

## 実質価格及び名目価格に関する時系列変動分析

誌名	鳥取大学農学部研究報告 = Bulletin of the Faculty of Agriculture, Tottori University
ISSN	03720349
巻/号	50
掲載ページ	p. 75-82
発行年月	1997年11月

農林水産省 農林水産技術会議事務局筑波産学連携支援センター  
Tsukuba Business-Academia Cooperation Support Center, Agriculture, Forestry and Fisheries Research Council  
Secretariat



## 実質価格及び名目価格に関する時系列変動分析

万 里\*・笠原浩三\*\*・仙北谷康\*\*

平成9年6月27日受付

\*鳥取大学大学院連合農学研究科, \*\*鳥取大学農学部情報科学

## A Time-series Analysis on the Real Prices and Nominal Prices

Li Wan\*, Kozo Kasahara\*\* and Yasushi Sembokuya\*\*

\* *The United Graduate School of Agricultural Sciences, Tottori University*

\*\* *Department of Agricultural Information Science, Faculty of Agriculture, Tottori University*

In this paper, the influence of the real prices and nominal prices of fruits and vegetables on time-series analysis was studied. By using link relative moving method, least square method, power-spectral analysis and Fourier-series, the variable seasonal index, secular trend and cyclical fluctuation of real prices and nominal prices were reckoned. Furthermore the seasonal, trend and cyclical fluctuation was compared between two kinds of the same item prices.

By analysing real prices and nominal prices of retail and wholesale prices, the following results were obtained. The real prices and nominal prices didn't affect the extraction of variable seasonal index. However, the secular trend of two kinds of prices was not consistent in some agricultural product item. The reason was that price index just represented the tendency of economic development, but could not be used to adjust the price of single agricultural product item. Therefore the secular trend of real prices was not believable. In power-spectral analysis, the basic period of the real prices is the same as that of the nominal prices. Co-variance analysis showed that the cyclical fluctuation of real prices and nominal prices was different in a few agricultural product items. Based on the above results we believe that nominal prices are reasonable for time-series analysis.

(Received 27 June 1997)

*Key words: nominal prices analysis, prices of fruits and vegetables, real prices analysis, time-series analysis*

### 緒 言

農産物価格はその生産特性により、卸売価格、消費者価格ともに他財に比較して激しい変化を示す。特に青果物では、市場取引には鮮度が要求されるうえ、貯蔵性能が劣るため価格に対する供給変化は硬直的で非弾力的である。そのことを背景に、短期的にみれば、生産シーズ

ンによる出荷数量の変動の影響を受け、青果物市場価格は季節的に変動し、つまり季節変動が明瞭に存在する。さらに長期的にみれば経済、社会の発展、物価・賃金の上昇、消費者嗜好の移り変わり、さらに異常気象など諸要素の影響により、市場価格が変動する。これらの諸要因の総合作用により、青果物市場価格の月別あるいは4半期別情報時系列には、季節変動、傾向変動、循環変動、

不規則変動が含まれている。こうした青果物市場情報時系列の各変動を解析する1つの方法として時系列解析法があげられる。しかし、この場合時系列解析に用いる価格データは実質価格であるかあるいは名目価格であるかによって、解析結果が大きく異なる。ほとんどの価格統計調査では調査時の価格による、いわゆる名目価格である。しかし、経済の変動により貨幣価値が常に変化しており、貨幣価値の変化は直接販売価格に影響している。ここで物価指数により名目価格データをデフレートすれば、一定の時点に固定した貨幣価値での価格が求められ、いわゆる実質価格となる。ここに同一品目の農産物に対し、実質価格、名目価格それぞれの時系列解析はどのように異なるのかという点は、解明すべき重要な課題が生じることとなる。

そこで、本稿は青果物の卸売価格及び小売価格を用い、実質価格、名目価格のそれぞれについて季節変動、傾向変動、循環変動を分離し、その結果を比較検討する。名目卸売価格のデフレートでは国内農林水産物総合卸売物価指数を使用し、名目小売価格に対しては消費者の関心の最も深い食料品消費者物価指数を適用する。長期の物価指数については、月別リンク係数をつくり、1980年を100とする指数とした。季節変動の抽出については、連環比率移動法による可変型季節性指数抽出法を利用した(注1)。傾向変動は最小二乗法による3次以内の回帰曲線を推定し、誤差判定により最適次数回帰推定曲線を傾向変動曲線とした。循環変動の算出には、パワー・スペクトルにより循環周期を検出し、フーリエ級数に基づき青果物価格系列の循環変動を算出した。かくして同一品目における実質価格、名目価格それぞれにより抽出した各種の変動について比較分析し、物価指数でのデフレートによる時系列解析への影響を考察する。

