A, SEQ2]AB, SEQ2]A2, SEQ2]A3, SEQ3

モデルⅡ：SEQ1]A, SEQ2]AB, SEQ2]A2, SEQ2]A3, SEQ3]1, SEQ3]2, SEQ3]3, SEQ3]4, SEQ3]5

モデルⅢ：SEQ1]B, SEQ2]AB, SEQ2]B2, SEQ3

モデルⅣ：SEQ1]B, SEQ2]AB, SEQ2]B2, SEQ3]1, SEQ3]2, SEQ3]3, SEQ3]4, SEQ3]5

モデルⅤ：SEQ1]AA, SEQ2]AB, SEQ2]A2, SEQ2]A3, SEQ3

回帰式は一般に実績値を従属変数、推計値を独立変数とする普通線型式。

計測期間は1966年第2四半期～1973年第4四半期。

ファイナル・テストは、1966年第2四半期から出発している。

S/W0 の値もモデルⅠを除いてかなり低いことが注目をひく。各モデルを比較してみると、在庫量の値を別にすれば、モデルⅤが平均して高い決定係数を与えている。このモデルは価格関数を除けば、モデルⅠと全く同じで、しかもその価格関数も価格の時差変数の違いだけである。

モデルⅠとモデルⅡとは在庫の定義式が違うだけで、他は全く同じであるが、平均してモデルⅠの方が高い決定係数を与えている。つまり製材在庫量に上限・下限の制約条件を与えない方がかえって良好な結果を与えているわけである。

モデルⅠとモデルⅢとの違いは価格関数で、前者は VSMO を用い、後者

第14表 実績値の推計値(フラインナル・テスト)に対する回帰標準誤差

実数	バ イ ロ グ ト ・ モ デ ル												
	I			II		III		IV		V			
	平均値 (A)	標準誤差 (B)	B/A	標準誤差 (B)	B/A	標準誤差 (B)	B/A	標準誤差 (B)	B/A	標準誤差 (B)	B/A		
HM 0	10,267.0	756.0	7.4	194.1	1.9	142.6	1.4	306.6	3.0	133.3	1.3	167.4	1.6
QM 0	10,248.0	752.0	7.3	150.3	1.5	220.3	2.1	326.0	3.2	216.4	2.1	155.7	1.5
SM 0	1,078.0	135.0	12.5	120.6	11.2	131.6	12.2	137.1	12.7	134.9	12.5	117.7	10.9
PM 0	145.9	37.4	25.6	13.6	9.3	14.3	9.8	36.3	24.9	14.9	10.2	11.8	8.1
HW 0	13,842.0	1,090.0	7.9	202.4	1.5	262.4	1.9	418.1	3.0	264.0	1.9	195.5	1.4
QW 0	13,939.0	1,184.0	8.5	271.0	1.9	323.8	2.3	1,018.0	7.3	296.2	2.2	277.0	2.0
SW 0	5,572.0	681.0	12.2	308.3	5.5	412.9	7.4	554.8	10.0	475.6	8.5	339.2	6.1
PW 0	143.9	26.5	18.4	9.6	6.7	10.7	7.4	26.9	18.7	10.5	7.3	7.7	5.4
PW 1	147.9	26.0	17.6	9.7	6.6	10.8	7.3	26.3	17.8	10.7	7.2	7.7	5.2

注: 第13表と同じ。

は SHIMOSUM を用いている点である。これによれば、明らかにモデルⅠの方が優れている。モデルⅣはモデルⅢの在庫量に上限・下限の制約を加えたものである。モデルⅠにくらべれば、やはり劣っているが、モデルⅢよりは優れている。したがって、ここで興味のある結果がえられたわけである。モデルⅠのように、それ自体としてかなり良好な結果を与えるモデルは、在庫量に上限・下限の制約条件を与えても、モデルⅡにみるように、結果はむしろ悪化するが、モデルⅢのように、それ自体としてはあまり良好な結果をおさめないモデルは、在庫量に制約条件を付すると、その結果はモデルⅣのように、かなり改善されるのである。

第15表 実績値の推計値（ファイナル・テスト）に対する回帰
ダービン・ワトソン比

	パイロット・モデル				
	I	II	III	IV	V
HM 0	0.9363	1.2438	0.8409	0.8259	0.5526
QM 0	0.8031	0.5654	0.3390	0.4026	0.7455
SM 0	0.8359	1.2329	0.8261	0.9261	0.8264
PM 0	0.8349	0.7918	0.2482	0.7145	1.1309
HW 0	0.7716	0.5601	0.3281	0.4237	0.8036
QW 0	1.3235	1.1124	0.3764	1.1347	1.2849
SW 0	0.3333	0.3020	0.6321	0.3712	0.3377
PW 0	0.4680	0.4273	0.1564	0.4279	0.6713
PW 1	0.3956	0.3745	0.1507	0.3596	0.5729

注. 第13表と同じ.

