

경제구조변화를 고려한 單位根검정과 장기추세 제거방식에 대한 연구

曹 夏 鉉*

〈목 차〉

- I. 서론
- II. TS모형, DS모형과 D-F검증방법
- III. 한국의 거시경제변수들에 대한 단위근 검정
- IV. 구조적 변화와 단위근 검정
- V. 구조적 변화를 고려한 추세의 도출
- VI. 결론 및 앞으로의 연구방향

I. 서 론

어떤 경제시계열이 결정적추세(deterministic trend)를 중심으로 움직인다면, 그 움직임은 일시적인 것으로서 평균회귀(mean reversion)성향을 나타내는 것이다. 80년대까지의 전통적인 경제분석에서는 이러한 가정하에 시계열을 시간에 대한 회귀분석하여 추세를 제거시킨 뒤 설명을 전개시켜 왔다.

즉, 기존의 추세제거방식은 경제변수를 성장 또는 장기추세(secular growth)를 나타내는 부분과 경기순환적(cyclical)인 부분으로 분해하였다.

이 경우의 장기추세부분은 영구적인 움직임을 나타내며 경기순환적부분은 시간이 지남에 따라 점차 소멸하는 것으로 보았다. 장기추세부분은 단기적인 변동이 아니며, 경기순환부분에 비해 완만하고 천천히 변화하므로 시간에 대해 회귀분석을 함으로써 그 부분을 제거시키고, 그 나머지 부분을 경기순환부분으로 해석이 가능하다고 보았다. 그러나 장기적 추세가 반드시

* 延世大學校 經濟學科

결정적 추세(deterministic trend)를 의미하는 것은 아니다. 예를 들어 임의보행(random walk)과정의 경우에도 장기적 움직임을 보이지만 결정적 추세는 아니다. 만약 경제시계열의 추세부분이 확률적 추세(stochastic trend)를 가진다면 시간에 대해 회귀시켜 얻어진 추세제거방법은 Chan-Hayya-Ord(1977)이나 Nelson-Kang(1981)등이 주장하는 바와 같이 모형식별의 오류(misspecification)를 범한 결과를 초래하게 된다.

그에 비해 Kydland-Prescott 등 실물적 경기변동이론가들은 확정적인 추세가 아니라 Hodrick-Prescott필터를 사용하여 확률적 추세부분을 제거시키고 분석을 하고 있다.

미국의 연간자료(1860~1970)를 사용한 Nelson-Plosser(1982)의 연구에 따르면 실질GNP등 주요경제변수들의 대부분이 임의보행과정으로서 확률적 추세를 가지는 것으로 나타났다. 또한 영구적인 변화부분의 표준오차가 경기순환적인 부분의 표준오차에 비해 5~6배나 큰 것으로 나타났다.(Hodrick-Prescott의 경우는 1/40으로 가정하였다.)

이같은 문제는 경기변동의 원인에 대한 관점을 다르게 하고 결국 경기안정화정책의 방향을 결정짓게 된다는 점에서 그 중요성은 매우 크다고 하겠다. 우리나라의 경우도 Choi(1993), 朴在夏(1993), 김치호(1993), 전성인(1992) 등에 의해서 산출량등의 주요거시경제변수들이 단위근을 가진다는 사실이 밝혀진바 있다. 그러나 Perron(1989)등에 의해 밝혀진 바와 같이 세계대공황이나 석유파동과 같은 구조적 변화(structural change)를 고려하는 경우 기존의 단위근 검정결과를 신뢰할 수 없게 된다.

본 연구에서는 이같은 관점에서 우리나라의 주요 거시경제변수 시계열들의 움직임을 분석하려는 것이 주 목적이다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 TS모형과 DS모형의 차이를 설명하고 Dickey-Fuller검증방법을 살펴본다. 제3장에서는 우리나라의 자료를 사용하여 D-F 및 ADF검증을 한다. 제4장에서는 Perron(1989)의 방식에 따라 절편이동 및 성장률변화 모형을 사용하여 분석한다. 끝으로 제5장은 요약 및 결론을 정리한다.

II. TS모형, DS모형과 D-F검증방법

비정상적 시계열을 나타내는 방법으로서의 추세정상(TS)과정과 차분정상

(DS)과정이 있다. 만약 어떤 시계열이 시간의 확정적함수(deterministic function of time)형태와 그것을 중심으로 한 정상적 확률과정의 합으로 나타낼 수 있는 경우 이러한 모형을 추세정상과정(TS : trend-stationary process)이라고 부른다. 어떤 시계열의 자연대수변환값을 y_t , 추세로부터의 이탈부분을 c_t , 시간추세를 t 라고 각각 표시하면, 선형 TS모형은 다음과 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$y_t = \alpha + \beta t + c_t \quad (1)$$

여기서 c_t 항은 다음과 같은 ARMA과정을 가진다.

$$\phi(L)c_t = \theta(L)u_t$$

위 식에서 $\phi(L)$ 의 根은 單位圓(unit circle)의 밖에 있어야 하며, u_t 는 $(0, \sigma_u^2)$ 의 분포를 가지는 白色雜音(white noise)과정이다.

비정상과정을 나타내는 두번째 방법은 어떤 시계열의 1차차분 또는 k 차차분이 정상적이고 가역적인 ARMA과정을 나타내는 경우이다. 이러한 모형을 차분정상과정(DS : difference-stationary process)이라고 부른다. 어떤 시계열의 1차차분이 DS과정인 경우 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1-L)y_t = \beta + d_t \quad (2)$$

여기서 $(1-L)$ 은 차분연산자(difference operator)를 나타내며, d_t 항은 다음과 같은 ARMA과정을 가진다.

$$\delta(L)d_t = \lambda(L)u_t; u_t \sim \text{White Noise}(0, \sigma_u^2)$$

이와 같은 DS과정의 가장 단순한 예로서 임의보행(random walk)과정을 들 수 있다. TS모형과 DS모형의 기본적인 차이점을 보기 위해 식(2)를 다음과 같은 형태로 변환시켜 나타낼 수 있다.

$$y_t = y_0 + \beta t + \sum_{j=1}^t d_j \quad (3)$$

위 식(3)과 (1)은 시간의 선형추세함수부분과 그것으로부터의 이탈부분의 합을 나타내고 있다. 그러나, 식(1)에서의 절편항은 고정이지만, 식(3)에서

의 절편값은 과거사건의 함수형태이다. 또한, 식(1)에서의 추세이탈부분은 정상적이지만, 식(3)의 추세이탈부분은 정상적 변화의 누적합으로 나타나고 있다. 이같은 정상적 변화의 누적합은 그 분산이 시간에 따라 점점 커지게 되므로 비정상적이다. 따라서, TS과정은 근본적으로 비확률적이며, DS과정은 근본적으로 확률적이다. 즉, TS과정은 교란항의 효과가 일시적이나, DS과정은 교란항의 효과가 영구적으로 남게 된다.

이와 같은 TS과정과 DS과정의 근본적인 차이점은 AR과 MA의 시차다항식의 근을 구해보면 더욱 분명해진다. 만약, 식(1)과 같은 선형 TS과정을 1차차분시키면 다음과 같이 나타난다.

$$\phi(L)[(1-L)y_t] = \beta\phi(1) + (1-L)\theta(L)u_t \quad (4)$$

위 식(4)에서 볼 수 있듯이 y_t 시계열의 1차차분을 나타내는 ARMA과정에서 MA부분에 단위근이 존재한다. 또한 수준값에 대해 DS과정을 나타내면 다음과 같다.

$$\delta(L)(1-L)y_t = \beta\delta(1) + \lambda(L)u_t \quad (5)$$

이 경우는 위 식(5)에서 볼 수 있듯이 AR부분에서 단위근이 존재한다. 따라서 만약 어떤 시계열이 선형TS과정을 따른다면 그 시계열의 1차차분에 대한 ARMA모형에서 MA단위근 가설을 기각시킬 수 없다. 또한 만약 어떤 시계열이 1차 DS과정을 따른다면 그 수준값에 대한 ARMA모형에서 AR단위근 가설을 기각시킬 수 없다. 그러나, 가역적이고 안정적인 ARMA과정에 대해 개발된 기존의 점근이론(asymptotic theory)들은 단위근 검정에 유효하지 못하다. 이 문제를 살펴보기 위해 위 식(5)에서 y_t 가 다음과 같이 귀무가설이 절편을 가지는 임의보행과정이라고 가정하자.

