

賃金上昇率과 인플레이션의 長期的 關係*

馬勝烈** · 朴尚範***

논문초록

본 연구에서는 임금상승률과 인플레이션을 간의 장기적 균형 관계를 파악하기 위해 공적분검정법과 스펙트럴분석법을 사용하여 분석하였다. 분석결과 양 시계열에는 공적분관계가 존재하며 공통되는 3년의 순환주기를 가지는 것으로 확인되었다. 그러나 3년의 순환주기 하에서 외환위기 이전의 시계열에서는 양 시계열의 관련성의 정도가 낮았으나 외환위기 이후의 시계열에서는 매우 높은 음(-)의 관련성을 보여주었다. 교차스펙트럴분석 결과 외환위기 이후 아들 시계열은 공통되는 3년의 주기 하에서 음(-)의 밀접한 관련성을 가지며 인플레이션의 움직임 이후 임금상승률이 약 1개월의 시차를 가지면서 후행하는 것으로 확인되었다.

핵심 주제어: 임금상승률, 인플레이션, 장기적 관계

경제학문현목록 주제분류: C4, E3

* 저자들은 논문의 개선을 위해 유익한 논평을 해 주신 익명의 두분 심사위원께 감사드립니다.

** 대구대학교 보험금융학과 겸임교수, e-mail: samhan12@hanmail.net

*** 동서대학교 e-비즈니스학부 금융보험전공 교수, e-mail: psb2214@dongseo.ac.kr

I. 서 론

인플레이션 과정을 논함에 있어서 명목임금의 상승이 물가를 상승시키는 것인지 아니면 반대로 물가의 상승에 의해 명목임금이 상승되는 것인지 여부를 구분하기는 매우 어려운 일이라 할 수 있다. 이들 양자간의 선행, 후행 관계에 대하여는 명목 임금 상승이 물가를 상승시키는 원인으로 작용한다는 임금상승 인플레이션모형 (wage-push model)과 함께 명목임금 상승은 일반물가수준이 상승한 이후 시차를 두고 반응하는 것으로 보는 초과수요 인플레이션모형 (demand-pull model)으로 대별하여 볼 수 있으며 이에 대한 실증결과도 다양하다 (McConnel and Brue (1995)). 본 연구에서는 임금과 인플레이션의 장기적 관계를 파악하고자 하며 방법론으로 기존의 시간영역 (time domain)의 분석법과 함께 빈도영역 (frequency domain)의 분석법을 도입하여 기술적 분석을 시도한다. 본 연구에서 사용하는 스펙트럴분석법은 변수간의 장기적 관련성을 찾는 연구에는 매우 유용하게 사용될 수 있는 분석법이다. 본 연구에서는 임금상승률 시계열과 인플레이션 시계열간에 장기적이고 규칙적인 공통의 순환주기가 존재한다는 사실을 스펙트럴분석법 (spectral analysis)을 통해 살펴보고, 또한 공통의 순환주기 하에서 일정한 시차 (lag)를 둔 양 시계열간에 선행, 후행의 관계가 존재함을 교차스펙트럴분석법 (cross spectral method)을 사용하여 확인하고자 한다.

본 연구에서는 먼저 각각 I(1) 과정으로 확인되는 명목임금의 변화율 시계열과 소비자물가지수의 변화율 시계열자료를 이용하여 이들 간의 장기적 균형관계 (공적분 관계)가 성립하는지 여부를 확인한다. 이후 빈도영역의 시계열분석법인 교차스펙트럴분석법 (cross spectral method)을 사용하여 임금상승률과 인플레이션 사이의 장기적 선행 또는 후행 관계에 대하여 분석한다. 이들 변수간의 관련성을 확인하기 위해 먼저 양 시계열에 공통의 순환주기 (cycle length)가 존재하는지 여부에 대하여 스펙트럴분석법 (spectral analysis)을 통해 순환성분 (cyclic component)을 확인해 보고 이들 공통의 순환주기 하에서 양 시계열간의 밀접한 선행 또는 후행 등 관련성을 찾아본다.

이러한 분석 및 논의와 더불어 급격한 경제상황의 변화 역시 명목임금, 인플레이션 그리고 양자간의 관계에 영향을 주는 하나의 요인으로 작용할 수 있다. 우리나라의 경우 경제적 관점에서 급격한 변화양상을 겪은 것은 1988년을 전후한 급격한

명목임금과 물가 상승 그리고 외환위기를 들 수 있다. 본 연구에서는 이러한 점을 감안하여 변화가 있었던 시점을 기준으로 각 시기별로 차이점을 분석하여 보았다. 명목임금과 인플레이션의 관계에 대한 논의는 경제의 효율성에 관한 문제로서 임금과 물가의 악순환형성 여부 그리고 임금상승이 생산비용 상승을 유발하여 전반적인 국가경쟁력 저하를 초래하는가 여부가 논의의 초점이 된다. 인플레이션이 심화될 경우 경제왜곡은 물론 적지 않은 사회적 비용이 소요되는 등 경제적 비효율성을 낳게된다. 많은 신홍공업국들과 마찬가지로 우리나라 역시 높은 임금상승률을 겪어 보았으며 이것이 생산비용 상승으로 이어져 국가경쟁력 약화를 가져왔는지 여부 역시 논란거리의 하나이다.

II. 임금 및 인플레이션에 관한 기존연구

임금과 인플레이션에 관한 기존의 연구는 이론적인 결론도출이 어렵기 때문에 주로 실증분석에 집중되어 왔으며 방법론적으로 대략 두 가지로 분류될 수 있다. 첫 번째 범주로는 수준변수 혹은 증가율변수로 회귀모형이나 시계열모형을 구성하고 이를 통하여 변수간의 관계를 설명하고 주관심사는 변수간의 인과관계의 방향 및 영향의 상대적 강도에 관한 것이다. 이계식 (1984), 전성인 (1991) 등의 연구가 이러한 범주에 속한다.

두 번째 범주로는 시계열의 불안정성을 고려한 것으로 주요 관심사는 인과관계의 특성에 관한 것이며 방법론으로 공적분-오차수정모형을 활용하고 있다.

Nelson-Plosser (1982)의 연구이후 대부분의 거시총변량들이 단위근을 갖고 있음이 밝혀진 후 우리나라에서도 전성인 (1992), 김치호 (1994), 조하현 (1994) 등의 연구에서 거시경제변수 시계열이 단위근을 갖고 있음이 보고되고 있다. 정용균 (1995)은 명목임금, 소비자물가, 생산성 및 실업률간에 공적분관계가 존재함을 보이고 있으며, 백용기 (1996)의 소비자물가와 단위노동비용 및 수입물가간에 존재하는 공적분 관계에 관한 연구가 있다. 김기화 (2000)는 공적분과 수정오차모형을 이용하여 임금과 물가간의 관계에 대하여 연구하고 있다. 연구결과에 따르면 노동비용과 물가간의 악순환현상은 단기간은 물론 장기에도 존재하지 않으며 두 변수간에 존재하는 장기적 관계는 물가충격이 노동비용에 미치는 일반적인 인관관계를 반영하는 것이며 노동비용은 장단기 물가변동의 인과변수가 되지 못하는 것으로 나타나

고 있다.

외국의 경우 임금과 인플레이션의 관계규명을 위한 연구결과는 두 변수간에 일방적 관계가 존재한다는 결과와 쌍방관계가 존재한다는 결과로 나누어볼 수 있다.¹⁾

본 연구의 목적은 임금과 인플레이션간의 실증분석에 있어 양 변수간에 인과관계를 좀 더 명확히 규명하고자 하는 것이다. 그리하여 본 연구에서는 분기별 데이터 대신에 월별데이터를 사용하였으며 제어변수 선정과 해석에 있어서의 논란을 피하기 위하여 양 변수간의 관계해석에 중점을 두고 있다.

분석대상 시계열의 장기적 순환주기와 이를 시계열에 내재하는 공통된 순환주기 간의 관련성을 기술적으로 분석하는 본 연구에서의 분석결과는 임금과 인플레이션의 관련성에 대하여 기존의 시간영역에서 이루어진 분석결과를 보완하여 장기간의 거시경제 정책(예측) 수립에 보다 많은 시사점을 제공해 주게될 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장 서론에 이어 제2장에서는 기존의 연구 개관, 제3장에서는 분석에 사용할 자료와 분석 방법을 설명하고 제4장에서는 실증분석 결과를 제시하고 해석하며 제5장에서 본 연구의 결론을 도출한다.