第一四表は標準誤差を示しているが、結果は決定係数で述べたことと変わりはない。テスト期間の実績の平均値に対する標準誤差の百分率を求めてみると、当然のことながら、在庫量の誤差率が大きく、次いで価格関係が大きく、販売や生産の数量は二、三%の誤差にとどまっている。製造の在庫量は実績の標準誤差と大差のない状態になっている。

第一五表はダービン・ワトソン比を示しているが、これは極めて悪く、このモデルのどの変数の場合も、みな系列相関をもっていると考えられる。それはまた第二図(1)~(8)からもうかがい知ることができよう。この点に関する改善は今後の課題として残されるであろう。

四 マスター・モデル

1 製材価格 マスター・モデルはファイナル・テストの結果が比較的良好であったパイロット・モデルVを中心に、これから述べる諸方程式を追加して完成さる。製材価格は四種類の価格データがあるので、これらを製材価格の総合指数PMOに回帰させ、

第 16 表

- (1) SEQ8 $PM1 = -14.938 + 1.1323 \cdot PM0 + 0.41945 \cdot TIME + 1.2916 \cdot D1$
 $+ 1.3111 \cdot D2 + 1.6363 \cdot D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 4.062

F-Value = 887.645

Coefficient of Determination = 0.994

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.992

Durbin-Watson Statistic = 0.685

(Serial Correlation Coeff. = 0.709)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-1.4938519 E 01		
1	1.1323042 E 00	3.0348834 E-02	37.310
2	4.1945034 E-01	1.1105675 E-01	3.777
3	1.2916239 E 00	1.9788917 E 00	0.653
4	1.3111496 E 00	1.9535169 E 00	0.671
5	1.6363363 E 00	1.9392779 E 00	0.844

- (2) SEQ9 $PM2 = -60.594 + 1.3726 \cdot PM0 + 1.1902 \cdot TIME$
 $+ 0.26073 \cdot PM2(-1) - 6.9111 \cdot D1 - 2.9265 \cdot D2$
 $+ 4.5793 \cdot D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 12.310

F-Value = 247.289

Coefficient of Determination = 0.981

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.978

Durbin-Watson Statistic = 1.640

(Serial Correlation Coeff. = 0.151)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-6.0594691 E 01		
1	1.3726687 E 00	1.4381987 E-01	9.544
2	1.1902789 E 00	3.9924001 E-01	2.981
3	2.6072833 E-01	8.3340322 E-02	3.128
4	-6.9111755 E 00	6.0315139 E 00	-1.146
5	-2.9265673 E 00	6.0725579 E 00	-0.482
6	4.5793927 E 00	5.8891375 E 00	0.778

- (3) SEQ10 $PM3 = -25.126 + 1.2335 \cdot PM0 + 0.22399 \cdot TIME + 1.9902 \cdot D1$
 $+ 2.9811 \cdot D2 + 1.9104 \cdot D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 8.282

F-Value = 233.651

Coefficient of Determination = 0.976

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.972

Durbin-Watson Statistic = 0.885

(Serial Correlation Coeff. = 0.591)

第 16 表 (つづき)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-2.5126696 E 01		
1	1.2335722 E 00	6.1872392 E-02	19.937
2	2.2399072 E-01	2.2641222 E-01	0.989
3	1.9902809 E 00	4.0343811 E 00	0.493
4	2.9811299 E 00	3.9826493 E 00	0.749
5	1.9104110 E 00	3.9536201 E 00	0.483
(4) SEQ11 $PM_4 = +18.454 + 0.62684 * PM_0 + 0.13447 * PM_4(-1)$ $+ 5.8396 * D_1 + 2.3443 * D_2 + 1.2967 * D_3;$			
Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.			
Standard Deviation of Residuals = 6.127			
F-Value = 130.516			
Coefficient of Determination = 0.957			
(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.950			
Durbin-Watson Statistic = 2.001			
(Serial Correlation Coeff. = -0.007)			
No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.8454399 E 01		
1	6.2683656 E-01	6.1433973 E-02	10.203
2	1.3447280 E-01	9.0894644 E-02	1.479
3	5.8396311 E 00	2.9996631 E 00	1.947
4	2.3443894 E 00	3.2478727 E 00	0.722
5	1.2967923 E 00	2.9675855 E 00	0.437

