

번역자료

200.23  
6.14.1

# 계절조정방법에 관한 연구

-X-12-ARIMA를 중심으로-

1997. 9

170022101

통계분석과

## 자 료 안 내

이 자료는 일본은행 조사통계국 기획조사과에 근무하는 기무라(木村 武)씨가 각종 계절조정방법의 이론을 소개하고 새로운 계절조정방법인 X-12-ARIMA를 일본의 통계자료를 이용하여 실증분석한 3편의 논문을 번역한 것입니다.

첫번째 논문 「계절조정방법 및 평가방법에 대하여」는 계절조정 개념 및 필요성, 이동평균형 계절조정방법과 모델형 계절조정방법의 소개 및 계절조정방법의 평가기준 등을 서술하였으며,

두번째 논문 「최신 이동평균형 계절조정법 X-12-ARIMA에 대하여」는 기존 사용된 계절조정방법의 문제점, X-12-ARIMA의 특징과 광공업생산지수 등 17개 통계자료를 이용한 실증분석결과를 소개하고 있고,

세번째 논문 「계절조정방법에 대하여」는 앞의 논문을 요약정리하고 X-12-ARIMA의 장점을 들어 앞으로 일본의 통계자료는 새로운 방법인 X-12-ARIMA 계절조정방법으로 작성할 것을 피력하고 있습니다.

현재 우리나라도 계절조정방법에 많은 과제를 갖고 있으므로 우리와 사회·경제적 여건이 비슷한 일본의 경험은 우리나라 업무 개선에 많은 참고가 될 수 있으리라 생각합니다. 아무쪼록 이 자료가 우리청의 계절조정 실무를 담당하는 분들과 많은 직원들에게 좋은 참고자료가 될 것으로 기대합니다.

끝으로 본 번역자료 발간을 위한 자료입수와 번역, 검토업무에 노고를 아끼지 않은 산업통계2과 장경세서기관, 인구조사과 정화옥 사무관, 기획과 서재환사무관, 통계분석과 노상섭사무관, 김대호, 김혜련, 김병길, 심문정씨에게 감사드립니다.

1997. 9

통계분석과장 이 동 명

본 책자는 청내 업무참고를 위하여 내부자료로 작성된 것이므로 외부유출되지 않도록 하여 주시기 바랍니다.

# 전 체 목 차

## 논문 1

「계절조정방법 및 평가에 대하여」 .....5

## 논문 2

「최신 이동평균형 계절조정방법  
X-12-ARIMA에 대하여」 .....79

## 논문 3

「계절조정방법에 대하여」 .....147

논문 1

# 계절조정방법 및 평가에 대하여\*

- 각 방법의 이론 및 실증분석 연구 -

---

\* 본 논문은 일본은행금융연구소의 「금융연구」(제14권, 제4호, 1995. 12월)에 게재된 내용을 번역한 것임.



# 목 차

I. 머리말 .....	9
II. 계절조정의 개념 및 필요성 .....	15
1. 계절조정의 목적과 방법 .....	15
2. 전년동월(기)비를 경기판단에 이용시 문제점 .....	17
3. 원계열을 이용한 회귀분석의 문제점 .....	22
4. 계절조정의 한계와 현실적인 타협점 .....	24
III. 이동평균형 조정법의 개요와 문제점 .....	29
1. 이동평균형 조정법의 개요 .....	29
2. X-11의 문제점 .....	30
3. X-11-ARIMA .....	33
4. X-12-ARIMA .....	35
IV. 모델형 조정법 .....	38
1. 회귀분석방법 .....	38
2. 신호추출방법 .....	39
3. Bayes형 조정법 .....	42

4. 상태공간모형 조정법 .....	44
<b>V. 계절조정방법의 평가기준 .....</b>	<b>48</b>
1. 계절조정계열의 안정성 .....	49
2. 계절조정의 적절성 .....	50
3. 영업일수요인의 조정 .....	56
4. 계절조정작업의 효율성 .....	57
<b>VI. 결론 및 향후과제 .....</b>	<b>58</b>
1. 추세순환변동성분의 이용 및 공표 .....	58
2. 계절조정계열의 분산 공표 .....	59
3. 계절조정계열 보정의 빈도문제 .....	59
4. 통계지표간의 정의관계 충족문제 .....	59
(부록1) 일변량계절조정의 한계 .....	61
(부록2) 계절변동과 추세순환변동의 상호관계가 초래하는 문제 .....	64
<b>【참고문헌】 .....</b>	<b>70</b>

# I. 머리말

경제지표에 의한 경기동향 등을 분석하는데는 원계열로부터 계절성을 제거한 계절조정계열을 이용하는 경우가 많다. 그러나 최근 일본에서는 계절조정 보정시에 계절조정계열이 큰 폭으로 개정되는 문제(계절조정계열의 불안정성)와 계절조정계열이 때때로 부자연스런 움직임을 나타내는(예를 들면, 계절조정계열임에도 불구하고 계절성이 잔존하고 있음) 문제 등 경기판단에 대한 교란요인을 무시할 수 없게 되었다. 정확한 경기판단이나 경제분석을 하기 위해서는 사전준비로서 적절한 계절조정이 필요하고 계절조정계열의 이용자 또는 그것을 작성하는 통계기관에서 계절조정의 최신방법이나 계절조정의 올바른 이용법, 더 나아가서는 그 한계 등에 대해 깊게 이해하는 것이 중요한 과제이다.<sup>1)</sup>

본 논문은 이러한 문제의식하에 계절조정에 관한 지금까지 통계학계나 경제학계에서 연구되어온 논의를 통하여 주요 계절조정방법의 특징이나 계절조정의 성과(performance)에 대한 평가방법 등을 총괄한 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다.

먼저 II장에서는 계절조정의 목적과 그 방법에 대해 서술한 후, 원계열과 비교하여 계절조정계열을 이용하는 이점과 이용상의 유의점에 대해 서술한다. III장에서는 지금까지 계절조정의 주류로 되어왔던 이동평균형 조정법의 개요와 문제점에 대해서 정리한 후 그 최신방법인 X-12-ARIMA에 대해 소개한다. IV장에서는 이동평균형 조정법과는 완전히 다른 접근방법으로 시계열의 변동을 확률모델로 포착하여 계절조정을 하는 모델형 조정법을 소개한다. 마지막으로 V장에서는 이동평균형 조정법과 모델형 조정

---

본 논문을 작성함에 있어 北川源四郎 教授(統計數理研究所), 國友直人 教授(東京大學), 竹內惠行 教授(大阪大學)로부터 유익한 조언을 받았다. 그러나 본 논문에서 나타내는 의견 및 있을 수 있는 오류의 책임은 모두 저자에게 있다.

- 1) 최근에는 미국 상무성 센서스국이 1995년 3월에 주최한 「계절조정에 관한 Workshop」에서 각국의 경제, 통계학자들이 계절조정의 최신방법이나 현행 계절조정방법의 문제점 등을 여러 가지 논점에서 제시하였다. 또한 학계에서는 계절조정방법 뿐만 아니라 “Seasonal Unit Root” 등 경제시계열의 계절변동에 관한 이론적·실증적인 분석에 대해서도 관심이 고조되고 있다. 예를 들면, Journal of Econometrics (Vol. 55, No. 1-2, 1993)에서는 “Seasonality and Econometrics Models”이라는 특집을 내고 있다.

법 등 여러 가지 계절조정방법의 성과(performance)를 평가하는 실제 기준이 되는 내용을 살펴본다.

본 논문의 요지를 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

계절조정이라는 것은 경제시계열(월별 또는 분기별자료)의 움직임을 추세변동, 순환변동, 계절변동, 불규칙변동의 4가지 성분으로 분해·추계하여 계절변동성분을 원계열로부터 제거한 계절조정계열(추세·순환·불규칙변동의 추계치)을 구하는 절차를 말한다. 계절조정의 목적은 기후나 사회관습 등의 영향에 의해 매년 계절적으로 반복되는 변동을 경제시계열로부터 제거하여 경기의 전환점 등 경제의 기초적인 동향이나 경제의 모든 변수간의 관계를 보다 정확하게 파악하는 것이다. 또한 계절조정의 의의는 원계열의 전년동월비를 이용한 경기판단이 잘못된 결과를 이끌어내기 쉽다는 점을 고려하면 보다 더 명백하게 나타날 것이다.

그러나 계절변동은 그 존재 자체가 명백해도 「정확한 계절변동」을 관측할 수 없고, 실제 계절조정에서는 그 변동에 관해 무언가 선택적인 가정을 하여 추계하지 않을 수 없다. 따라서 계절조정에 있어서 가정이 현실의 경제 상황에 비추어보아 타당한 것이 아니라면 원계열에 포함된 정보가 계절조정에 의해 왜곡될 가능성이 높게되고 얻어진 계절조정계열의 이용가치도 손상을 입게 된다. 예를 들어 단일변수를 대상으로 한 일반적인 계절조정 방법(일변량계절조정)에서는 그 방법을 통계적으로 정당화하기 위해서 ① 계절조정의 대상이 되는 시계열의 변동을 설명할 때 다른 시계열의 정보는 영향을 미치지 않을 것, ② 원계열을 구성하는 4가지 성분은 상호간에 독립적인 것을 가정할 필요가 있고, 지금까지의 연구에서 이러한 가정을 만족되지 않을 경우의 이론적인 문제점(계절조정이 초래하기 쉬운 정보의 왜곡)이 명백하게 나타난다. 단지 그러한 이론적인 문제의 해결에 정면으로 대처해 나가는 것이 필요한 것인가(즉, 현실문제로서 어느정도 심각한가) 또는 실무적으로 보아도 그 대응이 가능한가 하는 점에서는 반드시 긍정적인 대답을 도출할 수 없는 것도 사실이다. 그 때문에 지금까지 실용화되고 있고 앞으로도 실용화될 것이라고 전망되는 계절조정방법은 이러한 이론적인 문제를 내포하면서도 앞의 ①②를 가정한 일변량계절조정방법의 범주 속에서 연구가 진행되고 개선되어 왔다.(II장의 요지)

미국 상무성 센서스국이 개발한 이동평균형 조정법 X-11은 일변량계절 조정방법의 대표적인 방법으로 발표한 이래 30년이 지난 오늘날에도 세계 각국의 통계작성기관에서 이용되고 있고 일본에서는 일본은행이나 경제기획, 총무청에서 공표된 통계의 계절조정에 이용되고 있다. 그러나 X-11은 이러한 실용면에서의 관록이 있는 반면 동 방법에 대한 비판도 적지 않다.

그 이유는 첫번째로 X-11은 시계열의 각 변동성분에 대하여 명확한 확률모형을 가정하지 않고 단순히 이동평균을 반복하는 것에 지나지 않기 때문에 산출된 계절조정계열의 통계이론적인 특성이 불명확하다는 비판이 있다. 이러한 것은 이동평균항수 등에 대해 통계적으로 보아 객관성 있는 선택을 하는 것이 곤란하기 때문에 통계작성자의 주관이 깊이 들어갈 여지가 있음을 의미하고 있다.(「통계이론적인 객관성」의 결여)에 관한 문제)

두번째로는 계열말단부분에 있어 이동평균치가 그 시계열의 특성에 관계 없이 일률적으로 후방이동평균으로 산출되고 있다는 점이라든지, 구조변화(level-shift)나 이상치(outlier)의 처리가 적절하게 이루어지고 있지 못하다는 문제점으로 인해 경기판단에 있어 가장 중요한 최근시점의 계절조정계열이 추계기간의 변경 등에 의해 큰 폭으로 개정되는 경우가 많다. 이것은 계절조정계열의 「불안정성」이라고 불리어지며 경기판단이나 정책대응을 교란하고 나아가서는 계절조정에 대한 신뢰도를 약화시키는 중대한 문제가 발생한다. 실제 일본에서도 계절조정계열이 개정됨으로 인해 1991년의 경기동향지수(DI)가 크게 변화하고 경기후퇴가 당초 생각하고 있던 것보다 실제로 상당히 일찍부터 시작되고 있었다는 것이 명백한 사실이다.

상기 두번째의 문제 즉, 「불안정성」의 문제점을 계열말단부분 처리의 향상을 통해 개선시킬 목적으로 캐나다 통계청에서 개발한 X-11-ARIMA는 현재 캐나다 통계청외에 미국 노동성(실업통계)이나 FRB(통화공급량(money supply) 통계) 등에서 실제 사용되고 있다. 동 방법에서는 ARIMA 모형을 이용하여 원계열의 예측치를 1~2년간 추정한 다음 원계열과 예측치를 연결한 계열에 대하여 X-11을 적용하는 방법을 취하고 있다. 즉, 계열말단부분을 일률적으로 후방이동평균으로 처리하지 않고 각각의 시계열

- 2) 엄밀하게 말하자면, 진정한 계절변동의 구조가 관측 불가능한 이상, 어떠한 모형도 객관성을 가지지만 어느 정도의 자의적인 것으로부터 도출될 수밖에 없다는 것이다. 본 논문에서 말하는 「통계이론적인 객관성」은 그러한 자의적인 것을 모형과 모수(parameter)로 분리하고 이들중 data driven추정이라고 하는 조건하에서 「어떤 기준에 근거하여 최적의 것을 선택한다」는 것을 의미하고 있다.

이 갖는 정보를 가능한 한 이용하여 처리한다는 점이 특징이다. 그러나 X-11-ARIMA의 성과(performance)에 관한 실증분석에서는 계절조정계열의 안정성이 높아졌다고 하는 의견이 제시된 반면 원계열에 대해서는 그 안정성이 그다지 개선되지 않았다는 분석도 있다. 이것은 계절조정계열의 불안정성을 충분히 줄이기 위해서는 계열말단처리의 개선뿐만 아니라 이상치나 구조변화의 처리개선이 불가피한 것을 시사하고 있다.

이러한 문제를 해결하기 위해서 개발된 것이 X-12-ARIMA로 센서스국에 의해 1996년초 일반에게 공개될 예정이다. 동 방법에서는 REGARIMA라고 불리는 사전조정부분에서 먼저 원계열을 ARIMA모형으로 표현되는 부분과 구조변화나 이상치로 설명되는 부분으로 분해한다(구조변화나 이상치를 추출하기 위한 연구로서 더미변수가 사용되고 있고 그 구체적인 설정 등에 관해서는 통계이론적으로 객관적인 선택이 가능). 이와 같이 원계열이 먼저 2개로 분해되고 다음으로 ARIMA모형으로 표현되는 부분(사전조정계열)에 대해 X-11에 의한 이동평균을 한다. 즉, X-12-ARIMA는 구조변화나 이상치를 사전에 제거한 계열에 대해 계절조정을 하는 방법이다. 미국의 경제시계열에 대해서 X-12-ARIMA를 적용한 실증분석에서는 동 방법이 X-11이나 X-11-ARIMA에 의한 방법보다도 안정성이 높은 계절조정계열을 생산해 내는 것이 확인되고 있다.(III장의 요지)

일변량계절조정방법에서는 X-11으로 대표되는 이동평균형 조정법외에 모델형 조정법이라고 불리는 것이 있다. 모델형 조정법이라는 것은 현실의 경제시계열이 어떠한 확률모형로부터 생성되고 있는가를 명확하게 가정함으로써 계절조정의 절차를 투명하게 함과 동시에 산출된 계절조정계열의 특성을 명백하게 하려고 하는 것이다. 이러한 방법에는 회귀분석방법(regression approach), 신호추출방법(signal extraction approach), Bayes형 조정법, 상태공간모형(state space model, SSM)에 의한 조정이 있다.

회귀분석방법(regression approach)이란 각 변동성분에 대하여 적당한 함수를 설정하여(예를 들면 추세·순환변동에 대해서는 시간에 관한 다항식) 동 함수의 모수(parameter)를 최소사승법에 의거 추정하는 방법이다. 그러나 이 경우 함수형태의 선택이 다분히 선택적 또는 자의적이고 그 타당성은 주로 회귀식의 설명력에 의해 판단되기 때문에 계절조정계열의 신뢰성은 보장되지 않는다.

신호추출방법(signal extraction approach)은 원계열, 비계절변동성분(=추세·순환·불규칙변동성분), 계절변동성분의 각각에 대하여 ARIMA모형을 적용한 후 비계절변동성분의 ARIMA모형과 계절변동성분의 ARIMA모형의 합은 원계열의 ARIMA모형과 일치한다는 제약을 충족하는 비계절변동성분의 추계치(즉 계절조정계열)를 공학적 방법을 이용하여 도출하는 방법이다. 신호추출방법에 의한 계절조정에서는 ARIMA모형이라고 하는 신축적인 모델을 계열에 가정하고 있다는 점에서 우수하지만 그 잡음(noise)분포의 분산의 설정이 자의적이라고 하는 문제가 지적되고 있다.

따라서 회귀분석방법과 신호추출방법은 시계열의 배후에 존재하는 모형을 명확하게 가정하지 않고 각각의 함수선택이나 잡음(noise)분포의 분산의 결정에 관한 통계이론적인 객관성이 결여됨으로써 분석자의 자의가 깊이 개입될 소지가 있다는 점에서 X-11과 동일한 문제점을 내포하고 있다.

Bayes형 조정법과 상태공간모형(SSM)은 이러한 문제를 개선한 방법인데 이들 방법의 최대 특징은 모형을 설정(specification)하는데 필요한 여러 가지 가정(시차변수의 차수라든지 비계절변동성분의 평활화 등)에 대해 AIC(Akaike Information Criterion)라고 불리는 통계량을 이용하여 통계이론적인 면에서 객관성이 있는 선택을 할 수 있도록 되어 있다는 점이다. 특히 상태공간모형(SSM)은 시계열의 각 변동성분을 확률차분방정식으로 표시하고 모형전체를 상태공간표현으로 규정하여 각 변동성분의 상태나 잡음(noise)분포 등에 관한 가정에 범용성을 갖도록 한 계절조정방법이다. 예를 들면 잡음(noise)분포를 비가우스분포(non-Gaussian, 정규분포에 비하여 분포의 꼬리(아래)부분이 무거운 Quasi분포 등)로 가정함으로써 시계열의 이상치나 구조변화가 존재하는 경우에도 적절한 계절조정계열을 추계할 수 있도록 되어 있다.(IV장의 요지)

Bayes형 조정법이나 상태공간모형(SSM)은 통계이론적으로 본 객관성이란 관점에서 다른 모델형 조정법이나 X-11 등의 이동평균형 조정법에 비해 우수하다고 말할 수 있다. 그러나 「통계이론적으로 본 객관성」이란 ① 데이터의 배후에 어떤 확률모형을 가정하고 있는가가 명확하고 ②시차다항식의 차수 등 확률모형의 설정(specification)에 필요한 선험적 정보의 선택이 통계이론에 입각한 기준에 의거하여 이루어져야 한다는 두가지 점을 의미하는데, ①에서 가정한 모형이 계절조정모형으로 최선이라는 것까지 의미하는 것은 아니다. 따라서 여기서 말하는 「통계이론적으로 본 객관성」

을 갖춘 방법이라 해서 예를 들어 상태공간모형(SSM)이 X-12-ARIMA에 비하여 우월하다고 선협적으로 판정할 수 없다. 그래서 여러 가지 평가기준을 설계하고 각 계절조정방법에 대해 비교·검정할 필요가 있다.

성과(performance)에 관한 구체적인 평가기준으로 첫번째로 계절조정계열의 안정성을 들 수 있다. 안정성이란 계절조정 산출기간의 변경으로 시계열이 추가적 정보가 주어지더라도 계절조정계열의 개정 폭이 작다고 하는 것이고 계절조정에 대한 신뢰성의 관점에서 매우 중요한 평가기준이다. 현재까지의 실증분석결과 계절조정계열의 안정성 면에서 모델형 조정법이 이동평균형 조정법보다 일률적으로 우수하다고 말할 수는 없는 것으로 나타났다. 두번째로 계절조정이 원계열로부터 계절변동성분을 완전히 제거하고 또 계절조정의 과정에서 비계절변동성분을 왜곡하지 않는다고 하는 의미에서 계절조정의 적절함을 들 수가 있다. 이러한 적절함은 시간영역분석이나 주파수영역분석 등 시계열분석의 기초적인 방법을 이용하여 검정할 수가 있다. 현재까지의 실증분석결과에 따르면 Bayes형 조정법이나 상태공간모형 조정법(SSM)이 이동평균형 조정법에 비해 계절조정의 적절성 면에서 대체로 우수한 것으로 나타났다. 세번째로 윤년이나 휴일의 차이 등 「영업일수요인」에 의해 생기는 계절변동패턴의 변화가 올바르게 파악될 수 있는가하는 것이 중요하다. 그리고 네번째로는 실무적으로 「계절조정작업의 효율성」도 중요한 평가기준이다. 계절조정 프로그램이 사용하기 불편하다거나, 한 계열당 처리시간이 지나치게 많이 소요되는 계절조정방법은 통계작성기관의 입장에서는 대량의 계절조정계열을 신속하게 작성해야 한다는 관점에서 볼 때 비효율적이라고 할 수 있다.

앞으로는 이러한 평가기준을 바탕으로 일본의 통계기관이 현재 사용하고 있는 X-11에 비해 최신방법의 X-12-ARIMA나 비가우스형 SSM이 어느 정도의 성과(performance) 향상을 초래할 수 있는가에 대해서 신속하게 실증분석을 진행할 필요가 있을 것이다. 또한 보다 긴 안목으로 바라보면 계절조정계열의 대외 공표방법의 바람직한 태도(추세·순환변동성분의 추계치나 계절조정계열에 관한 분산의 추가공표·이용, 계절조정의 보정 빈도에 관한 검토 등)에 대해서도 수시 검토를 해나가는 것이 바람직하다(V, VI 장의 요지)

## II. 계절조정의 개념 및 필요성

### 1. 계절조정의 목적과 방법

경제정책과 관련하여 경제통계를 작성하는 중요한 목적중의 하나는 단기적인 경기동향을 정확하게 파악할 수 있는 통계자료를 제공하는 것이다. 월별 또는 분기별 경제시계열(원계열)은 단기적인 경기동향에 관한 정보를 지니고 있으나 그 계열의 변동요인에는 기후나 사회습관 등의 영향에 의해 매년 계절적으로 재편성하게 되는 일년주기의 변동 즉 계절변동이 포함되어 있어 원계열자체의 이용가치가 반드시 높다고 말할 수 없다. 따라서 경제시계열의 중요한 기초적 변화(경기의 순환이나 그 전환점 등)에 대한 정확한 인식을 바탕으로 적절한 정책대응을 적시에 펼치기 위해서는 어떤 방법으로든지 계절변동을 원계열로부터 제거하는 것이 필요하다. 이것이 계절조정의 목적이다.

계절변동에 대해서 보다 구체적으로 보면 먼저 이러한 일년주기의 변동이 생기는 배경으로 다음과 같은 자연적 혹은 사회적인 요인을 들 수 있다.(田原[1983] 참조)

#### 가. 자연조건

기후나 기온 등 자연조건외 변화는 경제활동에 직접적인 영향을 미친다. 예를 들어 한랭지역에서는 동절기가 되면 농산물과 관련된 각종의 생산활동이 둔화된다.

#### 나. 월간영업일수의 차이

연말 또는 연초의 휴가, 황금주말(golden week), 명절을 포함한 달이나 2월<sup>3)</sup> 등은 다른 달에 비해 영업(가동)일수가 적다.

#### 다. 경영환경에 관계되는 제도 및 습관

예를 들면 결산기가 되면 경영성과상의 관점에서 매출액이나 수주액이 늘어나고 자금수요가 증가되는 경향이 뚜렷하다.

3) 아직 윤년(4년주기)은 계절변동이라고 말할 수는 없지만, 그 효과(4년주기 2월의 영업일수 변화)는 계절조정할 때에 제거하는 것이 바람직하다.

## 라. 수요면에서의 영향

예를 들면 7, 12월은 중원(中元), 크리스마스, 세모(歲暮)에는 국민생활에 관계되는 관습에 따라 보너스가 많이 지급되면 개인소비가 급증하고 이에 대응하여 소비재의 생산, 매출, 재고가 계절적으로 변동한다.

## 마. 공급면에서의 영향

원료, 자재, 동력 등의 계절적인 제약으로 이를 사용하는 생산활동이 변동한다. 예를 들면 전력다소비형 산업인 철강업 등의 경우 하절기에 생산을 줄인다.

이러한 계절변동에 있어서 유의해야 할 점은 그 변동패턴이 장기에 걸쳐 불변·고정적인 것에 한하지 않고 경제성장에 따른 사회적·경제적조건의 변화나 경기순환의 국면에 의해 매년 조금씩 변화한다는 것이다. 계절조정은 이러한 특징을 갖는 계절변동<sup>4)</sup>을 통계적으로 추계하여 원계열로부터 그것을 제거하는 절차이다.

실제의 계절조정방법에 있어서 원계열( $Y_t$ )은 계절변동성분( $S_t$ ) 외에 추세변동성분( $T_t$ ), 순환변동성분( $C_t$ ), 불규칙변동성분( $I_t$ )으로 구성되어 있다고 하면 원계열( $Y_t$ )과 이들 4성분과의 관계에 대해서는 다음중 어느 하나라고 통상 가정한다.

$$\text{가법형 모형: } Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

$$\text{승법형 모형: } Y_t = T_t \cdot C_t \cdot S_t \cdot I_t$$

계절조정을 위의 모형에 따라 해석한다면 원계열  $Y_t$ 로부터 계절변동성분  $S_t$ 를 제거하여 가법형 모형의 경우  $T_t + C_t + I_t$ , 승법형 모형의 경우  $T_t \cdot C_t \cdot I_t$ 가 되는 계열(계절조정계열)을 만들어 내는 것에 불과하다. 각 변동성분에 대해서는 다음과 같이 정의된다.

4) Hylleberg(1992)는 가~마의 계절변동의 모든 요인 및 계절변동패턴의 가능성을 고려하여 계절성을 다음과 같이 정의하고 있다.

Seasonality is the systematic, although not necessarily regular, intra-year movement caused by the change of the weather, the calendar, and timing of decisions, directly or indirectly through the production and consumption decisions made by the agents of the economy. These decisions are influenced by endowments, the expectations and preferences of the agents, and the production techniques available in the economy.

(1) 추세변동( $T_t$ )

경제성장 등에 따라 발생하는 장기적인 상승 또는 하강 경향을 나타내는 변동

(2) 순환변동( $C_t$ )

경기순환과정에서 확장과 수축기간을 상호 반복하는 주기적인 변동(1년을 초과하는 기간)

(3) 계절변동( $S_t$ )

1년을 주기로 하는 변동

(4) 불규칙변동( $I_t$ )

위의 세가지 변동이외의 변동으로서 불규칙적으로 발생하는 돌발적인 요인이나 그밖에 원인불명의 교란요인에 의해 일어나는 변동(동맹파업이나 태풍, 지진 등의 자연재해도 여기에 포함).

이하 2절과 3절에서는 계절조정의 의의나 필요성을 보다 명확하게 하기 위해 원계열의 전년동월(기)비를 이용한 경기판단의 문제점과 원계열을 이용한 회귀분석의 문제점에 관해 논한다.

## 2. 전년동월(기)비를 경기판단에 이용시 문제점

원계열  $Y_t$ (월별자료)가 승법형 모형을 따른다고 가정하면 그 전년동월비는 다음 식으로 표시된다.

$$\frac{Y_t}{Y_{t-12}} = \frac{T_t}{T_{t-12}} \cdot \frac{C_t}{C_{t-12}} \cdot \frac{S_t}{S_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$$

여기서는 계절변동이 1년주기의 안정적인 패턴을 따른다고 가정하면 ( $S_t \approx S_{t-12}$ ) 전년동월비는 다음과 같이 된다.

$$\frac{Y_t}{Y_{t-12}} \approx \frac{T_t}{T_{t-12}} \cdot \frac{C_t}{C_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$$

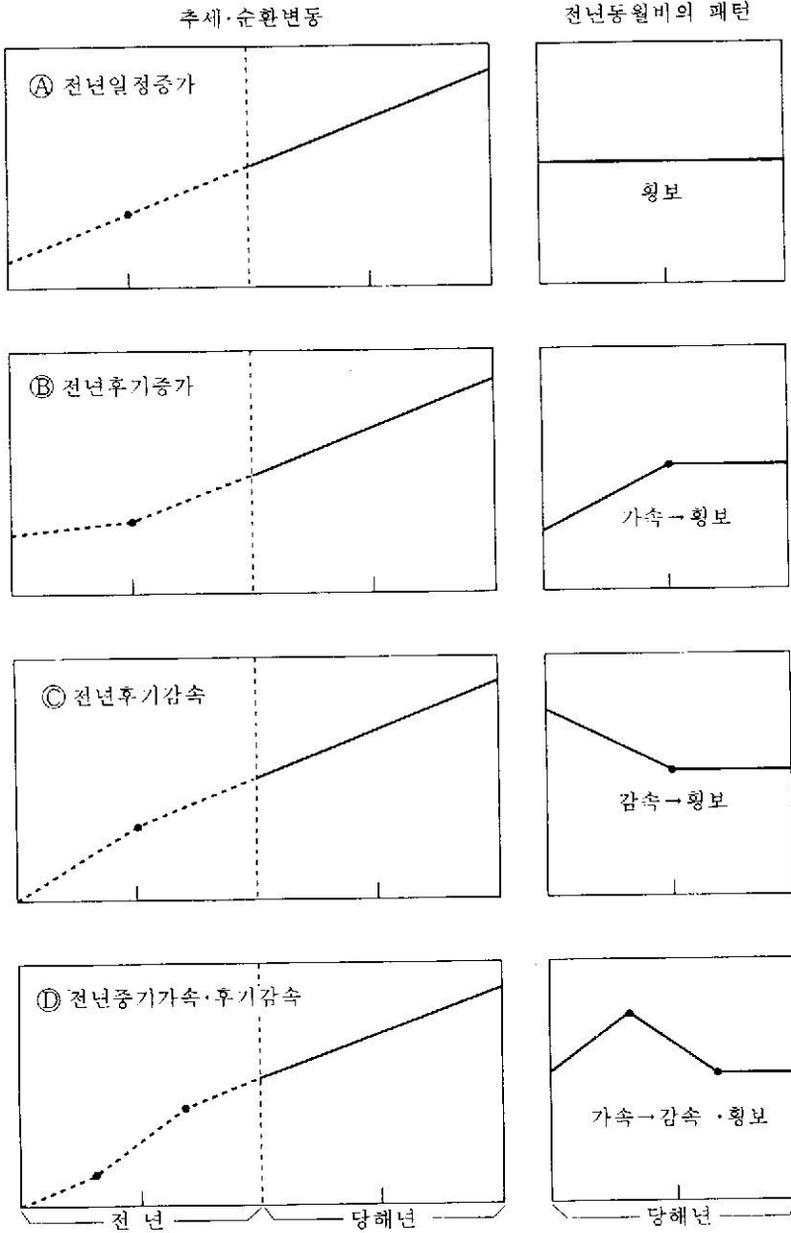
따라서 전년동월비는 계절변동성분을 제거하는 간편한 방법이라고 할 수 있다. 그러나 이 방법은 대상 시계열이 승법형이 아닌 가법형 모형을 따를 경우나 계절변동의 패턴이 일정하지 않는 경우 ( $S_t \neq S_{t-12}$ )에는 계절조정방법으로 적당하지 않다. 또한 시계열이 승법형을 따르고 계절변동패턴이 일정하다고 하더라도 전년동월비는 경기판단상 다음과 같은 문제점을 내포하고 있다.(田原[1983], 溝口·到屋[1992], Bundesbank[1987] 등 참조)

첫번째는 전년의 움직임(상승세 또는 하강세)이 교란요인으로 작용하는 것이다. (도표1)는 당해년의 추세·순환변동( $T_t, C_t$ )이 동일한 움직임을 보이더라도, 전년이 각각 다르게 움직이고 있는 네가지 가설 예를 들어 전년동월비의 패턴을 비교한 것이다(여기서는 단순화를 위해서 불규칙변동에 관해서는 무시하고 있다). 이에 따르면 당해년의 추세·순환변동의 패턴이 동일하더라도(즉, 경기의 실제 추세가 동일) 전년의 추세·순환변동의 패턴에 따라 전년동월비의 움직임은 전혀 다를 수 있다. 따라서 전년동월비에 의해 직접 경기의 기초적 흐름을 판단하는 것은 극히 위험하며 전년동월비의 사용에 있어서는 그 지표상의 전년도의 움직임을 충분히 감안하지 않으면 안된다.

두번째는 상기의 문제점과 관련이 있지만 전년동월비는 경기의 전환시점(turning point)에 관하여 그릇된 정보를 제공할 가능성이 높다. 예를 들어 (도표2)는 5년주기의 sine 곡선형의 순환변동성분( $C_t$ )과 그 전년동월비( $C_t/C_{t-12}$ ) 및 전월비( $C_t/C_{t-1}$ )를 나타낸 것이다(단순화하기 위해 추세변동은 일정하다고 가정). 전월비는 순환변동이 저점에서부터 정점까지의 부호가 플러스[+]가 되고 정점에서부터 저점까지의 부호는 마이너스[-]가 되므로(경기전환점에서는 제로[0]) 순환변동의 전환점 판단에 필요한 정보를 제공한다. 그러나 전년동월비의 경우는 그 부호나 움직임이 순환변동과 어떻게 대응되느냐 하는 것은 순환변동의 주기나 진폭에 의존하기 때문에 순환변동의 정점과 저점에 대응하는 전년동월비의 수치(도표2의 예로 보면 각각 13%, -15%근처임)는 계열에 따라 다르다. 한편 전년동월비는 전월비에 비하여 후행성지표이다. 따라서 전년동월비를 마치 전월비와 같은 성격으로 이용하면, 경기전환점의 판단을 지연시킬 위험이 있다(도표2에서 보면 경기가 저점을 벗어나 전월비가 이미 플러스[+]를 나타내고 있는데도 전년동월비는 약 6개월간 마이너스[-]현상이 지속된다).

이상을 정리하면 시계열자료가 가법형을 따를 경우나 계절변동패턴이 일정하지 않은 경우 전년동월비는 계절변동이 적절하게 제거된 지표라고 말할 수 없다. 시계열자료가 승법형을 따르고 동시에 계절변동패턴이 일정한 경우 전년동월비는 계절조정의 하나의 편법이 될 수 있지만 그 경우에도 경기의 실제 움직임이나 전환점을 파악함에 있어 잘못 판단하기 쉽다. 결국 경제시계열이 갖는 계절성을 적절히 제거하고 동시에 정확한 경기판단 지표를 얻기 위해서는 시계열의 각 변동성분을 추출·추계하는 계절조정이 필요하게 된다.

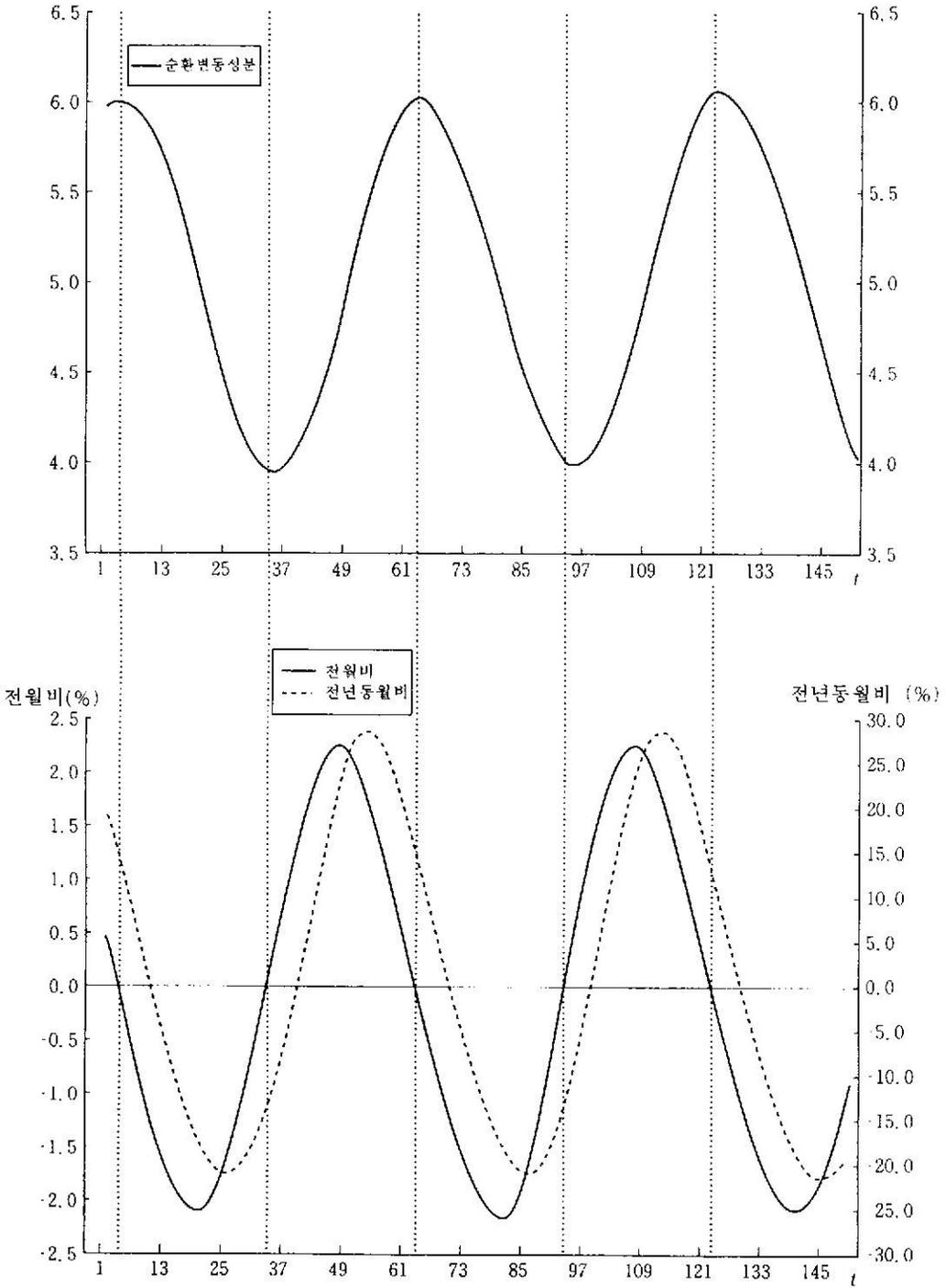
(도표1) 추세·순환변동과 전년동월비의 관계



출처: 田原[1983]

(도표2) 원계열, 전월비, 전년동월비의 움직임

$$\sin[\pi(t+12)/30]+5$$



### 3. 원계열을 이용한 회귀분석의 문제점<sup>5)</sup>

여기에서는 계절변동성분을 지닌 두 개의 원계열을 이용하여 회귀분석을 실시할 경우 각각의 비계절변동성분간에 존재하는 진정한 관계를 정확하게 파악하기 곤란하다는 것을 논하기로 한다. 관측된 시계열  $x_t$ 와  $y_t$ 는 각각 계절변동성분과 비계절변동성분(=추세·순환·불규칙 변동성분)으로 구성 되어 있다.

$$x_t = x_t^N + x_t^S \quad \dots\dots(1)$$

$$y_t = y_t^N + y_t^S \quad \dots\dots(2)$$

$$\begin{cases} x_t^N, y_t^N \sim \text{비계절변동성분(추세·순환·불규칙)} \\ x_t^S, y_t^S \sim \text{계절변동성분} \end{cases}$$

또는 양변수간의 진정한 관계는 다음 식과 같다.

$$y_t^N = \alpha x_t^N + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad \dots\dots(3)$$

$$y_t^S = \beta x_t^S + \mu_t \quad \mu_t \sim N(0, \sigma_\mu^2) \quad \dots\dots(4)$$

단,  $x_t^N$ 와  $x_t^S$ 는 확률변수로서 임의의 시간  $t$ 와  $s$ 에 대하여

$$COV[x_t^N, \varepsilon_s] = COV[x_t^S, \mu_s] = COV[x_t^N, \mu_s] = COV[x_t^S, \varepsilon_s] = 0$$

이 성립하는 것이다.

분석자는 변수간의 기초적인 관계를 표시하는 (3)식에 관심을 갖고 있지만, 현실적으로  $x_t^N$ 과  $y_t^N$ 는 관측이 불가능하다. 그래서 원계열  $x_t$ 와  $y_t$ 를 이용하여 양자의 관계를 추정해 보자. 이때 (1)~(4)식을 정리하면 분석자가 추정하는 것은 다음 (5)식이 되는 것을 알 수 있다.

---

5) 계절변동을 갖는 시계열을 이용한 회귀분석의 문제, 이를대면 "seasonality in regression"에 대하여 최초로 지적한 사람은 Sims(1974)와 Wallis(1974)이다. 그 후 Gersovitz and MacKinnon[1978]이나 Hylleberg[1986]가 동 문제에 관해서 상세하고도 포괄적인 분석을 하고 있다.

$$y_t = \alpha x_t + \xi_t \quad \dots\dots(5)$$

$$\text{단, } \xi_t = (\beta - \alpha)x_t^S + \mu_t + \varepsilon_t \quad \dots\dots(6)$$

여기서 (1)과 (6)식에 의해 다음식이 성립된다.

$$\begin{aligned} \text{COV}[x_t, \xi_t] &= \text{COV}[x_t^N + x_t^S, (\beta - \alpha)x_t^S + \mu_t + \varepsilon_t] \\ &= (\beta - \alpha) \cdot \{ \text{COV}[x_t^N, x_t^S] + V[x_t^S] \} \quad \dots\dots(7) \end{aligned}$$

따라서  $\alpha = \beta$ , 또는  $\text{COV}[x_t^N, x_t^S] = -V[x_t^S]$ 가 성립하지 않는 한 일반적으로  $\text{COV}[x_t, \xi_t] \neq 0$ 이다. 이와 같이 추정식의 설명변수와 오차항과의 사이에 상관관계가 있다면 소위 “errors in variable”의 문제(Greene[1993], Maddala[1992] 등 참조) 즉, (5)식의 추정 모수(parameter)  $\hat{\alpha}$ 이 편의(bias)를 갖는 문제가 생길 것이다.<sup>6)</sup> 이러한 원계열에 의한 회귀분석의 문제점은 계절더미를 설명변수로 추가해도 완전히 해결될 수 없다. 즉, (5)식에 계절더미를 추가하여  $\text{COV}[x_t, \xi_t] = 0$ 로 할 수 있는 것은 (6)식에 내재되어 있는 계절변동성분  $x_t^S$ 를 계절더미로 완전히 설명할 수 있는 경우 다시 말해  $x_t^S$ 가 매년 동일한 계절변동패턴을 반복하는 경우에 한해서이다(월별자료의 경우  $\forall t, x_t^S = x_{t-12}^S$ ). 그럼에도 불구하고 진정한 계절변동패턴은 해마다 변화하고 있는 경우가 많고 계절더미를 추가해도 “errors in variable”의 문제가 남는 경우가 많다(Canova and Ghysels[1994] 등 참조)<sup>7)</sup>. 따라서 회귀분석에 앞서서 계절조정에 의해 변수의 “error”인 계절변동<sup>8)</sup>을 먼저 제

6) 피설명변수가 계절변동을 포함하고 있어도 설명변수가 계절변동을 일체 포함하지 않거나 ( $x_t = x_t^N$ ), 피설명변수의 계절변동과 설명변수가 독립( $\text{COV}[y_t^S, x_t] = 0$ )이라면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha x_t + \xi_t, & \xi_t &= y_t^S + \varepsilon_t \\ \text{COV}[x_t, \xi_t] &= 0 \end{aligned}$$

따라서 이 경우에는 일반화최소자승법에 의해 모수(parameter)  $\alpha$ 를 추정할 수 있다.

7) 따라서 원계열과 계절더미를 이용한 회귀분석을 정당화하기 위해서는 먼저 계절변동패턴이 일정하다(매년 동일한 계절변동패턴을 반복한다)는 것을 분산분석(ANOVA) 등으로 확인해 놓는 것이 바람직하다.(분산분석의 구체적 방법에 대해서는 Sutrardhar, Dagum and Solomon[1991]를 참조)

8) 계절변동을 “error”라고 보는 것은 경제학적으로는 적절하지 않다는 입장을 취하는 자도 있다. 예를 들면 Barsky and Miron[1989]와 Miron[1994]은 경기변동과 계절변동이 기본

거해 놓는 것이 “errors in variable”에 관한 문제의 해결책중 한가지라고 생각할 수 있다.

#### 4. 계절조정의 한계와 현실적인 타협점

2와 3에서는 계절변동을 갖는 시계열에 대해 전년동월비를 이용한 경기 판단과 원계열을 이용한 회귀분석시에 문제가 있는 것을 지적하고 계절조정의 필요성을 논했다. 그러나 계절조정을 이용하는 경우에도 유의해야할 점이 있다. 즉, 계절변동은 그 존재 자체가 명백하다 하더라도 「진정한 계절변동성분」을 관측하는 것이 불가능하기 때문에 실제의 계절조정에 있어서는 계절변동에 관해서 몇가지의 선택적인 가정을 세워 추계할 수밖에 없다. 이를 위해 그러한 가정이 현실의 경제상황에 비추어 보아 타당한 것이 아니라면 원계열에 포함되어 있는 정보가 계절조정에 의해 왜곡 내지 손상되기도 한다. 바꾸어 말하면 계절조정이라는 것은 이른바 “중대한 정보의 손실(a significant loss of information)”이 발생하지 않는 범위에서 정당화될 수 있다.(Bell and Hillmer 「1984」)

실제로 현재 널리 이용되고 앞으로 이용될 가능성이 높은 대부분의 계절조정방법에 있어서 “정보의 손실(loss of information)”이 적어도 어느 정도는 생긴다고 생각할 수 있다. 즉, 경제시계열( $Y_t$ )은 II장 1절에서 서술한 대로 추세변동( $T_t$ ), 순환변동( $C_t$ ), 계절변동( $S_t$ ), 불규칙변동( $I_t$ )의 4가지 성분으로 구성되어 있다고 생각할 수도 있지만, 단일변수를 대상으로 한 통상의 계절조정에 있어서는 ①당해시계열  $Y_t$ 의 변동을 설명하는데 다른 시계열의 정보는 영향을 미치지 않는다는 것<sup>9)</sup> ②당해시계열  $Y_t$ 를 구성하는 4개의 성분이 서로 독립적이라고 하는 점이 암묵적(implicit)으로 가정되어 있다.<sup>10)</sup>

---

적으로는 같은 원리에서 발생하고 있으며 계절변동의 분석으로 경제 메카니즘의 해명이 가능하다고 주장하고 있다

9) 엄밀히 말하면 다음의 조건부확률이 성립한다.

$$P(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1, \text{ 다른 시계열의 정보}) \\ = P(Y_t | Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1)$$

10) 이것은 III장 이후에 소개하는 최선의 계절조정방법 X-12-ARIMA나 비가우스형 SSM 등에서도 기본적으로는 같다. 따라서 이하에서 말하는 「일변량계절조정의 한계」와 「계절변동과 추세순환변동의 상호관계가 가져오는 문제」는 현재 실용화되고 있거나 혹은

따라서 다른 시계열이  $Y_t$ 의 계절조정을 하기위한 유익한 정보를 가지고 있거나, 추세변동  $T_t$ 와 순환변동  $C_t$ 이 계절변동  $S_t$ 에 관한 중요한 정보를 갖고 있다 하더라도 그들의 정보는 통상 계절조정방법하에서는 이용되지 않는다. 계절조정에 있어서 상기 두가지의 가정에 대응하는 문제점 즉, 일변량계절조정의 한계와 계절변동과 추세·순환변동의 상호관계가 초래하는 문제는 부록에서 자세히 설명하기로 하고 기본적인 요지는 다음과 같다.

### 【일변량계절조정의 한계 (부록1. 참조)】

계절변동을 적절히 제거한 계절조정계열을 이용하여 회귀분석을 하는 경우 원계열에 의한 회귀분석의 문제점, “errors in variable”는 상당 부분 해소된다고 하겠으나, 다른 한편으로 회귀모형의 설정(specification)에 오류가 초래되는 새로운 문제가 발생한다. 이 문제는 본질적으로 통상 실시되고 있는 계절조정이 일변량계절조정(Univariate Seasonal Adjustment)인 것에 기인한다. 일변량계절조정은 시계열  $y_t$ 의 계절조정을 할 때에 당해시계열  $y_t$ 가 갖는 정보만을 이용하는 방법이다. 이들 일변량계절조정이 정당화되는 것은 시계열  $y_t$ 의 변동을 설명하는데에 다른 시계열  $x_t$ 의 정보가 영향을 미치지 않는 경우에 한하고 그렇지 않은 경우에는 일변량계절조정은 Bell and Hillmer[1984]가 말하는 “중대한 정보의 손실(a significant loss of information)”을 초래할 가능성이 있다. 그래서  $y_t$ 의 계절조정과정에  $y_t$  자신뿐만 아니라  $y_t$ 와  $x_t$ 와의 관계를 명시적으로 고려하는 다변량계절조정(Multivariate Seasonal Adjustment)이 이론적으로 바람직하다. 다변량계절조정에서는 복수 경제시계열(예를 들면, 실질 GDP와 통화공급량[money supply])의 비계절변동성분간의 관계, 계절변동성분간의 관계와 각시계열의 계절조정계열이 동시에 추계된다.

### 【계절변동과 추세순환변동의 상호관계가 초래하는 문제(부록2. 참조)】

정책당국이 어떤 경제시계열의 추세순환변동을 스스로의 정책수단으로 이용하여 조절(control)하려고 하는 경우(예를 들면, 중앙은행에 의한 통화

---

계속 실용화되고 있는 어떤 (일변량)계절조정방법을 이용하는 경우에도 엄두해 두어야 할 유의사항이다.

공급량[money supply] 조절), 진정한 추세순환변동이 관측 불가능하기 때문에 계절조정계열을 대체변수로 이용하려고 한다. 여기서 동태적(dynamic) 모형으로부터 도출되는 최적해를 기초로 당국이 정책을 시행하면 진정한 추세순환변동은 계절변동과 상호관계(interaction)가 있는 것처럼 보이게 되고 조정하려고 한 추세순환변동은 오히려 의도하지 않은 방향으로 움직이게 된다. 더욱이 통상 계절조정에서는 추세순환변동과 계절변동이 독립적이라고 가정하고 있기 때문에 추계한 계절조정계열은 점점 진정한 순환변동으로부터 괴리가 생기게 되고 그러한 계절조정계열을 이용한 정책에서는 당국이 의도하려고 한 효과를 이끌어낼 수가 없다.(이른바 “Policy Seasonal”의 문제)

또 기업의 생산량과 개인소비관련 시계열의 경우 경제이론(동태적(dynamic) 최적화 이론모델)의 관점에서 보아 의미가 있는 계절변동성분은 통상의 계절조정에서 추세순환변동으로 파악할 수 있는 성분을 포함하고 있어 계절조정은 경제이론과 잘 맞지 않는다.

이와 같이 계절조정에는 여러 가지 문제점과 한계가 있기 때문에 학자 중에는 계절조정계열이 원계열에 비해 이용가치가 있다고 하는 견해에 대해 강한 의문을 갖는 경향도 있다.<sup>11)</sup> 확실히 앞에서의 지적은 계절조정이 어떠한 정보의 손실이나 왜곡을 가지고 올 수 있는나에 따라 이론적으로는 중요한 논점을 제공하고 있다. 단, 이들의 문제에 정면으로 대처해 가는 것이 필요한 것인가 또는 현실적으로 보아 대응이 가능한가 하는 점에 대해서는 의문의 여지가 없다고 말할 수도 없다.

먼저 첫번째로 앞에서 언급한 점들이 이론적으로는 문제가 있다고 해도 실제 계절조정에서 어느정도 심각한 영향을 미치는가에 대해 충분히 평가가 되어 있지 않다. 예를 들면 원래 각국의 중앙은행이 매분기마다(또는 매월) 계절조정계열 통화공급량(money supply)에 대응하여 금리를 움직이려는 정책반응을 취하지 않는다면 Policy Seasonal에 관해 지적되고 있는 문제는 현실로 심각한 것이 아닐지도 모른다. 마찬가지로 기업이나 소비자

11) 예를 들면, Harvey[1989, P.309]는 다음과 같이 진술하고 있다.

While adjusted series may be marginally easier for the casual user to interpret, it has to be recognized that original series has been distorted in what is often a rather arbitrary way. ……[중략]…… Certainly the idea that a seasonally adjusted series should be published instead of the original series is open to very serious criticism.

의 동태적(dynamic) 최적화의 문제에 대해서도 동태적(dynamic) 최적화이론 자체가 현실에 적합하지 않다면 계절조정상의 문제는 거의 없다고 할 수 있다.<sup>12)</sup>

두번째로 다변량계절조정방법이 이론적으로는 이상적인 조정법이라고 해도 실무상으로는 곤란하고 오히려 부적절한 계절조정계열을 만들어낼 위험성도 있다. 즉, 다변량계절조정에서는 구체적으로 어느 시계열을 모델에 적용할 것인가에 관한 객관적인 판단이 어렵고<sup>13)</sup> 거기에 통계작성자의 자의가 들어갈 여지가 상당히 있다. 예를 들면, 통화공급량(money supply)의 계절조정을 할 때에 실물경제변수, 물가, 금리 등 몇 개의 변수를 모델에 적용할 것인가 또는 물가라도 WPI, CPI 등 구체적으로 어느 지표를 채택해야 하는가 등에 대해서 객관적으로 판단하는 것은 곤란하다. 바꾸어 말하면 동태적(dynamic)인 상호작용을 포함한 시계열간의 상호관계를 적절한 모델로 식별(identify)이 가능하다면 경험적인 정보를 갖고 있지 않은 경우가 많아 모델의 설정(specification)이 적절하지 않는 경우에는 산출되는 계절조정계열에 오히려 왜곡이 나타날 가능성이 있다.

세번째로 Policy Seasonal이나 기업 등의 동태적(dynamic) 최적화에 관련된 계절조정의 문제점은 계절변동을 어떻게 정의해야 할 것인가하는 「철학」에 귀착한다고도 할 수 있다. 즉, 이러한 문제를 지적하는 학자중에는 계절변동이 경제이론적으로 보아 의미있는 형태로 정의되어야 한다는 「철학」을 가지고 이해하고자 하기도 하고 통계학적으로 보아 특정의 주기에 대응하고 있다 또는 아니다 라는 관점에서 두가지로 나누어진다. 이것에 대하여 통상의 계절조정방법에서는 계절변동이 발생하는 이유가 무엇보다도 통계학적으로 보아 1년이라는 특정의 주기에 대응하는 변동이 계절변동이라고 하는 사고방식에 기초하고 있다. 간단하게 말하면 통상 계절조정방법은 소위 「경제이론없는 계측」이므로 경제이론을 중시하는 입장에서는 바람직하지 않는 경우가 있다고 하는 것이다. 이것은 마치 거시계량 모델과 시계열모형의 논쟁과 같은 경험적으로는 매듭지어질 것 같지 않은

12) Blinder[1986]은 동태적(dynamic) 최적화이론으로부터 도출된 production smoothing(생산량변동의 평활화)의 경향은 미국경제에서는 찾아 볼 수 없다고 한다.

13) 이론적으로는 변수나 시차차수의 선택(모형의 선택)은 AIC에 의해 가능하다. 그러나 다수의 시계열을 신속하게 계절조정하고 그것들을 대외적으로 공표해야 할 통계기관이 무수한 모형의 후보 중에서 1개의 모형을 선택하는 것은 실무상 곤란하다고 할 수 있다 (다변량계절조정의 경우 작성자가 다르면 계절조정계열도 다른 경우가 자주 발생한다).

대립이다. 결국 바람직한 계절조정방법은 실천적으로 모색되지 않으면 안 된다고 말할 수 있다.

