지역별 산업생산의 경기순환적 특징

The stylized facts of business cycles in regional industrial production

姜 起 春*(Kang, Gi Choon)

〈개 요〉

본 연구의 목적은 지역별 경기순환의 특징을 밝히는데 있다. 우리 나라 10개 지역의 계절조정된 산업생산지수를 이용하여 자기상관과 공동변화의 크기를 각각 추정하였다.

자기상관계수, 단위근 검정, 장기지속성 계수를 이용하여 자기상관을 살펴본 결과 모든 지역에서 충격의 효과가 지속되지만 충격의 장기지속성을 추정해 보니 서울지역의 장기지속성이 가장 크고 충북과 제주의 장기지속성이 가장 낮은 것으로 나타났다.

교차상관계수, feedback 계산, 공적분 검정 등을 통해 공동변화를 살펴본 결과 제주와 전남을 제외한 모든 지역의 산업생산 변화는 전국 산업생산 변화와 동시적으로 같은 방향으로 변화하고 있는 것으로 나타났으며 제주지역과 타 지역간에 인과성, 동시적, 총체적 공동변화는 거의 없는 것으로 나타났다. 대부분의 지역 산업생산지수들이 서로 장기적인 균형관계가 없는 것으로 나타났으며 제주지역의 산업생산은 부산을 제외하고는 그 어느 지역의 산업생산과도 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다.

Ⅰ. 서 론

경기순환과정에서 나타나는 2가지 중요한 특징적인 현상(stylized facts)은 경기의 확장 또는 수축국면이 상당기간동안 지속되는 자기상관(autocorrelation)과 경제의 여러 분야(지역, 산업 또는 국가)에 걸쳐 확장과 수축이 같이 일어나는 공동변화(comovement)가 있다. 자기상관이 발생하는 것은 현재의 경제상태 및 그 변화가 미래에까지 영향을 미치고 있다는 것인데 일반적으로 기술변화, 원유충격, 노동에 대한 수요변화와 같이 예상치 못한 공급충격은 그 영향이 지속적이며 통화공급의 변화나 재정지출의 변화와 같이 예상치 못한 수요충격은 그 영향이 지속적이지 못한 것으로 밝혀지고 있다. 한편, 공동변화가 발생하는 이유는 크게 두 가지인데 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에 공통적으로 영향을 주는 총체적인 충격(aggregate shock)이고 다른 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에서 발생한 부문충격(disaggregate shock)이 다른 국가, 지역 및 산업으로 전파되어 가는 전달경로(transmission mechanism)이다.

* 제주대학교 경상대학 경제학과, (kanggc@cheju.cheju.ac.kr)

경기순환의 원인과 전파과정을 밝히는데 관심을 가지고 있는 경기변동이론은 산업경기변동이론, 지역경기변동이론, 국가경기변동이론 등으로 나뉘어진다. 산업경기변동이론은 경제의 각 부문을 산업으로 세분화하여 총생산수준과 산업생산수준에서의 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정하며, 지역경기변동이론은 경제의 각 부문을 지역으로 세분화하여 지역별 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정한다. 그리고 국가경기변동이론은 세계경제의 각 부문을 국가로 세분화하여 국가별 경기변동의 원인을 밝히고 충격의 상대적 중요도를 측정한다.

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.[1]

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 growth cycle)은 양분된 것이라고 생각해 왔다. 이러한 견해에 따를 경우 확정적인 추세를 이용하여 성장과 순환을 분해하기 때문에 어느 한 시점에서 주어진 충격의 영향은 몇 년내에 거의 모두 없어져 버리고 다시 평균으로 회귀한다.

성장과 순환에 관한 이러한 전통적인 2분법은 1980년대 들어 새로운 연구들에 의해 도전을 받고 있다. Nelson and Plosser는 많은 경제시계열의 장기특성은 확률적 추세(stochastic trend) 또는 임의보행(random walk) 확률과정으로 표현될 수 있기 때문에 확정적 추세를 이용하는 접근방법은 잘못된 것이라고 주장하였다. 뿐만 아니라 확률적 추세를 가진 충격(innovation)들은 실질GNP와 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 없다라고 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 분해하여 각 요인의 상대적인 크기를 측정하였다. Campbell and Mankiw(1987)는 미국의 분기별 GNP 자료를 이용하여 충격의 장기지속성이 존재하며 영구적 추세부분이 상당히 크다는 것을 밝혔고 Cochrane(1988)은 다른 측정방

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

법으로 미국의 경우 장기지속성은 그렇게 크지 않다는 것을 밝혔다. 조하현(1993)은 우리 나라의 분기별 GDP 자료를 이용하여 경제충격의 장기지속성 크기가 0.52 정도인 것으로 밝힌 바 있다. 이러한 연구들은 집계수준(aggregate level)의 변수를 이용하여 충격의 지속성을 분석하고 있는데 이 방법에 따를 경우 경기순환 특징 중 자기상관에 대해서는 분석이 가능하지만 공동변화 즉, 경제의 각 부문에서 어떠한 변화가 일어나는 지는 밝힐 수가 없다. 그러나 경제를 산업별, 지역별, 국가별로 구분하면 자기상관 및 공동변화를 모두 밝힐 수 있다. 강기춘(1995)은 한국의 지역총생산 자료를 이용하여 지역별로 장기지속성을 비모수적 방법으로 추정해 본 결과 추세변동부분은 지역에 따라 8%에서 25% 정도이며 순환변동의 크기가 92%에서 75%정도인 것으로 나타났다.

한편, 이러한 연구가 중요한 이유는 영구적 요인과 일시적 요인들이 정확히 식별되면 경기대책을 포함한 경제정책의 수립에 도움을 주기 때문이다. 대부분의 학자들이 경기순환은 수요측 충격과 성장순환은 공급측 충격과 관계가 깊다는데 동의하고 있듯이 예를 들어 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.

본 연구의 목적은 지역별 경기순환의 특징을 밝히는데 있는데 이러한 목적을 달성하기 위하여, 첫째 지역별 산업생산지수(Industrial Production Index)으로 측정한 각 지역경기변동의 자기상관 및 장기지속성을 추정하였다. 자기상관계수를 계산해 봄으로써 충격의 지속성을 먼저 살펴보고, 단위근 검정을 통해 지속적으로 영향을 주는 충격의 존재유무를 확인하였다. 또한 Beveridge and Nelson (1981)의 방법에 따라 시계열을 영구적 요인과 일시적 요인으로 분해한 후 장기지속성을 추정하였다. 앞에서도 지적하였듯이 집계수준에서의 경기변동행태와 각 부문수준에서의 경기변동행태가 항상 일치하는 것이 아니기 때문에 지역별 산업생산지수를 이용하여 자기상관 및 장기지속성의 행태를 살펴보았다. 둘째 지역별 산업생산의 공동변화를 추정해 보았는데 이 추정치는 충격이 각 지역으로 파급되어간 정도를 측정한 것이기 때문에 각 지역경기의 상호관련성을 살펴볼 수 있다. 한편 본 연구에서 사용된 자료는 1985년 1월부터 1999년 6월까지 우리 나라 10개 지역의 계절조정된 산업생산지수이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 II절에서는 지속성의 개념과 그 측정방법에 대해 알아보고 지역별로 자기상관 및 장기지속성을 추정해 보며 III절에서는 공동변화의 개념과 그 측정방법에 대해 알아보고 지역별로 공동변화를 추정해 본다. IV절에서는 연구결과를 요약하고 이를 토대로 거시경제정책의 수립에 대한 시사점을 도출하면서 결론을 맺는다.

II. 지속성의 개념 및 추정

2.1 지속성의 개념 및 측정방법

지속성(persistence)이란 경제에 대한 어떤 교란(충격)의 효과가 계속되는 것을 말한다. 즉, 현재의 경제상태 및 그 변화가 미래에까지 계속적으로 영향을 주는 것을 말한다. 충격이 지속되는 이유는 경제주체들의 기간별 최적화 행위 때문이다. 예를 들어 현재에 예상치 못하게 소득이 증가하면 그 증가분을 현재에 다 사용하지 않고 다음 기에 일부를 사용한다.

