「地域産業の経済的対応性について」

——木材関連産業を例として——

若　井　具　宜

Ⅰ　はじめに

高度成長から低成長の時代に移行したわが国経済は，その変節点となった昭和48年10月の第１次石油ショックに加えて，昭和53年末から54年にかかる第２次石油ショックの波を被り，各産業それぞれ共通または独自の対応を強く迫られることになった。さらに，貿易摩擦などによる輸出環境の悪化，石油，鉄鋼などを始めとする基礎・素材産業の不振，累積する巨額の財政赤字や国際金融・通貨不安などによる財政・金融政策の手結まり状態等，企業を取り巻く経済環境は一層複雑化し，困難化している。

こうした状況の中で，地域社会に基盤を置いている地域産業は，中小零細企業集団として，さらに複雑な対応を迫られるものと考えられる。本稿では，近年「住宅不況」とも呼ばれる住宅産業の不振をまともに受け，さらに深刻な不振にあえいでいる木材関連産業，とりわけ，製材業などを中心とする木材・木製品製造業を一例として取り上げ，その経済環境変化への対応性を検討していく。以下では，まず，次節で，地域産業の経済的対応性について，対応に時間の遅れを伴なう場合の統計的推定の問題を取り上げ，山口県の木材・木製品製造業データによって実証分析を行なう。[1]さらに，第Ⅲ節において，当該産業の業種構造変化など，経済環境変化への対応について，工業統計データなどに基づいた分析を行なう。最後に，第Ⅳ節において，第Ⅱ節および第Ⅲ節での実証結果等を総合し，地域産業の経済的対応性に関する若干のコメントを行なう。

1）計算に際しては，徳山大学電子計算機室コンピューターFACOM-130Fを使用した。

Ⅱ　慣性効果の計測

当該地域産業のもつ慣性効果，すなわち，過去の実績の影響力が、どれだけの大きさまで自己の産業の将来を拘束しうるのかを計測してみよう。
いま, t年次における当該地域産業の生産額（または付加価値額）をYt, 同地域全体の生産額（県内純生産額）をXtとすれば,

$$Yt=\alpha Xt+\beta Y_{t-1} \qquad \cdots\cdots(1)$$

なる定式化ができる。この形は幾何型と呼ばれ, 分布ラグ(distribuded lags)の基本モデルとして用いられているもので,[2]当該地域産業が当期の経済環境全体のレベルに依存するとともに，前期の自己の産業の活動水準にも依存することを意味している。ただし，(1)式において，α，βはともに定数で，特にβについては,

$$0<\beta<1 \qquad \cdots\cdots(2)$$

が，定差モデルとしての体系の安定条件として要求されている。このことは,(1)式が，容易に,

$$Yt=\alpha\sum_{i=0}^{\infty}\beta^{i}X_{t-i} \qquad \cdots\cdots(3)$$

と変形されることからも判明するように，説明変数の過去の影響力が幾何的に減少するための，モデルとしての前提条件を示している。[3]

ところで，(1)式および(3)式は，それぞれ，攪乱項を付すことによって,

$$Yt=\alpha X_t+\beta Y_{t-1}+W_t \qquad \cdots\cdots(4)$$

$$Yt=\alpha\sum_{i=0}^{\infty}\beta^{i}X_{t-i}+U_t \qquad \cdots\cdots(5)$$

なる統計モデルに置きかえることができる。ただし, Ut, Wtはともに確率変数で，特に，Wtは合成攪乱項（composite disturbances）と呼ばれ,

$$Wt=Ut-\beta U_{t-1} \qquad \cdots\cdots(6)$$

2）Johnston, J, *Econometric Methods*, McGraw-Hill, 1972, pp292-320などを参照。

3）逆に, (3)式から(1)式への変換を，reduction procedureと呼んでいる。Johnston前掲などを参照。

なる関係を有している。さらに，攪乱項を含めて，これらの統計モデルには通常，次の仮定がおかれる。

仮定１　独立変数Xtおよび従属変数Y_{t-1}はＴ個の時系列観察値からなり，測定誤差はないものとする。

仮定２　変数Xtは非確率的で，反復標本において固定された数とする。したがって，攪乱項UtおよびWtとは独立である。

仮定３　Utは観測不何能な確率変数であり、あらゆる時点で，

$$E\ (Ut)\ =0 \quad \cdots\cdots(7)$$

$$E\ (U_t^2)=\sigma_u{}^2 \quad \cdots\cdots(8)$$

である。ただし，σ_u^2 は有限値である。

仮定４[4)]　Utは１階のマルコフ過程，

$$Ut=\rho U_{t-i}+e_t \quad \cdots\cdots(9)$$

に従う。ここで，ρは自己回帰パラメーターで，

$$|\rho| < 1 \quad \cdots\cdots(10)$$

であり，また，e_tは，

$$E\ (e_t)\ =0 \quad \cdots\cdots(11)$$

$$E\ (e_t e_t')\ =\delta_{tt'}\ \sigma^2 \quad \cdots\cdots(12)$$

なる確率変数で，$\delta_{tt'}$はいわゆるクロネッカーのδ(delta) である。

ところで，(4)式に最小２乗法を適用した場合，

$$E\ (WtY_{t-1})\ =\ (\rho-\beta)\ \sigma_u^2 \quad \cdots\cdots(11)$$

のため，$\rho\neq\beta$ なる一般的なケースには，係数推定量が小標本バイアスを持つことが知られている。[5)]また，最小２乗推定量は大標本においても，α，β の係数推定量をそれぞれ，$\hat{\alpha}$，$\hat{\beta}$ とすると，次のようなバイアスをもつこと

