

MS-VAR 모형을 이용한 글로벌 경기변동의 동조화 및 구조적 변화에 대한 연구

이경희* · 김경수**

<요 약>

본 연구는 MS-VAR 모형을 이용하여 1971년 1분기부터 2016년 1분기까지 분기별 실질 GDP의 국제적 동조화 및 구조적 변화를 조사하고자 하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 실질 GDP에서 모형 또는 개별 시계열에서 발생하는 경기변동현상은 마코프 국면전환 분석으로 파악되었다. 또한 본 연구에서 국가별 실질 GDP를 이용한 MS-VAR 모형의 동조성과 비대칭성을 현저하게 보여 주었다.

둘째, 본 연구에서 부분적으로 차이가 있을지라도 MS-VAR 모형에서 글로벌 오일쇼크위기가 끝나는 1988년 2분기와 글로벌 금융위기가 시작된 2007년 3분기 등에서 경기수축국면(불경기)이 나타나는 구조적 변화가 현저하게 존재하였다. 1988년 2분기 전의 경우 독일과 일본의 상관관계가 가장 높았고 다음으로 미국과 일본, 미국과 독일, 한국과 미국 등의 순으로 높았으며, 이후에는 미국과 독일간의 상관관계가 가장 높았고 미국과 캐나다, 독일과 캐나다, 한국과 일본 등의 순으로 높았다.

셋째, 경기확장과 경기수축국면은 동시적으로 국가간에 대규모로 구조적 변화를 발생시켰다. 1973년과 1974년의 1차의 글로벌 오일쇼크 이후에 동시에 발생한 2차의 전세계 오일쇼크가 대규모의 국제적 실질 GDP의 동조화를 일으킨 주요 원인이었다. 또한 이용되는 G7 국가들이 1997년부터 1999년까지의 아시아의 외환위기 동안에 한국과 관련된 동조화가 미약하게 나타났을지라도 글로벌 금융위기간인 2007년 말에는 한국과 G7 국가간에 현저한 동조화를 나타내었다.

넷째, 실질 GDP를 이용한 국면전환과 더불어 1973년 이후는 국가별로 발생하는 고유의 충격으로 인해 동시적 상관관계가 높게 나타나는 특징을 보여 주었다.

이러한 결론은 이용가능한 많은 이론적 및 실증적 증거와 일치하였으며, 과거 30년의 거시경제적 변동은 주로 전세계적인 충격에 의해 발생되었다는 것을 확인하였다. 글로벌 경기변동은 대규모의 비대칭적 충격이 일반적 변동으로 인하여 일시적으로 상쇄될 수 있다는 가능성을 배제하지 못할 지라도, 본 연구의 결과는 국가별 고유의 충격으로 인한 주요 국제적 동조화 및 구조적 변화를 보여 주었다.

핵심주제어: MS-VAR, 동조화, 구조적 변화, 비대칭성

I. 서 론

최근 이론과 실증적 경기변동에 대한 연구는 거시경제시계열의 동행성(comovements)과 거시경제활동의 국면전환의 비선형성(nonlinearity) 또는 비대칭성(asymmetry)에 다시 관심을 두고 있다. 통계적이고 거시경제적인 변동의 측정과 관련하여 미국의 경기변동을 연구한 Hamilton(1989)의 모형 이후, 국면전환의 자기회귀 시계열모형은 꾸준히 인기 있는 연구대상이다. 경기변동을 상호의존적인 국가들의 경제성장의 확률과정의 공통적 국면전환 특징을 나타내는 마코프 국면전환 벡터자기회귀모형(Markov-switching vector autoregressive: MS-VAR model)으로 본 연구에서 Hamilton 모형은 일반화된다. 동적인자구조(dynamic factor structures)를 일반화함으로써 본 연구는 동적인자의 결합과 거시경제적 변동의 모델링에 대한 비선형방법을 제공할 수 있다.

국가간 충격의 전이에 대한 중요성에도 불구하고 최근 경기변동연구의 공통적 변동에 대한 평가와 관련하여 현재의 비선형 시계열모형을 고려한 국가간 전이효과를 조사하는 시도조차 거의 없다. 따라서 본 연구는 국제적 변동의 공통인자에 대한 새로운 통찰력을 제공할 뿐만 아니라 MS-VAR 모형과 연계된 계량경제적 방법의 가능성을 설명하고자 한다. 과거 30년 동안의 주요 6개국의 분기별 GDP 성장률에 MS-VAR 모형을 적용함으로써 본 논문은 국제적 경기변동의 소스로서 공통적 충격의 지배에 대한 실증적 증거를 보여주는데 공헌할 것이다.

본 연구는 예비분석에서 각 국별로 경기변동의 정형화된 사실을 수집할 통계적 증거로서 Hamilton 모형을 이용한다. 국가별 경기변동의 수축기와 확장기의 동시성은 결합된 확률과정으로 경제성장을 모델링하도록 동기부여할 수 있다. 제시되는 MS-VAR 모형에 대한 구체적인

분석을 통해 대안모형의 속성이 국제적 경기변동의 구조에 관한 다르거나 보충적인 결론을 도출할 수 있다는 것을 보여줄 것이다. 특히 본 연구는 제시된 방법이 간명하고 통계적으로 유의하며 경제적으로 의미 있는 통계방법을 적용함으로써 국제적 경기변동을 전통적으로 이해하는데 실제적으로 새로운 통찰력을 제공할 수 있다는 것을 보여줄 것이다. 마지막 장에서는 실증적 모델링에 의해 제시된 국제적 경기변동의 정형화된 사실에 대한 분석으로 결론을 내릴 것이다.

