

우리 나라 景氣變動의 樣態에 관한 研究*

梁 峻 模*

논 문 초 록 :

본 연구는 기존의 연구에서 많이 사용되고 있는 HP필터의 한계를 지적하고 King and Baxter(1995)의 연구에서 제시된 경기변동의 새로운 측정방법을 소개하여 우리 나라 경기변동 연구에 새로운 출발점을 제시한다. 또한, 경기변동의 비대칭성, 그리고 각 거시변수의 경기순행성과 변동성 등 경기변동 연구의 기본적인 성격이 경기변동의 측정방식에 따라 달라질 수 있음을 보이고 명시적인 주기설정에 의한 경기변동 분석이 얼마나 중요한가를 적시하고 있다.

핵심주제어 : 경기변동, KB 필터, HP 필터
경제학문헌목록 주제분류 : E3

I. 서 론

본 연구는 우리 나라 경기변동의 樣態를 실증적으로 규명함으로써 우리 나라의 경기변동에 대한 이해를 증진시키고 이론적인 발전을 도모하고자 한다. 경기변동의 실증연구 중에서 가장 중요한 것은 어떻게 경기변동을 측정하는가 하는 문제일 것이다. 본 연구는 기존의 측정방법에서 벗어나 보다 정확한 경기변동 연구에 필수적인 새로운 경기변동의 측정방법을 도입하여 경기변동에 관한 정형화된 사실들을 연구함으로써 이론적 분석의 시발점을 제시하고자 한다.

경기변동의 연구에 있어서 경기변동의 측정문제는 연구의 초기부터 매우 중요한 문제였음에도 불구하고 만족할 만한 성과가 없다고 하여도 과언이 아닐 것이

* 이 논문은 1997년 한국학술진흥재단의 공모과제 연구비에 의하여 연구되었습니다. 유익한 논평을 하여 주신 익명의 두 심사자께 감사드립니다.

** 부산대학교 상과대학 경제학과 조교수

다. 고전적인 Burns and Mitchell(1947)의 연구방법론에서부터 최근에는 Hodrick- Prescott의 방법에 이르기까지 많은 연구가 진행되었으나 아직도 많은 부분에서 논쟁의 여지가 많이 있다. 본 연구에서는 경기변동의 주기를 명시적으로 설정함으로써 경기변동의 양태 및 원인분석을 보다 명확히 하고자 한다.

국내에서의 연구동향을 살펴보면, 크게 세 가지 방향으로 정리될 수 있다. 첫 번째 연구방향으로는 Backus and Kehoe(1992)의 연구 및 Zanrowitz(1992)의 연구 등과 그 맥을 같이하는 경기변동의 연구가 진행되었다. 백웅기(1993), 조하현(1991)의 연구 등이 대표적인 예일 것이다. 이러한 연구들은 성장순환의 측면이 매우 강한 기준순환일을 그대로 사용하는지, 아니면 Hodrick-Prescott의 필터를 사용하는 등, 경기변동에 내재되어 있는 주기에 대하여서는 그다지 큰 관심을 보이지 않았다. 두 번째 연구방향은 일변수의 연구를 중심으로 진행되는 Markov switching model을 들 수 있다. 최공필(1992), 김명직 외(1996), 이중식(1997)의 연구가 이 범주에 속한다고 할 수 있다. 이들의 연구는 Hamilton(1989)의 연구에서 그 유행의 시초를 찾을 수 있으며 아직도 연구의 적용범위는 많이 있다고 할 수 있으나, 경기변동의 양태와 원인을 규명하는 데에는 많은 관심을 기울이고 있지 않았다. 세 번째 연구방향으로는 양준모(1996)의 연구와 같이 경기변동의 양태를 보다 심도 있게 규명하고자 하는 노력이 있다. 그러나 그의 방법은 경기변동의 분석대상이 경기종합지수에 한정되었고 경기변동의 측정에 있어서도 Hodrick-Prescott의 방법을 사용하였다는 점에서 한계가 있다.

국내연구자들의 대부분은 경기변동의 측정에 있어서 주파수공간(frequency domain)의 중요성을 인식하면서도 이를 적극적으로 사용하고 있지 않고 있다. 이에 반하여 본 연구는 이러한 주파수공간의 인식을 강조함으로써 경기변동연구를 심화시키고자 한다. King and Rebelo(1993)는 Hodrick-Prescott의 방법에 의한 측정이 경기변동의 성격을 오도할 수 있음을 지적하였고 Englund *et al.*(1992)는 이미 스웨덴의 경기변동을 주파수공간에서 측정하여 경기변동의 연구를 진행하고 있다. 또한, King and Baxter(1995)는 시계열공간의 편의성과 주파수공간의 명료성을 결합한 경기변동의 측정방법을 제시하고 있다. 본 연구는 이러한 그의 연구를 적극적으로 수용하여 우리 나라 경기변동의 양태를 규명하고자 하는 것이다.

경기변동을 구성하는 세 가지 요소를 열거한다면 경기변동의 期間(duration), 경기변동의 深度(depth) 그리고 경기변동의 波及(diffusion)이라고 할 수 있다. 일

반적인 경우, 경기변동의 기간분석은 기준순환일을 기준으로 하여 그 확장국면과 수축국면의 기간을 분석하고 있으나 좀더 엄밀한 분석이 요구된다. 기준순환일은 성장순환이라는 측면에서 경기변동을 파악하고, 이를 바탕으로 설정된 것이기 때문에 추세적 측면 내지 장기적 변동의 영향이 매우 크게 반영될 수 있는 소지가 있다. 이러한 점을 충분히 勘案하기 위해 경기변동의 측정에 있어서 일정한 주파수의 움직임만을 추출하여 내는 것이 先決作業이다. 이를 위해서 우선 총체적 경제활동을 나타낼 수 있는 여러 경제변수들을 시계열 공간에서만 분석할 것이 아니라 이를 주파수공간으로 전환시켜 분석하여야 할 것이다. 경기변동의 분석에 있어서 명시적인 주기를 설정하고 이를 바탕으로 경기변동의 性格과 樣態를 규명할 때 비로소 異論의 여지가 없는 경기변동의 분석이 이루어지리라 생각된다. 우리 나라 경기변동의 연구에서 사용되고 있는 경기변동의 측정방법은 대부분 시계열공간에서의 측정방법으로 주파수공간에서의 연구가 진행되고 있지 못하고 있다. 시계열공간 분석의 문제점으로는 시계열공간이 주파수공간과 대응되어 있고, 따라서 이러한 시계열공간의 분석이 암묵적으로는 일정한 주파수를 가정한 것과 같은 결과를 초래함에도 불구하고 이를 명시적으로 밝히지 않음으로써 연구결과를 오도할 수 있는 여지가 내재되어 있다는 것이다. 본 연구는 이러한 일반적인 문제점을 제거하고 보다 명시적인 연구결과를 위하여 주파수공간 분석의 엄밀성과 시계열공간의 편리성을 동시에 추구할 수 있는 경기변동 측정방법을 제시하고자 한다.

II. 경기변동 측정의 문제

최근의 경기변동을 인식하는 방법으로 Hodrick-Prescott filter가 자주 사용되고 있다. 이 방법은 시계열자료로부터 변동추세를 제거함으로써 high-frequency 만을 추출하여 경기변동을 측정하고자 하는 것이다. 그러나, 이러한 추세제거 방법에 있어서 심각한 문제가 제기될 수 있다. King and Rebelo(1993)은 Hodrick-Prescott filter의 문제를 다음과 같이 기술하고 있다. 첫째, 시계열의 수가 매우 많을 경우에 이러한 추세제거방법은 4차차분정상성(fourth difference stationarity) 이상의 시계열에 정상성을 부여하는 필터라는 것이다. 둘째, 이러한 방법을 미국의 국민총생산이나 실물경제변동이론의 擬制資料(simulated out-comes)에 적용하는 데에 대한 의문을 제기하고 이 방법이 지속성(persistence),

변동성(variability) 등의 값들을 근본적으로 바꿀 수 있는 문제점이 있음을 지적하고 있다.