이러한 것들을 배경으로 이제까지 실용화되었고 또 향후 실용화될 것으로 전망되는 계절조정방법은 앞에서 언급한 다양한 이론적인 문제를 내포하면서도 서두에서 기술한 2가지 가정 즉,

- ① 시계열  $Y_t$ 의 변동을 설명할 때 다른 시계열의 정보는 영향을 끼치지 말 것
- ② 시계열  $Y_t$ 을 구성하는 4개의 성분이 상호 독립적일 것

을 가정한 일변량계절조정법의 범주 속에서 연구가 진행되고 개선되어 왔다. III장과 IV장에서 이들을 연구성과에 대해 살펴볼 것이지만 먼저 III장에서는 이동평균형 조정법에 관해 서술할 것이다. 구체적으로는 현재 세계 각국의 통계기관이 이용하고 있는 X-11의 개요와 그 문제점을 지적한 다음 최신방법으로서 1996년초 일반에 공개될 예정인 X-12-ARIMA를 소개한다.

### Ⅲ. 이동평균형 조정법의 개요와 문제점

#### 1. 이동평균형 조정법의 개요

이동평균형 조정법의 기본적인 개념은 전 후 여러 항의 이동평균을 취하면 1년주기의 계절변동성분이 제거됨과 동시에 불규칙변동성분의 영향도 제어되어 추세·순환변동성분의 추정치를 구할 수 있다는 것이다. 이렇게 구한 추세·순환변동성분의 추정치를 원계열로부터 제거하면 계절변동성분과 불규칙변동성분으로만 이루어지는 계열을 얻을 수 있다. 이 계열을 같은 월별로 분류하여 적당한 이동평균을 취하면 계절변동성분의 추정치를 구할 수 있다. 이하에서는 원계열이 가법형을 따른다고 가정한 경우의 기본적인 계산과정을 나타낸다.<sup>14)</sup>

- ①  $Y_t$ 의 12개월(4분기) 이동평균을 취함으로써  $S_t$ 와  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인  $T_t + C_t$ 를 산출
- ②  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $T_t + C_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t + I_t$ 를 산출  
[  $Y_t - (T_t + C_t) = S_t + I_t$  ]
- ③ 잠정적인  $S_t + I_t$ 를 동일 월의 연도별 계열로 분류하고 각각에 대하여 수년치를 가중이동평균함으로써  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t$ 를 산출
- ④  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $S_t$ 를 제거하여 잠정적인 계절조정계열  $T_t + C_t + I_t$ 를 산출 [  $Y_t - S_t = T_t + C_t + I_t$  ]
- ⑤ 잠정적인 계절조정계열  $T_t + C_t + I_t$ 에 적당한 가중이동평균함으로써  $I_t$ 를 제거하여 수정된  $T_t + C_t$ 를 산출
- ⑥ 수정된  $T_t + C_t$ 를 이용하여 ②~④의 과정을 반복함으로써 최종적인 3 성분 ( $T_t + C_t$ ,  $S_t$ ,  $I_t$ )를 산출

이러한 이동평균형 조정법의 대표적인 것으로는 미국 상무성에서 개발한 센서스국법을 들 수 있다. 센서스국법은 J.Shiskin 등에 의해 개발되었으며

14) 원계열이 승법형을 따를 경우에는 ①~⑥계산과정에 있어서 감산을 승산으로 바꾸면 된다. 예를 들어 ②에서 잠정적인  $S_t \cdot I_t$ 는  $Y_t$ 를  $T_t \cdot C_t$ 로 나누어서 산출한다.

최초의 버전은 1957년에 X-1으로 공표되었으며(X는 Experimental을 1은 모델 일련번호를 나타냄), 그 후 컴퓨터 처리능력의 향상과 함께 차례로 센서스국법의 개량형이 발표되었다. 여기서의 기본적인 사고방식은 모든 경제시계열에 적용 가능한 공통의 방식을 발견하려고 한 것이고 1960년대 초 발표된 X-10까지의 버전이 그 선상에 있다. 일본에서는 1960년대에 들어 센서스국법의 도입의 필요성이 인식되었으나 당시의 국산전자계산기의 능력이 센서스국법을 처리하는데 불충분하였다. 그 때문에 센서스국법을 간소화한 방법으로서 EPA법(1963년)이 경제기획청에 의해 또 MITI법(1962년)이 통산성에 의해 각각 독자 개발되었다.

센서스국법 개량 버전 중 1965년에 발표된 센서스국법 X-11은 종래의 발상을 전환한 획기적인 것이었다(상세한 것은 黒川[1979]을 참조). 동 방법은 여러 가지 형태의 경제시계열에 대하여 공통적으로 적용할 수 있는 방법이란 점에서 종래의 방법과 구별되며, 각 시계열 고유의 특성에 대응할 수 있도록 이동평균항수 등에 관한 다양한 옵션을 설정하고 있는 점이 특징이다(이용자가 특별한 판단자료를 갖고 있지 않는 경우에 사용할 수 있는 표준형(default)도 설정되어 있다). 이 X-11은 세계각국의 여러 통계기관에서 이용되고 있고 일본에서도 1979년에 통계심의회 경제지표부회가 계절조정방법을 X-11로 통일하도록 제안하여 통산성<sup>15)</sup>을 제외한 각 관청의 계절조정방법은 점차 X-11로 대체되었다.

## 2. X-11의 문제점

센서스국법 X-11은 발표된지 30년이 지난 오늘날에도 세계각국의 통계기관에서 이용되고 있지만 동 방법에 대한 비판도 적지 않다. 비판은 크게 통계이론면에서의 비판과 성과(performance)면에서의 비판으로 나뉜다.

먼저 통계이론면에서의 비판은 동 방법이 시계열의 각 변동성분에 관해 명확(explicit)한 확률모형을 가정하지 않고 단순히 이동평균을 반복하는 것에 지나지 않기 때문에 산출되는 계절조정계열의 통계이론적인 성질이 명

15) 통산성에서는 광공업생산지수를 작성함에 있어 소관의 각 지방통산국 작성지수에 관한 대량계열을 신속하게 처리할 필요가 있다는 특수성으로 데이터 계산기간을 5년으로 고정함과 동시에 X-11과 비교해 계산과정을 단순화한 MITI법을 계속 사용하고 있다. 그러나 기능적으로 MITI법은 X-11의 완전한 부분집합(subset)이며 III장 2절에서 지적하고 있는 X-11의 문제점이 MITI법에서도 그대로 나타난다.

확하지 않다는 것이다.<sup>16)</sup> 예를 들면 石黑[1981]은 센서스 국법의 향상이 오로지 경험측에 의해 거듭되었다는 것에 반해서 과정이 복잡화함에 따라 결국 무엇을 하고 있는 것인가가 확실치 않다는 것이고 어떤 자료를 잘 처리할 수 없을 때 과정을 개선하려해도 손을 쓸 수가 없다고 강하게 비판하고 있다. 이와 같이 X-11의 통계이론적인 의미가 애매함에 따라 동 방법이 가지고 있는 폭넓은 옵션도 객관적인 정당성을 계속 유지하며 이용하는 것이 곤란하다. 예를 들면 앞의 계산과정에서 ③과 ⑤의 이동평균항수에 따라 계절조정계열의 평활화가 다르게 나오지만 그 항수의 선택에서 객관적인 기준이 없기 때문에 이용자의 기호에 맞는 계절조정계열을 작성하는 것도 가능하게 된다.

다음은 성과(performance)면의 비판으로서 계절조정계열의 불안정성의 문제이다. 신규자료의 추가에 따라 계절조정계열이 과거로 소급되어 큰 폭으로 개정되는 빈도가 많은 경우 그 계절조정계열은 불안정하다고 말하는데 계절조정계열의 불안정성은 경기판단과 정책대응을 교란시켜 계절조정의 신뢰성을 잃게 하는 극히 중대한 문제이다. 이점에 관한 비교적 최근의 사례로서 1991년에 경기동향지수(DI, 경제기획청 작성)중 동행지수를 구성하는 11개 계열중 9개 계열의 계절조정계열<sup>17)</sup>이 소급 개정된 것을 들 수

16) 이러한 비판에 대해 Cleveland and tiao[1976]는 X-11에 의한 계절조정이 어떤 통계모형을 암묵적(implicit)으로 가정하고 있다는 것을 후술할 신호추출방법(signal extraction approach)을 이용하여 밝히고 있다. 그에 의하면 X-11(표준형)에 있어서 일련의 이동평균 절차는 모든 원계열(월별자료의 경우)에 대해서 아래의 (8)식으로 표현되는 ARIMA모형을 일률적으로 가정하여 계절조정계열이 (9)식의  $x_t^N$ 이 되도록 추계하는 것이다. 즉 X-11은 자료의 특성 여하를 불문하고 동일한 ARIMA모형을 선형적으로 가정하고 있는데 이점이 이론면에서 비판받고 있다는 것이다.

$$x_t = x_t^N + x_t^S \quad (x_t: \text{원계열}, x_t^N: \text{비계절변동성분}, x_t^S: \text{계절변동성분})$$

$$(1-L)(1-L^{12})x_t = (1-0.34L+0.14L^2+\dots+0.04L^{24}-0.02L^{25})a_t \quad \dots(8)$$

$$(1-L)^2 x_t^N = (1-1.25L+0.44L^2)b_t \quad \dots(9)$$

$$(1-L^{12})x_t^S = (1+0.64L^{12}+0.83L^{24})c_t$$

$$\sigma_a^2 / \sigma_c^2 = 43.1 \quad \sigma_b^2 / \sigma_c^2 = 24.5$$

단,  $a_t, b_t, c_t$  는 백색잡음(white noise)

더욱이 X-11의 "implicit-model"에 관해서는 위의 Cleveland and tiao 연구외에 Burridge and Wallis[1984]나 Ozaki and Thomson[1995] 등이 있다.

있다. 즉, 1991년은 경기가 후퇴하기 시작하였는지 여부의 판단이 미묘한 시기였지만 당초 공표된 시점에서는 동행지수가 연초부터 10월경까지 경기 판단의 기준이 되는 50을 경계로 왔다갔다하는 상태가 계속되고 있었다. 그러나 다음해의 계절조정에 의하면 실제 1991년 4월부터 이미 50을 통과하여 하강하는 것이 명백해졌으며 경기후퇴가 일찍 시작됐던 것을 나타내는 결과가 되었다(Fukuda[1992]).<sup>18)</sup>

이런 계절조정 불안정성의 주된 원인으로는 ①계절조정보정을 년 1회밖에 하지 않는다는 것 ②이동평균에 있어서 말단계열처리가 적절하지 않다는 것 ③구조변화와 이상치 등이 이동평균에서는 적절히 처리될 수 없다는 3가지점을 들 수 있다.

본 절에서는 ①의 계절조정보정의 빈도에 관해 약간 설명을 추가할 것이다. 일본에서 공표되고 있는 경제통계의 계절변동성분은 통상 1년에 1회밖에 계산하지 않는다. 이 때문에 최근년 데이터의 계절변동성분은 최근까지의 정보를 처음부터 넣어서 계산되는 것이 아니고 오히려 전년까지의 정보를 이용하여 「추정계절변동성분」으로 계산되므로 해당년 종료 후에 비로소 해당년의 정보를 이용한 계절조정계열로 개정된다. X-11의 「추정계절변동성분」은 재작년부터 작년까지 일어난 것과 동일한 방향의 계절패턴 변화가 작년부터 금년까지 생길 것이다(단 변화의 규모는 절반임)라고 하는 특별한 가정하에

$$S_t = S_{t-p} + (S_{t-p} - S_{t-2p})/2 \quad \dots\dots(10)$$

라는 형태로 계산되고 있다.(월별자료의 경우  $p=12$ , 분기별자료의 경우  $p=4$ ) 그러나, 실제로 작년의 계절변동성분( $S_{t-p}$ )이 1년에 한한 이상치이고 금년의 계절변동은 오히려 재작년의 변동에 근접한다고 하는 경우도 충분히 있을 수 있으며 그 경우의 「추정계절변동성분」은 현실과 전혀 다른 역방향의 변동패턴을 가정하고 있는 것이다. 이러한 가정의 오류는 당해년 데이터가 축적됨에 따라 점차 명백해지지만 오류의 수정은 당해년 종료후

17) 9개 계열중 4개 계열이 X-11, 5개 계열이 MITI법에 의한 계절조정계열이다.

18) 미국의 사례로서는 카터대통령 당선 직후에 실업률의 계절조정계열이 계절변화에 의한 악화로 수정된 것을 보고 「포드 전대통령이 통계를 상황에 맞도록 조작하고 있었다」라고 주위에 누설된 일화가 있었다. 이와 같이 계절조정계열의 개정은 통계가 정치적인 의도에 의해 왜곡되어 있는 것이 아닌가하는 무용의 오해를 가져올 가능성조차 있는 것이다.

의 계절조정 보정 시점까지 이루어지지 않기 때문에 결과적으로서 계절조정계열의 수정 폭이 크게 된다. 이 문제에 대한 해결방법은 계절조정 보정을 매월(매분기) 실시하는 것이다(concurrent seasonal adjustment, pierce and McKenzie[1987] 참조).<sup>19)</sup> 실제로 미국 상무성 센서스국에서는 건설통계, 도소매통계, 제조업출하, 재고, 수주통계 등의 계절조정 보정을 매월 실시하고 있다. 그러나 concurrent seasonal adjustment방식을 실시하면 확실히 계절조정계열의 1회당 개정 폭은 작게 되지만 매월 개정되는 것 자체가 사용자의 편리성 관점에서 바람직하지 않을 수도 있을 것이다.

이상의 통계이론 및 성과(performance)면에서의 비판 외에 X-11의 기술적인 문제로서 승법형 모형의 취급상 오류가 지적되고 있다. 즉, X-11의 표준형은 승법형 모형을 전제로 하여 프로그램이 되어 있으며(각주14 참조) 승법형이라면 본래는 이동평균의 옵션(option)에 기하평균(또는 대수변환 산술평균)을 사용해야만 하는데 실제로는 산술평균을 그대로 사용하다는 점에서 취급상 오류가 발생한다. 이문제에 관해 「대부분의 경우 원계열에 승법형 모형을 직접 적용하거나 대수변환 가법형 모형을 적용하는 경우 실무상 문제되는 갭은 생기지 않는다」(黒川[1979])는 보고도 있으며 일반적으로 어느정도까지는 문제가 되지 않을 것이다. 그러나 오더(order)로 비교해서 변동 폭이 큰 시계열자료(예를 들면 기업수익)의 경우 기하평균과 산술평균은 상당히 다른 이미지(image)를 보일 가능성이 있는 것에 주의할 필요가 있다.<sup>20)</sup> 더욱이 후술하는 X-12-ARIMA의 표준형에서는 X-11과 같이 승법형 모형을 직접 적용하지만 옵션의 선택에 의해 통상 가법형 모형 외에 대수변환 가법형 모형도 적용할 수 있도록 되어 있다.

### 3. X-11-ARIMA

2에서 기술한 계절조정계열의 불안정성 원인중에 ②의 말단계열처리에 관한 방법을 추가한 것이 X-11-ARIMA이고 ②와 더불어 ③의 구조변화나 이상치 등에 관해서도 대응력을 높인 계절조정방법이 X-12-ARIMA이다.

19) 또는 년1회의 계절조정 보정하에서 보다 정밀하고 확실한 「추정계절변동성분」을 채택하는 것도 하나의 해결방법이 될 수 있지만, 앞에서 지적한바와 같이 X-11에서는 계절조정계열이나 계절변동에 대해 명확한 통계모형을 가정하고 있지 않기 때문에 적절한 「추정계절변동성분」을 정의하지 않으면 이 방법에서는 실제 대응할 수 없다.

20) 영국은행에서는 X-11의 프로그램에서 독자적으로 대수변환하고 나서 산술이동평균을 취하고 있다(소위 BOE법).

먼저 본 절에서는 X-11-ARIMA에 대해 기술한다.

일반적으로 이동평균에서는 전후 수항의 중심이동평균(two-sided-filter)를 할 때 자체로는 계열의 말단부분에 대해 이동평균치는 구할 수 없다. 그래서 어떻게 하면 말단부분의 이동평균치를 구할 수 있는가 하는 「말단처리」의 문제가 생기는데 시계열의 말단부분은 최근의 경기판단에 직접 영향을 주는 부분이기 때문에 이것은 상당히 중요한 문제이다. 이점에 관해서 X-11에서는 실질적으로 후방이동평균(one-sided-filter)이 사용되고 있다. 그러나 후방이동평균이라는 것은 예를 들면 앞으로 6개월간의 자료가 과거 6개월간 자료와 같은 값이 된다고 선형적으로 가정하여 통상 이동평균(two-sided-filter)을 하는 것과 같은 것으로, 만약 앞으로의 자료에 대해 보다 이치에 맞는 예측이 가능하다면 그 예측을 이용하여 통상의 이동평균을 행하는 것이 합리적이다. 이 예측을 ARIMA모형으로 실시하는 것이 X-11-ARIMA이며 1975년에 캐나다 통계국의 E. B. Dagum에 의해 개발되었다(Dagum[1979, 1981] 참조). 동 방법은 ARIMA모형을 이용하여 원계열의 예측치를 1~2년 추정된 다음 원계열과 예측치를 연결한 계열에 대하여 X-11을 적용하기 때문에 계열말단부분에 있어서도 중심이동평균에 의한 계절조정계열을 산출할 수 있다.<sup>21)</sup> 현재 캐나다 통계청외에 미국노동성(실업통계), FRB(통화공급량(money supply) 통계)등에서 이 방법이 실제로 이용되고 있다.

X-11-ARIMA의 성과(performance)에 관한 실증분석<sup>22)</sup>에 의하면 이것에 의해 계절조정계열의 안정성이 높아졌다는 의견이 나오는 한편 시계열에 의해서는 안정성이 그다지 개선되지 않는다는 분석도 있다. X-11-ARIMA에 의해서도 계절조정계열의 안정성이 높아지지 않는 경우가 있다는 분석 결과는 앞에서 제시된 불안정성의 원인중 ②의 말단처리의 개선, ③의 구조변화나 이상치 등의 처리의 개선이 불가피하다는 것을 시사하고 있다. 구조변화나 이상치를 갖는 계열에 관해서는 ARIMA모형 자체가 적절히 추정할 수 없기 때문이다. 4절에서 소개할 X-12-ARIMA는 이러한 구조변화나 이상치의 문제에 대한 해결을 최대 특징으로 하고 있다.

21) 이 방법을 이용하면 실적부분의 말단처리뿐만 아니라 다음번의 계절조정 보정까지 추정계절변동성분도 개선 가능하다. 즉 X-11은 추정계절변동성분을 산출할 때 (10)식을 특별히 이용하고 있지만 X-11-ARIMA에서는 ARIMA모형에 의한 예측치부분에 X-11을 적용하여 추정한 계절변동성분을 다음해의 추정계절변동성분으로 이용할 수 있다.

22) Hout[1981], Krueger[1981], Kuiper[1981], Mckenie and Stith[1981], 清水[1988] 등을 참조.

#### 4. X-12-ARIMA

앞에서 기술한 바와 같이 X-11-ARIMA는 기본적으로 이동평균과 ARIMA모형으로 구성되어 있는데, 이동평균과 ARIMA모형만을 가지고는 구조변화나 이상치를 적절히 처리하지 못한다는 한계를 지니고 있다. 예를 들어 통상의 불규칙변동이라면 이동평균으로 처리할 수 있지만 만약에 통상의 불규칙변동의 폭을 초과하는 「이상한」 변동이 있다면 이동평균은 그 이상한 돌출변동을 완전히 제거할 수 없기 때문에 오히려 전후에 걸쳐 순환변동에서 보는 것과 같은 굴곡(정점(山)이나 저점(谷)의 모습)을 나타낸다. 또한 ARIMA모형은 적당한 차분(differencing)을 취하면 안정적 시계열에 적용되는 것이 전제되어 있으나 구조변화나 이상치가 있으면 이와 같은 전제가 충족되지 않기 때문에 예측치가 정확하게 추계되지 않는다. 그 결과 X-11-ARIMA에 의한 계절조정계열은 구조변화나 이상치의 교란의 영향 불안정해지기 쉽다.

이에 따라 구조변화나 이상치를 원계열로부터 미리 제거할 수 있다면 계절조정계열의 안정성을 제고시킬 수 있다. 이러한 문제의식에 입각하여 최근 개발된 것이 X-12-ARIMA이다(동 방법은 센서스국에서 1988년부터 개발이 진행되어 1996년초에 일반에게 공개될 예정이다). X-12-ARIMA는 REGARIMA라고 불리우는 사전조정부분(pre-processing), X-11에 의한 이동평균부분, 사후진단테스트부분(post-processing) 등 3부분으로 구성되어 있다. 먼저 REGARIMA의 부분<sup>23)</sup>에서는 원계열에 대해 ARIMA모형을 추정하지만 이 때에 구조변화(표본기간의 교체에 따른 계열의 불연속성도 포함)와 이상치 등을 포착하기 위해 더미변수(dummy variable)를 집어넣는다(Findley and Monsell[1989], Bureau of the Census[1995a, b] 참조). 바꾸어 말하면 REGARIMA는 원계열을 ①ARIMA모형으로 올바르게 표현할 수 있는 부분과 ②더미변수에 의한 회귀부분(=구조변화나 이상치 등)으로 분해하는 절차이고 그 중 ①부분만이 그 이후에 계속하여 이동평균부분에서 이용된다. 구체적으로는 REGARIMA는 다음식과 같이 나타낼 수 있다.

23) REGARIMA는 "REGression and ARIMA"의 약자로서 더미변수를 통한 회귀와 ARIMA모형이 결합되어 있음을 의미한다.

$$\Phi(L)(x_t - \beta z_t) = \theta(L)a_t$$

$$\begin{cases} x_t : \text{원계열} \\ z_t : \text{구조변화나 이상치등을 포착하기 위한 더미변수} \\ \quad (\beta \text{는 모수 (parameter)}) \\ a_t : \text{백색잡음 (white noise)} \\ \Phi(L), \theta(L) : \text{시차다항식 (L은 Lag operator)} \end{cases}$$

예를 들면,  $t = t_0$ 의 이상치를 표시하기 위해서는  $z_t$ 는 다음과 같이 설정된다.

$$z_t = \begin{cases} 1, & t = t_0 \\ 0, & t \neq t_0 \end{cases}$$

또한,  $t = t_0$ 의 구조변화에 대해서는  $z_t$ 는 다음과 같이 설정된다.

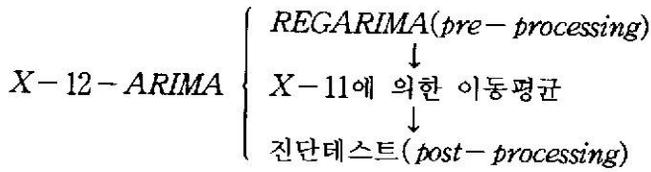
$$z_t = \begin{cases} -1, & t < t_0 \\ 0, & t_0 \leq t \end{cases}$$

특히 구조변화가  $t_0$ 에서  $t_1$ 에 걸쳐 서서히 진행되는 ramp(경사로)에 대해서는  $z_t$ 는 다음과 같이 설정된다.

$$z_t = \begin{cases} -1, & t \leq t_0 \\ \frac{(t-t_0)}{(t_1-t_0)} - 1, & t_0 < t < t_1 \\ 0, & t_1 \leq t \end{cases}$$

구체적인 더미변수의 설정방법(위에 들었던 것은 하나의 예로 그 외 다양한 설정이 가능)의 선택이나 ARIMA모형의 차수선택은 AIC 등에 의해 객관적으로 실시할 수 있도록 되어 있다. 이와 같이 하여 REGARIMA에서는 구조변화나 이상치의 발생시기 및 그 크기( $\beta$ 의 크기)가 자동검색·추계되어 그들을 원계열로부터 제거한 사전조정후의 계열이 만들어진다. X-12-ARIMA에서는 이렇게 추계한 사전조정계열에 대해서 X-11을 적용하기 때문에 계절조정계열의 안정성은 향상된다. Findley, et al.[1995]은 X-12-ARIMA를 실제로 미국의 주요경제시계열에 적용한 결과를 소개하고 있으며 계절조정계열의 안정성이 X-11에 비해 상당히 개선되었다는 것을 제시하고 있다.

더욱이 X-12-ARIMA의 기본은 어디까지나 X-11이이므로 III장 2절의 첫 문단에서 살펴 본 통계이론면에서의 비판 즉 이동평균항수 등의 선택에 통계적인 객관성이 없다고 하는 비판이 여전히 적용된다. 그래서 이 약점을 보완하기 위해 세번째 과정에서 사후진단테스트를 실시한다. 여기서는 주파수영역(스펙트럴)분석이나 시간영역분석에 의한 각종검정(후술하는 V장을 참조)을 통해서 계절변동성분제거의 타당성 등에 관한 통계이론적인 관점에서 진단을 실시한다. 이 진단테스트는 REGARIMA에서의 모델화의 방법이나 X-11에서의 이동평균항수 등을 변경하여 진단테스트의 결과가 타당할 때까지 이 과정이 반복된다.



## IV. 모델형 조정법

일변량계절조정법에서는 X-11으로 대표되는 이동평균형 조정법외에 모델형 조정법이라고 불리는 것도 있다. 모델형 조정법이란 현실의 경제시계열이 어떤 모형에서 생성되어 있는가를 명확하게 가정함으로써 계절조정의 절차를 투명하게 하고 동시에 산출된 계절조정계열의 특성을 명백하게 하는 것이다. 이하에서는 모델형 조정법에 관해 간단히 살펴보고자 한다. 통계수리연구소의 北川에 의한 최신방법, 비가우스형 상태공간모형(SSM) 등을 소개한다.

### 1. 회귀분석방법(Regression Approach)

원계열  $Y_t$ 가 추세순환변동성분  $TC_t$ , 계절변동성분  $S_t$ , 불규칙변동성분  $I_t$ 로 구성된 가법형 모형을 따른다고 가정한다.

$$Y_t = TC_t + S_t + I_t$$

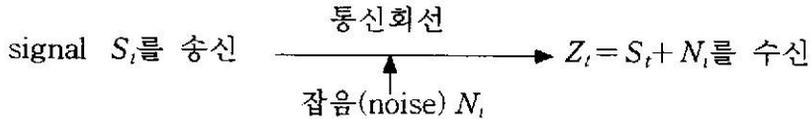
여기서  $TC_t$ ,  $S_t$ 가 각각 여러개의 추세순환요소  $A_{jt}$  ( $j=1, \dots, J$ )와 계절요소  $B_{kt}$  ( $k=1, \dots, K$ )로 표시된다면 위의 식은

$$Y_t = \sum_{j=1}^J \alpha_j A_{jt} + \sum_{k=1}^K \beta_k B_{kt} + I_t$$

로 바꾸어 쓸 수 있다. 회귀분석방법(regression approach)은 모수(parameter)  $\alpha_j$ ,  $\beta_k$ 를 최소자승법으로 추정하는 방법이다. 여기서  $A_{jt}$ 에는 시간에 관한 다항식( $t, t^2, \dots, t^l$ )이 이용되고,  $B_{kt}$ 에는 삼각함수의 합성함수 등이 이용된다. 그러나 이 경우 함수형태의 선택이 자의적이어서 그 타당성은 주로 회귀식의 적합도(fitness)에 의해 판단되지만, 오차항(불규칙변동성분  $I_t$ )이 통상 회귀분석의 가정(계열상관이 없고 오차항과 설명변수와의 상관관계가 없음)을 만족시키지 못할 경우 추계치의 신뢰성은 보장되지 않는다. 더 자세한 회귀분석방법(regression approach)의 연구는 Bell and Hillmer[1984], den Butter and Fase[1991], Pierce[1980a]이다.

## 2. 신호추출방법(Signal Extraction Approach)

신호추출방법(Signal Extraction Approach)이란 원래 통신공학 분야에서 발전된 이론이다.



일반적으로 송신신호(signal)  $S_t$ 에 통신과정상의 잡음(noise)  $N_t$ 가 혼입되는 경우 수신자는 수신신호  $Z_t = S_t + N_t$ 로부터 잡음  $N_t$ 을 제거하여 실제의 진정한 송신신호  $S_t$ 를 추출해 내지 않으면 안된다. 신호추출방법(Signal Extraction)은 이를 위한 공학적 방법이지만 Burman[1980]이나 Hillmer and Tiao[1982] 등은 이러한 통신공학적인 방법과 계절조정방법간의 유사성에 착안하여 경제시계열 자료에서 신호추출방법(Signal Extraction)을 적용한 계절조정방법을 개발했다(Burman[1995], Maravall and Gomez[1995], Maravall and Pierce[1987] 등을 참조). 즉, 위의 예를 준하여 살펴보면 신호  $S_t$ (=비계절변동성분)에 잡음  $N_t$ (=계절변동성분)가 내재된 수신신호  $Z_t$ (=원계열)에서 잡음을 제거하는 과정이 계절조정이라고 할 수 있다. 신호추출방법의 이론에 관해서는 Harvey[1989, 1993]를 참조. 신호추출방법을 적용한 계절조정방법에 대해서는 Bell and Hillmer[1984], Mills[1990]가 상세하게 기술하고 있다.

신호추출방법(Signal Extraction Approach)에 의한 계절조정에서는 먼저 경제시계열이 다음과 같은 ARIMA모형에서 묘사된다고 가정한다.

- $X_t = X_t^N + X_t^S$  ( $X_t$ : 원계열,  $X_t^N$ : 비계절변동성분,  $X_t^S$ : 계절변동성분)
- $X_t^N$ 와  $X_t^S$ 는 서로 독립적이다.
- $X_t$ 는 ARIMA모형  $\Phi(L)X_t = \theta(L)a_t$ 를 따른다.
- $X_t^N$ 는 ARIMA모형  $\Phi^N(L)X_t = \theta^N(L)b_t$ 를 따른다.
- $X_t^S$ 는 ARIMA모형  $\Phi^S(L)X_t = \theta^S(L)c_t$ 를 따른다.

단,  $L$ 는 시차다항식(Lag operator)

$a_t, b_t, c_t$ 는 서로 독립된 white noise

$a_t = iid N(0, \sigma_a^2)$   $b_t = iid N(0, \sigma_b^2)$   $c_t = iid N(0, \sigma_c^2)$

우선 앞의 가정에서 시차다항식간에 아래의 관계식을 도출할 수가 있다.

$$\phi(L) = \phi^N(L) \phi^S(L) \quad \dots\dots(11)$$

$$\sigma_a^2 \frac{\theta(L)\theta(L^{-1})}{\phi(L)\phi(L^{-1})} = \sigma_b^2 \frac{\theta^N(L)\theta^N(L^{-1})}{\phi^N(L)\phi^N(L^{-1})} + \sigma_c^2 \frac{\theta^S(L)\theta^S(L^{-1})}{\phi^S(L)\phi^S(L^{-1})} \quad \dots\dots(12)$$

이 때 신호추출방법의 이론에 의해 각 구성요소(component)는 다음과 같이 추정(Minimum Mean Squared Estimator : MMSE<sup>24)</sup>)할 수 있다.

$$\begin{aligned} \widehat{X}_t^N &= \pi^N(L)X_t & \widehat{X}_t^S &= \pi^S(L)X_t \\ \pi^N(L) &= \frac{\sigma_b^2 \theta^N(L)\theta^N(L^{-1})}{\sigma_a^2 \theta(L)\theta(L^{-1})} \phi^S(L)\phi^S(L^{-1}) & \dots\dots(13) \\ \pi^S(L) &= \frac{\sigma_c^2 \theta^S(L)\theta^S(L^{-1})}{\sigma_a^2 \theta(L)\theta(L^{-1})} \phi^N(L)\phi^N(L^{-1}) \end{aligned}$$

따라서  $\widehat{X}_t^N$  및  $\widehat{X}_t^S$ 를 구하기 위해서는  $X_t$ ,  $X_t^N$ ,  $X_t^S$ 의 각각에 관한 3개의 ARIMA모형과 백색잡음(white noise)의 분산( $\sigma_a^2$ ,  $\sigma_b^2$ ,  $\sigma_c^2$ )을 추계해야 한다. 이 중에서  $\phi(L)X_t = \theta(L)a_t$  및  $\sigma_a^2$ 를 원계열  $X_t$ 로부터 추계하기 위한 문제는  $X_t^N$ ,  $X_t^S$ 라고 하는 관측 불가능한 시계열에 관해 2개의 ARIMA 모형 및 백색잡음의 분산추계이다. Hillmer and Tiao[1982]는 이 문제를 해결하기 위해서  $X_t^S$ 에 관한 ARIMA모형의 AR부분  $\phi^S(L)$ 에 관해 다음의 가정을 만들었다.

$$\phi^S(L) = (1 + L + L^2 + \dots + L^{S-1}) \quad \dots\dots(14)$$

단, 분기자료일 경우:  $S=4$ , 월별자료일 경우:  $S=12$

이것은 계절변동성분  $X_t^S$ 의 1년 합계치를 정상(定常)과정이라고 가정한다. 다음으로 원계열의 ARIMA모형의 시차다항식  $\phi(L)$ 이

$$\phi^S(L) = \phi^*(L)(1-L)^d(1-L^S) \quad \dots\dots(15)$$

와 같이 추계된다고 하자(원계열  $X_t$ 은 계절주기에 대응한 차분을 취한 후

---

24)  $E[X_t^N - \widehat{X}_t^N]^2$  와  $E[X_t^S - \widehat{X}_t^S]^2$ 를 각각 최소로 하는 추계량  $\widehat{X}_t^N$ ,  $\widehat{X}_t^S$ 를 MMSE(Minimum Mean Squared Estimator)라고 한다.

d차의 차분을 취하면 정상과정이 된다). 그러면 (11)(14)(15)식에 의해서  $\phi^N(L)$ 은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned}\phi^N(L) &= \phi(L) / \phi^S(L) \\ &= \phi^*(L)(1-L)^d(1-L^S) / (1+L+L^2+\dots+L^{S-1}) \\ &= \phi^*(L)(1-L)^{d+1} \quad \dots\dots(16)\end{aligned}$$

여기까지에서 (13)식 의해  $\phi^S(L)$ ,  $\phi^N(L)$ 가 결정되고  $\phi(L)$ ,  $\theta(L)$ ,  $\sigma_a^2$ 는 관측자료  $X_t$ 에서 구할 수 있기 때문에 아직도 알지 못하는 것은  $\sigma_b^2$ ,  $\sigma_c^2$ ,  $\theta^N(L)$ ,  $\theta^S(L)$ 이다. 여기서 Hillmer and Tiao [1982]는  $\sigma_c^2$ 를 이미 알려진 범위 [ $\sigma_{\min}^2$ ,  $\sigma_{\max}^2$ ]내에서 결정한다면 (12)식을 만족하는  $\sigma_b^2$ ,  $\theta^N(L)$ ,  $\theta^S(L)$ 가 일률적으로 결정되는 것을 증명하였다.<sup>25)</sup> 따라서 문제는  $\sigma_c^2$ 를 어떻게 결정하는가에 귀착한다. Hillmer and Tiao[1982]와 Bell and Hillmer[1982]는  $\sigma_c^2 = \sigma_{\min}^2$ 로 결정하는 경우에 계절변동패턴이 가장 안정적이라고 분석하고 이것을 canonical decomposition이라고 명명하고 바람직한 계절조정방법으로서 소개하고 있다. 그러나 기술적으로는  $\sigma_c^2$ 를 [ $\sigma_{\min}^2$ ,  $\sigma_{\max}^2$ ]의 범위내의 어떤 것으로 결정해도 계절조정이 가능함에도 불구하고  $\sigma_c^2 = \sigma_{\min}^2$ 를 선택적으로 설정한 것은 분석자의 기호에 의해 통계적인 객관성이 결여되었다고 하는 비판이 있다(Akaike[1984]).

원계열에 관한 ARIMA모형  $\phi(L)X_t = \theta(L)a_t$ 의 형태에 따라 (13)식에 의한 MMSE의 추정이 불가능한 경우가 있다. 그런 경우에는 차선택으로 (13)식의 추정치를 구할 것으로 예견되는 적당한 ARIMA모형(airline model 등)으로 원계열을 표시하는 방법이 통상적이지만 이것은 원계열에 있는 정보의 일부를 선택적인 가정에 근거하여 무시하는 것에 지나지 않기 때문에 산출된 계절조정계열의 통계이론적 성격이 불투명하게 된다(Stier and Schips[1995] 참조). 이 때문에 Bank of England [1992]나 Harvey[1989]는 신호추출방법에 의한 계절조정보다 이러한 결점이 없는 상태공간모형(4절에서 후술)에 의한 계절조정이 바람직하다고 주장한다.<sup>26)</sup>

25) 단지  $\theta^S(L)$ 의 시차차수에 대해서는 S-1이하라고 가정하고 있다. 이것은 차수가 S이상인 경우  $X_t^S$ 은 계절변동이라기 보다는 추세·순환변동성분만 가지고 있다는 사고방식에 기초하고 있다.

### 3. Bayes형 조정법

회귀분석방법(regression approach)이나 신호추출방법(signal extraction approach)은 각각 함수형태의 선택이나 잡음(noise)분포의 분산 등의 결정에 관해 통계이론적인 객관성이 결여되었다는데 문제가 있다. 이런 이유로 이 두가지 방법도 데이터의 배후에 존재하는 확률모델을 명확히 가정하고 있으며 분석자의 기호에 의해 결과가 좌우되는 점에서 X-11과 같은 문제를 내포하고 있다.

이하에서 기술하는 Bayes형 조정법과 상태공간모형 조정법은 이러한 문제점을 개선하기 위해 고안된 방법이다. 이들 방법의 최대 특징은 모델을 설정(specification)하는데 필요한 여러 가지의 가정(AR부분의 차수, 계절변동의 평활화 등)에 관하여 통계이론적인 면에서 객관성이 있는 선택을 할 수 있다는 점이다.

Akaike[1980]은 경제시계열의 각 변동성분을 다음과 같은 모델로 표시하고 있다.

$$Y_t = TC_t + S_t + I_t \quad \dots\dots(17)$$

$$(1-L)^m TC_t \doteq 0 \quad (m\text{차 차분이 대부분 } 0)$$

$$(1+L+L^2+\dots+L^{11})S_t \doteq 0 \quad (1\text{년의 합계는 대부분 } 0) \quad \dots\dots(18)$$

$$I_t = (Y_t - TC_t - S_t) \doteq 0 \quad (\text{각각 대부분 } 0)$$

(18)식의 특징은 각 좌변이 제로(0)가 되는 것은 아니고 대부분 제로(0)가 된다고 가정하고 있는 점이다. 이 제약하에  $\{TC_t\}$ ,  $\{S_t\}$ 을 추계하는 구체적인 방법은 적당한  $p^2, q^2 > 0$ 가 주어질 때

$$\sum_{t=1}^T (Y_t - TC_t - S_t)^2 + p^2 \sum_{t=1}^T \{(1-L)^m TC_t\}^2 + q^2 \sum_{t=1}^T \{(1+L+\dots+L^{11})S_t\}^2 \quad \dots(19)$$

의 최소화하는 문제이다. 여기서  $m$ 은 추세순환변동  $TC_t$ 가 국지적으로

26) Findley[1981]은 원계열이 ARIMA모형을 따를 때 신호추출방법에 의한 계절조정계열과 Bayes형 조정법에 의한 계절조정계열이 동일함을 명백히 보여주고 있다. 또 Maravall [1985]와 Harvey[1989]는 신호추출방법과 상태공간모형 조정법과의 관계에 대해 같은 방식으로 연구를 하였다.

m-1차의 다항식으로 표현될 수 있다는 것을 나타내는 모수(parameter)이면  $p^2$ 와  $q^2$ 는 각 변동성분의 평활성을 규정하는 모수(parameter)이다( $p^2$ 가 크면 완만한 추세변동성분이,  $q^2$ 가 크면 고정적인 계절변동패턴이 각각 추계된다). 물론 이들 모수(parameter)를 분석자가 마음대로 결정하면 X-11이나 신호추출방법 등 이제까지 말해왔던 계절조정방법과 같은 통계 이론적으로 보아 객관성이 결여된 계절조정계열이 만들어진다. 그래서 다음과 같이  $m, p^2, q^2$ 를 객관적으로 정할 수 있는 절차를 생각할 수 있다.

우선 (19)식의 최소화문제를

$$\begin{aligned} & \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (Y_t - TC_t - S_t)^2 \right] \\ & \times \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T [p^2 \{(1-L)^m TC_t\}^2 + q^2 \{(1+L+\dots+L^{11})S_t\}^2] \right] \quad \dots(20) \end{aligned}$$

의 최대화문제로 치환한다( $\sigma^2$ 은 적당한 正의 정수). 그리고 다음과 같은 2개의 함수  $f, g$ 를 정의한다.

$$f(Y | \theta, \sigma^2) = \prod_{t=1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (Y_t - TC_t - S_t)^2 \right] \quad \dots(21)$$

$$\begin{aligned} & g(\theta | m, p^2, q^2, \sigma^2) \\ & = \delta \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T [p^2 \{(1-L)^m TC_t\}^2 + q^2 \{(1+L+\dots+L^{11})S_t\}^2] \right] \quad \dots(22) \end{aligned}$$

단,  $Y$  및  $\theta$ 는 각각 벡터  $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_T)$

및  $\theta = (TC_1, TC_2, \dots, TC_T, S_1, S_2, \dots, S_T)$ 를 표시

(21)식은  $\{I_t\}$ 가 서로 독립적이어서 평균이 0, 분산이  $\sigma^2$ 인 정규분포라고 가정할 때 모델 (17)의 우도함수가 되며 이것은 모수(parameter)  $\theta$ 에 의존한다. 한편 (22)식은  $\delta$ 를 적당하게 취하면  $\theta$ 분포의 밀도함수(즉 Bayes 이론에서 말하는  $\theta$ 의 사전분포)로 간주할 수가 있으며 이것은 모수(parameter)  $m, p^2, q^2$ 에 의존하고 있다.

이상과 같이 (20)식의 최대화문제를 정리하면  $m, p^2, q^2$ 은 파라메타  $\theta$ 의 사전분포 파라메타(超 파라메타)가 되며 (20)식이 함수  $f$ 와  $g$ 의 곱에 비례한다는 점을 이용하면 「Bayes 모델의 우도」

$$\int \mathcal{A}(Y | \theta, \sigma^2) \cdot g(\theta | m, p^2, q^2, \sigma^2) d\theta \quad \dots\dots(23)$$

를 최대화하도록  $m, p^2, q^2$ 의 값을 선택하는 문제가 됨을 알 수 있다. 따라서 AIC<sup>27)</sup>와의 형식상 유사성을 고려해서 ABIC(A Bayesian Information Criterion)를

$$ABIC = -2 \times \ln[(23)\text{식의 값}] + 2 \times (\text{초파라메타 수})$$

라고 정의하면 ABIC가 가장 작게 하는  $m, p^2, q^2$ 를 결정하는 것이 좋은 객관적인 기준을 얻을 수 있다.

또한 (17)식에서는 가법형 모형을 가정하고 있지만 원계열이 승법형을 따른다고 가정하는 경우에는 대수변환하는 것이 좋다. 이동평균형 조정법이나 신호추출방법에서는 가법형 및 승법형의 선택에 관해 통계적인 기준이 없지만 이 Bayes형 조정법에서는 그 선택에 관해 ABIC를 이용할 수가 있다는 이점도 있다(자세한 것은 Akaike [1980], Ishiguro[1994] 참조).

#### 4. 상태공간모형(State Space Model) 조정법

상태공간모형(SSM) 조정법은 3절의 Bayes형 계절조정방법과 기본적으로는 같은 사고방식에 기초한 것이지만 시계열의 각 변동성분을 나타내는 확률차분방정식 모델 전체를 상태공간표현으로 규정하여 각 변동성분의 형태나 잡음(noise)분포 등에 관해서 보다 범용성을 갖도록 한 계절조정방법이다(Bayes형 계절조정방법은 SSM 조정법의 특수한 경우라고 생각할 수 있다) 또한 순환변동성분을 AR모델로 나타내서 추세변동과는 별도로 산출함으로써 추세변동과 순환변동을 혼합한 Bayes형 조정모델보다도 중단기적인 변동을 쉽게 포착할 수 있다. 게다가 모델을 상태공간으로 표현함으로써 축차계산 알고리즘(칼만필터[Kalman filter])의 적용이 가능하고 Bayes형 조정법의 실무상 결점인 계산의 비효율성이 큰 폭으로 개선된다는 점도 큰 특징이다.

구체적으로는 각 변동성분이 다음 (25)식의 확률차분방정식을 따른다고 가정한다(Gersch and Kitagawa[1983, 1988], Kitagawa and Gersch[1984]).<sup>28)</sup>

27) AIC(및 우도)는 모델이 결정하는 예측분포가 적합한가를 나타내는 객관적인 기준(정확하게는 기준의 추정치)이다.

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad \dots\dots(24)$$

$$(1-L)^m T_t = \varepsilon_t^T, \quad \varepsilon_t^T \sim iid N(0, \tau_T^2)$$

$$\Phi_n(L) C_t = \varepsilon_t^C, \quad \varepsilon_t^C \sim iid N(0, \tau_C^2)$$

$$\text{단, } \Phi_n(L) = 1 + a_1L + a_2L^2 + \dots\dots + a_nL^n \quad \dots\dots(25)$$

$$(1 + L + L^2 + \dots\dots + L^{11})S_t = \varepsilon_t^S, \quad \varepsilon_t^S \sim iid N(0, \tau_S^2)$$

$$I_t \sim iid N(0, \sigma^2)$$

여기서 열벡터  $X_t$ ,  $\varepsilon_t$ 를 다음식으로 나타내면

$$X_t = (T_t, T_{t-1}, \dots, T_{t-m+1}, C_t, C_{t-1}, \dots, C_{t-n+1}, S_t, S_{t-1}, \dots, S_{t-s+2}),$$

$$\varepsilon_t = (\varepsilon_t^T, \varepsilon_t^C, \varepsilon_t^S)$$

그러면 (24)(25)식은 다음과 같은 상태공간모형으로 표현된다(상태공간모형에 대해서는 北川[1993]을 참조).

$$X_t = FX_{t-1} + G\varepsilon_t \quad \dots\dots(26)$$

$$Y_t = HX_t + I_t \quad \dots\dots(27)$$

단, F는  $(m+n+s-1) \times (m+n+s-1)$ 행렬, G는  $(m+n+s-1) \times 3$ 행렬, H는  $1 \times (m+n+s-1)$ 행렬이다.

28) 상태공간모형(SSM)에 의한 계절조정방법에 관해서는 그밖에 Burrige and Wallis [1990], Dagum and Quenneville[1993], Engle[1976], Harvey[1989], Harvey and Todd [1983] 등의 연구가 있다. 이들 연구에서는 각 변동성분의 확률차분방정식에 관한 가정이나 칼만필터(Kalman filter)에서 초기조건설정, 초파라메타 추계방법 등에 있어서 차이가 있다. 예를 들면 Harvey and Todd[1983]에서는 추세변동성분( $T_t$ )과 순환변동성분( $C_t$ )을 혼합( $TC_t$ )하여 아래모델을 가정하고 있다.

$$TC_t = TC_{t-1} + d_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = \text{백색잡음(white noise)}$$

$$d_t = d_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t = \text{백색잡음(white noise)}$$

즉,  $TC_t$ 은 draft를 수반한 random walk를 따른다. draft  $d_t$ 은 random walk를 따른다고 가정한다.

29) 계절변동성분에 경향적 변화가 인정되는 경우에는, 다음과 같은 고차의 모델  $(1 + L + L^2 + \dots + L^{11})^k S_t = \varepsilon_t^S$ 를 선택하는 것이 좋을 것이다( $k=1, 2, \dots$ ).

다시 말해 이 관계를  $m=2, n=2, s=4$ 의 간단한 예로 표시하면 다음과 같은 행렬표현이 된다

$$\begin{pmatrix} T_t \\ T_{t-1} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ S_t \\ S_{t-1} \\ S_{t-2} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 2 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -a_1 & -a_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} T_{t-1} \\ T_{t-2} \\ C_{t-1} \\ C_{t-2} \\ S_{t-1} \\ S_{t-2} \\ S_{t-3} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^T \\ \varepsilon_t^C \\ \varepsilon_t^S \end{pmatrix}$$

$$Y_t = (1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0) \begin{pmatrix} T_t \\ T_{t-1} \\ C_t \\ C_{t-1} \\ S_t \\ S_{t-1} \\ S_{t-2} \end{pmatrix} + I_t$$

이 상태공간표현에서는 미지의 모수(parameter)  $\theta = (\tau_T^2, \tau_C^2, \tau_S^2, \sigma^2, a_1, a_2, \dots, a_n)$ 이 포함되어 있기 때문에 Gersch and Kitawaga는 수치적 최적화(준 Newton법)의 방법에 의해 먼저 모수(parameter)  $\theta$ 의 최우추정치를 계산한다. 모수(parameter)  $\theta$ 가 정해지면 (26)(27)식의 상태공간모형에 칼만필터(Kalman filter)를 적용함으로써  $X_t$ 가 추정된다.(추정된  $X_t$ 은 MMSE가 된다). 또 추세변동성분의 차분차수  $m$ 과 순환변동성분의 AR모형의 차수  $n$ 은 AIC에 의해 결정된다.<sup>30)</sup>

한편, (26)(27)식의 상태공간모형에서는  $\varepsilon_t, I_t$ 에 정규분포(가우스분포)를 가정하고 있지만 이러한 가정하에서는 이상치나 구조변화는 잘 처리되지 않는다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 北川[1989], Kitawaga [1987, 1989, 1993, 1994], Kitawaga and Nagahara[1995]는  $\varepsilon_t, I_t$ 에 비가우스분포(정규분포에 비해 분포의 끝부분이 두꺼운 코시[Quasi]분포 등)를 가정하면 높은 확률로 생기는 순조로운 변화와 낮은 확률로 생기는 급격한 변화 모두를 하나의 분포에서 적절히 포착하는 것이 가능하게 된다. 예를 들면 시계열중 이상치를 처리하는데에는 이상치가 어떤 확률  $\rho(0 < \rho \ll 1)$ 로 나타난다고 생각하여  $I_t$ 의 분포로서 다음과 같은 혼합분포를 이용하는 것이 좋다.

30) 北川[1986]은 상태공간모형(SSM)에 의한 계절조정 프로그램 「DECOMP」를 일반에 공개하고 있다.

$$p(D) = (1 - \rho)\nu(I; \xi^2) + \rho\nu(I; \delta^2) \quad \dots\dots(28)$$

단,  $\nu(I; \xi^2)$ ,  $\nu(I; \delta^2)$ 는 각각 분산이  $\xi^2$ ,  $\delta^2$ 인 정규분포의 밀도함수를 나타낸다( $\xi^2 \ll \delta^2$ 이며 평균은 양분포 모두 제로[0]). (28)식의 우변 제1항은 정상(定常)인 관측치, 제2항은 이상치에 대응하는 분포이다. Quasi분포는 이러한 혼합분포를 표현한 것이다.

Kitagawa는 일련의 연구에서 오일쇼크 전후를 포함한 일본의 거시경제 시계열(구조변화 있음)에 이 비가우스형 상태공간모형을 적용하였는데 가우스형 상태공간모형(SSM)에 비해 적절한 계절조정계열을 산출하였다고 주장한다.

## V. 계절조정방법의 평가기준

IV장에서는 Bayes형 조정법과 상태공간모형에 의한 조정법이 통계이론적으로 본 객관성이란 관점에서 여타 모델형 조정법(회귀분석방법, 신호추출방법)이나 X-11 등의 이동평균형 조정법에 비해 우월하다고 기술했다. 그러나 통계이론적으로 본 객관성은 ①자료의 배후에 어떤 확률모형을 가정하고 있는지가 명확해야 한다는 것 ②시차다항식의 차수 등 확률모형의 설정(specification)에 필요한 선험적 정보의 선택이 통계이론에 입각한 기준에 의거하여 이루어져야 한다는 두가지만을 의미하고 있어 ①에서 가정한 모형이 계절조정모형로서 최선이라는 것을 의미하는 것은 아니다. 즉, 당연한 것이지만 「가정이 명확하다」라는 것과 「가정이 실제 경제변동을 적절히 포착하고 있다」라는 것은 서로 다르다. 예를 들면 Bayes형 조정법은 신호추출방법에 비해 통계적 객관성 면에서 우수해도 Bayes형 조정법에서 가정하고 있는 AR형태의 비계절변동성분이 신호추출방법에서 가정하고 있는 ARIMA형태의 비계절변동성분에 비해 실제 시계열을 잘 포착할 수 있는지 아닌지 여부는 실증적인 문제이다.

또한 가우스형 상태공간모형이 우수하다고 말할 수 있는 것은 경제시계열의 각 변동성분이 상태공간 (25)의 틀로 기술되는 것이 적절할 경우에 정당화되며 경제시계열 모두가 이러한 상태공간으로 기술될 수는 없다. 예를 들어 원계열에 이상치나 구조변화가 존재할 경우가 그 예이다. 이 경우 가우스형 상태공간모형은 통계적 객관성면에서는 이동평균형 조정법의 X-12-ARIMA에 비해 뛰어나다 해도 가우스형 상태공간모형으로부터 얻을 수 있는 계절조정계열이 이상치나 구조변화에 대해 정교하게 짜여진 X-12-ARIMA의 계절조정계열에 비해 우월하다고 선험적으로 말할 수는 없을 것이다.

또한 이상치나 구조변화에 대해 비가우스형 상태공간모형과 같이 잡음(noise)분포의 비가우스화로 대응하는 것이 바람직한 것인가 아니면 X-12-ARIMA와 같은 회귀변수와 ARIMA모형을 결합한(REGARIMA)것으로 대응하는 것이 바람직한가도 실증적인 문제라고 말할 수 있다. 즉, 계절변동이 관측 불가능한 이상 어떤 계절조정모형이 최선인가 하는 것은 선험적으로 단정할 수 없으며 특히 통계작성과 이용에 종사하는 실무자 입장에서 생각할 경우 「실제의 성과(performance)가 좋다」고 생각되는 계절조정방법이 바람직한 계절조정방법인 것이다. 아무리 명확한 모형을 가정한다 해

도 그것이 현실의 경제시계열에 타당하지 않으면 성과(performance)는 좋지 않게 될 것이고 만약에 명확한 모형을 가정하고 있지 않아도 다양한 연구에 의해 좋은 성과(performance)를 얻을 수도 있다.

그러면 계절조정의 성과(performance)란 도대체 무엇이고 그것을 어떠한 기준에서 점검하는 것이 타당한 것인가? 본 장에서는 계절조정방법의 성과(performance)에 관한 실증분석에서 자주 이용되는 평가기준에 대해 논하기로 한다.

## 1. 계절조정계열의 안정성

계절변동패턴이 고정적이라면 어떤 시점  $t$ 의 계절성은  $t$ 기까지의 시계열의 정보만으로 충분히 추측 가능하다. 한편, 계절변동패턴이 매년 서서히 변화할 경우에는(현실 경제시계열도 이런 경우가 많다) 시점  $t$ 의 계절성은  $t$ 기 이후의 정보를 고려하지 않으면 정확히 추계할 수가 없다. 이 때문에 최근의 계절조정계열은 항상 잠정적인 성격을 띠게 되며 새로운 정보가 추가되면 어느정도의 변경은 불가피하다. 그러므로 경기의 방향성을 판단하려는 분석자에게는 최근 계절조정계열의 동향이 중요한 정보원이며 계절조정계열의 안정성이 떨어지는 경우(추가적인 정보에 의한 계절조정계열의 변경 폭이 큰 경우) 동계열을 근거로 한 경기판단의 신뢰성이 흔들리게 된다. 이 때문에 계절조정계열의 안정성은 실무자에게는 중요한 평가기준으로 간주되고 있다(清水[1988], Battipaglia and Focarelli [1995], Findley, et al. [1990], Fukuda[1992] 등을 참조).

