時系列分析

1980

經濟企劃院調査統計局

目　　　　次

1. 指　　數

指數 (index or index number) 란 일종의 통계비율 (statistical ratio) 로 동일한 통계계열의 그 숫자의 크기를 시간적 차이에 따라 비교하는 비율을 말한다. 이것은 時系列데이터의 변동을 상대적으로 표시하기 위하여 계산되는 경우가 많다. 이 때 분모로 하는 시점을 基準 (base) 이라고 한다.

지수의 기준은 일정한 시점에 이것을 고정시키는 것이 보통이다. 이와같이 어떤 일정한 시점이 기준으로 사용되는 경우를 固定基準 (fixed base) 이라고 한다. 여기에 대하여 계열의 직전값을 기준으로 각기의 지수를 계산할 때 그 기준을 連鎖基準 (chain base) 이라고 한다. 연쇄기준으로 계산되는 지수는 품목이나 가중치가 변경될 경우에 편리하지만 기준이 매번 옮겨지므로 계열전체의 일괄적 비교를 할 수 없으므로 일반적으로 고정기준지수를 많이 사용한다.

지수는 個別指數 (individual index) 와 総合指數 (general index) 로 나누어 볼 수 있다. 개별지수란 개개의 시계열에 관한 변동을 상대적으로 계산한 지수이고 종합지수란 몇가지의 시계열변동을 종합적으로 계산한 지수이다. 지수라고 하면 일반적으로 종합지수를 의미한다.

지수는 처음에 물가수준의 변동을 측정하기 위하여 고안된 것이나 이어서 생산량, 거래량등의 측정과 보다 추상적인 경제활동의

변동을 파악하는 수단으로 쓰이게 되었다. 따라서 物価指数는 지수의 가장 대표적인 것이 되며 이론적으로 제일 많이 연구되고 있으므로 이에 관하여 먼저 보기로 하자.

1.1 物価指数

物価指数 (price index) 란 시장에서 거래되는 상품이나 써어비스의 가격변동을 종합적으로 나타내는 지수로서 都売物価指数 (wholesale price index), 消費者物価指数 (consumer's price index), 小売物価指数 (retail price index) 등으로 나누어 진다. 도매물가지수란 도매거래에서의 물가수준의 변동을 측정하는 지수를 말하며 경제활동의 변동을 민감하게 반영한다고 볼 수 있다. 소비자물가지수는 소비생활에서의 물가수준의 변동을 나타내는 지수이며, 화폐가치의 변동측정이란 의미에서 화폐구매력의 변동을 나타내는 지수라고 볼 수 있다. 소매물가지수란 소매시장에서 거래되는 상품가격의 종합지수를 말하며 소비자물가지수와 다른 것은 써어비스가격을 제외하고 있다는 점이다.

1.1.1 物価指数의 作成方法

(가) 総合指数計算

物価指数는 시장에서 거래되는 상품 및 써어비스의 물가변동을 종합적으로 나타내는 것이므로 상품과 써어비스의 가격계열을 사용하여 계산한다. 総合指数의 계산은 평균과 비율의 두

가지 계산과정으로 처리되는데 그 계산의 순서에 따라 두가지로 구분된다. 평균을 먼저 계산한 다음 비율을 계산하는 것을 総計法(aggregative method) 또는 総合法이라고 하고 비율을 먼저 계산한 다음 평균을 계산하는 것을 比率法(relative method) 또는 比率平均法이라고 한다.

총계법은 상품 및 써어비스의 가격을 합하여 비교하는 산식이다. 각 상품의 기준시 가격을 Po, 비교시 가격을 Pt, 상품품목수를 n이라고 하면 총계법은 다음 식과 같다.

$$총계지수 = \frac{\Sigma\, pt \,/\, n}{\Sigma\, po \,/\, n} \times 100$$

$$= \frac{\Sigma\, pt}{\Sigma\, po} \times 100$$

비율법은 개개의 상품에 대하여 개별가격지수를 계산하고 이 개별지수들을 전상품에 대하여 평균하는 방법이다. 사용되는 평균은 산술평균이 일반적이지만 기하평균을 권장했던 시기도 있었으며 계산식은 다음과 같다.

$$산술평균지수 = \left(\frac{1}{n}\, \Sigma\, \frac{pt}{po}\right) \times 100$$

$$기하평균지수 = \left[\, \pi \left(\frac{pt}{po}\right)\right]^{\frac{1}{n}} \times 100$$

총계법은 계산식에서 보는 바와같이 상품단위에 의해 지수가

크게 좌우되는 결점이 있는데 대하여 비율법은 그러한 결점은 없지만 어떤 평균치를 사용하느냐에 따라 값이 달라지며 산술평균으로 계산된 지수가 기하평균에 의한 것보다 크게 된다.

<예제 1.1> 다음 자료에서 총계지수산식과 비율지수산식을 사용하여 물가지수를 계산하여라.

품 목 \ 년 도	1975	1977
A	203	245
B	87	103
C	157	223

<풀 이>

a) 총계지수 $= \dfrac{\Sigma\ pt}{\Sigma\ po} \times 100$

$$= \frac{245 + 103 + 223}{203 + 87 + 157} \times 100 = 127.74$$

b) 산술평균지수 $= \left(\dfrac{1}{n}\ \Sigma\ \dfrac{pt}{po}\right) \times 100$

$$= \left(\frac{1}{3}\left(\frac{245}{203} + \frac{103}{87} + \frac{223}{157}\right)\right) \times 100$$

$$= 127.04$$

모든항목을 곱하라는 뜻.

$$기하평균지수 = \left[\pi \left(\frac{pt}{po} \right) \right]^{\frac{1}{n}} \times 100$$

$$= \left(\frac{245}{203} \times \frac{103}{87} \times \frac{223}{157} \right)^{\frac{1}{3}} \times 100$$

$$= 126.70$$

(나) 加重指數計算

소비생활에는 상품의 중요도가 일반적으로 다르다고 보아야 한다. 상품의 중요도가 모두 같다고 가정하고 계산된 지수를 單純指數 (unweighted index)라고 하고 이에 비하여 상품의 중요도를 가중치 (weight)로 반영하여 구한 지수를 加重指數 (weighted index)라고 한다.

각 품목의 가중치를 w라고 하면 총계지수와 비율평균지수에 대응하는 가중지수산식은 아래와 같다.

$$가중총계지수 = \frac{\Sigma\, wpt}{\Sigma\, wpo} \times 100 \qquad (1.1)$$

$$가중산술평균지수 = \frac{\Sigma \left(w \cdot \frac{pt}{po} \right)}{\Sigma\, w} \times 100 \qquad (1.2)$$

$$가중기하평균지수 = \left[\pi \left(\frac{pt}{po} \right)^{w} \right]^{\frac{1}{\Sigma w}} \times 100 \qquad (1.3)$$

총계지수에는 거래수량 또는 소비수량을 가중치로 주로 사용하고 평균지수에서는 상품의 거래금액 또는 소비금액을 가중치로

통계국 → 소비지출액으로 의해서 weight 를 산정.

사용한다. 이 수량을 q, 단위가격을 p라고 하면, 거래 또 소비금액을 pq로 나타낼 수 있고, 수량 역시 가격의 시점표시와 같이 기준시, 비교시의 수량을 각각 qo, qt라고 하면 기준시의 금액은 $poqo$, 비교시의 금액은 $ptqt$로 계산된다. (1.1)식의 가중치 w에 qo 또는 qt를 대입하면 다음의 두식을 얻을 수 있다.

기준시 수량가중총계지수(라스파이레스산식)

$$pot = \frac{\Sigma\, pt\,qo}{\Sigma\, po\,qo} \times 100 \qquad (1.4)$$

w ~~대신~~ 대신 썼음.

비교시수량가중총계지수(파아쉐산식)

$$pot = \frac{\Sigma\, pt\,qt}{\Sigma\, po\,qt} \times 100 \qquad (1.5)$$

w 대신 씀.

위의 (1.5)식을 다음과 같이 바꾸어 쓸 수도 있다.

$$pot = \frac{\Sigma\, ptqt}{\Sigma\left(\frac{po}{pt}\right)(ptqt)} \times 100 \qquad (1.5')$$

만약 (1.2)식의 가중치 w에 금액의 가중치 $poqo$, $ptqt$를 사용하면 다음과 같다.

기준시금액가중산술평균지수

$$pot = \frac{\Sigma\, poqo\left(\frac{pt}{po}\right)}{\Sigma\, poqo} \times 100$$

$$= \frac{\Sigma\ pt\ qo}{\Sigma\ po\ qo} \times 100 \qquad (1.6)$$

비교시금액가중산술평균지수

$$pot = \frac{\Sigma\ pt\ qt\ \left(\frac{pt}{po}\right)}{\Sigma\ pt\ qt} \times 100 \qquad (1.7)$$

위에서 (1.4)식과 (1.6)식이 같게 됨에 유의하여 주기 바란다. 이것은 기준시 수량을 가중시킨 총계지수와 기준시의 금액을 가중시킨 산술평균지수와 같게 된다는 의미이다.

(1.4)식을 라스파이레스(Laspeyres)산식, (1.5)식을 파아쉐(Paasche)산식이라고 한다. 이 두식은 물가지수의 작성에서 이론적으로나 실제적으로 중요한 의미를 갖고 있으며 현재 대부분의 국가는 라스파이레스산식에 따라 물가지수를 계산하고 있다. 그 이유는 주로 조사작성상의 편의에 있다. 즉 그것은 $poqo$를 거래금액으로서 직접 조사하여 (1.6)식을 이용하면 충분하기 때문이다. 파아쉐산식은 (1.5)식보다는 (1.5′)식으로 변형하여 계산하는 것이 더 편할 것이다. 그러나 파아쉐산식은 비교시 금액 $ptqt$를 시점의 진행과 함께 끊임없이 새로이 조사해 가지 않으면 안되기 때문에 물가지수산식으로 실용화되지 않고 있으며 다만, 라스파이레스지수의 검토재료로서 연구용으로 이용되고 있을 뿐이다.

가중물가지수는 기준시의 자료를 가중치로 사용하느냐, 비교시의 자료를 가중치로 사용하느냐에 따라 그 결과가 다르게 된다. 그래서 형식적으로 양 경우의 결과를 같게 평가하여 그 평균을 이용하는 방법도 있다. 즉, 라스파이레스산식과 파아쉐산식의 평균을 생각할 때 산술평균과 기하평균을 사용하면 다음 식이 얻어진다.

$$\text{수량가중총계 산술평균지수} = \frac{1}{2}\left(\frac{\Sigma\, ptqo}{\Sigma\, poqo} + \frac{\Sigma\, ptqt}{\Sigma\, poqo}\right) \times 100 \qquad (1.8)$$

$$\text{수량가중총계 기하평균지수} = \sqrt{\frac{\Sigma\, ptqo}{\Sigma\, poqo} \times \frac{\Sigma\, ptqt}{\Sigma\, poqt}} \times 100 \qquad (1.9)$$

위의 (1.9) 식을 핏셔 (Fisher) 산식이라고 부른다.
위에서와 같이 가중산식을 평균하는 것과는 달리 기준시와 비교시의 가중치만을 평균하여 사용하는 방법도 있다. 총계지수에서 가중치의 평균을 사용하면 다음식과 같이 된다.

$$\text{기준비교양시점수량가중평균지수} = \frac{\Sigma\, pt\ (\,qo + qt\,)}{\Sigma\, po\ (\,qo + qt\,)} \times 100 \qquad (1.10)$$

이 식을 에지워드 보울레이 (Edgeworth - Bowley) 산식이라고 부른다. 이밖에도 여러가지가 있으나 지나치게 이론적이므로 생략하기로 한다.

<예제 1.2> 다음의 자료에서 각종의 가중지수를 계산하여라.

품목 \ 가격과 수량	1975 년		1977 년	
	가격 (po)	수량 (qo)	가격 (pt)	수량 (qt)
A	203	12	245	14
B	87	9	103	10
C	157	7	223	8

<풀 이>

a) 기준시 수량가중총계지수 (라스파이레스산식)

$$\frac{\Sigma\ ptqo}{\Sigma\ poqo} \times 100 = \frac{245 \times 12 + 103 \times 9 + 223 \times 7}{203 \times 12 + 87 \times 9 + 157 \times 7} \times 100$$

$$= 125.71$$

b) 비교시 수량가중총계지수 (파아쉐산식)

$$\frac{\Sigma\ ptqt}{\Sigma\ poqt} \times 100 = \frac{245 \times 14 + 103 \times 10 + 223 \times 8}{203 \times 14 + 87 \times 10 + 157 \times 8} \times 100$$

$$= 125.68$$

c) 비교시 금액가중산술평균지수

$$\frac{\Sigma\ ptqt\left(\frac{pt}{po}\right)}{\Sigma\ ptqt} \times 100 = \frac{245\times14\left(\frac{245}{203}\right)+103\times10\left(\frac{103}{87}\right)+223\times8\left(\frac{223}{157}\right)}{245\times14+103\times10+223\times8}$$

$$\times 100 = 126.41$$

d) 수량가중총계기하평균지수 (핏셔산식)

$$\sqrt{\frac{\Sigma\, pt\,qo}{\Sigma\, po\,qo} \times \frac{\Sigma\, pt\,qt}{\Sigma\, po\,qt}} \times 100 = \sqrt{1.2571 \times 1.2568} \times 100$$

$$= 125.69$$

e) 기준비교 양시점 수량가중평균지수 (에지워드 - 보울레이산식)

$$\frac{\Sigma\, pt(qo+qt)}{\Sigma\, po(qo+qt)} \times 100 = \frac{245(12+14)+103(9+10)+223(7+8)}{203(12+14)+87(9+10)+157(7+8)} \times 100$$

$$= 125.69$$

위에서 (d)와 (e)의 지수가 우연히 같은 값이 나왔으나 일반적으로 이 값은 달라진다.

1.2 数量指数

물가에 관한 지수의 계산으로 물가의 변동을 파악하는 것처럼 생산수량, 거래수량 등에 관한 지수를 물가지수와 같은 방법으로 측정하여 그 변동을 파악하는 수량지수로 한다. 그러나 상품은 개수, 길이, 중량, 용적 등 단위가 다양하기 때문에 총계법으로는 쉽게 수량계열을 종합하기 어렵다.

비율평균법에 의한 単純数量指数는 다음과 같다.

$$\text{단순수량지수} = \left(\frac{1}{n}\Sigma\frac{qt}{qo}\right) \times 100$$

가중수량지수는 가중물가지수 계산식에서 가격요소 p와 수량요소 q를 바꾸어 사용하면 된다 라스파이레스산식, 파아쉐산식 및 핏셔산식에 의한 가중수량지수식은 다음과 같이 된다.

$$\text{기준시 가격가중수량지수} = \frac{\Sigma\, qtpo}{\Sigma\, qopo} \times 100$$

$$\text{비교시 가격가중수량지수} = \frac{\Sigma\, qtpt}{\Sigma\, qopt} \times 100$$

$$\text{가격가중총계기하평균수량지수} = \sqrt{\frac{\Sigma\, qtpo}{\Sigma\, qopo} \times \frac{\Sigma\, qtpt}{\Sigma\, qopt}} \times 100$$

1.3 賃金指數

임금에 대한 지수는 화폐단위표시 그대로의 명목임금의 변동을 측정하는 名目賃金指数 (nominal wage index) 와 명목임금에 소비자물가를 감안한 実質賃金指数 (real wage index) 의 두가지로 분류할 수 있다. 기준시의 임금총액을 wo, 비교시의 임금총액을 wt 라고 하고 이에 대응하는 노동자수를 각각 lo, lt 라고 하면 각 시점의 평균임금은 wo / lo, wt / lt 가 되고 명목임금지수 Not 와 실질임금지수 Rot 는 다음과 같이 된다.

$$Not = \frac{wt / lt}{wo / lo} \times 100$$

$$Rot = \frac{wt / lt}{wo / lo} \div \text{물가지수} \times 100$$

위의 지수들은 노동자구성의 변동을 반영하고 있지 않으므로 기준시에 비하여 비교시에 노동자 구성비에 있어서 남자의 나이 많은 연령층비율이 높아졌다면 남자의 평균임금이 여자의 그것보다 높아지게 될 것이다. 이와같이 평균임금의 상승은 반드시 임금수준의 상승을 나타내는 것이라고는 볼 수 없으므로 임금지수를 근로자의 성별, 연령별, 학력별, 직종별 등으로 각각 계산하는 것이 보다 구체적인 지수가 된다.

기준시 및 비교시의 명목임금을 각각 No, Nt, 소비자물가를 Po, Pt 라고 하면 대응시점의 실질임금 Ro, Rt 는 다음과 같다.

$$Ro = \frac{No}{Po} \qquad Rt = \frac{Nt}{Pt}$$

급격한 물가상승은 일반적으로 실질임금의 저하를 초래함으로 이에 대한 생계비의 앙등폭을 임금에 반영시키기 위한 것이 滑尺賃金 (sliding scale wage)이다. 활척임금은 기준시와 비교시의 실질임금수준을 유지시키는 제도이므로 $Ro = Rt$ 가 되도록 비교시의 임금 Nt 를 결정하는 방법이다.

즉

$$\frac{No}{Po} = \frac{Nt}{Pt}$$

으로부터

$$Nt = \frac{NoPt}{Po} = No\ (\text{소비자물가지수})$$

이므로 비교시의 임금은 기준시의 임금에 기준시에 대한 비교시의 소비자물가지수를 곱해주어야 한다.

2. 時系列의 槪念

시간의 순서(일, 주, 월, 년등)로 배열된 통계숫자로서 현상의 시간적 변화를 나타내는 統計表를 時系列(time series)이라고 한다. 시계열을 형성하는 統計數値는 觀察結果 그대로의 값일 수도 있고 指數, 平均, 比率등일 수도 있다. 時系列分析의 目的은 系列을 구성하는 통계의 시간적 변화를 考察하는데 있으므로 그 각항을 서로 비교할 수 있는 성질을 갖고 있어야 한다. 이 때문에 계열의 수치는 같은 槪念의 정의하에 같은 방법으로 정의되어야 하며 각항의 시간적 간격이 균등하여야만 한다.

時系列의 分析에 있어서는 시계열에 나타나는 변동을 성질을 달리하는 몇가지 변동의 合成으로 보고, 이들 각종의 변동을 분해하여 각각을 測定하는 방법을 취한다. 시계열에 나타나는 변동의 구성요소는 미첼(W.C.Mitchell), 퍼슨즈(W.M.Persons)등의 이론에 따라 다음의 네가지로 본다.

① 趨勢變動(長期變動, 傾向變動, trend) 'T'

장기에 걸친 연속적, 規則的인 變化로서 여러가지 현상의 기본적인 構造變動 또는 長期에 걸친 発展傾向에 결부된 變動이다.

② 季節變動(seasonal variation) 'S'

주기가 일정한 規則的인 變動으로 그 주기는 일년이 가장 대표적인 것이지만 6개월, 3개월, 1개월, 1주간등도 사용된다.

③ 循環変動 (景気変動, cycle)

경기변동에 해당하는 것으로 주기가 일정하지 않은 상하운동이다. 그 주기는 보통 수개년에서 10여년간이다.

④ 不規則変動 (irregular variation)

천재, 지변 등 예측하지 못하는 또는 원인불명의 변동이며 위의 세가지 변동으로 설명이 안되는 나머지 변동이다.

시계열분석은 그것을 구성하고 있는 변동의 구성요소들이 어떻게 결부되어 있는가에 따라 그 분석방법이 다르다. 그러한 결합관계를 나타내는 模型으로 加法模型 (additive model) 과 比例模型 (multiplicative model) 의 두가지가 있다.

시계열의 총변동을 Y, 추세변동을 T, 순환변동을 C, 계절변동을 S, 그리고 不規則変動을 I라고 하면, 가법모형은

$$Y = T + C + S + I \qquad (2.1)$$

과 같고 比例模型은

$$Y = T \cdot C \cdot S \cdot I \qquad (2.2)$$

과 같다. 두 모형은 모두 추세변동 (T)이 근간이 되고, 다른 변동들은 거기에 가법적 또는 比例的으로 관계되어 있다. 가법모형에서는 모든 요소가 시계열과 같은 단위의 변수이지만, 비례모형에서는 추세변동만이 시계열과 같은 단위이고 나머지는 추세변동에 대한 비율로 나타난다.