자기상관 또는 지속성은 여러 방법을 통하여 측정할 수 있는데 본 논문에서는 자기상관계수의 계산, 단위근 검정, 장기지속성의 측정 등 세 가지 방법으로 지속성을 측정해 보았다. 지속성을 측정하는 가장 단순한 방법은 (1)식과 같은 표본자기상관계수를 추정하여 그 값을 비교하는 것이다.

$$\rho_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-K}(y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y})}{\sum_{t=1}^{N}(y_t - \bar{y})^2}, \quad k = 0, 1, 2, \ldots, K \qquad (1)$$

이 식에서 ρ_k는 t기의 특정변수 y의 값과 t+k기에 관찰된 y값간의 상관관계 정도를 나타낸 것으로 이 값이 1에 가까울수록 서로 다른 시점에서 관찰된 y값이 강한 관련을 갖고 있음을 의미한다.

지속성의 여부를 검정하는 방법으로는 단위근 검정(unit root test)이 있다. 어떤 시계열에 단위근이 존재한다는 것은 그 시계열이 확률적 추세를 가지고 있다는 것이고 이 경우 t기에 발생한 충격의 영향이 시간이 흐름에 따라 소멸되지 않고 지속된다. 단위근 검정방법은 여러 가지가 있는데 Dickey-Fuller (1979) 및 Phillips-Perron(1988)의 단위근 검정방법을 주로 사용한다. 먼저 Dickey-Fuller의 단위근 검정방법은 최소자승법(OLS)으로 (2)식의 회귀방정식을 추정하고 y_{t-1} 의 추정계수가 0 인가 즉 $\rho=1$ 인가를 Fuller(1976,p.373)의 임계치를 이용하여 검정하는 것을 말한다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1) y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d \qquad (2)$$

(2)식에서 오차항이 때때로 독립적이고 동일한 분포(i.i.d)의 가정을 충족시키지 못할 경우가 있는데 이 때에는 (3)식과 같이 y_t의 차분변수의 시차변수를 설명변수로 포함시켜 백색잡음(white noise)인 오차항을 얻고 난 후 $\rho=1$ 이라는 귀무가설을 검정하는데 이를 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정방법이라 한다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1) y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d \tag{3}$$

한편, ADF 검정방법이 p값에 영향을 받을 수 있으므로 p값에 영향을 받지 않고 자료에 이분산(heteroscedasticity)이 있을 경우도 사용이 가능한 방법으로 Phillips-Perron(PP)의 단위근 검정방법이 있다. 시계열 자료에 단위근이 존재한다는 가정하에 Phillips-Perron의 4가지 통계량-$Z(\alpha^*)$, $Z(\tilde{\alpha})$, $Z(t_\alpha^*)$, $Z(t_{\tilde{\alpha}})$-을 간단히 소개하면 다음과 같다. 먼저 (4)와 (5)식의 회귀방정식을 설정한다. (단, T는 표본의 크기이다)

$$y_t = \mu^* + \alpha^* y_{t-1} + e_t^* \tag{4}$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t - T/2) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{e}_t \tag{5}$$

t_α^*과 $t_{\tilde{\alpha}}$를 각각 (4)식과 (5)식에서 $\alpha = 1$이라는 귀무가설을 검정하기 위해 보통최소자승법으로 추정한 t값이라 하자. 그러면 위의 4가지 통계량은 (6)-(9)식과 같이 정의된다.

$$Z(\alpha^*) = T(\alpha^* - 1) - \lambda^* / \tilde{m}_{yy} \tag{6}$$

$$Z(t_\alpha^*) = (s^*/\sigma_\Pi^*) t_\alpha^* - \lambda^{*'} \sigma_\Pi^* / (\tilde{m}_{yy})^{1/2} \tag{7}$$

$$Z(\tilde{\alpha}) = T(\tilde{\alpha} - 1) - \tilde{\lambda}/M \tag{8}$$

$$Z(t_{\tilde{\alpha}}) = (\tilde{s}/\tilde{\sigma}_\Pi) t_{\tilde{\alpha}} - \tilde{\lambda}' \tilde{\sigma}_\Pi / M^{1/2} \tag{9}$$

단, $m_{yy} = T^{-2} \sum y_t^2$, $\tilde{m}_{yy} = T^{-2} \sum (y_t - \bar{y})^2$, $m_y = T^{-3/2} \sum y_t$, $m_{ty} = T^{-5/2} \sum t y_t$,

$M = (1 - T^{-2}) m_{yy} - 12 m_{ty}^2 + 12(1 + T^{-1}) m_{yt} m_y - (4 + 6T^{-1} + 2T^{-2}) m_y^2$,

$\lambda^* = (\sigma_\Pi^{*2} - s^{*2})/2$, $\lambda^{*'} = \lambda^*/\sigma_\Pi^{*2}$, $\tilde{\lambda} = (\tilde{\sigma}_\Pi^2 - \tilde{s}^2)/2$, $\tilde{\lambda}' = \tilde{\lambda}/\tilde{\sigma}_\Pi^2$,

$$\sigma_\Pi^{*2} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} e_t^{*2} + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{l} w_{sl} \sum_{t=s+1}^{T} e_t^* e_{t-s}^*,$$

$$\tilde{\sigma}_\Pi^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \tilde{e}_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{l} w_{sl} \sum_{t=s+1}^{T} \tilde{e}_t \tilde{e}_{t-s}$$이며,

s^{*2} 과 $\tilde{s}^2$ 는 각각 (4)와 (5)식의 σ_e^2에 대한 일치추정량을 나타내고 $w_{sl}=1-s/(l+1)$이다. 귀무가설하에 (6)-(9)식에서 주어진 4가지 검정통계량에 대한 임계치는 Fuller(1976, p.371,373)을 이용하면 된다.

장기지속성의 측정방법에는 시계열모형을 이용해 측정하는 방법, 비모수적으로 측정하는 방법, 비관측인자(unobserved component)모형으로 측정하는 방법 등 크게 세가지가 있다. 먼저 ARIMA 시계열모형을 이용해 측정하는 방법은 다음과 같다. Wold의 정리에 따르면 안정시계열 Δy_t는 다음의 (10)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형으로 나타낼 수 있는데 (10)식은 1차 차분된 변수의 확률변수 ε_t에 대한 충격반응(impulse response)을 나타낸다.

$$\Delta y_t = A(L)\varepsilon_t \tag{10}$$

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

(10)식을 수준값 y_t에 대해 나타내면 (11)식과 같은 이동평균(Moving Average)모형이 되는데 (11)식은 수준변수의 확률변수 ε_t에 대한 충격반응을 나타낸다.[2]

$$\begin{aligned} y_t &= (1-L)^{-1}A(L)\varepsilon_t \\ &= B(L)\varepsilon_t \end{aligned} \tag{11}$$

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

수준변수와 차분변수의 충격반응계수간에는 다음의 관계가 성립한다.

$$\beta_i=\sum_{j=0}^{i}\alpha_j \tag{12}$$

i시점에서 발생한 한 단위 충격(unit shock)이 수준값 y_t에 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) = 1이 되며 확정적 추세를 갖는 시계열이라면 A(1) = 0이 된다.

---

2) 이 모형에서 t기에 발생한 충격이 t+k기의 수준값 y_{t+k}에 미치는 영향의 크기(β_k)는 $1+\alpha_1+\alpha_2+\cdots+$ 로(10)식에서 충격반응계수의 누적적인 합으로 나타나므로 β_k를 누적충격반응(cumulative impulse response)계수라 한다.