이러한 문제제기는 경기변동의 측정에 있어서 중요한 시사점을 적시하고 있다. 어느 주파수의 경기변동을 연구대상으로 삼고 분석하느냐에 대한 명시적인 제시 없이 경기변동의 특성을 논의해서는 연구결과의 해석에 대한 심각한 잘못을 야기할 수 있다. Hodrick-Prescott filter에서의 추세변동에 대한 가중치¹⁾를 명시함으로써 이러한 문제를 다소 완화할 수 있으나 이러한 추세변동에 대한 가중치의 합리성에 대하여서도 많은 문제점이 있다. Englund, Persson, and Svensson (1992)은 시계열공간상에서의 분석을 주파수공간으로 전환하여 흥미로운 결과를 제시하고 있다. 이러한 주파수공간에서의 분석은 명시적인 주파수의 제시를 가능하게 함으로써 그동안 시계열분석에서 많이 제기되었던 문제점을 보완할 수 있는 여지를 제공하여 주고 있다. 주파수공간에서의 분석에 있어서도 문제점은 있다. 경기변동분석의 대상이 되고 있는 자료가 시계열자료의 형태로서 존재하고 있고 분석대상의 시계열이 그다지 길지 않을 경우에는 시계열공간에서 주파수공간으로 전환할 때 생기는 오차가 분석결과에 영향을 미칠 수 있다. Baxter and King(1995)는 이러한 주파수공간 분석에서의 문제점을 보완하고 그 장점을 살려서 band pass filter를 시계열공간에서 처리할 수 있도록 재구성한 filter를 제시하고 있다.

다음과 같은 시계열(y_t)을 Cramer표현으로 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$y_t = \int_{-\pi}^{\pi} \zeta(\omega) d\omega$$

$$\text{단, } E(\zeta(\omega_1)\zeta(\omega_2)) = 0 \text{ for } \omega_1 \neq \omega_2$$

따라서 필터된 시계열은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$y_t^* = \int_{-\pi}^{\pi} \alpha(\omega) \zeta(\omega) d\omega$$

$$\text{단, } \alpha(\omega) = \sum_{h=-K}^K \alpha_h e^{-i\omega h} \text{인 선형필터의 주파수반응함수라고 하자.}$$

1) 여기서 추세변동의 가중치란 다음 절에서 정의된 λ 를 의미한다.

여기서 두 가지 문제를 지적하고자 한다. 우선, 영의 주파수에서의 값, 즉 $\alpha(0)$ 를 어떻게 설정하느냐 하는 것이고, 두 번째의 문제는 K 의 선정문제이다. $\alpha(0)$ 의 값은 필터의 전체 가중치의 합이 얼마인가와 연결되어 있으며, 이것은 시계열의 장기적 성격과 연결되어 있다. 대부분 거시경제의 시계열이 비정상적(nonstationary)임을 감안할 때, 이 값은 반드시 영이 되어야 할 것이다. 두 번째 문제는 최적필터를 어느 정도까지 근사시켜서 현실적인 응용범위를 확대시키는가와 연결되어 있다.

band pass filter를 구하기 위해 우선 주파수가 어느 영역 이하의 경우 이를 통과시키고 다른 영역은 통과시키지 않는 low pass filter를 구하여야 한다. 일단, 이러한 low pass filter를 구하고 나면 서로 다른 주파수영역의 low pass filter의 차로써 band pass filter를 정의할 수 있다. 이상적인 low pass filter($\beta(\omega)$)를 다음과 같이 정의하여 보자.

$$\beta(\omega) = 1 \quad \text{for } |\omega| \leq \underline{\omega}$$

$$\beta(\omega) = 0 \quad \text{for } |\omega| > \underline{\omega}$$

그리고 $\beta(\omega)$ 는 대칭적이라고 가정하자.

이러한 이상적인 필터를 시계열공간에서 표현하면 다음과 같은 래그연산자의 다항식으로 표현할 수 있다.

$$b(L) = \sum_{-\infty}^{\infty} b_h L^h$$

다음으로는 과연 b_h 를 구하는 방법이 문제가 될 것이다. b_h 는 역푸리에변환(Inverse Fourier Transformation)으로 구할 수 있다.

$$b_h = \int_{-\pi}^{\pi} \beta(\omega) e^{i\omega h} d\omega$$

다음으로는 이러한 이상적인 필터를 현실적으로 어떻게 근사시켜 사용하는가 하는 것이 문제로 대두된다. King and Baxter(1995)는 영의 주파수에서 low pass filter의 가중치를 항상 0으로 제약하고 그 합이 1이 되도록 하는 근사필터를 다음과 같이 구하였다.

$$a_h = b_h + \theta$$

$$\text{단, } \theta = \frac{1 - \sum_{h=-K}^K b_h}{2K+1}$$

따라서 경기변동의 측정에 유용하게 사용되는 band pass filter는 상이한 주파수로 제한된 low pass filter의 차이로써 구할 수 있게 되었다. 즉, 각각 $\bar{\omega}$ 와 $\underline{\omega}$ (단, $\bar{\omega} \geq \underline{\omega}$)로 설정된 영역의 주파수만을 통과시키는 경우, 시계열공간에서의 가중치, a_h^{KB} 는 다음과 같이 정의된다.

$$a_h^{KB} = \bar{b}_h - \underline{b}_h + \bar{\theta} - \underline{\theta}$$

단, $\bar{b}_h, \bar{\theta}$ 는 $\bar{\omega}$ 을 이용하고, $\underline{b}_h, \underline{\theta}$ 는 $\underline{\omega}$ 을 이용하여 구한 값임.

이것을 이용하여 순환치는 다음과 같이 정의된다.

$$\hat{y}_t^{KB} = \sum_{h=-K}^K a_h^{KB} L^h y_t, \text{ 단, } L \text{은 래그연산자.}$$

이상의 논의로부터 주파수공간에서 정의된 필터가 시계열공간에서 사용될 수 있도록 변환되어 시계열에서 일정한 주파수 내에 있는 것만을 추출하여 시계열을 재구성할 수 있다.

본 연구에서는 경기변동의 측정에 있어서 '6분기에서 32분기'와 같이 명시적인 주파수 안에서 경기변동을 정의하고, 이를 시계열공간에서 추출하는 방법을 사용하고자 한다. 이러한 명시적인 주파수의 선정은 경기변동의 요인분석에 있어서도 어느 주파수의 경기변동이 어느 산업의 변동에 의하여 잘 설명되는지도 밝혀 낼 수 있는 가능성을 열어 주고 있다. 따라서 본 연구의 활용성은 매우 크다고 하겠다.

