

동태적 요인모형을 이용한 경기동행지수 개발에 관한 연구

나인강* · 손양훈**

〈차 례〉

- | | |
|---------------------------------------|------------------|
| I. 서론 | 방법의 개발 |
| II. Stock-Watson의 동태적 요인 모형 추정(SW) | IV. 추정 방법에 대한 평가 |
| III. 조기에측을 위한 2단계 추정 | V. 결 언 |

I. 서론

경기는 한 국가의 경제 흐름을 나타내는 추상적인 개념이다. 경기상태를 지수로 객관화하는 작업을 통해 경제의 흐름을 이해하는 것은 여러 가지 의사결정에서 매우 중요한 의미를 가진다. 한 나라의 경제가 안정적이고 지속적으로

* 에너지경제연구원 연구위원.

** 인천대학교 경제학과 교수.

〈표 1〉 현행 경기지수별 지표

| 지수명 | 선행종합지수(10) | 동행종합지수(6) | 후행종합지수(6) |
|-----|---|--|---|
| 지표명 | 입이직자비율 중간재출하지수 내구소비재출하지수 건축허가면적 건설용중간재생산지수 기계수주액 재고순환지표 총유동성 수출신용장 내도액 수출용 원자재 수입액 | 노동투입량 산업생산지수 제조업가동률지수 생산지출하지수 전력사용량(제조업) 도소매판매액지수 비내구소비재출하지수 시멘트소비량 수출액 수입액 | 비농가실업률 상용근로자수 도시가계소비지출 기계류수입액 생산자제품재고지수 회사채유통수익률 |

자료 : 통계청, 종합경기지수, 각호.

성장하기 위해서는 제반 경제 정책이 시의성과 적합성을 가져야 한다. 현재의 경기 흐름을 정확히 판단하고 미래에 대하여 신뢰성 있는 예측을 하여야 시의 적합한 경제 정책이 있을 수 있기 때문에 경기 흐름을 나타내는 지수가 필요하다고 할 수 있다.

경기를 나타내는 대표적인 지표는 국내총생산(GDP)이다. 국내총생산의 설명력에 대한 비판적 시각은 존재하지만 경제의 움직임을 설명하는데 가장 유용하고 대표적인 지표라고 할 수 있다. 그러나 국내총생산은 속보성이 취약하다는 단점을 가지고 있다. 국내총생산은 국민계정의 편제상 분기별로 집계되며, 해당 분기의 경제활동이 끝난 후 방대한 집계작업으로 시간이 매우 많이 소요된다. 가장 빨리 발표되는 잠정치라 할지라도 해당 분기가 지난 후 2~3개월의 시차를 가지고 발표된다. 그러므로 보다 조기에 동향을 파악하기 위하여 경기종합지수가 현재 많이 사용되고 있다.

경기국면 판별을 위하여 현재 통계청에서 매월 산출하고 있는 경기종합지수가 사용되고 있다. 경기종합지수는 다양한 거시경제지표들을 통계적으로 가공하

여 종합지수화한 것이며 경기의 흐름을 이해하는데 가장 보편적으로 사용되는 지표이다.

경기종합지수(Compositing Indexes)는 경기변동의 단계 그리고 전환점을 분석하고 그 속도와 진폭을 측정하기 위하여 개발된 경기지표로서, 국민경제의 각 부문을 대표하고 경기 대응성이 높은 경제지표들을 선발한 후 이를 기반으로 산출한다. 경기종합지수는 경기와 상관관계가 높은 생산, 소비, 투자, 무역 그리고 고용 등의 거시경제변수들을 통계적으로 가공 처리한 종합지수이기 때문에 경기를 비교적 잘 반영하고 있으나, 통계적 가공치이기 때문에 경기라는 추상적인 개념의 실체를 완벽하게 반영한다고 할 수 없다. 경기종합지수는 몇 가지 점에서 비판을 받고 있다. 첫째, 경기종합지수에 의한 경기국면 판별과 예측은 편제상의 제약으로 인하여 각 구성변수간에 경기반영도 차이를 감안하는 가중치가 부여되지 않음으로써 그 정밀도가 미흡하다. 경기가 전환점에 도달하였을 경우 구성변수들의 움직임이 상반되게 나타나면, 경기국면의 판별이 어렵게 된다. 두 번째로 경제구조 변화를 제대로 반영할 수 있는 체계적인 경기전환점 예측이 어렵다는 문제점을 가지고 있다. 경기종합지수에 의한 경기전환점 예측은 과거 선행지수 순환변동치의 정점과 동행지수 순환변동치 정점의 평균시차를 계산하여 유추해 보는 것이므로 그 한계가 있다. 마지막으로 경기종합지수에 사용되는 지표들을 집계하는데 소요되는 시간이 매우 길어 속보성의 측면에서 GDP 집계에 비하여 더 유리한 것이 아니라는 점이다.

본 연구는 경기종합지수보다 먼저 경기의 움직임을 관찰하기 위한 방법을 모색해 보는데 목적을 갖는다. 이를 위하여 경기종합지수의 문제점을 해결하기 위하여 제시된 Stock-Watson (1988, 1989)이 개발한 동태적 요인모형(Dynamic Factor Model)을 통한 분석을 시도한다. 이와 아울러 경기종합지수나 Stock-Watson 모형의 경우에도, GDP의 추계보다는 빠르지만, 여전히 속보성이 매우 늦을 수밖에 없다는 한계점이 있기 때문에, 이를 보완할 수 있는 방안을 개발하고 그 타당성을 평가하는데 목적을 둔다.

본 연구는 서론에 이어 제II장에서는 Stock-Watson의 동태적 요인모형을

이론적 배경 및 추정 결과를 중심으로 검토한다. 제Ⅲ장에서는 Stock-Watson의 모형을 기반으로 조기에측을 위한 2단계 추정 방법을 소개하고 이의 결과를 제시하고 있다. 제Ⅳ장에서는 2단계 추정 방법과 다른 경기종합지수를 비교함으로써 방법론상의 평가를 하고자 한다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구 결과를 정리하고 있다.