#### 卸売物価指数及び消費者物価指数

実質価格を求めるためには物価指数が必要である。現在、多種類の物価指数が公表されているが、ここでは青果物市場価格を分析材料にしているため、卸売価格については1981年までは食料品の卸売物価月別指数、1982年からは農林水産物の卸売物価月別指数を使用する(注2)。小売価格については食料品の消費者物価月別指数を適用する。価格指数の基準年は5年間(卸売価格指数)、もしくは10年間(消費者物価指数)に一度変換し、基準年を統一するために月別にリンク係数をつくり(注3)、卸売物価指数、消費者物価指数ともに1980年を100とするものを作成した。また、消費者物価指数について、1989年8月分が欠落となっているため、年間及び月別間の影

響を考慮し、以下の式により補足した。

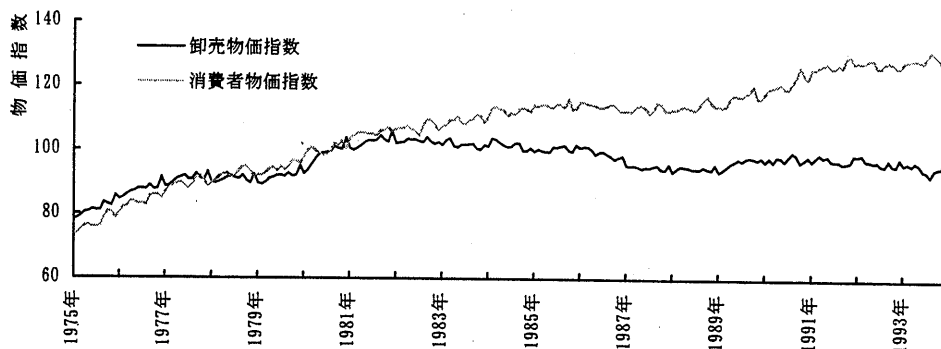
$$P_{i,j} = P_{i,j-1} \cdot \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n \left( \frac{P_{i,j}}{P_{i,j-1}} \right) \quad (1)$$

(iを年次、jを月次、nを年数、Pを物価指数とする)

すなわち、補足とする当月分の食料品消費者物価指数に対する先月分その指数の平均比率に補足年先月分指数をかけたものの値により欠落した消費者物価指数を補足したものである。

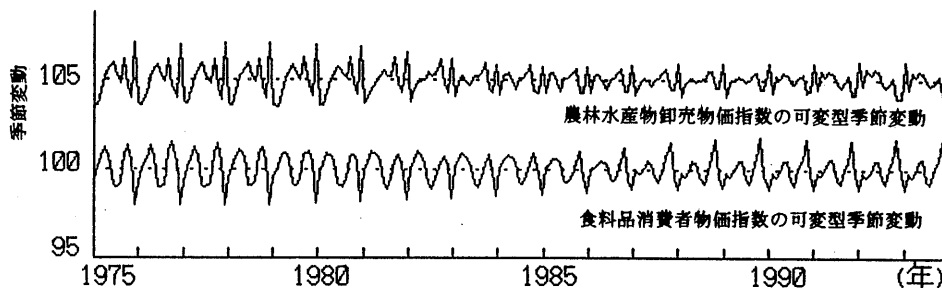
このようにして作成した卸売物価指数及び消費者物価指数を図示すると(第1図を参照)、食料品消費者物価指数と農林水産物卸売物価指数とは基準年の1980年で交差するものの、食料品消費者物価指数の上昇率が大きい。これは経済発展のため、流通段階における輸送手段多様化によりコストの上昇及び小売業における規模拡大、雇用賃金の上昇により小売マージン等の相対的増大によるものと思われる。農林水産物卸売物価指数では1978年の後半から1979年にかけて下落がみられる。これは第2次石油ショックの影響によるものと思われる。その後、卸売物価指数は一時的に上昇がみられたが、1982年から横ばいとなったが、これは経済が高度成長期から安定成長期に入り、加えて輸入食品の増加によるものと思われる。1986年から1988年にかけては、農林水産物卸売物価指数が再び下落した。これは1985年9月のプラザ合意による円高の進行と1986年10月のウルグアイ宣言による農産物市場開放による影響と考えられる。その後、1989年に卸売物価指数が上昇がみられたものの、バブルの崩壊、平成不況により再び横ばい状態となる。

