

青果物の消費者価格と卸売価格 の周期的変動について

笠原浩三*

昭和59年7月31日受付

On the Periodic Fluctuation in the Consumer Prices and the Wholesale Prices of the Fruit and Vegetables

Kozo KASAHARA *

In the paper, the author shall try to separate the seasonal variations, the secular trends and the cyclical fluctuations from the time series data, the consumer prices and the wholesale prices of the fruit and vegetables.

The outline of the discussion about the time series analysis is as follows; The seasonal variation patterns are changing over a long period of time, so that the EPA (Economic Planning Agency) method is better than the link relative method. The third order polynomial curve surpasses the logistic curve or the Gompertz curve, with regard to the trend function for the original series.

The following became clear by the analysis on the truncation number of the auto-correlation function or the cross-correlation function. The spectra and the coherogram which is the hardcopy from the computer display are very useful as a judging method concerning the truncation number. We can easily decide from the truncation number that the period of the cyclical fluctuation in the cabbage consumer price is about thirty months, and the long period of the cyclical fluctuation on the detailed margin in the cabbage and the cucumber is about sixty months, by the use of the spectra and the coherogram.

緒 言

農産物の生産は1年を単位としてくり返されるものが多く、長期的には価格に対応した作付面積の増減が可能であっても、短期的対応には一定の限界が伴い硬直的である。とりわけ青果物にあっては鮮度が第1に要求される上、長期にわたる貯蔵・保存が困難であることから、短期的な供給の価格弾力性は非常に小さく、また気象条件による影響も受けやすいため、市場価格の乱高下をひ

き起す原因にもなっている。

青果物は、このような商品特性により他産業製品とは著しく異なる流通形態をとる。すなわち、卸売市場を経由する取引がそれであり、せり売り方式又は入札方式に基づく価格形成に特徴がある。近年は生産地から消費地へ直接輸送するいわゆる産地直送形態が進みつつあるものの、これら市場外流通の取引価格も卸売市場価格を基礎に形成されているという現状を考えるならば、今後とも青果物流通における卸売市場の果たす役割はますます

* 鳥取大学農学部農業経営学科農業経済学及び農産物マーケティング研究室
Department of Farm Economics, Faculty of Agriculture, Tottori University

重要になってくるものと思われる。

しかしながら最近、道路網の整備に伴い自動車を主体とする長距離輸送の進展を背景とした産地の大型化・遠隔化が進み、加えて大量取引のメリットを追求して大都市中央卸売市場へ過剰に荷が集中し、一方地方卸売市場にあっては慢性的な荷不足をひき起し、したがってまたこれを調整するための大都市中央卸売市場から地方市場への転送荷の増加の問題。更には、こうした市場間の出荷不均衡を背景に地方市場の経営悪化や、それに伴う市場統廃合の問題。また、広域流通進展の中で卸売業者の兼業業務の増加や先取・予約相対取引の増加など、卸売市場本来の自由価格形成機能を損ねるおそれのある諸問題が発生している。

このような問題の多くは市場間の出荷不均衡に起因することが多く、価格、入荷量等に関する何らかの事前の情報に基づく適切な市場間調整の行われることが必要である。一見不規則変動に見える青果物価格ではあっても、その変動には、生産特性による季節的な市場入荷から派生する一定の周期的変動が内包されているものであり、また経済的な循環構造を背景として数年をサイクルとする周期的変動を含んでいるものである。^{10),11),18)}

そのため本稿では青果物価格・数量の時系列分析を通じて、事前に予測可能な確定周期変動の抽出、把握に焦点をあて、市場入荷量と卸売価格、及びこれに小売マージンを加えたところの消費者価格の周期変動に関する相互特性を明らかにすることを目的とする。更に分析手法的には、最近におけるパーソナル・コンピュータのグラフィック機能を活用して、周期変動の周期確定に用いられているパワー・スペクトル (power spectrum) 分析、^{4),5)} コヒーレンス (coherence) 分析⁶⁾ における自己相関関数 (auto-correlation function) 算出時の最大タイム・ラグ (最大打ち切り数 truncation number) の明確化を期することである。

以下では鳥取市の消費者価格、鳥取市公設地方卸売市場における卸売価格と卸売数量を分析対象とする。品目については、葉菜類では価格変動のとくに激しいキャベツを、果菜類では通年出荷傾向が強まっているキュウリを中心にとりあげていくが、これらは価格変動の特質の面からそれぞれ葉菜類、果菜類を代表する品目となろう。分析対象期間は昭和41、42～58年とし、月次データを用いることとする。^{12),14)~17)}

生産の季節性と市場価格の変動

(1) 固定型季節性指数

青果物の市場入荷量の変動、及びそれに伴う価格変動には季節的周期変動が明確に含まれている。季節変動 (seasonally variation) は1年をサイクルにくり返される周期変動で、本質的には作物の生理的特性に起因するものである。近年青果物の多くはハウス栽培、施設栽培が進み通年出荷の傾向が強まっているが、基本的にはなお季節変動を中心とした周期変動を有している。

さて、季節変動の抽出法には大別して固定型の季節性指数と可変型の季節性指数抽出法がある。固定型には月別平均法、移動平均法、連環比率法があり、可変型にはEPA (Economic Planning Agency) 法、Census 局法、MITI (Minister of International Trade and Industry) 法等がある。

ここではまず、固定型の季節性指数の抽出を試みよう。連環比率法 (link relative method) は計算処理が簡明な上、比較的良好な結果が得られるため現在広く利用されているが、しかし、連環比率法そのものは周期的にくり返される循環変動を全く考慮していないこと。又は傾向変動の上昇率が不安定な場合には、その除去が必ずしも十分に行われないなどの問題もある。そこで以下では12か月移動平均法により原系列変動からあらかじめ傾向変動と12か月以上を周期にくり返される循環変動の部分を除去した上で、連環比率法を適用する。

第1図は近年通年出荷の強まっている果菜類のうちキュウリをとりあげて固定型で季節指数を抽出したものである。ただし、小売価格、卸売価格、卸売数量ごとに昭和49年以前と以後の二期に区分してそれぞれ抽出した。これによってキュウリの季節的変動特性を明瞭に把握することができる。

1つは、小売価格と卸売価格の季節変動パターンが、1月にやや異なった傾向が見られるものの総じて類似していることである。これは、卸売価格に一定率の小売マージンを上のせて消費者価格としていることを意味するものである。