Ⅱ. Stock-Watson의 동태적 요인모형 추정(SW)

경기종합지수는 어떤 이론적 근거를 기반으로 하고 있는 것이 아니라 각종 지표를 단순히 통계적으로 가공한 결과이기 때문에 경기라는 추상적 개념을 대변하기에는 미흡하다는 비판이 그간 꾸준히 제기되어 왔다.¹⁾ 1980년대 말부터 경기종합지수라는 개념을 대신하기 위하여 계량적 모형을 이용한 경기변동현상을 판별하고 예측하는 모형이 개발되고 있다.²⁾ 이들 모형에서는 경기를 거시변수들의 공통적 움직임(co-movement)을 나타내는 추상적 개념이라고 해석하고 이를 계량적으로 추정해 내는 것을 목적으로 하고 있다.

Stock-Watson (1988, 1989)은 일련의 거시변수들로부터 하나의 공통된 요인을 추정함으로써 거시변수의 공통 움직임을 찾아내는 동태적 요인 방법을 개발하였다. 경기변동을 주요 변수들간에 공통적으로 움직이는 일종의 비관측변수라 정의하고 있다. 주어진 자료를 기반으로 하여 비관측변수의 실현치를 상태공간 모형(state space model)과 칼만필터링(Kalman filtering) 방법에 의해 추출하

1) 이중식 (1997)을 참조하시오.

2) 다변량(多變量) 분석법으로는 Stock-Watson (1988, 1989, 1993)의 동태적 요인분석모형, 일변량(一變量) 분석법으로는 Hamilton (1989)의 Markov Switching모형, Filardo (1994)의 시간변동 Markov Switching 모형을 들 수 있으며, 최근에는 양자의 방법을 결합한 Diebold-Rudebusch (1996)의 모형 및 이변수(二變數) Markov Switching모형인 Raymond & Mitch (1997)의 모형이 있다.

는 비관측 요인모형(unobserved component model)을 개발하였다. 동 방법은 다변량(多變量) 시계열분석으로써 거시변수들의 공통적 움직임이라는 점을 모형에 명시적으로 반영하였다.³⁾ 이와 같이 추정된 비관측변수의 실현치는 현재의 경기상황을 나타내는 실험적 동행지수(experimental coincident index)로 사용되고 있다.

미국 상무성에서 발표하고 있는 경기동행지수는 단순히 4개의 거시변수들을 가중평균한 지수로서 이 지수가 전체경제 상황을 대변하고 있다.⁴⁾ 이에 반하여, Stock-Watson은 명시적으로 시계열 분석법을 이용하여 전반적 경제상황을 대변하는 어떤 잠재 변수(latent variable)가 존재한다는 가정하에서 동태적 요인 분석 방법을 개발하였다. 그들의 연구 결과에 따르면, 이러한 잠재 변수와 전통적 경기동행지수 간의 높은 상호관련성을 발견하였다.

구체적인 모형을 살펴보면, X_t 를 전반적인 경제 움직임과 시간적으로 동행하는 거시 시계열변수라고 하자. 동태적 요인 분석에서, X_t 는 두 개의 확률적 부분(stochastic component)으로 구성되어 있다. 첫 번째는 공통적인 잠재지수(common unobserved index)변수인 C_t , 두 번째는 n 차원의 시계열 고유의 움직임을 나타내는 부분인 교란항 v_t 로 구성되어 있다. 잠재지수 및 시계열 고유부분 모두 선형 확률 구조를 가진다고 가정하자. 그리고 C_t 는 모든 경기동행성을 가진 변수에 공통적으로 들어간다고 하자. 이와 같은 가정하에서 Stock-Watson의 동태적 요인 모형은 다음과 같이 정의된다.

$$X_t = \gamma C_t + v_t \quad (1)$$

$$\bar{\phi}(L)C_t = \eta_t \quad (2)$$

3) 동 모형은 자연실업률, 잠재GNP, 기대인플레이션 등 직접 관측할 수 없지만 일정한 패턴을 보이는 요소를 시계열로부터 추출하여 추정하는 연구에 이용되고 있다.

4) 미국의 경우, 경기동행지수 구성지표로 산업생산지수, 개인소득, 비농림어업 근로자수 및 제조업 도소매 판매액 등 4개의 거시변수를 사용하고 있다.

$$\bar{D}(L)v_t = \varepsilon_t \quad (3)$$

여기서 L 은 차분연산자(lag operator)이며, $\bar{\phi}(L)$ 은 상수의 시차다항항이며 $\bar{D}(L)$ 은 시차 다항행렬이다. 식 (1)에 의해 C_t 는 모든 방정식에 공통적으로 포함된다.

일반적으로 거시변수들은 확률적 추세를 가지고 있다. X_t 의 각 요소들은 확률적 추세를 가지고 있으므로, Stock-Watson은 이들이 $k-1$ 차 적분변수로 가정하였다. 단순화하기 위하여 위 모형을 변수의 변화율(성장률)로 전환하였다. 다음과 같은 몇 가지 정의식들을 이용하면 다음과 같은 식으로 전환된다.

$$Y_t = \gamma \Delta C_t + u_t \quad (4)$$

$$\phi(L)\Delta C_t = \eta_t \quad (5)$$

$$D(L)u_t = \varepsilon_t \quad (6)$$

여기서, $\bar{\phi}(L) = \phi(L)\Delta$, $\bar{D}(L) = D(L)\Delta$, 그리고 $\Delta = 1 - L$ 이다. 그리고 $Y_t = \Delta X_t$, $u_t = \Delta v_t$ 이다. 실증분석에서는 대부분 시계열의 자연대수값을 사용하므로 Y_t 는 각각의 성장률이 된다. $\phi(L)$ 및 $D(L)$ 은 각각 p 와 q 의 한정된 값을 갖는다. 식 (4)로부터 식 (6)까지로 이루어진 계량모형은 상태공간모형(state space model)으로 변환을 통하여 그 모수값을 추정할 수 있다. 상태공간모형으로의 변환 과정은 우도함수를 평가할 수 있는 칼만필터를 사용하기 위한 것이다. 상태공간모형은 측정방정식과 상태방정식으로 구성되며 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = H a_t + \xi_t \quad (7)$$

$$a_t = T_1 a_{t-1} + R \zeta_t \quad (8)$$

여기서

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} C_t^* \\ u_t^* \\ C_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$\zeta_t = \begin{bmatrix} \eta_t \\ \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

그리고 T , R , H 는 각각 이전(移轉) 매트릭스이다.⁵⁾ 식 (7)은 측정방정식(measurement equation)이며, 식 (8)은 상태방정식(state equation)이다. 모수값은 위의 상태공간모형에 대해 칼만필터링 과정을 통해 상태변수 α_t 의 실현치를 구하는 과정에서 도출되는 조건부 우도함수를 극대화함으로써 구해진다. 최우추정법에 의해 모수값이 결정되면 위 모형을 통한 칼만필터링 과정에서 상태변수 α_t 의 실현치를 구할 수 있다.⁶⁾ α_t 의 실현치는 곧 비관측 경기변수의 증가율이다.

