

四半期別国民所得統計の季節調整について

(四半期別分科会資料 No. 1-3)

I はじめに

II 連環比率法

III 連環比率法による四半期別国民所得統計の季節調整

1. 計算方法

2. 対象系列

3. 民間在庫投資および財政支出の季節調整

(i) 民間在庫投資

(ii) 財政支出

IV EPA-1 季節調整方法

1. EPA-1法の特徴

2. 計算方法

V 各種季節調整方法による調整結果の比較

1. 各種方法による季節調整済系列のグラフ ----- EPA-1法、

センサス局法、連環比率法

2. 季節調整済系列の前使の期の平均値に対する比率(偏差)の1

(0)に対する標準偏差

I 「はじめに」

国民所得統計の4半期別推計値を用いて、短期的な経済分析を行なう場合、とくに季節変動の調整が重要な問題である。

現行国民所得報告においては、連環比率法によって季節調整を施した国民総支出コンポーネントの季節調整済系列を掲載している。しかし連環比率法のような固定季節指数による季節調整方法（全対象年次にあたって、一定の季節指数（各四半期別）によって原系列値を割って季節調整する方法）では、最近のように経済構造の変化が激しく、それに伴って季節変動パターンの変化が著しい構成系列については、十分に季節調整が行なわれていない恐れがある。この点について「国民経済計算調査委員会報告」は、現段階では、一応現行方法を継続しても大過ないと判断しているが、今後の検討の必要性を示唆している。

また同委員会は、現行のような支出コンポーネントだけの季節調整に止まらず、分配国民所得のコンポーネントについても、季節調整済系列が掲載されることが望ましいことを指摘している。

我が国においては従来、季節変動の調整方法としてはノック月移動平均法および連環比率法が広く用いられて来た。これらの方法はいずれも、現実の経済指標がもっている季節変動パターンの経時的構造変化の可能性を無視して、季節変動パターンは各年を通じて、規則的、固定的なものと仮定しているものである。

これに反して、アメリカ商務省センサス局において開発された季節調整方法で、現在、同センサス局ばかりでなく、OECD等においても用いられているセンサス局法を始め、また経済企画庁統計課

において開発され、既に「20系列による景気動向指数」、「昭和37年度年次経済報告」等に利用されているEPA-1法等は、いずれも季節変動パターンは時間の経過につれて徐々に変化するという前提に立っており、電子計算機を駆使して行う、かなり精緻な季節調整方法と言えよう。

そこで、ここでは、前記の「調査委員会」の示唆ならびに、新たな季節調整方法の出現等の現状を背景として、我が国の四半期別国民所得統計における季節調整済系列のあり方をめぐってこれに関連する諸問題を検討してみよう。

II 「連環比率法」

経済的時系列は一徹に、傾向変動(T)、循環変動(C)、季節変動(S)、および不規則変動(I)という四つの変動要素の合成体と考えられる。季節調整とは、こういう経済時系列に統計的処理を施すことによって、原系列から、季節変動部分(S)を除去する手続きのことである。

連環比率法による季節調整方法は、まず季節変動を反映する「季節指数」を導き出し、この指数で原系列を除いて季節性を排除するわけである。この場合、連環比率法では、移動平均法のように絶対数値を用いるかわりに、対前期比を使って計算し、同時に計算過程で趨勢変動および不規則変動を除去するように工夫されている。すなわち、第1に原系列の対前期比の計数としては中央値、または中位にある若干項の平均値をとることによって不規則変動が除去される。第2に対前期比計数を連乗することによって、趨勢変動を除去することとしてい

るが、これだけでは完全に消去されえないので、年間の連乗結果がノとなるように対前期比計数を修正することにより、趨勢変動要素を除去している。

III 「連環比率法による四半期別国民所得統計の季節調整」

1 (計算方法)

現行の四半期別国民所得統計の季節調整方法の具体的な手続きの概要は次の通りである。

① まず原系列の対前期比を求め、この中から各四半期(第I~IV期)別に、中央値として中位部の2項の平均値(a, b, c, d)を求める。

② これらの平均値を、期首を基準にして逐次連乗し年間の連乗(連環)指数(a, ab, abc, abcd)を作る。

③ 期末における連乗指数(abcd)と1との差を、複利計算によって各期の連乗指数に allocate として、年間を通じての連乗指数が期末において1となるように修正する。

$$(a/4 \sqrt{abcd} = \alpha, ab/4 \sqrt{(abcd)^2} = \beta, abc/4 \sqrt{(abcd)^3} = \gamma, abcd/4 \sqrt{(abcd)^4} = \delta = 1)$$

④ この修正された連乗指数(a, b, c, d)の年度間平均が1となるように調整すると、季節調整指数(A, B, C, D)が求められる((a+b+c+d)/4 = eとすれば、A=a/e, B=b/e, C=c/e, D=d/e)

⑤ 季節調整指数(A, B, C, D)によって、原系列を期別に除すと、季節調整済系列が得られる。

⑥ なお上記の方法によって求めた季節調整済系列の、期別の計数をそれぞれ4倍したものが、国民所得報告における四半期別国民所得統計の季節調整済年率の計数である。

2 (対象系列)

現行国民所得統計において季節調整の対象となっている系列は、国民総支出のつぎの構成項目である(○印を附した項目が季節調整の直接対象となっている系列)。

- ① ○個人消費支出
 - ② 国内民間総資本形成
 - (1) ○個人住宅
 - (2) 民間設備投資
 - 法人企業
 - 個人企業
 - (3) 民間在庫投資
 - 農業在庫
 - 非農業在庫
 - ③ 海外経常余剰
 - (1) ○輸出
 - (2) ○輸入
 - ④ 財政支出
 - (1) 食糧在庫
 - (2) ○その他
- 3 (民間在庫投資および財政支出の季節調整)
- (1) 民間在庫投資

