

『農林業問題研究』別冊

地域農林經濟学会大会
報告論文集 第5号

1997年3月

地域農林經濟学会

生乳供給の弾力性に関するナローブモデルとIRFモデル

鳥取大学大学院 金 相 旭
鳥取大学農学部 笠 原 浩 三
伊 東 正 一
仙北谷 康

1. 緒 論

最近、日本の農業経営は、世界の農業政策の厳しい環境に対応するために農業の国際化に備えた政策が実施され、それに伴う農産物の供給反応への関心もたれている。そうした供給分析の接近方法としては、一般的に時系列データを用いて直接的に弾力性を推計する方法が利用されている。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、またその関係に及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られる。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環境変動に関する生産供給の分析モデルの具体的例を研究する。まず、変数間の中心的な説明要因として、独立変数に時差を使って表すこととし、その分析する方法として、時差分布モデルがナローブによって試みられた。ナローブ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、時差模型を簡略化させる方法である。さらに、最近では政府の政策変化に対する農業経営者の供給分析のために、IRF (Implicit Revenue Function)モデルの適用が試みられている。

本報告では、第一に農産物の供給分析に用いられている方法として、ナローブの時差分布モデルを検討する。そして、アメリカの米の政府政策の変化に対する米生産者の供給反応の分析を例としたIRFモデルの特徴と日本の生乳生産調整政策に対する生産農家の供給反応へのIRFモデルの適用の可能性について考察する。

2. ナローブの時差モデルと手順

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、標本数が少なくなり、自由度も低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は課題である。この問題に対してコイク (Koyck) が最初に提案して、ナローブ (Nerlove) が構成したモデルとして時差分布モデルが適用されている¹⁾。時間の経過とそれに対する影響の関係を基本にして、ナローブ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。このように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、その独立変数が時差変数 (Lagged Variable) である。そして、多重回帰模型に多数の時差変数を利用する場合には、一般的に、

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t \quad \dots \dots \dots (1)$$

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) といわれる²⁾。その模型の構成は次のようである。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、

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

であり、これをもっと簡単な線形で表してみると、

$$X_t = \alpha_0 P_t + \alpha_1 P_{t-1} + \alpha_2 P_{t-2} + \dots = \sum \alpha_i P_{t-i} \quad \dots\dots\dots (3)$$

となる。そこで、係数 α_i を $t-1$ 期の価格の反応係数と呼ばれる。X が特定の量に収斂すると、 $\sum \alpha_i$ 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るれば(3)式は、

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

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、

$$\Delta X_t = X_{t+1} - X_t = \sum \alpha_i \Delta P_{t-i} \quad \dots\dots\dots (5)$$

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。

$$X_t = \sum \alpha_i P_{t-i} \quad \dots\dots\dots (6)$$

ここで、 α_i は各 $t-1$ 期の価格の供給弾力性である。また(6)式の代わりに、(3)式とアナログな次の(7)式を考えることができる。

$$X_t = \sum \alpha_i P_{t-i} + \nu_t \quad \dots\dots\dots (7)$$

X_t は生産量の対数值、 P_{t-i} は $t-i$ 期の経済変数の対数值を表し、 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、

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

関係があるとすると(7)式は、

$$X_t = \sum \lambda^i \alpha_i X_{t-i} + \nu_t, \quad 0 \leq \lambda < 1 \quad \dots\dots\dots (9)$$

となる。しかし、(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、

$$X_t = \alpha_0 P_t + \alpha_0 \lambda P_{t-1} + \alpha_0 \lambda^2 P_{t-2} + \dots + \nu_t \quad \dots\dots\dots (10)$$

(10)式を1期遅らせて、 λ 倍すると、

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

となる。(10)から(11)式を引くと、

$$X_t - \lambda X_{t-1} = \alpha_0 P_t + \nu_t - \lambda \nu_{t-1} \quad \dots\dots\dots (12)$$

となり、推定すべきパラメータは、 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、

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

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、

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

となり、これを(12)式に代入すると、

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

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、

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

あるいは、

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

(ただし、 $\beta = 1 - \lambda$)