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

따라서 이 경우의 귀무가설은 $\rho=1$ 이나 Dickey-Fuller(1976)에 의해 밝혀진 것처럼 추정치 ρ 의 극한분포는 왼쪽으로 왜곡된(skewed to the left) 비대칭의 형태를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 이 경우는 기존의 t -통계량 검정표 대신 D-F통계량 검정표를 사용해야 한다.

다음과 같이 추세를 가지며 오차항이 DS과정을 가지는 경우를 상정해 보자.

$$y_t = \alpha + \beta t + u_t / (1 - \phi L)$$

위 식에다 $(1 - \phi L)$ 을 곱해주고 정리하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t = \phi y_{t-1} + [\alpha(1 - \phi) + \phi \beta] + \beta(1 - \phi)t + u_t \quad (6)$$

만약 TS가설이 맞다면 $|\phi| < 1$ 이어야 한다. 만약 DS가설이 맞다면 $\phi = 1$ 이어야 하며, 위 식(6)은 다음과 같은 형태로 나타나게 된다.

$$y_t = y_{t-1} + \beta + u_t$$

만약 다음과 같은 형태로 선형회귀를 하게 되면

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

귀무가설 $\rho = 1, \gamma = 0$ 는 식(6)에서의 $\phi = 1$ 조건과 동일함을 알 수 있다.

III. 한국의 거시경제변수들에 대한 단위근 검정

이제까지 살펴 본 단위근 검정방법으로 우리나라의 거시경제변수들에 대하여 검정을 하였다. 사용된 자료는 1970년 1분기~1990년 3분기의 분기별 자료로서 GDP, 소비, 투자, 노동시간, 임금이다. 분석을 위해 사용된 변수와 자료는 다음과 같다.

산출량(GDP) : 국내총생산(GDP)

소비(C) : 민간소비지출

투자(I) : 고정자본형성(fixed capital formation)

노동시간(H) : 분기별 노동시간

임금(W) : 분기별 임금총액

각 변수들은 1980년 가격기준의 실질변수이며, 노동시간을 제외한 변수들은 각 분기말의 인구수로 나누어 일인당 변수로 변환시켰다. 노동시간은 분기별 총노동시간인 2188.8시간으로 나누어 평균 노동시간을 사용하였다. 또한

모든 변수는 X-11 ARIMA모형에 의해 계절조정 되었으며, 대수변환(log transformation)시킨 상태로 분석하였다. 이같은 자료에 의해 단위근 검정을 한 결과는 표(1)~(6)에 나타나 있다. 아래의 표(1)은 상수항을 포함시킨 모형으로 DF검정을 한 결과이다.

〈표 1〉 상수항을 포함한 DF Test

	μ	ρ	$t\mu$	SE	DW	UR-Test
GDP	0.0101	0.9951	-0.464	0.036	2.74	채택
C	0.0121	0.9997	-0.036	0.017	2.37	채택
I	0.0157	0.9967	-0.224	0.077	2.52	채택
H	-0.1759	0.8524	-2.292	0.013	2.31	채택
W	-0.0899	1.0080	0.839	0.031	2.22	채택

* DF 임계치 : 1% = -3.5121, 5% = -2.8972, 10% = -2.5855

표(1)에 의하면 실질 GNP등 5개 거시경제변수들의 ρ 추정치 값이 0.99~1.01이며, t 통계량은 -2.292~0.839로 나타났다. DF검정표에 의한 임계치는 -2.897(유의수준=5%)이므로 우리나라의 산출량 등 주요 거시경제변수들이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다.¹⁾

또한 Hodrick-Prescott필터를 사용하여 추세를 제거시킨 후 단위근 검정을 하였으며 그 결과는 다음의 표(2)에 나타나 있다.

〈표 2〉 H-P필터 적용 후의 DF Test

	μ	ρ	$t\mu$	SE	DW	UR-Test
GDPS5	0.0094	0.4552	-5.376	0.031	2.04	기각
CP5	0.0049	0.6137	-4.320	0.015	2.08	기각
IF5	0.0077	0.6601	-4.000	0.069	2.22	기각
H5	-0.0006	0.4658	-5.579	0.010	2.07	기각
W5	-0.0056	0.6944	-3.720	0.028	1.99	기각

* DF 임계치 : 1% = -3.5132, 5% = -2.8976, 10% = -2.5858

표(2)에 의하면 변수들의 ρ 추정치는 0.46~0.69로서 나타났고 유의수준 1%에서조차도 단위근 존재는 기각할 수 있는 것으로 나타났다. 따라서 표(1)의 결과에서처럼 실질GNP등 주요 거시경제변수들이 비정상적이라 할

1) 상수항 및 추세가 없는 상태에서 단위근 검정을 하면 산출량의 경우 $\rho=0.9882$, $t=-4.168$ 로서 유의수준 1% 임계치인 -2.591값에 상당히 작으므로 단위근 가설이 기각될 수 있다. 이러한 현상은 소비 및 투자의 경우에도 나타나고 있다.

지라도 Hodrick—Prescott필터를 사용하여 추세를 제거시키면 정상성을 회복한다는 사실을 확인할 수 있었다.

또한 상수항 및 시간추세를 포함시켜 DF검정을 한 결과는 다음의 표(3)에 나타나고 있다.

〈표 3〉 상수항과 추세를 포함한 DF 검정

	μ	Trend	ρ	$t\rho$	SE	DW	UR-Test
GDP	-0.4565	0.0037	0.7686	-3.203	0.034	2.45	채택
C	-0.2344	0.0012	0.5435	-2.004	0.017	2.24	채택
I	-0.5673	0.0040	0.8389	-2.595	0.074	2.34	채택
H	-0.1737	0.0000	0.8526	-2.283	0.013	2.32	채택
W	1.5029	0.0020	0.8806	-2.143	0.030	2.10	채택

* DF 임계치 : 1% = -4.0742, 5% = -3.4652, 10% = -3.1589

표(3)에 의하면 실질 GDP등 5개 거시경제변수들의 ρ 추정치 값이 0.54~0.88이며, t통계량은 -2.004~-3.203으로 나타나고 있다. DF검정표에 의한 유의수준 5%의 임계치는 -3.465이므로 상수항 및 추세를 포함시킨 단위근 검정에서도 산출량 등 거시경제변수들이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각시킬 수 없었다.

앞의 표(1)과 (3)에서 볼 수 있듯이 DW값은 1.99~2.74로 나타나 DF검정을 위한 추정식의 오차항이 시계열적으로 독립적이지 못함을 알 수 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해 시차변수를 포함시켜 DF검정을 확장시킨 것이 ADF검정이다. 따라서, 시차4의 차분변수 및 상수항을 포함시켜 ADF검정을 한 결과는 다음의 표(4)에 나타나 있다.

