

최종 업무보고  
2001.12.18 (화)

## 景氣綜合指數의 改善에 관한 研究

남상호

서원대학교 경제학과

### < 요약 >

본 연구의 목적은 최근까지 개발된 이론을 기초로 제로 베이스에서 우리나라 경기종합지수의 작성방법을 재조명하고 개선방향을 제시하고자 하는데 있다. 이를 위하여 각 CI 작성단계별로 구성요소들의 시계열적인 특성을 시간공간 및 주파수 공간에서 분석하고 각 방법의 장/단점과 개선방향을 제시한다. 지금까지의 연구에 기초한 잠정적인 결과는 다음과 같다. 동행구성지표들은 단위근 과정을 따르는 불안정적 시계열 (non-stationary time-series) 이며, 이들을 증가율로 누적한 다음 표준화 과정을 거치는 현재의 작성방법은 불규칙성분 내지는 단기변동성분의 크기를 상대적으로 확대시키는 것으로 나타났다. 표준편차 vs. 절대편차의 평균중 어느 것을 표준화 인자로 사용하는가는 본질적인 차이가 있지는 않으나 외부로부터의 큰 충격만 빈번하지 않다면 표준편차 방식의 도입도 의미가 있을 것이다. 또 GDP를 이용한 종합지수의 추세조정은 GDP와 CI의 공적분 관계에 영향을 미치게 되므로 바람직하지 않으며, 추세제거 또는 경기대응성의 분석에 있어서는 기존의 PAT 법과 더불어 시간공간에서 이용가능한 근사적 구간통과 필터의 유용성이 큰 것으로 판단된다. 지표를 작성할 때에는 성장순환이 아닌 고전적 순환 (classical cycle)을 기준으로 작성한 다음, 성장률순환 (growth rate cycle)과 성장순환(growth cycle)을 구하여 활용하는 것이 합리적이라고 판단된다.

## Definitions on Classical cycles, Growth cycles, and Growth Rate Cycles

The "classical" business cycles measure the ups and downs of the economy with absolute levels of those variables entering the index. A second NBER definition of fluctuations in economic activity is termed a growth cycle. A growth cycle traces the ups and downs through deviations of the actual growth rate of the economy from its long-run trend rate of growth. In other words, a speed-up/slowdown in economic activity means growth higher/lower than the long-run trend rate of growth. (Dua and Banerji. 1999)

## 1. 서론

경제변동이란 경제의 규모나 경제활동 상태가 변화해 가는 현상을 지칭한다. 일반적으로 경제변동은 추세변동, 경기변동, 계절변동, 그리고 불규칙변동의 합으로 이루어져 있다. 이중 가장 대표적인 경제변동 요인으로 경기변동을 들 수 있는데, 경기변동이란 경제의 장기적인 추세로부터의 괴리(deviation from trend)로 정의된다. Lucas(1977)는 경기변동(business cycle)을 'GNP변동중 추세로부터의 괴리(movements about trend in GNP)'로 정의하고 있다. 또 그는 경기변동의 특징으로 거시경제 시계열로부터 구한 추세로부터의 괴리가 공동변화(co--movements of the deviations from trend in different aggregate time series)를 보이는 현상이라고 보았다. 또 Sargent(1987, p. 282)는 '경기변동이란 주요 거시 경제변수들이 낮은 경기변동 주파수에서 높은 응집도를 보이고, 또 이 변수들이 경제변수들의 전형적인 스펙트럼 형태를 지닌다면 동일한 경기변동 주파수에서 스펙트럼이 집중현상을 보이는 것'이라고 정의한다.

The following definition seems to capture what experts refer to the business cycle: the business cycle is the phenomenon of a number of important economic aggregates (such as GNP, unemployment, and layoffs) being characterized by high pairwise coherences at the low business cycle frequencies, the same frequencies at which most aggregates have most of their spectral power if they have "typical" spectral shapes.

이들의 정의는 일련의 거시 경제변수들이 공통적인 변화 양상을 보이는 것을 경기변동의 한 특징으로 파악하고 있다. 그러나 이 정의를 실제로 활용하기 위해서는 경기변동이 좀 더 구체적으로 정의되어야 할 필요가 있다.

일반적인 경제활동 수준을 나타내는 경기가 호황과 불황을 반복하며 변동한다는 사실이 실제인가 아니면 허구인가에 대한 논의는 오래 전부터 계속되어 왔다(Slutsky, 1937; Howrey, 1968; Burns and Mitchell, 1946). 현실경제가 어떤 국면에 위치해 있는가 하는 정보는 일반 개별 경제주체의 의사결정과정에서 있어서 매우 중요하다. 또한 가까운 장래에 경기가 어떤 국면으로 이동할 것인가에 관한 정보는 소비자의 경제활동이나 기업활동 뿐만 아니라 정부의 각종 경제정책의 수립에도 중요성이 크다고 하겠다.

한 나라의 총체적 경제활동은 실물부문(생산, 소비, 투자, 고용 등), 금융부문(화폐의 수요와 공급 등), 그리고 대외부문(수출과 수입 등)의 활동을 포괄하는 거시경제변수들의 움직임이 종합된 것이라고 볼 수 있다. 한 나라의 총체적 경제활동을 나타내는 가장 대표적인 지표가 바로 경기종합지수이다.

경기종합지수 (Composite Index of Business Indicators)란 경기변동의 국면 및 전환점과 속도 및 진폭을 측정할 수 있도록 만들어진 경기지표의 한 가지로, 국민경제의 각 부문

을 대표하면서 경기대응성이 양호한 경제지표들을 선정한 다음 이들을 가공/종합하여 작성한다. 우리 나라에서는 통계청이 경기종합지수를 작성하여 매월 초에 정기적으로 발표하고 있다.

1960년대 말 미국의 Mitchell과 Burns에 의하여 처음으로 개발된 경기지수는 그후 꾸준히 개선되어 오늘날 많은 나라에서 경기판단의 기준이 되고 있다. 우리나라도 1981년 처음으로 경기종합지수를 도입한 이후, 5회에 걸친 개편을 거쳐 현재에 이르고 있다. 현재 활용중인 경기종합지수(composite indexes, 이하 CI로 약칭)로는 선행지수(leading CI), 동행지수(coincident CI), 그리고 후행지수(lagging CI)의 세 가지가 있으며, 보조지표(supplementary indexes)로는 동행종합지수의 순환변동치(cyclical component of coincident CI)와 선행지수의 전년동월비(twelve--month smoothed change in leading CI)의 두 가지가 있다.

## 2. CI의 작성방법

현재 대부분의 나라에서 이용하고 있는 경기종합지수 작성방법은 제 2차 세계대전 이후 미국의 National Bureau of Economic Research(NBER)에서 개발한 방법에 기초하고 있다. 현재 우리 나라에서 경기종합지수를 작성할 때 이용되는 개별 구성요소들은 [표 1]에 요약되어 있다.

경기종합지수의 작성방법을 간략하게 정리하면 아래와 같다.

### 제 1단계: 구성지표의 계절 및 불규칙변동의 조정

원계열(raw data)은 경기적 요인(추세변동+순환변동)과 비경기적 요인(계절변동+불규칙변동)의 합으로 구성되어 있으므로 먼저 비경기적 요인을 제거해야만 한다. 계절요인을 제거하는데는 X-12 ARIMA를 이용하고, 불규칙한 정도에 따라 필요하면 3개월 이동평균을 이용하여 불규칙 변동을 제거한다. 이렇게 얻어진 시계열은 경기적 요인에 의한 변동을 나타내며, 추세 및 순환(trend and cycle)변동만을 포함한다는 의미에서 TC계열이라고 부른다.

### 제 2단계: 전월비 변동률의 산출

개별 시계열로부터 월별 대칭변화율(symmetric percentage change)을 계산한다.

### 제 3단계: 변동률 진폭의 표준화

어느 한 시계열의 변동폭이 다른 한 시계열보다 큰 경우 변동폭이 큰 시계열이 더 큰 영향을 미치는 것을 조정하기 위하여 변화율로 표시한 각 계열을 절대치를 취한 평균값으로 나누어서 표준화된 변화율을 계산한다.

#### 제 4단계: 평균 변동률의 산출

각 지수별로 표준화된 변화율의 평균을 계산한다.

#### 제 5단계: 평균 변동률의 추세 및 진폭조정

종합지수간의 상호 비교가 편리하도록 각 지수의 진폭과 추세가 같도록 조정한다. 이때 진폭은 동행지수의 진폭을 기준으로 하고, 추세는 GDP증가율을 기준으로 하여 조정한다.

#### 제 6단계: 잠정 경기종합지수의 산출

추세 및 진폭이 조정된 변동율을 누적하면 경기종합지수가 산출된다.

#### 제 7단계: 기준년도 조정

앞에서 산출된 잠정 경기종합지수를 기준년도의 평균이 100이 되도록 조정한다. 현 시점(2001년 5월)에서 작성되고 있는 지표의 기준년도는 1995년이다.

이렇게 얻어진 경기종합지수에서 상승국면과 하강국면이 현저하지 않아서 불황과 호황의 판정이 쉽지 않은 경우가 있으므로 보조지표로 동행종합지수의 순환변동치를 이용하여 경기를 판정한다. 동행종합지수 순환변동치를 구하기 위해서는 국면평균(phase average trend, PAT)법을 이용하는데, PAT법이란 시계열의 전환점을 기준으로 정점에서 저점, 저점에서 정점의 각 순환국면마다 평균치를 구하고 그 3항 이동평균치를 각 순환국면의 중앙 월에 놓고 이들을 직선으로 연결하여 얻은 잠정추세치를 대상으로 수준조정 및 이동평균을 이용하여 최종적인 추세치를 구하는 방법이다.

1972년 이후의 우리 나라 경기변동에 있어서의 기준순환일과 각 국면별 지속기간을 살펴보면 우리 나라는 1972년 이후 총 6번의 경기변동이 존재하였는데, 한 순환은 평균 50개월 정도인 것으로 나타났으며, 이중 확장기가 약 33개월이고 수축기는 약 17개월인 것으로 나타나 확장기가 수축기보다 약 2배나 긴 경기국면별 비대칭성이 존재하고 있는 것으로 나타났다. 경기변동 과정에 있어서 호황과 불황이 반복된다는 사실과 불황 지속기간이 호황 지속기간보다 상대적으로 짧다는 사실은 Burns and Mitchell (1946)에 의해서도 인식된 바 있으며, 이에 대한 국내의 최근 연구로는 김명직 외(1996), 김치호(1999)를 들 수 있다.

### 3. 연구의 목적과 범위

과거의 개편에서 구성지표에는 변화가 있었으나 구성지표의 표준화 또는 종합지수 추세 및 진폭의 조정에 대해서는 거의 변화가 없었다. 그러나 구성지표의 개편만으로 경기설명력을 제고하는 데에는 한계가 있으므로, 현재까지 개발된 분석기법을 활용하고 외국의 사례를 반영하여, 시계열의 최초 평가단계에서부터 전면적으로 재검토하여 시계

열의 안정성 (stationarity), 구조변화 (structural change), 변동성 (volatility), 지속성 (persistence)을 살펴본 다음, 구성지표를 선정하여야 할 것이다.

우리나라의 경기종합지수 작성방법과 선진국의 그것과 구성지표의 표준화 방법, 추세 및 진폭 조정방법, 해석방법 등에서 차이가 있다. 작성방법을 개선하기 위해서는 우선 개별 경제시계열의 분석, 개별지표의 가중치 결정, 선진국의 작성기법에 대한 정확한 이해와 평가를 바탕으로 우리나라의 경기종합지수를 발전적 방향으로 개편하고자 하는데 그 목적이 있다.

경기지표 개선에 관한 연구내용은 크게 다음의 다섯 분야로 정리할 수 있다.

- 경제시계열 분석 및 가공방법에 대한 재검토
- 구성지표의 표준화 및 구간분리 방법
- 진폭 및 추세의 조정
- 구성지표간의 가중치 결정
- 각종 지표의 산출

이들을 이해하기 위해서는 각종 필터에 대한 이해가 필수적이다. 다음에서는 몇 가지 중요한 필터링 기법에 대하여 살펴보고자 한다.

#### 4. 각종 필터에 대한 소개

본 연구에서 사용되는 필터는 구간통과 필터 (band-pass filter), Hodrick-Prescott 필터, 그리고 1계 차분 필터 (first-difference)의 세 가지이다.

##### 4.1 구간통과 (Baxter-King) 필터

구간통과 필터 (band-pass filter)는 주로 주파수 공간(frequency domain)에서 다루어 진다. 주파수 공간에서의 주기 (periodicity)는  $2\pi/\omega$ 로 나타나므로  $2\pi/\omega_1$ 부터  $2\pi/\omega_0$ 사이의 주기 (periodicity)를 갖는 성분들은 모두 통과시키고 그 이외의 성분은 모두 제거하고자 한다면 다음과 같은 이진함수 (transfer function)을 이용한다.

$$B(\omega_j) = \begin{cases} 1 & w_0 \leq |\omega_j| \leq w_1 \\ 0 & \text{그 이외의 구간에 대하여} \end{cases} \quad (1)$$

구간통과 필터를 적용하는 데는 주로 다음의 네 단계를 따른다.

1. wrap around 효과를 줄이기 위해서  $x$ 의 추세를 제거하고 관찰치의 개수가 2의 배수가 되도록 필요한 만큼 0을 덧붙인다 (zero padding). 이처럼 0을 덧붙이는 이유

는 fast finite Fourier transformation (fast FFT)을 이용할 수 있게 하기 위함이다.

2. fast FFT를 적용하여 다음과 같은 random spectral measure를 구한다.

$$Z(w_j) = \frac{1}{N} \sum_{t=0}^{N-1} x_t \cdot \exp[-itw_j], \quad (2)$$

여기서  $w_j = 2\pi j/N$ 이고,  $j=0,1,\dots,N-1$ 이다.

3. 앞에서 정의된 이전함수  $B(w_j)$ 를  $Z(w_j)$ 에 곱한 다음 역푸리에 변환 (inverse Fourier transformation)을 시킨다. 즉,

$$y_t = \sum_{j=0}^{N-1} B(w_j) \cdot Z(w_j) \cdot \exp[itw_j], \quad w_j = 2\pi j/N, \quad j = 0, 1, \dots, N-1, \quad (3)$$

을 계산한다.

4. 앞부분의 T개의 관찰치만을 추출하면 이들이 바로 필터를 거친 시계열이다.

Baxter-King (1995, Table 4), Christiano and Fitzgerald (1999) 등은 시간 공간 (time domain) 상에서 이용 가능한 근사적 구간통과 필터에 해당하는 가중치를 제시하고 있으며, Engle (1974)에서는 회귀분석에서 이용 가능한 band spectrum regression 기법을 제시하고 있다. 이 필터를 이용한 국내의 연구로는 양준모 (1999), 김기화 (2000) 등이 있다.

이하에서는 Baxter-King의 방법에 기초한 구간통과 필터를 이용한다.

## 4.2 Hodrick-Prescott 필터

Hodrick-Prescott (1980)에 의하여 처음 경제학 분야에 소개된 이 필터의 본래 이름은 Whittaker-Henderson Type A filter이며, 보험학 분야에서는 오래 전부터 이용되어 오던 것이다. 이하에서는 이 필터를 HP 필터라고 부르기로 한다.

우선 시계열  $y_t$ 를 추세성분  $g_t$ 과 순환성분  $c_t$ 로 분해할 수 있다고 하자 (물론  $y_t = g_t + c_t$ 이다):

Danthine and Girardin (1989)에서 소개된 바와 같이, Hodrick-Prescott 필터에 의한 추세성분 ( $g_t$ )은 다음과 같은 최소화 문제의 해(solution)로부터 얻을 수 있다:

$$\min \sum_{t=3}^T [ (y_t - g_t)^2 + \lambda(g_t - 2g_{t-1} + g_{t-2})^2 ] \quad (4)$$

여기서  $\lambda$ 은 평활화 모수(smoothing parameter)이며, 추세변동을 허용하는데 수반되는 '비용'을 나타내는 항이다. 이  $\lambda$ 의 값이 무한대( $\infty$ )로 갈수록 선형추세에 가깝게 된다.  $\lambda$ 의 크기는 연간자료의 경우에는 100, 분기별 자료의 경우에는 1,600, 그리고 월별자료의 경우에는 14,400이 주로 쓰인다. 확정적 추세를 가지는 분기별 자료에 HP

필터를 적용하면 국면이동평균법에 의한 결과와 매우 흡사하게 나타난다고 한다.

이 HP필터는 주로 시간공간에서 계산되므로 이용하기가 간편하다는 장점이 있으며, 구체적으로는 다음의 식을 이용하여 계산된다.

$$c_t = [I - (I + \lambda K'K)^{-1}]y_t \quad (5)$$

여기서  $I$ 는 차원이  $T$ 인 단위행렬을, 그리고  $K$ 는 차원이  $T \times T$ 인 toeplitz 행렬을 각각 나타낸다. 즉,

$$K = \begin{bmatrix} 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -2 & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 & -2 & 1 \end{bmatrix} \quad (6)$$

그런데 이 필터는 양방향 필터이기 때문에 자료의 처음과 끝부분은 다른 곳에 비하여 상대적으로 정확도가 떨어지는 외에도 주기성 (periodicity)을 갖고 있지 않는 시계열에 이 필터를 적용하면 경기변동에 해당하는 주기적인 성분이 남게 되는 것이 문제로 지적된다. 보다 상세한 논의는 Danthine and Girardin (1989), Cogley and Nason (1995), Harvey and Yeager (1993), King and Rebelo (1993) 등에 나타나 있다.

### 4.3 1계 차분 필터

1계 차분 필터는  $c_t = (1 - L)y_t$ 를 말한다. 즉,

$$c_t = y_t - y_{t-1} \quad t = 2, 3, \dots, T, \quad (7)$$

이므로 첫 번째 관측치는 이용할 수 없게 된다. 만일  $y_t$ 가 대수변환된 시계열이라면  $c_t$ 는  $y_t$ 의 근사적 증가율로 해석될 수 있다.

일반적으로 1계 차분 필터는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$c_t = Dy_t \quad (8)$$

여기서  $D$ 는 차원이  $((T-1) \times T)$ 인 다음과 같은 행렬이다.