순환변동이나 계절변동과 같은 상하운동의 진폭은 보통 추세변동

의 높이에 비례하므로 시계열분석의 일반적 모형으로는 비례모형이 적합하다. 다만, 단기 시계열의 발전경향이 급진적이 아닌 경우에는 가법모형을 사용하여 분석하는 경우도 있다. 가법모형의 계산이 비례모형의 계산보다 간단하다고 볼 수 있다. 가법모델을 데이터로부터 설명하여 보면 <표 1>의 데이터에 대하여 <그림 1>과 같다. 데이터에서 3차년도의 7월을 보면 실제계열은 550이며 이 계열의 구성은

T = 431

C = 102

S = 20

I = -3

으로 되어 있다.

비례모델을 <표 2>의 데이터로부터 설명하여 보면 <그림 2>가 된다. 예로서 3차년도의 11월에는 실제계열이 496.3인데 이 계열의 구성은

T = 392.08

C = 119 %

S = 105 %

I = 101.3 %

으로 되어 있다.

시계열분석의 주요 계산은 실제계열로부터 네가지의 구성요소를 알아내는 것이다. 계산순서는 먼저 추세변동을 측정하여 전계열

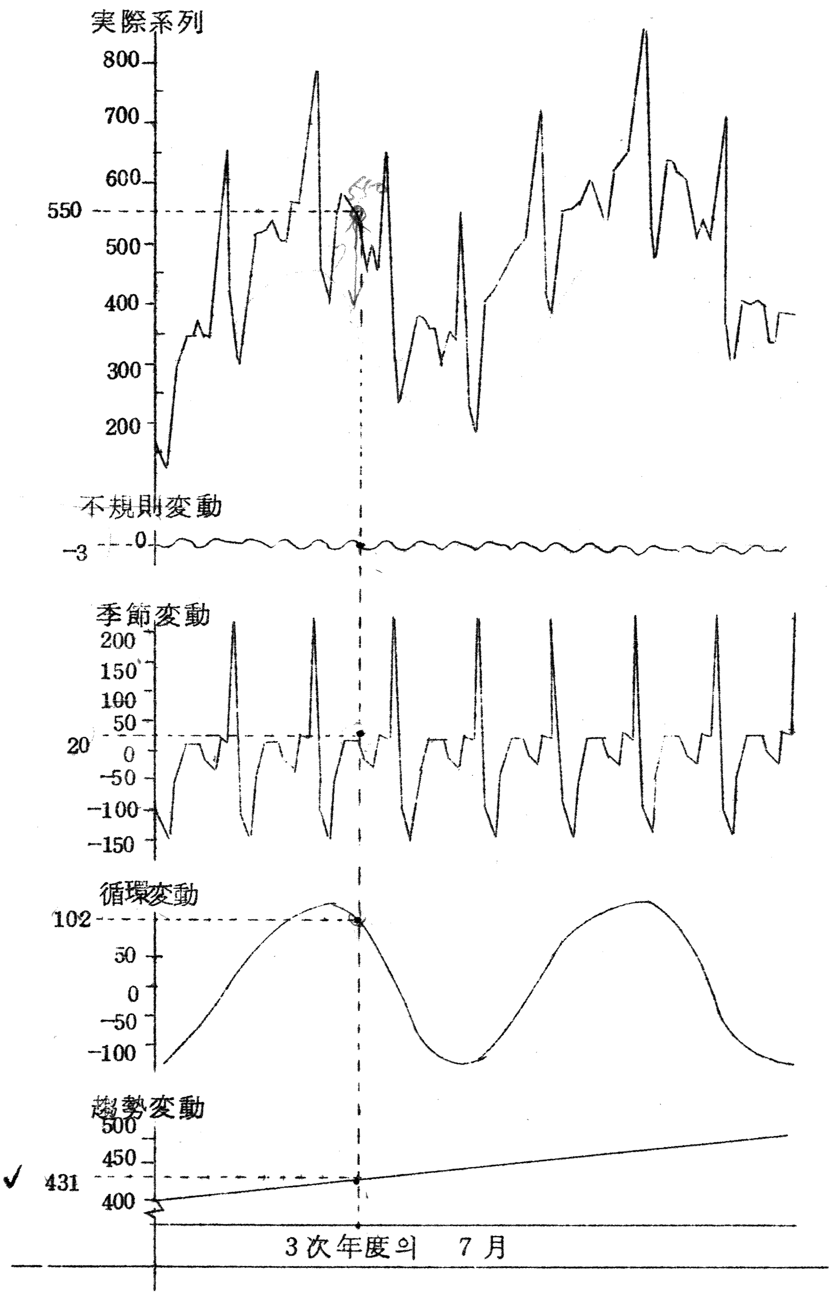
<표 1 > 加法모델의 時系列資料

年 度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	I 不規則変動	Y 実際系列
1次年度	1	401	− 137	− 100	5	169
	2	402	− 126	− 150	1	127
	3	403	− 114	− 50	− 4	235
	4	404	− 101	20	− 9	314
	5	405	− 87	20	5	343
	6	406	− 72	20	− 9	345
	7	407	− 56	20	6	377
	8	408	− 39	− 20	− 3	346
	9	409	− 21	− 40	0	348
	10	410	− 4	30	6	442
	11	411	12	20	− 3	440
	12	412	27	230	5	674
2次年度	1	413	41	− 100	− 3	351
	2	414	54	− 150	− 8	310
	3	415	66	− 50	3	434
	4	416	77	20	4	517
	5	417	87	20	− 1	523
	6	418	96	20	1	535

年　度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	I 不規則変動	Y 実際系列
	7	419	104	20	6	549
	8	420	111	− 20	− 1	510
	9	421	117	− 40	5	503
	10	422	122	30	0	574
	11	423	126	20	− 2	567
	12	424	129	230	− 6	777
3次年度	1	425	131	−100	1	457
	2	426	132	−150	− 5	403
	3	427	133	− 50	9	519
	4	428	130	20	1	579
	5	429	125	20	− 3	571
	6	430	116	20	− 3	563
	7	431	102	20	− 3	550
	8	432	82	− 20	− 9	485
	9	433	57	− 40	− 2	448
	10	434	27	30	2	493
	11	435	− 1	20	− 7	447
	12	436	− 27	230	7	646
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

年　度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	S 不規則変動	Y 実際系列
8次年度	1	485	− 51	−100	8	342
	2	486	− 73	−150	1	264
	3	487	− 93	− 50	− 8	336
	4	488	− 109	20	− 4	395
	5	489	− 121	20	− 1	387
	6	490	− 129	20	9	390
	7	491	− 135	20	2	378
	8	492	− 139	− 20	− 3	330
	9	493	− 141	− 40	4	316
	10	494	− 142	30	− 8	374
	11	495	− 143	20	0	372
	12	496	− 143	230	− 5	578

<그림 1> 時系列의 構成要素(加法모델)



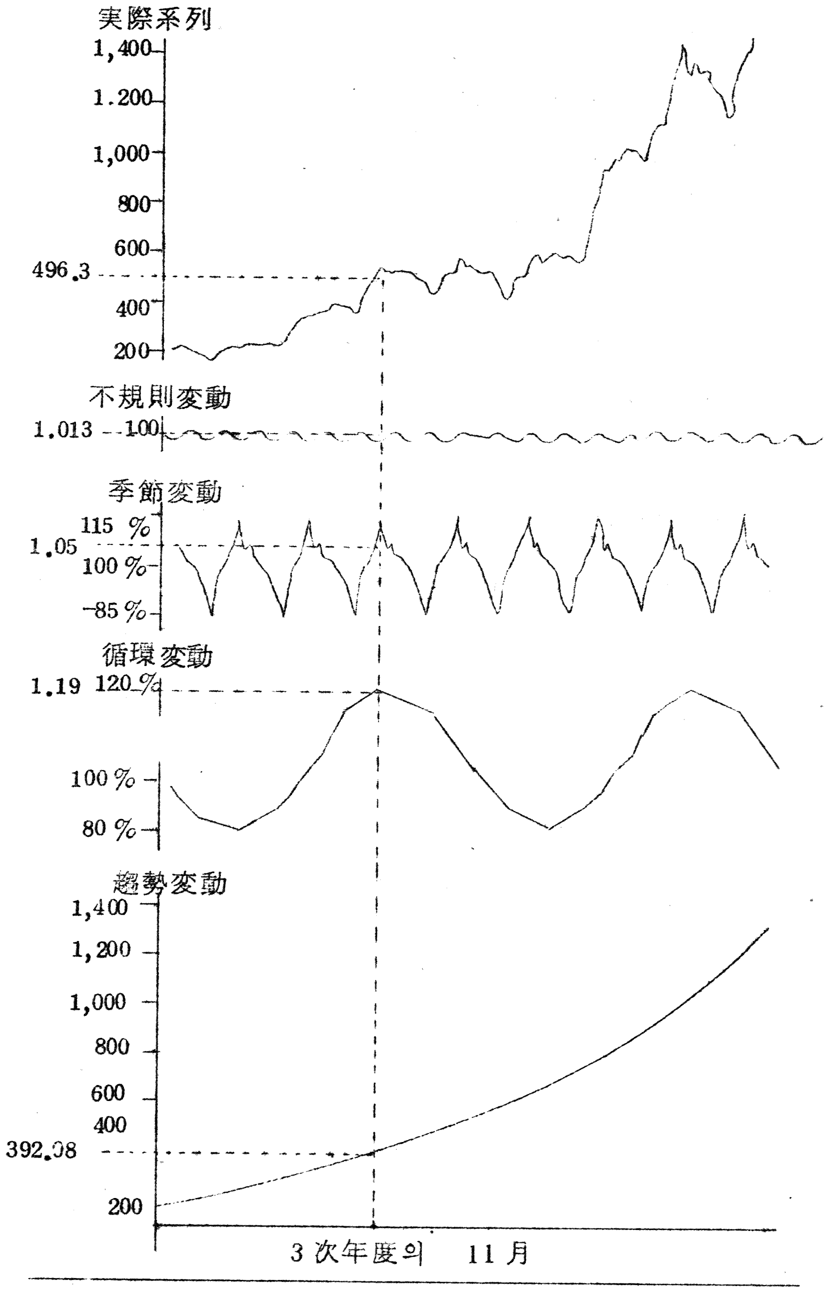
<표 2 > 比例모델의 時系列資料

年 度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	I 不規則変動	Y 実際系列
1次年度	1	200	98 %	105 %	100.5 %	206.8
	2	204	95	107	100.1	207.6
	3	208.08	92	103	101.5	200.1
	4	212.24	90	101	101.0	194.9
	5	216.49	88	98	101.4	189.3
	6	220.81	86	95	100.9	182.0
	7	225.23	85	90	101.2	174.4
	8	229.73	84	85	98.5	161.6
	9	234.32	83	97	99.3	187.3
	10	239.01	82	101	101.3	200.5
	11	243.79	81	105	99.5	206.3
	12	248.67	80	113	98.6	221.7
2次年度	1	253.64	81	105	99.0	213.6
	2	258.71	82	107	100.0	227.0
	3	263.88	83	103	101.4	228.7
	4	269.16	84	101	98.2	224.2
	5	274.54	85	98	99.9	228.5
	6	280.03	86	95	98.7	225.8

年　度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	I 不規則変動	Y 実際系列
	7	285.63	88 %	90 %	101.0 %	228.5
	8	291.34	90	85	100.3	223.5
	9	297.17	92	97	98.2	260.4
	10	303.11	95	101	98.8	287.3
	11	309.17	98	105	100.7	319.1
	12	315.35	100	113	99.6	354.9
3次年度	1	321.65	102	105	101.4	349.3
	2	328.08	107	107	100.2	369.3
	3	334.64	108	103	100.1	372.6
	4	341.33	110	101	102.3	387.9
	5	348.16	112	98	100.0	382.1
	6	355.12	114	95	98.9	380.4
	7	362.22	115	90	99.2	371.9
	8	369.46	116	85	99.6	362.8
	9	376.85	117	97	99.5	425.5
	10	384.39	118	101	100.3	459.5
	11	392.08	119	105	101.3	496.3
	12	399.92	120	113	98.6	534.7
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

年　度	月	T 趨勢変動	C 循環変動	S 季節変動	I 不規則変動	Y 実際系列
8次年度	1	1,055.31	119 %	105 %	99.1 %	1,306.7
	2	1,076.42	118	107	100.0	1,359.1
	3	1,097.95	117	103	99.1	1,311.2
	4	1,119.91	116	101	101.2	1,327.8
	5	1,142.31	115	98	98.6	1,269.4
	6	1,165.16	114	98	99.0	1,288.7
	7	1,188.46	112	90	100.7	1,206.4
	8	1,212.23	110	85	100.7	1,141.4
	9	1,236.47	108	97	98.4	1,274.6
	10	1,261.20	105	101	101.1	1,352.2
	11	1,286.42	102	105	101.2	1,394.3
	12	1,312.15	100	113	98.1	1,454.6

<그림 2> 時系列의 構成要素(比例모델)



에서 제거하고, 다음 다른 변동을 순차적으로 분리하는 방법을 취한다. 그 분리방법은 선택된 모형에 따라 달라지는데 만약 비례모형이라면 추세변동제거와 계절변동제거는

$$\frac{Y}{T} = \frac{T \cdot C \cdot S \cdot I}{T} = C \cdot S \cdot I$$

$$\frac{C \cdot S \cdot I}{S} = C \cdot I$$

와 같이하면 순환변동과 불규칙변동만이 남게 된다. 가법모형의 경우는 나누는 대신 빼면 된다.

시계열분석의 궁극적인 목적은 경제변동을 미리 예측하려는 것이다. 통계자료의 시계열분석은 분석자체로 끝나서는 의미가 없으며, 경제활동의 장래를 예측하고, 이 예측에 의해서 장래행동의 방침을 정하는 것에 중요한 의미가 있다. 예측판단을 위한 유효한 기초정보를 제공하여 주는 것이 시계열의 기술적 분석결과이므로 시계열은 구성요소별로 분해하여 관찰하는 것은 보다 쉽게 장래의 발전을 예측할 수 있게 하여 줄 것이다.

3. 趨勢變動의 測定

추세변동은 장기에 걸친 시계열의 기본적인 변동경향을 나타내는 부분으로 시계열의 短期変更의 中軸을 지나는 동적평균선이라고 볼 수 있다. 추세변동의 傾向線(trend line)을 그리는 가장 간단한 방법은 目測法(free-hand method)으로서, 이 방법은 눈금종이에 그려진 시계열의 散布図(scatter diagram)상에 불규칙하게 흩어져 있는 점들의 평균적인 위치라고 보이는 곳에 어림으로 매끈하게 선을 그려 傾向線으로 하는 방법이다. 그러나 이 目測法은 客觀性과 정밀성이 결여되어 있어서 과학적인 방법으로 볼 수 없다. 경향선을 구하는 가장 일반적인 방법은 移動平均法 (moving average method)과 最小自乘法(method of least squares)이다. 이들 방법을 자세히 고찰하여 보자.

3.1 移動平均法

추세변동경향을 알기 쉽게 간단히 시계열항을 몇개의 기간으로 나누어 각기간의 평균을 연결하여 경향선으로 할 수 있다. 移動平均法은 그 평균의 계산기간을 부분적으로 중복시키면서 한항씩 순차적으로 이동하여 계산하는 방법이다.

만약 5개항 이동평균이라면 시계열의 첫항부터 5개항을 더하여 평균한 것을 그 중앙시점인 y_3의 이동평균으로 한다. 다시 1항

$$(y_1 + y_2 + y_3 + y_4 + y_5) / 5$$

이동하여 5개항의 평균

$$(y_2 + y_3 + y_4 + y_5 + y_3) / 5$$

을 구하여 그 중앙시점인 y_4의 이동평균으로 한다. 이와같은 방법으로 계속하여 이동평균을 구하여 이들을 연결시키면 경향선이 얻어진다.

만약 4개항 이동평균이라면 시계열의 첫항부터 4개항을 더하여 평균한 것을 그 중앙에 기록하고 다시 1항 이동하여 4개항을

$$(y_1 + y_2 + y_3 + y_4) / 4$$

평균하여 그 중앙에 기입한다. 이렇게 하면 時点이 맞지 않으므

$$(y_2 + y_3 + y_4 + y_5) / 4$$

로 4개항 이동평균값은 위의 두개 평균의 평균

$$\frac{1}{2}\left[\frac{y_1 + y_2 + y_3 + y_4}{4} + \frac{y_2 + y_3 + y_4 + y_5}{4}\right]$$

을 구하여 y_3의 경향치로 하는 것이다. <표 3>과 <표 4>에서 5개년과 4개년의 이동평균을 보여주고 있다. 4개년 이동평균으로 사용하는 것은 중심이 맞추어진 이동평균(centered moving average)이다.

<표 3> 석유생산량의 5개년 이동평균

연 차	생산량(백만배럴)	5개년 이동평균
1921	472	-
1922	558	-
1923	732	648.0
1924	714	707.8
1925	764	776.4
1926	771	810.2
1927	901	868.8
1928	901	-
1929	1,007	-

<표 4> 석유생산량의 4개년 이동평균

연 차	생산량 (백만배럴)	4개년이동평균	중심이 맞추어진 4개년 이동평균
1921	472	-	-
1922	558	619.00	-
1923	732	692.00	655.5
1924	714	745.25	718.6
1925	764	787.50	766.4
1926	771	834.25	810.9
1927	901	895.00	864.7
1928	901	-	-
1929	1,007	-	-

이동평균의 계산에 사용되는 항수에는 일정한 규칙은 없다. 그러나 다음의 두가지 점에 주의할 필요가 있다.

① 평균의 항수는 기수로 하는 것이 편리하다. 이동평균법에서는 평균은 그 기간의 중앙항의 추세치로 간주되므로 기수항을 취하면 바로 중앙항에 해당한다.

② 시계열의 단기파동을 나타내는 일정주기가 명확할 때에는 그 주기를 이동평균의 계산기간으로 택하면 完全하게 주기파동을 제거할 수 있다. Y = T C S i → 없어진다.

이동평균법에 의한 傾向線의 계산은 평균기간선정에 일정한 규칙이 없으므로 선정기간의 차이에 따라 경향선이 달라지며, 계열의 최초와 최후의 몇 항에 대해서는 傾向値를 구할 수 없는 단점이 있다. 그러나 계산이 쉽고 이해하기 쉬우며, 또 수식을 적용할 필요가 없으며 복잡한 변동의 경우에도 사용할 수 있다는 장점때문에 널리 적용될 수 있다.

3.2 最小自乘法

3.2.1 回帰分析의 概念

사회적인 어떤 현상을 데이터로 부터 해석할려는 시도에서 관련된 変数(variable)들간에 상호관련성을 찾을려고 할 때가 많다. 예를들면 사람이 나이가 먹어 갈수록 키가 커지는데

나이와 키 사이의 함수관계를 생각해 볼 수 있을 것이다.
다른 예로서 매달 도매물가지수가 변하는데 이 물가지수가 달이라는 시간의 변환에 따라서 어떻게 변해가는지 그 연관성을 알고 싶은 경우가 있다. 위의 두가지 예에서 키와 물가지수는 일반적으로 종속변수라 부르고, 나이나 시간(월별)과 같이 종속변수에 영향을 주는 변수를 독립변수라고 한다.

우리 주위에는 독립변수와 종속변수 사이의 함수관계를 알아내려고 하는 수없이 많은 문제들이 있으며 통계적 방법에서 널리 애용되고 있는 回帰分析(regression analysis)은 이러한 함수관계를 알아내는데 매우 유익하게 쓰여지고 있다.

일반적으로 回帰分析은 한개의 독립변수와 한개의 종속변수 간의 관계분석에 제한되어 있지 않고 여러개의 변수들간의 함수관계를 규명하는데에도 많이 쓰여지고 있으나 時系列資料를 다루는 데는 시간에 해당되는 한개의 독립변수와 실제 系列을 나타내는 종속변수 y간의 함수관계를 생각하여 주기로 한다.