〈표 4〉 상수항을 포함한 ADF Test : 시차=4

	μ	ρ	$t\mu$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	UR-Test
GDP	0.0197	0.9990	-0.103	-0.292	-0.142	-0.131	0.309	0.030	2.02	채택
C	0.0146	1.0018	0.252	-0.208	-0.093	0.038	0.377	0.016	2.03	채택
I	0.0191	0.9973	-0.168	-0.268	0.012	0.182	0.022	0.076	2.00	채택
H	-0.1202	0.8995	-1.310	-0.236	0.114	0.091	0.023	0.012	2.00	채택
W	-0.1762	1.0147	1.383	-0.168	-0.107	-0.048	0.114	0.031	2.06	채택

* DF 임계치 : 1% = -3.5153, 5% = -2.8986, 10% = -2.5863

시차변수 중의 상당수가 유의적인 것으로 나타났으며 이 경우에도 단위근을 가진다는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다.

아래의 표(5)는 시차6의 변수까지 포함시킨 ADF검정의 결과로서 시차 4의 경우와 마찬가지로 산출량 등 주요 거시경제변수들이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 상수항을 포함한 ADF Test : 시차=6

	μ	ρ	$t\mu$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	SE	DW	UR-Test
GDP	0.0198	0.9988	-0.122	-0.301	-0.118	-0.135	0.316	0.006	-0.045	0.031	2.00	채택
C	0.0173	1.0030	0.388	-0.224	-0.062	0.043	0.382	0.026	-0.116	0.017	2.03	채택
I	0.0113	0.9944	-0.334	-0.257	0.027	0.169	-0.001	-0.045	0.095	0.078	1.90	채택
H	-0.1391	0.8839	-1.391	-0.222	0.151	0.142	-0.030	0.054	-0.034	0.017	1.80	채택
W	-0.1089	0.9907	0.849	-0.162	-0.059	0.018	0.137	0.250	-0.111	0.030	2.04	채택

* DF 임계치 : 1% = -3.5176, 5% = -2.8996, 10% = -2.5868

표(3)의 결과와 비교하기 위하여 상수항, 추세항 및 시차 4변수를 포함시켜 ADF검정을 한 결과는 다음의 표(6)과 (7)이다.

〈표 6〉 상수항과 추세항을 포함한 ADF Test : 시차=4

	μ	T	ρ	$t\rho$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	UR-Test
GDP	-0.3028 (0.1515)	0.003 (0.001)	0.8445	-2.133	-0.177	-0.054	-0.060	0.350	0.030	2.07	채택
C	-0.2616 (0.1362)	0.001 (0.001)	0.8843	-1.992	-0.121	-0.014	0.097	0.422	0.016	2.09	채택
I	-0.6396 (0.2624)	0.004 (0.002)	0.8241	-2.521	-0.173	0.100	0.271	0.104	0.073	2.00	채택
H	-0.1055 (0.0953)	0.000 (0.000)	0.9107	-1.121	-0.252	0.098	0.071	0.007	0.012	1.99	채택
W	2.1622 (0.8015)	0.003 (0.001)	0.8273	-2.692	-0.072	-0.005	0.034	0.191	0.029	2.18	채택

* DF 임계치 : 1% = -4.0787, 5% = -3.4673, 10% = -3.1601

** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

〈표 7〉 상수항을 포함한 ADF Test : 시차=6

	μ	T	ρ	$t\rho$	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	θ_5	θ_6	SE	DW	UR-Test
GDP	-0.351 (0.169)	0.003 (0.001)	0.8225	-2.201	-0.194	-0.028	-0.036	0.391	0.102	0.028	0.030	1.98	채택
C	-0.283 (0.154)	0.001 (0.001)	0.8756	-1.897	-0.154	-0.003	0.109	0.449	0.114	-0.036	0.016	2.10	채택
I	-0.769 (0.290)	0.005 (0.002)	0.7865	-2.732	-0.141	0.113	0.255	0.120	0.077	0.187	0.074	1.92	채택
H	-0.139 (0.108)	0.000 (0.000)	0.8839	-1.290	-0.222	0.151	0.142	-0.030	0.053	-0.034	0.012	1.80	채택
W	3.271 (0.901)	0.004 (0.001)	0.7381	-3.624	-0.108	0.012	0.120	0.269	0.392	0.057	0.027	2.00	채택 (1%)

* DF 임계치 : 1% = -4.0819, 5% = -3.4688, 10% = -3.1610

** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

이 경우에도 시차변수 4와 6의 계수의 상당수가 유의적으로 나타났으며, 단위근 가설은 그 전과 마찬가지로 5% 유의수준에서 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다. 예외적인 경우로서 시차 6의 경우 임금변수는 통계치가 -3.624로서 5% 유의수준(임계치 -3.469)에서는 단위근 가설이 기각되었으나 1% 유의수준에서는 단위근 가설을 기각할 수 없었다.

IV. 구조적 변화와 단위근 검정

앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라의 경우에도 실질산출량을 비롯한 대부분의 주요 거시경제변수들이 단위근을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이미 Choi(1993), 박재하(1993), 김치호(1993), 전성인(1992)등에 의해 밝혀진 사실과 유사하다.²⁾

이같은 사실은 미국의 경우에도 주요 거시경제시계열들이 단위근을 가진다는 Nelson-Plosser(1982)의 연구결과와 상응하는 것이다.

그러나 1930년대의 세계대공황이나 1970년대의 1,2차 석유파동 등과 같은 경제의 構造的 變化(structural shift)가 발생하는 경우 정상적 시계열의 평균이 변화하거나 수준값의 하락이 초래되어 경제시계열이 非定常의 형태를 가질 수 있게 된다. 일반적으로 세계대공황은 거시경제변수들의 평균값의 급격한 하락을 초래했으며, 석유파동은 각 경제의 성장률을 둔화시킴으로써 거시경제변수들의 추세를 변화시켰다고 알려지고 있다. Perron(1989)은 이러한 구조적 변화를 고려하지 않은 표준적인 단위근 검정방법이 문제를 가질 수 있다고 주장하였다. 즉 Perron에 의하면 실제 시계열이 구조변화를 포

2) Choi(1993)는 70: I ~ 90: IV의 분기별 GNP, GDP등을 이용하여 추세를 포함시킨 시차 2,3,4까지의 ADF검정, Phillips-Perron검정, Durbin-Hausman검정을 실시한 결과, 단위근 가설을 5% 유의수준에서 기각하지 못했다. 전성인(1992)은 70: I ~ 90: IV 분기까지의 실질GNP를 계절 가변수로 계절조정된 후 단위근 검정을 실시했다. ADF검정의 경우에는 단위근 가설을 5% 유의수준에서 기각하지 못했고, Phillips-Perron검정과 Stock-Watson공적분 검정의 경우에는 추세를 넣었을 때 1% 수준에서 단위근 가설을 기각했다. 김치호(1993)는 ADF검정을 통해 70: I ~ 92: IV의 분기별 실질GNP가 5% 유의수준에서 단위근 가설을 기각하지 못한다고 분석했다. 박재하(1993)는 역시 ADF검정을 1970: I ~ 1991: IV의 분기별 실질GNP에 적용한 결과 단위근이 존재한다고 판단했다. 또한 SVAR모형을 이용하여 국내 공급충격의 국내 총생산에 대한 장기승수를 계산한 결과 1보다 크고, 이러한 사실이 단위근 존재를 뒷받침한다고 주장했다.