Stock-Watson의 동태적 요인 모형을 우리 나라의 자료를 사용하여 추정하였다. 거시변수들은 통계청에서 발표하고 있는 경기동행지수의 구성지표 중 산업생산지수, 제조업 가동률지수, 생산자출하지수, 그리고 제조업 전력사용량 등

5) 이전 매트릭스의 구체적인 내용은 다음과 같다. 보다 상세한 정의는 Stock-Watson (1988, pp. 7~9)을 참조하시오.

$$T = \begin{bmatrix} \phi^* & 0 & 0 \\ 0 & D^* & 0 \\ H_c & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$R = \begin{bmatrix} H_c & 0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix}$$

$$C_t^* = \begin{bmatrix} \Delta C_t \\ \Delta C_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta C_{t-p+1} \end{bmatrix}$$

$$u_t^* = \begin{bmatrix} u_t' \\ u_{t-1}' \\ \vdots \\ u_{t-q+1}' \end{bmatrix}$$

$$\phi^* = \begin{bmatrix} \phi_1 & \cdots & \phi_{p-1} & \phi_p \\ I_{p-1} & & & 0 \end{bmatrix}$$

$$D^* = \begin{bmatrix} D_1 & \cdots & D_{q-1} & D_q \\ & I_{n(q-1)} & & 0 \end{bmatrix}$$

$$H = [\gamma H_c H_u 0], \quad H_c = [1 \ 0_{1 \times (p-1)}], \quad H_u = [I_n \ 0_{n \times (q-1)}]$$

6) 칼만필터링 추정법에 관해서는 Harvey (1981) 제4장을 참조하시오.

4개의 지표를 사용하였다. 경기변동 과정에서 거시경제변수간의 동행성 여부를 살펴보기 위해서는 사전에 시계열의 계절성과 불규칙성을 제거하는 것이 바람직하다. 통계청 자료는 X-12 ARIMA 방법으로 시계열의 계절성과 1개월 내지 3개월의 이동평균 방법을 이용하여 불규칙성을 제거하였다. 이 자료는 분석에 적합하므로 발표 자료를 수정 없이 사용하였다. 위의 4개의 구성지표를 사용한 것은 경기변동의 생산측면을 살펴보기 위한 것이다. 동행지수 산출에 사용되는 10개 지표를 모두 사용할 수 있으나 추정상의 문제로 인하여 이를 4개로 제한하였다.⁷⁾ 그리고 대상기간은 통계청에서 사용하는 기간과 동일한 기간을 사용하였다. 자료는 월별 자료를 사용하여 추정하였으며, 분석기간은 1970년 1월부터 1999년 11월까지의 자료를 이용하였다.

추정에 사용된 구체적인 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \gamma_i \Delta C_t + Z_{it}, \quad i=1, \dots, 4 \quad t=1, \dots, T \quad (9)$$

$$\Delta C_t = \phi_1 \Delta C_{t-1} + \phi_2 \Delta C_{t-2} + \eta_t \quad (10)$$

$$Z_{it} = \psi_{i1} Z_{it-1} + \psi_{i2} Z_{it-2} + \varepsilon_{it}, \quad i=1, \dots, 4 \quad (11)$$

그리고 $\varepsilon_t \sim i.i.d.N(0, \sigma_\varepsilon^2)$, $\eta_{it} \sim i.i.d.N(0, \sigma_\eta^2)$ 라고 가정하였다.

여기서 시계열 Y_{it} 는 동행지수 구성지표들의 시계열이며, ΔC_t 는 각 구성지표에 공통적인 비관측 경기변수이고, 그리고 시계열 Z_{it} 는 각 구성지표가 가지고 있는 고유부분으로 관측되지 않는 시계열이다.

우선 월별 자료를 사용하여 추정한 결과가 <표 2>에 정리되어 있다. 추정 결과 대부분의 계수들이 높은 유의성을 보이고 있다.⁸⁾ <표 2>에서 γ_i 는 개별

7) 이중식(1997)과 김명직 외(1996) 역시 4개의 변수로 구성된 방정식으로 구성되어 있다. 이 중식은 산업생산지수, 생산자출하지수, 도소매판매지수, 그리고 기계류 수입액을 사용하였으며, 김명직 등은 산업생산지수, 생산자출하지수, 제조업가동률지수, 그리고 도소매판매액지수를 사용하였다. 두 논문 모두 Diebold & Rudebusch(1996) 방법을 이용하였다. 반면에 나인강(1999)은 본 연구와 같이 산업생산지수, 제조업가동률지수, 생산자출하지수, 전력사용량(제조업)이라는 4개의 변수를 사용하였다.

〈표 2〉 Stock-Watson의 동태적 요인모형의 추정 결과(SW)
(1970:01~1999:11)

| | 선택된 경기동행지수 | | | |
|-------------|---|------------------|-------------------|-------------------|
| | 산업생산지수(I) | 제조업 가동률지수(F) | 생산자출하지수(P) | 전력사용량(E) |
| γ_i | 0.723 (0.038) | 0.638 (0.045) | 0.712 (0.038) | 0.428 (0.042) |
| ψ_{1i} | 0.150 (0.108) | 0.073 (0.056) | -0.097 (0.081) | -0.076 (0.055) |
| ψ_{2i} | -0.006 (0.008) | 0.334 (0.064) | 0.188 (0.081) | 0.256 (0.055) |
| σ_i | 0.383 (0.030) | 0.640 (0.029) | 0.417 (0.031) | 0.808 (0.033) |
| | $\Delta C_t = 0.590 \Delta C_{t-1} + 0.044 \Delta C_{t-2}$ (0.078) (0.078) | | | |
| | LL = -211.480 | | | |

주 : 괄호 안은 표준오차임.