4）この仮定は，攪乱項の特性についての議論を展開するために，付加的に設定される場合が多い。

5）例えば，Dhrymes,P.J,L,Rklein,and K.Steiglitz“Estimation of Distributed lags”, *International Economic Review*, 11(2)，1970などを参照。

が証明されている。[6)]

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty}\begin{pmatrix}\hat{\alpha}-\alpha\\ \\ \hat{\beta}-\beta\end{pmatrix}=\frac{(\rho-\beta)}{1+\frac{\alpha^2}{\sigma_u^2}\cdot\sigma_{Z-1}^2\cdot\left(1-\frac{\sigma_{XZ-1}^2}{\sigma_X^2\sigma_{Z-1}^2}\right)}\cdot\begin{pmatrix}-\frac{\sigma_{XZ-1}}{1\sigma_x^2}\\ \\ 1\end{pmatrix}\quad\cdots(12)$$

ただし,

$$\sigma_x^2\overset{\text{def}}{=}\operatorname*{plim}_{T\to\infty}\frac{1}{T-1}\sum X_t^2\quad\cdots\cdots(13)$$

$$\sigma_{Z-1}\overset{\text{def}}{=}\operatorname*{plim}_{T-\infty}\frac{1}{T-1}\sum Z_{t-1}^2\quad\cdots\cdots(14)$$

$$\sigma_{XZ-1}^2\overset{\text{def}}{=}\operatorname*{plim}_{T-\infty}\frac{1}{T-1}\sum X_tZ_{t-1}\quad\cdots\cdots(15)$$

である。

さて，このバイアスを克服するためのひとつの有力な手続きとして，従来提示されてきたのが，koyck の方法である。[7)] この手法は，(12)式に示される大標本バイアスを推定手続きのプロセスで調整して一致推定量を得ようとするものである。まず，最小2乗法による推定誤差は,

$$\begin{aligned}\hat{W}t&=Y_t-\hat{\alpha}X_t-\hat{\beta}Y_{t-1}\\&=W_t-(\hat{\alpha}-\alpha)X_t-(\hat{\beta}-\beta)Y_{t-1}\quad\cdots\cdots(16)\end{aligned}$$

と表わされるが，残差と説明変数との関係

$$\sum\hat{W}_tX_t=0\quad\cdots\cdots(17)$$

および

$$\sum\hat{W}_tY_{t-1}=0\quad\cdots\cdots(18)$$

を用いて

6) 例えば，Dhrymes前掲，若井具宜「地域経済への政府支出効果の遅れの計測について」『徳山大学論叢』第18号，1982などを参照。

7) koyck, L,M, *Distributed Lags and Investment Analysis* North-Holland Publishing Company, Amsterdam, 1954。

$$\frac{1}{T-1}\sum \hat{W}_t^2$$

$$=\frac{1}{T-1}\sum W_t \hat{W}_t$$

$$=\frac{1}{T-1}\sum W_t^2-\frac{1}{T-1}\left((\hat{\alpha}-\alpha),\ (\hat{\beta}-\beta)\right)\begin{pmatrix}\sum X_t W_t \\ \sum Y_{t-1} W_t\end{pmatrix} \quad \cdots(19)$$

となる。ところで，自己相関係数ρを既知と仮定すれば，

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{1}{T-1}\sum W_t^2=(1+\beta^2-2\beta\rho)\sigma_u^2 \quad \cdots\cdots(20)$$

となり，また，

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{1}{T-1}\sum X_t W_t=0 \quad \cdots\cdots(21)$$

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{1}{T-1}\sum Y_{t-1} W_t=(\rho-\beta)\sigma_u^2 \quad \cdots\cdots(22)$$

であるから，

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{1}{T-1}\sum \hat{W}_t^2$$

$$=(1+\beta^2-2\beta\rho)\sigma_u^2-(\operatorname*{plim}_{T\to\infty}\hat{\beta}-\beta)(\rho-\beta)\sigma_u^2$$

$$=\{(1-\beta\rho)(\rho-\beta)\operatorname*{plim}_{T\to\infty}\hat{\beta}\}\sigma_u^2 \quad \cdots\cdots(23)$$

が導かれる。したがって，

$$\operatorname*{plim}_{T\to\infty} \frac{\frac{1}{T-1}(\rho-\beta)\sum \hat{W}_t^2}{(1-\beta\rho)-(\rho-\beta)\hat{\beta}}=(\rho-\beta)\sigma_u^2 \quad \cdots\cdots(24)$$

