鳥大農研報 (Bull. Fac. Agric., Tottori Univ.) 49 95～101 (1996)

立地変動に関する時差モデルの諸タイプについて

金　相旭*・笠原浩三**・仙北谷康**

平成8年6月24日受付

A Study on Distributed Lag Model Types on Position Changes

Sang－ouk KIM*, Kozo KASAHARA** and Yasushi SEMBOKUYA**

If the regression model includes not only the current but the lagged values the explanatory variables (the X' s) in a regression analysis involving the time－series data, it is called a distributed lag model. The distributed lag models are used extensively in an econometric analysis; for example, agriculture products supply an analysis on the position changes of economic enviromental conditions. And in this study, we take a close look to find out the role of lags in economics and theoretical characteristics of models.

In this paper, we introduced the extensively－used distributed lag models (Koyck, Nerlove and Almon model) and it is an empirically characteristic approach. And the uses of the current data are milk production quantity and relativity price (milk price / feedstuff price) in years between 1965－1978 and 1979－1994 in 10 areas in Japan; the Nerlove model, the short term and long term elasticites of 10 areas reaction of position changes being compared (production control policy). The results are the long and short term elasticity and control speed decreased in all areas after production control policy started.

緒　　論

農業経営に対して経営全般に影響を与える多様な経済現象を分析するための分析模型として時差分布モデルが広く利用されている。特に，生産供給分析においては地域経済分析から個別経営分析まで幅広い範囲で利用されている。一般的に，広義の供給分析は，生産分析，特に生産費部分を含む方法が一般的である。農産物の供給反応の推定に対する関心が続いている中で，農産物の供給分析の接近方法としては，時系列データを用いて供給と経済要因の統計値より直接推計する方法が一般的である。供給関係は通常マクロ時系列データに基づいて計測される。時系列上の供給量は価格をはじめとするさまざまな経済環境要因の影響の下に実現した数値であるから生産供給と経済要因の関係をとらえるためにも，また，その関係におよぼす他の要因の影響をとらえるためにも多重回帰分析が効果的と考えるが，ここでは，多様な経済現象に対して変化が予想される農業経営の立地変動に関す

*鳥取大学大学院連合農学研究科
*The United Graduate School of Agricultural Sciences, Tottori University
**鳥取大学農学部農林総合科学科情報科学講座
**Department of Agricultural Information Science, Faculty of Agriculture, Tottori University

る生産供給に対する時差モデルの諸タイプについて検討する。すなわち，各種の時差モデルの特徴とそれらの分析法及び分析の効果について考察する。最後にNerlove時差モデルを例に具体的な実証を試み分析の効果を吟味することとする。

KoyckとNerloveの時差モデル

生産供給分析に対して，時間（Time）の概念は重要なものである。一時点の経済現象はその前の経済現象から影響を受けている場合が大部分であるし，変数間の時差値は重要なものである（例えば，生産の価格反応は長期の現象であるが，生産の価格反応にも相対的な短期，長期の別があり，それぞれの分析期間に応じたモデルが必要である)。そして時差変数を多くすると，逆に標本数が少なくなり，自由度も底下して検定条件が厳しくなる問題が発生する。すなわち，時間の経過に対する経済現象の変化の調整をどのようにするかが課題である[3,4,5]。

その課題に関係して，Koyckが最初に提案して，Nerloveが構成したモデルとして，Distributed Lag Modelが適用されている。時間の経過とそれに対する影響の関係を基本にして，Koyckの時差モデルは実際問題の説明に広く適用されている。そのモデルのアプローチは，時差の数の減少と推定する母数の数を減少させて，時差模型を簡略させる方法である。そして，そのモデルを再構成したものがNerloveのモデルである。

時系列データを利用して一般的な計量経済分析をする場合には，独立変数に時差（Lag）を使って分析することが多い。従属変数を基準にして独立変数に一定の時差を置く時，その独立変数を時差変数（Lagged Variable）という。そして，多重回帰モデルに多数の時差変数を利用する場合には，一般的に，

$$Y_t=\alpha+\beta_0X_t+\beta_1X_{t-1}+\cdots+\beta_kX_{t-k}+u_t \quad \cdots\cdots(1)$$