지표의 비관측 경기변수에 대한 탄력성을 나타낸다. 모형 추정에 생산부분의 지표들을 사용하였기 때문에 높은 반응도를 보이고 있는 것으로 나타났다. 그 반응도의 순서는 산업생산지수(0.723)가 가장 높으며, 그 다음으로 생산자출하지수(0.712) 및 제조업 가동률지수(0.638)는 비슷한 탄력성을 보이며, 그리고 전력사용량(0.428)이 상대적으로 가장 낮은 탄력성을 보이고 있다. 이들 탄력성 모두가 통계적으로 매우 유의적인 결과를 보이고 있다.

ψ_{1i} 는 개별 지표의 고유부분(idiosyncratic component)을 나타내고 있다. 생산자 출하지수와 전력사용량은 음(-)의 1차 자기상관관계(negative serial

8) 추정에는 GAUSS 프로그램의 optimization module을 사용하였다.

autocorrelation)와 양(+)의 2차 자기상관관계를 보이고 있다. 산업생산지수와 제조업 가동률지수는 양의 1차 자기상관관계를 보이고 있는 반면 2차 자기상관관계는 각각 음과 양의 관계로 나타났다. 유의성의 측면에서는 1차에 비하여 2차 자기상관관계가 보다 유의적인 것으로 나타났다. 비관측 경기변수는 1차 과거치에 의존하고 있는 것으로 나타났으며, 그리고 2차 과거치에의 의존도는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 전기의 비관측 경기지수는 현기의 경기상태에 양의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

Stock-Watson의 동태적 요인모형에 의해 추정된 실험적 경기동행지수는 통계청이 발표하는 경기동행지수와 매우 근접하는 추정치를 찾아 내고 있는 것으로 나타난다.⁹⁾ 미국 상무부가 매월 발표하는 Current Survey of Business에 Stock-Watson의 실험적 경기지수가 이용된다는 점은 이 지표에 대한 신뢰성을 보여 준다고 할 수 있다.

Ⅲ. 조기에측을 위한 2단계 추정 방법의 개발

Stock-Watson의 동태적 요인모형으로 추정한 실험적 동행지수는 경기동행지수의 대안으로 매우 중요한 의미를 보여 주고 있지만 속보성이라는 측면에서는 여전히 문제점을 가지고 있다. 어떤 분기가 끝나고 최소한 1개월 이상의 시간이 경과한 후에야 측정할 수 있다는 측면에서는 동일한 문제점을 가지고 있다는 의미이다.

대부분의 거시지표가 주어진 기간의 정보를 취합하는데 상당한 시간이 소요된다. 다만 발전전력량은 기간의 종료와 함께 기계적인 측정이 가능하다.¹⁰⁾ 본

9) Stock-Watson 방법으로 추정한 추정치의 평가는 뒤에서 자세히 다루기로 한다.

10) 발전전력량은 일정기간내에 공급의 측면에서 발전한 전력의 양을 나타내는데 앞에서 사용한 제조업 전력사용량과는 다르다. 제조업 전력사용량은 전기요금의 징수를 위한 계량기의 판독 후에 집계되는 반면 발전전력량은 중앙 전력공급기구에서 즉각적으로 집계 가능하다.

연구는 이 점에 주목하여 발전전력량만 알려진 상태에서 조기에 경기에 대한 예측을 할 수 있는 방안을 개발하는데 초점을 둔다. t 기가 끝난 직후를 상정해보자. 경제지표의 작성을 위한 정보의 집합에는 $t-1$ 기에 대한 모든 정보와 t 기의 발전전력량에 대한 정보만 존재하는 상태라고 할 수 있다. 2단계 추정 방법은 이와 같은 정보의 제약하에서 실험적 경기동행지수를 추정하는 방안을 모색해 보기 위한 것이다.

추정 방법은 2단계로 구성되는데 우선 1단계에서는 발전전력량과 제조업 전력사용량 간의 관계를 나타내는 함수를 추정한다. 2단계에서는 Stock-Watson의 동태적 요인모형 방법을 응용한다. 2단계의 구체적인 내용은 $t-1$ 기의 산업생산지수와 제조업 가동률지수, 생산자출하지수를 t 기의 변수에 대한 대변수(Proxy Variable)로 사용하고 1단계에 추정된 t 기의 제조업 전력사용량의 추정치를 또 하나의 주요 지표로 하여 추정하는 방법을 의미한다. 이러한 방법으로 추정된 새로운 Stock-Watson류의 실험적 경기동행지수를 new-SW로 이름 붙이기로 한다.

1. 1단계 꺾은선(spline) 함수의 추정:

발전전력량과 제조업 전력사용량의 관계

공급 측면에서 전체발전량을 나타내는 발전전력량(G_t)은 선로상의 손실을 제외한 나머지가 주택용, 상업용, 산업용으로 소비된다. 그 중 가장 많은 전력을 제조업이 사용하는데, 제조업 전력사용량(Y_t)은 수요의 측면에서 제조업이 소비한 결과를 집계한 전력량이다. 이 비중은 장기적으로는 생산방식이나 기술, 산업구조의 변화 등에 따라 변화하지만 단기적으로는 비교적 일정한 수준을 유지하는 것으로 알려져 있다.

제조업 전력사용량을 발전전력량으로 나눈 백분율을 제조업 비중(S_t)이라고 하자. 제조업 비중은 1980년을 전후로 상승 추세에서 하락 추세로 반전하고 그

이후에는 계속 하락하는 추세를 보이고 있다. 경기의 순환과 기술의 발전, 혹은 산업구조의 변화에 따라 하락하는 추세를 유지하지만 그 기울기가 변화하는 구조를 갖고 있다. 장기적으로는 변화하지만 단기적으로는 비교적 안정된 함수를 추정하기 위해서는 꺾은선 함수(spline function)를 도입하여 추정하는 것이 일반적이다. 추정에 사용되는 연결점(join point: p_i)은 경기가 저점을 통과하여 회복될 때 제조업 전력사용량의 비중이 변화하는데 착안하여 경기순환 기준일을 기준으로 7개의 시작점을 정하였다. 구체적인 내용은 1970년 1월($p_1=1$), 1972년 3월($p_2=27$), 1975년 6월($p_3=66$), 1980년 9월($p_4=129$), 1985년 9월($p_5=189$), 1989년 7월($p_6=235$), 그리고 1993년 1월($p_7=277$)로 정하였다.¹¹⁾

$$S_t = \alpha_1 + \rho S_{t-1} + \sum_{i=1}^7 \delta_i w_{it} + u_t \quad (12)$$

$$w_{it} = 0 \quad \text{if } t < p_i$$

$$= t - (p_i - 1) \quad \text{if } t \geq p_i$$

발전전력량에서 차지하는 제조업 전력사용량의 비중을 1970년 1월 이후의 자료를 사용하여 꺾은선 함수를 추정한 결과가 다음과 같다.¹²⁾ 추정 결과에 따르면 모든 w_{it} 변수들이 매우 유의적인 수준에서 결정되는 것으로 나타나서 제조업 전력사용량의 비중은 단기적으로는 어느 정도 안정되어 있지만 장기적으로는 경기순환과 함께 변화하는 것임을 보여 주고 있다.¹³⁾ 1980년 이전까지 경기

11) 꺾은선 함수의 꺾은 점은 한국은행이 발표하는 경기변동의 기준순환일 가운데 저점에 해당하는 해당월을 채택하였다.