또 다른 측정방법으로는 Cochrane(1988)이 개발한 비모수적 방법(nonparametric approach)이 있는데 그 방법은 다음과 같다. Cochrane은 시계열에 있어 충격의 지속성 크기를 측정하기 위해서 (13)식과 같은 분산비율(variance ratio)을 정의하고 극한분산비율 ($= V = \lim_{k \to \infty} V_k$) 을 충격의 장기적 지속성을 측정하는 계수로 사용할 수 있다는 것을 보였다.[3]

$$V_k = \frac{1}{k} \frac{Var(y_t - y_{t-k})}{Var(y_t - y_{t-1})} \qquad (13)$$

만약 시계열 y_t가 임의보행과정에 따른다면 $Var(y_t - y_{t-K})$ 는 $Var(y_t - y_{t-1})$ 의 k배이므로 k가 증가함에 따라 분산비율은 1로 접근해야 하며 확정적 추세를 중심으로 움직이는 추세안정과정이라면 $Var(y_t - y_{t-k})$는 $Var(y_t - y_{t-1})$ 와 같기 때문에 분산비율은 0으로 접근해야 한다. 따라서 실제자료를 이용하여 $k^{-1}Var(y_t - y_{t-k})$을 살펴봄으로써 그 시계열이 임의보행과정과 추세안정과정 중 어느 쪽에 가까운 지를 판별할 수 있게 된다.

마지막으로 비관측인자모형(Unobserved Component Model)으로 측정하는 방법이 있다. 시계열이 영구적인 요인과 일시적인 요인의 합으로 되어 있으며 이 두 요인은 모두 관측이 되지 않기 때문에 두 요인을 식별하기 위해서는 제약이 가해져야 한다. 제약의 종류에 따라 Beveridge and Nelson(1981)의 분해 방법과 Watson(1986)의 방법이 있다. Beveridge and Nelson 정리에 따르면 어떤 경제변수가 ARIMA모형으로 나타내어지면 그 변수는 반드시 임의보행과정을 따르는 확률적 추세와 안정적 부분의 합으로 나타낼 수 있다.[4] 이때 확률적(영구적) 부분과 안정적(일시적) 부분은 완전한 상관관계에 있게 된다. 측정방법은 앞에서 설명한 A(1)이나 V을 이용하면 되는데 V는 시계열의 총변동에서 영구적 요인이 차지하는 비중을 나타내고 A(1)은 시계열의 충격(innovations)의 표준편차에서 영구요인의 변화에 대한 표준편차가 차지하는 비율을 나타낸다. 따라서 A(1)과 V는 시계열에서 영구적인 요인과 일시적인 요인의 상대적인 중요도를 나타내는 유용한 측도라고 할 수 있다. 한편, Watson(1986)과 Clark (1987)는 두 요인의 상관도가 낮을 수도 또는 0일 수도 있다고 보고 확률적 부분과 안정적 부분이 독립

3) 극한분산비율은 1차 차분의 분산값에서 임의보행과정으로 나타나는 추세부분의 분산값이 차지하는 비율을 의미 하므로 어떤 시계열에서 임의보행을 하는 추세부분의 중요성이 클수록 즉, 경제충격효과의 장기지속성이 클수록 V값은 크게 된다.

4) 이에 대한 설명은 강기춘(1995)의 <부록 2>을 참고하면 되고 이 정리에 대한 자세한 설명과 ARIMA 모형과 Beveridge and Nelson 분해의 1:1 대응관계에 관해서는 Stock and Watson(1988a)의 부록을 참고할 것.

적으로 움직인다는 가정(이 가정은 추세와 순환에 관한 전통적인 2분법과 일치한다)하에 두 요인을 식별하였다. 이 방법은 ARIMA모형을 공간상태모형(State Space Model)로 나타내고 Kalman filter에 의해 모형내 모수를 추정하고 관측이 되지 않는 두 요인을 식별한다.[5] 각 요인을 식별하면 지속성의 측정방법은 위에서 언급한 A(1)과 V를 이용한다.

2.2 지속성의 추정

2.2.1 자기상관계수

본 논문의 분석대상인 우리 나라 10개 지역 산업생산지수의 전년동기대비 증가율에 대한 기초통계량과 (1)식을 이용하여 계산한 표본자기상관계수가 <표 1>에 나타나 있다.[6].

〈표 1〉 기초통계량 및 자기상관계수

지 역	평균(%)	표준편차(%)	ρ_1	ρ_4	ρ_8	ρ_{12}	ρ_{16}	ρ_{20}	ρ_{24}
서 울	1.48	10.78	.88	.64	.39	.19	.16	.03	−.11
부 산	−1.20	8.55	.82	.70	.54	.26	.18	.08	−.02
경 기	14.52	9.92	.82	.57	.37	.13	.24	.19	−05
강 원	3.78	8.65	.70	.51	.29	−.04	.02	.04	−.09
충 북	15.02	8.82	.69	.27	.21	−.14	−.06	−.09	−.14
충 남	10.57	9.18	.81	.39	.07	−.23	−.01	−.08	−.21
전 북	6.73	9.99	.86	.62	.14	−.19	−.21	−.15	−.15
전 남	11.99	8.44	.70	.43	.37	−.04	.05	−.07	−.08
경 북	11.84	9.34	.80	.45	.24	.06	.17	.18	−.02
제 주	5.68	23.43	.77	.34	−.13	−.57	−.18	.21	.44

k=1부터 k=24까지를 보여주고 있는데 월별자료이므로 k=24는 2년의 시차에 해당한다. 표에서 각 지역의 기초통계량을 살펴보면 서울, 부산, 강원, 제주의 평균증가율이 낮게 나타나고 충북, 경기의 평균증가율이 높게 나타나고 있다. 표준편차는 제주도가 가장 크게 나타나고 있어 산업생산의 증가율이 큰

5) 이에 대한 설명은 강기춘(1995)의 <부록 3>을 참고하면 되고 Kalman filter에 대한 더욱 자세한 설명은 Harvey(1981, 1989)을 참고할 것.

6) 경남은 울산광역시가 분리되면서 연속성 있는 시계열을 구할 수 없어 분석에서 제외되었다.

폭의 변동과 불안정적인 변화를 보이고 있으며 나머지 지역은 큰 차이가 없다. 표본자기상관계수를 살펴보면 지역별로 다소 차이는 있으나 k=8기까지는 자기상관을 보이고 있으며, 부산과 서울의 산업생산지수 변화에 가장 강한 자기상관이 나타나고 충북과 충남의 산업생산 변화는 자기상관의 정도가 가장 약한 것으로 나타나고 있다.

2.2.2 단위근 검정

우리 나라 10개 지역 산업생산지수의 자연로그치와 그 차분값에 대한 ADF와 PP의 단위근 검정 결과가 〈표 2〉에 나타나 있다. 로그를 취한 수준변수의 경우 ADF검정에서는 모두 단위근이 있는 것으로 나타났고 PP검정의 경우 강원, 충북, 충남을 제외한 모든 변수가 단위근을 가지고 있는 것으로 나타났다. 1차 차분한 변수의 경우 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하였다. 결론적으로 모든 지역에서 수준변수의 경우 단위근이 있지만 차분변수의 경우 단위근이 없는 것으로 볼 수 있어 충격의 효과가 지속된다는 것을 알 수 있다.