となる。

そこで，$\Delta\hat{\alpha}$，$\Delta\hat{\beta}$を

$$\begin{pmatrix} \sum X_t^2 & \sum X_t Y_{t-1} \\ \sum X_t Y_{t-1} & \sum Y_{t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta\hat{\alpha} \\ \Delta\hat{\beta} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 \\ \dfrac{(\rho-\beta)\sum \hat{W}_t^2}{(1-\beta\rho)-(\rho-\beta)\hat{\beta}} \end{pmatrix} \quad \cdots(25)$$

の解とすれば,

$$\begin{pmatrix} \sum X_t^2 & \sum X_t Y_{t-1} \\ \sum X_t Y_{t-1} & \sum Y_{t-1}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{\alpha}-\Delta\hat{\alpha} \\ \hat{\beta}-\Delta\hat{\beta} \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \sum X_t Y_t \\ \sum Y_t Y_{t-1} - \dfrac{(\rho-\beta)\sum \hat{W}_t^2}{(1-\beta\rho)-(\rho-\beta)\hat{\beta}} \end{pmatrix} \quad \cdots\cdots(26)$$

となり,

$$\tilde{\alpha} \overset{\text{def}}{=\!=} \hat{\alpha}-\Delta\hat{\alpha} \quad \cdots\cdots(27)$$

$$\tilde{\beta} \overset{\text{def}}{=\!=} \hat{\beta}-\Delta\hat{\beta} \quad \cdots\cdots(28)$$

は，それぞれ，α，β の一致推定量となる。しかしながら，β は未知であるから，(26)式のままでは，$\tilde{\alpha}$，$\tilde{\beta}$ は測定不可能である。そこで，(26)式における β を $\tilde{\beta}$ で置きかえた方程式を考えるとき，その一致性は損われず，しかも，$\tilde{\alpha}$，$\tilde{\beta}$ は次のように測定可能となる。

$$\begin{pmatrix} \sum X_t^2 & \sum X_t Y_{t-1} \\ \sum X_t Y_{t-1} & \sum Y_{t-i}^2 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{\alpha} \\ \tilde{\beta} \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \sum X_t Y_t \\ \sum Y_t Y_{t-1} - \dfrac{(\rho-\tilde{\beta})\sum \hat{W}_t^2}{(1-\tilde{\beta}\tilde{\rho})-(\rho-\tilde{\beta})\hat{\beta}} \end{pmatrix} \quad \cdots(29)$$

この正規方程式を解いて得られる（$\tilde{\alpha}$，$\tilde{\beta}$）が

$$0 \leqq \tilde{\beta} < 1 \quad \cdots\cdots(30)$$

を満たすとき，求める推定量となる。(29)式の第1式より，

$$\tilde{\alpha} = \frac{1}{\sum X_t^2}\left(\sum X_t Y_t - \tilde{\beta}\sum X_t Y_{t-i}\right) \quad \cdots\cdots(31)$$

となり，また，

$$\begin{pmatrix} \sum X_t^2 & \sum X_t Y_{t-1} \\ \sum X_t Y_{t-1} & \sum Y_{t-1}^2 \end{pmatrix}^{-1} \overset{\text{def}}{=\!=} \begin{pmatrix} \Delta_{11} & \Delta_{12} \\ \Delta_{21} & \Delta_{22} \end{pmatrix} \quad \cdots\cdots(32)$$

とすれば，(29)式を解くことによって，$\tilde{\beta}$ の2次方程式

$$(\hat{\beta}-\rho)\tilde{\beta}^2+(1-\hat{\beta}^2-\Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2)\tilde{\beta}+(\hat{\beta}^2\rho-\hat{\beta}+\rho\Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2)=0 \quad \cdots(33)$$

が得られる。Gupta [8] は，(33)式で得られるβ の2根に対して，(31)式より2組の（$\tilde{\alpha}$，$\tilde{\beta}$）を求め，このうち残差平方和

$$\sum\tilde{W}_t^2 = \sum(Y_t-\tilde{\alpha}X_t-\tilde{\beta}Y_{t-1})^2 \quad \cdots\cdots(34)$$

をより小さくする値を選ぶ手続きを提案している。

なお，(33)式に関して次の結果が導かれる。

(i)　$\hat{\beta}=\rho$ のとき，$\tilde{\beta}=\hat{\beta}$，$\tilde{\alpha}=\hat{\alpha}$ となり，この推定量は最小2乗推定量と一致する。[9]

(ii)　$\hat{\beta}\neq\rho$ のとき，(33)式は常に異なる2実根をもつ。[10] さらに，この2根のうち，(30)式を満たすものは1根だけであり，しかも以下の区間に限られることが証明できる。[11]

8）Gupta, Y. P, *Statistical Estimation of Linear Economic Relationships,* Rotterdam University Press，1971。

9）これは(12)式が一致推定量となる事実と合致している。

10）(33)式の判別式は

$$D=(\Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2)^2+2(\hat{\beta}^2-1+2\rho^2-2\hat{\beta}\rho)\Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2+4(\hat{\beta}^2\rho^2-\hat{\beta}^3\rho-\hat{\beta}\rho+\hat{\beta}^2)$$