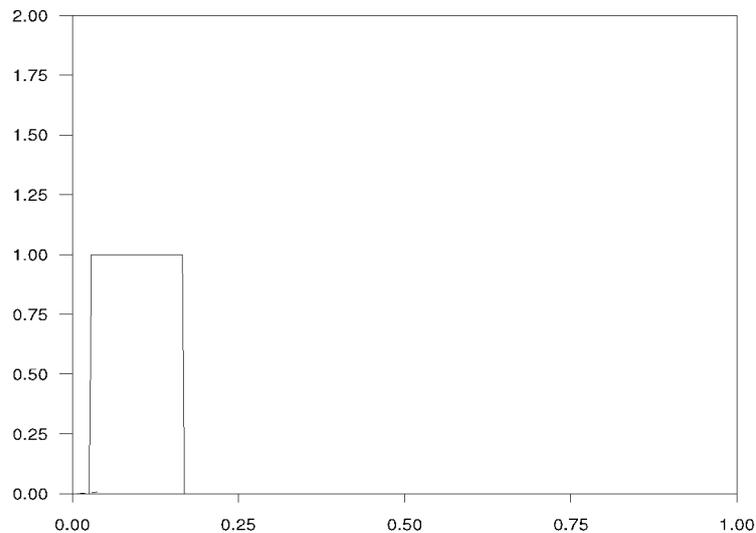
$$K = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & -1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & -1 & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

[그림 1]는 본 연구에서 사용된 각종 필터에 대한 주파수 반응함수 (frequency response function)를 보여주고 있다. 먼저 구간통과 필터는  $[0.02\pi, 0.11\pi]$ 구간내의 주

파수만을 통과시킨다. 여기서  $0.02(\pi)$ 와  $0.11(\pi)$ 는 각각 8년 주기와 1.5년 주기에 해당한다. 따라서 다양한 주기가 혼재되어 있는 시계열 변동에서 1.5년부터 8년 사이의 주기를 갖는 성분만을 추출하는 것이 바로 구간통과 필터이다.

Hodrick-Prescott 필터는 장기적인 성분만을 제거하고 높은 주파수의 단기적인 성분은 그대로 통과시킨다. 그리고 1계차분 필터는 1.5-8년에 해당하는 경기변동 주기에서는 장기적인 성분을 대부분 제거하는 반면, 가장 높은 주파수 영역에서는 시계열의 변동폭을 최고 2배까지 크게 하는 효과가 있다.

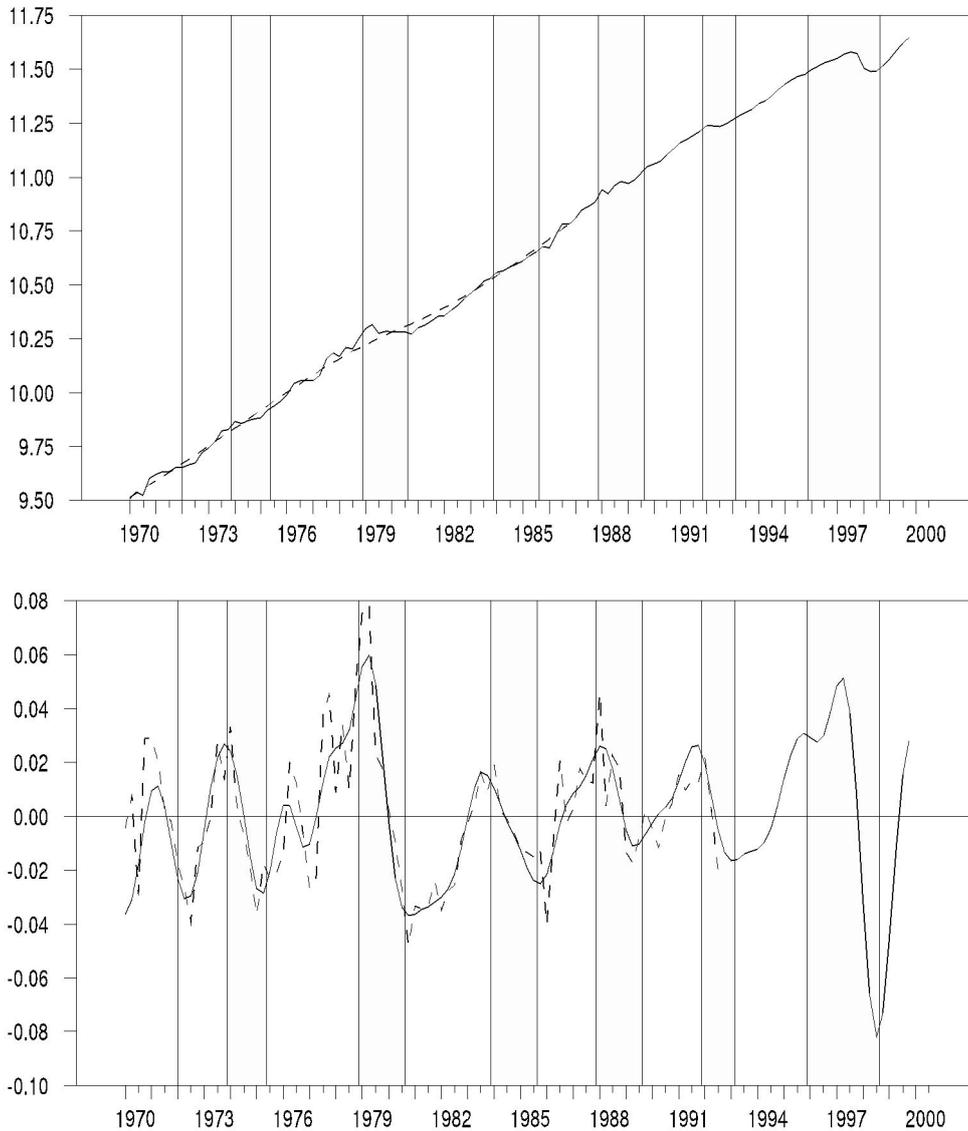
<그림 1> 세 필터의 이득 (Gain)



주: 실선은 구간통과 필터, 점선은 HP 필터, 1점 쇄선은 1계 차분변환 필터이다. 구간통과 필터의 상한은 32분기 (8년), 그리고 하한은 6분기 (1.5년) 이다.

[그림 1]은 본 연구에서 사용될 각종 필터에 대한 주파수 반응함수 (frequency response function)를 보여주고 있다. 먼저 구간통과 필터는  $[0.02 \pi, 0.08 \pi]$ 구간내의 주파수만을 통과시킨다. 여기서  $0.02 \pi$ 와  $0.08 \pi$ 는 각각 8년 주기와 2년 주기에 해당한다. 따라서 다양한 주기가 혼재되어 있는 시계열 변동에서 2년부터 8년사이의 주기를 갖는 성분만을 추출할 수 있도록 고안된 것이 바로 구간통과 필터이다. Hordick-Prescott 필터는 장기적인 성분만을 제거하고 높은 주파수의 단기적인 성분은 그대로 통과시키는 필터이다. HP 필터의 analytic 특성에 관한 최근의 연구 (Harvey-Jeager 1993, Cogley-Nason 1993, Canova 1998) 에 의하면 분기별 자료의 경우에는 HP 필터가 비교적 무난하지만 월별자료의 경우에는 순환성분을 제대로 추출하지 못하는 문제가 있음이 밝혀졌다. 그리고 1계 차분 필터는 2-8년에 해당하는 경기변동 주기에서는 장기적인 성분을 대부분 제거하는 반면, 가장 높은 주파수영역에서는 시계열의 변동폭을 최고 2배까지 크게 만드는 것을 알 수 있다. 그리고 분석결과는 추세제거방법에 의하여 크게 영향을 받으므로 분석 목적에 적합한 추세제거방법을 선택하여야 할 것이며, 통과구간만 적절하게 설정하면 구간통과 필터가 우리의 연구목적에 가장 적합하다고 생각된다.

<그림 2> GDP와 구간통과 필터로부터의 추세 및 순환



주: 실선은 대수변환된 GDP이고 점선이 BP 필터로부터의 추세이다 (윗그림). 두 번째 그림에서 실선은 구간통과 필터로부터의 순환변동이고 점선이 HP 필터로부터의 순환변동이다. 수직선은 경기중합지수에서의 정점 및 저점을 나타내며, 회색구간이 불황기이다.

[그림 2]는 우리나라 분기별 GDP에 구간통과 필터와 HP 필터를 각각 이용하여 구한 추세와 경기순환부분이 나타나 있다. 위의 그림은 추세+순환(TC) 계열을 나타내고 아래의 그림은 순환변동만을 보여주고 있는데, 아래 그림에서 두 순환변동의 차이가 바로 단기적인 변동성분이다. 경기대응성의 분석 결과는 이 단기적인 변동의 크기에 의하여 민감하게 영향을 받으므로 이에 대한 적절한 처리가 필요하다. 그런데 통과구간을 잘 설정하면 불규칙성분에 의한 영향을 대부분 제거할 수 있음이 알려져 있으므로 구간통과 필터가 역시 우리의 목적에 잘 부합하는 방법임을 알 수 있다.

다음 절에서는 CI 구성요소들을 대상으로 시간공간 및 주파수 공간분석법을 이용하여 얻은 실증분석 결과를 살펴본다.

#### 4.4 추세제거필터와 경기변동

[그림3] 각종 추세제거 필터와 경기변동 성분의 스펙트럼



이 그림은 각종 추세제거 필터의 효과를 잘 나타내고 있다. 대수변환한 산업생산지수는 추세가 아주 강한 불안정적 시계열이다. 원계열의 스펙트럼이 그 옆에 나타나 있는데, 0 주파수에서 스펙트럼 밀도함수가 크게 솟아 있어서 장기적인 성분이 지배적임을 잘 보여주고 있다. 왼쪽 두 번째 그림은 시간추세를 제거한 것으로 시간추세로부터의 괴리를 보여주고 있다. 이 역시 0주파수에서 스펙트럼이 밀집되어 있어서 장기적인 성분의 영향이 강하게 남아있음을 보여주고 있다. 왼쪽의 세 번째 그림은 구간통과필터로부터 얻어진 경기변동성분을 보여준다. 이 결과는 모든 가능한 추세제거 방법 가운데에서 가장 평활화된 형태의 경기변동을 추출해 내는데, 그 이유는 높은 주파수 성분을 효과적으로 제

거할 수 있기 때문이다. 왼쪽의 네 번째 그림은 HP 필터로부터 얻어진 경기변동성분이다. 전체적인 변동행태는 BP의 결과와 비슷하나, 불규칙적인 변동성분이 많이 포함되어 있음을 알 수 있다. 그 옆의 스펙트럼 밀도를 보면 높은 주파수의 불규칙 성분들이 상당히 남아있음을 보여주고 있다. 마지막 그림은 1계 차분 필터로부터 얻어진 경기변동성분이다. 고려대상인 필터들 중에서 가장 변화가 심하며, 불규칙요인들이 상대적으로 크게 증폭되는 것은 필터 자체의 수리적 특성 (analytical property)에 기인한다.

[그림 4a] Power spectrum (원계열)



[그림 4a]는 동행지수 구성요소에 대한 스펙트럼을 나타낸 것이다. 모두들 강한 추세를 가진 불안정적 시계열이고, 시멘트소비량과 실질수출은 계절성분이 강한 것으로 나타났다. 그 외의 노동투입량, 생산지수, 가동률, 출하지수 등도 다소의 계절성분을 가지고 있음을 보여주고 있다.

[그림 4b]는 동행지수 구성요소들의 경기적 성분에 대한 스펙트럼이다. 계절조정이 잘못 되면 계절적 주파수에서 스펙트럼의 결핍현상 (seasonal dip) 이 발생하지만 우리의 경우에는 그렇지 않다. 앞의 그림과 비교해 볼 때, 계절성이 비교적 잘 제거된 것을 알 수 있다.

일반적으로 추세는 확정적 추세와 확률적 추세 두가지로 크게 구분할 수 있다. 만일 추세가 확정적이라면 시간추세 또는 HP filter 등을 이용하여 추세를 제거해야 할 것이며, 만일 추세가 확률적이라면 차분변환을 이용하여 추세를 제거해야 한다.

[그림 4b] Power spectrum (TC계열)



본 연구에서는 두 방법 모두를 이용하여 추세를 제거한 다음 추정된 power spectrum을 비교 분석해 보았다. 먼저 [그림 5a]에는 원계열이 확정적 추세를 가진다고 보고 HP filter를 이용하여 추세를 제거한 다음 power spectrum을 구하여 그래프로 나타낸 것이다. 가장 먼저 눈에 띄는 현상은 실질수입액(CRRIM)과 실질 수출액(CRREX)의 경우 0 빈도 부근에서 추세가 아직 존재한다는 사실이다. 이들의 경우에는 추세가 확정적인 과정을 따르지 않을 가능성이 있다. 그리고 대부분의 자료에서 예상한 바와 같이 강한 계절성과 불규칙성이 나타나고 있다. 불규칙적인 변동이 가장 뚜렷하게 나타나는 시계열은 전력사용량(CREPCM)과 실질수입액(CRREX)인 것으로 나타났다. 그리고 대부분의 시계열 자료에서 0.17, 0.33, 0.5, 그리고 0.67 빈도에서 power spectrum이 집중되는 경향이 현저하게 나타났다.

[그림 5a] Power spectrum (HP filtered 원계열)



[그림 5b] Power spectrum (HP filtered TC계열)



[그림 5b]에서는 계절 변동과 불규칙 변동을 제거한 시계열을 대상으로 HP filter를 적용하여 확정적 추세를 제거한 다음 power spectrum을 구한 것이다. 여기서 우리는 다음과 같은 몇 가지 특징적인 현상을 발견할 수 있다. 우선 국내시멘트소비량(CTDCC)의 경우를 제외한 전 시계열에서 장기적인 순환부분이 존재함을 알 수 있다. 즉, [0, 0.1]빈도 사이에 공통적으로 spike가 나타나서 약 3-5년을 주기로 하는 순환적 성분이 존재하고 있음을 보여주고 있다. 두 번째로 특징적인 현상은 대부분의 자료에 있어서 [0.9, 1.0]빈도구간에 power spectrum이 집중되어 불규칙한 요인이 여전히 존재하고 있음을 나타내고 있다. 이와 같은 발견으로부터 얻을 수 있는 현실적인 함의는 1 개월 또는 3 개월 이동평균을 이용하는 불규칙 변동 조정법이 불규칙변동을 제거하는데 충분하지 못함을 지적하고 있다는 것이다. 세 번째로 발견할 수 있는 사실은 [0.6, 0.7] 빈도 구간에서 공통적으로 나타나는 power의 결핍현상이다. 이와 같은 현상이 발생하는 이유에 대해서는 좀 더 연구가 필요하다고 본다.

[그림 6a] Power spectrum (log differenced 원계열)



경제시계열이 확률적 추세를 가지는 경우에는 시간추세를 제거할 수 없다. 확률적 추세의 경우에는 차분변환을 이용하여 추세를 제거한다. 경기종합지수 동행지수의 구성요인들이 확률적인 추세를 지닌다는 가정하에 대수변환후 1차 차분을 시켜 power spectrum을 계산하였다. 이렇게 계산된 시계열은 증가율의 의미를 가지며, 원계열로부터는 순환변동, 계절변동, 그리고 불규칙변동의 합을 얻을 수 있다. 그리고 계절변동과 불규칙 변동을 조정한 계열로부터는 순환변동만을 분리해 주는 장점을 가진다. [그림 6a]는 원계열을 log 차분변환한 다음 power spectrum을 계산한 것을 보여주고 있다. 예상한 대로 0 빈도에서는 power가 낮은 것으로 나타났고, 0.17, 0.33, 0.5, 0.67 등의 빈도에서는 power가 집중되는 경향을 보이고 있다. [그림 6b]는 계절성과 불규칙 변동을 조정한 시계열을 대상으로 log차분변환한 다음 power spectrum을 계산한 것을 그림으로 보여주고 있다. 이 그림은 우리에게 몇 가지의 시사점을 제공하고 있다. 첫째, 국내 시멘트소비량(CTDCC), 실질수출액(CTREX), 그리고 실질 수입액(CTREM)의 경우 0 빈도에서 상당한 power가 포착되고 있으며, 둘째, 전 시계열에서 공통적으로 [0.8, 1.0] 빈도 구간에서 power가 집중되는 경향을 보여주고 있으며, 셋째, 전 시계열에서 공통적으로 [0.6, 0.7] 빈도 구간에서는 반대로 power의 결핍경향이 존재한다는 점이다. 이중 [0.8, 1.0] 빈도구간에서의 power 집중경향은 불규칙변동이 상당 부분 잔존함을 시사하고 있으며, 세 번째의 [0.6,

0.7] 빈도구간의 power 결핍경향은 원계열에서는 나타나지 않았던 특이한 현상이라고 생각된다. 그러나 HP filter를 이용하여 추세를 제거한 후에 구해진 power spectrum을 보여주는 [그림 5b]에서도 동일한 현상이 나타났음을 상기할 때, 그 원인이 X-12 ARIMA를 적용한 데에 있을 가능성이 큰 것으로 보인다.

[그림 6b] Power spectrum (log differenced TC계열)



#### 4.5 선행종합지수 구성요소에 대한 검토

본 절에서는 선행종합지수의 구성요소인 입.이직자 비율(LRWAS), 중간재출하지수(LRPSIIG), 내구소비재출하지수(LRPSIDC), 건축허가면적(LRBCP), 건설용중간재 생산지수(LRIPICG), 기계수주액(LRMOR), 재고순환지표(LRRSIM), 총유동성(LRM3END), 수출신용장(L/C) 내도액(LRRLC), 수출용원자재수입액(LRIMRM)의 10가지 지표를 대상으로 계절성, 불규칙변동, 그리고 추세에 대한 분석을 시도하였다. 입.이직자비율과 재고순환지표는 비율로 측정되는 변수이며, 중간재출하지수, 수출신용장내도액과 수출용원자재수입액을 제외한 나머지 변수들은 전년동월비로 나타나 있다. 총유동성을 제외한 모든시계열이 계절성과 불규칙요인을 가지고 있는 것으로 나타났고, 입.이직자비율과 재고순환지표를 제외한 모든 시계열의 경우 강한 추세를 가지고 있으며, 건축허가면적, 기계수주, 수

출신용장내도액, 그리고 수출용원자재수입액에서는 구조변화의 가능성이 있는 것으로 나타났다.

계절변동과 불규칙변동이 조정된 시계열(TC계열)에 HP 필터를 적용한 경우의 스펙트럼을 살펴보면 내구소비재출하지수, 건축허가면적, 건설용중간재생산지수, 재고순환지표와 총유동성에는 상당한 크기의 불규칙성과 계절성이 남아있는 것으로 보이며, 경기종합지수 선행지수(CILEAD)의 변동 행태는 입이직자비율, 중간재출하지수, 기계수주액, 수출신용장내도액, 수출용원자재수입액에 의하여 주로 영향을 받는 것으로 나타났다. 그리고 4개의 시계열에서 0.67 빈도 부근에 power의 결핍현상이 나타난 것은 X-12 ARIMA와 3개월 이동평균을 취하는 과정에서 생겨난 자료의 왜곡일 가능성이 높은 것으로 보인다.

선행지수 구성요소들을 log 차분하여 power spectrum을 구한 결과로부터도 앞의 HP filter를 적용한 경우에서와 거의 유사한 결과를 얻었으므로 여기서는 자세한 논의를 생략한다.

## 5. 현행 지표의 개선방향

경기지표 개선에 관한 연구내용은 크게 다음의 다섯 분야로 정리할 수 있다. 경제시계열 분석 및 가공방법에 대한 재검토, 구성지표의 표준화 및 구간분리 방법, 진폭 및 추세의 조정, 구성지표간의 가중치 결정, 각종 지표의 산출 등이 그것이다. 이제 이들을 차례로 살펴보자.