〈표 2〉 단위근 검정

지 역	수준변수의 ADF($\hat{\tau}_\tau$)[a,b]	차분변수의 ADF($\hat{\tau}_\tau$)	PP:Z($t_{\hat{\alpha}}$)[b]
서 울	−2.92	−4.43#	−2.89
부 산	−0.54	−6.17#	−1.45
경 기	−2.56	−5.17#	−2.58
강 원	−2.06	−7.89#	−3.78*
충 북	−2.46	−8.84#	−4.97#
충 남	−3.26	−6.62#	−3.74*
전 북	−2.89	−5.41#	−2.91
전 남	−0.87	−8.19#	−2.32
경 북	−2.83	−6.79#	−2.86
제 주	−2.56	−7.06#	−2.54

a 서울, 부산 및 제주지역의 경우 시간추세선을 포함하지 않음.
b 네개의 시차가 ADF 및 PP 검정에 이용됨.
· +, *, #는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

2.2.3 장기지속성

Campbell and Mankiw(1987)가 지적하였듯이 어떤 시계열에 단위근이 존재한다 하더라도 t기의 충격이 항상 지속되는 것이 아니고 시간의 경과에 따라 소멸할 수도 있기 때문에 단위근 검정의 결과만을 가지고 충격의 장기지속성에 대해 결론을 내릴 수 없다. 따라서 본 논문에서는 먼저 ARIMA(p,1,q)모형을 추정하였는데 p,q의 차수는 모수절약의 원칙에 따라 p=0~2, q=0~2의 범위로 하고 AIC에 근거하여 정하였다. 각 지역별로 ARIAM모형을 추정한 후 Beveridge and Nelson의 분해방법에 따라 시계열을 영구적인 요인과 일시적인 요인으로 분해하고 1기후 예측오차의 표준편차에 대한 추세요인변화의 표준편차로 계산한 A(1)으로 충격의 장기지속성을 추정하였다. <표 3>은 지역별 ARIMA모형과 A(1)의 값을 나타내고 있는데 장기지속성을 나타내는 A(1)의 경우 지역별로 0.29에서 1.05의 분포를 하고 있으며 서울지역의 장기지속성이 가장 크고 충북과 제주의 장기지속성이 가장 낮은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 장기지속성 추정

지 역	ARIMA(p, d, q)	표 준 편 차		A(1)
		추세요인변화	1기후 예측오차	
서 울	(2, 1, 2)	0.029	0.028	1.05
부 산	(0, 1, 1)	0.020	0.033	0.61
경 기	(2, 1, 1)	0.027	0.033	0.81
강 원	(1, 1, 1)	0.019	0.044	0.45
충 북	(1, 1, 1)	0.016	0.056	0.27
충 남	(1, 1, 2)	0.027	0.036	0.75
전 북	(1, 1, 2)	0.033	0.034	0.97
전 남	(0, 1, 1)	0.022	0.043	0.51
경 북	(0, 1, 2)	0.026	0.041	0.62
제 주	(2, 1, 2)	0.029	0.102	0.29

III. 공동변화의 개념 및 추정

3.1 공동변화의 개념 및 측정방법

공동변화(comovement)란 경제활동들이 상호관련을 가지면서 거의 동시에(때로는 시차가 있을 수도 있음) 변화하는 현상을 말한다. 공동변화가 발생하는 이유는 크게 두 가지가 있는 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에 공통적으로 영향을 주는 총체적인 충격이고 다른 하나는 여러 국가, 지역 및 산업에서 발생한 부문충격이 다른 국가, 지역 및 산업으로 전파되어 가는 전달경로이다. 즉, 국가, 지역 또는 산업들이 상호교역을 하기 때문에 어느 한 부문에서 발생한 충격이 다른 부문으로 파급되어 간다.

경기순환과정에서 경제시계열들이 보이는 공동변화현상은 여러 방법을 통하여 측정할 수 있는데 본 논문에서는 교차상관계수, feedback 계산, 공적분 검정 등 세 가지 방법으로 공동변화를 측정해 보았다. 공동변화를 측정하는 가장 단순한 방법은 (14)식과 같은 표본교차상관계수를 추정하여 그 부호와 값을 살펴보는 것이다.

$$\gamma_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-K}(x_t-\bar{x})(y_{t+k}-\bar{y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^{N}(x_t-\bar{x})^2 \sum_{t=1}^{N}(y_t-\bar{y})^2}}, k=0,1,2,\ldots,K \qquad (14)$$

이 식에서 γ_k는 t기의 기준변수 x의 값과 t+k기에 관찰된 특정변수 y값간의 상관관계 정도를 나타낸 것으로 γ_k 의 값이 음(−)의 값을 가지면 두 변수들이 서로 반대방향으로 변하고 있음을 의미하고 양(+)의 값을 가지면 두 변수들이 서로 같은 방향으로 변하고 있음을 의미한다. 또한 γ_K의 값들이 시차수 k에 따라서 달라지며 γ값이 최대가 되는 시차는 k가 양(+)이면 특정변수 y가 기준변수 x보다 먼저 변하는 변수임을 의미하고 k가 음(−)이면 특정변수 y가 기준변수 x보다 나중에 변하는 변수임을 의미한다.

한편, 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 차분변수간의 공동변화는 Geweke(1982)가 제안한 3가지 측정치를 이용하면 된다. 두 변수 경우를 예로 들면, Geweke는 변

수간의 선형적인 상호관련성(linear interactions)을 나타내는 공동변화(또는 feedback)를 측정하기 위해 (15)-(18)의 회귀식을 이용하여 (19)-(21)식과 같은 3가지의 측정치를 구하였다.

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L)\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{15}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L)\Delta y_{t-1} + \gamma_0(L)\Delta x_{t-1} + \eta_t \tag{16}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L)\Delta y_{t-1} + \gamma_0(L)\Delta x_{t-1} + \gamma_1 x_t + \xi_t \tag{17}$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \pi(L)\Delta y_{t-1} + \gamma_0(L)\Delta x_{t-1} + \gamma_1 x_t + \gamma_2(F^{-1})\Delta x_{t+1} + \nu_t \tag{18}$$

$$F_{\Delta x,\Delta y} = \log \frac{\sigma^2_{\varepsilon}}{\sigma^2_{\nu}} \tag{19}$$

$$F_{\Delta x \to \Delta y} = \log \frac{\sigma^2_{\varepsilon}}{\sigma^2_{\eta}} \tag{20}$$

$$F_{\Delta x,\Delta y} = \log \frac{\sigma^2_{\eta}}{\sigma^2_{\xi}} \tag{21}$$

(19)식을 이용하여 총체적 공동변화(total feedback)를 측정할 수 있고 (20)식을 이용하여 인과성 공동변화(causal feedback)를 측정할수 있으며 (21)식을 이용하여 동시적 공동변화(contemporaneous feedback)를 측정할 수 있다. 공동변화를 측정할 뿐만 아니라 공동변화의 통계적 유의성에 대한 검정도 가능한데 각 (19)-(21)의 통계량에 대한 F-검정을 해 보면 된다. 예를 들어 (21)식의 측정치가 통계적으로 유의하지 않으면(즉, (17)의 회귀식에서 $\gamma_1 = 0$라는 귀무가설을 기각할 수 없으면), 두 시계열은 동시적으로 볼 때 선형의 상호관련성이 없는 독립적인 시계열로 해석이 되는 것이다.

다음으로, 수준변수간의 공동변화는 수준변수간의 장기적인 균형관계의 존재 여부로 판단할 수 있다. 이 방법은 두 변수간의 지속적인 공동변화 유무를 공적분 검정을 통하여 살펴보는 것인데 Engle and Granger(1987)에 의해 도입된 공적분의 통계적 정의는 다음과 같다. 개별적으로는 단위근을 갖는 불안정한 시계열이지만 그들 사이에 안정적인 시계열을 생성하는 선형결합이 존재할 경우 이들 사이의 선형결합 관계를 공적분 관계라고 한다. 이러한 공적분의 경제적인 의미는 변수사이에 장기적으로 안정적인 균형관계가 있다는 것이다. 다시 말해서 한 변수가 어떤 이유에서건 공적분 관계에 있는 다른 변수와의 안정관계가 깨질 경우 이 상태가 장기간 지속되지는 않고 반드시 이전의 안정적

인 관계로 회귀한다는 것이다. 따라서 단위근을 가지는 시계열 변수 사이에 공적분 관계가 있는가를 검정하는 것은 경제적으로 이들 변수 사이에 안정적인 균형관계가 있는가를 검정하는 것이 된다. 예를 들어 두 변수 y_t와 x_t가 모두 단위근을 가지면 제1단계로 (22)식과 같이 y_t를 x_t에 대하여 최소자승법을 이용하여 회귀분석을 한 후 제2단계로 그 선형결합 결과 새로이 생성된 잔차항인 εt에 대해서 다시 (23)식과 같이 단위근 검정을 행한다.

