

X-12-ARIMA/GRAPH에 의한 우리나라 시계열자료의 RegARIMA 모형과 계절조정결과의 진단

2005년 5월

작성자 : 서비스업동향과 문 권 순

Tel : (042) 481-2585

e-mail : ksmoon@nso.go.kr

主 要 內 容

- 본 연구에서는 X-12-ARIMA/0.3와 X-12-ARIMA/GRAPH를 이용한 원계열의 계절성, 요일효과 및 ARIMA 모형 선정 등에 대한 진단 방법을 설명하였음
- 우리나라의 산업생산지수, 실업률, 소비자물가 등 37종 시계열에 대하여 스펙트럼 분석을 실시하여 요일효과 모형을 선정하고 그 결과를 AICC-통계량과 RegARIMA 모형에서 추정된 요일 회귀계수의 t-값과 비교하였음
 - 그래프적 방법은 계절성, 요일효과 등을 시각적으로 진단하기 위한 방법으로 사용자가 쉽게 이해할 수 있는 장점은 있으나 그래프적 방법만 ~~사용시 오류를 범할 수 있는 단점이 있음~~
 - 따라서 그래프적 방법은 1차적인 진단으로 사용하고 다른 진단방법과 함께 사용하는 것이 바람직한 것으로 판단됨

I. 서론

미국 Census Bureau에서 90년 초에 개발한 X-12-ARIMA는 캐나다의 X-11-ARIAM 에서 적용하고 있는 X-11의 이동평균법에 의해 계절조정을 하나, 사전조정방법과 계절조정 결과의 진단방법을 개선한 프로그램이다. 사전조정방법에 있어 X-11-ARIMA는 추정된 초기 불규칙요인을 이용하여 명절·요일효과 및 운년효과 등의 캘린더 효과와 특이치를 계절조정하기 전에 사전 조정하였으나, X-12-ARIMA는 이들 효과를 원계열에 적합시키는 전이함수모형(Transfer function model)인 RegARIMA 모형을 이용함으로써 원계열의 정보 손실을 축소시키는 한편 통계적 이론을 강화하였다. 또한 그래프적 방법을 이용하여 원계열의 계절성과 잔차 계절성 등을 진단하는 한편, 계절조정 결과의 진단을 위하여 Q-통계량, F-통계량뿐 만 아니라 이동기간분석(sliding span)과 수정률(revision) history 분석 등을 이용함으로써 계절조정 결과의 진단방법을 강화하였다(Findley 등, 1998).

Cleveland와 Devlin(1980)은 충분한 길이를 갖는 시계열에 계절성 또는 요일효과 등과 같은 주기성이 있는 요인이 내재되어 있다면 스펙트럼 분석에 의해 파악할 수 있으며, 월간 시계열의 경우 요일효과의 주기는 0.432, 0.348으로 나타난다고 밝혔다. Cleveland와 Terpenning (1982)은 계절요인, 계절조정계열 등의 변화 형태를 그래프적으로 분석함으로써 계절조정 결과의 적절성을 검증하고 있다. Findley와 Hood(1999)는 X-12-ARIMA와 TRAMO/SEATS의 비교를 위하여 계절조정계열과 불규칙요인의 스펙트럼을 이용하여 잔차 계절성(residual seasonality)과 요일효과 등을 진단하는 한편 이동기간분석과 수정률 history 등으로 계절조정 결과의 안정성을 분석하였다.

X-12-ARIMA 프로그램에서는 원계열, 계절조정계열, 불규칙요인, RegARIMA 잔차 등을 이용하여 스펙트럼 그래프를 제공하고 있으나, 이들 그래프에 의해 RegARIMA 모형 선정의 적절성과 계절조정 결과의 안정성을 분석하기에는 한계가 있다. 따라서 X-12-ARIMA와 함께 SAS Graphic 모듈인 X-12-ARIMA/GRAPH¹⁾을 이용하면 위의 스펙트럼 그래프와 함께 AIC history 및 예측오차 history 그래프, 각 요인의 월별 그래프 등을 이용하여 RegARIAM 모형 선정뿐만 아니라 계절조정 결과의 안정성 등을 분석할 수 있다.

1) X-12-ARIMA/GRAPH는 "www.census.gov/grd/www/x12a"에서 내려받기를 할 수 있다.

X-12-ARIMA/GRAPH는 X-12-ARIMA의 실행 결과 화일을 X12\GRAPHICS\에 저장한 후, SAS매크로를 실행하면 원계열, 계절조정계열, 불규칙요인, RegARIMA 잔차 등을 이용하여 분석한 그림을 제공해 준다.

이 논문은 스펙트럼 및 history 그림에 의해 RegARIMA 모형의 진단방법을 1985년 1월부터 2003년 12월까지의 제조업생산지수를 이용하여 설명하였다. III절에서는 스펙트럼 분석을 통해 계절성과 요일효과 존재를 진단하는 방법과 RegARIMA 잔차 스펙트럼을 통해 요일효과 변수 및 ARIMA 모형의 적정성 진단 방법을 설명하였다. 또한 AIC history와 Out-of-sample 예측오차 자승합 history에 의한 RegARIMA 모형 선정 방법을 설명하였다. IV절에서는 계절조정 결과의 적절성을 보기 위한 수정률 history와 이동기간분석을 설명하였다. V절에서는 우리나라의 광업, 제조업, 전기·가스 산업생산지수 및 이들의 중분류 27종과 소비자물가, 실업률 등 총 37종의 지표에 대해서 계절성, 요일효과 등에 대한 그래프적 진단방법을 적용 분석하였다. 요일효과에 대한 모형 비교를 위하여 RegARIMA 모형에 적용한 모형은 다음과 같다. (모형1) 요일효과 및 윤년효과 변수가 없는 모형, (모형2) 1개의 요일효과 및 윤년효과 변수, (모형3) 1개의 요일효과 변수, (모형4) 6개의 요일효과 및 윤년효과 변수, (모형5) 6개의 요일효과 변수를 가정하였다. 특이치는 요일효과와 윤년효과가 없는 (모형1)에서 추정된 특이치를 (모형2)~(모형5)에 적용하였다2).

시계열분석에서는 원계열에 대한 스펙트럼 분석에 의해 계절성을 확인하였다, 요일효과 모형 선정은 RegARIMA 잔차 스펙트럼 분석과 최소 AICC(BIC)-통계량에 의해 요일효과 모형을 분류한 후, 요일효과 회귀계수의 t-값 및 $\chi^2(p)$ -값을 분석하였다. 불규칙요인 및 계절조정계열의 스펙트럼 분석에 의해서는 잔차 계절성을 확인하고 F-통계량, Q-통계량, 이동기간분석 등을 통해 계절조정 결과의 적정성을 보고자 하였다.

$$AIC_T = -2L_T + 2n_p,$$

$$AICC_T = -2L_T + 2n_p \frac{T}{T - n_p - 1}, \quad HQ = -2L_T + 2n_p \log \log T, \quad BIC_T = -2L_T + n_p \log T$$

2) U.S. Census Bureau(2003)는 AIC, BIC, HQ, AICC 등의 통계량을 사용 시에는 동일한 계절 및 일반 차분과 특이치 갯수에서 모형을 비교할 것을 권고하고 있다. n_p 를 추정된 모수의 수, T를 일반 및 계절차분을 한 후의 관측치 수, L_T 를 정확한 우도함수(Exact likelihood function)라고 하면,

이다.

37종의 시계열 분석결과, 스펙트럼 분석이 계절성, 요일효과 등의 존재를 확인하기 위한 유용한 수단이긴 하나, 최근 기간을 이용하여 분석을 하고 있어 시계열의 구조변화가 있는 경우 전 기간을 이용하는 AIC-통계량, BIC-통계량보다 모형 선정력이 떨어질 수 있다. 분석된 시계열의 경우, 우리나라의 경우 주 5일 근무 미정착으로 6개의 요일효과 변수를 갖는 모형보다는 주중 및 주말로 나타낼 수 있는 1개의 요일효과 변수 모형이 더 적절한 것으로 보여진다.

사용된 X-12-ARIMA 프로그램은 X-12-ARIMA/0.3 Built 144이며, 모든 option은 default를 사용하였다. 명절효과는 본 연구에서는 포함하지 않았다. 그러나 신뢰할 수 있는 계절조정 결과를 얻기 위해서는 전백근(2002)이 밝힌바와 같이 정확한 ARIMA 모형 선정, 명절효과, 관리한계 영역, 적절한 계절 filter 등의 사용이 필요하다.

X-12-ARIMA/GRAPH는 SAS Window에서 pull-down 방식으로 이용하는 방식과 metafile을 이용하는 프로그램 방식이 있다³⁾. X-12-ARIMA/GRAPH의 프로그램 방식의 사용방법은 <부록 2>를 참조할 수 있으며, pull-down 방식의 명령어는 해당 그래프의 (X-12-ARIMA/ GRAPH =>)에 기술하였다.

II. 원계열 그래프에 의한 계절성 탐색

원계열(Y_t)의 구성은 (식 1)과 같이 계절요인(S_t : Seasonal Components), 추세·순환요인(TC_t : Trend·Cycle Components), 불규칙요인(I_t : Irregular Components)으로 분류할 수 있으며, 이들 구성성분은 승법모형 또는 가법모형으로 결합하여 원계열로 나타낼 수 있다. 이때 계절조정(Seasonal Adjustment; SA)이란 원계열(Y_t)에서 비경제적 변동요인인 계절요인 과 불규칙요인 을 추출하는 것을 말한다(Dagum, 1988).

$$\text{승법모형(Multiplicative model)} : Y_t = S_t \times TC_t \times I_t \tag{1}$$

$$\text{가법모형(Additive model)} : Y_t = S_t + TC_t + I_t$$

3) pull-down 방식 SAS 프로그램은 X12Ginit.sas 이며, 프로그램 방식 SAS 프로그램은 X12gmac.sas이다.

계절요인은 일반적으로 1년 주기로 상승과 하락을 반복하는 형태로 계절의 변화, 관습 등에 의한 변동이다. 원계열을 [그림 1]과 같이 그려보면 주기적으로 상승과 하락을 반복하므로 쉽게 계절성 존재 여부를 알 수 있다. 추세요인 은 장기적으로 동일한 방향으로 상승 또는 하락하는 장기변동으로 인구증가, 기술변화, 생산성 증대 등에 의한 변동이며, 순환요인 은 주기적인 변동 중 1년 이상의 주기를 갖는 변동으로 경제활동이 팽창과 수축을 반복함으로써 나타나는 변동이다. 불규칙요인은 전쟁, 파업 등 일시적으로 시계열에 영향을 미침으로써 발생하는 변동이다. 불규칙요인은 이동명절월에 의한 명절효과(Holiday effects), 월별 요일 횟수 차이에 의한 요일효과(Trading effects), 윤년에 따른 윤년효과(Leap effect) 등의 캘린더 효과와 파업·정책변화 등에 의한 특이치(Outlier) 그리고 나머지 불규칙요인으로 세분화할 수 있다. 불규칙요인 중 캘린더 효과와 특이치 등 추정가능한 요인을 계절조정하기 전에 조정해 주는 절차를 사전조정(Prior Adjustment)이라고 한다.

<그림 1>은 제조업생산지수의 원계열과 계절조정계열(모형1; 사전조정 미실시)의 그래프이다. 그래프를 보면, 매년 2월은 연중 가장 낮은 수준이며 이후 상승과 하락을 주기적으로 하는 형태를 보이고 있어 계절성이 있는 것으로 보이며, 98년 8월에는 지수가 감소했다가 다시 증가하는 형태를 보인다.

X-12-ARIMA/GRAPH의 Overlay 그래프는 원계열(Original series), 계절조정계열(Seasonal Adjusted Series), 추세요인(Trend) 등의 시계열을 이용하여 계절성 및 특이치의 존재 여부, 계절조정의 기간(span) 등을 설정하는데 이용할 수 있다.

X-12-ARIMA/GRAPH의 metafile인 x12g.gls의 overlay 옵션은 다음과 같이 작성한다 (참조 : <부록 2> X-12-ARIMA/GRAPH).

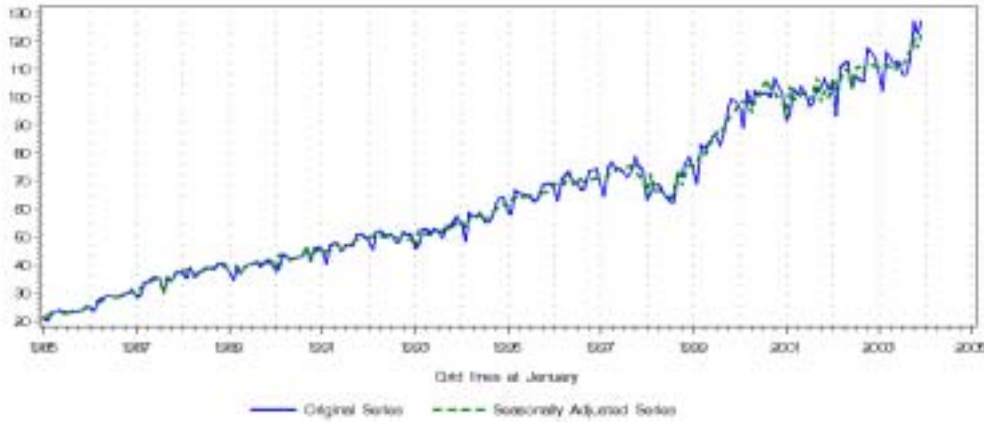
```

overlay: ori sa
X-12-ARIMA/GRAPH =>
Overlay Graphs/Original Series & Seasonally Adjusted Series

```

Original Series and Seasonally Adjusted Series

Korea Manufacturing Index Without TD & LP



<그림 1> 제조업생산지수의 원계열과 계절조정계열

III. 그래프에 의한 RegARIMA 모형 진단

(식 1)의 불규칙요인에는 요일효과(Trading Day effect), 윤년효과(Leap Year effect), 명절효과(Holiday effects) 등의 캘린더 효과(Calendar Effects)와 특이치(Outliers) 등이 포함된다. 이들 요인들은 계절조정하기 전에 원계열에서 사전에 조정하는 사전조정요인들(Prior Adjustment Components)이며, X-11-ARIMA(Dagum, 1988)는 사전조정요인을 초기 불규칙요인으로부터 추정하였다. 그러나, X-12-ARIMA에서는 Bell과 Hillmer(1983)의 방법에 따라 원계열에 사전조정 변수를 회귀한 후, 그 잔차를 ARIMA 모형에 적합하는 전이함수(transfer function, Box와 Jenkins, 1976) 모형인 RegARIMA 모형에 의해서 사전조정요인을 추정한다(참조 : <부록 3> 전이함수모형 SAS 프로그램).

$$\psi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(Y_t - \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it}) = \theta(B)\Theta(B^s)a_t$$

RegARIMA 모형은 다음 (식 2)와 같이 표현하며, 는 요일효과, 윤년효과, 명절효과, 특이치 등을 나타내는 사전조정 변수이다.