함한 상태로 추세를 중심으로 정상적인 순환변동을 하고 있음에도 불구하고 기존의 방법대로 TS모형을 대립가설로 하여 단위근 검정을 하게되면 단위근가설을 기각시킬 수가 없게된다는 문제점을 지적하였다. 이같은 논의에 의하여 Perron은 구조적 변화를 고려한 검정법을 가변수(dummy variables)를 도입하여 기존의 ADF검정을 확장하는 방법을 제시하였으며, 구조변화가 있는 경우의 단위근 검정통계량을 Monte Carlo방법에 의해 도출하였다. 그 결과 Nelson-Plosser에 의해 분석된 14개의 거시경제시계열 중에서 11개의 시계열이 단위근가설을 기각시켰다. 따라서 완전표본(full sample)에 의한 시계열의 비정상성은 어떤 구조적 변화에 의해 발생할 수도 있으며, 단위근가설은 더이상 거시경제변수들의 정형화된 사실(stylized fact)이 되지 못함을 알 수 있다. 즉, 어떤 경제시계열은 표본전체의 기간에서는 비정상성을 나타내게 되지만, 만약 그 경제가 석유파동 등의 구조적 변화를 경험하였다면 그러한 구조변화가 발생한 시점 이전과 이후에 해당하는 각 期間에 있어서는 정상적인 시계열의 행태를 나타낼 것이다. 이러한 관점에서 구조적 변화의 정도와 발생시점의 측정을 위한 노력이 시도되었다.

이제 추세항(drift)을 포함한 單位根존재를 귀무가설로 하고, T_B 期에서 단 한번의 구조적 변화가 발생하는 경우의 모형을 설정하면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{모형(A)} \quad y_t = \mu + \delta D(TB)_t + y_{t-1} + e_t$$

$$\text{모형(B)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t$$

$$\text{모형(C)} \quad y_t = \mu_1 + y_{t-1} + \delta D(TB)_t + (\mu_2 - \mu_1) DU_t + e_t$$

위 모형들은 기존의 단위근 검정모형에서 절편값의 변화 및 추세의 변화를 가변수(dummy variable)의 형태로 포함시킨 것이다. 즉, 위 식에서 가변수 $D(TB)_t$ 와 DU_t 는 각각 다음과 같은 성격을 가진다.

$$D(TB)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & t \neq T_B + 1 \end{cases}$$

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases}$$

또한 위 식에서의 오차항 e_t 는 다음과 같은 ARMA(p,q)과정을 가진다.

$$A(L)e_t = B(L)v_t,$$

여기서 v_t 는 i.i.d.변수이며 $(0, \sigma^2)$ 의 분포를 가진다.

그리고, TS모형을 대립가설로 하면 구조적 변화를 고려한 모형은 다음과 같이 가변수를 포함시킨 형태로 나타낼 수 있다.

$$\text{모형(A')} \quad y = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$$

$$\text{모형(B')} \quad y = \mu_1 + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$$

$$\text{모형(C')} \quad y = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t + e_t$$

위 식에서 가변수 DT_t^* 와 DT_t 는 각각 다음과 같은 성격을 가진다.

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & \text{if } t > T_B \\ 0, & \text{if } t \leq T_B \end{cases}$$

$$DT_t = \begin{cases} t, & \text{if } t > T_B \\ 0, & \text{if } t \leq T_B \end{cases}$$

따라서, 위의 모형(A)와 (A')은 외생적인 경제구조의 변화에 의해 경제변수들의水準값이 변화할 수 있는 경우를 나타내고 있다. 이 경우에는 절편값이 변화하게 되며 가변수 DU_t 가 이를 나타내고 있다. 이러한 모형(A)를 “절편 이동모형”(Crash model : shifting trend model)이라고 부른다. 모형(B)는 외생적변화에 의하여 경제의 증가율이 변화하는 경우로서 추세함수의 기울기가 변화함으로 추세분절(segmented trend)이 있는 경우를 나타낸다. 이러한 모형을 “성장을 변화모형”(Changing growth model)이라고 부른다. 모형(C)는 이러한 두가지 변화가 동시에 발생하는 경우를 나타낸다. 즉, 수준값이 갑자기 변화한 다음에 성장경로가 변화하는 경우를 나타낸다.

따라서 構造的 變化를 고려한 단위근 검정 방법으로서 다음과 같이 변환된 ADF검정모형을 상정할 수 있다.

$$\text{모형(A'')} \quad y = \mu^A + \theta^A DU_t + \beta^A t + \delta^A D(TB)_t + \rho^A y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$\text{모형(B'')} \quad y = \mu^B + \theta^B DU_t + \beta^B t + \gamma^B DT_t^* + \rho^B y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$\text{모형(C'')} \quad y = \mu^C + \theta^C DU_t + \beta^C t + \gamma^C DT_t + \delta^C D(TB)_t + \rho^C y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

앞의 모형에서 단위근이 존재한다는 귀무가설 H_0 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

H_0 : UR

모형 A : $\rho^A=1, \beta^A=0, \theta^A=0, \delta^A \neq 0$

모형 A : $\rho^B=1, \beta^B=0, \gamma^B=0, \theta^B \neq 0$

모형 C : $\rho^C=1, \beta^C=0, \gamma^C=0, \theta^C \neq 0, \delta^C \neq 0$

또한 단위근이 존재하지 못한다는 대립가설 H_a 는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

H_a : TS

모형 A : $\rho^A < 1, \beta^A \neq 0, \theta^A \neq 0, \delta^A = 0$

모형 B : $\rho^B < 1, \beta^B \neq 0, \gamma^B \neq 0, \theta^B = 0$

모형 A : $\rho^C < 1, \beta^C \neq 0, \theta^C \neq 0, \gamma^C \neq 0, \delta^C = 0$

그러나, Perron(1989)에 의하면 모형(B)의 경우 기존의 ADF검정모형대신 위에서 정의된 모형(B')을 사용하여 단위근의 존재유무를 검정하면 계수 ρ 의 임계치의 절대값이 작아지게 되어 검정력이 약화되므로 다음과 같은 식을 사용할 것을 제시하였다.³⁾

모형(B') $y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \theta DU_t + \tilde{y}_t$

$$\tilde{y}_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + v_t$$

즉 위 첫번째 식에 의해 구조적 변화를 나타내는 가변수 DT^* , DU 와 시간변수 t 를 포함시킨 상태로 우선 추세를 제거시킨후, 그 잔차를 두번째 식에 의해 ADF검정을 하면 된다.

우리나라 경제에 있어서 구조적 변화의 대표적인 경우로는 2차 석유파동을 들 수 있다. 2차 석유파동은 1979~1980년 사이에 발생하였으므로 T_B 를 1979년 1분기로 가정하여 분석하였다. 각 모형의 경우 확장된 ADF검정을 위한 변수의 시차는 6으로 설정했다. 우선 절편이동모형(Crash model)에 의해 1970:I ~ 1990:III의 우리나라 주요 거시경제시계열의 단위근 존재검정

3) 검정력 약화에 대한 자세한 내용은 Perron(1989)의 p.1381을 참조할 것.

의 결과는 다음의 표(8)에 나타나 있다.