と表現する。すなわち，従属変数Yの変動に対する説明変数Xの影響は時差を持つXの値で分布をしている。その模型を時差分布モデル（distributed lag model）という。そして，KoyckとNerloveの二人のモデルの構成は次のようである[1,7]。

まず，$P_t{}^*$をt期の生産物の経済変数，$X_t{}^*$をt期の生産物の生産量とする。そして，P_tとX_tはlog値（$P_t=\log P_t{}^*$，$X_t=\log X_t{}^*$）とする。時間の変化に対する供給反応は，

$$X_t=f\ (P_t,\ P_{t-1},\ P_{t-2},\ \cdots\cdots) \quad \cdots\cdots\cdots(2)$$

であり，これをもっと簡単な線形で表してみると，

$$\begin{aligned}X_t&=\alpha_0P_t+\alpha_1P_{t-1}+\alpha_2P_{t-2}+\cdots\\&=\Sigma\,\alpha_iP_{t-i} \quad \cdots\cdots\cdots(3)\end{aligned}$$

となる。そこで，係数α_iをt－i期の価格の反応係数とよぶことにする。Xが特定の量に収斂すると，$\Sigma\,\alpha_i$も一定の値に収斂するし，$\lim\alpha_i=0$となる。そして，もし(3)式を連続型にしようとすれば(3)式は，

$$X_t=\int f\ (P_t,\ P_{t-1},\ P_{t-2},\ \cdots\cdots)\ dx \quad \cdots\cdots\cdots(4)$$

に，書き換えねばならない。そして，(3)式から時間の単位当たりXの変化は，

$$\Delta X_t=X_{t+1}-X_t=\Sigma\,\alpha_i\Delta P_{t-i} \quad \cdots\cdots\cdots(5)$$

であるし，Pに対するXの反応は，(3)式のα_iの系列で示されるが(6)式のような簡単な形に表現できる。

$$X_t=\Sigma\,\alpha_iP_{t-i} \quad \cdots\cdots\cdots(6)$$

ここで，α_iは各t－i期の価格の供給弾力性である。また(6)式の代わりに，(3)式とアナロガスな次の(7)式を考えることができる。

$$X_t=\Sigma\,\alpha_iP_{t-i}+\nu_t \quad \cdots\cdots\cdots(7)$$

X_tは生産量の対数値，P_{t-i}はt－i期の経済変数の対数値を表し，α_iは推定すべき供給弾力性，ν_tは誤差項である。供給弾力性には次のような，

$$\alpha_i=\lambda\,\alpha_{i-1} \quad \cdots\cdots\cdots(8)$$

関係があるとすると(7)式は，

$$X_t=\Sigma\,\lambda_i\alpha_iX_{t-1}+\nu_t \qquad 0\leqq\lambda<1 \quad \cdots\cdots\cdots(9)$$

となる。(9)式は推定すべきパラメータの数が無限個であり取り扱いが困難となる。そのため(9)式を書き換える必要がある。すなわち，

$$X_t=\alpha_0P_t+\alpha_0\lambda\,P_{t-1}+\alpha\,\lambda^2P_{t-2}+\cdots+\nu_t \quad \cdots\cdots\cdots(10)$$

(10)式を1期遅らせて，λ倍すると，

$$\lambda\,X_{t-1}=\alpha_0\lambda\,P_{t-1}+\alpha_0\lambda^2P_{t-2}+\cdots+\lambda\,\nu_{t-1} \quad \cdots(11)$$

となる。(10)から(11)式を引くと，

$$X_t-\lambda\,X_{t-1}=\alpha_0P_t+\nu_t-\lambda\,\nu_{t-1} \quad \cdots\cdots\cdots(12)$$

