

지역총생산(GRP)의 장기지속성 및 공동변화와 정책적 시사점

姜 起 春*

目 次

- I. 서 론
- II. 여러가지 통계적 검정
- III. 지속성과 공동변화의 개념 및 측정방법
- IV. GRP의 장기지속성 및 공동변화 추정
- V. 정책적 시사점 및 결론

I. 서 론

1980년대 이후 많은 거시계량경제학자들의 주요 관심분야가 되고 있는 경기변동이론에서는 하나의 경제에 주어지는 충격과정(impulse mechanism)과 충격이 경제의 다른 부문으로 전파되어 가는 전파과정(transmission mechanism)의 식별에 많은 연구들을 해왔다. 경기순환과정에서 나타나는 2가지 중요한 특징적인 현상(stylized facts)은 경기의 확장 또는 수축국면이 상당기간동안 지속되는 자기상관(auto-correlation)과 경제의 여러분야(지역적, 산업적 또는 국가적으로)에 걸쳐 확장과 수축이 같이 일어나는 공동변화(comovement)가 있다.

경제충격의 지속성에 관한 Nelson and Plosser(1982)의 선구적인 연구 이후 많은 연구자들이 지속적으로 관심을 가지고 있는 것은 장기추세와 단기순환간의 2분법(dichotomy between trend and cycle)이다. 이에 대한 전통적인 견해(conventional view)는 실질생산이 선형의 확정적 추세선(linear deterministic trend)으로부터 이탈하는 것을 경기순환이라고 정의하고 발생빈도가 높은 경기순환(high-frequency business cycle)과 발생빈도가 낮은 성장순환(low-frequency

* 제주대학교 경상대학 경제학과 조교수

1) 경기변동이론에서 최근의 연구과제에 대한 자세한 설명은 강기춘(1994)를 참고할 것.

growth cycle)은 양분된 것이라고 생각해 왔다.²⁾ 따라서 어느 한 시점에서 주어진 충격의 영향은 몇년내에 거의 모두 없어져 버린다. 추세(trend) 및 순환(cycle)의 2분법은 영구적 요인(permanent component)과 일시적 요인(transitory component)의 2분법이라고도 불리는데 그 이유는 경기순환은 금융정책 및 재정정책 등과 같은 일시적인 충격(temporary shocks)이 경제의 여러분야로 전달되어 일어나며 성장순환은 시간의 변화에 따라 천천히 지속적으로 진행되며 경제변수들의 단기변동에는 영향을 미치지 못한다고 생각해 왔기 때문이다. 따라서 경기순환의 진폭을 완화시키는 경기안정화정책과 장기성장추세에 영향을 주는 성장정책이 각각 따로 사용되어야 한다고 생각했다.

성장과 순환에 관한 전통적인 2분법은 1980년대 들어 새로운 연구들에 의해 도전을 받고 있다. 기존의 대부분 연구들은 확정적인 추세를 이용하여 성장과 순환을 분해하였다. 그러나 Nelson and Plosser는 많은 경제시계열의 장기특성은 확률적 추세(stochastic trend) 또는 임의보행(random walk) 확률과정(이를 단위근을 가진 확률과정이라고 한다)으로 표현될 수 있기 때문에 확정적 추세를 이용하는 접근방법은 잘못된 것이라고 주장하였다.³⁾ 뿐만 아니라 확률적 추세를 가진 충격(innovation)들은 실질 GNP와 같은 주요 경제시계열들의 장기변동은 물론이고 단기변동도 설명한다는 실증들을 제시하였다. 따라서 현재의 충격이 지속적으로 영향을 주기 때문에 기존의 추세 및 순환의 2분법은 성립될 수 없으며 단기적인 경기안정화 정책과 장기적인 성장정책을 구분하여 사용할 수 없다고 주장하였다.⁴⁾ 또한 그들은 어떤 시계열이 확정적 추세를 가진 경우에는 화폐적 교란의 중요성을 강조하는 화폐경기이론이 타당하지만 확률적 추세를 가진 경우에는 기술적 교란의 중요성을 강조하는 실물경기이론이 타당하다고 주장하였다. 한편, King, Plosser, Stock and Watson(1987)은 일시적인 경기변동도 단기적인 요인보다는 기술진보, 인구증가, 자본축적 등과 같은 장기적인 요인 때문에 일어난다고 주장하였다.

Nelson and Plosser에 의해 제기된 소위 단위근 혁명(unit root revolution)은 영구적인 충격의 존재를 확인시켜 주었고 이것이 더욱 발전하여 최근의 연구들은 경제시계열이 영구적인 요인과 평균으로 회귀하는 일시적인 요인의 결합으로 되어 있다고 보고 시계열을 두 요인으로

- 2) 선형의 확정적 추세선을 자연산출량(natural rate of output)의 증가율로 해석한다.
- 3) Orcutt(1948)은 GNP가 확률적 추세를 가질 수 있다고 최초로 주장하였다. 이러한 주장은 Box and Jenkins(1970)에 의해 발전하여 그들은 확률적 추세를 제거하면 안정시계열이 된다고 생각했다. 한편, Fuller(1976)와 Dickey and Fuller(1979)에 의해 시계열에 있어 확률적 추세의 존재 여부를 검정하는 방법이 개발되었고 Nelson and Plosser(1982)는 경제시계열이 확률적 추세를 가지는 지에 대해 최초로 검정을 시도하였다.
- 4) Schwert(1985)는 만약 진정한 자료생성과정(data generating process)이 이동평균항을 포함하고 있다면(예: $y_t - y_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1}$)의 현재의 충격은 시간의 흐름에 관계없이 $1 - \theta_1$ 으로 일정하기 때문에 단순히 단위근의 존재가 충격의 장기지속성을 보장해 주지 못한다고 주장하였다.

분해하여 각 요인의 상대적인 크기를 측정하고 있다. Campbell and Mankiw(1987a)는 미국의 분기별 GNP 자료를 이용하여 충격의 장기지속성이 존재하며 영구적 추세부분이 상당히 크다는 것을 밝혔고 Cochrane(1988)은 다른 측정방법으로 미국의 경우 장기지속성은 그렇게 크지 않다는 것을 밝혔다. 조하현(1994)은 우리나라의 분기별 GDP 자료를 이용하여 경제충격의 장기지속성 크기가 0.52 정도인 것으로 밝힌 바 있다.⁵⁾ 이러한 연구가 중요한 이유는 각 요인을 정확히 식별하면 경기대책을 포함한 경제정책의 수립에 도움을 주기 때문이다. 대부분의 학자들이 경기순환은 수요측 충격과 성장순환은 공급측 충격과 관계가 깊다는데 동의하고 있는데 예를 들어 실증 분석결과 영구적인 부분이 크면 공급측 충격이 수요측 충격보다 상대적으로 중요한 역할을 하고 일시적인 부분이 크면 수요측 충격이 상대적으로 중요한 역할을 하기 때문인 것으로 해석할 수 있기 때문에 적절한 경제정책을 세울 수 있다.

한편, 1980년대 초에 경제변수의 행태를 분석함에 있어 집계수준(aggregate level)의 변수를 이용하던 기존의 틀에서 벗어나 경제의 각 부문수준(disaggregate level)의 변수를 이용하는 흥미있는 연구가 제기되었다. 경기변동에 관한 이전까지의 대부분의 연구가 일부문모형(one sector model)으로 총체적 충격이 총생산의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지가 그 연구대상이었다. 그러나 Long and Plosser(1983, 1988)는 경제 각 부문의 상호작용에 의해 경기순환이 발생할 가능성을 고려하여 다부문모형(multi sector model)을 이용함으로써 이 분야의 연구에 길을 열었다.⁶⁾ 집계수준에서 국민총생산의 장기지속성에 관한 국내외 연구로는 조하현(1994), 이병완(1994) 등이 있고 외국의 연구로는 Campbell and Mankiw(1987a, 1987b), Cochrane(1988), Watson(1986) 등이 있다. 한편, 개방경제하에서 여러국가 총생산의 장기지속성에 관한 연구는 Campbell and Mankiw(1987)가 있다.⁷⁾

본 연구의 목적은 크게 세가지이다. 첫째는 지역총생산(Gross Regional Product)으로 측정된 각 지역경기변동의 장기지속성을 추정하는 것이다. 앞서서도 지적하였듯이 집계수준에서의 경기변동행태와 각 부문수준에서의 경기변동행태가 항상 일치하는 것이 아니기 때문에 우리나라 각 지역총생산의 행태를 살펴보고자 한다. 둘째는 지역총생산의 공동변화를 추정해 본다. 이 추정치

- 5) 다변수 시계열모형을 이용해 영구적 요인과 일시적 요인을 분해하 연구로는 (Blanchard(1989), Blanchard and Quah(1989), Shapiro and Watson(1988)), King, etal(1987) 등이 있다.
- 6) 그 외, 이 분야의 다른 연구로는 Norrbin and Schlagenhauf(1988, 1990, 1991), Stockman(1988), Krieger(1989), Altonji and Ham(1990) 등이 있다. 한편, Gauger(1988)는 실물부문에 대한 통화량의 영향을 검정함에 있어 기존의 집계변수 수준에서 검정하는 데서 벗어나 통화량의 변동이 각 부문의 생산에 영향을 주는 지를 검정함으로써 각 부문수준에서의 경제행태를 살펴보는 것이 중요하다는 것을 보여주었다.
- 7) Stock and Watson(1988)은 추세 및 순환에 관한 연구의 진행과정 및 최근에 연구에 대해 자세히 설명하고 있다.