Ⅲ. HP필터와 KB필터의 비교

HP필터와 KB필터의 성격을 규명하기 위하여서는 우선, HP필터의 주파수공간에서의 성격을 규명할 필요가 있다. HP필터의 도출과정을 살펴보면 다음과 같다. 주어진 시계열 $\{y_t\}$ 의 추세를 $\{\tau_t\}$ 라고 할 때, $\{\tau_t\}$ 는 다음과 같은 식으로 도출된다고 하자.

$$\min_{\{\tau_t\}} \sum_{t=1}^T (y_t - \tau_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})]^2$$

따라서 HP필터로 정의된 순환은 $\{y_t - \tau_t\}$ 로 정의된다. 논의를 간단하게 하기 위하여 무한대의 시간공간에서 초기값과 최종값의 제한을 생각하지 않기로 하면, 상기의 문제는 다음과 같은 필요조건을 푸는 것으로 단순화될 수 있다.

$$\begin{aligned} & -2(y_t - \tau_t) + 2\lambda [(\tau_t - \tau_{t-1}) - (\tau_{t-1} - \tau_{t-2})] \\ & -4\lambda [(\tau_{t+1} - \tau_t) - (\tau_t - \tau_{t-1})] + 2\lambda [(\tau_{t+2} - \tau_{t+1}) - (\tau_{t+1} - \tau_t)] = 0 \end{aligned}$$

이를 다시 정리하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} y_t &= (\lambda L^{-2} - 4\lambda L^{-1} + (6\lambda + 1) - 4\lambda L + \lambda L^2)\tau_t \\ &= [\lambda(1-L)^2(1-L^{-1})^2 + 1]\tau_t \\ &\equiv F(L)\tau_t \end{aligned}$$

단, L 은 래그 연산자이며, $F(L)$ 은 래그연산자의 다항식임.

따라서 $\{y_t - \tau_t\}$ 로 정의된 순환은 다음과 같이 계산될 수 있다.

$$\begin{aligned} c_t^{HP} &= [F(L) - 1][F(L)]^{-1}y_t \\ &\equiv C(L)y_t \end{aligned}$$

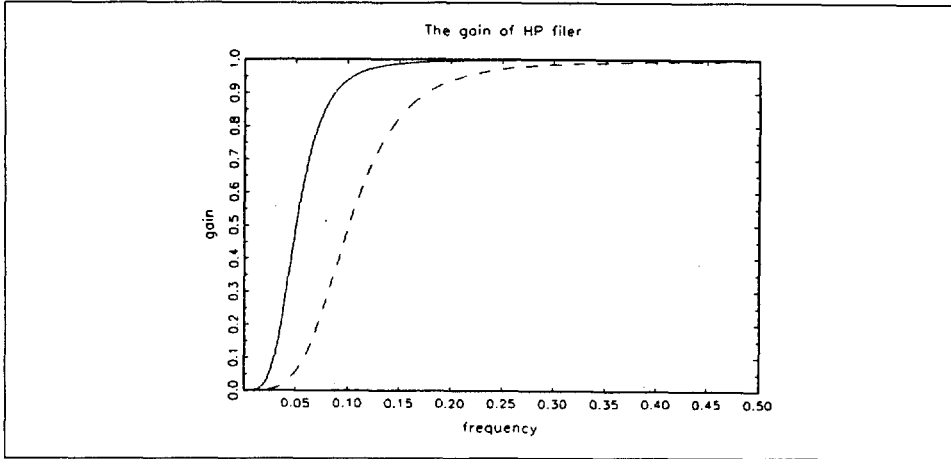
단, $C(L)$ 은 래그연산자의 다항식임.

King and Rebelo(1993)은 이렇게 정의된 HP필터의 주파수공간에서의 성질을 알아보기 위하여 다음과 같은 푸리에전환방법을 사용하고 있다.

$$\begin{aligned} \widehat{C}(\omega) &= [F(e^{-i\omega}) - 1][F(e^{-i\omega})]^{-1} \\ &= \frac{\lambda(1 - e^{-i\omega})^2(1 - e^{i\omega})^2}{1 + \lambda(1 - e^{-i\omega})^2(1 - e^{i\omega})^2} \\ &= \frac{4\lambda(1 - \cos \omega)^2}{1 + 4\lambda(1 - \cos \omega)^2} \end{aligned}$$

이 식으로부터 HP필터의 주파수공간에서의 성격을 잘 이해할 수 있다. 즉, $\omega=0$ 일 경우, 주기가 무한대인 경우에는 0의 가중치를 부여하여 제거하고 있음

〈그림 1〉 가중치에 따른 HP필터의 이득함수



을 알 수 있다. 또한, ω 의 값이 매우 큰 경우, 다시 말하면 주기가 매우 짧은 경우에는 거의 1의 가중치를 부여하여 계산하고 있음을 알 수 있다. 그리고 λ 의 값이 무한히 커지면 거의 모든 주파수대에서 1의 가중치가 부여되고, 따라서 순환치는 주어진 시계열과 동일하게 정의되게 된다. 결국 HP필터에 의한 순환치의 주파수성격은 λ 의 값에 의존한다고 할 수 있다.

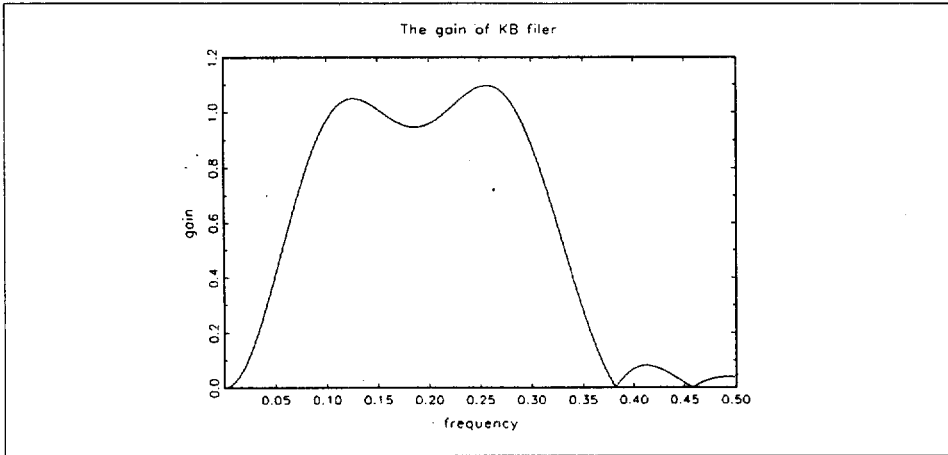
〈그림 1〉에서 나타난 바와 같이 가중치 λ 의 값이 커질수록 같은 이득(gain)을 얻기 위해서는 주파수의 값이 더 커져야 하며 이것은 주기가 더 짧아져야 한다는 것을 의미한다. 측정주기가 1년이면 대체로 λ 의 값이 100을, 그리고 월단위의 경우에는 14400을 사용하는 이유는 바로 여기에서 찾아볼 수 있다.

이렇듯 HP필터의 경우에도 가중치에 대응하는 주파수영역이 엄연히 존재하고 있음에도 불구하고 이에 대한 명시적인 제시 없이 경기변동의 측정에 사용한다는 것은 큰 오해를 야기할 수 있는 소지가 있다고 하겠다. 따라서 KB필터는 이러한 단점을 회피할 수 있다는 점에서 상당한 우위를 차지하고 있다.

〈그림 2〉는 근사된 KB필터의 이득을 나타낸 것이다. HP 필터와는 달리 일정한 주파수대에서만 양(+)의 이득이 있고, 고주파수대에서는 거의 0에 가깝게 되도록 설계되어 있다는 것을 알 수 있다. 물론 이상적인 band pass filter의 경우에는 그 주파수영역대의 구별이 매우 명확하게 되겠지만 시계열공간에서의 유용성과 편의성²⁾을 확보하기 위하여 다소의 오차가 있는 것이 본 그림에서도 나타

2) 이상적인 필터와 유사하게 근사시키기 위하여서는 자료의 소실이 야기되고, 이에 따라 유용

〈그림 2〉 12분기로 제한한 경우 KB필터의 이득함수



나고 있다. 그러나 대체로 주파수공간에서의 이점을 그대로 살려 일정한 주파수 영역의 것만을 추출하여 내고 있음을 알 수 있다.