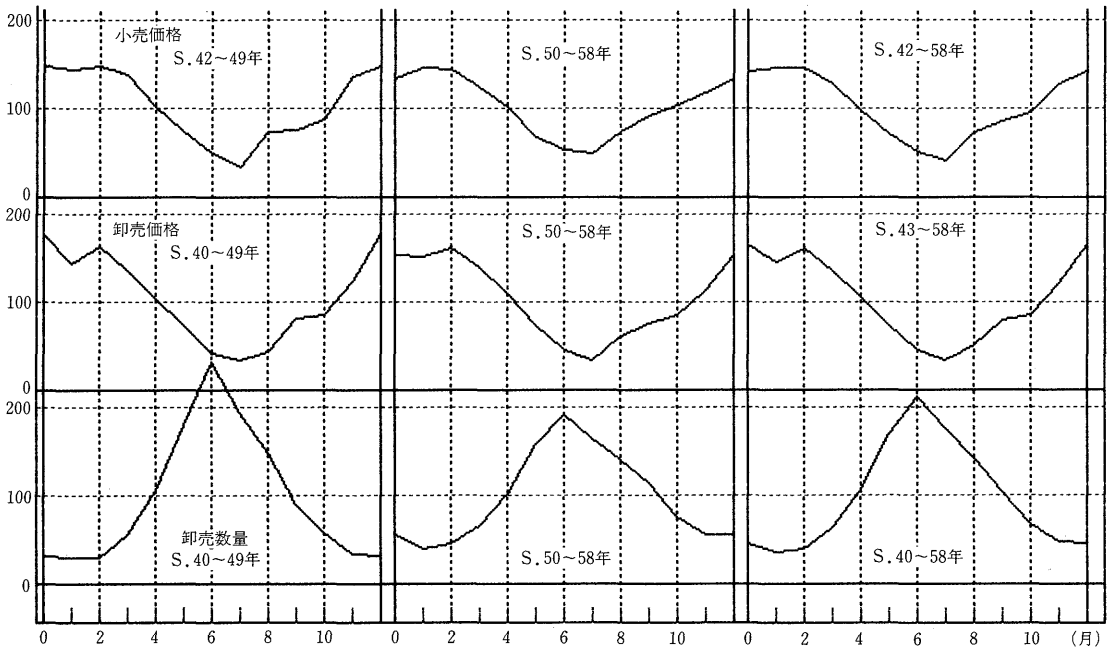
2つは、卸売数量と価格の関係を見ると、それらの変動パターンは全く逆の形になっていることである。すなわち、入荷量の多い月には価格は下がり、品薄な冬期間には価格が高騰を示す。これは需給力を反映した自由価格形成に基づくことを示すものであるが、しかし、入荷量がピークになる月と価格が底値を示す月との間には約1月の遅れが認められることが特徴的である。

3つには、第1次オイルショックを境とする昭和49年以前と以後における各変動パターンに目を向けると、価格の面ではそれほど大きな変化が認められないものの、数

量の面では、変動の振幅が縮小していることを認めることができる。すなわちこれは、生産技術の進歩に伴い通年出荷の傾向が強まっていることを示すものである。またこのことは、時系列解析における固定型としての季節指数除去法の不適当なことを意味するものでもある。

(2) 可変型季節性指数

連環比率法による固定型の季節指数は、対象期間中の季節変動パターンが不変である場合には適しているが、先のキュウリの卸売数量に見たように季節変動パターンが変化していると思われる場合には、固定型に代えて可変



第1図 キュウリの固定型季節性指数

型の季節指数抽出法を用いるべきとなる。

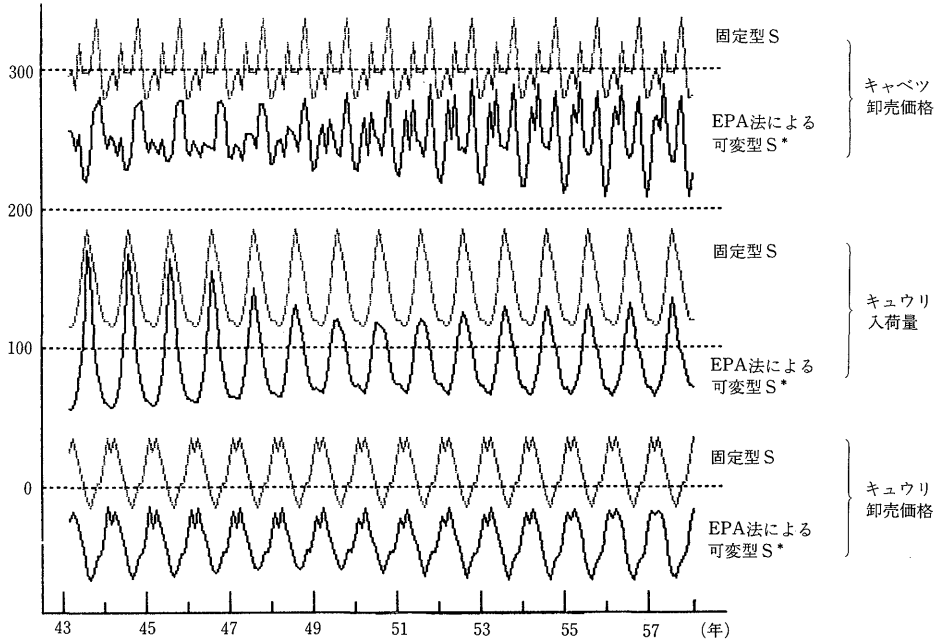
次にEPA法による可変型季節指数を抽出し、固定型と比較させてみよう。第2図は季節変動パターンの変化していると思われるキャベツの価格とキュウリの卸売数量、及び比較的安定していると思われるキュウリの価格について可変型の季節指数を抽出して比較したものである。

これで見ると、キャベツの卸売価格（小売価格もほぼ同様）の季節変動パターンがかなり変形してきていることが理解できる。とくに第1次オイルショックの昭和49年以降には、年間にピーク2～3個を有するパターンに変形していると同時に振幅も大きくなってきている。更に、キュウリについては卸売価格のパターンにはほとんど変化は認められないものの卸売数量については、昭和49年以降急激に振幅が小さくなり、通年出荷傾向が強まっていることを示している。

以上のように青果物には数量、価格ともに明確な季節変動の存在が認められるが、その変動パターンが変形している場合には可変型として抽出すべきものとなる。かくして以下に行う時系列分析では、すべてEPA法による可変型季節指数として季節変動を除去することとした。

(3) 傾向変動

時系列変動の第2の要素は傾向変動（Trend）である。傾向変動は長期間にわたって安定した一定の傾向を示す変動で、その抽出方法は形を問わなければ、目測法、折半平均法、移動平均法のほかに、最も一般的に適用されているものとして最小二乗法が挙げられる。これらはそれぞれ一長一短があるものの、目測法では客観性に欠け、折半平均法では曲線の適用が困難である。また移動平均法では計測期間の両端が欠落することと、必要以上に平



第2図 固定型季節指数と可変型季節指数の比較

キャベツ卸売価格	{	S : 倍率=1.0, 上下移動=200
		S* : 倍率=1.0, 上下移動=150
キュウリ入荷量	{	S : 倍率=0.4, 上下移動=100
		S* : 倍率=0.4, 上下移動= 50
キュウリ卸売価格	{	S : 倍率=0.4, 上下移動=-30
		S* : 倍率=0.4, 上下移動=-80

滑化しすぎ、循環変動の一部も傾向値として吸収してしまうなどの欠陥がある。そのためここでは、最小二乗法によって傾向変動を抽出することにするが、その関数形は大別して多項式曲線、指数曲線、成長曲線に分けられる。⁶⁾このうち指数曲線、成長曲線は最大値（又は最小値）、変曲点等を含むため優れた特徴を有するが、本質的には単調増加（又は減少）関数であるため、傾向変動に上下変化が含まれる場合には不適当となる。一般に青果物価格の時系列変動においては、数か月、又は数年にわたって上下動向を示すことがあり、一般的には指数曲線、成長曲線の適用は不向きようである。