### 5.1 경제시계열 분석 및 가공방법에 대한 재검토

모든 분석에 앞서서 개별 시계열의 통계적 특성을 살펴본다. 특히, 시계열의 안정성(stationarity), 구조변화(structural change), 특이항(outlier) 등에 대하여 체계적인 분석이 필수적이다. 단위근의 존재 여부, 비대칭성, 동행성, 지속성, 교차상관분석 등은 주로 이단계에서 이루어 진다. [표 1]에는 가장 보편적으로 쓰이고 있는 Augmented Dickey-Fuller 단위근 검정법과 Phillips-Perron 단위근 검정법을 선행, 동행, 후행 구성지표들에 적용한 결과가 정리되어 있다. ADF검정과 PP 검정에서의 귀무가설은 '시계열에 단위근이 존재한다' 또는 '시계열이 1차로 적분되어 있다'가 된다. ADF 검정법은 가장 흔히 쓰이는 방법이지만 추정방정식의 잔차가 이분산인 경우 검정력이 낮아진다는 문제가 있다. 그러나 PP 검정법은 잔차 이분산을 감안하여 검정통계량을 계산하는 방법이다.

가장 보편적으로 쓰이는 단위근 검정법은 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP (Phillips-Perron) 검정법이다. 이하에서는 이들을 자세히 살펴 보기로 한다.

#### A. ADF 검정법

이 방법을 이해하기 위하여 먼저 다음과 같은 AR(1) 과정을 살펴보자:

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

여기서  $\mu, \rho$ 는 파라메터이고  $\varepsilon_t$ 는 백색잡음이다. 만약  $|\rho| < 1$ 이면 이 시계열은 안정적(stationary) 시계열이다.  $\rho = 1$ 이면 불안정한 시계열이다. 즉 표류항을 가진 확률보행(random walk with drift)라고 한다. 시간의 경과와 더불어 분산이 무한히 커지게 되는 것이다. 만일  $|\rho| > 1$ 이면 이 시계열은 발산한다. 따라서 안정적 시계열 여부를 검정하는 것은 곧  $|\rho| < 1$ 을 검정하는 것과 동일하다. ADF 검정법과 PP 검정법 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 설정한다. 즉 귀무가설은  $H_0: \rho = 1$ 이고 대립가설은  $H_a: \rho < 1$ 이 되는 것이다. 실제의 검정은 앞의 식 양변에서  $y_{t-1}$ 을 뺀 다음의 식을 이용한다:

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

여기서  $\gamma = \rho - 1$ 이고, 귀무가설과 대립가설은 각각

$$H_0: \gamma = 0, H_a: \gamma < 0$$

로 나타난다. 그런데 귀무가설하에서  $\gamma$ 에 관한 t-통계량은 표준적인 t-분포를 따르지 않기 때문에 정해진 표본의 크기에 대하여 시뮬레이션을 통하여 얻어진 임계치를 이용하여 가설을 검정한다. Dickey-Fuller (1979)에 의하여 만들어진 임계치 표와 MacKinnon (1991)에 의하여 만들어진 임계치 표 두 가지가 있다. 또 MacKinnon의 임계치는 시뮬레이션 결과를 이용하여 반응표면을 추정하기 때문에 모든 표본크기에 대해서, 그리고 모든 독립변수의 개수에 대하여 적용이 가능하다. 이와 같이 MacKinnon의 임계치가 좀 더 포괄적이므로 이를 더 많이 이용한다.

앞에서 살펴본 단위근 검정법은 AR(1)인 경우에 대한 것이다. 만일 시계열이 높은 차수의 시차항과 상관되어 있다면 앞의 식에서 오차항이 백색잡음을 따른다는 가정은 충족되지 않는다. 이와 같은 고차(higher order)의 시차항과 상관관계를 갖는 문제를 해결하는 방법이 ADF검정법과 PP검정법이다. ADF 검정법은 고차항이 갖는 상관관계를 반영하기 위하여 시계열이 AR(p)과정을 따른다고 가정하고 검정방법을 수정한 것이다. 구체적으로 종속변수의 차분 변수를 오차항이 백색잡음이 될 때까지 설명변수로 추가하는 것이다.

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

이와 같이 수정된 모형을 이용하여

$$H_0: \gamma = 0, H_1: \gamma < 1$$

을 검정하는 것이다. Fuller는 이 식으로부터 얻은  $\gamma$ 에 관한 점근적 t-검정 통계량의 분포가 ADF 회귀방정식에 포함된 시차항의 개수와 무관하다는 것을 밝혔다. 더욱이 Said-Dickey (1984)는 시계열이 AR과정만을 따른다는 가정이 제한적이라는 지적에 대하여, 시계열에 MA항이 있는 경우에도 충분한 수의 차분된 종속변수의 시차항을 포함시킨다면 ADF검정법이 그대로 적용될 수 있음을 밝혔다.

ADF 검정법을 이용할 때의 어려움은 검정에 앞서 시차항의 개수를 먼저 결정해야 하는 것이다. 통상적으로는 잔차항이 백색잡음이 되도록 충분한 수의 시차항을 포함하는 것이 좋다. 두 번째로 상수항이나 추세항을 포함시키는 문제이다. 이와 같은 확정적 변수의 포함여부는 귀무가설에 대한 점근분포와 관계되어 있기 때문에 중요한 의미를 갖는다. 일반적인 원칙은 귀무가설과 대립가설 모두에서 타당해야 한다는 점이다 (Hamilton, 1994, p. 501). 대상 시계열이 어떤 형태이든지 추세를 가진다면 상수항과 추세항 모두를 포함하는 것이 좋다. 만일 시계열이 추세를 가지지 않고 평균이 0이 아닌 값을 가진다면 상수항만 포함하는 것이 좋다. 그리고 시계열이 0을 중심으로 변동한다면 상수항과 추세항 모두를 빼고 검정하면 된다.

## B. Phillips-Perron 검정법

Phillips and Perron (1988) 검정법은 높은 차수의 계열상관을 비모수적 (non-parametric) 방법으로 조정하는 방법을 이용한다. 이 검정법은 다음과 같은 AR(1) 모형을 이용한다:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ADF 검정법은 시차 차분항을 설명변수로 포함시켜 고차 계열상관을 조정하지만, PP 검정법은 AR(1) 회귀방정식에서 얻어진  $\gamma$ 항에 대한 t-통계량을 조정하여 잔차항의 계열상관을 교정한다. 이와 같은 계열상관의 교정은 0주파수에서의  $\varepsilon$ 의 스펙트럼 추정치를 이용하여 이루어지므로 비모수적인 방법에 근거한 것이며, 함수형태가 알려져 있지 않는 이분산과 계열상관에 대하여 robust하다는 특징이 있다. Newey-West에 의한 이분산 및 자기상관에 대하여 일치성을 갖는 추정치를 주로 쓰는데, 구체적인 식은 다음과 같다:

$$\omega^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j, \quad \gamma_j = \frac{1}{T} \sum_{t=j+1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-j}$$

여기서  $q$ 는 절단시차 (truncation lag) 수를 나타낸다. Phillips-Perron t-통계량은 다음과 같이 나타낼 수 있다:

$$t_{PP} = \frac{\gamma_0^{1/2} t_b}{\omega} - \frac{(\omega^2 - \gamma_0) T s_b}{2\omega \hat{\sigma}}$$

여기서  $t_b, s_b$ 는  $\beta$ 에 대한 t-통계량과 표준오차를 각각 나타내며,  $\hat{\sigma}$ 는 회귀의 표준오차이다.

PP의 t-통계량의 접근분포는 ADF의 t-통계량의 그것과 동일하므로 MacKinnon 임계치를 그대로 이용하면 된다. ADF 검정에서와 마찬가지로 추정방정식에 상수항 또는 추세항을 포함시키느냐를 결정해야 한다. 또 PP 검정에서는 New-West 수정형식을 이용하기 때문에 절단시차  $q$ 를 지정하여야 한다. 이  $q$  값은 식에 포함되는 계열상관의 차수를 결정하는 것인데, 주로

$$q = \text{floor} \left( 4 \left( \frac{T}{100} \right)^{2/9} \right)$$

와 같이 결정한다. 단 여기서, floor()는 괄호 안의 값을 넘지 않는 정수 (integer)를 의미한다. 이와 같이  $q$ 의 크기는 순전히 관찰치의 개수에 의존한다. 그러나 이 값은 고정된 것이 아니고 연구자에 따라 얼마든지 다른 값을 설정할 수 있다.

대수변환한 동행구성요소에 ADF검정을 실시한 결과, 추세 유무를 불문하고 실질수출액은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타난 반면, 다른 구성요소들은 모두 단위근을 갖는 것으로 나타났다. log-차분변환한 자료를 이용한 경우에는 모든 시계열이 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다. 따라서 ADF검정결과에 의하면 실질수출을 제외한 9개의 동행구성요소들은 모두 단위근을 갖는 불안정적 시계열, 즉 1차 적분된 시계열임을 알 수 있으며, 실질수출은 추세안정적인 시계열로 판단할 수 있다. 잔차의 이분산을 감안한 단위근 검정방법인 PP 방법으로부터 얻은 결과는 ADF의 경우보다 좀 더 복잡하다. 우선 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우에는 ADF의 경우와 동일하게 실질수출만 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다. 그러나 상수항만 포함하는 경우에는 ADF에서와는 달리, 노동투입량(1%), 산업생산지수(5%), 생산자출하지수(5%)도 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대하여 대체로 두 가지의 가능성이 있다. 첫 번째가능성은 잔차에 이분산이 존재하는 것이며, 두 번째 가능성은 ADF의 검정결과가 시차 수에 민감하다는 점이다. 적정 시차수가 얼마인가에 대해서는 아직까지도 정답이 없으며, Hendry의 general-to-specific, Akaike 정보기준, 베이지언 기준 등이 주로 이용되지만, 적용된 방법에 따라 결과가 다양하게 나타날 수 있다. 그러므로 동행지수 구성지표들에 있어서는 잔차 이분산을 감안하고 시차 수에도 비교적 덜 민감한 PP의 결과에 더 무게를 두고 해석하는 것이 좋다. 즉, 앞에서 언급한 4 변수가 모두 적어도 5% 유의수준에서는 단위근을 갖지 않는다고 판단하여야 한다.

<표 1> 단위근 검정: 동행지수 구성요소

| 변수명  | 수준/차분     | ADF<br>(None)  | ADF<br>(C only) | ADF<br>(C & T) | PP<br>(None)    | PP<br>(C only)  | PP<br>(C & T)  |
|------|-----------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|----------------|
| CO01 | log-level |                | -2.8522         | -0.8404        |                 | <b>-5.1593</b>  | -1.0168        |
| CO02 | log-level |                | -2.4820         | -1.9794        |                 | <u>-3.4453</u>  | -1.9693        |
| CO03 | log-level |                | -2.7095         | -3.1489        |                 | -2.7085         | -2.7471        |
| CO04 | log-level |                | -2.7306         | -2.2958        |                 | <u>-3.3768</u>  | -1.9837        |
| CO05 | log-level |                | -2.6062         | -1.5193        |                 | -2.9755         | -1.0385        |
| CO06 | log-level |                | -2.2580         | -2.8059        |                 | -0.0479         | -1.9473        |
| CO07 | log-level |                | -2.5600         | -0.9309        |                 | -2.2150         | -0.5087        |
| CO08 | log-level |                | -1.2552         | -2.2660        |                 | -2.0136         | -3.1916        |
| CO09 | log-level |                | <u>-3.0528</u>  | <b>-4.0690</b> |                 | <b>-4.0279</b>  | <b>-4.4827</b> |
| CO10 | log-level |                | -0.9310         | -2.7093        |                 | -1.1564         | -2.6887        |
| CO01 | log-diff. | <b>-5.5991</b> | <b>-6.6354</b>  |                | <b>-13.6795</b> | <b>-15.1828</b> |                |
| CO02 | log-diff. | <b>-3.9332</b> | <b>-6.0488</b>  |                | <b>-7.2553</b>  | <b>-9.9960</b>  |                |
| CO03 | log-diff. | <b>-7.3895</b> | <b>-7.4073</b>  |                | <b>-13.2614</b> | <b>-13.2624</b> |                |
| CO04 | log-diff. | <b>-4.1271</b> | <b>-6.3499</b>  |                | <b>-7.9772</b>  | <b>-10.8837</b> |                |
| CO05 | log-diff. | <b>-3.6246</b> | <b>-6.4304</b>  |                | <b>-11.6740</b> | <b>-15.6555</b> |                |
| CO06 | log-diff. | <b>-5.7280</b> | <b>-6.5914</b>  |                | <b>-8.3385</b>  | <b>-8.9190</b>  |                |
| CO07 | log-diff. | <b>-4.5945</b> | <b>-5.1213</b>  |                | <b>-9.3985</b>  | <b>-9.8718</b>  |                |
| CO08 | log-diff. | <b>-9.1139</b> | <b>-9.5884</b>  |                | <b>-11.5446</b> | <b>-11.6609</b> |                |
| CO09 | log-diff. | <b>-5.1973</b> | <b>-6.9905</b>  |                | <b>-11.7360</b> | <b>-13.6609</b> |                |
| CO10 | log-diff. | <b>-7.5672</b> | <b>-8.6606</b>  |                | <b>-13.3838</b> | <b>-13.9047</b> |                |

주: ADF는 Aumented Dickey-Fuller 검정이고, PP는 Phillips-Perron 검정이다. 괄호 안의 None은 상수항과 추세에 모두 포함되지 않은 식이고, C only는 상수항만 포함하는 식이며, C & T는 상수항과 추세를 모두 포함하는 식을 의미한다. 굵은 숫자는 1%, 밑줄 친 숫자는 5%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함을 뜻한다. General to specific 방식에 의하여 시차를 결정하고 단위근 검정을 수행한 결과는 부록에 수록되어 있다.

### C, KPSS 검정

좀 더 최근에는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 검정하는 경우 검정력이 높지 않다는 사실에 근거하여, 시계열이 추세 안정적이라는 귀무가설을 검정하는 방법이 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) 와 Schmidt-Phillips (1992)에 의하여 소개되었다. [표 4]에서는 KPSS 방식에 의한 검정결과를 보여주고 있다. eta(mu)는 ‘수준을 중심으로 안정적 (level stationary)인 시계열이다’ 라는 귀무가설을 검정하기 위한 검정

통계량이고,  $\eta(\tau)$ 는 ‘추세를 중심으로 안정적 (trend stationary)인 시계열이다’ 라는 귀무가설에 대한 검정통계량이다. 이에 의하면 동행 구성요소들은 모두 1% 유의수준에서 추세안정적인 과정을 따른다는 귀무가설이 기각되는 것으로 나타났다.

<표 4> KPSS 검정결과

|    | 동행 구성지표       |               | 선행 구성지표       |               | 후행 구성지표       |               |
|----|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
|    | $\eta(\mu)$   | $\eta(\tau)$  | $\eta(\mu)$   | $\eta(\tau)$  | $\eta(\mu)$   | $\eta(\tau)$  |
| 01 | <b>6.7116</b> | <b>1.7435</b> | <b>0.8657</b> | 0.0794        | <b>0.7478</b> | <b>0.7084</b> |
| 02 | <b>7.2388</b> | <b>1.4347</b> | <b>5.1236</b> | <u>0.1927</u> | <b>4.7323</b> | <b>1.2289</b> |
| 03 | <b>4.0362</b> | <b>0.5003</b> | <b>4.6499</b> | <b>1.0571</b> | <b>4.3976</b> | <b>0.9008</b> |
| 04 | <b>7.2658</b> | <b>1.3908</b> | <b>6.2636</b> | <b>0.5575</b> | <b>7.0172</b> | <b>0.2677</b> |
| 05 | <b>7.3517</b> | <b>1.1304</b> | <b>7.2456</b> | <b>1.1648</b> | <b>7.3925</b> | <b>1.1043</b> |
| 06 | <b>7.3693</b> | <b>0.8552</b> | <b>5.1096</b> | <b>0.6345</b> | <b>3.5591</b> | <b>0.2410</b> |
| 07 | <b>4.2266</b> | <b>1.2010</b> | 0.1228        | 0.1208        |               |               |
| 08 | <b>7.2779</b> | <b>0.4061</b> | <b>7.1037</b> | <b>0.7684</b> |               |               |
| 09 | <b>6.8486</b> | <b>0.9335</b> | <b>6.6671</b> | <b>0.8690</b> |               |               |
| 10 | <b>7.1147</b> | <b>0.3578</b> | <b>3.5859</b> | <u>0.2012</u> |               |               |

주:  $\eta(\mu)$ 는 ‘수준을 중심으로 안정적 (level stationary)인 시계열이다’ 라는 귀무가설을 검정하기 위한 검정통계량이고, 임계치는 각각 0.347 (10%), 0.463 (5%), 0.574 (2.5%), 및 0.739 (1%)이다. 그리고  $\eta(\tau)$ 는 ‘추세를 중심으로 안정적 (trend stationary)인 시계열이다’ 라는 귀무가설에 대한 검정통계량으로, 임계치는 각각 0.119 (10%), 0.146 (5%), 0.176 (2.5%), 및 0.216 (1%)이다. 대립가설은 ‘시계열이 차분안정적인 과정을 따른다’ 이다.

귀무가설이 ‘차분안정적인 과정’이든 ‘추세안정적인 과정’이든 불문하고 실질수출의 경우에만 항상 귀무가설이 기각되는 사실은 아주 특이하다. 그 이외의 9개 구성요소들은 ‘시계열이 추세안정적’이라는 귀무가설을 검정할 때에는 귀무가설이 기각되었으며, ‘시계열이 단위근을 갖는다’는 귀무가설을 검정할 때에는 귀무가설이 기각되지 않았으므로 단위근을 갖는 시계열로 판단하면 된다. 실질수출의 경우는 어떤 경우에 발생가능한지를 알아보기 위하여 단위근 검정에 관계된 또 다른 주제인 구조변화의 가능성을 살펴보자. 구체적으로 여기에서 사용하는 검정방법은 Perron (1997)에 의한 것으로, 변화시점이 알려져 있지 않은 하나의 구조전환점 전후로 상수항과 기울기가 모두 변화하였는가를 검정하는 방법을 우선 살펴보자.

#### D. 구조변화를 감안한 단위근 검정: Perron (1997)

구조변화를 감안한 단위근 검정은 Perron (1987)에 의하여 처음으로 도입되었다. 그에 의하면 추세에 한번의 변화를 허용하는 경우 많은 거시경제 시계열은 확정적 추세함수를 중심으로 안정적인 과정을 따르는 것을 발견하였다. Perron이 설정한 추세의 변화는 두 가지인데, 첫째는 절편(상수항)이 변화하는 경우이고, 둘째는 기울기가 변화하는 경우이

다. 1929년의 대공황기간에 바로 상수항이 변화하는 경우의 예이며 (“crash” 모형), 1973년부터 시작되는 성장률의 둔화가 바로 두 번째의 예 (slowdown in growth 모형)이다. 검정통계량은 표준적인 Dickey-Fuller 단위근 검정법에 이용되는 모형에 추가적으로 상수항과 기울기 더미를 포함하는 방법으로 계산되었으며, 구조변화의 시점이 사전적으로 알려져 있다는 가정하에서 점근분포이론 (asymptotic distribution theory)을 도출하였다.