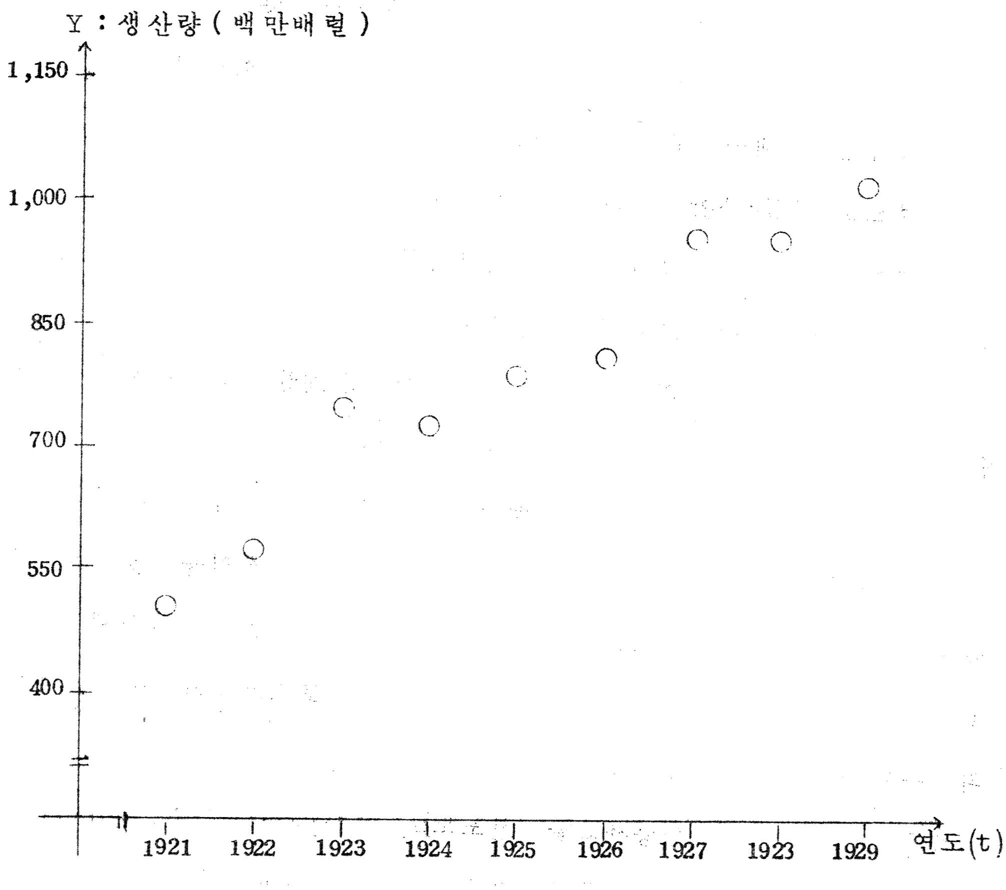
두 변수간의 함수관계를 연구하는 첫단계로서 먼저 하여야 할 것은 図表上에 시간 t를 x-좌표로 하고 실제계열을 y-좌표로 하여 측정치들을 그려 보는 일이다. 이러한 도표를 散布図(scatter diagram)라고 하는데 이 산포도로부터 두 변수간의 관계를 대략적으로 짐작할 수 있다.

<표 3>의 석유생산량자료를 산포도로 그려보면 <그림 3>과 같다. 여기에서 연도는 독립변수(앞으로 t라고 표시)이고 석유

생산량은 t의 변화에 따라 달라지는 종속변수(앞으로 y라고 표시)이다. <그림 3>으로부터 우리는 t가 증가하면 y도 증가한다는 사실을 직시할 수 있으며 그 관계가 대략적으로 직선(straight line)인 것도 알 수 있다.

일반적으로 t와 y간의 함수관계를 표현하여 주는 回帰線의

<그림 3> 석유생산량자료의 산포도



방정식으로 다음의 네가지가 많이 쓰인다

① 직선, $E(y) = a + bt$

매시간의 변화의 증감분이 일정하다고 판단되는 경우. 산포도로부터 판정하여야 하며 <그림 3>의 산포도는 직선관계가 적절하다고 판정된다.

② 이차곡선, $E(y) = a + bt + ct^2$

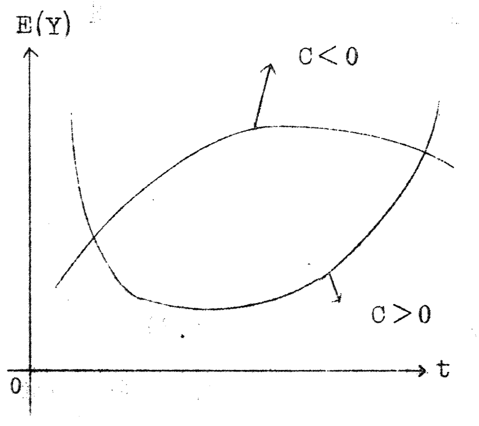
매시간의 변화에 따른 증감분이 일정하지 않고 <그림 4>와 같은 형태를 갖는 경우

③ 指数曲線, $E(y) = \alpha\beta^t$ 또는 $\log E(y) = a + bt$

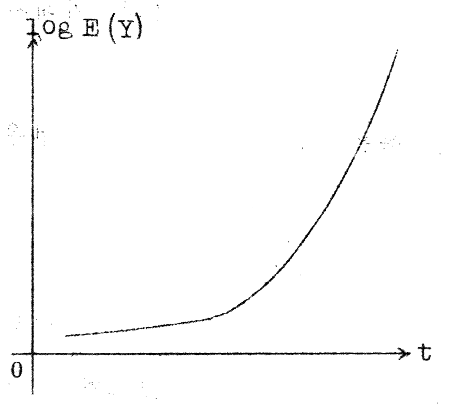
변동부분이 等比的으로 거의 일정한 경우이며 複利曲線이라고도 한다. <그림 5>를 참조하시요.

④ 로지스틱 (Logistic) 곡선, $E(y) = \dfrac{1}{ab^t + c}$

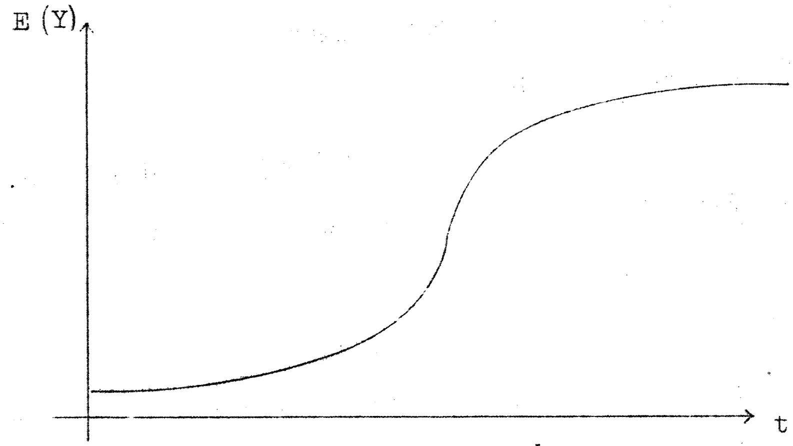
장기에 걸친 변동과정이 발전, 약진, 안정, 포화상태 등을 포함하는 경우. <그림 6>을 참조하시요.



<그림 4> $E(Y) = a + bt + ct^2$



<그림 5> $\log E(Y) = a + bt$



< 그림 6 > $E(Y) = \dfrac{1}{ab^t + C}$

시계열에 대하여 추세변동을 나타내는 경향선 (trend line) 은 回帰線의 방정식으로 얻어질 수 있으며 위의 네가지 방정식이 경향선으로 흔히 쓰인다. 먼저 직선경향선의 계산방법을 알아 보자.

3.2.2 직선경향선의 계산

종속변수 Y 의 기대치를 만약 추세치로 생각한다면

$$E(Y) = T$$

로 놓을 수 있고 직선경향선은

$$T = a + bt \qquad (3.1)$$

이 되며 실제계열 Y는

$$Y = a + bt + E \qquad (3.2)$$

으로 표현될 수도 있으며 t 와 Y 의 값을 이용하여 a 와 b 를 推定 (estimation) 하는 방법을 알아 보자. 주어진 시각 t 에서

시계열자료를 Y_t로 놓을 때 식(3.2)는

$$Y_t = a + bt + E_t, \quad t = 1, 2, 3 \cdots\cdots, n$$

과 같이 표현할 수 있으며 E_t를 Y_t와 경향선 $T = a + bt$간의 거리로 볼 때 이 거리가 적으면 적을수록 좋을 것이다.

이 거리의 자승의 합은

$$L^2 = \sum_{t=1}^{n} E_t^2 = \sum_{t=1}^{n} (Y_t - a - bt)^2 \qquad (3.3)$$

이며 이 L^2의 값을 최소로 하는 a와 b의 推定値 $\hat{a}$과 $\hat{b}$을 最小自乘推定値(least squares estimate)라고 하며 이렇게 하여 경향선

$$T = a + bt$$

을 추정하는 방법을 最小自乘法(method of least squares)이라고 한다.

식(3.3)의 L^2을 최소로 하는 a와 b를 구하기 위하여 L^2을 a와 b로 편미분하고 이들을 영으로 놓고 풀으면 다음의 正規方程式(normal equation)을 얻는다.

$$\Sigma Y_t = an + b\Sigma t \qquad (3.4)$$

$$\Sigma t Y_t = a\Sigma t + b\Sigma t^2$$

위의 정규방정식을 풀어서 얻어지는 a와 b의 값을 $\hat{a}$과 $\hat{b}$으로 놓으면 다음과 같이 된다.

$$\hat{b} = \frac{\Sigma(t-\bar{t})(y_t-\bar{y})}{\Sigma(t-\bar{t})^2} \qquad (3.5)$$

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{t}$$

$$\bar{t} = \Sigma t / n$$

$$\bar{y} = \cancel{\Sigma y_t / n} \rightarrow \Sigma Yt / m$$

시간의 좌표계는 그 원점을 어디에 두어도 관계없으므로 t 의 값이 가능하면 작도록 하면 계산에 편리하다. 시간 원점을 계열의 첫항으로 정하면 계열의 시간이 등간격이므로 t 의 계열은 0, 1, 2, ………, $n-1$ 로 표현될 것이다. 만약 시간원점을 계열의 중앙에 정하면 항수가 홀수인 경우 t 의 합은 영이 되어 $\bar{t}=0$ 이며 식 (3.5) 의 공식은 간단하게

$$\hat{b} = \frac{\Sigma t y_t}{\Sigma t^2} \qquad (3.6)$$

$$\hat{a} = \bar{y}$$

으로 변할 것이다.

＜예제 3.1＞ ＜표 3＞의 석유생산량자료에 대하여 1921 년을 t = 0 으로 하고 생산량을 y_t 로 하여 경향선 $\hat{T} = \hat{a} + \hat{b}t$ 를 구하여 보아라.

＜풀 이＞ 공식 (3.5) 을 사용하여 $\hat{b}$ 과 $\hat{a}$ 을 구하기 위하여 필요한 계산을 ＜표 4＞에서 구하였다. b 와 a 의 추정치는 각각

$$\hat{b} = \frac{3564}{60} = 59.4$$

$$\hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{t} = 758 - (59.4)(4)$$
$$= 520.4$$

<표 4>　　경향선 $\hat{T} = \hat{a} + \hat{b}t$의 계산

연 차	t	생산량 y_t	$(t-\bar{t})^2$	$(t-\bar{t})(y_t-\bar{y})$
1921	0	472	16	1144
1922	1	558	9	600
1923	2	732	4	52
1924	3	714	1	44
1925	4	764	0	0
1926	5	771	1	13
1927	6	901	4	286
1928	7	901	9	429
1929	8	1007	16	996
	$\bar{t}=4$	$\bar{y}=758$	$\Sigma(t-\bar{t})^2=60$	$\Sigma(t-\bar{t})(y_t-\bar{y})=3564$

이며 따라서 석유생산량자료로부터 얻어지는 경향선의 추정은

$$\hat{T} = \hat{a} + \hat{b}t$$
$$= 520.4 + 59.4t$$

이 된다.

3.2.3 이차경향선의 계산

이차경향선 $T = a + bt + ct^2$ 은 포물선이라고 부르기도 하며 이 포물선의 a, b, c를 데이터 (t_1, y_t)로부터 최소자승법에 의하여 추정하기 위해서는 다음의 L^2

$$L^2 = \sum_{t=1}^{n} (y_t - a - bt - ct^2)^2$$

을 최소화시키는 a, b, c를 구하여야 한다. 이 L^2을 a, b, c로 편미분하고 영으로 놓고 정규방정식을 만들면 다음과 같이 된다.

$$\begin{aligned} \Sigma y_t &= na + b\Sigma t + c\Sigma t^2 \\ \Sigma t y_t &= a\Sigma t + b\Sigma t^2 + c\Sigma t^3 \\ \Sigma t^2 y_t &= a\Sigma t^2 + b\Sigma t^3 + c\Sigma t^4 \end{aligned} \qquad (3.7)$$

위의 방정식을 만족시키는 a, b, c의 값을 $\hat{a}$, $\hat{b}$, $\hat{c}$으로 놓으면 이차경향선 $T = a + bt + ct^2$ 의 推定式은

$$\hat{T} = \hat{a} + \hat{b}t + \hat{c}t^2$$

이 된다.

만약 시간의 원점을 계열의 중앙에 옮기면 $\Sigma t = \Sigma t^3 = 0$ 가 되므로 정규방정식 (3.7)은 다음과 같이 간단히 된다.

$$\begin{aligned} \Sigma y_t &= na + c\Sigma t^2 \\ \Sigma t y_t &= b\Sigma t^2 \\ Et^2 y_t &= a\Sigma t^2 + c\Sigma t^4 \end{aligned} \qquad (3.8)$$

이 간단한 정규방정식을 만족시키는 a, b, c의 추정치는 다음과 같이 된다.

$$\hat{a} = \frac{\Sigma y_t \, \Sigma t^4 - \Sigma t^2 \, \Sigma t^2 \, y_t}{n \Sigma t^4 - (\Sigma t^2)^2}$$

$$\hat{b} = \frac{\Sigma t y_t}{\Sigma t^2} \qquad (3.9)$$

$$\hat{c} = \frac{n \Sigma t^2 \, y_t - \mathrm{E}_t{}^2 \, \Sigma y_t}{n \Sigma t^4 - (\Sigma t^2)^2}$$

<예 3.2> 다음 <표 5>의 자료는 1965～1975년까지의 우리나라 국민소득에 관한 자료이다. (단위 : 백억원) 실제계열을 산포도로 그려보고 이차경향선을 추정하여 이 산포도 위에 추정된 경향선을 그려 넣어라.

<표 5> 국 민 소 득 자 료

연 도	t	국민소득 y_t	t^2	t^4	ty_t	t^2y_t	$\hat{y}=241.57+73.37t+9.69t^2$
1965	−5	81	25	625	−405	2025	116.97
1966	−4	103	16	256	−412	1648	103.13
1967	−3	127	9	81	−381	1143	108.67
1968	−2	160	4	16	−320	640	133.59
1969	−1	208	1	1	−208	208	177.89
1970	0	259	0	0	0	0	241.57
1971	1	315	1	1	315	315	324.63
1972	2	386	4	16	772	1544	427.07
1973	3	490	9	81	1470	4410	548.89
1974	4	675	16	256	2700	10800	690.09
1975	5	908	25	625	4540	22700	850.67
계	0	3712	110	1958	8071	45433	

<풀이> $\Sigma t = 0$이므로 식(3.9)를 이용하여 a, b, c를 추정하여 보자. 필요한 자료는 <표 5>에 계산되어 있다.

$$\hat{a} = \frac{(3712)(1958)-(110)(45433)}{(11)\ (1958)-(110)^2} = 241.57$$

$$\hat{b} = \frac{8071}{110} = 73.37$$

$$\hat{c} = \frac{(11)(45433)\ -\ (110)(3712)}{(11)(1958)\ -\ (110)^2} = 9.69$$

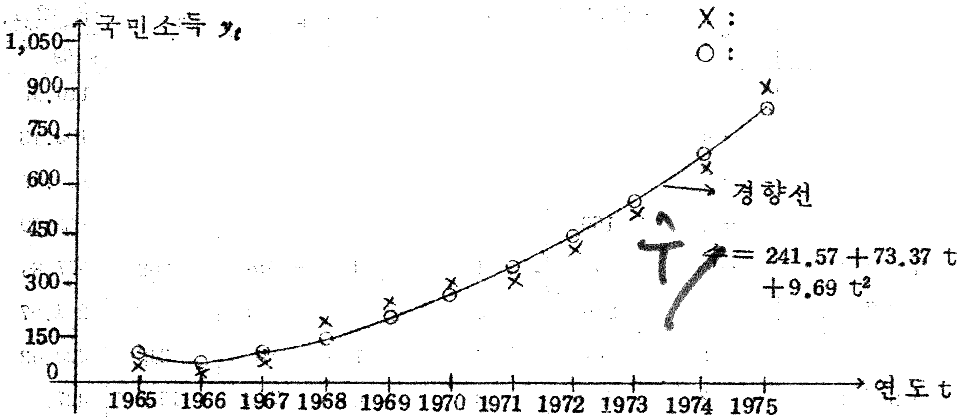
따라서 경향선의 추정식은

$$\hat{T} = \hat{a} + \hat{b}t + \hat{c}t^2$$

$$= 241.57 + 73.37t + 9.69t^2 \qquad (3.10)$$

이 된다. t의 각 값에 대하여 $\hat{T}$을 구한 추정치가 <표 5>에 실려있다.

<표 5>의 데이터를 산포도로 그려보면 <그림 7>과 같으며 이 그림위에 식(3.10)의 추정된 경향선을 그려 넣었다.



<그림 7> 산포도와 추정된 경향선

아직까지 직선경향선과 이차경향선을 고찰하여 보았는데 이외에도 지수곡선경향선이라든가 로지스틱곡선경향선등이 쓰인다. 이들 경향선의 추정은 계산이 복잡하므로 생략하기로 한다.

4. 季節變動의 測定

보통 1년을 주기로 하여 반복되는 변동을 계절변동이라고 하며, 月次 또는 分期別 系列의 자료에 많이 적용된다. 계절변동의 전형적인 형태를 계산하는 방법은 퍼슨즈(W.M.Persons)의 개척적 연구이래 다수의 방법이 제안되어 있다. 이들 방법의 대부분은 우선 처음에 原系列의 변화에서 추세변동, 순환변동 및 불규칙변동의 요소를 가능한 범위내에서 제거시켜 계절변동의 典型的인 形態를 정하는 순서를 취하고 있다. 그러므로 계절변동의 전형적인 형태를 계산하는 방법은 주로 非季節的인 변동의 제거방법에 따라 분류된다. 계산방법으로는 月別平均法, 連環比率法, 12個月 移動平均法, 미국 센서스局法 등이 많이 쓰여진다. 이들 계산방법에 대해서는 앞으로 자세히 설명하기로 하고 이에 앞서서 먼저 계절변동의 典型的인 形態를 통계적으로 표현하는 형식을 설명하면 다음과 같은 방법이 있다.

① 季節典型值: 이는 각 계절의 전형적인 수치를 절대수의 형태로 표현하는 것을 말한다. 이 수치는 1년간 각월의 전형적인 변화를 시계열과 같은 단위의 숫자로 나타내며 추세변동을 동반하지 않는 계열에만 쓰여진다. 기상통계의 월평균 기온, 강우량등의 평균치의 계열이 이에 속하는 예이다.

② 季節變動值: 계절전형치에서 계절변동에 속하는 부분만 뽑아서 계절변동을 제거한 계열치에 대한 오차를 나타낸 것으로

1년 12개월의 계절변동치의 합은 0이 된다. 계절변동의 진폭이 미미한 경우 사용할 수 있다.

③ 季節指数 : 각월의 계절변동을 1년평균 100이 되도록 나타내는 것을 말한다. 시계열변동을 비례모형으로 고찰할 때 계절지수는 매우 편리하며 이 경우 계절변동은

$$S = \frac{T \cdot S \cdot C \cdot I}{T \cdot C \cdot I}$$

의 모양으로 표시된다. 그러므로 계절지수는 계절변동을 包含한 현실의 시계열과 계절변동을 包含하지 않는다고 생각되는 시계열과의 비율이 된다.

계절변동의 분석목적은 추세변동과 마찬가지로 그 자체를 분석하기 위하여 측정할 수도 있으며, 또한 時系列을 계절변동에 대해 수정하여 계절변동의 影響을 계열로부터 제거하려는데 목적이 있다. 계절변동의 측정에 사용되는 중요한 방법으로 앞에서 언급한 月別平均法, 連環比率法, 移動平均法, 센서스局法등이 있다. 이들을 고찰하여 보자.