$$y_t = c + \beta x_t + \varepsilon_t \tag{22}$$

$$\Delta\varepsilon_t = \rho_1 \varepsilon_t + \sum_{i=1}^{4} \rho_{1+i} \Delta\varepsilon_{t-i} + e_t \tag{23}$$

만일 잔차항이 단위근이 없는 안정적인 시계열로 판정되면 두 변수 y_t와 x_t 사이에는 공적분 관계가 성립하며 벡터 $(1, -\beta)$를 공적분 벡터(cointegrating vector)라고 한다. 두 변수간의 공적분 존재유무는 Engle and Granger가 개발한 검정방법을 이용할 수 있으며 다변수(5개까지)간의 공적분 존재유무는 Engle and Yoo(1987)의 검정방법과 그 임계치(pp.157-8)를 이용할 수 있다. 그러나 이 방법은 실제로 사용하기에 편리한 점은 있으나 여러 개의 공적분 관계가 있는 경우 이용될 수 없다.[7] n개의 변수로 구성된 모형에서는 최대한 n-1개의 서로 독립적인 공적분 관계가 있을 수 있기 때문에 서로 독립적인 공적분 관계의 수가 몇 개인가를 검정하는 것 또한 중요하다. 이때엔 Stock and Watson (1988b)이나 Johansen(1988, 1991)의 방법을 이용하여 서로 독립적인 공적분 관계의 수를 정할 수 있다. Johansen의 검정절차를 VAR(k)모형을 통하여 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. n개의 시계열로 구성된 벡터 χ_t가 (24)식과 같은 VAR(k)라 하자.

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \ldots + A_k x_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \tag{24}$$

단, x_t는 $(n \times 1)$ 벡터이고 모든 시계열들은 하나의 단위근을 가지고 있는 I(1)로 가정되며, ε_t는 정규분포를 따르는 백색잡음 확률과정이다.

이를 다음의 (26)식과 같이 변형하여 다시 나타낼 수 있다.

---

7) 예를 들어 실제로 독립적인 공적분 관계가 2개 있다고 할 때 Engle-Granger의 방법이 추정한 공적분식은 2개의 서로 다른 공적분 관계식의 추정계수(공적분 베타)의 복잡한 평균치에 불과하다.

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \ldots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (25)$$

단, $\Gamma_i = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \ldots + A_k) \; i = 1, 2, \ldots, k-1$,

$\Pi = -(I_n - A_1 - \ldots - A_k) = -A(1)$, $\Gamma_1, \ldots, \Gamma_{k-1}, \Pi, \mu$ 등은 추정하여야 할 행렬이나 벡터를 나타낸다. 그리고 $E(\varepsilon_t) = 0, E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Omega(t = s)$ 또는 $0(t \neq s)$이다.

이 때 n개의 시계열로 구성된 x_t간에 r개의 공적분 관계가 존재한다는 것은 Π행렬을 다음의 (26)식과 같이 다시 쓸 수 있음을 의미한다.[8]

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (26)$$

단, α와 β는 각각 nxr행렬로서 α는 오차수정행렬이고 β는 r개의 공적분 벡터로 구성된 행렬이다. 그리고 α는 모형내의 모든 n개의 식에 대하여 각각의 공적분 벡터에 부여되는 조정계수(adjustment coefficient)행렬로서 이는 각 추정된 균형관계식으로 조정되는 평균속도를 의미하는바 계수가 크면 조정이 신속히 이루어지는 것을 뜻한다.

시계열 x_t의 모든 장기정보는 (25)식에서 χ_{t-1}의 계수행렬인 Π에 나타나는데 Π의 위수(rank: r)가 바로 공적분 관계식의 수가 되며 행렬 Π의 위수의 크기에 따라 다음의 3가지 경우로 나뉘어진다. 첫째, r=n인 경우로서 χ_t의 각 수준변수들이 안정적임을 뜻하므로 수준변수로써 VAR모형을 설정 추정할 수 있다. 둘째, r=0인 경우로서 이는 각 수준변수들이 불안정적인 시계열임과 동시에 수준변수간에 장기적인 공적분 관계가 존재하지 않으므로 차분변수로 구성된 VAR모형을 설정하여야 한다. 세째, 0<r<n의 경우로서 각 수준변수들이 불안정적인 시계열이면서 수준변수간에 r개의 공적분 관계가 존재하므로 오차수정모형으로 설정하여 추정해야 한다.[9]

3.2 공동변화의 추정

3.2.1 교차상관계수

대부분의 경제시계열들은 시간이 지날수록 증가하는 추세를 가지고 있어 추세를 제거하는 것이 매우

8) Hamilton(1994)의 식 (19.1.35) (p.579)를 참고할 것.

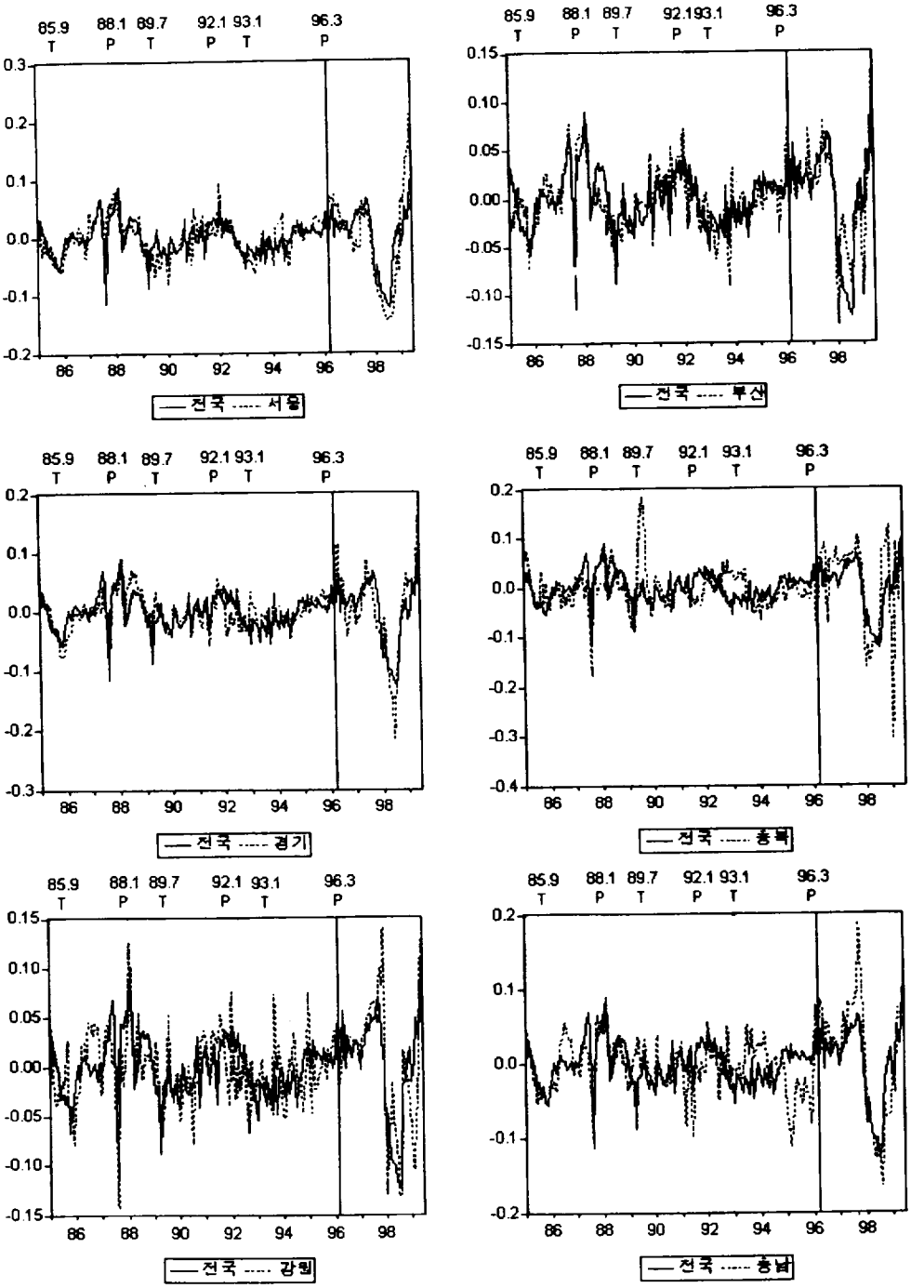
9) Johansen검정방법의 앨고리듬에 대해서는 강기춘(1999)를 참고할 것.