となり，推定すべきパラメーターは，λとα_0の2個に減じ，取り扱いが極めて容易になる。いま誤差項ν_tと

ν_{t-1}との間には，

$$\nu_t = \xi \nu_{t-1} + e_t \qquad \cdots\cdots\cdots(13)$$

なる関係があり，$\xi \neq 0$の時には誤差項に系列相関があり，$\xi = 0$の時には誤差項に系列相関がないものとする。ここでは，(13)式の$\xi \neq 0$，すなわち，系列相関があって，しかも$\xi = \lambda$なる場合について考えてみる。(13)式から，

$$\nu_t = \lambda \nu_{t-1} + e_t \qquad \cdots\cdots\cdots(14)$$

となり，これを(12)式に代入すると，

$$X_t - \lambda X_{t-1} = \alpha_0 P_t + e_t \qquad \cdots\cdots\cdots(15)$$

となる。ここでe_tは正規分布をしているから，最小2乗法によってα_0の最良不偏推定値を推計することができる。(15)式の両辺からX_{t-1}を引くと，

$$X_t - X_{t-1} = \alpha_0 P_t - (1-\lambda) X_{t-1} + e_t \qquad \cdots\cdots\cdots(16)$$

あるいは，

$$\Delta X_{t-1} = \alpha_0 P_t - \beta P_{t-1} + e_t \qquad \cdots\cdots\cdots(17)$$

（ただし，$\beta = 1 - \lambda$）

となる。

生産物の経済変数が長期にわたって，ある水準にとどまっているとすると，t期に対する生産量の変化率も変わらず，すなわち，$\Delta X_t = 0$となる。そして，X_{t-1}はX_tと等しくなり，これは(17)式より，

$$X = \alpha_0 P_t + (1-\lambda) P_{t-1} + e_t / \beta \qquad \cdots\cdots\cdots(18)$$

となる。ここで長期的供給弾力性をα_1とすれば，

$$\alpha_1 = \alpha_0 / \beta \qquad \cdots\cdots\cdots(19)$$

となり，これはまた，

$$\alpha_1 = \Sigma \alpha_0 \lambda_i = \alpha_0 / (1-\lambda) = \alpha_0 / \beta \qquad \cdots\cdots\cdots(20)$$

となる。

調整速度に関して(17)式のβが良い指標となる。(18)式を(17)式に代入すると，

$$\Delta X_t = \beta X_{t+1} - \beta X_t \qquad 0 \leqq \beta < 1 \qquad \cdots\cdots\cdots(21)$$

となる。ここで，ΔX_tは（t＋1）時におけるX_tの現実の変化であり，$X_{t+1} - X_t$は（t＋1）期に均衡に達するに必要な量の変化を示す。また，(20)式はXの現実の変化は均衡に達するに必要な量のβ倍に相当するものであることを示している。すなわち，$0 \leqq \beta < 1$の範囲内において，βが大きければ大きいほど調整速度は速く，小さければ小さいほどその速度は遅いことになる。

時差分布モデルの手順

Distributed Lag Modelの推定の手順について，Nerloveにしたがって考えてみることにする。長期的な供給関数は，(18)式から，

$$X_t^* = k + \alpha_0 P_{t-1} + u_t \qquad \cdots\cdots\cdots(22)$$

とする。ここでは，常数項kと誤差項u_tを導入している。u_tは(18)式のe_t / βに相当するものである（$u_t = e_t / \beta$）。(20)式に相当する調整関数を，

$$X_t^* - X_{t-1} = \beta (X_t - X_{t-1}) \qquad \cdots\cdots\cdots(23)$$

とする。(22)式をβ倍すると，

$$\beta X_t^* = \beta k + \alpha_0 \beta P_{t-1} + \beta u_t \qquad \cdots\cdots\cdots(24)$$

となり，(23)式より，

$$\beta X_t^* = X_t - (1-\beta) X_{t-1} \qquad \cdots\cdots\cdots(25)$$

になる。(25)式を(24)式に代入し，整理すると，

$$X_t^* = \beta k + \alpha_0 \beta P_{t-1} + (1-\beta) X_{t-1} + \beta u_t \cdots\cdots(26)$$

となる。ここで$u_t = e_t / \beta$であるから(26)式は，

$$X_t^* = \beta k + \alpha_0 \beta P_{t-1} + (1-\beta) X_{t-1} + e_t \quad \cdots\cdots(27)$$