したがって以下の傾向線の除去には多項式曲線を用いることとするが、次数（項数）の決定については各回帰係数のt-検定値を個々に吟味し、また式全体のフィットについては決定係数（重相関係数の二乗値）を参考にすると総合的に判断を下した。その結果、青果物の時系列変動については一般的に3次多項式曲線のあてはま

りが良好であることが判明した。

第6図にはキャベツの小売価格原系列に対して3次多項式曲線が図示されているが、同時系列に対する指数曲線、成長曲線の推計結果を比較すると次のとおりである。

○修正指数曲線

$$y = 753.18 - 717.0415 \times 0.999103^t$$

決定係数 $R^2 = 0.2628$

○ゴンペルツ曲線 (Gompelz curve)

$$Lny = 5.53 - 1.9015 \times 0.99446^t$$

決定係数 $R^2 = 0.2635$

○成長曲線 (Logistic curve)

$$y = \frac{214.08}{1 + 5.0389 e^{-0.009622t}}$$

決定係数 $R^2 = 0.2603$

○ゲタばき成長曲線 (Augment logistic curve)

$$y = 10 + \frac{118.59}{1 + 8.8987 e^{-0.02195t}}$$

決定係数 $R^2=0.2713$

ただし、各推計式とも Y はキャベツ小売価格 (円/kg), t はトレンド (昭和41年1月を0とする) を表す。

これに対して、第6図に示されている傾向線は次のような多項式曲線となる。

$$Y = 54.28 - 4.6898T + 1.3170T^2 - 0.0427T^3$$

(0.698) (1.833) (1.961)

決定係数 $R^2=0.2764$

ただし T はトレンド (昭和41年1月を1とする) で1/10倍されている。また () 内は t -検定値を表す。

これらは原系列変動に対する推計のために、決定係数、 t -検定値とも低くならざるを得ないが、関数形のフィットは決定係数の値からもわかるように3次多項式曲線の優れていることが認められる。

循環変動の周期と変動波の抽出

(1) 定常化と周期解析

周期解析の課題は定常変動値からいかにして循環変動の存在を確認し、その変動波の周期を確定すべきかということである。そのために乗法モデルを想定して、次式より原系列変動から季節変動と傾向変動を同時に除去して定常変動値とする方法をとる。

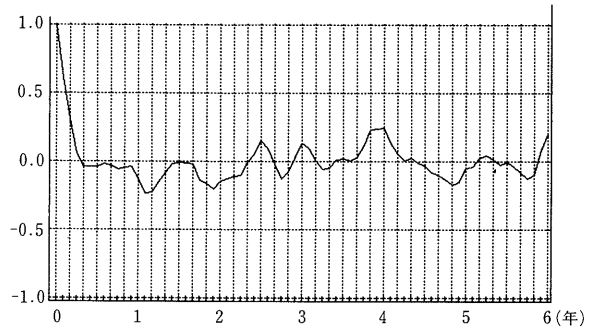
$$CI = \{(T \cdot C \cdot S \cdot I - T \cdot S) / T \cdot S\} \times 100$$

ただし、 S , T はそれぞれ先に抽出済みのEPA法による季節変動と3次多項式による傾向変動である。また C は循環変動であり、 I は不規則変動である。

いま青果物の循環変動が基本周期 P の分数で表されるような周期をもつ単振動の合成関数とすれば、それはフーリエ展開により三角関数の無限級数の和として限りなく近似させることができる。循環変動の抽出とはその単振動合成関数の推計にほかならない。

さて、循環変動抽出の第1段階は定常変動値 CI に対する基本周期 P の確定である。その方法としては現在、①コレログラム (correlogram)、②ペリオドグラム (periodgram)、③パワースペクトル (power spectrum) がある。コレログラムによる方法は、定常変動値 CI の自己相関係数 r_k (k は遅れ) を求め、これを遅れ k について図示したいわゆる correlogram を利用して判定するものである。第3図はキャベツの小売価格について作成した correlogram である。これからおよそ2.5年、3年、4年目にそれぞれピークが現れてくることが認められる。しかしながら、循環変動が単振動の合成関数の場合には correlogram の周期が定常変動値の周期と必ずしも一致

しない。³⁾ そのため、周期に関してはおよその見当づけができてこれ以上の追求は困難となる。



第3図 小売価格(キャベツ)のcorrelogram

次にペリオドグラムによる方法では、仮周期を定めた上で、周期解析の強度と呼ばれる振幅の二乗値を使用し、これの最大なるをもって確定周期とするものである。強度最大値は通常 periodgram と称される周期解析図を作成の上判断される。³⁾

しかし、この方法では一般に仮周期が長くなるにつれて強度も大きくなり、必ずしも有効な検出法とはいえない。

(2) グラフィック機能によるパワースペクトル分析

周期検出法の第3はパワースペクトル分析 (power spectrum analysis) である。パワースペクトル $S(\omega)$ は自己相関関数のフーリエ変換であり次のように示される。^{2),4),5),7)}

$$S(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$$

ただし、 τ は遅れを表し、 $C(\tau)$ は遅れ τ に関する自己相関関数である。

データが有限離散的である場合にはスペクトル密度関数 $P(\omega)$ は次式で与えられる。

$$P(\omega) = \frac{1}{M} \left\{ r_0 + 2 \sum_{i=1}^{M-1} r_i \cos\left(\frac{\pi i \omega}{M}\right) + (-1)^{\omega} r_M \right\}$$

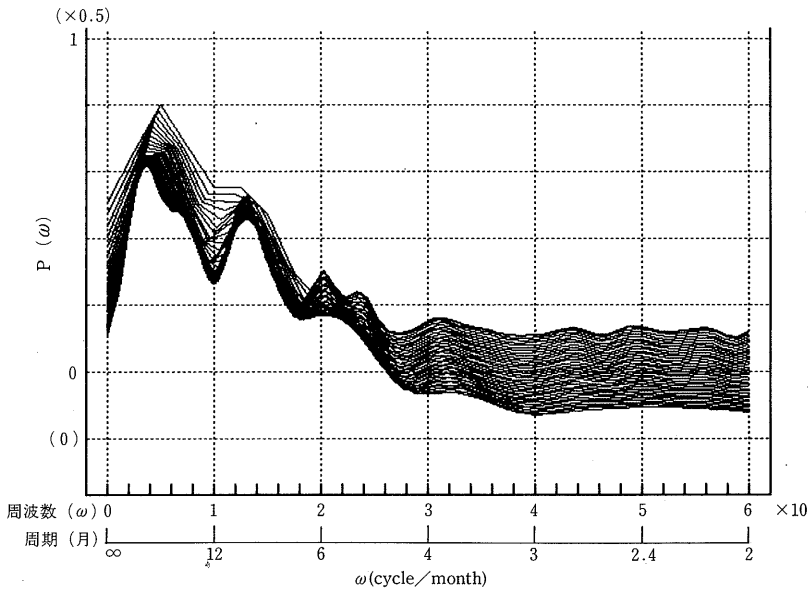
ただし r は自己相関係数であり、 M は自己相関係数算出時のタイム・ラグの最大打切り数である。