계절조정계열의 안정성의 구체적인 평가기준으로는 여러 가지를 생각할 수 있지만 대표적인 것으로 평균절대오차, 평균자승오차<sup>31)</sup>, Sliding span

31)  $k$ 기의 자료를 추가하는 경우 평균절대오차와 평균자승오차는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$A_t$  : 원계열  $\{X_1, X_2, \dots, X_t, \dots, X_T\}$ 를 이용하여 추계한 시점  $t$ 의 계절조정계열

$A_t^*$  : 원계열  $\{X_1, X_2, \dots, X_t, \dots, X_T, \dots, X_{T+k}\}$ 를 이용하여 추계한 시점  $t$ 의 계절조정계열

$$\text{평균절대오차} = \frac{1}{T-t+1} \sum_{i=t}^T |A_i^* - A_i|$$

$$\text{평균자승오차} = \frac{1}{T-t+1} \sum_{i=t}^T (A_i^* - A_i)^2$$

analysis<sup>32)</sup>, 계절조정계열이 안정될 때까지의 개정회수 등을 들 수 있다. 현재까지 이런 방법들을 이용한 실증분석에 의하면<sup>33)</sup> 계절조정계열의 안정성 면에서 모델형 조정법이 이동평균 조정법보다 일률적으로 우수하다고는 말할 수 없다.

또한 계절조정계열의 안정성이라도 최근 수년간과 표본기간 전체중 어느 쪽의 안정성을 중시하느냐 하는 문제도 있다. 일반적으로 이동평균형 조정법의 경우 이동평균항수를 초과하여 계절조정계열이 소급 개정되지는 않으나(보통 3~5년의 소급 개정으로 끝난다) 모델형 조정법에서는 모델의 재추정에 따라 전표본기간의 계절조정계열이 소급 개정된다. 이 때문에 신호추출방법이나 상태공간모형에 의한 계절조정은 최근 수년간에 대해서는 X-11보다 안정적이지만 전표본기간으로 보면 오히려 불안정하다는 실증분석도 있다(Burman[1980], den Butter and Mourik[1990]).<sup>34)</sup>

## 2. 계절조정의 적절성

1절에서는 향후 큰 폭으로 개정되기 쉬운 계절조정계열(=불안정한 계열)은 경기판단을 하려 할 때 신뢰도가 떨어지는 것을 지적하였지만 원래 잘못된 계절조정계열이 추정되었다면 그것이 때때로 개정되지 않고 고정되는 것도 문제가 될 것이다(Hylleberg[1986], Bell and Hillmer[1984]). 예를 들면 모든 시점에서 후방이동평균(one-sided-filter)에 의해 조정을 하는 것이 완전히 안정적인 계절조정이라고 하지만 이 조정이 중심이동평균(two-sided-filter)에 비해 적절하다고는 할 수 없다. 따라서 안정성 이전의 문제로서 계절조

---

단,  $1 \leq t \leq T$ 로서 최근 계절조정계열의 안정성을 중시한다면  $t$ 를  $T$ 에 가깝게 설정한다. 반대로 표본기간 전체의 안정성을 중시한다면  $t=1$ 로 설정한다.

32) Sliding Span Analysis는 계절조정 산출기간의 길이를 고정시켜 그것을 몇 개의 기간별로 이동(sliding)시켜 계절조정계열을 추계하고, 각 기간별 계절조정계열의 변동폭(최대치와 최소치의 차)을 안정성의 평가기준으로 이용하는 기법이다(상세한 것은 Findley, et al. [1990]을 참조)

33) Akaike and Ishiguro[1981], McKenzie and Stith[1981], Findley[1981], den Butter and Mourik[1990], den Butter and Fase[1991], Bank of England[1992], Bruce and Jurke[1992] 등을 참조

34) 또한, Burman[1980]은 계절조정대상이 되는 계열의 표본기간이 긴 경우에는 신호추출방법에 의한 계절조정계열의 안정성은 높지만, 짧은 경우에는 역으로 불안정한 경우가 있다고 지적하고 있다.

정이 적절한가 아닌가를 가능한 한 객관적으로 진단(check)하지 않으면 안 된다.

계절조정이 적절하다고 말하기 위해서는 (i) 계절변동성분이 원계열로부터 완전히 제거되어 있고 (ii) 비계절변동성분이 계절조정의 과정에서 왜곡되지 않아야 한다는 두가지 점이 만족되어야 한다.<sup>35)</sup> 이들을 구체적으로 진단(check)하는 대표적인 방법으로 ① 직교성 검정(Orthogonality Test) ② 시간영역분석 ③ 주파수영역분석(스펙트럴 해석) 등 세가지를 소개한다.

### 가. 직교성 검정(Orthogonality Test)

이 검정에서는 추정한 계절조정계열과 계절변동성분간의 직교성(Orthogonality)을 검정한다. 구체적으로는 계절조정계열과 계절변동성분의 표본기간 전체에 있어서의 상관관계를 평가기준으로 하여 상관계수가 낮을

35) 이외에도 계절조정이 적절하게 되었는지 여부를 검증하는 기준으로 실증분석에 자주 등장하는 것에는 평활성(smoothness)나 멱등성(idempotency) 등이 있다. 평활성을 본다는 것은(예를 들면, Bank of England[1992], den Butter and Mourik [1990], Bruce and Jurkel[1992] 등) 변동이 큰 계절변동성분을 원계열로부터 제거하면 평활화가 되는지 안 되는지를 직감에 의존하는 것인데 계절조정계열이 어느정도 평활화되었는가를 실험적으로는 알지 못하므로 객관적인 평가기준이라고 말할 수 없다(예를 들면, 불규칙변동성분이 큰 계열로부터 아무리 계절변동성분을 제거한다 해도 평활화계열이 되지 않는 것이다). 또한 멱등성(idempotency)은 계절조정계열을 한 번 더 계절조정해도 변화하지 않는 것을 의미하며(Lovell[1963]) 실증분석에도 자주 등장하지만(den Butter and Mourik [1990], Bell[1992] 등) (i)과 (ii)의 의미에서 계절조정이 적절하다면 멱등성(idempotency)을 만족하지만 그 반대는 성립하지 않기 때문에 계절조정법의 평가에 관해 추가적인 정보를 제공한다고는 할 수 없다.

(계절조정의 적절성과 멱등성(idempotency)의 관계)

시계열  $X_t = X_t^N + X_t^S$ 에 대해 계절조정이 (i)과 (ii)의 의미에서 계절조정이 적절할 때 다음 두식이 성립한다.

$$\text{계절변동성분의 제거가 완전} : [X_t]^a = X_t^N$$

$$\text{계절변동성분을 왜곡하지 않음} : [X_t^N]^a = X_t^N$$

단,  $X_t$ : 원계열,  $X_t^N$ : 비계절변동성분,  $X_t^S$ : 계절변동성분을 표시

또한, 상단에 붙인 문자  $a$ 는 계절조정을 표시하는데 예를 들면,  $[X_t]^a$ 은  $X_t$ 의 계절조정계열을 나타낸다.

이들 두식에 의해  $[[X_t]^a]^a = [X_t]^a$ 가 성립하지만, 이것이 멱등성(idempotency)의 조건에 맞지는 않는다.

수록 계절변동이 적절히 제거되었다고 판단한다(계절변동성분의 제거가 완전하면 무상관). den Butter and Mourik[1990]는 X-11과 가우스형 상태공간모형에 이 검정을 적용하였는데 그 결과는 그다지 차이가 없는 것으로 나타났다. 한편, Bruce and Jurke[1992]가 X-12-ARIMA와 비가우스형 상태공간모형(SSM)간에 실시한 비교에서는 비가우스형 상태공간모형(SSM)이 조금 더 직교성이 높은(상관이 낮다) 것으로 나타났다.

## 나. 시간영역분석

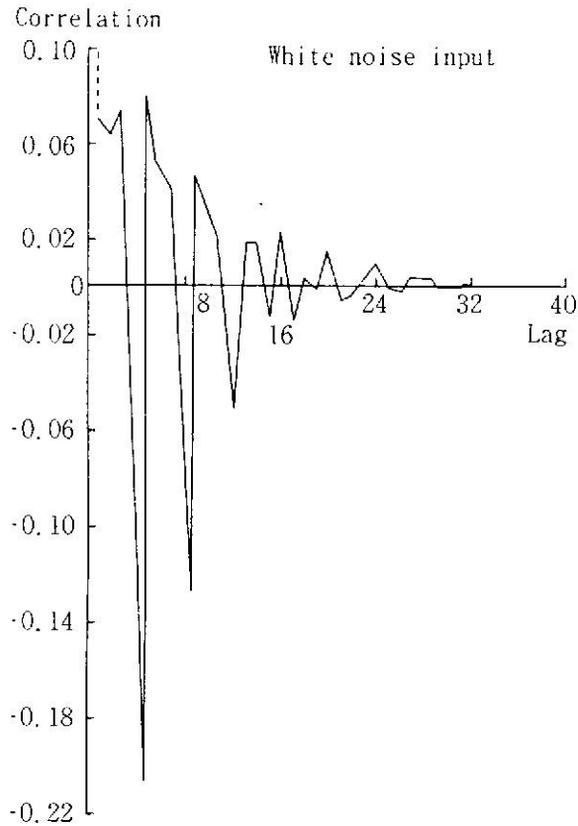
시간영역분석에 있어서는 통상 코레로그램(correlogram)이라고 불리는 그래프가 이용된다. 코레로그램(correlogram)이란 시계열자료의 자기상관계수를 각 시차별로 나타낸 그래프인데 특정 시차의 자기상관이 특별히 높은지 아닌지를 살펴봄으로써 당해시계열의 특성을 판단할 수 있다. 예를 들어, 계절성을 갖는 시계열의 코레로그램(correlogram)을 그려보면 분기데이터의 경우 4기, 8기, ……등과 같이 4의 배수의 시차마다 자기상관계수가 높게 나타난다. 따라서 계절조정계열(또는 일차분후의 계절조정계열)의 코레로그램(correlogram)을 그려봄으로써 이러한 주기적인 산봉우리가 있는지를 조사하면 당해 계절조정계열에 계절성이 남아 있는지 아닌지를 알 수 있게 된다.

한편 코레로그램(correlogram)에 의한 시각적 검정보다 엄밀한 방법으로 Box-Ljung 검정 등의 자기상관계수에 관한 통계적 검정방법이 있다.<sup>36)</sup> 또한 계절조정으로 인해 원계열의 비계절변동성분이 왜곡되었는지 아닌지의 여부는 백색잡음의 계절조정계열이 또다시 백색잡음으로 되는지 아닌지의 여부를 코레로그램(correlogram)이나 Box-Ljung 검정으로 진단(check)할 수 있다.(백색잡음의 경우 모든 시차기간에 있어서 자기상관계수는 제로[0]이다). 일반적으로 X-11 등의 이동평균형 조정법에 의한 백색잡음의 계절조정계열은 백색잡음이 되지 않는 것으로 알려져 있다. 이것은 Slutsky-Yule effect라고 불리며 (도표3)과 같이 백색잡음을 X-11에서 계절조정한 계열의 코레로그램(correlogram)에는 주기적인 변동(산봉우리나 골짜기[山谷])이 발생한다.

36) 계절조정계열의 자기상관계수에 관해 직접 검정을 하는 것 외에 계절조정계열을 non-seasonal ARIMA(계절차분없는 ARIMA)모형에 의해 추계하여 그 잔차의 자기상관을 검정하는 방법도 있다. 시간영역분석에 의한 계절조정의 검정에 대해서는 Pierce [1980a], Burman[1980] 등을 참조

한편 Akaike and Ishiguro[1981]은 Bayes형 조정법은 백색잡음을 왜곡시키지 않는다는 것을 보여주고 있으며(상태공간모형(SSM)도 동일) 이런 점에서 일반적으로 Bayes형 조정법이나 상태공간모형(SSM)이 이동평균형 조정법에 비해 우수하다고 말할 수 있다.

(도표3) Slutsky-Yule effect



출처: Wallis[1974]

## 다. 주파수영역분석(스펙트럴 해석)

계절성을 갖는 경제시계열(원계열)의 파워 스펙트럼(power spectrum)<sup>37)</sup>은 일반적으로 계절주기에 있어서 현저히 증대되는 경향이 있다(파워 스펙트럼에 “seasonal peak”가 존재한다). 따라서 계절조정에 의해 원계열로부터 계절변동성분이 완전히 제거되었는지 여부를 판단하기 위해서는 계절조정계열의 파워 스펙트럼에 “seasonal peak”가 나타나고 있는지를 확인하면 된다.(Nerlove[1964])

또한 계절조정으로 인해 원계열의 비계절변동성분이 왜곡되어 있는지를 보기 위해서는 원계열과 계절조정계열간의 교차 스펙트럼(cross spectrum)을 계측해 봄으로써 확인할 수 있다. 즉, 다변량(2변량)의 스펙트럴 해석에 있어서는 일변량 경우의 파워 스펙트럼에 대응한 교차 스펙트럼(cross spectrum)을 정의할 수 있고 이것을 Coherence, Gain, Phase라는 3가지의 통계량으로 변환할 수 있다. 「Coherence」란 2가지 시계열의 변동이 어느 정도의 상관성을 갖고 있는가를 각 주기별로 본 것이고(주파수성분간 상관계수 상승), 「Gain」은 X가 몇 배로 확대되어 Y에 나타내고 있는가를 주기별로 본 것이고, 「Phase」는 2개의 시계열간의 선행시차(또는 Time Lead)를 주기별로 본 것이다. 계절조정계열과 원계열간에는 ①Coherence는 계절주기를 뺀것이 1에 근접한 것 ②Gain도 계절주기를 뺀것이 1에 근접한 것 ③Phase가 0에 근접한 것(계절조정에 의해 국면변화(Phase Shift)가 발생하지 않았다는 것을 의미)이 바람직하다.

예를 들면, Nerlove[1964]는 미국의 고용·실업통계의 계절조정계열에 관한 스펙트럴 해석을 실시하여 당해 계절조정계열의 작성에 사용되고 있는 BLS법(미국 노동성법)의 문제점을 지적했다(BLS법은 이동평균형 조정법의 하나이다). 먼저 파워 스펙트럼에 대해서는 “seasonal peak”는 없어지지

---

37) 파워 스펙트럼(power spectrum)은 주파수영역분석(스펙트럴 해석)에 기초한 통계량이다. 주파수영역분석(Hamilton[1994], Granger and Newbold[1986] 등 참조)은 시계열자료를 적당히 변환하면 원자료의 변동이 서로 다른 주기를 갖는 수많은 주기적 변동의 합으로 표시될 수 있다는 생각에 기초한 것이다. 즉, 경제시계열에 있어 추세변동성분은 장기주기(저주파수)변동을, 순환변동성분은 중기주기(중주파수)변동을, 불규칙변동은 단기주기(고주파수)변동을 따르는 것으로 볼 수 있다. 이때 시계열자료가 어떤 주기의 성분을 어느정도 포함하고 있는지를 계량적으로 표시한 것이 각 주기별 파워 스펙트럼(power spectrum)이다.

만 반대로 인접한 주기에 비해 지나치게 낮아진다는 것(“seasonal dip”의 발생)을 명백하게 보여주어 BLS법이 필요이상으로 계절변동성분을 제거하고 있다(overadjustment)고 지적했다. 또한 원계열과 계절조정계열간의 교차 스펙트럼(cross spectrum)에 관해서는 Gain이 계절주기 이외에서도 현저하게 저하하는 경우가 있다는 것과 Phase가 장기주기(추세순환변동성분)에 있어서 최대 10개월 이상 변화하고 있다는 것 등을 표시하고 BLS법이 경제학자가 가장 관심이 있는 추세순환변동에 관한 정보를 왜곡하고 있다는 점에서 심각한 결함을 가지고 있다.<sup>38)</sup>

계절조정계열의 “seasonal dip”에 관해서는 이동평균형 조정법 뿐만 아니라 신호추출방법으로 볼 수 있다는 것을 Grether and Nerlove[1970], Burman [1980] 등이 지적하고 있으며 그 이론적 근거도 명백하게 나타나 있다.<sup>39)</sup> 또한 Akaike and Ishiguro[1981]는 미국의 일부시계열에 X-11과 Bayes형 조정법을 적용하여 추계된 추세순환변동성분의 파워 스펙트럼을 비교해보면 Bayes형 조정법이 X-11에 비해 평활화되어있고 왜곡이 적다고 지적하고 있다.

더욱이 스펙트럴 해석을 실시할 경우에는 시계열의 표본기간이 충분히 길지 않아 신뢰를 가질만한 결과를 얻을 수 없는 경우가 많다(특히 장기주기의 파워 스펙트럼). 이 때문에 실제의 경제시계열보다도 인공계열(simulated series)을 이용하여 계절조정방법의 평가를 실시하는 것이 적당하다고 생각하기도 한다. 예를 들면 Granger and Newbold[1986]는 비계절변동성분( $N_t$ )과 계절변동성분( $S_t$ )으로부터 구성되어 있는 인공계열( $X_t = N_t + S_t$ )을 작성하여 동계열의 계절조정계열( $A[X_t]$ )과 비계절변동성분( $N_t$ )에 관해 ①  $A[X_t]$ 의 파워 스펙트럼의 형태가  $N_t$ 의 그것과 유사한지의 여부 ②  $A[X_t]$ 와  $N_t$ 사이의 Coherence가 1에 접근하는지 여부 등을 진단(check)해야 한다.

38) 원계열과 계절조정계열간 장기주기의 국면변화(Phase Shift)가 발생하면 예를 들어 두가지의 원계열간에 존재하는 선행·후행관계가 계절조정에 의해 왜곡된다. 이 경우 계절조정계열을 이용한 분포시차모델 등에 의한 분석은 잘못(misleading)된 결론을 이끌어낼 가능성이 있다. Feige and Pearce[1979], 八〇 - 킨[1984], 翁[1985] 등은 분포시차모델을 기초로 한 Granger의 인과관계검정이 원계열을 이용한 경우와 계절조정계열을 이용한 경우 결과가 다른 사례를 소개하고 있다.

39) 한편, Ansley and Wecker[1984]는 “seasonal dip”을 발생시키지 않는다고 하는 제약하에서 MMSE에서처럼 신호추출방법에 근거한 계절조정 필터(filter)의 도출이 이론상 가능함을 증명하고 있다(단, 현재 실제로 이용되고 있지는 않다).

이와 같은 인공계열을 이용한 분석의 예로 Godfrey and Karreman[1967] 등이 있다. 그들은 AR모델로부터 생성된 인공적인 비계절변동성분과 그것에 X-11을 연결한 계열간에 Coherence를 계측하고 있다. 그 결과 단기주기의 Coherence는 현저하게 저하하고 있지만 장기주기(추세순환변동)의 Coherence는 1에 가까운 것으로 나타나며, 기존의 Nerlove[1964]와는 다르며 이동평균형 조정법이 추세순환변동을 왜곡한다고 말할 수 없는 결론을 이끌어 냈다.

### 3. 영업일수요인의 조정

매년의 계절변동패턴에서는 윤년이나 공휴일수, 요일구성 등으로 인해 생기는 월간영업일수의 변동도 큰 영향을 끼칠 수가 있기 때문에 계절조정에 있어 영업일수요인을 적절히 고려하는 것이 바람직하다. 예를 들어 구미에서는 부활절이 성탄절과 같은 중요한 축제일이 있는데 상업활동에 큰 영향을 미치고 있지만 그 일자는 3월21일 이후 만월(보름달)이 지난 다음 최초로 도래하는 일요일로 되어 있기 때문에 구체적인 날자는 매년 다르다(빠르면 3월22일, 늦으면 4월25일). 이 때문에 계절조정시 이러한 영향을 적절히 조정하지 않으면 3월과 4월(또는 제1/4분기와 2/4분기)의 계절조정 계열이 왜곡된다는 것을 미국 센서스국이나 캐나다 통계국이 지적하고 있다.<sup>40)</sup>

이와 같은 영업일수요인에 관해서는 X-12-ARIMA에서 상당히 자세한 대응이 가능하다는 점에서 대체로 이동평균형 조정법이 모델형 조정법보다 우수한 것처럼 받아들인다. 단, 이것은 이동평균형 조정법이 오랜기간에 걸쳐서 이용되어 왔던 과정에서 실무적인 관점에서 조금씩 개량되어 왔기 때문인데 원리적으로는 모델형 조정법에서도 대응이 가능하다.

40) 일본의 경우에도 소위 황금주말(golden week)이 있어 연휴가 몇일이나 계속되느냐가 매년 다르기 때문에 이것이 4월과 5월의 소비나 생산통계에 어느 정도의 영향을 미치고 있는가는 앞으로 검토해야할 과제라고 할 수 있다. 영업일수요인의 조정에 관한 자세한 것은 北川(1986), Chen and Findley[1995], Cleveland and Devlin[1980], Dagum, Hout and Morry[1988], Dagum, Quenneville and Sutradhar[1992], Ishiguro and Akaike[1981], McIntire[1992], Morry and Cholette[1995] 등을 참조

#### 4. 계절조정작업의 효율성

실무적으로는 실제 계절조정작업에 있어서의 효율성도 중요한 평가기준이 되고 있는데, 이론적으로 아무리 우수한 계절조정방법이라 할지라도 실무적으로 비효율적인 것은 실용적이라고 할 수 없다. 즉 계절조정프로그램의 사용방법이나 계산시간 등에 있어서도 다량의 계절조정계열을 작성하는 통계기관의 입장에서는 충분히 고려해야 할 필요가 있다. 이러한 점은 X-12-ARIMA에서는 사후진단에서의 피드백 과정(feedback process) 작업이 효율적인지 아닌지 여부가 하나의 판단이라고 할 수 있다. 또 비가우스형 상태공간모형은 가우스형 상태공간모형이나 신호추출방법보다도 계산시간이 걸리며 이것이 실무작업에 어느정도 장애가 되는가를 검토해 볼 필요가 있을 것이다.

## VI. 결론 및 향후과제

본 논문의 서두에서 기술한 바와 같이 일본의 통계기관이 X-11이나 MITI법 등을 이용하여 현재 작성하고 있는 계절조정계열은 계절조정의 보정에 의해 큰 폭으로 소급 개정되며 때로는 부자연스러운 변동을 나타내는 등 경기판단에 상당히 잡음(noise)을 주고 있다. 이 때문에 X-11 등 종래 이동평균형 조정법의 문제점에 대처할 목적으로 30년만에 대폭 개량된 센서스국법 X-12-ARIMA와 모델형 조정법의 계통으로 다양한 개량이 이루어진 비가우시형 상태공간모형(SSM) 등 최신형 계절조정방법의 이용가치는 상당히 높다고 할 수 있다.

이들 최신의 방법이 X-11에 비해 우수하다는 것은 미국 등 몇개의 선진국에서 실증된 것이다. 이러한 실증결과는 일본의 시계열자료에 대해서도 적합하다고 예상되지만 지금까지 일본자료를 이용한 분석은 거의 이루어지지 않았다.<sup>41)</sup> 이 때문에 우선 X-12-ARIMA와 현행 X-11간 비교에 관한 실증분석을 반복해보는 것이 필요하다 더 나아가서 X-12-ARIMA와 비가우시형 상태공간모형간 비교도 실증적으로 또는 실무적인 관점에서 검토해볼 필요가 있겠다. 이러한 실증분석을 할 때에는 V장에서 언급한 평가기준으로 각 계절조정법의 우열을 판단해보는 것이 적당하다.

마지막으로 계절조정계열의 이용·작성에 대해 보다 중장기적으로 검토해 보아야 할 몇가지의 과제를 간단히 소개해 본다.

### 1. 추세순환변동성분의 이용 및 공표

계절조정의 목적이 경제시계열을 경기의 기초판단에 있어서 보다 파악하기 쉽게 가공하는 것이라면 계절변동성분  $S_t$ , 뿐만 아니라 불규칙변동성분  $I_t$ 를 제거한 추세순환변동성분  $(T_t + C_t)$ 에 대해서도 이용가치가 있다고 생각된다. 실제로 독일연방통계국이나 뉴질랜드통계청에서는 원계열( $Y_t$ )과 계절조정계열( $T_t + C_t + I_t$ )에 덧붙여 추세순환변동성분( $T_t + C_t$ )도 같이 공표하고 있다.<sup>42)</sup>

41) 일본의 경제시계열을 이용해서 X-12-ARIMA와 X-11, X-11-ARIMA을 비교하여 실증 분석한 연구로서 木村[1995]이 있다

## 2. 계절조정계열의 분산 공표

X-12-ARIMA 등 최신방법을 도입하면 계절조정계열의 안정성이 현행방법에 비해 높을 것으로 기대되지만 그래도 아직 어느 정도의 불안정성이 남아있을 우려가 있다. 즉, 계절조정계열은 통계적인 추정치이기 때문에 추정 오차는 반드시 존재한다. 그래서 계절조정계열의 대외공표에 있어서 그 분산<sup>43)</sup>을 공표하고 향후 어느 정도의 개정이 있을 수 있는가를 미리 알려주는 것이 오히려 사용자의 신뢰를 얻을 수 있다고 생각된다(Pierce[1983] 참조).

## 3. 계절조정계열 보정의 빈도문제

(Concurrent Seasonal Adjustment의 검토)

Ⅲ장 2절에서와 같이 계절변동패턴이 변화하고 있는 경우나 경기판단이 미묘한 시점에 있어서는 1년에 1회만 계절조정을 보정하는 현행방식 보다 최근월까지 정보를 활용하여 보정작업을 실시하는 이른바 concurrent seasonal adjustment 방식이 적합하고 나아가서는 보다 안정적인 계절조정계열을 산출할 수 있다고 생각된다(Pierce and McKenzie[1987] 참조). 실제로 미국 센서스국에서는 건설통계, 도소매통계, 제조업출하·재고·수주통계 등에 동 방법을 채택하고 있고 일본에서도 계절조정의 보정 빈도에 대해서 검토 여지가 있을 것이다.

## 4. 통계지표간의 정의관계(Balancing Constraint) 충족문제

예를들면 국민소득통계의 GDP계열과 같이 소비나 설비투자 등의 구성 지표(component)를 합계하여 만들어진 계열에 있어서는 각 구성지표(component)의 계절조정계열의 합계치와 GDP자체의 계절조정계열과는 일

---

42) 한편 계절조정계열에 대해서는 계열내에 이상치나 구조변화(level-shift)를 그대로 남기고 공표해야 할 것인가 또는 조정·제거해야 하는가 하는 문제도 있다. 즉, 이점에 관해서는 계절조정방법으로서의 취급이 달라 비가우스형 상태공간모형에서는 이상치나 구조변화는 계절조정계열에 항상 포함되어 있는데 반해 X-12-ARIMA에서는 옵션의 선택에 의해 그것들을 계절조정계열에 포함하는 것도 조정·제거하는 것도 가능하다.

43) Pierce[1980b]는 상호추출방법과 X-11에 관해서 자료추가에 의한 계절조정계열의 개정 폭이 어떤 확률분포를 따를 것인가 하는 이론적인 검토를 하고 있다. Kramer and Bell[1995]나 Scott and Pfeiffermann[1995] 등은 X-11에 의한 계절조정계열의 분산 추계방법에 관해 연구를 하고 있다.

치할 필요성은 없다. 그러나 거시경제분석에 있어서 각종 기여도 분석이 이루어지는 경우를 생각한다면 통계지표간의 정의관계(Balancing Constraint)는 계절조정계열에 있어서도 어느정도는 충족될 필요가 있다(Lovell[1963] 참조). 이점에 관해서는 각 구성지표(component)계열에 동일한 선형필터(filter)를 적용할 수 있다면 정의관계(Balancing Constraint)는 충족될 수 있겠으나 각 구성지표(component)계열에 따라서는 계절조정이 적절이 이루어지지 않을 가능성이 있어 향후 검토해야할 과제중 하나라고 말할 수 있다.<sup>44)</sup>

---

44) Balancing Constraint에 관한 분석에 대해서는 Bank of England[1992]를 참조

## (부록1) 일변량계절조정의 한계

### 1. 계절조정계열을 이용한 회귀분석의 유의점

II장 3절에서는 원계열을 이용한 회귀분석에 있어서 “errors in variable”의 문제를 논하였다. 그러나 이하에서 보는 바와 같이 계절조정계열을 이용한 회귀분석에서도 문제가 있을 수 있다. 또 II장 3절에서 (1)~(4)식의 관계를 고려해 원계열  $x_t, y_t$ 에 계절조정 필터(filter)  $A_x(L), A_y(L)$ 를 적용하면 다음과 같은 식으로 계절조정계열  $x_t^a, y_t^a$ 가 도출된다(L은 시차다항식[Lag Operator]).<sup>45)</sup>

$$x_t^a = A_x(L)x_t, \quad y_t^a = A_y(L)y_t \quad (A-1)$$

이것을 (5)(6)식에 대입하여 정리하면 다음의 식을 얻을 수 있다.

$$y_t^a = \alpha \frac{A_y(L)}{A_x(L)} x_t^a + \eta_t$$

단,  $\eta_t = A_y(L)\xi_t = A_y(L)[(\beta - \alpha)x_t^s + \mu_t + \varepsilon_t]$  (A-2)

이때 계절조정에 의해 계절변동성분  $x_t^s$ 은 이미 제거되어 있기 때문에  $x_t^a$ 와  $\eta_t$ 간의 상관은 원계열 경우의  $x_t$ 와  $\xi_t$ 간의 상관관계에 비하여 일반적으로 작게됨을 추출할 수 있으며 이런 이유에서 “errors in variable”의 문제가 개선되었다고 할 수 있다. 그러나 계절조정필터(filter)가  $A_x(L) = A_y(L)$ 를 충족시키지 않는다면  $y_t^a$ 를  $x_t^a$ 로 단순회귀하는 것은 원래 적절한 정식화라고 할 수 없다(설명변수의 누락 등이 발생). 단순하고도 극단적인 예로서 만약 필터(filter)가 각각  $A_x(L) = 1, A_y(L) = 1/(1 - \lambda L)$ 로 표시된다고 할 때 본래 회귀식은

$$y_t^a = \alpha x_t^a + \lambda y_{t-1}^a + \text{오차항}$$

으로 정식화(specification)할 수 있는데, 이것을

45) 시차(Lag Operator) L은  $L^m x_t = x_{t-m}$ 를 나타내고 있다. 예를 들면 시차(Lag Operator)를 이용해서 5항 중심이동평균 필터(filter)를 나타내면 다음과 같이 된다.

$$A_x(L) = (1/5)L^2 + (1/5)L^1 + (1/5)L^0 + (1/5)L^{-1} + (1/5)L^{-2}$$

$$y_t^a = \alpha x_t^a + \text{오차항}$$

의 형태로 추정하는 경우에는 추계 모수(parameter)  $\hat{\alpha}$ 는 설명변수  $y_{t-1}^a$ 의 누락에 따른 별도의 편의(bias)를 갖게 된다. 이와 같이 계절조정계열을 이용한 회귀분석을 행하는 경우 앞에서 본 원계열의 경우의 "errors in variable"의 문제는 어느정도 해소할 수 있는 반면에  $x_t$ 와  $y_t$ 의 계절조정 필터가 일반적으로 상이함에 따라 야기되는 별도의 편의가 발생한다.

이상과 같은 계절조정계열의 이용에 따른 문제를 피하기 위해서 Wallis[1974]와 Sims[1974]는 피설명변수, 설명변수 모두 같은 계절조정필터를 사용할 것을 권장하고 있다. 이러한 예로서 MITI법에 의한 계절조정계열과 X-11에 의한 계절조정계열로 회귀분석을 하는 것이나 같은 X-11에 있어서도 옵션을 이용한 계절조정계열과 표준형을 이용한 계절조정계열을 혼합하여 회귀분석을 하는 것은 피하는 편이 좋다는 것이다.<sup>46)</sup> 그러나 회귀식내의 전체변수에 동일한 계절조정필터(filter)를 적용한 경우 [ $A_x(L) = A_y(L)$ ], 이번에는 해당 필터(filter)가 개개의 변수에 있어서 계절변동성분을 적절히 제거한 것 [ $A_x(L)x_t = x_t^N$ ,  $A_y(L)y_t = y_t^N$ ]이라는 보장은 잃게 될 것이다. 즉, 개개의 계열에서 최적의 계절조정필터를 선택하는 것과 회귀분석의 정식화(specification)의 관점에서 공통필터(filter)를 이용하는 것과는 trade-off의 관계에 있고 어느 것이 우선인가에 의해 그 원인은 다를 것이며 회귀분석에 어느정도의 편의(bias)를 발생시킨다는 것에는 변함이 없다.<sup>47)</sup>

46) 엄밀히 말하면 표준형의 X-11을 전체변수에 적용해도 각각의 계절조정필터가 다른 경우가 있다. 이것은 X-11에서는 잠정적인 추세·순환변동성분을 산출할 때 헨더슨 이동평균을 이용하지만 그 이동평균항수는 추계된 불규칙변동성분의 크기에 의해서 프로그램 내에서 자동적으로 선택되기 때문이다.

47) 계절조정계열에 의한 회귀모델이 원계열에 의한 회귀모델보다도 대체로 우수하다고는 말할 수 없음을 나타내는 한 예로서 Ericsson, Hendry and Tran[1992]의 연구가 있다. 그들은 영국의 화폐수요함수에 관해 원계열을 이용하여 계측한 모델과 계절조정계열을 이용한 모델에 관해 포함검정(Encompassing Test)을 하여 후자는 전자를 포함하지 않는다. 즉 후자는 전자보다 동등이상의 설명력을 가지지 않는다는 것을 보여주고 있다. 또한 원계열에 계절터미를 이용한 모델과 계절조정계열을 이용한 모델과의 우열에 관해 비교 검토하였다. Courchesne, de Fontenay and Pourier[1981]의 연구도 참조

## 2. 다변량계절조정

계절조정계열을 사용해도 적절한 회귀분석을 할 수 없다고 하는 (1)의 문제는 본질적으로 통상 실시하는 계절조정이 일변량계절조정(Univariate Seasonal Adjustment)인 데 기인한다. 일변량계절조정이란 시계열  $y_t$ 의 계절조정필터  $A_y(L)$ 를 구할 때 당해시계열  $y_t$ 가 지니고 있는 정보만을 이용하는 방법이다. 이 일변량계절조정이 정당화되려면 시계열  $y_t$ 의 변동을 설명함에 있어 여타의 시계열  $x_t$ 의 정보가 영향을 주지 않아야 한다. 그렇지 않은 경우에는  $x_t$ 의 정보를 무시하여  $y_t$ 의 정보만으로 계절조정을 한 일변량계절조정은 Bell and Hillmer[1984]가 말한 “중요한 정보의 손실(a significant loss of information)”을 초래할 가능성이 있다.

그래서  $y_t$ 의 계절조정 작업과정에  $y_t$  자신 뿐만아니라  $y_t$ 와  $x_t$ 간의 관계를 명시적으로 고려하는 다변량계절조정(Multivariate Seasonal Adjustment)이 이론적으로 바람직하다(Pierce [1980a] 참조). 다변량계절조정에 있어서는 복수의 경제시계열(예를 들면 실질 GDP와 통화량)의 비계절변동성분간의 관계, 계절변동성분간의 관계 및 각 시계열의 계절조정계열 등이 동시에 추계된다. 앞의 회귀분석의 예로 말한다면 (1)~(4)식 및 비계절변동성분  $x_t^A$ 과 계절변동성분  $x_t^S$ 의 확률차분방정식을 모두 함께 취한 상태공간모형의 구축 등으로 모수(parameter)  $\alpha, \beta$ 와 각 변동성분이 동시에 추계된다.

다변량계절조정에 관한 연구로서는 Bartelsman and Cleveland [1993], Ishiguro[1994], Ishiguro, et al.[1993], Kato, et al.[1995], Porter[1974] 등이 있다. Ishiguro[1994], Ishiguro, et al.[1993]는 다변량경제시계열의 해석에 해당되는데 개개의 시계열에 일변량계절조정을 실시한 계열을 이용한 경우와 다변량계절조정을 실시한 경우를 실제로 비교해보면 후자의 경우에는 명확하게 검토되는 계절조정계열간의 상호관계가 전자의 경우에는 지나쳐 버릴 가능성이 있다고 지적하고 있다.

## (부록2) 계절변동과 추세순환변동의 상호관계가 초래하는 문제

Canova and Ghysels[1994]와 Ghysels[1994]는 계절변동패턴이 경기확장기와 수축기에서 상이하면, 계절변동에 가한 무작위충격(random shock)이 그 후의 순환변동에 영향을 미치는 경우 계절변동과 순환변동(business cycle)간의 상호관계(interaction)가 존재하게 된다고 지적하고 있다.<sup>48)</sup> 이러한 입장에서 보면 계절변동과 순환변동이 서로 독립적이라 가정하에 이루어지는 통상의 계절조정에서는 Bell and Hillmer[1984]가 말한 “a significant loss of information”이 발생할 가능성이 있다고 말할 수 있다.<sup>49)</sup> 이하에서는 계절변동에 가해지는 계절충격(seasonal shock)이 추세변동과 순환변동에 영향을 미치는 예로서 비교적 좋게 알려진 이론모델 2가지를 소개한다.

### 1. Policy Seasonal

“Policy Seasonal”이란 정책당국이 조절하고자 하는 경제시계열의 계절조정에 관한 문제이다(Ghysels[1987, 1994], Farley and O'Brien[1987] 참조). 정책당국이 어떤 경제시계열의 추세·순환변동성분을 당해지표의 계절조정계열을 이용하여 조절하려고 하면 2가지의 문제가 발생한다. 즉 ① 정책으로 인해 추세·순환변동성분이 오히려 의도하지 않은 방향으로 변동되고 만다 ②나아가 당해 계절조정계열이 진정한 추세·순환변동성분을 정확히 반영하지 못할 가능성이 있다. 여기서는 중앙은행에 의한 통화공급량 조절(money supply control)을 예로 들어 설명한다(단, 만약을 위해서 반영하지 못한다면 이하의 논의는 계절조정계열의 조정보다도 원계열의 조정 또는 전혀 조정하지 않는 정책이 좋다는 것을 직접적으로 주장하는 것은 아니다).

48) 최근 계절변동과 순환변동(business cycle)의 관계에 관한 연구가 주목받고 있다. Canova and Ghysels[1994]나 Ghysels[1994]외에 Barsky and Miron[1989], Miron [1994] 등도 참조

49) Canova and Ghysels[1994]는 다음과 같이 서술하면서 계절변동과 순환변동의 상호관계를 무시한 계절조정계열에 의한 경기분석에 대해서 의문을 던지고 있다.

Cataloging business cycle facts with seasonally adjusted data is improper unless the seasonal adjustment takes into account the particular form of interaction existing among the components of the series(and this is seldom the case).

통화공급량(money supply)  $m_t$ 는 비계절변동성분  $m_t^N$ 와 계절변동성분  $m_t^S$ 로 구성된다고 한다(이 경우 관측 가능한 변수는  $m_t$  뿐이다). 또 비계절변동성분  $m_t^N$ 은 소위 부분조정모형의 통화수요함수로 표시되어 중앙은행에 의해 조정 가능한 금리  $i_t$ 에 의존 하다고 가정한다.

$$\begin{cases} m_t = m_t^N + m_t^S \\ m_t^N = a_1(m_{t-1}^N) + a_2(i_t) + \varepsilon_t^N \\ m_t^S = a_3(m_{t-4}^S) + \varepsilon_t^S \end{cases} \quad (A-3)$$

단,  $0 < a_1 \cdot a_3 < 1, a_2 < 0$   
 $\varepsilon_t^N \sim iid N(0, \sigma_N^2), \quad \varepsilon_t^S \sim iid N(0, \sigma_S^2)$

이때 계절변동성분  $m_t^S$ 은 중앙은행의 통제밖에 있어, 중앙은행의 목적은 비계절변동성분  $m_t^N$ 을 목표치(target)로부터의 괴리를 최소화 하도록 조정 하는 것인데 구체적인 목적함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$MIN_{(i_t)} E_1 \left[ \sum_{t=1}^{\infty} \beta^t \{ \widehat{m}_t^N - m_t^N \}^2 \right] \quad (A-4)$$

단,  $\widehat{m}_t^N$ : 중앙은행의  $t$ 기에 있어서의 목표치  
 $\beta$ : 시간할인인자(time discount factor),  $0 < \beta < 1$   
 $E_1$ : 제1기에 이용가능한 정보를 기초로한 조건부 기대치

단순화를 위해서  $\forall t, \widehat{m}_t^N = 0$ 이라고 하면(이러한 가정에 의해 일반성이 상실되는 것은 아니다) 중앙은행은 다음의 정책반응함수에 따라 금리를 조정하게 된다.

$$i_t = -(a_1/a_2)E_{t-1}[m_{t-1}^N] \quad (A-5)$$

단,  $E_{t-1}$ :  $t-1$ 기에서 이용가능한 정보를 기초로 한 조건부 기대치

여기서  $E_{t-1}[m_{t-1}^N]$ 의 대용변수로서 통화공급량(money supply)의 계절조정 계열을 이용한다고 하면 (A-5)식은 (A-6)식과 같이 바꾸어 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned}
 i_t &= -(a_1/a_2)A(L)(m_{t-1}) \\
 &= -(a_1/a_2)A(L)(m_{t-1}^N + m_{t-1}^S) \quad (A-6)
 \end{aligned}$$

단,  $A(L)$ 는 계절조정필터를 표시

먼저, 여기서 바로 말할 수 있는 것은 (A-6)식에서 계절조정필터  $A(L)$ 이 매기마다 무작위(random)로 가해지는 계절충격(seasonal shock)  $\epsilon_t^S$  [(A-3)식 참조]를 제거하지 않는 한<sup>50)</sup>  $\epsilon_t^S$ 은 계절조정계열에 반영되고 이에 따라 정책이 「불필요」하게 변경될 것이다. 즉, 예를 들면 몇개의 계절변동에 관한 충격(shock)에 의해 통화공급량(money supply)이 우연히 증가하더라도( $\epsilon_t^S > 0$ ) 중앙은행이 관심을 갖고 있는 비계절변동성분이 예기치 않은 변동을 나타내는 것은 아니기 때문에 본래정책은 변경하지 않는 것이 좋은 것이다. 그러나 정책당국은 계절조정계열의 상승을 보고 곧바로 금리를 인상시키기 때문에 금리는 다음기 이후의 통화공급량(money supply)의 비계절변동성분  $m_t^N$ 을 억제하는 방향으로 움직이게 되는데 이것은 결코 중앙은행이 의도한 바는 아니다. 이것은 본절 서두에서 지적한 2개의 문제중에 ①에 해당한다.

다음으로 ②의 문제 즉, 앞의 ①의 문제가 일단 발생하게 되면 그 후의 계절조정계열이 왜곡되어 버리는 문제가 발생한다. (A-6)식을 (A-3)의 모델에 대입하여 정리하면 다음식을 얻는다

$$m_t^N = \frac{1}{[1 - a_1L(1 - A(L))]} \epsilon_t^N - \frac{a_1A(L)L}{[1 - a_1L(1 - A(L))][1 - a_3L^4]} \epsilon_t^S \quad \dots(A-7)$$

(A-7)식은 진정한 비계절변동성분( $m_t^N$ )이 비계절변동충격( $\epsilon_t^N$ )과 계절변동충격( $\epsilon_t^S$ )의 시차다항식으로 표시되어 일단 계절변동충격( $\epsilon_t^S$ )이 발생하면 그것이 중앙은행의 정책을 통해 그 이후의 진정한 비계절변동(추세·순환

50) X-11 등에 의한 실제의 계절조정에서는 금리  $i_t$ 가 통화공급량(money supply)에 미치는 영향을 무시한 일변량계절조정에 의한 필터  $A(L)$ 를 이용하기 때문에 계절조정계열  $A(L)(m_{t-1})$ 가 실제성분  $m_{t-1}^N$ 와 일치하기는 본래 어렵다. 따라서 그 추정오차  $[(m_{t-1}^N) - A(L)(m_{t-1})]$ 에는 계절성이 잔존하고 이것이 System내에 feedback하는 과정에서 실제의 추세·순환변동성분  $m_t^N$ 에 계절성이 들어가게 된다(A-7식 참조).

변동)에 영향을 준다는 것을 나타내고 있다. 그러나 통상의 계절조정방법은 계절변동성분이 비계절조정성분에 주는 영향 등을 고려하지 않기 때문에 계절조정계열  $A(L)(m_t)$ 은 (A-7)식으로 표시되어 나타나는 것처럼 비계절변동성분  $m_t^N$ 으로부터 점점 괴리될 가능성이 있다. 이것이 ②의 계절조정계열의 왜곡문제이다.

## 2. 기업행동의 동태적(dynamic) 최적화

한편 Ghysels[1988, 1994]는 민간기업의 행동(behavior)에 있어서도 앞의 Policy Seasonal과 유사한 계절조정에 관한 문제가 있음을 지적하고 있다. 즉 기업의 생산량 등에 관해서 동태적(dynamic) 최적화의 이론모델로부터 도출된 계절변동성분은 통상 계절조정방법에 있어서 추세·순환변동으로서 포착되는 성분을 포함하고 있기 때문에 통상 계절조정계열은 경제이론적으로 보아 적절하지 않다고 하는 지적이다.

우선,  $t$ 기의 수요  $D_t$ 는 추세·순환변동성분  $D_t^N$ 와 계절변동성분  $D_t^S$ 으로 나뉘며  $D_t^N$ 은 가격  $P_t$ 에 의존하고 있다(여기서는 월별자료를 가정)

$$\begin{cases} D_t = D_t^N + D_t^S \\ D_t^N = a - bP_t + \varepsilon_t^N & \varepsilon_t^N \sim N(0, \sigma_N^2) \\ D_t^S = cD_{t-12}^S + \varepsilon_t^S & \varepsilon_t^S \sim N(0, \sigma_N^2) \end{cases} \quad (A-8)$$

한편, 기업은 이윤의 현재 기대가치를 최대로 하기위해 생산량의 계열  $\{Q_{t+j}\}$ 를 결정한다.

$$MAX_{\{Q_{t+j}\}} E \left[ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \pi_{t+j}(P_{t+j}, Q_{t+j}, Q_{t+j-1}; d) \right] \quad (A-9)$$

단,  $\beta$ 는 time discount factor,  $\pi_{t+j}(\cdot)$ 은  $t+j$ 기의 이윤함수이다. 더욱이  $\pi_{t+j}(\cdot)$ 가  $Q_{t+j}$ 뿐만 아니라  $Q_{t+j-1}$ 에도 의존하는 이유는 생산량을 급격히 변화시키면(즉,  $Q_{t+j} - Q_{t+j-1}$ 의 절대치를 크게 하면) 조정비용(모수  $a$ 로 규정)이 들고 이것이 수익의 압박요인으로 작용하는 것을 가정하고 있기 때문이다.

여기서, 시장균형식  $V_t, D_t=Q_t$ 가 성립 된다고 하면(단, 재고는 존재하지 않는다고 가정) 생산량의 계열  $Q_t$ 은 다음과 같은 시차다항식으로 나타낼 수 있다.

$$\left\{ \begin{array}{l} Q_t = Q_t^N + Q_t^S \\ Q_t^N = A(L; \phi) \varepsilon_t^N \\ Q_t^S = B(L; \phi) \varepsilon_t^S \\ \phi = (a, b, c, d, \beta) \end{array} \right. \quad (A-10)$$

단,  $L$ 은 시차다항식(Lag operator)으로  $A(L; \phi)$ 와  $B(L; \phi)$ 는 시차다항식을 표시한다( $\phi$ 는 시차다항식을 규정하는 모수(parameter)). 한편  $P_t$ 에 관해서도 (A-10)식과 같은 관계식을 도입할 수가 있다.

즉, 생산량계열중 추세·순환변동성분  $Q_t^N$ 는 수요의 추세·순환변동충격(shock)  $\varepsilon_t^N$ 의 시차다항식으로 나타난다. 한편 계절변동성분  $Q_t^S$ 는 수요의 계절변동충격(shock)  $\varepsilon_t^S$ 의 시차다항식으로 표시된다.

Ghysels는 상기모델에 있어서 계절변동성분  $Q_t^S = B(L; \phi) \varepsilon_t^S$ 가 어떠한 성질을 갖고 있는가를 보기 위해 시뮬레이션 자료를 이용해 파워 스펙트럼을 계측했다. 그것에 의하면  $Q_t^S = B(L; \phi) \varepsilon_t^S$ 의 파워 스펙트럼은 계절주기 뿐만 아니라 장기(저주파수)주기에서도 높아지고 있는 것이 확인되었다. 이것은 상기의 동태적(dynamic) 최적화모형에서는 어떤기에 강한 계절변동충격(shock)  $\varepsilon_t^S$ 가 발생하면 그것에 따라 일단 변화한 생산수준이 조정비용의 영향으로부터 다음기 이후의 생산수준에도 장기적으로 영향을 주기 때문이다. 이 경우 조정비용이 큰 기업이 생산량을 변화시키지 않은 경향("production smoothing")이 강하기 때문에 계절변동충격이 생산량에 미치는 장기적인 영향도 강하다고 생각된다. 실제 Ghysels는 조정비용의 모수(parameter)  $Q_t^S$ 를 크게 하면 장기주기에 있어서  $Q_t^S$ 의 파워 스펙트럼이 일단 높아지는 것을 확인하고 있다.

파워 스펙트럼에서 본  $Q_t^S$ 의 이와 같은 성질은 통상 계절조정이 전제로

하고있는 계절변동성분  $S_t$ 의 성질과는 일치하지 않는다. 즉, 통상 계절조정방법에서는

$$(1 + L + L^2 + L^3 + \dots + L^{11})S_t = \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (A-11)$$

가 가정되는(=계절변동성분의 일년치 총계는 백색잡음이 된다) 경우가 많다. 그 경우  $S_t$ 의 파워 스펙트럼은 계절주기에서만 높고 그 외의 주기에서는 상당히 낮다는 것을 알 수 있다(Granger[1984] 참조).

이상으로부터 Ghysels는 경제주체가 동태적(dynamic)경로의 최적화를 실시하고 있는 점을 무시한 통상의 계절조정은 Bell and Hillmer[1984]이 말하는 “중요한 정보의 손실(a significant loss of information)”을 초래한다고 비판하고 있다. 더욱이 통상의 계절조정이 Ghysels의 이론모델과 유일하게 일치하는 것은 조정비용  $a$ 가 아주 작은 경우에 한한다. 이 때 기업의 최적생산량은 당기의 수요만에 의해서만 결정되고 전기의 생산량에는 전혀 의존하지 않는다. 따라서 계절변동충격에 대응하는 형태로 어느기에 생산량이 증가해도 그것이 다음기 이후의 기업행동에 영향을 주는 것은 없고 (A-10)식의  $Q_t^S$ 와 (A-11)식  $S_t$ 의 파워 스펙트럼의 형태가 같게 된다.

## 【참고문헌】

- 石黒眞木夫, 「ベイズ型季節調整モデル」, 『數理科學』, No.213, 1981年 3月号
- 翁 邦雄, 「Grangerの因果關係を用いた實證分析の再検討」, 『金融研究』, 第4卷第4号, 日本銀行金融研究所, 1985年
- 北川源四郎, 「時系列の分解-プログラムDECOMPの紹介」, 『統計數理』, Vol.34, No. 2, 1986年
- , 「非ガウス型時系列季節調整モデリング」, 『オペレーションズ・リサーチ』, 1989年 10月号
- , 「時系列分解プログラミング」, 岩波コンピュータサイエンス, 1993年
- 木村 武, 「最新移動平均型季節調整法 X-12-ARIMAについて」, 未定稿, 1995年
- 黒川恒雄, 「經濟時系列の分析とその季節變動の調整」, 『統計』, 日本統計協會, 1979年
- 清水 誠, 「季節調整法センサス局法II, X-11-ARIMAの適用」, 『統計局研究彙報』, 第47号, 總務廳, 1988年 12月
- 田原昭四, 「景氣變動と日本經濟」, 東洋經濟新報社, 1983年
- マイケル・パーキン, 「日本經濟とケインジアン, 古典派の景氣變動論」, 『金融研究』, 第3卷 第2号, 日本銀行金融研究所, 1984年
- 溝口敏行・刻屋武昭, 「經濟時系列入門」, 日本經濟新聞社, 1992年
- Akaike, H., "Seasonal Adjustment by a Bayesian Modeling", *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 1, No. 1, 1980.
- , "Comment on 'Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series'", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 1984.
- , and M.Ishiguro, "Comparative Study of the X-11 and Bayesa Procedure of Seasonal Adjustment", to be presented at the ASA-CENSUS-NBER Conference on Applied Time Series Analysis of Economic Data. Washington, D.C., October 1981.
- Ansley, C. F., and W. E. Wecker, "Comment on 'Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series'", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 1984.
- Archibald. J., "Experiences of Statistics New Zealand in Trend and Seasonal Adjustment", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C, U.S, Bureau of the Census, March 1995.
- Bank of England, *Report of the Seasonal Adjustment Working Party*, October

- 1992.
- Barsky, R. B, and J. A. Miron, "The Seasonal Cycle and Business Cycle", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 3, 1989.
- Bartelsman, E. J., and W. P. Cleveland, "Joint Seasonal Adjustment of Economic Time Series", Finance and Economics Discussion Series. Federal Reserve Board, 93-28, 1993.
- Battipaglia, P., and D. Focarelli, "A Comparison of Indicators Evaluating X-11-ARIMA Seasonal Adjustment" Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment Washington, D.C, U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Bell, W. R., "On Some Properties of X-11 Symmetric Linear Filters", U. S. Bureau of the Census, mimeo, 1992.
- , and S. C. Hillmer, "Issues involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 1984.
- Blinder, A., "Can the Production Smoothing Model of Inventory Behavior be Saved?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 101, 1986.
- Bruce, A. G., and S. R. Jurke, "Empirical Comparison of Two Methods for Non-Gaussian Seasonal Adjustment", Institute of Statistics and Operations Research, Victoria University, May 1992.
- Bundesbank, "Seasonal Adjustment as a Tool for Analysis Economic Activity", *Monthly Report of the Deutsche Bundesbank*, October 1987.
- Bureau of the Census, "REGARIMA Reference Manual (Version 1.0)", March 10. 1995a.
- , "X-12-ARIMA Reference Manual(Pre-release Version 0.2)", March 20, 1995b.
- Burman, J. P., "Seasonal Adjustment by Signal Extraction", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 143. 1980.
- , "Automatic Selection of Seasonal ARIMA Models", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Burridge, P., and K. F. Wallis, "Unobserved components Models for Seasonal Adjustment Filters", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 1984
- , and -----, "Seasonal Adjustment and Kalman Filtering Extension to Periodic Variances", *Journal of Forecasting*, Vol. 9, 1990.

- Canova, F., and E. Ghysels, "Changes in Seasonal Patterns-Are They Cyclical?", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 18, 1994.
- Chen, B., and D. F. Findley, "They Trading Day and Easter Effect Models of X-12-ARIMA", Proceedings of the Workshop of the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Cleveland, W. S., and S. J. Devlin, "Calender Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75, No. 371, September 1980.
- Cleveland, W. P., and G. C. Tiao, "Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 71, 1976.
- Courchesne, C. A. de Fontenay, and J. Pourier, "An Empirical Study of Seasonality in Econometric Modeling" in *Time Series Analysis*, O. D. Anderson and M. R. Perryman, eds., North-Holland Publishing Company, 1981.
- Dagum E. B., "The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method" *Statistics Canada Catalogue*, No. 12-564E, Sep. 1979.
- , "Diagnostic Checks for the ARIMA Models of the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", in *Time Series Analysis*, O. D. Anderson and M. R. Perryman, eds., North-Holland Publishing Company, 1981.
- , G. Hout and M. Morry, "Seasonal Adjustment in the Eighties: Some Problems and Solutions", *The Canadian Journal of Statistics*, Vol. 16, Supplement, 1988.
- , and B. Quenneville, "Dynamic Liner Models for Time Series Components", *Journal of Econometrics*, Vol. 53, 1993.
- , B. Quenneville, and B. Sutradhar, "Trading-day Variations Multiple Regression Models with Random Parameters", *International Statistical Review*, Vol. 60, No. 1, 1992.
- den Butter, F. A. G., and M. M. G. Fase, *Seasonal Adjustment as a Practical Problem*, North-Holland, 1991.
- , and T. J. Mourik, "Seasonal Adjustment Using Structural Time Series Model: An Application and a Comparison with the Census X-11 Method", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 4, 1990.
- Engle, R. F., "Estimating Structural Models of Seasonality", in *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Proceedings of the Conference of the Seasonal Analysis of Economic Time Series, Washington, D.C., A. Zellner, ed., US Department of Commerce, September 1976.

