

우리 나라 景氣指標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 *

金明稷 · 金迪教 · 柳志星 **

〈 目 次 〉

- I. 序 論
- II. 研究動機
- III. MSF 模型과 最尤推定
- IV. 實證分析
- V. 要約 및 結論

I. 序 論

경제주체들은 한정된 자원을 효율적으로 활용하기 위해 끊임없이 경제환경에 대한 정보를 수집, 분석하고 이에 따른 합리적인 의사결정을 추구한다. 일반적 경제활동 수준, 즉 경기가 호황과 불황국면으로 순환하며 변동한다는 것이 통계적 실체(statistical reality)인가 또는 허구(fallacy)인가에 대하여는 아직도 학자들간에 논란이 계속되고 있다. 그러나 경기변동에 대한 이론적 그리고 계량분석 증거들이 점증하고 있고 실용적인 면에서도 경기전환점에 대한

* 연구를 위해 협조를 해준 통계청 이인식, 홍은표, 김대호 님과 좋은 코멘트를 주신 익명의 『경제학연구』 심사위원, 구분호, 박대근 님과 한국계량경제학회 세미나와 한양대학교 경제연구소 학술세미나 참가자들에게 감사드린다. 그러나 남은 오류는 저자들의 책임이다. 두 저자(金明稷, 金迪教)는 산학협동재단의 지원으로 참여하였다.

** 한양대학교 경제학부.

예측은 정책당국뿐만 아니라 민간부문의 많은 의사결정에 있어서 긴요함은 주지의 사실이다. 즉, 현재의 경제가 경기순환 과정에서 어떤 국면에 속해 있는가 또는 장래경제가 어떠한 국면으로 향하고 있는가에 대한 합리적 기대형성은 기업이 적절한 투자 및 생산, 판매계획을 수립하는 데 필수불가결한 정보이며 정부의 통화 및 재정정책 수립에도 중요한 정보라 하겠다.

민간부문이 피부로 느끼는 경기국면에 대한 주관적 평가 외에 우리 나라 통계청(NSO)에서는 미국, 일본 등 다른 나라와 마찬가지로 객관적 지표로 종합경기동행, 선행 및 후행지수를 발표하고 있다. 경기동행지수는 현재의 경기국면을 나타내는 지표로, 선행지수는 장래의 경제활동 수준을 예고해 주는 역할을, 그리고 후행지수는 경기순환의 완결을 추후 확인하는 기능을 담당한다. 그러나 급변하는 경제환경 변화에 신속하게 대처하여야 하는 기업이나 적절한 타이밍이 관건인 통화정책 결정에 있어서 이들 지표의 이용에는 한계가 있을 수 있다. 그 이유는 일반적으로 경기변동국면에 대한 판정은 지수가 실제로 발표된 후 약 6개월 또는 수년 후에 행해지므로 의사결정을 행해야 하는 특정 시점에 발표된 지수 자체만을 가지고 현재 경기국면을 판단하기에는 한계가 있는 것이다. 또한 지수 자체의 유용성은 논외로 하더라도 현재 일반적으로 통용되는 지수작성 절차는 통계적 모형에 근거하지 않고 “인위적”(ad hoc)으로 작성되고 있다는 한계가 있다(Stock and Watson(1991)). 따라서 지수작성시의 인위성을 최소화하고 지수가 내포하고 있는 경기변동국면에 대한 정보를 효율적으로 매월마다 적기에 추출해 낼 수 있는 통계적 방법이 있다면 정책담당자와 민간부문의 의사결정에 큰 기여를 할 수 있다 하겠다.

따라서 본 연구는 그 동안 발표되어 온 경기동행지수의 역할을 재검토하고 새로운 계량기법을 도입하여 경제주체가 경기변동국면의 식별과 예측에 용이하게 이용할 수 있는 실질적 방법을 제시하고자 한다. 인위성이 최소화된 실험적 경기동행지수를 제안함으로써 정부에서도 향후 보다 유용한 경기변동지표를 작성, 발표하여 효과적인 통화 및 재정정책 수립에 도움을 주리라고 하는 목적 외에도 본 연구는 보다 신뢰할 만한 경기선행지수의 작성에도 도움이 될 것으로 기대된다. 즉, 일반적으로 경기선행지수의 작성은 동행지수작성보다 어려운 것으로 알려져 있다. 경기동행지수 작성 및 그 특성에 대한 폭넓은 이해 없이 이와 논리적으로 일치하는 경기선행지수 작성과 실용화는 제한적일 수밖에 없으며 이러한 점에서 본 연구의 중요성이 크다 하겠다.

본 논문의 구성은 다음과 같다: 제Ⅱ절에서는 연구의 동기를 기술하고자 한다. 특히 미국의 경우 NBER의 지원 하에 James Stock과 Mark Watson이 제안한 실험적 종합경기 동행지수 작성의 한계점을 지적하고 이를 확장한 Markov Switching Factor(MSF) 모형의 도입 필요성을 강조하고자 한다. 제Ⅲ절에서는 실증분석에 사용할 MSF모형의 설정 및 최우추정법을 논의하고자 한다. 실증분석 결과는 제Ⅳ절에서 논의하고 제Ⅴ절에서는 요약 및 결론을 제시하고자 한다.

Ⅱ. 研究動機

경기변동국면의 가장 중요한 특성으로 불황과 호황국면의 반복성과 불황지속기간이 호황지속기간보다 상대적으로 짧은 비대칭성은 Burns-Mitchell(1946)의 선구적 연구 이후 학자들 간에 의해 널리 인식되어왔다.(예로 Nefci(1984)), Hamilton(1989), Sichel(1989), Kim(1994b), Kim and Yoo(1996), Hamilton and Perez-Quiros(1994)). 특히, Hamilton(1989)은 미국의 분기별 GNP성장률을 1차 Markov 전환과정을 따른다고 가정한 모형, 즉 비선형모형을 추정한 결과 그의 모형이 의미하는 경기변동일지가 NBER의 공식 경기변동일지와 유사한 결과를 얻을 수 있음을 보여주었다. 그의 모형은 또한 경기변동을 시간적으로 볼 때 유일한 경제구조가 반복적 기술충격(technological shock)에 적응하는 현상이라고 보는 외생적 견해(extrinsic view)와 상이한 것이다. 즉, 경기불황과 호황은 두 별개의 경제구조로서 각 국면 내에서는 서로 상이한 경제행태가 지배한다는 내재적 견해(intrinsic view)와 일치하는 계량모형을 제시한 것이다. 그후 Filardo(1994), Filardo-Gordon(1993)은 Hamilton의 모형을 확장하여 Markov과정의 국면전환 확률이 장래경기예측능력이 있는 변수에 따라 변하는, 그 결과 기대 경기국면지속기간이 따라서 변하는, 시변전환확률(time-varying transition probability) Markov모형을 제안하였다. Filardo-Gordon(1993)은 경기선행지수를 시변전환확률모형의 외생적 설명변수로 하여 전후 미국의 월별 산업생산지수를 분석한 결과 불황, 호황 모두 각 경기국면의 끝이 가까워 올수록 타국면으로의 전이확률이 커짐을 보여주고 있다. 그러나 이들 연구는 모두 단일시계열분석에 한정되고 있다.