ところでパワースペクトルの密度関数はこの最大打切り数 M の値に依存するという厄介な問題がある。通常は、経済時系列データの場合、データ収集に伴う制約などからデータ数の1/2以内の範囲で、3年~5年 (月次データで36か月~60か月) としていることが多いが、確定的な

方法のないのが現状である。

ここでは、コンピュータのグラフィック機能を活用して、妥当な最大打ち切り数の決定とそれに伴う周期検出の明確化を検討したい。すなわち、ウインドウ・クロージング (window closing) 法の考え方に従い、タイム・ラグの打ち切り数の変化によるパワースペクトルを同一のグラフ上に立体的に描くわけである。パワースペクトルは密度関数であるから打ち切り数が小さい段階ではパワーは粗

いが、打ち切り数が大きくなるに伴って明瞭に、かつ細かく険しく現れるようになる。かくして打ち切り数の小なるスペクトルから大なるスペクトルまで徐々に上方にずらしながら作図していくとパワースペクトルのピークが立体的に把握でき、ピークに対応する周期を確定することが容易となる。さらに、作図はグラフィック画面上で作られることを利用し、power spectraの作図経過から打ち切り数 M の妥当な値を見い出すことも可能である。



第4図 小売価格(キャベツ)の定常変動に対する power spectra (ラグ打ち切り数: 12月 ≤ M ≤ 72月, 2か月間隔)

このようにしてキャベツの小売価格の定常変動値に対して作成した power spectraが第4図である。ただしラグ・ウインドウ (lag window) には次のParzenのウインドウを用いている。

$$\lambda_k = \begin{cases} 1 - 6\left(\frac{K}{M}\right)^2 + 6\left(\frac{K}{M}\right)^3 & \left(0 \leq K \leq \frac{M}{2}\right) \\ 2\left(1 - \frac{K}{M}\right)^3 & \left(\frac{M}{2} < K \leq M\right) \\ 0 & (M < K) \end{cases}$$

さて、同図によるとスペクトルのピークを容易に確認することができる。すなわち低周波数帯で4 ω, 又は13 ωに、周期でみるとおよそ30月, 9.2月にそれぞれ強いパワーが現れている。以上のことからここではキャベツの小売価格に対する循環変動 C の基本周期を30月と定めることとする。すなわちキャベツ生産の場合、多額の先

行投資を必要とする畜産物生産と異なり、価格に対応する生産のタイム・ラグがそれほど明確でないにしても、およそ2年半の周期で生産対応が行われているものとみられる。これは畜産物における周期的対応より一般に短くなっている。¹⁾

(3) 循環変動の抽出

さて、周期解析により循環変動の基本周期が確定したので、次に調和項の推計を行い循環変動の具体的な抽出を試みる。定常変動値はフーリエ展開により次のような単振動合成関数として表すことができる。^{6),9)}

$$C = A_0 + A_1 \cos \frac{2\pi}{p} t + A_2 \cos 2 \frac{2\pi}{p} t + \dots + A_i \cos i \frac{2\pi}{p} t + B_1 \sin \frac{2\pi}{p} t + B_2 \sin 2 \frac{2\pi}{p} t + \dots + B_i \sin i \frac{2\pi}{p} t$$

ここで基本周期Pを30か月とすることによって係数A, Bを通常の最小二乗法によって推計することができる。それらは正規方程式を整理することによって次のように定められる。

$$A_0 = \frac{1}{p} \sum_t x_t$$

$$A_{p/2} = \frac{1}{p} \sum_t (-1)^t x_t$$

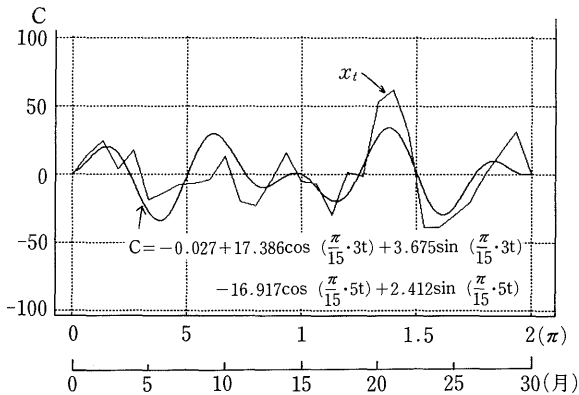
$$A_i = \frac{2}{p} \sum_t x_t \cos i \frac{2\pi}{p} t$$

$$B_i = \frac{2}{p} \sum_t x_t \sin i \frac{2\pi}{p} t$$

ただし x_t は周期30か月における平均波動である。かくしてキャベツの小売価格の循環変動は次のように推計される。(t : month, radian)

$$C_t = -0.027 + 17.386 \cos\left(\frac{\pi}{15} \cdot 3t\right) + 3.675 \sin\left(\frac{\pi}{15} \cdot 3t\right) \\ - 16.917 \cos\left(\frac{\pi}{15} \cdot 5t\right) + 2.412 \sin\left(\frac{\pi}{15} \cdot 5t\right)$$

ただし調和項は、F-検定の結果第3項と第5項以外は5%点で有意差が認められないため省略してある。第5図はこれを定常変動の30か月を周期とする平均波動 x_t と対応させて図示したものである。



第5図 小売価格(キャベツ)の循環変動

さて、これまでの分析によってキャベツの小売価格に対する周期変動をすべて抽出したことになるが、分析結果を関連する系列と対応させながら集約したのが第6図である。これによって各周期変動の特性を容易に把握することができるであろう。

系列間の周期解析

(1) グラフィック機能による cohergram

前節での周期解析は単一系列を対象にしたものである。しかしより一層の関心は系列間の相互関連についてである。市場への入荷量の変動は卸売価格に影響を与え、更にそれは小売価格の変動にも影響を与える。ここでは卸売数量変動と価格変動の系列間相互関連について考察する。

通常異なる系列間の周期変動の関連性については、クロススペクトル(cross spectrum)^{2),4),8)}分析によって解明される。いまインプット系列を $x(t)$ 、アウトプット系列を $y(t)$ とし、 x に対する y 系列の遅れ τ に関する相互相関関数を $C_{xy}(\tau)$ とすると、クロススペクトル $S_{xy}(\omega)$ は次のように相互相関関数のフーリエ変換として定義される。

$$S_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C_{xy}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$$

これは先の単一系列の場合のパワースペクトルに対応するものである。しかしクロススペクトルの場合には、一般に $C_{xy}(\tau)$ は偶関数でないため複素数となる。そのため取扱が不便であるので、実部と虚部を用いて次のようなコヒーレンス(coherence)、フェイズ(phase)、ゲイン(gain)が定義される。