- Ericsson, N. R., D. F. Hendry, and H. A. Tran, "Cointegration, Seasonality, Encompassing, and The Demand for Money in the United Kingdom", mimeo, 1992.
- Farley, D. E., and Y. C. O'Brien, "Seasonal Adjustment of the Money Stock in the United States", *Journal of Official Statistics*, Vol. 3, No. 3, 1987.
- Feige, E. L., and D. K. Pearce. "The Casual Causal Relationship between Money and Income : some Caveats for Time Series Analysis", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, 1979.
- Findly, D. F., "Comments of 'Comparative Study of the X-11 and Baysea Procedure of Seasonal Adjustment' by H. Akaike and M. Ishiguro", Presented at the ASA-CENSUS-NBER Conference of Applied Time Series Analysis of Economic Data, Washington, D. C., October 1981.
- , W.R.Bell, B.Chen, C.Monsell, and M.C. Otto., "The X-12-ARIMA Program", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- , and B. C. Monsell, "REG-ARIMA Based Preprocessing for Seasonal Adjustment", Proceedings of the Statistics Canada Symposium of Analysis of Data in Time, October 1989.
- , B. C. Monsell, H. B. Shulman, and M. G. Pugh, "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 85, No. 410, June 1990.
- Fukuda, K., "The Most Important Seasonal Adjustment Problem in Japanese Economic Time Series", Proceedings of the International Workshop on Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, June 1992.
- Gersch, W., and G. Kitagawa, "The Prediction of Time Series with Trends and Seasonalities", *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 1, No. 3, July 1983.
- , and G. Kitagawa, "Smoothness Priors in Time Series", in *Bayesian Analysis of Time Series and Dynamic Model*, J. C. Spall, ed., Marcel Dekker inc., 1988.
- Gersovitz, M., and J. M. Mackinon, "Seasonality in Regression: An Application of Smoothness Priors", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 73, No. 362, June 1978.
- Ghysels, E., "Seasonal Extraction in the Presence of Feedback", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 5, No. 2, 1987.
- , "A Study Towards A Dynamic Theory of Seasonality for Economic

- Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, 1988.
- , "on the Economics and Econometrics of Seasonality", in *Advances in Econometrics Sixth World Congress*, C. A. Sims, ed., Cambridge University Press, 1994.
- Godfrey, M. D., and H. Karreman, "A Spectrum Analysis of Seasonal Adjustment", in *Essays in Mathematical Economics in Honor of Oscar Morgenstern*, M. Shubik, ed., Princeton University Press, 1967.
- Granger, C. W. J., "Comment on Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 2, 1984.
- , and P. Newbold, *Forecasting Economic Time Series (2nd ed)*, Academic Press, 1986.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis (2nd ed)*, Macmillan Publishing Company, 1993.
- Grether, D. M., and M. Nerlove, "Some Properties of Optimal Seasonal Adjustment", *Econometrica*, Vol. 38, No. 5, 1970.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1984.
- Harvey, A. C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, 1989.
- , *Time Series Models*, Harvester Wheatsheaf, 1993.
- , and P. H. J. Todd, "Forecasting Economic Time Series with Structural and Box-Jenkins Models: A case Study", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 1, 1983.
- Hillmer, S. C., and G. C. Tiao, "An ARIMA-Model-Based Approach to Seasonal Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 77, No. 377, March 1982.
- Hout, G., "The Effect of Outliers on ARIMA Models for the X-11-ARIMA", in *Time Series Analysis* O. D. Anderson & M. R. Perryman, ed. North-Holland Publishing Company, 1981.
- Hylleberg, S., *Seasonality in Regression*, Academic Press, 1986
- , *Modelling Seasonality*, Oxford University Press, 1992.
- Ishiguro, M., "System Analysis and Seasonal Adjustment through Model Fitting", *Proceedings of the First US/Japan Conference on the Frontiers of Statistical Modeling: An Informational Approach*, 1994.
- , and H. Akaike, "A Bayesian Approach to the Trading-Day Adjustment

- of Monthly Data", in *Time Series Analysis*, O. D. Anderson and M. R. Perryman, ed., North-Holland Publishing Company, 1981.
- , H. Kato and S. Naniwa, "VSA/VAR MODEL, vector seasonal adjustment /vector autoregressive model", paper presented at U. S. /Japan Seminar on Statistical Time Series Analysis, January. 25-29. 1993.
- Kato, H., and M. Ishiguro, "A Multivariate Stochastic Model with Common Factor for Estimating Mutual Relationships", mimeo, Institute of Statistical Mathematics, 1994.
- , S. Naniwa and M. Ishiguro, "A Multivariate Stochastic Model with Non-Stationary Trend Component", *Applied Stochastic Models and Data Analysis*, Vol. 11, 1995.
- Kitagawa, G., "Non-Gaussian State Space Modeling of Nonstationary Time Series", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 400. December 1987.
- , "Non-Gaussian Seasonal Adjustment", *Computers Math Applic.*, Vol. 18, No. 6/7, 1989.
- , "A Monte Carlo Filtering and Smoothing Method for Non-Gaussian Nonlinear State Space Models", The Institute of Statistical Mathematics, Research Memorandum No. 462, 1993.
- , "The Two-Filter-Formula for Smoothing and an Implementation of the Gaussian-Sum Smoother", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, Vol. 46, No. 4, 1994.
- , and W. Gersch, "A Smoothness Priors-State Space Modeling of Time Series With Trend and Seasonality", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 79, No. 386, June 1984.
- , and Y. Nagahara, "Monte Carlo Smoothing Method for Seasonal Adjustment", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Kramer, M. and W. R. Bell, "Variances of X-11 Seasonal Adjustment that Account for Sampling Error and Forecast Extension", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Krueger, R., "Seasonal Adjustment of Irregular Time Series: U. S. Merchandise Trade", in *Time Series Analysis*, O. D. Anderson and M. R. Perryman, ed., North-Holland Publishing Company, 1981.
- Lovell, M. C., "Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis", *Journal of the American Statistical Association*,

December 1963.

Maddala, G. S., Introduction to Econometrics(2nd. ed), Macmillan Publishing Company, 1992.

Maravall, A., "On Structural Time Series Models and the Characterization of Components", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 3, 1985.

-----, and V. Gomez, "The TRAMO/SEATS Model-Based Seasonal Adjustment Program", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census. March 1995.

-----, and D. A. Pierce, "A Prototype Seasonal Adjustment Model", *Journal of Time Series Analysis*, Vol.8, 1987.

McIntire, R. J., "Seasonal Adjustment of Weekly Data and the Treatment of Holidays", International Workshop on Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics, U. S. Bureau of the Census, June 1992.

McKenzie, S., and J. Stith, "A Preliminary Comparison of Several Seasonal Adjustment Techniques", in *Time Series Analysis*, O. D. Anderson and M. R. Perryman, ed., North-Holland Publishing Company, 1981.

Mills, T. C., *Time Series Techniques for Economists*, Cambridge University Press, 1990.

Miron, J. A., "The Economics of Seasonal Cycles", in *Advances in Econometrics Sixth World Congress*, C. A. Sims, ed., Cambridge University

Morry, M., and P. A. Cholette, "Estimation of Moving Trading Day Variations with Application to the Canadian Retail Trade Series", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.

Nerlove, M., "Spectral Analysis of Seasonal Adjustment Procedures", *Econometrica*, Vol. 32, No. 3, 1964.

Ozaki, T., and P. J. Thomson, "Seasonal Adjustment through Dynamical Systems", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.

Pierce, D. A., "A Survey of Recent Development in Seasonal Adjustment", *The American Statistician*, Vol. 34, 1980a.

-----, "Data Revisions with Moving Average Seasonal Adjustment Procedures", *Journal of Econometrics*, Vol. 14, 1980b.

-----, "Seasonal Adjustment of the Monetary Aggregates: Summary of the Federal Reserves's Committee Report", *Journal of Business and Economic*

- Statistics*, Vol. 1, No. 1, 1993.
- , and S. K. McKenzie, "on Concurrent Seasonal Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 82, No. 399, September 1987.
- Porter, R. D., "Multiple Time Series Containing Unobserved Components", Special Studies Paper, Federal Reserve Board, No. 65, 1974.
- Scott, S., and D. Pfeffermann, "Empirical Evaluation of Variance Estimation for X-11 Seasonally Adjustment Series", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D. C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Sims, C. A., "Seasonality in Regression", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, 1974.
- Stier, W., and B. Schips, "Can SEATS Replace Census?", Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment, Washington, D.C., U. S. Bureau of the Census, March 1995.
- Stradhar, B. C., E. Dagum, and B. Solomon, "An Exact Test for the Presence of Stable Seasonality with Applications", *Survey Methodology*, Vol. 17, No. 2, December 1991.
- Wallis, K. F., "Seasonal Adjustment and Relation Between Variables", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 69, No. 3, March 1974.



논문 2

최신 이동평균형 계절조정법  
「X-12-ARIMA」에 대하여\*

---

\* 본 논문은 일본은행금융연구소의 「금융연구」 제15권 제2호(1996년 4월)에 게재  
된 내용을 번역한 것임.



# 목 차

I. 머리말 .....	83
II. 기존 이동평균 계절조정방법의 개념과 문제점 .....	86
1. 계절조정의 목적과 그 방법 .....	86
2. 이동평균형 계절조정방법의 평가 .....	87
가. 이동평균형 계절조정 방법 .....	87
나. 시계열의 구조변화가 계절조정에 미치는 영향 .....	89
다. 이상치의 처리 .....	92
라. 요일변동의 추계방법 .....	96
III. X-12-ARIMA의 특징 .....	102
1. X-ARIMA의 전체 모습 .....	102
2. REGARIMA의 구조 .....	104
3. REGARIMA의 추계방법 .....	108
IV. X-12-ARIMA의 성능에 관한 실증분석 .....	111
1. 구조변화(level-shift)처리의 타당성 .....	111
2. 이상치 처리의 타당성 .....	113

3. 요일조정의 타당성 .....	117
4. 안정성분석 I .....	120
5. 안정성분석 II .....	127
6. 안정성분석 III .....	132
7. 경기판단에 이용시 실용성 .....	136
V. 향후과제 .....	143
<자료부록> .....	144
<b>【참고문헌】</b> .....	145

## I. 머리말

현재 세계 각국 통계기관 대부분은 미국 상무성 센서스국이 1965년에 개발한 이동평균형 계절조정방법인 X-11을 이용하여 경제시계열의 계절조정을 하고 있다. 일본에서도 경제기획청, 총무청 및 일본은행에서 X-11을 이용하고 있다. 이런 가운데 센서스국은 계절조정계열이 신규자료의 추가에 따라 과거계열이 대폭 개정되는 문제점을 해결할 목적으로 개발한 X-12-ARIMA를 1996년 상반기에 일반에 공개할 예정이다. 실제 일본에서도 계절조정계열의 불안정성과 계절조정계열이 때때로 부자연스러운 움직임을 나타내는 문제 등이 경기판단에 대한 교란요인으로 무시할 수 없게 되어, 이번에 개발된 X-12-ARIMA가 그러한 문제점을 해결해 줄 수 있으리라고 크게 기대하고 있다.

본 논문은 X-12-ARIMA에 대하여 X-11 등 종전의 계절조정방법과 비교하면서 그 개요를 소개하고 또한 일본의 경제시계열에 실제 적용한 실증분석 결과를 정리한 것이다. 결론을 먼저 말하면 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 경제지표로서의 실용성은 X-11과 MITI법(일본 통산성이 광공업지수의 계절조정에 이용)에 비해 매우 높은 신뢰성을 가지는 것을 확인할 수 있었다. 즉, X-12-ARIMA를 이용하면 실무자에게 가장 중요한 평가기준의 하나인 「계절조정계열의 안정성」을 개선할 수 있고, 경기분석상 불필요한 정보인 요일변동(매월 요일구성의 변화에 따른 경제시계열의 변동)등을 적절히 추계·제거함에 따라 계절조정계열에서 부자연스런 동향을 제거할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다.

우선 II장에서 계절조정의 개념에 대하여 간단히 서술한 후 X-11과 X-11-ARIMA 등 종전 이동평균형 조정법의 문제점에 대하여 서술하고자 한다. III장에서는 X-12-ARIMA의 특징에 대하여, 특히 REGARIMA라 불리는 시계열 모형을 이용한 원계열의 사전조정 과정에 대하여 그 구조와 추계방법 등에 대하여 상세히 설명하고자 한다. IV장에서는 X-12-ARIMA를 일본의 경제시계열에 적용한 실증분석 결과에 대해 REGARIMA에 의한 예측 성과(performance), 요일변동의 추계 성과(performance) 및 계절조정계열의 안정성을 중심으로 X-11 등과 비교하여 서술하고자 한다. 또한 X-11과 MITI법을 비교하여 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열이 경기

판단의 수단으로 어느정도 실용적인가에 대하여 간단히 설명하고자 한다.

본 논문의 요지는 다음과 같다.

- ① 계절조정이란 월별 또는 분기별 경제시계열의 변동을 추세순환변동, 계절변동, 불규칙변동의 3가지 성분으로 분해하여, 계절변동을 원계열에서 제거한 계절조정계열을 추계하는 절차를 말한다. 계절조정의 목적은 기후와 사회관습 등의 영향에 따라 매년 계절적으로 반복되는 변동을 경제시계열에서 제거함으로써 경기의 전환점 등 경제의 기초적인 동향이나 경제변수간의 관계를 보다 명확히 파악하는 것이다.
- ② 계절조정방법의 주류인 이동평균형 계절조정방법의 대표적인 것은 미국 상무성 센서스국이 개발한 X-11이다. X-11은 발표된 이후 30년이 지난 오늘날까지 일본을 포함한 세계 각국의 통계기관에서 널리 이용되고 있으나, 이 방법은 다음과 같은 문제점이 지적되고 있다. 첫째는 시계열의 말단부문에서는 후방이동평균에 의해 계절변동을 추계하기 때문에 신규자료를 추가하면 최근의 계절조정계열이 큰 폭으로 개정된다(계절조정계열의 불안정성). 실제의 경기동향을 판단할 때에는 최근의 계절조정계열이 중요한 경기판단자료가 되므로 이 문제는 심각하게 된다. 둘째는 이상치(outlier)와 요일변동 등이 원계열에 섞여 있는 경우에는 이동평균에 의해 계절변동을 적절하게 추출할 수가 없다. 따라서, X-11에서는 이러한 이상치의 조정과 요일변동의 조정에 이론적으로 문제가 있으며 이것은 실증적으로도 확인되고 있다.
- ③ 금번에 미국 상무성 센서스국이 개발한 X-12-ARIMA는 X-11의 문제점을 시정한 계절조정방법이며, 이동평균형 조정법의 최신판이다. 동 방법의 최대 특징은 계절조정의 사전조정으로서 REGARIMA라고 불리는 시계열 모형을 이용한 원계열의 이상치와 구조변화(level-shift, 시계열 수준의 변화) 및 요일변동을 추계·제거하는데 있다. 또한 REGARIMA를 이용하여 원계열의 예측치(3~5년분)를 추계한 다음, 이 예측치와 실제 원계열을 연결한 계열에 대하여 이동평균을 취함으로써 계열말단부문에서도 후방이동평균이 아닌 중심이동평균에 의한 계절변동의 추계를 가능하게 하는 점도 커다란 특징이다. 이와 같은 X-12-ARIMA의 사전조정은 이론상 계절조정계열의 안정성을 개선하고 부자연스러운 움직임과 왜곡을 없앨 수 있다고 생각된다.

- ④ 일본의 주요 월별 경제시계열(광공업생산지수, 백화점매출액, 완전실업률, 통화공급량 등)에 대하여 X-12-ARIMA를 적용하여 그 안정성을 X-11과 비교해 보면, (1) X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열은 다른 방법으로 구한 계절조정계열에 비해 안정된 모습을 보였으며 (2) 이런 경향은 기존 사용하는 안정성의 기준에 의존하지 않고 (3) 요일변동조정이 적절히 되었는지의 여부는 안정성에 큰 영향을 미친다는 결과를 얻을 수 있다.
- ⑤ X-12-ARIMA의 실용성을 판단하기 위해 과거 경기전환국면에서 계절조정계열의 동향을 보면 (1) MITI법과 X-11으로 구한 계절조정계열은 상하 움직임이 많은 것에 비해, X-12-ARIMA의 계열은 매우 완만한 움직임을 보이고 있어 경기전환점을 파악하기 쉽다 (2) 광공업생산지수를 보면, X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 전월비(%)와 MITI법의 계절조정계열의 전월비(%) 사이에는 절대치로 보아 평균 1%의 괴리폭이 존재하며(최대 4%의 괴리폭이 발생), 계절조정계열의 완만함의 차이는 현저하다 (3) 계절조정계열의 완만함의 차이는 주로 요일변동의 유무에 의한 것이라 판단된다는 결과를 얻었다.
- ⑥ X-12-ARIMA는 계절조정계열의 안정성과 경제지표에서의 사용이 쉽기 때문에 이동평균형 조정법의 범주에 있어서는 현 시점에서 최선의 계절조정방법이라 하겠다. 미국에서는 상무성이 대외 공표통계에 대하여 이미 X-12-ARIMA에 의한 계절조정을 실시하고 있고 FRB(연방준비제도이사회)와 BLS(노동성 노동통계국) 등도 X-12-ARIMA의 도입을 검토하고 있다. 일본의 경제통계에 대한 계절조정도 향후 동 방법을 이용하는 것을 검토해 나가는 것이 바람직하다.

## II. 기존 이동평균형 계절조정방법의 개념과 문제점

### 1. 계절조정의 목적과 그 방법

월별, 분기별의 경제시계열(원계열)은 경기동향에 관한 정보를 포함하는 한편, 시계열의 변동요인으로 기후와 사회관습 등의 영향에 따라 매년 계절적으로 되풀이 되는 1년주기의 변동(계절변동)이 포함되어 있어서 원계열 그대로를 가지고는 그 자료 이용가치가 높지 않다. 따라서 우리가 경기의 순환과 그 전환점을 정확히 인식하고, 이를 기초로 한 적절한 정책대응을 하기 위해서는 어떤 방법으로든지 계절변동을 원계열에서 제거하는 것 즉, 계절조정이 필요하게 된다. 실제 계절조정방법에서는 원계열( $Y_t$ )은 계절변동성분( $S_t$ ) 이외에 추세순환변동성분( $TC_t$ ), 불규칙변동성분( $I_t$ )의 3가지 성분으로 구성되어 있다고 가정한다.<sup>1)</sup> 그리고 원계열( $Y_t$ )와 이들 3가지 성분과의 관계에 대해서는

$$\text{승법형 모형} : Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t$$

$$\text{가법형 모형} : Y_t = TC_t + S_t + I_t$$

중 하나라고 가정한다. 계절조정을 상기 모형에 의해 해석하여 원계열  $Y_t$ 에서 계절변동성분  $S_t$ 를 제거하면 승법형은  $TC_t \cdot I_t$ , 가법형은  $TC_t + I_t$ 인 계열(계절조정계열)을 작성할 수 있다. 또한 각 변동성분에 대해서는 다음과 같이 정의할 수 있다.

#### ① 추세순환변동( $TC_t$ )

경제성장에 수반하여 생기는 장기적인 상승 또는 하강하는 경향을 나타내는 추세변동과 경기순환에 의한 확장과 수축기간이 상호 반복적인 변동(1년이상 주기)

#### ② 계절변동( $S_t$ )

기후나 사회관습 등의 영향으로 매년 계절적으로 반복되는 1년주기의 변동

---

1) 계절순환변동성분  $TC_t$ 를 추세변동  $T_t$  과 순환변동  $C_t$ 의 2가지 성분으로 분리하여 추계한 계절조정법이다. 예를들면, 상태공간모형(State Space Model)을 이용한 모델(model)형 조정법이 그 한 예이다. 자세한 것은 木村[1995] 참조.

③ 불규칙변동( $I_t$ )

위 2가지 이외의 변동으로 이름 그대로 상호 무관계·불규칙적인 변동이며 돌발적인 요인과 기타 원인불명의 교란요인에 의해 발생

원계열은 이들 3가지 성분 이외에 요일변동성분을 추가한 4가지 성분으로 구성된다고 가정하는 것이 바람직한 경우가 있다. 요일변동이라 함은 월중 요일구성의 차이(예를 들면 월중에 일요일이 몇번 있는가)에 따라 일어나게 되는 변동으로 요일변동을 제거하지 않은 계절조정계열(전월비)는 매월 큰 변동을 나타낸다. 이러한 예로는 백화점매출액과 신차등록대수 등 개인소비관련 시계열 이외, 광공업생산지수 등 요일구성에 의해 기업의 영업일수가 직접 영향을 받는 시계열에서 현저히 나타난다. 계절조정시 원계열에 요일변동성분이 존재하는 경우 이를 계절변동성분과 함께 원계열에서 제거하는 것이 바람직하다. 통상, 계절조정(Seasonal adjustment)라고 하면 이를 광의로 해석해 요일변동의 추계·제거, 즉 요일조정(trading day adjustment)를 포함한 것으로 정의된다.<sup>2)</sup> 그리고 요일변동성분  $D_t$ 를 고려했을 경우, 원계열  $Y_t$ 는 다음과 같이 표현할 수 있으며,

$$\text{승법형 모형} : Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t \cdot D_t$$

$$\text{가법형 모형} : Y_t = TC_t + S_t + I_t + D_t$$

계절조정계열은 각각  $TC_t \cdot I_t$ ,  $TC_t + I_t$ 가 된다.

## 2. 이동평균형 계절조정방법의 평가

본 절에서는 X-11과 X-11-ARIMA 등 종전의 이동평균형 계절조정의 개념<sup>3)</sup>과 추계과정에 있어 추세순환변동에서의 구조변화(level-shift, 시계열 수준의 변화)와 불규칙변동에서의 이상치 및 요일변동의 존재에 대하여 어떠한 처리를 하고 있는가를 설명한다.

### 가. 이동평균형 계절조정 방법

2) 그리고 윤년조정(4년에 한번 2일의 일수조정)도 요일조정(trading day adjustment)의 일환으로 처리하는 것이 일반적이다.

3) X-11의 상세한 것은 黒川[1979]을, X-11-ARIMA의 상세한 것은 Dagum[1979, 1981]을 참조.

이동평균형 조정법의 기본개념은 1년치의 원계열을 이동평균하면 1년주기의 계절변동성분이 제거됨과 동시에 불규칙변동성분의 영향도 제거시켜 추세순환변동성분의 추계치를 구할 수 있다는 것이다. 이렇게 구한 추세순환변동의 추계치를 원계열에서 제거하면 계절변동요인과 불규칙변동요인으로만 이루어지는 계열을 구할 수 있다. 이것을 다시 같은 월만 추출하여 12개의 연도별계열로 분류한 뒤 각각의 계열에 대해 연도간 이동평균을 구하면 계절변동요인의 추계치를 얻을 수 있다. 여기서는 원계열이 가법형에 따른다고 가정할 경우의 기본적인 계산순서를 나타낸다.<sup>4)</sup>

- ① 원계열  $Y_t$ 의 12개월 이동평균을 취함으로써  $S_t$ 와  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인  $TC_t$ 를 산출
- ②  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $TC_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t+I_t$ 를 산출  
[  $Y_t - TC_t = S_t + I_t$  ]
- ③ 잠정적인  $S_t+I_t$ 를 동일월의 연도별 계열로 분류하고 각각에 대하여 수년치를 가중이동평균함으로써  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t$ 를 산출
- ④  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $S_t$ 를 제거하여 잠정적인 계절조정계열  $TC_t+I_t$ 를 산출[  $Y_t - S_t = TC_t + I_t$  ]
- ⑤ 잠정적인 계절조정계열  $TC_t+I_t$ 에 적당한 가중이동평균을 실시함으로써  $I_t$ 를 제거하여 수정된  $TC_t$ 를 산출
- ⑥ 수정된  $TC_t$ 를 이용하여 ②~④의 과정을 반복함으로써 최종적인 3가지 성분(  $TC_t$ ,  $S_t$ ,  $I_t$  )을 산출

X-11과 X-11-ARIMA의 차이점은 계열 말단부분의 이동평균방법에 있다. 즉, 이동평균은 전후수향의 평균화(two-sided-filter)를 하기 때문에 그 대로는 계열 말단부분에 대한 이동평균치를 구할 수 없다. 이점에 관해 X-11에서는 실질적으로 후방이동평균(one-sided-filter)이 이용된다. 그러나

4) 원계열이 승법형을 따른다고 가정할 경우에는 ①~⑥의 계산과정에 있어 연산을 감산에서 승산으로 바꾼다.

데이터와 같은 값이 된다고 경험적으로 가정하여 통상의 이동평균(one-sided-filter)을 하는 것과 같다. 만약 선행한 데이터에 대해 보다 합리적인 예측치를 구할 수 있다면 이 예측치를 이용하여 통상의 이동평균을 하는 것이 합리적이다. 이 예측치를 ARIMA모형로 구하는 것이 X-11-ARIMA이다.

동 방법에서는 ARIMA모형을 이용하여 원계열의 예측치를 추계한 후, 원계열과 예측치를 연결한 계열에 X-11을 사용하는 방법이다. X-11-ARIMA는 계열말단에서도 two-sided-filter에 의한 이동평균을 함으로써 계절조정계열의 불안정성(신규자료의 추가에 따라 계절조정계열이 과거에 소급하여 대폭 개정되는 문제)를 완화시키려는데 있다.

또한 통산성이 광공업지수의 계절조정에 이용하고 있는 MITI법은 X-11에서의 이동평균과정을 간략화한 계절조정방법으로(예를 들면 계절조정 대상기간은 과거 5년으로 한정하고 있다) X-11과 동일하게 계열말단에 후방이동평균을 사용하고 있다.

#### 나. 시계열의 구조변화(level-shift)가 계절조정에 미치는 영향

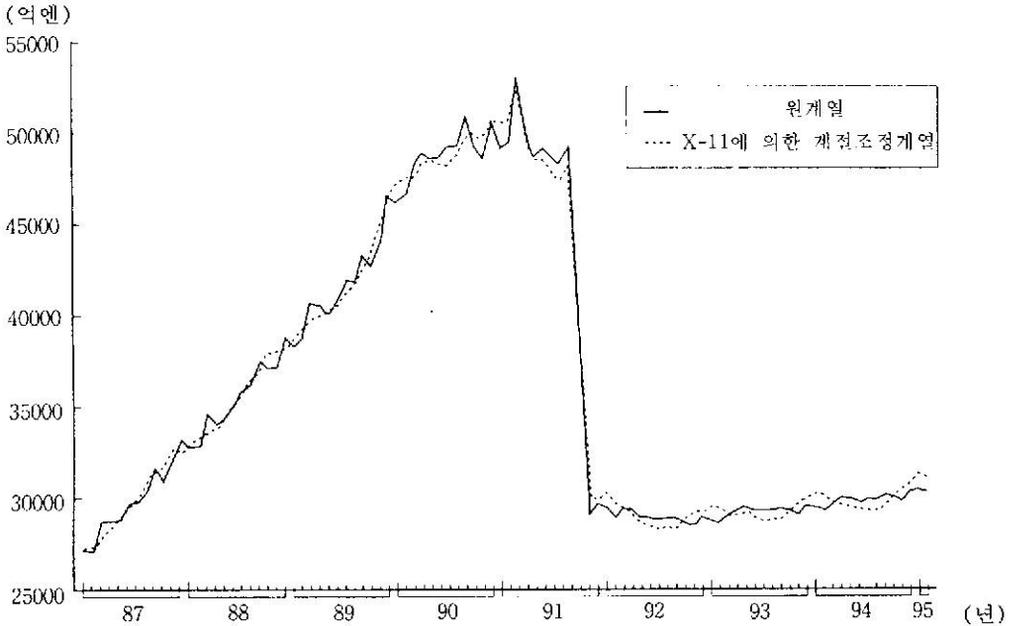
X-11 및 X-11-ARIMA에서는 “가”의 계산 과정 ①~⑥에서 구조변화(level-shift)의 존재를 전혀 고려하지 않고 있다(MITI법도 동일). 즉, 두 방법은 시계열에 구조변화(level-shift)가 존재해도 그것을 무시하고 이동평균을 하기 때문에 구조변화 발생시기 근처의 계절조정계열이 왜곡된다.

(도표1)은 준비예금잔고(평잔)를 나타낸 것으로, 1991년 10월의 준비율변경과 함께 큰 구조변화(level-shift)가 발생하고 있다. 이러한 계열에 대해 X-11에 의한 계절조정을 하면, 준비율이 변경되기 이전의 계절조정계열은 원계열을 하회하여 계속 밑도는 한편('91. 3월부터 9월까지 7개월 연속 하회), 변경 후에는 계열조정계열이 원계열을 상회하는 형태가 되고 있다('91년 10월부터 '92년 3월까지 6개월 연속 상회). 그러나, 전체적으로 보면 계열조정계열이 원계열보다 완만하다고 말할기는 어렵다. 이는 계열조정계열은 원계열의 중심부에 가까운 곳은 완만한 추이를 나타내게 될거라는 우리들의 기대와는 크게 동떨어지는 모양을 하고 있다.<sup>5)</sup> 이렇게 된 것은 이

5) 連銀경제학자 Anderson[1995]는 미국에 있어서의 준비예금잔고에 대한 계절조정의 문제점과 그 해결책 소개하고 있다.

동평균의 경우 two-sided-filter에서 구조변화(level-shift) 전후의 계열을 혼합했기 때문이며, 구조변화전의 계절조정계열은 변화(shift)후의 계열에 영향을 받고, 구조변화 후의 계절조정계열은 변화(shift)전의 계열에 영향을 받아 전체적으로 왜곡된 계절조정계열이 되어 버린다.

(도표1) 준비예금잔고의 최근 추이



구조변화(level-shift)의 존재는 계절조정계열의 왜곡을 초래할 뿐만 아니라, 계절조정계열을 불안정화시키는 문제도 있다. 즉, X-11에서 계열의 말단처리방법은 후방이동평균을 취하고 있으나, 이것은 계열말단에 구조변화가 발생할 경우, 가까운 장래에서도 같은 변화(shift)가 발생한다는 것을 잠재적으로 가정하는 수 밖에 없다. 그 결과 신규자료의 추가에 따른 계절조정계열은 크게 변하게 된다. 또한 X-11-ARIMA에 대해서도 계열말단의 경우 계절조정계열의 불안정성은 해소되지 않는다. 즉, 구조변화가 있는 계열을 ARIMA모형으로 예측해도 그 예측치의 신뢰성은 현저히 떨어진다.

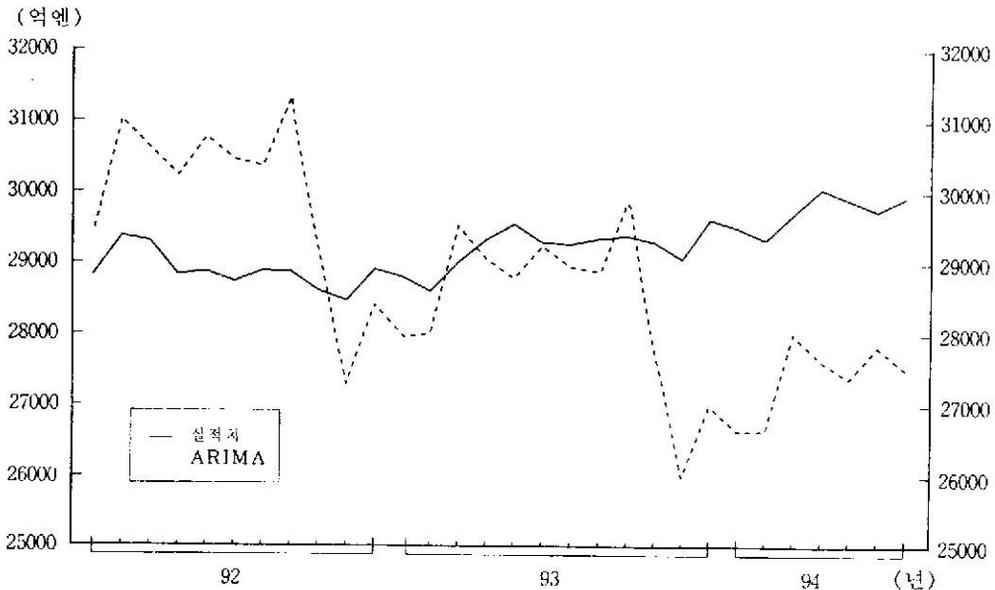
(도표2)는 준비예금잔고를 ARIMA모형에 의해 예측한 것으로, 예측치가 실적치와 상당히 괴리가 있는 것을 알 수 있다. 따라서 이러한 예측치를

점과 그 해결책 소개하고 있다.

원계열에 연결하여 two-sided-filter에 의해 이동평균을 해도 계절조정계열의 안정성은 개선되지 않는 것이 확실하다.

준비예금잔고에서 나타나는 구조변화(level-shift)는 정도의 차이가 있지만, 다른 경제시계열에서도 나타난다. 법인기업통계에서 자주 나타나는 데이터의 표본교체(조사대상기업의 변경)에 따른 계열의 불연속성과 점포의 증설 및 신설 등에 따른 소매업 통계의 불연속성, NTT(일본국영전화공사)의 민영화에 따른 민간자본 stock통계의 불연속성 등이 그 예이다. 또한 이러한 표본교체에 기인하는 불연속성 이외에 세제 등의 변경에 따른 시계열의 구조변화(예를 들면 1989년 4월의 일본에서 소비세 도입에 따른 소비자물가지수의 변화)도 있다.

(도표2) ARIMA모형을 이용한 준비예금잔고의 예측



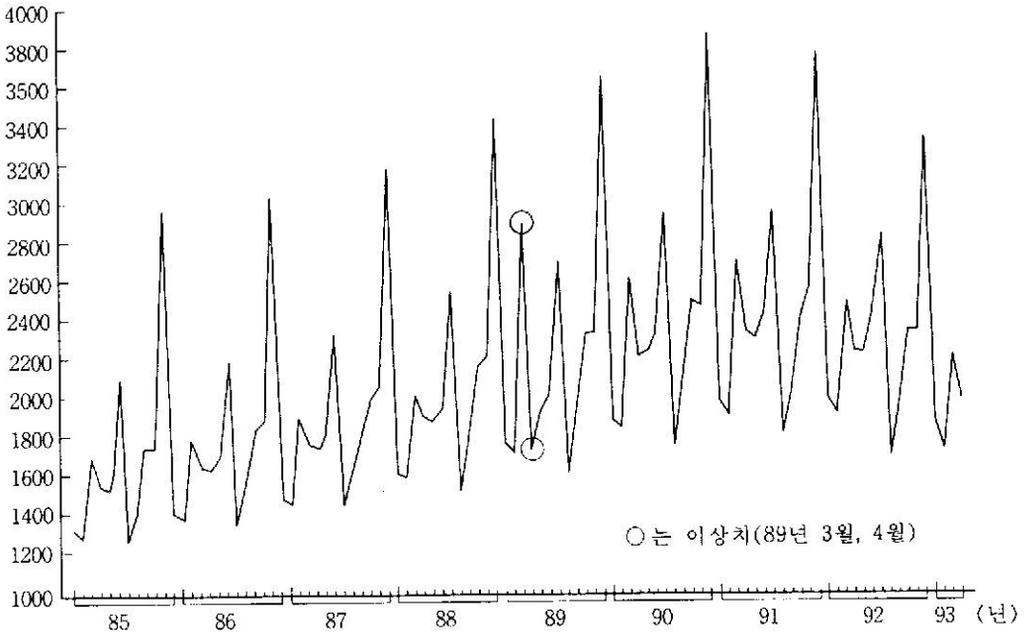
(주) 샘플기간 '81년 4월~'92년 1월까지를 이용해 ARIMA모형을 추계하고, '92년 2월 이후는 예측

## 다. 이상치의 처리방법

이상치가 존재하는 경우 계절조정계열의 안정성이 저하되는 경우가 있다. 예를 들면, X-11-ARIMA에 있어 이상치가 있는 계열에 대해 ARIMA 모형에 의한 예측을 해도 예측정도가 낮게 된다. (도표3)은 동경도내의 백화점매출액을 나타낸 것으로 1989년 4월의 소비세 도입에 따른 3월의 급증된 수요와 4월의 상대적 감소는 이상치라고 간주된다. 이러한 이상치를 조정하지 않고 ARIMA모형으로 예측하면 (도표4)에서와 같이 '90년 이후 3월과 4월의 예측이 잘못된 것 알수 있다(예측에서는 3월과 4월의 계절변동패턴이 '89년의 이상치에 의해 변화). X-11-ARIMA에 의한 계절조정계열의 안정성이 X-11의 비해 개선되지 않는 것은 이러한 이상치의 존재에 따른 예측력의 저하가 배경이 되고 있다.

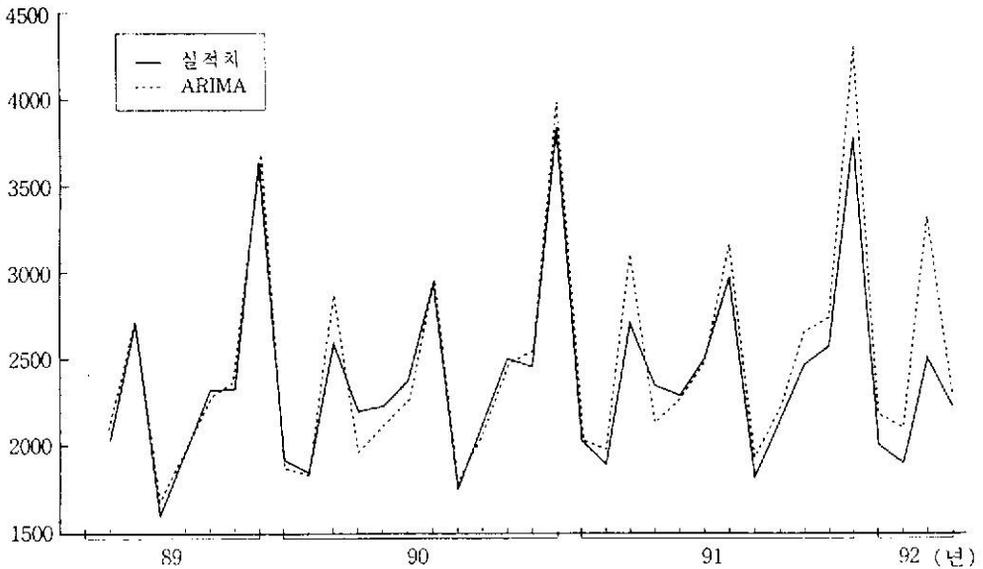
(도표3) 도내백화점매출액의 최근 추이

(억엔)



(도표4) ARIMA모형을 이용한 도내백화점매출액의 예측

(억엔)



(주) 샘플기간 '75년 1월~'89년 5월까지를 이용해 ARIMA모형을 추계하고, '89년 6월 이후는 예측

이상치의 존재는 ARIMA모형의 예측력을 저하시킬 뿐만 아니라, 이동평균의 과정에서도 큰 영향을 미친다. 즉, 이상치가 존재하지 않는 경우에 불규칙변동이 있으면 이동평균에 의해 제거할 수 있으나(“가”의 계산과정에서 ①③⑤), 불규칙변동의 폭을 훨씬 초과하는 이상한 변동이 있으면 이동평균은 그 이상한 돌출을 완전히 제거할 수 없고, 오히려 전후로 연장하여 추세순환변동과 같은 변동을 만들어 버리기도 한다. 여기서 이러한 추세순환변동을 만들지 않기 위해 X-11과 X-11-ARIMA에서는 이상치에 대해 아래와 같은 처리를 하고 있다.

우선 “가”의 계산단계 ①~⑤에서 계산되는 「잠정적인 불규칙변동성분  $I_t$ 」의 시계열에서 산정된 다음식과 같은 이동표준편차  $\sigma_t$ 를 계산한다(이하 월별계열을 대상으로 설명).

$$\sigma_t = \sqrt{\frac{1}{61} \sum_{i=-30}^{30} (I_{t+i} - \bar{I})^2}$$

단,  $\bar{I}_t = \frac{1}{61} \sum_{j=-30}^{30} I_{t+j}$

다음은 이동평균편차와 「잠정적인 불규칙변동성분  $I_t$ 」의 상대비에 맞는 다음과 같은 이상치 판단기준(관리한계)을 설정하여 이상치와 판정된  $I_t$ 에 편중의 크기에 맞는 수정가중치를 부여하여 「이상치 조정된 불규칙변동성분  $I_t^W$ 」를 계산한다(개념도와 (도표5)를 참조).

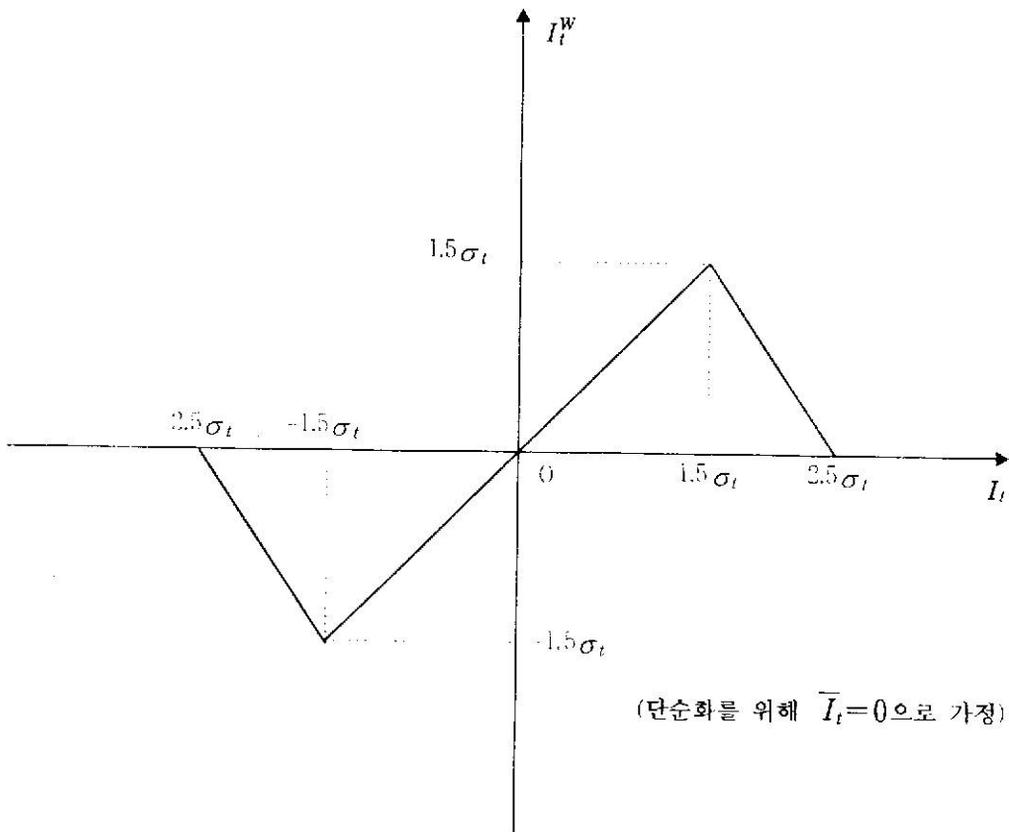
$$I_t^W = \begin{cases} I_t & , \quad -1.5\sigma_t + \bar{I}_t < I_t < 1.5\sigma_t + \bar{I}_t \\ \frac{I_t}{\sigma_t} (\bar{I}_t + 2.5\sigma_t - I_t) & , \quad 1.5\sigma_t + \bar{I}_t < I_t < 2.5\sigma_t + \bar{I}_t \\ \frac{I_t}{\sigma_t} (I_t - \bar{I}_t + 2.5\sigma_t) & , \quad -2.5\sigma_t + \bar{I}_t < I_t < -1.5\sigma_t + \bar{I}_t \\ 0 & , \quad 2.5\sigma_t + \bar{I}_t < I_t, I_t < -2.5\sigma_t + \bar{I}_t \end{cases}$$

즉, 이상치 판단기준으로 상한  $\pm 2.5\sigma_t$ , 하한  $\pm 1.5\sigma_t$  폭을 설정하고 상한을 초과하는 불규칙변동성분에는 가중치 0(완전제거), 상한과 하한사이에는 0에서 1까지 직선적으로 변화하는 가중치, 하한아래는 가중치 1(무수정)을

부여하고 있다. 이렇게 얻은  $I_t^W$  를  $I_t$  와 치환하여 「이상치를 조정한 원계열  $Y_t^W$ 」를 계산하여, 이를 다시 “가”의 계산과정 ①~⑥에 대입하여 최종의 계절변동성분을 추계한다. 또한 상한 $\pm 2.5\sigma_t$ , 하한 $\pm 1.5\sigma_t$ 라는 수치는 표준값(디폴트)이며, X-11 및 X-11-ARIMA에서는 옵션(option)의 선택에 의해 관리한계를  $0.1\sigma_t \sim 9.9\sigma_t$ 의 범위내에서 자유롭게 설정할 수 있다.

이상치 처리방법의 문제는 통계이론의 근거가 없는 자의적인 가중치를 부여하고 있다는 점이다. 가중치 설정(및 관리한계의 설정)을 하고나면 「이상치를 조정한 원계열  $Y_t^W$ 」의 형태는 변해 버리고 더 나아가 계절조정계열에도 영향을 주게 된다. 또한 이러한 이상치 처리방법은 다음에 설명하는 요일변동성분의 추계에도 심각한 영향을 준다.

(도표5)  $I_t$  와  $I_t^W$  의 관계



라. 요일변동의 추계방법

X-11 및 X-11-ARIMA의 요일조정<sup>6)</sup> 방법은 「이상치 조정된 불규칙성분  $I_t^W$ 」를 회귀분석에 의해 「요일변동성분」과 「이를 제외한 불규칙변동성분」으로 분해하는 것이다. 즉, 각월의 요일변동성분은 그 달에 각 요일이 몇회 있었는가에 따라 변동한다고 생각되기 때문에 「이상치를 조정한 불규칙변동성분  $I_t^W$ 」를 피설명변수로 하고<sup>7)</sup>, 각 요일수 7개를 설명변수로 한 다음 회귀식을 추계한다.

$$I_t^W = B_1 \left( \frac{D_{1t}}{N_t^*} \right) + B_2 \left( \frac{D_{2t}}{N_t^*} \right) + \dots + B_7 \left( \frac{D_{7t}}{N_t^*} \right) + E_t \quad \dots\dots(1)$$

단,  $\left\{ \begin{array}{l} I_t^W : t\text{월의 이상치 조정된 불규칙변동성분} \\ D_{it} : t\text{월에서 } i\text{요일의 수} \\ \quad \quad \quad i = 1(\text{월요일}), \dots, 7(\text{일요일}) \\ N_t = \sum_{i=1}^7 D_{it} : \text{월의 크기} \\ N_t^* = \frac{1}{4}(N_t + N_{t-12} + N_{t-24} + N_{t-36}) \\ \quad = \begin{cases} 28.25, & t=2\text{월} \\ N_t, & \text{이외의 달} \end{cases} \\ E_t : t\text{월에서 요일변동을 제외한 불규칙변동성분} \\ B_i : i\text{요일의 가중치 } (B_1 + B_2 + \dots + B_7 = 0) \end{array} \right.$

다음은, (1)식에서 추계된 요일의 가중치  $B_i$ 를 이용하여 각 월의 요일구성비율  $\left( \frac{D_{1t}}{N_t^*}, \frac{D_{2t}}{N_t^*}, \dots, \frac{D_{7t}}{N_t^*} \right)$ 을 가중평균하여 「요일변동성분  $D_t$ 」을 산출한다.<sup>8)</sup>

6) X-11 및 X-11-ARIMA에 의한 요일조정은 옵션(option)에 의해 선택된다.

7) 엄밀히 말하면,  $I_t^W$ 를 피설명변수라고 할 뿐만 아니라, 「이상치를 조정한 원계열  $Y_t^H$ 」를 “가”의 계산과정의 ①~⑤에 대입하여 수정되는 과정에서 추계되는 「이상치 조정후의 잠정적인 불규칙변동성분」을 피설명변수라고 한다.

$$D_t = B_1 \left( \frac{D_{1t}}{N_t^*} \right) + B_2 \left( \frac{D_{2t}}{N_t^*} \right) + \dots + B_7 \left( \frac{D_{7t}}{N_t^*} \right)$$

X-11 및 X-11-ARIMA에서는 이렇게해서 얻은 「요일변동성분  $D_t$ 」을 최종적으로 계산된 계절변동성분과 함께 원계열에서 제거하여 계절조정계열을 추계하고 있다. 또한, 요일변동의 유의성에 관한 검정으로서는 회귀분석에 사용되는 F-검정이 이용된다.

이렇게 하여 추계된 「요일변동성분  $D_t$ 」와 검정결과에 대해서는 반드시 신뢰할 수 있는 것은 아니라는 지적이 있다(Findley and Monsell[1989], Findley, et al.[1990]).

이것은 피설명변수의 「이상치 조정된 불규칙변동성분  $I_t^w$ 」가 “다”에서 언급한 이상치 관리한계의 설정여하에 따라 변할 수가 있는데, 그이유는 추계 모수(parameter)  $B_t$ 의 대소와 오차항  $E_t$ 의 분산이 영향을 주기 때문이다. 즉, 이상치 조정과정에서 요일변동에 관한 정보가 왜곡되거나 삭제될 가능성이 있다. 또한  $I_t^w$ 는 이동평균과정에서 평활화되기 때문에 자기상관이 있는 것처럼 보이는 경우가 많다. 그 결과  $E_t$ 도 자기상관을 가지게 되어(결국, 최소자승법에 관한 통상의 가정을 만족하지 않기 때문에) 검정결과에 신뢰성을 확보하는 것이 곤란하게 된다.

이점을 확인하기 위해서 「광공업생산지수」, 「백화점매출액」, 「건설공사수주액」 등 3개의 월별데이터에서 요일변동의 유무에 대해 F-검정을 해 보면<sup>9)</sup>, 각각의 p-value<sup>10)</sup>는 0.00%, 0.00%, 2.56%가 되어 3개 지표 모두 높은 확률로 요일변동의 존재를 시사하고 있다. 이 검정의 결과를 점검하기 위해서 별도의 방법으로 요일변동의 유무를 찾아보았다. 구체적으로는 「요일변동을 하지 않을 경우 X-11에서 산출된 최종 불규칙변동성분」의 “파워 스펙트럼”(power spectrum)을 측정하였다(도표6).

8) 2월의  $N_t$ 를 28.25로 하여 윤년조정을 한다.

9) X-11의 표준형(이상치의 관리한계는 상한  $\pm 2.5\sigma$ , 하한  $\pm 1.5\sigma$ )을 사용.  
각시계열의 자료출처(data source)는 뒤의 부록 참조.

10) p-value는 귀무가설 (이때 「요일변동이 존재하지 않는다」라는 가설)이 몇%의 유의수준에서 기각될 수 있는 가를 나타낸다.

“파워 스펙트럼”(power spectrum)이라함은 「원데이터의 변동성분은 다른 주기를 가진 수많은 주기적 변동에 의해 나타난다」라는 주파수영역분석에 기초한 통계량이며, 각 주기마다 파워 스펙트럼은 시계열데이터에 어떤 주기의 성분이 어느정도로 포함되어 있는가를 양적으로 나타낸 것이다. 일반적으로 월별 데이터에 요일변동이 포함된 경우에는 동성분의 요일변동 주기(특히 0.348 cycle/월)의 파워 스펙트럼에 정점(peak)이 발생하는 것이 이론적으로 알려져 있기 때문에<sup>11)</sup> 이를 점검해 본다.