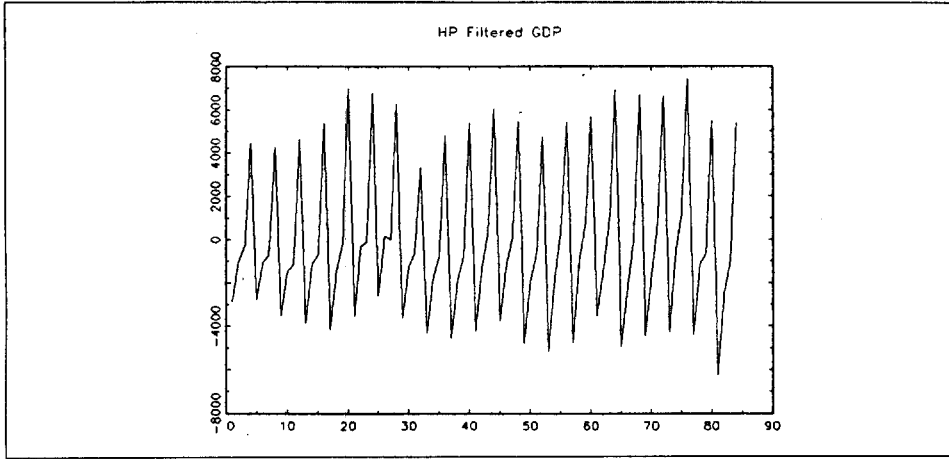
국내총생산에서 경기변동의 순환치를 구별하기 위하여 이상에서 논의된 HP 필터와 KB필터를 사용하여 그 결과를 비교하여 보자. 자료는 1970년 1분기에서 1996년 4분기까지로 한정하였으며 KB필터의 성격상 앞뒤 12분기의 자료는 분석할 수 없으므로 두 가지 기법 모두 1973년 1분기에서 1993년 4분기로 자료를 한정하여 분석하였다.

그 분석결과는 〈그림 3〉과 〈그림 4〉에서 명백하게 나타나고 있다. 〈그림 3〉에서는 계절변동과 같은 고주파수영역이 여과 없이 그대로 전달되고 있는 것이 시각적으로 뚜렷하게 나타나고 있다. 박준용 외(1995)에서도 지적되었듯이 우리나라의 자료에 있어서의 계절조정의 문제는 심각하고, 따라서 이에 대한 적절한 대응 없이 분석하였을 경우 많은 문제점을 지닐 수 있다. 더욱이 HP필터의 조정에 의존하고 있는 현재의 경기변동 분석은 수정되어야 할 것이다.

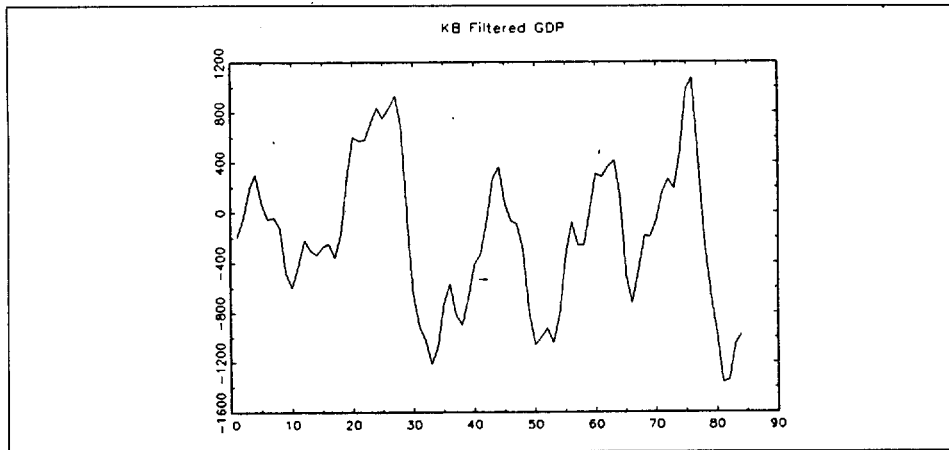
〈그림 4〉에서는 이러한 점이 보완되어 급격한 변동을 시각적으로 확인할 수 없었다. 대체로 일정한 진폭을 가진 순환변동의 양상이 확인된다고 할 수 있다. 결국 KB필터의 장점이라고 할 수 있는 것은 주기가 상이한 경기변동을 분리하고 그 특색을 비교·검토할 수 있다는 것이고, 따라서 경기변동의 논의를 좀더 명확하게 할 수 있다.

성이 감소된다. 여기서 편의성은 기본적으로 시계열공간에서 바로 측정하므로 푸리에전환과 역푸리에전환을 번갈아 실시하여야 하는 번잡스러움이 없다는 점을 지적하고 있다.