第一六表に一括しておいた。SEQ8, SEQ9, SEQ10, SEQ11 がそれである。すでに述べたように、これらの価格に対応する数量データが四半期別には存在しないから、これ以上の展開はない。

2 原木価格 原木価格はまず総合指数 PW0

が求められたから、その内訳はこの PW0 との関係においてなされるが、国産材価格 PW1 はすでにパイロット・モデルで示されたから、ここでは外材価格 PW2 が求められなくてはならない。これは第一七表 SEQ20 に示されている。この外材価格はさらにラワン・ミツガ・エゾ松その他に分解されるので、それらが外材価格の総合指数 PW2 に回帰させられる。それらの式が第一七表の SEQ21, SEQ22, SEQ23 である。このなかでラワン材は合板原料ともなるの

第 17 表

- (1) SEQ20 $PW2 = +83.744 + 2.1633 * PW0 - 1.5638 * PW1 + 0.13753 * PG1$
 $- 11.267 * RMAA - 0.67465 * TIME + 0.32167 * PW2(-1)$
 $- 0.83165 * D1 - 0.55219 * D2 - 2.6618 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 8.578

F-Value = 28.819

Coefficient of Determination = 0.912

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.880

Durbin-Watson Statistic = 1.529

(Serial Correlation Coeff. = 0.182)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	8.3744001E 01		
1	2.1633838E 00	6.8647282E-01	3.151
2	-1.5638571E 00	6.1296871E-01	-2.551
3	1.3752955E-01	1.3449465E-01	1.023
4	-1.1267167E 01	6.0388645E 00	-1.866
5	-6.7464943E-01	3.2667910E-01	-2.065
6	3.2167065E-01	1.2626949E-01	2.547
7	-8.3164687E-01	4.4987920E 00	-0.185
8	-5.5218618E-01	4.8639937E 00	-0.114
9	-2.6618485E 00	4.4432739E 00	-0.599

- (2) SEQ21 $PW3 = -136.39 + 0.26262 * PM0 + 0.19601 * PG1$
 $- 0.041038 * WSS1 + 19.381 * RMAA$
 $+ 41.312 * RCB(MSLK(-1)) + 0.52335 * PW3(-1)$
 $+ 5.0342 * D1 - 7.2358 * D2 - 1.4527 * D3;$

Interval (65.3.....73.4) No. of Observation=34.

Standard Deviation of Residuals = 5.196

F-Value = 37.718

Coefficient of Determination = 0.934

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.909

Durbin-Watson Statistic = 2.173

(Serial Correlation Coeff. = -0.104)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-1.3639120E 02		
1	2.6262232E-01	1.0612291E-01	2.475
2	1.9600985E-01	7.9598561E-02	2.462
3	-4.1038455E-02	2.6909338E-02	-1.525
4	1.9381769E 01	6.0638620E 00	3.196
5	4.1312771E 01	3.3191015E 01	1.245
6	5.2334809E-01	1.1062708E-01	4.731
7	5.0342486E 00	3.7863577E 00	1.330
8	-7.2358308E 00	7.6948752E 00	-0.940
9	-1.4527117E 00	2.8759066E 00	-0.505

第 17 表 (つづき)

(3) SEQ22 $PW4 = +37.851 + 0.54013 * PW2 + 0.97976 * TIME + 0.06667 * D1$
 $-2.4616 * D2 - 0.71422 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 6.697

F-Value = 63.321

Coefficient of Determination = 0.916

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)= 0.902

Durbin-Watson Statistic = 1.391

(Serial Correlation Coeff. = 0.264)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	3.7851394 E 01		
1	5.4012873 E-01	5.3466853 E-02	10.102
2	9.7975957 E-01	1.2961149 E-01	7.559
3	6.6667583 E-02	3.2565262 E 00	0.020
4	-2.4616012 E 00	3.1650633 E 00	-0.778
5	-7.1421818 E-01	3.1602326 E 00	-0.226