는 충격이 각 지역으로 파급되어간 정도를 측정한 것인데 이렇게 함으로써 각 지역경기의 상호관련성을 살펴볼 수 있다. 세째는 지역경기변동의 특징적인 현상들을 살펴보고 이를 근거로 어떠한 거시경제정책을 수립하는 것이 바람직한 지를 고찰해 보고자 한다. 한편 본 연구에서 사용된 자료는 1970년부터 1986년까지의 우리나라 11개 지역 1인당 지역총생산(1980년 불변가격 기준)에 대한 연도별 자료로서 김성태·정초식·노근호(1991)의 자료를 그대로 이용하였다. 1인당 실질 GRP 자료를 사용하면 물가상승이나 인구증가가 GRP에 미치는 영향을 제거할 수 있다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. II 장에서는 지역총생산 자료에 대한 여러가지 통계적 검정을 해 보며 III 장에서는 지속성과 공동변화의 개념 및 측정방법에 대해 살펴본다. IV 장에서는 지역총생산 자료를 이용하여 공동변화 및 장기지속성의 정도를 추정해보며 마지막으로 V 장에서는 앞장에서의 결과를 토대로 거시경제정책의 수립에 대한 시사점을 도출하며 앞으로의 연구과제를 살펴 보고 결론을 맺는다.

II. 여러가지 통계적 검정

1. 단위근 검증(unit root test)

경제시계열의 여러가지 요인 가운데 추세요인은 확정적 추세일 수도 있고 확률적 추세일 수도 있다.⁸⁾ Granger and Newbold(1974) 이전까지는 모든 추세를 확정적 추세로만 이해하고 회귀 분석으로 확정적 추세를 제거한 안정시계열을 분석에 이용하였다. 그러나 Granger and Newbold에 의해 지적되었듯이 어떤 시계열이 확률적 추세를 가졌음에도 불구하고 회귀분석방법으로 확정적 추세를 제거한 후 시계열을 사용하면 표본의 수가 증감함에 따라 상관관계가 없는 변수 사이에도 마치 강한 상관관계가 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생하게 되어 잘못된 통계적 추론을 하게 된다.

어떤 경제시계열이 단위근(또는 확률적 추세)을 가지고 있는 지를 검정하는 방법은 여러가지가 있는데 여기서는 Dickey-Fuller(1979) 및 Phillips-Perron(1988)의 단위근 검정방법을 이용하였다.⁹⁾ (표 1)은 11개 지역 1인당 지역총생산의 자연로그치에 대한 Dickey-Fuller(DF), Augmented Dickey-Fuller(ADF)와 Phillips-Perron(PP)의 단위근 검정 결과를 각각 나타내고 있는데 모든 시계열에 단위근이 있는 것으로 나타났다. 한편, 어떤 시계열에 단위근이 존재한다는 것의 경제적 의미는 어떤 시점에서 그 시계열에 충격이 가해졌을 때 그 충격의 효과가 시간이

8) 확률적 추세를 가진 시계열을 단위근(unit root)을 가진 시계열이라고 한다.

9) 단위근 검정방법에 관해서는 강기춘(1993)에 자세히 설명되어 있다.

경과함에 따라 소멸되지 않고 계속 시계열에 영향을 준다는 것이다. 물론 단위근이 없는 시계열에 충격이 주어지면 시간이 경과함에 따라 충격의 영향이 소멸된다. 그러나 여기서 주목할 것은 Campbell and Mankiw(1987a)가 지적하였듯이 어떤 시계열에 단위근이 존재한다 하더라도 t 기의 충격이 항상 지속되는 것이 아니고 시간의 경과에 따라 소멸할 수도 있기 때문에 단위근 검정의 결과만을 가지고 충격의 지속성에 대해 결론을 내릴 수 없다. (충격의 장기지속성은 다음 장에서 논의된다)

(표 1) 단위근 검정

지역	DF ($\hat{\tau}_r$) ^a	ADF ($\hat{\tau}_r$) ^b	PP : Z($t_{\hat{\alpha}}$) ^c
서울	-0.02	-2.72	-2.64
부산	-0.20	-2.01	-2.49
경기	-0.85	-1.70	-1.76
강원	0.80	-2.25	-1.77
충북	0.27	-2.28	-1.67
충남	0.08	-1.95	-1.95
전북	0.10	-2.11	-1.60
전남	-0.28	-1.99	-2.39
경북	-0.23	-1.82	-2.68
경남	-1.08	-1.63	-2.75
제주	-0.13	-1.33	-2.13

a, b 위의 표에서 DF 값은 회귀방정식 $\Delta PGRP_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_i PGRP_{i,t-1} + e_{i,t}$ ($\Delta PGRP_{i,t}$ 는 $i(=1, 2, \dots, 11)$ 지역 1인당 지역총생산의 자연로그치에 대한 차분된 값을 나타냄)에서 $\gamma_i = 0$ 이라는 귀무가설(즉, 단위근이 존재한다)에 대한 t -통계량을 나타내고 ADF 값은 회귀방정식 $\Delta PGRP_{i,t} = \alpha_i + \beta_i t + \gamma_i PGRP_{i,t-1} + \delta_i \Delta PGRP_{i,t-1} + e_{i,t}$ 에서 $\gamma_i = 0$ 이라는 귀무가설에 대한 t -통계량을 나타낸다.

c. 네개의 시차가 PP 검정에 이용되었다.

2. 공적분 검정(cointegration test)

Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 통계적 정의는 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합(linear combination)이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분관계라고 한다. 이러한 공적분의 경제적이 의미는 변수들 사이에 장기적으로 안정적인 균형관계(long-run equilibrium relation)가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서 공적분 관계에 있는 다른 변수와 안정관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지 않고 반드시 이전의 안정적인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 가진 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는지를 검정하는

것은 경제적으로 이들 변수사이에 안정적인 균형관계가 있는지를 검정하는 것이 된다.¹⁰⁾ 한 변수가 다른 변수와 장기적인 관계가 성립한다는 것은 두 변수가 어떤 지속적인 요인(a common persistent component)을 공통적으로 가지고 있다는 것이다.

(표 2)는 1인당 지역총생산을 이용한 지역간 공적분 검정(cross-region cointegration test)의 결과를 나타내고 있다.¹¹⁾ 첫째 대부분의 1인당 지역총생산들이 서로 공적분 관계가 없는 것으로 나타났는데 이는 지역간에 장기적으로 영향을 주는 어떤 공통적인 충격은 존재하지 않는다는 것을 뜻한다. 생산에 장기적인 영향을 주는 충격으로 보통 기술충격 등의 실물충격을 들고 있는데 지역간 총생산에 장기적인 관계가 미약하다는 것은 지역간에 기술의 차이가 존재함을 의미할 수 있는데 이러한 결론은 김성태·정초시·노근호(1991)도 밝힌 바가 있다. 또한 어느 한 지역에서 발달한 기술이 다른 지역으로 이전이 되지 않는다는 해석도 가능하다. 둘째 서울의 1인당 지역총생산은 많은 지역의 총생산과 장기적인 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이는 서울에서의 기술발전은 다른 지역으로 이전되어 가는 것을 뜻한다.¹²⁾

(표 2) 지역간 이변수(bivariate)공적분 검정

	부산	경기	강원	충북	충남	전북	전남	경북	경남	제주
서울	-2.02	-3.14 ⁺	-4.92 [#]	-2.67	-4.23 [#]	-2.47	-3.85 [*]	-3.69 [*]	-2.80	-2.53
부산		-1.74	-1.59	-3.07 ⁺	-1.95	-1.14	-1.86	-2.08	-2.04	-1.95
경기			-0.74	-1.74	-1.39	-1.44	-2.25	-1.68	-2.97	-1.52
강원				-1.82	-0.32	-2.03	-1.07	-1.68	-1.56	-2.64
충북					-1.42	-1.98	-1.71	-0.68	-1.20	-1.68
충남						-1.91	-1.71	-2.99	-1.77	-1.78
전북							-1.56	-1.45	-1.43	-2.56
전남								-2.19	-0.33	-1.89
경북									-1.38	-1.55
경남										-2.90

● 위 표의 값은 제1단계 회귀방정식 $PGRP_{i,t} = \alpha + \gamma PGRP_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}$ ($i, j = 1, 2, \dots, 11$, 단 $i \neq j$)의 잔차항에 대한 제2단계 회귀방정식 $\Delta \epsilon_{i,t} = \rho_{i,1} \epsilon_{i,t-1} + \sum_{j=1}^4 \rho_{i,1+j} \Delta \epsilon_{i,t-j} + e_{i,t}$ 에서 $\rho_{i,1} = 0$ 이라는 귀무가설에 대한 t-통계량을 나타낸다.