한편 경기변동은 정의상 어느 특정 분야에서의 상승 하강이 아니라 경제전

반으로의 확산(diffusion) 현상이기 때문에 경제 전반의 흐름을 대변하는 여러 개 시계열을 한꺼번에 다루는 다변량 시계열 분석기법을 이용한 연구가 보다 바람직하다. Stock-Watson(1989, 1991)은 미상무부에서 경기동행지수산정에 쓰이고 있는 네 개의 구성 시계열에서 현재경기수준을 나타내는 共通指數(factor)를 추출하는 확률 모형을 제안하였다. Stock-Watson 모형의 기본 아이디어는 동행성을 띄는 계열들의 동행성을 경제의 상태를 나타내는 하나의 비관측 공통지수로 표현하여 추출해 낼 수 있다는 것이다. 이들 연구의 의의는 Burns-Mitchell 이후 처음으로 상무부의 경기동행지수에 필적할만한 지수를 인위적이지 아니라 확률모형에 근거하여 작성하였다는 데 있다. 다만 이들의 접근방법은 본질적으로 선형 다변량모형으로 외생적 견해를 근거로 하고 있으며 따라서 직접적인 현재 경기국면의 식별에는 큰 도움을 주지 못하는 한계가 있다. 현재 상무부는 Stock-Watson지수를 Current Survey of Business에서 매월 발표하고 있다. 이에 대안으로 Diebold-Rudebusch(1994)는 Markov Switching Factor모형을 제안하였는데 기본 아이디어는 Stock-Watson모형과 유사하나 현재경기수준을 나타내는 공통지수가 비선형성을 띄는, 즉, Markov과정을 따르는, 차이가 있다. 그러나 기술적인 이유로 이들은 모형추정은 유보하였다.

최근 Kim-Yoo(1996)는 Kim(1994a)의 계산법을 응용하여 제Ⅲ절에서 자세히 소개될 MSF모형을 미국 데이터에 성공적으로 적용하였다. 1960년 1월부터 1992년 6월까지 미상무부 경기동행지수 작성에 사용되는 4개의 구성동행계열을 이용하여 MSF모형을 추정한 결과 Kim-Yoo는 그들의 모형이 NBER의 공식 경기변동일지와 놀라울 만큼 유사한 결과를 얻을 수 있음을 보여주었다. 따라서 본 연구에서는 내생적 견해에 입각한 MSF모형이 한국경기변동모형에 적합한지, 따라서 한국경기변동에 있어서 비선형성과 비대칭성이 중요한 지를 가늠하는 시도로 볼 수 있다. 이 방법은 지수 작성뿐만 아니라 부수적으로 경기가 불황일 확률이 명시적으로 구해지기 때문에 경기국면 식별을 용이하게 하는 장점이 있다. MSF모형과 추정방법을 소개하기 전에 우리 나라 통계청에서 사용하고 있는 지수 산정방식과 공식 발표된 우리 나라의 경기변동일지를 간략히 살펴보고자 한다.

우리 나라 종합경기동행지수 산출과 공식 경기변동일지

현재 우리 나라는 통계청에서 종합경기동행지수(Composite Index of Co-incident Indicators, 이하 CCI로 약칭)를 발표하고 있다.(<그림 1A> 참조). 여기서 빗금친 부분은 공식 발표된 경기불황기간을 나타낸다. 현행 종합경기동행지수 작성법은 대략 1950년대 미국 NBER의 연구진인 Geoffrey H. Moore와 Julius Shiskin에 의해 개발된 표준종합지수작성법에 근거하고 있다. 표준종합지수작성법을 약술하면 다음과 같다:

- 1 단계 : 개별 동행계열의 월별 대칭변화율(symmetric percent changes)을 계산한다. 대칭변화율은 $200 \times (x_t - x_{t-1}) / (x_t + x_{t-1})$ 로 계산한다.
- 2 단계 : 변동 폭이 다른 계열보다 큰 동행계열이 지수작성시 큰 영향을 미치는 것을 피하기 위하여 변화율로 표시한 각 계열의 평균절대값이 0이 되도록 표준화한다. 이때 표준화계열은 변화율로 표시한 각 계열을 평균절대값으로 나눔으로써 구할 수 있다.
- 3 단계 : 매월마다 표준화계열의 평균을 구한다.
- 4 단계 : 평균 표준화계열을 누적하여 종합경기동행지수(CCI)의 원지수(preliminary index)를 산출한다. 이때 첫 번째 달의 값을 100으로 둔다.
- 5 단계 : 추세조정률(trend adjustment factor)을 구하기 위하여 실질 GNP의 추세로부터 CCI 원지수의 추세를 제한다.
- 6 단계 : 추세조정률을 3단계에서 구한 평균표준화계열에 더한다.
- 7 단계 : 6단계에서 구한 추세조정 평균표준화계열을 누적하여 CCI를 구한다.
- 8 단계 : 최종 CCI는 매월의 CCI에 기준연도의 12개월 평균값으로 나눔으로써 구한다. 현재 우리 나라의 기준연도는 1990년이다.¹⁾

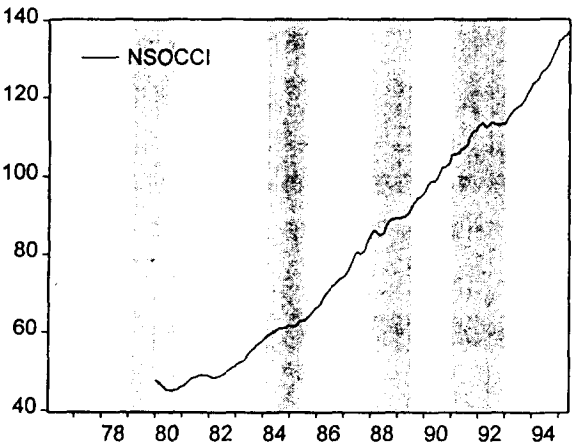
그러나 <그림 1A>에서 보듯이 종합경기동행지수 자체만으로는 불황과 호황판정이 용이하지 않기 때문에²⁾ 통계청에서는 보조지표로 종합경기동행지수의

1) 우리 나라의 경우 계절변동 및 불규칙변동 조정과 경기종합지수 작성방법은 통계청의 『경기동행지수』에 부록으로 상술되어 있다.

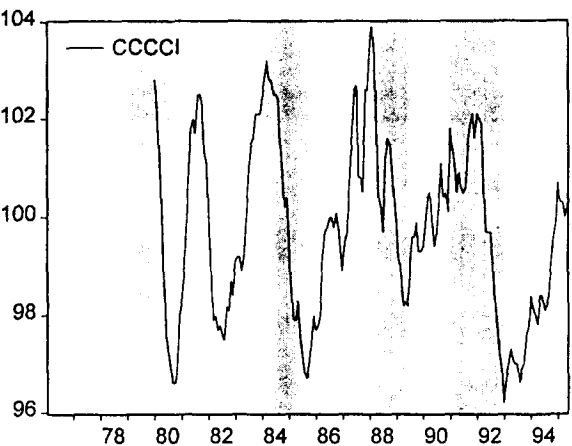
2) 특히 우리 나라의 종합경기동행지수는 미국이나 일본에 비해 상승과 하강국면이 현저하지 않아 경기 국면식별에 어려움을 더하고 있다.

