

農畜産物価格変動の予測に関する研究

万 里*・笠原浩三*

平成 13 年 7 月 2 日受付

*鳥取大学農学部農業経営情報科学講座

On the Price Variation Prediction of Agricultural Products

Li Wan* and Kozo Kasahara*

**Department of agricultural Management and Information Science, Faculty of Agriculture, Tottori University, Tottori 680-8553, Japan*

In this paper, we used time-series data to study price variation prediction of agricultural products by the mathematical analysis, which is used on the secular trend by the regression analysis, the variable seasonal index by the link relative moving method, the cyclical fluctuation by the time function of variable cycle and amplitude analysis method. No significant difference was found between the prediction synthesis series and the original data series using co-variance analysis and F-test ($p \leq 1\%$). Therefore this method is possible to predict the time-series data of price variation in agricultural products.

Also, we analyzed the hen-egg retail price change in the policy and the actual situation. In the secular trend, the hen-egg retail price declined with the influence of cost reduction due to the large-scale poultry farming. In the seasonal variation, the two-price peaks were shown in one year with consumption depression in January and the summer season. In the cyclical fluctuation, the income of manager was guaranteed by the minimum price guarantee system with the government intervening price formation, the hen-egg price cycle became long.

(Received 2 July 2001)

Key words: agricultural economic, price of agricultural products, time-series analysis

緒 論

農畜産物は生物から得られており、生物の繁殖、栽培時期等には自然条件、生物の生理等の制限を受け、また、不特定な自然・人為要素による影響により、その生産量の

変化が激しく、直接に価格に反映され、価格の乱高下を招く結果となる。農畜産物は毎日の生活に不可欠のものであり、生産農家及び消費者側から安定的な生産・供給が要求される。従って、この価格変動の解明及び予測は生産者及び消費者にとって非常に重要な課題である。農

畜産物価格変動の解析及び予測手法の1つとして時系列解析が挙げられる。時系列解析の大きな目的の1つは、いままでの変動規則を解明した上で、今後の変動方向を予測することである。

本研究では可変型季節変動、可変型循環変動解析法を用いて、鳥取青果物卸売市場の山の芋、甘薯卸売価格1975年から1998年までの月別時系列データ、鳥取市鶏卵小売価格1975年から1999年までの月別時系列データを解析対象とし、農畜産物価格変動の数理解析による総合変動予測の可能性について検討する。解析の方法として、まず1975年から1997年まで(鶏卵は1998年まで)の時系列データを用いて、傾向変動、可変型季節変動、可変型循環変動を抽出し、それぞれ未来1か年の予測推定値(山の芋、甘薯は1998年の値、鶏卵は1999年の値)を算出する。次に予測推定値を含めた各変動要素を合成し、原データ系列との比較分析により、可変型季節変動、可変型循環変動を用いた時系列予測の可能性について検討する。また、鶏卵小売価格について、1975年から1999年までのデータ系列を用いて、2000年の価格変動予測を試みる。さらに1975年から現在までの鶏卵価格変動について、政策面と実態を踏まえて分析する。

傾向、季節、循環変動の抽出および予測

経済時系列には一般的に傾向変動、季節変動、循環変動及び不規則変動が含まれている。時系列解析を行うために、これらの変動要素を分離抽出しなければならない。本研究では、傾向変動の計測には回帰解析を利用し、季節変動の抽出には連環比率移動法[3]による可変型季節性指数を抽出する。循環変動の算出には、独自に開発した可変型循環変動[5]の抽出方法を利用する。

1. 傾向変動の計測および予測

傾向変動の計測には回帰分析による3次以内の曲線を求め、回帰曲線系列と原データ系列の標準誤差を算出し、標準誤差の小さい回帰曲線系列を傾向変動とする。回帰曲線を3次以内にする理由は、あまり高次の回帰曲線を算出すると、解析とするデータ数の制限により、本来循環変動とみなさるべき変動までが傾向変動に組み込まれる恐れがあるからである[11]。将来1か年の傾向変動予測推定値は計測した傾向変動回帰式の12ヶ月延長値とする。標準誤差 S_e は以下の算式により計算される。