12) 이 때 추정된 함수로부터 얻을 수 있는 계수는 구간별로 다음과 같이 표시된다. α 와 β 는 각각의 절편과 기울기를 의미한다.

$$\begin{array}{ll} \beta_1 = \delta_1 & \alpha_2 = \alpha_1 - \delta_2 p_2 \\ \beta_2 = \delta_1 + \delta_2 & \alpha_3 = \alpha_2 - \delta_3 p_3 \\ \beta_3 = \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 & \vdots \\ \vdots & \vdots \\ \beta_7 = \delta_1 + \delta_2 + \delta_3 \dots + \delta_7 & \alpha_7 = \alpha_6 - \delta_7 p_7 \end{array}$$

13) 꺾은선 회귀방정식(Spline Regression)에서 꺾은점(Knots)의 연결에 대하여서는 Greene (1990, pp. 248~251)을 참조하시오.

상태에 따라 오르내리던 제조업 비중은 1980년 이후 빠른 속도로 떨어지다가 1985년 9월 이후 다시 매우 안정적인 수준에서 수평을 유지한다. 다시 1989년 7월 이후부터 하강하다가 1993년 이후에는 하강속도가 다소 둔화된 상태를 유지하고 있다. 이 함수를 이용하면 제조업 전력사용량의 비중을 예측할 수 있기 때문에 발전전력량이 결정되면 바로 제조업 전력사용량에 대한 추정을 할 수 있게 된다.

$$\begin{aligned}
 S_t = & 12.25439 + 0.769362S_{t-1} - 0.020296w_{1t} \\
 & (1.910) \quad (0.0343) \quad (0.0125) \\
 & + 0.059644w_{2t} - 0.035668w_{3t} - 0.024179w_{4t} \\
 & (0.0185) \quad (0.0078) \quad (0.0061) \\
 & + 0.021795w_{5t} - 0.018594w_{6t} + 0.010981w_{7t} \\
 & (0.0062) \quad (0.0069) \quad (0.0052)
 \end{aligned}$$

$$adj. R^2 = 0.9751$$

괄호 안은 표준오차

2. 2단계 대변수를 이용한 실험적 경기동행지수의 추정

통계청이 발표하는 경기동행지수와 Stock-Watson의 실험적 경기동행지수는 거시경제변수들을 통계적으로 가공 처리한 종합지수이기 때문에 경기의 움직임을 비교적 잘 반영한다고 볼 수 있다. 그러나 위의 지수를 산정하는데 필요한 거시경제변수들을 집계하는데 시간이 소요될 수밖에 없기 때문에 속도성이라는 측면에서 취약하다고 할 수 있다.

해당 기(期)가 끝나는 시점에서 가지고 있는 최선의 정보는 전기($t-1$)의 거시경제변수들과 현기(t)의 발전량을 기초로 1단계에서 추정된 현기(t)의 제조업 전력사용량이라고 할 수 있다. 이 자료만으로 추정할 수 있는 2단계의 모형을 설정해 보자.

〈표 3〉 2단계의 동태적 요인모형 추정 결과(new-SW)
(1970:01~1999:11)

| | 신영성상지수 (t+1) | 제조업경기변동지수 (t-1) | 임신지출변동지수 (t-1) | 권력사용량의 추정치(t) |
|-------------|---|--------------------|-------------------|-------------------|
| γ_i | 0.721 (0.038) | 0.640 (0.045) | 0.715 (0.039) | 0.388 (0.044) |
| ϕ_{1i} | 0.174 (0.107) | 0.069 (0.057) | -0.113 (0.082) | -0.015 (0.054) |
| ϕ_{2i} | -0.008 (0.009) | 0.333 (0.064) | 0.187 (0.083) | 0.347 (0.053) |
| σ_i | 0.389 (0.030) | 0.638 (0.029) | 0.412 (0.032) | 0.789 (0.032) |
| | $\Delta C_t = 0.584 \Delta C_{t-1} + 0.049 \Delta C_{t-2}$ (0.077) (0.078) | | | |
| | $LL = -202.600$ | | | |

주 : 괄호 안은 표준오차임.

추정에 사용된 구체적인 모형은 다음과 같다.

$$Q_{it} = \gamma_i \Delta C_t + Z_{it}, \quad i = 1, \dots, 4 \quad t = 1, \dots, T \quad (13)$$

$$Q_{it} = Y_{i,t-1} \quad i = 1, 2, 3$$

$$Q_{it} = \hat{Y}_{i,t} \quad i = 4$$

$$\Delta C_t = \phi_1 \Delta C_{t-1} + \phi_2 \Delta C_{t-2} + \eta_t \quad (14)$$

$$Z_{it} = \phi_{1i} Z_{it-1} + \phi_{2i} Z_{it-2} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, 4 \quad (15)$$

가용한 정보를 최대한 이용하여 Stock-Watson의 동태적 요인모형을 추정함

결과(new-SW)는 <표 3>에 정리되어 있다. 추정 결과는 Stock-Watson모형의 추정 결과와 매우 유사하다. 다만 전력사용량의 추정치는 비관측 경기변수에 대한 탄력성을 나타내는 γ_i 의 값이 조금 더 낮은 수준에서 결정된다. 전력사용량의 실제 값이 아니라 발전량으로부터 추정된 추정치를 사용하였기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 거시변수들의 $t-1$ 기의 값을 사용하고 혹은 추정치를 사용한 모형임에도 불구하고 계수의 크기가 크게 변하지 않고 안정적으로 추정된다는 점은 매우 주목할 만하다.