また、よく見れば卸売物価指数、消費者物価指数ともになめらかな曲線ではなく、年内に一定の変動を持つ曲線である。つまり季節変動が存在すると考えられる。ここで連環比率移動法によりその季節性を抽出すると第2図のとおりである。これをみると卸売物価指数、消費者物価指数ともにわずかでありながら一定の変動パターンを持つ季節性がある。卸売物価指数の場合、1983年までに季節変動の振幅が大きく、その後振幅が小さくなっている。これは本稿で使用する総合卸売物価指数は日本銀行による統計であるが、1981年までの食料品分類項目は、1982年から農林水産物と統計項目に変わり、指数計算で取り扱う品目が変わったものによる影響であると思われる。消費者物価指数の季節性をみると、年内2つのピークがあり、4、5月前後と9、10月前後にあることが確認できる。これは多くの会社においては年間2回のボーナス賞与があり、それによる消費の増加を表していると思われる。80年代の中頃から、秋の消費上昇は春より徐々に上昇し、近年でははるかに上回る結果と



(農水省統計情報部の農林水産統計月報1976年1月から各期により、1980=100)

第1図 卸売物価指数及び消費者物価指数



(卸売物価指数は5目盛上に移動)  
第2図 物価指数の季節変動

なっている。これは生活水準が豊かになり、秋の行楽シーズン等の消費が大幅に増えたことを反映している。

#### 実質価格、名目価格それぞれによる時系列解析

物価指数を作成した後、卸売価格では農林水産物卸売物価指数、小売価格では食料品消費者物価指数によりデフレートし、実質価格系列を作成する。本稿は東京都中央卸売市場主要野菜卸売価格 38 品目、鳥取市野菜小売価格 5 品目、合計 43 品目についての 20 年間の月別市場情報系列を分析材料とする。

#### 1) 分散分析による実質価格、名目価格の比較

ここでは 2 元配置繰り返しなしの分散分析法により、実質価格、名目価格のそれぞれに傾向・循環変動、季節変動が含まれているか否かを確認するとともに、名目価格のデフレートにより、分散比の変化を比較する。分散分析の結果は第 1 表にまとめた。

分散分析の結果を比べるとわかるように、実質価格と名目価格の間には季節変動の分散比が異なるものの、

実質価格においては傾向・循環変動の分散比はデフレートすることによりわずかであるが増大している。つまり、デフレートすることにより、物価指数に含まれているある種の中長期変動が名目価格に新たに付加されたものと考えられる。言い換えれば、実質価格の循環変動あるいは傾向変動は名目価格とは実質的には異なる変動をしていると考えられることである。このような変化は季節変動、傾向変動、循環変動をより真のものに導く結果となれば非常に都合のいいことであるが、現実と乖離した結果となればむしろデフレートすることは不都合であり、名目価格のほうが時系列解析に適することとなる。季節変動の分散比では 2 種類の価格系列において差がほとんどみられないが、抽出する季節変動系列はどうなるかについて更に統計学的に検討する必要がある。

#### 2) 実質価格、名目価格の品目別季節変動比較

青果物の季節変動は長期的にみれば社会、経済、自然等諸要素の影響により可変的である。本稿では連環比率移動法 [5,6] を用いて分析する各品目の実質価格、名目価格それぞれの可変型季節性指数を求め、共分散分析に

より同一品目の実質価格、名目価格による季節性指数の差を検討する。第3図は東京都中央卸売市場トマト卸売価格 1975年から1994年の20年間の月別データ、連環比率移動法による可変型季節性指数の比較図である。同図では2つの季節性指数の変動パターンにはほとんど差を確認することができない。分析した43系列のすべてがこのような結果となっている。そこで、究極的に差があるか否かを確認するために共分散分析法に基づいて、F検定を行った。その結果、小売価格、卸売価格にかかわらず、すべての系列について、同一品目の実質価格、名目価格のそれぞれによる可変型季節性指数にはF検