이에 대하여 Christiano (1992)는 구조변화의 시점이 가정되지 않고 자료로부터 결정되어야 한다는 점을 지적하였다. 실제로 점근분포이론은 구조변화의 시점이 자료에 의하여 내생적으로 결정되는지, 아니면 외생적으로 결정되는지에 따라 크게 달라지기 때문에 구조변화의 시점이 내생적으로 결정되는 경우로의 확장이 필수적이다. Perron은 개별 시계열에 최대 한 번의 구조변화만을 허용하는 경우를 대상으로 구조변화의 시점을 내생화시키는 단위근 검정법을 제시하였다. 구조변화의 시점은 모든 가능한 후보시점에 대하여 단위근이 존재한다는 귀무가설을 검정하기 위한 t-통계량의 값이 가장 작은 곳이 된다. 또 추세함수의 변화에 대한 파라미터를 검정하는 t-값의 최소값을 기준으로 삼는 구조변화 시점도 고려하고 있다.

구조변화의 시점을 내생화하는 연구는 Zivot and Andrews (1992)에 의해서도 이루어진 바 있다. 그러나 이들의 방법은 자료의 처음과 끝 (가령 양끝의 15% 범위)에서는 구조변화를 포착하지 못한다는 문제가 있었던 반면, Perron의 새로운 방법은 이 문제를 극복하였다는 점에서 진일보한 모형이라고 할 수 있다.

## 모형과 검정통계량

이제  $T_B$ 가 추세함수에 변화가 발생하는 시점을 나타낸다고 하자. 첫 번째 모형은 귀무가설과 대립가설 모두에 있어서 절편항의 차이만 있는 모형이다. 이 모형은 다음의 회귀모형에서 가설  $\alpha=1$ 에 대한 t-검정을 이용하는 단위근 검정법이며, 흔히 “innovational outlier (IO) model” 이라고 부른다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

여기서  $DU_t = 1(t > T_B)$ 이고  $D(T_B)_t = 1(t = T_B + 1)$ 로 1(cdot)이 indicator function이다. 추정될 회귀방정식 ( )은 통상의 OLS로 추정할 수 있으며, ARMA 과정이 AR 과정에 의하여 잘 근사화 된다는 점에서 Dickey-Fuller (1979) 및 Said-Dickey (1984)와 맥락을 같이하고 있다. 두 번째 모형에서는  $T_B$ 시점에서 상수항의 변화외에도 기울기까지 같이 변화할 수 있다. 이에 대한 검정은 다음의 방정식에서 귀무가설  $\alpha=1$ 에 대한 t-검정을 이용하게 된다.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

여기서  $DT_t = 1(t > T_B)t$ 이다. 세 번째 모형에서는 구간에 따른 기울기의 변화를 허용하기는

하지만 구조변화의 시점에서는 추세함수의 값이 일치하여야 한다. 이 경우, 변화는 급격하게 발생하게 되고, Perron (1989)에서의 “additive outlier (AO) model”에 해당한다. 실제의 검정은 다음의 두 과정을 통하여 이루어진다. 첫단계로 다음과 같은 모형을 이용하여 추세를 제거한다:

$$y_t = \mu + \beta t + DT_{t'} + \tilde{y}_t$$

여기서  $DT_{t'} = 1(t > T_B)(t - T_B)$ 이다. 다음 단계로는 아래의 방정식에서 귀무가설  $\alpha=1$ 에 대한 t-검정을 수행한다.

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t$$

각 모형에서 얻어진 검정통계량은  $t_{\hat{\alpha}}(i, T_B, k)(i=1,2,3)$ 으로 표시하기로 하자. 여기서  $i(i=1,2,3)$ 는 모형을 나타내며,  $T_B$ 는 구조변화의 시점, 그리고  $k$ 는 시차항의 개수를 나타내는 파라미터이다. 이들 모형에서는  $T_B$ 와  $k$ 가 내생적으로 결정된다.

검정에 필요한 임계치는 1%, 2.5%, 5%, 그리고 10% 유의수준에 대해서 만들어져 있는데, 이들은 5000번의 시뮬레이션 결과로 얻어진 것이다 (Perron, 1997).

이 방법의 검정결과는[표 5]에 나타나 있다. 검정통계량은 -5.5143이고 5% 임계치는 -5.55( $T=100$ ) 과 -5.08( $T=\infty$ )로부터 실질수출의 경우 1971:12에서 구조변화가 있었을 가능성이 크다는 것을 알 수 있다. 노동투입량, 임직자 비율, 기계수주액들은 1% 유의수준에서 구조변화가 포착되고 있으며, 재고순환지표와 총유동성도 5% 유의수준에서 구조변화가 있는 것으로 나타나 있다.

<표 5> Perron의 구조변화에 대한 검정결과

|    | 동행 구성지표       |                | 선행 구성지표       |                | 후행 구성지표       |         |
|----|---------------|----------------|---------------|----------------|---------------|---------|
|    | 변화시점<br>(시차수) | 검정통계량          | 변화시점<br>(시차수) | 검정통계량          | 변화시점<br>(시차수) | 검정통계량   |
| 01 | 1985:11(11)   | <b>-2.8580</b> | 1997:09(12)   | <b>-7.4122</b> | 1997:09(10)   | -5.3993 |
| 02 | 1974:10( 9)   | -3.9747        | 1997:09( 9)   | -5.3395        | 1990:03(12)   | -4.0613 |
| 03 | 1997:09( 9)   | -4.8740        | 1985:12(12)   | -4.7940        | 1997:05( 6)   | -3.6932 |
| 04 | 1976:12(11)   | -4.0804        | 1989:01(12)   | -4.3591        | 1997:11(10)   | -4.5025 |
| 05 | 1972:09( 9)   | -4.1399        | 1994:01(12)   | -3.6634        | 1989:03( 5)   | -3.6810 |
| 06 | 1979:02( 7)   | -4.0199        | 1997:09( 2)   | <b>-6.6092</b> | 1981:10( 7)   | -4.0050 |
| 07 | 1989:06( 9)   | -3.8522        | 1979:01( 9)   | <u>-5.5733</u> |               |         |
| 08 | 1994:09(12)   | -3.4294        | 1997:10(12)   | <u>-2.7093</u> |               |         |
| 09 | 1971:12( 8)   | <u>-5.5143</u> | 1986:03(12)   | -5.0640        |               |         |
| 10 | 1997:10(12)   | -4.3948        | 1997:10( 2)   | -5.0223        |               |         |

주: 절편 및 기울기가 모두 달라지는 구조변화에 대한 검정통계량의 임계치는 각각 -6.21 (1%), -5.55 (5%), -5.25 (10%), -3.35 (90%), -3.13 (95%), 및 -2.63 (99%)이다.

우리나라에서는 산업생산지수 등 통계청에서 발표하는 일부 지표를 제외한 모든 경제지표, 예컨대, GDP, 수출입통계 등에 대하여 계절조정치가 공표되고 있지 않았으나, 최근에는 원계열과 계절조정치를 함께 발표하고 있다. 그러나 일부 지표들은 계절조정치를 발표하지 않고 있으므로 전년동기비를 이용하여 분석한다. 전년동기비는 12개월 이내의 주기를 가지는 요인이 모두 제거된 지표이므로 계절 및 불규칙 조정을 하지 않은 지표를 분석할 때 많이 쓰인다. 그러나 계절성이 안정적이지 않을 경우 조정효과가 불충분하며, 불규칙요인이 작은 지표에 대하여는 순환요인까지 잠식하며, 국면전환점을 이동시킨다는 문제가 있다. 이 중에서 국면이동을 일으키는 문제는 가장 심각한 것인데, 최악의 경우 전년동기비를 취한 이유 때문에 특정 구성지표가 선행성을 가지는 것으로 판단될 수 있다는 사실이다. 전년동기비로 인하여 발생하는 이와 같은 依似 (pseudo) 선행성은 사후적인 것으로 실제로 개별 시계열이 갖는 진정한 선행성과는 아무런 관계가 없다. 경기대응성 분석에서 선/후행관계를 파악하는 가장 좋은 방법은 적절하게 추세 및 불규칙 성분을 제거한 다음 얻어지는 순환적 성분만을 대상으로 시간공간상에서 교차상관분석을 수행하면 가장 안정적인 결과를 얻을 수 있을 것이다.

다음으로 동행종합지수 구성요소들을 대상으로 시계열적인 특징을 살펴보자. 각 필터를 적용하여 추세를 제거한 시계열을 대상으로 비대칭도, GDP에 대한 상대 표준편차(변동성), 그리고 GDP와의 상관계수(공행성)를 살펴보는 것이다.

먼저 필터를 거친 각 시계열의 표준편차를 살펴보면 모든 필터에 대하여 시멘트 소비량 (DCC)이 가장 큰 변동성을 보이고 있으며, 실질 수입액 (RIM)과 실질 수출액 (REX)이 그 다음으로 큰 변동성을 나타내고 있다. 한편 표준편차가 가장 작은 시계열은 필터의 종류에 따라 약간씩 다른 것으로 나타났다. 먼저 구간통과 필터를 이용한 경우에는 전력사용량 (EPCM)이 가장 작은 상대 표준편차를 가지며, 노동투입량(ALI)이 그 다음으로 작은 상대 표준편차를 보이고 있다.

Hordrick-Prescott 필터의 경우에는 노동투입량(ALI)이 가장 작은 상대 표준편차를 보이고, 전력사용량(EPCM)과 비내구소비재 출하지수(PSIND)가 그 다음으로 작은 상대 표준편차를 가지는 것으로 나타났다. 1계 차분변환 필터가 높은 주파수에서의 단기적인 변동을 증폭시킨다는 점을 감안할 때, 구간통과 필터와 Hodrick-Prescott 필터에서의 결과가 더 유용하다고 판단할 수 있다. 이들 두 필터를 이용한 결과에 의하면 시멘트 소비량, 실질 수출액, 그리고 실질 수입액은 가장 큰 상대 변동성을 보이고 있는 반면, 전력사용량, 노동투입량 등은 가장 작은 상대 변동성을 보이고 있는 것으로 나타났다.

다음으로 기준 시계열인 월별 GDP와의 상관계수를 살펴보면, 구간통과 필터와 Hodrick-Prescott 필터의 경우에 있어서 산업생산지수(IPI), 생산자 출하지수 (PSI), 도소매 판매액지수(WRPI), 그리고 비내구재출하지수(PSIND)가 비교적 큰 상관계수를 가지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 실질 수출(REX)은 모든 구성요소중에서 가장 낮은 상관계수를 보이고 있다.

<표 6> 동행지수 구성요소들의 시계열적 특성

|       | 비대칭도    |         |         | 상대표준편차 |        |         | GDP와의 상관계수 |        |        |
|-------|---------|---------|---------|--------|--------|---------|------------|--------|--------|
|       | BK      | HP      | FD      | BK     | HP     | FD      | BK         | HP     | FD     |
| gdp   | -0.1856 | 0.0209  | -0.4033 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000  | 1.0000     | 1.0000 | 1.0000 |
| coin  | 0.4030  | -0.0959 | -0.0959 | 1.8024 | 1.6352 | 1.0287  | 0.4293     | 0.4685 | 0.2857 |
| ali   | -0.2658 | -0.3988 | -0.3988 | 1.4598 | 1.4072 | 3.4664  | 0.3959     | 0.4010 | 0.0597 |
| ipi   | 0.1776  | -0.5790 | -0.5790 | 1.8440 | 1.7814 | 2.7527  | 0.6813     | 0.6849 | 0.2506 |
| orim  | -0.2073 | -0.2661 | -0.2661 | 1.7162 | 1.7228 | 3.4729  | 0.5766     | 0.5349 | 0.1322 |
| psi   | 0.1091  | -0.3614 | -0.3614 | 1.7394 | 1.7169 | 2.8579  | 0.6310     | 0.6300 | 0.2061 |
| epcm  | 0.1479  | 0.0927  | 0.0927  | 1.2337 | 1.4655 | 3.6863  | 0.4726     | 0.5125 | 0.0945 |
| wrpi  | -0.1250 | -0.5631 | -0.5631 | 2.2286 | 2.0662 | 2.5934  | 0.6082     | 0.6153 | 0.2135 |
| psind | -0.1211 | -0.5715 | -0.0530 | 2.0381 | 1.6257 | 2.8128  | 0.6792     | 0.5736 | 0.1537 |
| dcc   | 0.0949  | -0.3688 | -0.1876 | 4.8596 | 5.2943 | 12.4710 | 0.4390     | 0.4269 | 0.0238 |
| rex   | 0.3299  | -0.0100 | -0.3743 | 3.7133 | 3.4582 | 7.8129  | 0.2605     | 0.1880 | 0.0449 |
| rim   | 0.0100  | -0.2869 | 0.1263  | 3.8551 | 4.2246 | 10.4135 | 0.4236     | 0.4358 | 0.0469 |

다음으로 지속성을 살펴보자. 持續性 (persistence)이란 경제에 대한 외부교란의 효과가 장기에 걸쳐서 지속되는 정도를 의미하며, 본 연구에서는 Cochrane (1988)의 非母數의 방법에 의한 분산비율(variance ratio)을 이용하여 지속성을 측정해 보고자 한다. Cochrane의 분산비율은 다음과 같이 정의된다:

$$V_k = \frac{1}{k} \frac{Var(y_t - y_{t-k})}{Var(y_t - y_{t-1})}$$

$$= 1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \left( \frac{k-j}{k} \right) \rho_j \quad (1)$$

여기서  $\rho_j$ 는  $\Delta y_t$ 의  $j$ 번째 자기상관계수를 나타낸다.  $k$ 가 무한대(infinity)로 접근할 때  $V_k$ 의 극한값을 극한 분산비율  $V$ 라고 하면

$$V = \lim_{k \rightarrow \infty} V_k = 1 + 2 \sum_{j=0}^{\infty} \rho_j \quad (2)$$

가 된다. 어떤 시계열에서 확률보행을 따르는 성분이 크면 클수록 분산비율의 값이 커지므로  $V$ 는 경제에 있어서 외부충격의 장기적 지속성의 척도로 이용할 수 있다.

$\Delta y_t$ 의 분산을  $\sigma_{\Delta y}^2$ , 그리고 외부 충격을 의미하는  $\varepsilon_t$ 의 분산을  $\sigma_{\varepsilon}^2$ 로 나타내자. 이제  $R^2 = 1 - (\sigma_{\varepsilon}^2 / \sigma_{\Delta y}^2)$ 라고 정의하면, 지속성을 나타내는 충격반응계수  $A(1)$ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$A(1) = \sqrt{\frac{V}{1 - R^2}} \quad (3)$$

지속성의 정도를 정확하게 측정하기 위해서는 무한개의 자기상관계수가 필요하지만 현실적으로  $k$ 개의 자기상관계수만을 이용하여  $V_k$ 의 값을 구하게 된다.<sup>1)</sup>  $k$ 의 값이 작으면 지속성의 크기가 실제값 보다 높게 나타나는 경향이 있다. Cochrane (1988)은 낮은 차수의 ARMA모형을 이용하여 장기적 지속성을 추정한 Campbell and Mankiw (1987)의 연구에서 추정치가 과대평가되어 있음을 지적하고 있다.

[표 7]은  $k=20$ 에 대하여 분산비율과 지속성을 추정한 결과를 나타내고 있다. 노동투입량, 제조업가동률, 전력사용량, 시멘트소비량, 실질수출 및 실질수입 등의 분산비율 추정치는 5% 유의수준에서  $V=1$ 이라는 귀무가설을 기각하는 것으로 나타나 지속성이 크지 않다고 판단된다. 그 이외의 변수들은 모두 5% 유의수준에서 귀무가설  $V=1$ 을 기각할 수 없었으므로 이들 변수들은 외부충격의 장기적 지속성이 큰 것으로 판단 할 수 있다.

$A(1)$ 의 값 역시 지속성을 나타내는데, 앞에서 5% 유의수준에서  $V=1$ 의 귀무가설을 기각할 수 있었던 변수들은 모두 공통적으로 지속성의 척도인  $\$A(1)\$$ 의 값이 작게 나타났다. 특히 시멘트소비량과 실질수입은  $\$A(1)\$$ 의 크기가 0.40--0.46에 불과하여 외부의 충격의 영향이 장기간 계속되지 않음을 나타낸다.

<표 7> 장기적 지속성

|                  | 추정기간            | $V_k$  | A.s.d. | A(1)   |
|------------------|-----------------|--------|--------|--------|
| GDP              | 1971.02-1998.05 | 1.5482 | 0.4523 | 1.6896 |
| 노동투입량 (ali)      | 1971.02-1998.05 | 0.4175 | 0.1220 | 0.7664 |
| 산업생산 (ipi)       | 1971.02-1998.05 | 1.1980 | 0.3500 | 1.1313 |
| 제조업가동률 (orim)    | 1971.02-1998.05 | 0.3309 | 0.0967 | 0.6347 |
| 출하지수 (psi)       | 1971.02-1998.05 | 1.0179 | 0.2974 | 1.0436 |
| 전력사용량 (epcm)     | 1971.02-1998.05 | 0.3184 | 0.0930 | 0.6722 |
| 도소매판매 (wrpi)     | 1971.02-1998.05 | 1.1690 | 0.3416 | 1.0924 |
| 비내구소비재출하 (psind) | 1980.02-1998.05 | 0.8072 | 0.2880 | 0.9385 |
| 시멘트소비량 (dcc)     | 1971.02-1998.05 | 0.1480 | 0.0432 | 0.4030 |
| 실질수출 (rex)       | 1971.02-1998.05 | 0.4231 | 0.1236 | 0.7067 |
| 실질수입 (rim)       | 1971.02-1998.05 | 0.1600 | 0.0467 | 0.4612 |

주: 모든 변수들은 먼저 로그변환한 다음 분산비율  $V_k$  추정치를 계산하였다.  $V_k$  추정치는  $(1/k) \text{var}(y_t - y_{t-k}) / \text{var}(y_t - y_{t-1})$ 에 수정항  $T/(T-k)$ 를 곱하여 얻어진 값이며, A.s.d.는 점근적 표준오차를 나타낸다.  $V_k \sim AN(V, (4k/3T)V^2)$ .

### 그랜저 인과성 검정 (Granger Causality Tests)

Granger에 의하여 도입된 이 개념은 'x가 y를 인과하는가'에 대한 여부는 현재의 y가 과거의 y값들에 의하여 설명되고 남은 부분에 대하여 새롭게 추가된 x의 과거치들이 y를 잘 설명하는가를 살펴보는 방법이다. 결국 '어떤 변수 x가 다른 변수 y (가령, GDP)를 GC한다'는 표현의 의미는 x의 과거값들이 y의 변화를 잘 설명함을 뜻한다.