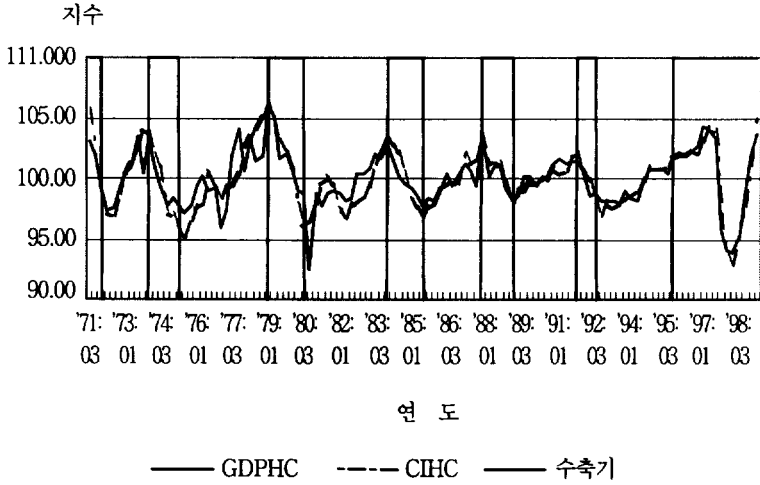
IV. 추정 방법에 대한 평가

경기의 움직임을 설명하는 방식으로 지금까지 제시된 것들은 통계청이 발표하는 경기동행지수(CI)와 Stock-Watson의 동태적 요인모형(SW), 그리고 조기예측을 위한 2단계 추정 방법(new-SW)을 들 수 있다. 세 가지 지수는 추정하는 방법에 따라, 또 집계에 소요되는 시간에 따라 서로 다른 특성을 갖고 있다. 이들 세 개의 지수가 실제 분기별로 발표되는 GDP 성장률을 얼마나 정확하게 측정해 내는가 하는 것으로 추정 방법에 대한 평가를 해 보자.

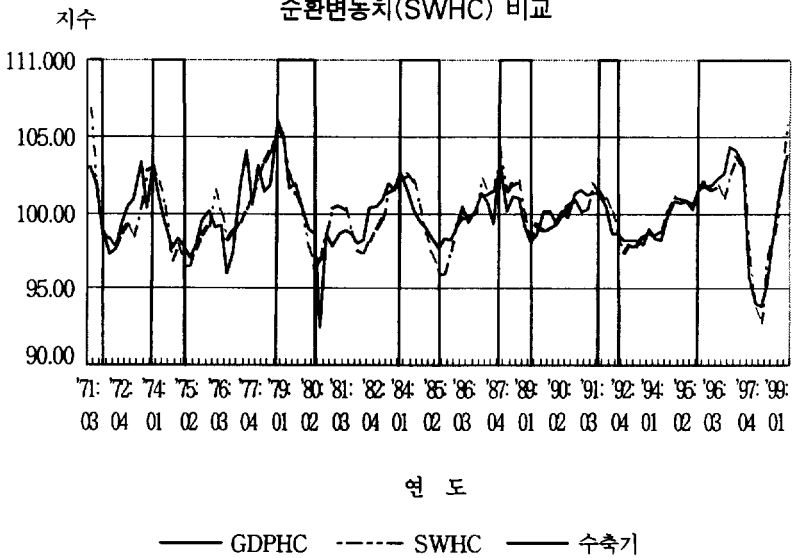
추정 방법에 대한 상호평가를 하기 위해서는 시계열 자료에서 장기추세를 제거하여야 한다. Hodrick & Prescott (1997)은 관측된 시계열을 경기순환적 부분과 성장부분의 합으로 보고 장기추세를 제거하는 Hodrick-Prescott 필터를 제시하고 있다.¹⁴⁾ 이 방법은 부드러운 형태의 추세선을 구하는 방법으로 최근에 가장 보편적으로 사용되는 방법이다. 추세의 2차 차분치를 제공한 값의 합이 일정한 값보다 작도록 하는 제약조건하에서 추세편차를 제공한 값의 합을 극소화하는 방법으로 구한다. 원계열(y_t)과 추세계열(s_t)의 편차를 최소화하는 추세

14) Hodrick-Prescott 필터 방법에 대하여서는 Hodrick & Prescott (1997)과 조하현 (1991)을 참조하시오.

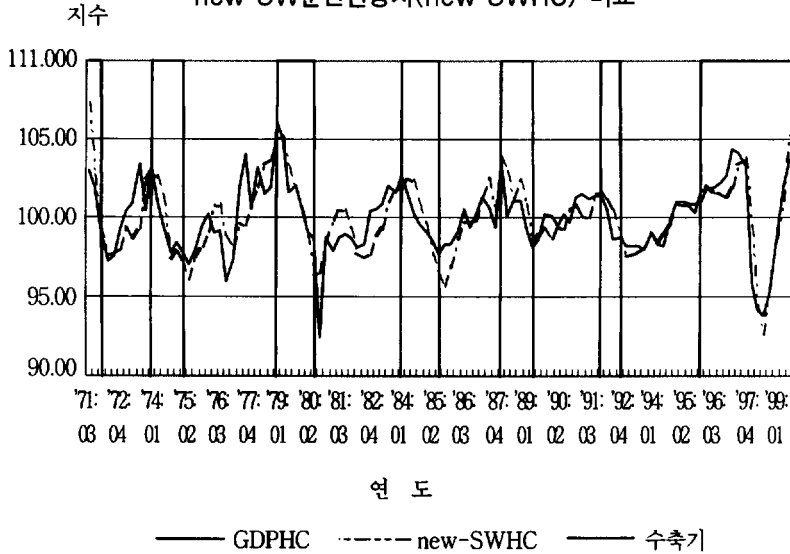
〈그림 1〉 GDP순환변동치(GDPHC) 및 경기동행지수
순환변동치(CIHC) 비교



〈그림 2〉 GDP순환변동치(GDPHC) 및 SW
순환변동치(SWHC) 비교



〈그림 3〉 GDP순환변동치(GDPHC) 및
new-SW순환변동치(new-SWHC) 비교



계열은 다음의 과정을 거쳐 구해진다.

$$\min \sum_t (y_t - s_t)^2 + \lambda \sum_t [(s_{t+1} - s_t) - (s_t - s_{t-1})]^2$$

각 시계열 자료에 Hodrick-Prescott 필터를 적용하여 세 개 지수의 장기추세를 구한다. 기간을 변경하더라도 비교적 일관된 평가 결과가 나오고 있음을 알 수 있다. 장기추세를 구한 후 각 지수의 순환변동치를 구하기 위하여 각 지수를 장기추세로 나누는 방법으로 장기추세를 제거한다.¹⁵⁾

15) Hodrick-Prescott 필터를 사용하기 전 평가대상인 각 지수의 자료기간일치 문제를 먼저 해결해야 한다. GDP는 분기별로 집계 발표되기 때문에 GDP와의 비교를 위하여 월별로 추정된 각 지수를 분기별로 합한 후 분기별 평균을 구하였다. Stock-Watson의 추정모형에 월별 자료 대신 분기별 자료를 이용할 수도 있지만 분기별 자료를 이용한 추정 결과는 월별 자료의 추정 결과와 큰 차이를 보이지 않고 있다. 월별 자료의 장점을 강조하기 위하여 월별 자료의 결과를 보고하고 이를 다시 분기별 자료로 전환하는 방법을 선택하였다.