(2)

이때 a_t 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 i.i.d white noise이다.

X-12-ARIMA에서는 요일효과 변수를 다음과 같이 6개 요일효과 변수 또는 1개 요일효과 변수를 설정할 수 있다. 이때 1개 요일효과 변수는 주중과 주말효과로 볼 수 있다. 예에서는 1개 요일효과 변수인 `td1nolpyear`를 사용하였다

6개 요일변수(`tdnolpyear`): (#Monday - #Sunday), ..., (#Saturday - #Sunday)
 1개 요일변수(`td1nolpyear`): #(Monday,Tuesday,...,Friday)-#(Saturday, Sunday)×5/2

한편, 윤년효과를 설정하기 위한 윤년회귀 변수 LP는 다음과 같으며, X-12-ARIMA에서 월계열이 Box-Cox 또는 log 변환이 되는 경우 사전조정에 의해 윤년효과가 제거된다.

$$LP = \begin{cases} 29 - 28.25 & \text{2월이 윤년인 경우} \\ 28 - 28.25 & \text{2월이 윤년이 아닌 경우} \\ 1.0 & \text{o.w} \end{cases}$$

특이치는 AO(Additive outliers), LS(Level Shifts), TC(Temporary Change) 및 RP (Ramp)로 분류할 수 있으나, X-12-ARIMA에서는 AO, LS, TC에 대한 특이치가 자동선정 option에 의해서 추정된다. t_0 시점에서의 특이치를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$AO_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t = t_0 \\ 0 & \text{for } t \neq t_0 \end{cases}$$

$$LS_t^{(t_0)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t < t_0 \\ 0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

$$TC_t^{(t_0)} = \begin{cases} 0 & \text{for } t < t_0 \\ t - t_0 & \text{for } t \geq t_0 \end{cases}$$

$$RP_t^{(t_0, t_1)} = \begin{cases} -1 & \text{for } t \leq t_0 \\ \frac{(t - t_0)}{(t_1 - t_0)} - 1 & \text{for } t_0 < t < t_1 \\ 0 & \text{for } t \geq t_1 \end{cases}$$

(식 2)의 RegARIMA 모형은 다음 (식 3)과 같이 RegARIMA 모형의 잔차(a_t) 형식으로 표현할 수 있다.

$$a_t = \frac{\psi(B)\Phi(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D}{\theta(B)\Theta(B^s)} \left(Y_t - \sum_{i=1}^k \beta_i X_{it} \right) \quad (3)$$

RegARIMA 모형에서 요일효과, 특이치 등의 사전조정 변수에 대한 회귀모형과 ARIMA 모형이 적절히 설정·추정되었다면, RegARIMA 잔차 a_t 에는 이들 성분이 잔존하지 않게 되므로 RegARIMA 잔차를 분석함으로써 RegARIMA 모형의 적합성을 검증할 수 있다. RegARIMA 모형의 적합성 진단은 RegARIMA 모형의 잔차뿐만 아니라 계절조정계열(Seasonal Adjusted Series) 또는 최종 불규칙요인의 스펙트럼 분석⁴⁾을 통하여 할 수 있다. 본 장에서는 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼, AIC 통계량 및 out-of-sample의 예측오차 자승합 history에 의한 진단을 설명한다. 서양의 부활절, 음력명절인 설과 추석 등은 연도에 따라 명절이 있는 월이 변동하는 이동명절월(moving holiday)로 사전조정 변수이긴 하나 명절효과에 대한 Graphic적 진단방법이 X-12-ARIMA/GRAPH에 포함되어 있지 않으므로 본 연구에서는 제외하였다. 그러나 RegARIMA 모형에 명절효과가 포함된다면 RegARIMA 모형의 적합도가 높아져 요일효과 또는 ARIMA 모형의 적합력은 높아진다 (문권순, 2005).

3.1. 계절성과 요일효과를 검증하기 위한 스펙트럼 분석

스펙트럼 분석은 시계열의 기간이 충분히 긴 시계열에서 주기성이 있는 계절 요인이나 요일요인이 시계열에 존재하는지 찾기 위한 유용한 방법이다. 계절요인은 매년 동일한 월에 반복적으로 나타나는 요인으로 일반적으로 월자료는 12개월, 분기자료인 경우 4분기의 주기를 갖는다. 요일주기는 매월 동일한 요일에 나타나는 요인으로 7일마다 반복해서 나타나게 된다. 이처럼 주기성을 갖는 요인들은 다음의 Fourier transformation을 기초로 하는 스펙트럼 분석에 의해 탐색할 수 있다. $t=1,2,\dots,T$ 에 대해서 원계열 Y_t 의 Fourier 함수는 다음과 같이 표현할 수 있다.

4) RegARIMA 모형이 적절히 설정되었다면 이들 요인 속에는 계절주기와 요일주기가 남아있지 않는다.

$$\begin{aligned}
 \bar{Y}_t &= \frac{a_0}{2} + \sum_{i=1}^m \left[\frac{a_i}{2} \cos\left(2\pi \frac{i}{T} t\right) + b_i \sin\left(2\pi \frac{i}{T} t\right) \right] \\
 &= \frac{a_0}{2} + \sum_{i=1}^m r_i \cos\left(2\pi \frac{i}{T} t\right)
 \end{aligned}$$

여기서 m 은 T 가 짝수이면 $T/2$, 홀수이면 $(T-1)/2$ 이다. 한편, i/T 는 Fourier 빈도 (frequency) 또는 주기를 나타내며, 월간자료의 경우, $1/12$ 이다. Periodogram 또는 진폭(amplitude) r_i 는 다음과 같이 추정할 수 있다(Box and Jenkins, 1976).

$$r_i = \frac{T}{2} (a_i^2 + b_i^2), \quad i=1,2,\dots,m$$

Cleveland와 Devlin(1980)은 계절성과 요일효과를 포함하고 있는 월자료의 시계열은 스펙트럼 그래프에서 계절주기 $k/12(k=1,2,\dots,6)$ 와 요일주기 $0.348(T1)$, $0.432(T2)$ 에서 정점을 보이며, 이를 계절정점(seasonal peak)과 요일정점(trading peak)이라 하였다.

X-12-ARIMA에서는 원계열 또는 계절조정계열, 불규칙요인, RegARIMA 잔차에 대한 스펙트럼이 추정되며, 추정된 스펙트럼에서 계절주거나 요일주기에서 정점이 나타난다면 계절성이나 요일효과가 존재한다고 할 수 있다. 특히, 계절조정계열 또는 불규칙요인의 스펙트럼에서 정점을 보인다면 계절 filter의 부적절성을 나타내므로 다른 계절 filter나 분석기간을 짧게 하는 것을 고려해 볼 수 있다. 원계열을 이용하여 스펙트럼 분석을 하는 경우, 계절성이 요일효과보다 크게 작용하므로 요일정점이 나타나지 않을 수 있다. 따라서 요일효과를 검증하기 위한 스펙트럼 분석은 계절조정계열이나 RegARIMA 모형의 잔차를 이용하여야 한다.

<그림 2>는 요일효과 및 윤년효과를 반영하지 않은 모형(모형1)의 제조업생산지수 원계열 및 계절조정계열의 스펙트럼이다. 원계열 스펙트럼(실선)의 경우, 계절정점이 $2/12(S2)$ 와 $3/12(S3)$, $4/12(S4)$, $5/12(S5)$ 등에서 나타나고 있으며, 특히 $S2$ 에서 가장 높은 계절정점을 보이고 있어 계절성이 있는 것으로 나타났다. 그러나 요일효과는 요일주기⁶⁾($T1$, $T2$)에서 정점이 나타나고 있지 않아 요일효과는 없는 것처럼 보이나, <그림 3>의 RegARIMA 잔차 스펙트럼은 요일주기 $T1$ 에서 정점을 보이고 있어 요일효과가 있음을 나타내고 있다.

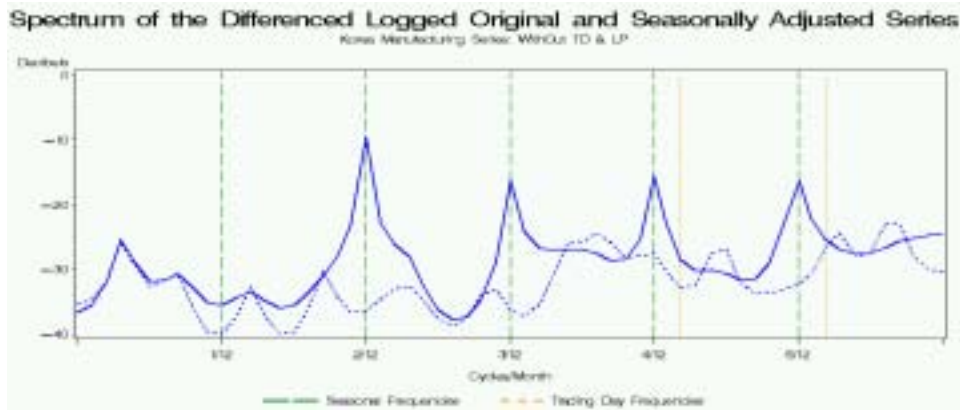
5) Cleveland와 Devlin(1980)은 연간자료의 요일주기는 0.179와 0.357로 하였다.

6) 요일주기는 [그림 2]에서 $4/12$, $5/12$ 옆의 점선이다. -

X-12-ARIMA/GRAPH의 metafile인 x12g.gls의 스펙트럼 옵션은 다음과 같다.
 spectrum: spcosa spcirr spcrsd

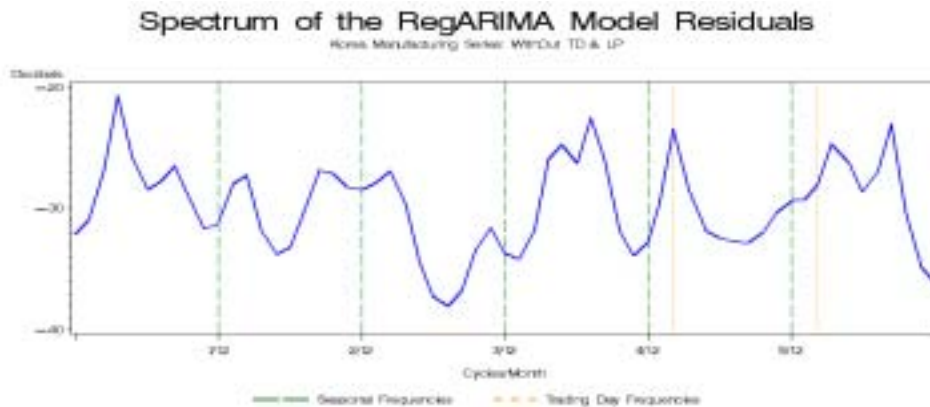
X-12-ARIMA/GRAPH =>

Spectrum Graphs/Original and Seasonally Adjusted Series



<그림 2> 제조업생산지수의 원계열 및 계절조정계열의 스펙트럼

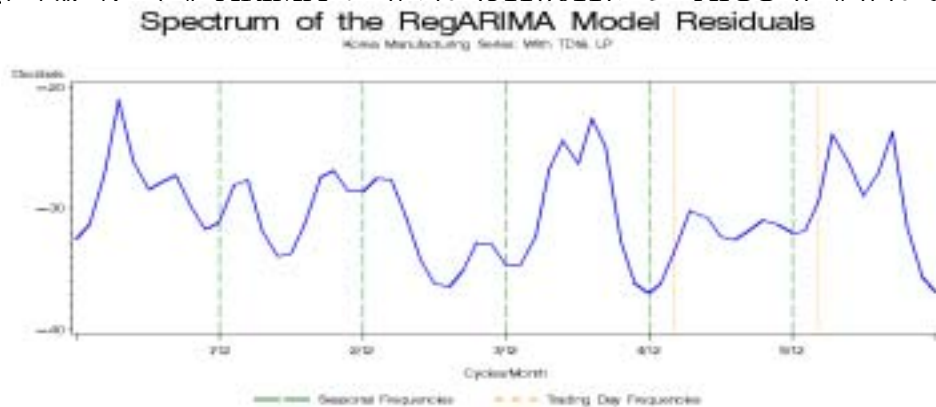
<그림 3>은 요일효과 및 윤년효과를 반영하지 않은 모형(모형1)에 대한 제조업생산지수의 RegARIMA 잔차 스펙트럼이다. 그림을 보면 계절주기에서 정점을 보이고 있지 않으므로 ARIMA (311)(011) 모형은 적절한 것으로 보인다. 그러나 요일주기 T1에서 정점을 보이고 있어 요일효과는 있는 것으로 보여진다.



<그림 3> 제조업생산지수의 RegARIMA 잔차 스펙트럼: 모형1

<그림 4>는 1개 요일효과와 윤년효과 변수를 반영한 모형(모형2)에 대한 제조업생산지수의 RegARIMA 잔차 스펙트럼이다. 그림을 보면 계절주기와 요일주기에서 정점이 보이지 않고 있어 요일효과와 계절성은 (모형2)에 의해 제거되었음을 보여주고 있다.

(모형2)에 대한 모형 추정 결과를 보면, 1개 요일효과 변수의 회귀계수는 0.0022(t값: 4.13), 윤년 회귀계수는 0.0041(t값: 0.28), 이들 두 변수에 대한 모형의 적합성 검정 통계량인 X^2 값은 17.12(p값: 0.00), 특이치는 AO87.AUG(t값: -4.87)로 추정되었다. 이때 ARIMA 모형은 (311)(011)으로 AICC-통계량은 952.6이다.