● +, *, #는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

10) 공적분 검정방법에 관해서는 강기춘(1993)에 자세히 설명되어 있다.

11) 자료의 크기 관계로 여기서 보고된 공적분 검정의 통계적 유의성은 정확한 것은 아니다.

12) Durlauf(1989)는 선진6개국 GDP의 연도별 자료를 이용하여 이변수 공적분 검정을 하였는데 국가간에 공적분 관계가 없는 것으로 나타나 기술의 발달이 국가간에 이전되는 실증을 발견하지 못하였다. 그러나 미국내 산업간에는 공적분 관계가 있는 것으로 나타나 기술발달의 산업간 이전이 있다는 실증을 제시한 바 있다.

Ⅲ. 지속성과 공동변화의 개념 및 측정방법

1. 지속성의 개념 및 측정방법

지속성(persistence)이란 경제에 대한 어떤 교란(충격)의 효과가 장기간 계속되는 것을 말한다. 즉, 현재의 경제상태 및 그 변화가 미래에까지 계속적으로 영향을 주는 것을 말한다. 지속성의 측정방법에는 시계열모형을 이용해 측정하는 방법, 비모수적으로 측정하는 방법 및 비관측인자(unobserved component)모형으로 측정하는 방법 등 크게 세가지가 있다.¹³⁾

먼저 ARIMA 시계열모형을 이용해 측정하는 방법은 다음과 같다. Wold의 정리에 따르면 안정시계열, Δy_t , 는 다음의 (1)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형으로 나타낼 수 있는데 (1)식은 1차 차분된 변수의 확률변수 ε_t 에 대한 충격반응(impulse response)을 나타낸다.¹⁴⁾

$$\Delta y_t = A(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

단, $A(L) = \alpha_0 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \alpha_3 L^3 + \dots$ 은 시차연산자 다항식(lag operator polynomial)이다.

한편 (1)식을 수준값에 대해 나타내면 (2)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형이 되는데 (2)식은 수준변수의 확률변수 ε_t 에 대한 충격반응을 나타낸다.¹⁵⁾

$$\begin{aligned} y_t &= (1-L)^{-1} A(L)\varepsilon_t \\ &= B(L)\varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

단, $B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \beta_3 L^3 + \dots$ 은 시차연산자 다항식이다.

수준변수와 차분변수의 충격반응계수간에는 다음의 관계가 성립한다.

- 13) Campbell and Mankiw(1987b)는 3가지 방법에 대한 설명과 함께 여러가지 모형을 이용하여 각 측정치를 비교하였다. 한편, 지속성이 측정되면 추세 및 순환 또는 영구적인 요인과 일시적인 요인의 상대적인 중요도가 측정된다.
- 14) 앞 장의 단위근 검정의 결과에 따르면 모든 1인당 지역총생산이 단위근을 가지고 있으므로 차분한 시계열 Δy_t 는 안정시계열로서 전년대비 성장률을 나타내고 이 모형에서 t기에 발생한 충격이 t+k기 GRP성장률에 미치는 영향의 크기가 α_k 이다.
- 15) 이 모형에서 t기에 발생한 충격이 t+k기 GRP수준값에 미치는 영향의 크기(β_k)는 $1 + \alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k$ 로 (1)식에서 충격반응계수의 누적적인 합으로 나타남으로 β_k 를 누적충격반응(cumulative impulse response)계수라 한다.

$$\beta_i = \sum_{j=0}^i \alpha_j \quad (3)$$

따라서 i 시점에서 발생한 한 단위 충격(unit shock)이 GRP수준값에 미치는 장기적인 영향은 $i \rightarrow \infty$ 의 경우이므로 MA 시차연산자 계수의 무한합인 $A(1)$ 이 지속성의 정의에 따라 충격의 장기적 영향을 나타낸다. 어떤 시계열이 임의보행과정에 따른다면 $A(1)=1$ 이 되며 확정적 추세를 갖는 시계열이라면 $A(1)=0$ 이 된다.

또 다른 추정방법으로는 Cochrane(1988)이 개발한 비모수적 방법(nonparametric approach)이 있는데 그 방법은 다음과 같다. 그는 시계열에 있어 충격의 지속성 크기를 측정하기 위해서 Cochrane은 (4)식과 같은 분산비율(variance ratio)을 정의하고 극한 분산비율($= V = \lim_{k \rightarrow \infty} V_k$)을 충격의 장기적 지속성을 측정하는 계수로 사용할 수 있다는 것을 보였다.¹⁶⁾

$$V_k = \frac{1}{k} \frac{\text{Var}(y_t - y_{t-k})}{\text{Var}(y_t - y_{t-1})} \quad (4)$$

만약 GRP가 임의보행과정을 한다면 $\text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 는 $\text{Var}(y_t - y_{t-1})$ 의 k 배이므로 k 가 증가함에 따라 분산비율은 1로 접근해야 하며 확정적 추세를 중심으로 움직이는 추세안정과정이라면 $\text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 는 $\text{Var}(y_t - y_{t-1})$ 와 같기 때문에 분산비율은 0으로 접근해야 한다. 어떤 시계열이 (5)식과 같은 임의보행과정을 따른다고 하자. 그러면 y_t 와 k 차 차분인 y_{t-k} 의 분산 $\text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 은 $k\sigma_\epsilon^2$ 로서 시간 k 가 지남에 따라 그 분산이 계속 증가하게 된다.¹⁷⁾ 이와 같이 충격이 일어나 추세로부터 벗어나면 시간이 경과해도 추세로 복귀하지 않기 때문에 임의보행과정은 추세전도(trend perversion)를 한다고 하며 또는 확률적인 추세(stochastic trend)를 가졌다고도 한다. 또한 임의보행과정을 따르는 시계열의 차분값은 안정시계열이 되므로 이를 차분안정(difference stationary)과정이라 한다. 반면에 만약 어떤 시계열이 (6)식과 같이 확정적 추세를 중심으로

16) 극한분산비율은 1차 차분의 분산값에서 임의보행과정으로 나타나는 추세부분의 분산값이 차지하는 비율을 의미하므로 어떤 시계열에서 임의보행을 하는 추세부분의 중요성이 클수록 즉, 경제충격효과의 장기지속성이 클수록 V 값은 크게 된다.

17) 반복적인 대입에 의해 분산을 계산할 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \epsilon_t + \epsilon_{t-1} + y_{t-2} \\ &\quad \vdots \\ &= \epsilon_t + \epsilon_{t-1} + \epsilon_{t-2} + \dots + \epsilon_{t-k} + y_{t-k-1} \end{aligned}$$

따라서,

$$\begin{aligned} \text{Var}(y_t - y_{t-1}) &= \text{Var}(\epsilon_t) = \sigma_\epsilon^2 \\ \text{Var}(y_t - y_{t-2}) &= \text{Var}(\epsilon_t + \epsilon_{t-1}) = 2\sigma_\epsilon^2 \quad (\because \text{Cov}(\epsilon_t, \epsilon_{t-1}) = 0) \\ &\quad \vdots \\ \text{Var}(y_t - y_{t-k}) &= \text{Var}(\epsilon_t + \epsilon_{t-1} + \dots + \epsilon_{t-k}) = k\sigma_\epsilon^2 \quad (\because \text{Cov}(\epsilon_{t-i}, \epsilon_{t-j}) = 0 \text{ for } i \neq j) \end{aligned}$$

움직이는 추세안정과정이라고 하면 분산 $\text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 는 $2\sigma_\epsilon^2$ 가 된다.¹⁸⁾ 이와 같이 충격이 일어나 추세로부터 벗어나면 시간이 경과함에 따라 원래의 추세로 복귀하기 때문에 추세안정(trend stationary) 과정은 추세복귀(trend reversion)를 한다고 하며 또는 확정적인 추세를 가졌다고도 한다. 추세안정과정은 확정적 추세를 제거함으로써 안정시계열로 만들 수 있다.

