

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

万 里*・笠原浩三**・仙北谷康**

(平成8年6月24日受付)

On the Extraction Method of Variable Seasonal Index by the Link Relative Index Moving Method

Li WAN*, KOZO KASAHARA** and Yasushi SEMBOKUYA**

In this paper, based on the time-series analysis, we will try a new extraction method of the variable seasonal index, which studied a fixed seasonal index method, Economic Planning Agency (EPA method) of Japan, and the Census method by the U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census. The name of this new method is called Link Relative Moving (LRM) method in this paper.

The moving year of link relative is an odd number's year from three years to eleven years for extraction of the reserve seasonal index. The seasonal index of the LRM method and the seasonal index of the EPA method analysis do variance and f-testing of statistical hypothesis. This paper decides the moving year is five years for the time-series data of the vegetables with checking the number size of error variance and series variance. Lastly, this paper will compare the reserve seasonal index of LRM method with the EPA method. The results are; firstly, the moving year of link relative is five years at extraction of variable seasonal index from vegetables time-series data; secondly, the reserve seasonal index does not have any distinction between the LRM method and the EPA method.

緒 論

青果物は日常生活には不可欠なものであり、人間の生存にかかわる大きな役割を果たしている。しかし、青果物は長期的保存が困難なものも多く、さらに生産・出荷

量が気象等自然条件に左右されやすく、価格が不安定である。また、青果物は米などの政府による価格支持がされておらず、生産・出荷量の微少な変動により、大きな価格変動を招きやすい。つまり、価格弾力性は非常に小さく、価格の乱高下に迅速に対応できず、不安定な商品

*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

特性を持つ財としての認識が強い。

青果物の流通は他産業製品と違い、卸売市場を通したセリ売により、価格が決定され、入荷数量、銘柄、鮮度、規格等による価格の差が大きい。近年来、卸売市場内の先取り、予約相対取引の増加、市場外の生産地から消費地へ直接輸送、いわゆる産地直送形態が進みつつあるものの、これらの取引価格も基本的にはセリ売価格を基準にして形成されたものと指摘されている^{2,4)}。

青果物の価格変動は種々の要因によって生起する。四季、気象等自然条件による生産・出荷量の変化、短期的な価格政策や中長期的な構造政策及び生産者の市場情報の不十分な入手等経済、人為的な要素は、市場の供給曲線をシフトさせ、需給均衡からバランスが崩され、価格変動をもたらす。しかし、一見規則のない青果物価格変動であるが、その変動には、生産特性による季節的な市場入荷量から派生する一年間を周期とする季節変動をはじめ、一連の変動が内包されている。青果物の生産・出荷量には強い季節性があり、その季節変動の影響を受け、卸売価格、さらに小売価格まで影響を及ぼしている。

そこで、本研究では時系列解析法に基づき、従来の固定型季節性指数抽出法及びEPA法、センサス局法等による可変型季節性指数抽出法を検討した上で、より簡単かつ有効な独立した可変型季節性指数の抽出方法を検討したものである。この方法を本研究では仮に連環比率移動法(link relative moving method)と呼ぶこととする。連環比率の移動期間について、3年から11年の奇数年移動期間により、予備可変季節性指数を抽出し、傾向・循環変動、不規則変動の各予備可変季節性指数系列への影響を検討し、移動期間による予備可変季節性指数の変化及び季節変動の可変性の評価を検討した。さらにその予備可変季節性指数を分散分析し、季節変動分散比の変化率を比較し、連環比率の移動年数を5年間に確定した。移動平均による欠落データの補足はセンサス局法の補欠方法を利用した。抽出した可変型季節性指数を分散分析し、季節変動の有意性を検討するとともに、傾向・循環変動、不規則変動の除去効果を検討することとした。また、共分散分析の手法で連環比率移動法による可変型季節性指数とEPA法による可変型季節性指数との差異性を検討した。