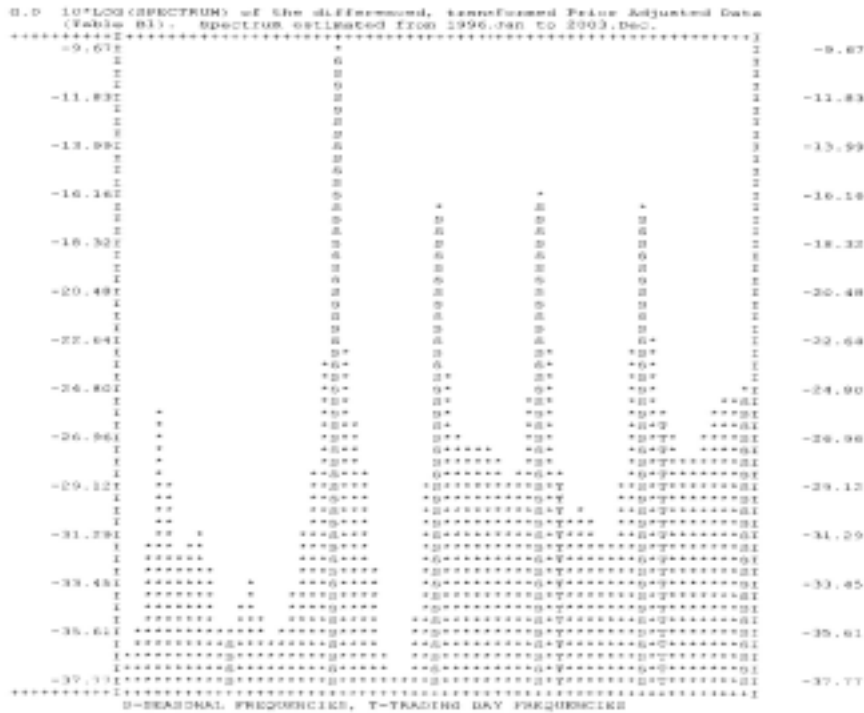
<그림 4> 제조업생산지수의 RegARIMA 잔차 스펙트럼: 모형2

기존의 X-12-ARIMA 프로그램에서는 RegARIMA 잔차 스펙트럼, 차분된 원계열 스펙트럼, 차분된 계절조정계열 스펙트럼, 최종 불규칙요인 스펙트럼 등 3개의 스펙트럼 그림을 default로 주어진다. 이때 스펙트럼 그림은 star(*)와 S(계절주기), T(요일주기)로 표시되며, 주기는 0부터 0.5까지 나타낸다. 이때 계절주기(S)나 요일주기(T)의 '*'가 주변의 '*'보다 6개 이상 많으면 계절성 또는 요일효과는 "시각적으로 유의함(visually significant)"을 나타내며, 시계열에 계절성 또는 요일효과가 있는 것으로 볼 수 있다(Soukup과 Findley, 1999).

<그림 5>는 X-12-ARIMA 프로그램에서 제공되는 차분 및 log 변환된 원계열의 스펙트럼이다. 이때 스펙트럼 분석을 위한 기간은 최근 8년(1996년 1월 부터

7) X-12-ARIMA/0.3은 이전 version에서 사용하였던 5개 표준 ARIMA모형에서 벗어나 TRAMO/SEATS에서 적용한 ARIMA 모형 추정방법을 채용하여 ARIMA 모형의 선택 폭을 대폭 개선하였다.

2003년 12월)으로 Default 기간이다. 그림을 보면 계절주기(S)의 경우, 2번째 주기와 3번째 주기 등에서 주변의 다른 ‘6’보다 높게 나타나고 있어 계절성이 있음을 나타내고 있다. 한편, 요일주기(T)에서는 주변의 ‘*’보다 높지 않아 요일효과는 없는 것처럼 보여진다⁸⁾.



<그림 5> 제조업생산지수의 원계열 스펙트럼

3.2. RegARIMA 모형 비교를 위한 History 분석

——캘린더 효과와 특이치 등의 사전조정 변수와 ARIMA 모형에 의해 설정되는 RegARIMA 모형의 적합성은 RegARIMA 모형의 우도통계량(Likelihood statistics)인 AIC-통계량과 RegARIMA 모형으로부터 산출되는 out-of-sample의 예측오차

8) 그러나 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼을 보면, T1에서 요일주기가 있음을 알 수 있으며 원계열과 계절조정계열 스펙트럼의 경우 강한 계절성이 요일효과를 잠식했⁵⁾ 것으로 보여진다.

자승합(SSFE: Sum of Squared Forecast Error)에 의해서 할 수 있다⁹⁾. 시계열의 길이(또는 표본 크기) T가 충분히 긴 시계열에 의해서 구한 로그 우도함수를 LT, 추정된 모수의 수를 np라고 하면, AIC 통계량은 다음과 같이 구할 수 있다.

$$AIC_T = -2L_T + 2n_p$$

그러나 시계열 길이 T가 충분히 길지 않은 경우에는 수정된 AIC 통계량인 AICC 통계량을 사용한다¹⁰⁾. 이때 RegARIMA 모형의 선정기준은 AICC(또는 AIC) 통계량이 가장 작은 모형을 선정한다.

$$AICC_T = -2L_T + 2n_p \left(\frac{T}{T - n_p - 1} \right)$$

$$t_0 \leq n \leq T$$

(Y_1, Y_2, \dots, Y_n)

RegARIMA 모형 선정을 위한 AIC 차이 history는 hs/AIC 에 대해서, 시계열

을 이용하여 (모형1)과 (모형2)의 AIC 통계량을 구한 후, 이들 모형의

$$AIC_n^{1,2} = AIC_n^{모형1} - AIC_n^{모형2}$$

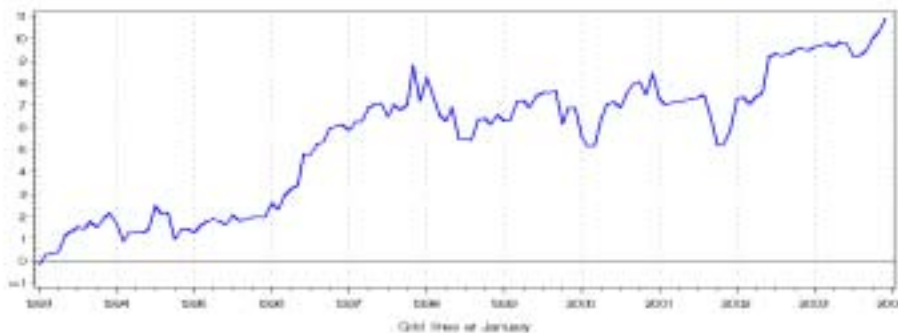
AIC 차이를 구한다.

X-12-ARIMA /GRAPH =>

Differences of the AICs

Korea Manufacturing Series: WithOut TD & LP - Korea Manufacturing Series: With TD& LP

hs/AIC



<그림 6> 제조업생산지수의 AIC 차이 history: (모형1, 모형2)

9) X-12-ARIMA/GRAPHICS은 AIC 차이 history, out-of-sample의 예측오차 자승합 history를 제공해 준다.

10) X-12-ARIMA에서의 검증통계량은 AIC-통계량보다 AICC-통계량을 선호하고 있으며, TRAMO/SEATS에서는 BIC-통계량을 사용하고 있다.

<그림 6>은 (모형1)과 (모형2)에 대한 제조업 생산지수의 AIC 차이 history 그림이다. 그림은 양의 AIC 통계량 차이값 $(AIC_n^{(모형1)} - AIC_n^{(모형2)})$ 을 갖고 있어, (모형2)의 AIC 통계량이 (모형1)의 AIC 통계량보다 작다. 따라서 (모형2)의 RegARIMA 모형이 선호된다.

한편, Out-Of-Sample의 예측오차 자승합 history는 AIC 통계량 값들이 비슷할 때 또는 차분이나 특이치가 서로 다른 RegARIMA 모형을 비교할 때 유용하게 이 (용할...), 사용 있다(Hood, 2000). 에 대해서, 를 시계열 자료

를 이용하여 추정된 $(t+h)$ 시점의 관측치인 Y_{t+h} 의 예측치라고 하자.

이때 Out-Of-Sample의 예측오차 자승합 $SS_{h,M}$ 은 다음과 같다.

$$SS_{h,M} = \sum_{t=t_0}^{T-h} (Y_{t+h} - \hat{Y}_{t+h|t})^2, \quad M = t_0, \dots, T-h$$

$$SS_{h,M}^{(1)} \quad SS_{h,M}^{(2)}$$

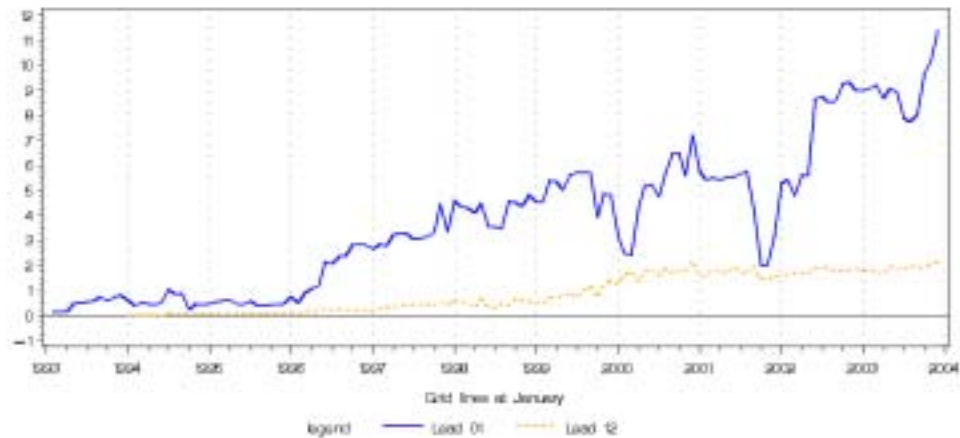
(모형1)과 (모형2)를 비교한다고 가정하면, Out-Of-Sample의 예측오차 자승합을 각각 과 으로 표현할 수 있다. X-12-ARIMA/GRAPHICS는 (모형1)과 (모형2)의 예측오차 자승합 차이를 다음과 같이 표준화하여 제공하고 있으며, 선행시차 h 는 1시점과 12시점이다. $SS_{h,T-h}^{(1,2)} / (T-h-t_0)$

<그림 7>은 (모형1)과 (모형2)에 대한 제조업 생산지수의 RegARIMA 모형의 1시차 및 12시차 예측오차 자승합 그림이다. 그림을 보면 양수를 나타내고 있어 (모형2)의 예측오차 자승합이 (모형1)보다 작으므로 (모형2)의 RegARIMA 모형이 선호됨을 알 수 있다.

X-12-ARIMA/GRAPH => Comparison Graphs for Two Adjustments/History Graphs/Sum of Squared Forecast Error

Differences of the Sum of Squared Forecast Errors

Korea Manufacturing Series: WinOut TD & LP - Korea Manufacturing Series: Win TD& LP



<그림 7> 제조업생산지수의 예측오차 자승합 history: (모형1, 모형2)

IV. 계절조정 결과에 대한 그래프적 진단

신뢰¹¹⁾할 수 있는 계절조정 결과는 멱등성(idempotent), 잔차 계절성(residual seasonality), 안정성(stability) 등이 확보되어야 한다. 즉 멱등성이란 계절조정된 계열을 다시 계절조정을 하였을 때, 새로 추정된 계절조정계열과는 큰 차이가 없어야 함을 말한다. 잔차 계절성이란 계절조정계열이나 불규칙요인에 계절성이 남아 있지 않아야 한다는 것이다. 안정성이란 계절조정계열에 새로 시계열을 추가 또는 제외하여 계절조정을 하였을 때, 새로 추정된 계절조정계열이나 추세·순환요인의 결과에는 큰 변화가 없어야 한다(Butter와 Fase, 1991). Hood와 Findley(2001)는 장기 시계열의 경우, 계절조정계열이나 최종 불규칙요인의 스펙트럼 분석에서 계절주기 또는 요일주기에서 정점을 보인다면, 잔차 계절성 또는 요일효과가 남아 있음을 보여주고 있다.

Cleveland와 Terpenning(1982)은 계절조정 결과의 안정성 등을 보기 위하여 월별 계절요인 및 계절요인-불규칙요인의 그림과 계절조정계열의 수정률 history를 이용

11) 계절조정 결과를 절대적으로 평가할 수 있는 기준은 없으므로 “정확(accurate)하다”라는 것보다 “신뢰(reliable)할 수 있다”는 표현이 더 적절하다⁸⁾ -

하였다. Findley와 Hood (1999)는 X-12-ARIMA/GRAPH에 Cleveland와 Terpenning의 그래프적 방법을 이용하여 최종 불규칙요인의 등분산성(heteroskedastically)과 추세제거 계열(SI 비율과 SI 비율의 극단값을 대체한 SI 비율)의 분석함으로써 계절조정계열의 안정성을 분석하고자 하였다. Dosse와 Planas(1996)¹²⁾은 X-12-ARIMA와 TRAMO/SEATS의 계절조정 결과에 대한 안정성을 비교하기 위하여 계절조정계열과 추세요인의 초기 추정치와 최종 추정치간의 수정률을 이용하고 있다.

X-12-ARIMA에서는 잔차 계절성을 분석하기 위하여 F-통계량, 계절조정계열과 최종 불규칙요인의 스펙트럼 등이 주어지며, 계절조정 결과의 안정성은 11개의 M-통계량과 이들을 가중평균한 Q-통계량이 주어진다. 또한 시계열에 의한 계절조정 결과에 잔차 계절성이나 요일주기가 나타나지 않더라도, 추가(또는 제외)된 시계열 자료에 의해 계절조정을 다시 했을 때, 계절조정계열이나 추세요인의 이전 추정치와의 차이인 수정률(Revision)이 높거나, 이동기간 분석(Sliding span analysis)¹³⁾ 시 신뢰할 수 없는 비율이 높다면 계절조정 결과의 안정성은 만족스럽지 않다고 할 수 있다.

4.1. 월별 계절요인의 변화

<그림 8>은 X-12-ARIMA/GRAPH에 의해서 제공되는 제조업생산지수의 월(분기)별 계절요인(Seasonal Factor)의 변화이며, 월별 계절요인 그림에 의해 계절요인의 변화 추이를 볼 수 있다. 그림에서 2월의 계절요인 평균은 다른 월에 비해 낮으며, 10월 11월 12월의 경우에는 높은 것으로 나타나고 있다. 한편 7월의 경우 계절요인이 지속적으로 감소하고 있으나 10월의 경우는 지속적으로 증가하고 있음을 보여준다. 7월, 8월, 10월과 11월은 계절요인이 다른 월에 비해 큰 폭으로 변하고 있음을 보여주고 있다.

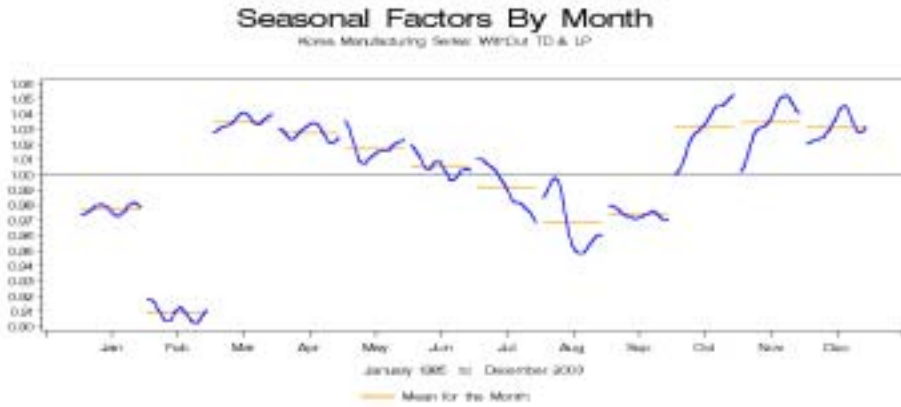
12) Dosse와 Planas)은 다음과 같이 수정률을 정의하고 있다. $r_k = A_{t+k+1} - A_{t+k}$ 이라면, Absolute Revision Variation $ARV = \frac{\sum |r_{k+1} - r_k|}{A_{t+T_0}}$, Smoothness of Revision $SMR = \frac{\sum (r_{k+1} - r_k)^2}{A_{tT}^2}$, Sum of Squared Revision $SQR = \frac{\sum r_k^2}{A_{tT}^2}$, Mean Convergence $MC = \frac{1}{T_0} \sum_{k=0}^{T_0-1} \left(\sum_{i=0}^k r_i^2 \right) / SQR$, Smoothness of Convergence $SC = \sum_{k=0}^{T_0-2} \left(\sum_{i=0}^{k+1} r_i^2 - \sum_{i=0}^k r_i^2 \right) / SQR$

13) 이동기간분석에 의해서 계절조정 결과의 적정성뿐만 아니라 총량 시계열의 계절조정방법(직접법, 간접법), 계절 filter의 길이 선정 등에 이용할 수 있다(Findley, Monsell 등 1990).