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t; \epsilon_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_\epsilon^2) \quad (5)$$

$$y_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t; \epsilon_t \sim \text{i. i. d. } (0, \sigma_\epsilon^2) \quad (6)$$

따라서 실제자료를 이용하여 $k^{-1} \text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 을 살펴봄으로써 그 시계열이 임의보행과정과 추세안정과정 중 어느 쪽에 가까운 지를 판별할 수 있게 된다. 즉, 만약 어떤 시계열이 차분안정 과정이라면 k 가 증가와 관계없이 그 값이 σ_ϵ^2 로 일정해야 하며 만약 어떤 시계열이 추세안정과정이라면 k 가 증가함에 따라 그 값이 계속 감소하여야 한다.

마지막으로 비관측인자모형(Unobserved Component Model)으로 측정하는 방법이 있다. 시계열이 영구적인 요인과 일시적인 요인의 합으로 되어 있는데 이 두 요인은 모두 관측이 되지 않는다. 따라서 관측이 되지 않는 두 요인을 식별하기 위해서는 제약이 가해져야 한다. 먼저 Beveridge and Nelson(1981)의 분해 방법이 있다. Beveridge and Nelson정리에 따르면 어떤 경제변수가 ARIMA모형으로 나타내어 지면 그 변수는 반드시 임의보행과정을 따르는 확률적 추세와 안정적 부분의 합으로 나타낼 수 있다.¹⁹⁾ 이때 확률적(영구적) 부분과 안정적(일시적) 부분은 완전한 상관관계에 있게 된다. 측정방법은 앞에서 설명한 A(1)이나 V를 이용하면 되는데 V는 시계열의 총변동에서 영구적 요인이 차지하는 비중을 나타내고 A(1)은 시계열의 충격(innovations)의 표준편차에서 영구요인변화의 표준편차가 차지하는 비율을 나타낸다. 따라서 A(1)과 V는 시계열에서 영구적인 요인과 일시적인 요인의 상대적인 중요도를 나타내는데 유용한 측도라고 할 수 있다. 한편, Watson(1986)과 Clark(1987)는 두 요인의 상관도가 낮을 수도

18) k 차 차분에 의해 분산을 계산할 수 있다. 즉,

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \beta t + \epsilon_t \\ y_{t-1} &= \alpha + \beta(t-1) + \epsilon_{t-1} \\ &\vdots \\ y_{t-k} &= \alpha + \beta(t-k) + \epsilon_{t-k} \end{aligned}$$

따라서,

$$\text{Var}(y_t - y_{t-1}) = \alpha + \beta t + \epsilon_t - \alpha - \beta(t-1) + \epsilon_{t-1} = 2\sigma_\epsilon^2$$

$$\text{Var}(y_t - y_{t-k}) = \alpha + \beta t + \epsilon_t - \alpha - \beta(t-k) + \epsilon_{t-k} = 2\sigma_\epsilon^2$$

19) 이에 대한 설명은 본 논문의 <부록 2>을 참고하면 되고 이 정리에 대한 자세한 설명과 ARIMA 모형과 Beveridge and Nelson 분해의 1:1 대응관계에 관해서는 Stock and Watson(1988)의 부록을 참고할 것.

또는 0일 수도 있다고 보고 확률적 부분과 안정적 부분이 독립적으로 움직인다는 가정(이 가정은 추세와 순환에 관한 전통적인 2분법과 일치한다) 하에 두 요인을 식별하였다. 영구요인은 임의보행 과정을 따르고 일시적 요인은 안정적인 AR(2)를 따른다고 보았다. 이러한 가정하에 ARIMA모형은 공간상태모형(State Space Model)로 나타내어 질 수 있고 공간상태모형은 Kalman filter에 의해 모형내 모수의 추정과 관측이 되지 않는 두 요인의 식별이 가능하게 된다.²⁰⁾ 각 요인이 식별되면 지속성의 측정방법은 위에서 언급한 A(1)과 V를 이용한다.

2. 공동변화의 개념 및 측정방법

공동변화(comovement)란 경제활동들이 상호관련을 가지면서 거의 동시에(때로는 시차가 있을 수도 있음) 변화하는 현상을 말한다. 경제활동간의 공동변화는 수준변수 및 차분변수에서 나타날 수 있다. 수준변수에서의 공동변화는 변수간에 장기적인 동학관계(long-run dynamics)를 나타내고 차분변수간의 공동변화는 변수간의 단기적인 동학관계(short-run dynamics)를 나타낸다. 먼저 수준변수간의 공동변화는 수준변수간의 장기적인 균형관계의 존재 여부로 판단할 수 있다. 이 방법은 두 변수간의 지속적인 공동변화 유무를 공적분 검정을 통하여 살펴볼 수 있다. 한편, 차분변수간의 공동변화는 Geweke(1982)가 제안한 3가지 측정치를 이용하면 된다. 두 변수 경우를 예로 들면, Geweke는 변수간의 선형적인 상호관련성(linear interactions)을 나타내는 공동변화(또는 feedback)를 측정하기 위해 (7)-(10)의 회귀식을 이용하여 (11)-(13)식과 같은 3가지의 측정치를 구하였다.

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L) \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L) \Delta y_{t-1} + \tau_0(L) \Delta x_{t-1} + \eta_t \quad (8)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L) \Delta y_{t-1} + \tau_0(L) \Delta x_{t-1} + \tau_1 x_t + \xi_t \quad (9)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L) \Delta y_{t-1} + \tau_0(L) \Delta x_{t-1} + \tau_1 x_t + \tau_2 (L^{-1}) \Delta x_{t+1} + \nu_t \quad (10)$$

$$F_{\Delta x, \Delta y} = \log \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\nu^2} \quad (11)$$

$$F_{\Delta x \Rightarrow \Delta y} = \log \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\eta^2} \quad (12)$$

$$F_{\Delta x, \Delta y} = \log \frac{\sigma_\eta^2}{\sigma_\xi^2} \quad (13)$$

20) 이에 대한 설명은 <부록 3>을 참고하면 되고 Kalman filter에 더욱 자세한 설명은 Harvey(1981, 1989)를 참고할 것.

(11)식을 이용하여 총체적 공동변화(total feedback)를 측정할 수 있고 (12)식을 이용하여 인과성 공동변화(causal feedback)를 측정할 수 있으며 (13)식을 이용하여 동시적 공동변화(contemporaneous feedback)를 측정할 수 있다. 공동변화를 측정할 뿐만 아니라 공동변화의 통계적 유의성에 대한 검정도 가능한데 각 (11)-(13)의 통계량에 대한 F-검정을 해 보면 된다. 예를 들어 (11)식의 측정치가 통계적으로 유의하지 않으면 (즉, (9)의 회귀식에서 $\gamma_1=0$ 라는 귀무가설을 기각할 수 없으면), 두 시계열은 동시적으로 볼 때 선형의 상호관련성이 없는 독립적인 시계열로 해석이 되는 것이다.

III. GRP의 장기지속성 및 공동변화 추정

1. 장기지속성의 추정

시계열모형을 이용해 지속성을 추정한 방법은 다음과 같다. 먼저 ARIMA(p, 1, q) 모형을 추정하였다. 모수절약의 원칙에 따라 차수를 가능한 낮추어 $p=0\sim 2$, $q=0\sim 2$ 의 경우(연도별 자료이므로)를 지역별로 모두 추정하였는데 제주도 GRP의 ARIMA 모형추정결과는 (표 3)과 같다.²¹⁾ (표 3)의 추정치는 충격의 지속성을 측정하는데 사용된다. 앞 장의 (2)식에서 설명한 것과 같이 현재 발생한 경제충격의 지속성의 크기는 수준변수에 대한 누적충격반응함수를 통해서 측정할 수 있다. 만약 어느 한 해에 GRP가 예상치보다 1% 증가하였다면 그 충격이 장기 GRP 수준의 예측치를 얼마나 변화시킬까? GRP가 영구적 요인만 있다면 장기 GRP 수준의 예측치도 1% 변할 것이고 일시적 요인만 있다면 장기 GRP 수준의 예측치는 변하지 않을 것이다. (표 4)는 제주도 1인당 GRP에 대한 각 ARIMA 모형의 추정결과에 의해 유도된 누적충격반응계수를 나타내고 있다. (표 4)에 의하면 제주도의 경우 GRP 충격지속성의 크기는 0.8~0.97로 나타났다. (이에 대한 설명은 <부록 1>을 참고할 것) 이러한 결과는 제주도의 경우 경제충격의 지속성이 존재하나 그렇게 크지 않다는 것을 의미한다.²²⁾

21) 추정방법은 비선형최소자승법(non-linear least squares)과 최우법(maximum likelihood)이 있는데 여기서는 최우법으로 추정하였다.