となる。生産物の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、

$$X_t = \alpha_0 P_t + (1-\lambda) P_{t-1} + e_t / \beta \quad \dots\dots\dots (18)$$

となる。ここで長期的供給弾力性を α_1 とすれば、

$$\alpha_1 = \alpha_0 / \beta \quad \dots\dots\dots (19)$$

となり、これはまた、

$$\alpha_1 = \sum \alpha_0 \lambda_i = \alpha_0 / (1-\lambda) = \alpha_0 / \beta \quad \dots\dots\dots (20)$$

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、

$$\Delta X_t = \beta X_{t+1} - \beta X_t, \quad 0 \leq \beta < 1 \quad \dots\dots\dots (21)$$

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、 $0 \leq \beta < 1$ 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。

そして、分析手順はナローブのモデルに従って分析すると、長期的な供給関数は、(18)式から、

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

となる。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、

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

として、さらに(22)式を β 倍すると、

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

となり、(23)式より、

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

になる。(25)式を(24)式に代入し、整理すると、

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

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

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

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。

4. IRFモデル

IRFモデルは、政府による政策の変動と実施期間に対して、農家の内在的所得 (Implicit Revenue) を

推定して、それを基に供給反応を分析する計量分析方法である。その方法は、変動費用に対する生産者の経営収益 (OROV; Operating Return on Variable Cost) の推定を易しくする特徴があり、そして、IRFモデルは、独立変数の間によく発生する多重共線性 (Multicollinearity) 問題を解決できるメリットがある。このモデルは綿花 (Chen 1987) と小麦 (Chen, Penson, and Toboh 1988) の作物に対して最初に試みられた。最近では、アメリカの米の生産政策の変動に対して、生産者の選択的作付け面積の反応評価をみる意味で、T. Chen と Shoichi Ito³⁾ が供給反応のモデリングとして利用した (1992)。ここでは、そのモデルの特徴を理解する。まず、推定期間中の分析要因を四つ (P', Y, Q, S) のカテゴリに分けている。その四つのカテゴリを基にOROVのIRFモデルの一般的方程式は、

$$A_i = f(R_i)$$

R_i : i 作物に対する単位面積当たり所得

である。そして、 R は次のようにマトリックス表記法で表現する。

$$R = P' Y Q S \quad \dots\dots\dots (1')$$

ここで、 R は費用変数に対する所得のベクトル値； P' は単位当たり費用、内在的所得、価格の $N \times 1$ のベクトル値； Y は単収、政策払い単収の $N \times N$ の対角行列； Q は対象作付け面積の $N \times N$ の対角行列； S は政策選択の $N \times 1$ のベクトル値を示す。それを基に三つの期間に対して計測が試みられ反応方程式はOLS法で分析され、その結果は次のようである (括弧の数値は t 値を示す)。

$$\begin{aligned} SA1 = & 513 + 0.655*SA-1 + 2.11*OROVAD-1 - 3082*KPIK \quad \dots\dots\dots (2') \\ & (2.26) \quad (5.75) \quad (3.57) \quad (3.35) \\ R^2 = & 0.851 \quad R^2_{adj.} = 0.862 \quad DW = 1.93 \quad Durbin h. = 0.17 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} LOGITR = & 7.853*KPIK + 1.734* \{ (OROVAD - OROVNO) / OROVAD \quad \dots\dots\dots (3') \\ & (6.47) \quad (15.8) \\ & + (OROVAD-1 - OROVNO-1) / (OROVAD-1) \} \\ R^2 = & 0.850 \quad R^2_{adj.} = 0.819 \quad DW = 2.15 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SAAD = & 104 + 1.04*(SBPRM) - 4806*(KAPR + KPLD) - 3560*KPIK \quad \dots\dots\dots (4') \\ & (0.344) \quad (9.25) \quad (10.1) \quad (15.6) \\ R^2 = & 0.989 \quad R^2_{adj.} = 0.978 \quad DW = 1.68 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} SANO = & -325 + 0.640*SABO + 394*(OROVNO + OROVNO-1) / (OROVSY + OROVSY-1) \quad \dots\dots\dots (5') \\ & (2.97) \quad (3.53) \quad (3.38) \\ R^2 = & 0.941 \quad R^2_{adj.} = 0.902 \quad DW = 1.53 \end{aligned}$$

