

우리 나라 實質GDP의 時變파라미터 一般化해밀턴模型*

金 明 稷**

논 문 초 록:

본 연구에서는 계절성(seasonality)과 이산성(discreteness), 그리고 성장을 둔화경향을 동시에 보이고 있는 우리 나라 실질GDP를 모형화할 수 있는 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 제안하고 근사최우법을 이용하여 추정하였다. HEGY검정법을 사용하여 여러 계절빈도에서 단위근의 존재 여부를 검정한 결과 우리 나라 실질GDP의 계절성은 결정적 계절더미변수로 모형화할 것이 아니라 확률적 계절변동모형을 이용하는 것이 적절한 것으로 나타났다. 실질GDP 원계열을 사용하여 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 추정한 결과 원계열에 전년동월비 필터를 사용하여 경제성장률을 계산하거나 X-11-ARIMA 등을 이용하여 계절조정된 계열에 Lam(1990)모형을 적용하였을 때보다 경기전환점의 식별이 개선되는 것으로 보이며, 이를 이용하여 식별한 경기일지는 통계청의 종합경기지수 순환변동치를 사용하는 경우와 높은 일치성을 보이는 것으로 나타났다. 시변파라미터모형 추정결과에 따르면 경기국면에 관계없이 1990년대의 평균성장률은 1980년대에 비해 약 2/3수준으로 점차 감소한 것으로 나타났으며, 이러한 모형은 실업률 예측모형에도 유용할 것으로 기대된다.

핵심주제어: 일반화해밀턴모형, 시변(time-varying)파라미터, 계절성
경제학문헌목록 주제분류: C4, E3

I. 序 論

우리 나라의 실질GDP 또는 경기관련지표들이 외국의 경우와 같이 1차 마르코 프과정과 같은 이산성(discreteness), 또는 비선형성(nonlinearity)을 띠는 사실에 대하여는 그 동안 많은 실증분석이 이루어져 왔다(예를 들어, 김명직 외(1996a,b); 김명직(1997a,b); 이중식(1997) 참조). 그러나 이들 연구는 대상자료에

* 저자는 유익한 논평을 해 주신 두 분의 익명의 심사위원과 정진욱 교수, 문춘걸 교수 그리고 1998년 한국경제학회 학술발표대회 참가자들에게 감사드린다. 그러나 논문에 남은 오류가 있다면 전적으로 저자의 책임이다.

** 한양대학교 경제학부 부교수

계절성이 없거나 X-11-ARIMA 등과 같은 계절조정필터로 계절성을 사전 제거한 시계열을 모형화한 공통점이 있다.¹⁾ 따라서 외생적으로 실행되는 계절조정이 경기지표 작성시 어떠한 영향을 주는지를 직접 가늠하기가 어렵다. 또한 계절성이 있는 경우에도 이를 결정적 계절더미변수를 사용하여 처리하여야 하는지 또는 확률적 계절변동모형을 도입하여야 하는지에 대하여도 알려진 바가 거의 없다. 본 연구에서는 먼저 Hylleberg *et al.*(1990)의 계절단위근(seasonal integration)검정법을 사용하여 우리 나라 실질GDP의 계절성 특성을 파악하고자 한다.

또한 기존의 연구가 추정한 Hamilton(1989)모형, Lam(1990)모형(또는 일반화해밀턴모형), 그리고 Diebold and Rudebusch(1996)와 Kim and Yoo(1995)의 마르코프 전환팩터모형 등은 경기국면별, 즉 호황 또는 불황국면, 기대성장률이 시간에 걸쳐 일정한 것으로 가정하고 있다. 그러나 우리 나라와 같이 1990년대에 들어 성장세가 크게 둔화되고 있는 경우 기존의 상수파라미터모형을 추정하게 되면 불황기간이 우리의 기대와 달리 지나치게 길게 계산되는 경향이 있다(김명직, 1997b 참조). 따라서 기존의 해밀턴류 모형의 상수파라미터 가정을 완화한 보다 신축적인 모형을 개발할 필요가 있다.

최근 김명직(1997b)은 월별 종합경기동행지수를 사용하여 '불황지표'를 산정하는 방법과 선행성 정보를 갖는 종합경기선행지수를 사용하여 '불황예고지표'를 작성하는 방법을 집중분석하였다. 그는 통계청의 전년동월비필터와 Hodrick-Prescott(HP)필터를 예로 들어 그의 시변파라미터 마르코프전환필터의 유용성을 주장하고 있다. 즉, 기존의 전년동월비필터나 HP-필터는 모두 데이터처리 지향적 필터링 방법이며 확률모형에 근거하지 않는 공통점이 있어 계산과정이 상대적으로 간단한 실용성이 있음에도 불구하고 임의성을 극복하기 어려우며, 예측과 예측수행능력 평가를 하기 어려운 단점이 있다는 것이다. 월별 종합경기지수는 이미 계절성을 제거하여 작성한 것이므로 김명직(1997b)의 연구에서는 계절성을 별도로 검증하거나 이를 모형화하지 않았다. 그러나 현저한 계절성을 보이는 분기별 실질GDP자료를 모형화하는 경우에는 이를 명시적으로 처리할 수 있는 모형으로 확장하여야 한다. 따라서 본 연구에서는 확률적 계절성을 고려한 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 제안하고자 한다.

1) 통계청의 경우 종합경기지수 작성시 X-11-ARIMA필터를 사용하여 구성계열들의 계절성을 사전에 조정하고 있으며 이동평균법에 의하여 불규칙 변동을 제거하고 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 소개하고 제Ⅲ절에서는 이의 최우추정법을 논의하고자 한다. 제Ⅳ절에서는 각각의 계절빈도에 대한 단위근의 존재 여부를 Hylleberg *et al.*(1990)검정 절차를 통하여 규명하고 최우추정 결과를 논의하고자 한다. 제Ⅴ절에서는 본 연구의 요약 및 결론과 차후과제를 제시하고자 한다.

Ⅱ. 時變파라미터 一般化해밀턴模型

Neftci(1982)의 ‘연속반복확률계산법(sequential probability recursion method)’을 보다 정교화시킨 것으로 평가받고 있는 Hamilton(1989)의 마르코프전환모형은 유용성에도 불구하고 불필요하게 추세를 제거한 안정적 계열에 하나의 단위근이 있음을 전제하고 있다. Lam(1990)은 이 가정을 완화한 일반화해밀턴모형을 제안하였다. 김명직(1997b)은 Lam모형을 기초로 우리 나라 자료의 특성을 고려하여 이를 확장하였다. 즉, 우리 나라의 실질국내총생산이나 경기지표들의 성장률과 변동성 등이 1970년대와 1980년대, 그리고 90년대를 지나며 많은 차이를 보이고 있음을 고려한 것이다. 예를 들어, 김명직 외(1996a)와 김명직(1997a)의 연구에 의하면 1970년대 중반부터 1995년 말까지 자료를 이용하여 Hamilton모형이나 일반화해밀턴모형, 또는 동태적 마르코프전환팩터모형을 추정하는 경우 우리 나라의 경기관련자료는 외국의 경우와 매우 유사한 비선형성을 보이고, 공식경기변동일지와 유사한 경기전환점을 시사하나, 표본기간을 성장률이 둔화된 1995년 이후 최근까지 확대하는 경우 모형의 성과가 현저히 떨어지며, 특히 종합경기동행지수 순환변동치상 가장 최근의 정점으로 보이는 1996년 2월 이후의 불황이 뚜렷하게 포착되지 않는 경향이 있다는 것이다.

우리 나라의 경제가 선진국형, 즉 저성장형으로 이전하면서 자연스럽게 발생하고 있는 이러한 성장률 시변현상을 반영하기 위한 한 방법으로 이중식(1997) 등 기존의 일부 연구에서는 일정 기간의 표본평균과 표준편차를 사용하여 데이터를 정규화한 뒤 모형을 추정하고 있다. 표준지수작성법에 의거 경기지수를 작성하는 경우에도, 예를 들어 일본의 경제기획청에서는 ‘일치지수’의 구성계열에 이동구간 표준화법을 적용하고 있다. 그러나 이러한 이동표본평균과 표준편차에 의한 사전필터링(prefiltering)은 임의적일 뿐만 아니라 이들 통계량 계산시 표본추출오차를 수반한다. 따라서 김명직(1997b)의 연구에서는 이러한 사전필터링 절차 없이 시

변하는 성장률의 현상을 반영할 수 있는 ‘시변파라미터 일반화해밀턴모형’을 제안하였다.