連環比率移動法

季節変動の分析方法を大別すると、固定型と可変型に分けられる。固定型季節変動の抽出法として、移動平均法、月別平均法、連環比率法をあげることができる。そ

のいずれについても、季節変動のパターンは全観察期間について同一であると仮定している。しかし、青果物生産は自然、経済、政策等さまざまな影響を受け、特に経済成長と技術進歩による保鮮技術の発達及び道路網の整備に伴い自動車を主体とする長距離、短時間、低コスト輸送の実現、遠隔産地の生鮮品と地元の品物との競争強化、施設栽培等による周年化生産が進み、季節的な生産・出荷量変化の緩和、さらに近年の輸入量の加速的な増加、健康食品への追求による消費者の品物に対する品質判定標準の変化等、青果物の季節変動パターンが年々と変化する。可変型季節性指数抽出法として、よく使われているものとしてはセンサス局法、EPA法があげられる。しかし、これらの可変型季節性指数抽出法のほとんどはその固有のプログラムによって計算し、計算方法はかなり複雑であり、統計知識に深い理解が要求される¹⁾。日本国の経済事情に合うように改良したEPA法による季節性指数にしても、そのEPA法による季節調整には適合するが、他の季節調整法には対応しにくい側面を持っている^(注1)。

ここではセンサス局法、EPA法による可変型季節性指数の抽出法を再吟味し、新しい可変型季節性指数の抽出方法を検討した。この連環比率移動法は計算が簡単であり、直接原系列から可変型季節性指数が求められる。さらに求めた可変型季節性指数が単独であるため、さまざまな季節調整法に対応できる。

(1) 予備可変季節性指数の抽出

青果物の季節変動は基準年の前後数年間に影響があると考えられるが、基準となる年に近ければ近いほどその影響力は強いと考えられる。影響力の最も強い期間K年間の連環比率平均値を求めながら1年ずつ移動することにより、その関連性を残し、他の変動要素を取り除く効果が得られると考えられる。この過程により、予備可変季節性指数が求められる。その計算方法を説明すると以下の如くである。

ここで、iを年次、jを月次、Nを計測年数とし、原系列を $Y_{i,j}$ とする。まず連環比率 $\lambda_{i,j}$ を求める。

$$\lambda_{i,j} = \frac{Y_{i,j}}{Y_{i,j-1}} \times 100 \quad \dots\dots\dots (1)$$

この連環比率の中位数、或いは算術平均値 $\bar{\lambda}_{\tau,j}$ をK奇数年間^(注2)について求め、そして1年ずつ移動させる。

$$\bar{\lambda}_{\tau,j} = \frac{\sum_{i=1}^K \lambda_{i+\tau-(K/2+0.5),j}}{K} \quad \dots\dots\dots (2)$$

{ $\tau = K/2+0.5, K/2+1.5, K/2+2.5, \dots, N-(K/2-0.5)$ }

求めた平均値で1月を基準として連環比率 $\alpha_{\tau, j}$ を求める。

$$\alpha_{\tau, j} = \frac{\alpha_{\tau, j-1} \cdot \bar{\lambda}_{\tau, j}}{100} \dots\dots\dots (3)$$

(ただし、 $\alpha_{\tau, 1} = 100$)

(3)式から $\alpha_{\tau, 12}$ と $\bar{\lambda}_{\tau, 1}$ の積は100で割ると100より大きければ、比率の中にはまだ傾向変動や循環変動が残っていることになる。この場合、連環比率を補正する必要がある。その補正比率 $\Delta \alpha_{\tau, j}$ を(4)式により求めることができる。

$$\Delta \alpha_{\tau, j} = \frac{\Delta \alpha_{\tau, 12} \cdot \bar{\lambda}_{\tau, j} \cdot (j-1)}{1200} \dots\dots\dots (4)$$

補正比率により、補正連環比率 $\lambda'_{\tau, j}$ は、

$$\lambda'_{\tau, j} = \alpha_{\tau, j} - \Delta \alpha_{\tau, j} \dots\dots\dots (5)$$