(1) 在庫投資は在庫残高の増減として捉えられるため、原系列にプラス・マイナスが現われ、その結果統計的処理が困難である。そこで民間在庫投資を、農業在庫と非農業在庫の2つに分け、まず非農業在庫については、国富調査による昭和30年末の非農業在庫残高に、各四半期の非農業在庫投資を加減して、各四半期末の非農業在庫残高を算出する。

(2) こうして求めた在庫残高の系列から、前記と同様に、連環比率法による季節調整済系列を計算し、これの各四半期における増減分をとって、非農業在庫投資の季節調整済系列とする。

(3) 残りの農業在庫投資は、原系列の年度計数を単純に4等分して、四半期別計数とする。そしてこの計数を(2)の季節調整済非農業在庫投資の計数に加えて民間在庫投資の季節調整済系列とする。

(ii) 財政支出

(1) 財政支出の諸構成項目のうち食糧管理特別会計の在庫投資が、きわめて大きな季節変動と不規則変動をするので、まず財政支出から食糧在庫投資を差し引き、残りの部分についてのみ連環比率法による季節調整を施す。

(2) つぎに食糧在庫投資は、原系列の年度計数を単純に4等分して、これを四半期別計数とし、(1)でえられた季節調整済系列に加えて、財政支出の季節調整済系列とする。

{ 現行季節調整方法における問題点 }

(1) 連環比率法による季節調整方法の最大の欠陥は、既に述

べたように、季節変動パターンが経年的に不変であるという前提のもとに、一定の季節指数を一律に全対象年次に適用していることである。しかるに、とくに我国のように経済構造の変動が顕著な場合には、経済時系列の季節変動パターンが連年不変である、という可能性は少い。

例えば、「個人住宅建設」の原系列値をグラフにプロットしてみると、3/1年頃を境にして、明瞭に季節変動パターンの変化が認められる(後出グラフ参照)。

このように季節変動パターンの変化を伴っている系列を、連環比率法による固定季節指数を用いて季節調整するのは問題である。

(2) 個人消費支出のように、累年の季節変動パターンがかなり安定的な系列については、固定季節指数によって調整すること自体にはそれ程問題はない。しかし連環比率法によって季節指数を算出する限り、年々、新たにデータが加わる度に、若干配季節指数に変更が生ずる。現行方法では過去の全年次にさかのぼって、季節調整済系列を改訂すること、しているが、この点、統計利用上の観点から若干問題がある。

(3) 民間在庫投資の現行季節調整方法(既述)は果して、妥当であろうか。

(4) 財政支出の現行季節調整方法(既述)は果して妥当であろうか。

(5) 現行国民所得報告ではGMPコンポーネンツについてのみ季節調整済系列が公表されているが、分配国民所得の構成者

系列についてはまだ季節調整済系列が公表されていない。しかし諸外国ではこれを行っている事例もあり、また「国民経済計算調査委員会」の要望もあるので、可及的速やかに所得側の諸系列についても季節調整済系列を公表する必要がある。

IV 「EPA-1 季節調整方法」

1. 「EPA-1 法の特徴」

経済企画庁統計課においては、「その系列による景気動向指数」の算出にあたって、当初は12ヶ月移動平均法による移動季節指数により、季節変動を除去していたが、センサス局法Ⅱが利用可能となるに伴って、昭和36年後半からは、基礎データの算出にこの方法を使用してきた。

このセンサス局法Ⅱは、従来の方法に比べてかなり洗練された方法と言えるが、なお、次のような問題点が存在する。

1. 極めて龐大な計算量を必要とするので、小型計算機では、カレントに大量の経済指標を処理することが困難である。
2. 移動平均により生ずる欠項の補充方法に問題があり、従って季節調整済系列の両端部分の信頼度が低下している。すなわち、経済変動が比較的少ないアメリカで開発された方法であるため、変動の激しい経済指標の多い我が国では、この点がとくに問題となる。
3. センサス局法Ⅱは元来、月次系列用として開発された方法であって、四半期系列については、あまり良い結果が期待出来ない。

4. 「在庫投資」とか「経常海外余剰」のように、データに零を含んだり、正、負の符号が混在する系列には直接適用出来ない。

そこで経済企画庁統計課では、上記のようなセンサス局法Ⅱの欠点を補うことを目的として新しい方法の開発を行なった。これがEPA-1 季節調整方法^(注)である。

(注) 「計算量の減少」と「信頼度の向上」は両立し難いので、高精度計算には電子計算機によるEPA-1シリーズ簡易計算にはEPA-1Mシリーズと、その目的によって使い分けることとしている。

EPA-1 季節調整シリーズは4つの方法から成り立っている。即ち月次一般系列用EPA-MR1、月次特殊系列用EPA-MS1、四半期一般系列用EPA-QR1および四半期特殊系列用EPA-QS1の4つである(但し電子計算機プログラムはこれら4方法を一本にまとめている。)ここで特殊系列というのは、データに正負の符号の混在する系列および零を含む系列のことである。従ってセンサス局法Ⅱの問題点(既述)のうち3および4は解決されていると言える。すなわちEPA-1 季節調整法を用いる四半期別国民所得統計の調整に用いる場合の最大の長所は、EPA-1 法が

1. 正負の符号の混在する系列および零を含む系列にも適用に供し得る。
2. 四半期系列に対しても、月次系列に対すると同様の実用性を有する。

という二つの性格をもっている点である。

なお統計課の担当者のごところによれば、EPA-1シリーズの特徴として、

3. 移動平均による欠項の処理については、柔軟性 (flexibility) に富んだ方法を採用することによって、推計部分を出来る丈少くし、系列の両端部分の信頼度をセンサス局法Ⅱよりも高めた。
 4. 短期間のデータ(3年以上のデータ。月次系列では、データ数36個以上、四半期系列では12個以上)でも計算し得る。
 5. 計算量を出来るだけ少くし、また小型電子計算機でも速やかに計算出来るようにするため、特殊な加重平均は使用せず単純な移動平均を用いた。
 6. 季節指数の信頼度はセンサス局法Ⅱ程度ないしはそれ以上である、つまり系列の両端部分ではセンサス局法Ⅱを上回る。-----等の諸点が挙げられている。
- 次にEPA-2シリーズの最も新しい方法(X-4C)の計算方法の概略を述べておこう。(調査局統計課:BCD技術資料2-1「EPA-1季節調整方法(電子計算機を利用した経済企画庁方式の季節変動調整方法)」より抜萃)