22) 다른 지역의 경우도 같은 방법으로 측정하면 되는데 본 논문에서는 ARIMA 모형으로 지속성을 추정하는 것보다 비모수적 방법으로 지속성을 추정하는데 관심을 두었기 때문에 각 지역별로 모형 추정작업은 하였으나 누적충격반응계수는 구해보지 않았다. 그러나 각 지역별로 모형의 추정치가 달랐으므로 지속성의 크기도 다를 것으로 예상되었다. (이러한 예상은 비모수적 방법에 의해 확인되었다)

(표 3) 제주도 1인당 GRP에 대한 ARIMA(p, 1, q) 모형의 추정결과

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2) \Delta y_t = (1 + \theta_1 L + \theta_2 L^2) \varepsilon_t$$

모형/계수	ϕ_1	ϕ_2	θ_1	θ_2	AIC	SBC
ARIMA (0, 1, 1)			-0.196 (0.31)		-16.51	-15.38
ARIMA (0, 1, 2)			-0.186 (0.32)	0.078 (0.39)	-14.56	-12.86
ARIMA (1, 1, 0)	-0.206 (0.29)				-16.56	-15.43
ARIMA (1, 1, 2)	-0.968 (0.13)		0.933 (0.40)	0.086 (0.34)	-13.77	-11.51
ARIMA (2, 1, 0)	-0.190 (0.32)	0.079 (0.37)			-14.62	-12.92

(표 4) 제주도의 누적충격반응계수

모형/k	1	2	3	4	5
ARIMA (0, 1, 1)	0.804	0.804	0.804	0.804	0.804
ARIMA (0, 1, 2)	0.814	0.892	0.892	0.892	0.892
ARIMA (1, 1, 0)	0.794	0.836	0.827	0.828	0.827
ARIMA (1, 1, 2)	0.965	1.084	0.968	1.081	0.972

- 여기서 k는 시간의 경과를 나타내며 연단위로 측정되었다.

한편, ARIMA 모형은 그 식별과정에서 낮은 차수의 모형만을 사용하게 되므로 시계열의 장기적인 특성에 관한 정보를 누락시키는 문제가 발생할 수 있으며 따라서 어느 모형이 진정 자료생성 과정을 나타내는 지를 결정하기가 쉽지 않다.²³⁾ Cochrane은 이러한 점을 해결하기 위해 비모수적으로 측정하는 방법을 제시한 바 있다는 것을 앞에서 설명한 바 있다. 우리나라 GRP를 사용하여 시차 k의 변화에 따른 $k^{-1} \text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 를 계산 결과가 (표 5)에 나타나 있다. 어떤 시계열이 차분안정과정이라면 k의 변화에 관계없이 σ_ε^2 로 일정해야 하며 추세안정과정이라면 k의 증가에 따라 그 값이 계속 감소하여 0으로 접근해야 한다. (표 5)를 살펴보면 $k^{-1} \text{Var}(y_t - y_{t-k})$ 의 값이 경기와 충복을 제외하고는 정도의 차이는 있으나 지속적으로 감소하고 있다.²⁴⁾ 이것은 GRP에 영향을 주는 경제충격은 지속성이 크지 않으며 GRP는 추세복귀(trend reverting)적 성격을 지니고 있는 것으로 해석될 수 있다.

23) 물론 모형의 선택기준으로 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)이 있지만 두 기준이 항상 일치하지는 않는다.

24) (표 6)에서도 이러한 결과를 뒷받침 해 주는데 경기와 충복의 장기지속성이 가장 큰 것으로 나타났다.

(표 5) k의 변화에 따른 $k^{-1} Var(y_t - y_{t-k})$ 의 값

지역/k	1	2	3	4	5
서울	0.0049	0.0040	0.0021	0.0021	0.0023
부산	0.0079	0.0064	0.0045	0.0049	0.0033
경기	0.0050	0.0055	0.0064	0.0068	0.0062
강원	0.0061	0.0072	0.0072	0.0057	0.0042
충북	0.0069	0.0089	0.0089	0.0081	0.0063
충남	0.0054	0.0054	0.0050	0.0044	0.0034
전북	0.0100	0.0130	0.0120	0.0100	0.0084
전남	0.0059	0.0052	0.0043	0.0042	0.0039
경북	0.0070	0.0051	0.0046	0.0040	0.0042
경남	0.0098	0.0068	0.0060	0.0058	0.0058
제주	0.1100	0.0089	0.0089	0.0068	0.0073

● 여기서 k는 시간의 경과를 나타내며 연단위로 측정되었다.

(표 6)은 k의 변화(k=1, 2, ... 5)에 따른 분산비율 V_k 값의 변화를 나타내고 있다. 지역에 따라 0.08~0.25의 V값을 나타냈다. 이것은 GRP에 있어서 임의보행과정으로 나타나는 추세변동부분은 지역에 따라 다르나 8%~25% 정도이며 순환변동의 크기가 대부분임을 의미한다.²⁵⁾ 한편, 지역별 GRP의 표준편차(standard deviation)와 V_k 의 상관계수를 계산해 보니 0.37이었다. 이러한 결과로 볼 때 우리나라의 GRP는 임의보행 과정을 따르는 추세과정과 확정적 추세를 중심으로 움직이는 순환변동의 합으로 나타나는데 임의보행과정보다는 추세안정과정에 더욱 가깝다고 할 수 있으며 GRP에 미치는 경제충격이 장기간 지속되는 정도는 크지 않다는 것을 의미한다. 이것은 De Long and Summers(1988)가 지적하였듯이 경기의 진폭을 축소시키는 총수요관리정책의 영향 때문인 것으로 볼 수 있는데 과거 우리정부의 경제정책이 총수요관리를 통한 경기조절정책을 지향해 왔던 점이 실제 자료에 그대로 나타나고 있다라고 해석할 수 있다. 이러한 해석에 따른 경우 정부의 총수요관리정책이 성공적이지 못했다는 해석이 가능하며 특히 서울과 부산의 분산비율값이 작은 점에 주목할 만한데 이는 총수요관리정책이 대도시지역에서 더욱 효과가 없었다고 볼 수 있다.

25) 조하현은 1970년부터 1990년까지 우리나라 1인당 국내총생산(GDP)의 분기별 자료를 이용하여 추세변동의 크기가 27%정도인 반면 순환변동의 크기는 73%정도인 것으로 밝힌 바 있다. Campbell and Mankiw(1987a)는 미국의 실질 GNP에 단위충격이 주어질 경우 장기지속성의 크기는 1.5인 것으로 밝혔고 Cochrane은 미국의 분기별 자료를 사용하였을 경우 분산비율이 0.35정도로 접근하며 연도별 자료를 이용하면 분산비율이 더욱 떨어지며, Watson은 비관측인자모형을 이용할 경우 지속성의 크기는 작아진다는 실증분석의 결과를 보여주고 있다.

(표 6) k의 변화에 따른 분산비율 V_k

지역/k	1	2	3	4	5
서울	1	0.419	0.148	0.110	0.097
부산	1	0.404	0.192	0.154	0.084
경기	1	0.548	0.422	0.338	0.247
강원	1	0.591	0.392	0.235	0.138
충북	1	0.638	0.427	0.292	0.180
충남	1	0.498	0.308	0.203	0.124
전북	1	0.611	0.391	0.253	0.156
전남	1	0.445	0.244	0.179	0.133
경북	1	0.362	0.217	0.143	0.118
경남	1	0.348	0.204	0.148	0.117
제주	1	0.389	0.258	0.147	0.126

● 여기서 k는 시간의 경과를 나타내며 연단위로 측정되었다.

(표 3)의 ARIMA(0, 1, 1)의 추정결과를 이용하면 Beveridge and Nelson(BN)의 분해방법에 의한 추세요인과 순환요인을 구할 수 있다. 이 경우 추세요인은 $0.804 \sum_{r=1}^k e_r$ 이 되고 순환요인은 $0.196e_k$ 이 된다. BN의 분해에 따를 경우 장기지속성을 측정하는 측도인 V는 시계열 변화의 전체분산 중에서 추세요인변화의 분산이 차지하는 비중을 의미하는데 ARIMA(0, 1, 1)일 경우 $V=0.55$ 이다. 지속성을 측정하는 또 다른 측도인 A(1)은 1년후 예측오차의 표준편차에 대한 추세요인변화 표준편차의 비율을 의미하는데 ARIMA(0, 1, 1)의 경우 $A(1)=0.87$ 이다. 제주지역의 경우 지역총생산변동의 대부분이 추세요인임을 알 수 있다. 이러한 사실은 원래의 시계열과 추세요인을 그려 놓은 (그림 1)을 통해서도 확인할 수 있다.