(ただし、 $\lambda'_{\tau, 1} = 100$)

となり、求める季節変動指数 $S_{\tau, j}$ は次のようになる。

$$S_{\tau, j} = \frac{\lambda'_{\tau, j}}{\sum_{j=1}^{12} \lambda'_{\tau, j} / 12} \dots\dots\dots (6)$$

以上の過程により、予備可変季節性指数を求めることができる。しかし、ここでは連環比率の移動期間を具体的に何年間にすればよいかという大きな問題が残ってい

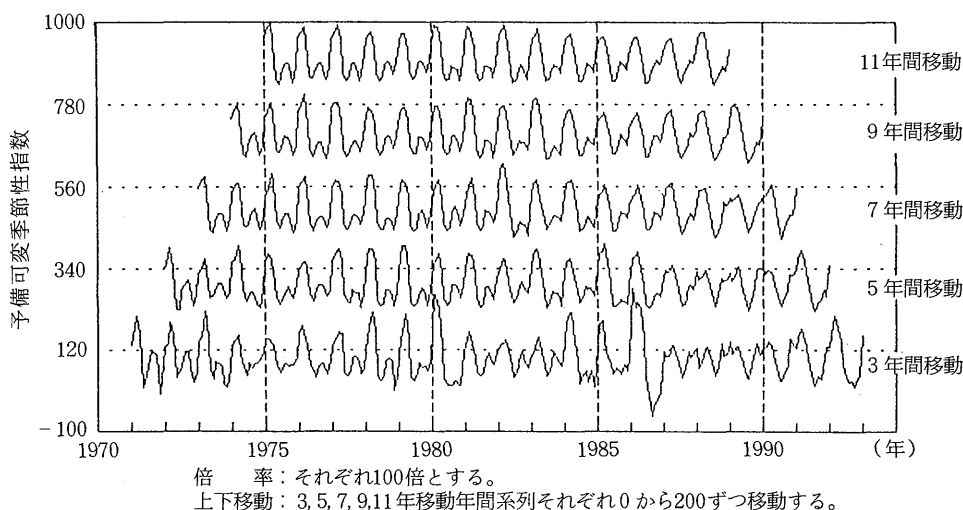
る。この移動期間が長ければ長いほど、求めた予備可変季節性指数の季節効果分散比が大きくなり、その予備可変季節性指数は固定型に近づく。移動期間はデータ計測期間と同じにすれば、連環比率法による固定型季節性指数の抽出法と同様になり、抽出した季節性指数の可変性が完全に失われることになる。逆に、移動期間が短すぎると、他要素変動の影響が強くなり、季節変動の規則性がなくなる。以上のことから、移動期間の決定には次の条件を考慮しなければならないといえよう。

- ①抽出した季節性指数の可変性を失わない。つまり、移動期間ができるだけ短くすること。
- ②傾向・循環変動及び著しい不規則変動の除去効果が良好であること。
- ③抽出した季節性指数の規則性が十分有すること。

(2) 移動期間の決定

このように連環比率を1年ずつ移動させる方法により求めた予備可変季節性指数がどうなっているかを実際に鳥取青果物卸売市場、米子青果物卸売市場の主要野菜品目の月別入荷数量、卸売価格及び鳥取県における5品目の野菜小売価格について、3年、5年、7年、9年、11年間を移動期間として、予備可変季節性指数を抽出・分析し、その結果を第1図に示した。

第1図で見られるように、移動期間に関わらず、傾向・循環変動はほとんど見られない。これは連環比率を求め



第1図 鳥取青果物卸売市場レタス卸売価格奇数年間（3年から11年まで）移動連環比率による予備可変季節性指数

る過程において、傾向・循環変動のほとんどが除去されたことを示している。連環比率の3年間移動平均による予備可変季節性指数について、季節変動の規則性が小さく、不規則変動の影響がまだかなり大きいことが確認でき、移動期間を長くすることにしたがって、季節変動の規則性が安定してくることが見られる。具体的にいえば、5年移動期間の予備可変季節性指数系列はその可変性が失われていないものの、季節変動の規則性も十分に表れていることがグラフで確認できる。7年、9年、11年移動期間をのぼって見ていけば季節変動は徐々に年間差が小さくなり、固定型に近づき、可変性が失われつつあることが確認できる。つまり、3年間系列と5年間系列との差がかなり大きく、5年間系列とそれより長い移