통계청의 월별 경기지표를 분석하는 김명직(1997b)의 연구에서는 이들 지표가 이미 계절성을 제거한 계열들이므로 계절성을 따로 모형화할 필요가 없었다. 그러나 분기별 실질GDP나 실업률과 같이 공식적으로 계절조정계열을 별도로 발표하고 있지 않는 시계열을 모형화하는 경우에는 이를 X-11-ARIMA 등을 통하여 계절변동분을 제거하고, 모형화하는 방법이 있으나 본 연구에서는 김명직(1997b)의 모형을 기초로 계절성을 모형 내에서 다음과 같이 설정한 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 추정하고자 한다:

$$y_t = \tau_t + \gamma_t + c_t, \quad (1)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \beta_{S_t}, \quad (2)$$

$$\beta_{S_t} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}S_t, \quad (3)$$

$$\alpha_{it} = \rho\alpha_{i,t-1} + v_{it} \quad (i=0 \text{ 또는 } 1), \quad v_{it} \sim N(0, \sigma_{v_i}^2), \quad (4)$$

$$\gamma_t = -\sum_{j=1}^{t-1} \gamma_{t-j} + u_t, \quad u_t \sim N(0, \sigma_u^2), \quad (5)$$

$$c_t = \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \dots + \phi_p c_{t-p} + e_t, \quad e_t \sim N(0, \sigma_e^2). \quad (6)$$

단, y_t 는 자연대수를 취한 실질GDP의 원계열을 나타내고, τ_t , γ_t , 그리고 c_t 는 각각 추세부분, 계절변동부분, 그리고 안정적 고유변동부분을 나타낸다. 추세부분의 성장률 β_{S_t} 는 1차 마르코프체인과정을 따르는 상태변수 S_t 의 함수이며, S_t 는 다음과 같은 전이확률을 갖는다.²⁾

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

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

경기국면이 불황이면, 예를 들어 $S_t=0$, $\beta_0 = \alpha_{0t}$ 가 되고 경기국면이 호황이면, 즉 $S_t=1$, $\beta_1 = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}$ 가 된다. 시변(time-varying)파라미터인 α_{it} 는 ρ 의 값에 따라 백색잡음($\rho=0$), 안정적 1차 자기회귀과정($|\rho|<1$), 또는 확률보행과

2) 전이확률은 Filardo(1994), Diebold *et al.* (1994), 그리고 Filardo and Gordon(1993)과 같이 t -시점에 알려진 변수함수로 나타낼 수도 있다.

정($\rho=1$)을 따르게 된다. 안정적변동부분인 c_t 는 경기와 관련이 없는 고유잡음을 나타내며 p 차 자기회귀과정을 따르는 것으로 가정한다.

모형의 식별을 위하여 모형 내 확률오차항들 사이의 상관관계는 모두 0이고 β_{S_t} 의 값을 결정하는 파라미터인 α_{it} 과정의 분산은 동시에 영이 아닌 값을 취하지는 않는 것으로 가정한다. 즉, $(\sigma_{v_0}=0, \sigma_{v_1}>0)$ 또는 $(\sigma_{v_0}>0, \sigma_{v_1}=0)$ 을 가정한다. 식 (1)-(6)의 시변파라미터 일반화해밀턴모형과 Harvey(1989)의 local linear trend(LLT)모형은 모두 성장률 β 항이 시변하는 유사성이 있다. 즉, LLT 모형에서는 $\tau_t = \tau_{t-1} + \beta_{t-1} + w_t$, $\beta_t = \beta_{t-1} + \xi_t$ 로 표현된다. 그러나 차이점은 전자의 경우 추세성장률의 급격한 변화(abrupt shift)가 이산적으로 허용되는 반면 후자는 이를 연속인 확률보행과정으로 간주한다는 점이다.³⁾ 즉, LLT모형과 달리 시변파라미터 일반화해밀턴모형은 호황과 불황이 서로 다른 경제체제라고 보는 것이다.

마지막으로 계절변동부분은 연중 각 계절에 고유한 변동분들의 합이 평균적으로 0이 되도록 하였다. 따라서 s 는 계절수(예를 들어, 분기자료인 경우 4임)를 나타낸다. 물론 식 (1)과는 달리 계절성을 비선형으로 설정할 수도 있으며, 이 경우에는 추정시 다음에서 설명하는 일반적인 칼만필터연산식 대신 확장칼만필터(extended Kalman filter)연산식을 사용할 수 있다(Harvey, 1989 참조).

III. 최우추정

최우추정을 설명하기 위하여 $\rho=1$, c_t 는 안정적 AR(3)과정, 그리고 α_{1t} 가 상수라 가정하자. 즉, $\beta_{S_t} = \alpha_{0t} + \alpha_{1t}S_t$. 모형 (1)-(6)을 상태공간모형으로 표현하기 위하여 먼저 식 (1)을 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\Delta y_t \equiv x_t = \Delta \tau_t + \Delta \gamma_t + \Delta c_t. \quad (7)$$

그러므로 식 (1)-(6)의 시변파라미터 일반화해밀턴모형은 다음과 같이 상태-공간 모형으로 표현할 수 있다:

3) 물론 실제 자료생성과정이 이산적인 β_{S_t} 인 경우에도 이를 β_t 로 근사할 수 있다(Kitagawa, 1993 참조).

$$x_t = [1 \quad -1 \quad 0 \quad 1 \quad 1 \quad -1 \quad 0] \begin{bmatrix} c_t \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ a_{0t} \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} + a_1 S_t, \quad (8)$$

$$\begin{bmatrix} c_t \\ c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ a_{0t} \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-2} \\ c_{t-3} \\ a_{0, t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t \\ 0 \\ 0 \\ v_{0t} \\ u_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (9)$$

또한 이를 벡터와 행렬기호를 사용하여 간단히 표현하면,

$$x_t = Z_t \alpha_t + a_1 S_t, \quad (10)$$

$$\alpha_t = T_t \alpha_{t-1} + w_t. \quad (11)$$

단, $w_t \sim MVN(0, \text{diag}(\sigma_e^2, 0, 0, \sigma_v^2, \sigma_u^2, 0, 0))$.

식 (10)-(11)의 상태-공간모형은 칼만필터연산식을 이용하여 추정할 수 있다. 이 경우 상태벡터 α_t 는 γ_t, c_t, a_{0t} 를 포함하는 반면 추세부분인 τ_t 를 직접 포함하지 않는다. 따라서 추세부분은 $\hat{\tau}_t = y_t - \hat{\gamma}_t - \hat{c}_t$ 로 계산할 수 있다. 단, 이 경우 $\hat{\tau}_t$ 의 신뢰구간을 설정하기 어려운 점이 있다. 식 (1)-(6)의 시변파라미터 일반화해밀턴모형에 대한 상태-공간모형 표현식은 유일하지 않으므로, $\hat{\tau}_t$ 의 신뢰구간이 명시적으로 필요한 경우에는 이를 상태벡터 α_t 에 명시적으로 포함한 모형을 추정하면 된다. 어떠한 표현식을 사용하든 추정된 결과는 일치하여야 하나 특정한 문제에서 불안정계열인 $\hat{\tau}_t$ 를 포함하지 않은 모형이 근사최우법으로 추정할 시 훨씬 빨리 수렴하는 경향이 있음을 언급하고자 한다.