2 (計算方法)

第1図は、EPA-MR1、MS1、QR1、QS1、(X-4C)の計算順序と計算方法を図示したものである。図の の中の

記号がデータの内容を、矢印の方向が計算順序を、そして矢印の上、下に計算方法を示してある。又、原則として、矢印の上はMR、MSの計算方法を、矢印の下側にQR、QSの計算方法を示し、RとSの計算方法が異なる時は上にR、下にSの計算方法を示してある。

図であきらかなように、第1段階では、月次系列は中心化されたノヶ月移動平均(ノヶ月移動平均値のヶ月移動平均)四半期系列は、中心化された4期移動平均(4期移動平均値の2期移動平均)を採用している。これは、従来の移動平均法による季節調整方法と思想的に同じである。月次系列と四半期系列の差は、移動平均の項数の違いだけで、その他の計算方法は全く等しい。これは、この4方法を1本のプログラムテープに組み込む為の処置である。

EPA-1シリーズは、時系列の変動要素「C、S、I、(Trend-趨勢要素、Cycle-循環要素、Seasonal-季節要素、Irregular-不規則要素)の結合式を単純にMR、QRは $(T \times C \times S \times I)$ とMS、QSは $(T + C + S + I)$ と仮定している。従ってRとSの計算方法の差は原系列TCSTをTC、S、I、TCI、に分離する際に、割り算によるか、又は引き算によるかの差である。即ち、MR、QRでは、移動平均以外の計算は主として乗除算を使用しており、従ってMR、QRにより得られたSはいわゆる「季節変動指数」であり、原系列をこの指数で割れば季節変動が除去された季節調整系列となる一方MS、QSでは主として、加減算を使用して、計算しており、MS、QSにより得られたSは「季節変動量」であり、これは季節変動の絶対量を示す。従ってこの場合には原系列の値からこの「季節変動量」を引けば季節調整済系列が得られる。又一般に

は季節パターンが変化するか、固定であるかは議論の分れるところであるが、EPA-1シリーズは「季節変動のパターンは年々徐々に変化する」と考えて計算方法を作成した。

以下第1図に従って計算方法を説明することとする。

(1) 予備的季節調整

$$(1-1) \quad \boxed{TCST} \longrightarrow \boxed{TC-1}$$

MR、MS 原系列をノスケ月移動平均し更に2ヶ月移動平均を求める。(中心化されたノスケ月移動平均。)これは趨勢、循環要素の第1近似である。

なおこの計算で、系列の前後の端の各々6ヶ月分のデータが失われる。

$$(TC-1)_i = \frac{\frac{1}{2} \sum_{m=0}^5 Y_{i+m} + \frac{1}{2} \sum_{m=0}^5 Y_{i+m+1}}{2}$$

但し、 $Y = (TCST)$ 、 $i = 7 \sim n-6$ $n = \text{データ数}$

QR、QS 原系列の中心化された4期移動平均を求める。(4期移動平均の2期移動平均、以下同様。)この計算で系列の前後の端の各々2期分のデータが失われる。

$$(TC-1)_i = \frac{\frac{1}{2} \sum_{m=0}^1 Y_{i+m} + \frac{1}{2} \sum_{m=0}^1 Y_{i+m+1}}{2}$$

但し、 $Y = (TCST)$ 、 $i = 3 \sim n-2$ $n = \text{データ数}$

$$(1-2) \quad \boxed{TC-1} \longrightarrow \boxed{SI-1}$$

MR QR (1-1)ステップで得た(TC-1)の値で対応する年月(又は年期)の原系列の値を割る。

$$(SI-1)_i = \frac{(TCST)_i}{(TC-1)_i}$$

これは季節要素と不規則要素の第1近似となる。

(予備段階の偏差率)

MS、QS、原系列の値から対応する月又は期の(TC-1)の値を引く。

$$(SI-1)_i = (TCST)_i - (TC-1)_i$$

$$(1-3) \quad \boxed{SI-1} \longrightarrow \boxed{SO-1}$$

MR、MS、QR、QS、4方法共(SI-1)を月別又は期別に2項反復移動平均する。

$$(SO-1)_i = \frac{\frac{1}{2} \sum_{m=0}^{\lambda-1} (SI-1)_{i+m} + \frac{1}{2} \sum_{m=0}^{\lambda-1} (SI-1)_{i+m+1}}{2}$$