〈표 4〉 RMSE 계산 결과

(단위 : %)

| | GDPHC | SWHC | new-SWHC |
|---------------------|-------|------|----------|
| 1971: I - 1999: III | 1.27 | 1.31 | 1.44 |
| 1971: I - 1997: I | 1.29 | 1.33 | 1.44 |
| 1981: I - 1999: III | 0.88 | 1.02 | 1.17 |

〈그림 1〉은 GDP순환변동치(GDPHC)와 경기동행지수 순환변동치(CIHC)를 나타내고 있다. 그리고 수직선은 통계청에서 발표하는 경기순환일의 정점과 저점을 표시하고 있다. 제1순환기부터 제5순환기까지는 정점과 저점이 GDP순환변동치 및 경기동행지수 순환변동치 그리고 통계청 발표의 경기순환일 정점과 저점이 대부분 일치하는 것으로 나타났다.

〈그림 2〉는 GDP순환변동치(GDPHC)와 Stock-Watson의 SW순환변동치(SWHC)를 그리고 있다. 두 그래프의 행태가 매우 유사하게 움직이고 있으며 경기동행지수의 경우보다 더 열등하지 않음이 확인되어 우리 나라의 자료를 사용한 경우에도 실험적 경기동행지수의 유용성을 보여 주고 있다고 할 수 있다.

본 연구에서 개발한 새로운 Stock-Watson 추정치의 순환변동치(new-SWHC)와 GDP순환변동치와의 비교는 〈그림 3〉에 제시되고 있다. 두 시계열 간의 관계는 앞서서의 경우와 같이 매우 유사한 움직임을 보이고 있다. 2단계 추정 방법(new-SW)을 사용하는 경우에 앞의 경우와 달리 전기의 정보(산업생산지수, 제조업 가동률지수, 그리고 생산자출하지수)와 현기의 제조업 전력사용량의 추정치를 사용해야 하는 정보의 제약하에서 추정되었음에도 불구하고 현기로 구성된 정보를 바탕으로 추정된 Stock-Watson 순환변동치(SWHC)와 육안으로 구분할 수 없을 정도로 유사한 순환변동을 보이고 있다.

시계열 그래프의 움직임을 종합적으로 수치화하여 평가하기 위해서 RMSE (Root Mean Square Error)를 계산하였다. GDP순환변동치(GDPHC)를 기준

자료로 택하고 각 추정치의 측정오차를 비교하는 방법을 말한다. 각각의 추정치와 GDPHC와의 차이를 자승하여 평균을 구한 값의 평방근을 구하여 비교한다. 계산 결과는 <표 4>에 정리되어 있다. 경기동행지수 순환변동치(CIHC), Stock-Watson 순환변동치(SWHC) 그리고 새로운 2단계 추정 방법에 의한 순환변동치(new-SWHC)가 모두 상당한 수준의 예측력을 나타내고 있다. 예상한 바와 같이 RMSE분석에서 경기동행지수 순환변동치(CIHC)가 1.27%, Stock-Watson 순환변동치(SWHC)가 1.31% 그리고 2단계 추정 방법의 순환변동치(new-SWHC)가 1.44%인 것으로 나타났다. 사용된 정보의 양과 질을 고려하면 RMSE값의 크기는 매우 타당한 순서를 보이고 있다고 할 수 있다. <표 4>의 두 번째 행은 추정기간 동안에 일어난 경기변동 가운데 가장 큰 변화라고 할 수 있는 IMF 구제금융 기간을 제외한 RMSE를 계산한 것이다. 각 추정 방법에 따른 RMSE값이 전체기간의 RMSE값에 비하여 다소 높아지는 경향이 있는데 비하여 2단계 추정 방법은 큰 차이를 보이지 않고 있어서 극심한 경기변동에 대한 예측력은 2단계 추정 방법이 기존의 방법에 비하여 더 우수할 수도 있음을 보여 주고 있다. 마지막 행은 추정에 사용된 기간 중에서 초기의 10년을 제외하고 RMSE를 구한 결과이다.

이상의 결과에 따라 추론해 낼 수 있는 몇 가지 평가 결과는 다음과 같다. 우선 첫째는 경기동행지수가 10개의 변수를 사용하고 있는 반면, Stock-Watson의 동태적 요인모형의 추정 결과는 4개의 변수만으로 구성되었음에도 불구하고 경기동행지수의 예측력과 상당한 수준으로 근접하고 있다는 점이다. 둘째는 전기의 정보와 현기의 전력사용량 추정 정보만으로 구성된 2단계 추정 방법에 의해 추정된 지수의 경우에도 RMSE값은 매우 유사한 수준에서 측정해 내고 있음을 알 수 있다. 이는 2단계 추정 방법이 기존의 방법에 비하여, 예측 능력에 있어서 큰 손실 없이, 보다 조기에 측정해 낼 수 있는 가능성이 있음을 의미한다. 셋째는 2단계 추정 방법의 측정능력은 IMF 구제금융기간과 같이 극심한 경기변동에 대한 측정능력에 있어서도 손색이 없다는 점이다.

V. 결 언

본 연구에서 경기종합지수보다 더 조기에 경기의 흐름을 관찰하기 위한 방법을 모색해 보았다. 경기는 추상적인 개념으로서 그 실체를 몇몇 자료만을 통하여 파악하는 것은 매우 어려운 일이다. 현행 경기종합지수를 이용한 경기 흐름 파악에는 장점과 더불어 단점이 같이 존재한다. 경기종합지수의 대안으로 제시된 여러 가지 계량분석 기법 중 Stock-Watson의 동태적 요인분석모형을 이용하여 경기 파악 기법을 제시하였다. 동태적 요인분석에는 산업생산지수, 제조업 가동률지수, 생산자출하지수 그리고 전력사용량(제조업) 등 4개의 경기동행지수 구성지표를 사용하였다.