식 (10)의 관측방정식의 상수항이 상태변수 $S_t = j(j=0, 1)$ 를 포함하므로 칼만필터 실행시 베이저언 문헌 등에서 널리 쓰이고 있는 혼합축약법(mixture collapse method)을 응용하게 된다(상세한 내용은 West and Harrison(1989) 참조). 특히 본 연구에서 응용한 혼합축약법을 이용한 일반적인 근사최우추정방법에 관하여는 Kim(1994)과 김명직 외(1996a, b)를 참조하기 바란다. 식 (2)의 추세

부분 식에는 오차항이 없으므로 식 (10)-(11)의 상태-공간모형에 Carter and Kohn(1994)과 Albert and Chib(1993)과 같은 베이지접근방법을 직접 적용할 수는 없음을 유의하자. 베이지접근방법을 사용하는 장점은 물론 파라미터 불확실성을 상태벡터 추정시 직접적으로 고려할 수 있다는 점이다. 식 (2)에 Kim and Yoo(1995)와 같이 측정오차항을 추가하여 (즉, $\tau_t = \tau_{t-1} + \beta_{S_t} + \zeta_t$) 다 상태 Gibbs샘플러와 같은 베이지접근방법을 이용할 수도 있으나, 실질GDP를 사용하여 최우추정한 결과 오차항은 추가적으로 필요하지 않은 것으로 나타나 본 연구에서는 베이지방법을 사용하지 않았다. 전체 표본정보가 주어졌을 때 현재시점이 상태 j 에 속할 확률, 즉 전표본 평활화확률(full-sample smoother) $\Pr(S_t = j | x_T, x_{T-1}, \dots)$ 의 계산과 사후분포 계산과정 또한 위의 문헌들을 참조하기 바란다.

IV. 실증분석

1. 자 료

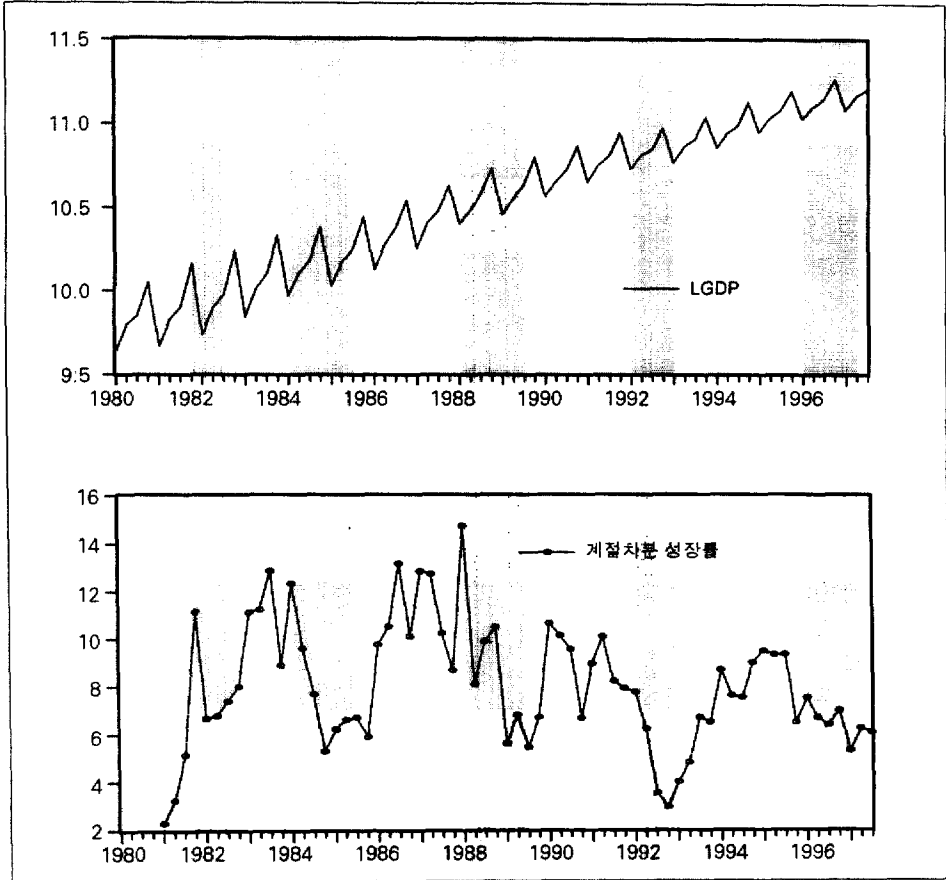
모형추정에 사용한 자료는 한국은행발표 실질GDP이며 표본기간은 1980년 1분기부터 1997년 3분기까지이다. 실질GDP의 자연대수값을 <그림 1>의 상단에 예시하였다. 단, 진하게 처리된 기간은 통계청 발표 공식경기수축기간이며 1981.IV-1982.III의 경기수축기간과 1996.I-1997.II의 기간은 공식경기수축기간은 아니지만 저자가 종합경기동행지수의 순환변동치를 통하여 잠정적으로 경기수축기간으로 분류한 기간을 나타낸다.⁴⁾

그림에서 보는 것처럼 실질GDP 자료는 강한 계절성을 보이므로 성장률을 계산하기 위해 보통 계절차분을 하기도 한다. 즉, t -분기의 실질GDP의 자연대수값을 y_t 로 두었을 때 계절차분성장률(즉, 전년동기 대비 증감률) x_t 는 $100 \times (y_t - y_{t-4})$ 로 계산한다. 계절차분필터를 이용하여 계산한 경제성장률을 <그림 1>의 하단에 예시하였다.

계절차분성장률의 추이를 보면 사후적으로 통계청의 공식 및 비공식 불황일지와 유사한 면이 있음을 볼 수 있다. 그러나 공식불황일지에 대한 정보 없이 계

4) 통계청, 『경기종합지수』, 1997, 9 참조.

〈그림 1〉 실질GDP(자연대수값)와 계절차분성장률: 1980:I-1997:III



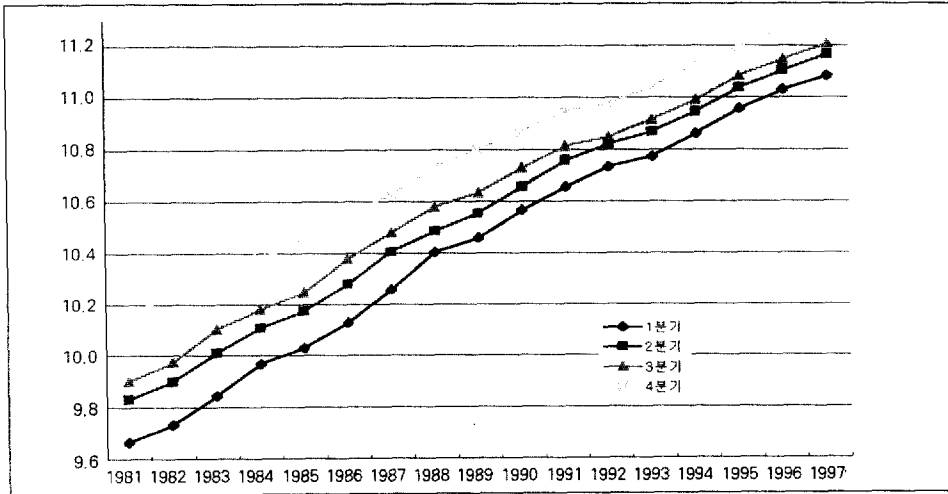
주: 망처리 부분은 통계청 공식불황기간을 나타냄. 단, 1981년과 1996년의 불황기간은 통계청 순환변동치로부터 필자가 설정한 추가적 불황기간을 나타냄(이하 그림에서 동일).

절차분필터를 사용하여 구한 성장률자료만을 가지고 경기전환점을 판단하는 것은 결코 쉬운 일이 아님을 알 수 있다. 따라서 본 연구는 시변파라미터 일반화해 밀턴모형을 통하여 경기전환점들에 대한 정보를 추출하고자 한다. 또한 본 연구에서는 〈그림 1〉의 상단에서 나타나는 계절성을 X-11-ARIMA 등의 기법을 이용하여 계절조정 한 뒤 조정계열을 모형화하는 2단계 방법 대신 계절변동을 모형 내에서 직접 처리하고자 한다. 그 이유는 항을 바꾸어 설명하기로 한다.