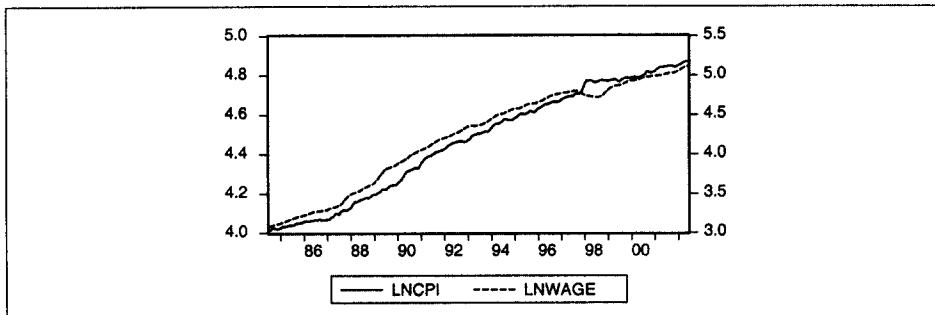
III. 자료 및 연구방법

1. 자료

본 연구에서는 1984. 07-2002. 06(18년) 동안의 월별 명목임금상승률(GROWTH) 자료 및 소비자물가상승률(INFL) 자료를 사용하여 분석한다. 명목임금상승률(GROWTH) 자료 및 소비자물가상승률(INFL) 자료는 각각 로그변환을 취한 평균명목임금지수와 소비자물가지수 시계열의 전년동월비(percent change from the same month of the previous year) 자료를 사용하여 분석한다. 각각의 시계열자료는 한국은행의 DB에서 구한 자료를 사용하였으며, 로그변환을 취한 명목임금지수와 소비자물가지수 시계열은 각각 다음과 같다²⁾.

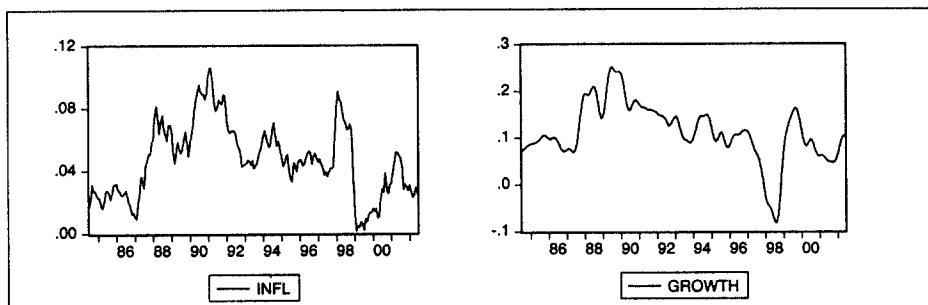
-
- 1) 일방적 인과관계로 나타난 연구는 Ghali (1999)를 들 수 있으며, 쌍방관계로 나타난 연구로는 Mehra (1977), Arora and Blackley (1996)를 들 수 있다.
 - 2) 명목임금지수 시계열은 원시계열에 내재되어 있는 계절성분과 불규칙성분을 X12-ARIMA방법에 의해 제거한 이후의 시계열 자료를 사용하였다.

〈그림 1〉 소비자물가지수와 명목임금지수 시계열



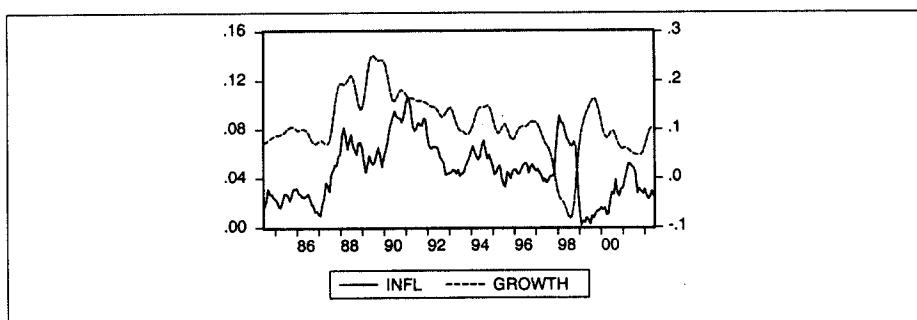
경기동향의 분석에 있어서 주로 원시계열의 전년 동기(월) 비 자료를 이용하여 분석하는데, 본 연구에서도 경기동향을 제대로 나타내기 위해 전년 동월비 시계열자료를 명목임금상승률(GROWTH) 및 소비자물가 상승률(INFL) 자료의 대용변수로 사용하여 분석한다.

〈그림 2〉소비자물가 상승률(INFL) 및 명목임금상승률(GROWTH)



이들 INFL과 GROWTH 시계열자료를 하나의 그림으로 나타내면 다음과 같다.

〈그림 3〉 소비자물가 상승률(INFL)과 명목임금상승률(GROWTH)의 관계



2. 분석방법

1) 공적분검정

오늘날 대부분의 경제변수들은 불안정 시계열인 것으로 확인되고 있다. 불안정한 경제변수들을 안정적 시계열로 만들기 위하여 필요한 차분횟수가 d 라고 할 때 원시 계열(x_t)은 d 차 적분된 시계열이라 부르며 $x_t \sim I(d)$ 라 표기한다.

공적분관계를 시계열분석 측면에서 정의해 보면, ($n \times 1$) 벡터인 x_t 의 각 구성 시계열이 $I(1)$ 과정이고 영(zero)이 아닌 ($n \times 1$) 벡터 a 가 존재하며 x_t 의 선형결합인 $Z_t = a' x_t$ 가 안정적일때(즉, $Z_t \sim I(0)$ 일 때) 벡터 x_t 는 공적분(cointegration)되었다고 말하고 이 경우 벡터 a 를 공적분벡터(cointegrating vector)라고 한다. 따라서 공적분이란 개별적으로는 불안정적인 변수들간의 선형결합이 안정적 상태임을 말하는 것이다.

본 연구에서는 임금시계열과 인플레이션 시계열의 움직임간에 장기적인 균형적 관계가 존재하는지 여부를 먼저 시간영역에서의 분석법인 공적분검정을 통해 파악 한다³⁾.

2) 스펙트럴분석(Spectral analysis)

분석대상 시계열의 순환주기(cycle length or period)가 잘 알려져 있는 경우 시계열의 순환성분(cyclic component)을 모형화 하기 위해서 조화분석(harmonic analysis)을 시행할 수 있다. 조화분석을 위한 일반식은 다음과 같이 표현된다.

$$x_t = \mu + R \cos(\omega t + \phi) + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, x_t = 시점 t 에서의 x 의 관찰값,

μ = 시계열의 평균값, R = 진폭(amplitude),

ϕ = 위상(phase): $t=0$ 에서 처음의 정점(peak)까지의 거리,

$\omega = 2\pi/\tau$ = 각빈도수(angular frequency),

τ = 순환주기(period or cycle length),

3) 공적분검정에 대한 상세한 내용은 Patterson (2000) 참조.

$$t = \text{관찰치} (t=0, 1, 2, \dots, N), \\ \varepsilon_t = \text{평균이 } 0, \text{ 분산이 } \sigma^2 \text{ 인 백색잡음.}$$

파라메터를 보다 더 용이하게 추정하기 위해 위 식을 사인(sin) 항과 코사인(cos) 항을 모두 포함하는 식으로 변환하면 다음과 같이 표현될 수 있게 된다.

$$\chi_t = \mu + A\cos(\omega t) + B\sin(\omega t) + \varepsilon_t \quad (2)$$

주기도분석(periodogram analysis)은 조화분석의 다수의 집합으로 이루어지는 분석방법이며, 스펙트럴분석(spectral analysis)은 평활(smoothing) 기법을 사용하여 주기도분석을 수정한 분석기법이다. 주기도분석과 스펙트럴분석을 이용하면 분석 대상 시계열자료에서 상대적으로 큰 분산(variance) 부분으로 설명되는 하나 또는 몇 개의 순환주기의 근사치를 식별(identify) 할 수 있게 된다. 주기도모형(periodogram model)은 시계열을 다음과 같이 $N/2$ 개 ($i=1, 2, 3, \dots, N/2$)의 주기 성분(periodic components)의 합으로 표현한다.

$$\chi_t = \mu + \sum_i (A_i \cos(\omega_i t) + B_i \sin(\omega_i t)) + \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서, $\cos(\omega_i t) =$ 모든시점 ($t=0, 1, 2, \dots$)에서 구한 각빈도수 ω_i 의 코사인함수,

ω_i 의 집합은 $i=1, 2, 3, \dots, N/2$ 에서 $2\pi i/N$ 으로 주어짐,

$N=$ 시계열의 관찰수 (N 이 짝수인 경우),

$\sin(\omega_i t) =$ 모든시점 ($t=0, 1, 2, \dots$)에서 구한 각빈도수 ω_i 의 사인함수.

이상의 주기도분석은 표본추출오류(sampling error)가 크다는 결함을 갖고 있다. 스펙트럴분석은 이러한 문제점을 완화시키기 위해 주기도분석을 수정한 분석기법으로 표본 스펙트럼을 평활하는 기법을 사용한다.

한편 두 시계열 간의 관계에 대한 정보를 얻기 위해서는 교차스펙트럴분석

(cross-spectral analysis) 을 시행할 수 있다⁴⁾. 교차스펙트럴분석을 통하여 우리는 각각의 $N/2$ 개의 빈도대 (frequency bands) 에서 분석대상 시계열 간의 관련성에 관한 정보를 얻을 수 있다. 특정 빈도대에 있어서의 양 시계열 간의 관련성의 정도는 제곱일관도 (the squared coherence: $s_{x,y}(w)^2$) 의 통계량 값으로 확인할 수 있으며, 양 시계열간의 위상 또는 시차관계 (the phase relationship or time lag) 는 위상 (phase: $\phi_{x,y}(w)$) 의 통계량 값으로 확인할 수 있다⁵⁾.