である。$\Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2$ に関して$D=0$ の判別式をとると，

$$D'=4(\rho^2-1)(\hat{\beta}-\rho)^2<0$$

となり，$D>0$ となる。

11）(33)式の左辺を

$$f(\tilde{\beta}) \overset{\text{def}}{=\!=} (\hat{\beta}-\beta)\tilde{\beta}^2+(1-\hat{\beta}^2-A)\tilde{\beta}+(\hat{\beta}^2\rho-\hat{\beta}+\rho A)$$

とおく。ただし，

$$A \overset{\text{def}}{=\!=} \Delta_{22}\sum\hat{W}_t^2>0$$

である。ここで，$f(\tilde{\beta})$ について，

① $\hat{\beta} > \rho$ のとき

（イ）$1-\hat{\beta}^2-\Delta_{22}\Sigma\hat{W}_t^2>0$

ならば，$\hat{\beta}<\tilde{\beta}<1$

（ロ）$1-\hat{\beta}^2-\Delta_{22}\Sigma\hat{W}_t^2<0$

ならば，$0<\tilde{\beta}<\rho$

② $\hat{\beta}<\rho$ のとき

（ハ）$1-\hat{\beta}^2-\Delta_{22}\Sigma\hat{W}_t^2>0$

ならば，$0<\tilde{\beta}<\hat{\beta}$

（ニ）$1-\hat{\beta}^2-\Delta_{22}\Sigma\hat{W}_t^2<0$

ならば，$\rho<\tilde{\beta}<1$

$f(1)=(1-\rho)(1-\hat{\beta}^2-A)$

$f(\hat{\beta})=-(\hat{\beta}-\rho)A$

$f(\rho)=-(\hat{\beta}-\rho)(1-\rho^2)$

$f(0)=\rho-\hat{\beta}-\rho(1-\hat{\beta}^2-A)$

$f(-1)=-(1+\rho)(1-\hat{\beta}^2-A)$

であり，$f(\tilde{\beta})=0$ の2根（λ_1, λ_2）は，

① $\hat{\beta}>\rho$ のとき

（イ）$1-\hat{\beta}^2-A>0$ ならば，

$f(1)>0$，$f(\hat{\beta})<0$，$f(-1)<0$ より

$\hat{\beta}<\lambda_1<1$，$\lambda_2<-1$

（ロ）$1-\hat{\beta}^2-A<0$ ならば，

$f(1)<0$，$f(\rho)<0$，$f(-1)<0$ より

$-1<\lambda_1<\rho$，$\lambda_2>1$

② $\hat{\beta}<\rho$ のとき

（ハ）$1-\hat{\beta}^2-A>0$ ならば

$f(1)>0$，$f(\hat{\beta})>0$，$f(-1)<0$ より

$-1<\lambda_1<\hat{\beta}$，$\lambda_2>1$

（ニ）$1-\hat{\beta}^2-A<0$ ならば，

$f(1)<0$，$f(\rho)>0$，$f(-1)>0$ より

$\rho<\lambda_1<1$，$\lambda_2<-1$

となる。

この推定法は，（α，β）の一致推定量を得ることができるが，それはρが既知であるという条件付きである。したがって，現実的な手続きとしては，ρの推定量を何らかの手段によって求めることが前提となる。[12)]

そこで，本論では，ひとまずこの手法を保留し，計算手続きに現実性，簡便性を有しているといわれるLiviatan[13)]の推定量を取り上げでみることにする。X_t，X_{t-1}を操作変数とし，(4)式にかけ，$t=2$から$t=T$までの和をとると，

$$\sum Y_tX_t=\alpha\sum X_t^2+\beta\sum Y_{t-1}X_t+\sum W_tX_t$$
$$\sum Y_tX_{t-1}=\alpha\sum X_tX_{t-1}+\beta\sum Y_{t-1}X_{t-1}+\sum W_tX_{t-1} \qquad \cdots\cdots(36)$$

となる。モデル設定上の仮定より，説明変数の系列と攪乱項は無相関である

12) Gupta前掲は，ρの一致推定量を他の推定量(例えば，後述するLiviatanの推定量）の残差から導出し，これを用いてKoyckの推定量を求める手続き（修正Koyck法）を提示している。まず，

$$\sigma_w^2=(1+\beta^2-2\beta\rho)\sigma_u^2$$

および，

$$\sigma_{ww_{-1}}=(\rho-\beta)(1-\beta\rho)\sigma_u^2$$

より，合成攪乱項W_tの1階の自己相関係数は，

$$\rho_w=\frac{\sigma_{ww_{-1}}}{\sigma_w^2}=\frac{(\rho-\beta)(1-\beta\rho)}{1+\beta^2-2\beta\rho}$$

となる。これは，ρの2次式

$$\beta\rho^2-(1+\beta^2+2\beta\rho_w)\rho+\beta+(1+\beta^2)\rho_w=0 \qquad \cdots\cdots(35)$$