국내·외의 선행연구를 살펴보면, 먼저 MS-AR 모형의 경우, Hamilton(1989)은 MS-AR 모형을 이용해 경기변동국면이 확장기와 수축기로 구분된다는 가정하에 두 국면의 특징을 비교하거나 경기침체의 효과를 평가하고 일반적인 AR 모형보다 경기변동의 특징을 더 잘 설명한다고 주장하였으며 확장기에서 수축기로의 국면전환은 GNP가 약 3% 하락하는 결과를 보여 주었다. Engle과 Hamilton(1990)은 MS-AR 모형에 독일, 프랑스, 영국의 분기별 명목환율을 각각 적용한 결과 명목환율이 장기적으로 국면에 따라 추세가 변경되는 것으로 추정되어 확률보행을 따른다는 가설을 기각하여 환율에측이 가능하다고 주장하였다. Maheu와 McCurdy(2000)는 MS-AR 모형을 이용하여 미국의 높은 주식수익률을 나타내는 경우를 안정기라 하고 낮은 수익률의 경우는 변동기라 주장하였다. Bergman과 Hansson(2005)은 영국, 프랑스, 독일 등 6개국을 대상으로 실질환율에 대한 단일 확률보행모형, MS-RW 모형, MS-AR 모형을 비교하고자 로그우도함수를 추정한 결과 시계열이 안정적인 상태일 때 MS-AR 모형이 가장 우수한 것으로 나타났다. De Grauwe와 Vansteenkiste(2001)은 MS-AR 모형을 이용하여 여러 국가의 월별 환율자료를 이용하여 추정하고 고인플레이션 국가들의 국면이 유의적이거나 신흥국들은 비유의하였다. Brunetti

등(2007)은 MS-AR 모형을 이용하여 태국, 싱가포르, 필리핀, 말레이시아를 대상으로 환율의 변동성을 2-국면으로 구분하여 외환위기를 기준으로 추정된 결과 각국의 환율이 높은 변동성을 나타내는 경우 환율국면의 변화가 존재하고 이들의 원인을 실질환율, M2, 외환보유액의 비율, 금융주의 수익률 등이라고 주장하였다. Vargas(2009)은 MS 모형과 시변전이확률을 통해 금융위기에 대해 조기경계태세를 갖추는데 유리할 것으로 예상된다고 주장하였다.

다음으로 MS-VAR 모형의 경우, Krolzig(1997b)은 MS-VAR 모형을 이용한 결과 브라질, 러시아, 인도, 중국, 남아프리카공화국(BRICS), 즉 신흥경제 5개국들은 모두 높은 변동성국면과 낮은 변동성국면이 존재하였고 남아프리카공화국을 제외한 다른 국가들의 주식수익률부터 환율에 대한 영향력이 매우 유의적이었고 높은 변동성에서 강한 음(-)의 상관관계가 존재한다고 주장하였다. Kim과 Nelson(1999)은 베이지언 방식을 이용하여 1980년대 중반 이후 미국의 경기변동의 여러 현상을 분석하였고 Krolzig(2000)은 MS-VAR 모형을 이용하여 미국, 일본 및 EU 국가들에 대한 시장충격반응을 연구한 결과 3-국면, 즉 안정기, 침체기, 급변동기로 구분하였고 미국의 경우에 1990년대까지 장기적으로 안정기를 경험한 것으로 나타났고 일본의 경우에는 1970년대 중반까지 급변동기를 겪다가 1990년대에 들어 장기침체기로 진입한 것으로 나타났다. Chevallier(2012)는 MS-VAR 모형을 이용하여 미국의 무역지수, 신용스프레드, 모기지시장, 거시경제변수, 상품시장, 주식시장간 동태적 인과관계를 분석한 결과 최근의 글로벌 금융위기가 미국의 금융시장간의 동태적인 인과관계에 유의한 영향을 미친다고 주장하였다.

Chkili와 Nguyen(2014)은 BRICS국가들의 주식수익률과 환율변화율의 관계를 MS-VAR 모

형을 통해 연구한 결과 Krolzig(1997b)의 연구결과와 거의 동일하게 이들 국가들이 모두 높은 변동성국면과 낮은 변동성국면이 존재하고 남아프리카공화국을 제외한 다른 국가들의 주식수익률부터 환율에 대한 영향력이 매우 유의적이었고 높은 변동성에서 강한 음(-)의 상관관계가 존재한다고 주장하였다.

국내의 경우, 김명직(2000)은 월별 환율변동을 3-국면으로 구분하여 1997년 대부분의 기간에 걸쳐 환율이 평가절하국면에서 위기국면으로의 전이확률이 평균국면의 전이확률에 비해 지속적으로 3배 이상 높았다고 추정하고 국면의 전이현상은 실제 외환위기의 출발점인 1997년 10월에서 12월 보다 약 7개월 선행하는 것으로 나타났다. 또한 유지성과 김권식(2004)은 실질실효환율을 통해 외환위기전·후 한국의 외환시장에서 발생한 실질환율의 변동요인과 그 특징을 중심으로 실증분석하고 환율변동요인을 영구적 충격요소와 일시적 충격요소로 구분하여 2-상태 1-시차 MS 모형의 결과 일시적 충격요소에 의해 실질환율이 변동한 것으로 분석된 외환위기전에 비해서 외환위기 이후의 기간에는 주로 영구적 충격요소에 의해 실질환율이 변동하는 것으로 나타났다. 또한 외환위기중에 일시적 충격은 고분산국면일 경우에 초래된 것으로 분석되었으며 이는 자본유출이나 포트폴리오투자의 급격한 변화에 의해 영향을 받았다고 주장하였다. 그리고 오형석(2007)은 3-상태 MS-Structural VAR 모형을 이용하여 한국 거시경제지표들의 변동폭이 외환위기이후에 크게 증가하였다는 것을 발견하고 특히 외환위기를 거치면서 잠재성장률은 크게 하락하고 GDP 갭이 확대된 것을 확인하였다. 박재진(2012)은 3-국면 MS 모형을 이용하여 환율을 구분한 결과 1-국면은 확장기, 2-국면은 침체기 또는 변동기, 3-국면은 위기 또는 급변동기의 전이확률은 각 약 96%, 98%, 84%로 매우

높은 것으로 추정되었고 1990년대 대부분은 2-국면이고 2000년대는 1-국면으로 추정되었다.