2. 계절단위근(seasonal integration)

계절성이 현저한 데이터를 모형화하는 경우 먼저 〈그림 2〉와 같은 그림을

〈그림 2〉 분기별 관측치로 재구성한 실질GDP 시계열



살펴보는 것이 유용하다. 즉, 〈그림 2〉는 〈그림 1〉의 y_t 를 사용하여 분기별 관측치별로 재구성한 계열을 예시하고 있다. Bowswijk and Franses(1991)에 의하면 각 분기별 관측치들로 구성된 계열이 서로 평행하면 자료의 계절성이 일정(constant)함을 의미하며, 다음과 같이 결정적 계절더미변수를 사용하는 것이 적절하게 된다.

$$\gamma_t = m_0 + m_1 S_{2t} + m_2 S_{3t} + m_3 S_{4t}. \quad (12)$$

단, S_{it} 는 t 가 i 번째 분기에 속하면 0.75의 값을 취하고 그렇지 않으면 -0.25의 값을 취하는 계절더미를 나타내고 m 은 상수이다.

그러나 그림 자체만을 보고 4개의 분기별 관측치 시계열들이 서로 평행하다거나 그렇지 않다고 판정하는 일은 어려울 수 있다. 만일 이들이 서로 평행하지 않다면 계절성은 계절더미 대신 확률적인 모형으로 처리하는 것이 바람직하게 된다. 확률적 계절성 패턴은 Hyllleberg *et al.*(1990)의 계절단위근검정법을 이용하여 통계적으로 검정할 수 있다(이하 'HEGY검정'으로 약칭함). 이를 간단히 설명하기 위하여 계절차분필터를 다음과 같이 변환하여 보자.

$$\begin{aligned} \Delta_4 &\equiv (1 - B^4) = (1 - B)(1 + B + B^2 + B^3) \\ &= (1 - B)(1 + B)(1 + B^2) \\ &= (1 - B)(1 + B)(1 - iB)(1 + iB) \end{aligned} \quad (13)$$

단, B 는 후방연산자이고 $i^2 = -1$. 위의 변환이 의미하는 바는 만일 계절차분필터가 분기별자료를 안정적으로 만든다면 분기별 계절단위근과정은 모듈러스가 1인 네 개의 근을 갖는다는 것이다. 즉, 영빈도(zero frequency)에서 한 개(이것은 통상의 단위근에 해당함), 2분기(또는 반 년)빈도에서 한 개, 그리고 4분기(또는 1년)빈도에서 두 개의 허수근들이 이에 해당한다. 이처럼 서로 다른 빈도에서의 계절단위근을 검정하는 HEGY검정은 다음과 같은 회귀식을 OLS를 사용하여 추정함으로써 실행할 수 있다:

$$\begin{aligned} \Delta_4 y_t = & \pi_1 z_{1,t-1} + \pi_2 z_{2,t-1} + \pi_3 z_{3,t-2} + \pi_4 z_{3,t-1} \\ & + \sum_{j=1}^3 \phi_j \Delta_4 y_{t-j} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (14)$$

$$\begin{aligned} z_{1t} &= (1 + B + B^2 + B^3)y_t, \\ z_{2t} &= -(1 - B + B^2 - B^3)y_t, \\ z_{3t} &= -(1 - B^2)y_t. \end{aligned}$$

영빈도에서 단위근이 하나라는 귀무가설을 검정하기 위해서는 $H_0: \pi_1 = 0$ 을 검정하고 2분기빈도에서 근이 -1 이라는 귀무가설을 검정하기 위해서는 $H_0: \pi_2 = 0$ 을 검정한다. 또한 4분기빈도에서 $\pm i$ 의 근을 갖는다는 귀무가설을 검정하기 위해서는 $H_0: \pi_3 = \pi_4 = 0$ 이라는 결합가설을 검정하면 된다. 만일 $\pi_1 = 0$, $\pi_2 \neq 0$, $\pi_3 \cap \pi_4 \neq 0$ 이면 y_t 는 통상의 단위근을 하나 가지며, 계절성은 계절더미를 사용하여 처리하여도 무방하다고 결론지을 수 있다. 만일 모든 π 가 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하면 계절성을 본 연구와 같이 확률모형으로 설정할 필요가 있게 된다. 또한 만일 모든 π 가 0이 아니면 y_t 는 정상적인 계열이 된다.

식 (14)에서 구한 회귀계수의 t -통계량은 Dickey-Fuller통계량과 같이 비정상적인 분포를 가지므로 상기 귀무가설의 임계치는 Hyllberg *et al.*(1990)과 같이 시뮬레이션을 통하여 구할 수 있다. 특히 Hyllberg *et al.*은 식 (14)에 상수항, 시간추세 그리고 계절더미를 포함한 경우의 t -통계량의 임계치를 함께 보고하고 있다.

<표 1>에는 식 (14)에서 상수항을 포함하고 시차를 둔 종속변수가 하나인 경우의 HEGY검정 결과를 수록하였다. 시간추세와 계절더미를 포함한 경우에도 결

〈표 1〉 실질GDP의 계절단위근검정: HEGY검정결과 ARCH TR^2

$t(\pi_1)$	-2.006	(-2.88)
$t(\pi_2)$	-1.782	(-1.95)
$t(\pi_3)$	-1.714	(-1.90)
$t(\pi_4)$	-1.000	(-1.68)
$F(\pi_3 \cap \pi_4)$	2.022	(3.08)
$Q(4)$	7.641	(0.106)*
$Q(8)$	11.740	(0.163)*
$BG(2) TR^2$	2.210	(0.331)*
ARCH TR^2	5.450	(0.066)*

주: 모형추정에 사용한 데이터는 1980.I-1997.III 사이 한국은행 발표 실질GDP의 자연대수값 (y_t)이다. 괄호 안의 숫자는 Hylleberg *et al.*(1990)의 임계치이며, * 표시된 괄호 안의 숫자는 p -값을 나타낸다.

과는 유사하여 별도로 보고하지 않았다. 잔차항의 상관관계를 검정하는 Box-Ljung Q -통계량과 Breusch-Godfrey LM통계량, 그리고 ARCH 이분산검정 결과에서 보는 것처럼 모형설정은 적절한 것으로 보이고, 어느 귀무가설도 기각되지 않아 계절성이 일정(constant)하지 않음을 시사하고 있다. 즉, 식 (12)와 같은 결정적 계절더미변수에 의한 계절성의 처리가 적절하지 않음을 알 수 있다. 확률적 계절성을 모형화하는 방법은 선형 및 비선형 등 여러 가지가 있을 수 있으나 본 연구에서는 식 (5)와 같이 간단한 선형 확률적 계절성모형을 가정하고자 한다.⁵⁾

3. 최우추정결과

HEGY검정결과를 이용하여 계절성을 식 (5)와 같이 설정한 시변과라미터 일반화해밀턴모형을 추정하였다. 식 (10)의 관측방정식에 나타나는 x_t 는 실질GDP의 자연대수값의 1차차분에 100을 곱한 값으로 계산하였다. 상태벡터에 불완전과정인 a_{0t} 가 포함되므로 칼만필터를 초기화하기 위하여 처음 15개의 관측치를 사용하였다. 근사최우법에 의해 추정한 결과는 〈표 2〉의 두번째와 세번째 열에 보고

5) HEGY검정의 경우 y_t 를 선형과정으로 가정하고 있으므로 y_t 가 비선형성을 보이는 경우 HEGY검정통계량의 편의가 어떠한 방향으로 나타날지에 대하여는 연구된 바가 없다. 따라서 본 연구의 계절성에 관한 검정 결과는 단지 잠정적임을 유념하기 바란다.