〈표 8〉 절편이동모형 : 모형(A)의 추정결과

T _B =1979: I													
	μ	β	θ	δ	ρ	T($\rho-1$)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	Perron test
GDP	-0.560 (0.160)	0.006 (0.001)	-0.070 (0.017)	0.053 (0.033)	0.7017	-24.759	-0.286	-0.154	-0.215	0.239	0.027	2.07	기각 (10%)
C	-0.232 (0.140)	0.002 (0.001)	-0.036 (0.009)	0.024 (0.019)	0.8912	-9.031	-0.367	-0.223	-0.092	0.287	0.015	2.07	채택
I	-0.590 (0.288)	0.007 (0.002)	-0.118 (0.044)	0.122 (0.080)	0.8274	-14.326	-0.288	-0.062	0.090	-0.024	0.071	1.89	채택
H	-0.203 (0.116)	-0.000 (0.000)	0.009 (0.006)	-0.014 (0.012)	0.8289	-14.202	-0.199	0.175	0.166	-0.009	0.012	1.81	채택
W	2.683 (0.990)	0.004 (0.001)	-0.031 (0.016)	0.037 (0.030)	0.7870	-17.679	-0.207	-0.106	0.018	0.159	0.027	1.97	채택

* Perron Critical Value : 1% = -34.07, 2.5% = -29.00, 5% = -25.25, 10% = -21.55

** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

산출량의 경우 $\rho=0.702$ 이며 통계값 $T(\rho-1)=-24.76$ 으로서 5% 유의수준(임계치 = -25.25)에서는 단위근 가설을 기각시킬 수 없지만 10% 유의수준(임계치 = -21.55)에서는 단위근 가설을 기각시킬 수 있는 것으로 나타났다. 소비, 투자, 노동, 임금 변수는 이 경우에도 단위근 가설을 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다. 그러나, 모형(A)에서 단위근 존재여부의 판단기준은 $\rho=1$ 이외에도 $\beta=0$, $\theta=0$, $\delta \neq 0$ 이어야 한다. 표(8)에서 볼 수 있듯이 추세항의 계수 β 는 모든 변수에 대해 0이 아닌 유의적인 값을 가지고 있으며 TS모형하에서의 절편값 이동을 측정하는 계수값 θ 도 산출량, 소비, 투자변수의 경우에는 0이라고 볼 수 없다. 또한, DS 모형하에서의 절편값 이동을 나타내는 계수값 δ 는 모두가 비유의적인 것으로 나타나고 있다. TS과정인 경우 $\rho < 1$, $\beta \neq 0$, $\theta \neq 0$, $\delta = 0$ 이어야 하므로 전체적으로 볼때 $\rho < 1$ 의 사실을 제외하고는 UR가설보다는 TS가설의 성립가능성을 높게 만들어 주고 있다.

성장을 변화모형(Changing growth model)인 모형B를 사용하여 단위근 검정을 한 결과는 다음의 표 (9)에 나타나 있다.

〈표 9〉 성장률 변화모형 : 모형(B)의 추정결과

T _B =1979: I													
	μ	β	θ	δ	ρ	T(ρ -1)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	Perron test
GDP	-2.093 (0.013)	0.020 (0.001)	-0.003 (0.001)	-0.132 (0.018)	0.6867	-26.003	-0.102	0.002	-0.120	0.247	0.031	1.98	채택
C	-2.353 (0.010)	0.014 (0.000)	-0.002 (0.001)	-0.063 (0.014)	0.8169	-15.194	-0.030	0.104	-0.016	0.395	0.017	1.98	채택
I	-3.762 (0.039)	0.033 (0.002)	-0.010 (0.002)	-0.167 (0.051)	0.6641	-27.878	-0.081	0.119	0.265	0.132	0.073	1.95	채택
H	-1.187 (0.007)	-0.000 (0.000)	-0.001 (0.000)	0.035 (0.009)	0.7568	-20.181	-0.081	0.261	0.073	-0.002	0.012	1.80	채택
W	12.571 (0.020)	0.013 (0.000)	0.002 (0.001)	0.018 (0.268)	0.7544	-20.388	-0.060	0.043	0.166	0.282	0.028	2.02	채택

* Perron Critical Value : 1% = -40.08, 2.5% = -33.21, 5% = -29.51, 10% = -25.15
** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

성장률 변화모형인 모형(B)를 사용하는 경우 산출량의 단위근 계수는 $\rho = 0.687$ 로서 나타났으며, 단위근 가설은 5% 유의수준에서 기각할 수 없는 것으로 나타났다. 그러나, 모형(B)에서 단위근 가설이 유효하려면 $\rho = 1$ 이외에도 $\beta = 0$, $\gamma = 0$, $\theta \neq 0$ 이어야 한다. 표(9)를 살펴보면 노동시간을 제외한 모든 변수에 대하여 추세항을 나타내는 계수 β 가 유의적으로 나타나고 있다. 뿐만 아니라 단위근가설 하에서 증가율변화를 나타내는 계수 θ 가 임금변수의 경우를 제외한 나머지가 모두 유의적으로 나타난 반면 TS가설 하에서 증가율변화를 나타내는 계수 γ 도 역시 대부분이 유의적이었다. 이제 이상과 같은 절편이동모형과 성장률 변화모형을 동시에 고려하는 모형(C)를 사용하여 추정한 결과는 다음의 표(10)에 나타나 있다.

〈표 10〉 모형(C)의 추정결과

T _B =1979: I														
	μ	β	θ	γ	δ	ρ	T(ρ -1)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	Perron test
GDP	-0.693 (0.183)	0.008 (0.002)	-0.047 (0.023)	-0.002 (0.001)	0.057 (0.033)	0.6410	-29.797	-0.249	-0.122	-0.191	0.246	0.027	2.06	기각 (10%)
C	-0.255 (0.175)	0.002 (0.001)	-0.033 (0.016)	-0.000 (0.000)	0.023 (0.020)	0.8817	-9.819	-0.357	-0.212	-0.082	0.297	0.015	2.07	채택
I	-1.223 (0.346)	0.015 (0.003)	0.024 (0.063)	-0.006 (0.002)	0.147 (0.076)	0.6680	-27.556	-0.237	-0.037	0.098	0.004	0.067	1.91	채택 (10%)
H	-0.127 (0.113)	0.000 (0.000)	0.032 (0.009)	-0.001 (0.000)	-0.019 (0.012)	0.9020	-8.134	-0.350	-0.000	-0.017	-0.209	0.011	1.90	채택
W	1.922 (1.029)	0.005 (0.001)	-0.005 (0.019)	-0.002 (0.001)	0.039 (0.029)	0.8461	-12.773	-0.321	-0.230	-0.109	0.059	0.026	1.98	채택

* Perron Critical Value : 1% = -44.07, 2.5% = -37.56, 5% = -33.79, 10% = -29.41
** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

모형(C)의 추정결과를 살펴보면 $\rho=0.641$ 로 나타나 5% 유의수준에서 단위근 가설을 기각시킬 수 없는 것으로 나타났다. 그러나, 모형(C)에서 단위근이 존재한다는 귀무가설은 $\rho=1$ 뿐 아니라 $\beta=0, \gamma=0$ 인 반면 $\delta \neq 0$ 이어야 한다. 그러나 노동시간을 제외한 모든 변수의 경우 추세항의 계수인 β 가 0이 아니며 DS모형하의 절편의 변화를 나타내는 계수값 θ 가 산출량, 소비,

〈표 11〉 절편이동모형 : 모형(A)의 추정결과

T _B =1980: IV													Perron test
	μ	β	θ	δ	ρ	T($\rho-1$)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	
GDP	-0.554 (0.336)	0.005 (0.003)	-0.022 (0.031)	0.063 (0.038)	0.7145	-23.697	-0.031	0.068	0.065	0.461	0.030	2.04	기각 (10%)
C	-0.508 (0.225)	0.003 (0.001)	-0.018 (0.014)	0.022 (0.020)	0.7732	-18.825	-0.066	0.057	0.148	0.461	0.016	2.06	채택
I	-1.382 (0.367)	0.012 (0.003)	-0.119 (0.049)	0.136 (0.081)	0.6103	-32.345	-0.047	0.167	0.312	0.152	0.072	1.86	기각 (2.5%)
H	-0.186 (0.123)	-0.000 (0.000)	0.006 (0.006)	-0.000 (0.014)	0.8431	-13.022	-0.195	0.178	0.167	-0.026	0.012	1.79	채택
W	3.349 (0.927)	0.004 (0.001)	-0.006 (0.014)	0.010 (0.030)	0.7342	-22.062	-0.103	0.005	0.114	0.264	0.028	2.01	기각 (10%)