となり，判別式

$$D=(1-\beta^2)^2+4\beta^2\rho^2{}_w>0$$

より，異なる2実根を有する。ところで，Liviatanの一致推定量（$\hat{\alpha}$，$\hat{\beta}$）を用いれば，残差，

$$\hat{W}_t=Y_t-\hat{\alpha}X_t-\hat{\beta}Y_{t-1}$$

より，ρ_wの推定量は

$$\hat{\rho}_w=\frac{\sum\hat{W}_tW_{t-1}}{\sum\hat{W}_t^2}$$

で計算され，これは一致推定量である。βを$\hat{\beta}$で置きかえ，(35)式を解き，$|\rho|<1$を満たすρを求めれば，一致推定量$\hat{\rho}$が得られる。

13) Liviatan, N, "Consistent Estimation of Distributed Lags" *International Econo-mic Review*, 4 (1), 1963。

から，(36)式の2本の式から$\sum W_t X_t$，$\sum W_t X_{t-1}$を消去すれば，そのまま正規方程式となる。これを解くと，

$$\hat{\alpha}=\frac{1}{\Delta}\left(\sum Y_t X_t \sum Y_{t-1} X_{t-1}-\sum Y_{t-1} X_t \sum Y_t X_{t-1}\right)$$

$$\hat{\beta}=\frac{1}{\Delta}\left(\sum X_t^2 \sum Y_t X_{t-1}-\sum X_t X_{t-1} \sum Y_t X_t\right) \qquad \cdots\cdots(37)$$

となる。ただし，

$$\Delta=\sum X_t^2 \sum Y_{t-1} X_{t-i}-\sum X_t X_{t-1} \sum Y_{t-1} X_t \qquad \cdots\cdots(38)$$

であり，正規方程式が解をもつためには，Δが非ゼロでなければならない。(37)式で示される（$\hat{\alpha}$，$\hat{\beta}$）が一致推定量であることは，説明変数の系列X_tおよびX_{t-1}が合成攪乱項W_tと無相関であるという仮定及びΔが非ゼロであるという保証の限りで成立する。[14)]

さて，ここで，実証データとして，Y_tに山口県の木材・木製品製造業における付加価値額[15)]（9人以下規模の事業所分は粗付加価値額)，X_tに山口県県内純生産額[16)]をとり，時系列は，昭和50年度から55年度までの最新6年度分を使用した。[17)]その結果，$\hat{\beta}$として0.243の値を得たが，採用時系列の短かさにも起因して，残差分散が大きく，必ずしも好ましい適合性を示さなかった(決定係数;0.453など)。したがって，本稿では，この結果から，さらに修正koyck法などへの実証は進めないが，$\hat{\beta}$の値については，次節での分析と併せ，最終節で若干のコメントを行なうことする。

14）この辺りの詳細な議論については，Liviatan前掲，若井具宜「時系列情報の再処理による地域分析」『徳山大学総合経済研究所紀要』No.5，1983などを参照。

15）山口県統計課『山口県の工業』昭和50年版～55年版の産業中分類別データから引用。工業統計データのため，フロー量は年次別になっており，X_tにとった県内純生産データの年度別とは3ケ月のズレがある点に注意を要する。

16）経済企画庁経済研究所『県民所得統計年報』昭和58年版，pp8－9。

17）時系列としては，当初昭和49年度以前のデータについても利用する方針であったが，

① 所得統計の推計方式に断点のあること。

② オイル・ショックの影響で，山口県の木材・木製品製造業の付加価値額に特異値がみられること，などのため敢えて採用しなかった。使用データは第1表のとおり。

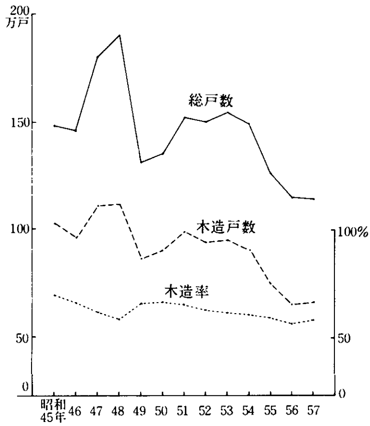
Ⅲ　経済環境変化と対応の特性

ここで；地域産業の一例として，山口県の木材関連産業，とりわけ，木材木製品製造業（日本標準産業分類番号22）を取り上げ，その経済環境変化と業界の対応の特性を吟味したい。この業種を取り上げた理由は，

(1)　地域産業またはいわゆる地場産業[18)]としては，地域独自の特産品的性格がが薄く，したがって地域特異性が少なく，分析対象として一般性を有していること，

(2)　一次加工的性格が強く，仕入れ，生産，販売の図式が比較的簡明で分析しやすい，などの点による。

まず，山口県の木材・木製品製造業について，昭和50年以降の動向を調べてみよう。第１表から，県内経済全体の動向に対して，この業界の不振（伸び悩み）の状況が，はっきりと伺われる。とりわけ，昭和53年以降の第２次石油ショックによる打撃が大きいことがわかる。第１図は，木材・木製品製