Clark의 분해방법에 따르면 지역총생산은 (14)식과 같이 두개의 관측되지 않은 요인의 합으로 나타낼 수 있고 첫번째 요인(추세요인)은 (15)식과 같이 임의보행과정을 따르며 두번째 요인(순환요인)은 (16)식과 같이 안정적인 AR(1)과정을 따른다고 하자. (Clark는 AR(2)를 가정하였음)

$$y_t = x_{1t} + x_{2t} \quad (14)$$

$$x_{1t} = \mu + x_{1t-1} + e_{1t} \quad (15)$$

$$x_{2t} = \phi_1 x_{2t-1} + e_{2t} \quad (16)$$

단, $e_{jt} \sim i. i. d. N(0, \sigma_j^2)$ ($j=1, 2$)

$$E[e_{1t}e_{2s}] = 0$$

(14)식을 1차차분하면 (17)식이 되고 이 식은 (18)-(19)식과 같이 공간상태모형으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta y_t = \Delta x_{1t} + \Delta x_{2t} = \mu + e_{1t} + \Delta x_{2t} \quad (17)$$

$$\Delta y_t = \mu + (1-\phi) \begin{bmatrix} x_{2t} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} + e_{1t} \quad (18)$$

$$\begin{bmatrix} x_{2t} \\ x_{2t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi & 0 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{2t-1} \\ x_{2t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{2t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (19)$$

단, x_{1t} 는 확률적 추세부분을 나타내고 x_{2t} 는 순환부분을 나타낸다.

(표 7)은 공간상태모형의 추정결과를 나타내고 있는데 장기지속성을 나타내는

$$V = \frac{\text{추세오차항의표준편차}}{\text{추세오차항의표준편차} + \text{순환오차항의표준편차}} = \frac{0.087439}{0.87439 + 0.00962} = 0.9 \text{이고}$$

$$A(1) = \frac{\text{추세오차항의표준편차}}{1\text{년후예측오차의표준편차}} = \frac{0.087439}{0.094398} = 0.92 \text{로써 추세요인이 크다는 것을}$$

나타내고 있고 (그림 2)를 통해서도 확인할 수 있다.

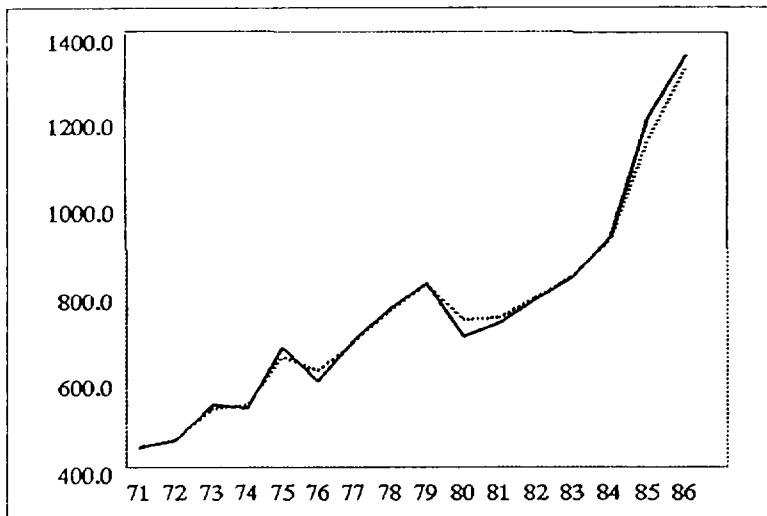
(표 7) 공간상태모형의 추정결과

σ_{e1}	σ_{e2}	ϕ_1	μ	SE ^a
0.087439	0.00962	-0.927388	0.072612	0.094398
(0.015421)	(0.001764)	(0.021531)	(0.021432)	

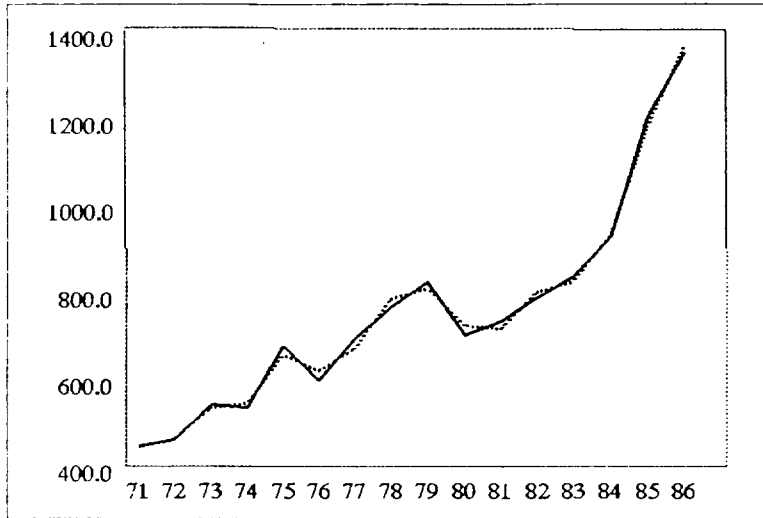
^aSE값은 시계열의 innovation(one-step ahead forecast error)의 표준오차를 나타낸다.

- 괄호안의 값은 표준오차를 나타낸다.

(그림 1) 제주지역의 1인당 실제GRP(—)와 BN 분해에 의한 추세요인(……)



(그림 2) 제주지역의 1인당 실제GRP(—)와 Clark 분해에 의한 추세요인(……)



2. 공동변화의 추정

먼저 수준변수간의 공동변화는 수준변수간의 장기적인 균형관계의 존재 여부로 판단할 수 있으므로 변수간의 공적분 검정을 해 보면 된다. 두 변수간에 공적분이 존재한다는 경제적 의미는 두 변수가 공통적으로 지속적인(또는 영구적인) 충격의 영향을 받는다는 것이다. 지속적인 충격으로는 여러가지가 있을 수 있으나 가장 대표적인 충격은 기술충격(technology shock)이다. 따라서 두 지역간에 장기적인 균형관계가 성립한다는 것은 어느 한 지역에서 발생한 기술의 진보가 다른 지역으로 즉각적으로 또는 시차를 두고 이전되어 가는 것을 뜻한다. 이렇게 되면 두 지역간에 장기성장률(stochastic growth rates)은 같은 방향으로 움직이면서 서로 수렴해 간다. 앞의 (표 2)에서 보았듯이 서울을 제외한 지역의 1인당 지역총생산의 수준변수는 서로 공동변화가 없는 것으로 나타났다.²⁶⁾ 다음으로 (표 8)은 제주지역과 타지역간 성장률의 단기적인 동학관계를 알아보기 위해 Geweke feedback 통계량을 계산한 결과를 나타내고 있다. 제주지역과 타지역간에 인과성(선행성) 공동변화는 없는 것으로 나타났고 제주지역의 공동변화는 서울과 부산을 제외한 다른지역과는 존재하는 것으로 나타났다. 지면 관계상 다른 지역의 feedback 통계량의 보고는 생략하나 결과를 요약하면 다음과 같다. 서울은 모든 지역과 동시적 공동변화가 없으며 부산지역도 몇몇 지역과 동시적 공동변화가 약한 것으로 나타났다. 그 외 대부분의 지역은 다른 지역과 강한 동시적 공동변화를 보이고 있다. 인과성 공동변화는 어느 지역간에도 없는 것으로 나타났다. 이러한 결론은 서울과 부산을 제외한 대부분의 지역간에 강한 선형의 동시적인 파급경로(linear and contemporaneous transmission mechanism)가 존재하고 있음을 의미한다. 이것은 단기적

인 파급경로이므로 총수요관리정책의 영향이 정도의 차이는 있으나 대부분의 지역에 파급되고 있음을 의미한다.