(4) SEQ23 $PW5 = -5.8211 + 0.43020 * PW2 + 0.63508 * PW5(-1)$
 $+5.5139 * D1 - 1.0800 * D2 - 1.1033 * D3;$

PRE (STAT) SEIZAI11

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 7.138

F-Value = 73.385

Coefficient of Determination = 0.927

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)= 0.914

Durbin-Watson Statistic = 0.864

(Serial Correlation Coeff. = 0.574)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-5.8211191 E 00		
1	4.3020424 E-01	8.6649129 E-02	4.965
2	6.3507916 E-01	9.8431767 E-02	6.452
3	5.5139348 E 00	3.5146996 E 00	1.569
4	-1.0800425 E 00	3.3755100 E 00	-0.320
5	-1.1033298 E 00	3.3791161 E 00	-0.327

で、特殊な動き方をす
 る。このために方程式
 は製材・普通合板・賃
 金・利子率・マージン
 の K を説明変数とし
 ている。この際、利子
 率の符号がプラスにな
 っている点が、PW0
 の方程式と整合的でな
 く、今後の検討を要す
 る点である。

なお原木については
 入荷量データが四半期
 別に利用できる。しか
 し、在庫量と消費量が
 ないから、必ずしも十
 分ではないが、内訳別

第 18 表

- (1) SEQ₂₅ PW₂WPI = PW₂/WPI₆₅;
 (2) SEQ₂₆]X PW₃WPI = PW₃/WPI₆₅;
 (3) SEQ₂₇]X PW₄WPI = PW₄/WPI₆₅;
 (4) SEQ₂₈]X PW₅WPI = PW₅/WPI₆₅;
 (1) SEQ₂₉ QW₂ = -6396.2 - 523.38*PW₂WPI + 0.70354*QW₀
 + 0.56339*QW₂(-1) + 111.98*D₁ + 553.98*D₂
 + 527.87*D₃;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation = 35.

Standard Deviation of Residuals = 191.353

F-Value = 646.054

Coefficient of Determination = 0.993

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.991

Durbin-Watson Statistic = 1.931

(Serial Correlation Coeff. = -0.027)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	-6.3962600E 03		
1	-5.2338777E 02	2.2626152E 02	-2.313
2	7.0353651E -01	1.0493813E -01	6.704
3	5.6338767E -01	6.5351458E -02	8.621
4	1.1198168E 02	1.1896648E 02	0.941
5	5.5398178E 02	1.4743902E 02	3.757
6	5.2787290E 02	1.2847001E 02	4.109

- (2) SEQ₃₀ QW₁ = QW₀ - QW₂;

- (3) SEQ₃₁]X QW₃ = +195.53 - 297.40*PW₃WPI + 545.43*PW₅WPI
 + 0.048852*QW₂ + 0.56628*QW₃(-1) - 45.248*D₁
 - 79.003*D₂ - 82.525*D₃;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation = 35.

Standard Deviation of Residuals = 98.448

F-Value = 55.226

Coefficient of Determination = 0.935

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.918

Durbin-Watson Statistic = 1.847

(Serial Correlation Coeff. = 0.059)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.9553110E 02		
1	-2.9740498E 02	2.2141255E 02	-1.343
2	5.4543885E 02	2.2233701E 02	2.453
3	4.8852376E -02	2.1387697E -02	2.284
4	5.6628361E -01	1.6203272E -01	3.495
5	-4.5248859E 01	4.9198697E 01	-0.920
6	-7.9003884E 01	4.7900752E 01	-1.649
7	-8.2525745E 01	4.6910755E 01	-1.759

第 18 表 (つづき)

(4) SEQ32]X $QW4 = +198.84 - 484.84 * PW4WPI + 0.35964 * QW2$
 $+ 0.26423 * QW4(-1) - 22.448 * D1 - 63.775 * D2$
 $- 50.433 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation = 35.

Standard Deviation of Residuals = 143.438

F-Value = 252.026

Coefficient of Determination = 0.982

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.978

Durbin-Watson Statistic = 1.510

(Serial Correlation Coeff. = 0.243)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.9884528 E 02		
1	-4.8484692 E 02	2.7087372 E 02	-1.790
2	3.5963798 E-01	5.2884716 E-02	6.800
3	2.6422901 E-01	1.0882267 E-01	2.428
4	-2.2448235 E 01	7.4555029 E 01	-0.301
5	-6.3775282 E 01	7.0222298 E 01	-0.908
6	-5.0433298 E 01	6.7985815 E 01	-0.742

(5) SEQ33]X $QW5 = +618.07 + 4.2538 * PW5 - 1201.9 * PW5WPI$
 $+ 0.16342 * QW2 + 0.37299 * QW5(-1) - 42.697 * D1$
 $+ 49.711 * D2 + 111.09 * D3;$

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation = 35.