X-12-ARIMA/GRAPH의 metafile인 x12g.gls는 다음과 같이 작성한다.

```
seas: sf si
```

X-12-ARIMA/GRAPH => Special Seasonal Factor Graph/Seasonal Factors



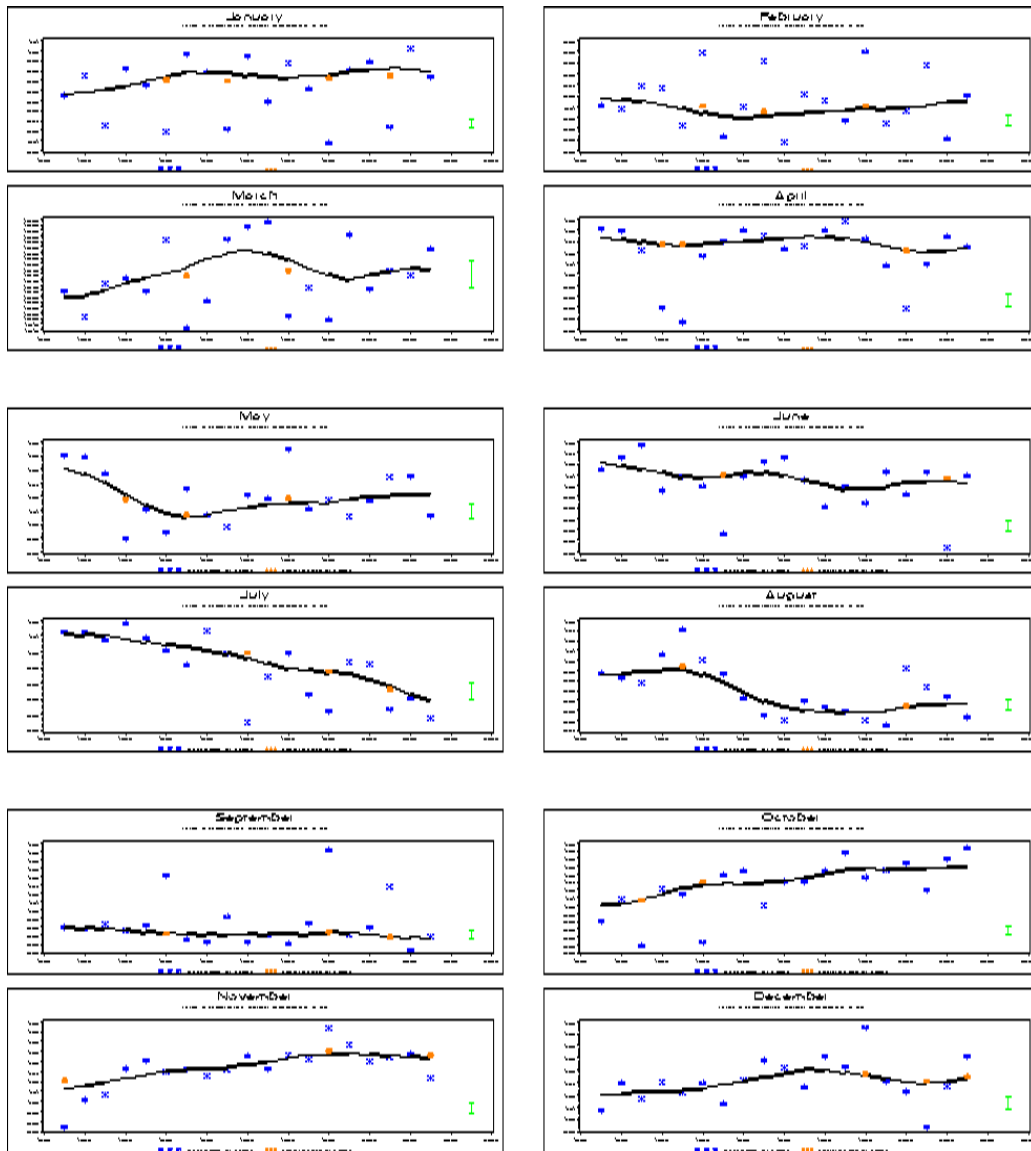
<그림 8> 제조업생산지수의 월별 계절요인: 모형1

4.2. 안정성 검증을 위한 수정률 history 분석

X-12-ARIMA/GRAPH에서는 계절조정 안정성을 보기 위하여 월별 SI 비율¹⁴⁾과 계절요인의 그림을 제공해 주고 있다. <그림 9>의 실선은 최종 계절요인(D10), '*'는 Unmodified SI 비율(D8), '•'는 Replacement SI 비율(D9)이다. 그림은 최종 계절요인과 Unmodified SI 비율을 나타내며, 이때 Unmodified SI 비율 값이 극단값을 갖는 경우 Replacement SI 비율 값으로 대체된다.

X-12-ARIMA/GRAPH => Special Seasonal Factor Graph/SI Ratios

14) SI 비율은 X-11의 반복 추정에 의해 (식 1) 시계열이 승법모형의 경우 SI 비율=STI/T, 가법모형의 경우 SI 비율=(S+T+I)-T로 추세가 제거된 계열이다. X-12-ARIMA의 Unmodified SI 비율(D8)은 추세가 제거된 계열(Detrended Series)이며, Replacement SI 비율(D9)은 D8 계열에서 극단값(Extreme value)이 조정된 계열이다.



0 <그림 9> 제조업생산지수의 월별 S-I비율과 계절요인: 모형1

따라서 Replacement SI 비율 값이 많은 경우, 계절조정 결과가 안정적이지 못하므로 -관리한계나 계절 filter의 조정이 필요하다(Findley와 Hood, 1999)¹⁵⁾. 예에서는 1월의 Unmodified SI 비율의 극단값이 다른 월에 비해 많이 발생하고

15) X-12-ARIMA 결과 C17에서 월별 S.D가 다른 월에 비해 크다면 해당 월의 -관리한계 영역의 조정이 필요하며, D9.A 월별 MSR의 월별 차이가 크다면 계절 filter를 다음과 같이 조정할 수 있다.

있다.⁰ -관리한계와 계절 filter의 조정하는 X-12-ARIMA 명령 다음과 같다.

```
x11{ calendarsigma=select
      sigmavec=(jan)
      seasonalma=(s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 s3x5
                  s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 s3x5 s3x5) }
```

수정률 history는 시계열 자료를 추가 또는 제거하였을 때, 재추정된 계절조정계열이나 추세요인의 변화율 또는 수정률이 작다면 계절조정의 결과는 안정성이 있다고 할 수 있다. X-12-ARIMA에서 제공되고 있는 수정률 history는 계절조정계열이나 추세요인¹⁶⁾의 초기 추정치와 최종 추정치간의 변화율이며, 계절조정계열의 퍼센트 수정률(R1), 계절조정계열의 전월비 수정률(R2), 추세요인의 퍼센트 수정률(R4), 추세요인의 전월비 수정률(R5), 월별 및 연간 수정률, 절대 평균값이 주어진다¹⁷⁾.

는 시계열 $A_{t,t}$ 에 의해 추정된 t_0 시점 관측치에 대한 계절조정계열(또는 추세요인)이라 하자. 그리고 $A_{t,t}$ 를 시계열 (Y_1, Y_2, \dots, Y_t) 을 이용하여 추정된 Y_t 의 계절조정계열로 동시 계절조정계열(concurrent) 또는 초기 계절조정계열이라 하고, $A_{t,T}$ 를 최종 계절조정계열 또는 가장 최근 자료인 (Y_1, Y_2, \dots, Y_T) 를 이용하여 추정한 계절조정계열이라고 하자. 이때 승법 및 가법 계절조정모형의 경우, 계절조정계열의 퍼센트 수정률(R)은 다음과 같다.

승법 계절조정모형의 경우 : (4)

가법 계절조정모형의 경우 :

t_0 시점의 계절조정계열 Y_t 의 전월비인 $C_{t,t}$ 는 시계열 (Y_1, Y_2, \dots, Y_t) 으로부터 다음과 같이 정의된다.

16) 호주통계청에서는 추세요인이 계절조정계열보다 방향의 변화가 적으므로 추세요인을 선호한다(Findley 등 1988)

17) R1은 Graphic file의 *.sae, R2는 *.che, R4는 *_tr, R5는 *.tce를 이용한다.

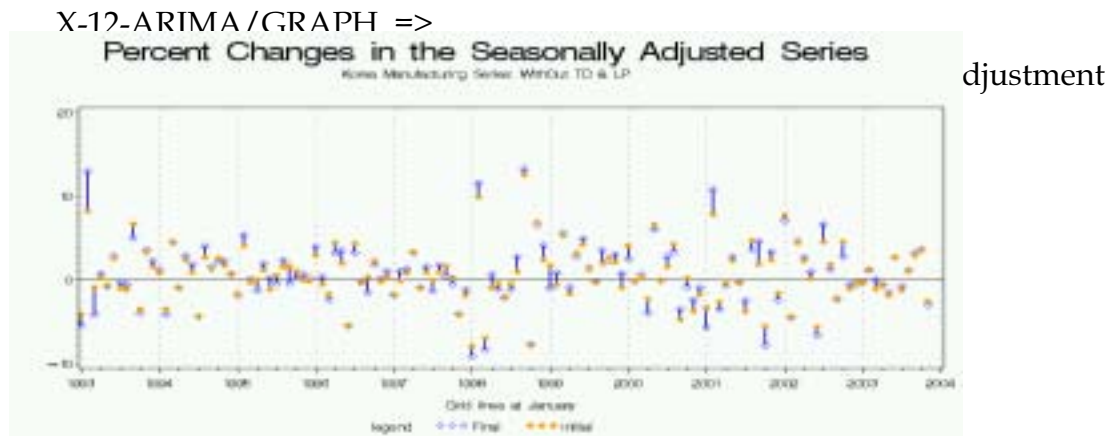
$$C_{t_0|t} = \frac{A_{t_0|t} - A_{t_0-1|t}}{A_{t_0-1|t}}$$

이때 계절조정계열의 전월비 수정률 $R_t = C_{t|T} - C_{t|t}$ 은 다음과 같다.

(5)

X-12-ARIMA/GRAPH는 계절조정결과의 안정성 검증을 위한 수정률과 모형의 비교를 위한 수정률이 제공한다. 이때 사용되는 계열은 계절조정계열과 추세요인이다.

<그림 10>은 제조업생산지수 계절조정 결과의 안정성 검정을 위한 계절조정계열의 초기 추정치와 최종 추정치의 전월비 수정률이다. 그림을 보면 2월의 수정률은 다른 월에 비해 수정률이 큰 것으로 보여진다. 이때 C17와 D9.A를 검토한 후 -관리한계와 계절 filter의 크기를 조정함으로써 차이를 축소할 수 있다.



<그림 10> 제조업생산지수 계절조정계열의 전월비 수정률: 모형1

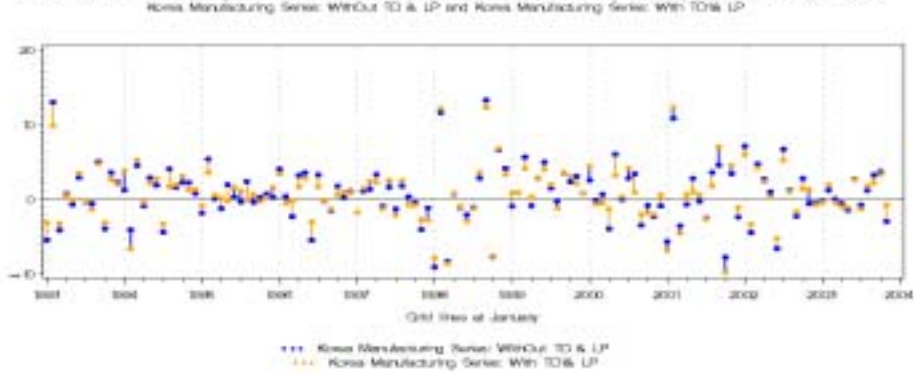
다음 표는 (모형1)과 (모형2)에 대한 계절조정 결과 대한 수정률을 정리한 표이다. 표에 의하면 모형1과 모형2의 계절조정 결과는 안정성이 있는 것으로 보인다. 이때 (모형1)의 안정성을 보기 위한 Q-통계량은 0.46이며 (모형2)는 0.39로 (모형1)보다 낮다. <그림 11>은 (모형1)과 (모형2)에 의한 최종 계절조정계열의 전월비 수정률이며, <그림 12>은 추세요인의 전월비 수정률이다.