시차(lag) r 에서 x 와 y 시계열 간의 교차공분산(cross-covariance: $c_{x,y,r}$) 은 다음과 같이 표현될 수 있다. 여기서 x 와 y 시계열은 결합안정적(jointly weakly stationary) 시계열임이 전제된다.

$$c_{x,y,r} = \frac{1}{n} \sum x_t y_{t-r}, \quad |r| < n \quad (4)$$

이제 위의 교차공분산함수의 푸리에변환(Fourier transform) 을 통하여 우리는 다음과 같이 교차주기도(cross-periodogram: $I_{x,y}(w)$) 를 구할 수 있게된다.

$$I_{x,y}(w) = \frac{1}{2\pi} \sum_{r=-n}^{n} c_{x,y,r} e^{-irw} \quad (5)$$

위의 교차주기도를 평활화 하면 평활화 된 교차스펙트럼(cross-spectrum) 을 얻을 수 있게 되는데, 교차주기도와 교차스펙트럼을 구성하는 복소수(complex numbers) 는 각각의 빈도에서의 양 시계열 간의 일관도(coherence) 값과 위상(phase) 값을 계산하는데 사용되어진다. 시계열 x 와 y 의 개별적 평활 스펙트럼과 양 시계열의

4) 교차스펙트럴분석법에 대한 상세한 내용은 Koopmans(1995), Warner(1998), Bloomfield(2000) 등 참조.

5) 이변량 교차스펙트럼분석(cross-spectral analysis) 에서 제곱 일관도(coherency) 는 스펙트럼에서의 각각의 $N/2$ 개의 빈도 중 특정빈도에 있어서의 두 시계열간 분산의 공유된 정도(the percentage of shared variance) 를 나타내는데, 이는 마치 회귀분석에서의 R^2 값과 유사한 개념이다. 위상(phase) 은 주어진 빈도에 있어서 시계열 x 의 정점(peaks) 에 대한 시계열 y 의 정점 간의 타이밍(timing) 을 나타내는데, 마치 시간영역(time domain) 에서의 시차(time lag) 와 유사한 개념이다.

평활화 된 교차스펙트럼을 이용하면 우리는 각각의 빈도 w 에서의 양 시계열간의 일관도 (squared coherence: $s_{x,y}(w)^2$) 값을 다음과 같이 추정할 수 있게 된다.

$$s_{x,y}(w)^2 = \frac{g_{x,y}(w)^2}{g_{x,x}(w)g_{y,y}(w)} \quad (6)$$

여기서, $g_{x,y}(w)$ = 평활화된 교차스펙트럼,

$g_{x,x}(w)$ = 시계열 x 의 평활스펙트럼,

$g_{y,y}(w)$ = 시계열 y 의 평활스펙트럼.

교차스펙트럼의 위상 (phase: $\phi_{x,y}(w)$) 값은 다음과 같이 교차스펙트럼의 허수 (Im)와 실수 (Re) 부분⁶⁾을 사용하여 계산되어진다.

$$\phi_{x,y}(w) = \arctan \left[\frac{Img_{x,y}(w)}{Reg_{x,y}(w)} \right] \quad (7)$$

이제 스펙트럴분석 (spectral analysis)에 의해 분석대상의 양 시계열에서 찾아낸 공통된 주기에 대하여 각각의 시계열에 대한 조화분석을 시행한 후의 적합된 주기 (fitted cycle)의 그림을 동일 평면 위에서 확인하면 교차스펙트럴분석에서 얻은 양 시계열 간의 밀접한 관계를 시각적으로 명확히 파악할 수 있게 된다.

IV. 분석결과

1. 단위근검정

본 연구에서는 임금상승률 (GROWTH)과 물가상승률 (INFL) 시계열 간에 장기적 균형관계가 존재하는지 여부를 파악하기 위해 공적분검정을 시행하고자 한다.

공적분검정을 위해서는 먼저 분석대상의 양 시계열이 불안정한 시계열이고, 이를

6) 교차스펙트럼의 허수 (Im) 부분은 quadrature spectrum, 실수 (Re) 부분은 cospectrum이라 한다.

변수들을 안정적 시계열로 만들기 위하여 필요한 차분 횟수(d)가 동일한 시계열임이 전제되어야 한다.

각각의 시계열에 대한 단위근검정 결과는 다음과 같다.

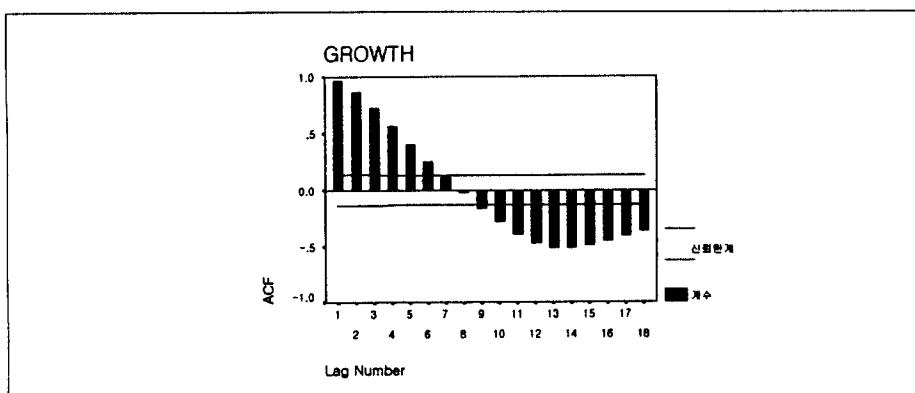
〈표 1〉 단위근검정결과(1984.07-2002.06)

변 수	ADF	PP	임계치
INFL	-2. 5217	-2. 4407	1%: -3. 4620, 5%: -2. 8750,
GROWTH	-3. 6304	-2. 2898	10%: -2. 5739

주) 절편만 있는 모형을 사용한 검정결과임.

위의 임금상승률(GROWTH)과 물가상승률(INFL) 시계열에 대한 단위근 검정결과 INFL 시계열의 경우 분석대상시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하므로 불안정 시계열로 확인되었다. 그러나 GROWTH 시계열의 경우 PP검정 결과와는 달리 ADF검정 결과는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하는 결과를 보여주고 있다. 따라서 GROWTH 시계열의 경우 자기상관함수(ACF: autocorrelation function)의 형태를 살펴보았는데 아래의 그림과 같이 불안정 시계열의 형태임을 확인시켜주고 있다⁷⁾.

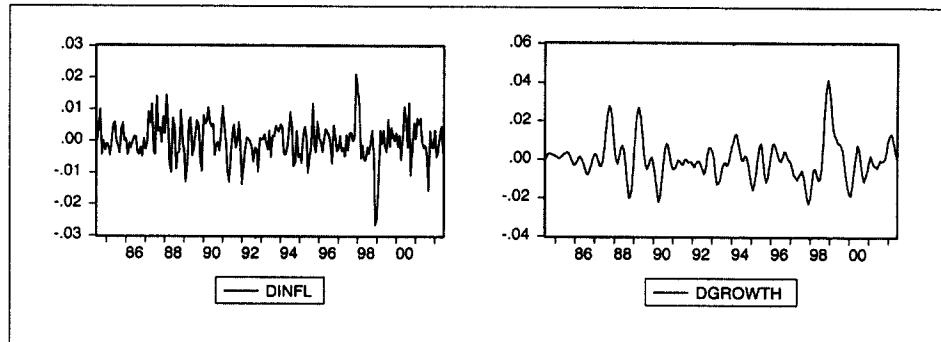
〈그림 4〉 GROWTH 시계열의 자기상관함수



7) GROWTH시계열의 경우 절편과 추세항을 모두 제외한 모형에 대한 검정 통계량은 각각 ADF통계량: -1. 4656, PP통계량: -1. 0073으로서 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 10%의 유의수준(-1. 6164)에서도 기각하지 못하여 해당 시계열이 불안정 시계열임을 확인시켜 주었다.

각각의 시계열에 대한 1차 차분된 시계열(DINFL 및 DGROWTH)은 다음과 같았다.

〈그림 5〉 1차차분된 인플레이션(DINFL) 및 임금상승률(DGROWTH)시계열



각각의 1차 차분된 시계열은 보다 안정적 시계열 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있는데 단위근의 존재여부를 구체적으로 확인하기 위해 이들 1차 차분된 시계열에 대하여 ADF검정 및 PP검정을 시행하였으며 그 결과는 다음과 같다.