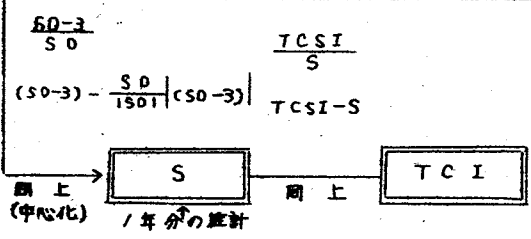
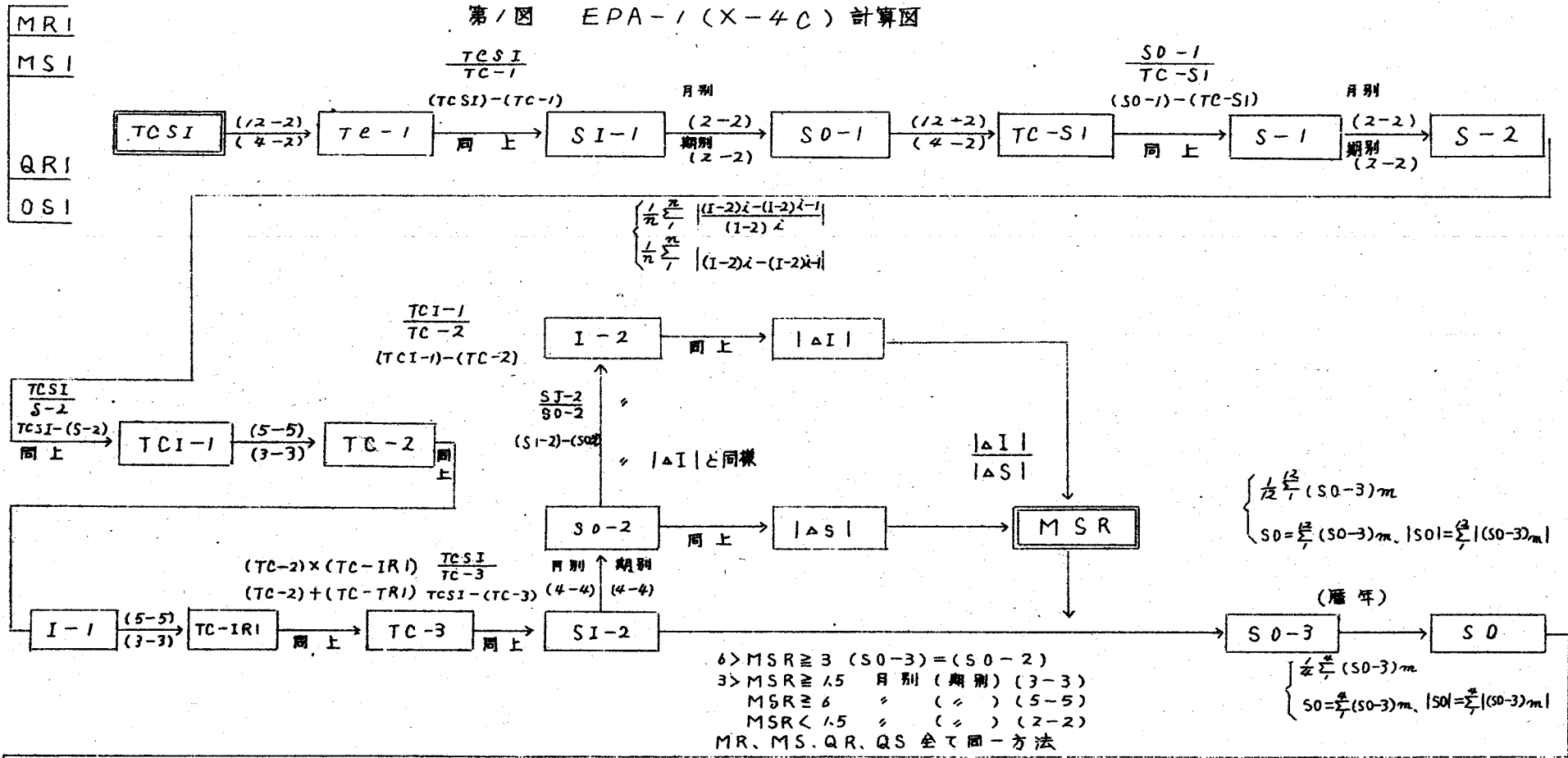
$$\lambda = 2 \sim N-1 \quad (\text{年})$$

反復移動平均とは同じ種類の移動平均を2度くり返しておこなう移動平均法で、EPA-1ではこの反復移動平均と中心化した単純移動平均を主体としている。反復移動平均法によると、三角形のウェイトを持った加重移動平均値になり、単純な移動平均に比べ柔軟性に富んだ結果が得られる。この移動平均(2項反復移動平均、省略して2-2移動平均)で、各月(期)の最初と最後の各1項のデータが失われるが、これは機械的に短縮加重算式で求める。

第1表 2項反復移動平均のウェイト

| SI-1 SO-1 | 1 | 2 | 3 | 4...N-3 | N-2 | N-1 | N | ウェイト 合計 |
|--------------|---|---|---|---------|-----|-----|---|------------|
| 1 | 2 | 1 | | | | | | 3 |
| 2 | 1 | 2 | 1 | | | | | 4 |
| 3 | | 1 | 2 | 1 | | | | 4 |
| ⋮ | - | - | - | ⋯ | - | - | - | 4 |
| n-2 | | | | 1 | 2 | 1 | | 4 |
| n-1 | | | | | 1 | 2 | 1 | 4 |
| n | | | | | | 1 | 2 | 3 |

第1図 EPA-1 (X-4C) 計算図



第1表でわかるように、第2年から第N-1年目迄は、

$$(S0-1)_i = \frac{1}{4} \{ (SI-1)_{i-1} + 2(SI-1)_i + (SI-1)_{i+1} \}$$

$$(i=2 \sim N-1)$$

で計算される。これに対し、第1年目の(S0-1)は、

$$(S0-1)_1 = \frac{1}{3} \{ 2(SI-1)_1 + (SI-1)_2 \}$$

第N年目は

$$(S0-1)_N = \frac{1}{3} \{ (SI-1)_{N-1} + 2(SI-1)_N \}$$

で得られる。このようにウェイトの一部を省略して計算する方法を短縮加重移動平均と云う。

然し電子計算機では、加減算の方が乗除算に比べ演算時間が短いから、同じ単純移動平均をス戻くり返す方がよい。この場合両端の部分は、第0年目及び第N+1年目のデータとして0を入れ、0年からN+1年迄のデータとして機械的に計算すれば得られる。但し、この場合両端除数(ウェイトの合計)は、0を代入して計算した年のウェイトを全体のウェイトから差し引く必要がある。即ち、2-2移動平均の場合、全体のウェイトは4であるが、第0年目と第N年目では、0年目のウェイト「1」又はN+1年目のウェイト「1」を差し引いて4-1=3として計算する。特殊な場合として(SI-1)が2年分のデータしかない場合には、N=2と考えればよい。