4.1 月別平均法

月別平均法 (method of monthly average)은 原系列을 月別로 평균하고 이에 의하여 非季節的인 변동요소를 전부 한번에 소

거하려고 하는 방법을 말한다. 이 방법은 月次系列에 적용되며 n년간의 월차계열에서 제 i월 ($i = 1, 2, \cdots, 12$)의 계열치를 $y_{1i}, y_{2i} \cdots, y_{ni}$ 라고 하고, 그 평균을

$$\bar{y}_i = \frac{1}{n}(y_{1i} + y_{2i} + \cdots + y_{ni})$$

라 하자. 이들의 전체평균을

$$\bar{y} = \frac{1}{12}(\bar{y}_1 + \bar{y}_2 + \cdots + \bar{y}_{12})$$

라고 하면 i월의 季節変動指数(index of seasonal vavation)는

$$S_i = \frac{\bar{y}_i}{\bar{y}} \times 100$$

이 된다.

月別平均法은 계산에 간단하다는 장점을 가지고 있으나 계산기간 내에 뚜렷한 추세변동이 존재하는 경우에는 그 影響이 계절변동속에 남게 되는 결점이 있다. 예를 들면 추세변동이 계속하여 증가하는 경우에는 매년 12월의 평균은 1월의 평균보다 꼭 높아지게 된다. 이런 경우에는 원계열의 값을 경향치로 미리 나누어서 百分比의 자료로부터 위의 방법으로 계절변동지수를 구하는 수도 있다. 그러나 추세변동이 선형이 아니면 추세변동의 영향이 계절변동속에 남아 있게 될 가능성이 항상 존재한다.

<예 4.1> 다음은 우리나라의 月別水力発電量의 자료이다. 月

別平均法으로 계절변동지수를 구하여라. (단위 : 100만 KWH)

(풀이)

<표 6 >에 있는 바와 같이 먼저 月別平均을 계산한다.

<표 6 > 월별수력발전량 자료

년 \ 월	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	평 균
1972	48	56	93	71	101	58	149	200	207	78	95	113	
1973	82	68	82	81	177	88	104	113	162	74	96	93	
1974	60	51	60	131	239	236	182	267	217	181	151	74	
1975	52	49	32	59	113	116	243	299	265	185	106	149	
계	242	224	267	342	630	498	678	879	847	518	448	429	
월별평균	60.5	56.0	66.8	85.5	157.5	124.5	169.5	219.8	211.8	129.5	112.0	107.3	125.04
계절지수	48.4	44.8	53.4	68.4	126.0	99.6	135.6	175.7	169.3	103.6	89.6	85.8	100.0

자료 : 한국통계연감

즉 1월은

$$\frac{48 + 82 + 60 + 52}{4} = 60.5$$

이다. 이들 월별평균들의 전체평균을 다음으로 구한다. 즉

$$\frac{60.5 + 56.0 + \cdots + 107.3}{12} = 125.04$$

이 값을 基準으로 각월의 월별평균을 전체평균으로 나누어 100을 곱하여 계절변동지수로 한다. 즉 1월은

$$\frac{60.5}{125.04} \times 100 = 48.4\ \%$$

이다.

4.2 連環比率法

連環比率法(link relative method)은 시계열변동의 비례모형을 가정하고 계절변동을 측정하는 대표적인 방법으로서 퍼슨즈(W.M.Persons)에 의하여 개발되었다. 이 방법에 의하여 계절지수를 구하는 순서를 다음에 간략하게 설명하고 예를 들어 보기로 하겠다.

① 月次系列의 각항을 그 前月의 값으로 나눈 비율, 즉 対前月比를 계산하여 각월에 대응시켜 적는다.

② 제 i월에 대응하는 n개(n개년간의 제 i月의 수)의 対前月比의 中位数(median)를 구한다. 이것을 제 i월의 連環指数(link relative) r_i라고 한다.

③ 1月을 基準으로 하는 指数로 바꾸기 위하여 다음과 같은 l_i를 구한다.

1月 : $l_i = 100$

제 i 月 : $l_i = l_{i-1} \cdot \frac{r_i}{100}$

이와같은 l_i를 제 i월의 假定連鎖指数라고 한다.

④ 계절변동은 12개월을 1주기로 하는 것이므로

$$l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} = l_1 = 100$$

이 되어야 한다. 만약 이것이 성립하지 않으면 이는 추세변동부분이 $l_{12} \cdot \frac{r_1}{100}$ 에 包含되어 있기 때문이다. 그러므로 그 차이

$$l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - l_1 = l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 100$$

은 12개월간 누적된 추세변동이므로 이것을 각월에 배분할 때 각월의 연환지수에 包含되어 있는 추세변동부분을 α라고 하면 복리원리에 따라

$$\left(1 + \frac{\alpha}{100}\right)^{12} = 1 + \frac{l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 100}{100}$$

이며 따라서 대략적으로

$$\alpha \fallingdotseq \frac{l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 100}{12}$$

이 된다.

⑤ 가정연쇄지수 l_i에서 추세변동부분 α를 누적제거한 값 R_i를 구한다.

$$R_i = l_i - (i-1)\alpha \ , \ i = 1, 2, \cdots, 12$$

이와같이 하면 다음 해의 1月은

$$l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 12\alpha = l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 12 \left[\frac{l_{12} \cdot \frac{r_1}{100} - 100}{12} \right]$$

$$= 100$$

$$= R_1$$

와 같이 되어 R_1의 값으로 귀착된다. 여기서 R_i를 제 i월의 連鎖指数(chain index)라고 한다.

⑥ 1月에서 12月까지의 연쇄지수 R_i의 평균 M을 구하고

$$S_i = \frac{R_i}{M} \times 100$$

을 계절변동지수로 정의한다.

<예 4.2> 다음과 같은 우리나라의 1971-1977년간의 輸出額 資料에서 季節指数를 連環比率法에 의하여 구하여라. (단위 : 백만불)

(풀이)

① 각 월차계열을 그 前月의 수치로 나누어서 백분비를 구한다. 즉 1971년 1월 값은 1970년 12월의 값(괄호안의 숫자)으로 나누어 61/102 × 100 = 59.8이 되고 그 다음은 59/61 × 100 = 96.7이 된다.

② 각 월별로 중위수(median)를 구하여 r_i로 놓는다.

③ 12개의 중위수에 대하여 가정연쇄지수를 구한다. $l_1 = 100$,

<표 7>　　　　　　수 출 액　자 료

년 \ 월	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1971	61	59	78	79	92	101	94	87	93	94	102	(102) 127
1972	77	101	102	113	130	143	137	157	160	140	150	220
1973	148	152	159	252	224	288	259	263	320	350	339	409
1974	305	300	400	379	436	434	410	355	405	328	330	378
1975	259	288	339	325	418	417	428	445	449	484	445	650
1976	428	433	563	589	674	728	741	682	671	709	665	833
1977	642	625	787	779	797	888	834	866	872	741	857	1360

자료 : 한국통계연감

$$l_2 = l_1 \times \frac{r_2}{100} = 100 \times \frac{101.4}{100} = 101.2\,, \quad l_3 = l_2 \times \frac{r_3}{100}$$

$$= 101.2 \times \frac{125.9}{100} = 127.4$$ 등으로 구한다.

④ 연쇄지수 R_i 를 계산하기 위하여

$$\alpha = \frac{l_{12} \times \frac{r_1}{100} - 100}{12} = \frac{203.1 \times \frac{67.3}{100} - 100}{12} = 3.06$$

을 구하고 다음 $R_1 = 100.0$, $R_2 = l_2 - \alpha = 101.2 - 3.06 = 98.1$, $R_3 = l_3 - 2\alpha = 127.4 - (2)(3.06) = 121.3$

등을 구한다.

⑤ 계절지수 $S_i = \frac{R_i}{M} \times 100$의 계산을 위하여 R_i의 평균을

$$M = \frac{\sum_{i=1}^{12} R_i}{12} = \frac{1}{12}(100.0 + 98.1 + \cdots + 169.4)$$

$$= 130.3$$

이라 하고 계절지수를 구한다.

$$S_1 = \frac{R_1}{M} \times 100 = 100/130.3 \times 100 = 76.7$$

$$S_2 = \frac{R_2}{M} \times 100 = 98.1/130.3 \times 100 = 75.3$$

$$S_{12} = \frac{R_{12}}{M} \times 100 = 169.4/130.3 \times 100 = 130.0$$

여기서 $\sum_{i=1}^{12} S_i = 1199.8$이며 이를 12로 나누면 약 100.0이 된다.

<표 8>

연쇄지수의 계산

년 \ 월	1 (1月/12月)	2 (2/1)	3 (3/2)	4 (4/3)	5 (5/4)	6 (6/5)	7 (7/6)	8 (8/7)	9 (9/8)	10 (10/9)	11 (11/10)	12 (12/11)
1971	59.8	96.7	132.2	101.3	110.5	109.8	93.1	92.6	106.9	101.1	108.5	124.5
1972	60.6	131.2	101.0	110.8	115.0	110.0	95.8	114.6	101.9	87.5	107.1	146.7
1973	67.3	102.7	104.6	158.5	88.9	128.6	89.9	101.5	121.7	109.4	96.9	120.6
1974	74.6	98.4	133.3	94.8	115.0	99.5	94.5	86.6	114.1	81.0	100.6	114.5
1975	68.5	111.2	117.7	95.9	128.6	98.8	102.6	104.0	100.9	107.8	91.9	146.1
1976	65.8	101.2	130.0	104.6	114.4	108.0	101.8	92.0	98.4	105.7	93.8	125.3
1977	77.1	97.4	125.9	99.0	102.3	111.4	93.9	103.8	100.7	85.0	115.7	158.7
중위수 (r_i)	67.3	101.2	125.9	101.3	115.0	109.8	94.5	101.5	101.9	101.1	100.6	125.3
가정연쇄지수 (l_i)	100.0	101.2	127.4	129.1	148.5	163.1	154.1	156.3	159.3	161.1	162.1	203.1
연쇄지수 (R_i)	100.0	98.1	121.3	119.9	136.3	147.8	135.7	134.9	134.8	133.6	151.5	169.4
계절지수 (S_i)	76.7	75.3	93.9	91.4	104.6	113.4	104.1	103.5	103.5	102.5	100.9	130.0

4.3 移動平均法

계절지수를 구하기 위한 移動平均法(moving average method)은 12個月 移動平均法을 사용한다. 앞에서 다룬 月別平均法과 連環比率法은 계절변동이 시계열 전기간을 통하여 불변임을 가정하고 있다. 그러나 실제로는 시간과 함께 조금씩 변동하는 경우가 대부분이다. 이동평균법은 이 특성을 살려주고 있다. 또한 계절변동은 확정주기를 갖는 상하운동이므로 그 주기를 이동평균하여 계산하면 상하운동은 없어진다.

12개월 이동평균법은 12개월의 숫자가 짝수이므로 이동평균치와 계열과의 사이에 반달의 차이가 생긴다. 이 차이를 없애기 위하여 12개월의 이동평균을 다시 2개항씩 이동평균한다. 그 결과의 값이 계절변동을 제거시킨 T × C이다. 다음 12개월 이동평균으로 원계열을 나누면

$$\frac{T \cdot C \cdot S \cdot I}{T \cdot C} = S \cdot I$$

이 되며 월별로 S·I의 평균을 내면 I는 거의 소거되고 S만이 구해진다. 이 값 S를 월별로 평균하여 이 평균을 基準으로 하는 月別平均을 수정하면 계절지수가 된다. 다음의 예제를 살펴보자.

<예 4.3> 앞의 <예 4.1>에서 사용된 월별 수력발전량 자료에 대하여 12개월 이동평균법에 의하여 계절지수를 구하여라.

(풀이)

① 원자료에서 12개월 이동합계를 계산하여 각 월차계열의 중간에 기록한다. 1972년 1월치부터 동 12월치까지의 합, 48 + 56 + ··· + 95 + 113 = 1,369를 6월과 7월사이에, 1972년 2월치부터 1973년 1월치까지의 합 56 + 93 + ··· + 113 + 82 = 1,403은 7월과 8월 사이에, ··· 각각 기록한다.

② 24개월 이동합계를 원계열과 시점이 같도록 한다. 즉, 1,369 + 1,403 = 2,772는 1972년 7월과 시점이 같게 나란히, 1,403 + 1,415 = 2,818은 1972년 8월과 같게 나란히, ··· 등으로 기록한다.

③ 24개월 합을 24로 나누어 평균한다.

④ 24개월 이동평균에 대한 대응원계열의 비율을 계산한다. 계산방법은 <표 9>를 참조하시요.

⑤ 각월별로 평균하여 그 합 53.6 + 45.9 + ··· + 78.9 = 1122.9를 구하여 평균한다.

즉 $\dfrac{1122.9}{12} = 93.575$

⑥ 그 평균을 基準으로 수정한 월별평균이 계절지수이다.

1월 : $\dfrac{53.6}{93.575} \times 100 = 57.3$

2월 : $\dfrac{45.9}{93.575} \times 100 = 49.1$

12월 : $\dfrac{78.9}{93.575} \times 100 = 84.3$

<표 9> 12개월 이동평균법의 계산

시점 (1)	발전량(2) Y	12개월합계 (3)	24개월합계 (4)	이동평균 (5)=4÷24 TC	이동비율 (6)=(2)÷(5) Si
1972년 1월	48		–	–	–
		–			
2	56		–	–	–
		–			
3	93		–	–	–
		–			
4	71		–	–	–
		–			
5	101		–	–	–
		–			
6	58		–	–	–
		1,369			
7	149		2,772	115.5	129.0
		1,403			
8	200		2,818	117.4	170.4
		1,415			
9	207		2,819	117.5	172.8
		1,404			
10	78		2,718	113.3	68.8
		1,314			
11	95		2,704	112.7	84.3
		1,390			
12	113		2,810	117.1	96.5
		1,420			
1973년 1	82	1,375	2,795	116.5	70.4

시점 (1)	발전량(2)	12개월합계 (3)	24개월합계 (4)	이동평균 (5)= 4 ÷ 24	이동비율 (6)=(2)÷(5)
2	68		2,663	111.0	61.3
		1,288			
3	82		2,532	105.5	77.7
		1,244			
4	81		2,484	103.5	78.3
		1,240			
5	177		2,481	103.4	171.2
		1,241			
6	88		2,462	102.6	85.8
		1,221			
7	104		2,420	100.8	103.2
		1,199			
8	113		2,381	99.2	113.9
		1,182			
9	163		2,242	93.4	174.5
		1,160			
10	74		2,370	98.8	74.9
		1,210			
11	96		2,482	103.4	92.8
		1,272			
12	93		2,692	112.2	82.9
		1,420			
1974년 1	60		2,918	121.6	49.3
		1,498			
2	51		3,150	131.4	38.8
		1,652			
3	60		3,358	139.9	42.9
		1,706			
4	131		3,519	146.6	89.4
		1,813			
5	239		3,681	150.8	158.5
		1,868			
6	236		3,717	154.9	122.4
		1,849			
7	182		3,690	153.8	118.3
		1,841			
8	267		3,680	153.3	174.2
		1,839			
9	217		3,650	152.1	142.7
		1,811			

시점 (1)	발전량(2)	12개월합계 (3)	24개월합계 (4)	이동평균 (5)= 4 ÷ 24	이동비율 (6)=(2)÷(5)
10	181		3,550	147.9	122.4
		1,739			
11	151		3,352	139.7	108.1
		1,613			
12	74		3,106	129.4	57.2
		1,493			
1975년 1	52		3,047	126.9	41.0
		1,554			
2	49		3,140	130.8	37.5
		1,586			
3	32		3,220	134.2	23.8
		1,634			
4	59		3,272	136.3	43.3
		1,638			
5	113		3,231	134.6	84.0
		1,593			
6	116		3,261	135.9	85.4
		1,668			
7	243		–	–	–
		–			
8	299		–	–	–
		–			
9	265		–	–	–
		–			
10	185		–	–	–
		–			
11	106		–	–	–
		–			
12	149		–	–	–

〈표 10〉 이동평균법에 의한 계절지수의 계산

년 / 월	1972	1973	1974	1975	합 계	월별평균	계절지수
1	–	70.4	49.3	41.0	160.7	53.6	57.3
2	–	61.3	38.8	37.5	137.6	45.9	49.1
3	–	77.7	42.9	23.8	144.4	48.1	51.4
4	–	78.3	89.4	43.3	211.0	70.3	75.1
5	–	171.2	158.5	84.0	414.7	138.2	147.7
6	–	85.8	122.4	85.4	213.6	71.2	76.1
7	129.0	103.2	118.3	–	350.5	116.8	124.8
8	170.4	113.9	174.2	–	458.5	152.8	163.3
9	172.8	174.5	142.7	–	490.0	163.3	174.5
10	68.8	74.9	122.4	–	266.1	88.7	94.8
11	84.3	92.8	108.1	–	285.2	95.1	101.6
12	96.5	82.9	57.2	–	236.6	78.9	84.3
계	–	–	–	–	-	1122.9	1200.0
평 균	–	–	–	–	–	93,575	100.0

4.4 미국 센서스局法

이 방법은 미국의 商務省 센서스 (census)局에서 쉬스킨 (J.Shiskin)이 개발한 방법이다. 1954년 처음으로 局Ⅰ法을 공표한 후 1961년 Ⅱ·X10호를 발표하고 다시 이것을 개량하여 1965년 이후 많이 사용되고 있는 局Ⅱ · X－11 호를 만들었다. 현재는 이 X－11 호가 널리 쓰이고 있으며 이 법에 대한 상세한 소개는 6장에서 다시 하기로 한다.

12개월 이동평균법의 주요결점이 특이항의 전후에서 계절변동조정이 용이하지 않고 경기의 전향점에서 경기의 실제내용이 두드러지게 나타나지 않는다. 센서스局法은 위의 두 결점을 보완하기 위하여 전후 5개년간의 평균치에 대한 표준편차의 2배 (2 σ)이상의 편차를 나타내는 항을 특이항으로 인정하여 이것을 그 전후의 4개년간의 평균치로 바꾸어 놓고, 두번째 문제점에 관해서는 해당월부근의 수치에 관하여 가중치 (weight)를 크게 취하여 15개월 이동평균법으로 대처하고 있다. 이 센서스局法은 계산이 복잡하므로 컴퓨터프로그람을 사용하지 않으면 계산이 어렵다.

4.5 기타의 계절조정방법

위에서 네가지의 계절변동지수의 산출방법을 보았는데 이외에도 여러나라에서 개발되어 사용하고 있는 각종의 방법이 있다. 이들은 위에 설명된 4개의 혼합형이거나 간단한 수정형들이며 원

계열을 조정하여 계절효과를 제거시키는 목적에 이용되고 있다. 이들 방법들을 간략히 소개하면 다음과 같다.

4.5.1 BLS法

BLS法은 미국 노동성의 勞動統計局(bureau of labor statistics)이 고용 및 실업통계에 적용하고 있는 방법으로 대체로 센서스局法과 동일한 이동평균법을 이용하고 있다. BLS法의 특징은 계절조정의 대상이되는 고용·실업통계가 각종 경기관계통계 중에서도 경기의 움직임에 가장 민감하게 반응을 보이는 것이어서 그 조정이 매우 어려운 것에 속하므로 特異項의 처리방법, 결항의 보완방법 등에 특별한 배려가 이루어지고 있다는 점이다.

4.5.2 英蘭銀行法

이 방법은 J.B.Burman이라는 사람이 센서스局法에 비판을 가하면서 독자적으로 개발한 계절조정방법이다. 이 방법의 특징은 다음과 같다.

① 비례모형에 있어서 원계열의 불규칙변동이 클 경우 계절변동의 비례성이 성립하기 어렵다는 전제하에서 가법모형으로 변환시켜 이동평균을 행한다는 것이다.

② 缺項의 처리방법에 있어서 box-jenkins의 多項式에 의한 추정법을 이용하고 있다.

③ 대부분의 계절조정법이 추세변동이나 순환변동을 구하는데

12개월 이동평균법을 적용하는 것에 비하여 이 방법은 加重移動平均法을 사용하여 추세와 순환변동을 구하는데 적용시키고 있다.