〈표 2〉 1차 차분시계열의 단위근검정 결과(1984.07-2002.06)

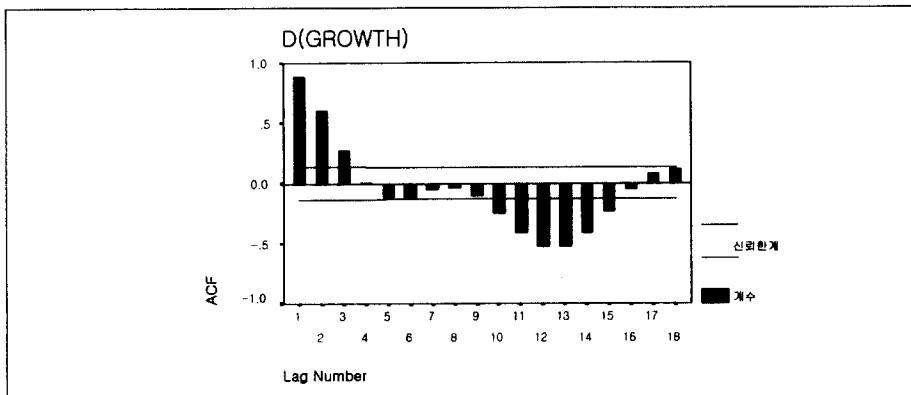
변수	ADF	PP	임계치
DINFL	-5.9163	-10.0667	1%: -3.4620, 5%: -2.8750,
DGROWTH	-3.8799	-4.8246	10%: -2.5739

주) 절편만 있는 모형을 사용한 검정결과임.

각각의 1차 차분된 시계열들은 ADF검정과 PP검정 모두 1% 유의수준에서 분석 대상 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하여 안정적 시계열로 확인되었다.

〈그림 4〉의 GROWTH원시계열의 자기상관함수의 형태와 비교를 위해 1차 차분된 GROWTH시계열의 자기상관함수 형태를 확인하였는데 보다 안정적 시계열 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있다.

〈그림 6〉 DGROWTH시계열의 자기상관함수



따라서 임금상승률(GROWTH)과 물가상승률(INFL) 시계열은 모두 차분회수 $d=1$ 인 I(1) 과정의 시계열로 결론지을 수 있고, 이제 공적분검정을 통해 양 시계열간의 장기적 균형관계를 분석할 수 있게 되었다.

2. 공적분검정

본 연구에서는 1984. 07 ~ 2002. 06 (18년) 간의 한국의 임금상승률(GROWTH)과 물가상승률(INFL) 시계열자료를 이용하여 이들 변수간에 공적분관계가 존재하는지 여부를 검정하였다.

공적분검정에 사용될 변수의 시차(lag)를 정하기 위해 먼저 차분하지 않은 원시 계열들을 사용하여 VAR(p) 모형을 추정하였으며 AIC(Akaike Information Criterion) 와 SIC(Schwartz Information Criterion) 값을 가장 작게 해주는 시차(lag)는 각각 다음과 같이 확인되었다.

〈표 3〉 시차(lag): p 의 선택

AIC통계량	VAR(p)	SIC통계량	VAR(p)
-17.1694	$p=8$	-16.8285	$p=4$

위의 추정 결과 AIC기준에 의하면 시차(lag): $p=8$ (차분변수의 경우 $p=7$) 및

SIC기준으로는 시차(lag) : $p=4$ (차분변수의 경우 $p=3$)이 선택될 수 있다. 본 연구에서는 SIC기준을 적용하여 분석에 사용하였다.

앞의 〈그림2〉에서 보듯이 임금상승률(GROWTH) 시계열과 물가상승률(INFL)의 시계열은 시계열들의 형태가 선형 추세(linear trends)를 띠고 있지는 않음을 확인할 수 있다. 따라서 이들 시계열 추이의 형태에 근거하여 본 연구에서는 공적분관계에만 상수항을 가지는(a restricted constant) 모형을 선택하여 공적분검정을 시행하였으며 그 결과는 다음과 같다.

〈표 4〉 공적분검정 통계량: 1984.07~2002.06(18년간)

기간	귀무가설	λ_{trace} 통계량	임계치		λ_{max} 통계량	임계치	
			5%	1%		5%	1%
1984. 07 ~ 2002. 06	$H_0: r=0$	22.1997**	19.96	24.60	18.5638**	15.67	20.20
	$H_0: r \leq 1$	3.6358	9.24	12.97	3.6358	9.24	12.97

- 주) 1. 귀무가설은 “공적분벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다”이다.
 2. 공적분관계에만 상수항을 가지는 모형에 대하여 분석하였다.
 3. 임계치(critical values)는 Osterwald-Lenum(1992)의 임계치임.

공적분검정 결과 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량 모두 5% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있다는 결론을 내릴 수 있다. 확인된 공적분방정식은 다음과 같다.

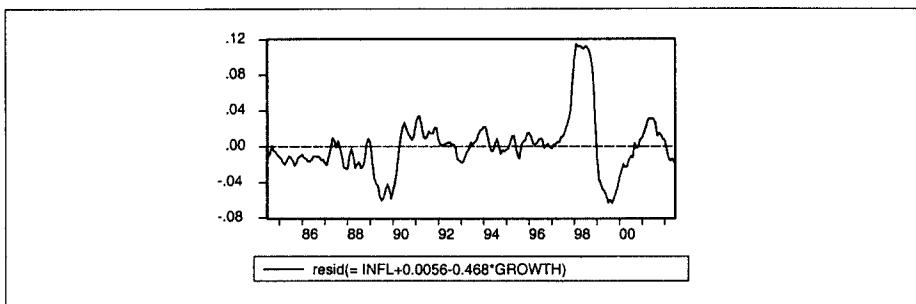
〈표 5〉 공적분방정식

$INFL = -0.0056 + 0.4677 * GROWTH$	ADF통계량	PP통계량
	-3.7339***	-3.0047**

- 주) 1. ADF검정 및 PP검정은 위 공적분방정식의 잔차(RESID) 시계열에 대한 검정 결과임.
 2. **: 5%유의수준 , ***: 1%유의수준.

위 공적분방정식의 잔차 시계열을 그림으로 나타내면 우리가 잔차시계열의 단위근검정에서 확인한 바와 같이 대체로 안정적 형태를 띠고 있음을 확인할 수 있다.

〈그림 7〉 공적분방정식의 잔차 시계열

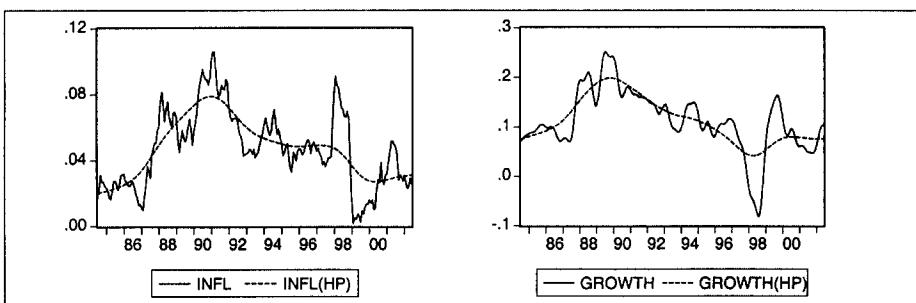


3. 스펙트럴분석 결과

위의 공적분검정 결과 우리는 양 시계열의 움직임 간에 장기적인 균형관계가 있음을 확인할 수 있었다. 이제 이들 시계열 간에 장기적인 공통의 순환주기가 존재하는지 여부를 스펙트럴분석법을 통해 확인하고, 공통의 순환주기에서 양 시계열 간의 관련성의 정도를 이변량 교차스펙트럴분석법을 이용하여 확인하고자 한다.

먼저 분석대상 시계열에 내재되어 있는 추세를 제거하기 위해 HP (Hodrick-Prescott) 필터를 적용한 결과는 다음과 같다⁸⁾.

〈그림 8〉 인플레이션율과 임금상승률시계열 및 각각의 HP추세선

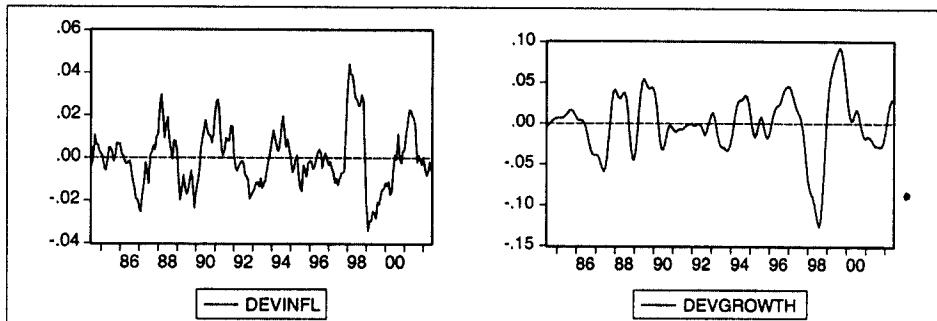


HP필터에 의해 추세를 제거한 후의 양 시계열을 그림으로 나타내면 각각 다음과

8) Hodrick-Prescott필터에서 평활파라미터(λ)의 값을 크게 할수록 추세선은 부드러워지며, 극 단적으로 무한대로 놓으면 선형추세에 접근하게 된다. Hodrick-Prescott (1984)는 추세로부터 편차의 제곱합을 극소화시키는 방법으로 월별자료를 사용할 경우 $\lambda=14400$ 을 제안하고 있다.