すなわち、コヒーレンス $\text{coh}^2(\omega)$ は、

$$\text{coh}^2(\omega) = \frac{|S_{xy}(\omega)|^2}{S_{xx}(\omega)S_{yy}(\omega)} = \frac{K_{xy}^2(\omega) + Q_{xy}^2(\omega)}{S_{xx}(\omega)S_{yy}(\omega)}$$

であり、 $K_{xy}(\omega)$ 、 $Q_{xy}(\omega)$ はそれぞれコスプレクトル(co-spectrum)、クオドラチャスペクトル(quadrature spectrum) といふ次式で与えられる。

$$K_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{\infty} (C_{xy}(\tau) + C_{yx}(\tau)) \cos \omega\tau d\tau$$

$$Q_{xy}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_0^{\infty} (C_{xy}(\tau) - C_{yx}(\tau)) \sin \omega\tau d\tau$$

更にフェイズ $\theta_{xy}(\omega)$ は

$$\theta_{xy}(\omega) = \arctan(Q_{xy}(\omega)/K_{xy}(\omega))$$

であり、ゲイン $G_{xy}(\omega)$ 、 $G_{yx}(\omega)$ は

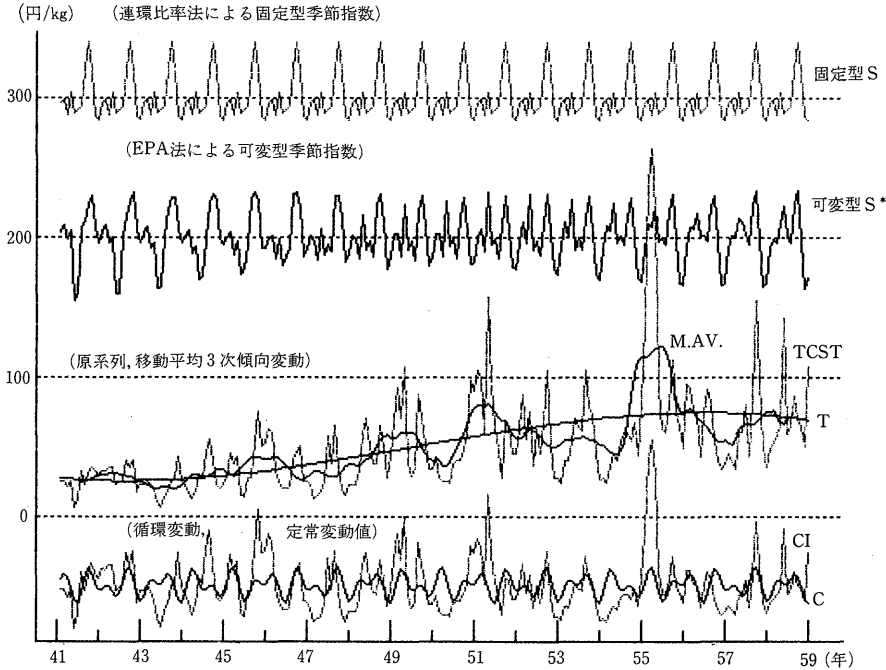
$$G_{xy}(\omega) = R_{xy}(\omega)/S_{xx}(\omega)$$

$$G_{yx}(\omega) = R_{yx}(\omega)/S_{yy}(\omega)$$

である。ただし、 $R_{xy}(\omega)$ はクロス振幅スペクトルといふ次式から得られる。

$$R_{xy}(\omega) = (K_{xy}^2(\omega) + Q_{xy}^2(\omega))^{1/2}$$

コヒーレンスは相関分析における単相関係数の平方値と同じ概念で、周波数 ω_j において x 系列と y 系列の関連



第6図 小売価格の周期変動 (キャベツ)

固定型季節指数(S) : 倍率=1.0, 上下移動=200
 可変型季節指数(S*) : 倍率=1.0, 上下移動=100
 原系列変動(TCSI) : 倍率=0.5, 上下移動= 0
 12か月移動平均(M.A.V.) : 倍率=0.5, 上下移動= 0
 3次多項式傾向線(T) : 倍率=0.5, 上下移動= 0
 定常変動値(CI) : 倍率=0.4, 上下移動=-50
 循環変動値(C) : 倍率=0.4, 上下移動=-50

度が強ければ、最大値である1に近づき、反対に関連度が弱ければ最小値である0に近づく。つまり、

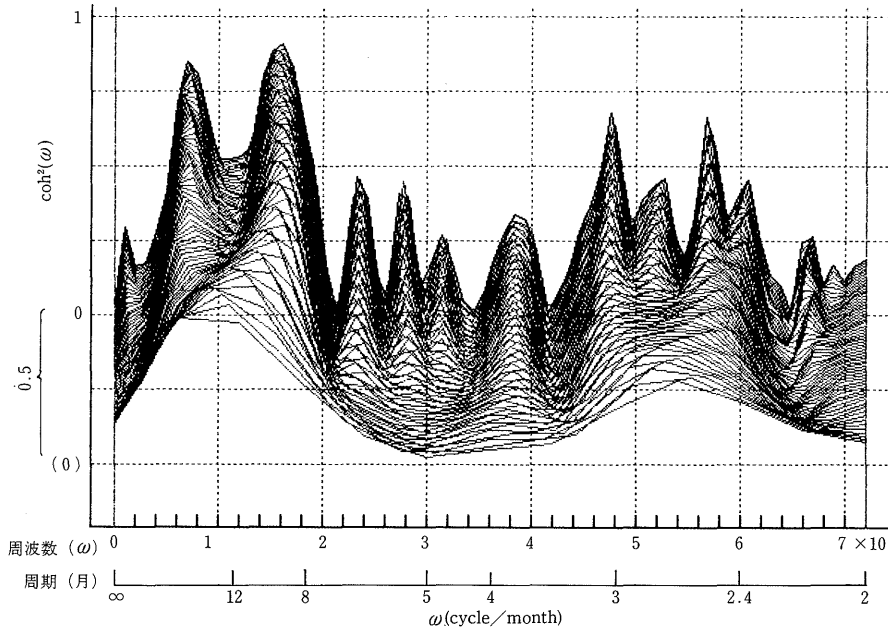
$$0 \leq \frac{K_{xy}^2(\omega) + Q_{xy}^2(\omega)}{S_{xx}(\omega)S_{yy}(\omega)} \leq 1$$

を満足する。またフェイズ (位相) は位相であり、周波数 ω_j における両系列間のタイム・ラグを表す。 $\theta_{xy}(\omega)$ が正であればインプット系列が先行しており、負であれば遅行していることを示す。さらにゲインは回帰分析における回帰係数に相当するもので、 $G_{xy}(\omega)$ はインプット x 系列の振幅に対する y 系列の振幅比を表し、 $G_{yz}(\omega)$ は y 系列に対する x 系列の振幅比を表す。ゲインは3系列以上の振幅比を比較する場合に効果的である。

さて、以上のように定義される分析変量を青果物の卸売数量、卸売価格及び小売価格の各変動に適用し、系列間の相互特性を検討しよう。適用に際しての第1の課題は、先のスペクトル分析と同様に相互相関関数における