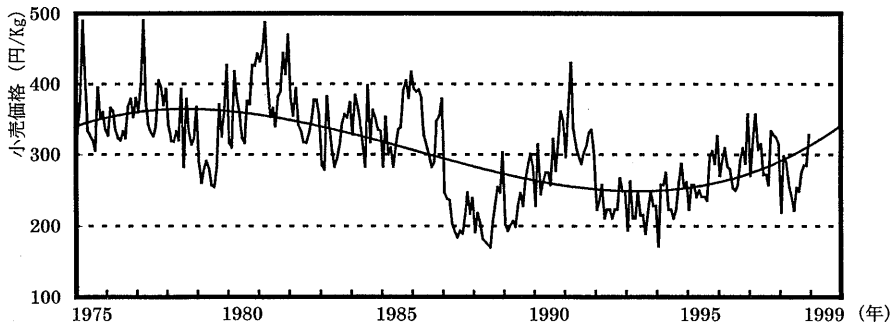
$$S_e = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (O_i - T_i)^2}{n}} \quad (1)$$

(O_i は原データ系列、 T_i は回帰曲線系列、 N は計測データの総数、 n は自由度である)

この方法により、鳥取市鶏卵小売価格1975年から1998年までの月別データを用いて3次までの回帰系列それぞれを求め、標準誤差を算出したところ、1次、2次、3次回帰系列と原データ系列との標準誤差はそれぞれ55.33、54.67、51.37である。よって3次回帰曲線と原データ系列との標準誤差が一番小さいため、これを鶏卵小売価格の傾向変動とした。求めた回帰曲線の計算式は(2)式である。

$$T(t) = 294.942 - 0.9608t + 1.4757 \times 10^{-3}t^2 + 4.1717 \times 10^{-5}t^3 \quad (2)$$

(t は $-N/2$ から $N/2$ までであり、 N はデータ総数である)



第1図 傾向変動の計測及び予測推定値

- 注：1) データ出所：鳥取農林統計協会『鳥取県統計年鑑』各年度及び鳥取県計画部統計課『統計月報』各期による。
2) 鳥取市鶏卵小売価格1975年～1998年月別データを利用したものである。
3) 傾向変動の1999年の値は予測推定値である。

(2)式により12ヶ月分を延長計算し、予測推定値を算出して作図すると、第1図である。鶏卵小売価格の傾向変動は90年代初期まで下落の傾向にあり、近年では上昇傾向にあることが伺える。

2. 季節変動の抽出及び予測

農畜産物は長期にわたって、経済条件、生産環境、生活習慣の移り変わりにより、価格の季節変動が毎年少しずつ変化し、いわゆる可変的であることは言うまでもない。この観点から本研究では季節変動の抽出には可変型季節性指数を用いることにした。可変型季節性指数の抽出には連環比率移動法[3]を利用する。連環比率移動法は移動平均の計算回数が少なく、移動平均による欠落値の補足がわずか2回であり、両端の値の信頼度が高い利点がある。また、連環比率移動法による可変型季節性指数の抽出力はEPA法のそれより強いことが実証済みである[2]。

季節変動の予測には、連環比率移動法により求めた可変型季節性指数を利用し、将来1カ年の季節指数値を推定する。現在、可変型季節性指数の解析によく使われているEPA法、センサス局法では、将来1カ年の予測推定値には、求めた季節変動指数の最後12ヶ月の値に、加えて前年同月の値との差の1/2を推計季節指数としている[1,10]。しかし、EPA法、センサス局法ともに最後2カ年の値は移動平均の欠落データ補足による値であり、これらの補足値による予測は人為的な要素が大きいため、バイアスが生じやすく、現実性が問われる。連環比率移動法も同様に最後2カ年の値は欠落データの補足値である。本研究では予測推定値の現実性を高めるため、以下の方法を考案した。つまり、将来1カ年の予測推定値は最後より2カ年の平均値に、最後より3カ年と最後より4カ年同月の差の1/2を加えた値とする。このことによ