第１図　新設住宅着工戸数の推移（全国）
（建設省『建築統計年報』および『建設統計月報』による）

18）本稿で「地域産業」なる用語を用いるのは，いわゆる「地場産業」の概念規定とは無関係に，単に，地域経済を構成している産業という意味合いからである。地場産業の概念については，山崎充『日本の地場産業』ダイヤモンド社，昭和52年，pp 6 ～ 9 ，または，大西昭生「山口県の地場産業について」『徳山大学創立10周年記念論文集』昭和56年，pp96～102などを参照。

造業にとっては川下業種にあたる住宅産業の動向，すなわち，新設住宅着工戸数の推移をみたものである。高度経済成長の最終年度となった昭和48年には，実に190万戸を超える着工件数をマークしたものの，第1次石油ショックによって，翌昭和49年には131万戸台に落ち込んだ。その後，公共事業等，政府の景気対策により徐々に持ち直し，昭和53年には，約154万9千戸まで回復した。しかし，第2次石油ショックによる不況で，昭和54年以降は再び落

第1表 山口県木材・木製品製造業の経済環境の変化

年度（年）	県内純生産額（単位100億円）	木材・木製品製造業付加価値額（9人以下の事業所は粗付加価値額）（単位 億円）
昭和 50	166 (100.0)	213 (100.0)
51	181 (109.0)	246 (115.5)
52	192 (115.7)	246 (115.5)
53	205 (123.5)	244 (114.6)
54	229 (138.0)	253 (118.8)
55	240 (144.6)	262 (123.6)

（カッコ内は指数昭和50年度＝100）
経済企画庁『県民所得統計年報』昭和58年版
および，山口県統計課『山口県の工業』各年版より作成

（第1表　挿入）

ち込みをみせている。[19)]

また，新設住宅着工戸数に占める木造住宅戸数の割合は，長期的にはやや低下傾向もみられるものの，ほぼ60％前後に安定しているといえる。(第1図)

したがって，住宅需給の動向は，ほとんどそのまま，木材・木製品製造業，とりわけ製材業・木製品製造業（産業小分類番号221)の需給動向を左右するといえよう。[20)]住宅は，一般消費者を対象とした完成財としては，極めて高額

19) 住宅の需給動向については，都道府県レベルでは余り地域特性はない。このため，山口県の新設着工住宅件数データは掲載しなかった。

20) 特に，地域の製材業・木製品製造業企業の主要取り引き先が，工務店，大工等の建築業者に集中している点からも，住宅需給への感応度は極めて高い。こうした点については，例えば，山口県商工会連合会『地域をつくる地場産業；製材・木製品製造業の活性化』昭和58年，pp88—89などでも実証されている。

の商品であり，また，中間投入財・サービスの種類も極めて多く，そのため，新設住宅着工戸数は景気動向を判断するもっとも重要な指標のひとつともなっている。このように，住宅産業は木材関連産業を始めとする多くの産業に極めて強い影響力を及ぼす反面，在庫のできにくい性質から，ほぼ，需要イクオールル供給で，調整力に乏しく，その意味からしても，生産が景気の波動を直接受けやすい特性をもっている。[21)] さらに，住宅金融公庫を始めとする住宅ローン制度の普及が，住宅需要をして，一層，景気に左右されやすい性質を帯びさせている。[22)] ところで，住宅需要の今後の見通しについては，第1に，昭和48年の住宅統計調査で，住宅ストックが世帯総数を上回ったことが確認され，戦後の住宅政策の目標であった「一世帯一住宅」が，ひとまず達成されたこと，第2に，世帯数の増加率が逓減傾向にあること（国勢調査結果によると昭和45～50年の増加率14.4％に対し，昭和50～55年では同12.1％）[23)] などのため，需要停滞が長期的，構造的なものになりつつある。

通商産業省の工業統計調査によると，昭和50年末から昭和55年末までの間に，全国の木材・木製品製造業は，4,778企業(10.2％)減少し，72,891人(15.7％）の従業者が減少している。これに対して山口県では，事業所数で37(7.4％）減少し，従業者数では1,498人(17.7％)減少している。このことから，山口県では，住宅需要の不振に対処するため，企業倒産を避けながら，雇用者を減らす対応をより強く打ち出したことがわかる。

ところで，木材・木製品製造業の内部構造を付表2によってみよう。この表は，昭和55年末現在の生産品目別事業所数，製造品出荷額等を産業細分類

21）ただし，中古住宅は在庫調整機能を有しているといえる。

22）つまり，公定歩合等の金利水準への依存度を高めるということである。こうした見解等については，北田和夫『木材業界』教育社，昭和56年，pp 177—178参照。

23）山口県の場合，世帯数増加率は，昭和45～50年の9.0％から，昭和50～55年の8.0％へ1.0ポイント低下している。したがって，山口県の場合は，全国よりも，世帯増加率はかなり低く推移しているものの，その変化の度合は小さいといえる。いずれにしても人口動態，人口構造にかなりの地域差があり，それが住宅需要に限らず，地域経済全体に及ぼす影響は，今後とも極めて大きいといえる。