ここで、 SA は作付け面積、 $OROVAD$ は参加者の経営所得、 $OROVNO$ は非参加者の経営所得、 $LOGITR$ は参加率、 $SAAD$ は参加者の作付け面積、 $SBPRM$ は参加者へのベース面積、 $KAPR$, $KPLD$, $KPIK$ は政策に対するSet-aside面積の比率、 $SANO$ は非参加者の作付け面積を示す。ここでは政策の変動に対する作付け面積の反応のみを推定している。そして、作付け面積への価格の反応をみると、政策参加者に対しては非弾力的であり非参加者に対しては弾力的であった。

5. 統計データによるナローモデルの分析と結果

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た⁴⁾。

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。各地帯別に求めた乳牛用配合飼料価格と生乳価格の値を基に、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・地帯別にみる目的で、相対乳価と生乳生産量をナーロブ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⁵⁾。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の推計結果は、表1と表2のように求められた。

表1 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 Δ	0.2552	0.974	1.096
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%で有意であることを、 Δ 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。

表2 相対乳価に対する生産弾力性（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
東海	0.3287	0.0267 *	0.0812	0.9357	1.5621
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)R²は修正済決定係数、DW値はダービン・ワトソン値を示す。

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、調整期以降もそれが維持されていることが表れている。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、生産調整期以降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。

6. 要 約

農産物の供給反応を分析する方法として、ナーロブの時差モデルとIRFモデルを検討した。まず、ナーロブモデルの推計結果をみると、各地帯的に政策実施以降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、これによつて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みると、生産調整実施以降、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生産調整期以降の調整係数が低くなっているのは多頭経営の伸び率が全地帯的に高い水準にあることを示すものである。

そして、対象品目は米についてであるが、IRFモデルによる供給反応の推計結果を吟味した。その結果、IRFモデルは時差モデルの特性を生かした連立方程式モデルであり、供給反応をより正確に表現し得るメリットがあること、さらに多重共線性の問題を回避できる利点も確認できた。紹介例ではOLSによる推計結果であったが、同時方程式用の2SLSまたはLIML推計によつて一層正確な値を推計することができるであろう。今後は日本の政策変動に対する地域別の生乳生産の反応分析にもIRFモデルを適用して分析することも可能であるが政策参加率等の要因の組入れが難しい課題となるであろう。

注:

1)参考文献(5)、(7)を参照

2)参考文献(2)、(4)を参照

3)参考文献(1)を参照

4)経済地帯区分は、次の都道府県によつた。

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

5)参考文献(3)、(6)、(8)を参照

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) Chen, D. T., and Shoichi Ito "Modeling Supply Response with Implicit Revenue Functions: A Policy-Switching Procedure for Rice", Amer. J. Agr. Econo. 74, pp. 186-196 (1992).
- (2) Damodar, N. G. : Basic Econometrics, McGraw-hill Book Company, pp. 505-534 (1988).
- (3) Durbin, J. and Watson, G. S. : Testing for Serial relation in Least Square Regression 2 Econometrica :pp. 159-178 (1951).
- (4) Klein, L. R. : The Estimation of Distributed Lags, 26, pp. 536-556 (1958).
- (5) Koyck, L. M. : Distributed Lag and Investment Analysis. North Holland Publishing Company, (1954).
- (6) Martin, J. E. and Fuller, W. A. : The Effect of Autocorrelative Errors on the Statistical Estimation of Distributed Lag Models: Journal of Farm Economics, 43 (1961).
- (7) Nerlove, M. : Distributed Lag and Demand Analysis for Agriculture and other Commodities, U. S. Department of Agriculture Handbook no. 141, Washington (1958).
- (8) Nerlove, M. and Wallis, K. F. : Use of Durbin-Watson Statistics Appropriate Situations Econometrica 34, pp. 235-238 (1966).