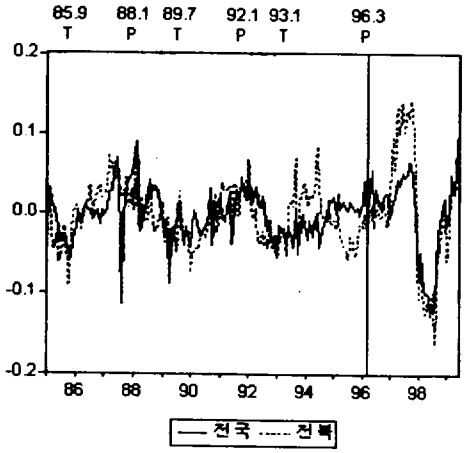
중요하다. 추세를 제거하는 방법에는 경제변수를 시간에 대해 선형회귀를 시키거나 1차차분을 구하는 등 여러 방법이 있는데 본 논문에서는 최근 경기변동이론분야에서 많이 사용되고 있는 Hodrick－Prescott(1980) 필터를 이용하여 추세를 제거한 후 순환변동치로 교차상관계수를 구하였다. 먼저 이 방법을 간단히 설명하면 시계열이 x_t로 주어졌을 때 HP분해는 다음 (27)식의 제곱합을 최소화하는 추세 τ_t를 구하는 것이다.

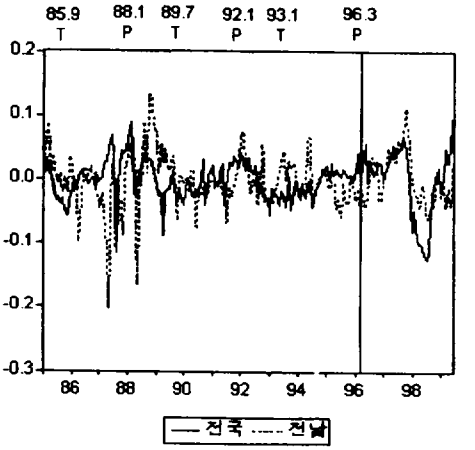
$$S(\tau_t)=(\frac{1}{T})\sum_{t=1}^{T}(x_t-\tau_t)^2+(\frac{\lambda}{T})\sum_{t=2}^{T-1}[(\tau_{t+1}-\tau_t)-(\tau_t-\tau_{t-1})]^2 \qquad (27)$$

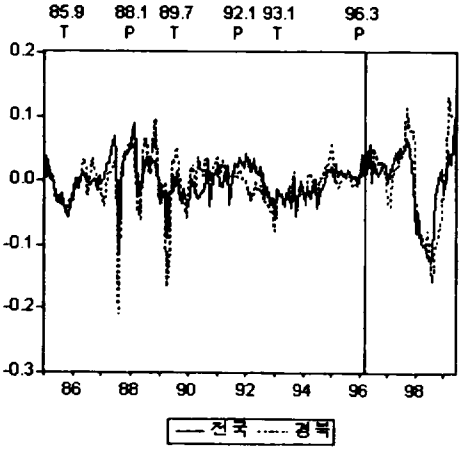
여기서 λ는 임의의 상수로 λ를 크게 할수록 부드러운 추세를 가지게 되는데 월별 자료의 경우 λ의 값을 14400으로 둘 것을 그들은 제안하고 있다. 전국 산업생산지수와 지역별 산업생산지수의 로그치를 HP 필터에 의해 추세치를 제거하고 남은 순환변동치를 그림으로 나타낸 것이 〈그림 1〉이고 이 값을 이용하여 (14)식에 의해 교차상관계수를 계산한 것이 〈표 4〉에 나타나 있다. 먼저 그림을 살펴보면 (단, 그림에서 진하게 그려진 부분은 경기침체기를 나타내고 칠하지 않은 부분은 경기확장기를 나타낸다) 전국 산업생산지수와 제주와 전남을 제외한 대부분 지역의 산업생산지수가 같은 방향으로 변하고 있는 것을 나타내고 있으며 특히 제주도의 경우 산업생산지수의 변동성이 전국 산업생산지수에 비해 상당히 큰 것으로 나타나 제조업의 불안정한 성장을 여실히 드러내고 있다. 이를 더 구체적으로 살펴보기 위해 계산한 것이 〈표 4〉의 교차상관계수이다. (14)식에서 만일 x_t를 전국 산업생산지수의 변화라고 하고 y_t를 지역별 산업생산지수의 변화라고 할 경우 γ_k 값이 양(＋)이면 지역의 산업생산 변화가 전국의 산업생산 변화와 같은 방향으로 움직이는 순응적인 변화(procyclical fluctuation)를 뜻하며 반대로 γ_k 값이 음(－)이면 지역의 산업생산 변화가 전국의 산업생산 변화와 반대 방향으로 움직이는 역행적인 변화(countercyclical fluctuation)를 뜻한다. 그리고 γ_k의 값들이 시차수 k에 따라서 달라지며 γ값이 최대가 되는 시차 k가 양(＋)이면 지역의 산업생산 변화가 전국의 산업생산 변화보다 먼저 변하는 선행적인 변화를 뜻하며, 시차 k가 음(－)이면 지역의 산업생산 변화가 전국의 산업생산 변화보다 나중에 변하는 후행적인 변화를 뜻하고, 시차 k가 0이면 지역의 산업생산 변화와 전국의 산업생산 변화가 동시에 변하는 동행적인 변화를 뜻한다. 표를 보면 제주와 전남을 제외한 모든 지역의 산업생산지수 변화는 전국 산업생산지수 변화와 동시적으로 같은 방향으로 변화하고 있는 것으로 나타났다. 전남의 경우 전국 산업생산 변화에 후행하면서 반대방향으로 움직이는 것을 나타났고 제주의 경우 전국 산업생산 변화에 후행하면서 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타났다.

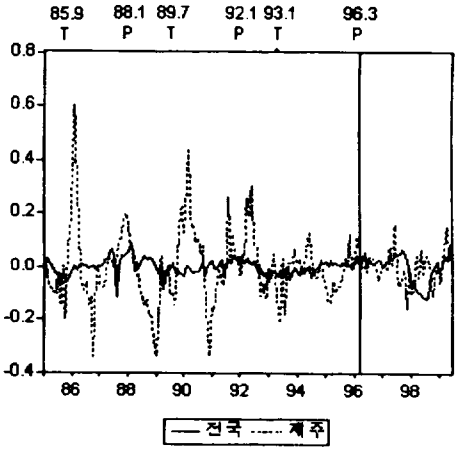
〈그림 1〉 전국과 지역별 산업생산의 순환변동치




85.9 T
88.1 P
89.7 T
92.1 P
93.1 T
96.3 P
0.2
0.1
0.0
-0.1
-0.2
86
88
90
92
94
96
98
전국
전북


85.9 T
88.1 P
89.7 T
92.1 P
93.1 T
96.3 P
0.2
0.1
0.0
-0.1
-0.2
-0.3
86
88
90
92
94
96
98
전국
전남


85.9 T
88.1 P
89.7 T
92.1 P
93.1 T
96.3 P
0.2
0.1
0.0
-0.1
-0.2
-0.3
86
88
90
92
94
96
98
전국
경북


85.9 T
88.1 P
89.7 T
92.1 P
93.1 T
96.3 P
0.8
0.6
0.4
0.2
0.0
-0.2
-0.4
86
88
90
92
94
96
98
전국
제주

〈표 4〉 HP filter에 의한 순환변동치의 교차상관계수 (전국 대 각 지역)