り、可変型季節性指数予測推定値の振幅増減趨勢は欠落補足値前の3カ年と4カ年の差を加えたことで、予測推定値に含まれる人為的な要素を減少させることを試みた。考案した将来1カ年の予測推定値の計算式は(3)式のとおりである。

$$S(t) = \frac{1}{2} \{S(t-12) + S(t-24) + S(t-36) - S(t-48)\} \quad (3)$$

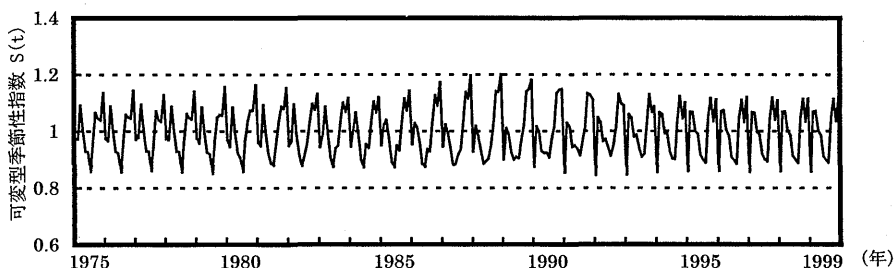
($t=N+1, N+2, \dots, N+12$, N は計測データの総数である)

以上のことにより、鳥取青果物卸売市場の甘薯、山の芋卸売価格1975年から1997年までの月別データ及び鳥取市鶏卵小売価格1975年から1998年までの月別データの3系列を用いて、連環比率移動法により可変型季節性指数を抽出し、それぞれ未来1カ年の予測推定値を算出した。その1例として、鳥取市鶏卵小売価格の可変型季節性指数及び予測推定値を第2図に示した。鶏卵小売価格の季節変動は基本的に年末・年初に価格のピークが現れる複峰型の振動であり、80年代の中後期に振幅が大きいのもの、近年では安定的な季節変動が見られる。

3. 可変型循環変動の算出および予測

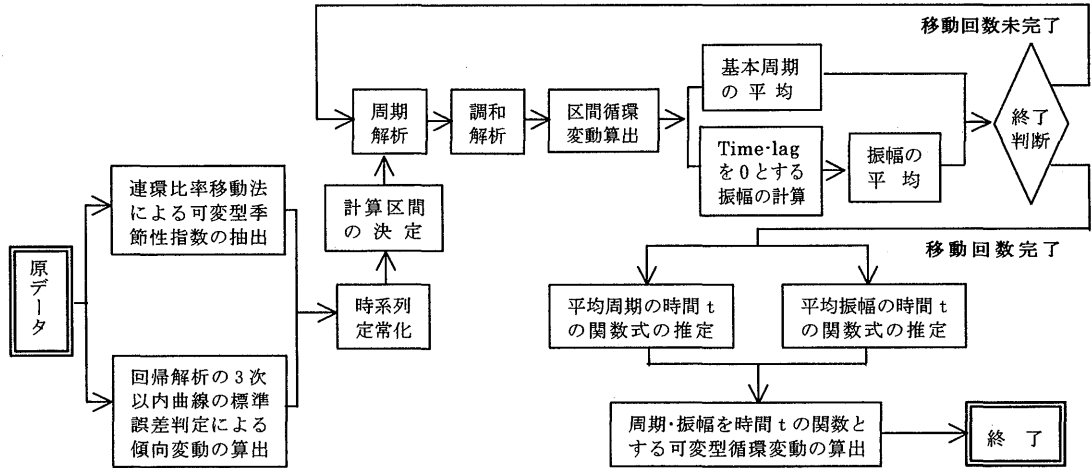
循環変動の算出には独自に開発した周期・振幅を可変型とする循環変動の抽出法[5]を利用する。可変型循環変動を利用する理由は、長期的に見れば経済時系列の周期変動は社会経済条件の移り変わりにより変化しているからである。

可変型循環変動の算出方法は、まず原データ系列 $O(t)$ の季節変動 $S(t)$ 、傾向変動 $T(t)$ それぞれを抽出し、ハーバード大学経済調査会が発表した(4)式[12]により定常系列 $CI(t)$ を算出する。



第2図 連環比率移動法による可変型季節性指数及び未来1カ年の予測推定値

- 注：1) データ出所：鳥取農林統計協会『鳥取県統計年鑑』各年度及び鳥取県計画部統計課『統計月報』各期による。
2) 鳥取市鶏卵小売価格1975年～1998年月別データを利用したものである。
3) 1999年の値は予測推定値である。



第3図 可変型循環変動算出の流れ図

$$CI(t) = \frac{O(t) - S(t) \times T(t)}{S(t) \times T(t)} \times 100 \quad (4)$$