1)  $k$ 의 값이 작으면 지속성의 크기가 실제값 보다 높게 나타나는 경향이 있다. Cochrane (1988)은 낮은 차수의 ARMA모형을 이용하여 장기적 지속성을 추정한 Campbell and Mankiw (1987)의 연구에서 추정치가 과대평가되어 있음을 지적하고 있다.

y is said to be Granger-caused by x if x helps in the prediction of y, or equivalently, if the coefficients on the lagged x's are statistically significant.

그리고 x가 y를 Granger cause한다는 말은 y가 x의 결과로 발생한 것임을 의미하는 것은 아니다. 이러한 Granger causality는 회귀분석의 틀 안에서 다루어질 수 있다. Hamilton (1994). 다음과 같은 2변수 회귀방정식을 생각해 보자.

$$y_t = \sum_{i=1}^k \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_i x_{t-i} + u_t$$

$$x_t = \sum_{i=1}^k \gamma_i x_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i y_{t-i} + v_t$$

복합가설  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$  에 대한 F-통계량을 이용하여 Granger 인과성 여부를 판단한다. 만일 이 복합가설이 기각되면 주어진 유의수준에서 x는 y를 Granger cause 한다고 한다. 그런데 만일 x는 y를 GC하고 y는 x를 GC하지 않으면 한 방향으로만 인과성이 있다고 판단한다. 이 검정법을 현실에 적용할 때의 어려움은 검정결과가 포함된 시차의 수에 따라 다르게 나타난다는 것이다. 그리고 양방향으로 인과관계가 성립하는 것으로 나타나 해석상의 어려움이 생기기도 한다.

다음의 표는 경기종합지수 구성요소들과 기준 시계열인 월별 GDP의 Granger 인과성을 검정한 결과이다. 시차의 개수는 12로 설정하였다. 선행구성요소 중에서는 입이직자 비율, 중간재출하지수, 건설용중간재 생산지수, 총유동성, L/C내도액, 원재료수입액 등이 GDP로부터 영향을 받는 것으로 나타났다. 내구소비재출하지수와 기계수주액은 GDP와 서로 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 동행구성요소의 경우에는 노동투입량, 가동률, 전력사용량, 비내구소비재 출하, 시멘트소비량, 수출은 GDP로부터 영향을 받는 것으로 나타났으며, 산업생산지수, 출하지수, 도소매판매액, 그리고 수입은 GDP와 서로 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 후행종합지수 구성요소들은 모두 GDP와 서로 영향을 주고받는 것으로 나타난 점은 특기할 만하다. 끝으로 노동투입량을 계산할 때 필요한 근로시간과 근로자수는 모두 GDP에는 영향을 미치지 못하고 GDP로부터 영향을 받기만 하는 것으로 나타났다.

어떤 변수의 시차항들이 GDP에 유의적인 영향을 미치면 이들은 선행변수의 후보가 될 수 있다. 그러나 우리의 경우 양방향 인과성은 존재하는데, GDP를 그랜저 인과하는 변수는 없는 것으로 보인다. .

[표 8] 그랜저 인과성 검정 결과

| Null Hypothesis:   | Obs | F-Statistic                     | Probability                                    |
|--|-----|---------------------------------|--|
| WASSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause WASSA       | 357 | 1.29710790383<br>2.86798686967  | 0.218309273344<br><b>0.00088990567</b>         |
| PSIIGSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause PSIIGSA   | 249 | 1.25185007122<br>4.5827137745   | 0.249122285925<br><b>1.26329490e-06</b>        |
| PSICDSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause PSICDSA   | 249 | 2.57663057679<br>3.70491555347  | <b>0.00320662676</b><br><b>4.13159781e-05</b>  |
| IPICIMSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause IPICIMSA | 369 | 1.71305948884<br>7.8986445907   | 0.062435520487<br><b>4.74553452e-13</b>        |
| MORSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause MORSA       | 261 | 3.1075500009<br>3.64317511438   | <b>0.000412858937</b><br><b>5.01096819e-05</b> |
| SHINRSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause SHINRSA   | 357 | 0.928513130627<br>1.75405643262 | 0.51838311267<br>0.0547431458954               |
| M3ERSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause M3ERSA     | 345 | 1.35180382306<br>2.82040227837  | 0.18808638147<br><b>0.00109016758</b>          |
| LCSRSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause LCSRSA     | 357 | 1.38159476211<br>1.95162563535  | 0.172735552323<br><b>0.02799801775</b>         |
| IMRAWSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause IMRAWSA   | 177 | 1.07065525809<br>3.34862074719  | 0.3886966289<br><b>0.000241084548</b>          |
| ALISA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause ALISA       | 369 | 1.11251139124<br>3.95103017296  | 0.348548884724<br><b>1.00886951e-05</b>        |
| IPSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause IPSA         | 369 | 2.01222093648<br>8.530093217    | <u>0.02252629583</u><br><b>3.33867715e-14</b>  |
| ORIMSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause ORIMSA     | 357 | 1.17032276347<br>4.15745221662  | 0.303226264783<br><b>4.35930887e-06</b>        |
| PSISA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause PSISA       | 369 | 2.04103241547<br>8.45188662157  | <u>0.02033758317</u><br><b>4.63209137e-14</b>  |
| EPCSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause EPCSA       | 369 | 1.25593189097<br>9.3490712494   | 0.24345041997<br><b>1.10822565e-15</b>         |
| WRPISA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause WRPISA     | 369 | 3.4678908122<br>5.32406239468   | <b>7.62245329e-05</b><br><b>2.85705124e-08</b> |
| PSINDSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause PSINDSA   | 249 | 0.361010397374<br>3.65073293052 | 0.975424208089<br><b>5.1164019e-05</b>         |
| DCCSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause DCCSA       | 369 | 1.555434804<br>6.30715102708    | 0.10300799571<br><b>4.17569620e-10</b>         |
| EXPOSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause EXPOSA     | 357 | 1.11672797468<br>2.55057933733  | 0.345248311309<br><b>0.0030834761</b>          |
| IMPOSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause IMPOSA     | 357 | 4.36553075084<br>8.37280403147  | <b>1.80668507e-06</b><br><b>7.48999112e-14</b> |
| URNASA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause URNASA     | 213 | 1.87329231498<br>4.82100597744  | <b>0.0399429508</b><br><b>6.88880606e-07</b>   |
| LESA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause LESA         | 261 | 4.31676401198<br>7.13620216904  | <b>3.38314110e-06</b><br><b>4.44490581e-11</b> |
| CNEXSA does not Granger Cause GDPSA<br>GDPSA does not Granger Cause CNEXSA     | 225 | 1.86970059525<br>3.00834032761  | <b>0.039957827</b><br><b>0.0006742508</b>      |
| IMPMSA does not Granger Cause GDPSA  | 357 | 2.38154734246                   | <b>0.0058704891</b>                            |

|                                       |     |                |                       |
|---------------------------------------|-----|----------------|-----------------------|
| GDPSA does not Granger Cause IMPMSA   |     | 5.62596589409  | <b>8.34045514e-09</b> |
| PIISA does not Granger Cause GDPSA    | 369 | 2.11239674016  | 0.0157468372          |
| GDPSA does not Granger Cause PIISA    |     | 6.55567382385  | <b>1.43885539e-10</b> |
| YCBSA does not Granger Cause GDPSA    | 345 | 3.09115121745  | <b>0.000370331246</b> |
| GDPSA does not Granger Cause YCBSA    |     | 2.8335196646   | <b>0.001035162404</b> |
| WHOURSSA does not Granger Cause GDPSA | 369 | 1.36270205852  | 0.181973988803        |
| GDPSA does not Granger Cause WHOURSSA |     | 2.15491645558  | 0.01349739571         |
| WORKERSA does not Granger Cause GDPSA | 369 | 1.18525325681  | 0.291978005218        |
| GDPSA does not Granger Cause WORKERSA |     | 3.62442127034  | <b>3.97498251e-05</b> |
| CPSA does not Granger Cause GDPSA     | 369 | 3.40434731341  | <b>9.91519553e-05</b> |
| GDPSA does not Granger Cause CPSA     |     | 0.963411086298 | 0.483693572793        |
| IFCSA does not Granger Cause GDPSA    | 369 | 0.369004580925 | 0.973549537982        |
| GDPSA does not Granger Cause IFCSA    |     | 0.539936189843 | 0.888120057586        |
| IFMSA does not Granger Cause GDPSA    | 369 | 5.38906002002  | <b>2.16035957e-08</b> |
| GDPSA does not Granger Cause IFMSA    |     | 1.51810949305  | 0.115467033687        |
| IISA does not Granger Cause GDPSA     | 369 | 1.18142950617  | 0.294785193298        |
| GDPSA does not Granger Cause IISA     |     | 3.50047954031  | <b>6.6586812e-05</b>  |
| GDPIASA does not Granger Cause GDPSA  | 369 | 5.03281388775  | <b>9.98927993e-08</b> |
| GDPSA does not Granger Cause GDPIASA  |     | 0.999592004713 | 0.448814884783        |
| GDPIMSA does not Granger Cause GDPSA  | 369 | 1.33908789654  | 0.194385540448        |
| GDPSA does not Granger Cause GDPIMSA  |     | 0.514172334421 | 0.905459442652        |
| GDISA does not Granger Cause GDPSA    | 369 | 1.50537369048  | 0.12000462811         |
| GDPSA does not Granger Cause GDISA    |     | 3.07343736656  | <b>0.000384239887</b> |
| GNISA does not Granger Cause GDPSA    | 369 | 1.26935384208  | 0.234951695982        |
| GDPSA does not Granger Cause GNISA    |     | 2.8285919131   | <b>0.00102659553</b>  |
| PGDPSA does not Granger Cause GDPSA   | 369 | 1.67805989797  | 0.0699473090089       |
| GDPSA does not Granger Cause PGDPSA   |     | 4.4356642777   | <b>1.28894085e-06</b> |

주: 볼드체는 1%에서 귀무가설이 기각됨을 의미하고, 밑줄은 5%에서 기각됨을 의미한다.

## 공적분 검정 (Cointegration Theory)

많은 거시경제 시계열이 단위근을 갖는다는 사실이 알려지면서 불안정적 시계열에 대한 분석법이 개발되기 시작하였다. Engle and Granger (1987)은 불안정적인 두 시계열의 선형결합이 안정적인 과정을 따를 수도 있음을 보였다. 만일 불안정적인 두 변수의 선형결합이 안정적, 즉  $I(0)$ , 과정을 따른다면 이들은 공적분 (cointegrated) 되어 있다고 한다. 그리고 이 안정적인 선형결합을 공적분 방정식 (cointegration equation) 이라고 부르며, '두 변수들간에 존재하는 장기적인 균형관계'를 나타낸다는 경제학적 해석을 가진다. 예를 들어, 소비와 소득은 공적분 관계를 가지고 있음이 알려져 있다. 만일 그렇지 않다면 장기에 있어서 소비는 소득보다 너무 커지거나 아니면 너무 작아지게 될 것이기 때문이다. 이것은 소비자가 비합리적으로 지출을 많이 하거나 혹은 비합리적으로 많은 저축을 한다는 것을 의미한다.

벡터 오차수정 모형 (Vector Error Correction Model, VECM)은 모형을 설정할 때 공적분 관계를 반영하여 구한 제약된 (restricted) VAR 모형을 의미하며, 이는 공적분된 불안정적 시계열을 모형화하기 위하여 도입되었다. VEC 모형은 내생변수들 간에 존재하는 장기적인 관계를 반영하고 있는 반면, 다양한 형태의 단기 동태관계 (short-run dynamics)는 허용하고 있다. 공적분 항 (cointegration term)은 오차수정 항 (error

correction term) 이라고 부르기도 하는데 그 이유는 장기균형으로부터의 괴리가 단기 조정과정을 거치면서 점진적으로 수정되기 때문이다.

간단한 예로 공적분된 두 변수로 이루어진 다음과 같은 방정식 체계를 한번 살펴보자. 시차항을 포함하지 않는다고 가정하면 공적분 방정식은

$$y_{2t} = \beta y_{1t}$$

와 같고, 벡터 오차수정모형은

$$\Delta y_{1,t} = \gamma_1 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \gamma_2 (y_{2,t-1} - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}$$

과 같다. 이 모형은 설명변수가 오차수정항 하나뿐인 가장 단순한 형태이다. 장기 균형상태에서는 오차수정항의 값이 0이 된다. 그러나 만일  $y_{1,t}, y_{2,t}$ 가 지난 期에 장기균형으로부터 괴리되어 있었다면 오차수정항은 0이 아닌 값을 가질 것이고 각 변수는 장기 균형관계를 부분적으로 회복하기 위하여 조정해갈 것이다. 이런 의미에서  $\gamma_1, \gamma_2$ 는 조정속도를 나타내는 것으로 해석된다.

단순화를 위하여 시차내생변수를 포함시키지 않은 우리의 모형에서 두 내생변수  $y_{1,t}, y_{2,t}$ 는 평균이 0이 아닌 값을 가지지만 공적분 방정식은 절편항을 포함하지 않는다 (즉 평균값이 0이다). 그러나 실제의 분석에서는 오차수정 방정식에 차분변수의 시차항을 포함시키는 것이 일반적이다.

만일 두 내생변수  $y_{1,t}, y_{2,t}$ 가 추세를 가지지 않고 공적분 방정식에 상수항만 포함하고 있다면 VEC 모형은 다음과 같이 표현된다:

$$\Delta y_{1,t} = \gamma_1 (y_{2,t-1} - \mu - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \gamma_2 (y_{2,t-1} - \mu - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}$$

다른 경우로 두 내생변수에 추세항이 포함되어 있고 공적분관계식에는 상수항이 포함되는 경우의 VEC 모형은 다음과 같다:

$$\Delta y_{1,t} = \delta_1 + \gamma_1 (y_{2,t-1} - \mu - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{1,t}$$

$$\Delta y_{2,t} = \delta_2 + \gamma_2 (y_{2,t-1} - \mu - \beta y_{1,t-1}) + \varepsilon_{2,t}$$

이 이외에도 다양한 형태의 벡터 오차수정모형이 존재할 수 있으며, 이들에 대한 자세한 논의는 Davidson and MacKinnon (1993, pp. 715-730) 또는 Hamilton (1994, pp. 571-629)을 참고하면 된다.

공적분 검정 Johansen's Cointegration test

다음과 같은 차수가 p인 VAR (Vector AutoRegressive) 모델을 생각해 보자.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

여기서  $y_t$  는 k-벡터 비정상적인 (non-stationary), I(1) 변수이고,  $x_t$ 는 d 벡터 확정적 변수, 그리고 epsilon은 오차벡터이다. 이 모형은 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t$$

여기서

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

Granger 표현정리에 의하면 계수행렬( $\Pi$ )이 축약되어 있다면, 즉  $r < k$  이라면, 차원이 (k by r)이고 계수가 r인 행렬  $\alpha$ 와  $\beta$ 가 존재하는데  $\Pi = \alpha\beta'$ 이고  $\beta'y_t$ 는 안정성 (stationarity)을 충족한다. 여기서 r은 공적분관계의 수 (cointegration rank)이고 beta의 각 column은 공적분 벡터가 된다. alpha의 원소는 벡터 오차수정모형 (VECM)의 조정 파라미터 (adjustment parameter)가 된다. Johansen의 공적분 검정 방법은 제약이 없는 상태에서  $\Pi$  행렬을 추정하고,  $\Pi$ 의 축약계수 (reduced rank)가 내포하는 제약들을 기각할 수 있는지를 검정하는 것이다.

공적분관계의 수

내생변수의 개수가 k이고, 각각이 모두 하나의 단위근을 가지고 있다면 0에서 (k-1)까지의 선형독립적인 공적분 관계가 존재할 수 있다. 만일 공적분관계가 존재하지 않는다면 1계 차분된 자료들을 이용하여 (제약되지 않은) VAR 모형을 추정할 수 있다. 이 경우 k개의 개별적으로 적분된 자료들만 존재하기 때문에 시계열의 수준은 VAR 모형에 포함되지 않는 것이다.

공적분 개수를 검정하기 위한 통계량으로는 보통 우도비(likelihood ratio) 통계량을 이용한다.

$$Q_r = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i)$$

여기서  $r=1, 2, \dots, T-1$  이고  $\lambda_i$  는 i 번째로 큰 고유근을 나타낸다. 이 통계량은 대각합을 이용하여  $H_1(r)$  vs.  $H_1(k)$ 을 검정하므로 흔히 trace statistic 이라고 부른다.

공적분관계의 개수 r을 결정하기 위해서는 추세의 형태를 결정한 다음 r=0에서부터 r=k-1까지 순차적으로 기각할 수 없을 때까지 계속한다.

다음은 7변수들 간에 존재하는 공적분 관계식이다. (괄호 안은 표준오차를 의미한다). 이들 7변수는 각각 차분안정적인 과정을 따르지만 이들의 선형결합은 안정적이다, 이는 수많은 관계식중 하나이며, 많은 경우 경제학적 해석이 어렵다는 문제가 있다. 그러나 이

결과는 이들 변수간에 장기적 균형관계가 존재함을 의미하기 때문에 공적분 관계에 관한 정보는 차후 후보지표의 조합을 구성할 때 유용하게 활용될 수 있다.

1.00 GDP - 65.08 PSICD -0.2866 MOR -41.73 IP + 48.74 PSI -172.98 WRPI -0.38 IMPO  
 (13.39) (0.32) (45.38) (51.87) (11.99) (0.07)

이와 같은 방법으로 지표가 선정되면 다음단계로 구성지표의 표준화 단계로 진행한다.

## 5.2 구성지표의 표준화 및 구간분리 방법

표준화란 종합지수의 흐름이 상대적으로 진폭이 큰 몇몇 변수에 의하여 좌우되는 것을 방지하기 위하여 필요한 작업으로, 구성지표들의 평균을 산출하기 전에 진폭의 평균적인 크기를 같도록 만들어주는 작업을 의미한다.

표준화 방법에는 추세성분과 순환성분이 분리가능하다고 전제하는 방법과 분리불가능하다고 전제하는 방법의 두 가지가 있다. 전통적 견해는 시계열을 추세와 순환으로 분리하는 것이 불가능하다는 것으로, 많은 사람들이 수용할 수 있는 분리방법이 개발되어 있지 않으므로, 분리과정에서 시계열의 흐름이 왜곡될 수 있다는 이유에서 추세와 순환요인의 합에 대하여 구성지표 증감률의 절대치 평균이 모두 같도록 조정하는 방법이다. 분리불가능하다는 전제하에 표준화하는 방법은 우리나라, 개편이전의 미국 상무부(DOC), CIBCR 등에서 이용하는 방법이다.