* Perron Critical Value : 1% = -35.83, 2.5% = -29.80, 5% = -25.56, 10% = -21.79

** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

〈표 12〉 성장률 변화모형 : 모형(B)의 추정결과

T _B =1980: IV													Perron test
	μ	β	θ	δ	ρ	T($\rho-1$)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	
GDP	-2.073 (0.013)	0.019 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.136 (0.018)	0.3908	-50.560	0.070	0.173	0.079	0.313	0.035	1.99	기각 (1%)
C	-2.349 (0.008)	0.014 (0.000)	-0.000 (0.000)	-0.104 (0.011)	0.5761	-35.186	0.059	0.105	0.068	0.071	0.019	2.00	기각 (5%)
I	-3.752 (0.033)	0.032 (0.001)	-0.005 (0.002)	-0.289 (0.047)	0.4465	-45.939	0.019	0.204	0.305	0.224	0.075	1.91	기각 (1%)
H	-1.190 (0.006)	0.000 (0.000)	0.002 (0.000)	0.053 (0.009)	0.7177	-23.427	-0.150	0.198	0.162	-0.119	0.012	1.80	채택
W	12.561 (0.019)	0.014 (0.001)	0.003 (0.001)	-0.047 (0.028)	0.7599	-19.930	-0.083	0.052	0.124	0.240	0.023	2.01	채택

* Perron Critical Value : 1% = -40.08, 2.5% = -33.21, 5% = -29.51, 10% = -25.15

** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

<표 13> 모형(C)의 추정결과

T _B =1980: IV														Perron test
	μ	β	θ	γ	δ	ρ	T(ρ -1)	θ_1	θ_2	θ_3	θ_4	SE	DW	
GDP	-0.465 (0.360)	0.004 (0.004)	-0.036 (0.036)	-0.001 (0.001)	0.061 (0.038)	0.7553	-19.982	-0.075	0.024	0.027	0.426	0.030	2.04	채택 (10%)
C	-0.401 (0.268)	0.002 (0.001)	-0.029 (0.020)	0.000 (0.000)	0.020 (0.020)	0.8176	-15.139	-0.119	0.001	0.093	0.412	0.017	2.06	채택
I	-2.193 (0.497)	0.020 (0.005)	-0.006 (0.068)	-0.005 (0.002)	0.152 (0.079)	0.3987	-49.908	0.092	0.290	0.407	0.252	0.069	1.89	기각 (1%)
H	-0.247 (0.113)	0.000 (0.000)	0.050 (0.013)	-0.001 (0.000)	-0.009 (0.013)	0.7995	-16.642	-0.286	0.030	0.015	-0.181	0.011	1.86	채택
W	3.349 (0.934)	0.004 (0.001)	-0.002 (0.026)	-0.000 (0.001)	0.009 (0.031)	0.7341	-22.069	-0.105	0.004	0.113	0.264	0.028	2.10	채택 (10%)

* Perron Critical Value : 1% = -44.75, 2.5% = -37.72, 5% = -33.19, 10% = -29.04
** 괄호안의 숫자는 표준오차를 나타냄.

노동시간의 경우 0이 아닌 것으로 나타남으로써 전체적으로 볼 때 단위근가설의 성립가능성이 낮다. 또한 TS모형하의 증가율 변화를 나타내는 계수값 γ 가 소비변수를 제외하고는 유의적으로 나타났다.

지금까지는 T_B=1979: I로서 2차 석유교란의 발생시점을 중심으로 살펴 보았다. 이제 2차 석유교란의 경과시점 및 정치적 변동(1979년 10월의 대통령 시해사건 및 12.12사태, 1980년 5월의 광주 민주항쟁사건 등)을 고려하여 T_B=1980: IV로 하여 다시 모형(A)~(C)를 추정하였다. 그 결과 모형(A)와 (C)의 경우에는 T_B=1979: I의 결과와 비교할 때 큰 차이가 없었다. 그러나 모형(B)의 결과는 상당히 다르게 나타났다.

앞의 표(12)에서 볼 수 있듯이 모형(B)를 추정한 경우 산출량의 단위근 계수는 $\rho=0.391$ 로서 단위근 가설의 통계치(-50.56)는 1% 유의수준에서 기각시킬 수 있는 것으로 나타났다. 소비의 경우에도 $\rho=0.576$ 이며 통계치는 -35.19로서 5% 유의수준에서 단위근가설을 기각시킬 수 있었다. 투자의 경우에도 $\rho=0.447$, 통계치는 -45.94로서 1% 유의수준에서 단위근 가설이 기각되었다. 앞서와 마찬가지로 DS모형하의 증가율 변화를 나타내는 계수 θ 는 임금변수를 제외하고 대부분이 유의적으로 나타났다. 또한 노동시간을 제외한 모든 변수의 경우에 시간추세항의 계수 β 가 유의적으로 나타남으로서 단위근가설모형이 적합하지 않은 것으로 나타났다. TS모형하에서

증가율변화를 나타내는 계수 γ 가 비유의적으로 나타나고 있다.

V. 구조적 변화를 고려한 추세의 도출

앞에서 살펴본 바와 같이 여러가지 모형 가운데서 단위근가설과 TS가설 중 어느것도 완전한 설명력을 가지지는 못하였다. 이러한 결과는 우리나라의 주요 거시경제변수들이 임의보행과정과 확정적추세를 중심으로 변화하는 순환적 변동과정을 동시에 포함하고 있기 때문이다. 즉, 조하현(1993)에 의하면 우리나라의 경우 산출량변동에 있어서 임의보행과정으로 나타나는 추세변동부분은 약 27%정도이며 순환변동의 크기는 약 73% 정도인 것으로 나타났다.⁴⁾ 또한 경제충격의 장기적지속성의 크기는 0.52정도로서 현재의 실질 GNP가 과거 자료에 의해 예측되는 것보다 1%가 더 증가하였다면 앞으로 수 년 후의 GNP예측치는 0.52% 정도가 변화하는 것으로 나타났다.

전체적으로 살펴볼 때 구조적 변화의 시점을 2차 석유파동 발생시점으로 본 경우(즉, $T_B=1979: I$)에는 절편항의 이동과 성장률의 변화가 동시에 발생하는 모형(C)가 타당성이 있는 것으로 나타났으며, DS모형보다는 TS모형에 더욱 근접한 결과를 가지는 것으로 나타났다. 즉 모형(A)에서 TS모형하의 절편이동항이 대체적으로 유의적이었으며, 모형(B)에서도 TS모형하의 성장률변화를 초래하는 계수항도 유의적인 것으로 나타나 모형(C)의 결과와 상응하였다.