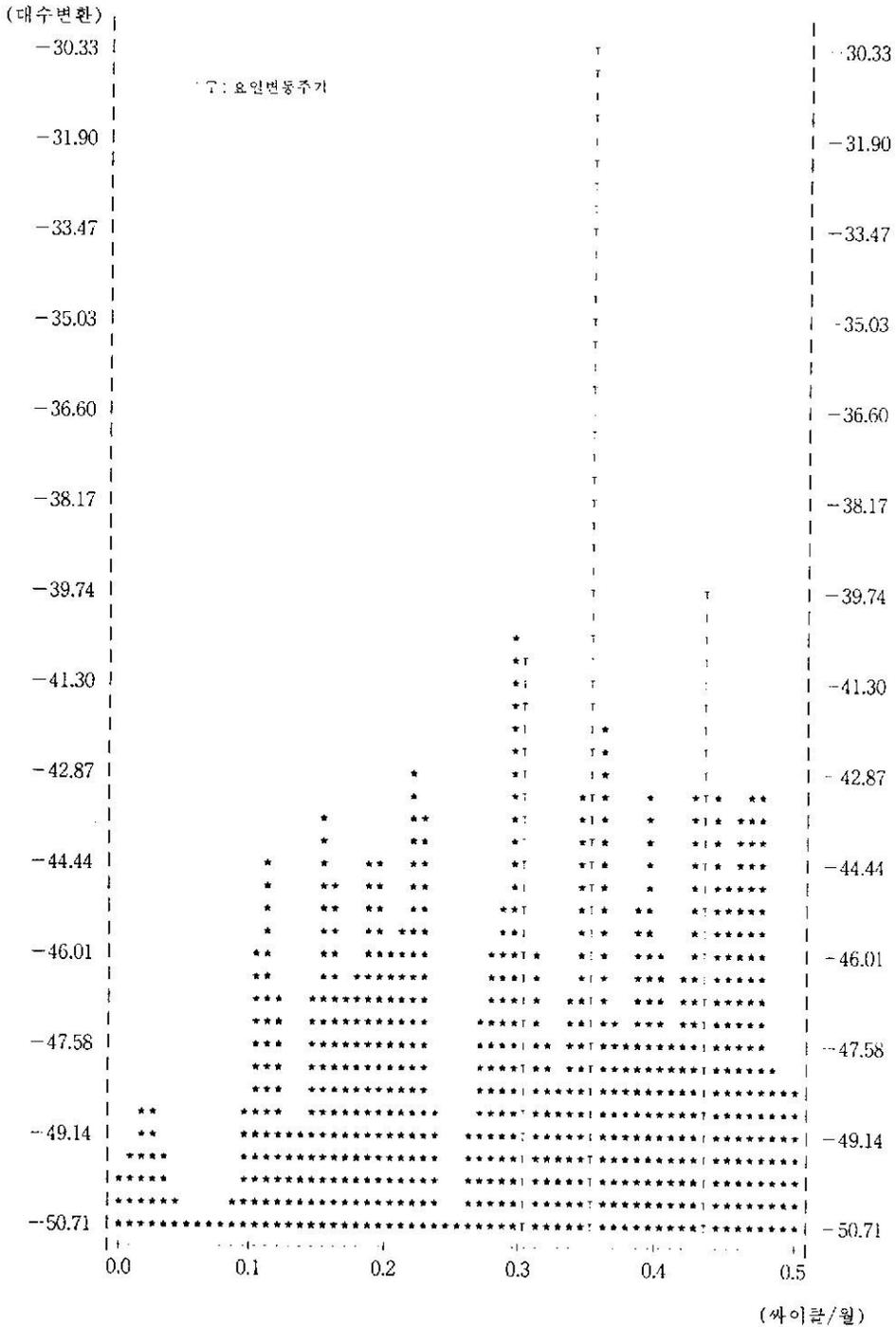
(도표6)에 의하면 「광공업생산지수」와 「백화점매출액」의 불규칙변동 성분에는 요일변동주기의 파워 스펙트럼에 정점이 있어 F-검정의 결과(p-value=0.00%)와 일치한다. 그러나 「건설공사수주액」에 대해서는 요일변동의 파워 스펙트럼에 정점이 없고, F-검정의 결과(p-value=2.56%)와 모순되고 있다. 이 결과는 (1)식을 이용한 요일변동성분에 관한 검정결과는 반드시 신뢰할 수만은 없다는 Findley의 의문을 데이터면에서 증거하고 있다고 해석할 수 있다.<sup>12)</sup>

---

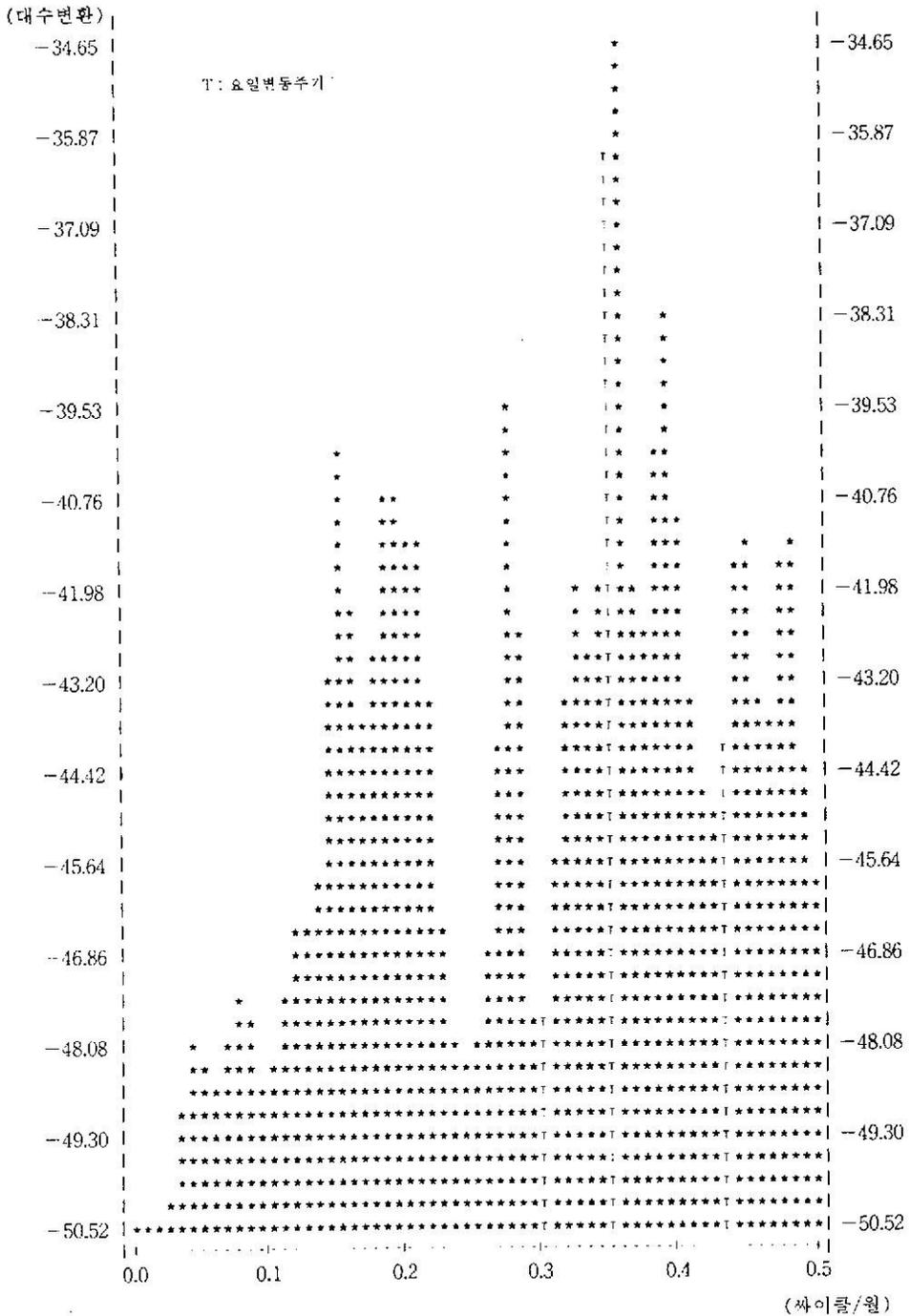
11) 월별데이터에 요일변동(7일주기)이 존재할 경우에는 aliasing이라 불리는 효과에 의해 0.304, 0.348, 0.432 싸이클/월 등의 주기의 파워 스펙트럼에 정점이 발생한다.

12) 미국의 경제시계열에 적용한 같은 분석은 Findley and Monsell[1989] 참조.

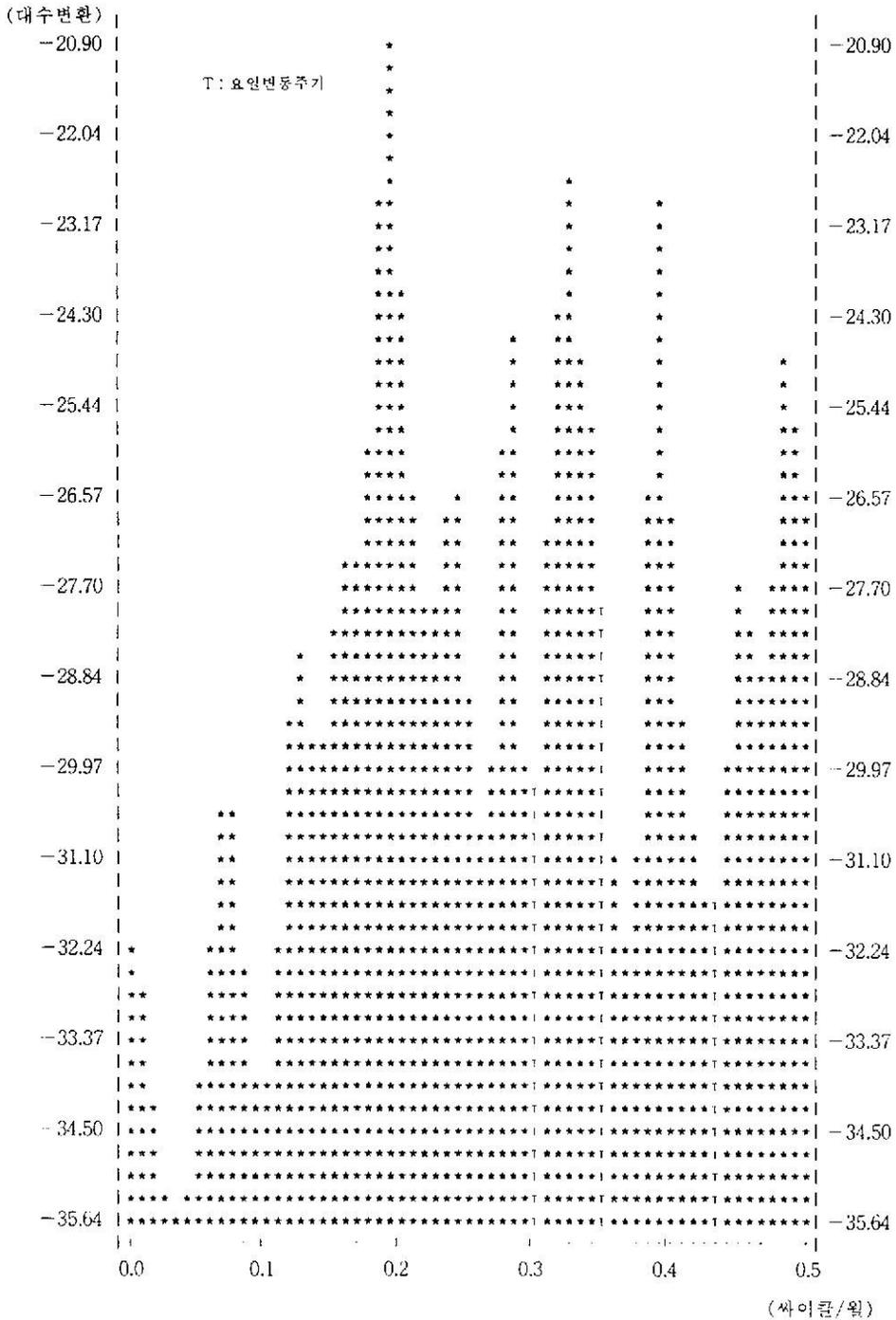
(도표6-1) 광공업생산지수의 불규칙변동성분의 파워 스펙트럼



(도표6-2) 도내백화점매출액의 불규칙변동성분의 파워 스펙트럼



(도표6-3) 건설공사수주액의 불규칙변동성분의 파워 스펙트럼



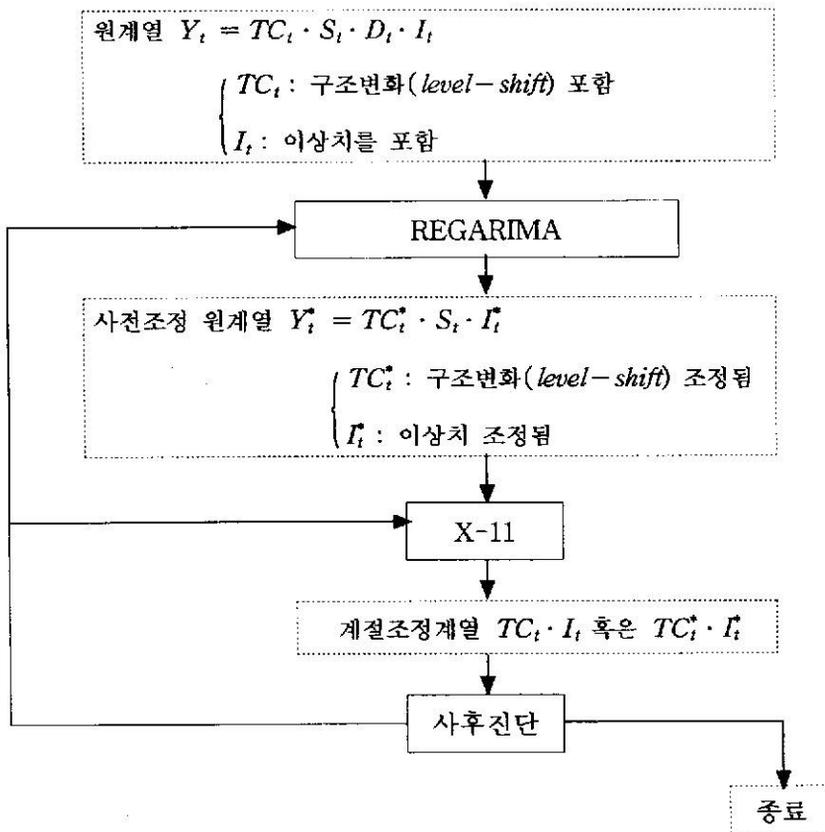
### Ⅲ. X-12-ARIMA의 특징

#### 1. X-12-ARIMA의 전체모습<sup>13)</sup>

X-12-ARIMA는 Ⅱ장 2절에서 서술한 X-11 등 종전의 이동평균형 조정법의 문제점을 해결한 계절조정방법이다. X-12-ARIMA를 크게 나누면 다음 3가지의 부문으로 구성된다(도표7).

- ① REGARIMA에 의한 원계열의 사전조정 부문
- ② X-11에 의한 이동평균 부문
- ③ 사후진단부문

(도표7) X-12-ARIMA의 추계과정



13) 상세한 설명은 Bureau of the Census[1995a, b] 참조.

REGARIMA<sup>14)</sup>는 구조변화(level-shift)나 이상치 및 요일변동을 구하기 위한 회귀변수를 ARIMA모형에 대입한 시계열 모형이다. 제1부문에서는 우선 이 REGARIMA를 이용해 원계열을 ARIMA모형으로 표현할 수 있는 부문과 그 ARIMA모형을 이용해 추계한 예측치(3~5년분)를 연결한 「사전조정된 원계열」을 작성한다. 이 사전조정된 원계열이 X-11에 의한 이동평균부문에 이용된다.

REGARIMA에 의한 사전조정의 장점을 다음과 같이 정리할 수 있다.

- ① 구조변화(level-shift), 이상치 및 요일변동을 회귀변수로 구하기 때문에 ARIMA모형에 비해 원계열에 대한 예측치의 성능(performance)이 향상된다.<sup>15)</sup>
- ② (따라서)계열말단부분에서 보다 신뢰성이 높은 예측치를 이용한 two-sided-filter에 의한 이동평균이 가능하게 되어 계절조정계열의 안정성이 높아진다.
- ③ 구조변화(level-shift)와 이상치가 조정·제거된 사전조정된 원계열에 대하여 X-11에 의한 이동평균을 하기 때문에 구조변화(level-shift) 발생시기 근처에서 계절조정계열의 왜곡을 피할 수 있고, 이상치에 대한 인위적인 수정가중치를 설정할 필요성이 없어지게 된다.
- ④ 요일변동의 추계에 대해서는 원계열 전체의 정보를 이용하기 때문에 인위적으로 수정된 「이상치 조정된 불규칙변동성분」만을 이용한 X-11에 의한 요일변동의 추계에 비해 신뢰성이 높다.

사후진단부문에서는 추계된 계절조정계열에 계절성이 잔존하는가에 대한 간단한 진단(시간영역분석과 주파수영역분석 등)과 계절조정계열의 안정성에 대한 진단을 한다. 이 진단테스트 결과에 따라서는 REGARIMA에 대한 모형화방법과 X-11에 대한 이동평균항수 등을 변경하여 진단테스트의 결

14) REGARIMA는 “REGression and ARIMA”의 약자로 회귀변수와 ARIMA모델의 조합이란 의미다.

15) REGARIMA에서는 모델의 선정이나 타당성에 관해 충분한 정보나 검증방법이 전제되어 있고, 모델의 최종 설정은 분석자가 이러한 정보나 검증결과를 이용하여 자신이 하는 것이다.

과가 타당하게 될 때까지 이 과정을 반복하는 것이 바람직하다.

여기서 X-12-ARIMA에 관한 유의점 3가지를 언급한다.

- ① REGARIMA의 표준형(디폴트)는 존재하지 않는다. 즉 요일변동, 이상치 및 구조변화(level-shift) 등 모든 조정은 옵션에 의한 선택이다.
- ② X-11과 X-11-ARIMA는 X-12-ARIMA의 완전한 부분집합(subset)이다. 따라서 임의로 REGARIMA에 의한 사전조정을 하지 않으면(동시에 사후진단을 활용하지 않으면) X-12-ARIMA는 X-11으로 정의해도 된다.<sup>16)</sup> 또한 REGARIMA에서 요일변동, 이상치 및 구조변화(level-shift)를 조정을 하지 않고 ARIMA모형에 의한 예측만을 이용할 경우에는 X-12-ARIMA는 X-11-ARIMA로 정의해도 좋다.
- ③ X-12-ARIMA에서는 계절조정계열의 추계에 있어 이상치와 구조변화(level-shift)가 그대로 남아있는 계열( $TC_t \cdot I_t$ )과 그것을 조정·제거한 계열( $TC_t^* \cdot I_t^*$ )도 어느정도 산출 가능하다.<sup>17)</sup>

## 2. REGARIMA의 구조

REGARIMA의 일반형은 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^s)(1-B)^d(1-B^s)^D(y_t - \sum_i \beta_i x_{it}) = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) a_t \quad \dots\dots(2)$$

16) X-11에서 요일조정에 문제가 있다는 것은 이미 지적하였다. X-12-ARIMA 프로그램은 REGARIMA에서의 요일조정을 실시하지 않고, X-11 내에서의 요일조정을 옵션(option)으로 선택하여도 된다.

17) 이상치나 구조변화(level-shift)가 계절조정계열에 잔존해야 하는가 여부는 그것의 발생 원인이나 분석자의 필요성에 의존한다. 예를 들면 구조변화(level-shift)가 단순한 sampling의 변경에 따른 것이라면 구조변화는 제거되어야 하지만, 급작스런 경제환경 변화에 따른 구조변화라고 생각할 경우에는 구조변화는 그대로 잔존해야 하는 것이 바람직하다.

$$\text{단, } \left\{ \begin{array}{l} y_t : \text{원계열}(Y_t \text{ 또는 } \log Y_t)^{18)} \\ x_{it} : \text{회귀변수} \\ \beta_i : \text{회귀모수}(parameter) \\ B : \text{후향연산자}(BZ_t = Z_{t-1}) \\ s : \text{계절주기} \left\{ \begin{array}{l} \text{월별자료} \rightarrow s = 12 \\ \text{분기별자료} \rightarrow s = 4 \end{array} \right. \\ \phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \\ \Phi_P(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_P B^{Ps}) \\ \theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \\ \Theta_Q(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \dots - \Theta_Q B^{Qs}) \\ \alpha_t : \text{백색잡음}(white\ noise) \end{array} \right.$$

이 REGARIMA모형은 회귀식

$$y_t = \sum_i \beta_i x_{it} + Z_t \quad \dots\dots(3)$$

으로 통상의 계절(seasonal) ARIMA모형(p, d, q)(P, D, Q)s

$$\phi_p(B) \Phi_P(B^s) (1-B)^d (1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_Q(B^s) \alpha_t \quad \dots\dots(4)$$

와의 조합이라고 생각할 수 있다. 즉, 원계열  $y_t$ 의 회귀식 (3)식과 잔차항  $Z_t$ 는 원계열에서 회귀변수의 영향을 제외한 계열을 말하며, REGARIMA에서는 이  $Z_t$ 가 (4)식의 계절(seasonal) ARIMA모형을 따른 것으로 정식화한 것이다.

18) 평균치의 변화나 시간의 흐름 등에 따라 분산이 변하는 원계열에 대해서는 모델의 추계에 있어서 대수변환을 실시하는 것이 좋다( $y_t = \log Y_t$ ). REGARIMA에서는 대수변환은 옵션(option)에 의해 선택가능하고 대수변환을 해야하는지 여부는 AIC(대수변환조정 기준)에 의해 판단 가능하다.

X-12-ARIMA에서는 이러한 원계열  $y_t$ 를 회귀부분  $\sum \beta_i x_{it}$ 와 계절 ARIMA부분  $Z_t$ 로 추계·분할한 후, 후자의  $Z_t$ 와 그 예측치가 연결된 「사전조정된 원계열」에 대해서 X-11에 의한 계절조정을 한다.

여기서 회귀변수의 설정방법에 대하여 구체적으로 보면, 우선 이상치와 구조변화(level-shift)를 나타내는 더미변수는 아래와 같이 설정된다.<sup>19)</sup>

$$t = t_i \text{에서의 이상치} : x_{it} = \begin{cases} 1, & t = t_i \\ 0, & t \neq t_i \end{cases}$$

$$t = t_i \text{에서의 구조변화(level-shift)}^{20)} : x_{it} = \begin{cases} -1, & t < t_i \\ 0, & t \leq t_i \end{cases}$$

요일변동을 나타내는 더미변수에 관해서는 요일수  $D_{it}$ 와 월의 길이를 조정하는 변수를 포함한 아래의 4개의 모델 중에서 각 시계열의 특성에 맞게 선택이 가능하게 된다(변수명은 (1)식을 참조)<sup>21)</sup>

$$\text{모델 1 : } y_t = -\log \left\{ \frac{\bar{N}}{N_t} \right\} + \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) + Z_t$$

$$\text{모델 2 : } y_t = \beta_0 (LY_t) + \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) + Z_t$$

$$\text{모델 3 : } y_t = \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) + Z_t$$

19) 더미변수의 설정시기에 관해서는 III장 3절에서 설명

20) 구조변화(level-shift)가  $t = t_0$ 에서  $t = t_1$ 에 걸쳐 서서히 진행되는 ramp(경사로)에 관해서는 다음과 같이 설정된다.

$$x_{it} = \begin{cases} -1, & t < t_0 \\ (t - t_0)/(t_1 - t_0) - 1, & t_0 < t < t_1 \\ 0, & t_1 \leq t \end{cases}$$

21) 요일변동은  $\sum_{i=1}^7 \beta_i D_{it}$ 로 가정함에 있어  $\sum_{i=1}^7 \beta_i = 0$ 라고 하는 제약하에서 추계된다.

즉,  $\beta_7 = -\sum_{i=1}^6 \beta_i$ 가 되므로 요일효과는 실제로  $\beta_1, \dots, \beta_6$ 만을 이용하고

$\sum_{i=1}^7 \beta_i D_{it} = \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t})$ 라 표현할 수 있다.

모델 4 :  $y_t = Z_t$

단,

$$\bar{N} = \frac{365 \times 3 + 366}{12 \times 4} = 30.4375$$

$$LY_t = N_t - N_t^*$$

$$= \begin{cases} 0.75, & t = \text{윤년의 2월} \\ -0.25, & t = \text{윤년이외의 2월} \\ 0, & t = \text{상기이외의 달} \end{cases}$$

여기서 모델 1은 월의 길이조정을 한 플로우(flow) 계열 ( $\frac{\bar{N}}{N_t} Y_t$ )에 대하여 요일변동을 회귀시킨 모델이다.<sup>22)</sup> 모델 2는 윤년조정을 위한 더미변수  $LY_t$ 와 요일변동을 회귀변수로 하여 처리한 모델이다. 모델 3은 윤년월의 길이조정은 일체 하지 않고, 요일변동만의 회귀를 한 모델이며, 모델 4는 월의 길이도 요일변동도 조정하지 않은 모델이다. 월의 길이의 조정에 대해서는 통상 계절(seasonal) ARIMA모델에서 계절계차만을 취한 것으로 윤년의 영향을 파악 할 수 없는 것이 많으며, 이런 경우에는 모델 1과 모델 2처럼 그 영향을 조정하고 더미변수  $\frac{\bar{N}}{N_t}$ ,  $LY_t$ 를 덧붙여 모델화 하는 것이 바람직하다.<sup>23) 24)</sup>

이처럼 REGARIMA에서는 원계열  $y_t$ 를 이용해 요일변동을 추계하며 X-11에서의 추계방법처럼 인위적으로 수정된 「이상치 조정된 불규칙변동

22) 모델 1은  $\log \left\{ \frac{\bar{N}}{N_t} Y_t \right\} = \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{i1}) + Z_t$ 를 변형한 것이다.

23) X-11에 있어서 윤년조정은 (1)식의 요일변동의 추계식에서 2월의  $N_t^*$ 를 28.25로 조정 한 것에 불과하다. 본래 요일조정과 윤년조정은 별개의 조정을 해야하기 때문에 (1)식과 같이 양자를 혼합한 추계방법의 이론적 타당성은 분명하진 않다. 단, 이상치 조정을 위한 관리한계설정에 따라 윤년조정의 크기가 변하는 것에 주의할 필요가 있다.

24) 요일변동이나 윤년조정외에, 축제일의 조정도 필요하다고 본다. 예를 들면 4월말부터 5월초까지에 걸친 황금주말(golden week)이나 연말의 천왕탄생일(12/23)로부터 크리스마스, 동절기휴가에 이르기까지의 연휴의 계산일수가 그 시기의 소비나 통화수요에 미치는 영향은 무시할 수 없다. X-12-ARIMA에서는 이러한 축제일의 영향을 제거한 더미변수를 설정하는 것도 가능하다(X-11에서는 불가능).

성분  $I_t^W$ 에 대해서 회귀하는 방법과는 차이가 있다.<sup>25) 26)</sup> 단, 각각의 더미변수에 관해서는 t-검정에 의해, 요일변동 모수전체에 관해서는  $\chi^2$ -검정에 의해 이들의 유의성을 측정할 수 있고 모델전체의 평가(모델의 선택)에 관해서는 AIC(Akaike Information Criterion)에 의해 할 수 있다(AIC가 작은 모델이 바람직하다).<sup>27)</sup>

### 3. REGARIMA의 추계방법

REGARIMA의 추계는 「반복 일반화 최소자승법(Iterative Generalized Least Squared, 이하 IGLS)」를 이용한다.

계산과정은 다음과 같다.

① 주어진 AR부분과 MA부분의 모수(parameter)<sup>28)</sup>에 대해서 REGARIMA

25) 평잔기준의 stock변수에 대해서는 월의 길이조정을 할 필요는 없고, 모델 3이나 모델 4의 모델 중 선택가능하다. 따라서, 승법형을 가정한 경우 각 모델의 요일변동성분  $D_t$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\text{모델 1 : } D_t = \frac{N_t}{N} \exp \left\{ \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) \right\}$$

$$\text{모델 2 : } D_t = \exp \left\{ \beta_0 (LY_t) + \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) \right\}$$

$$\text{모델 3 : } D_t = \exp \left\{ \sum_{i=1}^6 \beta_i (D_{it} - D_{7t}) \right\}$$

$$\text{모델 4 : } D_t = 1$$

26) 말잔기준의 stock변수에 대한 요일조정은 다음의 더미변수를 취함으로써 가능하다.

$$DS_{1,t} = \begin{cases} 1 : \text{말일이 월요일} \\ -1 : \text{말일이 일요일, } \dots, \\ 0 : \text{기타} \end{cases}, DS_{6,t} = \begin{cases} 1 : \text{말일이 토요일} \\ -1 : \text{말일이 일요일} \\ 0 : \text{기타} \end{cases}$$

여기서, 각 더미변수  $DS_{i,t} (i=1, \dots, 6)$ 는 월요일부터 일요일까지의 7개 요일더미  $X_{i,t}$  (말일이 당해 요일일 경우에는 1, 그외에는 0 [ $i=1, \dots, 6$ ])으로 생각하고,  $DS_{i,t} = X_{i,t} - X_{7,t} (i=1, \dots, 6)$ 에 따라 설정한다.

27) REGARIMA는 모델 1~모델 4 중 가장 뛰어난 것을 자동선택해 줄 뿐만 아니라 분석자가 4개의 모델을 각각 설정해 보고 AIC 등을 토대로 스스로 모델을 선택한다.

28) REGARIMA에서는 AR부분과 MA부분의 모수는 모두 0.1로 초기값을 설정하고 있다.

모형의 우도를 최대화하는 회귀모수  $\beta_i$ 를 GLS(일반화최소자승법)에 의해 추계한다.

- ② 주어진  $B_i$ 에 대하여  $Z_t = y_t - \sum_i \beta_i x_{it}$ 를 구해 최우법을 이용해  $Z_t$ 에 대하여 ARIMA모형을 추계한다(AR부분과 MA부분의 모수 추계)
- ③ 회귀모수와 ARIMA모형의 모수가 결정될 때까지 ①②의 계산과정을 계속한다.

또한 이상치와 구조변화(level-shift)의 발생시기에 대해서는 제도변경(소비세 도입과 예금준비율 변경 등)과 경제환경의 변화가 시계열에 명백한 영향을 미치는 경우 등을 제외하면 분석자에 따라 판단이 곤란한 경우도 있다. REGARIMA에서는 이러한 경우에 대비하여 이상치와 구조변화(level-shift)의 자동탐색(automatic-detection)을 가능하게 하였다.<sup>29)</sup> 구체적인 탐색방법은 다음과 같다.<sup>30)</sup>

시계열의 표본규모를  $n$ 로 한다. 이상치와 구조변화(level-shift)가 시계열의 전시점에서 발생한다고 생각하면 ARIMA모형에 이상치와 구조변화(level-shift) 중 어느 하나의 더미변수를 추가한 REGARIMA모형을  $2n$ 개라 생각할 수 있다. 이들  $2n$ 개의 REGARIMA를 IGLS에 의해 추계하고, 각각의 더미변수의 추계모수의  $t$ 값을 구할 수 있다.

이중 절대치 기준에서 보면 최대의  $t$ 값이 분석자가 설정한 임계치(critical value)를 초과하는 경우에는 해당 모델에 대해 이상치와 구조변화(level-shift) 중 어느 하나의 더미변수를 추가하고 다시 1개만 추가한

---

29) REGARIMA에 의한 이상치와 구조변화의 조정은 모두 옵션(option)선택에 의한 것이다. 따라서 여기서의 「자동」 탐색은 「표준형(디폴트)」로 설정되어 있고 자동적으로 탐색이 실시된다」를 의미하지는 않는다. 분석자가 이상치나 구조변화의 발생시기에 관해 사전정보를 얻을 수 있는 경우에는 그 더미변수의 「수동설정」의 옵션을 선택하고, 사전정보가 없을 때에는 「자동탐색」의 옵션을 선택한다. 물론 이상치와 구조변화를 일체 조정하지 않을 수도 있다.

30) 여기서는 이상치와 구조변화 2종류의 더미변수를 동시에 설정하는 방법을 설명하고 있지만 REGARIMA에서는 이상치만의 자동탐색, 구조변화만의 자동탐색과 같이 종류를 한정하는 탐색도 가능하다.

$(2n-2)$ 개의 REGARIMA모형을 생각할 수 있다. 이러한  $(2n-2)$ 개의 REGARIMA를 IGLS에 의해 재추계하고 새로 추가한 더미변수의  $t$ 값을 구한다. 이때 최대  $t$ 값이 임계치를 초과하면 그 REGARIMA에 더미변수를 하나 더 추가하여 같은 형태의 계산 단계를 반복한다. 이런 과정을 새로 추가된 더미변수의 최대의  $t$ 값이 임계치를 하회할 때까지 반복한다.

또한 X-12-ARIMA에서는 분석자가 임계치를 임의로 설정할 수 있도록 되어 있으나<sup>31)</sup> 임계치의 설정여하에 REGARIMA의 구조가 변할 수 있다는 것에 주의를 요한다. 임계치의 설정을 높게 하면 이상치와 구조변화(level-shift)에 대한 감응도가 낮게 되며(low sensitivity) 그들의 발생수가 작게되는 반면, 낮게 설정하면 감응도가 높게 되고(high sensitivity) 이상치와 구조변화(level-shift)의 발생수가 높아지게 된다.

X-11에서 인위적인 수정가중치를 이용한 이상치 처리를 회피하기 위해서는 임계치를 낮게 설정하는 것이 바람직하다.<sup>32)</sup> 더미변수를 너무 많이 취하는 것은 모델전체의 관점에서 바람직하다고 할 수 없으며, 적절한 임계치의 설정이 의외로 곤란한 것이라 말할 수는 있다. Chang, Tiao and Chen[1988]은 시뮬레이션분석에 기초하여 low sensitivity에 대한 임계치 설정은 IV장에서, high sensitivity에 대한 임계치 설정은 III장에서 언급하고 있다.

---

31) 분석자가 특정의 임계치를 설정하지 않고 이상치나 구조변화의 자동탐색 옵션을 선택한 경우에는 임계치는 3.3으로 자동설정된다.

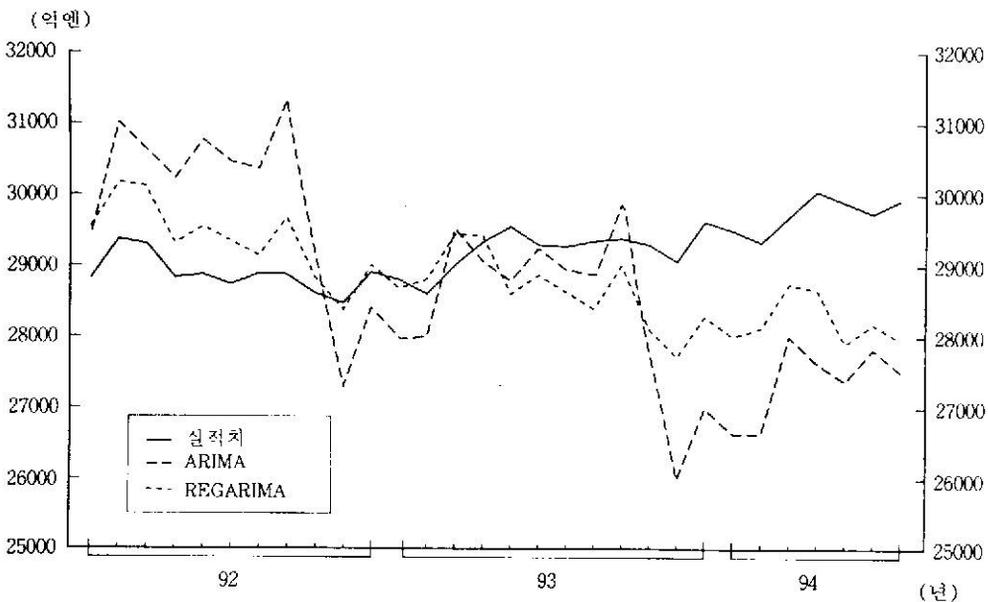
32) REGARIMA의 이상치조정에서 빠진 불규칙변동성분에서도 X-11에 있어서 이상치조정의 관리한계의 설정순서대로 X-11부분의 이상치처리가 실시된다.

## IV. X-12-ARIMA의 성능에 관한 실증분석<sup>33)</sup>

### 1. 구조변화(level-shift) 처리의 타당성

(도표8)은 준비예금잔고(1991년 10월에 구조변화(level-shift)가 있음)을 ARIMA와 REGARIMA에 의해 예측한 결과이다. 이를 보면 REGARIMA 예측치가 ARIMA 예측치에 비해 실적치와의 피리가 적다는 것을 알 수 있다. 이러한 REGARIMA에 의한 예측 성능(performance)을 배경으로 X-12-ARIMA에서는 계열말단에서도 적절한 two-sided-filter에 의한 이동평균이 가능하게 된다. 또한 (도표9)를 보면 준비예금잔고의 계절조정계열도 준비율 변경시기 근처에서 왜곡되지 않으며 X-12-ARIMA가 구조변화(level-shift)가 있는 계열에 대해서도 바람직한 계열조정이 가능하다는 점도 시사하고 있다(도표1과 비교).

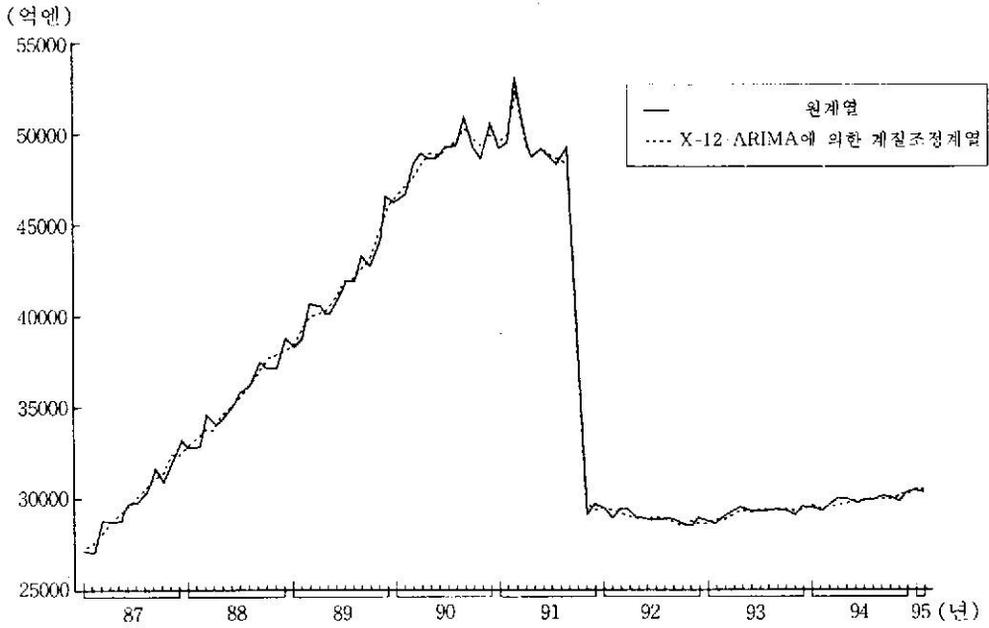
(도표8) ARIMA · REGARIMA모형을 이용한 준비예금잔고의 예측



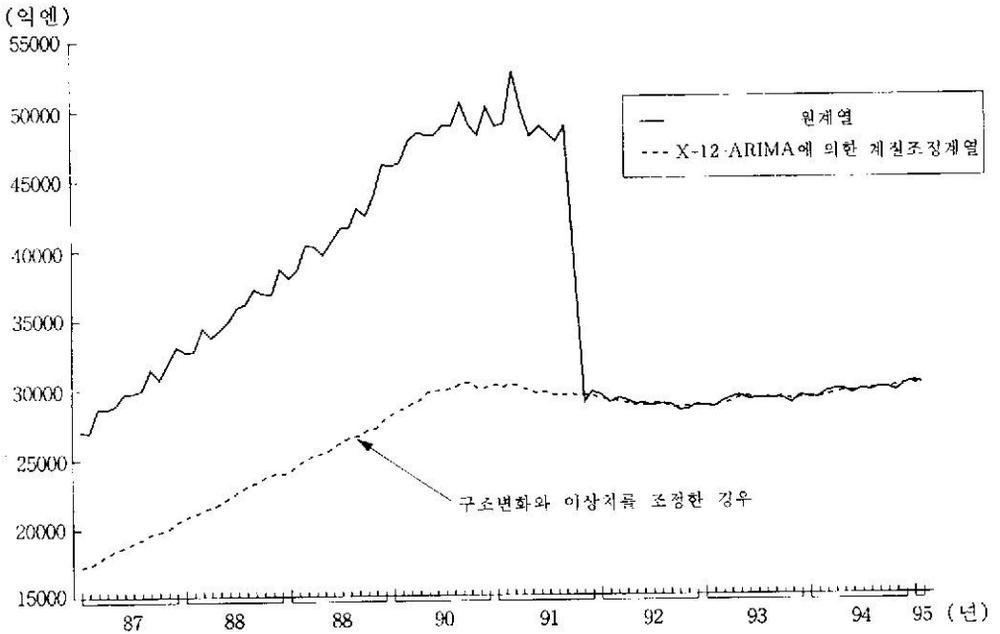
(주) 샘플기간 '81년 4월~'92년 1월까지를 이용하여 모형을 추계하고, '92년 2월 이후는 예측

33) 적용시계열의 자료출처(data source), 샘플기간 및 REGARIMA의 구조 등의 상세한 설명은 뒤의 자료부록을 참조. 그리고 본 논문의 분석에서 이용한 X-12-ARIMA의 프로그램은 일반공개전의 시험버전(test-version)이지만, 분석결과는 최종버전(final-version)을 이용한 경우와 실질적인 차이가 없다.

(도표9-1) 준비예금잔고의 최근 추이



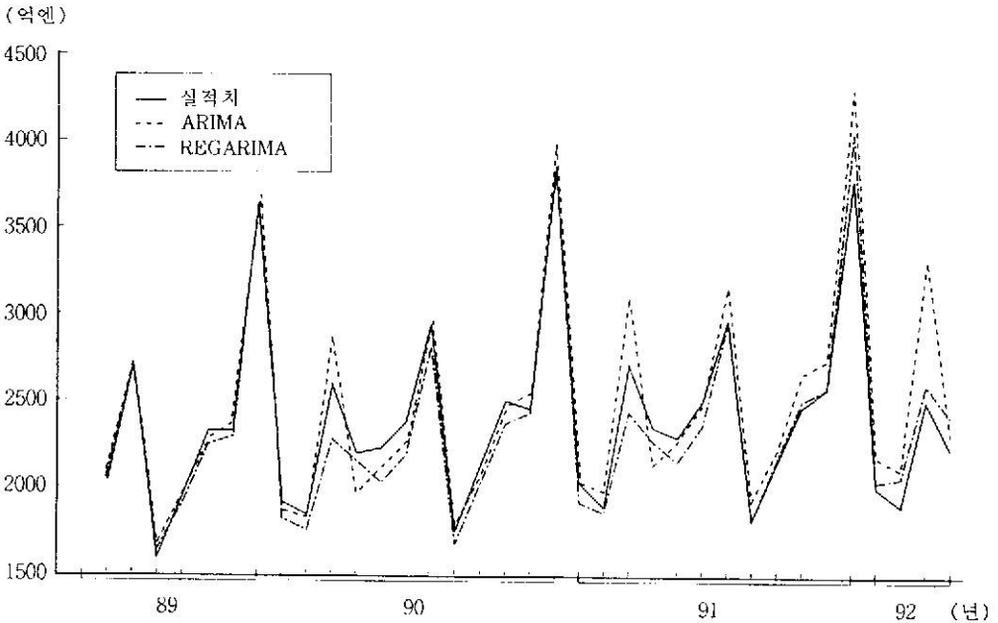
(도표9-2) 준비예금잔고의 최근 추이



## 2. 이상치 처리의 타당성

(도표10)은 도내백화점매출액(1989년 3월, 4월에 이상치 있음)을 ARIMA와 REGARIMA에 의해 예측한 결과이다. 이를 보면 REGARIMA에 의한 예측에서는 이상치발생 후에도 계절변동패턴을 잘 파악할 수 있으며, ARIMA에 비해 신뢰성이 높다는 것을 알 수 있다.

(도표10) ARIMA · REGARIMA모형을 이용한 도내백화점매출액의 예측



(주) 샘플기간 75년 1월~89년 5월까지를 이용하여 모형을 추계하고 89년6월 이후는 예측

다음은 X-12-ARIMA와 X-11을 비교하여 이상치 처리에 있어서 실제와 정도차가 발생하는가를 시뮬레이션자료를 이용해 검토해 보았다. 시뮬레이션자료(샘플수: 100개)는  $Y_t - Y_{t-12} = a_t$  ( $a_t$ 는 백색잡음)에 의해 발생한 계절성이 강한 계열을 사용하였다. 그리고 이 계열에 다음의 적당한 이상치를 부가해 또 하나의 시뮬레이션자료를 작성하였다(도표11-1).

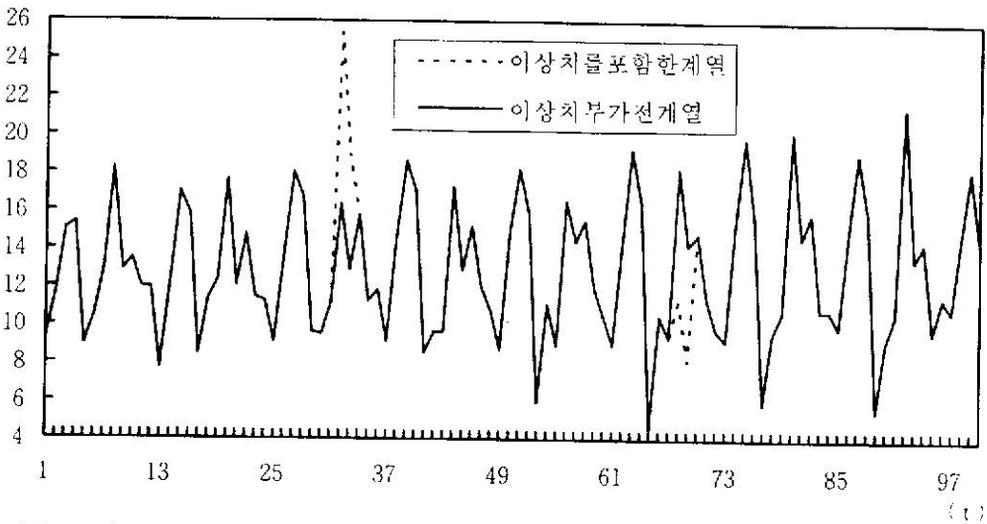
$$t=32, +9 \quad t=33, +6 \quad t=68, -7 \quad t=69, -6$$

먼저 이상치를 포함한 계열에 대해서 X-12-ARIMA와 X-11로 각각 계절조정을 실시하고 4개의 이상치가 발생한 시기의 계절조정계열을 추계한다. 다음으로 이 계절조정계열을 이상치부가전 계열에 X-12-ARIMA로 계절조정된 계열과 비교하여<sup>34)</sup> 둘 사이에 어느 정도의 괴리가 발생하는지를 측정한다. 이 괴리 폭은 각 계절조정방법에서 추계한 이상치의 값이라고 할 수 있고 이것이 실제로 부가한 이상치의 크기와 같으면 적절한 이상치 처리라고 판단할 수 있다.

---

34) 이상치부가전 계열에 대한 계절조정은 계절말단을 제거하면 X-12-ARIMA와 X-11가 같아지기 때문에 여기서 비교기준은 X-12-ARIMA에서 계절조정된 계열이다.

(도표11-1) 이상치 처리의 시뮬레이션



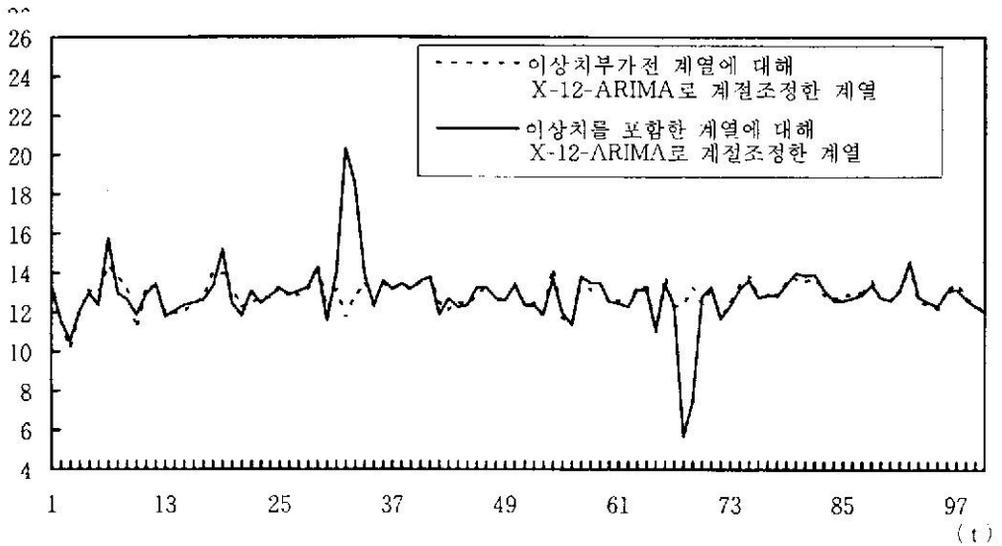
(도표11-2) X-12-ARIMA와 X-11의 이상치 처리 결과

	t=32	t=33	t=68	t=69
부가한 이상치의 크기	+9	+6	-7	-6
X-12-ARIMA에 의한 이상치의 추계치	+8.5	+5.7	-6.9	-5.8
X-11에 의한 이상치의 추계치	+8.6	+5.7	-5.7	-5.8

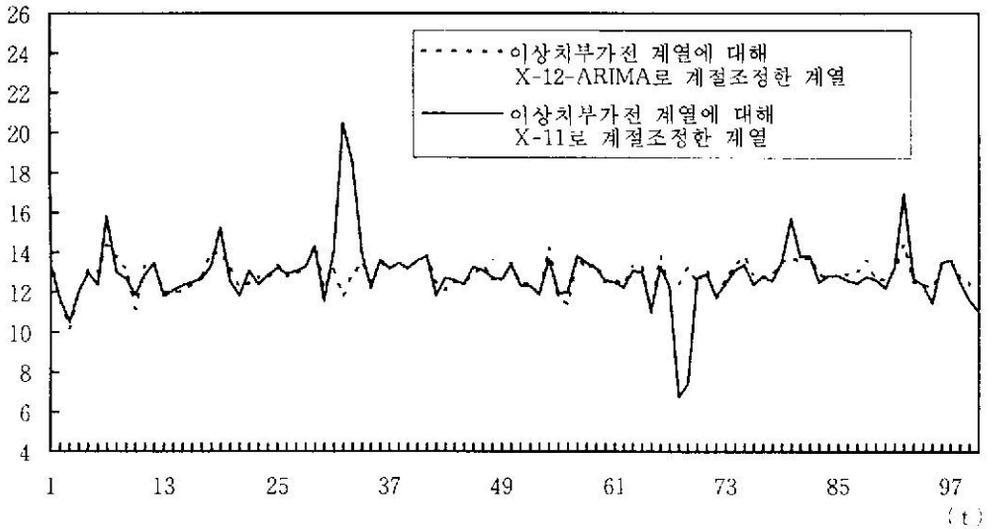
(주) X-12-ARIMA에 의한 이상치의 추계치 = 이상치부가 전계열에 대해 X-12-ARIMA로 계절조정된 계열과 이상치를 포함한 계열에 대해서 X-12-ARIMA로 계절조정된 계열의 피리 폭

X-11에 의한 이상치의 추계치 = 이상치부가전 계열에 대해 X-12-ARIMA로 계절조정된 계열과 이상치를 포함한 계열에 대해서 X-11로 계절조정된 계열의 피리 폭

(도표11-3) 이상치의 처리 시뮬레이션(X-12-ARIMA에 의한 처리)



(도표11-4) 이상치의 처리 시뮬레이션(X-11에 의한 처리)



(도표11-2, 3, 4)에 의하면 X-12-ARIMA는 4개의 모든 이상치의 크기를 적절하게 추계하고 있는 반면, X-11은 시점 t=68에서의 이상치 크기를 과대추계하고 있다. 다시말하면 X-11은 이 시점에서 계절조정계열을 과대추계, 계절변동성분을 과소추계하고 있다. 시점 t=68에서 X-11의 계절변동성분의 과소추계는 이 시기의 계절조정계열 뿐만 아니라 그후의 계절조정계열의 추계에도 영향을 미친다.

즉, X-11의 기본방법은 이동평균의 반복이며 만약 하나의 시점에 과대·과소추계가 발생하면 그 영향이 전후에까지 미친다(II장 2절의 이동평균형 조정방법의 계산과정 참조). 이 경우 시점 t=68에서 계절변동성분의 과소추계는 내년, 내후년의 계절변동성분의 과소추계에 영향을 주어 그 결과 계절조정계열이 과대추계된다(도표11-4). 특히 이러한 문제는 X-11이 후방이동평균을 하기 때문에 계열말단에서 현저히 나타난다.

### 3. 요일조정의 타당성<sup>35)</sup>

(도표12)는 REGARIMA에 의한 요일변동의 추계를 광공업생산지수, 수입액(\$), 건설공사수주액, 은행권발행잔고,  $M_2 + CD$ 의 5개의 계열에 대해 적용한 결과를 나타낸 것이다. 이를 보면 광공업생산지수 및 수입액(\$)에 요일변동이 있다는 것이 명확하다. 한편, 건설공사수주액은 요일변동이 없으며 (도표6-3)의 파워 스펙트럼의 결과에도 잘 부합된다.

이것은 REGARIMA의 요일변동 검정은 X-11의 검정보다 신뢰성이 높다는 것을 시사하고 있다. 또한 광공업생산지수 및 대규모전력사용량을 REGARIMA에 의해 추계한 요일변동성분과 계절변동성분의 크기를 비교해 보면(도표13), 요일변동(및 윤년에 의한 영향)이 계절변동보다 크다는 것을 알 수 있다.

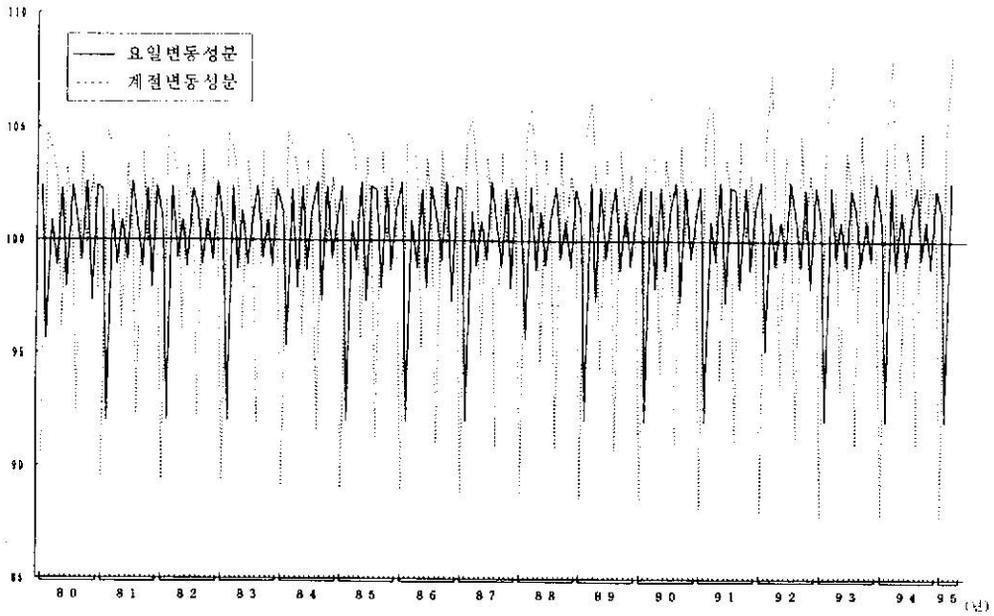
35) REGARIMA에 의한 요일변동의 추계를 미국 경제시계열에 적용한 예로써 Chen and Findley[1995]를 참조

(도표12) REGARIMA에 의한 요일변동의 추계결과

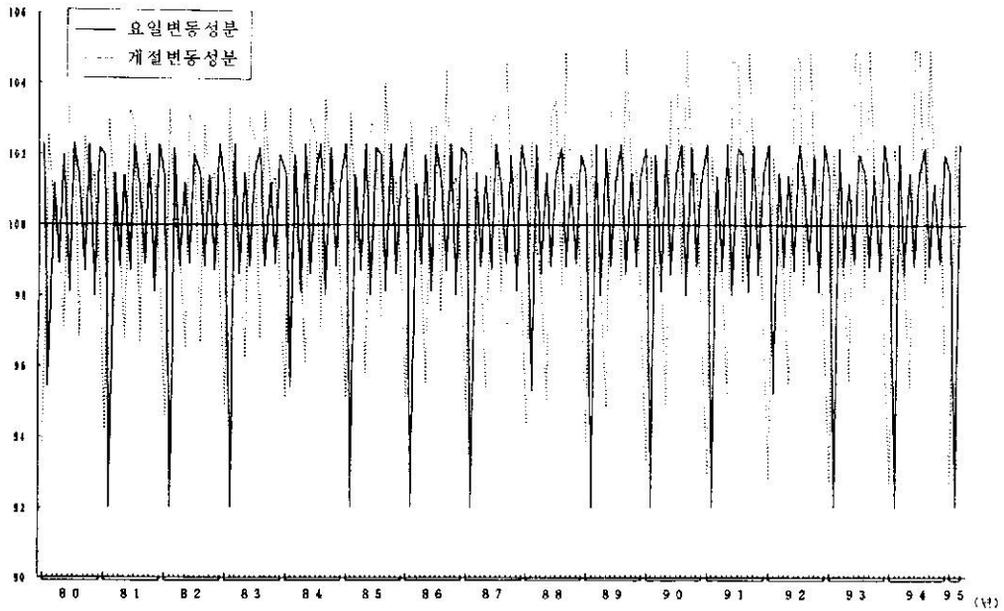
		항공업 생산지수	수입액(\$)	건설공사 수주액	은행권 발행잔고	$M_2 + CD$
model 1	AIC	2108	3620	3240	-	-
	요일변동의 유의성	0.00	0.00	0.54	-	-
model 2	AIC	2095	3623	3240	-	-
	$LY_t$ 의 $t$ 값	3.33	1.74	1.80	-	-
	요일변동의 유의성	0.00	0.00	0.66	-	-
model 3	AIC	2109	3623	3243	6297	4960
	요일변동의 유의성	0.00	0.00	0.47	0.05	0.53
model 4 (요일조정없음)	AIC	2182	3668	3236	6297	4953
모델선택		model 2	model 1	model 4	model 3	model 4

- (주1) 요일변동의 유의성은 요일변동의 모수를 0으로 한 귀무가설로  $\chi^2$ -검정(우도비검정)을 실시할때의 p-value를 나타낸 것
- (주2) 각 시계열에 대해 적용한 ARIMA모형의 차수는 자료부록에 표시되어 있다. 추계할 때 4가지 모델에 같은 차수가 적용된다.
- (주3) 은행권발행잔고,  $M_2 + CD$ 는 평잔기준이다. 월의 길이 조정은 할 필요가 없기 때문에 적용가능한 모형은 model 4 뿐이다.