X-12-ARIMA/GRAPH => Comparison Graphs for Two Adjustments/History

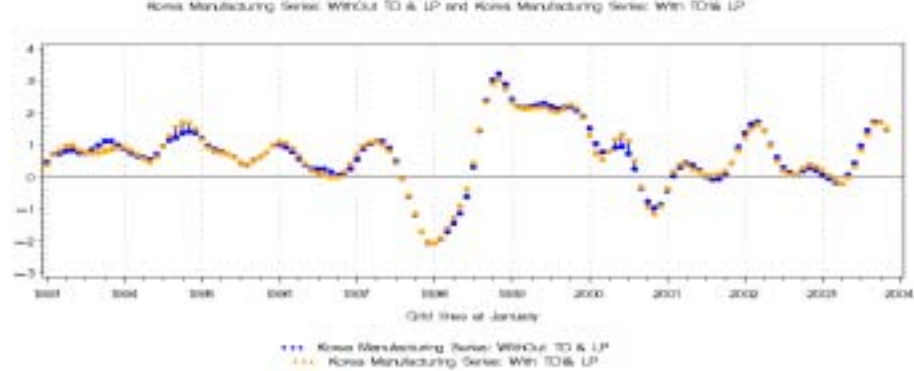
Graphs/Percent Change in the Seasonal Adjustment

	윤년 및 요일변수 없음(모형1)				윤년 및 요일변수 모형(모형2)			
	R1	R2	R4	R5	R1	R2	R4	R5
MIN	0.00	0.00	0.02	0.00	0.01	0.01	0.02	0.02
Q25	0.30	0.22	0.39	0.18	0.35	0.32	0.38	0.18
MED	0.56	0.62	0.90	0.36	0.66	0.71	0.96	0.41
Q3	1.05	1.19	1.66	0.71	0.98	1.13	1.59	0.73
MAX	2.62	4.73	4.69	2.05	2.68	4.63	4.69	2.03
					0			0.52

Percent Changes in the Final Seasonally Adjusted Series



Percent Changes in the Final Trend

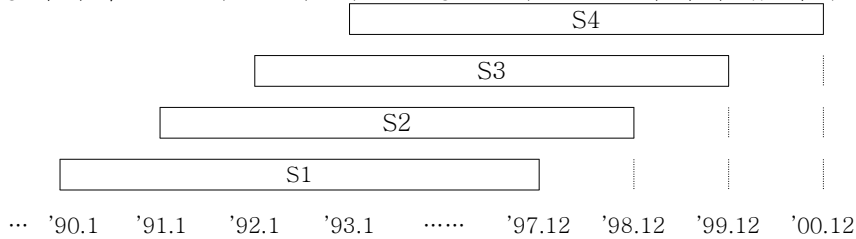


1, 모형2

<그림 12> 제조업생산지수 최종 추세요인의 수정률: 모형1, 모형2

4.3. 이동기간분석(Sliding span)

이동기간분석은 계절조정을 하기 위한 시계열의 기간을 중첩이 되도록 4개의 부분 시계열¹⁸⁾을 구성한 후, 각 부분 시계열에 대하여 계절조정을 한다. 이때 4개의 부분 시계열에 대한 결과의 최대치와 최소치를 비교하여 결과들이 크게 차이가 난다면 계절조정계열을 신뢰할 수 없음을 나타내며 안정성이 결여되었다고 할 수 있다. 즉, S1은 [1990.1월~1997.12], S2는 [1991.1월~1998.12월]이며, 이때 [1991.1월~1997.12월]은 부분 시계열인 S1과 S2에서 공유하고 있으므로, 계절조정 결과가 안정적이라면 S1과 S2의 계절조정 결과는 큰 차이가 없어야 한다.



$S_t(k)$ 는 k번째 부분 시계열에서 추정된 t월의 계절요인이며, $A_t(k)$ 는 k번째 부분 시계열에서 추정된 t월의 계절조정계열이라 하자. 이때 k번째 부분 시계열에서 추정된 t월의 계절조정계열 전월비 $MM_t(k)$ 및 계절조정계열 전년비 $YY_t(k)$ 는 다음과 같다.

$$MM_t(k) = [A_t(k) - A_{t-1}(k)]/A_{t-1}(k)$$

$$YY_t(k) = [A_{t(k)} - A_{t-12}(k)]/A_{t-12}(k)$$

X-12-ARIMA에서는 계절조정 결과의 안정성을 평가하기 위한 계절요인과 계절조정계열의 전월비 및 전년비의 최대 퍼센트편차(MPD: Maximum Percentage Difference)를 다음과 같이 정의하며, 임계치 0.03(3%)을 넘는 경우 t월의 계절조정 결과는 신뢰할 수 없다고 가정한다.

18) 부분시계열을 중첩기간(overlapping span) s 개열이라 한다.

$$\text{계절요인 } MPD: S_t^{\max} = \frac{\max_{k \in N_t} S_t(k) - \min_{k \in N_t} S_t(k)}{\min_{k \in N_t} S_t(k)} > 0.03$$

$$\text{전월비 } MPD: MM_t^{\max} = \max_{k \in N1_t} MM_t(k) - \min_{k \in N1_t} MM_t(k) > 0.03$$

$$\text{전년비 } MPD: YY_t^{\max} = \max_{k \in N12_t} YY_t(k) - \min_{k \in N12_t} YY_t(k) > 0.03$$

여기서, $N_t = \{k: k\text{번째 부분 시계열에 포함된 } t\text{월}\}$, $N1_t = \{k: k\text{번째 부분 시계열에 포함된 } t\text{월과 } t-1\text{월}\}$, $N12_t = \{k: k\text{번째 부분 시계열에 포함된 } t\text{월과 } t-12\text{월}\}$ 이다. 이때, $S(\%)$ 를 신뢰할 수 없는 계절요인 $(S_t^{\max} > 0.03)$ 의 백분율, $MM(\%)$ 는 신뢰할 수 없는 계절조정계열의 전월비 $(MM_t^{\max} > 0.03)$ 백분율이다. 이때, Findley 등(1990)은 신뢰할 수 없는 계절요인 및 계절조정계열 전월비 백분율에 대하여 다음과 같이 해석하고 있다.

S(%)	MM(%)	계절조정결과
$S(\%) \leq 15.0$	$MM(\%) \leq 40.0$	만족
$15.0 < S(\%) \leq 25.0$	$MM(\%) \leq 40.0$	약간 만족
$S(\%) > 25.0$	$MM(\%) \leq 40.0$	불만족

그러나 $S(\%)$ 와 $MM(\%)$ 의 백분율 결과와 계절조정계열의 안정성을 보기 위한 Q-통계량과 일치하지 않은 결과를 얻을 수 있다. 즉, Q-통계량은 만족스러운 결과를 보이거나 이동기간분석에서는 신뢰할 수 없는 결과를 보일 수 있다. 이와 반대로 Q-통계량은 계절조정 결과에 대해서 신뢰할 수 없으나 이동기간분석 결과는 신뢰할 수 있는 결과를 보이기도 한다. 이때는 최근 시계열의 결과 또는 수정률 history의 결과에 의해서 판단한다.

X-12-ARIMA는 계절조정모형이 가법모형인 경우 또는 계절조정 결과가 너무 작은 값이나 음수의 값이 존재하는 경우 이동기간분석의 불안정성 때문에 분석결과가 제공되지 않는다. 또한 계절요인의 범위가 너무 작은 경우에도 분석의 신뢰도가 낮아 이동기간분석 결과가 제공되지 않는다.

V. 시계열 분석 결과

5.1. 시계열 자료 및 처리

시계열 분석을 위한 시계열자료는 우리나라 광업, 제조업, 전기·가스업 산업 생산지수와 이들의 중분류 27종과 소비자물가, 실업률, 수출·입액 등 37종의 지표를 이용하였다. 시계열의 기간은 광업과 제조업, 고용, 소비자물가 등은 1985년 1월부터 2003년 12월까지, 전기·가스업 및 가스업 생산지수, 수출·입액은 1990년 1월부터 2003년 12월까지이다.

사용된 계절조정옵션은 X-12-ARIMA/0.3 Build 144의 표준옵션(default)을 사용하였으며, 광업, 제조업, 전기·가스업 등 총지수는 직접법에 의해 계절조정을 하였다. 요일효과 및 윤년효과, 특이치 등에 대한 RegARIMA 모형의 회귀모형은 다음과 같다. 여(기)서 OUT은 AO, LS 및 TC를 포함한 특이치이며, LP는 윤년효과 변수이다. X-12-ARIMA에서 제공되는 요일효과 변수는 6개 요일 회귀변수와 1개 요일 회귀변수이며, 제공되는 요일효과 변수 뿐만 아니라 사용자에게 의해서 제공할 수 있는 조업일수 등을 사용할 수 있다(전백근, 2002).

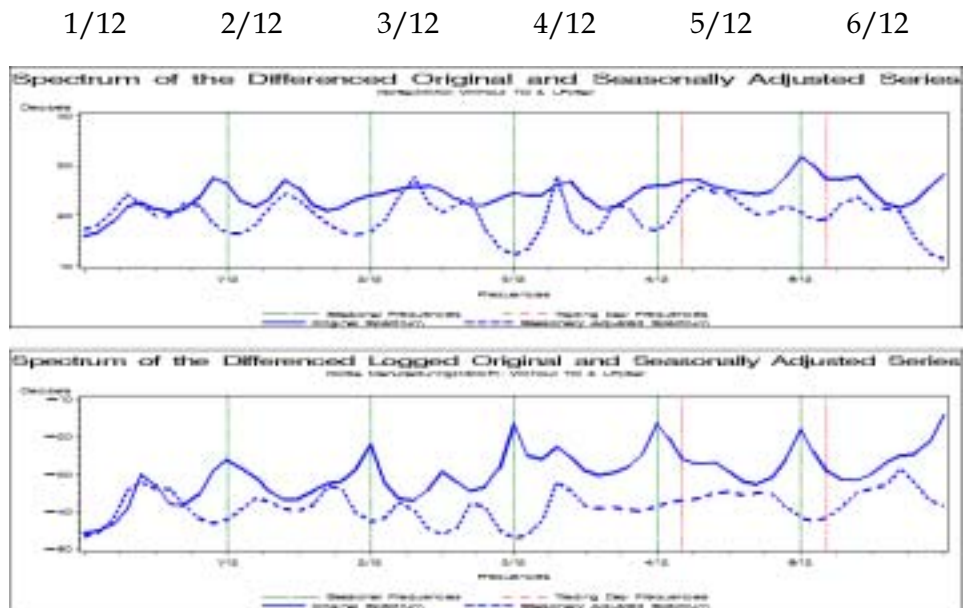
$$\begin{aligned}
 & \beta \quad \beta \quad \beta \\
 (\text{모형1}) : & \beta_t = \sum_{j=0}^r \alpha_j \text{OUT} + z_t \\
 (\text{모형2}) : & y_t = \beta_1 + \beta_2 LP + \sum_{j=0}^r \alpha_j \text{OUT} + z_t \\
 (\text{모형3}) : & y_t = \beta_1 + \sum_{j=0}^r \alpha_j \text{OUT} + z_t \\
 (\text{모형4}) : & y_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i X_{6i} + LP + \sum_{j=0}^r \alpha_j \text{OUT} + z_t \\
 (\text{모형5}) : & y_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i X_{6i} + \sum_{j=0}^r \alpha_j \text{OUT} + z_t
 \end{aligned}$$

RegARIMA 모형의 사전조정변수 선정을 위하여 먼저 특이치를 (모형1)에서 추정된 후, 추정된 특이치를 (모형2)~(모형5)에 적용하였다. 시계열의 변수변환은 log 변환한 시계열과 변환하지 않은 시계열의 AIC-통계량 차이를 이용하여 결정하는 auto option을 사용하였다. 사용된 시계열의 변수명과 지표명은 <부록1: 변수명>과 같다.

5.2 결과

<표 1>은 시계열에 내재된 계절성을 보기 위하여 (모형1)의 원계열에 대해서 스펙트럼 분석을 한 결과이다. 분석된 37종 시계열 중 27종은 1/12 또는 2/12 주기에서 계절정점을 보이고 있어 계절성이 있는 것으로 나타났으나, 6종 시계열은 5/12, 6/12 등 높은 주기에서 계절정점을 보였다(<결과표 1> 모형1 참조). 특히, MMO는 [그림 13]과 같이 5/12 주기에서 계절정점을 보여 계절성이 없는 것으로 보인다¹⁹⁾. 한편 화합물 및 화학제품생산지수(MCCP)는 6/12에서 계절정점을 보여 계절성이 낮은 것으로 판단할 수 있으나, 3/12 및 4/12 계절주기에서도 계절정점을 보이고 있어 계절성이 있다고 할 수 있다.

<표 1> 원계열에 대한 계절주기의 빈도



<그림 13> MMO 및 MCCP의 원계열 및 계절조정계열의 스펙트럼

19) 사전조정된 원계열(B1)의 계절성 검증을 위한 F-통계량은 3.177로 유의수준 0.05%에서 유의한 것으로 나타났다.

X-12-ARIMA/0.3에 의해 자동선정된 ARIMA 모형은 <표 2>와 같이 대부분 (011)(011)에서 선정되었으며, 일부지표는 (311)(011), (211)(011), (3000)(001) 등이 선정되었다. ARIMA 모형의 적절성을 보기 위하여 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼을 분석하였다. MCOM, EG, PCDE, TDLLF, PPRRM 등 5종의 시계열은 S1, S2에서 계절정점을 보임으로써 ARIMA 모형이 적절하지 않은 것으로 나타났다. 이들 시계열들의 계절요인을 보면<부록 3: [그림 1]~[그림 5] 참조> 계절요인의 구조적 변화가 있음을 알 수 있으며, 계절요인의 구조 변화로 전체구간을 하나의 ARIMA 모형으로 적합하기에는 어려움이 있는 것으로 보인다. 또한 전백근(2002)이 밝힌 바와 같이 우리나라 산업생산통계는 12개월의 계절주기 이외의 주기를 갖는 시계열이 존재하기 때문으로 보인다.

	<표 2> 자동선정된 ARIMA 모형 및 RegARIMA 잔차 스펙트럼의 계절정점							
		(011)(011)	(311)(011)	(211)(011)	(300)(011)	(010)(011)	기타	계
없음		17(12)	6(3)	2(1)	1	0	3(2)	29(18)
정점 S1		1(1)	1(1)	0	1(1)	0	0	3(3)
점 S2		2(2)	0	0	0	0	0	2(2)
S3,S5		2(1)	0	0	0	(1)	0	3(2)
계		22(16)	7(4)	2(1)	2(1)	1	3(2)	37(25)

* 주) ()는 X-12-ARIMA에 의해 자동으로 LOG 변환이 된 시계열 수임

윤년효과를 보기 위하여, 윤년효과 변수가 포함된 (모형2)와 (모형4)에서 추정된 윤년 회귀계수와 t-값을 보았으나, t-값이 매우 작은 값들을 보여 윤년효과 변수를 사용하여야 한다는 충분한 근거는 없다고 하겠다. 따라서 본 분석에서는 윤년효과 변수를 포함하지 않은 (모형3)과 (모형5)를 중심으로 분석을 하였다.

<표 3>는 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼, 계절조정계열 스펙트럼, 불규칙 요인 스펙트럼의 요일정점 결과와 AICC(BIC)-통계량에 의한 RegARIMA 요일효과 모형의 선정 결과표이다. 여기서 S0는 스펙트럼의 요일정점이 없는 경우이며, S1은 T1 또는 T2에서 요일정점을 나타낸 경우이다. M0는 RegARIMA 요일효과 모형으로 (모형1)를 선정한 경우이며, M1은 (모형3) 또는 (모형5)를 선정한 경우이다. 표에 의하면 RegARIMA의 경우 스펙트럼 분석에서 18종의 시계열은 요일정

점이 없는 것으로 나타났으나 AICC-통계량에 의해 13종은 요일효과가 있는 모형을 선호하는 것으로 나타났다. 스펙트럼 분석에서 19종의 시계열이 요일정점이 있는 것으로 나타났으나 2종은 AICC-통계량에 의해 요일효과가 없는 모형이 선호된다. <표 3>에 따르면, 요일효과 모형의 변별력에 있어 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼이 계절조정계열이나 불규칙요인을 이용하는 것보다 우월한 것으로 보인다. 그러나 스펙트럼 분석에서는 요일정점이 나타나지 않으나, AICC-통계량 또는 BIC-통계량에 의해서 요일효과가 있는 모형이 선정될 가능성이 높은 것으로 나타났다.