지 역	γ_{-24}	γ_{-16}	γ_{-8}	γ_{-4}	γ_0	γ_4	γ_8	γ_{16}	γ_{24}	최대값	최대값시차
서 울	−.29	−.07	.05	.31	.77	.36	−.11	−.23	−.19	.77	0
부 산	−.21	−.18	.11	.24	.79	.25	.07	−.21	−.19	.79	0
경 기	−.15	−.06	−.03	.26	.82	.21	−.09	−.06	−.11	.82	0
강 원	−.16	−.11	−.05	.05	.68	.26	.11	−.18	−.14	.68	0
충 북	−.05	−.21	−.14	.04	.50	−.03	.04	.00	−.06	.50	0
충 남	−.16	−.01	−.31	.01	.65	.30	.04	.03	00	.65	0
전 북	−.08	−.13	−.18	.24	.69	.21	−.01	.16	−.08	.69	0
전 남	.12	−.08	−.35	−.14	.25	.09	.15	.10	−.00	−.42	−10
경 북	−.15	−.01	−.12	.06	.76	.27	−.04	−.15	−.13	.76	0
제 주	−.06	−.08	.04	.14	.08	−.12	−.08	.00	.06	.18	−2

한편, 각 지역간의 교차상관계수를 계산해서 최대값과 최대값의 시차를 각각 나타낸 것이 〈표 5〉인데 제주와 전남을 제외한 모든 지역의 산업생산지수 변화는 서로 동시적으로 같은 방향으로 변화하고 있는 것으로 나타났으며 전남과 제주는 지역별로 다소 다른 양상을 보이고 있다.

〈표 5〉 순환변동치 교차상관계수의 최대값 및 그 시차 (각 지역간)

	부 산	경 기	강 원	충 북	충 남	전 북	전 남	경 북	제 주
서 울	.67 (0)	.70 (0)	.49 (0)	−.37 (−12)	.56 (0)	.57 (0)	−.47 (−10)	.65 (0)	.13 (−6)
부 산		.58 (0)	.66 (0)	.38 (0)	.53 (0)	.63 (0)	.53 (0)	.57 (0)	.22 (−2)
경 기			.49 (0)	.41 (0)	.53 (0)	.49 (0)	−.39 (−10)	.59 (0)	−.21 (2)
강 원				.47 (0)	.56 (0)	.62 (0)	−.31 (−10)	.59 (0)	−.21 (2)
충 북					.42 (0)	.40 (0)	.23 (3)	.38 (0)	−.14 (1)
충 남						.67 (0)	−.37 (−10)	.59 (0)	.21 (−6)
전 북							.29 (0)	.53 (0)	−.19 (−30)
전 남								.29 (0)	−.19 (1)
경 북									−.22 (−18)

· 괄호안의 값은 최대값의 시차를 나타냄.

3.2.2 Feedback

제주지역과 타지역간 산업생산 변화의 단기적인 동학관계를 알아보기 위해 Geweke feedback 통계량을 계산한 결과를 나타낸 것이 〈표 6〉이다. 제주와 경북간의 총체적 공동변화를 제외하면 제주지역과 타지역간에 인과성, 동시적, 총체적 공동변화는 거의 없는 것으로 나타났는데 이는 제주의 산업생산 변화는 타지역과는 독립적으로 움직이는 것으로 해석할 수 있다.

〈표 6〉 제주 및 타지역간 산업생산 변화의 Geweke feedback 통계량

구분 / 지역	feedback 추정치		
	총체적 공동변화	인과성 공동변화	동시적 공동변화
제주〈-〉서울	0.25+	0.08	0.002
제주〈-〉부산	0.25+	0.06	0.006
제주〈-〉경기	0.20	0.07	0.007
제주〈-〉강원	0.23	0.09	0.001
제주〈-〉충북	0.15	0.08	0.005
제주〈-〉충남	0.20	0.13+	0.005
제주〈-〉전북	0.24	0.11	0.006
제주〈-〉전남	0.07	0.04	0.001
제주〈-〉경북	0.32*	0.07	0.001

· 시차의 수는 12로 하였다.
· +, *, ‡는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타냄.

3.2.3 공적분 검정(cointegration test)

지역별 산업생산지수와 전국 산업생산지수가 장기적으로 안정적인 관계를 유지하는지의 여부를 살펴보기 위해 Johansen의 공적분 검정을 실시한 결과가 〈표 7〉에 나타나 있다. 서울, 부산 및 충북을 제외한 모든 지역의 산업생산지수가 전국 산업생산지수와 5% 유의수준에서 공적분 관계에 있지 않음을 나타내고 있는데 이는 요소의 이동성이 충분하지 못한 한국의 경우 산업의 성장경로가 지역간 균형성장 경로를 벗어나면서 지역간 산업생산의 격차가 축소되지 않을 뿐만 아니라 장기적으로 안정적인 관계를 유지하지 못한다는 것을 의미한다.[10]

10) 이러한 결과는 각 지역의 소득과 그에 상응하는 국민소득간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 사실을 밝힌 김영용 · 박진석(1997)의 결과와 유사하다.

〈표 7〉 Johansen의 이변수(bivariate) 공적분 검정(전국 대 각 지역)

지 역	귀무가설	Iikelihood ratio	결 론
서 울	r≤0 r≤1	24.45 7.87	하나의 공적분 관계 존재
부 산	r≤0 r≤1	31.38 10.87	하나의 공적분 관계 존재
경 기	r≤0 r≤1	13.80 1.93	공적분 관계 존재하지 않음
강 원	r≤0 r≤1	14.66 4.0	공적분 관계 존재하지 않음
충 북	r≤0 r≤1	26.74 11.59	하나의 공적분 관계 존재
충 남	r≤0 r≤1	22.57 6.0	공적분 관계 존재하지 않음
전 북	r≤0 r≤1	16.21 5.06	공적분 관계 존재하지 않음
전 남	r≤0 r≤1	21.76 7.18	공적분 관계 존재하지 않음
경 북	r≤0 r≤1	20.49 8.83	공적분 관계 존재하지 않음
제 주	r≤0 r≤1	19.96 9.17	공적분 관계 존재하지 않음
임 계 치	α=0.05		r≤0 : 25.32 r≤1 : 12.25
	α=0.01		r≤0 : 30.45 r≤1 : 16.26

· 공적분을 검정하기 위한 방정식의 시차길이는 4로 하였고 추세선을 고려함.

한편, 지역별 산업생산지수를 이용한 지역간 공적분 검정(cross-region cointegration test)의 결과는 〈표 8〉에 나타나 있다. 첫째, 대부분의 지역 산업생산지수들이 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 있다.[11] 또한 어느 한 지역에서 발달한 기술이 다른 지역으로 이전이 되지 않는다는 해석도 가능하다. 둘째, 서울 및 부산의 산업생산지수는 몇몇 지역의 산업생산지수와 장기적인 관계가 성립하는 것으로 나타났는데 이는 서

11) 이러한 결론은 김성태.정초시.노근호(1991)도 밝힌 바가 있다.

〈표 8〉 Johansen의 이변수(bivariate) 공적분 검정(각 지역간)

	부 산	경 기	강 원	충 북	충 남	전 북	전 남	경 북	제 주
서 울	1	0	0	1	1	0	0	0	0
부 산		0	0	2	2	0	2	1	1
경 기			0	0	0	0	1	0	0
강 원				0	0	0	0	0	0
충 북					0	0	0	0	0
충 남						0	0	0	0
전 북							0	0	0
전 남								0	0
경 북									0

· 공적분을 검정하기 위한 방정식의 시차길이는 4로 하였고 추세선을 고려함.
· 숫자는 5% 유의수준에서 유의한 공적분의 수를 나타냄.