(표 8) 제주 및 타지역간 성장률의 Geweke feedback 통계량

지역	지역	feedback 측정치		
		총체적 공동변화	인과성 공동변화	동시적 공동변화
서울	제주	0.26	0.02	0.08
부산	제주	0.31	0.11	0.21
경기	제주	0.38	0.005	0.37*
강원	제주	1.09*	0.05	0.98*
충북	제주	1.41*	0.0008	1.14*
충남	제주	0.95*	0.03	0.93*
전북	제주	1.07*	0.007	0.96*
전남	제주	0.98*	0.17	0.65*
경북	제주	1.13*	0.06	1.04*
경남	제주	0.58	0.18	0.32

- 각 feedback 통계량의 유의성에 대한 검정은 다음과 같다. 총체적 공동변화는 $r_0=r_1=r_2=0$ 라는 귀무가설을, 인과성 공동변화는 $r_0=0$ 라는 귀무가설을 그리고 동시적 공동변화는 $r_1=0$ 라는 귀무가설을 각각 검정하면 된다.
- 시차의 수는 1로 하였다.
- +, *, #는 10%, 5%와 1% 수준에서 각각 유의함을 나타낸다.

V. 정책적 시사점 및 결론

본 연구의 목적은 지역경기변동의 특성을 살펴보는 데 있다. 따라서 집계수준이 아닌 부문수준에서 측정된 지역총생산(GRP)의 장기지속성과 공동변화의 크기를 각각 추정하였다. 1970년부터 1986년까지의 연도별 자료를 이용하여 충격의 장기적 지속성의 크기를 ARIMA모형에 의한 방법, 비모수적인 방법 및 비관측인자모형을 이용한 방법 등 3가지 방법으로 각각 계산해 보았는데 각 방법이 항상 일치하는 것은 아니었다. 본 논문에서 관심을 두었던 비모수적인 방법에 의한 분산비율의 계산 결과 우리경제에 1단위 충격이 발생한 경우 그 충격의 장기적인 효과는 지역에 따라 0.08에서 0.25인 것으로 나타났다. 즉, GRP 변동에 있어 추세변동부분은 지역에 따라

26) Campbell and Mankiw(1989)는 OECD 7개국의 총생산간에 공적분 관계가 없다는 실증 결과를 제시하였다.

8%에서 25% 정도이며 순환변동의 크기가 92%에서 75%정도인 것을 의미한다. 따라서 우리나라 GRP는 임의보행과정으로 나타나는 장기적 추세부분과 확정적 추세를 중심으로 움직이는 순환변동부분의 결합이며 장기추세보다는 순환변동부분이 상대적으로 더욱 중요한 것으로 결론을 내릴 수 있다.

이러한 결과가 가지고 있는 정책적인 시사점은 다음과 같다. 대부분의 거시경제학자들은 공급측 충격은 그 영향이 지속적이고 수요측 충격은 그 영향이 오래가지 못하고 일시적이라는 데 동의한다. 경제충격이 GRP에 장기적이고 지속적으로 영향을 주는 부분은 약하고 단기에 큰 영향을 준다는 것은 그 경제충격이 기술진보와 같은 공급측 충격이라기 보다는 통화공급이나 재정지출 등 수요충격일 가능성이 크다는 것을 의미한다. 이러한 결론은 정부가 과거 공급측을 중시하는 경제정책보다는 총수요관리를 통한 경기조절정책을 펴 왔던 점을 고려하면 더욱 설득력이 있게 된다. 아울러 순환변동을 축소하고자 하는 정부의 총수요관리정책이 성공적이지 못했다고 해석할 수 있다. 우리나라의 GRP는 장기적 추세부분과 순환변동부분의 결합으로 나타났기 때문에 정부가 경제정책을 사용할 때 총수요관리를 통한 경기안정화정책과 공급측을 고려한 장기성장정책을 분리하여 사용해야만 경기진폭의 완화와 장기적 경제성장을 동시에 달성할 수 있다는 것을 시사한다고 볼 수 있다. 문민정부 출범과 함께 시작된 신경제하의 경제정책은 이러한 점을 간파하고 총통화증가율의 지속적인 하락을 통한 경기안정화정책과 기술개발, 교육, 인력투자 등 국가경쟁력 강화를 통한 장기성장정책을 동시에 추구하는 전략을 취하고 있는데 바람직하다고 볼 수 있다.

또한 지역간에 장기적인 균형관계가 없다는 공동변화 추정의 결과는 지역경제가 장기적으로 성장하기 위해서는 현재와 같은 지역간 차별이 고려되지 않는 성장정책보다는 지역의 산업구조와 경제상황을 고려한 차별적인 성장정책이 바람직하다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

한편 앞으로의 연구과제로서는 최근까지의 자료를 이용하여 지금까지의 결론이 성립하는 지 아니면 달라지는 지 즉, 민주화의 진전 이후 어떤 구조적인 변화가 있었는지를 확인해 보는 것이 필요하며 지역별로 장기지속성에 차이가 나는데 그러한 차이가 무엇 때문에(산업구조 등) 발생하는지를 밝혀보는 것이라고 할 수 있다. 또한 지역별 연구를 산업에 적용해 산업별 생산에 있어 장기지속성의 유사점 및 차이점을 살펴볼 수 있을 것이다. 끝으로 지역과 산업으로 세분화된 일반균형모형을 이용하여 한 지역이나 한 산업에서의 충격이 다른 지역이나 산업으로 전파되는 경로를 살펴보는 것도 지역경기변동을 이해하는데 유용할 것으로 생각된다.

<부록 1>

III 장에서 수준변수의 누적충격반응계수와 차분변수의 충격반응계수 간에 $\beta_i = \sum_{j=0}^i \alpha_j$ 의 관계가

있음을 살펴본 바 있다. (표 3)에 의해 제주도 1인당 GRP의 경우를 예로들어 설명해 보자.

먼저 ARIMA(0, 1, 1)의 추정결과(상수항은 추정되었으나 여기서는 생략해도 무방함)는 (1.1)식과 같다.

$$\Delta y_t = \varepsilon_t - 0.196\varepsilon_{t-1} \quad (1.1)$$

여기서 $\alpha_0 = 1, \alpha_2 = -0.196, \alpha_k = 0 (k > 2)$ 이므로 $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 1 - 0.196 = 0.804$ 이다.

또한 ARIMA(1, 1, 0)의 추정결과는 (1.2)식과 같다.

$$\Delta y_t = -0.206 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.2)$$

(1.2)식은 반복적인 대입에 의해 (1.3)식과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= -0.206 \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \\ &= \varepsilon_t - 0.206 (\varepsilon_{t-1} - 0.206 \Delta y_{t-2}) \\ &= \varepsilon_t - 0.206 \varepsilon_{t-1} + (0.206)^2 (\varepsilon_{t-2} - 0.206 \Delta y_{t-3}) \\ &\dots \end{aligned} \quad (1.3)$$

여기서 $\alpha_0 = 1, \alpha_2 = -0.206, \alpha_3 = (0.206)^2 \dots$ 이므로

$\beta_1 = 1 - 0.206 = 0.794, \beta_2 = 1 - 0.206 + (0.206)^2 = 0.836, \dots$ 이 된다.

<부록 2>

Beveridge and Nelson은 ARIMA모형이 확률적 추세와 순환적 부분의 합으로 나타낼 수 있다는 것을 보였다. (2.1)식과 같은 ARIMA(0, 1, 1)을 예로 들어보자.

$$\Delta y_t = e_t + \theta e_{t-1} \quad (2.1)$$

$y_0 = e_0 = 0$ 가 주어졌다고 할 때 (2.1)식은 (2.2)식과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} y_t &= y_{t-1} + e_t + \theta e_{t-1} \\ &= y_{t-2} + (e_t + \theta e_{t-1}) + (e_{t-1} + \theta e_{t-2}) \\ &\dots \\ &= \sum_{r=1}^t e_r + \theta \sum_{r=1}^{t-1} e_r \\ &= (1 + \theta) \left(\sum_{r=1}^t e_r \right) - \theta e_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

여기서 $y_t^p = (1+\theta) \sum_{r=1}^t e_r$, $y_t^c = -\theta e_t$ 이라 놓으면 (2.2) 식은 (2.3) 식이 되고 (2.3) 식에서 $y_t^p = y_{t-1}^p + (1+\theta)e_t$ 로 다시 쓸 수 있으므로 y_t^p 는 임의보행과정을 따르는 확률적 추세로 y_t^c 는 안정적인 시계열인 순환요인으로 해석된다. (ARIMA(p, 1, q)에 대해서도 (2.3)식과 같이 쓸 수 있는데 이에 대한 자세한 설명은 Stock and Watson(1988)을 참고할 것)

$$y_t = y_t^p + y_t^c \quad (2.3)$$

여기서 주의할 것은 확률적 추세와 순환부분은 완전히 상관관계가 있으므로 추세요인과 순환요인을 분리하여 해석하기 어려운 점이 있다는 것이다.