따라서 본 연구는 MS-VAR 모형을 이용하여 1971년 1분기부터 2016년 1분기까지 분기별 실질 GDP의 국제적 동조화 및 구조적 변화를 조사하고자 한다.

II. 연구방법론

1. MS 모형

미국의 경기변동에 대한 Hamilton(1989)의 Markov-switching(MS) 모형에서 1953년부터 1984년까지 미국의 분기별 실질 GNP를 계절조정하여 4시차 자기회귀식으로 나타내었다.

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = \alpha_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + \alpha_4(\Delta y_{t-p} - \mu(s_{t-4})) + u_t, \quad (1)$$

$$u_t \sim N(0, \sigma^2)$$

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 > 0 & \text{if } s_t = 1 \text{ (경기확장)} \\ \mu_2 < 0 & \text{if } s_t = 2 \text{ (경기수축)} \end{cases} \quad (2)$$

위의 식 (1)과 (2)에서 Δy_t 는 실질 GNP를 로그차분한 후에 100을 곱한 변수이고 조건부 평균 $\mu(s_t)$ 는 두 국면으로 전환하고 분산 σ^2 은 일정하다. 국면의 창출과정은 p_{12} 이 경기확장국면에서 경기수축국면으로의 전환확률, p_{21} 은 경기수축국면에서 경기확장국면으로의 전이확률을 나타내는 것과 같은 두 국면의 잠재된 마코프 체인에서 존재하는 것으로 가정된다.

2. MS-VAR 모형

본 연구에서 선택된 방법은 다국가별 모형으

로 Hamilton(1989)의 미국의 경기변동을 일반화시키는 것이다. 특정 국면에서 실질 GDP 성장률의 동조화(comovements)가 벡터자기회귀모형을 통해 표시된다. 따라서 특정 국가의 충격 u_{mt} 의 국제적(m 국가에서 n 국가로) 또한 시점간(k 시차) 전이효과(transmission)는 행렬 $A_k = [a_{nm,k}]$ 으로 구성된 자기회귀계수 $a_{nm,k}$ 에 의해 결정된다. 세계경제의 국면 s_t 를 조건부로 하는 경우, K -차 시계열벡터 $\Delta y_t = (\Delta y_{1t}, \dots, \Delta y_{Kt})'$, $t = 1, \dots, T$ 는 p -차 벡터자기회귀로 다음과 같이 일반화된다.

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(\Delta y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (3)$$

위의 식 (3)에서 $\Delta y_0, \dots, \Delta y_{1-p}$ 는 고정이고 잔차항 $u_t = \Delta y_t - E[\Delta y_t | Y_{t-1}, S_t]$ 는 $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ 로 가정된 분산-공분산행렬을 고려한 평균이 0인 백색잡음을 나타낸다. 따라서 $Y_{t-1} = (\Delta y'_{t-1}, \dots, \Delta y'_{t-p})'$ 에서 Δy_t 의 조건부 기대치와 $S_t = (S_t, S'_{t-1}, \dots, S'_{t-p})'$ 의 국면벡터는 다음의 K -차 선형차분모형으로 결정된다.

$$E[\Delta y_t | Y_{t-1}] = \mu(s_t) + \sum_{k=1}^p A_k (\Delta y_{t-k} - \mu(s_{t-k})) \quad (4)$$

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{if } s_t = 1 \\ \vdots & \\ \mu_M & \text{if } s_t = M \end{cases} \quad (5)$$

만약 글로벌 경제성장과정에서 국면전환의 영향을 받는다면, 선형시계열모형인 식 (3)의 평균 μ 도 경기변동의 국면 s_t 에 따라 변할 수 있다. 국면전환모형류의 이면에서 지지하는 일반적인 생각은 자기회귀과정의 모수들이 비관측국면변수 $s_t \in 1, \dots, M$ 을 조건으로 한다는 것이다. 국면변수 s_t 는 모형의 비관측국면을 나타낸다. M -국면과

p -시차의 마코프 국면전환 벡터자기회귀모형은 MS(M)-VAR(p) 모형이라고 일컫는다.

MS-VAR 모형에서 모형에 대한 동적 충격의 확대메커니즘은 첫째, 국가별 충격의 국제적 전이현상을 나타내는 선형자기회귀, 둘째, 대규모 동시적으로 발생하는 공통적 충격을 나타내는 마코프 과정을 창출하는 국면전환으로 구성된다. 이러한 두 가지 거시경제변동의 소스는 반드시 독립적일 필요는 없다. 만약 분산은 국면에 의존한다면, 국면창출과정은 잔차항 u_t 의 동시적 상관관계를 변경시키고 더불어 직교화된 충격반응함수도 변경시킨다. 이러한 의미에서 국면전환은 글로벌 경기변동의 국면과 특정 국가별 충격의 국제적 전이효과에 동시적으로 영향을 미친다. 다음으로 본 연구는 MS-VAR 모형의 주요 장점이 국면전환에 의존하는 다변량시계열을 모델링할 때 융통성이 있다는 것을 파악할 것이다. 예를 들어, MS-VAR 모형의 가장 일반적인 속성에서 자기회귀의 모든 모수는 $\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \sum(s_t)$ 가 실현된 s_t 에 모수 $\mu, A_1, \dots, A_p, \sum$ 의 의존성을 나타내는 모수 전환함수와 같은 마코프 체인의 국면 s_t 에 제약 조건으로 될 수 있다. 경기변동분석의 목적으로 이것은 시계열벡터의 평균에서 국면전환을 대개 고려할 만큼 충분하다.