となる。

そこで，P_{t-1}，X_{t-1}はすべて観察できる変数であり，パラメータβk，$\alpha_0 \beta$，$1-\beta$は観測値に基づいて推定できる。かくして$1-\beta$からβが決定でき，それよりk，α_0を決定することができる。

Almon時差モデル

簡略されたKoyckとNerloveのモデルに対して簡略性は劣るがKoyckとNerlove方法よりさらに伸縮的に時差構造を形成する特徴を持っているものとしてAlmonモデルが利用されている。Almonモデルは外生時差変数（exogenous lagged variables）の母数を間接的に推定する方法をとっている。例えば(1)式でXは外生変数であるし，その母数βはいろいろな形態を取る場合がある。全ての場合，Koyckモデルの仮定β母数が必ずしもどんどん弱くなると仮定してはいない。例えば，時差変数の追加についてβの形態が初めは強いが，その後次第に弱くなる場合など多様な形態も考えられる。

すなわち，Almonモデルはβが多項式（polynomial）形態になる場合も考慮したモデルである。その面でAlmonモデルを多項式時差モデル（polynomial lag model）といわれる。Almonモデルではβ係数がある関数によって近以値で求めるとその関数は次の様な多項式による近以値と見るものである。

$$\beta_k \fallingdotseq f(z) \fallingdotseq \alpha_0 + \alpha_1 Z^1 + \alpha_2 Z^2 + \cdots + \alpha_r Z^r \quad \cdots\cdots\cdots(28)$$

ここで説明の簡略のために次のように置いてみる。

$$\beta = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 Z^2 \quad \cdots\cdots\cdots(29)$$

（ただし，α_0，α_1，α_2 は常数）

Zに対する値が与えられると三つの常数α_0，α_1，α_2について時差変数の母数，β kが決まる。式(29)をZが持つ値に対して全開すると次のようになる。

$$\beta_0 = \alpha_0 \qquad (Z=0\text{時})$$
$$\beta_1 = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 \qquad (Z=1\text{時})$$
$$\beta_2 = \alpha_0 + 2\alpha_1 + 4\alpha_2 \qquad (Z=2\text{時})$$
$$\vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots$$
$$\beta_k = \alpha_0 + k\alpha_1 + k^2\alpha_2 \qquad (Z=k\text{時})$$
$$\cdots\cdots\cdots(30)$$

ここでは，常数αが三つの場合であるが，勿論r個にしても上のように同じく全開をすることができる。r個の場合β_kに対しては一般的に，

$$\beta_k = \sum_{j=0}^{r} Z^{(j)} \alpha_j \quad \cdots\cdots\cdots\cdots(31)$$

（ただし，j＝0，1，2，3，…，r）

により表現する。そしてβを推定するために式(30)を式(1)に代入すると，

$$Y_t = \alpha + \alpha_0 X_t + (\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2) X_{t-1} + (\alpha_{10} + 2\alpha_1 + 4\alpha_2) X_{t-2} + \cdots + (\alpha_0 + K\alpha_1 + K_2\alpha_2) X_{t-k} + U_t \quad \cdots\cdots\cdots(32)$$

になる。それは二次多項式の場合である。そしてr次多項式の場合には，式(32)を全開して整理すると，

$$Y_t = \alpha + \alpha_0(X_t + X_{t-1} + X_{t-2} + \cdots + X_{t-k}) + \alpha_1(X_{t-1} + 2X_{t-2} + \cdots + kX_{t-k}) + \alpha_2(X_{t-1} + 2^2X_{t-2} + 3^2X_{t-3} + \cdots + k^2X_{t-k}) + U_t \cdots(33)$$

となり，それをΣ記号に簡略化すると次のようになる。

$$Y_t = \alpha + \alpha_0(\Sigma X_{t-k}) + \alpha_1(\Sigma k X_{t-k}) + \alpha_2(\Sigma k^2 X_{t-k}) + U_t \quad \cdots\cdots\cdots(34)$$