순환 변동치(cyclical component of CCI)를 발표하고 이에 근거하여 경기변동일지를 작성하고 있다.³⁾ 종합경기동행지수의 순환 변동치는 국면평균법(phase average trend method)에 의거 산출하고 있다. <그림 1B>는 종합경기동행지수의 순환 변동치를 예시한 것으로 1976년 이후 우리 나라는 네 차례의 경기불황을 경험한 것으로 발표되고 있다. 1981년 후반기부터 1982년도 상반기까지의 경기하강은 보는 견해에 따라서는 경기불황으로 볼 수도 있겠으나 공식적으로는 호황기간으로 분류되고 있다. 네 차례의 경기불황기간의 평균지

<그림 1A> NSO Composite Coincident Index : 1980. 01~1995. 05



<그림 1B> NSO Cyclical Component of Composite Coincident Index



3) 일본도 유사하게 동행계열의 확산지수(diffusion index)를 보조지표로 사용하고 있다.

속기간은 20개월이다.

종합경기동행지수는 결과적으로 구성동행계열의 변동부분중 경기순환변동 부분만을 추출해 낸 것이다. 즉, 현행 통계청 종합경기동행지수는 8개의 동행계열, 즉 (1) 산업생산지수, (2) 제조업가동율지수, (3) 생산자출하지수, (4) 도소매판매액지수, (5) 비내구소비재출하지수, (6) 실질수입액, (7) 시멘트 소비량, 그리고 (8) 비농가취업지수에 내포된 경기순환정보를 체계적으로 추출한 것이다. 그러나 앞에서 언급한 바와 같이 현행지수는 다른 나라의 예와 같이 확률모형에 근거하지 않고⁴⁾ 또 경기국면전환점도 현저하지 않아 개선의 여지가 있다고 보여진다. 다음 절에서는 이러한 문제점에 대한 대안으로 MSF모형을 소개하고 이의 추정방법을 논의하고자 한다.

III. MSF 模型과 最尤推定

1. MSF모형

본 연구에서 추정하고자 하는 다변량 비선형모형인 MSF모형은 Stock-Watson(1989)에 의해 널리 알려진 선형 비관측 공통지수(unobserved common factor) 모형을 Neftci(1991)의 아이디어와 Hamilton(1989)의 Markov Switching 모형을 이용하여 확장한 것이다. MSF모형은 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$(1) \quad y_t = \gamma(L)n_t + z_t,$$

$$(2) \quad (1 - \phi_1 L - \dots - \phi_s L^s)n_t = \beta_{s_t} + \eta_t, \quad \eta_t \sim iid N(0, 1).$$

$$(3) \quad (1 - A_1 L - \dots - A_r L^r)z_t = \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim MVN(0, \Sigma).$$

여기서 y_t 는 $(N \times 1)$ 표준화된 경기동행계열의 성장률의 벡터이고, $(N \times 1)$ 벡

4) 참고로 美國의 경우는 (1) 산업생산지수, (2) 개인소득, (3) 비농림어업 근로자수, 및 (4) 제조업 도소매 판매액 등 4개의 동행계열을, 그리고 日本은 (1) 생산지수, (2) 원재료 소비지수, (3) 전력사용량, (4) 가동률 지수, (5) 투자재 출하지수, (6) 노동투입량 지수, (7) 유효인구배율, (8) 백화점 판매액, (9) 상업판매액 지수, (10) 경상이익 및 (11) 중소기업매상고 등 11개 동행계열의 가중평균치를 이용하여 종합경기동행지수를 작성하고 있다. 두 나라 모두 가중치의 부여는 확률모형이 아닌 주관적 방법으로 결정되고 있다.

터인 z_t 는 각 변수의 고유변동분(idiosyncratic noise)을, 그리고 스칼라인 n_t 는 추정하고자 하는 비선형 공통지수로 경기동행지수의 성장률로 해석될 수 있다. 이때 $\beta_{s_t} = \beta_0(1-S_t) + \beta_1 S_t$ 로 정의되며 상태변수 S_t 는 1차 Markov과정을 따른다고 가정한다. $S_t=0$ 이면 현재 불황, $S_t = 1$ 이면 호황이라 두었을 때 현재 경기가 불황에서 다음 기에도 계속 불황으로 지속할 확률을 q 로 표시하고 경기가 호황에서 호황으로 지속할 확률을 p 로 표시하면 이는 다음과 같다.

$$(4) \quad q = \Pr(S_t=0|S_{t-1}=0).$$

$$(5) \quad p = \Pr(S_t=1|S_{t-1}=1).$$

$\gamma(L)$ 은 벡터 다항식(vector polynomial)으로 y_t 벡터 구성계열이 n_t 의 래그를 포함하게 하면 그 계열은 후행성을, 그리고 n_t 의 리드를 포함하게 하면 그 계열은 선행성을 띄게 하는 역할을 한다. $\gamma(L)=\gamma_0$ 로 상수인 벡터이면 y_t 는 모두 정확히 경기와 동행하게 된다. 모형식별을 위한 가정으로 잡음벡터인 ε_t 는 모든 리드와 래그에서 상호 독립이고 분산 행렬인 Σ 와 $(N \times N)$ 계수행렬인 A_t 는 대각행렬로 가정한다. 식 (2)에서 보듯이 공통지수인 $\widehat{n}_t (=n_t + \widetilde{n_{t-1}})$ 의 스케일을 식별하기 위하여 η_t 의 분산을 1로 가정하였다.

상기 MSF모형은 상태-공간(state space) 모형으로 전환하여 Kalman filter 기법으로 추정할 수 있다. z_t 과정을 VAR(2)로 가정하고 ($r=2$), $\gamma(L)=(\gamma_1, \dots, \gamma_N)'$ 로 편의상 가정하면

$$(6) \quad x_t = F_t \alpha_t + \varepsilon_t \quad (\text{관측방정식})$$

$$(7) \quad \alpha_t = \mu_t + G_t \alpha_{t-1} + R_t \eta_t. \quad (\text{상태방정식})$$

여기서 $x_t=A(L)y_t$ 로서 이때 $A(L)=(I_{N \times N}-diag\{a_{i1}L\}-diag\{a_{i2}L^2\})$, ($i=1, 2, \dots, N$)이고 $\alpha_t=(n_t, n_{t-1}, \dots, n_{t-s+1})'$, $\mu_t=(\beta_{s_t}, 0_{(1 \times s-1)})'$, $R_t=(1, 0_{(1 \times (s-1))})'$ 로 정의되며,

$$F_t = \begin{bmatrix} \gamma_1 & \gamma_1(-a_{11}) & \gamma_1(-a_{12}) \\ \gamma_2 & \gamma_2(-a_{21}) & \gamma_2(-a_{22}) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_N & \gamma_N(-a_{N1}) & \gamma_N(-a_{N2}) \end{bmatrix} O_{(N) \times (s-r-1)},$$

그리고

$$G_t = \begin{bmatrix} \phi_1 & \cdots & \cdots & \cdots & \phi_s \\ & I_{s-1} & & & O_{(s-1) \times (1)} \end{bmatrix}.$$

이때 $O_{(i) \times (j)}$ 는 (i, j) 차원의 영행렬이고 $I_{(k)}$ 는 k 차원 항등행렬을 나타낸다.