次に定常系列を用いてパワースペクトルによる周期解析を行い、全計測期間を通した基本周期を確定し、区間系列の長さを決定する。周期解析の精度を考慮し、区間系列の長さは少なくとも全計測期間を通した基本周期の倍以上の長さにならなければならない[6,7,11]。区間系列の長さを決めた後、区間系列により周期解析、調和解析を行い、区間循環変動を算出し、1期ずつ移動する。各区間循環変動の平均周期、平均振幅を求め、これらを用いて回帰解析を行い、それぞれの時間 t の関数式を算出する。最後にこれらの時間 t の関数式を用いて、周期・振幅ともに時間 t の関数とする可変型循環変動を算出する。計算の流れは第3図に示した。算出した可変型循環変動は時間 t の関数であるため、将来1カ年の予測推定値は12ヶ月延長計算により求められる。

ここでは例として、鳥取市鶏卵小売価格1975年から1998年までの月別データを用いて周期・振幅ともに時間 t の関数とする可変型循環変動を算出し、1999年の予測推定値を求めた。可変周期、可変振幅及び可変型循環変動それぞれの時間 t の関数式は(5)、(6)、(7)であり、可変型循環変動及び1999年の予測推定値を第4図に示した。

$$\begin{aligned} \text{時間 } t \text{ の関数とする可変周期の回帰式:} \\ p(t) = 60.7092 + 0.0121t + 1.4638 \times 10^{-5} t^2 \\ + 1.7636 \times 10^{-6} t^3 - 7.6505 \times 10^{-10} t^4 \quad (5) \end{aligned}$$

(t は $-N/2$ から $N/2$ までであり、 N は全計測データ総数である)

時間 t の関数とする可変振幅の回帰式:

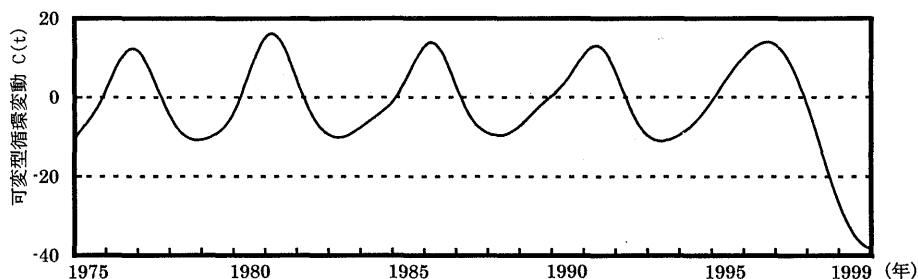
$$\begin{aligned} A_1 &= 3.2354 + 0.0374t + 3.2854 \times 10^{-5} t^2 \\ &\quad + 3.8622 \times 10^{-6} t^3 - 5.3062 \times 10^{-9} t^4 \\ A_2 &= -2.7486 + 0.0059t - 1.6322 \times 10^{-4} t^2 \\ &\quad + 1.3525 \times 10^{-8} t^3 + 2.9198 \times 10^{-8} t^4 \\ A_3 &= -0.0918 + 0.0011t - 9.0257 \times 10^{-6} t^2 \\ &\quad - 3.1256 \times 10^{-8} t^3 + 6.9168 \times 10^{-10} t^4 \\ B_1 &= 10.1312 - 0.0234t + 2.9721 \times 10^{-4} t^2 \\ &\quad - 1.6951 \times 10^{-6} t^3 - 5.1160 \times 10^{-8} t^4 \\ B_2 &= -0.3733 + 0.0071t - 6.9773 \times 10^{-5} t^2 \\ &\quad - 5.9954 \times 10^{-8} t^3 + 1.0683 \times 10^{-8} t^4 \\ B_3 &= -0.7673 - 0.0041t + 2.1069 \times 10^{-6} t^2 \\ &\quad + 2.0496 \times 10^{-7} t^3 + 2.5266 \times 10^{-9} t^4 \end{aligned} \quad (6)$$

(t は $-N/2$ から $N/2$ までであり、 N は全計測データ総数である)