데이터 도출과정의 설명은 조건부 과정인 식 (3)에 의해 완성되지 않는다. 모수가 확률적이고 비관측되는 것으로 가정되는 국면에 의존하기 때문에 국면 s_t 에 대한 국면도출과정은 공식화되어야 한다. Hamilton 모형에서처럼 국면도출과정은 전이확률로 정의된 국면 $s_t = 1, \dots, M$ 의 유한인 수를 고려한 에르고딕 마코프 체인이고 국면 s_t 는 줄일 수 없는 전이행렬 P 를 고려한 에르고딕 M -국면의 마코프 과정을 따른다고 가정된다.

$$p_{ij} = \Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \quad (6)$$

$$\forall i, j \in 1, \dots, M$$

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \cdots & P_{MM} \end{bmatrix} \quad (7)$$

MS-VAR 모형의 우도함수의 최대화는 자기회귀의 모수와 비관측국면의 마코프 체인을 통제하는 전이확률의 추정치를 구하기 위해서 반복적 추정기법을 필요로 한다. Hamilton 모형의 $\lambda = (\mu_s, \alpha_1, \dots, \alpha_4, \sigma^2, p_{11}, p_{22})$ 로 이러한 모수벡터를 나타내는데 λ 는 관찰치 Y_T 에 대한 우도를 최대화하기 위해 선택된다. 모형의 최대우도(Maximum likelihood: ML) 추정은 Hamilton (1990)과 Krolzig(1997b)에서 설명된 기대-최대화(Expectation-maximization: EM) 알고리즘에 기초하고 있다. EM 알고리즘은 일반적인 모형류에 대하여 Dempster 등(1977)에 의해 소개되고 있는데 이것의 관찰된 시계열이 국면변수 s_t 인 특정의 비관측확률변수에 의존한다. EM 알고리즘의 각각의 반복은 두 단계, 즉 기대단계와 최대 단계로 구성된다.

첫째, 기대단계에서 비관측국면 s_t 는 이들의 평활화 확률 $\Pr(s_t | Y_T)$ 에 의해 추정되는데, 여기서 모든 조건부 확률 $\Pr(S | Y, \lambda^{(j-1)})$ 은 미지의 참모수벡터 λ 를 대신하여 최종 최대단계의 추정된 모수벡터 $\lambda^{(j-1)}$ 를 이용하여 필터링과 스무딩 반복법을 고려하여 계산된다. 둘째, 최대단계에서 모수벡터 λ 의 추정은 우도함수와 결합된 1차 조건의 $\tilde{\lambda}$ 에서 산출되는데, 여기서 미지의 조건부 국면확률 $\Pr(S | Y, \lambda)$ 은 최종 기대단계에서 도출된 평활화 확률 $\Pr(S | Y, \lambda^{(j-1)})$ 로 대체된다. 새로운 모수벡터 λ 를 가진 필터확률 $\Pr(s_t | Y_t, \lambda^{(j)})$ 와 평활화 확률 $\Pr(S | Y, \lambda^{(j-1)})$

은 갱신된다. 따라서 각 EM 반복은 필터링과 스무딩 알고리즘을 통해 이루어지고 이후에 우도함수의 가치증가를 보증하는 모수추정과 1차 조건의 갱신도 이루어진다. Hamilton(1988, 1989)의 필터링 알고리즘과 Kim (1994)의 스무딩 알고리즘과 결합하여 본 연구는 확률을 이용가능한 정보집합에 영향 미치는 조건부 비관측 경기확장국면과 수축국면으로 할당함으로써 경기의 잠재국면에 대하여 적절한 추론을 할 수 있다. 이러한 방법으로 재구성된 국면들은 MS-VAR 모형의 해석을 위한 중요한 수단이다.

III. 실증분석결과

1. 자료와 예비분석결과

본 연구는 1971년 1분기부터 2016년 1분기까지 OECD(2016)에서 제공되는 한국, 미국, 캐나다, 영국, 독일 및 일본의 분기별 percentage change로 계절조정되고 차분된 실질 GDP 경제지표를 이용한다. 본 연구에서 국가별 경기변동의 정형화된 사실을 수집하고 경기변동에 대한 국가별 고유특성뿐만 아니라 공통적인 특징들을 조사하였다.

<표 1>에서 본 연구의 신뢰도 검정에서 Cronbach α 값은 약 0.657로 나타나 신뢰도가 적절하여 자료가 분석에 적합하였고, 또한 모든 변수간 다중상호작용이 없다는 귀무가설을 검정하는 Tukey의 비가법성 검정과 모든 변수간 평균이 동일하다는 귀무가설을 검정하는 Hotelling의

T^2 검정결과도 적절하였다. 타당도 검정에서 모든 변수간의 상관관계가 없다는 귀무가설을 검정하는 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin) 측정값이 약 0.644로 분석에 적합하였고 변수간 상관행렬은 단위행렬이라는 귀무가설을 검정하는 Bartlett의 구형성 검정에서는 자료간의 상관이 71.047로 유의하여 분석할 만큼 적절하게 나타났다. <표 2>에 지표의 평균은 -0.0596에서 0.0122의 범위에 있고 독일의 평균이 0.0122로 가장 높고 한국의 표준편차가 2.5272로 가장 높았다. 왜도는 한국, 미국, 일본만이 거의 대칭분포를 나타내었고, 첨도와 Jarque-Bera(JB)(1987)값은 모두 유의하여 정규분포를 나타내지 못하였고 모든 시계열의 ADF 통계량이 MacKinnon(1996)의 임계값을 초과하여 단위근이 존재하지 않고 따라서 자기상관 또는 계열상관이 존재하지 않았다고 판단할 수 있었다. <표 3>에서 Lo와 Mackinlay(1988)의 분산비 검정에서 $n=5$ 의 경우, 한국, 영국, 일본의 시계열만이 무작위이고, $n=10$ 의 경우도 6개 모두 무작위적이고 자기상관이 존재하지 않았다. 마찬가지로 Hurst(1951), Mandelbrot(1963)의 고전적 RS 모형에서도 시계열의 자기상관이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값(\tilde{Q}_n)은 모두 비유의하여 자기상관이 존재하지 않았고, 특히 Lo(1991)의 수정된 RS 모형에서도 시계열의 장기존성(장기기억)이 없다는 귀무가설을 검정하는 통계값(Q_n)은 비유의하여 장기기억이 존재하지 않았다. 반면에 Fama(1965)의 Run 검정(Wald-Wolfowitz 검정)에서는 시계열이 무작위로 추출된다는 귀무가설을 검정하는 통계값이 일본을 제외하고 모두 유의하였으므로 시계열이 효율적이지 않았다.