같다(그림에서 추세제거된 인플레이션 시계열은 DEVINFL, 추세제거된 임금상승률 시계열은 DEVGROWTH로 표현되어 있음).

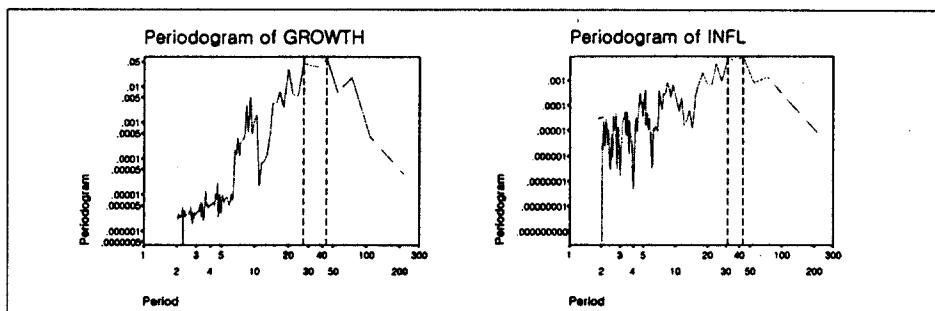
〈그림 9〉 추세제거 후의 양 시계열



추세제거된 시계열을 이용하여 이제 각각의 분석대상 시계열에 내재되어 있는 구체적인 공통의 순환주기를 파악하기 위한 주기도분석 (periodogram analysis) 및 스펙트럴분석을 시행하였다.

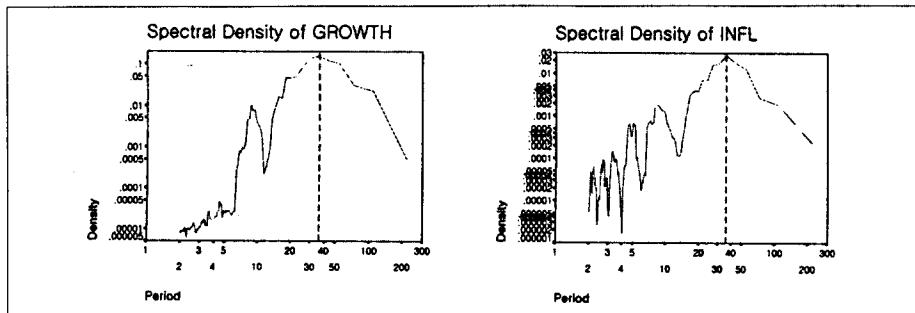
1984. 07-2002. 06 (18년) 동안의 시계열자료를 이용한 주기도분석 결과 아래의 그림에서 확인할 수 있듯이 INFL시계열은 31개월과 43개월의 순환주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주고 있으며, GROWTH시계열은 27개월과 43개월의 순환주기에서 가장 높은 봉우리를 보여주고 있음을 확인할 수 있다.

〈그림 10〉 DEVGROWTH와 DEVINFL의 주기도



한편 스펙트럴분석 결과에 의하면 이들 시계열은 36월의 순환주기에서 가장 큰 봉우리로 통합됨을 확인할 수 있었다. 따라서 이들 시계열은 공통되는 36개월의 장기적 순환주기를 가지고 있는 것으로 파악할 수 있다.

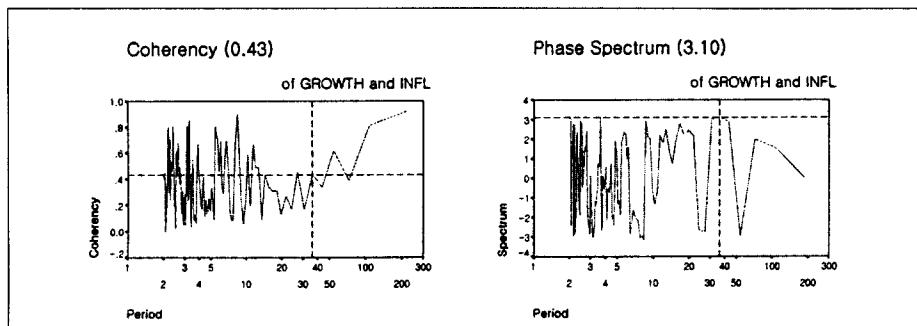
〈그림 11〉 DEVGROWTH와 DEVINFL의 평활스펙트럼



이들 시계열에 내재되어 있는 공통된 주기인 36개월의 주기에서 양 시계열간의 밀접한 관련성을 확인하기 위해 일관도(coherency) 분석과 위상(phase) 분석 등 이변량 교차스펙트럴분석(cross-spectral analysis)을 시행하였다.

아래의 그림에서 확인할 수 있듯이 일관도는 0.43의 값을 보여주고 있으므로 이들 시계열 간에는 공통적인 주기인 36개월의 주기에서 비교적 높은 관련성이 있음을 확인할 수 있다. 위상은 3.10의 값을 보여주는데 이는 π 와 거의 같은 값으로서 이들 시계열은 공통의 주기 36개월에서 약 18개월의 시차(lag)를 두고 선·후행하는 것으로 확인된다⁹⁾.

〈그림 12〉 일관도와 위상스펙트럼



이상의 1984. 07-2002. 06(18년) 동안의 시계열자료를 이용한 스펙트럴분석 결과

9) 위상(phase)의 값이 본 연구에서처럼 π 또는 $-\pi$ 가 되면 양 시계열은 시차 0(zero)에서 완전히 음(-)의 방향으로 움직이는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 공적분검정에서 GROWTH의 추정계수가 양(+)의 값을 가지므로 양 시계열은 약 1.5년의 시차를 두고 선·후행하는 것으로 해석되어 진다.

를 정리하면 다음과 같다.

〈표 6〉 스펙트럴분석 결과

분석기간	주기도분석		스펙트럴분석		일관도 (coherency)	위상 (phase)
	GROWTH	INFL	GROWTH	INFL		
1984. 07-2002. 06	27월, 43월	31월, 43월	36월	36월	0.43	3.10

이제 스펙트럴분석에서 구한 주기를 사용하면 시계열의 순환성분(cyclic component)을 가장 잘 모형화 하는 추정식을 찾아낼 수 있게 된다. 스펙트럴분석에서 구한 3년의 주기성분을 사용하여 행한 조화분석(harmonic analysis) 결과는 다음과 같다.

〈표 7〉 추정결과(1984.07-2002.06)

	DEVINFL	DEVGROWTH
CS36	-0.0060*** (-4.8859)	0.0099*** (3.0198)
SN36	0.0045*** (3.6484)	0.0156*** (4.7572)
Adj R^2	0.1440	0.1251

- 주) 1. $CS36 = \cos(2\pi t/36\text{월})$, $SN30 = \sin(2\pi t/36\text{월})$.
 2. 괄호안은 t 값을 나타냄.
 3. Adj R^2 : 조정된 결정계수(Adjusted R^2).
 4. ***: 1% 유의수준, **: 5% 유의수준, *: 10% 유의수준.

위의 조화분석 결과를 보면 매우 낮은 조정된 결정계수(Adj R^2) 값을 확인할 수 있다. 이는 3년의 결정적(deterministic) 순환주기가 실제의 시계열에 내재하여 있는 순환주기 성분을 설명하는데 한계가 있음을 말해주는 것으로, 이러한 결과는 시간의 경과에 따라 시계열에 내재하여 있는 순환주기의 길이가 변화하는 순환주기의 비대칭성과 관련되는 것으로 볼 수 있다. 동일한 시계열에 있어서의 이러한 순환주기의 변화는 경제환경에 현저한 충격이 가해진 시점을 전, 후하여 발생할 수 있다.

본 연구에서는 한국에 있어서 명목임금이 급등한 1988년도를 전, 후하는 시점과 외환위기가 시작된 1997년도를 전, 후하는 시점에 각각의 분석대상 시계열에 순환주기의 변화가 있었을 것이라는 추론 하에 전체 1984. 07-2002. 06(18년)의 분석기

간을 1984. 07-1990. 06(6년), 1988. 07-1997. 06(9년), 1996. 07-2002. 06(6년)의 3개의 기간으로 분리하여 이를 기간에서의 각 시계열에 내재하고 있는 순환주기의 변화를 분석하였다¹⁰⁾.

4. 기간별 순환주기와 관련성의 변화 분석

각각의 분리된 기간별로 시행한 스펙트럴분석 결과를 정리하면 다음과 같다.

〈표 8〉 스펙트럴분석 결과

분석기간	주기도분석		일관도 (coherency)	위상 (phase)
	GROWTH	INFL		
1984. 07-1990. 06(6년)	24월	36월	-	-
1988. 07-1997. 06(9년)	27월	36월	-	-
1996. 07-2002. 06(6년)	36월	36월	0. 96	3. 05

이상의 분석결과에 의하면 INFL시계열의 경우 모든 분석기간에서 36월의 순환주기를 가지고 있음을 확인시켜주고 있다. 그러나 GROWTH시계열의 경우 외환위기 이전의 자료를 사용한 분석에서는 36월보다 짧은 순환주기를 보여주고 있으며, 외환위기 기간을 포함하는 최근 1996. 07-2002. 06(6년)의 자료를 사용한 분석에서 비로소 INFL시계열과 공통되는 3년의 순환주기를 나타내고 있다. 또 1996. 07-2002. 06(6년)의 자료를 사용한 분석에서 양 시계열간의 일관도 값이 매우 높게 나타나는 것을 확인할 수 있다.