모형 (6)-(7)은 상태에 종속하는 μ_{s_t} 항을 제외하면 전형적인 상태-공간모형으로 최우법에 의한 추정방법이 널리 알려져 있다. 그러나 상태변수인 S_t 가 상태-공간모형에 나타나기 때문에 추정을 위해서는 $\{S_t\}$ 에 관한 정보, 즉 2^s 만큼의 가능성(s 는 표본의 크기)을 모두 고려해야 하기 때문에 현실적으로 불가능한 것으로 알려져 왔다(Diebold and Rudebusch(1994) 참조). 그러나 상기 모형 (6)과 (7)은 다음 항에서 보는 것처럼 Kim(1994a)의 계산법을 이용하면 오직 2^2 의 경우만 나누어 생각하면 되고 이때 Kalman filter를 적용하기 위해서는 2^2 개의 식을 2개의 식으로 줄이는 기술적인 문제만 해결하면 가능하게 된다. 자세한 추정과정을 항을 바꾸어 논의하고자 한다. 다만 여기서는 상기 모형 (6)-(7)은 다음 항에서 소개할 Kim(1994a)의 근사최우법(approximate maximum likelihood estimation) 외에도 Shepard(1994)의 multimover 시뮬레이션 기법 등 베イズ 추정 접근방식도 응용될 수 있다는 점을 언급하고자 한다.

2. 최우추정(Maximum Likelihood Estimation)

시점 t 와 $t-1$ 에서의 상태변수 S_t 의 실현 값이 주어졌다 가정하고 ($S_t=j$,

$S_{t-1}=i$, ($i, j=0$ 또는 1)) 기호 $z_{t-1}^{(j,i)}$ 가 실현된 상태 i, j 의 값과 $t-1$ 까지의 가용한 정보의 조건부 z 값이라고 가정할 때 Kalman filter 식은 다음과 같이 쓸 수 있다:

$$(8) \quad \alpha_{t|t-1}^{(j,i)} = G_t \alpha_{t-1|t-1}^{(i)} + \mu_{\xi_t}^{(j)},$$

$$(9) \quad P_{t|t-1}^{(j,i)} = G_t P_{t-1|t-1}^{(i)} G_t' + R_t R_t',$$

$$(10) \quad \varepsilon_{t|t-1}^{(j,i)} = x_t - F_t \alpha_{t|t-1}^{(j,i)},$$

$$(11) \quad H_{t|t-1}^{(j,i)} = F_t P_{t|t-1}^{(j,i)} F_t' + \Sigma$$

$$(12) \quad \alpha_{t|t}^{(j,i)} = \alpha_{t|t-1}^{(j,i)} + K_t^{(j,i)} \varepsilon_{t|t-1}^{(j,i)},$$

$$(13) \quad P_{t|t}^{(j,i)} = (I_{(s)} - K_t^{(j,i)} F_t) P_{t|t-1}^{(j,i)}.$$

이때 Kalman 조정항(gain)은

$$(14) \quad K_t^{(j,i)} = P_{t|t-1}^{(j,i)} F_t' (H_{t|t-1}^{(j,i)})^{-1}$$

으로 주어진다. 상기 방정식 (8)-(14)로 주어진 Kalman filter를 축차적으로 반복 계산하기 위해서는 4개의 posterior($\alpha_{t|t}^{(j,i)}$ 와 $P_{t|t}^{(j,i)}$)를 시점 $t-1$ 의 상태로 가중 평균하여 두 개의 posterior($\alpha_{t|t}^{(j)}$ 와 $P_{t|t}^{(j)}$)로 줄일 필요가 있게 된다. 여기서 Kim(1994a)의 근사 계산법의 기본 아이디어가 필요하게 되는데, 정확히 말하자면 이 차원 축소는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$(15) \quad \alpha_{t|t}^{(j)} = \sum_{i=0}^1 \omega_i \alpha_{t|t}^{(j,i)},$$

$$(16) \quad P_{t|t}^{(j)} = \sum_{i=0}^1 \omega_i [P_{t|t}^{(j,i)} + (\alpha_{t|t}^{(j)} - \alpha_{t|t}^{(j,i)}) (\alpha_{t|t}^{(j)} - \alpha_{t|t}^{(j,i)})'].$$

여기서 가중확률 (ω_i)은 $\Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_t]$ 로 정의되고 ψ_t 는 t 시점에 가용

한 정보의 집합을 나타낸다. $\Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_t]$ 를 구하기 위해서는 Hamilton(1989)에 주어진 것처럼 베이즈 정리(Bayes theorem)를 이용하면 된다. 즉,

$$(17) \quad \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_t] = \Pr[x_t, S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_t] / \Pr[x_t | \psi_{t-1}].$$

이때,

$$(18) \quad \Pr[x_t, S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}] = f(x_t | S_t=j, S_{t-1}=i, \psi_t) \times \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}],$$

$$(19) \quad f(x_t | S_t=j, S_{t-1}=i, \psi_{t-1}) = 2\pi^{-N/2} |H_{t|t-1}^{(j,i)}|^{-1/2} \exp\{-0.5 \varepsilon_{t|t-1}^{(j,i)'} H_{t|t-1}^{(j,i)} \varepsilon_{t|t-1}^{(j,i)}\},$$

$$(20) \quad \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}] = \Pr[S_t=j | S_{t-1}=i] \times \Pr[S_{t-1}=i | \psi_{t-1}].$$

그리고,

$$(21) \quad \Pr[x_t | \psi_{t-1}] = \sum_{j=0}^1 \sum_{i=0}^1 \Pr[x_t, S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_{t-1}].$$

마지막으로 방정식 (17)에서 구한 필터를 상태 S_t 에 대하여 더하여 다음 단계의 prior로 쓸 수 있다. 즉,

$$(22) \quad \Pr[S_t=j | \psi_t] = \sum_{j=0}^1 \Pr[S_t=j, S_{t-1}=i | \psi_t].$$

위의 필터와 Kalman filter를 반복 계산하는 과정에서 근사 표본조건부 대수우도함수를 구할 수 있게 되는데 이는 다음과 같다.

$$(23) \quad L = \ln[f(x_T, x_{T-1}, \dots | \psi_0)] = \sum_{t=1}^T \ln[\Pr[x_t | \psi_{t-1}]].$$

위의 근사 표본조건부 대수우도함수를 미지의 모수에 대해 극대화함으로써 근사최우추정량을 얻게 된다. 이때 접두어 “근사”가 들어가는 이유를 방정식 (15)-(16)을 통해 명확히 하기 바란다.