最大タイム・ラグ(打切り数)の確定についてである。通常打切り数が短い場合にはコヒーレンスのピークは粗く、明確に周期を定めることは困難である。打切り数を大きくしていくとピークは明瞭に現れてくるが、しかし余り大きすぎると雑音までも一定の周期的変動波として捉えてしまい、小さなピークが数多く現れ明確さが失われることになる。

そこで、妥当な最大打切り数の下でコヒーレンスのピークを明確にさせることが必要になるが、先の spectra 作成同様にコンピュータのグラフィック機能を利用して、コヒーレンスを立体的に描くことを試みよう。第7図はキャベツの卸売数量をインプット系列 $x(t)$ とし、小売価格をアウトプット系列 $y(t)$ として、打切り数 M を12か月から72か月まで変化させて算出したコヒーレンスを同一のグラフ上に描いたものである。ただし定常化については、対前月比上昇率をとり、ラグ・ウィンドウにつ



第7図 卸売数量と小売価格のcohergram
(ラグ打ちり数: $12\text{月} \leq M \leq 72\text{月}$)

いては、先のスペクトル分析同様に一般に良好な結果の得られるParzenのフィルターを用いている。

さて、第7図によると、打ちり数の変化によるコヒーレンスの形状変化が明瞭に把握でき、ピークの確定も容易である。さらに画面上に作成されるcohergramの作成過程から打ちり数の妥当な値をより明確に確認することができる。その結果、最大打ちり数は60か月程度で十分であることが判明した。

次に最大打ちり数を60か月として、フェイズ、ゲインを作成し、キャベツの卸売数量と小売価格間の周期特性を吟味しよう。

(2) 系列間の周期解析

さて、cohergramの作成経過から最大ラグ打ちり数を60か月とすることが妥当であると認められたが、第8図はラグ打ちり数を60か月として算出したコヒーレンス、フェイズ、ゲインをそれぞれ対応させて図示したものである。これによると、低周波数帯におけるコヒーレンスの第1のピークは $\omega=16$ のとき、 $\text{coh}^2(\omega)=0.89$ である。したがってキャベツの卸売数量、及び小売価格はおよそ9か月を周期として変動しており、更にその時のフェイズは、 $\theta(\omega)=0.22$ (ラジアン)であり、これを月次時間単位に直すと0.44か月となる。つまり卸売数量が小売価

格に0.44か月先行していることを意味している。すなわち、キャベツの卸売数量、小売価格はおよそ9か月を周期として変動しているが、その周期変動は卸売数量が約半月近く先行しているということである。また、ゲインについて見ると、その時の卸売数量、及び小売価格の振幅比は、 $G_{xy}(\omega)=1.18$ 、 $G_{yx}(\omega)=0.74$ となっており、卸売数量の周期変動をインプットした場合に、アウトプットとなる小売価格の周期変動の振幅比が1.18となることを意味する。このことは第9図の卸売数量と卸売価格間のゲインと比較するとその特徴がはっきりする。つまり第1ピークに対するゲインの大きさは、第9図の方がやや大きくなっているのである。卸売数量と卸売価格間の振幅比が大きいことは、卸売数量が小売価格よりも卸売価格に対して強い周期関連を有することを示すものである。

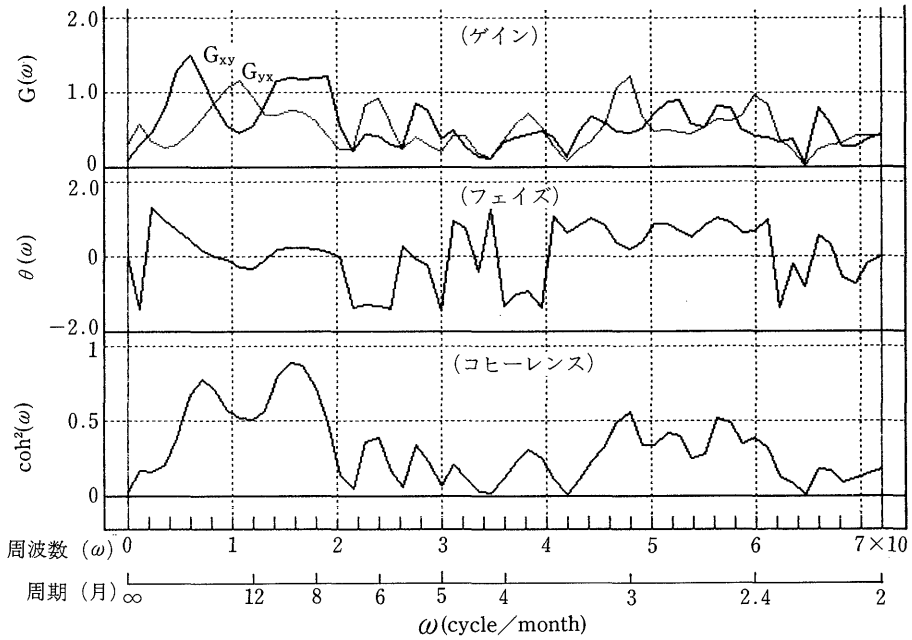
また低周波帯における第2のピークについて対応するフェイズ、ゲインを集約すると次のとおりである。

$$\omega=6.5, \text{ (周期約22か月)}$$

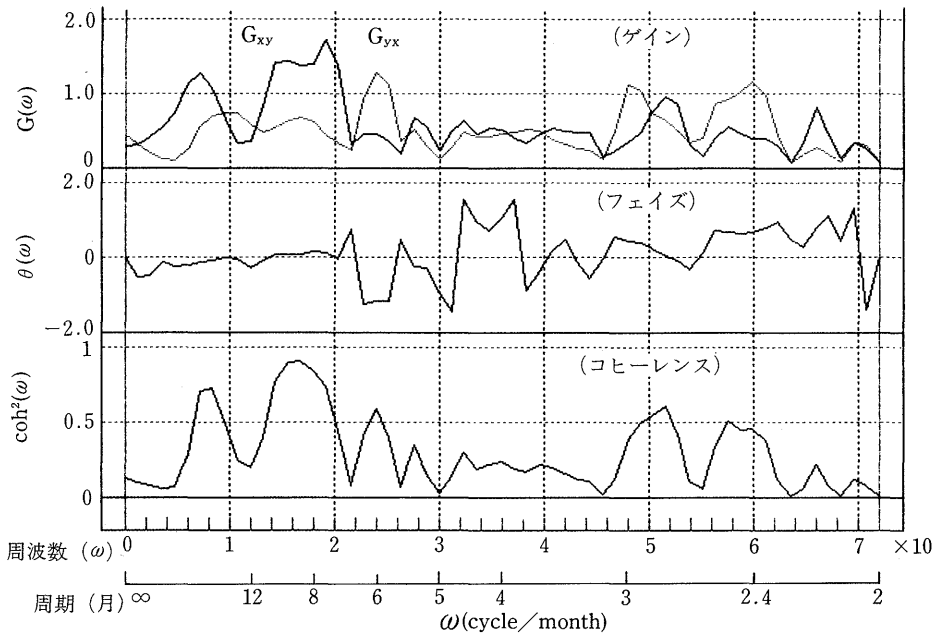
$$\text{coh}^2(\omega)=0.73,$$

$$\theta(\omega)=0.27 \text{ラジアン, (約1週間先行)}$$

$$G_{xy}(\omega)=1.34, G_{yx}(\omega)=0.55$$



第8図 卸売数量と小売価格のコヒーレンス、フェイズ、ゲイン
(ラグ打ち切り数60月；キャベツ)