이와 같은 분석결과는 1984. 07-2002. 06(18년)의 전체자료를 사용한 분석 결과가 외환위기 기간을 포함하는 최근의 1996. 07-2002. 06(6년)의 자료에 의해 절대적 영향을 받고 있음을 말해준다. 1996. 07-2002. 06(6년) 간의 자료를 사용하여 이를 각각의 시계열에 행한 조화분석 결과는 다음과 같다.

10) 스펙트럴분석에서의 표본 수는 연구자가 찾아내고자 하는 순환주기의 정수배(integer multiple of the cycle length)에 해당되어야 하며, 시계열의 관찰치가 순환주기의 정수배에 해당되지 않는 경우에는 누손(leakage) 현상으로 인해 실제의 순환주기를 제대로 찾아낼 수 없게 된다. 따라서 본 연구에서는 3년의 순환주기의 정수배에 해당하는 6년과 9년 간의 자료를 사용하여 분석하였다.

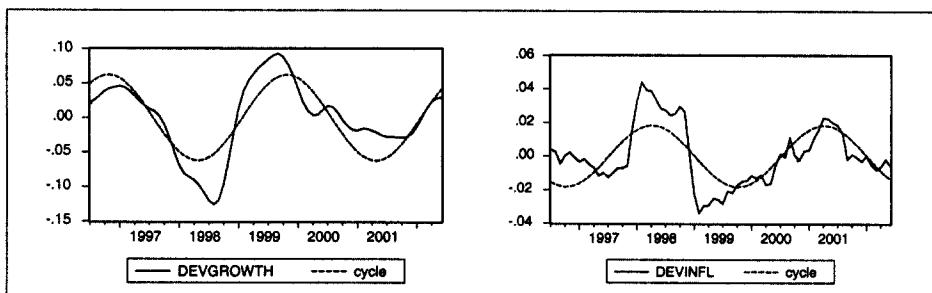
〈표 9〉 추정결과(1996.07-2002.06)

	DEVINFL	DEVGROWTH
CS36	-0.0156*** (-7.3541)	0.0492*** (10.0859)
SN36	-0.0096*** (-4.5368)	0.0380*** (7.7825)
AdjR2	0.5087	0.6943

- 주) 1. $CS36 \equiv \cos(2\pi t/36\text{월})$, $SN30 \equiv \sin(2\pi t/36\text{월})$.
 2. 팔호안은 t 값을 나타냄.
 3. Adj R^2 : 조정된 결정계수(Adjusted R^2).
 4. ***: 1% 유의수준, **: 5% 유의수준, *: 10% 유의수준.

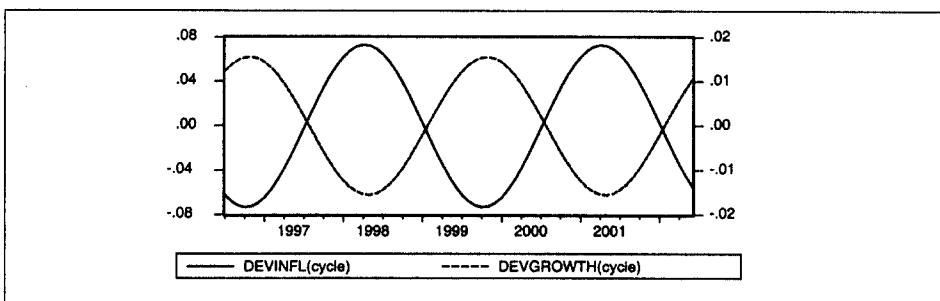
위의 각각의 시계열과 3년의 순환주기를 하나의 그림으로 나타내면 다음과 같다.

〈그림 13〉 각각의 시계열과 3년의 순환주기



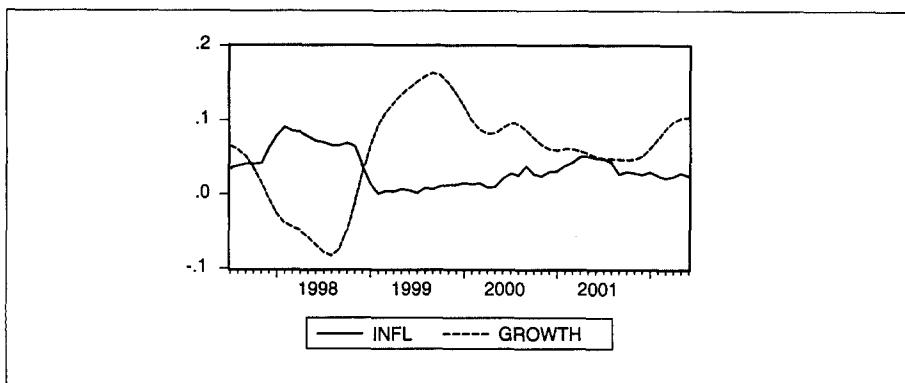
추정모형에 적합된 값을 별도로 분리하여 하나의 그림으로 나타내면 공통의 주기인 36개월의 주기에서 각각의 분석대상 시계열간의 선행, 후행의 관련성을 아래의 그림과 같이 시각적으로 확인할 수 있게 된다.

〈그림 14〉 인플레이션율, 임금상승률 시계열의 주기와 관련성(1996.07-2002.06)



앞의 공적분검정에서 우리는 임금상승률과 인플레이션 간의 장기적인 양(+)의 균형관계를 확인할 수 있었고, 교차스펙트럴 분석에서는 양 시계열이 외환위기 이후 3년의 공통적인 주기에서 정점과 저점 간 또는 저점과 저점 간에 약 1.5년의 장기적 시차를 가지면서 움직이고 있는 것으로 확인되므로 지금까지의 분석 결과로는 양 시계열 간의 선, 후행의 움직임을 설명하기 곤란한 장기적 추이를 보여준다. 지금까지 분석의 대상으로 한 임금상승률과 인플레이션 시계열의 추이를 보면 1997년도 말에 가해진 외환위기의 엄청난 충격으로 인해 한국 경제에 있어서 임금상승률과 인플레이션 시계열의 움직임에도 급격한 변화가 있었음을 확인시켜 주는 것으로 볼 수 있다. 외환위기 이전에는 지속적인 상승추세에 있었던 임금상승률 시계열이 외환위기 이후 급격하게 하락한 후 다시 회복되는 추세를 가지고 있으며, 동기간에 있어서 인플레이션율은 반대로 급격하게 상승한 후 다시 하락하는 추이를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 외환위기 이후 한국의 경제는 대대적 구조조정의 단계를 거쳤고, 이후 경제가 회복되면서 임금상승 추이도 다시 제자리로 돌아간 사실을 우리는 잘 알고 있다. 1997. 07-2002. 06(5년) 간의 양 시계열의 추이는 다음과 같다.

〈그림 15〉인플레이션과 임금상승률 추이(1997.07-2002.06)



본 연구에서는 외환위기 이후 우리나라 경제에 미친 충격으로 인해 기존의 시계열 추이에 급격한 변동이 있었던 보다 최근의 기간인 1997. 07-2002. 06(5년) 간의 자료만을 사용하여 공적분검정을 추가로 시행하여 이들 변수들간의 장기적 균형관계에 있을 수 있는 변화를 파악하고자 한다. 공적분 검정을 위해 먼저 1997. 07-2002. 06(5년) 간의 원 시계열자료 및 1차 차분 시계열 자료에 대하여 단

위근 검정을 시행하였으며 그 결과는 다음과 같다.

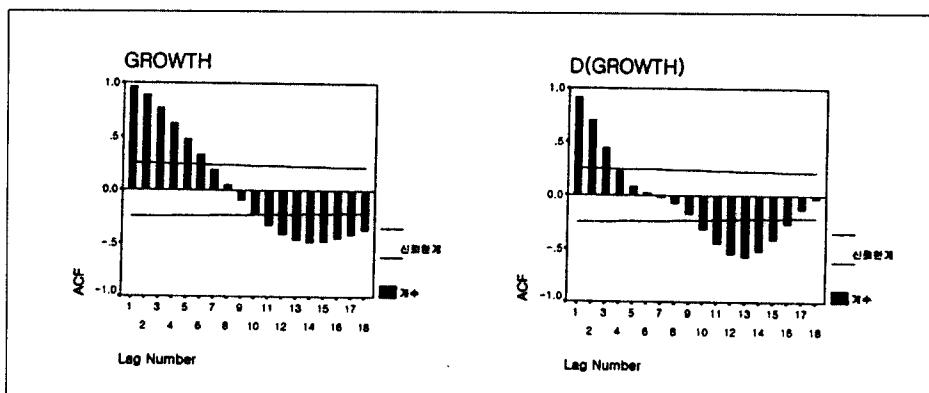
〈표 10〉 단위근 검정 결과((1997.07-2002.06)

변수	ADF	PP	임계치
INFL	-2.0126	-1.6913	1%: -3.5417, 5%: -2.9101, 10%: -2.5923
GROWTH	-4.6843	-1.4328	
DINFL	-4.1897	-4.9044	1%: -2.6013, 5%: -1.9459, 10%: -1.6186
DGROWTH	-4.7914	-2.3383	

주) 원 시계열은 절편만 있는 모형, 차분시계열은 절편과 추세항 모두 포함되지 않은 모형에 대한 검정 결과임.