3. 平滑化 (Smoothing)

근사 표본조건부 대수우도함수를 극대화함으로써 근사최우추정량을 얻게 되면 최종적으로 구한 필터를 사용하여 평활화 필터를 구할 수 있다. 즉, 모든 표본의 값이 주어진 시점 T 에서 보다 정교한 상태, 즉 호황 또는 불황에 대한 추론이 가능하게 된다. 평활화는 다음과 같이 행할 수 있다.⁵⁾ 즉, 개략적으로 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$(24) \quad \Pr[S_{t+1}=k, S_t=j | \psi_T] \approx \Pr[S_{t+1}=k | \psi_T] \times \Pr[S_t=j | \psi_t] \times \Pr[S_{t+1}=k | S_t=j] / \Pr[S_{t+1}=k | \psi_t].$$

따라서 구하고자 하는 평활화 필터는 다음과 같다.

$$(25) \quad \Pr[S_t=j | \psi_T] = \sum_{k=0}^1 \Pr[S_{t+1}=k, S_t=j | \psi_T].$$

IV. 實證分析

1. 자료

실증분석에서는 현재 우리 나라 통계청 『경기동행지수』에서 월별로 발표하는 8개의 경기동행지수의 구성지표중 4개 계열을 이용하였다. 다른 4개의 계열은 상대적으로 잡음이 많거나 계열의 1980년 이전 값이 보고되지 않아 제외되었다. 사용된 시계열 자료들은 (1) 산업생산지수(IP), (2) 제조업가동률지수(UTIL), (3) 생산자출하지수(SHIP), 그리고 (4) 도소매판매액지수(SALES) 이다(<그림 2> 참조). 통계청 『경기동행지수』에 발표되는 이들 계열들은

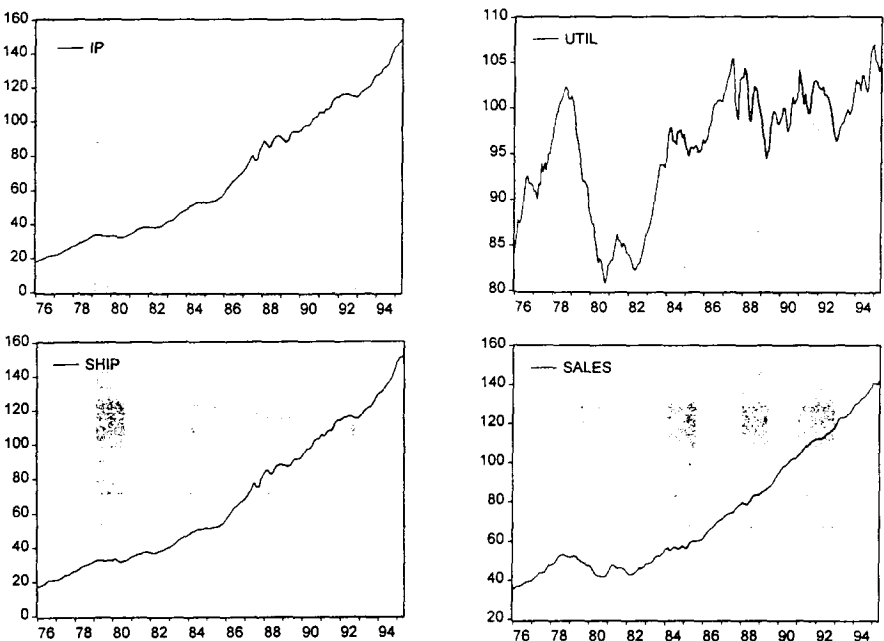
5) 평활화 공식의 유도는 Kim(1994a)를 참조하기 바란다.

모두 계절성(seasonality)과 불규칙 변동분(irregular cycles)이 제거된 것으로 본 연구에서는 추가적인 처리를 하지 않았다. 최우추정에 앞서 각 계열들은 성장률로 바꾼 뒤 (즉, 자연대수의 차분값) 그들의 표본평균과 표준편차를 이용하여 표준화하였다. 표본추출기간은 1976년 1월에서 1995년 5월을 취하였다.

2. 근사최우추정

필터를 시작하기 위하여 초기확률은 steady-state에서 시작한 것으로 가정하였다. 즉, $\Pr[S_t=0|\psi_0]=\pi_0=(1-p)/(2-p-q)$, 그리고 $\pi_1=(1-\pi_0)$. 또 추차적으로 Kalman filter를 계산하기 위하여 $\alpha_{0|0}^{(i)}$ 와 $P_{0|0}^{(i)}$ 는 비조건부값을 이용하였다. 즉, $\alpha_{0|0}^{(i)}$ 의 첫 번째 원소를 $E(\beta_{s_1})/(1-\sum \phi_{s_1})=(\pi_0\beta_0+\pi_1\beta_1)/(1-\sum \phi_{s_1})$ 로 두고 초기 분산을 $P_{0|0}^{(i)}G_iP_{0|0}^{(i)}G_i'+R_iR_i'$ 에서 구하였다. p 와 q 는 귀무가설에서 식별되지 않기 때문에 일반적인 모형의 적합도 판정을 위한 우도비율 검정은 이 경우 적용 가능하지 않다. 이때 공통지수가 한 경제구조로서 AR(7)과정

〈그림 2〉 Four Component Series of NSO CCI : 1976 : 01~1995 : 05



〈표 1〉 MSF모형의 근사최우추정량: 1976:02-1995:05

계 수	근사최우추정량	근사 t 통계량
p	0.9332	30.530
q	0.8468	11.740
β_0	-0.9864	-3.230
β_1	0.4044	2.708
a_{11}	0.4505	2.522
a_{21}	0.3268	4.159
a_{31}	0.2903	3.285
a_{41}	0.4404	6.387
a_{12}	-0.0507	-1.263
a_{22}	0.0433	0.510
a_{32}	0.0431	0.379
a_{42}	0.0526	0.707
γ_1	0.6052	14.318
γ_2	0.5612	12.607
γ_3	0.5652	13.544
γ_4	0.2107	5.007
σ_1	0.2409	6.399
σ_2	0.5114	17.769
σ_3	0.4087	14.784
σ_4	0.7951	21.193
ϕ_1	0.4447	5.633
ϕ_2	0.1470	2.152
ϕ_3	-0.6742	-8.711
ϕ_4	0.4963	5.486
ϕ_5	-0.0548	-0.749
ϕ_6	-0.2957	-3.943
ϕ_7	0.2725	3.748
L		-868.55

주: 추정된 모형은 본문의 방정식 (1)-(5) 또는 (6)-(7)이다.

변수들은 IP(1), UTIL(2), SHIP(3), 그리고 SALES(4)의 순서로 배열하였다. (자료: 통계청 『경기동행지수』)

을 따른다는 귀무가설과 경제구조가 불황, 호황의 두 상태로 공통지수가 Markov과정을 따른다는 대립가설은 Hansen(1992, 1994)의 표준화 우도비율통계량(standardized likelihood ratio statistic)으로 검정할 수 있는 것으로 알려져 있다. 본 연구에서는 그러나 이 통계량의 통계적 특성에 관한 연구가 아직 정립되어 있지 않은 관계로 실제 계산은 하지 않고 직접 추정하였고 그 결과를 〈표 1〉에 수록하였다.⁶⁾ 여러 가지 시차 모형을 실험한 결과 $s=7$ 과 $r=2$ (또는

6) Hansen(1992, 1994) 통계량의 응용례는 Hamilton and Lin(1994)을 참조하기 바란다.