<표 1> 신뢰도와 타당도 검정

구분	신뢰도			타당도	
	Cronbach α	Tukey 비가법성 검정	Hotelling T^2 검정	KMO 측정값	Bartlett 구형성 검정
		F값	F값		χ^2 값
	0.657	0.052	0.028	0.644	71.047**

* p<.05, ** p<.01

<표 2> 기술통계량

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	JB	ADF
한국	-0.0596	2.5272	-0.1046	2.1908**	35.921**	-7.8215**
미국	-0.0041	1.1094	-0.0741	1.7505**	22.890**	-7.0614**
캐나다	0.0042	0.9044	0.6869**	2.7333**	69.407**	-11.158**
영국	-0.0091	1.3692	-1.1523**	7.3938**	444.85**	-6.3923**
독일	0.0122	1.2553	0.6012**	2.5109**	57.482**	-13.508**
일본	-0.0206	1.6255	-0.1788	2.3511**	45.947**	-6.6095**

* p<.05, ** p<.01, JB: Jarque-Bera, ADF: Augmented Dickey Fuller

<표 3> 분산비 검정, Rescaled 검정 및 ARFIMA 검정

구분	LM-V/R		HM-R/S	Lo-R/S		Run	ARFIMA(p, d, q): $0 < d < 0.5$		
	통계값		통계값 (\tilde{Q}_n)	통계값(Q_n)		통계값	통계값		
	n=5	n=10		q=5	q=10		AR ($\Phi, p=1$)	d	MA ($\Theta, q=1$)
한국	1.1309	0.5292	0.6599	0.6772	0.9868	-2.7081**	0.5778**	0.3950**	-0.7943**
미국	1.6061**	0.9267	0.8239	0.6955	0.9162	-1.9938*	-0.6999**	0.2556**	0.5628**
캐나다	0.3404**	0.1564	0.5221	0.9846	1.2043	2.2791*	0.5124**	0.1376**	-0.5581**
영국	1.0991	0.7761	0.7862	0.8068	0.9710	-2.2260*	0.3246**	0.5030**	-0.7196**
독일	0.2595**	0.1396	0.5361	1.1151	1.4764	4.2300**	0.2794**	-0.3756**	0.0901**
일본	1.0524	0.4800	0.7903	0.8558	1.2221	0.4522	-0.4097**	0.1119**	0.3628**

* p<.05, ** p<.01, LM: Lo and Mackinlay, HM: Hurst/Mandelbrot, ARFIMA: AutoRegressive Fractionally Integrated Moving Average

지속성과 관련된 장기기억 모형인 ARFIMA (p, d, q)(Granger and Joyeux, 1980)모형을 살펴 보면, 장기기억의 정상적 과정을 보여주는 모든 기간의 변수들의 AR($\Phi, p=1$)의 추정계수가 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하여 모두 정상적 조건을 만족한다. 또한 시계열의 d -추정치가 독일

기억(long memory) 또는 장기 의존성(long-range dependence)을 나타내었다.

본 연구에서는 6개 지표의 구조적 관계를 검정하기 위하여 1971년 1분기부터 2016년 1분기의 기간에 대하여 구조적 변화가 존재하는지를 <표 4>의 Chow 검정(H_0 : No structural changes)을 사용하여 분석한다. 먼저 특정 시점의 구조적 변

화를 분석하기 위하여 사용하는 일반적인 방법으로는 Chow 검정이 있다(Chow, 1960). 이 검정은 2개 이상의 시계열 하위자료로 구성된 모형의 추정치가 유의미한 차이가 존재하는지를 검정하는 방법으로 전체 표본을 통하여 얻는 잔차제곱합과 분할된 표본의 잔차제곱합을 F-검정을 이용하여 검정한다(Greene, 2003). Chow 검정은 선형적으로 구조적 변화시점을 전제하여야 하는 반면, 반복적 회귀분석을 이용하는 방법은 사후적으로 구조적 변화를 검토할 수 있다.

<표 4>에서 Chow 검정결과를 살펴보면, 한국의 IMF 구제금융이 최종 상환된 2001년 3분기, 미국의 서브프라임 모기지 대출회사인 뉴센트리파이낸셜(주)이 파산신청한 2007년 2분기, 미국 정부가 금융안정정책을 발표한 2009년 1분기, 그리스가 구제신청한 2010년 2분기, 2010년의 유럽발 금융위기로 인한 세계의 증시가 저점을 형성한 2012년 1분기, 러시아발 경제위기로 통화의 평가절하와 석유가격이 폭락된 2014년 2분기, 중

국발 경제위기가 초래된 2015년 2분기를 구조적 전환점(structural break points)으로 지정하였을 경우, Chow 전환점의 F값이 각각 4.2635, 2.2925, 2.3524, 2.4161, 2.0219, 0.5367, 0.4923이고, 로그우도비율(χ^2 값)은 각각 25.511, 14.165, 14.520, 14.898, 12.550, 3.4181, 3.2871이며 Wald값은 각각 25.581, 13.755, 14.114, 14.496, 12.131, 3.2207, 2.9872로 5% 유의수준 이상에서 전환점이 존재하지 않는다는 귀무가설이 모두 기각되었다. 따라서 본 연구에서는 아시아의 외환위기 이후인 2001년 3분기, 2003년의 러시아와 미국발 글로벌 금융위기가 촉발된 2007년 2분기, 미국의 안정화 정책이 시도된 2009년 1분기, 그리스의 위기가 정점에 달한 2010년 2분기, 글로벌 증시가 하락된 2012년 1분기, 러시아발 경제위기가 시작된 2014년 2분기, 중국발 경제위기가 초래된 2015년 2분기에 6개 지표간에 구조적 변화가 존재한다고 판단하였다.