周期・振幅ともに時間 t の関数とする可変型循環変動の関数式:

$$\begin{aligned} C(t) &= -1.6619 + A_1(t) \cos\left(\frac{2\pi}{p(t)} t\right) \\ &\quad + B_1(t) \sin\left(\frac{2\pi}{p(t)} t\right) + A_2(t) \cos\left(\frac{4\pi}{p(t)} t\right) \\ &\quad + B_2(t) \sin\left(\frac{4\pi}{p(t)} t\right) + A_3(t) \cos\left(\frac{6\pi}{p(t)} t\right) \\ &\quad + B_3(t) \sin\left(\frac{6\pi}{p(t)} t\right) \quad (7) \end{aligned}$$

(t は1から N までであり、 N はデータ総数である)



第4図 周期・振幅ともに時間tの関数とする可変型循環変動及び予測推定値

- 注：1) データ出所：鳥取農林統計協会『鳥取県統計年鑑』各年度及び鳥取県計画部統計課『統計月報』各期による。
 2) 鳥取市鶏卵小売価格 1975年～1998年月別データを利用したものである。
 3) 1999年の値は予測推定値である。

第4図から見られるように、鶏卵小売価格の場合、循環変動の周期、振幅がともに変化しており、近年では周期は増大する傾向が見られる

系列の合成および有意性の検定

傾向変動、可変型季節性指数、周期・振幅を時間tの関数とする可変型循環変動を抽出し、予測推定値を算出した後、これらの変動要素合成し、原データ系列との共分散分析を行い、予測合成系列の有意性及び予測の可能性について検討する。

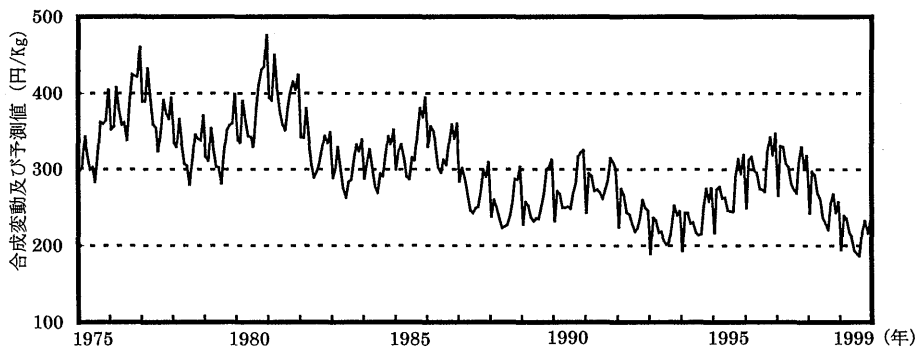
1. 時系列合成

経済時系列には、傾向変動、季節変動、循環変動及び不規則変動が存在し、それぞれが乗法構成である。この

なかで不規則変動は予測不可能な要素であるため、ここでは各変動要素による時系列合成の際に考慮しないことにした。上述のように抽出した傾向変動 $T(t)$ 、季節変動 $S(t)$ 、循環変動 $C(t)$ 及び算出したそれぞれの予測推定値系列を(8)式による予測合成系列 $O'(t)$ を算出することにした。

$$O'(t) = \frac{T(t) \times S(t) \times [C(t) + 100]}{100} \quad (8)$$

第5図は鳥取市鶏卵小売価格 1975年から1998年までの月別データを用いて、それぞれ傾向変動、可変型季節性指数、可変型循環変動を抽出し、1999年の予測推定値を算出した系列を用いて(8)式により合成した変動系列である。鶏卵小売価格の原データ系列(第1図を参照)と比較すると非常に相似していることがわかる。予測合成



第5図 傾向変動、季節変動、循環変動による合成変動

- 注：1) データ出所：鳥取農林統計協会『鳥取県統計年鑑』各年度及び鳥取県計画部統計課『統計月報』各期による。
 2) 鳥取市鶏卵小売価格 1975年～1998年月別データを利用したものである。
 3) 1999年の値は予測推定値である。

系列と原データ系列の差について、原因の1つは不規則変動の影響が考えられる。系列合成時には傾向、季節、循環変動の3要素しか取り込まれていなく、不規則変動は予測不可能な変動であり、人為的に追加することが無意味なことであるため、考慮しないことにした。もう1つは計算誤差による差が考えられる。原データ系列から傾向、季節、循環変動を抽出し、予測推定値を算出して3要素を合成することによって、各解析過程において計算誤差が生じ、これらの計算誤差によって予測合成系列に影響が与えられたものと考えられる。