〈그림 3〉 HP필터를 사용한 경우 국내총생산의 경기순환

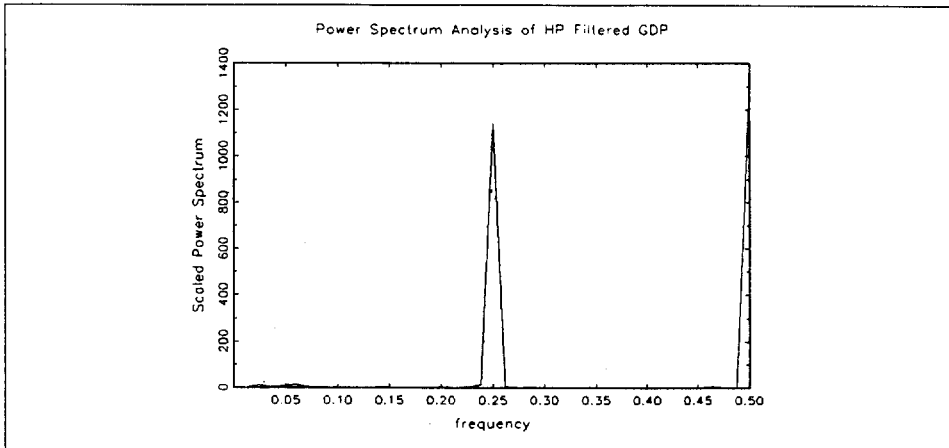


〈그림 4〉 KB필터를 사용한 경우 국내총생산의 경기순환

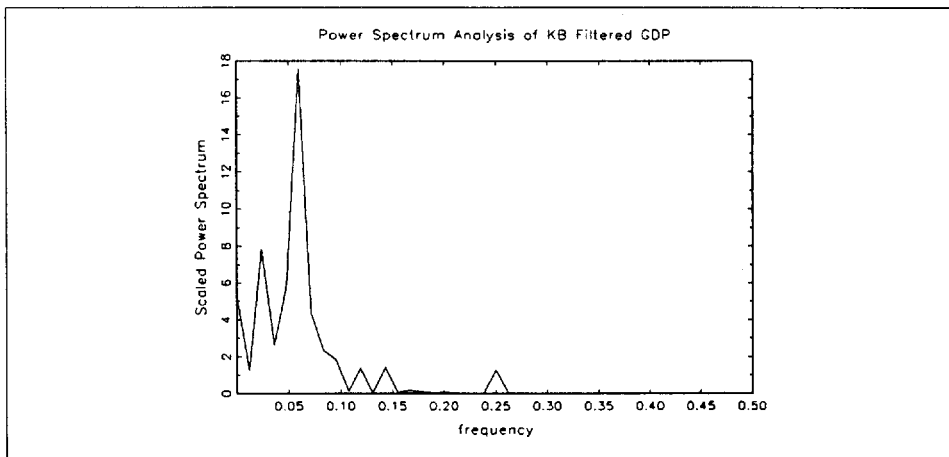


다음으로는 각기 다른 필터에 의하여 정의된 경기순환의 주파수영역에서의 특색을 살펴보기 위해 스펙트럼분석을 첨가하여 보자. 〈그림 5〉에서처럼, HP 필터는 0.25와 0.5에서의 스펙트럼값이 매우 크게 나타나고 있다. 이것은 HP필터가 고주파수의 영역을 그대로 통과시키고 있음을 입증하여 주고 있다. 〈그림 3〉에서 육안으로 확인할 수 있듯이 분기별 자료에서 확연하게 계절변동이 여과되지 않고 있다는 점을 재확인할 수 있다. 많은 연구에서 HP필터의 사용이 무분별하게 이루어지고 있는데, 이것은 미리 계절조정과 불규칙변동 등에 대한 사전적으로 다듬어진 자료를 대상으로 하는 경우에는 문제가 없겠으나 그렇지 않은 경우에는 상당한 문제를 야기할 수 있음을 말해 주고 있다. 특히, 〈그림 5〉의 결과는

〈그림 5〉 HP필터로 정의된 경기순환의 스펙트럼



〈그림 6〉 KB필터로 정의된 경기순환의 스펙트럼

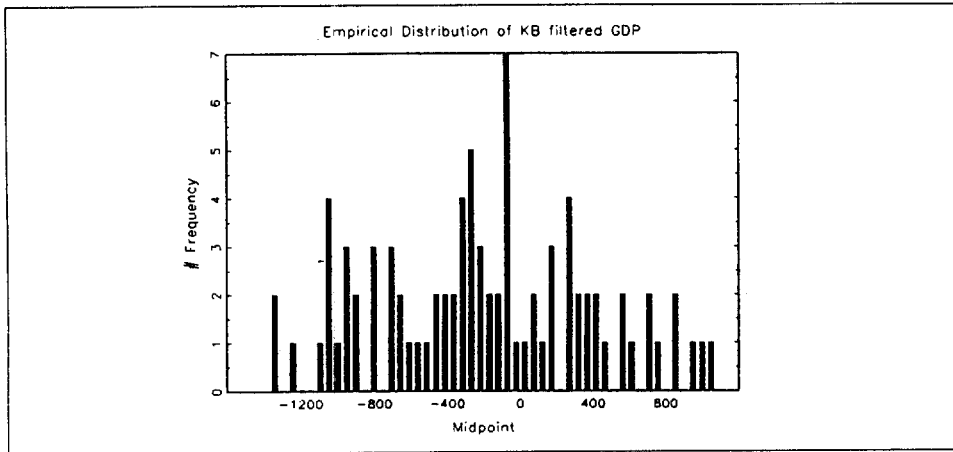


HP필터를 사용하여 얻은 자료가 각각 약 1년과 6개월의 주기를 갖는 변동의 합으로 구성된 것을 보여 주고 있어 이에 대한 구체적인 해석이 필요하다.

KB필터의 사용은 이에 반하여 명시한 주기영역 대의 내에서 생성된 순환변동만으로 자료가 재구성되도록 하였으므로 사후적으로 이러한 문제는 없다. 다만, KB필터는 주파수공간에서 필터링한 것이 아니고, 이를 시계열공간에서 사용할 수 있도록 근사시킨 것이기 때문에 근사오차가 발생한다. 이를 감안하더라도 HP필터보다는 보다 유용한 분석도구를 제공하여 주고 있다.

〈그림 6〉의 경우 0.06 정도에서 가장 큰 스펙트럼값을 갖고 있는데, 이는 약 50개월의 주기와 일치하는 것으로 생각된다. 백웅기(1993)이 보인 바와 같이 평

〈그림 7〉 국내총생산에 대한 지출의 순환변동



균상승국면이 33.9개월이고, 평균하락국면이 16.9개월이라고 할 때, 〈그림 6〉에서 보여 주고 있는 결과인 약 50개월의 경기순환주기는 설득력이 있다고 할 수 있다.

이상의 논의에서 경기변동의 측정에 있어서, 순환주기의 사전적 명확성, 현실적 타당성, 그리고 사용의 용이성 등의 기준에서 볼 때, KB필터가 경기변동 연구의 기준으로 자리매김하여야 할 것이다.

IV. 경기변동의 양태

1. 경기변동의 비대칭성

Keynes(1936, pp.313-315)는 경기변동의 중요한 성격으로 순환변동의 상승과 하락에 있어서 일정한 규칙성을 갖고 있음을 지적하고 있다. 즉, 경기가 하락국면으로 전환될 경우에는 경기상승국면으로 전환되는 경우와는 달리 매우 급작스럽고 대폭적으로 전환되는 특성이 있다는 것이다. 이와 같은 비대칭성은 최근 여러 가지 비선형 확률모형과 정보이론을 이용하여 이론적으로 새롭게 인식되고 있다.

Aoki(1996), Lee and Chalkley(1995) 등의 이론적 접근과 Neftçi(1984), Falk(1986), 그리고 白雄基(1993) 등의 실증적 접근 등 경기변동의 비대칭성 규명에 관한 연구는 이루 헤아리기 힘들 정도로 많다. 金明稷·金迪教·柳志星(1996)은

비선형성과 비대칭성을 바탕으로 하여 실험적 경기동행지수를 제시함으로써 경기변동국면의 식별을 보다 용이하게 하는 수단을 제시하고 있고, 양준모(1996)은 이러한 인식에 따라 종합주가지수를 Hodrick-Prescott filter를 사용하여 고주파수만을 추출한 후 경기변동의 비대칭성을 가설검정하였다. 그의 결과에 의하면 경기종합지수의 경우, 뚜렷한 비대칭성을 발견하지는 못하였다. 그러나 그의 연구대상이 경기종합지수에 한정되어 있으며 따라서 보다 다각적인 비대칭성의 연구가 모색되어야 할 필요성이 제기되고 있다. 본 연구는 경기변동의 측정을 달리 하여 명시적인 주기를 설정하여 분석대상으로 하고 경기변동의 비대칭성을 다루고자 한다.

앞절에서 KB필터로 측정된 경기순환을 분석하면 다음과 같다. 우선 경기변동의 비대칭성을 보기 위하여 자료기간에 해당되는 경기순환의 경험분포(empirical distribution)를 살펴보자.

이와 같은 경험분포를 상세하게 살펴봄으로써 대략 경기변동의 비대칭성에 대한 인식을 할 수 있다. 이에 대한 검정을 위해서는 여러 가지 다른 기법들이 제시되어야 하지만 간단하게 이 경험분포의 형태를 가지고 논의를代하고자 한다. 평균은 -1,919억 원이고 최빈값은 -2,001억 원, 최고값은 1만 727억 원 최저값은 -1만 3,658억 원으로 추계되었다. 경기변동기준이 추세에서 다소 음의 값을 보이는 것이 정상적이라고 볼 수 있다고 한다면 이 경기변동의 분포는 그다지 비대칭적이지는 않다. Skewness가 0.0764로서 0에 근사하고 Jargue Bera통계량치도 1.82로서 매우 작아 0.4의 확률로 정규분포의 특색을 보이고 있다고 할 수 있다. 이상을 종합하여 볼 때, 두드러진 경기변동의 비대칭성은 보이고 있지 않다. 평균이 음의 값을 보이고 있다는 점에서 이것을 고려하지 않을 경우, 오히려 음의 기간이 더 긴 비대칭을 시현할 수 있는 가능성을 보이고 있다. 따라서 기존의 경기변동의 비대칭성 논의가 성장순환이라는 측면에서, 성장의 힘을 경기변동과 정확하게 분리하지 않은 상황에서 진행되고 있다고 볼 수 있다.