$r=1$)이 적절한 것으로 나타났다.⁷⁾ p 와 q 추정량의 t 통계량은 <표 1>에서 보듯이 모두 유의적이고 두 상태간의 β 값 또한 기대한 크기와 유의성을 보여주고 있다.

미국이나 일본의 동행계열과는 달리 한국의 동행계열은 정점과 저점이 많은 경우 일치하지 않고 있고 종종 몇몇 계열이 다른 계열보다 선행하는 경향도 있으나 추정된 ε_t 의 Q 통계량을 계산한 결과 SALES를 제외한 변수들이 백색잡음에 가까워 <표 1>에 제시한 모형이 비록 간략하지만 우리 나라의 경기변동의 적절한 모형으로 판단된다. $\gamma(L)$ 을 좀더 정교하게 설정하므로써 모형이 개량될 수 있을 것으로 보이며 이는 차후의 연구과제로 남겨두기로 한다.

3. MSF모형 추정에 의거한 韓國의 경기변동日誌

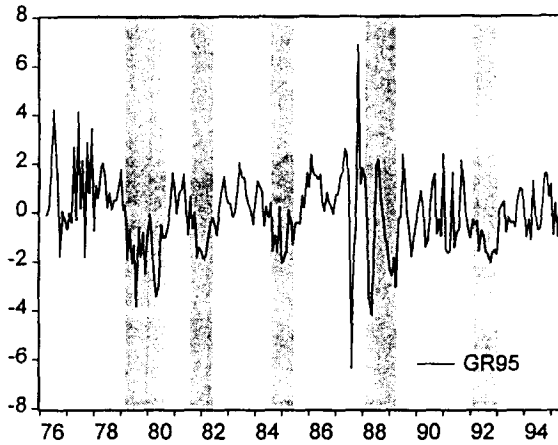
<그림 3A>는 <표 1>에 보고한 최우추정에 의거 추출한 Markov switching 공통지수(이하 MSF CI로 약칭)의 성장률(n_t)을 예시하고 있다. MSF CI의 평균 성장률은 0.753으로 NSO CCI의 0.573과 약간의 차이를 보이는데 이는 두 지수의 추세 계산방법이 서로 다르기 때문이다. 보다 현저한 차이는 지수의 변동 폭으로 MSF CI의 표준편차는 1.776, 그리고 NSO CI는 0.650으로 전자가 약 세 배 정도 큰 것으로 나타났다. 비대칭성(skewness)은 두 지수 모두 영에 근사하지만 MSF CI의 경우 협소분포(leptokurtic)를 이루며 정규분포 여부는 특히 MSF CI의 경우 Jarque-Bera통계량의 p -값이 0.000으로 기각되었다.

<그림 3B>는 평활화 방정식 (24)-(25)에 의하여 계산한 경기가 불황일 확률을 예시한 것이다. 확률이 0.5 이상이면 불황이라고 판정할 때의 경기불황기간을 <그림 3AB>에서 빗금친 부분으로 표시하였다. 대략적인 그림은 가장 최근의 에피소드를 제외하면 발표된 공식경기순환 일지와 매우 흡사함을 알 수 있다. 주의할 것은 현행 공식 불황판정은 8개의 동행계열에 근거한 반면 <그림 3>에 표시한 불황기간은 네 개의 동행계열만을 참조했다는 점이다.

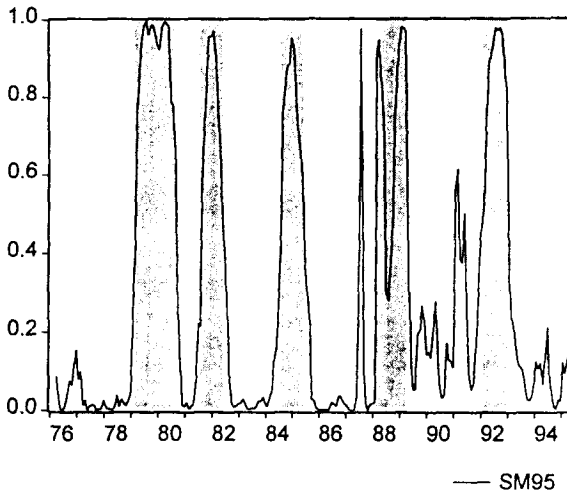
그림에 의하면 현행 통계청 공식 발표된 가장 최근의 불황이 시작된 1991년 1월경 확률이 다소 올라가기는 하였지만 보다 지속적인 불황은 모형에 의하면

7) 추정결과에서 보듯이 $r=2$ 과 $r=1$ 의 경우 우리 나라 데이터에 있어 큰 차이는 보이지 않고 있다. 본 논문에서는 편의상 $r=2$ 의 경우만을 수록하였다.

〈그림 3A〉 Growth Rates of Markov Switching Factor CI : 1976. 02~1995. 05



〈그림 3B〉 Recession Indicator(Full Sample smoother) : New Business Cycle Reference Dates Based on MSF Model



그 다음해인 1992년 2월부터 시작하여 11개월 지속된 것으로 보인다. 또한 1981년 8월부터 1982년 6월까지의 공식적으로는 호황기간이었으나 〈그림 3B〉와 〈그림 1B〉에서 보듯이 불황으로 판정될 수 있을 것으로 보인다. 이 기간은 對인플레이션 통화정책의 영향으로 미국이 불황을 겪은 시기와 거의 일치하며 일본도 비슷한 시기에 긴 불황국면을 겪었다. 새 기준에 의하면 1976년 이후

우리 나라는 평균적으로 불황지속기간이 12.6개월로 공식 발표된 20개월보다는 7개월 정도 짧은 것을 알 수 있다. 참고로 본 연구에서 제시하는 방법은 미국자료의 경우 NBER의 공식 발표된 불황기간을 거의 완벽하게 추정해 내고 있음을 지적하고자 한다(Kim and Yoo (1996)). 참고로 통계청 발표 공식 기준순환일과 새 경기순환일을 비교한 표를 <표 2>에 보고하였다.⁸⁾