括弧の中の時差変数は加重値で表現し合計したものである。それをW_{t0}，W_{t1}，W_{t2}とする。それによってWは時差に従って加重値を持つ時差変数X_{t-K}の線形結合になる。式(33)をWに直すと，

$$Y_t = \alpha + \alpha_0 W_{t0} + \alpha W_{t1} + \alpha W_{t2} + U_t \quad \cdots\cdots\cdots(35)$$

になる。かくして，式(35)は一般的な多重回帰モデルの形で表現されることとなる。式(31)の様に一般的な場合にはα_0，α_1，α_2，…，α_rで全開したものを式(1)に代入して整理すると式(34)が次のような一般的形態になる。

$$Y_t = \alpha + \alpha_0 W_{t0} + \alpha_1 W_{t1} + \alpha_2 W_{t2} + \alpha_r W_{tr} + U_t \quad \cdots(36)$$

式(35)でα_0，α_1，α_2を計測すると式(32)が推定でき，さらに，式(1)のβ_iが推定できる。それは二次多項式の場合である。r次多項式の式(35)の場合でもα_0，α_1，α_2，…，α_rが計測されると式(1)のβ_0，β_1，β_2，…，β_kが推定できる。

Almonモデルを実際の問題に関連して考察するとある程度の理論的な考慮の下にr^2を高くする方法を選択するのが常例となる。大部分の場合，多項式は3～4次を越えない（r値は3～4以内である）で設定される。そしてX_{t-k}に与える資料で必要な計算ができる。多項式の次元が高い場合でも$K>r$である限り多くの標本観測を必要としない。一つの方程式における多数の独立変数は個々に時差を持っているし，その個々に対する母数も推定できる。そして，Almonモデルでの推定量は比較的小さい分散値を持つにすぎない。

以下では時差モデルの諸タイプをもとに実際のモデルを使ってその分析を行う。すなわち，ここでは，時差分布モデルの中で農産物の供給分析に幅広く利用されているKoyckとNerloveのモデルを使うことにする。一般に農産物の中では立地変動に伴って供給変化が見られるが，ここでは生乳生産の立地変動による生産弾力性を考察する。その生乳生産に一番影響を与えると考えられる生乳の相対価格（生乳価格/飼料価格）を説明変数としその関係を考察する。ここで分析モデルを次のように設定する。

$$X_t = \beta k + \alpha_0 \beta P_{t-1} + (1-\beta) X_{t-1} + e_t \quad \cdots\cdots(37)$$

ここで，X_tはt期の生乳生産量，P_{t-1}はt－1期の相対乳価，X_{t-1}はt－1期の生乳生産量を表す。βは

調整係数と呼ばれ，X_tとX_{t+1}との間の変化率が0になる。すなわち均衡に達するまでの調整速度を表し，βが大きければ大きいほど調整速度は速く，小さければ小さいほどその速度は遅い。また，$\alpha_0\beta$は短期の弾性値を表し，α_0は長期の弾性値を表す。

統計データによるNerloveモデルの分析

以上の理論的モデルを利用して，現実のデータに基づく計測を試みる。この分析の基本データとしては，農林水産省統計情報部の「畜産基本統計」，「牛乳・乳製品統計」と「農村物価賃金統計」等を基にして，全国（沖縄を除く）の都道府県を，10の経済地帯別に区分している注)。

また，生乳生産調整政策が実施された前の昭和40年から昭和53年，生乳生産政策が実施された昭和54年から平成5年までの15年にわたる期間に対して，全国46の都道府県（沖縄を除く）に対する生乳生産量を牛乳・乳製品統計から，配合飼料価格と生乳価格を農村物価賃金統計から求めた。農村物価賃金統計は4月から翌年3月までの年度統計であるため，1～12月の年次統計である生乳