<표 3> 스펙트럼과 AICC에 의한 RegARIMA 요일효과 모형 선정 결과				
	M0 S0	M1 S1	M1 S0	M0 S1
RegARIMA잔차	5(13)	17(15)	13(5)	2(4)
계절조정계열	6(14)	12(10)	18(10)	1(3)
불규칙요인	7(16)	11(10)	19(10)	0(1)

- * 주1) S1: 요일정점이 있는 경우, S0: 요일정점이 없는 경우, M0: 요일변수가 없는 (모형1), M1: 요일변수가 있는 (모형3) 또는 (모형5)
- 주2) ()는 BIC-통계량에 의해 선정된 모형의 빈도임

<표 4>는 χ^2 (모형1)의 RegARIMA 잔차 스펙트럼 결과와 최소 AICC(BIC)-통계량에 의해 요일효과 모형을 분류한 후 (모형3) 및 (모형5)에 의해 추정된 요일 회귀 계수의 t-값과 -통계량의 p-값을 10% 유의수준에서 비교하였다. RegARIMA 잔차 스펙트럼 분석에서 요일정점이 없는 18종 시계열 중 최소 AICC-통계량에 의해 (모형1)에 5종 시계열이 선정되었으며, 이들 시계열을 (모형3) 또는 (모형5)에 적합시킬 경우 5종 모두 10% 유의수준에서 요일효과 변수가 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 한편, (모형3)으로 선정된 10종 시계열은 10종 모두, (모형5)로 선정된 3종 시계열중 1종의 시계열이 요일효과 변수가 유의적인 것으로 나타났다. 따라서 잔차 스펙트럼에 의해 요일효과가 없는 것으로 나타난 18종 시계열중 11종 시계열이 10% 유의수준에서 요일효과가 유의적인 것으로 나타났다.

스펙트럼 분석에서 요일정점이 있는 19종 시계열 중에서는 2종의 시계열이 (모형1)을 선정하였으나 요일회귀계수의 t-값 검정에 의해 1종의 시계열은 요일효과 변수가 유의적이지 않은 것으로 나타났다²⁰⁾. (모형3)과 (모형5)를 선정한 17종의 시계열은 요일효과 변수가 유의적인 것으로 나타났다.

20) MGD는 T2의 요일정점을 가지고 있어₃₀요일효과가 있다고 보기에 는 약한 측면이 있다.

<표 4> RegARIMA 잔차 스펙트럼 결과와 추정된 요일회귀계수와 비교

스펙트럼	TD 모형	모형1		모형3		모형5	
		$ t \geq 1.65$	$p\text{-값} \leq 0.1$	$ t \geq 1.65$	$p\text{-값} \leq 0.1$	$ t \geq 1.65$	$p\text{-값} \leq 0.1$
요일정점 없음		0/5 ¹ (7/13)	0/5(3/13)	10/10(4/4)			1/3(1/1)
요일정점 있음		1/2(3/4)	1/2(3/4)	15/15(15/15)			2/2(0/0)
		1/7(10/17)	1/7(6/17)	25/25(19/19)			3/5(1/1)

* 주1) (유의적인 요일 회귀계수의 시계열 수)/(요일정점이 없으면서 모형1인 시계열의 수)

주2) ()는 BIC-통계량에 의해 선정된 모형의 빈도임

요일효과 모형 선정을 BIC-통계량으로 하는 경우, RegARIMA 잔차 스펙트럼에서 요일정점이 없는 것으로 나타난 18종 시계열 중 13종은 (모형1)을 선정하였으나 요일회귀 계수의 t-값 검정에서 7종은 (모형3), 3종은 (모형5)의 요일효과 변수가 유의적인 것으로 나타났다. 요일정점이 있는 시계열의 경우, 15종 시계열이 (모형3)를 선정하였으며 이들 요일효과 변수는 유의적인 것으로 나타났다.

<표 4>의 제한된 분석 결과이긴 하지만, RegARIMA 모형을 선정하기 위한 통계량으로 BIC-통계량보다는 AICC-통계량이 요일효과 모형 선정에 변별력이 있음을 나타냈다. 또한 RegARIMA 잔차 스펙트럼에서 요일정점이 나타나지 않더라도 요일효과가 있을 수 있으며, 이는 AICC(BIC)-통계량과 t-통계량, χ^2 -통계량은 시계열 전기간을 대상으로 통계량을 추정하나, 스펙트럼 분석은 최근 8년을 대상으로 추정하므로 최근의 시계열 구조에 영향을 받기 때문이다. 한편, 스펙트럼 분석에서 요일정점이 있는 경우에는 요일효과가 유의적이지 않을 가능성은 낮다고 할 수 있겠다.

따라서 요일효과 모형의 선정은 RegARIMA 잔차 스펙트럼, AICC-통계량, 추정된 요일 회귀계수의 통계량 등을 종합·분석하여 결정하여야 한다. 그러나 AICC-통계량이 유의하게 차이가 나지 않는 경우, 또는 χ^2 모형 선정 기준간에 일치하지 않는 경우 등에는 3.2절에서 설명한 Out-Of-Sample의 예측오차 자승합(SSFE)가 작은 RegARIMA 모형을 RegARIMA 요일효과 모형으로 선정할 수 있다.

<표 5>는 AICC-통계량, 요일회귀 계수의 t-값 및 $\chi^2(p\text{-값})$ 이 서로 상반된 결

과를 얻은 경우이다. IMPORT는 AICC-통계량에 의해 요일효과 변수가 없는 (모형1)이 선정되었으나, (모형3)의 t -값 또는 (모형5)의 $\chi^2(p\text{-값})$ 에 의해 요일효과 변수가 유의적임을 나타낸다. 이와 반대로 MBM과 MOTE는 AICC-통계량에 의해 (모형5)가 선정되었으나, (모형3) 또는 (모형5)의 요일효과 변수가 유의적이지 않음을 나타낸다. 이때 최소가 되는 최근 3년의 SSFE에 의해 요일효과 모형을 선정하면 <표 5> SSFE 모형의 결과와 같이 나타난다. 그러나 이들 지표들은 1997년 12월을 전후로 요일 ReqARIMA 모형을 설정하면 두 기간에 대해서 다른 형태의 회귀계수를 얻을 수 있어 요일효과의 구조변화가 있는 것으로 보여진다.

〈표 5〉 Out-of-sample의 SSFE에 의한 요일효과 모형				
변수명	AICC-모형	t -값	$\chi^2(p\text{-값})$	SSFE 모형
IMPORT	모형1	2.51	0.05	M1
MBM	모형5	0.78	0.19	M5
MOTE	모형5	0.05	0.80	M1

x

최소 AICC-통계량에 의해 (모형5)로 선정된 MBM, MOME, EG, MGU의 경우, 추정된 6개의 회귀계수에 대한 $\chi^2(p\text{-값})$ 은 유의적일 수 있으나, 요일별 회귀계수에 대한 t -값은 유의적이지 않을 수 있다. 또한 회귀계수의 설명력이 일반적인 경제·사회적 현상과 타당하게 나타나지 않을 수 있으므로 주의하여²모형을 결정하여야 한다.

χ^2

<표 6>은 (모형5)로 선정된 4종의 시계열 중 MGU를 제외한 MBM은 $(p\text{-값})$ 이 유의적이지 않으나, MOME와 EG은 $(p\text{-값})$ 이 유의적이거나 개별 회귀계수의 t -값과 회귀계수의 설명력이 약함을 보여주고 있다. 계절조정 결과의 안정성은 잔차 계절성, F-통계량, Q-통계량, 이동기간분석 등에 의해서 검증할 수 있다. 계절조정 결과의 잔차 계절성은 계절조정계열 및 불규칙요인의 스펙트럼과 F-통계량(D11)으로 확인할 수 있다. 이때 스펙트럼 분석에 의해 분석된 37종 시계열중 MMVTS를 제외한 대부분의 시계열에서 계절정점을 찾을 수 없었다. 그러나 MMVTS도 4/12의 높은 주기에서 계절정점을 보이고 있어 잔차 계절성은 없다고 하겠다. 이때 잔차 계절성을 검정하기 위한 전기간의 F-통계량은 0.50, 최근 3년의 F-통계량은 0.75로 잔차 계절성의 증거가 없음을 보여주고 있다.

<표 6> (모형5)로 선정된 시계열의 요일회귀계수

	MBM	MOME	EG	MGU
	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)	회귀계수(t-값)
Mon	-0.0032 (-0.87)	-0.7213(-1.44)	-0.0095 (-2.46)	-0.0092 (-1.09)
Tue	-0.0029 (-0.79)	-0.1297(-0.26)	0.0012 (0.30)	0.0092 (1.08)
Wed	0.0055 (1.42)	1.2199(2.33)	0.0062 (1.59)	0.0078 (0.90)
Thu	0.0023 (0.61)	0.0471(0.09)	0.0031 (0.80)	0.0055 (0.63)
Fri	-0.0044 (-1.17)	-0.3836(-0.74)	-0.0022 (-0.57)	0.0132 (1.53)
Sat	0.0027 (0.72)	0.0434(0.08)	-0.0038 (-1.00)	-0.0083 (-0.96)
X *Sun	0.0001 (-0.02)	-0.0758(-0.15)	0.0050 (1.30)	-0.0182 (-2.14)
² (p-값)	8.73(0.19)	16.36(0.01)	19.22(0.00)	40.59(0.00)

* 주) 일요일=-(월요일 회귀계수+...+토요일 회귀계수)

Q-통계량은 대부분 시계열에서 1보다 작은 값을 보였으나, MTB는 1.55로 1보다 크며, 이때 계절요인에 대한 이동기간분석 결과 신뢰할 수 없는 계절조정계열의 월 백분율과 전월비의 백분율이 각각 22.2%과 39.3%로 매우 높아 안정성이 충분히 확보되지 못했을 보여주고 있다. CONORD와 BUILD의 Q-통계량은 0.6보다 작아 계절조정이 적절히 된 것으로 보이나, 신뢰할 수 없는 월별 계절요인 및 계절조정계열의 전월비 백분율을 보면 약 70%로 매우 높아 계절조정계열의 불안정성을 나타내고 있다. 이는 최근 자료의 변동성이 크기 때문이다.

변수명	요일모형	Q-통계량	M7	S(%)	MM(%)
MTB	모형3	1.55	1.09	22.2	39.3
CONCORD	모형1	0.56	0.28	73.1	79.4
BUILD	모형3	0.57	0.57	69.4	84.1

VI. 요약 및 결론

X-12-ARIMA/0.3은 ARIMA 모형의 자동선정 방법을 TRAMO/SEATS의 ARIMA 모형 자동선정 방법으로 채택함으로써 기존의 X-12-ARIMA 프로그램보다 ARIMA 모형 적합력을 높여 RegARIMA 모형의 활용도를 향상시켰다. X-12-ARIMA/GRAPH을 함께 사용하면, RegARIMA 모형의 적합성과 계절조정 결과에 대한 안정성 분석을 쉽게 시각적으로 할 수 있어 계절조정 결과의 신뢰성을 높이는데 유용하게 이용할 수 있다.

스펙트럼 분석은 시계열에 내재되어 있는 주기성을 이용하여 요일효과와 계절성을 탐색하기 위한 방법이나, 스펙트럼 분석은 최근 기간의 시계열(21)을 이용하기 때문에 모형 선정에 있어 전체 기간을 이용하는 우도함수의 AIC 또는 BIC 통계량보다는 우월한 진단방법은 아니다. 그러나 최근의 시계열 구조 형태를 알 수 있으며, 확률분포함수에 의존하지 않고 사용할 수 있다는 장점이 있다(Raymond and Findely, 1999).

분석된 37종의 결과에 따르면 요일효과 모형의 변별력에 있어 RegARIMA 모형의 잔차 스펙트럼이 계절조정계열이나 불규칙요인을 이용하는 것보다 우월한 것으로 보인다. 그러나 RegARIMA 잔차 스펙트럼 분석에서 요일정점이 없는 경우에는 추가적인 분석이 필요한 것으로 나타났다. 요일효과가 있는 시계열의 경우 대부분 (모형3)이 선정되어 우리나라의 요일효과는 주중과 주말로 구분이 가능하나, 요일별로는 세분화하기 어려움을 보여준다. 다음은 X-12-ARIMA에 적용되는 검정통계와 그래프적 검증방법을 요약한 것이다.

	Statistics	Graphic
○ Transformation	AICC(BIC)	
○ RegARIMA		
· Trading Day(TD)	t-test, AIC, AICC, BIC	Spectrum(RSD) History of AIC or Sum of Squared forecast error
· Length of Easter Effect[w]		
· Leap Year(LP)		
· Outlier	t-test	
· TD6	chi-square, AIC, AICC, BIC	
· Combined(TD, LP)		
Combined(TD, LP, Outlier)		
○ Seasonality in Original series	F-test(F2.I: B1) ²²⁾	Spectrum(ORI)
○ Quality of Seasonal Adjustment		
· Residual Seasonality	F-test(D11)	Spectrum(SA, IRR)
· Stability	F-test(F2.I or D8.A)	
Seasonal Factor, Trend-cycle	Sliding span	Revision history
· Quality	Q(M)	

21) 분석기간을 늘려주기 위해서는 SERIES SPC에서 다음과 같이 명령한다. SERIES{ ... SPECTRUMSTART=19XX.JAN ... }

22) 원계열의 계절성은 B1과 D8.A의 F-통계량을 이용한다. B1의 F-통계량은 SI 비율의 분산에 대한 일원 분산분석을 기초로 하고 있으며 0.1% 유의수준에서 검정을 한다. D8.A의 F-통계량은 |SI-100|을 이용한 이원 분산분석을 기초로 안정계정성과 이동계절성을 검정한다. 한편 잔차 계절성은 D11의 결과를 이용한 F-통계량에 의해 하며 전체기간과 최근 3년에 대한 F-검정 결과가 제공된다.

참고문헌

- [1] 문 권순(2005). “RegARIMA 모형을 이용한 명절효과의 검정에 관한 연구”, 「통계연구」, 제10권 제2호.
- [2] 이 한식(2002). “한국 경제시계열에 적합한 계절조정방법의 모색 -X-12-ARIMA와 TRAMO-SEATS 방법의 비교분석-”, 「경제분석」, 제8권 제4호, 163-207, 한국은행 금융경제연구원.
- [3] 전 백근(2002). “산업생산통계의 계절변동조정방법”, 「통계분석연구」, 제7권 제1호, 1-48, 통계청.
- [4] 통계연수원(1997). “X-12-ARIMA의 계절조정방법”, 통계청.
- [5] Agustine Maravall(2003). “NOTES ON PROGRAMS TRAMO AND SEATS part II, Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations and Outliers”, Lecture Notes, Bank of Spain.
- [6] Bell, W.R. and S.C. Hillmer(1983). “Modeling Time Series with Calendar Variation”, Journal of the American Statistical Association, 1983, Vol 78, 526-534.
- [7] Box, G.E.P. and G.M. Jenkins(1976). “Time Series Analysis: forecasting and control”, 2nd, Holden-Day Inc.
- [8] Butter, F.A.G. and M.M.G. Fase(1991). “Seasonal adjustment as a practical problem”, North-Holland.
- [9] Cleveland, W.S. and S.J. Devlin(1980). “Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods”, Journal of the American Statistical Association, 75, 487-496.
- [10] Cleveland, W.S. and I. J. Terpenning(1982). “Graphical Methods for Seasonal Adjustment”, Journal of the American Statistical Association, 77, 52-62.
- [11] Dagum, B. Estela(1988). “The X11ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method Foundations and User’s Manual”, Time Series Research and Analysis Division, Statistics Canada.
- [12] Dosse, J. and C. Planas(1996). “Revisions in Seasonal Adjustment Methods: an Empirical Comparison of X-12-ARIMA & SEATS”, Eurostat working group document #D3/SA/08.