2. 경기변동과 거시경제변수의 움직임

(1) 국내총생산에 관한 각 지출항목의 변동성

Keynes(1936)의 지적과 같이 경기변동의 연구에서 보다 중요한 것은 투자의 한계효율 변동과 같은 충격에 대하여 경제의 각 변수가 어떻게 대응하여 변화되

는가 하는 경기변동의 파급효과를 분석하는 것이 보다 중요한 명제일 것이다. 이러한 측면에서 Backus and Kehoe(1992), Backus *et al.*(1992), Ahmed *et al.*(1992) 등의 연구들이 진행되었다고 볼 수 있다. 본절에서는 경기변동과 관련된 각 거시경제변수들의 움직임에 관하여 살펴보고자 한다. Lucas(1977)에서 지적되어 있듯이 경기변동의 양상은 대체로 여러 국가에서 비슷한 양태를 보이고 있음을 다시 한번 확인할 수 있다.

국내총생산에 대한 각 지출항목의 변동성을 살펴보면, 총자본형성의 변동성이 가장 크고, 세부항목 중에서 총고정자본형성의 변동이 그 다음으로 큰 것으로 나타났다. 경기변동에 있어서 투자역할이 대단히 중요하다는 것이 다시 확인되었다. 그러나 다른 변수의 경우에는 경기순환의 측정방법에 따라 그 변동성의 상대적 크기가 상이한 것으로 나타나고 있다.

우선 HP필터를 사용하여 측정한 변동성을 살펴보면, 총자본형성의 크기가 국내총생산의 73.3%, 재고증가의 변동성은 56.4%, 최종소비지출의 변동성은 약 22.3%로 측정되었고, 수출입의 변동성도 각각 21.3%, 16.5%로 나타나 있다. KB필터로 측정된 상대적인 변동성은 총자본형성이 127.3%로서 오히려 국내총생산의 변동성보다 큰 것으로 나타나고 있어 투자의 중요성을 더욱 두드러지게 만들고 있다. 또한 수출과 수입의 변동성도 각각 91.3%와 93.0%로서 우리 나라 경기변동의 이해에 매우 중요한 것으로 나타나고 있다. 이에 반하여 최종소비지출과 재고증가는 각각 41.4%와 43.0%로서 HP필터의 경우보다는 그 변동성이 상대적으로 작은 것으로 나타나고 있다.

대체로 그 순서에서는 크게 차이가 나지는 않지만 KB필터를 사용한 경우에 그 수치는 상당한 정도로 차이가 있다. 이것은 경기변동의 연구에서 중요한 시사점을 제공하여 준다. 이러한 사실은 어떤 시계열의 변동성은 그 시계열의 주파수 공간에서의 스펙트럼과 그에 해당하는 순환주기에 달려 있음에도 불구하고 이러한 논의 없이 변동성을 연구하여서는 곤란하다는 것을 말해 준다고 하겠다. HP필터는 계절변동과 불규칙변동을 제거하지 못함으로써 국내총생산의 변동성을 다소 과대평가하고 있다고 할 수 있으며, 또한 다른 변수에서도 이러한 요인들을 일정하게 제거하지 못하므로 상대적인 변동성에도 많은 영향을 주고 있다. <표 1>은 이러한 각 순환추출의 방법에 따라 상이한 상대적 변동성의 변화를 잘 말해 주고 있다.

이러한 상대적인 변화뿐만 아니라 국내총생산과 각 지출항목간 상관관계도 어

〈표 1〉 국내총생산에 대한 각 지출항목의 변동성: HP filter와 KB filter의 비교

	KB filter	HP filter
최종소비지출	0.4142	0.2233
가 계	0.3833	0.1807
민간비영리단체	0.0162	0.0048
정 부	0.1105	0.0105
총자본형성	1.2731	0.7325
총고정자본형성	1.0779	0.3250
재고증가	0.4299	0.5636
재화와 용역수출	0.9130	0.2133
재화와 용역수입	0.9302	0.1647
통계상 불일치	0.1480	0.0602
국내총생산	1	1

떤 필터를 사용하는가에 따라 다소 상이한 결과를 초래한다. 〈표 2〉는 HP필터를 사용할 경우에 각 지출항목과 국내총생산의 상관관계를 분석한 것이고, 〈표 3〉은 KB필터를 사용할 경우의 상관관계를 분석한 것이다.

〈표 2〉에서 나타난 것은 각 지출항목이 대체로 경기순행성(procyclical)을 띠는 사실이다. 최종소비지출과 국내총생산에 대한 지출의 상관관계는 0.89이

〈표 2〉 국내총생산에 대한 각 지출항목과 국내총생산간의 상관관계(HP filter 사용시)

x	시 차 $x(i)$										
	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
최종소비지출	-0.1224	0.7805	-0.2949	-0.4031	-0.1058	0.8902	-0.2499	-0.3998	-0.1336	0.8531	-0.2635
가 계	-0.0833	0.7792	-0.3105	-0.4254	-0.0419	0.8753	-0.2659	-0.4175	-0.0617	0.8291	-0.2927
민간비영리단체	0.0583	-0.6232	0.1155	0.3860	0.0858	-0.6173	0.1731	0.4705	0.1611	-0.5808	0.1723
정 부	-0.0119	0.0114	0.0363	-0.0099	-0.0212	-0.0842	-0.3088	0.4505	-0.0244	-0.0509	-0.2861
총자본형성	-0.4634	0.8766	-0.3052	-0.1060	-0.4429	0.9552	-0.2590	-0.0917	-0.4723	0.8800	-0.2740
총고정자본형성	-0.0063	0.5402	-0.6866	0.1697	0.0696	0.6515	-0.6426	0.1652	0.0214	0.5782	-0.6679
재고증가	-0.5986	0.8278	-0.0007	-0.2357	-0.6157	0.8658	0.0339	-0.2144	-0.6262	0.8104	0.0290
재화와 용역수출	0.0618	0.5468	-0.4587	-0.0988	0.0788	0.5987	-0.4210	-0.0979	0.0451	0.5084	-0.4672
재화와 용역수입	-0.1408	0.1217	-0.2852	0.2789	-0.0528	0.2393	-0.1677	0.3360	-0.0713	0.1571	-0.2581
통계상 불일치	0.1843	0.2256	-0.0454	-0.3610	0.1776	0.2012	-0.0413	-0.3955	0.1599	0.1507	-0.0157