<표 4> Chow 검정

구분 Break points	F-statistic	Log likelihood ratio	Wald statistic
2001년(3)	Fchow(6,168)=4.2635**	Chi-Square(6)=25.511**	Chi-Square(6)=25.581**
2007년(2)	Fchow(6,168)=2.2925*	Chi-Square(6)=14.165*	Chi-Square(6)=13.755*
2009년(1)	Fchow(6,168)=2.3524*	Chi-Square(6)=14.520*	Chi-Square(6)=14.114*
2010년(2)	Fchow(6,168)=2.4161*	Chi-Square(6)=14.898*	Chi-Square(6)=14.496*
2012년(1)	Fchow(6,168)=2.0219*	Chi-Square(6)=12.550*	Chi-Square(6)=12.131*
2014년(2)	Fchow(6,168)=0.5367*	Chi-Square(6)=3.4181**	Chi-Square(6)=3.2207*
2015년(2)	Fchow(6,168)=0.4923*	Chi-Square(6)=3.2871*	Chi-Square(6)=2.9872*

* p<.05, ** p<.01

2. MS-AR 모형의 결과

먼저 일변량 Hamilton 모형, 즉 2-국면 4-시차의 MS(2)-AR(4) 모형을 다음의 <표 5>를 통해 살펴본다. 국가별 분석에서 산출된 정보를 통

해 경기변동의 유사성 및 비대칭성을 파악할 수 있다. 국가별 실제의 경기변동의 패턴의 결과를 살펴보면, 평균적으로 1-국면(경기확장기)의 실질 GDP 성장률은 분기별 평균 약 4%(1.1038×4) 상승하는 반면, 2-국면(경기수축기)의 실질 GDP

성장률은 분기별 평균 약 0.5%(0.1360×4) 상승하는 것으로 나타났고 지수별로 보면, 확장기에는 약 0.9876로 일본(0.9867), 미국(0.9794), 영국(0.9761), 캐나다(0.9674), 한국(0.9027)에 대한 지속기간은 각각

<표 5> MS(2)-AR(4) 모형의 결과

구분	한국	미국	캐나다	영국	독일	일본
μ_1	9.3134	3.5956	0.8063	2.2706	0.5012	4.2471
μ_2	4.3367	0.9938	-1.1596	-1.4046	-2.8985	0.9484
α_1	1.2667	1.2141	0.3482	1.2104	0.0392	0.7871
α_2	-0.3521	-0.3265	-0.0283	-0.4536	0.0845	-0.0546
α_3	-0.2004	-0.1198	0.2391	0.2303	0.1175	0.1052
α_4	0.0752	-0.0380	-0.0001	-0.2135	0.0637	-0.3437
p_{11}	0.9027	0.9794	0.9674	0.9761	0.9876	0.9867
p_{22}	0.8969	0.9637	0.6476	0.4334	0.2887	0.9213
$(1-p_{11})-1$	10.27	48.54	30.67	41.84	80.64	75.18
$(1-p_{22})-1$	9.71	27.54	2.83	1.76	1.40	12.70
σ^2	1.5811	0.8110	0.5430	0.9079	0.7873	1.3420
InL	-374.30	-228.22	-173.03	-252.33	-215.38	-298.92

한국의 분기별 실질 GDP 성장률의 평균이 약 37%로 가장 높게 나타났으며, 다음으로 일본은 약 17%, 미국은 약 14%, 영국은 약 9% 등의 순으로 높게 나타났다. 수축기에는 한국의 분기별 평균이 약 17%로 가장 높게 나타났으나, 독일, 영국, 캐나다의 경우는 각 약 12%, 6%, 5%로 낮게 나타났다. 경기확장기인 1-국면의 전이확률(p_{11})이 경기수축기인 2-국면의 전이확률(p_{22})보다 높은 것으로 볼 때 경기수축기인 2-국면보다는 경기확장기인 2-국면가 상대적으로 장기 비대칭 패턴도 잘 반영하고 있다고 볼 수 있다. 또한 동일한 국면이라도 지속기간이 시간에 따라 전반적으로 서로 상이한 마코프 체인의 불규칙하고 반복적인 에르고딕 특징을 보이고 있다. 구체적으로 살펴보면, 경기확장기의 경우, 독일의 실질 GDP 성장률의 전이확률(p_{11})은 0.9876으로 다른 국가에 비해 가장 높고 지속기간도 약 81 분기로 2016년 1분기 이후에는 경기확장국면으로 지속될 가능성이 높다고 볼 수 있다. 다음으

로 약 75, 49, 42, 31, 10분기를 나타내었다. 또한 경기수축기의 경우, 미국의 실질 GDP 성장률의 전이확률(p_{22})은 0.9637로 다른 국가에 비해 가장 높고 지속기간도 약 28분기로 가장 높게 나타났다. 다음으로 일본(0.9213), 한국(0.8969), 캐나다(0.6476), 영국(0.4334), 독일(0.2887)에 대한 지속기간은 각각 약 13, 10, 3, 2, 1분기를 보여주었다. 따라서 모두 경기확장기인 국면1의 지속기간보다 2-국면의 지속기간은 더 단기적이므로 2016년 1분기 이후에는 경기확장국면이 지속될 가능성이 높고 경기변동이 비대칭적이라고 판단할 수 있었다. 이와 같은 경기확장국면의 지속기간은 경기수축과 경기확장의 기간에 대한 전통적인 설명과 일치하였다(Burns and Mitchell, 1946).