울 및 부산에서의 기술발전은 다른 지역으로 이전되어 가는 것을 뜻한다. 셋째, 제주지역의 산업생산은 부산을 제외하고는 그 어느 지역의 산업생산과도 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 것으로 나타났는데 이는 제주의 산업생산이 부산지역의 산업생산과 밀접한 관계가 있음을 의미한다.

Ⅳ. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 지역별 경기순환의 특징을 밝히는데 있다. 따라서 집계수준이 아닌 부문수준에서 측정된 지역별 산업생산지수의 자기상관과 공동변화의 크기를 각각 추정하였다. 자기상관 또는 지속성은 자기상관계수를 계산해 봄으로써 충격의 지속성을 먼저 살펴보고, 단위근 검정을 통해 지속적으로 영향을 주는 충격의 존재유무를 확인하였다. 또한 Beveridge and Nelson의 방법에 따라 시계열을 영구적 요인과 일시적 요인으로 분해한 후 장기지속성을 추정하였다. 먼저 표본자기상관계수는 지역별로 다소 차이는 있으나 k=8기까지는 자기상관을 보이고 있으며, 부산과 서울의 산업생산지수 변화에 가장 강한 자기상관이 나타나고 충북과 충남의 산업생산 변화는 자기상관의 정도가 가장 약한 것으로 나타나고 있다. 다음으로 단위근 검정의 결과 모든 지역에서 수준변수의 경우 단위근이 있지만 차분변수

의 경우 단위근이 없는 것으로 볼 수 있어 충격의 효과가 지속되는 것으로 나타났다. 마지막으로 1기후 예측오차의 표준편차에 대한 추세요인변화의 표준편차로 계산한 A(1)으로 충격의 장기지속성을 추정해 보니 A(1)의 값이 지역별로 0.29에서 1.05의 분포를 하고 있으며 서울지역의 장기지속성이 가장 크고 충북과 제주의 장기지속성이 가장 낮은 것으로 나타났다.

한편, 경기순환과정에서 경제시계열들이 보이는 공동변화는 교차상관계수, feedback 계산, 공적분 검정 등 세 가지 방법으로 측정해 보았다. 먼저 HP 필터에 의해 추세치를 제거한 후 순환변동치를 이용하여 전국 산업생산 변화와 지역별 산업생산 변화의 교차상관계수를 계산해 보니 제주와 전남을 제외한 모든 지역의 산업생산 변화는 전국 산업생산 변화와 동시점으로 같은 방향으로 변화하고 있는 것으로 나타났으며 전남의 경우는 전국 산업생산 변화에 후행하면서 반대방향으로 움직이고 제주의 경우 전국 산업생산 변화에 후행하면서 같은 방향으로 움직이는 것으로 나타났다. 다음으로 제주지역과 타지역간 산업생산 변화의 단기적인 동학관계를 알아보기 위해 Geweke feedback 통계량을 계산하고 검정을 해 본 결과 제주와 경북지역의 총체적 공동변화를 제외하면 제주지역과 타지역간에 인과성, 동시적, 총체적 공동변화는 거의 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 지역별 산업생산지수와 전국 산업생산지수가 장기적으로 안정적인 관계를 유지하는지의 여부를 살펴보기 위해 Johansen의 공적분 검정을 실시한 결과 서울, 부산 및 충북을 제외한 모든 지역의 산업생산지수가 전국 산업생산지수와 5% 유의수준에서 공적분 관계에 있지 않음을 나타내고 있었고, 지역간 공적분 검정의 결과 서울 및 부산의 산업생산지수가 몇몇 지역의 산업생산지수와 장기적인 관계가 성립하는 것 외에는 대부분의 지역 산업생산지수들이 서로 공적분 관계가 없는 것으로 나타났다. 또한 제주지역의 산업생산은 부산을 제외하고는 그 어느 지역의 산업생산과도 장기적인 균형관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과가 의미하는 정책적인 시사점은 다음과 같다. 대부분의 거시경제학자들은 기술진보와 같은 공급측 충격은 그 영향이 지속적이고 총수요관리정책의 변화와 같은 수요측 충격은 그 영향이 오래가지 못하고 일시적이라는데 동의한다. 본 연구 결과 지역별로 다소 차이는 있으나 지역별 산업생산은 단기적으로 자기상관이 강하고 장기적으로도 충격이 지속되는 것으로 나타나 지역 수준에서 산업에 끊임없는 기술개발이 진행되고 있음을 알 수 있다. 한편, 지역간에 단기적인 공동변화는 존재하나 장기적인 균형관계는 미약한 것으로 나타났는데 이는 총수요관리를 통한 정부의 경기조절정책이 단기적으로는 효과가 있으나 장기적으로는 효과가 없고 지역수준에서 발생한 기술개발이나 생산요소가 다른 지역으로 전이되는 과정이 미미함을 의미한다. 따라서 정부는 현재와 같이 지역간 차별이 고려되지 않는 산업정책보다는 지역의 산업구조와 경제상황을 고려한 차별적인 산업정책을 펴고 지역간에 생산요소가 원활하게 이동할 수 있도록 제도적인 장치를 마련하는 것이 바람직하다고 하겠다.

참 고 문 헌

강기춘 (1994), 경기변동의 이론 및 실증연구방법에 관한 고찰, 논문집, 제38집, 제주대학교, 221~248.

강기춘 (1995), 지역총생산(GRP)의 장기지속성 및 공동변화와 정책적 시사점, 사회발전연구, 제11집, 제주대학교 지역사회발전연구소, 389~412.

강기춘 (1999), 금리결정요인에 대한 실증분석, 산경논집, 제13집, 제주대학교 관광산업연구소, 415~435.

김성태·정초시·노근호 (1991), 한국지역경제력 격차, 경제학연구, 제39집 제2호, 한국경제학회, 363~389.

김영용 · 박진석 (1997), 한국의 경제성장과 지역소득 격차, 한국지역개발학회지, 제8권 제2호, 35~48.

조하현 (1993), 우리나라 경제충격의 장기적 지속성에 관한 연구, 제32차 학술발표대회 논문집, 한국국제경제학회, 25~47.

Beveridge, S. & C. R. Nelson, 1981, 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* :151~174.

Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw, 1987, Are Output Fluctuations Transitory?, *Quarterly Journal of Economics*: 857~880.

Clark, P. K., 1987, The Cyclical Component of U.S. Economic Activity, *Quarterly Journal of Economics*: 797~814.

Cochrane, J. H.,1988, How Big is the Random Walk in GNP?, *Journal of Political Economy* :893~920.

Dickey, D. A. & W. A. Fuller, 1979, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*: 427~431.

Engle, R. F. & C. W. J. Granger, 1987, Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*: 251~276.

Engle, R.F.&B.S.Yoo, 1987, Forecasting and Testing in Cointegreted Systems, *Journal of Econometrics*: 143~159.

Fuller, W. A., 1976, *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and sons.

Geweke, J., 1982, Measurement of Linear Dependence and Feedback between Multiple Time Series, *Journal of the American Statistical Association*: 304~313.

Hamilton, J., 1994, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.

Harvey, A. C., 1981, *Time Series Models*, Philip Allan.

Harvey,A.C.,1989, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge.

Hodrick, R. J. & E. C. Prescott, 1980, Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, Manuscript, Carnegie-Mellon University.

Johansen, S., 1988, Statistical Analysis of Cointegration Vectors Series, *Journal of Economic Dynamics and Control*: 231~254.

Johansen,S.,1991,Estimationand Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*: 1551~1580.

Nelson, C. R. & C. I. Plosser, 1982, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, *Journal of Monetary Economics*: 129~162.

Phillips, P. C. B. & P. Perron, 1988, Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*: 335~346.

Stock, J. H. & M. W. Watson, 1988a, Variable Trends in Economic Time Series, *Journal of Economic Perspectives*: 147~174.

Stock, J. H. & M. W. Watson, 1988b, Testing for Common Trends, *Journal of the American Statistical Association*: 1097~1107.

Watson, M. W., 1986, Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends, *Journal of Monetary Economics*: 49~75.