4.5.3 西独聯邦銀行法

이 방법은 원계열을 12개월 이동평균하여 추세·순환변동을 추정하는 것까지는 다른 조정법과 동일하나 계절변동의 추정에 回帰分析을 이용하는 것이 특징이다. 즉 12개월 이동평균치로부터 계절요소를 추정하는 회귀식을 월별로 만들어 이의 残差項(residual)을 불규칙변동으로 하고 12개월 이동평균치에 잔차항을 더하여 계절조정계열을 산출한다. 그리고 잔차항이 회귀선으로부터의 표준편차에 비하여 클 경우에는 특이항으로 판정하여 잔차항을 영으로 하고 특이항수정을 행한 후 이동평균에 의한 수정·추세·순환요소를 구하여 회귀분석에 의한 재측정을 행한다. 이런 절차를 표준편차가 현저히 줄어들 때까지 계속하여 최종적으로 계절조정계열을 구한다.

4.5.4 EPA法

EPA法(Economic Planning Agency Method)은 센서스局法을 日本에서 자국의 실정에 맞도록 수정하여 1963년 일본경제기획청이 발표한 경제시계열분석방법으로 센서스局法과 비교하여 이 방법의 중요한 특징은 다음과 같다.

① 특이항 및 조업일수조정과정이 생략되어 센서스局法에 비하여 계산과정이 단순하지만 비슷한 정도의 신뢰도를 갖도록 고안 되었고

② 따라서 용량이 적은 컴퓨터로도 처리가 가능하며

③ 불규칙요소의 제거를 위하여 불규칙요소의 比前年変化率을 계절요소의 比前年変化率에 대한 상대적 크기로 나타낸 계절성 변화율(Moving Seasonality Ratio, MSR)을 계산하고

④ 이러한 MSR을 이동평균항수의 결정기준으로 삼고 있는 점 등이다. 그 밖의 계산과정은 센서스局法과 거의 같다.

4.5.5 MITI 法

MITI 法은 일본의 通商産業省이 1962년에 개발한 계절조정법으로 일본의 생산, 출하, 재고통계 등의 계절조정에 이용되고 있다. 이 방법에서는 원계열을 19개항 이동평균하여 추세·순환요소를 산출하고 있는데 19개항 이동평균에 있어 가중치(weight)를 변화시킴으로써 양단 근처까지 충실한 추세·순환요소의 근사치를 구할수 있다는 점과 결항을 양단 3개항에 국한시킨다는 점 등이 그 특징이라 할 수 있다.

5. 循環變動의 測定

경제적인 문제를 다루는 시계열에서 단기의 순환변동을 구하는 것은 중요한 일이나 이를 직접 측정할 수 있는 적절한 방법은 없다. 따라서 경제시계열에서는 원계열을 앞에서 구한 추세변동과 계절변동을 제거시킨 나머지 변동을 단기의 순환변동으로 생각하는 것이다. 그러나 이 나머지 변동속에는 불규칙변동이 함께 섞여있으므로 엄밀히 말하면 순환·불규칙변동계열 (C·I 계열)이다. 그러나 극히 단기의 연차계열에서 명확한 원인에 의한 불규칙변동을 빼면 불규칙변동은 거의 무시할 수 있을 것이며, 따라서 이를 순환변동으로 취급하여도 무난하다.

5.1 年次系列의 循環変動

일년을 단위로 하는 연차계열에서는 위에서 언급한 바와 같이 불규칙변동 (I)은 무시하여도 좋고, 또한 계열변동도 생각하지 않는다. 따라서 시계열의 변동구조는 가법모형에서는

$$y = T + c$$

이고 비례모형에서는

$$y = T \cdot C$$

이므로 c 의 산출은 각각

$$C = y - T$$

$$C = \frac{y}{T}$$

으로 얻어진다.

가법모형의 순환변동(C)은 원계열과 같은 난위표시이므로 다른 계열의 순환변동과 비교할 수 없다. 그러나 순환변동의 크기를 다음과 같이 표준화시키면 모든 계열이 공통단위가 되므로 비교가 가능하게 된다. 순환변동 $C_1, C_2 \cdots\cdots C_n$ 의 표준편차를

$$S = \sqrt{\Sigma C i^2 / n}$$

라고 하고 순환변동의 표준단위 Z 를 다음과 같이 구한다.

$$Z = \frac{C}{S}$$

이 표준단위의 순환변동 Z는 서로 비교가 가능하다.

<예 5.1 > <예제 3.2 >의 <표 5 >에 실려있는 1965 ~ 1975 년사이의 우리나라 국민소득에 관한 자료에서 순환변동을 구하고 이를 도표에 그려보아라(자료의 단위 : 백억원)

(풀이)

<표 5 >에서 최소자승법에 의하여 T의 추정치를 구하였는데 이를 종합하여 다음의 <표 11 >을 작성할 수 있다. 비례모형이라고 간주하고 순환변동을

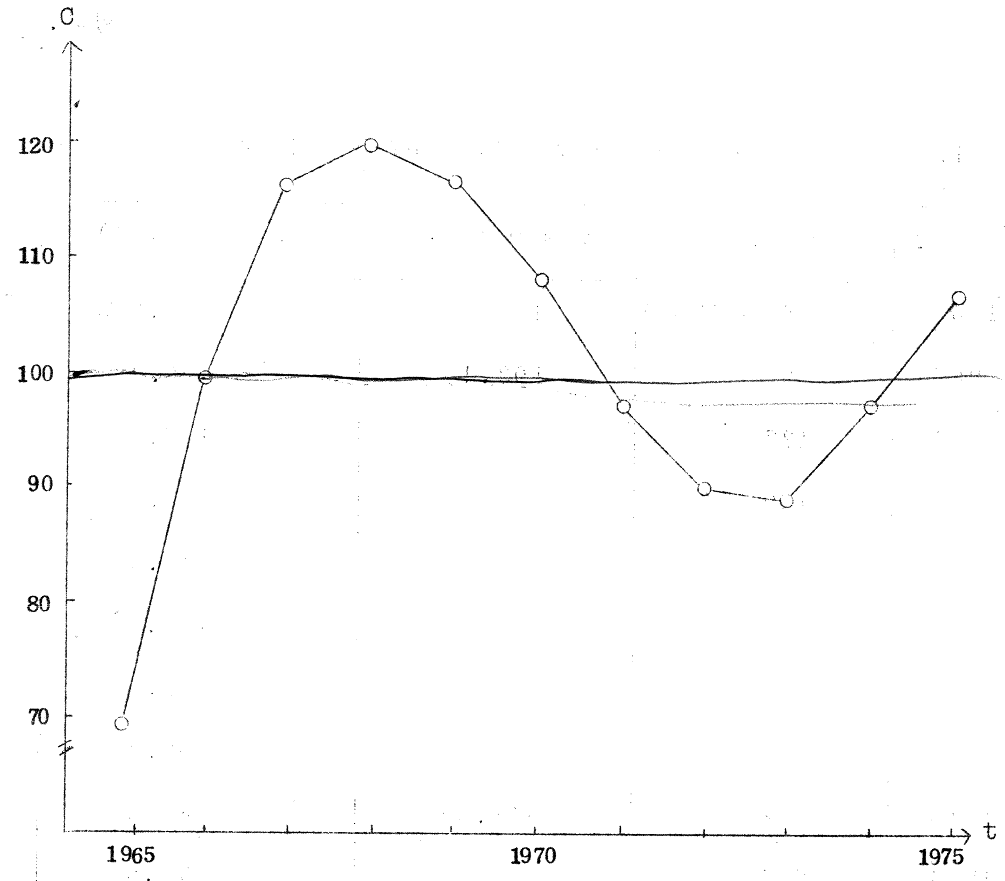
$$C = \frac{y_t}{T} \times 100$$

의 공식에 의하여 구하였다. 이 값들을 그라프에 그려보면 <그림 8 >이 된다. 이 그림에서 보는 바와 같이 순환변동이 어떤 주기를 가지고 싸이클(cycle)변화를 하고 있음을 볼 수 있다.

<표 11 > 국민소득자료에 대한 순환변동의 계산

연 도 (t)	국민소득 (y_t)	추세치 (T)	순환변동 (y_t/T)
1965	81 (백억원)	116.97	69.2 (%)
1966	103	103.13	100.0
1967	127	108.67	116.9
1968	160	133.59	119.8
1969	208	177.89	116.9
1970	259	241.57	107.2
1971	315	324.63	97.0
1972	386	427.07	90.4
1973	490	548.89	89.3
1974	675	690.09	97.8
1975	908	850.67	106.7

<그림 8> 국민소득의 순환변동



5.2 月次系列의 循環變動

앞에서는 年次系列의 순환변동을 구하는 방법을 보았는데 이번에는 月次系列에서 순환변동을 계산하는 방법을 고찰하여 보자.

순환변동을 月次系列에서 측정하기 위해서는 추세변동은 물론 계

절변동까지 제거하여야 한다. 12개월 이동평균법을 써서 원계열에서 직접 제거하는 방법과 계산된 계절변동지수에서 제거시키는 두 가지 방법이 있다. 12개월 이동평균법으로 제거시키는 방법은 이미 고찰하였으므로 여기서는 계절변동지수를 사용하여 제거시키는 방법을 다루어 보자.

비례모형에서 순환·불규칙변동은

$$C \cdot I = \frac{y}{T \cdot S}$$

이므로 순환·불규칙변동은 원계열을 추세변동(T)과 계절변동지수(S)로 나눔으로서 얻어진다. 이 값은 대개 추세변동에 대한 %로 표시되며, 여기에는 단기적인 불규칙변동이 포함되어 있으나 그것을 완전히 제거하기는 어려우며 대개 3개월 또는 5개월의 이동평균을 사용하여 불규칙변동을 제거시킨다. 이 경우에 단기의 기타변동까지 제거될 우려가 있으므로 이를 막기 위하여 3개월 이동평균일 때에는 1 : 3 : 1의 가중치를, 5개월 이동평균일 때에는 1 : 4 : 6 : 4 : 1의 가중치를 사용하는 것이 바람직하다.

가법모형에서의 순환·불규칙변동(C+I)은

$$C + I = y - (T + S)$$

이며, 계절변동이 계절지수의 모양으로 부여되는 경우가 많으므로 C+I는

$$C + I = y - (T \times S)$$

의 방정식으로 계산하여 구하여야 한다. 불규칙변동의 분리는 비례모형의 경우와 같이 이동평균계산방법으로 처리한다.

다른 계열의 순환변동과 비교하려면 앞에서 설명된 방법과 같이 표준단위 Z로 변환하여 비교하여야 한다.

<예 5.2 > <표 6 >에 실려있는 월별수력발전량 자료에 대하여 순환변동을 구하여라. 추세변동으로 12개월 이동평균을 사용하고 계절변동지수로 <표 10 >에 실려있는 이동평균법에 의하여 산출된 계절지수를 사용하여라. 그리고 순환·불규칙변동에서 불규칙변동을 제거하는 데는 단순한 3개월 이동평균을 사용하여라.

(풀이)

① 원계열 y_t를 T와 S로 나누어서 C×I의 값을 구한다.

$$C \times I = \frac{y_t}{T \times S} \times \frac{T \times S \times C \times I}{T \times S}$$

이 값을 %로 표시한다.

② C×I계열을 3개월 이동평균을 구하여 불규칙변동을 제거시키고 C를 구한다. 이 값도 %로 나타낸다. <표 12 >의 계산을 참조하시요.

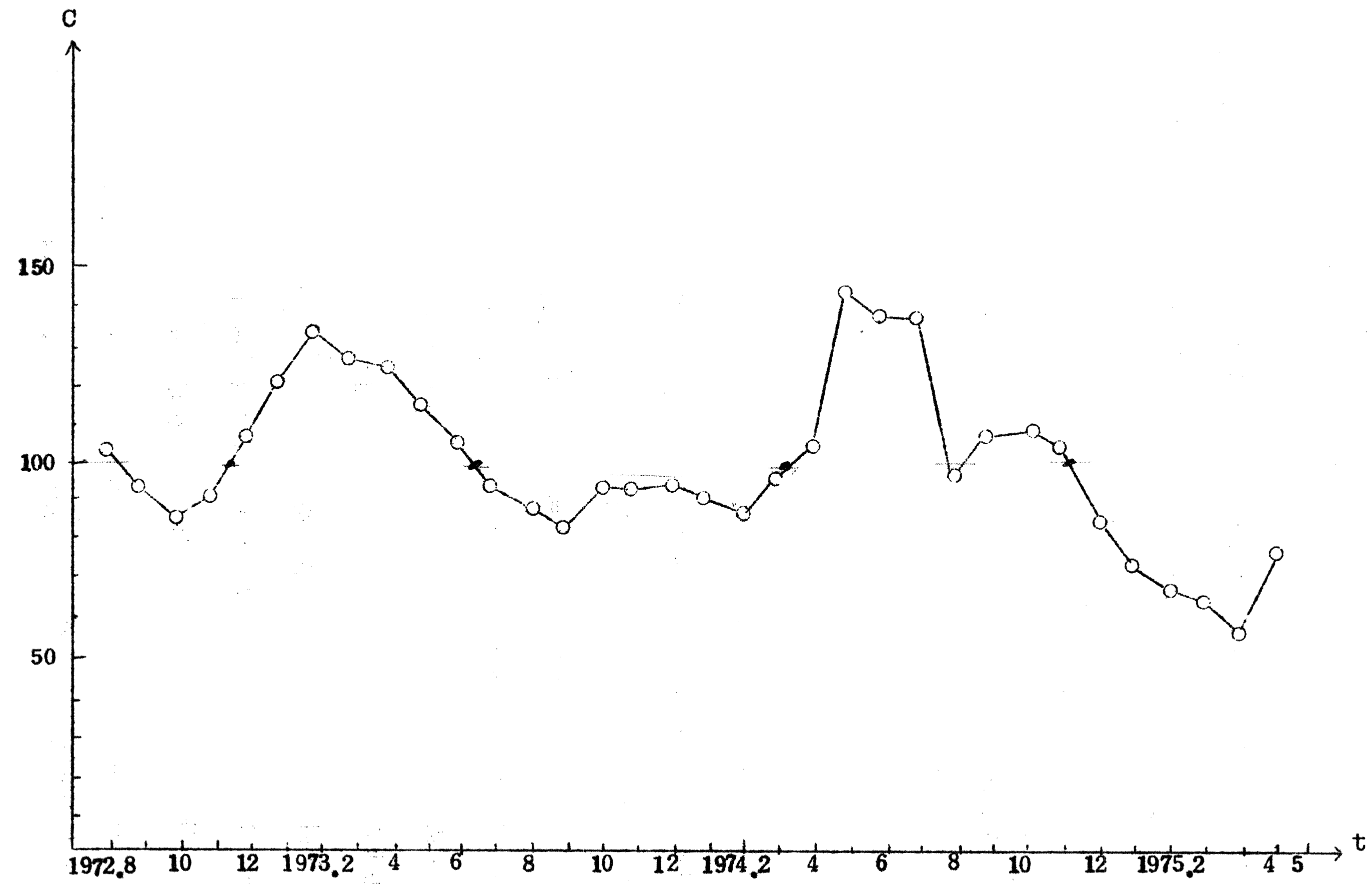
③ 위에서 구한 순환변동(C)을 그라프에 그려보면 <그림 9 >와 같이 되어 순환변동의 움직임을 알 수 있다.

<표 12>　　수력발전량의 순환변동의 계산

시점 (t)	발전량 (y_t)	추세변동 (T)	계절지수 (S)	$C \times I = \frac{y_t}{T \times S}$	C (3개월 이동평균)
1972년 7월	149 (100만KWH)	115.5	124.8 (%)	103.4 (%)	–
8	200	117.4	163.3	104.3	102.9 (%)
9	207	117.5	174.5	101.0	92.6
10	78	113.3	94.8	72.6	85.5
11	95	112.7	101.6	83.0	90.0
12	113	117.1	84.3	114.5	106.8
1973년 1	82	116.5	57.3	122.8	120.7
2	68	111.0	49.1	124.8	132.9
3	82	105.5	51.4	151.2	126.7
4	81	103.5	75.1	104.2	123.8
5	177	103.4	147.7	115.9	110.9
6	88	102.6	76.1	112.7	103.8
7	104	100.8	124.8	82.7	90.8
8	113	99.2	163.3	69.8	86.6
9	163	93.4	174.5	100.0	82.9
10	74	98.8	94.8	79.0	90.1
11	96	103.4	101.6	91.4	89.6
12	93	112.2	84.3	98.3	91.9
1974년 1	60	121.6	57.3	86.1	87.8

시 점 (t)	발 전 량 (y_t)	추세변동 (T)	계절지수 (S)	C × I = $\frac{y_t}{T \times S}$	C (3개월 이동평균)
2월	51	131.4	49.1	79.0	84.0
3	60	139.9	51.4	83.4	93.8
4	131	146.6	75.1	119.0	103.2
5	239	150.8	147.7	107.3	142.2
6	236	154.9	76.1	200.2	134.1
7	182	153.8	124.8	94.8	133.9
8	267	153.3	163.3	106.7	94.4
9	217	152.1	174.5	81.8	105.9
10	181	147.9	94.8	129.1	105.8
11	151	139.7	101.6	106.4	101.1
12	74	129.4	84.3	67.8	81.9
1975년 1	52	126.9	57.3	71.5	71.9
2	49	130.8	49.1	76.3	64.7
3	32	134.2	51.4	46.4	60.1
4	59	136.3	75.1	57.6	53.6
5	113	134.6	147.7	56.8	75.5
6	116	135.9	76.1	112.2	—

<그림 9>   수력발전량의 순환변동의 그라프



6. 센서스局法의 特徵

미국의 商務省 센서스局은 1954년에 국민경제연구소(National Bureau of Economic Research)와의 공동연구에 의하여 전자계산기를 사용한 경제통계계열의 계절변동조정방법인 센서스局法 I 을 개발하였다. 이 방법은 1920년대에 국민경제연구소의 F.R. Macaully 가 개발한 이동평균법(method of moving average)을 기초로 하고 있다. 그러나 각 계열이 지니고 있는 특성에 따라 계산방법을 달리 함으로써 보다 精度좋은 결과를 얻기 위하여 전자계산기를 사용하여 이동평균법을 대규모로 적용했다는 점에서 종래의 방법과는 다른 특색을 지닌 것이었다.

이어 센서스局은 1955년에 당초의 방법을 개선한 센서스局法 II 를 개발하였으며 이 이후에도 이 방식을 개선하기 위한 노력을 계속하였다. 이와 같은 계속적인 연구개발의 결과로서 얻어진 새로운 방식은 X의 일련번호로서 표시하고 있는 바 센서스局法 II X-11도 바로 센서스局法 II 의 11번째 변형임을 나타내는 것이다.

센서스局法 II 의 변형중에서 대외적으로 발표된 최초의 것은 X-3(1960년)이었는데 이 방식은 특이항의 보완방법과 최후 수년간의 계절변동지수를 산출하는 방법에서 당초의 센서스局法 II 와 차이가 있었다. 한편 X-11은 1965년 10월에 공식적으로 대외 발표된 것인데 이 방식은 원계열이 음수(-) 또는 영(0)항을 포함하고 있는 계열도 처리할 수 있도록 가감법에 의한 계산방법

을 위시하여 보다 많은 선택적 방법을 마련하는 등 종래의 방식에서 상당한 개선을 보여 주고 있다. 이제 이 방식의 이해를 위하여 먼저 이 방식이 가지고 있는 특징을 알아보기로 하자.

6.1 移動季節指数

계절변동지수를 계산하는 月別平均法과 連環比率法 등과 같은 종래의 계산방식은 계절변동지수가 월별로 일정기간 동안 변동하지 않는다는 전제하에서 과거 수년간의 원계열에서 単一固定季節指数를 抽出하였다. 일반적으로 계절변동이란 1년을 주기로 하여 반복되는 기후조건과 생활습성 등의 변화에 따라 야기되는 경제지표의 변동요인으로서 그 양상에 있어서는 대체로 매년 동일하게 나타난다.

그러나 계절변동에 따른 지표의 변동폭은 대부분의 지표에 있어 해마다 변화하는 경향이 있으며 특히 정부의 경제시책 또는 소비자기호의 급격한 변화에 영향을 받는 지표들은 계절변동자체가 매년 동일하지 않고 변화되는 경우도 허다하다. 이와 같은 관점에서 볼 때 単一固定계절변동지수의 개념은 취약성을 가지고 있다고 보겠다.