〈표 2〉 시변파라미터모형의 최우추정결과

파라미터	시변파라미터모형		Lam모형	
	추정값	t-통계량	추정값	t-통계량
p	0.8656	(12.194)	0.7314	(7.339)
q	0.7016	(5.674)	0.8202	(8.222)
σ_e	0.0001	(0.000)	0.7694	(9.137)
σ_{w0}	0.0993	(3.012)	-	
α_0	-		1.4258	(13.095)
α_1	1.4211	(9.209)	1.4200	(12.937)
σ_u	0.8664	(8.947)	-	
대수우도합수	-112.33*		-105.21**	

주: 모형추정에 사용한 데이터는 1980.I-1997.III 사이 한국은행 발표 실질GDP의 자연대수 차분값(곱하기 100)이다. 모형은 $\beta_{S_t} = \alpha_{0t} + \alpha_1 S_t$, $\alpha_{0t} = \alpha_{0,t-1} + v_{0t}$ 를 가정함. * : 추정시 처음 15분기의 관측치를 초기화과정에서 사용함. ** : 전표본을 사용함.

하였다.⁶⁾

〈표 2〉에서 보는 것처럼 $\hat{p} > \hat{q}$ 고 이들 파라미터는 모두 유의적인 것으로 나타났다. 또한 고유잡음항 c_t 의 표준편차는 0인 것으로 나타나 실질GDP의 경우는 상대적으로 잡음이 현저한 월별 데이터와는 달리 $y_t = \tau_t + \gamma_t$ 가 적절한 모형으로 보인다.⁷⁾ 확률보행모형을 따르는 시변파라미터 α_{0t} 의 표준편차 σ_u 는 유의적인 것으로 나타났다. 이는 월별 CI의 경우 $\alpha_{0t} = v_t$, 즉 백색잡음으로 설정한 김명직(1997b)의 경우와 차이가 있다.⁸⁾

계절성과 시변파라미터를 고려하지 않은 경우와 결과를 비교하기 위하여 〈표

6) 계절성을 고려한 시변파라미터 일반화해밀턴모형 추정 프로그램은 유지성 외(1997)에 부록으로 수록하였으므로 참조하기 바란다. 이를 email로 받기 원하는 경우는: (email) mjkim@email.hanyang.ac.kr.

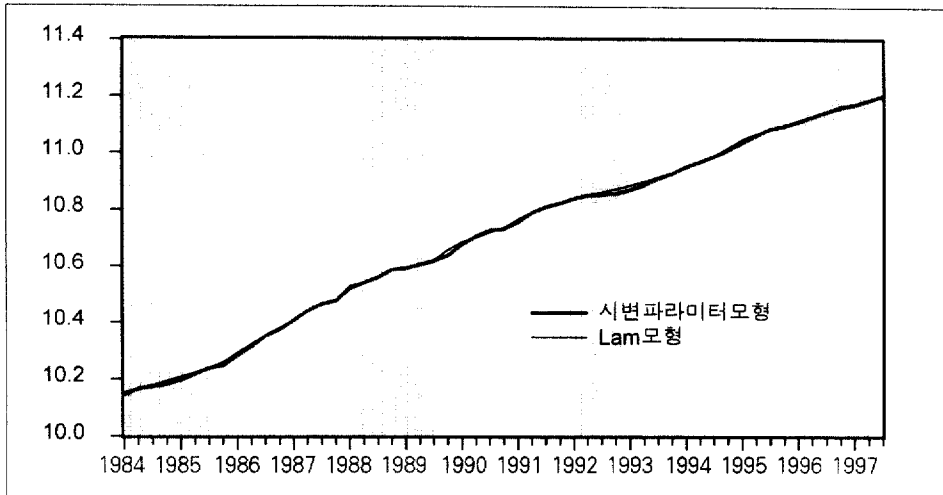
7) 따라서 c_t 에 AR(p)를 설정하는 것은 무의미함을 유의하자.

8) 보고한 결과 외에도 분기별 종합경기선행지수의 성장률을 설명변수로 하여 시변전이확률(time-varying transition probabilities)모형을 추정한 결과 평활화확률이 오히려 경기국면 판정을 어렵게 하여 본 연구에서는 상수전이확률의 경우만을 보고하였다. 그러나 익명의 심사위원이 지적한 것처럼 실질GDP성장률에 대한 실질유가와 같은 실물변수의 중요성을 고려하거나(예를 들어, Raymond and Rich, 1997) 또는 Garcia and Schaller(1995)의 경우처럼 통화량과 같은 정책변수들을 시변전이확률에 고려하는 것은 2-상태 마르프체인모형을 이용한 경기예측에서 매우 중요한 역할을 할 수 있다. 그러나 본 연구에서는 계절효과와 성장률 파라미터의 내생화에 주안점을 두고 있으므로 위와 같은 확장모형의 추정 및 평가문제는 차후과제로 미루고자 한다.

2)의 네 번째와 다섯 번째의 열에는 X-11-ARIMA필터로 계절조정된 데이터를 사용하여 Lam(1990)의 일반화해밀턴모형을 추정한 결과를 제시하고 있다.⁹⁾ 시변파라미터모형의 경우와 달리 Lam모형 경우에는 $\hat{p} < \hat{q}$ 로 불황국면의 평균지속기간이 호황의 그것보다 긴 것으로 나타나 널리 알려진 경기변동의 정형화된 사실과 차이를 보이고 있다. α_1 의 추정값은 양 모형 모두 동일하나 Lam모형의 경우 고유잡음항의 표준편차가 크고 유의적인 것으로 나타났다. 즉, α_{0t} 항의 불확실성이 Lam모형의 경우 고유잡음항으로 귀착되고 있어 두 모형이 서로 'observationally equivalent'함을 알 수 있다.

〈그림 3〉은 시변파라미터모형으로부터 구한 추세부분($\hat{\tau}_t$)과 계절조정된 계열을 사용하여 Lam모형으로부터 구한 추세부분을 함께 제시하고 있다. 앞에서 언급한 것처럼 τ_{it} 는 $y_t - \gamma_{it}$ 로 계산하였다. τ_{it} 의 신뢰구간을 설정하기 위해서는 이를 직접 상태벡터에 포함한 상태-공간모형을 추정하여야 하나, 이 경우 기술적인 문제로 LLT모형과 같이 β_{S_t} 가 아니라 $\beta_{S_{t-1}}$ 을 추세부분 τ_t 의 성장률로 설정해야 하는 어려움이 있음을 유념하기 바란다. 〈그림 3〉의 두 시계열 모두 눈으로는 구분되기 힘들 정도로 유사한 변동을 나타나고 있다.