このような操作は、n項反復移動平均(n-2)でも同様である。

$$(1-4) \quad \boxed{S0-1} \longrightarrow \boxed{TC-S1}$$

MR、MS、(1-3)ステップで求めた(S0-1)に

中心化された12ヶ月移動平均をおこない、(S0-1)の中の趨勢、循環要素による歪を抜き出す。

QR、QS (S0-1)に中心化された4期移動平均をおこなう。これらの計算方法は(1-1)ステップと同じである。

この計算で、更に(S0-1)の前後各6ヶ月(又は2期)分の値が失われることになるので、(1-1)ステップで生じた欠項と合計して、前後各1年分のデータが失われることになる。そこで(1-1)ステップで生じた欠項を補充し、更に(1-4)ステップで欠項を出さないようにするために、この(1-4)ステップの計算に先立って、(S0-1)系列の前後に、その系列の前後各1年分(月次系列は7ヶ月目から18ヶ月目迄及び9-17ヶ月目から9-6ヶ月目迄、四半期系列は、3期目から6期目、第9-5期目から第9-2期目)の値を延長してN+1年分のデータとしておく(第2表参照)。その結果(1-4)ステップの中心化された12ヶ月移動平均又は中心化された4期移動平均の計算の後には、原系列のデータ数と同じ数だけの(TC-S1)が得られる。

第2表 欠項の補充方法

| 年 月 | 0 | 1 | 2 | 3 | ----- | N-2 | N-1 | N | N+1 |
|--------|---------------------------------------|---------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-------|--------------------------|--------------------------|--|---|
| 1 | | ^{**} 2(S0-1) ₁ | 2(S0-1) ₂ | 3(S0-1) ₃ | ----- | N-2(S0-1) _{N-2} | N-1(S0-1) _{N-1} | N(S0-1) _N | [*] N(S0-1) _N |
| ⋮ | | ^{**} ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ |
| 6 | | ^{**} 2(S0-1) ₆ | 2(S0-1) ₆ | 3(S0-1) ₆ | ----- | N-2(S0-1) ₆ | N-1(S0-1) ₆ | N(S0-1) ₆ | [*] N(S0-1) ₆ |
| ⋮ | | ^{**} ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ |
| 7 | [*] 1(S0-1) ₇ | 1(S0-1) ₇ | 2(S0-1) ₇ | 3(S0-1) ₇ | ----- | N-2(S0-1) ₇ | N-1(S0-1) ₇ | ^{**} N-1(S0-1) ₇ | [*] N-1(S0-1) ₇ |
| ⋮ | [*] ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ⋮ | ^{**} ⋮ | [*] ⋮ |
| 12 | [*] 1(S0-1) ₁₂ | 1(S0-1) ₁₂ | 2(S0-1) ₁₂ | 3(S0-1) ₁₂ | ----- | N-2(S0-1) ₁₂ | N-1(S0-1) ₁₂ | ^{**} N-1(S0-1) ₁₂ | [*] N-1(S0-1) ₁₂ |

* は(1-4) ステップのための補充、** は(1-1) ステップで生じた

欠項の補充

即ち

$$0(S0-1)'_7 = 1(S0-1)'_7, \dots, 0(S0-1)'_{12} = 1(S0-1)'_{12}$$

$$1(S0-1)'_7 = 2(S0-1)'_7, \dots, 1(S0-1)'_{12} = 2(S0-1)'_{12}$$

$$N(S0-1)'_7 = N-1(S0-1)'_7, \dots, N(S0-1)'_{12} = N-1(S0-1)'_{12}$$

$$N+1(S0-1)'_7 = N(S0-1)'_7, \dots, N+1(S0-1)'_{12} = N(S0-1)'_{12}$$

とする。四半期系列の場合も同様

$$(1-5) \quad \boxed{TC-S1} \longrightarrow \boxed{S-1}$$

MR、QR 予備的季節指数の第1近似(S0-1)を対応する(TC-S1)で割り、(S-1)を求める。

$$(S-1)_i = \frac{(S0-1)_i}{(TC-S1)_i} \quad i=1 \sim n$$

MS、QS 予備的季節変動量の第1近似値(S0-1)から対応する(TC-S1)を引き、(S-1)を求める。

$$(S-1)_i = (S0-1)_i - (TC-S1)_i \quad i=1 \sim n$$

この計算は、12ヶ月移動平均(4期移動平均)による山や谷の歪を補正するためにおこなう。即ち、趨勢、循環要素の第1近似値(TC-1)は、実際の趨勢、循環要素に比べ山では低く、谷では高くなっている。従って、(TC-1)により計算した(S1-1)従って(S0-1)は当然この影響のために実際の値よりは異なっている筈である。(1-4)ステップの計算過程で、この(S0-1)の中に含まれている趨勢、循環要素(TC-S1)を分離し(1-5)ステップで補正をおこなっている。

$$(1-6) \quad \boxed{S-1} \longrightarrow \boxed{S-2}$$

MR、MS、QR、QS、4方法共(S-1)を(S-1)を月別又は期別に2項反復移動平均し、予備的季節指数(季節変動量)を計算する。計算方法は(1-3)ステップに同じ。