(도표13-1) 광공업생산지수에서 계절변동성분과 요일변동성분의 추이



(도표13-2) 대규모전력사용량에서 계절변동성분과 요일변동성분의 추이



#### 4. 안정성분석 I (Mean Absolute Percentage Revision)

본 절이후 III장에서는 X-12-ARIMA에의한 계절조정계열이 X-11-ARIMA와 비교해 어느정도 안정성이 향상되었는가를 평가한다.<sup>36)</sup> 이절에서는 안정성의 기준으로서 다음의 MAPR(Mean Absolute Percentage Revision)을 제시한다.<sup>37)</sup>

$$MAPR = \frac{100}{T - t_0} \sum_{t=t_0}^T \left| \frac{A_{tT} - A_{t,t}}{A_{t,t}} \right|$$

단,  $A_{t,t}$  : 원계열  $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_t\}$ 를 이용하여 추계한 시점t에서의 계절조정계열

$A_{tT}$  : 원계열  $\{Y_1, Y_2, \dots, Y_t, \dots, Y_T\}$ 를 이용하여 추계한 시점t에서의 계절조정계열( $t \leq T$ )

즉, MAPR은 시점t의 계절조정계열이 신규자료  $\{Y_{t+1}, \dots, Y_T\}$ 가 추가됨 따라 수정된  $\left| \frac{A_{tT} - A_{t,t}}{A_{t,t}} \right|$ 에 대해, 시점  $t_0 \leq t \leq T$  사이의 평균을 구하는 것이다. 따라서 MAPR이 적을수록 안정성이 높은 계절조정방법이라고 할 수 있다. 본 분석에서는  $t_0 = 1992$ 년 1월,  $T = 1995$ 년 3월로 하였다. 또한 계절조정계열의 전월비와 추세순환변동성분에 대해서도 위와 같은 MAPR을 적용하여 계절조정계열의 MAPR과 함께 (도표14)에 나타냈다.

이 MAPR의 계산결과를 정리하면 다음과 같은 평가가 가능하다.

- ① 전체적으로 X-12-ARIMA는 X-11 및 X-11-ARIMA와 비교해도 안정성이 높은 계절조정방법이라고 평가할 수 있다. 특히 X-11과 비교하면 안정성의 개선정도는 크다.

36) 본 분석에서는 모든 원계열이 승법형을 따르는 것으로 가정하고 계절조정계열을 추계한다. 3조정과 함께 X-11(Part)에 있어서 이동평균의 과정은 모든 표준형(디폴트)을 선택하고 있다. 따라서 X-11과 X-11-ARIMA에서는 요일조정을 실시하고 있지 않다.

37) MAPR은 계절조정계열의 안정성을 검토해본 많은 실증분석에서 평가기준으로서 제시할 수 있다(Burman[1980], den Butter and Mourik[1990], Findley et al.[1995] 등 참조).

- ② 그러나 광의유동성과 상용고용지수 등 일부계열에서는 X-12-ARIMA의 안정성이 개선되지 않고 다소 악화되는 경우도 있다.<sup>38)</sup>
- ③ X-12-ARIMA의 계절조정이 X-11-ARIMA 보다 개선되는 대부분의 경우는 요일변동조정을 하고 있다. 예를 들면 광공업생산지수, 수출입액, 대규모전력사용량, 은행권발행잔고, 도내백화점매출액, 승용차신차등록대수에서는 REGARIMA에 의한 요일조정이 model 1, 2, 3 중에 하나를 사용하고 있다(상세한 것은 자료부록 참조). 한편 X-12-ARIMA에 있어서 요일변동조정을 필요로 하지 않는 계열(model 4를 사용  $M_1, M_2 + CD$ , 광의유동성, 상용고용지수, 완전실업율)은 X-11-ARIMA에 비해 안정성이 개선되지 않는다.

X-12-ARIMA가 MAPR에서 높은 안정성을 나타내는 것은 무엇 때문일까. 이점에서 위의 3번째 결과는 매우 시사적이다. 즉, 요일변동이 있는 계열에서 X-12-ARIMA의 안정성이 X-11-ARIMA에 비해 개선된다는 것은 요일조정의 유무가 계절조정계열의 안정성에 관련이 있다는 것을 시사하고 있다. 이를 확인하기 위해 REGARIMA에서 요일변동의 존재를 나타낸 계열에 대해서 요일조정을 하지 않는 경우 MAPR가 어떻게 변화하는가를 계산하였다(도표15)<sup>39)</sup>. 그 결과 8개 계열 중 광공업출하지수와 도내백화점매출액을 제외한 6개 계열에서 요일조정을 하지 않는 경우 MAPR이 증가한다. 즉, 계절조정계열은 불안정하다(MAPR이 반대로 감소한 광공업출하지수와 도내백화점매출액에 있어서도 그 감소 폭은 극히 적다).

38) X-12-ARIMA에는 MAPR을 산출하는 사후진단기능이 있고 REGARIMA에 의한 사전조정이 MAPR을 악화시키는 것으로 판명되면 그 조정은 실시하지 않는 것이 좋다. (도표14)에 나타난 X-12-ARIMA의 MAPR는 이러한 사후진단기능을 활용하지 않을 경우의 수치를 그대로 게재하는 것이다. III장 1절에서도 지적한 바와 같이 X-11과 X-11-ARIMA는 기능적으로 보아 X-12-ARIMA의 완전한 부분집합(subset)이고 사후진단기능을 활용하면 X-12-ARIMA가 X-11이나 X-11-ARIMA에 의해 불안정한 계절조정을 한다는 것은 실질적으로 있을 수 없다.

39) 단, (도표15)의 모든경우에 이상치와 구조변화(level-shift)는 조정되고 있다.

(도표14) MAPR에 기초 한 안정성 평가

		X-11 (A)	X-11- ARIMA (B)	X-12- ARIMA (C)	X-11비 (C-A)/A	X-11-ARIMA비 (C-B)/B
광공업 생산지수	계절조정계열	0.69	0.51	0.36	-48%	-29%
	전월비	0.85	0.52	0.41	-52%	-21%
	추세순환변동	0.73	0.65	0.55	-25%	-15%
광공업 출하지수	계절조정계열	0.54	0.42	0.45	-17%	7%
	전월비	0.65	0.45	0.49	-25%	9%
	추세순환변동	0.81	0.78	0.71	-12%	-9%
수출액(\$)	계절조정계열	1.21	1.05	0.91	-25%	-13%
	전월비	1.42	1.27	0.88	-38%	-31%
	추세순환변동	1.66	1.26	0.99	-40%	-21%
수입액(\$)	계절조정계열	1.69	1.23	0.92	-46%	-25%
	전월비	1.90	1.26	1.10	-42%	-13%
	추세순환변동	2.36	1.91	1.66	-30%	-13%
기계수주 총액 <sup>주)</sup>	계절조정계열	2.97	-	2.33	-22%	-
	전월비	3.42	-	2.91	-15%	-
	추세순환변동	3.34	-	2.41	-28%	-
대규모 전력사용량	계절조정계열	0.41	0.42	0.34	-17%	-19%
	전월비	0.45	0.35	0.25	-44%	-29%
	추세순환변동	0.60	0.63	0.43	-28%	-32%
건설공사 수주액	계절조정계열	4.51	3.46	3.50	-22%	1%
	전월비	4.68	4.33	4.45	-5%	3%
	추세순환변동	4.58	3.36	3.21	-30%	-4%
은행권 발행잔고	계절조정계열	0.31	0.29	0.25	-19%	-14%
	전월비	0.27	0.19	0.22	-19%	-16%
	추세순환변동	0.41	0.34	0.29	-29%	-15%
준비용금 잔 고	계절조정계열	1.06	0.31	0.23	-78%	-26%
	전월비	0.63	0.34	0.19	-70%	-44%
	추세순환변동	2.14	0.65	0.30	-86%	-54%

주) 기계수주총액에 대해서는 요일변동, 이상치 및 구조변화(level-shift)가 REGARIMA에 의해 나타나지 않았기 때문에 X-11-ARIMA와 X-12-ARIMA는 정의상 같다.

		X-11 (A)	X-11- ARIMA (B)	X-12- ARIMA (C)	X-11비 (C-A)/A	X-11-ARIMA비 (C-B)/B
$M_1$	계절조정계열	0.26	0.21	0.21	-19%	0%
	전월비	0.29	0.20	0.15	-48%	-25%
	추세순환변동	0.31	0.26	0.26	-16%	0%
$M_2 + CD$	계절조정계열	0.15	0.15	0.15	0%	0%
	전월비	0.09	0.09	0.09	0%	0%
	추세순환변동	0.19	0.19	0.19	0%	0%
광의유동성	계절조정계열	0.08	0.09	0.10	25%	11%
	전월비	0.05	0.05	0.06	20%	20%
	추세순환변동	0.13	0.11	0.11	-15%	0%
상용고용 지수	계절조정계열	0.09	0.12	0.12	33%	0%
	전월비	0.07	0.08	0.07	0%	-12%
	추세순환변동	0.16	0.10	0.10	-38%	0%
완전실업률	계절조정계열	0.64	0.52	0.54	-16%	4%
	전월비	-	-	-	-	-
	추세순환변동	1.26	1.26	1.26	0%	0%
도내백화점 매출액	계절조정계열	0.79	0.88	0.76	-4%	-14%
	전월비	1.09	1.02	0.76	-30%	-25%
	추세순환변동	1.08	1.29	0.93	-14%	-28%
승용차신차 등록대수	계절조정계열	1.93	1.65	1.57	-19%	-5%
	전월비	2.17	1.81	1.45	-33%	-20%
	추세순환변동	2.43	1.76	1.48	-33%	-16%
소비자 물가지수	계절조정계열	0.07	0.07	0.06	-16%	-15%
	전월비	0.06	0.05	0.04	-39%	-11%
	추세순환변동	0.15	0.11	0.11	-28%	-2%

(도표15) X-12-ARIMA에서 요일조정의 유무가 MAPR에 미치는 영향

		요일조정함	요일조정 하지않음
광공업생산지수	계절조정계열	0.36	0.46
	전월비	0.41	0.47
	추세순환변동	0.55	0.61
광공업출하지수	계절조정계열	0.45	0.43
	전월비	0.49	0.48
	추세순환변동	0.71	0.77
수출액	계절조정계열	0.91	1.05
	전월비	0.88	1.24
	추세순환변동	0.99	1.31
수입액	계절조정계열	0.92	1.21
	전월비	1.10	1.12
	추세순환변동	1.66	1.93
대규모 전력사용량	계절조정계열	0.34	0.40
	전월비	0.25	0.34
	추세순환변동	0.43	0.60
은행권발행잔고	계절조정계열	0.25	0.26
	전월비	0.22	0.23
	추세순환변동	0.29	0.37
도내백화점매출액	계절조정계열	0.76	0.71
	전월비	0.76	0.71
	추세순환변동	0.93	0.89
승용차 신차등록대수	계절조정계열	1.57	1.67
	전월비	1.45	1.80
	추세순환변동	1.48	1.74

이러한 X-12-ARIMA의 특징은 X-11에서는 요일조정과 안정성이 양립하지 않는(요일조정을 X-11에서 실시하면 그 계절조정계열은 불안정하게 된다)다고 하는 Findley et al. [1990]의 분석결과와 대조적이다.

다음은 X-12-ARIMA에 있어 구조변화(level-shift)의 더미변수가 계절조정계열의 안정성에 미치는 영향에 대해 검토해 본다. (도표14)에서 보듯이 준비예금잔고와 같이 구조변화(level-shift)가 명백한 계열에 REGARIMA에 의한 구조변화의 조정은 안정성에 크게 영향을 미치고 있다.<sup>40)</sup>

한편 눈으로 보기에는 원계열에 구조변화(level-shift)가 존재하지 않는 것처럼 보이는 계열에 대해 REGARIMA에 의한 구조변화의 자동검색을 실시하면, 후에 언급하는 자료부록에서 보는 것 같이 많은 계열에서 구조변화가 존재한다. 이러한 구조변화의 더미변수(눈으로 보기에는 구조변화가 발생하고 있다고는 생각치 않으나 REGARIMA의 자동검색이 구조변화 발생을 나타낸다는 것)가 계절조정계열의 안정성의 향상에 기여하고 있는지 여부를 검증해 본다.

(도표16)은 하나의 예이지만 자세히 살펴보면 그러한 더미변수의 유무는 안정성에 관련이 없다는 것을 알 수 있다. REGARIMA에 의한 구조변화(level-shift)의 자동검색이 나타낸 더미변수 중 그 구조변화의 발생원인이 전혀 명백하지 않은 것은 안정성의 관점에서 보면 받아들일 필요는 없다고 생각할 수 있다. 단지 이것은 안정성의 관점에서이고 실제의 계절조정에서는 그러한 더미변수의 설정이 항상 부정되는 것은 아니다. 즉, 자료중에서 실제의 변동성분은 관측 불가능하며 통계모형을 기초로 추계에 의존하지 않으면 안되므로 구조변화(level-shift)의 발생원인이 명백하지 않다해도 그 모델이 구조변화의 발생을 나타내는 한 통계학적인 관점에서는 역시 계절조정계열에 그것을 포함해야 한다고 할 수도 있다.

---

40) 준비예금잔고에는 요일변동이 존재하지 않기 때문에(후에 게재하는 자료부록 참조), X-12-ARIMA와 X-11-ARIMA의 차이는 주로 구조변화 조정에 의한 안정성향상의 효과에 있다. 이 점은 소비자물가지수('89년 4월의 소비세도입에 따르는 구조변화의 발생)에 대해서도 같다.

(도표16) X-12-ARIMA에서 구조변화(level-shift)의 더미변수 유무가 MAPR에 미치는 영향

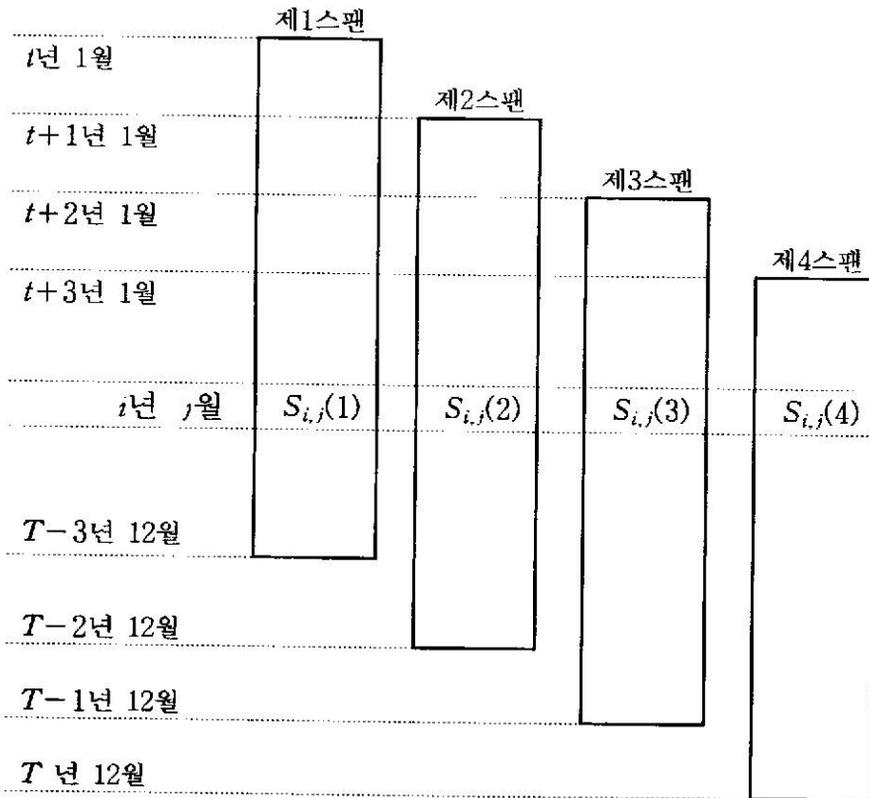
		구조변화 (level-shift) 있음	구조변화 (level-shift) 없음
광공업생산지수	계절조정계열	0.36	0.38
	전월비	0.41	0.36
	추세순환변동	0.55	0.56
광공업출하지수	계절조정계열	0.45	0.42
	전월비	0.49	0.48
	추세순환변동	0.71	0.80
수출액(\$)	계절조정계열	0.91	0.90
	전월비	0.88	0.85
	추세순환변동	0.99	1.04
대규모 전력사용량	계절조정계열	0.34	0.33
	전월비	0.25	0.25
	추세순환변동	0.43	0.43
은행권발행잔고	계절조정계열	0.25	0.25
	전월비	0.22	0.21
	추세순환변동	0.29	0.29
승용차 신차등록대수	계절조정계열	1.57	1.55
	전월비	1.45	1.43
	추세순환변동	1.48	1.59

## 5. 안정성분석Ⅱ (Sliding Span Analysis)

Sliding Span Analysis는 계절조정의 산출기간의 크기(개월수 또는 분기수)를 고정시킨 다음 몇 개의 기간별로 이동(sliding)시켰을 경우에 동일시점의 계절변동성분이 어느정도 변화하는가를 분석하는 방법으로 그다지 변화하지 않는 경우에는 그 계절조정방법은 안정적이라고 판단된다(상세한 것은 Findley, et al. [1990]참조).

구체적으로는 (도표17)과 같이 계절조정의 산출기간을 4개로 하고 제1스팬(span)에서 산출한 경우의  $i$ 년  $j$ 월의 계절변동성분을  $S_{i,j}(1)$ , 제2스팬(span)에서 산출한 경우의  $i$ 년  $j$ 월의 계절변동성분을  $S_{i,j}(2)$ , 마찬가지로 제3스팬(span)에 의한 계절변동성분을  $S_{i,j}(3)$ , 제4스팬에 의한 계절변동성분을  $S_{i,j}(4)$  라고 한다.

(도표17) Sliding Span Analysis 방법



여기서 각  $i$ 년  $j$ 월의 계절변동성분에 대해서 다음의 Maximum Percentage Difference(이하, MPD)를 정의한다.

$$MPD_{i,j} = \frac{\text{Max}_{k \in N_{i,j}}\{S_{i,j}(k)\} - \text{Min}_{k \in N_{i,j}}\{S_{i,j}(k)\}}{\text{Min}_{k \in N_{i,j}}\{S_{i,j}(k)\}}$$

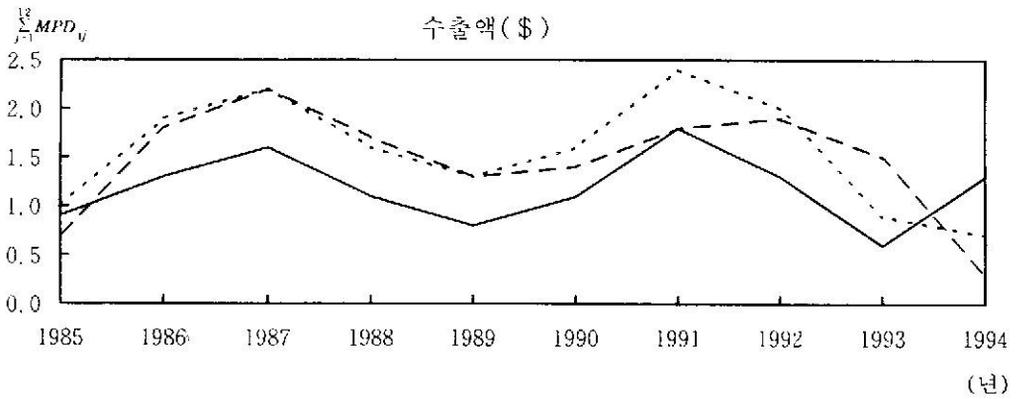
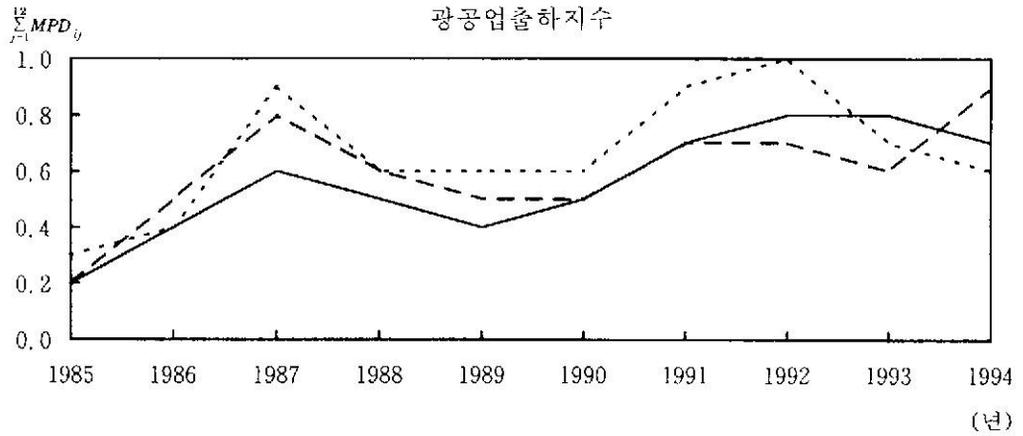
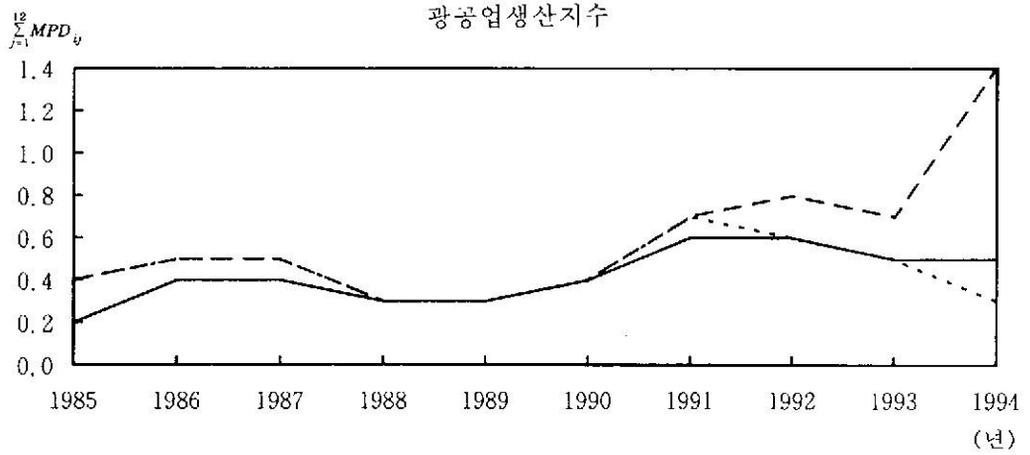
단,  $N_{i,j} = \{k : i\text{년 } j\text{월의 } S_{i,j}(k) \text{가 존재한다}\}$

이  $MPD_{i,j}$ 는  $i$ 년  $j$ 월의 계절변동성분 중에서 최대값은 최소값보다 몇% 큰가를 나타내는 것인데 이것이 작을 때 안정적인 계절조정방법이라고 판단할 수 있다.

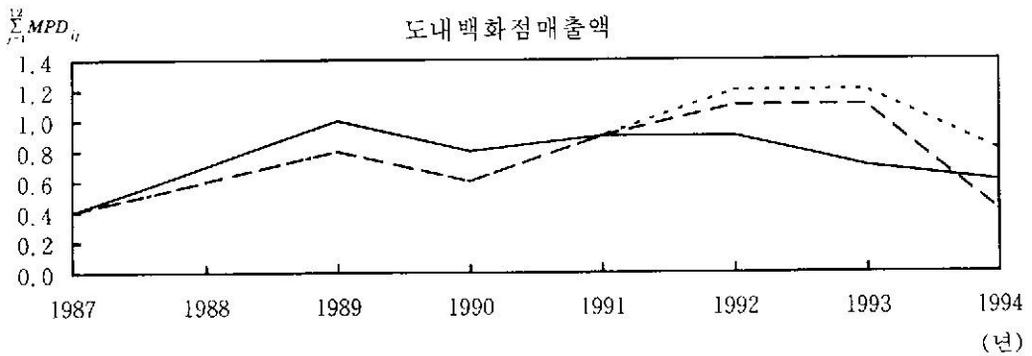
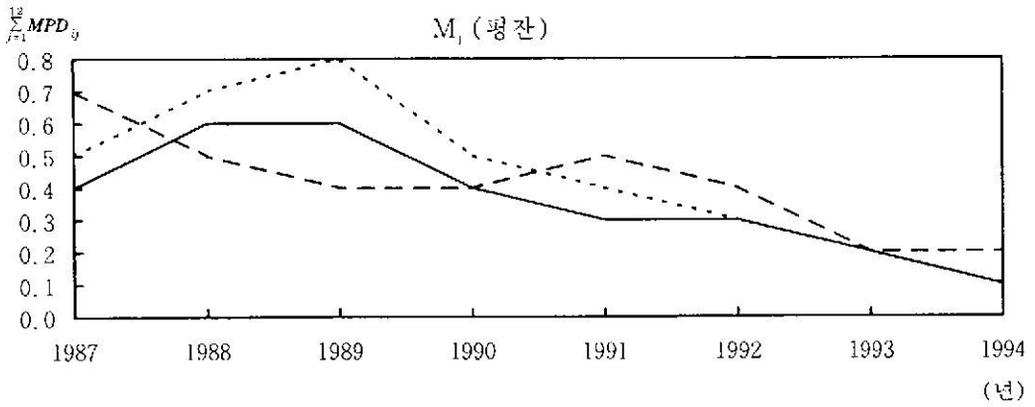
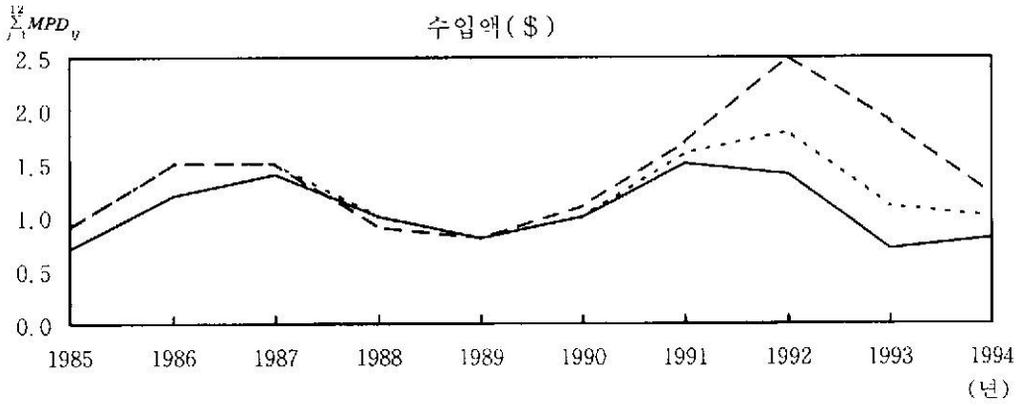
(도표18)은 가로축에 년단위의 시간, 세로축에  $\sum_{i=1}^{12} MPD_{i,j}$ 를 취하고 X-12-ARIMA, X-11-ARIMA, X-11의 안정성을 비교한 것이다(적용시계열은 광공업생산지수, 광공업출하지수, 수출액(\$), 수입액(\$),  $M_1$ , 도내백화점매출액). 이것에 의하면 도내백화점매출액의 상반기(1987년~1990년)를 제외하면 X-12-ARIMA가 다른조정법에 비해 전체적으로 안정적이라고 말할 수 있다.

다음으로  $MPD_{i,j}$ 의 분포에 있어서 median(중앙값), 75%값(제3사분위값), 최대값을 보면(도표19), 메디안과 75%값에 대해서 계절조정방법 사이에는 그다지 차이가 보이지 않으나 최대값에 관해서는 X-12-ARIMA가 다른 2개의 조정법과 비교해 상당히 작다. 이것은 샘플기간의 이동(sliding)에 의해 X-11이나 X-11-ARIMA에서는 계절변동성분이 이상한 변동이 발생하는 경우가 있는 것에 비해 X-12-ARIMA에서는 이상한 변동이 제거됨을 나타내고 있다.

(도표18) Sliding Span Analysis



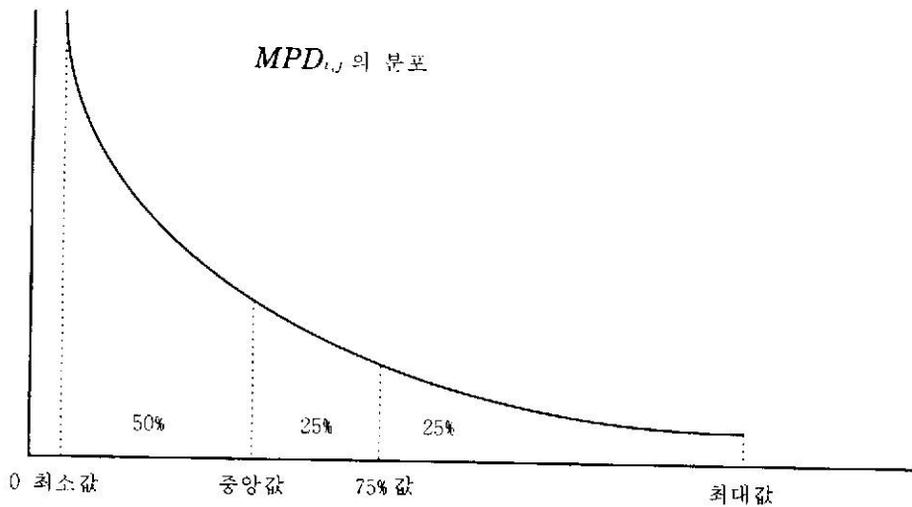
X-12-ARIMA  
  X-11  
  X-11-ARIMA



— X-12-ARIMA    - - - X-11    ····· X-11-ARIMA

(도표19) MPD에 기초 한 안정성 평가

	광공업생산지수			광공업출하지수		
	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11
중앙값	0.36	0.39	0.33	0.36	0.39	0.33
75%값	0.72	0.85	0.68	0.72	0.85	0.68
최대치	2.73	4.13	3.73	2.73	4.13	3.73
	수출액(\$)			수입액(\$)		
	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11
중앙값	0.96	1.16	1.05	0.80	1.11	1.15
75%값	1.62	2.19	1.97	1.46	1.70	1.92
최대치	3.46	7.23	7.52	4.00	4.05	4.68
	도내백화점매출액			M <sub>1</sub>		
	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11	X-12-ARIMA	X-11-ARIMA	X-11
중앙값	0.69	0.62	0.60	0.33	0.36	0.36
75%값	1.11	1.03	0.94	0.49	0.60	0.58
최대치	2.07	3.96	4.51	1.16	1.79	1.42



## 6. 안정성분석 III (예측계절변동성분의 신뢰성)

(도표20)은 광공업생산지수, 대규모전력사용량,  $M_2 + CD$  등 3계열에 대해 X-12-ARIMA에 의한 계절변동성분의 변동을 그래프화한 것이다. 이것에 의하면 계절변동패턴은 고정적인 것이 아니고 상당히 가변적이라는 것을 읽을 수 있다. 또한 지면 형편상 생략하고 있으나 그 이외 많은 시계열에 있어서 계절변동패턴의 가변성이 확인된다. 이절에서는 이러한 계절변동패턴의 가변성이 계절조정계열의 안정성에 미치는 문제점에 대해 분석한다.

4, 5절에서 검토한 것은 이동평균에서 사용한 샘플기간의 변경에 따라 발생하는 불안정성에 관한 분석이었다. 그러나 불안정성의 문제는 이것에만 있는 것이 아니다. 즉, 일본에서도 공표되고 있는 경제통계의 계절조정계열은 매월·매분기 최근까지의 자료를 이용하여 이동평균을 실시하고 추계하고 있는 것은 아니다. 최근년의 계절조정계열은 작년까지의 원계열에 대해 이동평균을 실시하고 추계한 계절변동성분에서 「(최근년의)예측계절변동성분」을 산출하고 그 예측계절변동성분을 최근의 원계열로부터 제거하는 것에 의해 산출한 것이다. 그리고 당해년이 끝난 후 다시 당해년까지의 원계열을 포함하여 이동평균을 실시하여 추계한 계절조정계열로 개정된다.(이것을 계절조정의 보정<sup>41)</sup>라고 부른다)

따라서 최근년의 계절조정계열의 안정성은 작년까지의 정보를 이용하여 산출한 「예측계절변동성분」의 신뢰성에 크게 의존하고 있다. X-11에 있어서 「예측계절변동성분」은 기본적으로는 재작년부터 작년에 걸쳐 일어난 것과 같은 방향의 계절변동패턴의 변화가 작년부터 금년에 걸쳐 생길것(단 변화의 규모는 반년)이라고 하는 특별한 가정하에

$$S_t = S_{t-12} + \frac{(S_{t-12} - S_{t-24})}{2} \quad \dots\dots(5)$$

라고 하는 식으로 산출된다. 또 MITI법에 의한 「예측계절변동성분」은 작년의 계절변동성분과 동일하게 즉,

$$S_t = S_{t-12} \quad \dots\dots(6)$$

41) 계절조정의 보정 시기는 MITI법에 의한 광공업지수가 3월에 실시되는 것을 제외하면 X-11에 의한 다른 경제통계의 계절변동은 12월에 실시되는 것이 많다.

로 가정하고 있다. 이러한 특별한 가정은 계절변동패턴이 고정적인 경우에 그다지 문제는 없지만, (도표20)에서 보는 바와 같이 계절변동패턴이 가변적인 경우에는 타당한 가정이라고는 말할 수 없으며 계절변동에 의한 계절 조정계열의 대폭적인 개정을 초래하는 원인이 된다. 이점을 확인하기 위해서 상기 가정(5), (6)식이 어느정도 부적절한 것인가를 계절(seasonal) ARIMA모형을 이용하여 분석해 보았다. 즉, X-11의 (5)식의 가정은 계절(seasonal) ARIMA모형

$$(0\ 0\ 0)(1\ 1\ 0)_{12} \quad (1-0.5B^{12})(1-B^{12})S_t = \alpha_t \quad \dots\dots(7)$$

을 가정하고 있음과 동시에 MITI법에서는

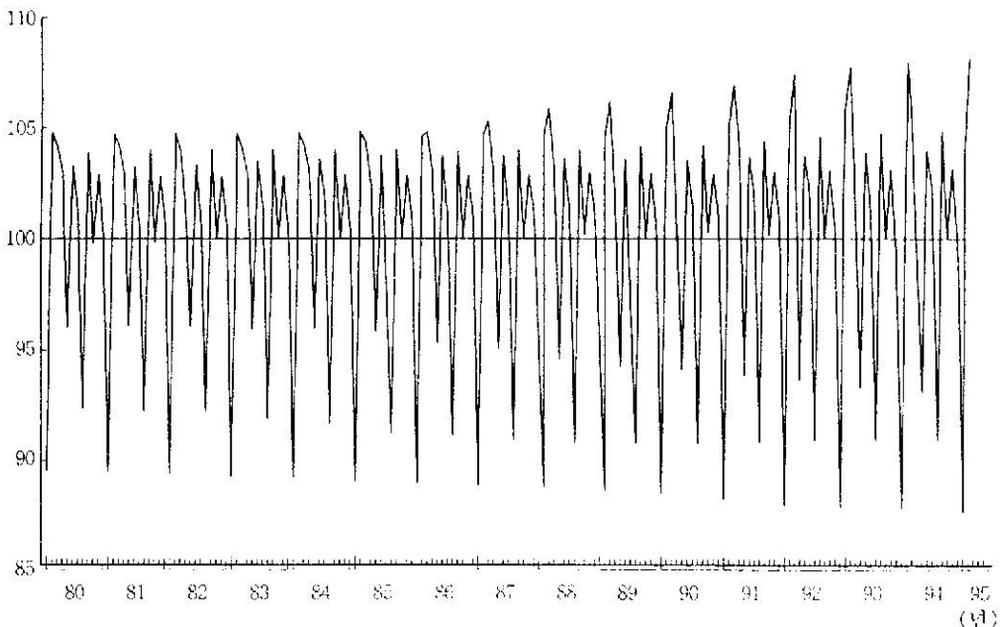
$$(0\ 0\ 0)(0\ 1\ 0)_{12} \quad (1-B^{12})S_t = \alpha_t \quad \dots\dots(8)$$

을 가정할 수 밖에 없다. 이러한 모형이 각 시계열이 갖는 정보를 어느정도 상실하고 있는가를 보기 위해서는 다음 모형을 실제로 추계하여 모형의 타당성 정도에 대해서 비교해 본다.

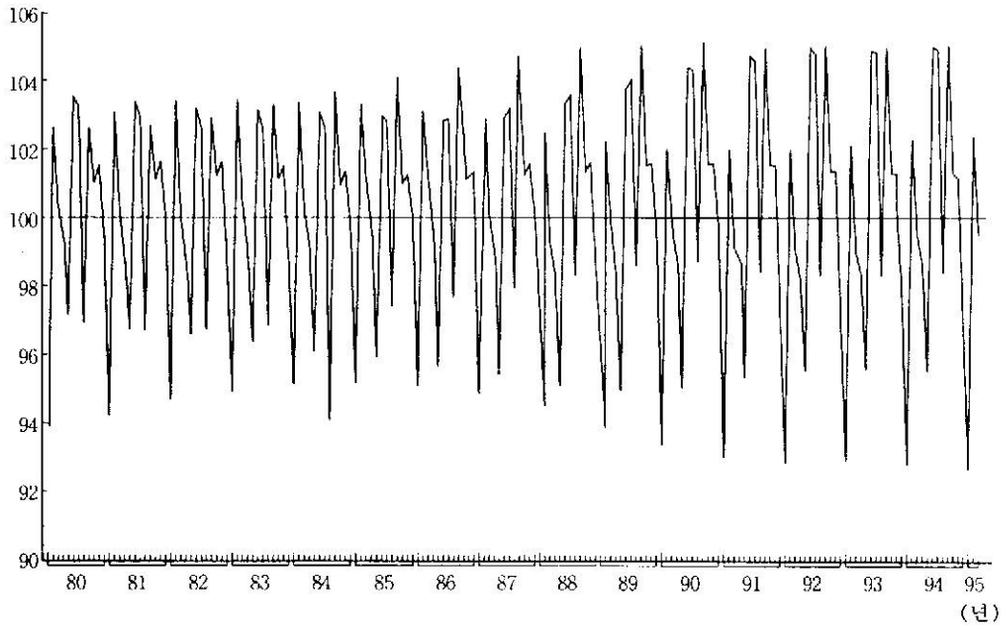
$$(0\ 0\ 0)(1\ 1\ 0)_{12} \quad (1-\alpha B^{12})(1-B^{12})S_t = \alpha_t \quad \dots\dots(9)$$

$$(0\ 0\ 0)(1\ 1\ 1)_{12} \quad (1-\alpha B^{12})(1-B^{12})S_t = (1-\gamma B^{12})\alpha_t \quad \dots\dots(10)$$

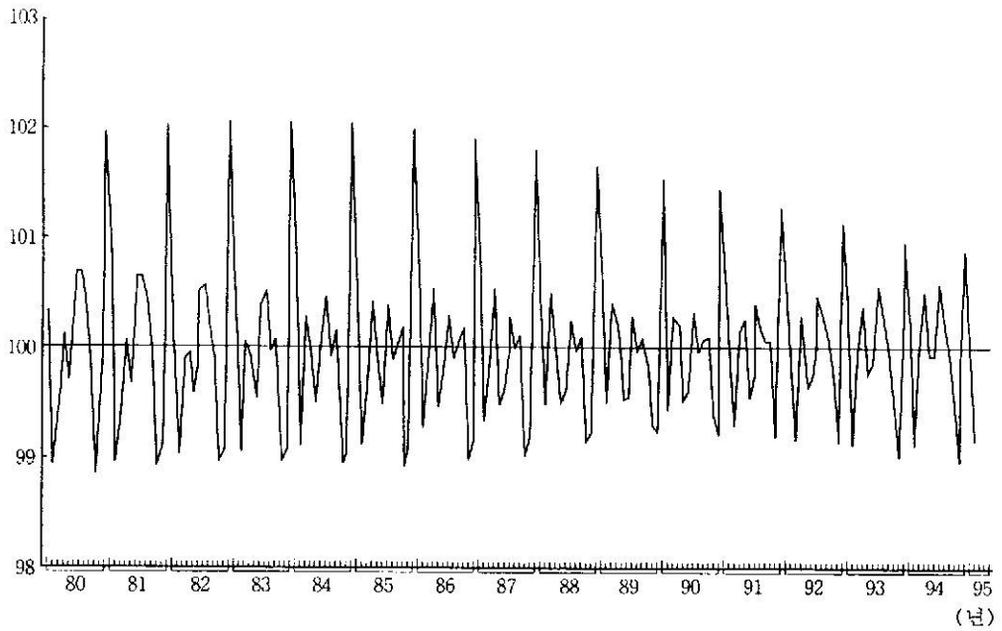
(도표20-1) 광공업생산지수에 있어서 계절변동성분의 추이



(도표20-2) 대구모전력사용량의 계절변동성분의 추이



(도표20-3)  $M_2 + CD$  (평잔)의 계절변동성분의 추이



X-11이나 MITI법이 가정한 모형(7), (8)식은 모형(9), (10)식의 모수 ( $\alpha, \gamma$ )를 특별하게 고정(계약)한 것이며 거기에 모형 추계시 왜곡이 발생하고 있다는 것이다. (도표21)에 있어서 모수(parameter)의 차이나 AIC로부터 판단하여 X-11과 MITI법의 예측계절변동성분의 가정이 얼마나 부자연스러운가를 이해할 수 있을 것이다.

(도표21) 예측계절변동성분의 왜곡

		모수 $\alpha$	모수 $\gamma$	AIC
광공업생산지수	X-11 (7)식	0.5고정	-	-324
	MITI법 (8)식	-	-	-131
	(9)식	0.92	-	-488
	(10)식	0.89	-0.34	-518
기관투자가 전력사용량	X-11 (7)식	0.5고정	-	-297
	(9)식	0.84	-	-387
	(10)식	0.78	-0.39	-436
$M_2 + CD$	X-11 (7)식	0.5고정	-	-766
	(9)식	0.85	-	-856
	(10)식	0.78	-0.38	-900
승용차등록대수	X-11 (7)식	0.5고정	-	461
	(9)식	0.91	-	283
	(10)식	0.88	-0.28	252

계절변동패턴이 변화는 경우의 X-11과 MITI법의 이런 문제는 X-12-ARIMA에서는 완화된다. 즉 X-12-ARIMA에서는 계절변동패턴의 가변성을 고려하여 1년 이상의 예측치를 REGARIMA로 추계한 후, 이 예측치에 X-11을 적용하여 추계한 계절변동성분을 「예측계절변동성분」으로 이용할 수가 있다. 즉 X-12-ARIMA에서는 (9)또는 (10)식을 이용하여 예측변동성분을 산출하는 것과 개념상 같다고 말할 수 있다.<sup>42)</sup>

42) 연1회의 계절조정외 보정 따른 계절조정계열의 불안정성의 문제를 제거하여 해결하기 위해서는 계절변동을 매월 실시할 필요가 있다. 실제 미국 상무성 센서스국에서는 무역통계를 제외한 전 통계에 대해 concurrent seasonal adjustment를 실시하고 있다. 이것은 계절변동패턴이 변화하고 있는 경우에는 매월 계절변동을 실시하는 편이 적절하며 더 나아가 안정적인 계절조정계열을 추계할 수 있다고 하는 생각을 기초로 하기 때문에

## 7. 경기판단에 이용시 실용성

여기서는 주로 광공업생산지수를 사용하여 과거의 경기전환국면에서 계절조정계열의 움직임을 비교함에 따라 세가지 계절조정방법(X-12-ARIMA, X-11, MITI법)의 좋고 나쁨에 대해 분석한다. 우선 1년에 단 한번 계절조정의 보정(광공업지수는 3월에 실시)을 한다라고 하는 통계관행에 따라 각각의 계절조정방법에 의해 추계한 계절조정계열의 움직임을 비교하는 개별 검토(case study)를 한다. 따라서 실제의 경기판단이 이용되는 4월이후의 계절조정계열은 모든 조정법에서 6월에서 언급한 「예측계절변동성분」을 이용하여 계절조정계열이 추계되고 그 후 다음해 3월의 계절변동에 의해 계절조정계열이 재추계된다.

(도표22)는 1991년중 경기전환국면에서 광공업생산지수의 계절조정계열의 움직임을 그린 것이다. MITI법과 X-11의 예측계절변동성분을 이용해 추계한 계절조정계열은 상하로 불규칙한 움직임이 두드러지고 경기판단상 교란요인이 되는 것을 볼 수 있다. 또한 계절조정의 보정에 따라 개정도를 뿐만 아니라 계절조정의 보정후에도 '91년 6월에 부자연스런 움직임이 남아있다.

한편, X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열은 그러한 문제는 보이지 않고 '91년 2월을 정점으로 그 뒤 계속 하강하는 것을 볼 수 있다. 사후적으로는 '91년 4월의 경기가 정점임이 확인되었으며 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 움직임이 실제 움직임에 근접했다고 할 수 있다. 더욱이 지면상 생략했지만 1993년중 경기전환국면(저점:10월)에 있어서도 동일하게<sup>43)</sup> MITI법과 X-11을 이용해 추계한 계절조정계열은 상하변동이 많음에 비해 X-12-ARIMA에 의한 계열은 완만하여 X-12-ARIMA의 실용성이 X-11이나 MITI법에 비해 높다고 말할 수 있다.

그런데 MITI법이나 X-11에 의한 계절조정계열의 이러한 부자연스런 변동(경기판단상의 교란요인)은 전월비 기준으로 보면 한층 증폭되고 있다. MITI법 및 X-11에 의한 계절조정계열의 전월비와 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 전월비와 비교하면(도표23) 전자는 후자에 비해 상당히 상

---

경기판단이 미묘한 경우에는 특히 그 필요성이 높다고 할 수 있다(상세한 것은 Pierce and McKenzie[1987]을 참조).

43) Back data가 필요한 독자는 필자와 연락하기 바란다.

하로 불규칙한 변동을 하고 있으며 양자간에 절대치로 보아 평균 1%, 최대 4% 정도의 괴리 폭이 발생하고 있다.<sup>44)</sup> 현재 통산성에 의해 공표되고 있는 광공업지수의 계절조정계열(MITI법사용)은 요일변동조정은 하지 않고 있어 X-12-ARIMA와의 차이의 주된 원인은 이 요일조정의 유무에 있다.<sup>45)</sup>

44) 계산방법은 아래와 같이 각 전월비 괴리폭의 평균값을 나타낸다.

$$\frac{\sum_t |M_t - X_t|}{\text{표본수}}$$

단,  $M_t$  : MITI법에 의해 계절조정계열의 시점 t에 있어서의 전월비

$X_t$  : X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 시점t에 있어서의 전월비

이 계산식에 따르면 광공업생산지수에서 0.95%, 광공업출하지수에서는 1.03%가 된다. 또 괴리폭의 최대값은 광공업생산지수에서 3.57%, 광공업출하지수에서 3.96%가 된다 (광공업출하지수의 도표는 생략). (도표23)에 있어서 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 추계에 있어서 구조변화(level-shift)의 더미변수는 설정하고 있지않다.

45) 승법형의 기본식  $Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot D_t \cdot I_t$  를 대수변환 후 계치를 취하면 다음식을 얻는다.

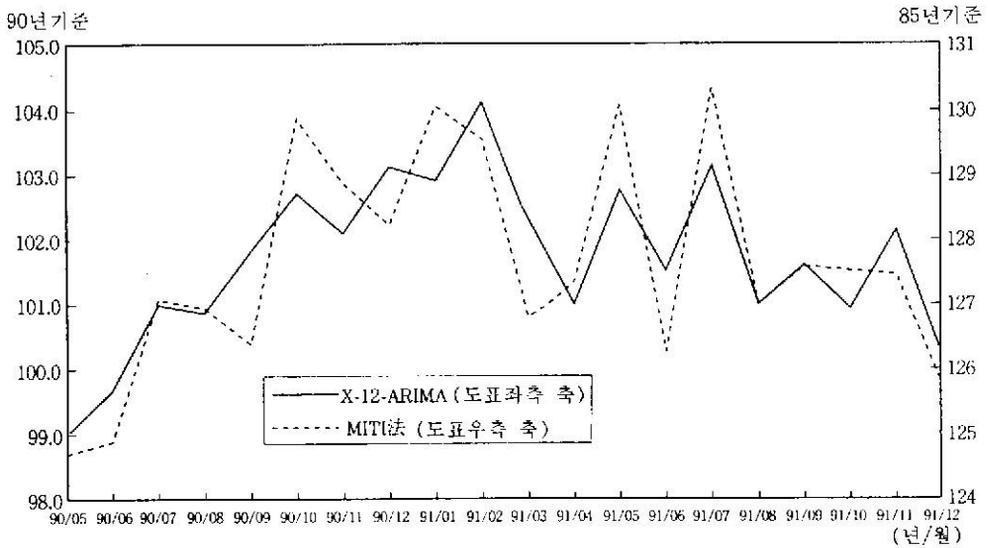
$$\Delta \log(Y_t) = \Delta \log(TC_t) + \Delta(S_t) + \Delta \log(D_t) + \Delta \log(I_t)$$

에 의해

$$\begin{aligned} (\text{원계열의 전월비}) &= (\text{추세순환변동성분의 전월비}) + (\text{계절변동성분의 전월비}) + \\ &(\text{요일변동성분의 전월비}) + (\text{불규칙변동성분의 전월비}) \end{aligned}$$

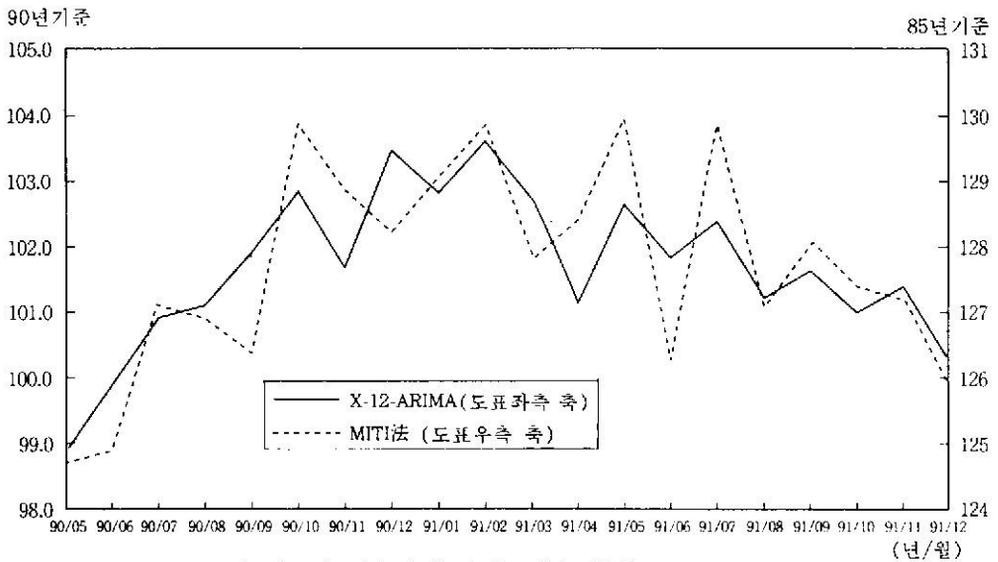
로 나타낼 수가 있다. 즉, 원계열의 전월비는 4개의 변동성분의 전월비와 유사하고 MITI법(및 X-11)에 의한 계절조정계열의 전월비와 X-12-ARIMA의 계절조정계열의 전월비와의 차는 주로 「요일변동성분의 전월비」가 된다.

(도표22-1) 광공업생산지수('91년도 추정치)



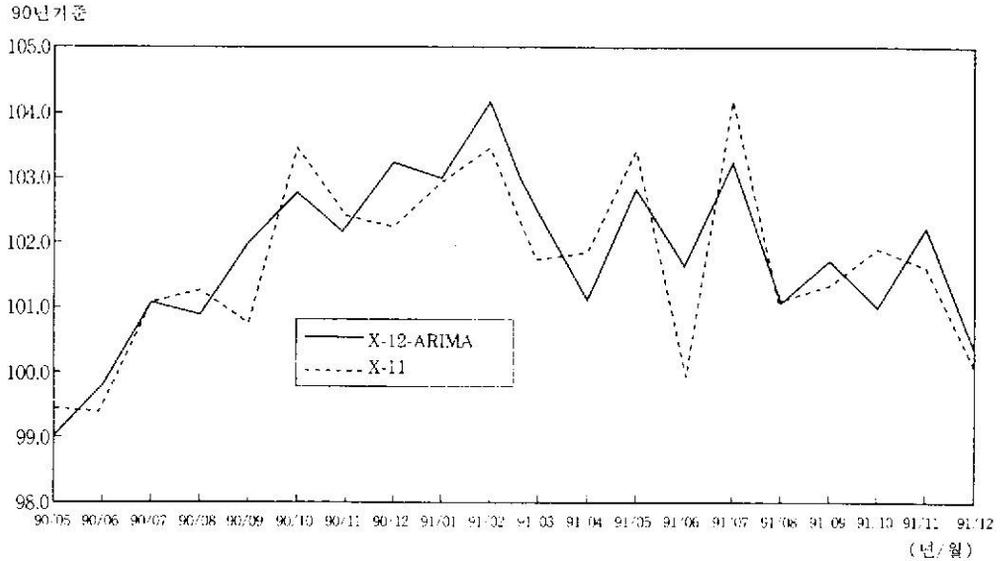
'91년 3월까지 샘플을 이용해서 계절조정을 실시.  
 따라서, '91년 4월 이후의 계절조정계열은 「예측계절변동성분」을 이용하여 산출

(도표22-2) 광공업생산지수(계절조정의 보정 실시후)



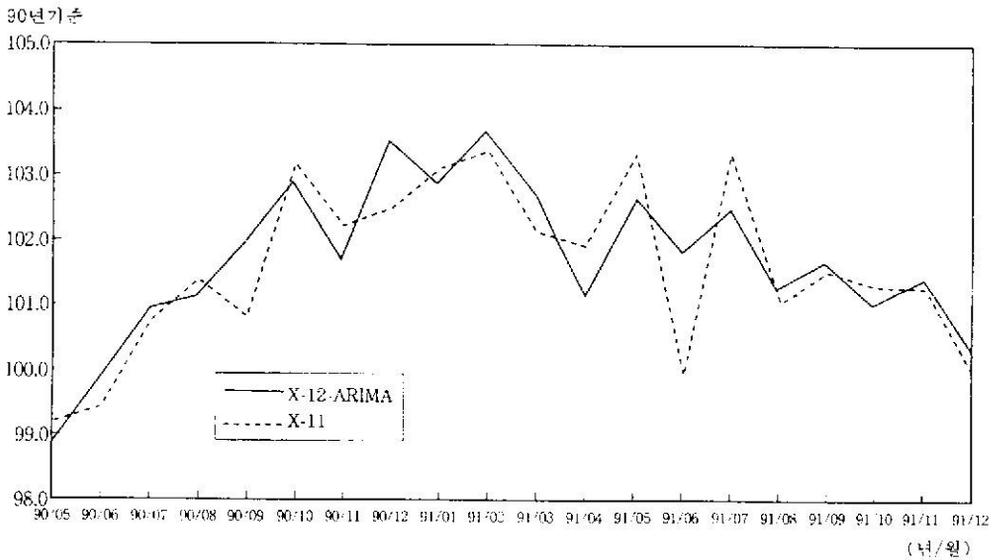
'92년 3월까지의 샘플을 이용하여 계절조정을 실시  
 (주) 이용한 자료는 프로그램 관계상, MITI법에 의한 지수는 통산성에 의해 공표당  
 시의 계절조정계열지수('85년기준)를 그대로 사용하고 X-12-ARIMA에 의한  
 지수는 '90년 기준의 원계열을 계절조정한 것을 채택하였다.