추세와 순환성분이 분리가능하다는 전제에 기초한 표준화방법은 상승추세가 서로 다른 지표를 혼합되어 최종적인 결과가 왜곡되는 것을 방지하기 위하여 순환요인만을 추출하여 표준화작업에 이용하게 된다. 이 방법은 미국의 Conference Board, 일본, OECD, 영국, 호주, OECD 등에서 사용되고 있다.

현재 사용하고 있는 구성지표의 표준화 방법인 전구간 절대치의 평균에 의한 표준화 방식은 과거 제 1, 2차 석유파동, 외환위기 등으로 인하여 발생한 구조변화를 어떻게 처리할 것인가의 문제가 생긴다. 구조변화중 추세의 변화를 파악하는 방법으로는 Chow 검정 또는 Perron 단위근 검정, Zivot and Andrews (1992), Hamilton (1989)의 마코프 전환(Markov switching) 모형 등을 활용할 수 있을 것이다. 그리고 분산의 변화를 포착하기 위해서는 Engle (1974)의 조건부 이분산(autoregressive conditional hetero-skedasticity) 모형 또는 Hamilton (1989)의 마코프 전환모형을 이용할 수 있다. 이 중에서 시계열에 내재하는 구조변화의 시점을 내생적으로 찾아주는 방법으로는 Perron 방법과 Zivot and Andrews의 방법이 적절하다고 본다. 구성지표를 선정하는 단계에서 이들 방법을 활용하여 개별 지표들의 추세변화 시점을 잘 파악하고 있으면 종합지수로부터 최종적인 순환변동치를 추출하는 단계에서 최근 2-3개 국면상의 잠정추세를 결정하는데 유용하게 활용할 수 있을 것이다.

선진국의 경험을 조사해 본 결과, 특이항만 빈번하게 발생하지 않는다면 우리가 현재 사용하고 있는 전구간 절대치 평균 방법보다 표준편차 조정방식이 더 우수한 방법으로 판단되며, 이 방법은 어렵지 않게 우리가 적용가능 하다. 그리고 전체구간 (약 30년)을 순환주기 혹은 구조변화로 인한 기간구분을 감안하여 각 시계열의 표준화 증감률을 모색하여야할 필요가 있다. 이 부분은 김대호 (2001)에서 상당한 연구성과가 축적되어 있으므로 그 결과를 원용하면 될 것이다.

완벽한 추세-순환 분리방법이 아직 개발되어있지 않고, 또 국가마다 경기순환 주기 등의 패턴이 모두 다르기 때문에 순환요인을 분리하는 방법이나 표준화 방법이 모두 상이하다. 현재의 구상으로는 구성요소들의 순환부분만을 분리하여 진폭을 조정하는 방법을 염두에 두고 있으며, 순환성분을 추출하는 방법으로는 구간통과필터 (band-pass filter)를 주파수공간에서 적용하는 방법과, 시간공간에서 근사적 구간통과필터를 이용하는 방법의 두 가지가 가능하다. 주파수공간에서 순환성분을 계산하는 경우에는 추세제거가 필수적이기는 하지만, 매년 2월경 시계열 보정시에 한번씩만 전구간에 대하여 진폭을 계산하여 익년 2월까지 이용한다면 실무자들에게도 큰 부담이 되지는 않을 것이다. 이 방법의 장점은 시계열의 양 끝단에 결측항 (missing values)이 발생하지 않는다는 점이지만, 한편으로는 표준화인자가 조금씩 변화한다는 단점이 있다. 구조변화가 없다면 표준화인자가 급격하게 변화하지는 않을 것이다. 만일 최근 월의 경기국면에 관한 논의의 필요가 있을 때에는 다시 최근 월까지를 대상으로 진폭을 계산하여 분석하면 될 것이다.

근사적 구간통과 필터는 추세를 제거하지 않아도 적용가능하고 또 시간공간에서 이용가능한 방법이라는 점에서 대단히 매력적이다. 더우기 최근 3년을 제외하고는 표준화 인자의 변화가 거의 없다는 장점이 있으나, 시계열의 양 끝단에 3년씩의 결측항이 발생한다는 문제점이 있다. 경기동향을 분석할 때 최근 월의 값을 얻을 수 없다는 점이 실용성에서 치명적인 문제가 되었으나, 최근에 와서 Baxter-King (1998), Stock-Watson (2000) 등은 자료의 처음과 끝을 3년씩 보외하는 방식을 도입하여 이 문제를 해결하고 있다. 이와 같은 보외방법은 오래 전부터 X-11-ARIMA에서 이용되어 왔던 방법으로, X-11-ARIMA를 이용하는 많은 사람들은 아무런 문제제기를 하지 않고 이용하고 있다. 따라서 X-11-ARIMA로 계절조정된 자료에 대하여 거부감이 없는 이용자들은 시간공간에서의 근사적 구간통과 필터를 이용하여 분석하면 가장 무난할 것으로 보인다.

### 5.3 진폭 및 추세의 조정

종합지수의 추세와 진폭의 조정이란 선행, 동행, 후행지수의 추세와 진폭을 특정 목표지표와 동일하게 조정해 주는 것을 말한다. 조정이 필요한 이유는 목표지표의 움직임을 판단/예측, 국제비교, 선행/동행/후행지수의 상호비교를 위해서이며, 국가에 따라, 또 동일한 국가라고 하더라도 작성기관에 따라, 또 시기에 따라 조정방법에 차이가 있다. 그리고 경기지수가 무엇을 측정하는가에 따라 진폭 및 추세를 조정방법이 달라진다. 작성목적이 경기국면 및 전환점을 파악하는데 있다면 성장순환(Growth cycle)을 중심으로 분석하여야 하는 반면, 총체적인 경제활동 수준의 파악에 목적이 있다면 경기순환(Business

cycle)을 중심으로 진폭 및 추세를 조정하여야 한다. 예를 들어, 여러 국가에 관한 경기 지표를 작성하여 상호비교에 역점을 두는 CIBR, ECRI, 및 OECD에서는 해당 국가의 총체적 경제활동수준을 나타내는 대표적 지표인 GDP/산업생산을 목표지표로 삼고 있다.

미국은 추세조정을 하지 않고, 선행/후행지수의 진폭을 동행지수와 일치되게 하는 진폭 조정만 한다. 반면 일본은 선행/후행지수의 추세는 동행지수와 일치시키지만 진폭은 조정하지 않는다. 우리나라는 동행지수를 GDP 추세에 일치시키며, 진폭조정 또한 병행하고 있다.<sup>2)</sup>

OECD는 종합 순환변동치의 진폭과 추세를 각각 산업생산지수의 진폭과 추세에 맞춘다. CIBCR, ECRI의 경우에는 진폭은 GNP, 추세는 산업생산지수에 맞춘다. 영국과 호주는 구성지표의 순환변동치를 합성한 것이므로 별도로 추세나 진폭을 조정하지는 않고 있다.

이들 여러 가지 방법들 중에서 어떤 것이 우리에게 가장 적합한 것인가를 단정적으로 판단하기는 쉽지 않다. 그러나 GDP를 이용한 추세조정을 하면 변수들간의 공적분 관계(특히 GDP와 CI)에 인위적인 관계가 개입된다는 최근의 연구(Hamilton, 1999)를 염두에 둔다면 추세조정은 하지 않는 것이 좋을 것으로 본다. 그리고 추세조정을 하면 경기 전환점의 왜곡이 발생하는 외에도 recession과 slowdown의 구별이 어려워진다는 문제도 추세조정/진폭조정 방법을 선택할 때 참고할 필요가 있다. 이 경우 한가지 문제점은 새로 개편된 지수가 구계열보다 GDP의 움직임을 잘 못 따라잡는다는 비판을 받을 소지가 크다는 점이다.

그런데 우리나라의 현행 추세조정방법인 GDP의 전기간 월평균 증감률은 바람직한 방법이 아닌 것으로 판단된다. 그 이유는 우리나라 GDP에 내재한 구조변화가 반영되지 않는다는 점 때문이다. 우리나라의 경우 구조변화가 잘 포착되는 시점은 1979년 말과 1997년 말이 가장 대표적인 것으로 보인다. <표 5 참조> 만일 추세조정을 하기로 한다면 지금과 같은 전기간 평균증감률보다는 구조변화를 기준으로 하는 소구간별로 평균증감률을 조정하는 방안을 제안하고자 한다. 그 결과 새로운 종합지수는 GDP와 더 유사한 패턴을 가지는 것으로 나타날 것이다.

#### 5.4 구성지표간의 가중치 결정

처음 CI가 만들어졌을 당시에 사용되었던 소위 평점체계(scoring system)에 의한 가중치 설정방법이 객관성이 떨어진다는 이유로 폐지된 다음, 현재 명시적으로 가중치를 고려하고 있는 나라는 없는 것으로 알려져 있다. 현재 사용되는 방법은 구성요소 모두에 대하여 동일한 가중치를 주는 것이다. Zarnowitz는 선정된 각 부문별 지표들이 모두 중요하기 때문에 가중치가 필요하지 않다고 설명하고 있다.<sup>3)</sup> 그러나 동일 가중치 설정 방

2) 추세조정과 공적분 관계에 관한 최근의 논의는 Watson을 참조.

법은 중요하지 않은 변수에 대하여 오히려 더 큰 가중치를 부여하는 방법으로 역가중치를 설정한 것과 동일한 효과가 있으므로 이에 대한 개선이 시급하다 (남상호, 1999). 또 가중치를 제대로 설정하지 않는다는 것은 자료에 포함되어 있는 정보를 효율적으로 활용하지 못하고 있음을 의미하는 것이기도 하다 (Simone, 2001).

최근에 소개된 방법들로는 확률적으로 가중치가 결정되도록 하는 방법 (Stock and Watson, 1989), 주파수공간상에서 적정가중치를 결정하는 방법 (남상호, 1999), 그리고 주성분 분석을 이용하는 방법 (김대호, 2001)의 3가지가 대표적이다. 그러나 Stock-Watson의 방법은 모형내에서 내생적으로 가중치가 결정되기는 하지만 실험적 경기지수를 작성·발표하지 않는 우리나라에서는 이용이 불가능하며, 자료를 분석하는데 고도의 계량경제학적 지식을 요구한다는 문제가 있다. 주파수공간 접근법에 의한 가중치와 시간공간상의 주성분분석에 의한 가중치를 구한 결과는 다음의 [표 9]과 같다.

---

3) 그러나 필자는 이 견해에 동조하지 않는다. 예를 들어, 올림픽 게임을 한번 생각해 보자. 올림픽 게임에 출전한 선수들은 모두 자기 나라에서 해당 종목의 1인자들이므로 모두가 동일한 실력을 갖는다고 보아 메달을 참가선수의 수만큼 분할하여 나누지는 않고 있다. 실제의 올림픽 게임에서는 경기결과에 따라 금/은/동을 수여하고 있지 않은가?

[표 9] 구성요소에 대한 가중치

|      |       | 구간통과필터 | HP 필터  | 1계 차분<br>필터 | 주성분 분석 |
|------|-------|--------|--------|-------------|--------|
| co01 | 노동투입량 | 0.0699 | 0.0721 | 0.0833      | 0.0910 |
| co02 | 산업생산  | 0.1202 | 0.1251 | 0.1246      | 0.1401 |
| co03 | 가동률   | 0.1139 | 0.1064 | 0.0925      | 0.1296 |
| co04 | 생산자출하 | 0.1170 | 0.1245 | 0.1259      | 0.1440 |
| co05 | 전력사용량 | 0.1012 | 0.1111 | 0.1166      | 0.1119 |
| co06 | 도소매판매 | 0.1093 | 0.1190 | 0.1159      | 0.1024 |
| co07 | 내구재출하 | 0.1455 | 0.0935 | 0.1156      | 0.1126 |
| co08 | 시멘트소비 | 0.0985 | 0.1120 | 0.0906      | 0.0538 |
| co09 | 실질수출  | 0.0396 | 0.0346 | 0.0441      | 0.0471 |
| co10 | 실질수입  | 0.0879 | 0.0169 | 0.0909      | 0.0674 |

주: 주성분분석의 결과는 김대호 (2001)에서 인용.

[표 9]은 구성요소들이 주어진 것으로 가정하였을 때의 적정 가중치를 구해본 것이다. 현재 우리나라의 경기종합지수는 구성요소들을 단순평균하고 있어서 이는 사실상 모든 구성요소들에게 동일한 가중치를 부여하고 있는 셈이다. 이렇게 되면 경기변동과의 공동변화의 정도가 가장 약한 실질수출액에 상대적으로 가장 큰 가중치를 부여받게 된다. 따라서 경기변동 주기에 있어서의 응집도를 가중치로 삼는 것이 보다 합리적인 가중치의 산정방법일 것이다. 표에 제시된 가중치중에서 1계 차분변환을 거친 자료에서 얻어진 가중치보다는 구간통과 필터나 Hodrick--Prescott 필터에서 얻어진 가중치가 더 적절하다고 판단된다. 그 이유는 1계 차분변환 필터는 저주파수에서의 에너지를 대부분 제거하는 특성을 지니기 때문에 이로 인하여 가중치가 왜곡될 가능성이 있기 때문이다.

구간통과 필터로부터 계산된 가중치를 중심으로 살펴 보면, 현재 CI작성시에 사용하고 있는 동일 가중치 적용방식은 노동투입량과 실질수출액의 가중치가 상대적으로 높게 부여하고 있는 반면, 산업생산지수(IPI), 생산자출하지수(PSI), 도소매판매액(WRPI) 등은 상대적으로 낮은 가중치가 주어지고 있음을 알 수 있다. 과거에 객관성이 부족하다는 비판을 받아 폐지된 scoring system에 의한 가중치에 대한 개선방안으로 각국에서 도입한 동일가중치 방식도 사실은 역가중치를 주고 있음을 보여주고 있다.

마지막 칸에 있는 주성분분석에 의한 가중치는 김대호 (2001)에 의하여 계산된 것인데, 1980년 이후의 기간만을 대상으로 주성분 분석법을 이용하여 얻은 것이다. 여기서도 산업생산지수, 가동률, 생산자출하지수의 가중치는 지금보다 현저하게 큰 것으로 나타나서 우리의 결과와 상당히 유사한 결과를 보이고 있다.

## 5.5 각종 지표의 산출

현재 작성중인 2가지 이외의 보조지표의 개발 가능성을 강구해 볼 필요가 있다. 특히 앞

으로 개편될 종합지수는 경기순환 (business cycle), 성장순환 (growth cycle), 성장률순환 (growth rate cycle)을 모두 활용할 수 있도록 만들어져야 한다. 이를 위해서는 경기순환을 나타내는 종합지표를 먼저 작성/분석한 다음, 이로부터 성장률순환을 살펴보고 성장률순환을 살펴보면 된다. 그리고 경기순환에서 추세를 제거하여 성장순환을 분석하는 방법이 가장 무난할 것으로 판단된다.

## 5.6 비대칭형 필터

현재 동행구성요소들은 모두 3개월 이동평균, 선행은 총유동성을 제외하고 모두, 후행은 상용근로자와 제품재고를 제외하고는 모두 3개월 말항 이동평균한다. 현재 CI 작성시에 불규칙 조정을 위하여 사용중인 3개월 말항 이동평균 방식은 국면이동이 발생하는 원인이 되므로 개선책이 필요하다. 특히 구성지표들중에서 불규칙성분이 큰 일부 지표만 이동평균시키는 경우에는 문제가 더욱 심각해서 최종적으로 작성한 종합지수가 전환점을 잘 포착하지 못하게 되는 경우가 생기게 된다.

사실 3개월 말항 이동평균을 적용해 온 뒤에는 대칭형 이동평균을 이용할 때에는 최근월에서 결측항이 발생한다는 점 때문이었다. 최근월의 값을 구할 수 없다는 점은 속보성에 큰 비중을 두고 일하는 경기분석자들에게는 큰 문제가 됨은 당연하다. 이와 같은 실무적 한계로 인하여 우리나라는 그동안 3개월 말항 이동평균을 이용하여 왔다. 그러나 이와 관련된 또 다른 심각한 문제가 존재하는데, 그것은 3개월 이동평균으로 불규칙요인들이 완전히 제거되지 않는 경우가 있다는 것이다. 5개월 또는 7개월 말항이동평균을 이용하면 전환점의 왜곡이 매우 심각해지기 때문에 3개월 말항 이동평균을 이용할 수 밖에 없었고, 그러다 보니 불규칙 요인이 심한 시계열에서는 3개월 이동평균 후에도 불규칙요인이 남아있게 되었던 것이다.

이러한 문제점을 해결하는 방법의 한가지로 불규칙요인의 크기에 따라 적절한 개월 수의 중심화 이동평균을 적용하되, 결측항에 대해서는 비대칭형 이동평균 방식에 의한 필터 (surrogate filter) 가중치를 적용하는 방법을 대안으로 제시하고자 한다. Shiskin et al. (1967)에 의하여 제시된 3x1, 3x3, 3x5, 3x9 항 비대칭형 가중치를 차례로 살펴보자.

### (1) 3x1 항 비대칭 가중치

3x1 항 대칭형 가중치는

$$(1/3, 1/3, 1/3)$$

이다. 이에 해당하는 비대칭형 가중치는 다음의 표와 같다.

[표 7] 3x1 비대칭 가중치

|     | 가중치   |       |       |
|-----|-------|-------|-------|
|     | N-2   | N-1   | N     |
| N   | 0.000 | 0.390 | 0.610 |
| N-1 | 0.333 | 0.333 | 0.333 |

즉,

$$y_{N-1} = 0.333y_{N-2} + 0.333y_{N-1} + 0.333y_N$$

이 되고,

$$y_N = 0.39y_{N-1} + 0.610y_N$$

과 같이 구한다.

(2) 3x3 항 비대칭 가중치

3x3 항 대칭형 가중치는

$$(1/9, 2/9, 3/9, 2/9, 1/9)$$

와 같으며, 이에 대응하는 비대칭 가중치는 다음과 같다.

[표 8] 3x3 항 비대칭 가중치

|     | 가중치   |       |       |       |       |
|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | N-4   | N-3   | N-2   | N-1   | N     |
| N   | 0.000 | 0.000 | 0.185 | 0.407 | 0.407 |
| N-1 | 0.000 | 0.111 | 0.259 | 0.370 | 0.259 |
| N-2 | 0.111 | 0.222 | 0.333 | 0.222 | 0.111 |

(3) 3x5 항 비대칭 가중치

3x5 항 대칭형 가중치는 다음과 같다.

$$(1/15, 2/15, 3/15, 3/15, 3/15, 2/15, 1/15)$$

이 3x5 필터에 대응하는 비대칭 가중치는 다음과 같다.