4. 실험적 景氣同行指數 및 不況指標의 제안

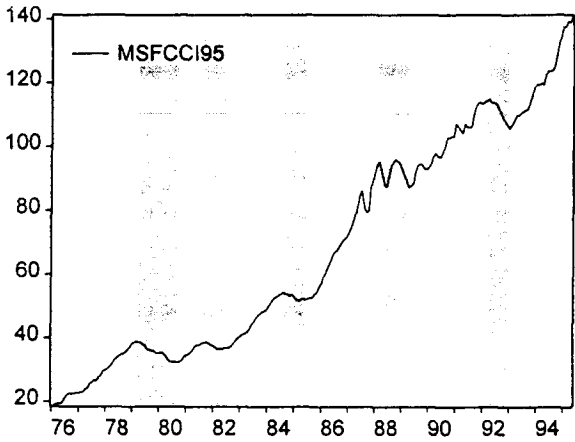
본 연구에서 제안하는 MSF모형은 불황판정에 유용한 평활화 확률 외에 종합경기동행지수로 자연스럽게 해석될 수 있는 공통지수 자체를 구할 수 있음을 앞에서 언급하였다. 실험적 경기동행지수 작성에는 임의로 가중치를 부여할 필요 없이 이들이 데이터에 의해 자동적으로 결정되는 장점이 있음도 지적하였다. 따라서 네 개의 동행계열을 이용하여 MSF모형을 추정하여 얻은 실험적 경기동행지수, 즉, $\exp(\hat{n})$, 가 통계청 발표 동행지수와 함께 <그림 4>에 예시되어 있다. 모형 추정시 데이터를 표준화하였으므로 추세를 다시 복구해 넣

<표 2> 한국의 경기순환 日誌

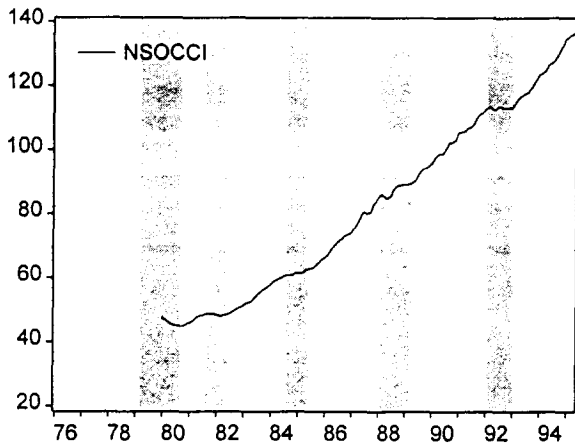
현행 통계청 발표 MSF모형				
순환기	정 점	저 점	정 점	저 점
I	1979.2	1980.9	1979.3	1980.9
II	-	-	1981.8	1982.6
III	1984.2	1985.9	1984.8	1985.6
IV	1988.1	1989.7	1988.2	1989.4
V	1991.1	1993.1	1992.2	1993.1

- 8) 실질수입액과 시멘트 소비량이 산업생산지수와 유사하게 변동하는 생산자출하지수를 대체 하거나 추가되는 경우 1979-80년 불황과 1992-93년 불황의 일부만이 포착되었다. 한 예로 실질수입액은 1988-89 통계청 발표 불황기간중 꾸준히 성장하였다. 따라서 본 논문에서 고려하고 있는 네 개의 동행계열외에 어떠한 변수들이 오랜 기간 동안 경기변동과 일치하는 신호를 보내왔는가에 대한 추가적인 연구가 필요한 것으로 보인다. 또한 실증분석의 기간을 1971년과 1972년으로 앞당겨 재 추정한 결과 본 연구에서 식별한 불황기간 외에 1988-1994년 기간이 긴 하나의 불황기간으로 나타났다. 이러한 사실은 조하현(1994)의 구조변경에 관한 연구결과가 MSF모형의 추정 시에도 적용될 수 있는 가능성을 보여 주고 있다. 따라서 모형추정의 시점 설정시 연구자의 목적에 따른 임의성이 배제 될 수 있는 동행계열의 발굴이 가능한지가 차후의 연구과제라고 하겠다.

〈그림 4A〉 Markov Switching Factor CI



〈그림 4B〉 NSO CCI



어야 하는데 절차는 다변량 선형 공통지수모형인 Stock-Watson(1991) 지수의 추출방법과 유사하므로 참고하기 바란다.

통계청에서 사용하는 8개 구성지표중 4개만을 사용하여 추정한 결과이지만 두 지수가 상당히 밀접한 관계를 가지고 변하고 있음을 볼 수 있다. 두 지수간의 상관계수는 성장률의 경우 0.83, 그리고 수준의 경우 0.99로 나타났다.

실험적 경기동행지수 작성과 관련하여 몇 가지 코멘트를 하고자 한다. 첫째로 실험적 경기동행지수는 기존의 동행지수에 비하여 지수 자체에 가시적으로 보이는 불황과 호황이 상대적으로 현저하다는 점이다. 물론 지수의 수준(level-

el)이 중요한 것이 아니라 경기의 상대적 위축정도가 중요하지만 새 지수는 그 자체가 가시적으로도 경기동행지수의 원래 목적에 보다 충실함을 보여 주고 있다.

둘째로, 현행 경기선행지수는 동행지수와 동일한 방법인 표준종합지수작성법으로 작성되고 있고 다른 나라의 경우도 예외는 아니다. 그러나 최근 미국이나 일본에서도 현행체계에서 발표되는 경기선행지수의 유용성에 많은 의문이 제기되고 있다. 따라서 경기선행지수의 작성에도 경기변동의 비선형성과 일치하는 새로운 방법이 도입될 필요가 있으며 앞으로 좀 더 연구가 되어져야 할 과제라 하겠다.

마지막으로, 앞에서 평활화 확률이 0.5 이상이면 불황이라고 판정하였으나 이는 사용자의 주관에 따라 달라질 수 있다. 따라서 확률 자체(이를 불황지표라고 부르면)를 숫자로 보고하므로써 사용자가 그들의 경험을 바탕으로 불황국면을 판정할 수 있도록 하는 것이 바람직한 것으로 생각한다. 따라서 불황지표(recession indicator)를 부록으로 첨부하였다.⁹⁾

V. 要約 및 結論

본 연구는 그 동안 발표되어 온 경기동행지수의 역할을 재검토하고 새로운 계량기법을 도입하여 경기변동국면의 식별을 용이하게 하고 보다 신뢰할 만한 경기선행지수 작성을 위한 첫 단계로 우리 나라 경기변동의 시계열적 특성, 즉 비선형성과 비대칭성을 실증적으로 분석하였다. 이를 위하여 근사최우법을 이용 Markov switching factor 모형을 추정하였다. 그 결과 우리 나라 경기변동은 미국이나 일본 등 다른 나라의 경기변동과 유사하게 비선형성과 비대칭성의 시계열적 특성을 갖고 있는 것으로 나타났다.

1976년 이후 우리 나라는 현행공식 발표된 네 번의 불황기간 외에도 1981년 9월에서 1982년 6월까지 10개월간이 추가적으로 불황으로 분류될 수 있었던 것으로 보이며 불황의 평균지속기간도 공식 발표된 20개월보다 짧은 12.6개월로 나타났다. 본 연구는 또한 인위성이 최소화된 계량모형에 근거한 실험적 경기동행지수를 제안하고자 하는데 새 지수는 기존의 지수보다 가시적으로 보이는 불황과 호황이 상대적으로 현저하여 경기동행지수의 원래 목적에 보다 충

9) 이 부분은 익명의 심사위원과 세미나 참가자에 의해 제안되었다.

실할 수 있는 가능성을 보여 주고 있다. 또한 1980년 이전과 이후를 서로 다른 경제구조라고 보는 견해에 대한 계량적 증거는 비선형성이 고려되었을 때 매우 약한 것으로 보인다.