$$(1-7) \quad \boxed{S-2} \longrightarrow \boxed{TCI-1}$$

このステップで予備的季節調整済系列が計算される。

MR、QR 原系列の数値を、対応する年月(年)の予備的季節指数(S-2)で割る。

$$(TCI-1)_i = \frac{(TSI)_i}{(S-2)_i} \quad i=1 \sim n$$

MS、QS 原系列の数値から、対応する年月(年)の予備的季節変動量(S-2)を引く。

$$(TCI-1)_i = (TSI)_i - (S-2)_i \quad i=1 \sim n$$

(2) 最終的季節調整

$$(2-1) \quad \boxed{TCI-1} \longrightarrow \boxed{TC-2}$$

このステップは、予備的季節調整済系列から、趨勢、循環要素の第2近似値を求める計算である。ここでは、(1-3)ステップで述べた反復移動平均を使用し、予備的季節調整済系列の中から不規則要素と、残存季節要素を除いている。不規則要素及び残存季節要素を十分に除くには、項数の多い移動平均を使用する必要があるが、項数を増すと必然的に趨勢循環要素まで一部分除去されることとなり、曲線の山や谷で柔軟性が失われ、フリーバンドで求めた趨勢、循環曲線に比べ山では低く、谷では浅くなる傾向がある。センサス局第II法は、スベンサーの加重15項移動平均でこの点を解決しているが、スベンサー式を使う場合、系列の

QR, QS 予備的季節調整済系列 (TCI-1) の3期反復移動平均 (3期移動平均の3期移動平均) により、TC要素の第2近似 (TC-2) を求める。

$$(TC-2)_i = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^2 \frac{1}{3} \sum_{m=-2}^0 (TCI-1)_{i+m+j}, \quad i=3-n-2$$

(2-2) $\boxed{TC-2} \longrightarrow \boxed{I-1}$

MR, QR 予備的季節調整済系列の数値 (TCI-1) を対応する年月 (年期) のTCの第2近似値 (TC-2) で割って不規則要素の第1近似値 (I-1) を求める。

$$(I-1)_i = \frac{(TCI-1)_i}{(TC-2)_i}, \quad i=1-n$$

MS, QS 予備的季節調整値 (TCI-1) から対応する (TC-2) の値を引いて (I-1) を求める。

$$(I-1)_i = (TCI-1)_i - (TC-2)_i, \quad i=1-n$$

(2-3) $\boxed{I-1} \longrightarrow \boxed{TC-IR1}$

このステップで、不規則要素 (I-1) の中に含まれているTC要素をとり出し、次のステップの準備をする。

MR, MS, 不規則要素 (I-1) に5ヶ月反復移動平均をおこない (TC-TR1) を求める。

QR, QS 不規則要素 (I-1) の3期反復移動平均により (TC-IR1) を求める。

計算方法は(2-1)ステップと同じ

(2-4) $\boxed{TC-IR1} \longrightarrow \boxed{TC-3}$

MR, QR (2-1)ステップで求めた (TC-2) に前ステップで求めた (TC-IR1) を乗ずる。これは (TC-2) の補正である。この補正により得たTC要素の第3近似は、より柔軟性に富み、(TC-2) に比べ山では更に高く、谷では更に深く到達する。

$$(TC-3)_i = (TC-2)_i \times (TC-IR1)_i, \quad i=1-n$$

MS, QS (TC-2) に (TC-IR1) を加えて、より柔軟な (TC-3) を求める。

$$(TC-3)_i = (TC-2)_i + (TC-IR1)_i, \quad i=1-n$$

(2-5) $\boxed{TC-3} \longrightarrow \boxed{SI-2}$

これは最終段階の偏差率 (季節、不規則要素) を求める計算である。

MR, QR 原系列の数値を対応する年月 (年期) のTC要素の第3近似値 (TC-3) で割って最終的偏差率を求める。

$$(SI-2)_i = \frac{(TCSI)_i}{(TC-3)_i}, \quad i=1-n$$

MS, QS 原系列の値から (2-4) ステップで求めた対応する (TC-3) の値を引いて (SI-2) を求める。

$$(SI-2)_i = (TCSI)_i - (TC-3)_i, \quad i=1-n$$

(2-6) $\boxed{SI-2} \longrightarrow \boxed{SO-2}$

(2-6)ステップから(2-10)ステップ迄は、季節性変化率MSR (moving Seasonality Ratio) の計算である。EPA-1 (X-4C)方式は、このMSRの大きさによって、季節、不規則要素の最終的推計値 (SI-2) から、不規則要素を除くための移動平均の項数を選択している。センワス局第II法では、不規則変動の平均振幅により、2種類の移動平均法を選択しているが、EPA-1では同じプログラムでR系列とS系列に共用させる必要があるため平均振幅の手法は使用出来ない。又同一系列でも、月又は期が異なれば、当

然季節要素の変化パターンは異なる筈であるし、不規則変動の大きい系列でも、季節要素の経年変化の大きい系列では、当然より柔軟な移動平均を使う必要がある。従って、不規則要素の平均振巾だけでその系列に一時的に移動平均の項数を決定するのは危険である。このような理由から、ここではR系列にも、S系列にも同一基準を採用出来、又より合理的と思われるMSRを選択基準とした。MSRとは、不規則要素の対前年変化率(量)と、季節要素の対前年変化率(量)の相対的な大きさを示す値である。例えば、季節要素の経年変化を一定とすると、不規則変動の大きい系列では、不規則変動の小さい系列に比べ、MSRが大きくなる。従って、このような系列では、より大きい項数の移動平均を使用しなければ不規則要素の影響を受ける危険が生ずることになる。逆に不規則要素の大きさを一定とすると、季節要素の経年変化の大きい系列は、経年変化の小さい系列に比べMSRは小さくなる。このような系列では、移動平均の項数をより少なくして、より柔軟な季節パターンを得る方が望ましい。