第9図 卸売数量と卸売価格のコヒーレンス、フェイズ、ゲイン
(ラグ打ち切り数60月；キャベツ)

これらの外に第3のピークとして約3か月を周期とする弱い周波が見られるものの、キャベツの数量と小売価格との間には以上のような9か月又は22か月を周期とする相互関連周期のあることが認められそうである。

また第9図は同様にキャベツの卸売数量と卸売価格間の周期解析である。そもそも小売価格は卸売価格に一定率（又は一定額）の小売マージンを上乗せした形で価格形成が行われるため、第8図と第9図のコヒーレンス等には大きな差は生じないが、2～3特徴的な変化も見られる。

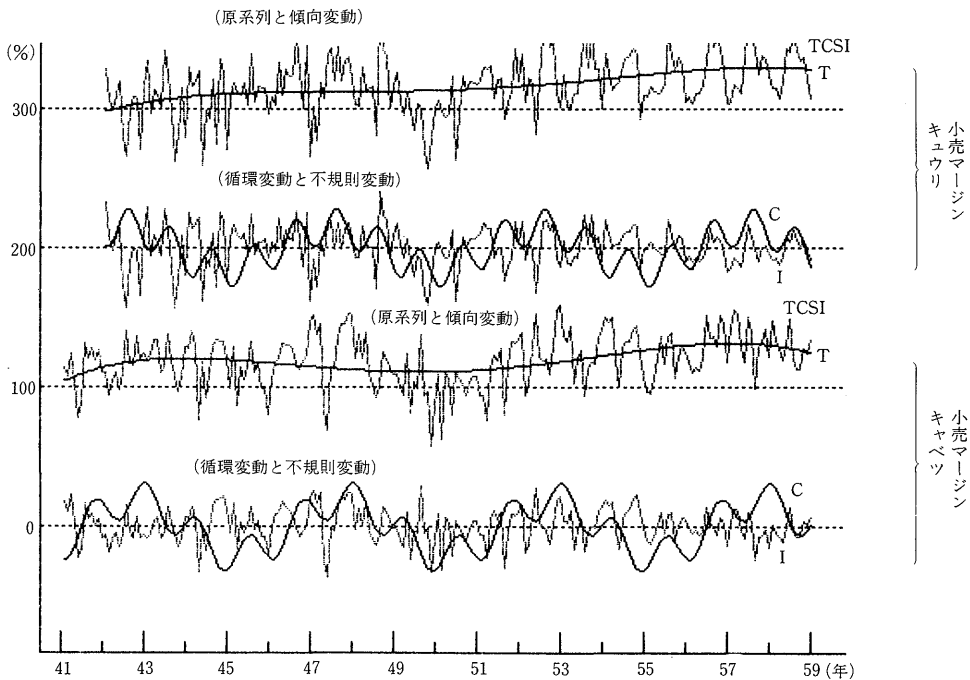
1つは、先にも触れているが、コヒーレンスの低周波数帯のピークに対応するゲインの値が、小売価格の場合よりやや大きくなっていることである。これはインプツ

ト系列である卸売数量は小売価格よりも卸売価格に直接により大きな影響を与えることによるものである。

2つは、低周波数帯におけるフェイズは、相当の範囲にわたって平担を示し、ほぼ0の水準で推移していることである。これは低周波数の周期変動に関して、数量と卸売価格の変動がほぼ同時に生起することを示しているものである。数量と小売価格の間にもその傾向が認められるが、卸売価格の間では一層顕著である。

(3) 小売マージンの周期変動

小売価格は卸売価格に小売マージンを加えたものであるが、青果物の小売マージンは品目、季節によって差はあるものの、およそ20～50%である。最後にこの小売マージンの周期変動について分析してみよう。



第10図 小売マージンの周期変動

キュウリ	{ <table border="0"> <tr> <td>原系列変動 (TCSI)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動=250</td> </tr> <tr> <td>4次多項式傾向変動 (T)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動=250</td> </tr> <tr> <td>不規則変動 (I)</td> <td>: 倍率=0.5, 上下移動=200</td> </tr> <tr> <td>循環変動 (C)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動=200</td> </tr> </table> }	原系列変動 (TCSI)	: 倍率=1.5, 上下移動=250	4次多項式傾向変動 (T)	: 倍率=1.5, 上下移動=250	不規則変動 (I)	: 倍率=0.5, 上下移動=200	循環変動 (C)	: 倍率=1.5, 上下移動=200
原系列変動 (TCSI)		: 倍率=1.5, 上下移動=250							
4次多項式傾向変動 (T)		: 倍率=1.5, 上下移動=250							
不規則変動 (I)		: 倍率=0.5, 上下移動=200							
循環変動 (C)	: 倍率=1.5, 上下移動=200								
小売マージン									
キャベツ	{ <table border="0"> <tr> <td>原系列変動 (TCSI)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動= 50</td> </tr> <tr> <td>4次多項式傾向変動 (T)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動= 50</td> </tr> <tr> <td>不規則変動 (I)</td> <td>: 倍率=0.5, 上下移動= 0</td> </tr> <tr> <td>循環変動 (C)</td> <td>: 倍率=1.5, 上下移動= 0</td> </tr> </table> }	原系列変動 (TCSI)	: 倍率=1.5, 上下移動= 50	4次多項式傾向変動 (T)	: 倍率=1.5, 上下移動= 50	不規則変動 (I)	: 倍率=0.5, 上下移動= 0	循環変動 (C)	: 倍率=1.5, 上下移動= 0
原系列変動 (TCSI)		: 倍率=1.5, 上下移動= 50							
4次多項式傾向変動 (T)		: 倍率=1.5, 上下移動= 50							
不規則変動 (I)		: 倍率=0.5, 上下移動= 0							
循環変動 (C)	: 倍率=1.5, 上下移動= 0								
小売マージン									

第10図にはキュウリとキャベツについての小売マージン率 (= {(小売価格-卸売価格)/小売価格}×100) の原系列変動と傾向線が示されている。原系列で見るとキュウリ、キャベツともに昭和50年前後に一時低水準を示したが、以降は再び上昇傾向で推移し、最近はやや低下の気配がうかがわれる。したがって傾向線は両系列とも4次多項式のフィットが良い。推計式は次のとおり。

() 内は t -検定値を表す。

○マージンの傾向線 (4次多項式)

キュウリの小売マージン

$$y_u = 31.49 + 4.7383t - 0.8336t^2 + 0.0608t^3 - 0.0014t^4$$

(1.44) (1.28) (1.28) (1.23)

キャベツの小売マージン

$$y_a = 35.21 + 2.4920t - 1.5886t^2 + 0.1147t^3 - 0.0026t^4$$

(2.80) (3.18) (3.32) (3.27)