[표 9] 3x5 항 비대칭 가중치

|     | 3x5 항 비대칭 가중치 |       |       |       |       |       |       |
|-----|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | N-6           | N-5   | N-4   | N-3   | N-2   | N-1   | N     |
| N   | 0.000         | 0.000 | 0.000 | 0.150 | 0.283 | 0.283 | 0.283 |
| N-1 | 0.000         | 0.000 | 0.067 | 0.183 | 0.250 | 0.250 | 0.250 |
| N-2 | 0.000         | 0.067 | 0.133 | 0.217 | 0.217 | 0.217 | 0.150 |
| N-3 | 0.067         | 0.133 | 0.200 | 0.200 | 0.200 | 0.133 | 0.067 |

(4) 3x9 항 비대칭 가중치

3x9 항 대칭형 가중치는

(1/27, 2/27, 3/27, 3/27, 3/27, 3/27, 3/27, 3/27, 3/27, 2/27, 1/27)

이고, 이에 대응하는 비대칭형 가중치는 다음과 같다.

[표 10] 3x9 항 비대칭 가중치

|     | 비대칭 가중치 |       |       |       |       |       |       |       |       |       |       |
|-----|---------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|     | N-10    | N-9   | N-8   | N-7   | N-6   | N-5   | N-4   | N-3   | N-2   | N-1   | N     |
| N   | 0.000   | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.050 | 0.112 | 0.173 | 0.197 | 0.222 | 0.246 |
| N-1 | 0.000   | 0.000 | 0.000 | 0.000 | 0.035 | 0.089 | 0.142 | 0.159 | 0.175 | 0.192 | 0.208 |
| N-2 | 0.000   | 0.000 | 0.000 | 0.031 | 0.077 | 0.124 | 0.134 | 0.144 | 0.154 | 0.163 | 0.173 |
| N-3 | 0.000   | 0.000 | 0.032 | 0.073 | 0.114 | 0.119 | 0.123 | 0.128 | 0.132 | 0.137 | 0.141 |
| N-4 | 0.000   | 0.035 | 0.073 | 0.112 | 0.113 | 0.114 | 0.115 | 0.117 | 0.118 | 0.119 | 0.084 |
| N-5 | 0.037   | 0.074 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.111 | 0.074 | 0.037 |

이들 비대칭 필터의 가장 큰 장점은 전환점의 이동이 적으며, 자료의 개정오차가 비교적 작다는 점을 들 수 있다. 따라서 이 방법은 우리의 연구목적에도 합당하고, 실무적 유용성도 클 것으로 생각된다.

6. 결론 및 앞으로의 과제

본 연구의 목적은 최근까지 개발된 이론을 기초로 제로 베이스에서 우리나라 경기종합지수의 작성방법을 재조명하고 개선방향을 제시하고자 하는데 있다. 이를 위하여 각 CI 작성단계별로 구성요소들의 시계열적인 특성을 시간공간 및 주파수 공간에서 분석하고 각 방법의 장/단점과 개선방향을 제시한다. 지금까지의 연구에 기초한 잠정적인 결과는 다음과 같다. 동행구성지표들은 단위근 과정을 따르는 불안정적 시계열 (non-stationary time-series) 이며, 이들을 증가율로 누적한 다음 표준화 과정을 거치는 현재의 작성방법은 불규칙성분 내지는 단기변동성분의 크기를 상대적으로 확대시키는 것으로 나타났다.

표준편차 vs. 절대편차의 평균중 어느 것을 표준화 인자로 사용하는가는 본질적인 차이가 있는 것 같지는 않으나, 외부로부터의 충격이 크지 않다면 세계적인 추세에 발 맞추어 표준편차방식의 도입이 무난할 것으로 보인다. GDP를 이용한 종합지수의 추세조정은 GDP와 CI의 공적분 관계에 영향을 미치게 되므로 바람직하지 않으며, 추세제거 또는 경기대응성의 분석에 있어서는 기존의 PAT 법과 더불어 시간공간에서 이용가능한 근사적 구간통과 필터의 유용성이 큰 것으로 판단된다. 지표를 작성할 때에는 성장순환이 아닌 고전적 순환 (classical cycle)을 기준으로 작성한 다음, 성장률순환 (growth rate cycle)과 성장순환(growth cycle)을 구하여 활용하는 것이 합리적이라고 판단된다.

그랜저 인과성 검정의 결과 우리의 1차적 검토대상 시계열에는 선행성을 가진 지표가 없는 것으로 판단된다. 그러나 외국의 경우에는 선행지표로 근로시간, 건축허가(민간주택), 주가, 장단기금리차(call 1일물 - 국채 3년물), 환율, NAPM지수, 구인배율, 유가 등을 주로 쓰고 있다. 이들중 근로시간은 우리의 경우 특별히 선행성을 가진다고 볼 수는 없었다. 우리나라도 향후의 연구에서 이들 지표외에도 건축설계면적 등은 후보로 검토해 볼 필요가 있을 것이다.

## 참고문헌

- 김기화 (2001), "재고투자와 경기순환: 특징적 현상 및 시사점," 한국은행 『경제분석』, 제 6권 1호, 2000.I, 92-132.
- 김신호 (1998), "경기종합지수 작성방법의 비교연구," 「1998년 추계 학술발표회 논문집」, 한국통계학회, pp.18-25.
- 남광희·표학길 (1997), "우리나라 경기변동의 국제적 연계성," 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 한국금융연구원, 1997, 1--24.
- 남상호 (1999), "스펙트럼(Spectrum) 분석법을 이용한 경기동행지수의 개선에 관한 연구," 1998 한국경제학회 정기학술대회 발표논문.
- 남상호, "추세제거방법 및 환율제도와 한국 경기변동의 정형화된 사실에 관한 연구," 한국경제연구, 2001.
- 남상호 (1999), "스펙트럼 분석법을 이용한 경기동행지수의 개선에 관한 연구," 한국경제학회 정기학술대회 발표논문, 1999.2.
- 백용기 (1993), "한국경기순환의 특징과 양태: 역사적 고찰," 『한국개발연구』, 제15권 제3호, 1993년 가을, 53-93.
- 양준모 (1999), "우리나라 경기변동의 양태에 관한 연구," 『경제학연구』, 제 47집 제1호, 1999, 3-23.
- 유진방 (1990), "실물적 경기이론으로 본 우리나라의 경기순환," 『금융경제연구』, 제 14호, 한국은행, 1990.
- 이궁희 (1998), "한국경제시계열의 계절조정방법: X-12 ARIMA법을 중심으로," 「경제분석」 제4권 제1호, 3.
- 이중식 (1996), "경기변동 요인분석," 한국은행 『경제분석』, 제 2권 3호, 1996, 1-29.
- 일본 통상산업대신관방 조사통계부(1995), 「지수의 작성과 이용: 산업생산지수를 중심으로」, 통계청 번역자료.
- 전백근·김대호 (1999), "지역경기종합지수 작성에 관한 연구," 「1999년도 한국응용경제학회 하계 정책세미나 발표논문집」 pp.46-71.
- 조하현 (1991), 「한국의 경기변동과 거시경제정책의 방향」, 대한상공회의소 한국경제연구센터 경제연구총서.
- 조하현 (1991), "균형경기변동모형과 한국의 경기변동 현상: Time-to-build Technology 모형," 『KCCI 경제전망』, 대한 상공회의소 경제연구센터, 1991.
- 조하현 (1991), "우리 나라의 경기변동현상의 특성과 연구과제: Hodrick-Prescott 필터에 의한 분석," 『경제학 연구』, 제 39집 제 2호, 한국경제학회, 1991.
- 조하현 (1990), "한·미·일 3국간의 경기변동 이전현상에 관한 연구," 『한국국제경제학회 발표논문집』, 1990, 565--583.

- 조하현 (1994), “우리 나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구,” 『금융연구』, 제 8권 1호, 1994.4, 123-141.
- 통계청 통계분석과 (1996), “추세치 산출방법(PAT법을 중심으로),” 「경기종합지수 업무편람」, pp.141-169.
- 통계청 (1995), 「계절조정방법에 관한 해설서(X11ARIMA /88을 중심으로)」
- 통계청 (1997), 「경기종합지수 개편보고서」.
- 통계청 (1999), 「경기종합지수」, 각월호.
- 한국은행, 『경제통계연보』, 각년도.
- 한국은행, 『국민계정』, 1994, 1997, 2000.
- 木村 武 (1996), “계절조정방법에 관하여,” 「일본은행 월보」, 5, 통계청 번역자료.
- Adrian Pagan (1997), “Towards an Understanding of Some Business Cycle Characteristics,” *The Australian Economic Review*, vol. 30. no. 1. 3, pp.1-15.
- Australian Bureau of Statistics (1999), “*Deseasonalisation of Time Series*,” 「계절조정  
에 관한 워크샵 참가결과 보고서」, 통계청, pp.29-159.
- Australian Bureau of Statistics (2001), *An Introductory Course on Time Series Analysis*, May.
- Banerji, Anirvan (1999), “The lead profile and other non-parameteric tools to evaluate series as leading indicators,” in *Use of Survey Data for Industry, Research and Economic Policy*, CIRET. 61-75.
- Banerji, Anirvan,
- Beckman, Barry A., “Reflections on BEA’s experience with leading economic indicators,” in *Business Cycle Indicators*, The Conference Board, Also in *Business Cycle Indicators Handbook*, The Conference Board, 2000.12, 101-103.
- Boschan, Charlotte and Anirvan Banerji (1990), “A Reassessment of Composite Indexes,” *Analyzing Modern Business Cycles, Essays Honoring Geoffrey H. Moore*, Edited by Philip A. Klein, M. E. Sharpe Inc. Armonk, New York.
- Briggs, Audra (1999), “Guidelines for the Presentation and Analysis of Time Series Data,” 「계절조정  
에 관한 워크샵 참가결과 보고서」, 통계청, pp.209-239.
- Castles, Ian (1993), *An Experimental Composite Leading Indicator of Australian Economic Activity* Australian Bureau of Statistics Catalogue No. 1347.
- Castles, Ian (1987), *A Guide to Smoothing Time Series—Estimates of “Trend”:* Australian Bureau of Statistics Catalogue No. 1316.0.
- Conference Board(1999), *Business Cycle Indicators*, various issues.
- Crosby, Mark and Glenn Otto (1995), “Real Business Cycle Models: An Introduction,”

- The Australian Economic Review*, 3rd Quarter, pp.55-70.
- Cullity, J. and A. Banerji (1996), *Procedures for Constructing Composite Index: A Re-assessment: Meeting on OECD Leading Indicators*, OECD, Paris.
- Dua, Pami, and Anirvan Banerji, "An index of coincident economic indicators for the Indian economy," *Journal of Quantitative Economics* 15, No. 2, July 1999, 117-201.
- FIBER (1999), *International Economic Indicators*, various issues.
- Ghysels, Eric, and Pierre Perron (1996), "The effect of linear filters on dynamic time series with structural change," *Journal of Econometrics* 70, 67-97.
- Gray, Alistar and Peter Thomson(1997), *Design of Moving-average Trend Filters Using Fidelity, Smoothness and Minimum Revisions Criteria*, Bureau of the Census Statistical Research Division Statistical Research Report Series No. RR96/01, Wellington, New Zealand.
- Hall, Thomas E. (1990), *Business cycle: The Nature and Causes of Economic Fluctuations*, Praeger, New York.
- Hildebrand, George (1992), *Business Cycle Indicators and Measures: A Complete Guide to Interpreting the Key Economic Indicators*, Probus Publishing Company, Chicago, Illinois.
- King, R. and S. Robelo (1993), "Low Frequency Filtering and Real Business Cycles," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 17, pp.207-231
- Klein, Philip A., "The leading indicators in historical perspective," in *Business Cycle Indicators*, Oct./Nov. 1999, Vol. 4, Nos. 11/12. Also in *Business Cycle Indicators Handbook*, The Conference Board, 2000.12, 95-100.
- Klein, Philip, "Assessing business cycle indicators: An end-of-century Perspective," *Business Cycle Indicators*, September 1999, Vol. 4, No. 9. Also in *Business Cycle Indicators Handbook*, The Conference Board, 2000.12, 104-117.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin (1992), "Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of unit root," *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- Maddala, G.S., and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- Marco, Bianchi, Martin Boyle and Deirdre Hollingsworth (1999), "A Comparison of Methods for Trend Estimation," *Applied Economics Letters* 6, pp.103-109.
- McGuckin, Robert H., Ataman Ozyildirim, and Victor Zarnowitz, "The composite index of leading economic indicators: How to make it more timely," The Conference Board, EPWP #00-01, November 2000.

- Moore, Brian and Central Statistical Office(1993), "Review of CSO Cyclical Indicators," *Economic Trends NO. 477*, 7, London, UK.
- OECD (1987), *OECD Leading Indicators and Business Cycles in Members Countries 1960-1985: Sources and Methods No 39*.
- OECD (1999), *Main Economic Indicators*, various issues.
- Perron, Pierre (1987), "The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis," *Econometrica* 57, 1361-1401.
- Perron, Pierre (1997), "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables," *Journal of Econometrics* 80, 355-385.
- Schmidt-Phillips (1992), "LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 257-287.
- Shiskin, J., A.H. Young, and J.C. Musgrave (1967), *The X11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program*, Technical paper 15, Bureau of the Census, US Department of Commerce, Washington, D.C.
- Simone, Alejandro (2001), *In Search of Coincident and Leading Indicators of Economic Activity in Argentina*, IMF Working Paper No. 2001-30.
- Statistics Canada (1998), *Statistics Canada Quality Guidelines, Third Edition*, Canada.
- The Conference Board, *Business Cycle Indicators Handbook*, 2000.12.
- Wallis, K.F. (1982), "Seasonal adjustment and revision of current data: Linear filters for the X11 method," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 145, 74-85.
- Zarnowitz, Victor (1992), *Business Cycle: Theory, History, Indicators and Forecasting*, The University of Chicago Press.
- Zarnowitz, Victor, *Business Cycles Observed and Assessed: Why and How They Matter*, NBER Working Paper #6230, Oct. 1997.
- Zarnowitz, Victor, *Theory and History behind Business Cycles: Are the 1990s the Onset of a Golden Age?*, NBER Working Paper #7010, March 1999.
- Zarnowitz, Victor, *What is a Business Cycle?*, NBER Working Paper #3863, Oct. 1991.

<표 3> 단위근 검정: 후행지수 구성요소 (homepage)

| 변수명  | 수준/차분     | ADF<br>(None)  | ADF<br>(C only) | ADF<br>(C & T) | PP<br>(None)    | PP<br>(C only)  | PP<br>(C & T) |
|------|-----------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|-----------------|---------------|
| LG01 | log-level |                | -2.0319         | -1.9674        |                 | -1.8631         | -1.7475       |
| LG02 | log-level |                | -2.0785         | -0.4958        |                 | -2.6069         | 0.2709        |
| LG03 | log-level |                | -1.4204         | -1.2765        |                 | -1.6524         | -0.8204       |
| LG04 | log-level |                | -1.8982         | -0.3604        |                 | -1.6101         | -0.0368       |
| LG05 | log-level |                | -1.6288         | -1.9167        |                 | -2.4694         | -1.5331       |
| LG06 | log-level |                | -1.4422         | -2.9595        |                 | -1.4233         | -2.6837       |
| LG01 | log-diff. | <b>-5.0082</b> | <b>-4.9996</b>  |                | <b>-4.9415</b>  | <b>-4.9343</b>  |               |
| LG02 | log-diff. | <b>-2.9989</b> | <b>-3.6229</b>  |                | <b>-14.0266</b> | <b>-15.0843</b> |               |
| LG03 | log-diff. | <b>-4.8175</b> | <b>-5.5269</b>  |                | <b>-8.5086</b>  | <b>-9.1102</b>  |               |
| LG04 | log-diff. | <b>-3.2660</b> | <u>-3.1804</u>  |                | <b>-18.9086</b> | <b>-18.8843</b> |               |
| LG05 | log-diff. | -4.5710        | -5.7425         |                | <b>-14.6335</b> | <b>-16.1117</b> |               |
| LG06 | log-diff. | <b>-7.8337</b> | <b>-7.8853</b>  |                | <b>-6.7375</b>  | <b>-6.7541</b>  |               |

주: 굵은 숫자는 1%, 밑줄 친 숫자는 5%에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함.

부록: 단위근 검정 (General to specific 방식)

가장 보편적으로 쓰이는 단위근 검정법은 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법과 PP (Phillips-Perron) 검정법이다. 적당히 큰 시차수에서부터 출발하여 마지막 항이 유의적일 때까지 시차를 줄여나가는 방식을 General to specific 모형추정방식이라고 한다.

ADF검정과 PP검정의 귀무가설은 '시계열에 단위근이 존재한다'이며, 동행, 선행, 후행 구성요소에 대하여 GTS방식으로 검정을 수행한 결과는 다음과 같다.

#### 가. 동행구성지표

대수변환한 원계열동행구성요소에 ADF검정을 실시한 결과, 추세유무를 불문하고 시멘트소비량은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 추세유무를 불문하고 산업생산지수, 제조업가동률지수, 생산자출하지수, 전력사용량(제조업), 도소매판매액지수, 비내구소비재출하지수, 수입액의 7개 지표는 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 상수항만을 포함하는 경우, 노동투입량(1%), 수출액(5%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그리고 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우, 수출액(5%)은 단위근이 존재하지 않으나 노동투입량은 단위근이 존재하는 것으로 나타났다.

대수변환한 원계열동행구성요소에 PP검정을 실시한 결과, 추세유무를 불문하고 제조업가동률지수는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 추세유무를 불문하고 산업생산지수, 생산자출하지수, 전력사용량(제조업), 비내구소비재출하지수는 단위근이 존재하는 것으로 나타났으며, 상수항만을 포함하는 경우, 노동투입량(5%), 시멘트소비량(5%), 수출액(5%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 도소매판매액지수, 수입액은 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우, 노동투입량은 단위근이 존재하는 것으로 도소매판매액(5%), 수입액(5%), 수출액(1%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타남을 알 수 있었다.

한편 log-차분한 동행구성요소는 ADF검정 및 PP검정시 모든 시계열이 단위근을 가지지 않는 것으로 나타났다.