센서스局法 Ⅱ X-11은 단일고정계절변동지수를 산출하지 않고 계절변동의 변동폭과 패턴(pattern)자체가 해마다 변모한다는 가정하에 원계열이 포함하고 있는 전기간에 걸쳐 特定年 特定月의

계절변동지수를 산출하는 것이다. 센서스局法의 이와 같은 특징은 계산과정을 복잡하게 하는 중요한 요인이 되고 있으며 동시에 계산과정에서 부수되는 여러가지 특징을 낳게 하고 있다. 또한 이와 같은 특징에 따라 이 방식에 의한 계절지수는 새로운 원계열이 1년단위로 추가되면 이를 이용하여 다시 계절지수를 계산해야 하며 매년 계산작업을 반복해 나가야 하는 특성을 가지고 있다.

6.2 特異項의 修正

月別平均法이나 連環比率法과 같이 単一固定季節変動指数를 산출해 내는 방법에서는 각 월의 원계열의 값이 지니고 있는 불규칙요인이 계절변동요인의 단일화과정에서 평균화됨에 따라 자동적으로 제거된다. 그러나 센서스局法은 전술한 바와 같이 特定年 特定月의 계절지수가 별개로 계산되어 나오므로 불규칙요인의 제거방법에 있어서 매우 복잡한 계산작업을 포함하고 있다. 이 계산작업을 特異項의 修正作業이라고 부른다.

이 작업은 여러차례 반복되는 계산처리과정에서 분리되어 나오는 각월의 불규칙요인의 크기를 5개년씩 구분하여 이동표준편차를 계산하고, 이를 기준으로 일정한 管理限界를 설정하여 불규칙요인의 크기가 이 관리한계를 넘어서는 경우에는 이를 특이항으로 간주하고 특이항에 해당하는 월의 원계열수치를 加重平均된 인근 수개년의 수치로서 대체시키는 것이다. 이렇게 하여 최종적인 계절지수를 산출

함에 있어 원계열중 불규칙요인을 크게 내포하고 있는 특이항을 제외함으로써 순수한 계절지수만을 추출해 내게 되는 것이다.

6.3 反復的 計算作業과 時系列의 分解

12개월 이동평균법을 기초로 하여 센서스局法이 이루어져 있는데 이 이동평균법을 여러차례 반복하여 적용시켜 나가는 것이 센서스局法의 주요 특징중의 하나이다. 특이항 처리과정도 또한 반복적이며 12개월 이동평균법에 의하여 일차적으로 잠정계절지수를 산출하고 여기서부터 불규칙요인을 추출한 후 일정한 관리한계에 의하여 특이항을 선택한 후 이를 修正하고 다시 12개월 이동평균법을 적용함으로써 보다 순수한 계절지수를 산출하게 되는 것이다.

이와 같은 계산작업의 반복은 근본적으로 시계열변동의 기본성격에서부터 연유된 것이라고 할 수 있다. 즉 경제지표의 시계열변동을 구성하고 있는 추세변동, 순환변동, 계절변동 및 불규칙변동의 각 요인들은 시계열변동에 복합적으로 작용하여 그 결과가 원계열변동에 섞여서 나타나므로 이의 분리는 한번에 쉽게 이루어지지 않으며 여러번 반복적으로 修正을 거쳐서 이루어진다. 따라서 센서스局法에서는 이와 같이 원계열변동에 복합적으로 섞여있는 각 요소별 변동에서 보다 순수한 계절변동요소만을 추출하기 위하여 여러차례의 계산과정을 반복하고 있는 것이다.

센서스局法은 계절변동지수의 산출을 일차적 목표로 하고 있으나 이를 추출하기 위한 계산과정에서 원계열수치를 각 요소별로 분해하기 때문에 사실상 시계열의 완전 분해작업방법이라고도 말할 수 있다. 즉 종래의 계절변동지수 계산방법들은 원계열을 이용하여 계절변동요소만을 추출해 낼 수 있으나 센서스局法은 복잡한 계산과정을 통하여 원계열의 변동을 변동요소별로 분해하게 된다. 따라서 이 방법에 의한 계산결과는 원계열이 포함하고 있는 전기간에 대하여 월별 계절지수와 더불어 추세변동, 순환변동의 크기도 동시에 계산하게 된다.

6.4 曜日変動의 調整

시계열변동의 분해는 일반적으로 추세변동(T), 순환변동(C), 계절변동(S)와 불규칙변동(I)으로 구분된다. 그러나 센서스局法에서는 시계열변동요소의 구분작업이 이처럼 구분하지 않고 약간의 차이점을 가지고 있다.

즉 추세변동과 순환변동을 하나로 묶어 추세·순환변동(TC)을 구하고 계절변동(S)을 구하며 불규칙변동을 둘로 쪼개어 요일변동에 따른 변동요소를 순수한 불규칙요인과 별개로 구분하여 추출한다. 추세·순환변동을 구한 후에 회귀분석에 의하여 추세변동과 순환변동으로 구분할 수 있으나 센서스局法에서는 이를 사용자에게 맡기고 있다. 추세·순환변동요인을 하나로 묶어 추출해내는 것은

추세변동이 대체로 순환변동의 一局面으로 해석할 수 있는 경우가 많고 또한 추세변동의 강도가 순환변동(또는 경기변동)에 비하여 상대적으로 미약하여 추세변동을 순환변동에 포함시켜도 무리가 없는 경우가 허다하기 때문이다.

曜日構成에 따라서 발생되는 曜日變動(trading-day variation Td)은 操業日数에 의한 변동요소이다. 즉 日曆에 의한 각 월의 일수는 매년 일정하나 매월이 시작되는 날의 요일은 해마다 변동하게 되며 이에 따라 조업일수가 달라짐으로써 생기는 변동요소를 불규칙요인으로부터 분리시키는 것이다.

요일변동의 구체적인 계산방법은 먼저 각월의 불규칙성의 크기와 각월에 포함된 각요일의 수를 가지고 각 요일의 가중치를 구한 다음 이를 특정월의 요일수에 적용하여 가중평균함으로써 각 월의 요일변동지수를 산출하는 것이다.

$T_d(M_i)$ = i월의 요일변동지수

M_i = i월의 일수

$M_i(1)$ = i월의 월요일수

$M_i(2)$ = 〃 화 〃

⋮

$M_i(7)$ = 〃 일 〃

X_1 = 월요일의 가중치

X_2 = 화 〃

⋮

X_7 = 일 〃

라고 하면 $T_d(M_i)$의 계산을 다음과 같다.

$$T_d(M_i) = \frac{X_1M_i(1) + X_2M_i(2) + \cdots\cdots + X_7M_i(7)}{M_i}$$

6.5 선택적인 計算方法

센서스局法에는 전자계산기에 의하여 변동요인을 분해하는 과정에 있어서 4개의 기본적인 프로그램과 각 프로그램내에 여러가지의 선택적인 計算方法을 가지고 있다. 이 중에서 특히 중요한 것을 들어보면 다음과 같다.

6.5.1 기본 프로그램의 선택

센서스局法 Ⅱ X-11은 4개의 기본 프로그램으로 나누어져 있다. 일반적으로 원계열과 각 변동간에는 $y = T \times C \times S \times I$의 관계가 성립한다고 믿고 있으나 원계열의 수치가 음수(−)이거나 영이 되면 별도로 $y = T + C + S + I$의 관계식을 사용하여야 할 것이다. 또한 원계열은 月別系列과 分期別系列로 구성되어 있으므로 이를 전술한 두 종류의 관계식과 결부시키면 다음의 네가지의 기본 프로그램이 나오게 된다. 센서스局法은 이 네가지 중에서 사용자가 임의로 선택하게 되어 있다.

① 월별비례모형 프로그램

(monthly multiplicative program)

② 월별가법모형 프로그램

(monthly additive program)

③ 분기별비례모형 프로그램

(quarterly multiplicative program)

④ 분기별가법모형 프로그램

(quarterly additive program)

6.5.2 요일변동조정의 선택

요일변동을 고려하여 원계열로부터 요일변동요인을 추출하는 것은 이 자체가 선택적인 계산으로 되어 있다. 즉 원계열의 변동을 요인별로 분해함에 있어 요일변동요소를 채택할 것인가의 여부는 원계열에 대한 해석에 따라 달라진다. 만약 어떤 물가지수가 각 월의 요일구성에 전혀 영향을 받지 않는다고 믿어지면 요일변동요소를 무시할 수가 있다.

6.5.3 特異項의 처리

특이항의 처리가 센서스局法의 장점이라고 볼 수 있는데 이 특이항을 추출 및 보완을 위한 σ관리한계의 크기는 임의로 사용자가 조절할 수 있으며 또한 특이항의 추출 및 처리를 위한 반복회수도 선택적인 것이다.

6.5.4 移動平均期間의 선택

계산작업의 반복과정에는 여러차례의 이동평균이 적용되는데 이때 이동평균의 기간을 선택할 수 있도록 되어 있다. 즉 계절변동조정지수 (TCI) 에서 추세・순환성 (TC) 와 불규칙성 (I) 을 분리하기 위해 행해지는 이동평균은 그 기간을 길게 할수록 결과가 평준화되어 불규칙요인 (I) 이 명확히 제거되나 그 대신에 추세・순환성 (TC) 의 움직임이 명확하게 나타나지 않게 된다. 이에 따라 센서스局法의 기본 프로그램을 추세・순환성과 불규칙성의 상대적인 크기 ($\bar{I}/\bar{C}$) 를 계산하고 그 결과에 따라 적용되는 이동평균의 기간을 아래와 같이 (표 13) 달리할 수 있도록 되어 있다. 한편 이와 같은 기본 프로그램의 내용과는 달리 $\bar{I}/\bar{C}$ 의 계산을 거치지 않고 특정기간의 이동평균을 지정하여 사용할 수도 있다.

<표 13 > 이동평균항수의 선택

$\frac{\bar{I}}{\bar{C}}$	이 동 평 균
0.00 ~ 0.99	9 개항의 Henderson 이동평균
1.00 ~ 3.49	13 개항의 Henderson 이동평균
3.50 이상	23 개항의 Henderson 이동평균

6.6 변동요인간의 特性値 산출

모든 경제시계열의 변동요인은 추세·순환변동, 계절변동, 요인변동 및 불규칙변동 등으로 구성되어 있으나 각 요소간의 상대적인 크기는 시계열에 따라 큰 차이가 있게 마련이다. 따라서 이들의 특성치를 월차간격별 원계열변동에 대한 각요소의 기여도 또는 요소간의 상대적인 크기 등으로 나타낼 수 있다.

이들 중에서 가장 중요한 특성치의 하나는 MCD Span을 들 수 있다. 이는 원계열에서 분리되어 나온 추세·순환요인(TC)과 불규칙요인(I)의 상대적 크기에 의하여 계산되는 것인데 추세·순환성은 일정기간동안 누적적으로 변화하는데 반하여 불규칙성은 극히 단기적으로 회복됨에 따라 두 요인간의 변동폭을 계산할 때 월차간격(또는 분기간격)을 크게 할수록 추세·순환성은 커지나 불규칙성은 거의 변화가 없게 된다. 이에 따라 월차간격이 길어질수록 추세·순환성의 크기가 불규칙성을 능가하게 되는데 이 추세·순환성이 불규칙성의 크기를 능가하는 최초의 月間隔($\overline{TC}/\overline{I}>1$이 되는 최초의 월간격)이 바로 MCD Span이다.

MCD Span의 산출목적은 경제분석을 행함에 있어 원계열 변동중에서 추세·순환요인에 의한 변동방향을 조속히 알고자 하는데 있다. 즉 특정계열의 불규칙성이 클 경우 계절변동조정계열(TCI)에서 추세·순환성(TC)만을 보기 위해서는 비교시점간의 간격을 크게 함으로서 가능해진다. 그러나 월차간격이 커질수록 불규칙요

인은 보다 명확히 제거되나 동시에 추세·순환요인에 의한 방향전환이 늦게 파악된다는 단점도 생기게 된다. 따라서 계절변동조정계열(TCI)에서 불규칙성(I)을 제거함과 동시에 추세·순환성(TC)의 방향전환을 가급적 빨리 알아내기 위해서는 MCD Span에 의한 기간간격으로 비교하게 되는 것이다. 즉 MCD Span은 계절변동조정계열에서 사용되는 이동평균기간이라고 말할 수 있다.

7. 센서스局法의 計算順序

센서스局法은 복잡한 계산과정으로 구성되어 있어서 전자계산기의 도움이 없이는 계산이 불가능하다. 이 반면에 이들 복잡한 계산과정은 깊이 연구된 통계적 이론들이 기본을 이루고 있으므로 실제계산과정을 완벽하게 이해하는 것은 많은 시간이 걸리는 어려운 일이나 기본적인 개념을 파악한다는 것을 시계열 분석에 매우 유익한 도움을 줄 것이다. 이 센서스局法의 計算順序를 살펴 보기로 하자.

앞에서 언급한 바와 같이 센서스局法은 네가지의 기본적인 프로그람으로 구성되어 있다. 이중에서 月別비례모형 프로그람이 가장 복잡하고 포괄적이며 또한 광범위하게 적용되고 있으므로 여기에서는 주로 이 프로그람의 계산순서를 살펴보기로 한다.

月別比例模型 프로그람은 다음 7개의 주요계산과정으로 나누어 진다.

① 원계열의 事前調整計算

② 暫定曜日構成要素 및 特異項修正 加重值(weight)의 計算

③ 最終曜日構成要素 및 特異項修正 加重值(weight)의 計算

④ 最終季節指数, 趨勢·循環要素, 不規則要素 및 季節調整系列의 最終計算

⑤ 특이항수정에 의한 원계열, 계절조정계열 및 불규칙계열의 계산

⑥ MCD이동평균 및 각요소의 특성치등의 계산

⑦ 각종 chart의 작성

이들 계산과정을 대략적으로 중요한 내용만 열거하여 가면서 실제 예를 들어 설명하여 보기로 하겠다.

7.2 원계열의 事前調整計算

장기적인 폐업이나 휴업, 또는 추석이나 구정과 같이 동일한 月에 소속되지 않는 휴일등에 의해 시계열의 변동이 특수한 양상을 나타내고 있을 때 이를 事前에 조정할 수 있도록 되어 있다. 또한 요일변동요소를 사용자가 명백하게 산출해 낼 수 있을 때에도 이를 事前에 조정할 수 있다. 따라서 이 단계는 선택적이며 事前에 조정할 수 있도록 명백하지 않으면 이 단계의 계산은 행하지 않는 것이 좋을 것이다. 事前調整計算에는 月別조정 또는 曜日조정이 가능하다.

원계열변동에 있어 요일변동에 의한 요인을 사전에 명백히 계산해 낼 수 있는 경우 이를 이용하여 사전적인 요일변동요소를 조정하게 되는데 요일변동요소의 계산방법은 다음과 같다.

$$Mi = \frac{X_1 i(Dp_1) + X_2 i(Dp_2) + \cdots + X_7 i(Dp_7)}{Ni}$$

여기서 Mi = i 월의 월별변동요소

Xji = i 월의 j 요일수 ($j = 1$ 이 월요일)

D_{pj} = j 요일에 대한 사전요일가중치

N_i = i 월의 일수 (2월은 28.25일)

위의 식에서 산정한 사전요일 구성요소로 원계열을 나누어 事前曜日調整原系列을 산출하는 것이다. 만약 사전조정계산이 가능하지 않으면 다음 계산과정으로 부터 시작하게 된다.

7.2 잠정요일구성요소 및 특이항수정

이 단계의 주요내용은 우선 잠정적으로 요일구성요소를 가려내고 그 결과 특이항수정가중치를 계산하는 것이다. 계산순서에서 나타난 바와 같이 원계열이 수차의 이동평균을 행하는 과정에서 각 요소별로 기계적으로 분리시키는데 센서스局法의 특징이 있다. 계산순서는 다음과 같은 절차에 따라 전개시켜 나간다.

7.2.1 추세·순환요소 (TC)

原系列 (O_1) 에 대하여 中心化 12개월 이동평균을 계산하면 1년을 주기로 갖는 계절변동요소가 제거된 추세·순환변동의 중심화 이동평균 (trend - cycle centered 12 - term moving average) 이 얻어 진다. <표 B1 >은 미국에서 1953 ~ 1964년 사이의 소매 (retail sales) 현황이다. 이 소매현황에 대하여 12개월 이동평균을 구한 자료가 <표 B2 >에 실려 있다.

7.2.2 계절 · 불규칙요소 (SI)

앞 단계에서 얻어진 추세 · 순환요소 (TC) 를 原系列 (O_1) 에서 除하여 수정되지 않은 계절 · 불규칙요소 [$SI'(Td)$] 를 <표 B3 >와 같이 얻는다.

$$SI'(Td) = \frac{O_1}{TC} = SI.$$

<표 B1> 原系列 (O_1)

OCT 1966 U.S.TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B1. ORIGINAL SERIES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	12903.	12198.	13711.	14115.	14520.	14442.	14250.	14045.	13052.	14819.	13828.	16314.	169097.
1954	12213.	11948.	13576.	14025.	14116.	14533.	14259.	13771.	14012.	14538.	14401.	17738.	169130.
1955	13147.	12642.	14609.	15450.	15333.	15600.	15261.	15481.	15765.	15685.	15751.	19124.	183848.
1956	13727.	13551.	15527.	15074.	16109.	16579.	15382.	16187.	15582.	16130.	16493.	19380.	189721.
1957	14741.	14058.	15945.	16285.	17205.	17114.	16864.	17490.	16373.	16949.	17133.	19644.	200001.
1958	15286.	13783.	15464.	16362.	17364.	16603.	16596.	17000.	16326.	17360.	17039.	21174.	200357.
1959	16225.	14961.	16967.	17821.	18600.	18708.	18332.	18054.	17570.	19095.	17635.	21454.	215422.
1960	16312.	15829.	17632.	18973.	18548.	18918.	18066.	18153.	17848.	18648.	18385.	22153.	219463.
1961	15803.	15071.	17714.	17618.	18532.	18907.	17922.	18325.	18158.	18761.	19224.	22881.	218916.
1962	17007.	16042.	19193.	19097.	20226.	20254.	19138.	19920.	18863.	20576.	20911.	24127.	235354.
1963	18261.	17087.	19653.	20518.	21228.	20737.	20540.	21018.	19267.	21528.	21494.	25104.	246435.
1964	19154.	18758.	20502.	21186.	22508.	22242.	22145.	21778.	21313.	22605.	21720.	27719.	261630.
AVGE	15398.	14661.	16708.	17210.	17857.	17886.	17396.	17602.	17086.	18058.	17854.	21418.	

TABLE TOTAL - 2509376. MEAN-17426. STD.DEVIATION-2847.

〈표 B2〉 추세·순환변동 중심화 12개월 이동평균(TC)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 2 . TREND CYCLE - CENTERED 12-TERM MOVING AVERAGE

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	****	****	****	****	****	****	14063.	14023.	14007.	13998.	13977.	13964.	84034.
1954	13969.	13958.	13949.	13939.	13952.	14035.	14133.	14201.	14273.	14375.	14485.	14581.	169849.
1955	14667.	14780.	14924.	15045.	15149.	15263.	15345.	15407.	15483.	15506.	15522.	15595.	182685.
1956	15641.	15676.	15697.	15708.	15758.	15799.	15852.	15916.	15954.	16022.	16118.	16186.	190329.
1957	16270.	16386.	16474.	16541.	16601.	16647.	16689.	16701.	16669.	16652.	16662.	16648.	198941.
1958	16615.	16583.	16561.	16576.	16589.	16641.	16736.	16824.	16935.	17059.	17171.	17310.	201602.
1969	17470.	17587.	17682.	17807.	17904.	17940.	17955.	17995.	18059.	18135.	18181.	18187.	214902.
1960	18185.	18178.	18194.	18187.	18199.	18260.	18268.	18215.	18187.	18134.	18076.	18075.	218156.
1961	18069.	18070.	18090.	18108.	18147.	18213.	18293.	18384.	18486.	18609.	18741.	18868.	220078.
1962	18975.	19092.	19188.	19293.	19439.	19561.	19665.	19761.	19824.	19902.	20003.	20065.	234766.
1963	20143.	20247.	20310.	20367.	20431.	20496.	20573.	20680.	20785.	20848.	20930.	21046.	246856.
1964	21175.	21274.	21391.	19521.	21575.	21694.	****	****	****	****	****	****	128629.
AVGE	17380.	17439.	17496.	17554.	17613.	17686.	17052.	17101.	17151.	17204.	17261.	17321.	

TABLE TOTAL - 2290827.