〈표 3〉 국내총생산에 대한 각 지출항목과 국내총생산간의 상관관계(KB filter 사용시)

x	시 차 $[x(i)]$										
	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
최종소비지출	-0.2305	-0.0642	0.1118	0.3077	0.5097	0.6481	0.6534	0.5954	0.5174	0.4094	0.2670
가 계	-0.2281	-0.0409	0.1637	0.3826	0.5906	0.7173	0.6949	0.5995	0.4791	0.3384	0.1853
민간비영리단체	-0.3261	-0.3221	-0.2427	-0.1014	0.0745	0.2680	0.4441	0.5680	0.6072	0.5845	0.5283
정 부	-0.0247	-0.0516	-0.1130	-0.1588	-0.1491	-0.0978	-0.0262	0.0688	0.1882	0.2752	0.2804
총자본형성	-0.1798	0.0728	0.3285	0.5581	0.7372	0.8085	0.7207	0.5500	0.3728	0.2092	0.0450
총고정자본형성	-0.0993	0.1424	0.3778	0.5852	0.7238	0.7556	0.6663	0.5169	0.3380	0.1560	0.0064
재고증가	-0.2835	-0.1416	0.0257	0.1854	0.3684	0.4999	0.4637	0.3327	0.2565	0.2285	0.1171
재화와 용역수출	0.0659	0.1368	0.2269	0.3319	0.4251	0.4676	0.3973	0.2705	0.0991	-0.0880	-0.2469
재화와 용역수입	-0.1724	0.0439	0.2961	0.5279	0.6859	0.7447	0.6662	0.5238	0.3327	0.1291	-0.0509
통계상 불일치	0.3299	0.2209	0.1043	-0.0085	-0.1157	-0.2304	-0.3276	-0.3879	-0.3885	-0.3501	-0.2999

고 특히, 가계의 소비지출은 0.88로 경기순행성이 상당히 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 총자본형성과 재고증가도 매우 높은 상관관계를 보여 주고 있다. 또 하나의 특징은 4분기의 시차를 두고 경기와의 관련이 매우 높다고 하는 사실이다. 특히, 최종소비지출, 총자본형성, 총고정자본형성, 재고증가, 수출과 수입 등 거의 모든 항목에서 시차가 전혀 없는 경우와 비슷한 정도로 높았다고 하는 사실이다. 이것은 4분기의 주기를 가지는 계정변동의 효과를 제거하지 못하고 그대로 통과시키는 HP필터의 속성상 그러한 결과가 나오지 않는가 하는 의문을 갖게 한다. 이러한 현상은 KB필터를 사용하였을 경우에 확연하게 없어진다고 하는 점에서 이러한 계절변동의 요인이 각 변수의 상관관계에 영향을 준 것으로 생각된다.

〈표 3〉은 KB필터를 사용할 때, 국내총생산과 각 지출항목의 상관관계를 나타낸 것이다. 대체로 모든 항목이 경기변동과 순행적으로 움직이고 있음을 알 수 있으나, 다만 정부지출은 경기변동과 큰 상관관계가 없이 지출되고 있는 것을 알 수 있다. 따라서 경기변동의 안정화장치로서 정부지출이 이루어졌다고는 생각하기 힘들고 정부부문의 확대가 오히려 자연스럽게 경기변동을 안정화시키는 역할을 수행하였을 것으로 추론할 수 있다. 이것은 Zanrowitz(1992)가 전후 미국의 경기가 안정되었다는 가설을 뒷받침하기 위한 논거로 제시된 것이다. 그러나 이러한 논의의 사실 여부는 좀더 정밀한 분석이 요구된다고 하겠다. 수입은 수출보

〈표 4〉 생산활동별 경기변동의 국내총생산 변동에 대한 비율

	KB filter
산 업	0.1893
농업·임업 및 어업	0.0693
광 업	0.0041
제 조 업	0.0926
전기가스 및 수도사업	0.0051
건 설 업	0.0659
도소매 및 음식·숙박업	0.0352
운수·창고 및 통신업	0.0160
금융·보험·부동산 및 사업서비스업	0.0195
사회 및 개인서비스업	0.0051
정부서비스 생산자	0.0067
공공행정 및 국방	0.0043
사회서비스	0.0029
기 타	0.0003
민간비영리서비스 생산자	0.0030
(공제)금융귀속서비스	0.0064
수입세	0.0249
대외순수취요소소득	0.0223
국민총생산	0.2160

다 경기순행성이 더 강한 것으로 나타나고 있어 이론적인 결론과 유사한 측면이 있으며 수출의 경우, 시차별 상관관계가 비대칭적으로 시현되고 있어 수출증가가 향후 국내총생산의 증가를 유도하는 성향이 다소 높다고 할 수 있다.

(2) 생산활동별 국내총생산

〈표 4〉에 나타난 생산활동별 경기변동의 변동성을 살펴보면, 제조업의 변동성은 국내총생산 변동의 9.3%를 차지하고 있으며, 건설업이 6.6%, 도소매 및 음식·숙박업이 3.5%로 나타나고 있다. 금융·보험·부동산 및 사업서비스업 그리고 사회 및 개인서비스업이 각각 2% 정도의 상대적 변동을 보이고 있다. 전기·가스 및 수도사업이 약 0.5%, 그리고 다른 부분의 활동이 이와 비슷하거나 작은 변동을 보이고 있다. 결국, 경기변동에 있어서 제조업과 건설업의 중요성이 부각된다고 할 수 있다.

〈표 5〉에서는 KB필터로 추출된 국내총생산과 활동별 항목의 상관관계를 나타내고 있다. 변동성에 있어서는 제조업과 건설업이 매우 중요한 것으로 나타나고 있으나, 국내총생산과의 상관관계는 전기가스 및 수도사업이 0.4122로 가장 크게 나타났고, 도소매 및 음식·숙박업의 경우도 0.3199의 상관관계를 나타내고 있다. 대부분의 항목이 경기순행적 성격을 그대로 보이고 있고, 민간비영리서비스생산자의 경우는 시차를 두고 경기역행적 성격이 있는 것으로 나타나고 있다. 금융·보험·부동산 및 사업서비스업의 경우, 경기와 별 상관이 없거나 경기역행성이 약간 있는 것으로 나타나고 있다. 정부서비스 생산자의 경우에도 다소의 경기역행적 성격이 있는데, 특히 시차가 5분기 내지 4분기일 경우에 그 상관관계가 -0.2408, -0.2254로서 강한 역행성을 보이고 있다. 경기안정화정책의 인지시차가 4 내지 5분기 정도인 것으로 해석될 수도 있어서 흥미로운 결과라고 할 수 있다.