2. 共分散分析による有意性検定

予測合成系列と原データ系列との差がどれくらいあるかについては共分散分析及びF検定を行い、有意性を判定することにした。本研究では鳥取青果物卸売市場山の芋、甘薯卸売価格1975年から1998年までの24年間月別データ及び鳥取市鶏卵小売価格1975年から1999年までの25年間月別データの計3系列を利用し、まず1975年から1997年まで(鶏卵は1998年までのデータにより、上述の方法でそれぞれ傾向変動、可変型季節性指数、可変型循環変動を抽出し、1998年(鶏卵は1999年)の予測推定値を算出し、(8)式により系列合成を行う。次に予測合成系列と原データ系列の共分散分析及びF検定を行う。

共分散分析は原データ系列 $O(t)$ を説明変数、予測合成系列 $O'(t)$ を被説明変数とし、4つのモデルを設定し、3つの仮説を立てる。仮説1: 回帰係数 $B_j=0$ である。仮説2: 回帰係数 $B_j=B$ である。仮説3: 回帰定数 $A_j=A$

である。共分散分析の結果は第1表にまとめた。

$$\left. \begin{array}{l} \text{モデル 1 } O'(t) = A_j + B_j O(t) \\ \text{モデル 2 } O'(t) = A_j + B O(t) \\ \text{モデル 3 } O'(t) = A + B_j O(t) \\ \text{モデル 4 } O'(t) = A + B O(t) \end{array} \right\} \quad (9)$$

共分散分析およびF検定の結果、鶏卵小売価格の場合、仮説 $B_j=0$ について、 $F(1\%)_{24,276}=1.8594$ に対し、 $F_1=88.9023$ であり、 $F_1 > F(1\%)_{24,276}$ であるため、仮説が廃棄され、 $B_j \neq 0$ となる。仮説 $B_j=B$ では、 $F(1\%)_{11,276}=2.3125$ に対し、 F_2 はこれより小さいため、仮説が成立し、 $B_j=B$ となる。仮説 $A_j=A$ の場合、 $F(1\%)_{11,287}=2.3100$ であり、同じように F_3 はこれより小さいため、仮説成立し、 $A_j=A$ となる。山の芋、甘薯卸売価格の場合、同様に $B_j \neq 0$ 、 $B_j=B$ 、 $A_j=A$ の結果となっている。結果として、3系列ともにモデル4が成立し、予測予測合成系列と原データ系列との間には統計的に有意な差を認めることができない。

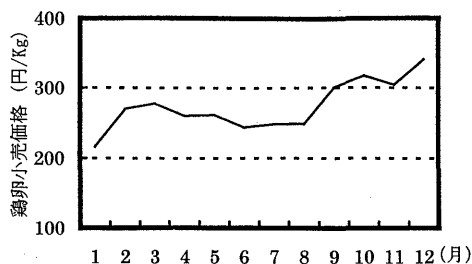
2000年における鶏卵価格変動の予測及び分析

以上の計算方法により鳥取市鶏卵小売価格1975年から1999年までの月別データを用い、2000年鶏卵小売価格の変動を予測し作図して見ると第6図であり、2000年の鶏卵小売価格は上昇傾向にあると思われる。季節的には1月から3月までに価格が上昇し、その後価格の下落が見られるものの、9月ごろから再び上昇し、1Kg当たりの小売価格300円台を超える予測となる。

第1表 原データ系列と予測合成系列の共分散分析

品 目	仮 説			結 果
	$B_j=0$	$B_j=B$	$A_j=A$	
鶏卵小売価格	$F_{24,276}=1.8594$	$F_{11,276}=2.3125$	$F_{11,287}=2.3100$	} 3系列ともに $Y(t)=A+B X(t)$ である。
	$F_1=88.9023$	$F_2=-109.1250$	$F_3=-47.9203$	
山の芋卸売価格	$F_{24,264}=1.8625$	$F_{11,264}=2.3155$	$F_{11,275}=2.3127$	
	$F_1=100.7270$	$F_2=-38.0301$	$F_3=-206.9880$	
甘薯卸売価格	$F_{24,264}=1.8625$	$F_{11,264}=2.3155$	$F_{11,275}=2.3127$	
	$F_1=88.2333$	$F_2=-28.8688$	$F_3=-334.8730$	