動期間系列とは差があるものの、5年間系列は季節変動の可変性が大きく、季節性も十分含まれていることがグラフ上で直観的に判断できる。

グラフによる直観的な判断は実際にどうであるかについて、分散分析により傾向・循環変動効果、不規則変動効果、季節変動効果を分離し、分析する。その結果は第1表にまとめた。

第1表では、一般的に移動期間が長ければ傾向・循環効果の分散がほぼ変わらないものの、季節効果の分散、不規則効果の分散は徐々に小さくなり、季節変動の分散比はだんだん大きくなる。しかし、移動期間の変化により、季節効果分散の変化が緩やかであるものの、不規則効果の分散に注目すると、変化率が大きい。特に3年移

第1表 移動連環比率による予備可変季節性指数の分散分析及び分散比変動比率表
(二元配置・繰り返しなし)

品 目	移動年数	傾向・循環効果分散	季節効果分散	不規則効果分散	分 散 比		対前移動年間変化比率(%)
					循環・傾向変動	季節変動	
ダイコン	3	7.94951×10^{-8}	21062	270.297	2.94103×10^{-10}	77.9216 **	
	5	1.08229×10^{-7}	20449.4	159.575	6.78234×10^{-10}	128.149 **	64.46
	7	3.81294×10^{-8}	19239.6	113.465	3.36047×10^{-10}	169.565 **	32.32
	9	1.04308×10^{-7}	17786.9	79.0253	1.31993×10^{-9}	225.079 **	32.74
	11	6.15533×10^{-7}	15869.4	51.3507	1.19868×10^{-8}	309.04 **	37.30
キャベツ	3	6.82526×10^{-8}	20794.5	1263.19	5.40322×10^{-11}	16.462 **	
	5	6.82316×10^{-8}	22216.8	489.63	1.39353×10^{-10}	45.3747 **	175.63
	7	3.54998×10^{-7}	21547.6	345.298	1.02809×10^{-9}	62.4031 **	37.53
	9	1.84775×10^{-7}	21025.7	231.951	7.96610×10^{-10}	90.6474 **	45.26
	11	9.66283×10^{-7}	19509.5	118.482	8.15551×10^{-9}	164.661 **	81.65
ネギ	3	3.45920×10^{-8}	16402.5	688.08	5.02732×10^{-11}	23.8381 **	
	5	9.17598×10^{-8}	15794.7	355.3	2.58290×10^{-10}	44.4546 **	86.49
	7	3.79322×10^{-7}	14700.1	240.159	1.57946×10^{-9}	61.2096 **	37.69
	9	7.18236×10^{-7}	13057	180.224	3.98523×10^{-9}	72.4484 **	18.36
	11	2.92292×10^{-7}	11111.4	111.089	2.63114×10^{-9}	100.022 **	38.06
キュウリ	3	6.01036×10^{-8}	85006.6	707.396	8.49646×10^{-11}	120.022 **	
	5	2.11165×10^{-7}	86601.4	339.277	6.22397×10^{-10}	255.253 **	112.41
	7	4.95683×10^{-7}	87345.3	191.373	2.59014×10^{-9}	456.415 **	78.81
	9	5.06640×10^{-8}	83434.9	154.13	3.28710×10^{-10}	541.328 **	18.60
	11	1.03506×10^{-6}	75288.6	112.592	9.19301×10^{-9}	668.686 **	23.53
サヤエンドウ	3	3.05341×10^{-8}	43287.6	509.266	5.99570×10^{-11}	84.9998 **	
	5	1.17641×10^{-7}	42161.5	315.833	3.72477×10^{-10}	133.493 **	57.05
	7	1.62379×10^{-7}	37498.5	210.276	7.72218×10^{-10}	178.33 **	33.59
	9	2.14577×10^{-7}	33500.9	155.088	1.38358×10^{-9}	216.013 **	21.13
	11	2.38304×10^{-6}	29593.1	102.973	2.31423×10^{-8}	287.386 **	33.04
馬鈴薯	3	4.36391×10^{-8}	4564.77	93.3272	4.67593×10^{-10}	48.9114 **	
	5	1.18229×10^{-8}	4107.78	50.0318	2.36308×10^{-9}	82.1034 **	67.86
	7	1.74870×10^{-7}	3856.38	29.7461	5.85875×10^{-9}	129.643 **	57.90
	9	1.13249×10^{-7}	3469.7	22.0119	5.14489×10^{-9}	157.629 **	21.59
	11	3.57628×10^{-7}	3042.07	14.8374	2.41031×10^{-8}	205.027 **	30.07