경기변동을 추적관찰하기 위한 국면전환모형의 능력을 체계적으로 평가하기 위해서 경기변동의 전환점을 추정하는 전통적 기법에서 도출된 결과들과 본연구의 결과와 비교할 것이다. Economic Cycle Research Institute(ECRI)의 국

제경제지표 자료를 통해 최근 경기변동과 성장률변동의 정점과 저점에 대한 특정 OECD 국가의 변동일지를 이용한다. 이들은 Artis 등(1995)에 의해 제공되는 산업생산에 대한 전환점 날짜와 광범위하게 일치한다. ECRI(2016)의 방법론은 National Bureau of Economic Research(NBER)의 연구에 기초를 두고 있다. 경기변동의 추정은 거시경제성장과를 측정하는 월별 지표의 모형에 의존한다. 세부적인 ECRI와 자료의 방법론은 Zarnowitz(1995)와 Niemira와 Klein(1994)의 연구에 언급된다.

6개 국가의 실질 GDP에 대한 MS(2)-AR(4) 모형의 추정결과는 <그림 1>에 나타나 있다. 흥미롭게도 Hamilton(1989)에 의해 이용된 NBER 분류와 관련하여, 본 연구는 전통적 경기변동일이 불경기확률로 내재된 확장과 수축국면의 에피소드와 거의 밀접하게 일치한다는 것을 파악하였다. 음영부분은 정점부터 저점까지의 하향으로 불경기를 나타낸다. 전통적 경기변동은 거시경제적 활동의 수준에서 확장과 수축기를 반복하는 특성을 나타낸다. 이들은 고추세와 저추세 성장률기간의 특성을 나타낸 단기적 거시경제적 활동의 변동인 성장률변동에 포함된다.

첫째, 한국의 경우, 세계 제2차 대전 말과 한국전쟁기간을 포함한 자료를 이용한 Hamilton 모형의 실패를 관찰한 Hess와 Iwata(1995), Boldrin(1996), Clements와 Krolzig(1996)의 연구와는 대조적으로 1971년 1분기부터 2016년 1분기까지 이용한 본 연구는 한국의 경기변동에 대한 각 MS(2)-AR(4) 모형의 구조적 변화를 보여준다. <표 5>에 제시된 추정치들은 1971년(1)-2016년(1)에 대한 Hamilton(1989)에 의해 제시된 추정치와 광범위하게 일치한다.

MS(2)-AR(4) 모형으로 산출된 평활화 확률은 <그림 1>에 제시된다. NBER 음영자료(recession)와 ECRI의 Business Cycle Peak and Through

Dates 비교를 통해 살펴본다면, 1981년 초반부터 1982년 말까지, 1986년 말부터 1987년 말까지, 1997년 말부터 1998년 중반까지, 2000년 초반부터 2016년 초까지 기간의 2개 국면전환모형으로 산출된 경기확장과 경기수축기간은 경기변동의 전통적으로 기록된 전환점과 일부분 유사하게 일치한다는 것을 보여주었다. 따라서 본 연구는 경기수축국면인 1979년(3)-정점부터 1980년(10)-저점까지, 아시아의 금융위기기간인 1997년(8)-정점부터 1998년(7)-저점까지, 2002년(12)-정점부터 2003년(9)-저점까지, 미국에서 촉발된 글로벌 금융위기기간인 2008년(7)-정점부터 2008년(12)-저점까지 기간에서 음(-)의 충격을 포착하였다.

둘째, 미국의 경우, <표 5>에 제시된 추정치들은 1971년(1)-2016년(1)에 대한 Hamilton(1989)에 의해 제시된 추정치와 광범위하게 일치한다. MS(2)-AR(4) 모형으로 산출된 평활화 확률은 <그림 1>에 제시된 NBER와 ECRI의 비교를 통해 살펴본다면, 1982년-2007년의 미국의 대안경기(Great moderation) 동안에 1990년(7)-정점, 1991년(3)-저점, 2001년(3)-정점, 2001년(11)-저점, 2007년(12)-정점을 제외한 2개 국면전환모형으로 산출된 경기확장과 경기수축기간은 경기변동의 전통적으로 기록된 전환점과 거의 유사하게 일치한다는 것을 보여주었다. 따라서 본 연구는 경기수축국면인 1980년(1)-정점부터 1980년(7)-저점까지, 1981년(7)-정점부터 1982년(11)-저점까지, 2007년(12)-정점부터 2009년(6)-저점까지 기간에서 음(-)의 충격을 포착하였다.

셋째, 캐나다의 경우, <표 5>에 제시된 추정치들과 MS(2)-AR(4) 모형으로 산출된 평활화 확률은 <그림 1>에 제시된 NBER와 ECRI의 비교를 통해 살펴본다면, 캐나다의 경기는 1981년(4)부터 1982년(11)까지, 1990년(3)부터 1992년(3)까지, 글로벌 금융위기기간인 2008년(1)부터 2009년(7)까지 3개의 경기수축기간을 나타내었으

므로 2개 국면전환모형으로 산출된 경기확장과 경기수축기간은 경기변동의 전통적으로 기록된 전환점과 대부분 거의 일치하였고 <표 5>의 1-국면의 실질 GDP의 평균($\mu_1=0.8063$)에서 2-국면의 평균($\mu_2=-1.1596$)으로 전환한 불경기를 포착하였다. ECRI에서 구분된 단기간의 3개 경기수축기간은 경기변동의 하락세를 나타내고 있으나, 국면전환에 의해 발생하는 원인이 설명되지는 않고 잠재적인 경기확장국면에서 음(-)의 충격을 나타낸다고 볼 수 있다. 또한 본 연구의 추정치는 유의한 결과를 나타내기 위해 베이지안 방법을 사용하도록 강제된 Goodwin(1993) 연구의 추정치와 거의 동일하였다.