注: F検定の危険率は1%である。



第6図 2000年における鶏卵小売価格変動の予測

注：1) データ出所：鳥取農林統計協会『鳥取県統計年鑑』各年度及び鳥取県計画部統計課『統計月報』各期による。
2) 鳥取市鶏卵小売価格1975年～1999年月別データを用い、2000年の価格変動を予測したものである。

鶏卵価格変動を長期的に分析するとさまざまな要因の影響により大きく変化してきた。政策面の変化から見ると1961年に公布された畜産物価格安定等に関する法律により、卵価下落時に調整保管が実施され、社団法人全国鶏卵価格安定基金による価格差補填金が交付されていた。1971年には畜産振興事業団、都道府県、生産者団体等の出資による株式会社全国液卵公社が設立され、価格下落時に鶏卵を買い入れ、液卵の製造、保管、販売事業が行われていた。1974年に「鶏卵の生産調整の強化について」の通達以来増羽抑制が行政指導により行われた。1981年に生産調整から計画生産へと名称を変えて通達が出され、増羽抑制対象となる羽数規模は3,000羽以上飼養者一律抑制から計画生産スタート時には5,000羽以上と引き上げられ、さらに1987年には10,000羽と一層引き上げられた[8,9]。これにより少羽数飼育農家が低卵価のため経営難となり、大規模経営化傾向が急速に進んできた。

社会政策状況の変化に伴い、養鶏農家に直接影響を与えている。その実態を見てみると、全国の養鶏農家戸数(種鶏のみの飼養者を除く)は1975年には50万7,300戸があったが、1985年には12万3,100戸の1/4以下まで減り、1999年には5,070戸となり、また1/24以下まで減少した。これと逆に飼養羽数はわずかではあるが、年々と増加する傾向にある。6ヶ月以上の採卵鶏(種鶏を除く)の飼養羽数を見てみると、1975年には1億1,642万羽であったものの、1985年には1億2,760万羽と増え、さらに1999年には1億4,315万羽に増加してきた。一戸当たりの平均飼養羽数(種鶏を除く)は1975年には229羽、1985年には1,037羽、1999年には2万8,235羽となった。成鶏めす羽数規模別飼養戸数を見ると1975年には1万羽以上の養鶏農家は全体の0.5%にしかすぎないものの、1985年には2.1%となり、1999年には1万羽以上の養鶏農家は全体の半数以上の52%に達し、また、

10万羽以上は7.5%を占めている(注1)。養鶏政策の変化により、1990年から1万羽以下の養鶏農家数が急速に減り始めた結果となっている。

養鶏農家数の減少及び各農家の生産規模の拡大により、生産コストが低減し、加えて各種の保護政策により、かつて成長作物として発展してきた採卵鶏はその生産物の鶏卵平均価格は物価指数の上昇と逆に年々と低下し、中小規模養鶏農家の経営が苦しくなり、経営放棄の現象が起こされてきた。

鶏卵の価格変動を時系列から見てみると、季節的に夏場において、学校給食、家庭内の生卵の消費減少等を原因に5月から8月までの間に価格が低迷する現象が見られる。1月にはお正月という国民的な行事があり、牛肉等比較的に高価なものの消費量が増大し[4]、肉類と代替関係にある鶏卵の消費が減り、価格が下落する。これらのことにより鶏卵の季節変動は複峰型振動となっている。傾向変動では、前述の大規模養鶏政策及び価格保証制度による規模拡大に伴う生産コストの低減を背景に、鶏卵価格上下変化があるものの、総体的に低下する傾向にあり、現実的にはスーパーマーケット等小売店においては鶏卵が特売品としてよく販売されている。鶏卵価格の循環変動について、中村氏[13]によれば、1952年から1960年までは鶏卵価格の循環周期は3年間であったが、1960年代の前半には3年周期と2年周期ともに検出し、2つの周期が混在しているともいえよう。60年代の後半となると周期は2年と短縮した。本研究では、1975年から1999年までの期間において鶏卵価格の循環周期は54ヶ月から66ヶ月まで徐々に増長することが確認できた。循環周期の変化に影響する要因として、鶏卵価格の長期安値及び1974年の石油ショックを背景に行われた生産調整による影響が大きいと考えられる。前述のように、鶏卵計画生産政策の一環として政府が価格形成に介入し、いわゆる最低価格保証制度により経営者所得の保証を行ってきた。規模拡大に伴い、新規参入及び経営放棄ともに難しくなり、鶏卵市場価格の変化に対して慎重に反応することとなり、価格への反応の遅れにより周期が増幅されることとなってきた。これらのことは従来からのタイム・ラグを一層増幅し、鶏卵価格の循環変動の周期変化を増長させた要因と考えられる。