<부록 3>

Kalman에 의해 최초로 개발된 공간상태모형은 일반적으로 다음의 (3.1)-(3.2)와 같은 2개의 방정식으로 구성되어 있는데 비관측인자를 포함하고 있는 경우 동태적 관계를 나타내는데 유용한 모형이다.

$$y_t = H\xi_t + Az_t + w_t \quad (3.1)$$

$$\xi_t = F\xi_{t-1} + u_t \quad (3.2)$$

$$\text{단, } E(w_t w_t') = R, \quad E(w_t w_s') = 0 (s \neq t)$$

$$E(u_t u_t') = Q, \quad E(u_t u_s') = 0 (s \neq t)$$

$$E(w_t u_s') = 0$$

(3.1) 식은 관측변수벡터(y_t)를 상태변수벡터(ξ_t)와 외생변수벡터(z_t)의 함수로 나타낸 것으로 측정방정식(measurement equation)이라 하고 (3.2) 식은 상태변수벡터의 동태적인 관계를 나타낸 것으로 이행방정식(transition equation)이라 부른다. w_t 와 u_t 는 각 방정식의 교란항의 벡터이며 교란항에 대한 가정은 위에 주어진 바와 같다. H, A, F는 계수행렬이다. 이와 같은 상태공간 모형은 반복적 칼만필터(Kalman Filter)를 이용해 계수벡터를 최우법(Maximum Likelihood)으로 반복적으로 추정한다.

(Kalman Filter)

Kalman Filter는 t-1기까지의 정보를 이용하여 상태변수벡터에 대한 최적 추정량(optimal estimator)을 계산하는 축차적 과정(recursive procedure)을 말한다(이에 대한 자세한 설명은 Harvey(1981, 1989)를 참고할 것). Kalman Filter는 2단계로 나뉘어져 있는데 1단계는 예측(prediction)으로써 다음기의 관측치에 대한 최적예측치를 구한다. 이를 예측방정식(prediction

equation)이라 하는데 다음과 같다.

$$\xi_t|_{t-1} = E(\xi_t | \Psi_{t-1}) = F\xi_{t-1}|_{t-1}$$

$$P_t|_{t-1} = E[(\xi_t - \xi_t|_{t-1})(\xi_t - \xi_t|_{t-1})'] = FP_{t-1}|_{t-1}F' + Q$$

$$y_t|_{t-1} = E(y_t | \Psi_{t-1}) = H\xi_t|_{t-1} + Az_t$$

$$v_t|_{t-1} = y_t - y_t|_{t-1} \quad (\text{innovation})$$

$$f_t|_{t-1} = E[(v_t|_{t-1})(v_t|_{t-1})'] = HP_t|_{t-1}H' + R \quad (\text{innovation의 분산})$$

단, Ψ_{t-1} 는 $t-1$ 기에 이용가능한 정보를 나타낸다.

2단계는 수정(updating)으로써 주어진 모형내 모수를 이용하여 상태변수벡터에 대한 최소평균자승추정량을 계산한다. 이를 수정방정식(updateing equation)이라 하는데 다음과 같다.

$$\xi_t|_t = E(\xi_t | \Psi_{t-1}, y_t) = \xi_t|_{t-1} + P_t|_{t-1}H'f_t|_{t-1}^{-1}(y_t - y_t|_{t-1})$$

$$P_t|_t = E[(\xi_t - \xi_t|_t)(\xi_t - \xi_t|_t)'] = P_t|_{t-1} - P_t|_{t-1}H'f_t|_{t-1}^{-1}HP_t|_{t-1}$$

참 고 문 헌

- 강기춘, "다부문 실물경기이론에 대한 실증분석-1970년 1월부터 1992년 12월까지의 한국자료를 이용-", 「논문집(인문·사회과학편)」, 제37집, 제주대학교, pp.317-342, (1993)
- 강기춘, "경기변동의 이론 및 실증연구방법에 관한 고찰", 「논문집」 제38집, 제주대학교 pp.221-248, (1994).
- 김성태·정초시·노근호, "한국지역경제력 격차", 「경제학연구」 제39집 제2호, 한국경제학회, pp.363-389, (1991).
- 이병완, "소득변수의 임의보행 측정에 관한 연구", 「산경연구」 제2집, 영남대학교, (1994)
- 조하현, "우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구", 「제32차 학술발표대회 논문집」, 한국국제경제학회, pp.25-47, (1993.12)
- Altonji, J. G. & J. C. Ham, "Variation in Employment Growth in Canada : The Role of External, National, Regional and Industrial Factors", *Journal of Labor Economics*(1990), s198-s236.
- Beveridge, S. & 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* (1981) pp.151-174.
- Blanchard, O. J., "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuations", *American Economic Review*(1988), pp.1146-1164.
- Blanchard, O. J. & D. Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances", *American Economic Review*(1989), pp.635-673.
- Box, G. E. P. & G. M. Jenkins, *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, (Holden-day), 1970.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw, "Are Output Fluctuations Transitory?", *Quarterly Journal of Economics*(1987a), pp.857-880.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw, "Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations?", *American Economic Review : Papers and Proceedings*(1987b), pp.111-117.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw, "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations", *Journal of Monetary Economics*(1989), pp.319-333.
- Clark, P. K., "Cyclical Component of U.S. Economic Activity", *Quarterly Journal*

- of *Economics*(1987), pp.797-814.
- Cochrane, J. H., "How Big is the Random Walk in GNP?", *Journal of Political Economy*(1988), pp.893-920.
- De Long, J. B. & L. H. Summers, "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?", *Brookings Papers on Economic Activity*(1988), pp.430-480.
- Dickey, D. A. & W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association* (1979), pp.427-431.
- Durlauf, S. N., "Output Persistence, Economic Structure, and the Choice of Stabilization Policy", *Brookings Papers on Economic Activity* 1(1989), pp.69-136.
- Engle, R. F. & C. W. J. Granger, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*(1987), pp.251-276.
- Fuller, W. A., *Introduction to Statistical Time Series*, (John Wiley and sons), 1976.
- Gauger, J., "Disaggregate Level Evidence on Monetary Neutrality", *The Review of Economics and Statistics*(1988), pp.676-680.
- Geweke, J., "Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series", *Journal of the American Statistical Association*(1982), pp.304-313.
- Granger, C. W. J. & W. K. Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*(1974), pp.111-120.
- Harvey, A. C., *Time Series Models*, (Philip Allan), 1981.
- Harvey, A. C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, (Cambridge), 1989.
- King, R., C. Plosser, J. Stock, & M. Watson, "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *NBER Working Paper* no.2229(1987).
- Krieger, R., "Sectoral and Aggregate Shocks to Industrial Output in Germany, Japan and Canada", *Finance and Economics Discussion Series* no.75, Federal Reserve Board, (1989).
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy* (1983), pp.333-336.
- Long, J. B. & C. I. Plosser, "Sectoral vs. Aggregate Shocks in The Business Cycle", *American Economic Review : Papers and Proceedings*(1987), pp.333-336.

- Nelson, C. R., and C. I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series", *Journal of Monetary Economics*(1982), pp.129-162.
- Norrbin, S. C. & D. E. Schlagenauf, "An Inquiry into the Sources of Macroeconomic Fluctuations", *Journal of Monetary Economics*(1988), pp.43-70.
- Norrbin, S. C. & D. E. Schlagenauf, "Sources of Output Fluctuations in the United States during the Inter-War and Post-War Years", *Journal of Economic Dynamics and Controls*(1990), pp.523-551.
- Norrbin, S. C. & D. E. Schlagenauf, "The Importance of Sectoral and Aggregate Shocks in Business Cycles", *Economic Inquiry*(1991), pp.317-335.
- Orcutt, G. H., "A Study of the Autoregressive Nature of the Time Series Used for Tindbergen's Model of the Economic System of the United States, 1919-1932", *Journal of the Royal Statistical Society B*(1948), pp.1-45.
- Phillips, P. C. B. & P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*(1988), pp.335-346.
- Schwert, G. W., "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots", University of Rochester, (1985).
- Shapiro, M. D. & M. W. Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuations", *NBER Macroeconomics Annual*(1988), pp.111-148.
- Stockman, A. C., "Sectoral and National Aggregate Disturbances to Industrial Output in Seven European Countries", *Journal of Monetary Economics* (1988, pp.387-409.
- Stock, J. H., & M. W. Watson, "Variable Trends in Economic Time Series", *Journal of Economic Perspectives*(1988), pp.147-174.
- Watson, M. W., "Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends", *Journal of Monetary Economic*(1986), pp.49-75.