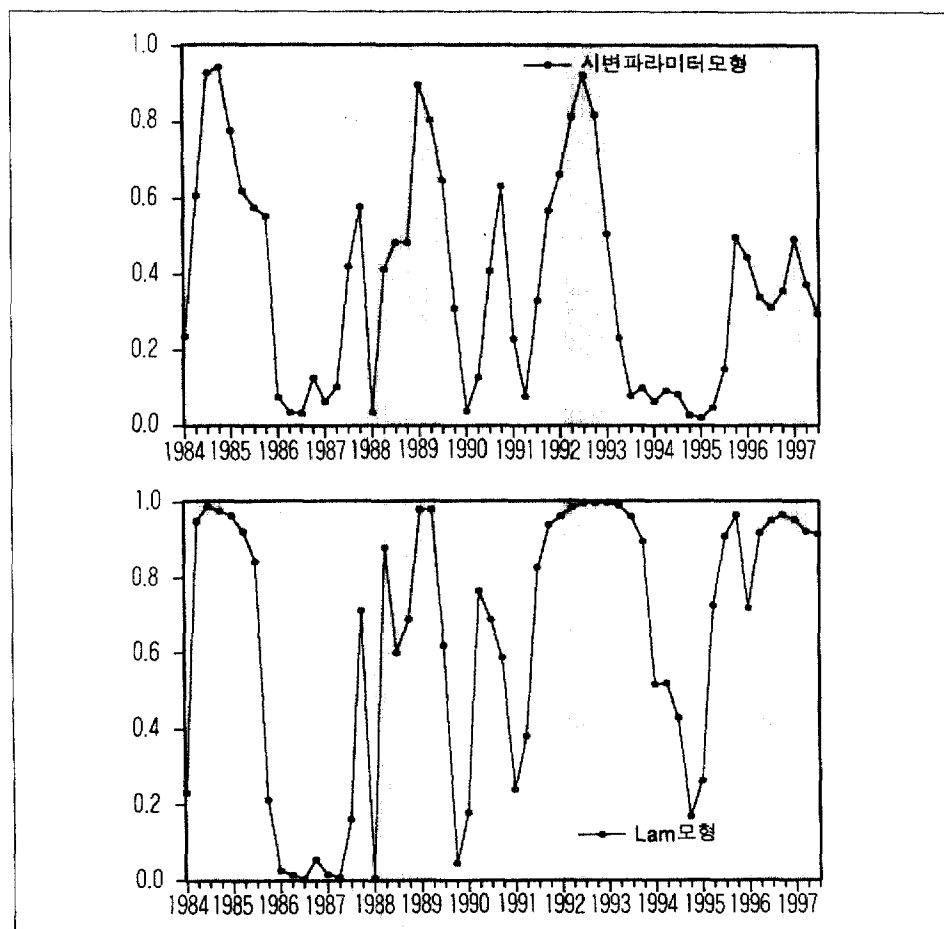
〈그림 3〉 실질GDP의 추세부분: 1984:I-1997:III



9) c_t 의 시차항을 추가하여 추정하고 LR검정을 수행한 결과 모형의 적합성이 향상되지 않았다. 이 때 Lam의 상수파라미터모형에서는 초기화를 위하여 초기관측치를 사용할 필요가 없으므로 〈표 2〉의 두 모형 간의 적합도를 대수우도함수값을 통하여 직접 비교할 수 없음을 유의하자.

이상에서 살펴본 바와 같이 어느 모형이 보다 더 적합한 모형인지는 위에서 논의한 추정결과만을 가지고 직접 판정할 수 없다. 따라서 보다 유용한 모형을 식별하기 위하여 보조적으로 <그림 4>는 양 모형추정결과 구한 전표본 평활화확률(smoother 또는 경제학적 용어로 '불황지표')을 비교하고 있다. 시변파라미터의 경우 불황지표의 값이 Lam모형의 그것에 비해 전반적으로 낮은 특성을 보이고 있다. 이러한 현상은 α_{0t} 가 상태벡터에 포함된 시변파라미터모형의 경우 혼합추약과정상 근사오차가 누적된 결과일 수도 있으나 정확한 이유는 현재로서는 분명하지 않다. 그러나 시변파라미터의 경우 불황판정을 위하여 불황지표가

<그림 4> 실질GDP를 이용한 불황지표(스무더)



주: 시변파라미터모형은 본문의 식 (1)-(6)과 같으며 Lam모형은 사전 계절조정 실질GDP데이터를 사용하여 식 (1), (2), (6) 그리고 $\beta_{S_t} = \alpha_0 + \alpha_1 S_t$ 로 구성된다. 이들 모형의 최우추정치는 <표 2>에 보고하였다.

임의의 값 0.5보다 큰 경우로 한정하는 데는 실용성 측면에서 문제가 있을 수 있음을 시사한다.

본 연구에서는 시변파라미터모형의 경우 통계청의 기준순환일을 참고로 하여 경기전환점을 산정시 $\Pr(S_t=0|x_T, x_{T-1}, \dots) \geq 0.35$ 이고 이것이 약 3분기 이상 지속되는 경우 불황으로 판정하는 것으로 가정하였다. Lam의 상수파라미터모형의 경우는 일반적으로 사용되는 '0.5기준'을 사용하였다. 불황지표를 이용하여 식별한 경기전환점을 <표 3>에 수록하였다. 두 개의 불황지표 모두 1984년과 1988년의 불황을 비교적 정확히 식별하는 데 비하여 1992년과 1996년의 불황의 경우 Lam모형은 통계청 및 시변파라미터모형에 비하여 이를 상대적으로 매우 긴 기간으로 식별하는 특징을 보이고 있다.

시변파라미터모형 경우에도 가장 최근의 불황 에피소드에 '0.35-기준'을 엄밀하게 적용하는 경우 경기전환점 판정에서 다소 이론이 있을 수 있다. 김명직(1997b)의 연구 결과 유사한 기간에서 월별 불황예고지표가 1997년 2월 이후 0.5 이하로 떨어진 것을 고려하면 1995년 4분기부터 1997년 2분기까지는 연속적인

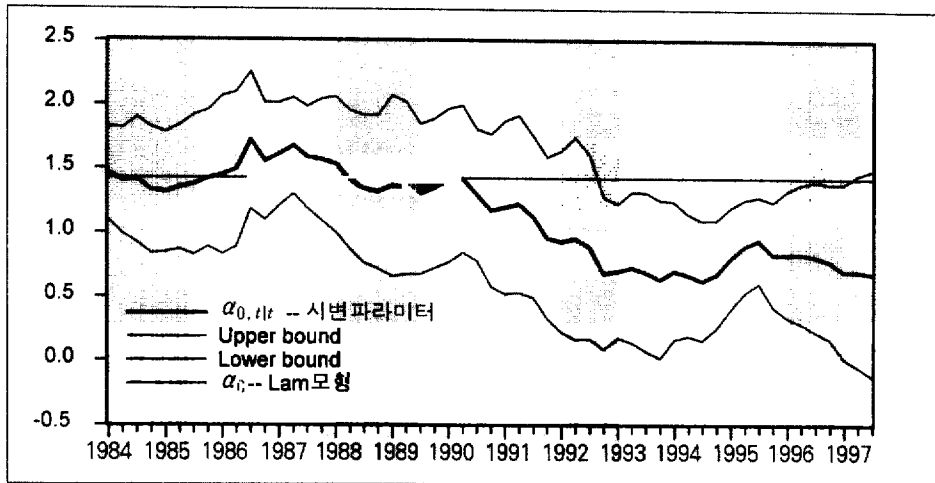
<표 3> 불황지표를 이용한 경기전환점 산정

정 점		
통계청	시변파라미터모형**	Lam모형***
84.I	84.I	84.I
88.I	88.I	88.I
92.I	91.III	91.II
96.I*	95.III	95.I
저 점		
82.III*	—	82.II
85.III	85.IV	85.III
89.III	89.III	89.III
93.I	93.I	94.II
97.II*	97.II	진행중

주: *) 통계청 동행지수 순환변동치를 이용하여 저자가 설정한 비공식 경기전환점을 나타냄.

**) $\Pr(S_t=0|x_T, x_{T-1}, \dots) \geq 0.35$ 이고 이것이 3분기 이상 지속되면 불황으로 판정함.

***) $\Pr(S_t=0|x_T, x_{T-1}, \dots) \geq 0.5$ 이면 불황으로 판정함.

〈그림 5〉 시변파라미터 추정치($\alpha_{0,t|t}$ 와 95% 신뢰구간)

불황기간으로 판정하는 것이 적절해 보인다.¹⁰⁾ 그러므로 최근의 두 정점에 대해 시변파라미터모형은 통계청의 공식일지보다 약 2분기 먼저 정점을 이룬 것으로 보이는 차이가 있지만, 전반적으로 GDP에 의한 경기국면판정과 순환변동치에 의한 통계청의 판정상에 근본적인 차이는 그리 크지 않다고 할 수 있다.¹¹⁾

시변파라미터모형의 적정성은 $\alpha_{0,t}$ 의 추정치를 통해서도 나타난다. 즉, 〈그림 5〉에 예시한 $\alpha_{0,t|t}$ 는 〈그림 1〉의 하단에서 보는 바와 같은 최근의 성장률 둔화를 반영하여 유사한 하향추세를 그리고 있음을 알 수 있다. 여기서 $\alpha_{0,t|t}$ 아래와

10) 김명직(1997b)은 통계청의 월별 CI를 사용하여 시변파라미터모형을 추정하였다. 그는 $\alpha_{0t} = \nu_{0t}$, c_t 는 AR(3), α_1 은 상수, 그리고 $\beta_{S_t} = \alpha_{0t} + \alpha_1 S_t$ 를 가정하였으며 $\gamma_t = 0$ 으로 두었다. 추정결과에 의하면 1997년 5월부터 9월까지 월별불황지표가 0.550, 0.496, 0.355, 0.175, 0.140으로 나타나 1997년 2분기에 최근의 불황이 종료하였을 가능성이 높으며 경기 저점을 2-7개월 선행하는 불황예고지표의 값이 1997년 1월부터 9월까지 각각 0.829, 0.688, 0.361, 0.156, 0.109, 0.108, 0.053, 0.016, 0.094로 2월 이후 7개월 연속 0.5 이하를 기록한 것으로 미루어 볼 때 1997년 2분기가 저점일 가능성이 매우 크다고 주장하였다. 참고로 시변파라미터의 경우 1995년 3분기부터 1997년 3분기까지 불황지표는 각각 0.15, 0.50, 0.44, 0.34, 0.31, 0.35, 0.49, 0.29이었다.