定の1%範囲で相異がない結果となっている。つまり、物価指数によるデフレートでは季節変動解析には影響がないことが判明した。

### 3) 傾向変動の分析

ここでは、実質価格、名目価格はそれぞれの傾向変動にどのような影響を与えるかについて、最小自乗法により3次以内の回帰曲線を推定し、標準誤差に基づいて考察する。標準誤差最小の回帰推定曲線を傾向変動曲線とする。ここで傾向変動を表す回帰曲線を3次以内にした。なぜならば、4次以上の回帰推定曲線では循環変動の一

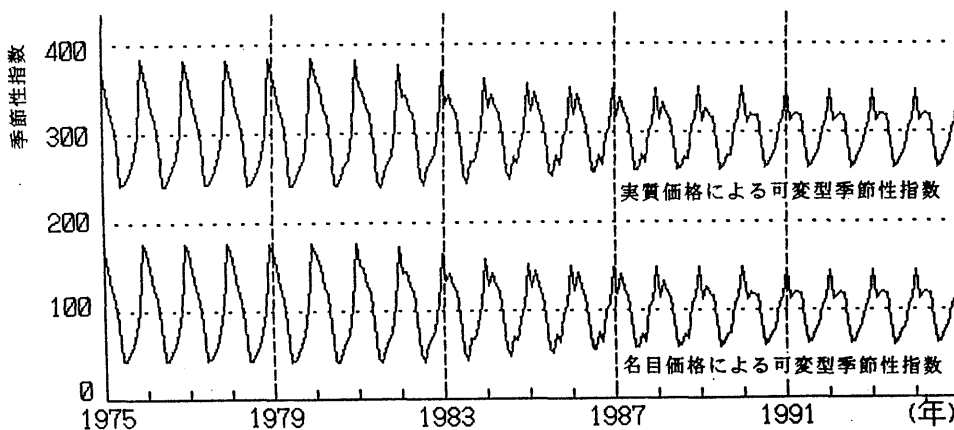
第1表 実質価格、名目価格の分散分析（二元配置、繰り返しなし）

項目	品目	傾向・循環変動の分散比		季節変動の分散比	
		名目価格	実質価格	名目価格	実質価格
東京都中央卸売市場	人参	6.1905 *	7.1123 *	8.7741 *	8.9544 *
	白菜	5.9884 *	6.5261 *	12.2460 *	12.5793 *
	キャベツ	4.0184 *	4.4717 *	2.9762 *	3.1249 *
	ほうれん草	16.2994 *	17.8013 *	47.7212 *	47.0725 *
	春菊	12.6896 *	13.9322 *	10.5148 *	10.6515 *
	ニラ	11.8182 *	12.6752 *	14.7927 *	14.1823 *
	キュウリ	8.3171 *	10.6813 *	48.9486 *	48.7703 *
	トマト	13.8313 *	16.9183 *	44.8613 *	45.2234 *
	枝豆	4.0998 *	5.5214 *	76.7157 *	75.4637 *
	里芋	15.4818 *	17.4004 *	37.0382 *	37.1946 *
	ニンニク	14.3295 *	16.7555 *	10.1248 *	10.0061 *
	しめじ	7.1233 *	16.4193 *	118.3040 *	112.1560 *
	生椎茸	15.5479 *	22.9145 *	14.0380 *	13.5980 *
	鳥取市小売価格	キュウリ	11.0673 *	26.1233 *	26.5969 *
	馬鈴薯	12.3437 *	27.0878 *	5.8615 *	5.9081 *
	タマネギ	10.7047 *	17.4086 *	7.3758 *	5.7410 *

以下割愛

注 1) \*はF検定の1%範囲で有意を表す。

2) 計測期間は卸売価格では1975年から1994年までで、小売価格では1974年から1993年である。



(東京都中央卸売市場トマト卸売価格、実質価格の可変型季節性指数は200目盛上に移動)

第3図 実質価格、名目価格それぞれによる可変型季節性指数

部分が回帰推定曲線に含まれ、時系列定常化による循環変動を算出するとき、その定常化過程において循環変動の一部分が取り除かれるおそれがあるからである。したがって、回帰推定曲線で傾向変動を表すとき、3次以内にとどめておく必要があると思われる。

標準誤差は回帰推定曲線に対する実際値の誤差の標準偏差である[1]。ここで  $y_i$  を原データ、 $y_i'$  を回帰推定値、 $N$  をデータ総数、 $d$  を自由度とし、標準誤差  $Se$  を下の(2)式により算出する。