〈표 B3 〉 수정안된 계절·불규칙요소(SI′(Td))

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 3 . UNMODIFIED SI RATIOS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1953	****	****	****	****	****	****	101.3	100.2	99.6	105.9	98.9	116.8	103.8
1954	87.4	85.6	97.3	100.6	101.2	103.5	100.9	97.0	98.2	101.1	99.4	121.7	99.5
1955	89.6	85.5	97.9	102.7	101.2	102.2	99.5	100.5	101.8	101.2	101.5	122.6	100.5
1956	87.8	86.4	98.9	96.0	102.2	104.9	97.0	101.7	97.7	100.7	102.3	119.7	99.6
1957	90.6	85.8	96.8	98.5	103.6	102.8	101.0	104.7	98.2	101.8	102.8	119.2	100.5
1958	92.0	83.1	93.4	98.7	104.7	99.8	99.2	101.0	96.4	101.8	99.2	122.3	99.3
1959	92.9	85.1	96.0	100.1	103.9	104.3	102.1	100.3	97.3	105.3	97.0	118.0	100.2
1960	89.7	87.1	96.9	104.3	101.9	103.6	98.9	99.7	98.1	102.8	101.7	122.6	100.6
1961	87.5	83.4	97.9	97.3	102.1	103.8	98.0	99.7	98.2	100.8	102.6	121.3	99.4
1962	89.6	84.0	100.0	99.0	104.1	103.5	97.3	100.8	95.2	103.4	104.5	120.2	100.1
1963	90.7	84.4	96.8	100.7	103.9	101.2	99.8	101.6	92.7	103.3	102.7	119.3	99.8
1964	90.5	88.2	95.8	98.4	104.3	102.5	****	****	****	****	****	****	96.6
AVGE	89.8	85.3	97.1	99.7	103.0	102.9	99.5	100.7	97.6	102.5	101.2	120.3	

TABLE TOTAL - 13196.2

7.2.3 特異項의 抽出과 修正

위의 과정에서 구한 SI'(Td)에는 불규칙요인이 포함되어 있으므로 여기서 계절변동요인(S)만을 抽出해내기 위해서는 불규칙요인을 제거하여야 한다. 이를 위해서는 각월별로 이동평균을 하게 되는데 이 경우에도 불규칙요인을 완전히 제거할 수는 없다. 가급적 불규칙요인을 많이 제거하여 순수한 계절변동요인만을 추출해 내기 위하여는 먼저 SI'(Td)에서 불규칙요인을 크게 내포하고 있는 특이항을 추출하고 이를 인접한 연도의 SI'(Td)로서 대체한 후 계절변동요인을 추출해내는 순서를 밟는다. 특이항의 추출은 다음과 같은 과정을 거친다.

① SI'(Td)에 대하여 월별로 가중 5개항 이동평균(3개항 이동평균의 3개항 이동평균, 이를 3×3이동평균이라고 부름)을 구한다. 3×3이동평균은 <표A1>과 같다.

<표A1> 3×3이동평균

연 도	SI'(Td)의 가 중 치				
	N - 4	N - 3	N - 2	N - 1	N
N + 1	0	-0.056	0.148	0.426	0.481
N	0	0	0.185	0.407	0.407
N - 1	0	0.111	0.259	0.370	0.259 101.3
N - 2	0.111	0.222	0.333	0.222	0.111

참조 : N은 SI의 값을 구할 수 있는 마지막 해임. 이 표는 대칭적으로 쓰여져서 N이 SI를 구할 수 있는 최초의 해로 볼 수 있음.

② 위의 ①의 결과로써 중심화 12개월 이동평균(centered 12 - month moving average)을 구하여 그 결과로 다시 ①을 나누어 줌으로써 100을 기준으로한 暫定未修正季節指数 (S_1)를 얻는다.

③ SI'(Td)를 S_1으로 나누어 주면 불규칙변동요소〔I'(Td)〕를 얻게 된다.

④ I'(Td)의 수치를 5개년이동방식에 의하여 연도별로 표준편차 σ_1을 계산하고 이를 중심항에 적용하여 각년도의 I'(Td)중에서

$$| I'(Td)-1.0 | > 2.5\sigma_1$$

에 해당하는 항은 특이항으로서 제외하고 다시 5개년 이동 표준편차 σ_1을 계산하여 아래와 같이 특이항 수정을 위한 가중치 W를 부여한다. 이때 양단의 각 2년에 대해서는 끝에서 3년째의 σ_1을 그대로 적용한다. 그리하여 각월의 I'(Td)와 해당연도의 σ_1을 비교하고 $1.5\sigma_1 \sim 2.5\sigma_1$을 기준으로 하여 아래와 같이 특이항 수정을 위한 가중치를 부여한다.

a) $|I'(Td)-1.0|>2.5\sigma_1$ 이면 $w = 0.0$

b) $|I'(Td)-1.0|<1.5\sigma_1$ 이면 $w = 1.0$

c) $1.5\sigma_1 \leq | I'(Td) - 1.0 | \leq 2.5\sigma_1$ 이면

$$w = 2.5 - \frac{| I'(Td) - 1.0 |}{\sigma_1}$$

여기에서 w<1.0에 대응하는 SI'(Td)를 특이항으로 추출하고 해당월의 SI'(Td)와 그것에 가까운 가중치 1.0을 갖는 전후 각 2개항의 SI'(Td)를 합쳐 5개항 가중평균치를 수정치로 대체시킨다. W<1.0에 대응하는 SI'(Td)가 양단 2년에 해당할 경우에는 해당월의 SI'(Td)와 그것에 가까운 가중치 1.0을 갖는 항의 SI'(Td)를 합쳐 4개항의 가중평균치를 수정치로 대체시킨다. 이렇게 하여 얻어진 SI'(Td)의 특이항(extreme valve)을 제산하여 얻어진 修正値들만을 나타내 보면 <표B4>와 같다.

〈표 B 4 〉 SI 특이항의 수정치

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 4 . REPLACEMENT VALUES FOR EXTREME SI RATIOS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	S.D.
1953	......	......	......	......	......	......	......	......	......	101.6	......	120.8	1.3
1954	......	......	......	......	......	......	......	100.1	......	......	......	......	1.3
1955	......	......	......	99.6	......	......	......	......	98.8	......	......	......	1.3
1956	......	......	......	99.3	......	......	99.6	......	......	......	......	......	1.3
1957	......	......	......	......	......	......	......	101.5	......	......	......	......	1.3
1958	......	84.8	96.6	......	......	103.5	......	......	......	......	......	......	1.3
1959	90.9	......	......	......	......	......	......	......	......	102.9	101.2	120.7	1.3
1960	......	84.9	......	99.6	......	......	......	......	......	......	......	......	1.3
1961	90.1	......	......	99.5	......	......	......	......	......	102.4	......	......	1.2
1962	......	......	97.4	......	......	......	......	......	......	......	......	......	1.2
1963	......	......	......	......	......	......	......	......	96.4	......	......	......	1.2
1964	......	84.3	......	......	......	......	......	......	......	......	......	......	1.2

7.2.4 暫定修正계절지수의 계산

특이항을 포함하는 SI′(T*d*)가 수정치로 대체된 후에는 이것을 다시 월별 가중 5개항이동평균하여 그 결과를 중심화 12개월 이동평균치로 나누어 줌으로써 100을 기준으로한 잠정수정계절지수(S_1)을 얻게 된다. 전후 각 6개월의 결항은 양단의 이동평균치로 연장 적용하고 원계열의 중심화 12개월이동평균에 의한 전후 각 6개월의 결항은 인접년도의 S_1을 그대로 연장하여 사용한다. 이렇게 하여 얻어진 S_1의 계열을 나타내면 〈표 B 5〉와 같다.

〈표 B 5〉 잠정수정계절지수(S_1)

OCT 1966 U.S.TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS
B 5 . SEASONAL FACTORS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN
1953	88.5	85.8	98.0	100.1	101.5	103.3
1954	88.5	85.8	98.0	100.1	101.5	103.3
1955	88.7	85.9	97.9	99.7	101.8	103.3
1956	89.2	85.8	97.7	99.2	102.4	103.5
1957	90.1	85.5	97.1	98.9	103.1	103.4
1958	90.6	85.1	96.7	99.0	103.5	103.5
1959	90.7	84.8	96.6	99.3	103.3	103.6
1960	90.3	84.5	97.0	99.5	102.9	103.7
1961	90.1	84.2	97.3	99.6	102.9	103.4
1962	90.1	84.1	97.2	99.6	103.4	103.0
1963	90.3	84.2	96.8	99.6	103.9	102.5
1964	90.4	84.3	96.6	99.5	104.2	102.2

TABLE TOTAL-14400.5

YEAR	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1953	100.9	100.3	99.0	101.4	99.7	121.6	100.0
1954	100.6	100.5	98.7	101.3	100.2	121.5	100.0
1955	100.2	100.7	98.4	101.1	101.0	121.1	100.0
1956	99.9	101.0	97.9	101.1	101.5	120.6	100.0
1957	100.1	101.0	97.5	101.5	101.4	120.4	100.0
1958	100.1	100.7	97.2	101.9	101.0	120.9	100.0
1959	100.0	100.3	97.4	102.3	101.1	121.3	100.0
1960	99.2	100.1	97.4	102.6	101.8	121.5	100.0
1961	98.7	100.2	97.2	102.9	102.7	121.0	100.0
1962	98.4	100.6	96.6	103.1	103.3	120.6	100.0
1963	98.5	101.0	96.3	103.2	103.5	120.1	100.0
1964	98.5	101.0	96.3	103.2	103.5	120.1	100.0

7.2.5 暫定추세 • 순환변동요소

잠정계절지수 (S_1) 로 원계열을 (O_1) 을 除하여 100배하면 최초의 季節調整系列 〔 CI'(T*d*) 〕을 얻게 되며 여기에 〈표 A 2 〉에 있는 Henderson의 가중13개항이동평균을 행하여 추세 • 순환요소 (C_2) 를 산출한다.

선택의 여지를 주기 위하여 Henderson의 이동평균항수를 지정

하지 않을 경우에는 13개항이동평균법에 의하여 추세·순환요소(C)를 잠정적으로 계산한 후 이 C로써 CI(Td)를 나누어 그 결과를 I로 간주한다. 다음 C와 I의 前月比 변화율의 절대치 평균 $\bar{C}$와 $\bar{I}$를 각각 계산하고 $\bar{I}/\bar{C}$의 크기에 따라 Henderson의 이동평균항수를 결정한다. 이는 추세·순환요소에 대한 불규칙요소의 상대적 크기를 보는 것이므로 $\bar{I}/\bar{C}$의 값이 커지면 불규칙요소의 크기가 상대적으로 커지므로 그만큼 이동평균 항수가 길어진다.

〈표 A 2〉 13항 Henderson가중치

연 도	CI 의 가 중 치												
	N-12	N-11	N-10	N-9	N-8	N-7	N-6	N-5	N-4	N-3	N-2	N-1	N
N	0	0	0	0	0	0	-0.092	-0.058	0.012	0.120	0.244	0.353	0.421
N-1	0	0	0	0	0	-0.043	-0.038	0.002	0.080	0.174	0.254	0.292	0.271
N-2	0	0	0	0	-0.016	-0.025	0.003	0.068	0.149	0.216	0.241	0.216	0.148
N-3	0	0	0	-0.009	-0.022	0.004	0.066	0.145	0.208	0.230	0.201	0.131	0.046
N-4	0	0	-0.011	-0.022	0.003	0.067	0.145	0.210	0.235	0.205	0.136	0.050	-0.018
N-5	0	-0.017	-0.025	0.001	0.066	0.147	0.213	0.238	0.212	0.144	0.061	-0.006	-0.034
N-6	-0.019	-0.028	0	0.066	0.147	0.214	0.240	0.214	0.147	0.066	0	-0.028	-0.019

잠정계절지수 (S_1)로 원계열 (O_1)을 除하여 100배하면 최초의 季節調整系列 CI'(Td)가 얻어지는데 이것이 〈표 B 6 〉이다.

〈표 B6〉 계절조정계열 CI'(Td)

OCT 1966 U.S.TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 6 . SEASONALLY ADJUSTED SERTES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	14582.	14212.	13997.	14101.	14306.	13974.	14121.	14003.	14095.	14609.	13869.	13414.	169284.
1954	13802.	13921.	13859.	14011.	13908.	14062.	14179.	13709.	14195.	14355.	14371.	14596.	168969.
1955	14816.	14724.	14917.	15492.	15068.	15098.	15234.	15373.	16020.	15507.	15588.	15792.	183631.
1956	15392.	15802.	15890.	15192.	15733.	16025.	15400.	16028.	15922.	15950.	16252.	16070.	189656.
1957	16363.	16446.	16418.	16471.	16681.	16557.	16851.	17316.	16790.	16706.	16891.	16488.	199976.
1958	16878.	16189.	15997.	16530.	16770.	16035.	16581.	16874.	16793.	17038.	16877.	17519.	200081.
1959	17896.	17644.	17572.	17941.	18011.	18060.	18329.	18003.	18042.	18659.	17442.	17692.	215291.
1960	18072.	18733.	18185.	19061.	18024.	18241.	18213.	18144.	18323.	18168.	18065.	18229.	219459.
1961	17549.	17903.	18215.	17680.	18015.	18281.	18161.	18288.	18679.	18236.	18724.	18905.	218636.
1962	18880.	19072.	19749.	19181.	19560.	19665.	19459.	19796.	19520.	19960.	20250.	20014.	235106.
1963	20220.	20300.	20293.	20602.	20436.	20237.	20849.	20815.	20014.	20856.	20770.	20900.	246291.
1964	21179.	22247.	21231.	21284.	21608.	21758.	22479.	21568.	22139.	21899.	20988.	23077.	261457.
AVGE	17136.	17266.	17193.	17295.	17343.	17333.	17488.	17493.	17544.	17662.	17507.	17725.	

TABLE TOTAL- 2507836.

다음으로 앞에서 얻어진 CI′(T*d*)에 Henderson의 가중 13개항이동평균하여 얻어진 추세·순환요소 (C_2)의 값들이 〈표 B 7 〉에 수록되어 있다.

〈표 B 7 〉 잠정 추세·순환요소 (C_2)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 7 . TREND CYCLE - HENDERSON CURVE

13-TERM MOVING AVERAGE SELECTED I/C RATIO IS 3.58

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	14325.	14261.	14196.	14138.	14093.	14098.	14133.	14147.	14114.	14041.	13950.	13862.	169359.
1954	13804.	13807.	13860.	13929.	13977.	13991.	14007.	14059.	14149.	14265.	14408.	14572.	168828.
1955	14740.	14886.	14993.	15084.	15169.	15259.	15365.	15472.	15561.	15639.	15681.	15670.	183518.
1956	15647.	15632.	15632.	15644.	15663.	15706.	15768.	15845.	15936.	16026.	16116.	16216.	189833.
1957	16303.	16368.	16442.	16534.	16643.	16758.	16849.	16908.	16921.	16870.	16756.	16623.	199973.
1958	16503.	16412.	16356.	16340.	16385.	16469.	16567.	16682.	16826.	17009.	17211.	17396.	200155.
1959	17551.	17694.	17816.	17904.	17992.	18087.	18159.	18152.	18087.	18005.	17975.	18026.	215448.
1960	18150.	18296.	18409.	18452.	18414.	18317.	18246.	18211.	18182.	18142.	18086.	18002.	218907.
1961	17932.	17896.	17900.	17952.	18035.	18130.	18226.	18325.	18425.	18535.	18666.	18828.	218850.
1962	19006.	19178.	19331.	19444.	19508.	19556.	19606.	19678.	19783.	19900.	20015.	20135.	235139.
1963	20230.	20296.	20363.	20427.	20482.	20515.	20531.	20531.	20565.	20677.	20857.	21065.	246538.
1964	21257.	21418.	21527.	21612.	21722.	21802.	21856.	21894.	21913.	21935.	21996.	22078.	261011.
AVGE	17121.	17179.	17235.	17288.	17340.	17391.	17443.	17492.	17539.	17587.	17643.	17706.	

TABLE TOTAL- 2507557.

7.2.6 暫定季節指数의 計算

이렇게 하여 추정된 잠정추세·순환요소(C_2)로 원계열(O_1)을 除하여 계절·불규칙요소

$$SI'(Td) = \frac{O_1}{C_2}$$

를 계산한다. 이것이 〈표B8〉이다.

〈표B8〉 잠정 계절·불규칙요소

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 8. UNMODIFIED SI RATIOS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1953	90.1	85.5	96.6	99.8	103.0	102.4	100.8	99.3	98.9	105.5	99.1	117.7	99.9
1954	88.5	86.9	98.0	100.7	101.0	103.9	101.8	98.0	99.0	101.9	100.0	121.7	100.1
1955	89.2	84.9	97.4	102.4	101.1	102.2	99.3	100.1	101.3	100.3	100.4	122.0	100.1
1956	87.7	86.7	99.5	96.4	102.8	105.6	97.5	102.2	97.8	100.6	102.3	119.5	99.9
1957	90.4	85.9	97.0	98.5	103.4	102.1	100.1	103.4	96.8	100.5	102.3	119.4	100.0
1958	92.6	84.0	94.5	100.1	106.0	100.8	100.2	101.9	97.0	102.1	99.0	121.7	100.0
1959	92.4	84.6	95.2	99.5	103.4	103.4	101.0	99.5	97.1	106.1	98.1	119.0	99.9
1960	89.9	86.5	95.8	102.8	100.7	103.3	99.0	99.7	98.2	102.8	101.7	123.1	100.3
1961	88.1	84.2	99.0	98.1	102.8	104.3	98.3	100.0	98.5	101.2	103.0	121.5	99.9
1962	89.5	85.6	99.3	98.2	103.7	103.6	97.6	101.2	95.4	103.4	104.5	119.8	100.0
1963	90.3	84.2	96.5	100.4	103.6	101.1	100.0	102.4	93.7	104.1	103.1	119.2	99.9
1964	90.1	87.6	95.2	98.0	103.6	102.0	101.3	99.5	97.3	103.1	98.7	125.6	100.2
AVGE	89.9	85.4	97.0	99.6	102.9	102.9	99.8	100.6	97.6	102.6	101.0	120.9	

TABLE TOTAL- 14400.8

이 계절·불규칙요소에 대하여 앞에서 설명한 절차에 따라 계절·불규칙요소의 특이항수정을 다시 행한다. 특이항을 수정하여 대체시킨 SI′(Td)가 〈표B 9〉이다.

〈표B 9〉 특이항SI의 수정대체

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 9. REPLACEMENT VALUES FOR IKTREME SI RATIOS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	S.D.
1953	……	……	……	……	……	……	……	……	……	101.1	……	120.3	1.3
1954	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	1.3
1955	……	……	……	100.1	……	……	……	……	98.5	……	……	……	1.3
1956	89.7	……	97.2	99.6	……	102.8	99.8	……	……	……	……	……	1.4
1957	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	1.5
1958	……	……	……	……	103.6	……	……	……	……	……	……	……	1.5
1959	……	……	……	……	……	……	……	……	……	101.8	101.1	……	1.4
1960	……	……	……	99.4	102.8	……	……	……	……	……	……	……	1.5
1961	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	1.4
1962	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	……	1.5
1963	……	……	……	……	……	……	……	……	96.4	……	……	……	1.5
1964	……	84.5	……	……	……	……	……	……	……	……	103.2	120.6	1.5

<표B9>에서 수정된 SI'(Td)에 의하여 가중7개항이동평균을 행하고 여기서 나온 결과를 중심화 12개월이동평균치로 나누어 줌으로써 100을 기준으로한 신뢰도가 다소 높은 잠정계절지수(S_2)를 얻는다. 이 지수가 <표B10>이다. 전후 각 6개월의 결항은 양단의 이동평균치로 연장하여 적용시킨다.