以下割愛

- 注 1) 鳥取青果物卸売市場卸売価格データである。
 2) **はF検定の1%水準で有意であることを示す。
 3) データ計測期間は1970年～1993年である。

動期間系列と5年間系列との間に、その分散の変化率が著しく、ある品目は倍以上もある。したがって、3年と5年間系列のあいだの季節変動分散比の変化率も大きくなり、他の相隣系列間の変化率より大きい。

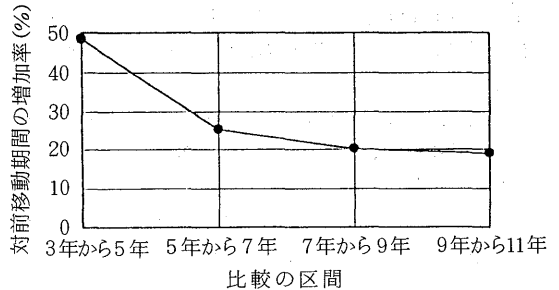
青果物の生産・流通を考えると、一般的に天候不順等異変、いわゆる短期的、偶発的な要素による収穫・出荷量の変化は一時的に大きく、長続きはしない。この種の変化は短い間に卸売価格及び小売価格に強く影響し、不規則変動を生み出す主な起因となっている。この種の不規則変動は季節変動を抽出するとき、除去すべきである。中長期的な構造政策・経済事情の変動、栽培面積の長期変化等による生産、出荷、流通状況は毎年少しずつ変化し、季節変動の可変性の起因であると考えられ、可変型季節性指数に残すべきものである。

以上の分析により、3年間系列の場合には、その中にまだ偶発的な不規則変動が多く残っており、季節変動の規則性が見られなく、予備可変季節性指数としては不適当であろう。むしろ5年系列は季節変動の可変性もあり、偶然要素による不規則変動の除去効果がよく、可変型季節変動系列として良いものとなろう。

もちろん移動期間を長くすればするほど不規則変動の分散は小さくなるが、季節変動の可変性が失われる。移動期間をデータ計測年間と同じ年数にすれば求めた季節性指数は固定型になるはずである。ところで、ここでは可変型季節性指数を求めているため、できるだけその可変性を保持することが必要である。つまり原系列の情報を失わせないことが大切である。いいかえれば、移動期間を最小限にとどめておくことが必要で、それによって求めた可変型季節性指数は最も現実的なものとなるであろう。しかしながら、移動期間が短ければ短いほど不規則変動の分散が大きくなり、求めた可変型季節性指数の規則性が失われることとなる。

この課題に接近するために、ここでは移動期間の季節変動分散比の増加率を算出し、適正な移動期間を考察することとした。第2図はその増加率の14品目平均値を比較したものである。これによると、増加率は3年から5年間系列までのものが最も大きく、以下移動期間が長くなるに従って増加率は次第に低下し、おだやかになっていくことが確認される。これは3年間以内の期間にはまだ不規則変動要素が残っていることを表しているものである。これらのことから3年から5年までの期間を移動期間とすることが適当と思われる。