본 연구의 결과는 불황이 시작되는 시점 부근에서 확률모형에 의한 경기국면을 용이하게 함으로써 효과적인 통화 및 재정정책 수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다. 또한 경기선행지수의 작성에도 경기변동의 비선형성과 개념적으로 일치하는 새로운 방법이 도입될 필요가 있음을 시사하고 있으며 계속 연구되어야 할 중요한 과제라고 생각된다.

參 考 文 獻

1. 조하현, “경제구조변화를 고려한 단위근검정과 장기추세 제거방식에 대한 연구”, 『경제학연구』, 제42집, 한국경제학회, 1994.
2. Burns, Arthur F. and W.A. Mitchell(1946), *Measuring Business Cycles*, New York: NBER.
3. Diebold, Francis X. and Glenn Rudebusch(1994), “Measuring Business Cycles: A Modern Perspective,” *NBER Working Paper* No. 4643, Cambridge: Massachusetts.
4. Filardo, Andrew(1994), “Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
5. Filardo, Andrew and Stephen F. Gordon(1993), “Business Cycle Durations,” *Federal Reserve Bank of Kansas City working paper*, Kansas City: Missouri.
6. Hamilton, James D.(1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57, 357-384.
7. Hamilton, James D. and Gang Lin(1994), “Stock Market Volatility and the Business Cycle”, *Manuscript*, University of California: San Diego.
8. Hamilton, James D. and Gabriel Perez-Quiros(1994), “What Do the

- Leading Indicators Lead?" *Journal of Business* (forthcoming).
9. Hansen, Bruce E.(1992), "The Likelihood Ratio Test under Non-standard Conditions: Testing the Markov Trend Model of GNP," *Journal of Applied Econometrics*, 7, S61-S82.
 10. Hansen, Bruce E.(1994), "Erratum: The Likelihood Ratio Test under Non-standard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP," *Working paper*, Boston College.
 11. Kim, Chang-Jin(1994a), "Dynamic Linear Models with Markov-Switching," *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
 12. _____, Chang-Jin(1994b), "Predicting Business Cycle Phases with Indexes of Leading and Coincident Economic Indicators: A Multivariate 'Regime-Shift' Approach," *Manuscript*, Korea University, Seoul: Korea.
 13. Kim, Myung-Jig and Ji-Sung Yoo(1996), "New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach," *Journal of Monetary Economics* (forthcoming).
 14. Neftci, Salih N.(1984), "Are Economic Time Series Asymmetric Over the Business Cycle?" *Journal of Political Economy*, 92, 307-328.
 15. _____ (1991), "A Time-Series Framework for the Study of Leading Indicators," in K. Lahiri and G.H. Moore, eds.: *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Ch. 3, (Cambridge University Press, New York) 57-62.
 16. Shephard, Neil(1994), "Partial Non-Gaussian State Space," *Biometrika*, 31, 224-236.
 17. Sichel, Daniel E.(1989), "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look," *Economic Inquiry*, 31, 224-236.
 18. Stock, James H. and Mark W. Watson(1989), "New Indexes of Coincident and Leading Indicators," in Oliver J. Blanchard and Stanley Fischer, eds.: *NBER Macroeconomics Annual 1989* (MIT Press, Cambridge) 4, 351-393.
 19. _____ (1991), "A Probability Model of the Coinci-

- dent Economic Indicators,” in K. Lahiri and G.H. Moore, eds.: *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, Ch. 4, (Cambridge University Press, New York) 63-85.
20. Stock, James H. and Mark W. Watson(1992), “A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experiences,” *NBER Working Paper* No.4014, Cambridge, MA.

附 錄

不況指標 (recession indicator)*

1976:01	NA	NA	NA	0.087403	0.036726	0.003987
1976:07	0.000311	0.011478	0.044229	0.077806	0.064513	0.112077
1977:01	0.153677	0.078891	0.098692	0.012804	0.026772	0.000418
1977:07	0.010549	0.015301	0.014055	0.000966	0.004858	0.003004
1978:01	0.026330	0.011864	0.003766	0.005632	0.001576	0.011223
1978:07	0.038775	0.009927	0.029842	0.018674	0.012339	0.024924
1979:01	0.044038	0.268068	0.407975	0.774712	0.874777	0.951608
1979:07	0.986136	0.996721	0.961324	0.984737	0.987154	0.965597
1980:01	0.935022	0.923670	0.980670	0.994284	0.993029	0.981739
1980:07	0.792076	0.780864	0.658168	0.246521	0.117579	0.014362
1981:01	0.009748	0.020872	0.004081	0.010031	0.019118	0.076656
1981:07	0.224008	0.215303	0.610085	0.729743	0.865776	0.957156
1982:01	0.958345	0.970531	0.915328	0.779288	0.675875	0.502909
1982:07	0.393343	0.268376	0.069951	0.017980	0.008633	0.010531
1983:01	0.017013	0.018052	0.029221	0.017359	0.004610	0.003025
1983:07	0.006855	0.004722	0.009809	0.024096	0.023087	0.035477
1984:01	0.019646	0.010927	0.034013	0.051176	0.125317	0.154576
1984:07	0.261119	0.444439	0.755880	0.830329	0.882582	0.887816
1985:01	0.953507	0.934455	0.790399	0.707052	0.653928	0.575640
1985:07	0.361673	0.295981	0.222133	0.028220	0.029045	0.006788
1986:01	0.002968	0.001589	0.001918	0.004349	0.002037	0.005090
1986:07	0.021940	0.017282	0.012269	0.036420	0.037722	0.022362
1987:01	0.016353	0.011992	0.003627	0.002110	0.003262	0.033920
1987:07	0.433037	0.978346	0.120815	0.022896	0.000555	0.015491
1988:01	0.018501	0.018116	0.908396	0.948609	0.839690	0.746102
1988:07	0.297452	0.282331	0.381490	0.491807	0.742490	0.855472
1989:01	0.933944	0.982530	0.979984	0.971094	0.354075	0.151547
1989:07	0.054767	0.052186	0.197075	0.206463	0.268372	0.228793
1990:01	0.141013	0.150875	0.134737	0.212435	0.279382	0.144986
1990:07	0.058090	0.031085	0.040767	0.172459	0.127431	0.126242
1991:01	0.000000	0.566898	0.615301	0.388170	0.376026	0.503093
1991:07	0.228165	0.086996	0.052743	0.069903	0.159062	0.267240
1992:01	0.433157	0.485747	0.562135	0.754904	0.892580	0.909079
1992:07	0.938514	0.979553	0.973653	0.979996	0.963516	0.889076
1993:01	0.794337	0.325640	0.233130	0.201737	0.160140	0.119594
1993:07	0.112415	0.103186	0.064403	0.029801	0.025649	0.036998
1994:01	0.068528	0.125097	0.107435	0.121935	0.066062	0.127996
1994:07	0.212639	0.076653	0.045242	0.010646	0.005591	0.027562
1995:01	0.023089	0.121921	0.093999	0.129019	0.171869	NA

* 본문의 식 (25)에 의한 평활화 확률로 경기가 불황국면에 속할 확률임.