[표 A1] 동행지수구성지표(원계열)

| bold: 1% 기각, under line: 5% 기각 |           |           | truncation lag:5 |    |                  |    |                  |    |                  |                  |                  |
|--------------------------------|-----------|-----------|------------------|----|------------------|----|------------------|----|------------------|------------------|------------------|
| 원계열                            | 변수명       | 수준/차수     | ADF (None)       | 차수 | ADF (C only)     | 차수 | ADF (C & T)      | 차수 | PP (None)        | PP (C only)      | PP (C & T)       |
| cc01                           | 노동투입량     | log-level |                  |    | <b>-3.81412</b>  | 3  | -1.00973         | 3  |                  | -3.08170         | -1.688876        |
| cc02                           | 산업생산지수    | log-level |                  |    | -2.867592        | 4  | -1.952299        | 4  |                  | -2.55652         | -2.481431        |
| cc03                           | 제조업가동률    | log-level |                  |    | -2.654607        | 4  | -3.057941        | 4  |                  | <b>-5.368687</b> | <b>-7.55615</b>  |
| cc04                           | 생산자출하     | log-level |                  |    | -2.796369        | 4  | -2.12368         | 4  |                  | -2.515216        | -2.843868        |
| cc05                           | 전력사용량(제조) | log-level |                  |    | -2.24217         | 3  | -1.740762        | 3  |                  | -1.962902        | -2.721191        |
| cc06                           | 도소매판매액    | log-level |                  |    | -0.193058        | 2  | -3.014052        | 2  |                  | -0.086021        | -3.782044        |
| cc07                           | 비내구소비재 출하 | log-level |                  |    | -2.09252         | 2  | -1.427276        | 2  |                  | -2.04714         | -2.053986        |
| cc08                           | 시멘트소비량    | log-level |                  |    | <b>-3.96377</b>  | 1  | <b>-11.96648</b> | 1  |                  | -3.390094        | <b>-9.06111</b>  |
| cc09                           | 수출액       | log-level |                  |    | -2.974521        | 2  | -3.42857         | 2  |                  | -3.16408         | <b>-4.01235</b>  |
| cc10                           | 수입액       | log-level |                  |    | -2.18691         | 2  | -2.520366        | 2  |                  | -2.512382        | -3.66201         |
| cc01                           | 노동투입량     | log-diff  | <b>-21.58973</b> | 1  | <b>-22.14653</b> | 1  | <b>-20.56276</b> | 2  | <b>-31.40729</b> | <b>-33.61051</b> | <b>-35.49948</b> |
| cc02                           | 산업생산지수    | log-diff  | <b>-17.42072</b> | 1  | <b>-16.27148</b> | 3  | <b>-16.58459</b> | 3  | <b>-24.9037</b>  | <b>-29.39112</b> | <b>-30.16415</b> |
| cc03                           | 제조업가동률    | log-diff  | <b>-17.41321</b> | 3  | <b>-17.40977</b> | 3  | <b>-17.41003</b> | 3  | <b>-33.33355</b> | <b>-33.35765</b> | <b>-33.41678</b> |
| cc04                           | 생산자출하     | log-diff  | <b>-19.28463</b> | 1  | <b>-17.26766</b> | 3  | <b>-17.55652</b> | 3  | <b>-25.97092</b> | <b>-31.00183</b> | <b>-31.81138</b> |
| cc05                           | 전력사용량(제조) | log-diff  | <b>-18.05867</b> | 1  | <b>-17.80953</b> | 2  | <b>-17.99757</b> | 2  | <b>-29.94304</b> | <b>-37.33109</b> | <b>-38.21463</b> |
| cc06                           | 도소매판매액    | log-diff  | <b>-16.61805</b> | 3  | <b>-17.56289</b> | 3  | <b>-17.56049</b> | 3  | <b>-26.72426</b> | <b>-28.53812</b> | <b>-28.49862</b> |
| cc07                           | 비내구소비재 출하 | log-diff  | <b>-18.84395</b> | 1  | <b>-19.09422</b> | 1  | <b>-19.21924</b> | 1  | <b>-27.06144</b> | <b>-28.12727</b> | <b>-28.79509</b> |
| cc08                           | 시멘트소비량    | log-diff  | <b>-16.58909</b> | 3  | <b>-16.61589</b> | 3  | <b>-16.59808</b> | 3  | <b>-18.73862</b> | <b>-18.73700</b> | <b>-18.69807</b> |
| cc09                           | 수출액       | log-diff  | <b>-21.58059</b> | 1  | <b>-14.42915</b> | 4  | <b>-14.99267</b> | 4  | <b>-34.08966</b> | <b>-37.97969</b> | <b>-39.58101</b> |
| cc10                           | 수입액       | log-diff  | <b>-20.13014</b> | 1  | <b>-27.60419</b> | 1  | <b>-20.88644</b> | 1  | <b>-30.35713</b> | <b>-32.41622</b> | <b>-32.78945</b> |

대수변환한 계절조정동행구성요소에 ADF검정을 실시한 결과,

- 상수항만을 포함하는 경우, 노동투입량은(1%), 산업생산지수(5%), 제조업가동률지수(5%), 생산자출하지수(5%), 제조업 전력사용량(5%), 수출액(5%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타남
- 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우, 수출액만 단위근이 존재하지 않고 나머지 9가지표는 단위근이 존재하는 것으로 나타남

대수변환한 계절조정동행구성요소에 PP검정을 실시한 결과

- 추세유무를 불문하고 전력사용량(제조업), 도소매판매액지수, 비내구소비재출하지수는 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 상수항만을 포함하는 경우 노동투입량(1%), 산업생산지수(5%), 제조업가동률지수(5%), 생산자출하지수(5%), 수출액(5%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 시멘트소비량과 수입액은 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 추세와 상수항을 포함하는 경우, 제조업가동률(5%), 시멘트소비량(1%), 수출액(5%), 수입액(1%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 노동투입량, 산업생산지수, 생산자출하지수는 단위근이 존재하는 것으로 나타남

log-차분한 원계열동행구성요소는 ADF검정 및 PP검정시 모든 시계열이 단위근을 가지지 않는 것으로 나타남

[표 A2] 동행지수구성지표(계절조정계열)

| SA계열 | 변수명       | 수준/차수     | ADF<br>(None)    | 차수 | ADF<br>(C only)  | 차수 | ADF<br>(C & T)   | 차수 | PP<br>(None)     | PP<br>(C only)   | PP<br>(C & T)   |
|------|-----------|-----------|------------------|----|------------------|----|------------------|----|------------------|------------------|-----------------|
| cc01 | 노동투입량     | log-level |                  |    | <b>-4.92230</b>  | 2  | -0.73989         | 2  |                  | <b>-4.32433</b>  | -1.005208       |
| cc02 | 산업생산지수    | log-level |                  |    | -3.38168         | 1  | -1.867557        | 1  |                  | -3.197923        | -1.918380       |
| cc03 | 제조업가동률    | log-level |                  |    | -2.939815        | 1  | -3.181391        | 1  |                  | -3.060371        | -3.906458       |
| cc04 | 생산자출하     | log-level |                  |    | -3.209671        | 1  | -1.90258         | 1  |                  | -3.215612        | -2.084754       |
| cc05 | 전력사용량(제조) | log-level |                  |    | -3.02732         | 2  | -1.337191        | 1  |                  | -2.60756         | -1.414377       |
| cc06 | 도소매판매액    | log-level |                  |    | -0.014604        | 1  | -1.971795        | 1  |                  | -0.079338        | -2.141988       |
| cc07 | 비내구소비재출하  | log-level |                  |    | -2.129539        | 1  | -0.666214        | 1  |                  | -2.298369        | -0.826064       |
| cc08 | 시멘트소비량    | log-level |                  |    | -1.35758         | 3  | -2.806326        | 3  |                  | -2.587779        | <b>-6.55778</b> |
| cc09 | 수출액       | log-level |                  |    | -3.383241        | 2  | <b>-4.22684</b>  | 2  |                  | -3.175571        | -3.863322       |
| cc10 | 수입액       | log-level |                  |    | -1.169215        | 2  | -2.896489        | 2  |                  | -1.516701        | <b>-5.29926</b> |
| cc01 | 노동투입량     | log-diff  | <b>-8.43555</b>  | 3  | <b>-19.96999</b> | 1  | <b>-21.23141</b> | 1  | <b>-29.8177</b>  | <b>-32.77433</b> |                 |
| cc02 | 산업생산지수    | log-diff  | <b>-7.96354</b>  | 2  | <b>-10.59993</b> | 2  | <b>-6.7441</b>   | 5  | <b>-21.38808</b> | <b>-24.42644</b> |                 |
| cc03 | 제조업가동률    | log-diff  | <b>-17.56700</b> | 1  | <b>-17.5614</b>  | 1  | <b>-17.57937</b> | 1  | <b>-29.96601</b> | <b>-29.99088</b> |                 |
| cc04 | 생산자출하     | log-diff  | <b>-8.303386</b> | 2  | <b>-6.530081</b> | 5  | <b>-6.978077</b> | 5  | <b>-22.44404</b> | <b>-25.89108</b> |                 |
| cc05 | 전력사용량(제조) | log-diff  | <b>-6.874303</b> | 3  | <b>-19.91172</b> | 1  | <b>-20.31827</b> | 1  | <b>-26.97794</b> | <b>-34.78197</b> |                 |
| cc06 | 도소매판매액    | log-diff  | <b>-12.70167</b> | 1  | <b>-13.41441</b> | 1  | <b>-5.685079</b> | 6  | <b>-20.77385</b> | <b>-21.51896</b> |                 |
| cc07 | 비내구소비재출하  | log-diff  | <b>-15.0985</b>  | 1  | <b>-15.70761</b> | 1  | <b>-16.11231</b> | 1  | <b>-23.6678</b>  | <b>-24.64021</b> |                 |
| cc08 | 시멘트소비량    | log-diff  | <b>-17.42603</b> | 2  | <b>-17.62558</b> | 2  | <b>-17.62786</b> | 2  | <b>-28.87057</b> | <b>-29.41573</b> |                 |
| cc09 | 수출액       | log-diff  | <b>-17.54271</b> | 1  | <b>-19.20924</b> | 1  | <b>-19.52134</b> | 1  | <b>-26.89415</b> | <b>-30.87896</b> |                 |
| cc10 | 수입액       | log-diff  | <b>-19.43125</b> | 1  | <b>-20.11192</b> | 1  | <b>-20.10986</b> | 1  | <b>-32.01672</b> | <b>-34.04319</b> |                 |

나. 선행구성지표

대수변환한 선행구성요소에 ADF검정을 실시한 결과

- 추세유무를 불문하고 입이직자비율은 단위근이 존재하지 않는 것으로, 내구소비재출하지수, (생산자제품재고지수), 수출용원자재수입액은 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 상수항만을 포함하는 경우, 건축허가면적(5%), 수출신용장내도액(5%)는 단위근이 존재하지 않는 것으로 중간재출하지수, 건설용중간재생산지수, 기계수주액은 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우, 중간재출하지수수출액(1%), 건축허가면적(1%), 건설용중간재생산(1%), 기계수주액(1%)은 단위근이 존재하지 않으나 총유동성, 수출신용장내도액은 단위근이 존재하는 것으로 나타남

대수변환한 선행구성요소에 PP검정을 실시한 결과

- 추세유무를 불문하고 입이직비율(제조업)은 단위근이 존재하지 않는 것으로, 내구소비재출하지수, (생산자제품재고지수)는 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 그외 상수항만을 포함하는 경우, 건축허가면적(5%), 총유동성(1%), 수출신용장내도액(5%)는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타났으며, 중간재출하지수, 건설용중간재생산지수, 기계수주액, 총유동성은 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우, 중간재출하지수(1%), 건축허가면적(1%), 건설용중간재생산지수(5%), 기계수주액(1%), 수출용원자재수입액(5%)은 단위근이 존재하지 않는 것으로, 총유동성, 수출신용장내도액은 단위근이 존재하는 것으로 나타남.

log-차분한 원계열동행구성요소는 ADF검정 및 PP검정시 모든 시계열이 단위근을 가지지 않는 것으로 나타남

[표A2] 선행지수구성지표

| bold: 1% 기각, under line: 5% 기각 |             | truncation lag:5 |                  |    |                  |    |                  |    |                  |                  |                  |
|--------------------------------|-------------|------------------|------------------|----|------------------|----|------------------|----|------------------|------------------|------------------|
| 원계열                            | 변수명         | 수준/차수            | ADF (None)       | 차수 | ADF (C only)     | 차수 | ADF (C & T)      | 차수 | PP (None)        | PP (C only)      | PP (C & T)       |
| II01                           | 임이직자비율(제조업) | log-level        |                  |    | <b>-5.89822</b>  | 1  | <b>-4.57536</b>  | 3  |                  | <b>-8.50883</b>  | <b>-8.98924</b>  |
| II02                           | 중간재 출하지수    | log-level        |                  |    | 0.118199         | 4  | <b>-4.700729</b> | 3  |                  | -0.179382        | <b>-8.63412</b>  |
| II03                           | 내구소비재 출하    | log-level        |                  |    | -1.612752        | 2  | -2.137028        | 3  |                  | -1.946607        | -2.661225        |
| II04                           | 건축허가면적      | log-level        |                  |    | <u>-2.900816</u> | 2  | <b>-5.1811</b>   | 3  |                  | <u>-3.29584</u>  | <b>-7.171902</b> |
| II05                           | 건설용중간재생산    | log-level        |                  |    | -1.755127        | 2  | <b>-5.445226</b> | 1  |                  | -2.172688        | <u>-3.979629</u> |
| II06                           | 기계수주액       | log-level        |                  |    | -1.105847        | 2  | <b>-4.1125</b>   | 2  |                  | -1.453724        | <b>-7.699436</b> |
| II07                           | (생산자제품재고지수) | log-level        |                  |    | -2.087583        | 5  | -1.551302        | 1  |                  | -2.366994        | -1.764696        |
| II08                           | 총유동성        | log-level        |                  |    | <b>-5.17153</b>  | 6  | 2.53292          | 5  |                  | <b>-7.09329</b>  | 2.626046         |
| II09                           | 수출신용장내도액    | log-level        |                  |    | <u>-3.406471</u> | 2  | -2.519903        | 2  |                  | <u>-3.017067</u> | -2.553183        |
| II10                           | 수출용원자재수입액   | log-level        |                  |    | -1.385637        | 2  | -2.500925        | 2  |                  | -1.741794        | <u>-3.727254</u> |
| II01                           | 임이직자비율(제조업) | log-diff         | <b>-16.04167</b> | 2  | <b>-16.01889</b> | 2  |                  |    | <b>-32.16141</b> | <b>-32.10800</b> |                  |
| II02                           | 중간재 출하지수    | log-diff         | <b>-13.01472</b> | 3  | <b>-15.07407</b> | 3  |                  |    | <b>-23.12959</b> | <b>-27.50398</b> |                  |
| II03                           | 내구소비재 출하    | log-diff         | <b>-12.14966</b> | 3  | <b>-12.85167</b> | 3  |                  |    | <b>-20.92888</b> | <b>-22.10329</b> |                  |
| II04                           | 건축허가면적      | log-diff         | <b>-15.29193</b> | 3  | <b>-15.29333</b> | 3  |                  |    | <b>-24.85999</b> | <b>-24.86416</b> |                  |
| II05                           | 건설용중간재생산    | log-diff         | <b>-16.56365</b> | 3  | <b>-16.93142</b> | 3  |                  |    | <b>-17.88466</b> | <b>-18.14528</b> |                  |
| II06                           | 기계수주액       | log-diff         | <b>-19.06585</b> | 1  | <b>-19.12261</b> | 1  |                  |    | <b>-26.6171</b>  | <b>-26.82347</b> |                  |
| II07                           | (생산자제품재고지수) | log-diff         | <b>-8.766892</b> | 2  | <b>-6.368015</b> | 5  |                  |    | <b>-18.39547</b> | <b>-19.55021</b> |                  |
| II08                           | 총유동성        | log-diff         | <b>-2.756749</b> | 2  | <b>-7.221887</b> | 2  |                  |    | <b>-6.503665</b> | <b>-16.15790</b> |                  |
| II09                           | 수출신용장내도액    | log-diff         | <b>-20.23248</b> | 1  | <b>-20.70861</b> | 1  |                  |    | <b>-28.66633</b> | <b>-30.05776</b> |                  |
| II10                           | 수출용원자재수입액   | log-diff         | <b>-13.91556</b> | 1  | <b>-14.33185</b> | 1  |                  |    | <b>-18.02721</b> | <b>-18.82646</b> |                  |

다. 후행구성지표 결과

대수변환한 후행구성요소에 ADF검정을 실시한 결과

- 추세유무를 불문하고 모든 구성지표에 단위근이 존재하는 것으로 나타남

대수변환한 원계열동행구성요소에 PP검정을 실시한 결과

- 추세유무를 불문하고 기계류수입액을 제외한 나머지 5개지표는 단위근이 존재하는 것으로 나타남
- 기계류수입액은 상수항만을 포함하는 경우에는 단위근이 존재하는 것으로 나타났으므로 추세와 상수항을 모두 포함하는 경우에는 단위근이 존재하지 않는 것으로 나타남

log-차분한 원계열동행구성요소는 ADF검정 및 PP검정시 모든 시계열이 단위근을 가지지 않는 것으로 나타남

[표 A3] 후행지수구성지표

| bold: 1% 기각, under line: 5% 기각 |             | truncation lag:5 |                  |    |                  |    |                |    |                  |                  |                  |
|--------------------------------|-------------|------------------|------------------|----|------------------|----|----------------|----|------------------|------------------|------------------|
| 원계열                            | 변수명         | 수준/차수            | ADF<br>(None)    | 차수 | ADF<br>(C only)  | 차수 | ADF<br>(C & T) | 차수 | PP<br>(None)     | PP<br>(C only)   | PP<br>(C & T)    |
| lg01                           | 비농가실업률      | log-level        |                  |    | -2.58624         | 2  | -2.53124       | 2  |                  | -2.54543         | -2.466971        |
| lg02                           | 상용근로자수(전산업) | log-level        |                  |    | -2.648244        | 1  | 0.57759        | 1  |                  | -2.594993        | 0.232943         |
| lg03                           | 도시가계소비지출    | log-level        |                  |    | -0.969417        | 2  | -1.789895      | 2  |                  | -0.92504         | -3.232456        |
| lg04                           | 기계류수입액      | log-level        |                  |    | -1.463968        | 2  | -2.8011        | 2  |                  | -1.82541         | <b>-4.701507</b> |
| lg05                           | 생산자제 품재 고지수 | log-level        |                  |    | -2.236546        | 1  | -1.668778      | 3  |                  | -2.392131        | -1.797292        |
| lg06                           | 회사채유통수익률    | log-level        |                  |    | -1.528986        | 1  | -2.8550        | 1  |                  | -1.47829         | -2.880666        |
| lg01                           | 비농가실업률      | log-diff         | <b>-11.01575</b> | 1  | <b>-10.99110</b> | 1  |                |    | <b>-8.493673</b> | <b>-8.47370</b>  |                  |
| lg02                           | 상용근로자수(전산업) | log-diff         | <b>-4.46343</b>  | 3  | <b>-8.006052</b> | 2  |                |    | <b>-14.53726</b> | <b>-15.44627</b> |                  |
| lg03                           | 도시가계소비지출    | log-diff         | <b>-15.91398</b> | 1  | <b>-16.60447</b> | 1  |                |    | <b>-22.74841</b> | <b>-24.66025</b> |                  |
| lg04                           | 기계류수입액      | log-diff         | <b>-15.28699</b> | 2  | <b>-15.79898</b> | 2  |                |    | <b>-33.89341</b> | <b>-35.7064</b>  |                  |
| lg05                           | 생산자제 품재 고지수 | log-diff         | <b>-12.2297</b>  | 1  | <b>-13.55923</b> | 1  |                |    | <b>-18.97232</b> | <b>-20.17653</b> |                  |
| lg06                           | 회사채유통수익률    | log-diff         | <b>-11.43989</b> | 1  | <b>-8.648927</b> | 2  |                |    | <b>-10.9911</b>  | <b>-14.44673</b> |                  |