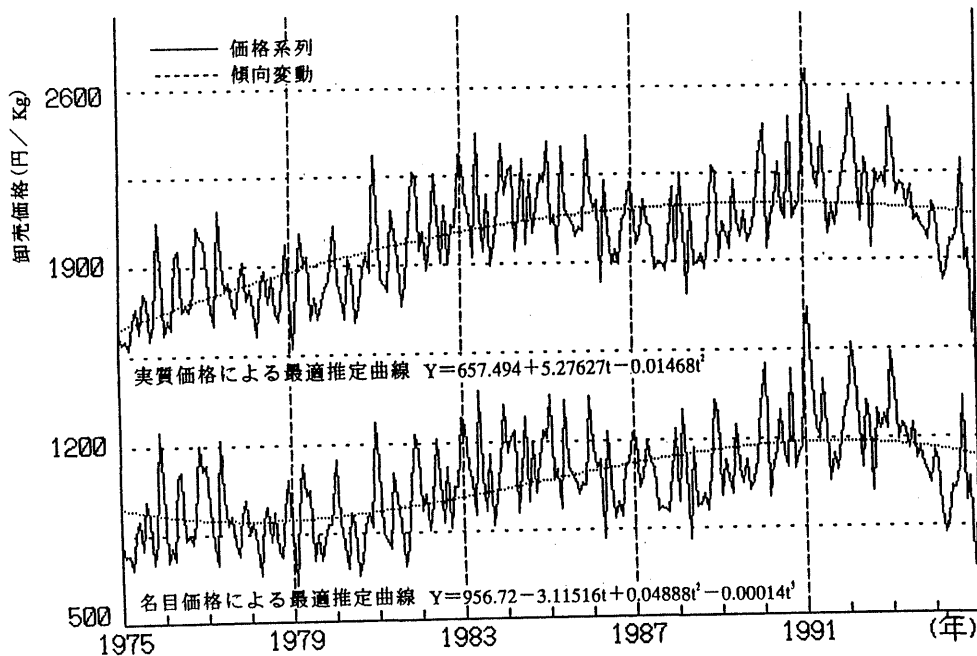
$$Se = \left\{ \frac{1}{d} \sum_{i=1}^N (y_i - y_i')^2 \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (2)$$

第4図は東京都中央卸売市場生鮮野菜卸売価格の実質価格、名目価格それぞれによる最適回帰推定傾向線の比較図である。実質価格の場合、1次回帰推定曲線の標準誤差は  $Se_1=175.788$ 、2次回帰曲線の標準誤差は  $Se_2=165.498$ 、3次回帰曲線の標準誤差は  $Se_3=175.081$  である。その結果、2次回帰曲線の標準誤差が最も小さいので、最適傾向曲線と判定した。名目価格では、1次、2次、3次回帰推定曲線の標準誤差がそれぞれ  $Se_1=165.694$ 、 $Se_2=164.357$ 、 $Se_3=162.747$  であり、これによって3次回帰推定曲線が最適傾向曲線となる。

このように分析する品目別に計算していくと、一部分

の野菜品目について、実質価格、名目価格それぞれの回帰推定曲線による傾向変動には相異があることが判明した。第2表は本稿で分析とする43品目の実質価格、名目価格の最適回帰傾向線の次数である。これによると、東京都中央卸売市場主要野菜38品目の中で18品目につき同一品目の実質価格、名目価格には差がみられる。つまり物価指数による価格データをデフレートすることにより、傾向変動に大きな影響を与え、変化のパターンを変えてしまうことになるのである。

このような変化をどううけとめるかについて、物価指数は経済変化の状況を反映するためにつくられたものであり、作成にあたって多くの農産物価格をとり、ウェイトつきで平準化したものであり、いわゆる総合指数である。しかし、このような総合指数はを用いておのおの個別品目をデフレートすることは時系列解析においては不合理であると思われる。なぜならば、本稿の分析でわかるように物価指数には固有の変動をもち、すべての農産物卸売価格が長期的にわたって必ずしも物価指数と同じ変動率では変化しないからである[2]。いいかえれば、各品目ではその固有の生産、流通特性がある。これを多品目の価格で平準化した物価指数で乗算すれば、総合経済要素の影響により個別品目の個性を変えていくこととなり、現実から乖離する結果に導いてしまうことと思わ