まで示している。[24] まず，品目別の産出事業所数をみると，山口県，全国とも，板類，ひき割類，ひき角類を産出する事業所が多く，それぞれ4割近い事業所が参入している。また，特に，製材業・木製品製造業に属する品目のうち，屋根板，たる・おけ材については，山口県企業の参入はまったくない。他の生産品目については，山口県と全国について産出事業所構成に特に差異はみられない。

次に，製造品出荷額等について同様にみると，合板，ひき割類，ひき角類などの比率は全国的に高いが，山口県では特に，普通合板の構成比が高く，特殊合板と併せると，木材・木製品製造業の42.7%を占めている（全国は同22.5%)。逆に，板類，ひき割類，ひき角類については，いずれも山口県が相対的に低く，この3品目合計の構成比は，全国43.1%に対し，山口県は24.7%である。また，付表2の特化係数から，以上の特徴の外に，山口県の場合，床板の産出構成比が高いことがわかる（特化係数3.84)。

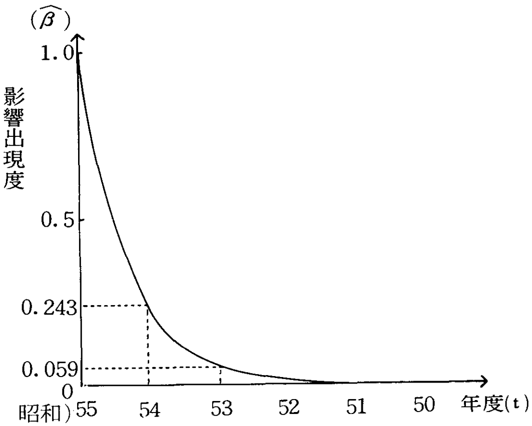
さらに，木材・木製品製造業の付加価値率[25]は，一般的に低いといわれているが，昭和55年の全国値で30.1%と製造業計より3.1ポイント低くなっている（付表1)。この特性は，第1次石油ショック前から変化していない。また，この付加価値率を生産品目別にみると，山口県の場合，床板のように全国的にも付加価値率の低い品目に特化し，逆に，屋根板，たる・おけ材など高付加価値品目を産出する事業所が皆無であるなど業種構造に問題をもっているといえる。

24）年末現在というのは，通商産業省「工業統計調査」が，毎年12月31日現在を調査日とするためである。

25）ここでは，付加価値額を製造品出荷額等で除した，出荷ベースの付加価値率になっている。本来は，在庫増減を調整した生産ベースで計られるべきであるが，対比データの便宜上，出荷ベースとした。

Ⅳ　むすび

第Ⅱ節で得た実証結果を図示したものが，第2図である。(1)式および(3)式から$\hat{\beta}$の推定結果について次のようなことが指摘できる。木材・木製品製造業（少なくとも山口県のケースについて）は，過去の生産実績には余り依存しない。特に，1期前の実績値は，今期の値の4分の1程度の説明力しかなく，県内純生産額に代表される過去の経済環境にも余り影響を受けず，しか



第2図山口県県内純生産額実績の木材・木製品製造業に及ぼす影響度（付加価値ベース）

も，2期以上前の影響力は，ほとんど皆無に近いともいえる。[26]逆にいえば，今期の経済環境の影響を極めて強く受けるということで，これは，Ⅲ節での分析結果と符合している。いずれにしても，Ⅱ節の分析については，推定手続きの整理と実証データの選択採用に関して，さらに緻密な研究を要する。また，住宅需要については，Ⅲ節でみたように高度経済成長期のような量的拡大は今後期待できない見通しであるが，他方では広さや快適さを求めての

26）第2図からも読み取れるように，今期の県内純生産の影響力を1とすると，前期のそれは0.243，2期前のそれは0.059，3期前のそれは0.014などと幾何的に減少していく。

増改築など質的向上が望まれている。さらに，外材輸入環境の悪化や，伐採期を控えながら間伐問題等を抱える国内人工林の存在など，木材関連産業は，需給構造の一大転換期を迎えていると指摘できる。

付表1木材・木製品製造業の付加価値率の推移(全国)