以上の分析により、本稿では連環比率移動法により、青果物の可変型季節性指数を求める場合には、連環比率



第2図 米子青果市場14品目主要野菜入荷数量の予備可変季節性指数による季節分散比の平均増加率

移動期間を5年間に設定することとした。つまり(2)式の具体的表示は以下のように書きかえられる。

$$\bar{\lambda}_{\tau, j} = \frac{\sum_{i=1}^5 \lambda_{i+\tau-3, j}}{5} \quad (\tau=3, 4, 5, \dots, N-2) \dots \dots (7)$$

(3) 欠落値の補足及び可変型季節性指数の抽出

連環比率の移動期間を5年に決め、予備可変季節性指数は5年間移動平均をさせながら計算するため、最初と最後の2年分の値は欠落となる。ここで予備可変季節性指数について、欠落値を補足することとする。その方法はセンサス局法の補欠方法を利用し、以下の原則に従って補足する⁷⁾。

- ①最初(後)の1年目の季節性指数としては、最初(後)の項より連続した3項に2/5、2/5、1/5のウェイトを与えて加重平均したものと同じ。
- ②最初(後)より2年目の季節性指数としては、最初(後)より連続4項に3/10、3/10、2/10、2/10のウェイトを与えて加重平均した値に等しい。

ここで用いた補欠のウェイトは次のような意味を持っている。すなわち、①に用いるウェイトは第1年目の季節性指数を得るには、1年目を含む以後の3年の値の他、それ以前の2個の値が必要である。そこで、その値が1年目、2年目の平均値と一致すると仮定すれば最初(後)項の季節性指数推定値のウェイトが得られる。②についてのウェイトも同様の原則より得られる。

以上の過程によって特に著しい不規則変動及び傾向・循環変動が除去した予備可変季節性指数が得られる。しかし、この予備可変季節性指数にはまだ不規則変動が残っている(第1表の不規則変動の分散欄を参照)、そこで不規則変動の除去効果を検討し、求めた予備可変季節性指数値に対して年間に3項移動平均を2回繰り返して行う。ただ、移動平均の性格から最初(後)の年から2

年分の値が得られないことになるので、前のステップにおける補欠と同じ考え方によって以下の原則で補正する(注3)。

a. 最初(後)の1年目の値は最初(後)からの継続する3ヶ年の比率について9/18, 7/18, 2/18のウェイトを与えて加重平均とする。

b. 最初(後)よりの2年目の値は最初(後)から4ヶ年の比率について5/18, 7/18, 4/18, 2/18をウェイトとする加重平均値とする。

このような計算を通して、不規則変動及び傾向・循環変動を除去した可変型季節性指数が算定される。抽出した可変型季節性指数はどれほどの信用性があるかについては、分散分析法で検定し、検討する必要がある。

連環比率移動法による可変型季節性指数の分散分析

このように、連環比率移動法により求めた可変型季節性指数系列には、傾向・循環変動、不規則変動がどれだけ除去され、季節変動の有意性があるかどうかについて、分散分析法により傾向・循環変動効果、不規則変動効果、季節変動効果を分離し、その分散比のF検定により判定する。

第2表の分散分析の結果を見ると、連環比率移動法による可変型季節性指数のすべてはF検定の1%範囲で有意となり、季節変動の分散比はかなり大きく、傾向・循

環変動はほとんど見られない。さらに不規則変動の分散が小さく、短期的要素による偶然変動の除去にはかなり良好な効果のあることがいえる。

EPA法、連環比率移動法それぞれによる可変型季節性指数の比較

(1) 可変型季節性指数のグラフによる比較

ここでは例として、鳥取青果物卸売市場のダイコン卸売価格、米子青果物卸売市場のレタス卸売価格について、連環比率移動法、EPA法それぞれによる可変型季節性指数を抽出し、第3図にまとめ、その変化の特徴を比較してみる。