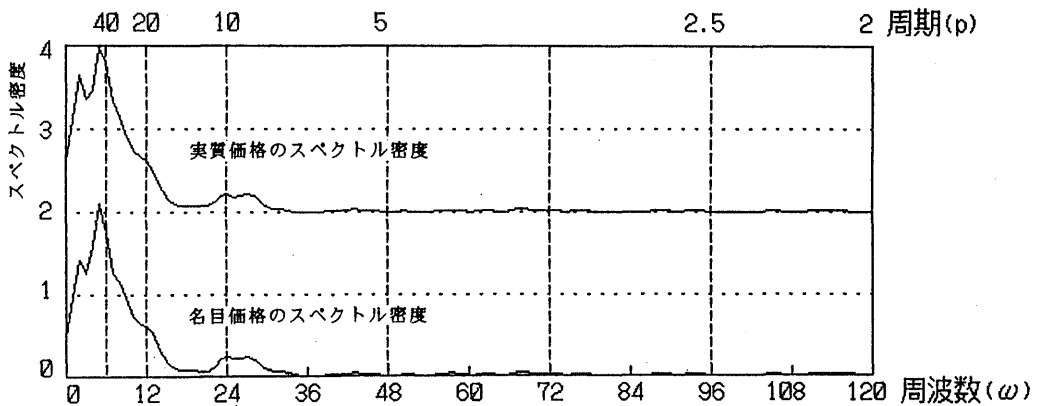
(東京都中央卸売市場生鮮野菜卸売価格、実質価格は1000目盛上に移動)  
第4図 実質価格、名目価格それぞれによる最適傾向推定曲線の比較

第2表 実質価格,名目価格それぞれの最適回帰曲線次数

類	別	品目別最適回帰傾向変動次数
東京都中央卸売市場	根菜類	大根(2,1) 人参(1,2) ゴボウ(1,1) かぶ(3,2)
	葉茎菜類	白菜(1,1) ネギ(3,2) アスパラガス(2,2) 春菊(1,1) キャベツ(3,3) ニラ(3,2)
		ほうれん草(1,1) ブロッコリー(2,2) パセリ(3,3) レタス(2,1) セルリー(2,1)
	果菜類	キュウリ(2,1) かぼちゃ(2,1) ピーマン(2,1) トマト(1,3) なす(2,1)
	豆科野菜	いんげん(2,1) さやえんどう(1,1) 枝豆(1,1)
	土物類	ながいも(3,3) 馬鈴薯(2,2) かんしょ(3,1) 里芋(1,2) タマネギ(3,3)
		ニンニク(3,3)
	きのこ山菜	しめじ(2,2) エノキダケ(2,2) なめこ(3,2) 生椎茸(2,3)
	香辛つま物	根ショウガ(3,3) 唐辛子(1,1)
	加工野菜	干椎茸(2,2)
その他	ゆず(1,1) 銀なん(3,1)	
鳥取市小売価格	キュウリ(2,2) 大根(2,2) ネギ(2,2) 馬鈴薯(2,2) タマネギ(2,2)	

注 1) 野菜の分類は東京都卸売市場年報によるものである。

2) ( )内の数字は前部が実質価格による最適回帰曲線の次数, 後部が名目価格による最適回帰曲線の次数を表す。



(東京都中央卸売市場かんしょ卸売価格, 実質価格のスペクトル密度は2目盛上に移動)

第5図 実質価格, 名目価格それぞれによるパワー・スペクトル密度

れる。したがって実質価格による最適推定曲線にはその品目をもつ本来の変化以外の要素による影響が含まれることとなり, 不適当となる。名目価格による最適推定曲線が最も現実的なものであると考えられる。