- [13] Findley, D.F., B.C. Monsell, H.B. Shulman and P.G. Marian(1990). "Sliding Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustments", Journal of the American Statistical Association, 85, 345~355.
- [14] Findley, D.F., B.C. Monsell, W.R. Bell, M.C. Otto and B.C. Chen(1998). "New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program", Journal of Business and Economic Statistics, 16, 127-176.
- [15] Findley, D.F. and Hood, C.C.(1999). "X-12-ARIMA and its Application to Some Italian Indicator Series", U.S. Census Bureau, Working paper(ASA Proceedings)
- [16] Hood, C.C. and D.F. Findley(1999). "An Evaluation of TRAMO/SEATS and Comparison with X-12-ARIMA", U.S. Census Bureau Working paper(ASA proceedings)
- [17] Hood, C.C.(2000). "SAS Programs to Get the Most from X-12-ARIMA's Modeling and Seasonal Adjustment Diagnostics", U.S. Census Bureau, Working paper #W2113-25.
- [18] Hood, C.C. and D.F. Findley(2001). "Comparing Direct and Indirect Seasonal Adjustments of Aggregate Series", U.S. Census Bureau, Working paper(ASA Proceedings)
- [19] Hood, C.C.(2001). "X-12-Graph: A SAS/GRAPH Program for X-12-ARIMA Output: User's Guide for the Batch Program on the PC or Unix, Version 1.3", U.S. Census Bureau, Working paper
- [20] Soukup, R.J. and D.F. Findley(1999). "On the Spectrum Diagnostics used by X-12-ARIMA to Indicate the Presence of Trading Day Effects After modeling or Adjustment", U.S. Census Bureau Working paper(ASA proceedings)
- [21] Soukup, R.J. and D.F. Findley(2000). "Detection and Modeling of Trading Day Effects", U.S. Census Bureau Working paper(ICES proceedings)
- [22] U.S. Census Bureau(2003). "X-12-ARIMA Reference Manual, Version 0.3(Beta)", Time Series Staff, Statistical Research Division, U.S. Census Bureau.

<부록 1> 변수명

지 표 명	변수명	지 표 명	변수명
· 광 업	MIN	조립금속제품	MFMP
석탄광업	MGU	기타 기계 및 장비	MOME
금속광업	MMO	사무·계산 및 회계용기계	MCOM
비금속광물광업	MNME	기타 전기기계	MEMA
· 제 조 업	MANUF	영상·음향 및 통신장비	ECRTC
가 동 료	MOP	의료·광학기계 및 시계	MPOIWC
음식료품	MFB	자동차 및 트레일러	MMVTS
담배	MTB	기타 운송장비	MOTE
섬유제품(봉제의복제외)	MTESW	가구 및 기타 제조업	MFMA
의복 및 모피제품	MSWAF	· 전 기 · 가 스 업	EG
가죽·가방 및 신발	TDLLF	전기업 (1980.01~)	PCDE
목재 및 나무제품(가구제외)	WPCEF	가스업 (1990.01~)	MGD
펄프·종이 및 종이제품	MPPP	· 소비자물가	CPI
출판 및 인쇄	PPRRM	· 수 출(1990.01~)	EXPORT
코크스·석유정제 및 핵연료	NCRPNF	· 수 입(1990.01~)	IMPORT
화합물 및 화학제품	MCCP	· 건축허가면적	BUILD
고무 및 플라스틱	MRPP	· 건설수주	CONORD
비금속 광물제품	MNMP	· 실업률(1983.01~)	UR
제1차 금속산업	MBM		

<부록 2> X-12-ARIMA/GRAPH

SAS window에서 pull-down방식으로 이용하기 위해서는 "initx12g.sas"를 SAS 프로그램상에서 실행하면 된다. 그러나 program 방식을 이용하기 위해서는 "x12gmac.sas"을 실행하기 전에 다음과 같이 metafile(x12g.*)이 "C:\X12\GRAPHICS\" folder 내에 있어야 한다.

C:\X12\GRAPHICS\x12g.mls

C:\X12\GRAPHICS\x12g.gls

여기서 x12g.mls에는 분석하고자 하는 원계열 명을 지정하며, x12g.gls에는 분석하고자 하는 그림의 명령어(keyword)와 X-12-ARIMA output 계열명을 기술한다(표1 참조, Hood, 2001). output 계열명들은 X-12-ARIMA 실행시 Options의 Graphics를 click하면 자동으로 *.spc 이름의 *.gmt 확장자를 갖는 파일이 생성된다. 이때 x12gmac.sas를 SAS 프로그램에서 실행하면 x12g.mls에서 요구한 시계열에 대해서, x12g.gls의 그림이 그려진다. 다음은 X-12-ARIMA\GRAPH의 keyword를 이용한 x12g.gls의 예이다.

```
overlay: ori sa trn
spectrum: spcori
history: aic fct
```

<표 1> program 방식의 keyword와 내용			
keyword	keyword 내용	output 주요 계열명	계열 내용
overlay	2개 이상의 시계열 중복	ori / sa oadori	원계열 / 계절조정된 계열 특이치가 조정된 원계열
seas	월(분기)별 시계열 그래프	adjori / trn 등 si sf	사전조정된 원계열/ 추세요인 등 월(분기)별 SI 비율 월(분기)별 계절요인
spectrum	스펙트럼 그래프	spcori spsca spcirr spcosa	원계열의 스펙트럼 계절조정된 계열의 스펙트럼 불규칙요인의 스펙트럼 spcori + spsca 중복 그래프
cmpnent	각 요인의 그래프	cal/td/hol ls / ao	캘린더 요인/요일요인/명절요인 LS, Ramps, TC / 가법특이치
tvalue	t-값의 그래프	ori /sa/irr/trn ao ls tc	기타
forecast	예측치 그래프	fct ftr	원계열과 예측치 변수변환된 원계열과 예측치
history	History 그래프	aichst/ fcthst	AIC의 history/ history 예측오차의 history

* 주) /는 기술의 편의상 사용한 것임

그러나 모형비교를 위한 history keyword를 사용하기 위해서는 추가적으로 다음과 같은 사전작업이 필요하다. 먼저 *.spc에서 "history {estimates=(*)}" 명령을 함으로써 history 그래프의 계열을 생성해야 한다. graphic metafile인 *.mls에 동일한 line에 2개의 다른 history 결괏값 data명을 다음의 ②처럼 입력한다.

<history keyword를 사용하기 위한 사전 작업 단계>

- ① X-12-ARIMA의 spc파일인 model.spc(요일변수 있는 모형) model_wo.spc(요일변수 없는 모형)에서 history 명령을 각각 실행
- ② test.mls를 다음과 같이 c:\x12\graphic에 작성
model model_wo
- ③ test.gls 를 다음과 같이 c:\x12\graphic에 작성
history: aichst fcthst
- ④ SAS 매크로프로그램인 "x12gmac.sas"에서 "infile=test"로 수정후 실행

<부록 3> 전이함수모형의 SAS 프로그램

```
/* *****  
***** TRANSFER FUNCTION MODEL *****  
***** */  
  
%LET DSN=Min;  
%LET HOLIDSN=KH2.DAT;  
  
data ori;  
  infile "c:\mks\kordata\&DSN..txt" firstobs=3;  
  input ori;  
  lori=log(ori);  
  
libname cal v8 "c:\data";  
proc import datafile="c:\data\calendar(1985).xls" out=cal.calendar replace;  
  
data holi;  
  infile "c:\holiday\korh\&holidsn";  
  input year month sul chu;  
  if (year lt 1985) or (year gt 2003) then delete;  
  
data data;  
  merge ori cal.calendar holi;  
  smon=mon-sun; stue=tue-sun; swed=wed-sun;  
  sthu=thu-sun; sfri=fri-sun; ssat=sat-sun;  
  td1=(mon+tue+wed+thu+fri)-(sat+sun)*5/2;  
  if year lt 1985 then delete;  
  if year=1987 and month=10 then dd=1.0; else dd=0.0;
```

```

proc arima;
  identify var=lori(1 12) crosscor=(sul);
  estimate q=(1)(12) input=(sul) noint outest=prior method=ml;
run;

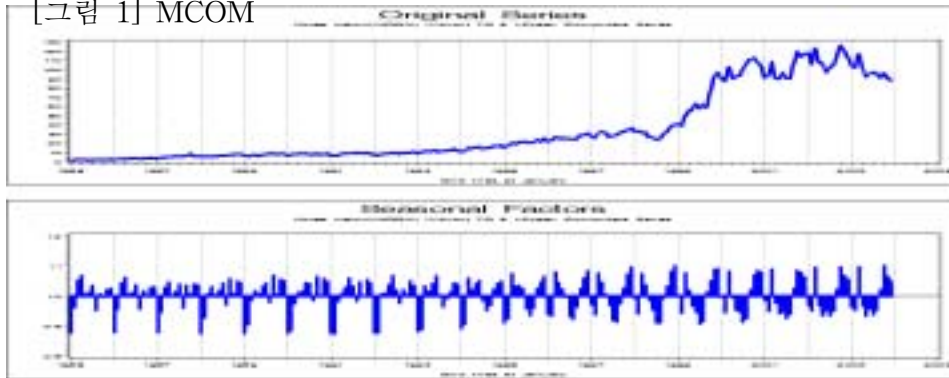
/*
proc arima;
  identify var=lori(1 12) crosscor=(smon stue swed sthu sfri ssat);
  estimate p=1 input=(smon stue swed sthu sfri ssat) noint outest=prior;
run;
proc print data=prior;
run;
/*
data result;
  set prior1;
  hat=pred*100+100;

proc print; var year month month smon stue swed sthu sfri ssat hat;
run;
data test;
  file 'c:\dat\test.out';
  put year month (month smon stue swed sthu sfri ssat hat) (8.4);
run;
*/

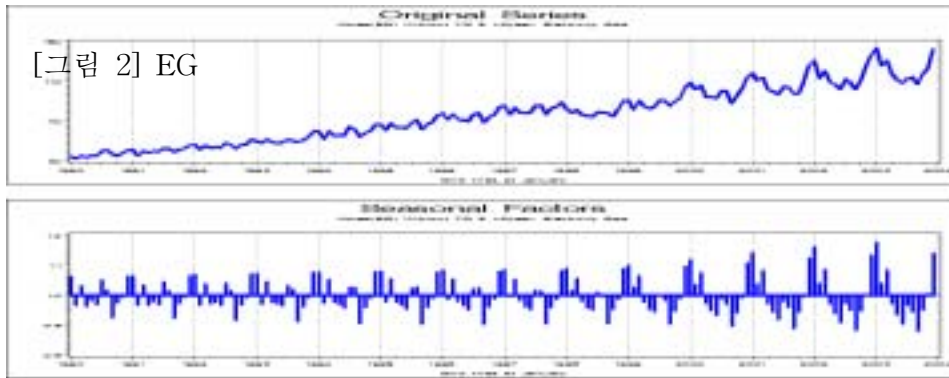
```