第1表　相対乳価に対する生産弾力性（時期：昭和40～53年）

	弾性値		備考		
	長期(α_0)	短期($\alpha_0\beta$)	調整係数(β)	R^2	DW値
北海道	1.729	0.261*	0.1510	0.989	1.595
東北	1.137	0.435**	0.3826	0.971	1.657
北陸	0.909	0.221*	0.2431	0.969	1.255
関東	0.515	0.112*	0.2175	0.939	1.042
東山	0.540	0.283*	0.5241	0.884	1.188
東海	0.776	0.198△	0.2552	0.974	1.096
近畿					
中国	1.021	0.375**	0.3673	0.967	2.114
四国	0.649	0.339**	0.5225	0.909	1.425
九州	1.381	0.424**	0.3070	0.977	1.405

注1）**は1%，*は5%で有意であること，△は20%水準でも有意性の認められなことを示す。
2）R2は修正済決定係数，DW値はダービン・ワトソン値を示す。

第2表　相対乳価に対する生産弾力生（時期：昭和54～平成5年）

	弾性値		備考		
	長期（α_0）	短期（$\alpha_0\beta$）	調整係数（β）	R^2	DW値
北海道	0.8615	0.1124*	0.1304	0.9230	2.5810
東北	0.6849	0.0343*	0.0502	0.9459	1.9229
北陸	0.9724	0.0145*	0.0149	0.8125	2.0719
関東	0.2449	0.0594*	0.2425	0.9226	2.1404
東山					
東海	0.3287	0.0267*	0.0812	0.9357	1.5621
近畿					
中国	0.4888	0.1325*	0.2711	0.8898	1.8072
四国	0.0410	0.0085**	0.2073	0.7045	1.8076
九州	0.7762	0.0557*	0.0718	0.9428	1.9251

注1）**は1%，*は5%で有意であることを示す。
2）R^2は修正済決定係数，DW値はダービン・ワトソン値を示す。

生産量についても，アカウント式で4月から翌年3月までの月別データを整理して利用した。また，経済地帯別データを求めるため，乳牛用配合飼料価格と生乳価格は，46都道府県別のデータを各地帯別に生乳生産量でウェイトして計算した。各地域別に求めた乳牛用配合飼料価格と生乳価格の値をもとに，経済地帯別の相対乳価（配合飼料に対する乳価の割合）を求めた。生乳価格は比較的に安定している時期が多いが，飼料価格の変動（円高の影響と思われる）が大きいため，相対乳価はどの地域でも年々変動している。生乳生産調整政策の実施，乳牛飼育用の配合飼料価格の変動，円高等の立地変動に対応した生乳生産状況を時期・地帯別に見る目的で，相対乳価と生乳生産量をNerloveの時差分布モデルで関係づけ，長・短期の供給弾力性を地帯別に計測した。相対乳価の生乳生産量に対する地帯別・時期別の生産弾力性は，第1表と第2表のような結果に求められた[2,6]。第1表（生乳生産調整政策実施以前）と第2表（実施以後）には，時期・地帯別の生乳生産の推移が表れている。すなわち，相対乳価に対する生乳生産の増減推移を明確にみることができるのである。

まず，時期別・地帯別の全体的な弾性値をみると，調整期以前と比べると長・短期の弾性値は全地帯に対してすべて低くなっている。長期の弾性値はほぼ半分程度，短期の弾性値は非常に低くなっている。それは，全国的に多頭経営が速く着実に成立しているとみられるものである。特に，政策実施前からも大規模経営の形成が進められた北海道，九州地帯では，他の地帯に比べ，長期的弾力性が高く，調整期以後もそれが維持されていることを表している。いいかえると，生乳生産調整政策実施の以前に相対乳価に敏感に対応できるような弾力的な構造を持つ地帯において，酪農経営の大規模化が形成されている事実と，酪農家戸数の減少が通常化している条件の下でも弾力的な生産対応を可能にした担い手が大規模経営であった可能性を示唆している。そして，生産調整期以後の調整係数が全体的に低くなっているが，それは，全地帯の多頭経営の増加率が高いことに影響されていると思われるものである。