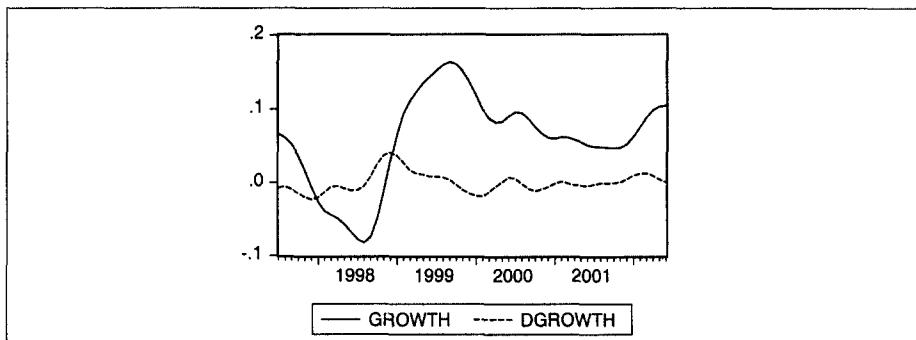
단위근 검정 결과에 의하면 INFL시계열은 불안정 시계열이며, DINFL 및 DGROWTH시계열은 우리가 기대한 바와 같이 모두 안정적 시계열로 확인되었다. 그러나 GROWTH시계열은 PP검정 결과는 해당 시계열이 불안정 시계열임을 보여 주고 있으나, ADF통계량은 1%유의수준에서 해당 시계열에 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하고 있음을 확인할 수 있다. 따라서 GROWTH 시계열의 경우 자기상관함수(ACF: autocorrelation function)의 형태를 살펴보았으며, 1차 차분 시계열인 DGROWTH시계열의 자기상관함수도 비교 목적으로 함께 살펴 보았다.

〈그림 16〉GROWTH 시계열과 DGROWTH시계열의 자기상관함수



한편 1차 차분 시계열인 DGROWTH시계열의 추이를 GROWTH시계열과 함께 그림으로 나타내면 다음과 같이 보다 안정적 시계열 형태임을 확인할 수 있다.

〈그림 17〉GROWTH 시계열과 DGROWTH시계열 추이



이상의 단위근 검정 결과, 자기상관함수(ACF)의 형태 및 시계열 추이의 형태를 종합적으로 판단하면 GROWTH 시계열이 I(1) 과정의 불안정 시계열이라는 결론을 내릴 수 있다.

이제 양 시계열 추이의 형태에 근거하여 본 연구에서는 공적분 관계에만 상수항을 가지는(a restricted constant) 모형을 선택하여 공적분검정을 시행하였으며 그 결과는 다음과 같다.

〈표 11〉 공적분검정 통계량: 1997.07~2002.06(5년간)

기간	귀무가설	λ_{trace} 통계량	임계치		λ_{max} 통계량	임계치	
			5%	1%		5%	1%
1997. 07~	$H_0: r=0$	33.8119	19.96	24.60	25.6068	15.67	20.20
2002. 06	$H_0: r \leq 1$	8.2051	9.24	12.97	8.2051	9.24	12.97

- 주) 1. 귀무가설은 “공적분벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다”이다.
 2. 공적분관계에만 상수항을 가지는 모형에 대하여 분석하였다.
 3. 임계치(critical values)는 Osterwald-Lenum(1992)의 임계치임.

공적분검정 결과 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량 모두 1% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있다는 결론을 내릴 수 있다. 확인된 공적분방정식은 다음과 같다.

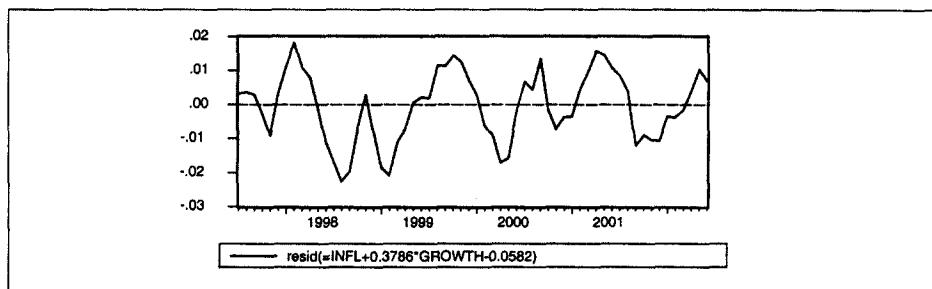
〈표 12〉 공적분방정식

$INFL = 0.0582 - 0.3786 * GROWTH$	ADF통계량	PP통계량
	-4.1708***	-3.2500***

- 주) 1. ADF검정 및 PP검정은 위 공적분방정식의 잔차(RESID) 시계열에 대한 검정 결과임.
 2. **: 5%유의수준, ***: 1%유의수준.

위 공적분 방정식의 잔차시계열은 다음과 같다.

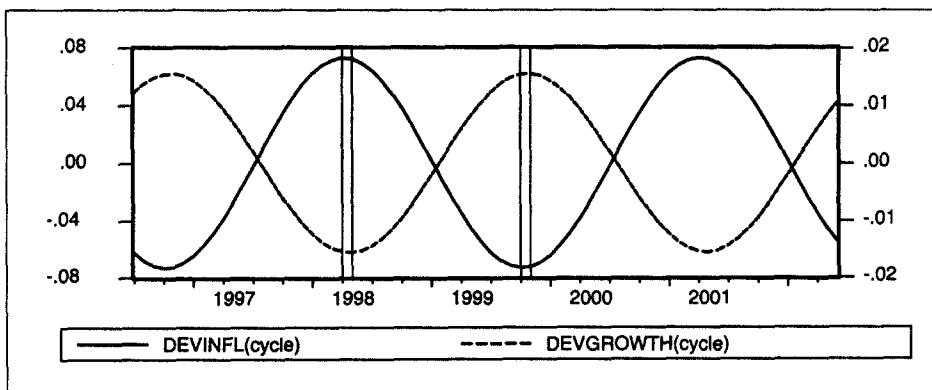
〈그림 18〉 공적분방정식의 잔차 시계열



1997.07~2002.06(5년) 간의 자료를 사용하여 분석한 결과 양 시계열 간에 장기적 공적분 관계는 여전히 존재하는 것으로 확인되지만 양자간의 관계가 양(+)의 균형관계가 아니라 이제는 음(-)의 균형관계로 전환되어 있음을 확인할 수 있으며, 이는 임금상승률과 인플레이션간의 관계에 대한 일반적인 믿음과는 상반되는 특이한 결과를 보여주는 것이다.

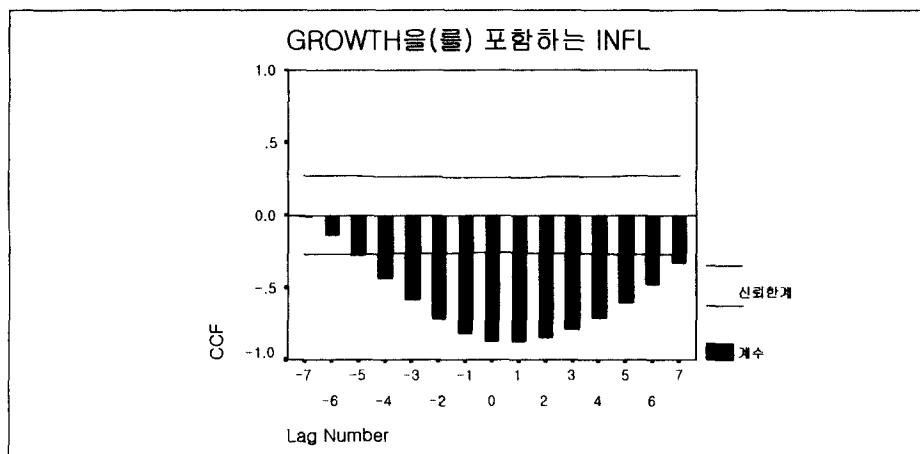
외환위기 이후 확인되는 음(-)의 균형관계를 고려하면 INFL과 GROWTH시계열의 선, 후행의 움직임은 양 시계열 간의 정점과 정점 또는 저점과 저점의 위상에 주목할 것이 아니라 정점과 저점 또는 저점과 정점 간의 위상에 주목하여야 할 것이다.