第3図で確認できるように、連環比率移動法とEPA法の可変型季節性指数の間にはその変化パターンの大差を認めることができない。連環比率移動法の系列はEPA法の系列より振幅がやや大きい。これは連環比率移動法の季節性抽出域がやや広いことを示している。ダイコンの季節変動は2峰型で、長年にかけて変化が緩慢である。これは春物と秋物と年に2回生産・出荷していることにより、価格の変動により生産量が調整され、出荷量が相対的に安定していることが説明できる。レタスは洋菜類に属し、保存性が劣り、さらに自然条件の変化により生産量が左右されやすく、季節変動の変化が大きい。

第2表 連環比率移動法による可変型季節性指数の分散分析結果表(二元配置・繰り返しなし)

市場	項目	品 目	傾向・循環効果分散	季節効果分散	不規則効果分散	分 散 比	
						循環・傾向変動	季節変動
鳥取青果物市場	卸	白菜	3.60709×0.1^{12}	4.50673	0.0133812	2.69563×0.1^{10}	336.795 **
		ホウレン草	7.52743×0.1^{12}	6.43617	0.0392829	1.91621×0.1^{10}	163.841 **
		トマト	6.23918×0.1^{12}	4.51125	0.02023	3.08413×0.1^{10}	222.998 **
	売 価	キュウリ	4.62285×0.1^{12}	10.0512	0.0196006	2.35852×0.1^{10}	512.801 **
		南瓜	7.65903×0.1^{12}	43.7096	1.57285	4.8695×0.1^{12}	27.79 **
		サヤエンドウ	3.01764×0.1^{12}	5.35514	0.0235196	1.28304×0.1^{10}	227.689 **
		カンショ	4.05751×0.1^{12}	4.46874	0.00771247	5.26097×0.1^{10}	579.417 **
格	タマネギ	3.59782×0.1^{12}	1.76062	0.00600779	5.98858×0.1^{10}	293.057 **	
	山の芋	2.31513×0.1^{12}	2.04563	0.007709	3.00316×0.1^{10}	265.356 **	
鳥取県	小 売	ダイコン	4.97133×0.1^{12}	3.73372	0.0760715	6.53507×0.1^{11}	49.0817 **
		キュウリ	3.73229×0.1^{12}	6.05155	0.0927863	4.02245×0.1^{11}	65.2203 **
	価 格	ネギ	3.8462×0.1^{12}	4.49634	0.0157345	2.44443×0.1^{10}	285.763 **
		馬鈴薯	2.92867×0.1^{12}	0.169882	0.00492503	5.94650×0.1^{10}	34.4937 **
		タマネギ	7.50148×0.1^{12}	0.803377	0.00936532	8.00985×0.1^{10}	85.7821 **
以 下 割 愛							

注 1) **はF検定1%水準で有意であることを示す。

2) 計測期間はキュウリ小売価格が1971年～1993年である以外、1970年～1993年である。

第3表 EPA法, 連環比率移動法それぞれによる可変型季節性指数の共分散分析

市場項目	品目	仮説 B ₁ =0 仮説 B ₁ =B 仮説 A ₁ =A		
		F ₁	F ₂	F ₃
鳥取青果市場	卸売価格			
	ダイコン	528.8811	**	-1022.61 -26.2798
	白菜	1457.49	**	-2891.15 -26.6174
	キュウリ	1468.33	**	-2999.38 -25.5003
	サヤインゲン	1077.09	**	-2271.31 -25.7721
	セルリー	164.1455	**	-218.903 -29.8893
米子青果市場	卸売価格			
	馬鈴薯	560.2255	**	-1027.6 -25.7385
	入荷量			
	白菜	1038.56	**	-2134.96 -25.5816
	キュウリ	665.7777	**	-1327.57 -25.9587
	馬鈴薯	521.5066	**	-1032.04 -25.89
鳥取県	卸売価格			
	キャベツ	121.4755	**	-201.418 -33.5919
	トマト	732.4066	**	-1385.05 -26.0653
	レタス	253.0799	**	-466.24 -27.0584
	カンショ	1072.9	**	-2049.33 -25.893
	入荷量			
鳥取県	卸売価格			
	ダイコン	292.1255	**	-534.407 -29.2354
	トマト	940.0111	**	-1801.79 -26.1885
	カンショ	1961.09	**	-3393.7 -25.9781
鳥取県	小売価格			
	ダイコン	234.091	**	-341.21 -37.1261
	タマネギ	736.644	**	-1240.64 -25.6454
	馬鈴薯	197.697	**	-244.439 -28.4439