産業区分	産業分類(記)番号	付加価値率(%) 昭和47年	昭和51年	昭和55年
製造業計	F	36.1	33.7	33.2
木材・木製品製造業（家具を除く）　計	22	32.7	30.3	30.1
製材業・木製品製造業(小計)	221	31.0	29.5	30.6
一般製材業	2211	30.9	29.1	30.4
単板（ベニヤ板）製造業	2212	31.7	35.4	29.6
屋根板製造業	2213	40.6	43.6	48.8
経木・同製品製造業(折箱、マッチ箱を除く)	2214	39.6	41.4	39.0
木毛製造業	2215	51.2	48.1	55.6
たる・おけ材製造業	2216	36.7	35.6	44.1
床板製造業	2217	28.9	28.8	28.5
木材チップ製造業	2218	32.4	31.8	32.6
他に分類されない特殊製材業	2219	39.9	36.1	37.3
造作材・合板・建築用組立材料製造業(小計)	222	32.2	27.8	24.9
造作材製造業（建具を除く）	2221	37.5	37.2	36.5
合板製造業	2222	31.3	26.3	22.4
建築用木製組立材料製造業	2223	33.8	29.1	28.2
パーティクルボード製造業	2224	33.8	27.5	32.0
木製容器製造業（竹・とうを含む）（小計）	223	38.7	41.2	39.2
竹・とう・きりゅう等容品製造業	2231	50.0	50.6	52.1
折箱製造業	2232	39.1	39.2	38.6
木箱製造業（折箱を除く）	2233	37.6	40.7	38.6
和たる製造業	2234	45.2	47.4	43.0
洋たる製造業	2235	45.6	44.4	48.4
おけ製造業	2236	46.3	44.3	43.6
木製はきもの製造業(小計)	224 2241	42.4	45.6	44.0
その他の木製品製造業(竹、とうを含む)(小計)	229	43.2	39.3	43.2
木材薬品処理業	2291	25.2	20.9	24.4
くつ型等製造業	2292	42.6	37.8	49.7
曲輪、曲物製造業	2293	50.0	53.0	48.3

注）通商産業省「工業統計表」より作成。出荷ベースの付加価値率である。

付表2木材・木製品製造業生産品目別事業所数、製造品出荷額等(昭和55年)

品目	産業分類番号	産出事業所数(品目別は延べ数) 山口県	全国	製造品出荷額等(百万円) 山口県 金額	構成比	全国 金額	構成比	特化係数(山口県)
木材・木製品製造業計	22	460	41,983	117,857	※2.708%	5,327,548	※2.540%	※1.066
板類	221111	219	16,090	6,555	5.6	656,401	12.3	0.455
ひき割類	221112	196	15,173	8,934	7.6	726,148	13.6	0.559
ひき角類	221113	216	15,590	13,552	11.5	914,756	17.2	0.669
まくら木	221114	x	211	x	—	4,458	0.1	—
箱材・荷造用仕組材	221115	39	1,946	3,093	2.6	112,135	2.1	1.238
その他の製材製品	221119	7	633	62	0.1	29,907	0.6	0.167
木材の素材(製材工場からのもの)	221121	14	1,297	528	0.4	97,904	1.8	0.222
製材くず	221122	134	8,240	166	0.1	16,468	0.3	0.333
単板(ベニヤ板	221211	x	372	x	—	61,238	1.1	—
屋根板	221311	—	123	—	—	1,991	0.0	—
経木・同製品	221411	4	344	16	0.0	8,956	0.2	0.000
木毛	221511	x	124	x	—	1,991	000	—
たる・おけ材	221611	—	100	—	—	8,956	0.1	—
床板	221711	5	321	11,350	9.6	1,675	2.5	3.840
木材チップ	221811	68	4,414	5,425	4.6	2,996	4.3	1.070
その他の特殊製材品	221919	7	446	391	0.3	133,310	0.4	0.750
造作材	222111	13	1,034	1,325	1.1	227,842	2.4	0.458
銘板・銘木	222112	3	723	39	0.0	18,862	0.9	0.000
普通合板	222211	11	456	37,894	32.2	767,706	14.4	2.236
特殊合板	222212	9	964	12,371	10.5	433,083	8.1	1,296
建築用木製組立材料	2223¹1	6	554	4,411	3.7	224,901	4.2	0.881
パーティクルボード	222411	x	28	x	—	55,459	1.0	—
竹・とう・きりゅう等容器	223111	27	1,087	27	0.0	7,696	0.1	0.000
折箱	223211	18	1,033	275	0.2	29,519	0.6	0.333
木箱	223311	42	3,596	4,119	3.5	209,855	3.9	0.897
取わく、巻わく(木製ドラムを含む)	223312	x	180	x	—	26,779	0.5	—
和たる	223411	x	179	x	—	4,385	0.1	—
洋たる	223511	x	18	x	—	2,731	0.1	—
おけ類	223611	x	389	x	—	4,929	0.1	—
木製はき物	224111	x	341	x	—	7,249	0.1	—
薬品処理電柱	229111	—	41	—	—	7,849	0.1	—
その他の薬品処理木材	229119	x	73	x	—	32,781	0.6	—
くつ型・くつしん	229211	—	127	—	—	6,898	0.1	—
曲輪・曲物	229311	—	163	—	—	2,786	0.1	—
柄,引手,つまみ,掘り,台木これらの類以品	229911	14	1,421	624	0.5	29,849	0.6	0.833
木製台所用品	229912	—	589	—	—	15,740	0.3	—
はし(木・竹製)	229913	5	676	188	0.2	23,479	0.4	0.500
機械・器具・木部	229914	x	287	x	—	7,527	0.1	—
木型	229915	22	3,251	519	0.4	68,527	1.3	0.308
その他の木,竹,とう,きりゅう等製品(塗装を含む)	229919	22	3,417	915	0.8	167,437	3.1	0.258

(注) 通商産業省工業統計表による。「x」は事業所が1または2のため秘匿数字。各品目の特化係数は、木材・木製品製造業計に対する値、また、※印は製造業計に対する値である。