(도표22-3) 광공업생산지수('91년도 추정치)



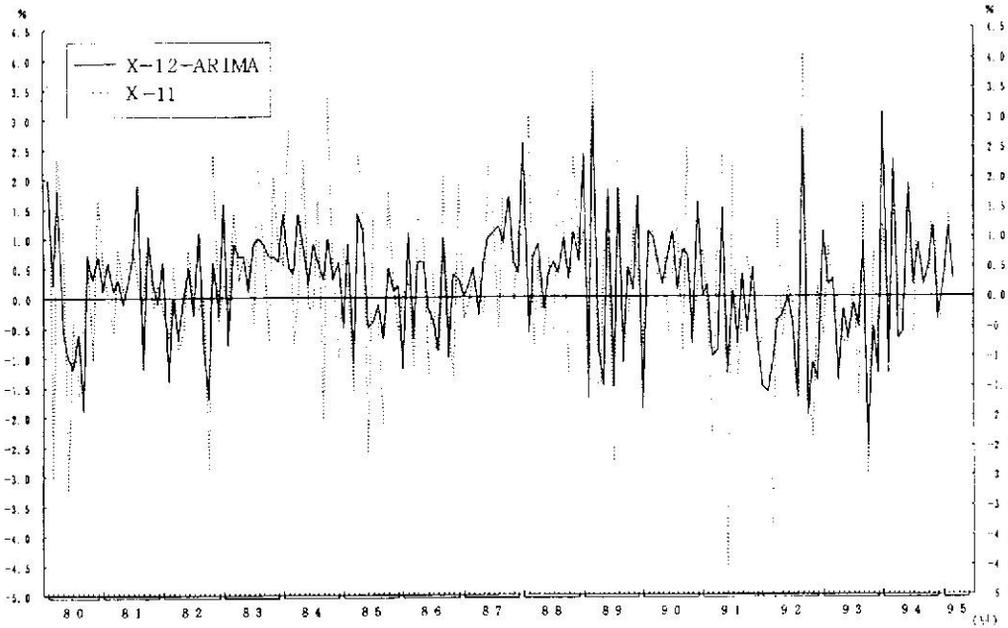
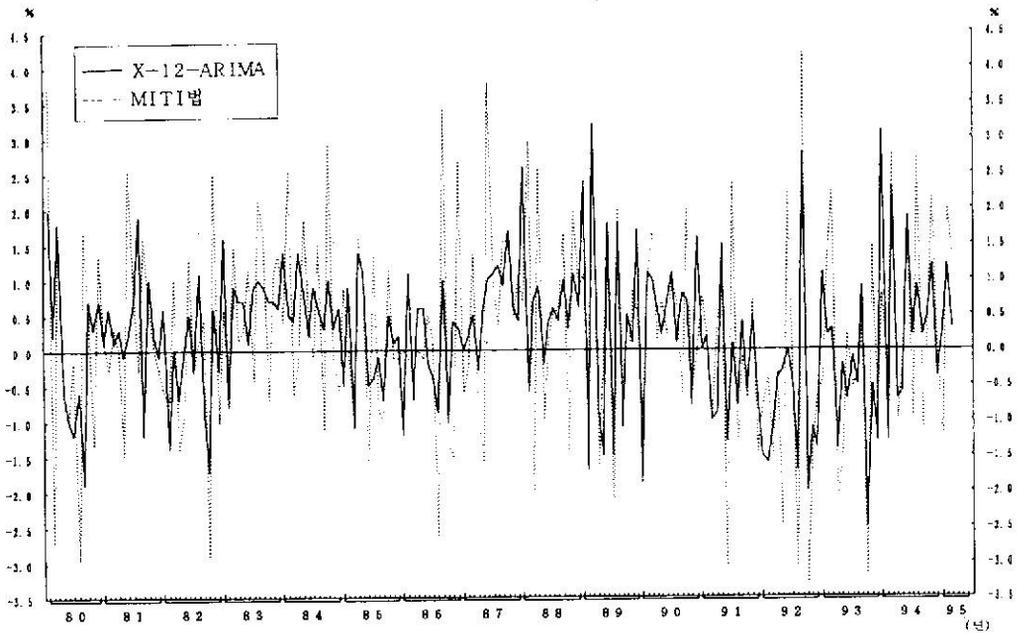
'91년 3월까지의 샘플을 이용해서 계절조정을 실시. 따라서, '91년 4월 이후의 계절 조정계열은 「예측계절변동성분」을 이용해서 산출

(도표22-4) 광공업생산지수(계절조정의 보정 실시후)



'92년 3월까지의 샘플을 이용해서 계절조정을 실시

(도표23) 광공업생산지수 계절조정계열의 전월비 추이



또한 X-11은 II장 2절 “나”에서 본 것 같이 요일변동의 조정이 가능하나 그 추계의 신뢰성은 높지않고 동시에 계절조정계열의 불안정화를 초래(Findley의 지적)하는 배경이 되며 일반적으로 거의 사용되지 않는다(X-11의 표준형에서는 요일조정은 실시되지 않는다). 대규모전력사용량이나 도내백화점매출액 등 요일변동을 지닌 월별계열에 대해서 X-12-ARIMA와 X-11(표준형)을 동시에 적용해보아도 역시 X-11에 의한 계절조정계열의 전월비는 X-12-ARIMA에 비해 변동이 크다(지면관계상 도표는 생략).

(도표24)는 계절조정계열의 전월비의 표준편차를 계절조정방법간에 상호 비교한 것인데, X-12-ARIMA의 표준편차가 다른 조정법에 비해 상당히 작으며 X-12-ARIMA의 계절조정계열(전월비)에서 불필요한 변동이 줄어들고 있는 것을 알 수 있다.

(도표24) 계절조정계열 전월비의 표준편차

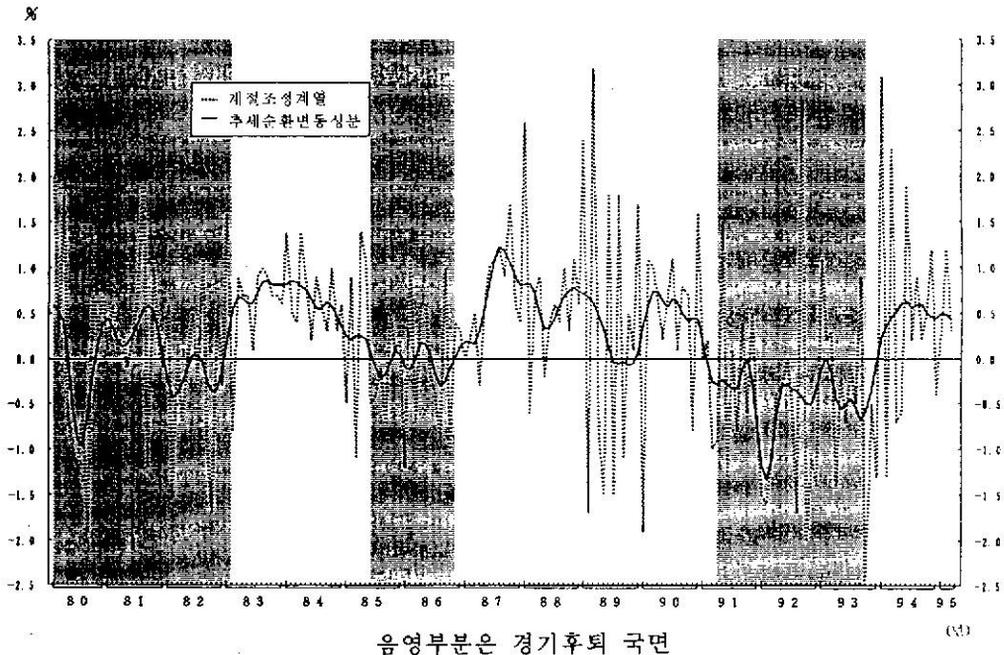
	X-11(A)	MITI법(B)	X-12-ARIMA(C)	X-12-ARIMA(C)에 대한 상대편차	
				X-11비 (C-A)/A	MITI법비 (C-B)/B
광공업생산지수	1.49	1.47	1.06	-29%	-28%
광공업출하지수	1.78	1.62	1.27	-29%	-22%
수출액(\$)	3.58	-	2.87	-20%	-
수입액(\$)	6.15	-	5.08	-17%	-
대규모 전력사용량	1.23	-	0.95	-23%	-
도내백화점 매출액	1.49	-	1.29	-23%	-
승용차 신차등록대수	6.23	-	5.99	-4%	-

이상의 분석에서 요일조정을 함에따라 계절조정계열의 움직임이 쉽게 파악할 수 있지만 계절조정계열에는 불규칙변동성분이 포함되어 있어 시계열의 기초적인 변동을 읽기 어렵게하는 경우도 적지않다. 계절조정을 문자그대로 해석하면 원계열로부터 계절변동성분(과 요일변동성분)만을 추출하며

불규칙변동성분까지 제거하는 것은 아니다. 그러나, 계절조정의 목적이 경기판단에 불필요한 정보를 제거하고 경제시계열의 변동을 읽기 쉽게 하는 것이라면 불규칙변동성분도 계절변동성분과 마찬가지로 불필요하다고 판단되는 경우에는 계절조정의 과정에서 추계된 추세순환변동성분을 직접 경기판단에 이용하는 것도 허용된다.

(도표25)는 X-12-ARIMA에 의해 추계한 광공업생산지수의 계절조정계열의 전월비와 추세순환변동성분의 전월비를 그래프화 한 것이지만 후자의 변동은 경기의 순환국면을 잘 파악할 수 있으며 경기판단지표로서 유용하다는 것을 알 수 있다. 또한 이것으로 추세순환변동성분이 계절조정계열보다 경기판단지표로 항상 유익하다는 것을 의미하는 것은 아니지만, 분석수요에 부응해서 계절조정계열과 추세순환변동성분을 나누어 사용(또는 병용)하는 것도 중요하다고 할 수 있다. 다시말해 독일연방통계국과 뉴질랜드 통계청에서는 원계열과 계절조정계열에 추가하여 추세순환변동성분도 함께 공표하고있다(Archibald[1995]참조).

(도표25) 광공업생산지수 계절조정계열 및 추세순환변동성분의 전월비 추이



## V. 향후과제

계절조정은 우리들이 경기판단과 경제분석을 하기위한 준비작업이다. 예를 들면 스포츠경기에서 최대의 힘을 발휘하기 위해 적절한 준비운동이 필요한 것처럼 최량의 경기판단과 경제분석을 하기 위해서는 적절한 계절조정이 필요하다. 그러나 일본에서는 이용하는 계절조정계열의 성능에는 무관심한 채 경기판단과 경제분석에 계절조정계열이 이용되고 있음을 부인할 수 없다. IV장의 분석에서 X-12-ARIMA는 계절조정계열의 안정성과 경제지표에 쉽게 사용될 수 있다는 관점에서 보면 이동평균형 조정법의 범주에 있어 현시점에서는 최량의 계절조정방법이라고 말할 수 있다.<sup>46)</sup>

미국에서는 상무성이 대외공표통계에 대하여 이미 X-12-ARIMA에 의해 계절조정을 실시하고 있는 것 외에 FRB(연방준비제도이사회)와 BLS(노동성 노동통계국) 등도 X-12-ARIMA의 도입을 검토하고 있다. 일본의 주요 경제통계에 대해서도 앞으로 동 법의 시행을 검토해 보는 것이 바람직하다. 또한 X-12-ARIMA는 개인용 컴퓨터에서 상무성으로부터 무료로 입수할 수 있기 때문에<sup>47)</sup> 지금까지 통계기관이 발표하는 계절조정계열을 그대로 이용하고 있던 사람이라도 스스로 분석용도에 맞는 계절조정을 할 수 있게 된다.

---

46) 본 논문에서는 이동평균형 조정법의 범주에 근거를 두고, 주로 안정성의 관점에서 계절조정방법을 비교해 왔지만 계절조정방법을 평가할 때에는 안정성외에 계절조정에 의해 ① 계절변동성분이 완전히 제거되어 있는가 ② 비계절변동성분이 왜곡되어 있는 것이 아닌가에 관해서도 조사해 볼 필요가 있다. 木村[1996]는 이점에 대해서 모델형 조정법과의 비교를 포함하여 실증분석을 실시하고 있지만 전체적으로 보면 X-12-ARIMA의 성능(performance)이 가장 좋다는 결론이다.

47) X-12-ARIMA의 최종버전(final version) 프로그램은 인터넷을 통하여 상무성에서 직접 무료로 다운로드할 예정이나 주소(address)는 최종버전(final version)이 일반 공개될 때까지 대외적으로 비공개되고 있다(공개예정시기는 1996년 상반기중). 공개시거나 입수 방법의 상세한 것은 필자에게 연락하기 바란다.

## <자료부록>

	샘플기간	자료출처	ARIMA 모델	이상치(A0) 구조변화(LS)	요일변동 모델
광공업생산지수	'80. 1 - '95. 3	광공업지수 (90년기준) (통상산업성)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	LS92.Feb	model 2
광공업출하지수	'75. 1 - '95. 3	"	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	LS76.Mar, LS80.Jul, LS92.Feb	model 1
수출액(\$)	'75. 1 - '95. 3	국제수지통계 (대장성)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	LS92.Feb	model 2
수입액(\$)	'75. 1 - '95. 3	"	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	AD78.Oct, A091.Apr	model 1
기계수주총액 (280개사, 선박제외)	'87. 4 - '95. 3	기계수주통계조사 (경제기획처)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>		model 4
대규모 전력사용량	'75. 1 - '95. 3	대규모전력 산업별사용량 (자원에너지청)	(0 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	A075.May, A075.Sep, A080.Mar, LS80.Jul, LS82.Jul, LS86.Jul	model 1
건설공사수주고 (총계)	'84. 4 - '95. 3	건설공사수주조사 (건설성)	(1 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	A088.Dec	model 4
은행권발행(평균)	'75. 1 - '95. 3	경제통계월보 (일본은행)	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	A090.Apr, LS89.Feb	model 2
준비예금잔고 (평균)	'81. 4 - '95. 3	"	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	LS83.Jun, LS86.Jul, A087.Nov, LS89.Nov, A091.Mar, A091.Oct, LS91.Nov	model 4
M <sub>1</sub> (평균)	'75. 1 - '95. 3	"	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	A077.May, A080.Apr, LS78.Jun, LS79.Apr, LS90.May, LS91.Jun	model 4
M <sub>2</sub> +CD(평균)	'75. 1 - '95. 3	"	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	A078.May, A090.Mar, LS90.Nov	model 4
광의유동성(평균)	'80. 1 - '95. 3	"	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	A087.Dec, A090.Apr, LS81.Jun, LS90.Nov	model 4
상용고용지수 (산업계·사업 소규모30인이상)	'75. 1 - '95. 3	매월근로통계 (노동성)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	A075.Dec, A085.Apr, LS75.Jul, LS76.Apr	model 4
완전실업률	'75. 1 - '95. 3	노동력조사 (총무청)	(2 1 2)(0 1 1) <sub>12</sub>	A076.Dec, A077.Apr	model 4
도내백화점 매상고	'75. 1 - '95. 3	(백화점협회조사)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	A089.Mar, A089.Apr, A090.Mar, A091.Mar	model 1
승용차신차 등록대수(출고)	'75. 1 - '95. 3	(일본자동차 판매협회연합회 조사)	(1 1 1)(1 1 1) <sub>12</sub>	A076.May, A081.Apr, A083.Jun, A083.Jul, LS76.Jan, LS89.Apr	model 1
소비자물가지수 (총계, 전국)	'80. 1 - '95. 3	(총무청)	(0 1 1)(0 1 1) <sub>12</sub>	LS80.Apr, LS89.Apr	model 4

## 【참고문헌】

- 木村 武, 「季節調整の方法とその評価について」, 『金融研究』, 第14卷14号, 日本銀行金融研究所, 1995年
- , 「季節調整について」, *IMES Discussion Paper* 96-J-2, 日本銀行金融研究所, 1996年
- 黒川恒雄, 「經濟時系列のその分析の季節変動の調整」, 『統計』, 日本統計協會, 1979年
- Anderson, R.G., "Seasonal Analysis of Economic Time Series Subject to Both Known and Unknown Shifts in Data Generating Process : The Case of the St. Louis Monetary Base", *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S.Bureau of the Census, March 1995.
- Archibald, J., "Experiences of Statistics New Zealand in Trend and Seasonal Adjustment", *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S.Bureau of the Census, March 1995
- Bureau of the Census, "REGARIMA Reference Manual (Version 1.0)", March 10, 1995.
- , "X-12-ARIMA Reference Manual (Version 0.2)", March 20, 1995.
- Burman, J.P., "Seasonal Adjustment by Signal Extrandtion", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 143, 1980
- Chang, I., G.C. Tiao, and C.Chen, "Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers", *Technometrics*, 30, 1988
- Chen, B. and D.F.Findley, "The Treading Day and Easter Effect Model of X-12-ARIMA", *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S.Bureau of the Census, March 1995
- Cleveland, W.S. and S.J.Devin, "Calendar Effects in Monthly Time Series: Detection by Spectrum Analysis and Graphical Methods", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 75, No.371, September 1980
- Dagum, E.B., "The X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", *Statistics Canada Catalogue No.12-564E*, September 1979
- , "Diagnostic Checks for the ARIMA Models of the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", in *Time Series Analysis*, ed. by Anderson, O.D. and M.R.Perryman, North-Holl and Publishing Company, 1981
- den Butter, F.A.G. and T.J.Mourik, "Seasonal Adjustment Using Structural Time Series Model : An Application and a Comparison with the Census X-11 Method", *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.8, No.4, 1990

- Findley,D.F., W.R.Bell, B.Chen, C.Monsell, and M.C.Otto, "The X-12-ARIMA Program", *Proceedings of the Workshop on the Seasonal Adjustment*, Washington, D.C., U.S.Bureau of the Census, March 1995
- Findley, D.F. and B.C.Monsell, "REG-ARIMA Based Preprocessing for Seasonal Adjustment", *Proceedings of the Statistics Canada Symposium of Analysis of Data in Time*, October 1989
- Findley, D.F., B.C.Monsell, H.B.Shulman, and M.G.Pugh, "Sliding-Spans Diagnostics for Seasonal and Related Adjustment ", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.85, No.410, June 1990
- Granger, C.W.J. and P. Newbold, "Forecasting Economic Time Series(2nd ed)", *Academic Press*, 1986
- Hout, G., "The Effect of Outliers on Arima Models for the X-11-ARIMA", in *Time Series Analysis*, ed. by Anderson, D.C. and M.R.Perryman, North-Holl and Publishing Company, 1981
- Pierce, D.A. and S.K.McKenzie, "On Concurrent Seasonal Adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.82, No.399, September 1987

논문 3

계절조정방법에 대하여\*

---

\* 본 논문은 「일본은행월보」(1996년 5월호)에 게재된 내용을 번역한 것임.



# 목 차

I. 머리말 .....	151
II. 계절조정의 고찰방법 .....	152
1. 경제시계열의 계절성 .....	152
2. 계절조정 .....	152
3. 전년비에 의한 계절성의 제거 .....	153
III. 계절조정방법 .....	158
1. 이동평균형 조정법과 모델형 조정법 .....	158
2. 이동평균형 조정법 .....	158
3. 센서스국법 X-11의 특징과 문제점 .....	159
IV. 센서스국법 X-12-ARIMA .....	163
1. X-12-ARIMA의 특징 .....	163
2. X-12-ARIMA의 성과(performance) .....	165
가. 요일변동의 조정 .....	165
나. 이상치의 처리 .....	169

다. 계절조정의 적절성 .....	174
라. 계절조정계열의 안정성 .....	177
V. 결 론 .....	179
<b>【참고문헌】</b> .....	182

## I. 머리말

월별 또는 분기별 경제시계열에는 계절의 변화나 사회관습 등에 의해 매년 계절적으로 변동하는 패턴, 즉 계절성을 갖고 있는 것이 많다. 따라서 시계열의 추세적인 움직임이나 순환적인 움직임을 보려는 경우에는 이러한 계절성을 제거할 필요가 있고 이를 위한 방법으로 계절조정방법이 있다.

계절조정방법중 현재 가장 널리 이용되고 있는 것은 미국 상무성 센서스국이 개발한 「센서스국법 X-11」이다. X-11은 1965년에 발표된 이래 사용방법의 편리함으로 인해 일본을 비롯한 세계 각국의 통계기관에서 널리 이용되고 있으며, 실무적인 면에서는 대표적인 계절조정방법이라고 말할 수 있지만 기술적인 면에서 몇가지의 문제점이 지적되고 있다. 예를 들면, 매월 새로운 자료를 입력하면 추가한 자료로 계절조정을 처음부터 다시하여 계절조정계열이 과거에 소급하여 대폭 수정되는 경우가 적지 않다. 또한 백화점매출액, 신차등록대수처럼 월중의 요일구성(토·일요일의 일수 차이 등)의 영향을 강하게 받는 자료는 계절성을 적절하게 제거할 수 없는 경우가 있다. 더욱이 자료에 이상치가 섞여있는 경우에는 그 시기의 전후에 계절조정의 왜곡이 생기기 쉽다. 미국 상무성 센서스국에서는 X-11의 이러한 결점을 보완하기 위해 재검토를 한 결과, 이번에 센서스국법의 최신판으로 X-12-ARIMA를 개발하였다.

X-12-ARIMA의 특징은 실제로 계절조정을 하기 전에 데이터의 이상치나 요일구성의 요인을 추계, 제거하는 「사전조정」이라는 통계적 기법을 사용한다는 점에 있다. 뿐만 아니라 실제로 계절조정을 한 뒤에 계절성이 적절히 제거되었는지를 사후진단하는 기능도 가지고 있다. 더욱이 일반 개인용 컴퓨터에서도 사용할 수 있도록 되어 있다. 미상무성에서는 대외적으로 공표하는 통계에 대하여 X-12-ARIMA의 적용을 이미 시작하였고 연방준비제도이사회(FRB)나, 노동성 노동통계국(BLS) 등 미국의 여러 기관도 현재 도입을 검토하고 있다.

본 논문에서는 먼저 계절조정의 개념과 그 방법에 대해 간략히 설명한 후, X-12-ARIMA의 기능을 X-11과 비교하고, 일본의 주요 경제시계열에 X-12-ARIMA를 적용하여 평가해 보기로 한다.<sup>1)</sup>

1) 본 논문의 내용 및 분석은 木村[1995, 1996a, 1996b]를 기초로 하고 있다. 상세한 것은 이들 문헌을 참조하기 바란다.

## II. 계절조정의 고찰방법

### 1. 경제시계열의 계절성

월별이나 분기별 경제시계열에는 매년 계절적으로 반복되는 1년 주기의 변동이 포함되어 있는 경우가 많다. 이 변동은 「계절성」 또는 「계절변동성분」이라고 부른다. 계절성이 발생하는 요인으로는 먼저 날씨나 기온 등 자연조건의 변화를 들 수 있다. 또한, 4~5월초의 황금의 주말(golden week), 명절, 크리스마스 등 사회적 또는 경제적인 관습도 경제시계열의 계절성에 큰 영향을 미친다. 예를 들어 7월과 12월에는 중원(中元), 세모(歲暮), 크리스마스라는 행사에 보너스의 지불이 겹치기 때문에 개인소비가 증가하고 이에 따라 소비재의 생산, 출하, 재고가 변동한다. 또 3월과 9월의 결산기가 되면 매출액이나 수주액이 올라가기도 하고, 자금수요가 증가하기도 한다.

### 2. 계절조정

경제시계열의 계절성은 때로는 유용한 정보를 제공해 준다. 예를 들면 국제 금융시장의 자금수급을 조절하는 일본은행에 있어서 연말의 자금수요가 계절성에 의해 어느 정도 증가할 것인가는 시장조절을 하는데 있어서 중요한 정보이다. 그러나 경제시계열의 변동 가운데 계절성 이외의 부분에 관심을 가진 많은 분석가들에게 계절성은 단순히 잡음(noise)에 불과하다는 관점이 많다. 예를 들어 경제시계열을 사용하여 경기변동을 분석하려고 하는 경우 경기는 기본적으로 계절변동성분의 움직임과는 무관하기 때문에 계절변동성분을 제거한 시계열의 변동을 분석하는 것이 좋다. 이러한 경우에 사용되는 절차가 「계절조정」이다.

계절조정에는 여러 가지 방법이 존재하지만 많은 계절조정방법에서 「계절성을 갖는 경제시계열의 원계열( $Y_t$ )은 계절변동성분( $S_t$ )외에 추세순환변동성분( $TC_t$ ), 불규칙변동성분( $I_t$ )의 3개의 요소로 구성되어 있다」고 가정한다. 구체적으로는 원계열과 이들 3가지 성분의 관계는

$$\text{승법형} : Y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t,$$

$$\text{가법형} : Y_t = TC_t + S_t + I_t,$$

중 어느 하나라고 판단한다. 여기서 추세순환변동( $TC_t$ )이라는 것은 경제성장에 수반한 추세적인 변동과 경기순환을 수반한 주기적인 변동(주기는 1년이상)의 합계이다. 불규칙변동( $I_t$ )이라는 것은 명칭그대로 불규칙한 변동이며, 돌발적인 요인이나 그 외 다른 원인불명의 교란요인에 의해서 발생한다. 원계열  $Y_t$ 에서 계절변동성분  $S_t$ 를 제거하는 작업이 계절조정이고, 그 결과로 「계절조정계열」은 승법형이면  $TC_t \cdot I_t$ , 가법형이면  $TC_t + I_t$ 이다.

경제시계열에 있어서는 원계열이 위의 3가지 성분에 『요일변동』을 추가한 4가지 성분으로 구성된다고 가정하는 것이 바람직한 경우가 있다. 요일변동은 월별자료에서 자주 볼 수 있는데 월중의 요일구성의 차이(예를 들어 일요일이 5번인 달과 4번 있는 달)나 윤년 요인에 의해서 생기는 변동이다. 이러한 변동은 백화점매출액이나 신차등록대수 등 개인소비관련 시계열 외에 광공업생산지수 등 기업의 조업일수가 요일구성에 의해 직접 영향을 받는 자료에서 현저하게 볼 수 있다. 요일변동을 조정하지 않는 계절조정계열의 전월비는 월마다 상당히 흔들림을 나타내므로 단기적인 변동을 분석하려 하는 경우에는 요일변동 조정을 아울러 실시하는 것이 바람직하다. 더욱이, 계절조정을 하는 경우 그것을 광의로 해석하여 요일변동의 제거 즉 요일조정을 포함한 것으로서 정의되는 경우가 많다.

### 3. 전년비에 의한 계절성의 제거

경제시계열의 분석에 있어서는 앞에서 전술한 계절조정계열 이외에 원계열의 전년동월(기)비를 계산하는 방법으로 계절성을 제거하는 간편법이 자주 사용되고 있다.

이 방법에서는 먼저 「원계열  $Y_t$ (월별자료)는 승법형 모형을 따른다」고 가정한다. 이때 전년동월비는  $\frac{Y_t}{Y_{t-12}} = \frac{TC_t}{TC_{t-12}} \cdot \frac{S_t}{S_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$ 로 표시된다. 여기에서 「계절변동이 1년주기의 고정적인 패턴을 가진다」고 가정하면 ( $S_t = S_{t-12}$ ), 전년동월비는  $\frac{Y_t}{Y_{t-12}} = \frac{TC_t}{TC_{t-12}} \cdot \frac{I_t}{I_{t-12}}$ 로 표시된다. 여기서는 계절변동성분이 완전히 제거되어 있다.

이와 같이 전년동월비는 계절성을 제거하기 위한 간편한 방법으로 어느 정도 유효하지만 몇 가지 문제점이 있다. 즉, 전년동월비를 대상으로 하는

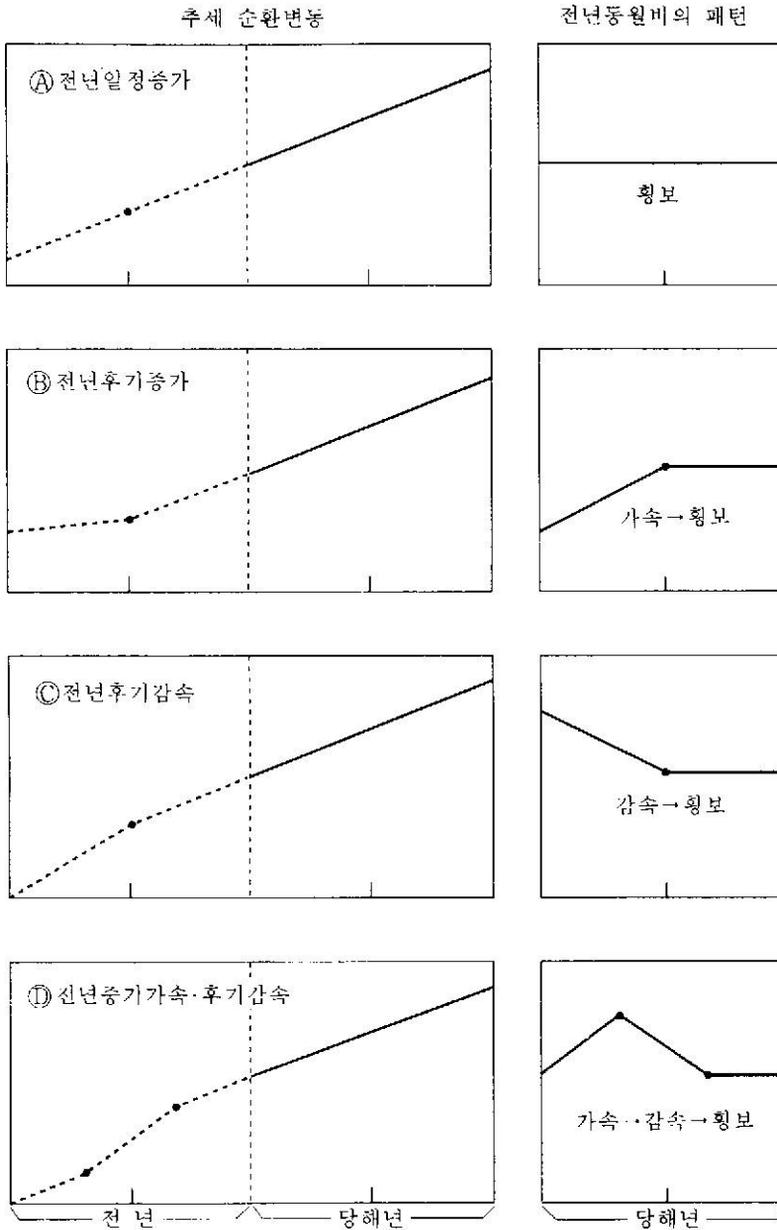
시계열이 승법형이 아닌 가법형을 따를 경우나, 실제 경제시계열의 계절변동 패턴이 일정하지 않을 경우 ( $S_t \neq S_{t-12}$ )에는 적당하지 않다. 또한 시계열이 승법형을 따르며 계절변동 패턴이 일정하다고 하더라도 전년동월비는 경제분석상 다음과 같은 문제점이 내포되어 있다.

첫째는 전년의 움직임이 교란요인이 될 가능성이 있다. 금년의 추세순환변동( $TC_t$ )이 같은 움직임을 하고 있고, 전년이 각각 다른 움직임을 하고 있는 4가지 가상의 예를 들어 전년동월비의 패턴을 비교하여 보면, (도표1)과 같이 금년의 추세순환변동이 동일(즉, 실제 경기추세가 동일)하더라도 전년의 추세순환변동의 패턴에 따라 전년동월비 움직임은 전혀 다르게 나타나는 것을 알 수 있다.

두번째는 전년동월비는 경기의 전환시점에 대해 잘못된 정보를 줄 가능성이 있다. 예를 들면, 5년주기로 순환하는 sine 곡선형의 추세순환변동( $TC_t$ )과 그 전년동월비( $TC_t/TC_{t-12}$ ) 및 전월비( $TC_t/TC_{t-1}$ )를 비교하여 보면, (도표2)와 같이 전월비는 추세순환변동의 저점에서 정점까지는 「+」, 정점에서 저점까지는 「-」, 전환점(정점 또는 저점)에서는 「제로(0)」라고 하는 명확한 대응을 나타내고 있는 데 반해 전년동월비의 부호나 추이는 추세순환변동에 어떻게 대응하고 있는지 명확하지 않다. 또한 전년동월비는 전월비에 비해 후행적 성격을 지니고 있기 때문에 경기전환점의 판정을 지연시킬 위험도 있다. 즉, 광공업생산지수의 전년동월비와 전월비를 비교해 보면(도표3), 양자간에 약 6개월의 시차가 존재한다.

이와 같이 전년동월(기)비는 경기의 전환점을 파악함에 있어 잘못 판단하는 결과를 초래할 가능성이 있다. 따라서 경제시계열의 계절성을 제거할 때에는 후술할 계절조정방법을 사용하는 것이 바람직하다.

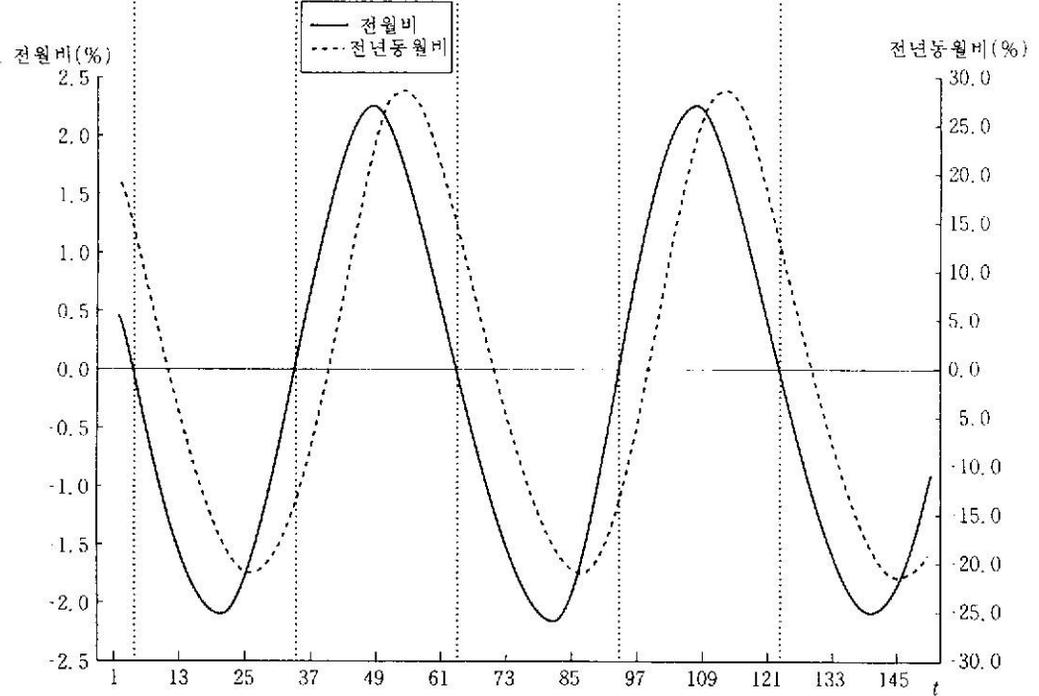
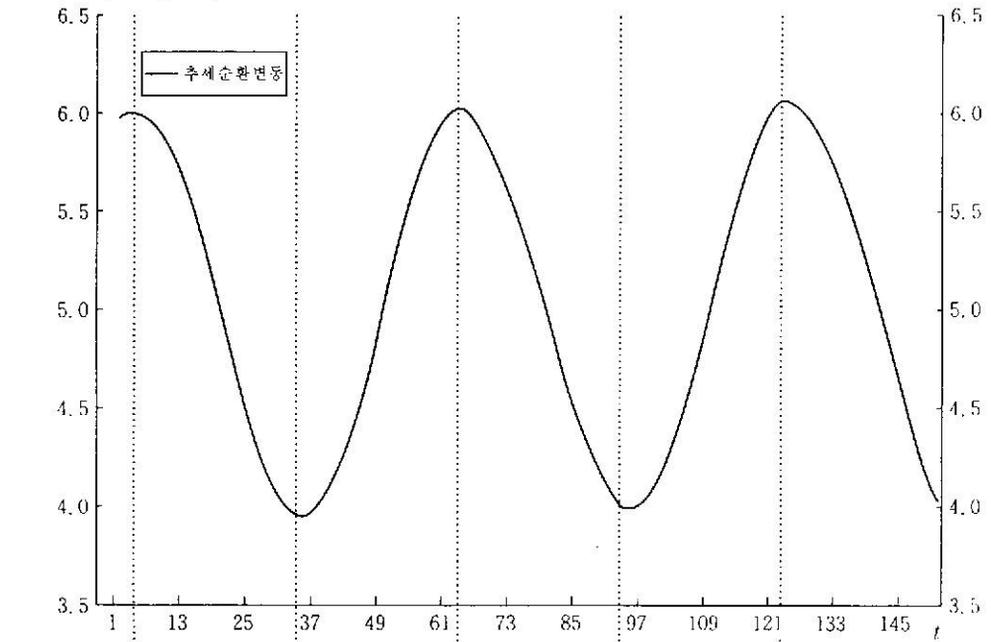
(도표1) 추세순환변동과 전년동월비의 관계



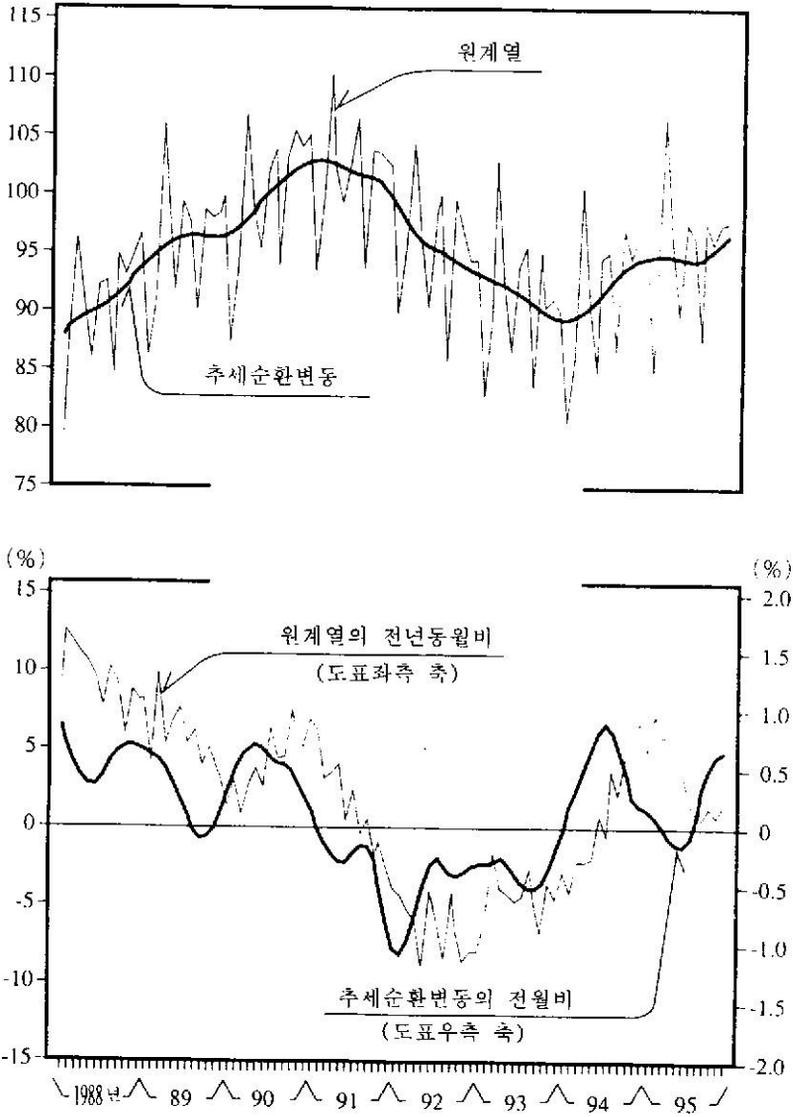
출처: 田原[1983]

(도표2) 추세순환변동, 전월비, 전년동월비의 움직임

$$\sin[\pi(t+12)/30]+5$$



(도표3) 광공업생산지수의 움직임



(주) 추세순환변동은 후술할 X-12-ARIMA로 추계한 것.

### Ⅲ. 계절조정방법

#### 1. 이동평균형 조정법과 모델형 조정법

계절조정방법은 「이동평균형 조정법」과 「모델형 조정법」으로 대별할 수 있다. 이동평균형 조정법은 『원계열을 이동평균함으로써 계절성을 평활화(smoothing)할 수 있다』라는 단순한 발상에 근거한 것으로, 계절조정방법의 원형이라 말할 수 있다. 다른 방법인 모델형 조정법은 경제시계열이 어떠한 확률모형으로부터 생성되었다고 명시적으로 가정하는 점에 특징이 있다. 즉, 데이터의 생성과정이 명백해지면 이를 기초로 하여 계절조정의 순서를 이론적으로 도출하는 것이 가능하고, 계절조정계열의 통계이론적인 성질이 분명해진다.<sup>2)</sup>

이 2가지 방법은 상당히 다른 방식에 근거하기 때문에 선형적으로 어느 것이 바람직한가는 말할 수 없지만 적어도 실무자들 사이에서는 사용방법의 편리함으로 이동평균형 조정법이 주류를 이루고 있다. 따라서 이하에서는 이동평균형 조정법에 초점을 맞추어 설명하기로 하겠다.

#### 2. 이동평균형 조정법

이동평균형 조정법은 「1년치의 원계열을 이동평균하면 1년주기의 계절변동이 제거됨과 동시에 불규칙변동의 영향도 제거되어 결과적으로 추세순환변동만을 추출할 수 있다」는 방식에 근거한다. 이렇게 구한 추세순환변동을 원계열로부터 제거하면 계절변동과 불규칙변동이 남는다. 이 계절변동과 불규칙변동을 포함한 계열에 대해서 같은 월만 추출하여 12개의 연도별 계열로 분류한 뒤 각각의 계열에 대해 연도간 이동평균하면 계절변동의 추계치를 얻을 수 있다.

가법형의 데이터를 예로 들면, 구체적인 계산절차는 다음과 같다.<sup>3)</sup>

- ① 원계열  $Y_t$ 의 12개월 이동평균을 취함으로써 계절변동성분  $S_t$ 와 불규칙변동성분  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인 추세순환변동성분  $TC_t$ 를 산출한다.

2) 모델형 조정법의 상세한 설명은 木村[1995, 1996a]를 참조

3) 원계열이 승법형일 경우에는, ①~⑥의 계산 단계에서 가산을 승산으로 바꾸어 주면 된다.

- ②  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $TC_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t+I_t$ 를 산출한다 [ $Y_t-TC_t=S_t+I_t$ ].
- ③ 잠정적인  $S_t+I_t$ 를 동일 월의 연도별 계열로 분류하고 각각에 대해 수년치를 가중이동평균함으로써  $I_t$ 를 제거하여 잠정적인  $S_t$ 를 산출한다.
- ④  $Y_t$ 로부터 잠정적인  $S_t$ 를 제거하여 잠정적인 계절조정계열  $TC_t+I_t$ 를 산출한다 [ $Y_t-S_t=TC_t+I_t$ ].
- ⑤ 잠정적인 계절조정계열  $TC_t+I_t$ 에 적당한 가중이동평균을 실시함으로써  $I_t$ 를 제거하여 수정된  $TC_t$ 를 산출한다.
- ⑥ 수정된  $TC_t$ 를 사용하여 ②~④의 과정을 반복함으로써 최종적인 3가지 성분( $TC_t$ ,  $S_t$ ,  $I_t$ )을 산출한다.

이동평균형 조정법의 대표적인 것은 미국 상무성이 개발한 센서스국법이 다. 최초의 버전은 1957년에 센서스국법 X-1으로 발표되었다(X는 Experimental을, 1은 모델 일련번호를 나타내고 있음). 그 후 컴퓨터 처리능력의 향상과 함께 차례로 센서스법의 개량형이 발표되어 왔다. 그것의 기본적인 방식은 모든 경제시계열에 대하여 공통으로 적용할 수 있는 방법을 개발하려는 것으로, 1961년에 발표된 X-10까지의 개량형까지 적용되었다. 그간 일본에서는 1960년대에 들어서 센서스국법의 도입 필요성이 대두되었으나, 당시의 일제 컴퓨터의 능력으로는 센서스국법을 처리하기에는 불충분하였다. 이 때문에 센서스국법을 간편화한 방법으로써 EPA법(1963년)이 경제기획청에 의해, 또 MITI법(1962년)이 통상산업성에 의해 각각 독자 개발되었다.

### 3. 센서스국법 X-11의 특징과 문제점

1965년에 개발된 센서스국법 X-11에서는 모든 경제시계열에 대하여 공통적으로 적용할 수 있는 방법을 개발한다고 하는 종래의 방침은 사라지고 각 경제시계열 고유의 특성에 맞는 이동평균항수에 관한 많은 옵션이 설정되어 있다(단, 이용자가 특별한 판단자료를 갖고 있지 않은 경우에 적용되는 표준형[default]도 준비되어 있다). 이 X-11은 발표 이래 30년이 지난 오늘날에도 세계 각국의 통계기관에서 널리 사용하고 있고, 일본에서도 일본

은행이 1967년에 채택한 후 1979년에 통계심의회 경제지표부회에서 계절조정방법을 X-11로 통일하자는 제안을 했던 것을 계기로 통상산업성을 제외한 각 기관의 계절조정법은 점차 X-11으로 바뀌게 되었다.<sup>4)</sup>

X-11은 많은 통계기관에서 이용하고 있고 실무면에서는 계절조정방법의 대표적인 방법이지만, 기술적인 면에서는 몇 가지 문제점이 지적되고 있다. 그 첫번째는 매월 새로이 입수된 데이터를 추가하여 계절조정을 하면 계절조정계열이 과거로 소급하여 대폭 개정되는 경우를 자주 볼 수 있다는 점이다. 이런 의미에서 계절조정계열이 불안정하게 되는 일이 적지 않다. 실제 경제시계열의 계절변동패턴은 해마다 조금씩 변동되고 있는 경우가 많기 때문에 신규자료의 추가에 따라 계절조정계열이 어느 정도 개정되는 것 자체는 당연하다고 말할 수 있다. 그렇지만 계절조정계열을 사용하여 경기의 방향성을 판단하려고 하는 분석자의 입장에서 보면 그것도 정도의 문제이고 신규데이터를 추가할 때마다 계절조정계열이 큰 폭으로 개정되는 것은 좋지 않다.

두번째 문제로서 원계열로부터 계절성이 완전히 제거되었는지 즉, 계절조정계열에 계절성이 잔존하고 있는가를 사후적으로 점검하는 기능을 X-11은 가지고 있지 않다. 선택한 옵션대로 계절조정계열의 움직임은 바뀌게 되지만 어떤 옵션이 가장 적절한가를 사전에 판명하는 것은 어렵다. 따라서 추계한 계절조정계열을 근거로 선택한 옵션의 적절성을 사후적으로 점검하는 기능은 반드시 필요하다.

첫번째의 문제점인 계절조정계열의 불안정성에 관한 최근의 사례로는 1991년에 경기동향지수(경제기획청 발표, 동행지수[coincident DI]를 구성하는 11개 계열중 9개 계열이 계절조정<sup>5)</sup>)의 대폭적인 소급개정을 들 수 있다. 1991년 각 월에 공표한 동행지수는 1991년초부터 10월경까지 경기판단의 갈림길이 되는 50을 경계로 왔다갔다하여, 경기가 후퇴하기 시작했는지 어떤지 판단하기 어려웠다. 그러나 1992년에 실시된 계절조정으로 인해 계절조정계열이 큰 폭으로 개정된 결과 1991년 4월 이후 동행지수는 일관되게 50을 넘지 않았던 것이 명백해져서 경기후퇴가 상당히 일찍부터 시작되

4) 통상산업성에서는 광공업생산지수를 작성하는데 있어서 각 지방통산국에서 작성하는 지수에 관해서 대량계열을 신속처리할 필요가 있는 특수성으로 시계열의 계산기간을 5년으로 고정하고, 또한 계산순서를 단순화한 MITI법을 계속 사용하고 있다

5) 9개 구성계열중, 4개 계열은 X-11, 5개 계열은 MITI법에 의한 계절조정계열이다.

었다는 것을 나타내는 결과가 되었다.<sup>6)</sup>

이러한 계절조정계열의 불안정성의 원인으로서는 우선 이동평균을 할 때의 말단처리(데이터계열중 말단에 가까운 부분에 대한 처리) 문제를 들 수 있다. X-11의 표준형에서는 각 시점의 계절조정계열을 추계할 때 원칙적으로 그 시점의 전후 7년치(합계 14년치) 자료를 가중이동평균한다(이를 '중심이동평균'이라 한다). 그러나, 말단에서 7년미만의 시점은 자료가 부족하기 때문에 중심이동평균을 완전한 형태로 적용 할 수 없다. 이러한 문제는 말단에 가까운 시점에서 심각하다. 특히, 최말단시점에 대해서는 선행 자료가 전혀 존재하지 않기 때문에 사실상 과거 7년치의 자료에 의존한다. 즉, 「후방이동평균」에 의해 계절조정을 실시하고 있다. 그 결과, 말단부분에 새로운 자료가 추가되어, 추계에 이용되는 선행 자료수가 증가할 때마다 계절변동패턴과 관련하여 새로운 정보가 추가되어 계절조정계열이 크게 개정되는 경우가 생기기 쉽다.

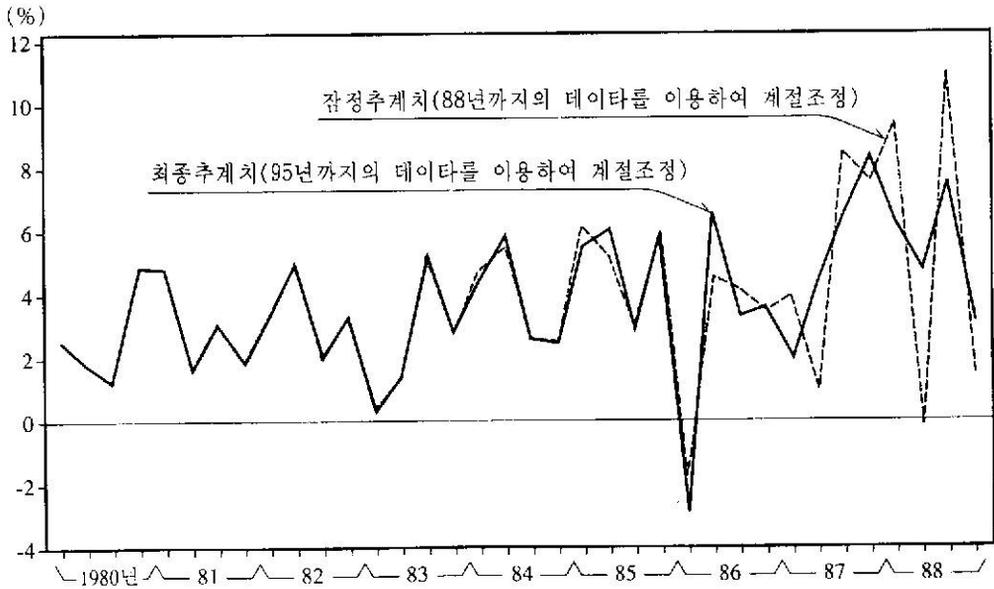
이 점을 국내총지출(GDP)을 사례로 들어 확인하면 다음과 같다. (도표4)에 나타난 「잠정추계치」에서는 X-11을 사용하여 1988년까지의 자료로부터 추계한 계절조정계열이지만 전술한대로 말단(1988년)에 근접할수록 후방이동평균에 근거한 계절조정의 색채가 강하게 나타난다. 한편, 「최종추계치」는 같은 X-11을 사용하여 1995년까지의 자료로부터 추계한 것인데, 이 계열에 있어서는 1988년 이전의 전시점에 있어서 이미 중심이동평균이 적용되었기 때문에 1996년 이후의 자료가 새롭게 추가 되어도 1988년 이전의 계절조정계열의 추계치는 변하지 않는다. 이런 의미에서 정말로 「최종」의 추계치가 된다. 계절조정계열을 이용하여 경기판단을 하려는 사람에게는 잠정추계치가 최종추계치에 가능한 한 가까운 것이 바람직하다. 그러나 (도표4)의 양자 추이는 계열말단에 가까운 1986~88년에 있어서 상당히 다르고 전기비 연율을 볼 때 최대 5%의 괴리가 발생하고 있다. 이러한 괴리의 크기는 경기판단상 무시할 수 없는 교란요인이 되고 있다는 것을 알 수 있다.<sup>7)</sup>

---

6) 상세한 것은 Fukuda[1992]를 참조

7) (도표4)의 계절조정계열은 1990년기준 실질 GDP에 대하여 X-11을 직접 적용하여 추계한 것이다. 그러나 실제로 경제기획청에 의해서 발표된 GDP의 계절조정은 GDP를 구성하는 자료들의 계절조정계열의 합계치로서 계산된 것이고 또, 1988년 당시에는 1980년기준의 계열에 계절조정계열이 적용되어 추계된 것이다. 따라서, 여기서의 분석은 실험적인 것에 유의할 필요가 있다. 실제 1988년에 경제기획청에서 발표된 GDP의 계절조정계

(도표4) X-11에 의해 추계된 GDP의 계절조정계열(전년비연율)



계절조정계열의 불안정성의 원인으로서는 이 외에 원계열에 혼합되어 있는 이상치나 요일변동을 적절하게 처리하지 않은 채 계절조정을 실시하고 있는 점을 지적할 수 있다. 예를 들면 통상의 불규칙변동 범위를 훨씬 초월한 이상한 변동이 포함되어 있는 경우, 통상의 이동평균에서는 그 이상한 돌출변동을 완전히 제거할 수 없고, 오히려 전후에 연장되어 순환변동과 같은 변동을 초래할 것이다. 게다가 이 변동의 크기는 신규자료가 추가될 때마다 변화하므로 계절조정계열은 불안정하게 되기 쉽다.<sup>8)</sup>

열에는 (도표4)의 잠정추계치와 같은 불규칙한 움직임을 볼 수 있다(경제기획청, [국민경제계산연보] 1989년, 1990년 참조).

- 8) 실제로 X-11에는 이상치와 요일변동의 조정기능이 있지만 그 기능이 충분하지 않다. 예를 들어 X-11의 옵션을 사용하여 요일변동을 조정하면, 조정된 계열이 보다 불안정하게 되는 경우가 있다(상세한 것은 다른 저서 「최신 이동평균형 계절조정법 X-12-ARIMA에 대하여」 참조)

## IV. 센서스국법 X-12-ARIMA

### 1. X-12-ARIMA의 특징

X-12-ARIMA는 전술한 X-11의 문제점을 해결하려고 센서스국이 이번에 개발한 것이다. 이 방법의 특징은 다음 3가지로 요약할 수 있다.

첫번째 특징은 계절조정의 사전조정으로서 REGARIMA라고 부르는 시계열모형으로 이상치나 요일변동 등을 추계하여 이것을 사전에 원계열로부터 제거한다는 점이다.<sup>9)</sup> 이것은 X-11에 의한 계절조정계열이 이상치 등에 의해 불안정해진 것을 시정하는 효과가 있다고 생각된다.