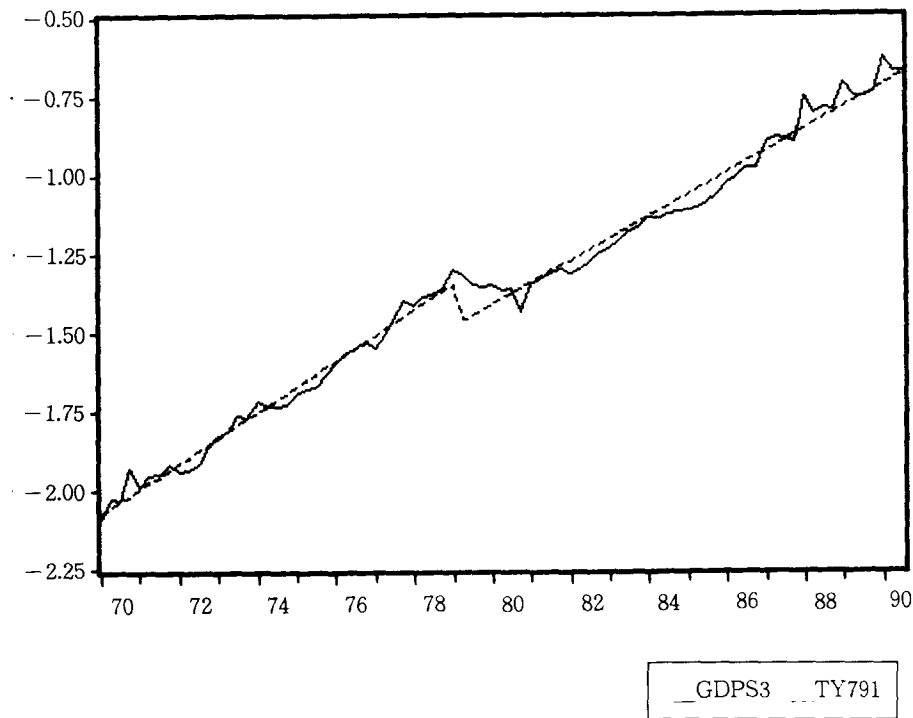
따라서 산출량의 절편이동과 성장률변화를 동시에 고려하는 모형을 다음과 같이 추정하였다.

$$\text{추정식 : } ty = -2.093 + 0.020t - 0.003DT_t^* - 0.132DU \\ (0.013) \quad (0.001) \quad (0.001) \quad (0.018)$$

따라서 우리나라 실질산출량의 추세는 매분기 0.02%씩 성장하며 절편이동항과 성장률변화항의 계수가 유의적인 것으로 나타났다. 이를 이용하여 추세치와 실질산출량을 비교한 것이 아래의 그래프(1)이다.

4) 조하현, “우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구”, 『제32차 학술발표대회 논문집』, 한국국제경제학회, (1993년 12월), pp.25-47.

〈그래프 1〉 실질산출량과 분절된 추세($T_B=1979: I$)



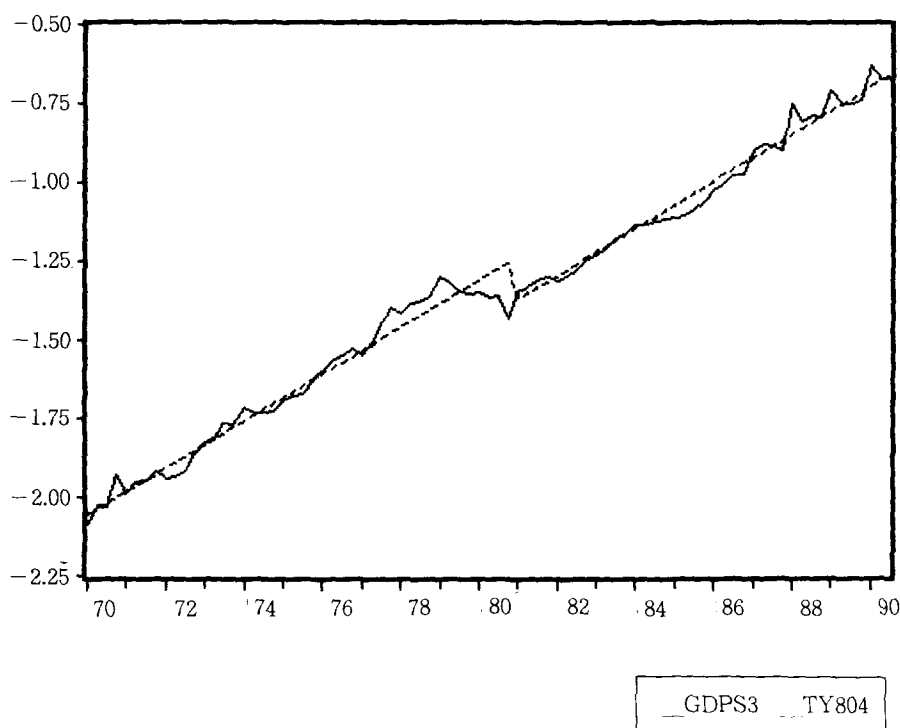
위 그래프(1)을 보면 1979년 1분기에 구조적 변화가 발생하여 추세가 분절(segmentation)되는 것으로 나타났다. 시간에 대한 추세선의 기울기는 0.016이며 구조변화의 시점을 중심으로 기울기의 변화를 비교한 결과 구조변화 전의 추세선의 기울기는 0.20인 반면 구조변화 후의 기울기는 0.17인 것으로 나타났다. 즉 우리나라의 산출량은 1979년 1분기에 그 수준이 상당히 하락하였을 뿐 아니라 성장률 자체도 약간 둔화되는 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 경제구조 변화시점을 1979년 1분기로 간주하는 경우 절편이동 모형(crash model)과 증가율변화모형(random growth model)을 동시에 결합한 모형의 사용가능성을 제시하고 있다.

구조변화의 시점을 1980년 4분기로 간주하는 경우 우리나라 산출량의 추세모형을 다음과 같이 나타냈다.

$$\begin{aligned} \text{추정식 : } ty = & -2.073 + 0.019 \, t - 0.000DT_1^* - 0.136DU \\ & (0.013)(0.001) \quad (0.000) \quad (0.019) \end{aligned}$$

이 경우 성장률변화를 나타내는 계수값은 비유의적인 반면 절편항 이동계수는 유의적으로 나타났다. 따라서 $T_B=1980:IV$ 인 경우 절편이동모형(Crash model)의 적용가능성을 제시하고 있다. 이러한 추세를 그래프로 나타낸 것이 아래의 그래프(2)이다.

〈그래프 2〉 실질산출량과 분절된 추세($T_B=1980:IV$)



그래프(2)에 의하면 1980년 4분기에 추세선이 분절되는 것을 볼 수 있으며 구조변화시점의 전후에도 추세선의 기울기는 변화하지 않은 것으로 나타났다. 앞절에서 우리는 구조적변화를 고려하는 경우 단위근가설이 기각될 수 있음을 보였다. 그러나, 이러한 결과는 추세제거방식에 있어서 반드시 TS방법이 DS방법보다 우월함을 보이는 것은 아니라는 점에 유의할 필요가 있다. 단위근가설과 TS가설을 동시에 검증한 결과 어느 한 쪽의 상대적 우월성을 판별할 수는 없었다.

주요 거시경제변수들이 임의보행과정과 확정적추세를 중심으로 변화하는

순환적변동과정을 동시에 포함하고 있다는 점을 고려할 때 경제변수의 추세 제거는 일방적인 DS방법 또는 TS방법의 적용보다는 두 방법의 동시적 사용 및 결합이 요망된다고 하겠다. 특히 우리나라와 같이 임의보행 과정에 의한 추세부분의 변동보다 순환변동부분의 크기가 우월하다는 점을 감안한다면 Hodrick-Prescott필터를 사용하는 것도 충분히 고려할 수 있을 것이다.⁵⁾

VI. 결론 및 앞으로의 연구방향

어떤 나라의 거시경제변수가 단위근을 가지는지의 여부는 경기변동모형의 연구 방향 뿐 아니라 거시경제정책의 운용방향을 미치게 된다는 점에서 외국에서는 많은 연구가 행해져 왔다.

본 연구에서는 우리나라의 산출량, 소비, 투자, 노동시간, 임금 등의 주요 거시경제변수들에 대하여 단위근의 존재유무와 그에 따른 장기추세제거방법을 살펴 보았다. 또한 기존의 DF검정, ADF검정 뿐 아니라 구조적 변화의 효과를 고려하는 모형으로 확장된 ADF검정, 즉 Perron검정을 시도하였다. 우리나라의 분기별자료(1970: I ~ 1990: III)를 사용하여 실증분석한 결과 기존의 DF검정 또는 ADF검정에 의하면 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각시킬 수 없는 것으로 나타났으며, 이러한 결과는 Choi(1993)등의 기존연구결과와 거의 일치하였다.