<부록 4> 원계열과 계절요인

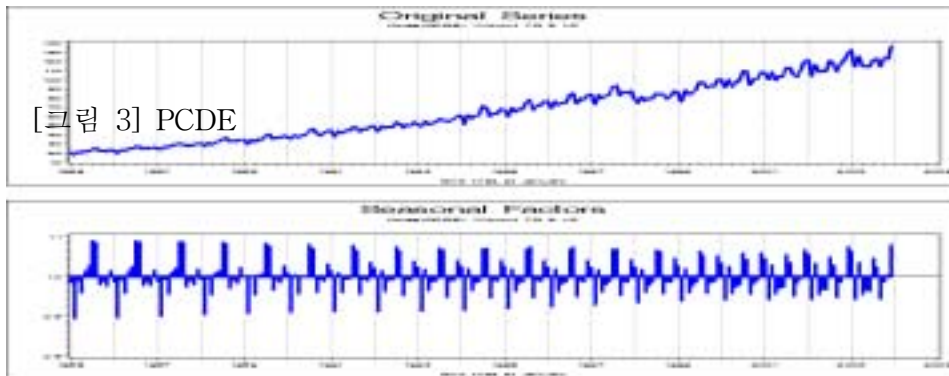
[그림 1] MCOM



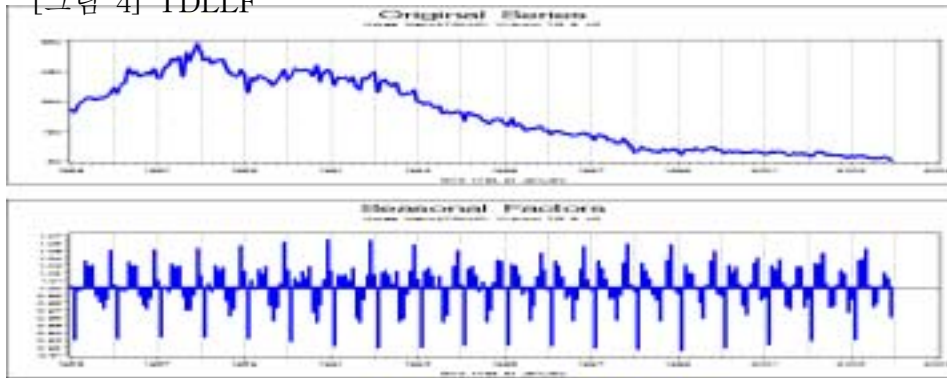
[그림 2] EG



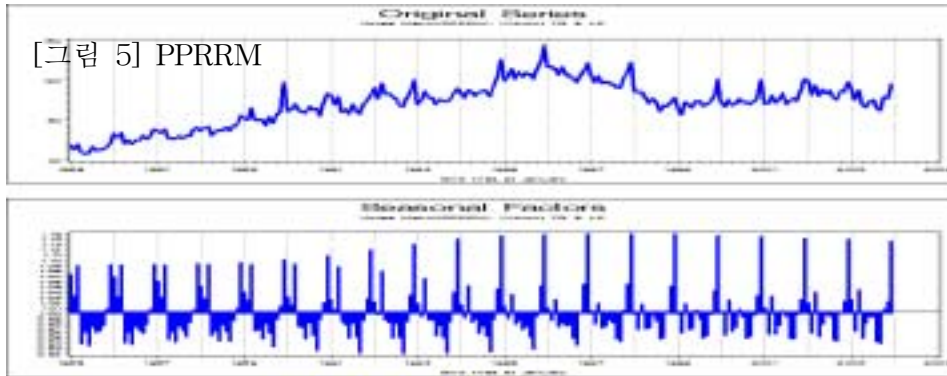
[그림 3] PCDE



[그림 4] TDLLF



[그림 5] PPRM



<결과표 1> (모형1)의 결과

계열명	ARIMA	스펙트럼				AICC	BIC	F-통계량		Q
		원계열	간 차 요일 계절	SA 요일 계절	IRR 요일 계절			Fs	Fm	
MIN	211011	S2	0 0	0 0	0 0	1608.91	1628.73	32.42	2.088	0.51
MGU	L011011	S1	T1 0	T1 0	T1 0	1833.04	1846.33	166.67	0.906	0.35
MMO	011011	S5	0 S5	0 0	0 0	1952.74	1962.73	5.57	1.402	0.79
MNME	011011	S2	0 0	0 0	0 0	1544.21	1554.21	104.60	1.982	0.46
MANUF	L311011	S2	T1 0	0 0	0 0	963.46	986.51	40.70	1.309	0.47
MOP	311011	S2	T1 0	T1 0	T1 0	1153.42	1179.69	46.58	0.946	0.55
MFB	L311011	S5	T1 0	T1 0	0 0	1144.63	1167.68	58.78	0.629	0.51
MTB	L211011	S3	T1 0	T1 0	T1 0	1578.65	1598.47	4.32	1.643	1.57
MTESW	311011	S2	T1 0	T1 0	T1 0	1218.21	1241.26	45.98	0.570	0.31
MSWAF	L110011	S1	0 0	0 0	0 0	1492.68	1502.68	27.21	1.666	0.48
TDLLF	L011011	S2	0 S2	T1 0	T1 0	1636.28	1662.54	14.78	0.902	0.48
WPCEF	011011	S2	0 0	0 0	T1 0	1391.40	1411.22	51.94	1.245	0.38
MPPP	L311011	S2	0 0	0 0	0 0	1048.44	1071.49	39.37	2.233	0.35
PPRRM	L011011	S4	T1 S2	T1 0	T1 0	1258.94	1275.51	44.27	0.711	0.48
NCRPNF	L011011	S1	0 0	0 0	0 0	1196.29	1212.86	37.40	1.914	0.50
MCCP	L011011	S4	T1 0	0 0	0 0	926.64	939.93	25.26	1.087	0.43
MRPP	L011011	S2	T1 0	T2 0	T1 0	1131.07	1150.89	38.06	1.244	0.40
MNMP	L011011	S2	0 0	0 0	0 0	1258.46	1284.72	181.40	1.475	0.32
MBM	L011011	S5	0 0	0 0	0 0	902.35	925.41	56.30	1.986	0.35
MFMP	011011	S2	T1 0	T1 0	T1 0	1255.64	1268.93	30.00	1.255	0.54
MOME	011011	S2	0 0	0 0	0 0	1273.73	1283.73	29.87	2.669	0.47
MCOM	L011011	S2	0 S1	0 0	0 0	852.08	865.38	8.71	0.632	0.59
MEMA	300011	S2	T1 0	0 0	0 0	1234.11	1257.20	13.90	2.823	0.59
ECRTC	L011011	S2	T1 S3	0 0	0 0	809.59	826.16	20.87	1.348	0.43
MPOIWC	011011	S2	T1 0	T1 0	T1 0	1347.38	1357.38	18.27	1.909	0.67
MMVTS	L011011	S2	0 0	0 S6	0 0	1425.08	1457.71	9.89	0.744	0.81
MOTE	110101	S2	0 0	0 0	0 0	1434.34	1454.51	9.34	3.471	0.87
MFMA	L011011	S2	T1 0	0 0	0 0	1364.29	1374.29	26.81	1.290	0.54
EG	L311011	S3	T1 S1	0 0	0 0	714.80	735.34	46.31	6.131	0.45
PCDE	L300011	S5	T1 S1	0 0	0 0	846.92	870.00	66.28	0.769	0.36
MGD	L100011	S1	T2 0	T2 0	0 0	813.12	827.97	1190.98	1.315	0.16
CPI	L011011	S2	0 0	0 0	0 0	158.19	174.76	31.52	0.582	0.31
EXPORT	L011011	S4	0 0	T1 0	0 0	2447.37	2456.34	44.08	2.059	0.41
IMPORT	311011	S5	T1 0	0 0	0 0	2448.44	2468.98	9.72	2.119	0.67
BUILD	L011011	S2	T1 0	T2 0	T2 0	3811.74	3828.31	15.28	1.096	0.64
CONCORD	L011011	S4	0 0	0 0	0 0	6254.14	6267.43	62.94	0.842	0.56
UR	L010011	S1	0 S3	0 0	0 0	-149.79	-133.23	122.70	6.326	0.33

* 주) 간차: RegARIMA 모형의 간차, SA: 계절조정계열, IRR: 불규칙요인

(모형3)의 결과

계열명	ARIMA	스펙트럼			TD t-값	AICC	BIC	F-통계량		Q
		잔 차 요일 계절	SA 요일 계절	IRR 요일 계절				Fs	Fm	
MIN	311011	0 0	0 0	0 0	0.2964 2.05	1608.28	1634.55	32.56 2.12	0.51	
MGU	011011	0 0	T1 0	T1 0	0.0060 5.15	1810.77	1827.33	189.89 1.28	0.25	
MMO	011011	0 S5	0 0	0 0	0.6156 1.83	1951.49	1964.79	5.68 1.25	0.80	
MNME	011011	0 0	0 0	0 0	0.1018 0.65	1545.87	1559.16	105.00 2.04	0.45	
MANUF	311011	0 0	0 0	0 0	0.0022 4.14	950.52	976.78	45.29 1.58	0.39	
MOP	311011	T1 0	0 0	0 0	0.2363 4.59	1138.05	1167.51	51.25 1.07	0.49	
MFB	311011	0 0	0 0	0 0	0.0032 4.54	1130.03	1156.29	65.38 0.73	0.39	
MTB	011011	0 0	0 0	0 0	0.0073 4.44	1542.85	1559.42	4.92 1.53	1.55	
MTESW	210011	0 0	0 0	0 0	0.2275 2.92	1213.74	1233.56	48.28 0.51	0.28	
MSWAF	110011	0 0	0 0	0 0	0.0018 2.08	1490.47	1503.77	27.25 1.84	0.52	
TDLLF	011011	0 S2	T1 0	0 0	0.0021 2.91	1630.30	1659.76	15.40 0.92	0.51	
WPCEF	011011	0 0	0 S6	0 0	0.2672 2.70	1386.46	1409.51	53.84 1.56	0.38	
MPPP	311011	0 0	0 0	0 0	0.0011 1.76	1043.85	1073.30	39.33 2.30	0.36	
PPRRM	011011	T1 S2	T1 0	T1 0	0.0018 2.65	1253.94	1273.76	45.88 0.79	0.48	
NCRPNF	011011	0 S6	0 0	T1 S	0.0009 0.86	1197.68	1217.50	37.62 1.87	0.49	
MCCP	011011	0 0	0 0	0 0	0.0025 4.75	907.96	924.53	27.35 0.98	0.42	
MRPP	311011	T1 0	T2 S6	0 0	0.0015 2.56	1126.77	1159.39	39.63 1.30	0.36	
MNMP	011011	0 0	T1 0	0 0	0.0021 2.19	1255.95	1285.41	186.80 1.44	0.30	
MBM	011011	0 0	0 0	0 0	0.0004 0.78	903.91	930.18	56.97 2.05	0.35	
MFMP	011011	T1 0	T1 0	0 0	0.2364 3.23	1247.77	1264.33	31.82 1.20	0.50	
MOME	210011	0 0	0 0	0 0	0.1785 2.56	1272.66	1292.48	30.95 2.63	0.49	
MCOM	010011	0 S1	0 0	0 0	0.0018 1.71	852.00	865.29	8.95 0.62	0.59	
MEMA	111011	0 0	0 0	0 0	0.1537 2.47	1230.80	1250.62	14.31 2.94	0.59	
ECRTC	010011	T1 S3	T1 0	T1 0	0.0014 1.89	808.48	825.06	21.10 1.35	0.41	
MPOIWC	011011	0 0	0 0	0 0	0.2666 4.15	1333.16	1346.45	20.13 2.14	0.61	
MMVTS	011011	0 0	0 S4	0 0	0.0048 2.55	1420.98	1456.75	10.15 0.77	0.75	
MOTE	110101	0 0	0 0	0 0	0.0040 0.05	1436.38	1459.84	9.34 3.48	0.88	
MFMA	311011	0 0	0 0	0 0	0.0028 3.60	1357.67	1380.72	28.56 1.26	0.45	
EG	311011	0 S1	0 0	0 0	0.0012 2.40	713.46	739.61	46.40 6.58	0.40	
PCDE	311011	0 S1	0 0	0 0	0.0013 3.02	840.87	867.14	67.38 0.95	0.32	
MGD	100011	T2 0	0 0	0 0	0.0009 0.91	814.47	832.20	1183.62 1.31	0.19	
CPI	011011	0 0	0 0	0 0	0.0000 0.87	159.56	179.38	31.35 0.59	0.29	
EXPORT	011011	0 0	0 0	0 0	0.0025 2.22	2444.65	2456.55	45.73 2.32	0.38	
IMPORT	311011	0 0	0 0	0 0	0.0034 2.51	2448.54	2471.90	9.78 1.15	0.60	
BUILD	011011	T1 0	0 0	0 0	0.0130 3.80	3800.17	3819.99	16.32 1.23	0.57	
ONCORD	011011	0 0	0 0	0 0	0.0041 1.05	6255.14	6271.71	62.46 0.81	0.54	
UR	010011	0 S3	0 0	0 0	0.0001 0.17	-147.70	-127.88	121.76 6.46	0.28	

(모형5)의 결과

계열명	ARIMA	스펙트럼				χ^2	p값	AICC	BIC	F-통계량		Q
		간 차 요일 계절	SA 요일 계절	IRR 요일 계절	Fs					Fm		
MIN	311011	0 0	0 0	0 0	7.58	0.27	1616.49	1658.50	32.62	1.99	0.49	
MGU	011011	0 0	0 0	0 0	40.59	0.00	1810.15	1842.78	195.51	1.35	0.25	
MMO	011011	0 S5	0 0	0 0	6.24	0.40	1959.39	1988.84	5.72	1.36	0.80	
MNME	011011	0 0	0 0	0 0	1.83	0.93	1555.16	1584.61	105.15	2.12	0.45	
MANUF	311011	0 0	0 0	0 0	21.54	0.00	958.30	1000.31	47.85	1.51	0.35	
MOP	311011	0 0	0 0	0 0	27.29	0.00	1145.11	1190.20	51.98	1.06	0.48	
MFB	311011	0 0	0 0	0 0	30.85	0.00	1133.64	1175.64	67.83	0.75	0.41	
MTB	011011	0 0	0 0	0 0	24.31	0.00	1549.84	1582.47	5.59	1.64	1.36	
MTESW	311011	0 0	0 0	0 0	17.94	0.01	1214.86	1256.87	49.59	0.46	0.31	
MSWAF	110011	0 0	0 0	0 0	8.29	0.22	1497.52	1526.98	27.64	1.94	0.47	
TDLLF	110011	0 S2	0 0	0 0	16.59	0.01	1634.64	1679.73	15.85	0.80	0.49	
WPCEF	011011	0 0	0 0	0 0	15.04	0.02	1390.36	1429.27	55.68	1.51	0.41	
MPPP	311011	0 0	0 0	0 0	11.06	0.09	1047.82	1092.91	40.56	2.30	0.35	
PPRRM	110011	0 S2	T1 S2	T1 S2	13.06	0.04	1259.09	1294.86	46.64	0.82	0.47	
NCRPNF	011011	0 S6	T1 0	0 0	2.14	0.91	1207.19	1242.96	37.86	1.76	0.48	
MCCP	011011	0 0	0 0	0 0	25.00	0.00	916.64	949.26	27.53	1.06	0.40	
MRPP	311011	T1 0	T2 0	0 0	10.98	0.09	1134.04	1182.19	40.04	1.22	0.35	
MNMP	111011	0 0	0 0	0 0	10.66	0.10	1262.20	1310.34	188.98	1.40	0.33	
MBM	011011	0 0	0 0	0 0	8.73	0.19	902.27	947.36	57.76	1.69	0.36	
MFMP	011011	0 0	0 0	0 0	18.56	0.00	1251.24	1283.87	32.46	1.06	0.48	
MOME	011011	0 0	0 S6	0 S6	16.36	0.01	1271.25	1300.70	32.37	2.81	0.50	
MCOM	011011	0 S1	0 0	0 0	5.66	0.46	860.02	889.47	8.94	0.63	0.59	
MEMA	300011	0 0	0 0	0 0	8.47	0.21	1239.32	1281.39	14.31	2.91	0.01	
ECRTC	011011	0 0	T1 0	T1 0	8.73	0.19	814.15	849.92	21.41	1.36	0.38	
MPOIWC	011011	0 0	T1 0	T1 0	27.43	0.00	1335.39	1364.84	21.13	2.21	0.65	
MMVTS	011011	0 0	0 S4	0 0	8.39	0.21	1430.67	1481.85	10.01	0.63	0.75	
MOTE	011011	0 0	0 0	0 0	3.03	0.80	1379.92	1415.70	9.28	3.52	0.87	
MFMA	311011	0 0	0 0	0 0	17.96	0.01	1364.57	1403.47	28.92	1.23	0.44	
EG	311011	0 S1	0 0	0 0	19.22	0.00	712.02	749.00	47.29	7.12	0.42	
PCDE	311011	0 S1	0 0	0 0	19.40	0.00	843.59	885.60	67.94	0.96	0.33	
MGD	100011	T2 0	T2 0	T2 0	7.14	0.31	819.71	851.42	1328.02	1.39	0.09	
CPI	011011	0 S6	0 0	T1 0	3.93	0.69	167.35	203.13	22.00	0.58	0.33	
EXPORT	011011	0 0	0 0	0 0	11.15	0.08	2449.88	2476.03	47.20	1.93	0.34	
IMPORT	311011	0 0	T2 0	0 S6	12.83	0.05	2455.79	2492.77	10.34	1.12	0.64	
BUILD	011011	0 0	0 0	0 0	20.56	0.00	3805.61	3841.39	16.32	1.23	0.57	
CONCORD	011011	0 0	0 0	0 0	4.27	0.64	6262.85	6295.48	60.91	0.74	0.58	
UR	010011	0 S3	0 0	0 0	9.00	0.17	-145.52	-109.74	129.39	6.66	0.23	