Standard Deviation of Residuals = 86.253

F-Value = 166.519

Coefficient of Determination = 0.977

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.971

Durbin-Watson Statistic = 1.243

(Serial Correlation Coeff. = 0.372)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	6.1807645 E 02		
1	4.2538673 E 00	2.8086856 E 00	1.515
2	-1.2019046 E 03	4.5325701 E 02	-2.652
3	1.6342427 E-01	3.5010589 E-02	4.668
4	3.7299094 E-01	1.2294477 E-01	3.034
5	-4.2697291 E 01	4.4802878 E 01	-0.953
6	4.9711324 E 01	4.3196449 E 01	1.151
7	1.1109441 E 02	4.1847978 E 01	2.655

(6) SEQ34 $QW6 = QW2 - QW3 - QW4 - QW5;$

にあまり深く立ち入ることはできない。

3 原木入荷量 原木入荷量は総計では $QW0$ としてすでにパイロット・モデルの際に求められている。ここではその内訳を求めなくてはならないが、それらは第一八表に一括してある。いずれも製材産業の原木需要という形で計測されているから、価格の係数に対する符号はマイナスでよいわけである。 $SEQ29$ は外材入荷量 $QW2$ を求める式である。国産材 $QW1$ は入荷総量 $QW0$ から外材入荷量を控除した形で推定されている。 $SEQ30$ の定義式がそれである。外材入荷量の内訳はラワン材・米材・北洋材・その他とあり、順に $SEQ31[X]$, $SEQ32[X]$, $SEQ33[X]$, $SEQ34$ がそれらの方程式である。その他の外材 $QW6$ は外材総計 $QW2$ からラワン材・米材・北洋材を控除した定義式で推定されている。

各入荷量の構造方程式には卸売物価指数でデフレートされた各材価格が使用されているので、これを定義するための式が $SEQ25$, $SEQ26[X]$, $SEQ27[X]$, $SEQ28[X]$ に提示されている。

ところで、これらの相対価格のうち外材の内訳については、卸売物価指数でデフレートする代わりに外材の総合価格指数 $PW2$ をデフレーターに使い、この相対価格で入荷量を推定するという方向もありうるわけである。これをおこなったのが第一九表の $SEQ26[Y]$, $SEQ27[Y]$, $SEQ28[Y]$ および $SEQ31[Y]$, $SEQ32[Y]$, $SEQ33[Y]$ である。しかし、 $PW2$ は内生変数であるから、これをデフレーターに用いれば、それだけ推定誤差が大きくなる可能性もあるので、第一九表をマスター・モデルに採用することはしなかった。なお、ラワン材をはじめ、各原木入荷量に関する構造方程式はそれぞれの特徴を織り込んだものへ改善してゆく必要が残されているよう。

第 19 表

- (1) SEQ26]Y $PW_3PW_2 = PW_3/PW_2$;
 (2) SEQ27]Y $PW_4PW_2 = PW_4/PW_2$;
 (3) SEQ28]Y $PW_5PW_2 = PW_5/PW_2$;
 (4) SEQ31]Y $QW_3 = +1318.2 - 967.49 * PW_3PW_2 + 0.028480 * QW_2$
 $+ 0.69376 * QW_3(-1) - 30.421 * D_1 - 66.371 * D_2$
 $- 75.933 * D_3$;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals =94.697

F-Value =69.834

Coefficient of Determination = 0.937

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)= 0.924

Durbin-Watson Statistic = 2.157

(Serial Correlation Coeff. = -0.111)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	1.3182291E 03		
1	-9.6749812E 02	3.4175916E 02	-2.831
2	2.8479934E -02	1.9234236E -02	1.481
3	6.9376382E -01	1.2108923E -01	5.729
4	-3.0421930E 01	4.7179991E 01	-0.645
5	-6.6371175E 01	4.6299100E 01	-1.434
6	-7.5933072E 01	4.5179148E 01	-1.681

- (5) SEQ32]Y $QW_4 = -308.37 - 685.65 * PW_4PW_2 + 0.46386 * QW_2$
 $+ 14.824 * D_1 - 30.197 * D_2 - 35.130 * D_3$;

Interval (65.273.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals =157.660

F-Value =249.164

Coefficient of Determination = 0.977

(Rr Adjusted by Degrees of Freedom) = 0.973

Durbin-Watson Statistic = 0.869

(Serial Correlation Coeff. = 0.566)

No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	3.0837248E 02		
1	-6.8565477E 02	4.8078989E 02	-1.426
2	4.6385842E -01	1.3280345E -02	34.928
3	1.4824373E 01	7.6946541E 01	0.193
4	-3.0197017E 01	7.4926436E 01	-0.403
5	-3.5130061E 01	7.4509125E 01	-0.471

- (6) SEQ33]Y $QW_5 = +807.28 - 934.40 * PW_5PW_2 + 0.13424 * QW_2$
 $+ 0.45049 * QW_5(-1) - 80.724 * D_1 + 41.985 * D_2$
 $+ 115.94 * D_3$;

Interval (65.2.....73.4) No. of Observation=35.