〈표 5〉 경제활동별 국민생산과 국내총생산간의 상관관계 분석

x	시 차 [x(i)]										
	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
산업	-0.2624	-0.2236	-0.1289	0.0119	0.1566	0.2382	0.2260	0.1784	0.1597	0.1781	0.1978
농업임업 및 어업	0.0198	-0.0026	0.0010	0.0702	0.1806	0.2118	0.0798	-0.1267	-0.2643	-0.2812	-0.2030
광업	0.0138	0.0766	0.1514	0.2073	0.2141	0.1721	0.1143	0.0813	0.0808	0.0914	0.0868
제조업	-0.4148	-0.3636	-0.2298	-0.0648	0.0786	0.1737	0.2231	0.2599	0.3043	0.3536	0.3798
전기가스 및 수도사업	-0.1660	0.0112	0.2348	0.4187	0.4870	0.4122	0.2348	0.0367	-0.0979	-0.1331	-0.0987
건설업	0.0123	0.0476	0.0592	0.0569	0.0463	0.0337	0.0332	0.0573	0.0863	0.0796	0.0131
도소매 및 음식·숙박업	-0.3470	-0.2906	-0.1583	0.0243	0.2018	0.3199	0.3597	0.3532	0.3371	0.3233	0.2900
운수창고 및 통신업	-0.1557	-0.1163	-0.0819	-0.0545	-0.0211	0.0279	0.0778	0.1181	0.1272	0.1075	0.0823
금융보험 부동산 및 사업서비스업	0.0890	-0.0109	-0.1345	-0.2138	-0.2142	-0.1548	-0.0789	-0.0186	0.0398	0.1189	0.2190
사회 및 개인서비스업	0.1964	0.1869	0.1796	0.1652	0.1376	0.1014	0.0619	0.0246	-0.0123	-0.0564	-0.1192
정부서비스 생산자	-0.2408	-0.2438	-0.1875	-0.1084	-0.0578	-0.0611	-0.0985	-0.1330	-0.1298	-0.0861	-0.0279
공공행정 및 국방	-0.2005	-0.2254	-0.1803	-0.0984	-0.0349	-0.0262	-0.0630	-0.1149	-0.1434	-0.1322	-0.0875
사회서비스	-0.1863	-0.1613	-0.1150	-0.0739	-0.0651	-0.0896	-0.1197	-0.1235	-0.0847	-0.0203	0.0269
기타	-0.5172	-0.4754	-0.3533	-0.2139	-0.1190	-0.0911	-0.0976	-0.800	0.0074	0.1576	0.3120
민간비영리서비스생산자	0.3375	0.3263	0.2498	0.1072	-0.0807	-0.2633	-0.3809	-0.3865	-0.2721	-0.0781	0.1116
(공제)금융귀속서비스	0.1578	0.1606	0.1459	0.1283	0.1190	0.1116	0.0838	0.0287	-0.0297	-0.0627	-0.0715
수입세	-0.2315	-0.1331	-0.0210	0.0630	0.1078	0.1335	0.1585	0.1967	0.2213	0.1983	0.1119
대외순수취요소소득	-0.1228	-0.2204	-0.2700	-0.2213	-0.0917	0.0419	0.1033	0.0626	-0.0332	-0.1053	-0.0992
국민총생산	-0.2764	-0.2413	-0.1492	-0.0101	0.1343	0.2198	0.2159	0.1745	0.1542	0.1654	0.1782

V. 결 론

이상으로 명시된 순환주기를 갖는 경기변동의 개괄적인 양태를 규명하였다. 6 분기에서 32분기의 주기특성을 갖는 경기변동만을 추출하여 분석한 결과, 다음과 같은 결과를 얻었다.

첫째, 경기변동에 있어서 뚜렷한 비대칭성의 증거를 발견하지 못하였다. 둘째, 계절적 요인과 불규칙한 요인을 제거하지 못하는 기존의 HP필터 추정방법은 국내총생산의 변동성을 과다계상하는 경향을 초래한다. 따라서 소비와 투자 등의 변동성을 상대적으로 작게 계상하는 경향을 보인다. 셋째, 우리 나라 경기변동에 있어서 제조업과 건설업이 매우 중요한 위치를 차지하고 있는 것으로 나타나고 있다. 넷째, HP필터로 추정된 경기변동의 특성과 KB필터로 추정된 경기변동의 특성에는 여러 면에서 차이를 보이고 있으며, 더욱이 동학구조에서는 뚜렷한 차이를 보였다.

본 연구는 경기변동을 명시적인 경기변동의 주기에 따라 시계열공간에서 추정하는 방법을 소개하고, 그 특색을 HP필터와 비교하여 설명하였다. 결론적으로 경기변동의 연구에서 많이 사용되고 있는 HP필터의 사용은 매우 조심스럽게 이루어져야 한다는 것이 명확해졌다. 따라서 향후 경기변동의 연구는 명시적인 주기 선언과 이에 일관된 경기변동의 추정으로부터 시작되어야 하겠다. 이러한 경기변동의 추정방법이 보편화 되면, 다양한 경기변동의 추정과 각 경기변동의 순환주기에 따른 특색 규명 등 많은 연구가 본격적으로 진행되리라 생각된다. 또한 의태분석의 기준을 설정하는 데에도 사용되어 기존 방법의 한계를 극복할 수 있을 것이다.

參 考 文 獻

1. 金明稷·金迪教·柳志星, “우리 나라 景氣指數의 景氣豫測力에 관한 研究: 실험적 景氣同行指數 및 不況指標 작성을 中心으로”, 『經濟學研究』 제43집 제4호, 1996.
2. 박준용, 이창용, 이항용, “한국 거시경제변수의 계절변동분석”, 『한국 경제의 분석』 제1권 제1호, 1995.

3. 白雄基, “韓國 景氣循環의 特徵과 樣態: 歷史的 考察”, 『韓國開發研究』 제15권 제3호, 1993 가을.
4. 양준모, “우리 나라 경기변동의 비대칭성에 관한 연구”, 『재정금융연구』, 1996, 12.
5. 李重埴, “景氣局面의 判別과 豫測에 관한 새로운 方法”, 『經濟分析』 제3권 제1호, 한국은행 금융경제연구소, 1997. 2월.
6. 조하현, “우리 나라 경기변동현상의 특징과 연구과제”, 『경제학연구』 제39집 제2호, 1991.
7. 崔公弼, “마르코프 전환모형에 의한 시계열분석”, 『금융연구』 6권 2호, 1992. 12.
8. 한국은행, 『조사통계월보』 각 호
9. Ahmed, Shaghil, Barry W. Ickes, Ping Wang, and Byung Sam Yoo, “International Business Cycles”, *The American Economic Review*, Vol.83, 1992, pp.335-359.
10. Aoki, M., “A Simple Model of Social Influences with Symmetrical Business Cycles and Multiple Equilibria”, mimeo, UCLA, 1996.
11. Backus, David K. and Patrick J. Kehoe, “International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles”, *The American Economic Review*, Vol.82, 1992, pp.864-888.
12. _____, and Finn E. Kydland, “International Real Business Cycles”, *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1992, pp.745-775.
13. Burns, Arthur F. and Wesley C. Mitchell, *Measuring Business Cycle*, National Bureau of Economic Research, NY, 1947.
14. Englund, Peter, Torsten Persson and Lars E.O. Svensson, “Swedish Business Cycles: 1861-1988”, *Journal of Monetary Economics* 30, 1992, pp.343-371.
15. Falk, B., “Further Evidence on the Symmetric Behavior of Economic Time Series over the Business Cycle”, *Journal of Political Economy*, Vol. 94, No.5, 1986.
16. Hamilton, J., “A New Approach to the Economic Analysis of

- Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, Vol. 57, 1989.
17. Keynes, J.M., *The General Theory of Employment Interest and Money*, London: The Macmillan Press, 1936.
 18. King, Rober G. and Marianne Baxter, “Measuring Business Cycles Approximated Band Pass Filters for Economic Time Series”, NBER 5022, 1995.
 19. King, Robert G. and Sergio T. Rebelo, “Low Frequency Filtering and Real Business Cycles”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 17, 1993, pp.207-231.
 20. Kydland, Finn E., “On the Econometrics of World Business Cycles”, *European Economic Review* 36, 1992, pp.476-482.
 21. Lee, In Ho, and Martine Chalkley, “Asymmetric Business Cycle”, mimeo, University of Southampton, 1995.
 22. Lucas, R.E., Jr., “Understanding Business Cycles”, *Stabilization of the Domestic and International Economy*, Vol. 5 of Carnegie-Rochester Series on Public Policy, 1977, reprinted in *Studies in Business Cycle Theory*, Cambridge: MA, The MIT Press, 1981.
 23. Neftçi, S. N., “Are Economic time Series Asymmetric over the Business Cycle?”, *Journal of Political Economy*, Vol. 92, No.2, 1984.
 24. Zarnowitz, Victor, *Business Cycles*, the University of Chicago press, 1992.