Stock-Watson이 제시한 동태적 요인분석은 동기의 구성지표를 이용하여 실험적 경기동행지수를 제시하고 있다. 우선 우리 나라의 자료를 이용하여 실험적 경기동행지수를 추정하였다. 추정 결과는 통계청의 경기동행지수와 Stock-Watson의 실험적 경기동행지수 간에는 일치하는 결과를 얻었으며, 이는 Stock-Watson의 동태적 요인분석이 우리 나라에 적용될 수 있음을 보이는 결과라 하겠다.

통계청의 경기동행지수 혹은 Stock-Watson의 실험적 경기동행지수보다 더 조기에 경기의 흐름을 파악할 수 있는 방법을 모색하기 위하여 Stock-Watson의 동태적 요인 분석 기법을 기반으로 하는 2단계 실험적 경기동행지수의 개발을 시도하였다. 발전전력량이라는 자료는 현기의 통계치 가운데 시간적으로 가장 앞선 것이며 이 자료를 이용하는 것이 경기의 조기 파악에 유용하다는 점에 착안하였다. 발전전력량을 통하여 현기의 제조업 전력사용량을 추정하고, 앞서 본 네 개의 구성지표 중 전력사용량(제조업)을 제외한 세 개의 구성지표는 전기의 정보를 대변수로 이용하여 2단계 실험적 경기동행지수를 추정하였다. 추정 결과는 거시변수의 전기 정보 및 추정치에 의존하고 있음에도 불구하고 계수의

크기가 크게 변화 없이 안정적으로 추정되었다.

2단계 실험적 경기동행지수의 평가는 경기동행지수(1.27%), Stock-Watson의 동태적 요인모형의 추정 결과(1.31%), 그리고 2단계 실험적 경기동행지수(1.44%)의 순으로 예측력을 보여 주고 있다. 대변수와 추정치로 구성된 정보만을 사용함으로써 정보제약하에 추정되었다는 점을 감안하면 상당한 근사치가 될 수 있음을 의미한다. 경기를 조기에 측정하기 위하여 개발된 2단계 실험적 경기동행지수는 예측력에서 크게 뒤떨어지지 않으며, 경기동행지수 및 Stock-Watson의 실험적 경기동행지수보다 시기적으로 한달 이상 속보성을 확보할 수 있다는 점에서 이의 유용성 및 활용가능성이 있음을 알 수 있다.

앞으로의 과제로는 2단계 실험적 경기동행지수의 정치한 평가를 위하여 경기 전환점에 대한 분석이 요구되며, 또한 Hamilton의 Markov Switching 방법을 통한 경기전환에 대한 확률과 비교 검토되어야 할 것이다.

◎ 참고 문헌 ◎

1. 김명직, “불황예고지표 작성을 위한 계량기법”, 「계량경제학보」, 제10권 제1호, 1999, 계량경제학회, pp. 71~92.
2. 김명직·김적교·유지성, “우리 나라 경기지표의 경기예측력에 관한 연구: 실험적 경기동행지수 및 불황지표 작성을 중심으로”, 「경제학연구」, 제46권 제4호, 1996, 한국경제학회, pp. 33~55.
3. 나인강, “산업용 전력수요를 이용한 경기동행지수 개발 연구”, 민간출연연구보고서 1999. 10, 에너지경제연구원, 1999.
4. 이중식, “경기국면의 판별과 예측에 관한 새로운 방법”, 「경제분석」, 제3권 제1호, 1997, 한국은행 금융경제연구소, pp. 1~25.
5. 조하현, “우리 나라 경기변동현상의 특성과 연구과제: Hodrick-Prescott 필터에 의한 분석”, 「경제학연구」, 제39권 제2호, 1991, 한국경제학회, pp. 285~313.

6. 통계청, 종합경기지수, 각호.
7. Diebold, Francis and Glenn D. Rudebusch, "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective," *The Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, pp. 67~77.
8. Filardo, A., "Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics," *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 1994, pp. 299~308.
9. Greene, W. H., *Econometric Analysis*, McMillan: New York, 1st edition, 1990, pp. 248~251.
10. Hamilton, James D., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, March, 1989.
11. Harvey, A. C., *Time Series Models*, Philip Allan Publishers Limited: Hampshire, 1981.
12. Hodrick, Robert J. and Edward C. Prescott, "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29(1), 1997, pp. 1~16.
13. Raymond, Jenne E. and Robert W. Rich, "Oil and the Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29(2), 1997, pp. 193~213.
14. Stock, James H. and Mark W. Watson, "A Probability Model of Coincidental Indicators," *NBER Working Paper* No. 2772, 1988, pp. 7~9.
15. _____, "New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators," in Olivier Jean Blanchard and Stanley Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Cambridge: MIT Press, 1989, pp. 351~393.
16. _____, "A Procedure for Predicting Recessions with Leading Indicators: Econometric Issues and Recent Experience," in James H. Stock and Mark W. Watson (eds.), *Business Cycles, Indicators, and Forecasting*, Chicago: University of Chicago, 1993, pp. 95~156.

ABSTRACT

A Study of Business Cycle Index Using Dynamic Factor Model

In-Gang Na · Yang-Hoon Sonn

This paper examines the alternative method to measure the state of overall economic activity. The macroeconomic variables, used for business cycle, take more than a month after a period for collection and aggregation. The electricity generation data is compiled in mechanical ways just after the period. Based on this fact, we develop the two stage estimation method for coincident economic indicators in order to detect the business cycle in an earlier period, using Stock-Watson's Dynamic Factor Model.

Using monthly data from 1970 to 1999, it is found that the experimental coincidence economic indicators are well-fitted to data and also that the estimates of two stage estimation method have good explanatory power, equivalent to the experimental coincidence economic indicators. While the RMSE of coincidence economic indicators is found to be 1.27%, that of the experimental coincidence economic indicators is found to be 1.31% and that of the two stage estimation method is around 1.44%. If we take consideration into the fact that it measures the business cycle in one month earlier, we come to the conclusion that the two stage estimation is of great use.