Standard Deviation of Residuals = 97.793

第19表 (つづき)

F-Value	=149.962		
Coefficient of Determination	= 0.970		
(Rr Adjusted by Degrees of Freedom)	= 0.963		
Durbin-Watson Statistic	= 1.318		
(Serial Correlation Coeff.	= 0.338)		
No.	Coefficient	(Std Error)	T-Test
0	8.0728926 E 02		
1	-9.3440463 E 02	4.3979605 E 02	-2.125
2	1.3423570 E-01	3.1988033 E-02	4.196
3	4.5048708 E-01	1.2887706 E-01	3.495
4	-8.0724664 E 01	4.8379084 E 01	-1.669
5	4.1985173 E 01	4.8064677 E 01	0.874
6	1.1594549 E 02	4.7116379 E 01	2.461

第20表 実績値の推計値(ファイナル・テスト)に対する回帰

	決定係数	ダービン ・ワトソ ン比	マスター・モデル			
			実 績		回 帰 式	
			平均値 (A)	標準誤差	標準誤差 (B)	B/A×100
PM 1	0.9093	1.0681	160.2	45.2	13.9	8.7
PM 2	0.9259	0.9894	218.7	77.6	21.5	9.8
PM 3	0.8818	1.0919	161.3	48.1	16.8	10.4
PM 4	0.8848	1.3303	128.6	27.6	9.5	7.4
PW 2	0.8409	1.3942	119.5	25.7	10.4	8.7
PW 3	0.8162	1.0583	121.6	17.1	7.5	6.2
PW 4	0.8910	1.0166	121.6	21.4	7.2	5.9
PW 5	0.7442	0.3833	122.9	24.7	12.7	10.3
QW 1	0.7690	0.4824	6,995	778	380.3	5.4
QW 2	0.9325	0.4599	6,944	1,751	462.6	6.7
QW 3	0.7192	0.4369	1,708	308	165.7	9.7
QW 4	0.8665	0.5757	2,866	820	304.8	10.6
QW 5	0.7651	0.3609	1,530	446	220.0	14.4
QW 6	0.9277	0.8709	840	267	73.0	8.7

注. マスター・モデルはパイロット・モデルVを中心に作成されている。

HMO, QMO, SMO, PMO, HWO, QWO, SWO, PW0, PW1 に関しては, 第13表, 第14表, 第15表のモデルVの場合と全く同じである。

回帰式, 計測期間・ファイナル・テストに関しては第13表注参照。

4 ファイナル・テスト パイロット・モデルVに以上述べた製材価格・原木価格・原木入荷量の各構造方程式および定義式を追加したものをマスター・モデルとしよう。それに基づき、昭和四一年第2四半期から昭和四八年第4四半期にかけてファイナル・テストをおこなってみた。その推計値に同期間の実績値を回帰させ、その決定係数、ダービン・ワトソン比、標準誤差を一覧表にしたのが第二〇表である。パイロット・モデルVで検討した諸変数は全く同じ結果を与えるので、この表からは省いてある。

決定係数についてみると、角材および檜正角の卸売価格指数と外材総入荷量と、その他の外材入荷量を除いて、〇・九を割っている。パイロット・モデルVで対象とした諸変数より決定係数は概して低い。ダービン・ワトソン比は第二〇表でもあまり良くない。標準誤差は決定係数と同じような結果を与えているが、実績値の平均に対する回帰式の標準誤差の百分率は五〜一〇%ぐらいであるが、杉正角価格・北洋材価格・米材入荷量・北洋材入荷量は一〇%を越えている。

以上で製材産業のモデルの説明は終わるが、しばしば述べたように多くの問題点を残していることはいうまでもない。とくに(1)価格関数の理論的裏付け、(2)在庫量の推定、(3)製材および原木の内訳に関するモデルについては一層の研究が必要である。

(研究員)