〈그림 19〉양 시계열의 선, 후행 관계(정점과 저점 또는 저점과 정점 간의 위상)



양 시계열간의 음(-)의 균형관계를 고려하면 외환위기 이후 양 시계열은 INFL에서 GROWTH 방향으로 약 1개월의 시차를 가지면서 서로 반대방향으로 움직이고 있는 것으로 이해할 수 있다. 본 연구에서는 비교목적으로 시간영역 (time domain)에서의 분석방법인 교차상관함수(CCF: cross correlation function)를 함께 살펴보았는데 1997. 07 ~ 2002. 06(5년) 간의 추세제거된 임금상승률 시계열(DEVGROWTH)과 추세제거된 인플레이션 시계열(DEVINFL) 자료를 사용하여 분석한 결과는 다음과 같았다.

〈그림 20〉 INFL과 GROWTH의 교차상관함수(CCF)



GROWTH와 INFL의 교차상관함수(CCF)에 의하면 INFL과 1시차 후의 GROWTH의 CCF값이 -0.876으로서 절대값이 가장 크다는 것을 확인할 수 있고, 이러한 결과는 외환위기 이후 양 시계열은 음(-)의 밀접한 관련성을 가지면서 INFL에서 GROWTH 방향으로 선, 후행한다는 교차스펙트럴분석 결과를 지지해주는 것으로 볼 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 임금상승률과 인플레이션율의 장기적 관계를 파악하기 위하여 기존의 시간영역 (time domain)의 분석법과 함께 빈도영역 (frequency domain)의 분석

법을 도입하여 분석하였다. 본 연구에서는 먼저 각각 I(1) 과정으로 확인되는 명목 임금의 변화율 시계열과 소비자물가지수의 변화율 시계열자료를 이용하여 이들 간의 장기적 균형관계가 성립하는지 여부를 공적분검정법을 이용하여 확인하였다. 공적분검정 결과 양 시계열 간에는 λ_{trace} 통계량과 λ_{max} 통계량 모두 5% 유의수준에서 1개의 공적분관계가 있다는 결론을 내릴 수 있다.

이후 빈도영역의 시계열분석법인 교차스펙트럴분석법(cross spectral method)을 사용하여 임금상승률과 인플레이션 간의 장기적 선행 또는 후행 관계에 대하여 분석하였다.

1984. 07-2002. 06(18년) 간의 시계열자료를 이용한 분석에서 양 시계열간에 3년의 공통된 순환주기를 확인할 수 있었으며, 위상 값이 3.10으로 양 시계열이 공통된 3년의 순환주기에서 주기의 절반(1/2)에 해당하는 시차(lag=18개월)를 두고 장기적 움직임을 가지는 것으로 파악되었다. 그러나 한국에 있어서 명목임금이 급등한 1988년도를 전, 후하는 시점과 외환위기가 시작된 1997년도를 전, 후하는 시점에 각각의 시계열에 순환주기의 변화가 있었을 것이라는 추론 하에 분석대상 기간을 1984. 07-1990. 06(6년), 1988. 07-1997. 06(9년), 1996. 07-2002. 06(6년) 등 3개의 기간으로 분리하여 이를 기간에서의 각 시계열에 내재하고 있는 순환주기의 변화를 분석하였다. 분석 결과 INFL시계열의 경우 모든 분석기간에서 36월의 순환주기를 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 그러나 GROWTH시계열의 경우에는 외환위기 기간을 포함하는 최근 1996. 07-2002. 06(6년)의 자료를 사용한 분석에서 비로소 INFL시계열과 공통되는 3년의 순환주기를 나타내었다. 또 공통의 순환주기를 보여준 1996. 07-2002. 06(6년) 동안의 자료를 사용한 분석에서 양 시계열간의 일관도 통계량이 매우 높은 값을 보여주고 있음을 확인할 수 있었다. 이와 같은 분석결과는 1984. 07-2002. 06(18년) 동안의 전체자료를 사용한 분석 결과가 외환위기 기간을 포함하는 최근의 1996. 07-2002. 06(6년) 동안의 자료에 의해 절대적 영향을 받고 있음을 말해주는 것이다. 그러나 양 시계열은 외환위기 이후 3년의 공통적인 순환주기에서 약 1.5년의 장기적 시차를 가지면서 움직이고 있으므로 양 시계열간의 선행, 후행의 관계를 설명하기 곤란한 장기적 추이를 보여준다.

본 연구에서는 외환위기의 충격으로 기존의 시계열 추이가 급변하였던 보다 최근의 자료인 1997. 07-2002. 06(5년) 간의 자료만을 사용하여 공적분검정을 추가로

시행하였다. 1997. 07 ~ 2002. 06 (5년) 간의 자료를 사용하여 분석한 결과 양 시계열 간에 장기적 공적분 관계는 여전히 존재하는 것으로 확인되지만 양자간의 관계가 양(+)의 균형관계가 아니라 이제는 음(-)의 균형관계로 전환되어 있음을 확인할 수 있었으며, 외환위기 이후 확인되는 음(-)의 균형관계를 고려하면 INFL과 GROWTH시계열의 선, 후행의 움직임은 INFL에서 GROWTH 방향으로 약 1개월의 시차를 가지면서 서로 반대방향으로 움직이고 있는 것으로 이해할 수 있다. 본 연구에서의 이러한 분석 결과는 임금상승 인플레이션모형(wage-push model)과 초과수요 인플레이션모형(demand-pull model)으로 대별되는 양자간의 관계에 대한 일반적인 믿음과는 상반되는 특이한 결과를 보여주는 것이다.

본 연구에서의 분석결과는 임금과 인플레이션간의 관련성에 대하여 기존의 시간 영역에서 이루어진 분석결과를 보완하여 장기간의 거시경제 정책(예측) 수립에 보다 많은 시사점을 제공해 줄 수 있을 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김기화, “임금·물가·생산성의 순환적 특성과 고비용 논쟁,” 『경제학연구』, 제48집 제3호, 2000, pp. 235-266.
2. 김치호, “소규모 개방경제의 거시 경제적 충격과 경기변동,” 『경제학연구』, 제42집 제2호, 1994, pp. 25-62.
3. 백웅기, “인플레이션과 단위노동비용 간의 동태적 구조,” 박우규편, 한국물가변동구조의 분석과 정책대응, 『한국개발연구』, 1996, pp. 25-62.
4. 이계식, “인플레이션의 경제적 효과분석,” 『한국개발연구』, 제6권 제3호, 1984 가을, pp. 20-54.
5. 전성인, “명목임금의 추정과 관련된 제모형의 비교연구,” KDI분기별 경제전망, 제10권 제1호, 1991, pp. 95-117.
6. 전성인, “통화·물가·명목임금의 장기적 동학에 관한 연구”, 『한국개발연구』, 제14권 제1호 1992 봄, pp. 37-60.
7. 정용균, “명목임금, 물가, 생산성의 오차수정모형에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제43집, 제2호, 1995, pp. 23-35.
8. 조하현, “경제구조변화를 고려한 단위근검증과 장기추세제거 방식에 관한 연구”, 『경제학연구』, 제42집 제1호, 1994, pp. 71-94.

9. Arora, H. and P. Blackley, "An Empirical Analysis of the Unit Labor Cost-Product Price Relation in the U.S. Economy," *Atlantic Economic Journal*, 24, December 1996, pp. 321-335.
10. Bloomfield, Peter, *Fourier Analysis of Time Series An Introduction*, John & Sons, Inc., 2000.
11. Dickey, D. and Wayne Fuller, "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *JASA*, 74, 1979, pp. 427-431.
12. Ghali, Khalifa, "Wage Growth and the Inflation Process: A Multivariate Cointegration Analysis," *Journal of Money, Credit, And Banking*, Vol. 31, No. 3, 1999, Part 1, pp. 417-431.
13. Koopmans, Lambert H., *The Spectral Analysis of Time Series*, Academic Press, Inc., 1995.
14. McConnell, Campbell R. and Stanley L. Brue, *Contemporary Labor Economics*, 4th Ed., McGraw-Hill, Inc., 1995.
15. Mehra , Y., "Money Wages, Prices, and Causality," *Journal of Political Economy*, 85, December 1977, pp. 1227-1244.
16. Nelson, C. R. and Charles Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *JME*, 10, 1982, pp. 139-162.
17. Patterson, Kerry, *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, St. Martin's Press, 2000.
18. Warner, Rebecca M., *Spectral Analysis of Time-Series Data*, New York: The Guilford Press, 1998.

A Long-Run Relationship between Wage Growth Rate and Inflation

Seungryul Ma* · Sang-Bum Park**

Abstract

In this research, cointegration and spectral analysis methods are used to analyze the dynamic relation between wage growth rate and inflation. The results show that there found cointegration on the time series of wage growth rate and inflation and common cycle of 3-year. We also consider economic shock started in 1997. While after the economic shock both time series are turned out to be highly related, both time series are little related before the economic shock under the 3-year common cycle. The cross-spectral analysis on these time series data shows that after the economic shock the time series move from inflation to wage growth rate with a close negative relationship.

Key Words: wage growth rate, inflation rate, long-run relationship

* Professor, School of Insurance and Finance, Daegu University

** Professor, School of e-Business, Dongseo University