注1) これらの数値は農林水産省統計情報部『畜産統計』各年度による。

まとめ

本研究では時系列解析による将来予測を課題とし、いままでの統計データ系列を用いて、傾向変動、可変型季

節性指数，可変型循環変動それぞれを解析し，予測推定値を求め，時系列合成による総合変動の予測を試みたものである。また，共分散分析により，予測合成系列と原データ系列の差をF検定により検討し，可変型季節性指数，可変型循環変動による時系列予測の可能性について検討した。さらに，鳥取市鶏卵小売価格1975年から1999年までの月別データを用いて，鶏卵の価格変動について政策・実態を踏まえて分析した。その結果をとりまとめると以下のものである。

- ① 時系列における季節変動の解析には，可変型季節変動を抽出すべきである。なぜならば，長期的に見れば自然・社会諸条件が年々と変化し，経済時系列の季節変動は可変的であるからと考えられる。
- ② 循環変動を解析する場合，その周期及び振幅は長期的に見れば時間とともに変化しており，時間tの関数とする循環変動の解析は適当であると思われる。
- ③ 予測合成系列と原系列とは非常に相似しており，また共分散分析の結果，解析した3系列ともに予測合成系列と原系列の間に差を認めることができない。このことは回帰解析による傾向変動，連環比率移動法による可変型季節性指数，周期・振幅ともに時間tの関数とする可変型循環変動の解析による時系列予測が可能なものであると考えられる。
- ④ 鶏卵の価格変動は長期的な傾向性から見れば，養鶏農家の規模拡大によるコストの低減等を原因に価格が低下しつづけてきた。季節的に見れば，お正月には鶏卵と肉類等との競合による消費の減少及び5月から9月までの夏季消費量低迷の影響により，季節変動が複峰型振動となっている。また，鶏卵の最低価格保証制度及び大規模養鶏等を原因に，養鶏農家は市場の価格変動に対する反応が慎重となり，鶏卵価格循環変動の周期を増長させた要因と考えられる。時系列予測において，自然条件，生産者・消費者の心理変化等要素の影響で，時系列データには不規則変動が

生じる。こられ不規則変動を取り入れた時系列予測は今後の課題となる。

引用文献

- 1) 阿部喜三他：季節変動調整法，経済研究所研究シリーズ22，大蔵省印刷局，東京（1971）pp.21-122
- 2) 万里・笠原浩三・仙北谷康：連環比率移動法とEPA法の季節性指数に関するモンテカルロ実験．農林業問題研究別冊，5:109-114（1997）
- 3) 万里・笠原浩三：新可変型季節性指数とその評価に関する研究．農林業問題研究，34:10-18（1998）
- 4) 万里・笠原浩三：畜肉価格変動の特質と可変型循環変動の分析．農林業問題研究，35:250-255（2000）
- 5) 万里・笠原浩三：周期・振幅を可変型とする循環変動の抽出法．農業経済研究，70:148-156（1998）
- 6) 出村克彦：食肉経済の周期変動，明文書房，東京（1979）pp.33-34
- 7) Granger, C. W. J. and Hatanaka, M. : Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton University Press, New Jersey (1964) p.61
- 8) 岩間達夫：鶏卵の計画生産の課題と方向，農畜産物生産・流通の国際化対応，千田正作・杉山道雄共編著，明文書房，東京（1989）pp.205-219
- 9) 目加田博行：採卵養鶏の課題と方向，農畜産物生産・流通の国際化対応，千田正作・杉山道雄共編著，明文書房，東京（1989）pp.146-161
- 10) 溝口敏行・浜田宗雄：経済時系列の分析，勁草書房，東京（1983）pp. 60-65
- 11) 溝口敏行・浜田宗雄：前掲書，pp. 122-138
- 12) 溝口敏行・浜田宗雄：前掲書，p. 196
- 13) 中村昌介：鶏卵の経済学，明文書房，東京（1973）pp.95-108