(2-6) ステップでは(SI-2)から季節要素の推計値を得るためにMR、MS、QR、QS共月別(又は期別)に4項反復移動平均をおこなう。

$$(S0-2)_t = \frac{1}{4} \sum_{j=0}^3 (SI-2)_{t+m+j}, \quad t=4 \sim N-3$$

実際の計算方法は、(1-3) ステップ、(2-1) ステップに準ずる。但し、原系列のデータ数が少なく、3年分の

(SI-2) しを得られない時は、第5表のようなウエイトになるが、これも月別(期別)(SI-2)系列の前及び後にそれぞれ3個の0を付加して機械的に計算すれば得られる。従ってn項反復移動平均のサブルーチンはそのまま使用出来る。

第5表 3年間の場合の月別(期別)4項反復移動平均ウエイト

| (SI-2) (S0-2) | 1 | 2 | 3 | ウエイトの合計 |
|------------------|---|---|---|---------|
| 1 | 4 | 3 | 2 | 9 |
| 2 | 3 | 4 | 3 | 10 |
| 3年 | 2 | 3 | 4 | 9 |

$$(2-7) \quad \boxed{S0-2} \longrightarrow \boxed{IASI}$$

MR、QR 季節指数の推計値(S0-2)について、月別(期別)に平均振巾を計算する。

$$IASI_m = \frac{1}{4} \sum_{t=2}^m \left| \frac{(S0-2)_t - (S0-2)_{t-1}}{(S0-2)_t} \right|$$

$m = 1 \sim 12$ 月 又は $1 \sim 4$ 期

MS、QS (S0-2)について月別(期別)に平均変化量(対前年変化量の絶対値の平均値)を計算する。

$$IASI_m = \frac{1}{4} \sum_{t=2}^m \left| (S0-2)_t - (S0-2)_{t-1} \right|$$

$m = 1 \sim 12$ 月、又は $1 \sim 4$ 期

$$(2-8) \quad \boxed{S0-2} \longrightarrow \boxed{I-2}$$

MSR計算のための不規則要素の計算である。

MR、QR (SI-2) を(SO-2) で割って(I-2) を求める。

$$(I-2)_\lambda = \frac{(SI-2)_\lambda}{(SO-2)_\lambda} \quad \lambda = 1 \sim n$$

MS、QS (SI-2) から(SO-2) を減じて(I-2) を求める。

$$(I-2)_\lambda = (SI-2)_\lambda - (SO-2)_\lambda, \quad \lambda = 1 \sim n$$

(2-9) $I-2 \longrightarrow |AI|$

(2-7) ステップと同様な計算方法により、月別(期別)に不規則要素の平均幅(平均変化量)を計算する。

$$MR, QR \quad |AI|_m = \frac{1}{m} \sum_{i=2}^m \left| \frac{(I-2)_\lambda - (I-2)_{\lambda-1}}{(I-2)_\lambda} \right|$$

$m = 1 \sim 2 \text{月}, \text{又は } 1 \sim 4 \text{期}$

$$MS, QS \quad |AI|_m = \frac{1}{m} \sum_{i=2}^m |(I-2)_\lambda - (I-2)_{\lambda-1}|$$

$m = 1 \sim 2 \text{月}, \text{又は } 1 \sim 4 \text{期}$

実際の計算では $\frac{|AI|}{|AS|}$ の計算で MSR を求めるため、 $\frac{1}{m}$ の計算は必要でない。

(2-10) $\begin{matrix} |AI| \\ |AS| \end{matrix} \longrightarrow MSR$

季節性変化率(MSR)の計算ステップである。このステップは、MR、MS、QR、QS、全てに共通で、月別又は期別に|AI|と|AS|の比を求めれば良い。

$$(MSR)_m = \frac{|AI|_m}{|AS|_m}, \quad m = 1 \sim 2 \text{月}, \text{又は } 1 \sim 4 \text{期}$$

(2-11) $SI-2 \longrightarrow SO-3$

このステップでは、毎月毎(各期毎)にそれぞれの月(期)

の MSR の大きさにより、(SI-2)の移動平均の項数を選択して、中心化する前の最終的季節要素を求める。即ち、

MSR < 3 の月(期)は、月別(期別)3項反復移動平均を、

MSR ≥ 6 の月(期)は、月別(期別)5項反復移動平均をおこなう、

6 > MSR ≥ 3 の月(期)は、(SO-2)の値をそのまま(SO-3)としている。

MR、MS、QR、QS、共に(SI-2)系列の各月(期)毎に MSR の大きさに応じ次の移動平均をおこなう。

(A) MSR < 1.5 2項反復移動平均

(B) 1.5 ≤ MSR < 3 3項反復移動平均

(C) MSR ≥ 6 5項反復移動平均

(D) 6 > MSR ≥ 3 4項反復移動平均

但し実際の計算では、その月(期)の(SO-2)の値をそのまま(SO-3)の値として使用すれば良い。

5項反復移動平均において、年数の短い場合には、(2-6)ステップに準じて、月別(期別)の(SI-2)系列の前と後に各々4年分のと云うデータを延長して計算すれば良い。この場合のウェイトは第6表ようになる。

(2-12) $SO-3 \longrightarrow SO$

このステップは、季節要素の中心化のための予備的段階である。中心化とは、原系列値の暦年合計と、季節調整済数値の暦年合計を等しくするために季節要素を補正することである。

(但しR系列では、原系列の暦年合計と、季節調整済系列の暦年合計は一般に等しくならない)。EPA-1では、暦年合

計で中心化したが、年度合計で中心化したい時にも簡単に変更できる。MR、月次一般系列では、季節指数の暦年合計が12.00になるようにする。そのためには、最終的季節指数の推計値(SO-3)の暦年平均値でその年の各(SO-3)を割れば良い。このステップでは先ず暦年平均値を計算する。

$$(SO)_{\lambda} = \frac{12}{m} \sum_{m=1}^{12} (SO-3)_m, \quad \lambda = 1 \sim N \text{年}$$