두번째는 REGARIMA를 이용하여 원계열의 예측치를 추계하고 이 예측치와 실제의 원계열을 연계한 계열에 대해 이동평균을 실시함으로써, 데이터의 말단부분에 있어서도 후방이동평균이 아닌 중심이동평균을 사용할 수가 있다. 이에 의하여 말단처리에 따른 왜곡은 없어지고 또한 계절조정계열의 안정성이 높아진다고 생각될 수 있다.

세번째로는 계절성이 완전히 제거되었는가를 통계적인 분석 등에 의해 사후적으로 진단할 수 있고 이것에 의해 선택한 옵션이 적절한가를 사후적으로 판단할 수 있다.

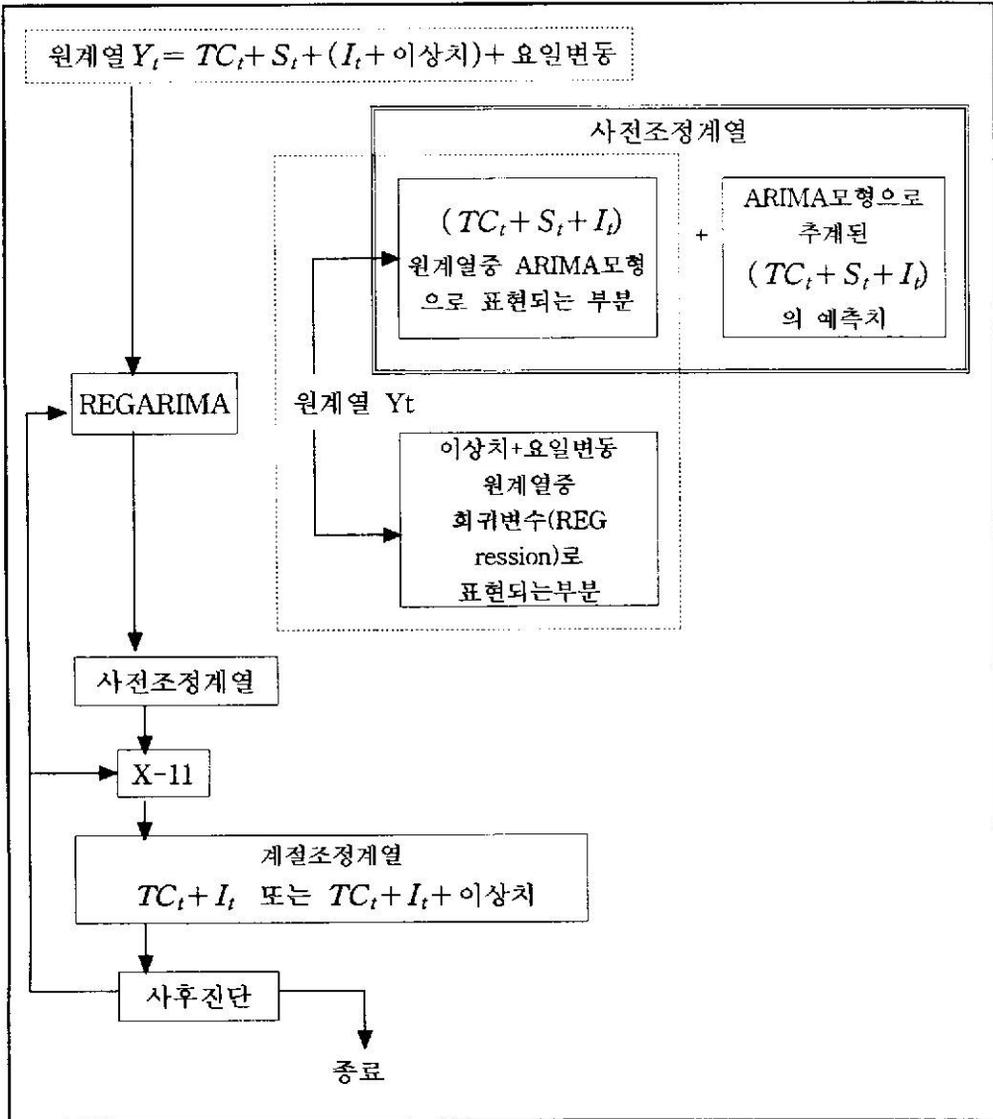
X-12-ARIMA의 작성순서는 ① REGARIMA에 의한 원계열의 사전조정 부분 ② 종래의 X-11에 의한 이동평균부분 ③ 사후진단부분 등 3부분으로 구성되어 있다(도표5 참조).

---

9) REGARIMA는 『REGression and ARIMA』의 약자로서 회귀변수와 ARIMA모형이 결합되어 있음을 의미한다. 여기서, ARIMA(AutoRegressive Integrated Moving Average)모형은 시계열자료의 변동을 자기의 과거 변동과 백색잡음(white noise)이라고 부르는 순수한 불규칙적인 확률변수와의 일차결합으로 나타낸 것이고 시계열분석에 있어서 널리 이용되고 있다

(도표5)

X-12-ARIMA의 작성과정



각 부분에 대해 상세하게 살펴보면 우선, 첫번째 부분은 REGARIMA를 이용하여 원계열을 ARIMA모형으로 표현할 수 있는 부분과 이상치나 요일변동 등의 회귀부분으로 분해한다. 그런후에 ARIMA모형에서 표현할 수 있는 부분과 그 ARIMA모형을 이용하여 추계한 예측치를 연결해 합쳐진 「사전조정계열」을 추계한다. 예를 들면, 이상치에 대해서는 REGARIMA에서 그 크기를 추계하여 이상치 발생시 원계열에서 그 추계치를 제거함으로

써 이상치가 있어도 발생하지 않았던 것처럼 사전조정계열에 관해서 그 예측치를 포함하여 작성한다.

두번째 부분에서는 이렇게 해서 얻어진 사전조정계열에 대해서 종래의 X-11에 의한 계절조정을 실시한다. 여기에서는 데이터의 말단에서도 선행의 예측치를 사용한 중심이동평균이 가능하고 또한 이상치나 요일변동의 교란을 받지 않기 때문에 이동평균에 의한 통상의 조정(III장의 2절 계산단계①~⑥)으로 계절변동을 적절하게 추출할 수 있다.

세번째 사후진단부분에서는 계절성이 완전히 제거되었는지를 통계 이론적인 관점에서 점검합과 동시에 계절조정계열의 안정성에 관한 진단을 수행한다. 진단의 결과에 따라 REGARIMA에 있어서의 모형화의 방법이나 X-11에 있어서의 이동평균항수 등을 변경한다.<sup>10)</sup>

## 2. X-12-ARIMA의 성과(performance)

본 절에서는 일본의 주요 경제시계열에 X-12-ARIMA를 실제로 적용한 결과를 X-11과 비교하면서 구체적인 설명을 한다.<sup>11)</sup>

### 가. 요일변동의 조정

먼저 요일구성의 영향을 받기 쉬운 통계인 광공업생산지수와 대규모전력 사용량에 대해서 X-12-ARIMA에 의한 계절변동성분과 요일변동성분(윤년의 영향을 포함)을 추계하면(도표6), 요일변동성분은 계절변동성분에 필적할 만큼 큰 것으로 확인되었다.<sup>12)</sup> 이것은 요일변동성분을 무시하여 계절조

10) REGARIMA에 의한 사전조정과 사후진단은 선택적이다. 결국 사전조정과 사후진단을 이용하지 않는 경우에는 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열은 종래의 X-11의 계절조정계열과 일치한다.

11) 적용한 시계열의 출처, 기간 및 X-12-ARIMA의 선택에 대하여는 木村(1996a,b)를 참조. 다만 분석에 이용한 X-12-ARIMA의 프로그램은 일반공개전의 베타버전으로 분석 결과는 정식공표된 최종버전을 이용한 경우와 차이는 없다.

12) REGARIMA에 의해 원계열내에 요일변동이나 이상치가 존재하는지를 조사하는데는 회귀변수의 모수(parameter)의 유의성을 검증할 필요가 있다. 또한, AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion)라는 정보량기준을 이용하여 모형이 적합한지를 판정할 수도 있다. 예를 들면 요일변동을 조정한 REGARIMA

정을 하면 계절조정계열에 불필요한 변동(凸凹)이 발생할 가능성을 시사하고 있다. 실제 X-12-ARIMA에 의해 요일변동을 조정한 계절조정계열과 X-11에 의한 요일변동 미조정계열의 계절조정계열과 비교해 보면(도표7), 광공업생산지수와 대규모전력사용량의 두 지표에 대해 요일변동 미조정계열의 경우에는 매우 부자연스러운 움직임이 남아 있는 것으로 확인되었다.

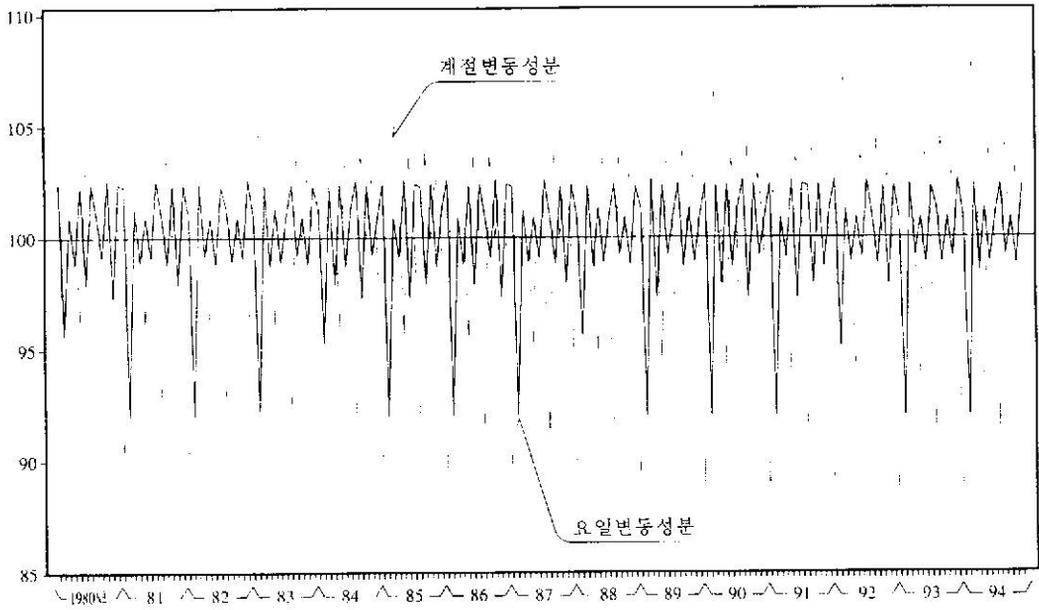
다음으로 1990년부터 1991년의 경기전환국면에 있어 광공업생산지수에 대해서 요일조정의 유무가 미치는 영향을 살펴보면(도표8), 요일변동 미조정계열(X-11)은 1991년 7월경까지 상승, 하강의 모습을 나타내고 있고, 전반적으로 보면 고원상태처럼 볼 수 있다. 한편, 요일조정을 실시한 계절조정계열(X-12-ARIMA)은 1991년 2월을 정점으로 하강국면을 나타내는 것을 명확하게 파악할 수 있고, 경기가 1991년초부터 하강세를 향하고 있는 것을 나타내고 있다. 사후적으로는 1991년 4월에 경기정점이 있었던 것이 확인되었고, 요일조정을 실시한 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 움직임이 경제현상을 보다 잘 반영한다고 할 수 있다.<sup>13)</sup>

---

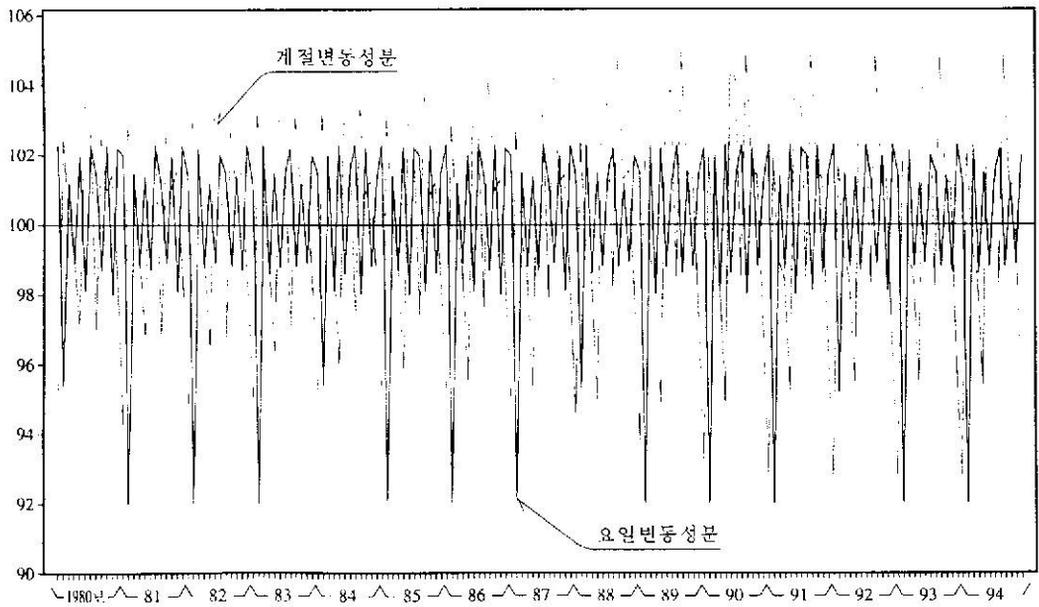
와 그렇지 않은 REGARIMA의 AIC를 비교함으로써 요일변동을 조정해야 되는지를 결정할 수 있다.

- 13) 현재 통산산업성에 의해 대외적으로 공표되는 광공업생산지수의 계절조정계열(MITI법 사용)은 X-11과 같이 요일변동조정을 하지 않고 있다. MITI법, X-11 및 X-12-ARIMA의 비교에 관한 자세한 것은 木村(1996b)를 참조.

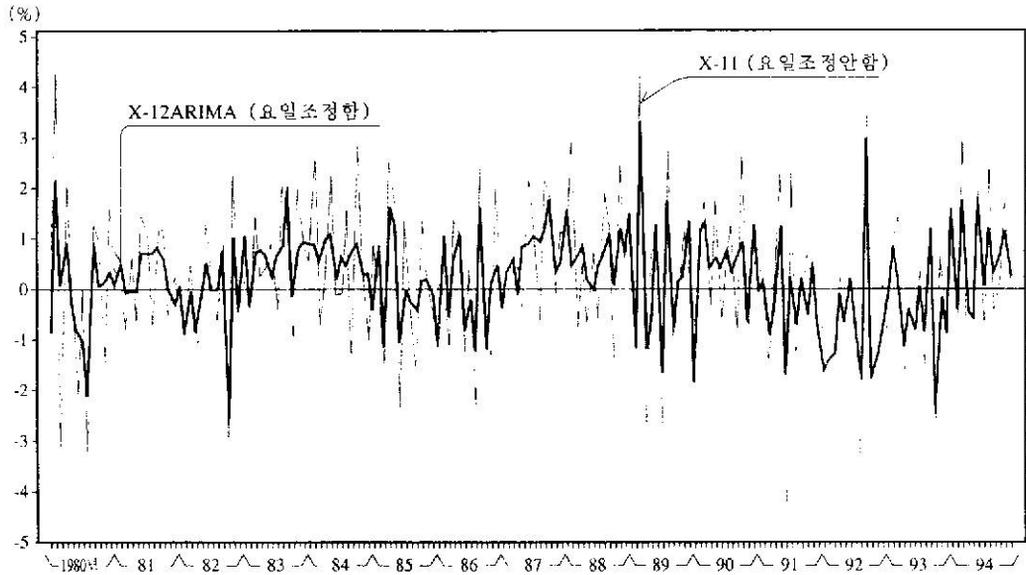
(도표6) 광공업생산지수의 계절변동성분과 요일변동성분의 움직임



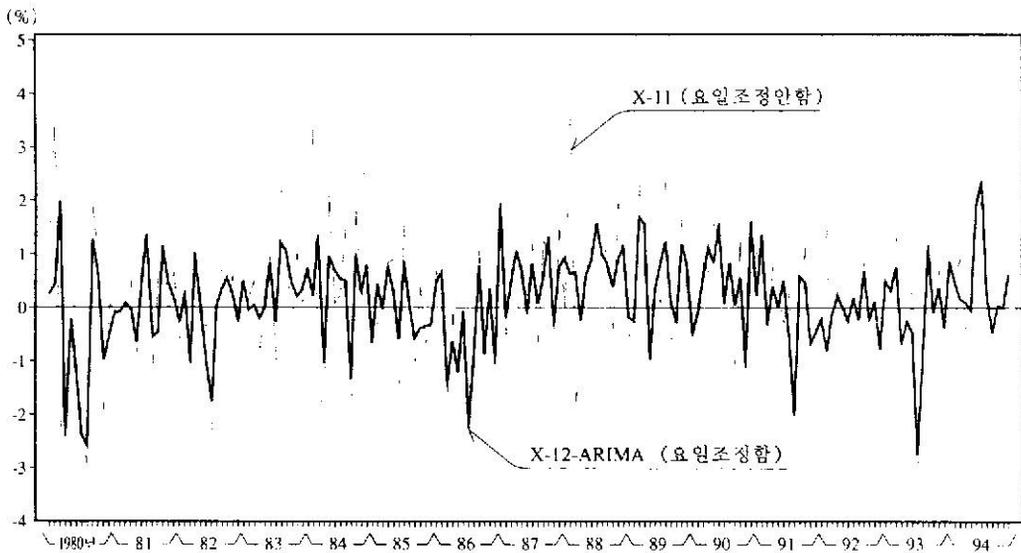
대규모전력사용량의 계절변동성분과 요일변동성분의 움직임



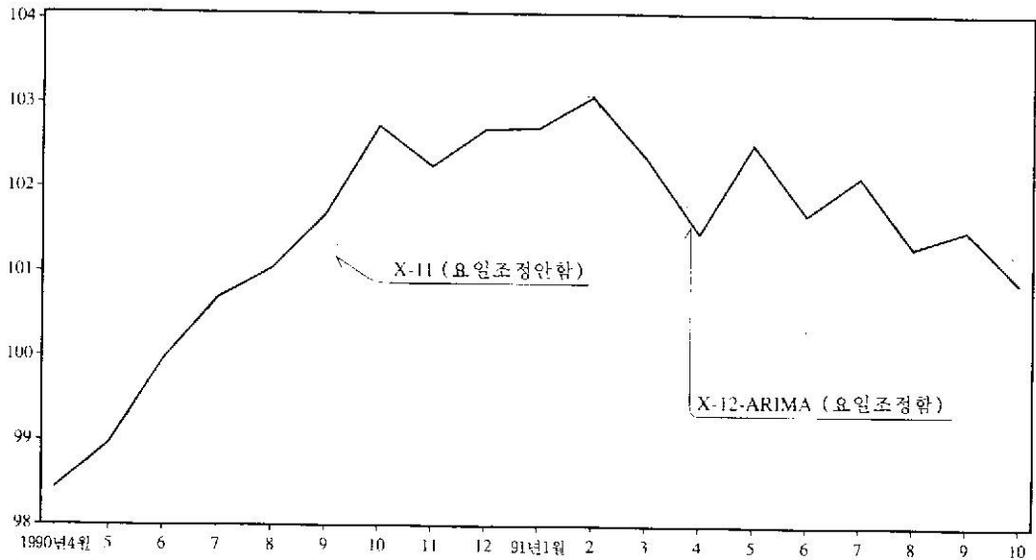
(도표7) 광공업생산지수의 계절조정계열 전월비의 움직임  
 - 요일조정 유무 비교 -



대규모전력사용량의 계절조정계열 전월비의 움직임  
 - 요일조정 유무 비교 -



(도표8) 광공업생산지수(계절조정계열)의 움직임  
- 요일조정 유무 비교-



(주) 양계열은 1991년 10월까지의 자료를 이용하여 계절조정을 하였음.

## 나. 이상치의 처리

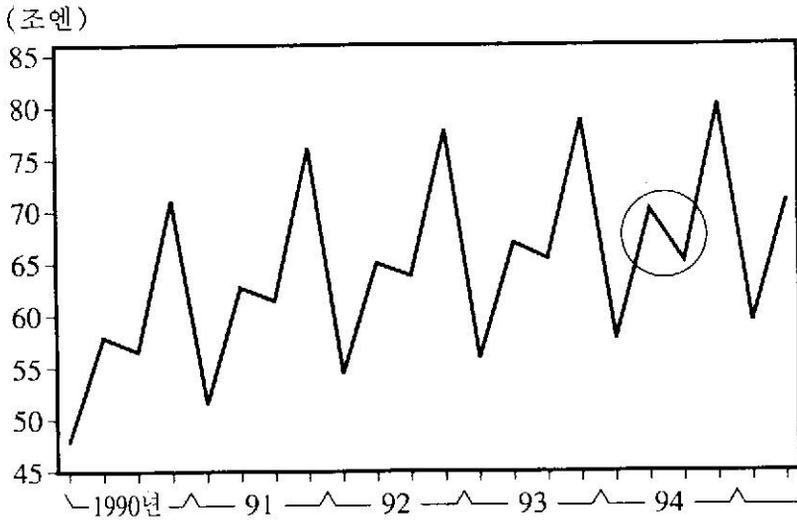
명백하게 이상치가 발생했다고 생각되는 2가지 사례에 대하여 이상치를 처리하는 경우와 처리하지 않는 경우 계절조정계열이 어느 정도 괴리가 있는가를 살펴 보자.

첫번째 사례는 1994년 2분기와 3분기에 있어서의 고용자 소득의 추이이다. (도표9)의 원계열의 추이를 보면 2분기에 “+” 이상치가 3분기에는 “-”의 이상치가 발생하고 있는 것처럼 보인다. 이것은 1994년의 종합경제대책에 근거한 특별감세(감세규모 5.5조엔)의 환급을 받았기 때문에 일부의 기업이 예년 7월의 상여금 지급을 앞당겼기 때문이다. 이러한 이상치에 대하여 X-12-ARIMA에서는 먼저 이상치의 크기를 REGARIMA에서 추계하여 마치 상여금이 앞당겨 지불되지 않은 것처럼 사전조정계열을 작성한 후에 이것에 대해 계절조정을 실시한다.<sup>14)</sup> 계절조정계열의 추이를 보면(도표10),

14) X-12-ARIMA에서는 이상치를 계절조정계열에 남길 수도 있고 제거할 수도 있다. 그 선택은 분석자의 판단이나 이상치의 발생원인에 의존한다. 여기서, 상여금은 3분기에서 제2분기로의 단순한 금액의 이동에 지나지 않고 고용자소득의 기초와는 관계가 없다는 판단에서 이상치를 계절조정계열에서 제거했다. 더욱이 1994년 2분기, 3분기에 걸쳐 이

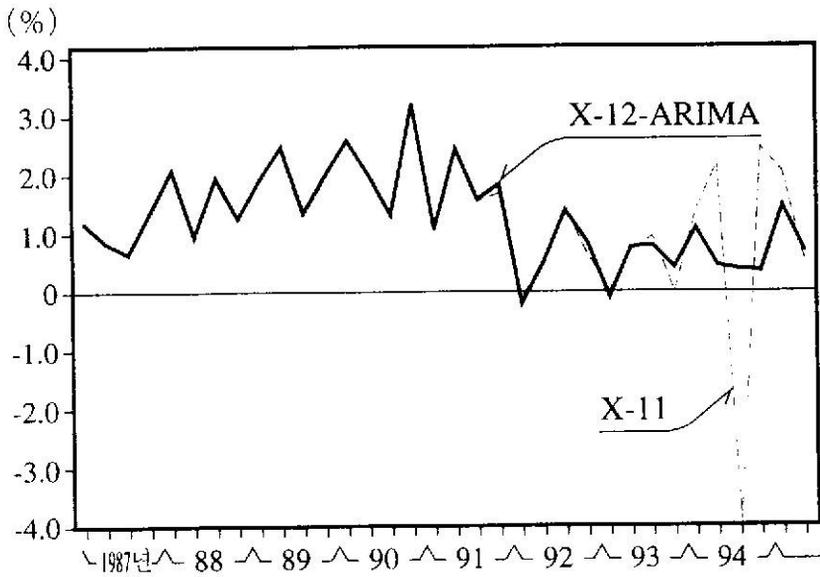
X-12-ARIMA에 의해 이상치를 처리한 계열은 완만하게 보이는 반면, 이상치를 처리하지 않은 X-11에서는 1994년중에 커다란 변동(凸凹)이 발생하고 있다. 이것은 상여금의 조기지불이 고용자 소득의 기초적인 변화로 오인된 채 추세순환변동이 추계되었기 때문이다.

(도표9) 고용자소득의 움직임(원계열)

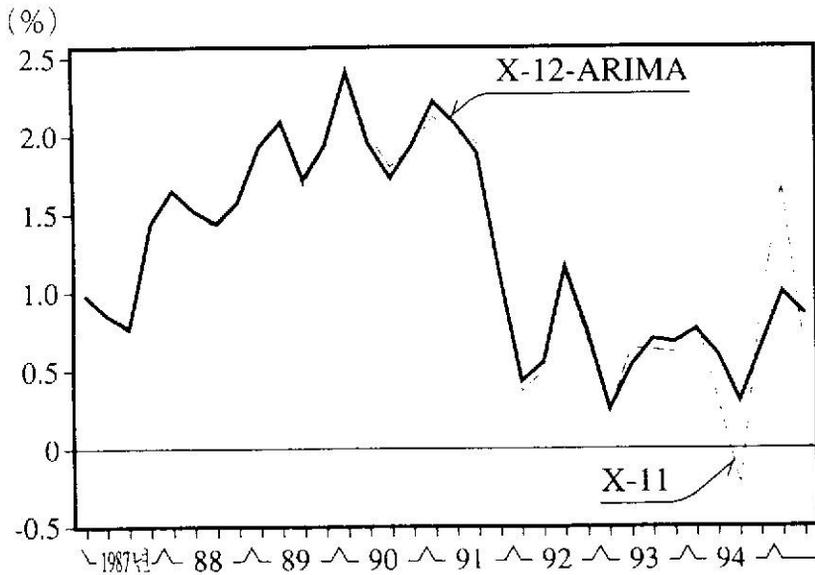


상치의 크기는 각각 1조 3천억엔, 1조 8천억엔으로 추계되었다.

(도표10) 고용자소득의 움직임(계절조정계열의 전월비)



고용자소득의 움직임(추세순환변동의 전월비)



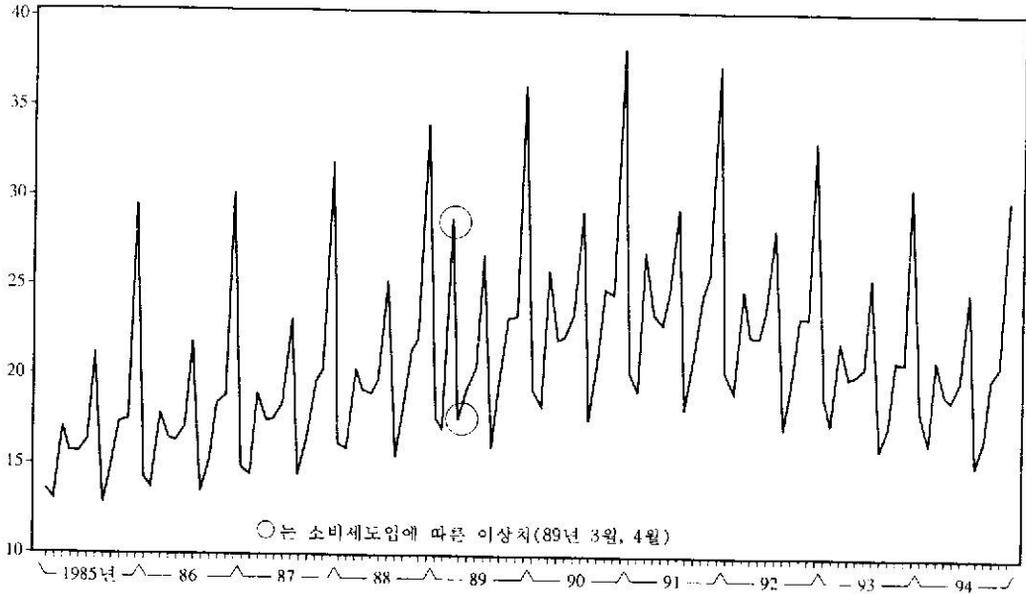
두번째 사례는, 1989년 4월의 소비세 도입에 따른 3월에 급증된 수요와 4월의 상대적 감소이다. (도표11)의 윗 도표은 동경도내백화점매출액의 원계열을 나타내고 있는데 3월과 4월에 명확하게 이상치가 있다는 것을 확인할 수 있다. 이 계열을 계절조정할 때에는 REGARIMA를 사용하여 이상치를 조정하는 경우와 하지 않는 경우를 비교하면(도표11의 아래도표)<sup>15)</sup> 조정계열의 차이는 1989년 3, 4월에 끝나지 않고, 그 전후 4~5년에 미치는 것을 알 수 있다. 이것은 이상치를 미조정 한 결과 한 시점에서 계절조정성분의 과대 또는 과소 추계가 발생하면 계절조정성분에 대한 이동평균의 반복에 의해 그 영향이 전후 시기에 파급되기 때문이다.

---

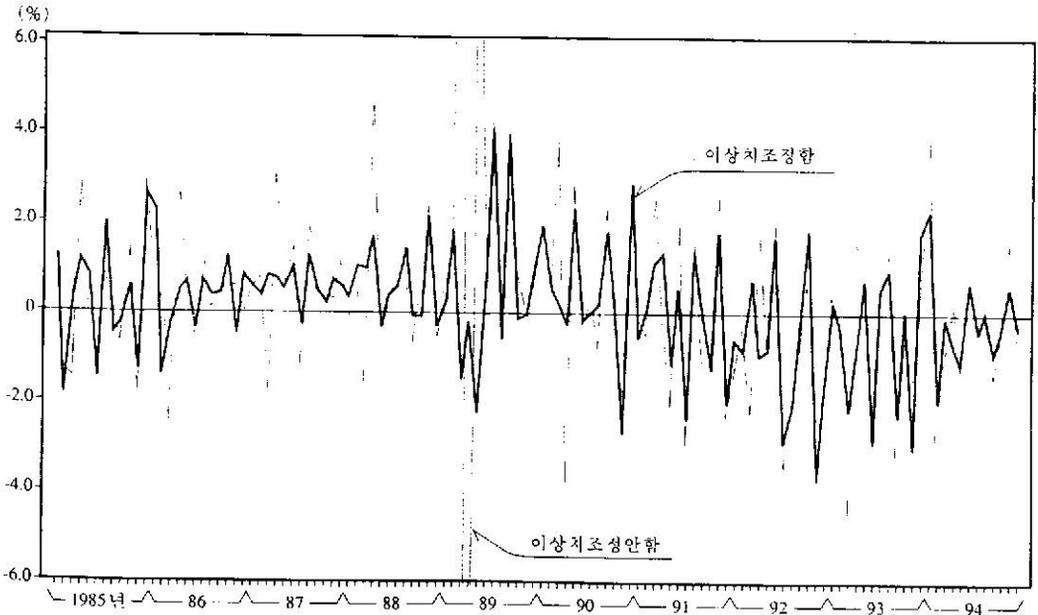
15) (도표11)의 아래에 나타난 계절조정계열테도 X-12-ARIMA에 의해 요일조정을 하였다.

(도표11) 도내백화점매출액의 움직임(원계열)

(백이엔)



도내백화점매출액의 계절변동계열의 움직임(전월비)



(주) 이상치조정을 하지 않은 계절조정계열(전월비)의 1989년 3월(+24.2%), 1989년 4월( $\Delta$  30.7%), 1989년 5월(+11.3%)의 값은 도표의 y축 범위를 넘고 있다.

## 다. 계절조정의 적절성

계절조정의 적절성을 검증하기 위한 사후진단의 예로서 계절변동성분을 추계할 때 전후 몇 년치의 데이터를 이동평균할 것인가 하는 점(즉, 이동평균 항수 선택)에 대하여 보자. X-11에서는 대상으로 하는 데이터의 특성에 따라서 이동평균 항수를 선택할 수 있도록 고안되어 있지만, 실제로는 선택하여야 할 옵션을 사전에 알 수 있는 경우는 드물다. 이러한 경우에 X-12-ARIMA에서는 선택한 이동평균 항수가 적절한지의 여부를 사후적으로 진단할 수 있다.

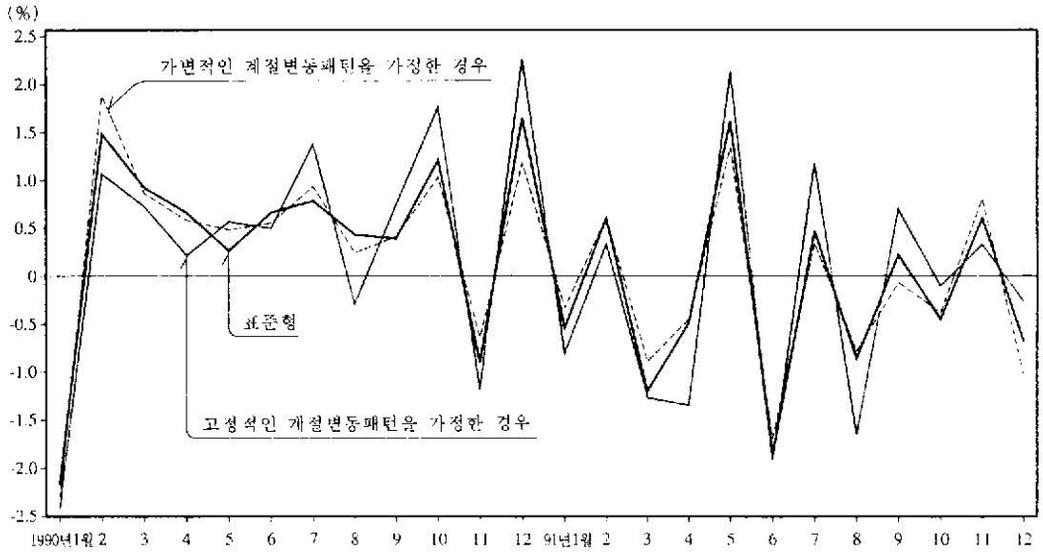
(도표12)는 광공업생산지수의 계절변동패턴에 대하여 가변적인 경우, 표준적인 경우, 고정적인 경우를 가정하여 각각에 해당하는 이동평균 항수를 선택하여 계절조정 한 것이다. 즉, 가변적인 계절조정 패턴에는 이동평균 항수가 짧은 것을, 고정적인 패턴에는 긴 항수를 선택한다(표준적인 패턴에는 표준형의 항수를 선택). 이에 의하면 고정적인 계절변동 패턴을 가정한 경우 계절조정계열의 변동이 크고, 가변적인 패턴을 가정한 경우 계절조정계열은 완만한 움직임을 나타낸다.

한편, 완만한 계절조정계열의 방법이 바람직한 것처럼 보이지만, 계절조정계열이 본래 어느 정도 완만해야 하는가를 사전에 알 수 없다. 예를 들면 원래 불규칙변동이 큰 계열부터 계절변동을 제거하여도 완만한 계열로는 되지 않을 것이다. 따라서 X-12-ARIMA의 사후진단기능을 이용하여 계절조정계열 전월비의 자기상관계수<sup>16)</sup>를 계측하여 보면(도표13), 고정적인 계절변동 패턴의 경우 계절조정계열 전월비의 자기상관계수는 12개월에 있어서 커다란 정(正)의 값으로 되어 있다(도표13 가장아래의 ○표시). 이것은 어느 시점의 계절조정계열의 움직임이 그 전년 내지 익년의 계절조정계열의 추이와 상관을 갖고 있다는 것을 의미하며, 계열내에 계절성이 잔존하고 있는 것을 나타내고 있다.

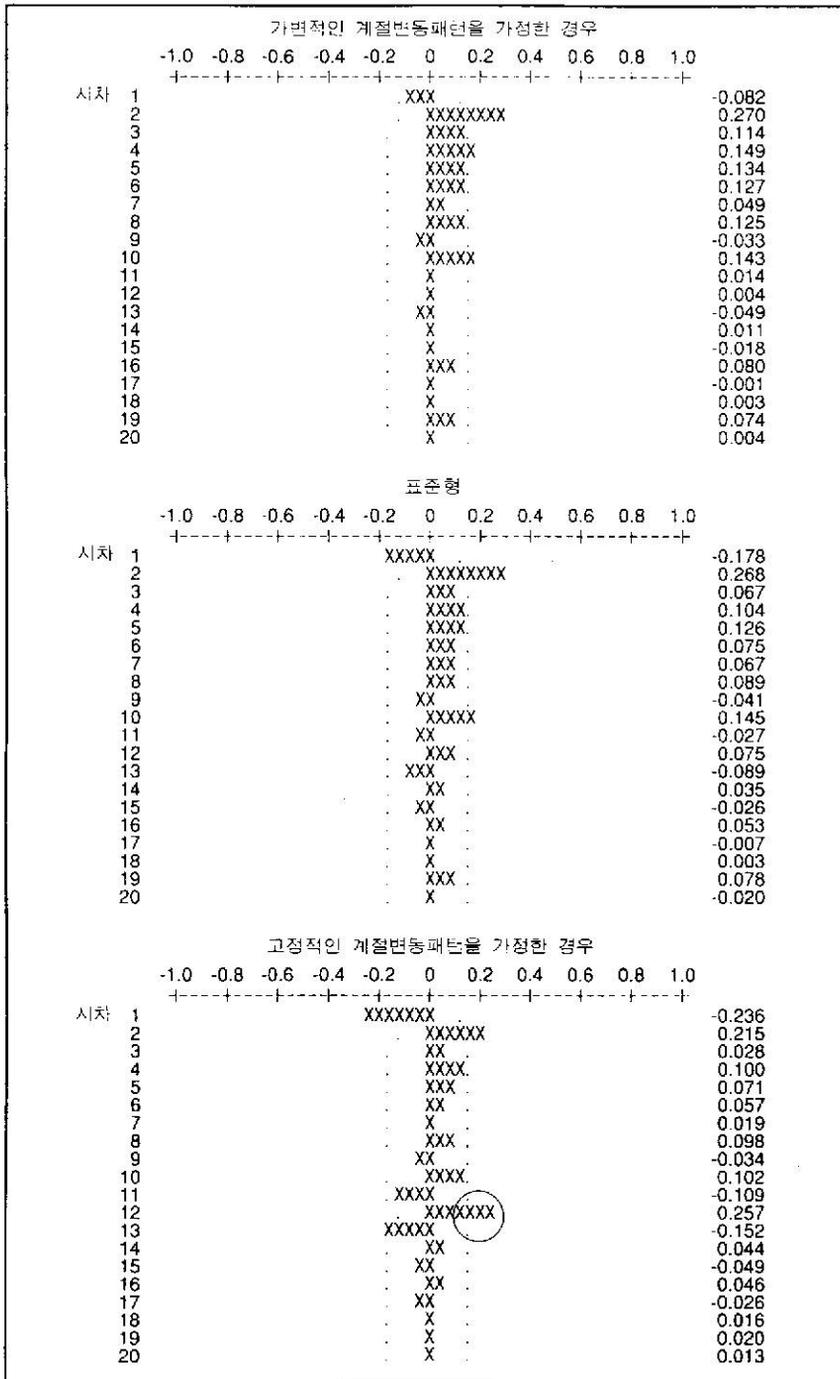
이 결과로부터 고정적인 계절변동 패턴을 가정한 계절조정계열의 변동이 다른 경우보다 큰 것은 불규칙변동이 크기 때문이 아니고, 계절성이 완전히 제거되지 않았기 때문이라고 진단할 수 있다. 따라서 광공업생산지수에는 표준형 내지는 그 이상의 가변적인 계절변동 패턴을 가정하는 것이 적절하다고 할 수 있다.

16) 시차(lag) 1개월의 자기상관계수는 계절조정계열(전월비)이 1개월전의 값과 어느 정도 상관관계가 있다는 것을 나타낸다. 시차 2개월, 3개월, ... 에서도 똑같이 정의할 수 있다.

(도표12) 이동평균항수 선택이 광공업생산지수의 계절조정계열(전월비)에 주는 영향



(도표13) 광공업생산지수의 계절조정계열(전월비)의 자기상관계수



(주) 중간의 점선은 자기상관계수가 0이라는 귀무가설을 검정하기 위한 유의수준 5%의 임계치를 나타내고 있다.

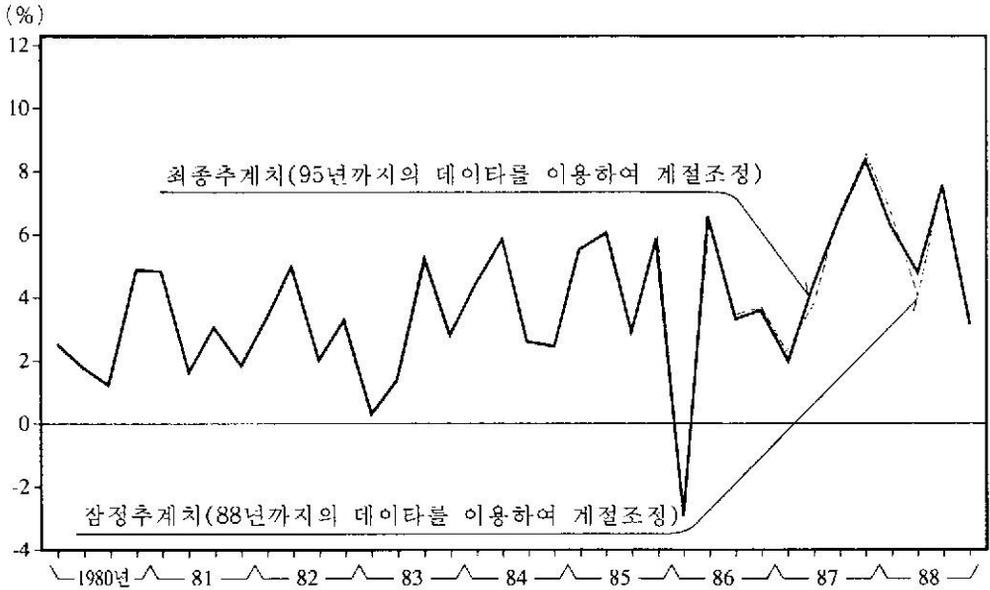
## 라. 계절조정계열의 안정성

우선, 앞에서 살펴 본 GDP의 계절조정에서 최종추계치와 잠정추계치의 비교를 X-12-ARIMA로 하여 보면(도표14), 양자는 거의 일치며, X-11에서 볼 수 있는 계절조정계열의 불안정성 문제는 해결되는 것처럼 보인다(도표4와 비교).

계절조정계열의 안정성에 대해 자세히 살펴 보기 위해서 신규 자료의 추가에 따른 계절조정계열의 전월비가 어느 정도 개정되는가를 계측하고 그것을 척도로 15개 지표의 월별 데이터에 대하여 X-11과 X-12-ARIMA를 비교하여 보자. 계측결과를 보면(도표15), 일부의 계열( $M_2+CD$ 와 상용고용지수)에서는 X-11과 X-12-ARIMA에 유의차가 보이지 않지만 그 외 계열에서는 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열이 안정적인(개정폭이 적음) 것으로 확인되었다. 더욱이 木村[1996a]은 모델형 조정법도 포함하여 안정성을 비교분석 해 본 결과, X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열은 X-11 뿐만 아니라, 모델형 조정법과 비교하여도 안정성이 높은 것으로 확인되었다.

이와 같이 X-12-ARIMA에 의한 계절조정계열의 안정성이 개선되는 것은 이토로(イ. と.ロ.)의 분석에서와 같이 요일변동이나 이상치의 조정 및 제거가 적절히 이루어짐은 물론, 계열말단에 있어서도 신뢰성이 높은 예측치가 사용되어 중심이동평균에 의한 계절조정이 실시되고 있기 때문이다. 어떠한 예측치를 사용하여 중심이동평균을 하여도 예측치의 신뢰성이 낮으면 계절조정계열의 안정성은 개선되지 않기 때문에, 여기서의 분석결과는 REGARIMA에 의한 예측이 계절변동 패턴의 가변성을 적절히 고려한 신뢰성 높은 예측임을 뒷받침하고 있다.

(도표14) X-12-ARIMA에 의한 GDP의 계절조정계열(전년비연율)



(도표15) 신규자료 추가에 따른 계절조정계열의 전월비 개정폭

	X-11 (A)	X-12-ARIMA (B)	X-11비(%) (B-A)/A
광공업생산지수	0.85	0.41	△52
광공업출하지수	0.65	0.49	△25
수출액(\$)	1.42	0.88	△38
수입액(\$)	1.90	1.10	△42
기계수주총액	3.42	2.91	△15
대규모전력사용량	0.45	0.25	△44
건설공사수주액	4.68	4.45	△ 5
은행권발행잔고	0.27	0.22	△19
준비에금잔고	0.63	0.19	△70
M <sub>1</sub>	0.29	0.15	△48
M <sub>2</sub> +CD	0.09	0.09	0
상용고용지수	0.07	0.07	0
도내백화점매출액	1.09	0.76	△30
승용차신차등록대수	2.17	1.45	△33
소비자물가지수	0.06	0.04	△33

(주) '92년 1월~'95년 2월까지의 월별 자료를 이용하여 추계한 계절조정계열의 전월비가 '95년 3월의 자료를 추가함으로써 어느 정도 개선되었는가를 계산하고 그 개정폭(절대치기준)의 평균치를 구한 것임. 상세한 산출방법은 木村[1996b]을 참조.

## V. 결론

본 논문에서 살펴 본 바와 같이, X-12-ARIMA에서는 이상치나 요일변동의 조정을 적절히 함으로써 계절성을 완전히 제거하는 것 외에, 계절조정계열의 안정성도 X-11에 비교하여 현저히 향상되었다. 또한 사용방법 면에서도 X-12-ARIMA는 개인용 컴퓨터에서 사용가능하며, 프로그램은 인터넷(internet)을 이용하여 미국 상무성으로부터 무료로 얻을 수 있으므로<sup>17)</sup> 분석자 자신이 각자의 분석용도에 따라 계절조정을 하는 것도 용이하다. 계절조정방법은 실제로 관찰할 수 없는 계절변동성분을 「추계」하는데 있으며, 어느 방법도 그 자체에는 한계가 있다. 그러나 적어도 현재 이용가능한 계절조정방법 중에서는 X-12-ARIMA의 성과(performance)가 가장 뛰어나다고 할 수 있다. 경제단체연합회·경제조사위원회는 「경제통계의 정비에 관한 보고서」(1996년 1월)중에서 경제통계의 정비에 관한 향후 과제의 하나로써 「GDP통계속보 등 경제통계의 계절조정계열은 분기 또는 월마다 흔들리는 문제가 있어 계절조정방법의 재검토가 필요하다」고 지적하고 있으며, 이러한 수요에 대응하기 위해서도 X-12-ARIMA로의 이행을 향후 검토할 필요가 있을 것이다.

이러한 계절조정방법 자체의 재검토에 부가하여 계절조정에 관한 통계관행에도 검토해야 할 과제이다.

첫째로 계절조정의 보정 반도이다. 예를 들면 1996년 분기별, 월별 데이터를 계절조정하는 경우 일본에서는 다음과 같은 과정을 따른다.

- ① 1995년까지 원계열을 사용하여 계절변동성분을 추계한 다음 1996년 계절변동성분의 「예측치」를 작성한다.
- ② 1996년중 데이터 공표시에는 이 「예측치」를 원계열부터 제거한 것을 계절조정계열로서 공표한다.

---

17) X-12-ARIMA의 최종 버전(version) 프로그램은 1996년 6월에 일반에게 공개될 예정이다(5월말까지는 베타버전) 이 프로그램을 인터넷(anonymous ftp)을 사용하여 상무성으로부터 다운로드 받을 수 있다. 주소(address)는 ftp.census.gov이며 디렉토리는 pub/ts/x12a이다(사용자이름은 anonymous를, 패스워드는 자신의 e-mail address을 입력한다).

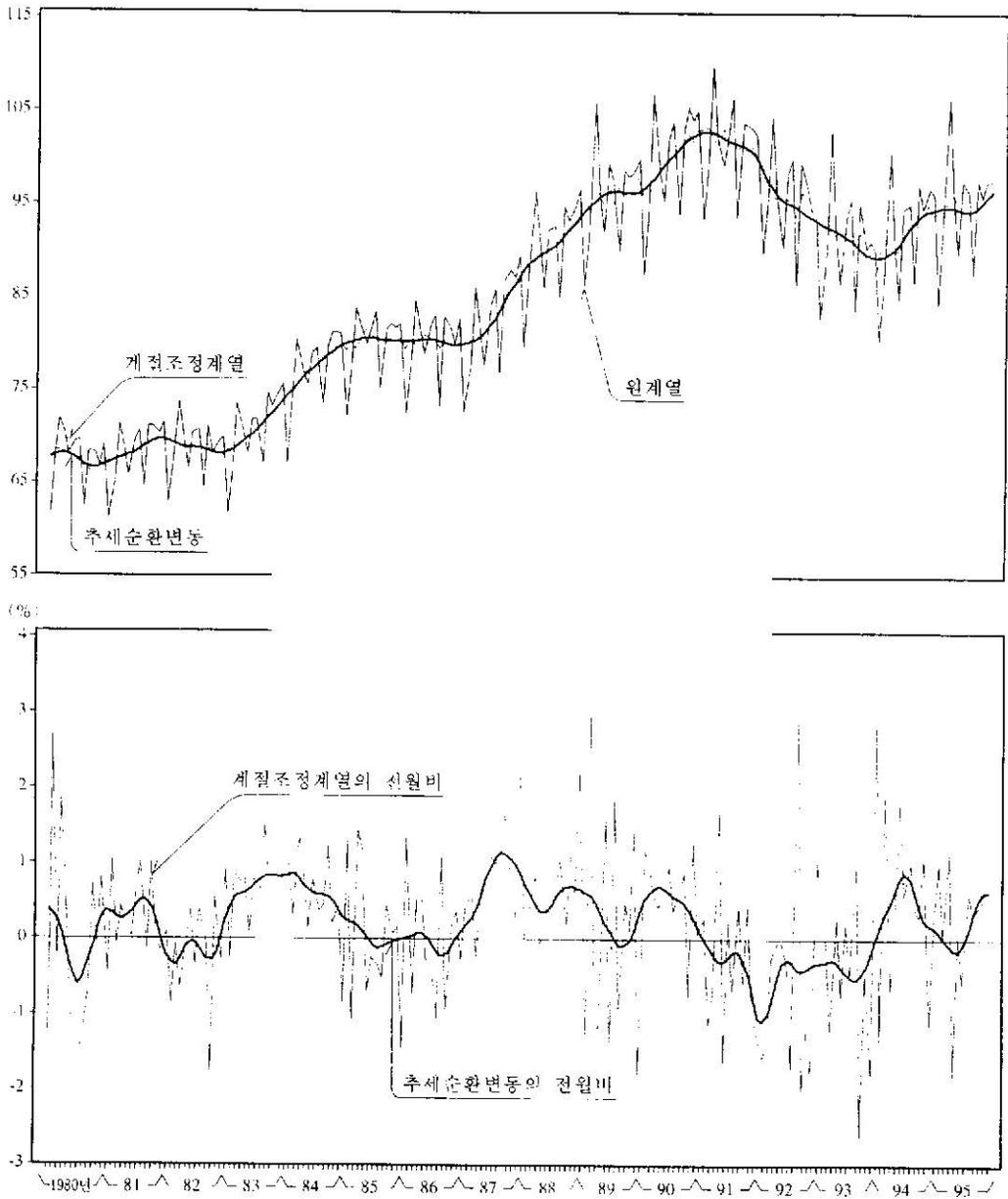
- ③ 1996년의 데이터가 모두 나오면 1996년까지의 원계열을 사용하여 계절변동성분을 추계하여 1996년의 계절조정계열을 다시 공표한다(이것을 계절조정의 보정이라 부른다).

계절조정의 보정은 연 1회만 하여도 계절변동성분의 예측치의 정도가 높으면 문제가 없지만, 예측치의 정도가 낮으면 최근년도의 계절조정계열에 왜곡이 생기게 된다. 이 문제를 근본적으로 해결하기 위해서는 계절조정의 보정을 매월·매분기 할 필요가 있다. 실제, 미국 상무성 센서스국에는 이러한 관점에서 공표시마다 계절조정의 보정을 실시하고 있다. 원래 연 1회 계절조정의 보정의 관행은 컴퓨터의 처리능력이 극히 한정되어 있는 시대에 생각해낸 간편한 방법이며, 향후 계절조정의 보정 빈도에 관해서는 재검토하는 것이 바람직하다.

두번째는 추세순환변동성분의 효율적인 활용에 관해서이다. 계절조정계열은 원계열부터 계절변동만을 제거한 것이므로 불규칙변동은 제거되어 있지 않다. 그 때문에 계절조정계열의 전월(기)비에 상당한 변동(凸凹)이 나타나는 경우가 있고, 실제의 경제분석에 있어서는 이것을 제거하기 위해 계절조정계열에 대해서 이동평균을 하는 경우가 자주 있다. 그러나 X-11, X-12-ARIMA 등 센서스국법에서는 추세순환변동과 불규칙변동이 별도로 추계되므로 추세순환변동을 직접 이용할 수가 있다. X-12-ARIMA로 추계한 광공업생산지수의 계절조정계열과 추세순환변동의 전월비를 비교하면(도표16), 추세순환변동은 지금까지의 경기순환국면을 명확히 제시하고 있다는 것을 알 수 있다. 독일 연방통계국이나 뉴질랜드 통계청에서는 원계열( $Y_t$ )과 계절조정계열( $TC_t+I_t$ )은 물론 추세순환변동( $TC_t$ )도 공표하고 있지만 일본에서도 이러한 방향으로의 검토가 필요할 것이다.

세번째로는 계절조정에 사용된 옵션의 공표에 대해서 검토할 필요가 있다. 이점에 관해서는 통계심의회 경제지표부회(1979년 9월)가 과거 「센서스국법의 사용에 있어서, 각종 옵션중 표준형이외의 기능을 선택한 경우에는 옵션이름과 선택한 기능의 일람표를 작성함과 동시에 결과 보고서 등에 이것을 명기할 것」을 각 통계기관에 요청하고 있다. X-12-ARIMA에는 REGARIMA의 특별옵션(요일조정이나 이상치 조정의 유무 등)이나 이동평균 항수 등 많은 옵션이 있으므로, 사용옵션을 공표할 필요성도 높다고 할 수 있다.

(도표16) 광공업생산지수의 움직임



(주) 계절조정계열과 추세순환변동은 X-12-ARIMA에 의해 추계

## 【참고문헌】

- 木村 武, 「季節調整の方法とその評価について-各種手法の紹介と理論・實證分析のサーベイ」, 日本銀行金融研究所『金融研究』, 第14卷4号, 1995年
- , 「季節調整について」, 日本銀行金融研究所, IMES Discussion Paper 96-J-2, 1996年a
- , 「最新移動平均形季節調整法X-12-ARIMAについて」, 日本銀行金融研究所, 『金融研究』, 第15卷2号, 1996年b
- 田原昭四, 「景氣變動と日本經濟」, 東洋經濟新報社, 1983年
- Fukuda. K., "The Most Important Seasonal Adjustment Problem in Japanese Economic Time Series" *Proceedings of the International Workshop on the Seasonal Adjustment Methods and Diagnostics*, Washington, D.C., U.S.Bureau of the Census, June 1992