그러나, 1979년~1980년의 제2차 석유파동의 우리 경제에 미친 구조적 변화를 고려하여 Perron검정을 한 결과 구조변화시점을 1980년 4분기로 간주하는 경우 단위근을 가진다는 귀무가설을 대부분의 시계열자료에 1% 유의수준에서 기각시킴을 밝혔다.

하지만 이러한 결과가 반드시 확률보행모형의 사용가능성 자체를 배제하는 것은 아니다. 왜냐하면 본 연구의 제3절에서 볼 수 있듯이 절편이동과

5) H-P필터는 Kydland-Prescott등의 실물경기변동(RBC)연구자들에 의해 많이 사용되고 있다. 우리나라의 경제시계열에 대한 H-P필터 추세제거방법에 대해서는 다음을 참고할 것. 조하현, “우리나라 경기변동현상의 특성과 연구과제 : Hodrick-Prescott필터에 의한 분석”, 「경제학 연구」, 제39집, 한국경제학회(1991년 12월), pp.285-313.

증가율변화를 포함시킨 다양한 모형을 추정한 결과 DS모형이나 TS모형의 상대적 우월성 여부는 판별할 수가 없었다.

즉, 앞에서 살펴본 바와 같이 여러가지 모형 가운데서 단위근가설과 TS가설중 어느 것도 완전한 설명력을 가지지는 못하였다. 이러한 결과는 우리나라의 주요 거시경제변수들이 임의보행과정과 확정적추세를 중심으로 변화하는 순환적변동과정을 동시에 포함하고 있기 때문이라는 연구결과와 일치함을 보였다. 즉, 조하현(1993)에 의하면 우리나라의 경우 산출량변동에 있어서 임의보행과정으로 나타나는 추세변동부분은 약27% 정도이며 순환변동의 크기는 약 73% 정도인 것으로 나타났다. 이러한 점을 고려할 때 경제변수의 추세제거는 단순히 개별적인 DS방법 또는 TS방법의 적용보다는 두 방법의 동시적 결합에 의해 행해져야 할 것으로 믿는다.

이같은 결과에서 우리나라의 실질산출량의 변동이 전체적으로 볼 때 절편이동모형(Crash model)과 증가율변화모형(random growth model)을 동시에 결합한 모형의 가능성이 제시되었다. 특히 경제구조시점을 1979년 4분기로 간주하는 경우 우리나라의 산출량은 1979년 1분기에 그 수준이 상당히 하락하였을 뿐 아니라 성장률 자체도 약간 둔화되는 것으로 나타났다.

앞에서 살펴본 바와 같이 우리나라 주요 거시경제변수들이 단위근을 갖지 않는다면 거시경제정책의 운용방향도 이 점을 고려해야 할 것이다. 즉, 우리나라의 실질 산출량의 추세전도(trend perversion)적인 성격보다 오히려 추세회귀(trend reversion)적인 성격이 강한 경우 경기안정화정책과 장기적인 성장정책은 어느 정도 독립적으로 사용되어야 함을 시사하고 있다.

본 연구의 한계는 경제구조의 변화시점을 사전적으로 알고 있다고 가정하여 실증분석을 시도한 것이다. Christiano(1988)등은 이러한 경제구조변화의 시점자체를 판별하는 방법을 제시하였다. 이와 같이 구조변화시점을 내생적으로 판별하는 것 이외에도 구조변화자체가 여러 번 발생할 수 있다는 점까지 고려한 모형을 사용하여 우리나라 경제변수의 단위근존재 유무와 장기추세제거방법을 연구하는 노력이 요망된다.

參考文獻

1. 김치호, “소규모 개방경제의 거시경제적 충격과 경기변동”, 한국경제학회 정기학술대회, (1993).
2. 박재하, “우리나라의 경기변동요인”, 금융연구 7권 1호 (1993년 12월).
3. 백웅기, “한국경기순환의 특징과 양태 : 역사적 고찰”, 한국개발연구 (1993년 가을), pp.53-93.
4. 전성인, “통화, 물가, 명목임금의 장단기 동학에 관한 연구”, 한국개발연구 제14권 제1호, (1992년 봄), pp.37-60.
5. 조하현, “우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구”, 『제32차 학술발표대회 논문집』, 한국국제경제학회, (1993년 12월), pp.25-47.
6. 조하현, “균형경기변동모형과 한국의 경기변동현상 : Time-to-build technology모형 「KCCI 경제전망」, 대한상공회의소 한국경제연구센터 (1991년 7월), pp.45-78.
7. 조하현, “우리나라의 경기변동현상의 특성과 연구과제 : Hodrick-Prescott필터에 의한 분석”, 『경제학연구』, 제39집 제2호, 한국경제학회 (1991년 12월), pp.285-313.
8. 조하현, “비분리노동모형과 한국의 경기변동”, 「연세논총」, 제29집, 연세대학교 대학원(1993년 7월), pp.77-93.
9. 조하현, “설문조사기법을 이용한 거시경제예측 성향분석”, 「경제학연구」, 제41집 제1호, 한국경제학회(1993년 8월), pp.31-50.
10. 조하현-박동순, “우리나라 경기변동의 共通要因에 관한 연구 : 동행성 경제계열에 관한 분석”, 「금융경제연구」 제21호, 한국은행(1991년 1월), pp.1-28.
11. 조하현, 「韓國의 景氣變動과 巨視經濟政策의 方向」, 대한상공회의소 한국경제연구센터(1991).
12. Beveridge, S., and C.R. Nelson, “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*(Mar.1981), pp.151-74.
13. Balke, N.S., and T.B. Fomby, “Shifting Trends, Segmented Trends, and

- Infrequent Permanent Shocks”, *Journal of Monetary Economics* 28 (1991), pp.61–85.
14. Campbell, and J.Y., N.G. Mankiw, “Are Output Flutuations Transitory?”, *Quarterly Journal of Economics*(1987), pp.857–880.
 15. Campbell, J.Y., and N.G. Mankiw, “Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations”, *American Economic Review*(1987), pp.111–117.
 16. Clark, P.K., “The Cyclical Components of U.S. Economic Activity”, *Quarterly Journal of Economics* (1987), pp. 797–814.
 17. Clark, P.K, “Trend Reversion in Real Output and Unemployment”, *Journal of Econometrics* 40(1989), pp.15–32.
 18. Chan, K.H., J.C., Hayya, and J.K. Ord, “A Note on Trend Removal Methods : The Case of Polynomial Regression Versus Variate Differencing”, *Econometrica* 45(1977), pp. 737–744.
 19. Chen, C., and G. Tiao, “Random Level–Shift Time Series Models, ARIMA Approximations, and Level–Shift Detection”, *Juornal of Business and Economic Statistics* 8(1990), pp.83–97.
 20. Choi, In, “Univariate Properties of the Korean Economic Time Series”, *Korean Economic Review*, Vol.9, (1993, Winter), pp. 201–232.
 21. Christiano, L.J., “Searching for Breaks in GNP”, NBER Working Paper No. 2695(1988).
 22. Cochrane, J.H., “How Big is the Random Walk in GNP?”, *Journal of Political Economy* 96(1988), pp.893–920.
 23. Dickey, D.A, and W.A Fuller, “Distribution of the Estimations for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association* 74(1979), pp. 427–431.
 24. Engle, R.F., and C.W. Granger, “Co–Integration & Error Correcting Represntation, Estimation and Testing”, *Econometrica* 55(1987), pp.251–276.
 25. Hamilton, J.D., “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycles”, *Econometrica* 57