第4表 5項反復移動平均の年数が短い時のウェイト

3年の場合

| SI-2 SO-2 | 1 | 2 | 3年 | ウェイト合計 |
|--------------|---|---|----|--------|
| 1 | 5 | 4 | 3 | 12 |
| 2 | 4 | 5 | 4 | 14 |
| 3年 | 3 | 4 | 5 | 12 |

4年の場合

| SI-2 SO-2 | 1 | 2 | 3 | 4年 | ウェイト合計 |
|--------------|---|---|---|----|--------|
| 1 | 5 | 4 | 3 | 2 | 14 |
| 2 | 4 | 5 | 4 | 3 | 16 |
| 3 | 3 | 4 | 5 | 4 | 16 |
| 4年 | 2 | 3 | 4 | 5 | 14 |

QR 四半期一般系列では、MRに準じて、季節指数の暦年合計が4.00になるように中心化する。その為の暦年平均は、

$$(SO)_{\lambda} = \frac{4}{m} \sum_{m=1}^4 (SO-3)_m, \quad \lambda = 1 \sim N \text{年}$$

MS 月次特殊系列では、季節変動量の暦年合計が0となるようにする。この為には、P系列に比べやや複雑な計算を必要とする。即ち、中心化された季節変動量をS_λとすると、各年について、

$$S_{\lambda} = (SO-3)_{\lambda} - \frac{\sum_{m=1}^{12} (SO-3)_m}{\sum_{m=1}^{12} |(SO-3)_m|} \times |(SO-3)_{\lambda}|$$

$\lambda = 1 \sim 12 \text{月}$

で計算する。このステップでは、そのための予備計算をする。

$$(SO)_{\lambda} = \frac{12}{m} \sum_{m=1}^{12} (SO-3)_m, \quad \lambda = 1 \sim N \text{年}$$

$$|SO|_{\lambda} = \frac{12}{m} \sum_{m=1}^{12} |(SO-3)_m|, \quad \lambda = 1 \sim N \text{年}$$

QS 四半期特殊系列も、MSに準じて計算する。

$$(SO)_{\lambda} = \frac{4}{m} \sum_{m=1}^4 (SO-3)_m, \quad \lambda = 1 \sim N$$

$$|SO|_{\lambda} = \frac{4}{m} \sum_{m=1}^4 |(SO-3)_m|, \quad \lambda = 1 \sim N$$

但し、一般にはデータは必ずしも1月から始まって12月で終る(1~3月期で始まって10~12月期で終る)とは限らない。このように暦年のデータ数が12(Q系列では4)個ない場合には、次のようにデータを補充しデータ数を12(4)個としてからこのステップの計算をする。

系列の最初の年のデータが1月(1~3月期)から始まっていない時は、欠けている月(期)と同じ月(期)の第2年目及び第3年目のデータの平均値をその月(期)のデータとして補充する。例えば月次系列で昭和29年3月からデータ

が始まっている時は、昭和29年1月の値として、30年1月と31年1月のデータの平均値を、29年2月の値として30年2月と31年2月のデータの平均値を使用する。系列の最後の年のデータが欠けている時も同様にして、最後の年から2年目及び3年目のデータの平均値を使用する。

(2-13) $S_0 \rightarrow S$

このステップでは、前ステップで計算した結果をもとに、季節要素の中心化の計算をする。中心化された季節要素はとりもなおさず、最終的季節変動要素となる。

MR、QR 最終的季節指数の推計値 (S_0-3) をその年の (S_0) で割る。即ち、各年について、

$$S_i = \frac{(S_0-3) \lambda}{S_0}, \quad \lambda = 1 \sim 12 \text{月, 又は} 1 \sim 4 \text{期}$$

MS、QS 各年について次の計算により中心化する。

$$S \lambda = (S_0-3) \lambda - \frac{S_0}{7307} \times |(S_0-3) \lambda|$$

$\lambda = 1 \sim 12 \text{月, 又は} 1 \sim 4 \text{期}$

このようにして、最終的季節要素 S の計算をおこなった後、向う1年間の季節要素の推計をおこなう。この推計は、最終年の季節要素と、その前年の季節要素の差の半分を最終年の季節要素に加えることによって達成される。即ち、各月(期)の最終年の季節要素を S_N とすると、

$$\text{推計値 } S_{N+1} = S_N + \frac{S_N - S_{N-1}}{2} = \frac{3S_N - S_{N-1}}{2}$$

を与えられる。

(2-14) $S \rightarrow TCI$

このステップは、最終的季節調整済系列の計算である。

MR、QR 原系列の値を、対応する年月(年)の最終的季節指数で割って最終的季節調整済系列を得る。

$$(TCI) \lambda = \frac{(TSI) \lambda}{S \lambda} \quad \lambda = 1 \sim 12$$

MS、QS 原系列の値から、対応する年月(年)の最終的季節変動量を引いて、最終的季節調整済系列を得る。

$$(TCI) \lambda = (TSI) \lambda - S \lambda \quad \lambda = 1 \sim 12$$

V 「各種季節調整方法による調整結果の比較」

各種季節調整方法の季節調整効果の優劣を判定する方法は、一般に主観的になり勝ちで、客観的な判定方法として完全なものはまだ開発されていないようだ。

ここではまず各種季節調整方法による季節調整済系列を、原系列とともにグラフに描くことによって、諸方法の季節調整効果を視覚的に比較して見る。

つぎにセンサス局法で季節性検定方法として採用されている方法、すなわち、季節調整済系列値の前後の期の平均値に対する比率(または偏差)の1(または0)に対する標準偏差の大きさによって、諸調整方法の季節調整効果の優劣を判定することとする。季節調整が効果的であれば、季節調整済系列の変動(*fluctuation*)は、原系列の変動に比べて小さい筈である。したがって、異なった方法で求めた季節調整済系列の、上記の方法によって計算した標準偏差を比較して、平均振幅が相対的に小さい方が、季節調整がより効果的であったと推定できるわけである。