<표B10> 잠정계절지수(S_2)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B10. SEASONAL FACTORS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1953	89.4	85.9	97.4	100.2	102.0	103.0	100.7	99.7	98.8	101.1	100.3	121.2	100.0
1954	89.6	86.0	97.4	100.1	102.2	102.9	100.6	100.0	98.6	101.1	100.5	121.0	100.0
1955	89.8	85.9	97.2	100.0	102.3	102.7	100.4	100.6	98.3	101.1	100.8	121.0	100.0
1956	90.2	85.6	96.8	99.8	102.6	102.5	100.3	101.1	97.9	101.1	101.0	120.7	100.0
1957	90.8	85.5	96.4	99.7	102.9	102.5	100.2	101.4	97.6	101.3	101.1	120.7	100.0
1958	90.9	85.3	96.3	99.5	103.2	102.6	100.0	101.3	97.5	101.5	101.3	120.7	100.0
1959	90.8	85.1	96.5	99.3	103.3	102.8	99.7	101.0	97.5	101.9	101.6	120.9	100.0
1960	90.5	84.8	96.8	99.2	103.3	103.0	99.4	100.7	97.4	102.3	102.0	120.9	100.0
1961	90.1	84.7	97.1	99.1	103.3	103.0	99.2	100.6	97.2	102.6	102.5	120.8	100.0
1962	89.8	84.5	97.3	99.0	103.4	102.9	99.3	100.7	97.1	102.9	103.1	120.6	100.0
1963	89.6	84.3	97.3	98.8	103.4	102.7	99.4	100.8	96.9	103.1	103.4	120.5	100.0
1964	89.7	84.1	97.3	98.8	103.5	102.5	99.5	100.9	96.7	103.2	103.5	120.1	100.0

TABLE TOTAL- 14401.5

7.2.7 暫定不規則要素의 計算

원계열 (O_1)을 이 잠정계절지수 (S_2)로 나누어 줌으로써 재차 계절변동조정계열, CI′(T*d*)을 얻으며 이것이 〈표 B 11 〉이다.

〈표 B 11 〉 계절변동조정계열 CI′(T*d*)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B 11. SEASONALLY ADJUSTED SERIES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL
1953	14427.	14195.	14072.	14080.	14234.	14026.	14157.
1954	13634.	13892.	13936.	14007.	13818.	14123.	14178.
1955	14634.	14711.	15024.	15450.	14985.	15186.	15195.
1956	15211.	15826.	16035.	15106.	15704.	16169.	15333.
1957	16242.	16436.	16533.	16333.	16721.	16704.	16833.
1958	16808.	16152.	16062.	16447.	16832.	16184.	16594.
1959	17866.	17573.	17591.	17942.	18008.	18191.	18385.
1960	18029.	18661.	18208.	19123.	17958.	18360.	18170.
1961	17539.	17799.	18241.	17778.	17939.	18351.	18057.
1962	18941.	18979.	19717.	19298.	19570.	19682.	19278.
1963	20379.	20274.	20201.	20767.	20524.	20197.	20666.
1964	21864.	22304.	21073.	21448.	21745.	21691.	22263.
AVGE	17089.	17234.	17224.	17315.	17337.	17405.	17426.

TABLE TOTAL- 2507482.

YEAR	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	14091.	14128.	14651.	13785.	13462.	169307.
1954	13766.	14216.	14383.	14323.	14662.	168940.
1955	15390.	16039.	15511.	15621.	15809.	183554.
1956	16011.	15914.	15951.	16332.	16054.	189646.
1957	17257.	16769.	16725.	16942.	16443.	199938.
1958	16781.	16737.	17099.	16817.	17543.	200056.
1959	17878.	18027.	18739.	17362.	17743.	215305.
1960	18025.	18331.	18236.	18020.	18323.	219444.
1961	18223.	18682.	18281.	18751.	18941.	218583.
1962	19790.	19429.	19996.	20280.	19998.	234957.
1963	20857.	19884.	20881.	20790.	20838.	246258.
1964	21588.	22048.	21907.	20989.	23072.	261493.
AVGE	17472.	17517.	17697.	17501.	17741.	

이것을 다시 앞에서 계산된 C_2로 除함으로써 잠정불규칙요소, I′(T*d*)를 얻는다. 이것이 〈표B13〉이다.

〈표B13〉 잠정불규칙요소, I′(T*d*)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

B13. IRREGULAR SERIES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	S.D.
1953	100.7	99.5	99.1	99.6	101.0	99.5	100.2	99.6	100.1	104.3	98.8	97.1	1.6
1954	98.8	100.6	100.5	100.6	98.9	100.9	101.2	97.9	100.5	100.8	99.4	100.6	1.0
1955	99.3	98.8	100.2	102.4	98.8	99.5	98.9	99.5	103.1	99.2	99.6	100.9	1.4
1956	97.2	101.2	102.6	96.6	100.3	103.0	97.2	101.0	99.9	99.5	101.3	99.0	2.0
1957	99.6	100.4	100.5	98.8	100.5	99.7	99.9	102.1	99.1	99.1	101.1	98.9	.9
1958	101.8	98.4	98.2	100.7	102.7	98.3	100.2	100.6	99.5	100.5	97.7	100.8	1.5
1959	101.8	99.3	98.7	100.2	100.1	100.6	101.2	98.5	99.7	104.1	96.6	98.4	1.8
1960	99.3	102.0	98.9	103.6	97.5	100.2	99.6	99.0	100.8	100.5	99.6	101.8	1.6
1961	97.8	99.5	101.9	99.0	99.5	101.2	99.1	99.4	101.4	98.6	100.5	100.6	1.2
1962	99.7	99.0	102.0	99.2	100.3	100.6	98.3	100.6	98.2	100.5	101.3	99.3	1.1
1963	100.7	99.9	99.2	101.7	100.2	98.4	100.7	101.6	96.7	101.0	99.7	98.9	1.4
1964	100.5	104.1	97.9	99.2	100.1	99.5	101.9	98.6	100.6	99.9	95.4	104.5	2.4
S.D.	1.4	1.6	1.5	1.8	1.2	1.2	1.3	1.3	1.5	1.9	1.9	1.8	

TABLE TOTAL-14399.2 MEAN-100.0 STD.DEVIATION-1.6

7.2.8 잠정요일구성요소의 계산

原系列의 처리과정에서 요일구성요소를 조정하여 계산코자 할 경우에는 잠정불규칙요소 I'(T*d*)에서 요일구성요소(trading-day variation)를 推計하게 된다. 이 계산과정의 설명은 생략하기로 한다.

잠정요일구성요소(Td_1)을 구한 후에 원계열(O_1)을 Td_1으로 나누어 줌으로써 暫定曜日調整原系列(O_2)을 산출할 수 있으며 요일조정을 원하지 않을 경우는 이 순서를 제외시키면 좋을 것이다.

7.3 최종요일구성요소 및 특이항 수정가중치의 계산

이 단계의 주요내용은 이미 앞에서 계산과정을 거친바 있는 요일구성요소 및 특이항수정가중치의 계산과정을 한번 더 반복하여 최종적인 요일구성요소 및 특이항수정가중치를 확정하는 단계이다. 여기서 얻어지는 最終曜日調整要素(Td_2)로 원계열(O_1)을 나누어 줌으로써 最終曜日調整原系列(O_4)가 얻어진다.

7.4 최종계절지수, 추세・순환요소, 불규칙요소 및 계절조정계열의 최종계산

원계열(O)의 추세・순환요소(C), 계절지수(S), 불규칙요소 (I) 및 요일구성요소(T*d*)의 4가지 (요일구성요소를 인정하지 않을 경우에는 3가지)구성요소중에서 요일구성요소는 앞의 단계에서 최종적으로 확정되었고 나머지 3가지 요소가 이번 단계에서

최종적으로 결정된다.

본 단계에서는 원계열(O_1) 또는 요일구성요소를 인정할 경우에는 최종요일조정계열 (O_4) 에 대하여 최종특이항수정가중치에 의한 조정비율을 곱하여 최종요일조정 및 특이항수정원계열 (O_5) 을 구한다. O_5 의 중심화 12개월이동평균치 (C_5) 로 O_5 를 나누어 계절·불규칙요소 (SI^W) 를 계산하고 여기에 가중 5개항 이동평균치를 계산한 후 이것으로 중심화 12개월 이동평균치를 나누어 줌으로써 잠정계절지수 (S_5) 를 산정한다.

S_5 를 O_5 로 나누어 CI^W 를 산출한 후 Henderson 이동평균을 행하여 추세·순환요소 (C_6) 을 계산한다. 이 C_6 로 최종요일조정 및 특이항수정원계열 (O_5) 을 나누어 특이항이 수정된 계절·불규칙요소 (SI^W) 을 계산함과 동시에 C_6 로 O_4 를 나누어 계절·불규칙요소 (SI') 을 구한다. SI' 에 대하여 가중 7개항 이동평균하여 그 결과를 중심화 12개월이동평균치로 나누어 줌으로써 최종계절지수 (S_6) 를 얻게 된다.

이렇게 계산된 계절지수 (S_6) 을 이용하여 향후 1년간의 계절지수를 추정하게 되는데 산식은 다음과 같다.

$$S_{n+1} = S_n + \frac{1}{2}(S_n - S_{n-1})$$

그리고 이 S_6 로 O_4 를 나누어 최종계절조정계열 (CI') 을 얻게 된다. 〈표 D 10 〉에는 최종계절지수 (S_6) 가 수록되어 있고 〈표 D 11 〉에는 최종계절조정계열 (CI') 이 실려 있다.

〈표 D 10〉 최종계절지수 (S_6)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

D 10. FINAL SEASONAL FACTORS

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1953	89.4	86.0	97.7	99.5	102.6	102.8	99.6	100.4	98.9	101.7	100.8	120.5	100.0
1954	89.5	86.0	97.7	99.5	102.6	102.9	99.6	100.5	98.9	101.6	100.8	120.6	100.0
1955	89.8	85.7	97.5	99.4	102.6	103.0	99.6	100.7	98.9	101.5	100.8	120.9	100.0
1956	90.0	85.4	97.1	99.3	102.7	103.0	99.7	101.0	98.6	101.4	100.7	121.0	100.0
1957	90.3	85.2	96.9	99.3	102.8	103.2	99.8	101.1	98.2	101.3	100.8	121.2	100.0
1958	90.3	85.1	96.9	99.3	103.0	103.2	99.8	101.1	97.8	101.4	100.9	121.2	100.0
1959	90.3	85.0	96.9	99.4	103.2	103.2	99.8	100.8	97.3	101.7	101.2	121.2	100.0
1960	90.2	84.9	97.1	99.6	103.2	103.1	99.7	100.5	96.9	102.1	101.7	121.2	100.0
1961	90.0	84.9	97.2	99.6	103.3	102.9	99.6	100.1	96.5	102.5	102.1	121.1	100.0
1962	89.9	85.0	97.4	99.6	103.3	102.7	99.6	99.9	96.4	102.8	102.6	121.2	100.0
1963	89.8	84.9	97.4	99.5	103.3	102.4	99.6	99.8	96.3	102.9	102.8	121.3	100.0
1964	89.8	84.9	97.4	99.5	103.3	102.3	99.6	99.8	96.2	103.0	102.9	121.3	100.0

TABLE TOTAL-14401.0 MEAN-100.0 STD.DEVIATION-8.2

DIOA. SEASONAL FACTORS, ONE YEAR AHEAD

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	AVGE
1965	89.7	84.9	97.4	99.5	103.3	102.2	99.6	99.8	96.2	103.0	102.9	121.2	100.0

〈표 D 11〉 최종계절조정계열 (CI′)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

D 11. FINAL SEASONALLY ADJUSTED SERIES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	14151.	14313.	14304.	14185.	14151.	14048.	14158.	14167.	14093.	14285.	14028.	13517.	169400.
1954	13641.	14023.	13913.	13926.	13940.	14117.	14034.	13963.	14168.	14308.	14289.	14550.	168873.
1955	14839.	14875.	14967.	15241.	15231.	15156.	15312.	15383.	15751.	15652.	15617.	15505.	183528.
1956	15551.	15469.	15673.	15521.	15667.	15778.	15720.	15860.	15985.	15924.	16175.	16222.	189544.
1957	16306.	16646.	16449.	16402.	16550.	16782.	16916.	16958.	17035.	16698.	16671.	16696.	200110.
1958	16739.	16345.	16173.	16468.	16531.	16440.	16597.	16816.	16684.	16929.	17075.	17489.	200286.
1959	17621.	17766.	17843.	17935.	18029.	18115.	18178.	18139.	18036.	18400.	17804.	17674.	215539.
1960	18089.	18187.	18137.	18683.	18314.	18352.	18117.	18088.	18196.	18493.	18065.	17921.	218641.
1961	17895.	17904.	18022.	17888.	17950.	18148.	18231.	18279.	18438.	18658.	18828.	18890.	219131.
1962	18927.	19039.	19315.	19597.	19543.	19340.	19591.	19730.	19791.	20033.	20129.	20159.	235194.
1963	20308.	20298.	20172.	20614.	20323.	20486.	20649.	20642.	20448.	20879.	20490.	21099.	246407.
1964	21111.	21333.	21451.	21304.	21781.	21747.	21998.	22107.	22132.	21519.	21578.	22823.	260884.
AVGE	17098.	17183.	17202.	17314.	17334.	17376.	17458.	17511.	17563.	17648.	17562.	17712.	

TABLE TOTAL-2507537. MEAN-17413. STD DEVIATION-2348.

한편 S_6로 O_5를 나누어 수정된 계절조정계열(CI^w)을 계산하고 여기에 Henderson 이동평균을 적용하여 최종추세·순환요소(C_7)를 계산하여 이것으로 최종계절조정계열(CI')을 나누어 최종불규칙요소(I_3')를 산출하게 된다. 이렇게 하여 최종적으로 원계열의 각 요소별 분해가 이루어진다. 최종추세·순환요소(C_7)이 〈표D 12〉에 실려있고 최종불규칙요소(I_3')이 〈표D 13〉에 수록되어 있다.

〈표D 12〉 최종추세·순환요소(C_7)

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

D 12. FINAL TREND CYCLE - HENDERSON CURVE

13-TERM MOVING AVERAGE SELECTED. I/C RATIO IS 1.12

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL
1953	14255.	14242.	14224.	14199.	14172.	14147.	14127.
1954	13899.	13896.	13913.	13939.	13970.	14001.	14030.
1955	14736.	14893.	15023.	15122.	15195.	15261.	15335.
1956	15556.	15553.	15567.	15604.	15656.	15715.	15779.
1957	16323.	16400.	16475.	16562.	16663.	16767.	16848.
1958	16542.	16471.	16432.	16428.	16457.	16512.	16588.
1959	17569.	17737.	17871.	17971.	18045.	18095.	18117.
1960	18086.	18147.	18206.	18245.	18258.	18248.	18220.
1961	17938.	17913.	17919.	17954.	18011.	18093.	18202.
1962	19009.	19142.	19270.	19386.	19483.	19565.	19644.
1963	20231.	20260.	20287.	20328.	20390.	20470.	20565.
1964	21175.	21290.	21411.	21547.	21692.	21835.	21951.
AVGE	17110.	17162.	17217.	17274.	17333.	17392.	17450.

TABLE TOTAL-2507745. MEAN-17415. STD.DEVIATION-2349.

YEAR	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	TOTAL
1953	14106.	14076.	14032.	13981.	13931.	169490.
1954	14075.	14151.	14257.	14396.	14563.	169090.
1955	15414.	15483.	15538.	15567.	15567.	183132.
1956	15850.	15931.	16026.	16129.	16232.	189599.
1957	16892.	16889.	16832.	16738.	16634.	200023.
1958	16683.	16807.	16973.	17170.	17375.	200437.
1959	18108.	18080.	18051.	18036.	18046.	215725.
1960	18181.	18130.	18076.	18027.	17980.	217804.
1961	18335.	18479.	18616.	18743.	18874.	219077.
1962	19735.	19850.	19979.	20095.	20181.	235339.
1963	20664.	20760.	20858.	20959.	21064.	246835.
1964	22028.	22068.	22076.	22068.	22055.	261196.
AVGE	17506.	17559.	17609.	17659.	17708.	

〈표 D 13〉 최종불규칙요소 (I_3')

OCT 1966 U.S. TOTAL RETAIL SALES IN MILLIONS OF DOLLARS

D 13 . FINAL IRREGULAR SERIES

YEAR	JAN	FEB	MAR	APR	MAY	JUN	JUL	AUG	SEP	OCT	NOV	DEC	S.D.
1953	99.3	100.5	100.6	99.9	99.9	99.3	100.2	100.4	100.1	101.8	100.3	97.0	1.1
1954	98.1	100.9	100.0	99.9	99.8	100.8	100.0	99.2	100.1	100.4	99.3	99.9	.7
1955	100.7	99.9	99.6	100.8	100.2	99.3	99.9	99.8	101.7	100.7	100.3	99.6	.7
1956	100.0	99.5	100.7	99.5	100.1	100.4	99.6	100.1	100.3	99.4	100.3	99.9	.4
1957	99.9	101.5	99.8	99.0	99.3	100.1	100.4	100.4	100.9	99.2	99.6	100.4	.7
1958	101.2	99.2	98.4	100.2	100.5	99.6	100.1	100.8	99.3	99.7	99.5	100.7	.8
1959	100.3	100.2	99.8	99.8	99.9	100.1	100.3	100.2	99.8	101.9	98.7	97.9	.9
1960	100.0	100.2	99.6	102.4	100.3	100.6	99.4	99.5	100.4	102.3	100.2	99.7	1.0
1961	99.8	99.9	100.5	99.6	99.7	100.3	100.2	99.7	99.8	100.2	100.5	100.1	.2
1962	99.6	99.5	100.2	101.1	100.3	98.8	99.7	100.0	99.7	100.3	100.2	99.9	.5
1963	100.4	100.2	99.4	101.4	99.7	100.1	100.4	99.9	98.5	100.1	97.8	100.2	.9
1964	99.7	100.2	100.2	98.9	100.4	99.6	100.2	100.4	100.3	97.5	97.8	103.5	1.5
S.D.	.7	.6	.6	1.0	.3	.6	.3	.4	.8	1.3	1.0	1.5	

TABLE TOTAL-14399.3 MEAN-100.0 STD.DEVIATION- .8

7.5 특이항수정에 의한 원계열, 계절변동조정계열 및 불규칙계열의 계산

이상의 계산결과 원계열(O_1)은 최종적으로 추세·순환요소(C_7), 계절지수(S_6), 불규칙요소(I_3') 및 요일구성요소(Td_2)의 4종류로 분해되었다.

$$O_1 = C_7 \times S_6 \times I_3' \times Td_2$$

이러한 각 요소를 기초로 하여 시계열분석을 위해 유용한 각종의 특성치와 각종 차아트(Chart)의 작성이 다음 단계의 작업이 될 것이다.

우선 이 단계에서는 원계열, 계절조정계열 및 불규칙요소가 특이항처리에 의하여 다시 수정계산된다.

① 원계열에서 영(0)의 가중치(2.5 σ 이상)가 부여된 항에 대해서는 C_7, S_6, Td_2 등의 값을 참조하여 수정원계열을 작성한다.

a) 특이항으로 된 O_1을 $O_1 = C_7 \cdot S_6 (Td_2)$로 대체한다.

b) 특이항으로 된 CI'을 $CI' = C_7$으로 대체한다.

c) 특이항으로 된 I_3'을 $I_3' = 1$로 대체한다.

② 원계열의 年間合計와 계절조정계열의 연간합계의 비율을 계산한다.

③ 특이항수정원계열의 연간합계와 특이항수정계절조정계열의 연간합계의 비율이 계산된다.

④ 원계열의 前月比 변화율이 계산된다.

⑤ 계절조정계열의 전월비 변화율이 계산된다.

7.6 MCD이동평균 및 각 요소의 특성치의 계산

이 단계에서는 각종의 特性値를 산출하여 원계열의 특성을 이해하는데 도움을 주게 한다. 계산되는 특성치들은 다음과 같은 것들이다.

① 각 월간격 변화율의 절대치평균

② MCD Span의 계산

③ 원계열에 대한 각 요소의 기여도

④ 동일방향 평균연속월수

⑤ 각 월간격 변화율의 평균 및 표준편차

7.7 각종 차아트의 작성

앞의 6단계를 거쳐 얻어진 계산결과를 기초로 시계열분석을 위해 중요하다고 보여지는 4종류의 차아트(Chart)를 컴퓨터를 이용하여 작성한다.

① 최종계절조정계열 및 추세·순환요소의 시계열차아트(半対数눈금)

② 최종계절·불규칙요소와 최종계절요소의 月別차아트(보통눈금)

③ 최종계절·불규칙요소와 최종계절요소의 시계열차아트(보통눈금)

④ 최종불규칙요소 및 특이항수정 불규칙요소의 시계열차아트(보
통눈금)

참고로 半対数눈금에 작성되는 最終季節調整系列 및 추세・순환요소의 時系列차아트를 그려보면 다음의 〈그림10〉과 같다.

<그림 10> 최종계절조정계열 (CI^1) 와 추세 · 순환요소(C_7) 의 시계열 차아트