4) 循環変動の検討

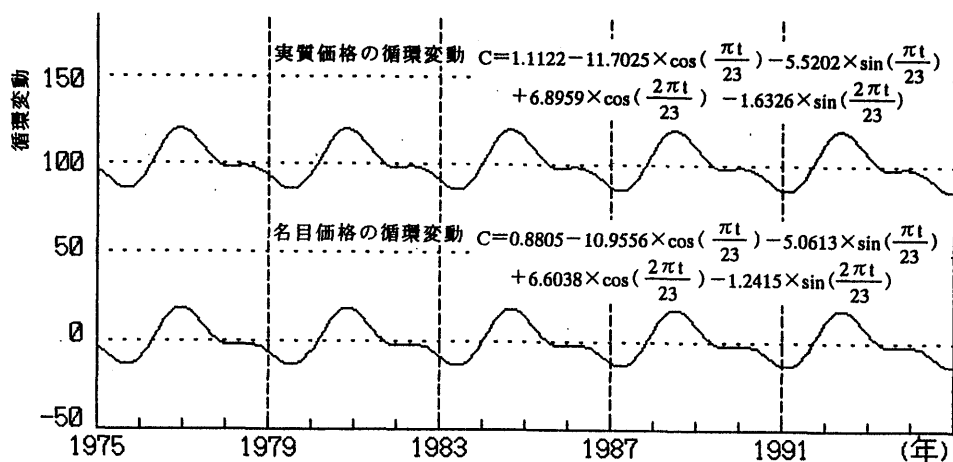
実質価格, 名目価格の循環変動に対する影響を解明するため, 本稿ではパワー・スペクトル解析により循環周期を検出し, フーリエ級数に基づき循環変動を抽出し, 比較検討を行った。

パワー・スペクトル密度 $F(\omega_1)$ は自己共分散 $R_1$ , 加えてラグ・ウィンドーと呼ばれる加重 $K_1$ により次のように定義される。

$$F(\omega_1) = \frac{1}{2\pi} (K_0 R_0 + 2 \sum_{i=1}^{N-1} K_i R_i \cos i\omega_1) \quad (3)$$

(ここで, 周波数 $\omega = 2\pi/p$ ,  $p$ は周期,  $N$ はデータ総数である。)

ラグ・ウィンドーはスペクトル密度の分散減少の役割を果たしている[4]。さまざまなラグ・ウィンドーが提案されているが, 本稿では Parzen ウィンドーを採用し, 大きさは $N/2$ とする。第5図は東京都中央卸売市場かんしょ卸売価格の実質価格, 名目価格のそれぞれによるスペクトル密度である。スペクトル密度についてはやや波形が異なるものの, 両方とも周波数5.2前後にピークが現れ, スペクトル解析による基本周期が同じものであることがわかる。基本周期は $p = 2\pi/\omega$ によって換



(東京都中央卸売市場かんしょ卸売価格、実質価格の循環変動は100目盛上に移動)  
 第6図 実質価格、名目価格それぞれによる循環変動の比較

算するので、周期の月間数に換算すると46ヶ月となる。これに対してF検定を行うと実質価格、名目価格ともに46ヶ月周期はF(1%)範囲で有意である。すなわち、かんしょの場合、実質価格、名目価格に関わらず、46ヶ月を基本周期とする循環変動を有することとなる。本稿ではパワー・スペクトル解析により野菜43品目の実質価格、名目価格の周期を解析し、同一品目において、実質価格と名目価格の基本周期が同じであることが判明した。

ほとんどの経済系列は種々の周期をもつ正弦、余弦関数の和として表すことができると考えられる。個々の単振動の周期がいずれも1つの基本周期 $p$ の分数であるような場合には、循環変動は個々の単振動の和として表され、フーリエ級数により求めることができる[3]。第6図は東京都中央卸売市場かんしょ卸売価格の実質価格、名目価格それぞれによる循環変動図である。実質価格、名目価格ともに2つの周期を持つ合成変動で表している。また同図ではその差をほとんど認めることができない。これに対して共分散分析を行うと、両系列の年間差異性がF検定の(1%)範囲で全く認められない。つまり統計上ではその差が確認されない結果となっている。本稿で分析した43品目では10年以内に循環変動のない品目を除き、ほとんどの品目において、実質価格、名目価格それぞれの基本循環周期及び循環変動の振幅が同じものである。ごく一部分の品目(かぶ、しめじ、ゆず、生椎茸、エノキダケ)の卸売価格では単振動の微小な変化により実質価格、名目価格の循環変動のパターンが相似であるが、共分散分析及びF検定の結果に相違があると判断された。つまり価格のデフレートにより循環変動解析に

影響を及ぼしていることとなる。

おのおのの野菜品目ではその固有の生産、流通、消費等の特性により循環変動を生成し、その変動は必ずしも社会全体の平均変化率と一致しないことが考えられる。實際上経済過程内に起こるあらゆる変化は物価指数に影響し、お互いにその変化を相殺することはありうることであり、平均変化率を表す物価指数でのデフレートでは時系列解析には不適當であると思われる。