ここでは，生乳生産と相対乳価の間の関係を分析したが，時差モデルを利用して他の経済要因の立地変動に対する動態分析にも同様に適用することが可能である。

要　　　約

多重回帰式においてで従属変数の変動に対する説明変数の影響が時差を持つ値で分布をしている時，そのモデルを時差分布モデル（distributed lag model）と呼んでいる。経済の諸現象を分析するために時差分布モデルを選択する場合が多く，特に動態分析で重要な効果を果たしている。特に経営環境の立地変動に応じての供給分析には最近，時差分布モデルが広く利用される。その反面，経済理論のみで諸変動関係に対する時差を確実な根拠で決定することは困難である。分析過程で経験に従って時差変数の数とその類型を選択するのが一般的である。その基準はモデルの適合度や統計的な有意性等である。そして，これらの問題を考慮して最良の方法を模索し，各種の形態の時差モデルが適用されている。本研究では時差分布モデルの中で農産物の供給分析等に適用する時差モデル群を紹介して，モデル群の理論的な説明と特徴を比較した。そして，生乳生産調整政策の実施，乳牛飼育用の配合飼料価格の変動，円高等の立地変動に対応した生乳生産状況を時期・地帯別に見る目的で，相対乳価と生乳生産量をNerloveモデルに関係づけ実証分析によってモデルの有用性を実証した。

その実際のデータ分析は全国の50の都道府県（沖縄を除く）を10の地帯別に区分して，生乳生産調整期が実施された昭和54年前後の時期の生乳生産量と相対乳価（生乳価格／飼料価格）の間の生産弾力性を計算した。その結果，各地帯的に政策実施以後の相対乳価に対する生乳生産量はかなり変動していることが明確になり，これによってNerloveモデルの推計結果から次のことが明らかになった。

① 時期別・地帯別の全体的な弾性値を見ると，生産調整実施以後，長・短期の弾性値は全地帯に対してすべて低くなっている。すなわち，全地帯が相対乳価に対応できるように酪農経営の大規模化が進んでいると思われる。

② 酪農家戸数の減少が全地帯的に通常化している条件の下でも弾力的な生産対応ができるように大規模経営が着実に形成されていることが示唆された。

③ 生産調整期以後の調整係数が低くなっているのは多頭経営の増加率が全地帯的に高い水準にあることを示すものである。

時系列データに基づく供給分析は，経験的接近（Positive Approach）と呼ばれ，最も直接的であるが，しかし，この方法だけでは有意な結果をカバーできない場合も考えられる。例えば，技術進歩，政策変動等の要因が一般的に普及すれば，供給反応は当然変化してくることになる。すなわち，時系列分析を補充するものとして今後は生産分析より接近し補完してい

く分析方法も考える必要がある。

注）経済地帯区分は，次の都道府県によった。

北海道：北海道
東　北：青森，岩手，宮城，秋田，山形，福島
北　陸：新潟，福山，石川，福井
関　東：茨城，栃木，群馬，埼玉，千葉，東京，神奈川
東　山：山梨，長野
東　海：岐阜，静岡，愛知，三重
近　畿：滋賀，京都，大阪，兵庫，奈良，和歌山
中　国：鳥取，島根，岡山，広島，山口
四　国：徳島，香川，愛媛，高知
九　州：福岡，佐賀，長崎，熊本，大分，宮崎，鹿児島

参考文献

1）Damodar, N. G. : *Basic econometrics*. Mc-Grow-Hill Book Company, New York (1988) pp. 505−534
2）Durbin, J. and Watson, G.S. : Testing for serial correlation in least square regression 2. *Econometrica,* **38** 159−178 (1951)
3）Fuller, W.A. : Estimating the reliability of quantities derived from emperical production functions. *Farm Economics* **44** 82−89 (1962)
4）Griliches, Z. : A note on serial correlation bias in estimates of distributed lags. *Econometrica* **29** 65−73 (1961)
5）Klein, L.R. : The estimation of distributed lags. *Econometrica* **26** 536−556 (1958)
6）Martin, J.E. and Fuller, W.A. : The effect of autocorelative errors on the statistical estimation of distributed lag models. *Farm Economics,* **43** 235−250 (1961)
7）Nerlove, M. and Wallis, K.F. : Use of Durbin-Watson statistics appropirate situations. *Econometrica,* **34** 235−238 (1966)