注 1) **はF検定1%水準で有意を示す。

2) データ計測期間は1970年～1993年である。

要 約

本研究では新しい可変型季節性指数の抽出方法として、連環比率移動法を検討し、連環比率の移動年間による可変型季節性指数への影響を検討したものである。また、連環比率移動法により抽出した可変型季節性指数を用いて、分散分析の手法で傾向・循環変動、不規則変動の除去効果を検討した。さらに、共分散分析の手法で連環比率移動法とEPA法との可変型季節性指数の差異性を検討した。その結果を取りまとめると以下のようなものである。

- ①連環比率移動法により抽出した可変型季節性指数は傾向・循環変動、不規則変動の除去効果が良好であり、季節変動の抽出効果にも良い結果を与える。
- ②連環比率移動法により、季節性指数を抽出するとき、移動期間による季節性指数の可変性には差があり、移動期間の決定が重要である。
- ③青果物の可変型季節性指数を抽出するとき、連環比率の移動期間は5年間にするのは適当である。
- ④連環比率移動法による可変型季節性指数とEPA法のそれと多少差があるものの、大差は認めることができない。

⑤連環比率移動法の原理は同様に移動平均法、月別平均法に適用でき、このことによって、加法モデル時系列の可変型季節変動にも対応できる。

<注>

1. EPA法による可変型季節性指数はこの方法による季節調整に適用でき、その固有のプログラムにより、季節調整もできる。しかし、EPA法は傾向変動と循環変動は分離されないまま、傾向・循環変動の合成系列として扱われている。このことは、傾向、循環変動を分離しようとする場合、他方法を利用しなければならぬ。この時、EPA法による季節性指数を採用する方法との適合性等問題がある。
2. 求めた平均値は中心値であるため、移動平均年数を奇数年間にする必要がある。
3. この加重平均のウェイトはセンサス局法の3項移動平均2回繰り返すときの補足ウェイトを利用している。例えば、最初から3年目の数値は、1～3, 2～5, 3～6年移動平均値となる。かくてS(t)でt年目の値を示すことにすれば、

$$\frac{1}{3} \left[\frac{1}{3} \{S(1)+S(2)+S(3)\} + \frac{1}{3} \{S(2)+S(3)+S(4)\} + \frac{1}{3} \{S(3)+S(4)+S(5)\} \right] \\ = \frac{1}{9} \{S(1)+2S(2)+3S(3)+2S(4)+S(5)\}$$

となり、S(3)に大きなウェイトがかかることになる。

参 考 文 献

- 1) 阿部喜三他：季節変動調整法。大蔵省印刷局、東京(1971) pp.21-122
- 2) 笠原浩三：農業新時代への農政対応。飯島源次郎、京野禎一、黒柳俊雄編、農林統計協会、東京(1988) pp.169-185
- 3) 稲葉弘道：パソコンによる計量分析 経済分析のためのマイクロAGNESS。農林統計協会、東京(1988) pp.349-462
- 4) 笠原浩三：青果物の消費者価格と卸売価格の周期的変動について。鳥大農研報、37 182-194(1985)
- 5) 岸根卓郎：理論・応用統計学。養賢堂、東京(1978) pp.229-234
- 6) 永田 靖：入門統計解析法。日科技連、東京(1995) pp.148-159
- 7) 溝口敏行、浜田宗雄：経済時系列の分析。勁草書房、東京(1983) pp.51-72