#### ま と め

本稿は東京都中央卸売市場主要野菜38品目の卸売価格、1975年から1994年までの月別データ及び鳥取市野菜小売価格、1974年から1993年までの月別データ5品目、合計43系列、20年間の価格データを分析材料とし、卸売価格では農林水産物卸売物価指数でデフレートすることにより実質卸売価格を算出し、また、小売価格では食料品消費者物価指数でデフレートすることにより実質小売価格を算出したうえで、時系列解析法により、実質価格、名目価格の季節変動、傾向変動、循環変動への影響を分析考察したものである。物価指数については、月別リンク係数をつくり、1980年を基準とする農林水産物卸売物価指数、食料品消費者物価指数を求めた。時系列解析の各変動要素の抽出については、季節変動では、連環比率移動法により実質価格、名目価格それぞれの可変型季節性指数を抽出し、比較検討した。傾向変動では、3次以内の回帰推定曲線の誤差判定による最適推定曲線を採用し、実質価格、名目価格の傾向変動に対する影響を分析をした。循環変動では、パワー・スペクトルによ



り循環周期を検出し、フーリエ級数に基づき実質価格、名目価格それぞれの循環変動を算出し、その相異を比較分析した。それらの結果をとりまとめると以下のようになる。

1. 食料品消費者物価指数は農林水産物卸売物価指数より増長率が高い。これは経済発展のため、流通段階における輸送手段の多様化によりコストの増大及び小売業における規模拡大、雇用賃金等の上昇により小売マージンの増長率が高いことによるものと思われる。
2. 同一品目名目価格の卸売物価指数(消費者物価指数)によるデフレートで得られた実質価格では、時系列解析の季節変動に対する影響が小さく、統計上ではその差を認めることが困難である。
3. 傾向変動について、一部分品目の名目価格、実質価格それぞれによる最適回帰推定曲線の次数には一定の差がみられる。これは物価指数がより多くの農産物の平均変動を表すため、個別品目につき、必ずしもその平均変動率と同じ変動率で変化しないことによるものであると思われる。
4. 循環変動では、すべての品目において、実質価格、名目価格それぞれ時系列解析の循環周期及び振幅がほとんど同じものである。しかし、ごく一部分の品目では実質価格、名目価格の間に単振動の微小な変化により循環変動には差がみられる。これは個別品目においてその固有の生産、流通、消費等経済特性により循環変動が生成し、社会全体の経済変化を表す物価指数でのデフレートにより中長期的な循環周期及び振幅に影響を与えた結果によるものと思われる。
5. 以上を総括するならば、価格データの時系列解析においては名目価格にはそのものの経済特性が含まれており、その変動特性を消滅させないためにも名目価格を使うべきである。

(注1) 連環比率移動法の可変型季節性指数の算出方法は、対前月の連環比率を5年間隔に月別の算術平均を求め、1年ずつ移動する。求めた数列について欠落値を補足し、さらに3年移動平均を2回行う。移動平均による欠落値を補足した系列は可変型季節性指数である。詳しくは参考文献5、6を参照。

(注2) 卸売価格指数は日本銀行による統計であるが、国内総合卸売物価指数の分類では、1981年までの食料品分類項目は、1982年から農林水産物に統計項目が変わったものである。

(注3) 農林水産統計月報では、卸売物価指数について5年ごとに基準年が変わり、消費者物価指数について10年間につき基準年が変わる。旧基準年から新基準年へと交替するときには11ヶ月間の指数をだぶっている。これにより11ヶ月分の月別リンク係数をつくり、残り1ヶ月分のリンク係数はその11ヶ月分リンク係数の平均により代替した。

#### 参 考 文 献

- 1) 石 南国：統計学教科書，創成社，東京(1977) pp.117-120
- 2) Schumpeter J. A.：景気循環論Ⅲ，吉田昇三監修，金融経済研究所訳，有斐閣，京都(1960) pp. 671-718
- 3) 篠崎寿夫・富山薫順・若林敏夫：現代工学のための応用フーリエ解析，現代工学社，東京(1991) pp. 2-6
- 4) 出村克彦：食肉経済の周期変動，明文書房，東京(1979) pp. 31-34
- 5) 万里・笠原浩三・仙北谷康：連環比率指数移動法による可変型季節変動指数の抽出方法について，鳥取大学農研報，49：111-118(1996)
- 6) 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，地域農林経済学会大会報告論文集，5：109-114(1997)