更に、直線式でその傾向概要をとらえると、

キュウリ: $y_u = 35.13 + 0.8919t$
(5.56)

キャベツ: $y_a = 40.12 + 0.5033t$
(3.71)

となる。キュウリとキャベツのマージン率は年次経過とともにやや上昇の傾向が認められ、かつその上昇率はキュウリがキャベツに比べてやや高いと言える。更に第6図からもわかるとおり小売価格の実勢値は上昇傾向にあるため、マージンの実額は一層高くなる。

さて、これらのマージンの変動に対する周期解析を先的要領で行うと次のとおりである。抽出の結果は第10図に図示されている。

○マージンの循環変動

キュウリの小売マージン

$$C_u = -0.616 + 8.346\cos\left(\frac{\pi}{30} \cdot t\right) + 5.901\sin\left(\frac{\pi}{30} \cdot t\right) - 5.380\cos\left(\frac{\pi}{30} \cdot 5t\right) - 6.692\sin\left(\frac{\pi}{30} \cdot 5t\right)$$

キャベツの小売マージン

$$C_a = -1.014 - 8.234\cos\left(\frac{\pi}{30} \cdot t\right) + 10.546\sin\left(\frac{\pi}{30} \cdot t\right) - 5.577\cos\left(\frac{\pi}{30} \cdot 4t\right) - 6.505\sin\left(\frac{\pi}{30} \cdot 4t\right)$$

(いずれも5% F-検定で有意となる調和項に限定)

一見不規則とも思えるマージン率もおよそ60か月の長期周期を有すると同時に、キュウリでは約12か月、キャベツでは約15か月の短期周期をもって循環していることがわかる。長期周期は一般経済の景気変動と関連しているものであり、短期周期は生産の季節変動あるいは消費

者購買力と関連しているものと思われる。図は省略するが、マージンの変動系列と卸売数量、卸売価格、小売価格の各変動系列間のクロススペクトル分析では、卸売数量の変動系列が強い影響力をもち、マージンと卸売価格、又はマージンと小売価格間のコヒーレンスに雑音を与える。短期周期は生産の季節変動の影響を受けるとすれば、それは卸売数量の変動系列の影響を除いた偏関連度 (partial coherency) 分析の必要性を示唆するものである。今後に残された課題の1つであるといえる。

要 約

卸売市場は青果物流通の中で今後とも中心的な役割を果たしていくものと考えられるが、最近で市場本来の価格形成機能を損ねるおそれのある諸問題が発生している。大都市中央卸売市場への荷の過剰集中と地方市場の慢性的荷不足。またこれを背景とした中央卸売市場から地方市場への転送荷の増加。更には、短期的な供給の価格弾力性が小さいという商品特性から、市場入荷量のわずかの過不足が大きな価格変動をひきおこすことになり、消費者に青果物価格の不安定性を強く印象づけている。

このような課題はいずれも卸売市場における入荷量の過不足に起因するものであり、その問題解決のためには入荷量及び価格に関する何らかの事前の情報に基づき、市場間の合理的な出荷調整の図られることが必要である。そのため本稿では、青果物を対象として、一般に価格変動の激しいとされる葉菜類を代表してキャベツを、また、通年出荷の強まっている果菜類を代表してキュウリをとりあげ、その卸売価格及び小売価格の変動の実態をとくに市場入荷量との関連で考察し、周期的変動の相互特性を明らかにした。

その時系列分析の過程で明らかになったことを整理すると次のとおりである。

○青果物はその生産特性により市場入荷量及び価格変動に明らかな季節変動が存在するが、その変動パターンは生産技術の進歩や消費構造の変化によって少なからず変形していることが判明し、可変型季節指数抽出法の必要性を指摘した。

○昭和40年初めから最近に至る卸売及び小売価格の傾向変動としては、全般に3次多項式のフィットが優れていることが明らかになった。これは第1次オイルショックを前後に急激な価格上昇があったため、ここを変曲点とする曲線の当てはまりが良いことによるものである。

○また循環変動としては、畜産物のように価格に対する生産対応の遅れが明確でないものの、全般的に畜産物

より短くおよそ2年半(キャベツ小売価格)の周期で変動しているものと思われる。更に周期検出法に当たっては、コンピュータ・グラフィックの活用によって立体的に描かれた power spectra が有効であることを指摘した。

○さらに系列間相互関連については、クロススペクトル分析における最大ラグ打ち切り数の確定について吟味したが、その結果コンピュータ・グラフィック機能を活用した cohergram の作図により、コヒーレンスのピークを一層明瞭に把握できることを指摘した。

○最後にマージンの分析によると、キュウリ、キャベツともに、小売段階のマージン率は傾向的に上昇していることが判明し、さらに一般的な景気の変動、生産の季節変動と関連して、それぞれ長期(60か月)及び短期(12~15か月)の循環変動のあることが確認できた。

最後になったが、本研究分析を進めるにあたり、当研究室の今井鑑蔵教授より大変有益な助言を賜った。また本稿のデータ処理はすべてパーソナル・コンピュータ(FM-11)によるが、本設備導入に際し同今井鑑蔵教授に種々と御便宜を図っていただいた。ここに記して深謝する次第である。

文 献

- 1) 出村克彦：食肉経済の周期変動，明文書房，東京(1979) pp. 16-42
- 2) 出村克彦：プロイラー産業における周期的変動のスペクトル分析，農業経済研究，49 (1)1-11 (1977)
- 3) E. J. ナハン：時系列解析，細谷雄三訳，倍風館，東京(1974) pp. 35-58
- 4) 日野幹雄：スペクトル解析，朝倉書店，東京(1977) pp. 52-66, p. 190
- 5) J. S. ベンダット，A. G. ピアソル：ランダムデータの統計的処理，徳丸英勝訳，倍風館，東京(1976) pp. 14-34, pp. 67-78
- 6) 岸根卓郎：理論・応用 統計学，養賢堂，東京(1978) pp. 155-234
- 7) 小柳圭勇著：フーリエ解析，倍風館，東京(1979) pp. 133-140
- 8) 松田・出村：食肉経済システム解析と制御，農業経済研究，54(1)9-17 (1982)
- 9) 森田優三：経済変動の統計分析法，岩波書店，東京(1955) pp. 94-104
- 10) 永木正和：野菜の価格と市場対応，明文書房，東京(1977) pp. 79-100
- 11) 永木正和：野菜需給構造の変化と価格変動のメカニズム，農業経済研究，45(1)1-8 (1973)
- 12) 農林水産省統計情報部：中央卸売市場年報，(1962~1983)
- 13) Parzen E. : Mathematical Considerations in the Estimation of Spectra, Technometrics, 3(2) pp. 170-190 (1961)
- 14) 総理府統計局：消費者物価指数年報，(1965~1983)
- 15) 総理府統計局：消費者物価指数年報，(1965~1983)
- 16) 鳥取県企画部統計課：鳥取県統計月報，(1965~1983)
- 17) 鳥取統計情報事務所：鳥取県青果物卸売市場流通統計，(1965~1983)
- 18) William G. Tomek and Kenneth L. Robinson : Agricultural Product Prices, Cornell University Press, London (1981) pp. 170-190