11) 총체적 경제활동수준을 측정하는 하나의 시계열인 실질GDP로부터 추정된 국면전환점과 지속기간 그리고 진폭이 10개의 부문별 개별지표들을 종합적으로 고려한 경기종합동행지수의 순환변동치와 정확히 일치할 필요는 없다. 다만 본 연구에서는 그 차이가 이전에 생각하던 것보다는 상대적으로 작아 보인다는 점을 지적한 것이다. 동행구성계열 각각에 대해 X-11-ARIMA에 의하지 않고 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 적용한 뒤 이를 종합적으로 가공하여 새로운 경기종합지수를 작성하고 그 순환변동치를 토대로 경기국면을 판단하거나 이를 실질GDP로부터의 결과와 비교하는 것도 하나의 대체적인 경기분석방법이 될 수 있을 것이다. 유용한 지적을 해 준 두 심사위원께 감사드린다.

위의 선들은 95% 신뢰구간을 나타내고 수평선은 상수과라미터모형(Lam모형)으로부터 추정한 α_0 값을 나타낸다. 시변과라미터의 증거는 상수인 α_0 추정값이 1990년대에 들어 95% 신뢰구간 밖에 위치하는 것으로도 알 수 있다.

이를 보다 구체적으로 살펴보기 위하여 확률보행모형을 따르는 시변과라미터 $\alpha_{0,t}$ 의 경기국면에 따른 평균값을 <표 4>에 보고하였다. 단, 경기국면별 평균시변성장률 계산시 적용한 경기전환점은 <표 3>의 두번째 열에 보고한 시변과라미터모형 결과에 근거한 것이며 이는 같은 테이블의 첫번째 열에 보고한 통계청 공식경기전환점 및 저자에 의한 비공식 경기전환점과는 차이가 있음을 유의하기 바란다.

<그림 5>에서 급격한 경제구조 변화를 보인 시점을 1991년 전후로 볼 때 $\alpha_{0,t|t}$ 의 평균값은 1991년 이후 그 이전과 비교하여 대략 절반으로 감소하였고, 이를 평균성장률($\alpha_{0,t} + \alpha_1 E(S_t)$)의 관점에서 보면 1990년대는 80년대에 비해 평균성장률이 약 2/3 수준으로 점차 감소한 것임을 알 수 있다.¹²⁾ 1992년 경기수축기간 이후 한국 경제가 왜 이전의 성장경로를 회복하지 못하였는가에 대하여 본 연구에서 채택한 방법론으로는 직접적인 해답을 찾기 어렵다. 다만 1980년대 후반

<표 4> 실질GDP성장률의 경기국면별 변화추이

경기국면	$a_{0,t t}$ 의 평균	
확장기간		
86.I--88.I	1.579	(0.085)
89.IV--91.III	1.266	(0.101)
93.II--95.III	0.738	(0.108)
수축기간		
84.II--85.IV	1.373	(0.042)
88.II--89.III	1.343	(0.049)
91.IV--93.I	0.856	(0.127)
95.IV--97.I	0.798	(0.053)

주: 경기국면별 시변평균성장률 계산을 위한 경기전환점 구분은 <표 3>에 보고한 시변과라미터모형으로부터의 불황지표를 이용하여 설정한 것으로 앞에서 사용한 통계청의 공식 경기전환점 및 저자에 의한 비공식 경기전환점과는 차이가 있음을 유의바람. 괄호안은 해당기간의 $\alpha_{0,t|t}$ 값들의 표준편차임.

12) 보다 정교한 $\alpha_{0,t}$ 의 추정값과 이의 신뢰구간 설정을 위하여 $\alpha_{0,t|T}$ 를 구할 수도 있으나 본 연구에서는 전표본스무더를 별도로 계산하지 않았다. 상태벡터의 전표본스무더를 계산하는 과정은 Harvey(1989)를 참조하기 바람.

의 3저 호황으로 인한 경공업의 성장주도에서 1990년대에 들어 산업구조가 채산성이 상대적으로 낮은 중화학공업으로 전환되었다는 측면이나 1994년 초 중국 위원의 대폭 절하, 그리고 1995년 이후 반도체 경기 및 엔가치의 하락 등이 복합적으로 작용했을 가능성이 있다.

Lam(1990)모형 경우와 달리 시변파라미터모형에서 경기회복국면의 평균지속기간이 경기수축국면의 그것보다 길게 나타났는데, 이 결과는 시변파라미터모형을 도입한 때문이라기보다는 Lam모형의 경우 데이터를 사전적으로 계절조정된 자료를 사용한 반면 시변파라미터모형은 계절성을 포함한 원계열을 동시에 모형화한 자료사용 차이에 기인했을 가능성을 배제할 수 없다.¹³⁾ 따라서 Lam모형 경우와 같이 X-11-ARIMA로 사전 계절조정된 데이터를 사용하여 시변파라미터모형을 재추정하였다. 그 결과는 다음과 같다:

$$p=0.8464(7.577)$$

$$q=0.7374(4.579)$$

$$\sigma_e=0.7766(8.330)$$

$$\alpha_1=1.2319(5.529)$$

$$\sigma_{i0}=0.1048(2.589)$$

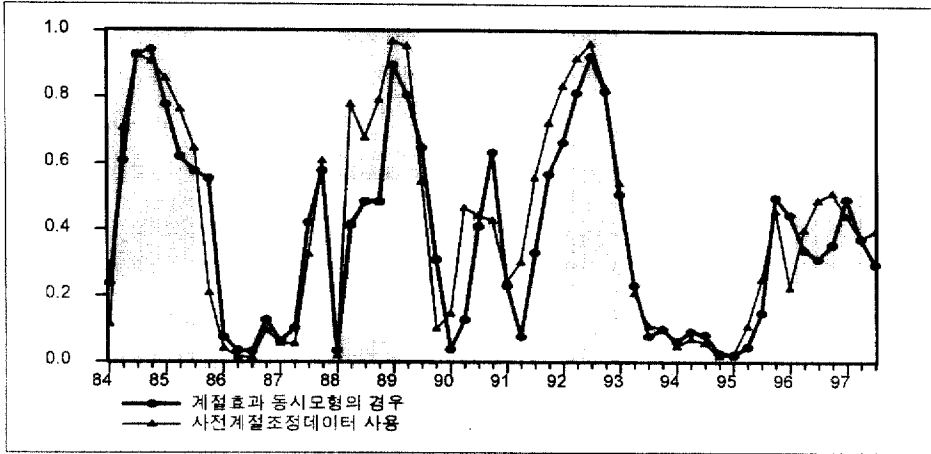
$$\text{대수우도함수} = -89.97$$

단, 괄호 안은 t -통계량을 나타내며 <표 2>와 같이 추정시 처음 15분기의 관측치를 초기화과정에서 사용하였다. 불규칙변동분의 표준편차(σ_e)의 추정치는 계절조정데이터를 사용하여 추정한 Lam모형의 그것과 유사하였다. 반면 \hat{p} , \hat{q} , $\hat{\alpha}_1$ 는 시변파라미터모형의 추정치와 유사함을 알 수 있다. 위의 추정결과를 이용하여 구한 전표본평활화확률을 <표 2>에 근거한 결과와 비교하여 <그림 6>에 제시하였다. <그림 6>에 의하면 사전계절조정 데이터를 사용한 경우에도 경기전환점에 관한 유추결과는 Lam모형보다는 시변파라미터모형의 결과에 보다 가까움을 알 수 있다. 별도로 예시하지는 않았지만, $\widehat{\alpha_{0,tt}}$ 의 경우도 유사하였다. 따라서 우리 나라 실질GDP의 경우 시변파라미터모형에서 포착하는 최근 성장률 둔화경향은 단순히 자료사용의 차이에서 나타나는 결과라고 보기만은 어려운 것으로 보인다.¹⁴⁾

13) 이하의 논의는 익명의 심사위원에 의하여 제기되었다.

14) 그러나 익명의 심사위원이 지적한 것처럼 실질GDP데이터와 같은 분기별 자료에 비해 산

〈그림 6〉 전표본 평활화확률: 계절효과를 내생화한 경우와 사전 제거한 경우의 비교



주: 위의 전표본 평활화확률은 모두 시변파라미터모형을 사용하여 계산하였다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 계절성과 비선형성, 그리고 1990년대에 들어 성장률 둔화경향을 동시에 보이고 있는 우리 나라 실질GDP를 모형화할 수 있는 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 제안하고 근사최우법을 이용하여 추정하였다.

먼저 실질GDP 원계열에 현저하게 나타나고 있는 계절성을 적절하게 처리하기 위하여 HEGY검정법을 사용하여 여러 계절빈도에서 단위근의 존재 여부를 검정하였다. 그 결과 우리 나라 실질GDP의 계절성은 일정한 것이 아니므로 결정적인 계절더미변수(deterministic seasonal dummies)로 모형화하는 것은 부적절하며, 확률적 계절성(stochastic seasonality)모형을 이용하는 것이 보다 적절한 것으로 보인다. 따라서 실질GDP의 원계열에 확률적 계절성을 고려한 시변파라미터 일반화해밀턴모형을 추정하였다. 그 결과 원계열에 전년동월비필터를 사용하여 경제성장률을 계산하거나 X-11-ARIMA와 같은 계절조정필터를 이용하여 사전조정된 계열에 상수파라미터를 가정한 Lam(1990)모형을 적용한 경우보다 경기전환점의 식별이 개선되는 것으로 나타났다.

계절성을 고려한 시변파라미터 일반화해밀턴모형의 경우 Lam모형 추정시보다

업생산지수나 실업률과 같은 월별자료에서 고유잡음과 계절효과의 변동성이 더 큰 것이 일반적이므로 2상태 마르코프체인과정을 사용하여 경기변동을 모형화하는 경우 계절성의 사전제거 여부가 추정결과 및 경기전환점 판정에 영향을 미칠 수도 있다.

불황지표가 다소 작아지는 경향이 있으나, 전자와 월별경기지수를 상호보완적으로 사용하여 경기전환점을 산정하는 경우 통계청의 종합경기동행지수 순환변동치와 실질GDP 사이의 불황신호 해석상 괴리가 많이 줄어들 수 있을 것으로 보인다. 또한 시변파라미터모형 추정결과에 따르면 1990년대의 시변기대성장률의 평균은 80년대에 비해 약 2/3 수준으로 점차 감소한 것으로 나타나 상수파라미터를 가정하는 Lam모형이 1990년대에 들어 급격한 변화를 보이고 있는 우리 나라 자료의 경우 매우 제약적일 수 있음을 시사하고 있다.

본 연구에서 제안하는 모형은 실질GDP의 단기성장률 예측성고를 향상시킬 수 있을 것으로 기대하며 기존의 선형다변량오차수정모형과 결정적 계절더미변수를 사용한 실질GDP 예측에 개선의 여지가 있음을 시사하고 있다. 또한 본 연구에서 제안하는 시변파라미터 일반화해밀턴모형은 실질GDP와 유사한 계절성과 성장률 추이를 보이고 있는 우리 나라 실업률자료의 모형화에도 적용할 수 있을 것으로 보이며, 이 두 경기자료를 동시에 모형화하는 작업은 차후과제로 미루기로 한다.

參 考 文 獻

1. 김명직, “한국과 일본의 경기변동 계량모형”, 1997년도 아태경제학회 학술발표대회 논문집, 1997a.
2. _____, “불황예고지표 작성을 위한 계량기법”, *Working Paper* #97-9, 한양대학교 경제학부, 1997b.
3. _____, 김적교·유지성, “우리나라 경기지표의 경기예측력에 관한 연구: 실험적 경기동행지수 및 불황지표 작성을 중심으로”, 『경제학연구』, 제43집, 제4호, 1996a.
4. 김명직·유지성·이선환·주만수, 『Markov국면전환모형』, HERI series in applied econometrics, 96-01, 한양대경제연구소, 1996b.
5. 유지성·박대근·문춘걸·김명직, 『분기별 경제예측모형과 DB구축에 관한 연구』, HERI Monograph Series 97-03, 한양대경제연구소, 1997.
6. 이중식, “경기국면의 판별과 예측에 관한 새로운 방법”, 『경제분석』 제3권 1호, 한국은행 금융경제연구소, 1997.
7. Albert, James H. and Siddhartha Chib, “Bayes Inference via Gibbs Sampling of Autoregressive Time Series subject to Markov Mean and

- Variance Shifts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 1993, pp.1-15.
8. Boswijk, H.P. and P.H. Franses, "Testing for Periodic Cointegration", *Manuscript*, Rotterdam: Erasmus University, 1991.
 9. Carter, C.K. and P. Kohn, "On Gibbs Sampling for State Space Models", *Biometrika*, 81, 1994, pp.541-553.
 10. Diebold, Francis X., Joon-Haeng Lee, and C. Gretchen, Weinbach, "Regime Switching with Time-Varying Transition Probabilities", in: Colin P. Hargreaves eds., *Non-stationary Time Series Analysis* (New York: Oxford University Press), 1994, pp.283-302.
 11. Diebold, Francis X. and Glenn Rudebusch, "Measuring Business Cycles: A Modern Perspective", *Review of Economics and Statistics*, 78, 1996, pp.67-77.
 12. Filardo, Andrew, "Business Cycle Phases and Their Transitional Dynamics", *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 1994, pp. 299-308.
 13. Filardo, Andrew and Stephen F. Gordon, "Business Cycle Durations", *Federal Reserve Bank of Kansas City working paper*, Kansas City: Missouri, 1993.
 14. Garcia, Rene and Huntley Schaller, "Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric?", *Manuscript*, Carleton University, 1995.
 15. Hamilton, James D., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica*, 57, 1989, pp.357-384.
 16. Harvey, Andrew C., *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, New York: Cambridge University, Press 1989.
 17. Hylleberg, S., R. Engle, C.W.J. Granger, and B.S. Yoo, "Seasonal Integration and Cointegration", *Journal of Econometrics*, 44, 1990, pp. 215-228.
 18. Kim, Chang-Jin, "Dynamic Linear Models with Markov-Switching", *Journal of Econometrics*, 60, 1994, pp.1-22.

19. Kim, Myung-Jig and Ji-Sung Yoo, "New Index of Coincident Indicators: A Multivariate Markov Switching Factor Model Approach", *Journal of Monetary Economics*, 36, 1995, pp. 607-630.
20. Kitagawa, Genshiro, *Time Series Analysis*, Iwanami Press (in Japanese), 1993.
21. Lam, Pok-sang, "The Hamilton Model with a General Autoregressive Component: Estimation and Comparison with Other Models of Economic Time Series", *Journal of Monetary Economics*, 26, 1990, pp. 409-432.
22. Neftci, Salih N., "Optimal Predictions of Cyclical Downturns", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 4, 1982, pp.225-241.
23. Raymond, J.E. and R.W. Rich, "Oil and Macroeconomy: A Markov State-Switching Approach", *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1997, pp.193-213.
24. West, Mike and Jeff Harrison, *Bayesian Forecasting and Dynamic Models*, New York: Springer-Verlag, 1989.