넷째, 영국의 경우, <표 5>와 <그림 1>에 제시된 NBER와 ECRI의 비교를 통해 거시경제적 변동은 1974년(9)-정점부터 1975년(8)-저점까지, 1979년(6)-정점부터 1981년(5)-저점까지의 기간을 2개의 경기수축기간을 나타내었으므로 2개 국면전환모형으로 산출된 경기확장과 경기수축기간은 경기변동의 전통적으로 기록된 전환점과 거의 일치하였다. 그러나 <그림 1>에 제시된 경기수축기간의 전이확률은 1981년 중순 이후부터는 거의 나타나지는 않았으나, ECRI의 경우는 전술한 경기수축기간 이외에 1990년(5)-정점부터 1992년(3)-저점까지, 글로벌 금융위기기간인 2008년(5)-정점부터 2010년(1)-저점까지, 유럽의 금융위기기간을 포함한 2010년(8)-정점부터 2012년(2)-저점까지의 기간도 경기수축기간으로 포함하였다. 따라서 단순한 MS 모형으로는 영국의 분기별 실질 GDP 성장률에 대한 2-국면(경기수축)의 전이확률을 명확하게 나타내지 못할 수도 있으나, 본 연구의 추정치는 Goodwin(1993), Acemoglu와 Scott(1994), Sensier(1996)의 연구결과와 거의 일치하였다.

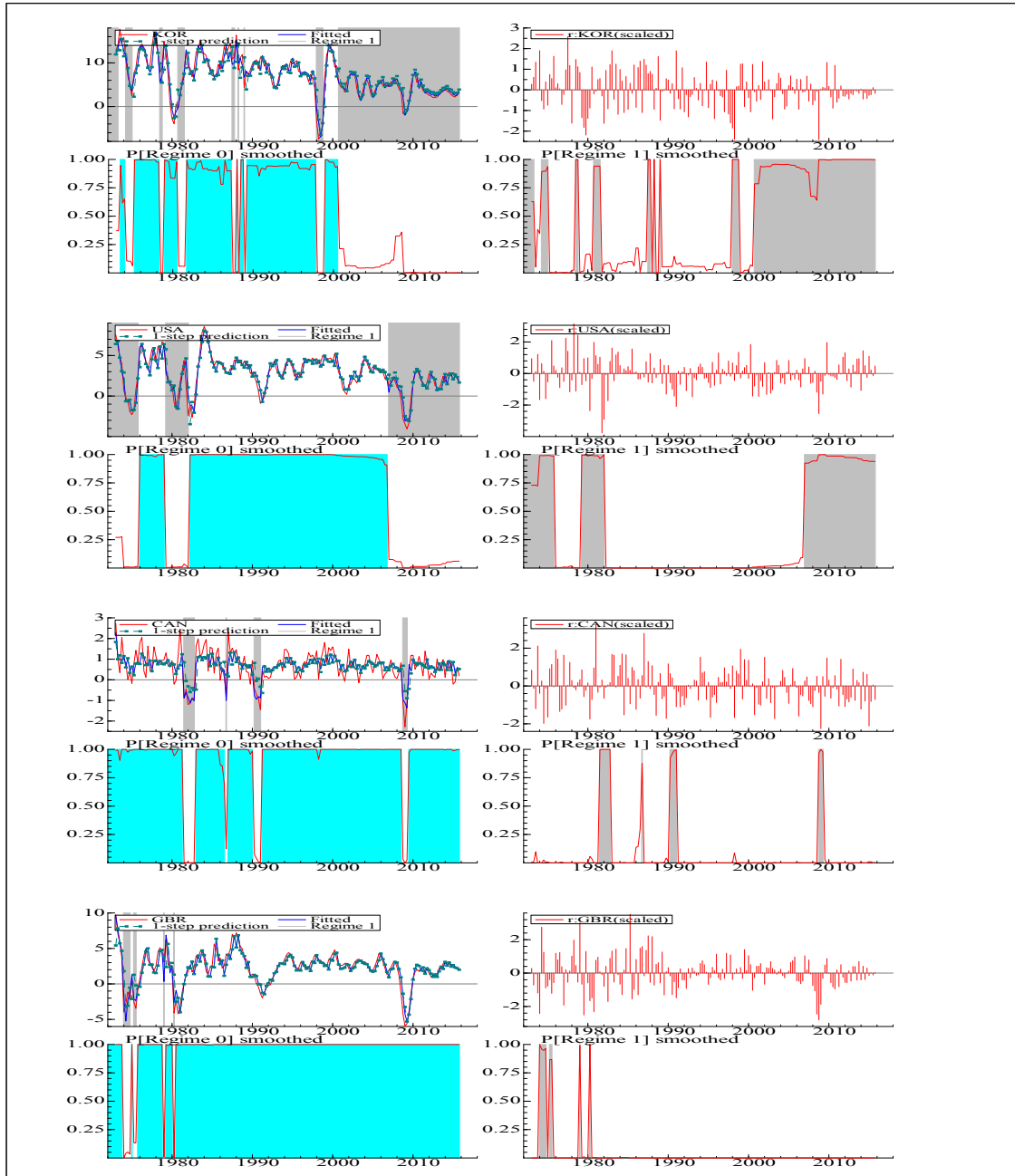
다섯째, 독일의 경우, <표 5>에 제시된 추정치들과 Goodwin(1993), Krolzig와 Lukepohl(1995),

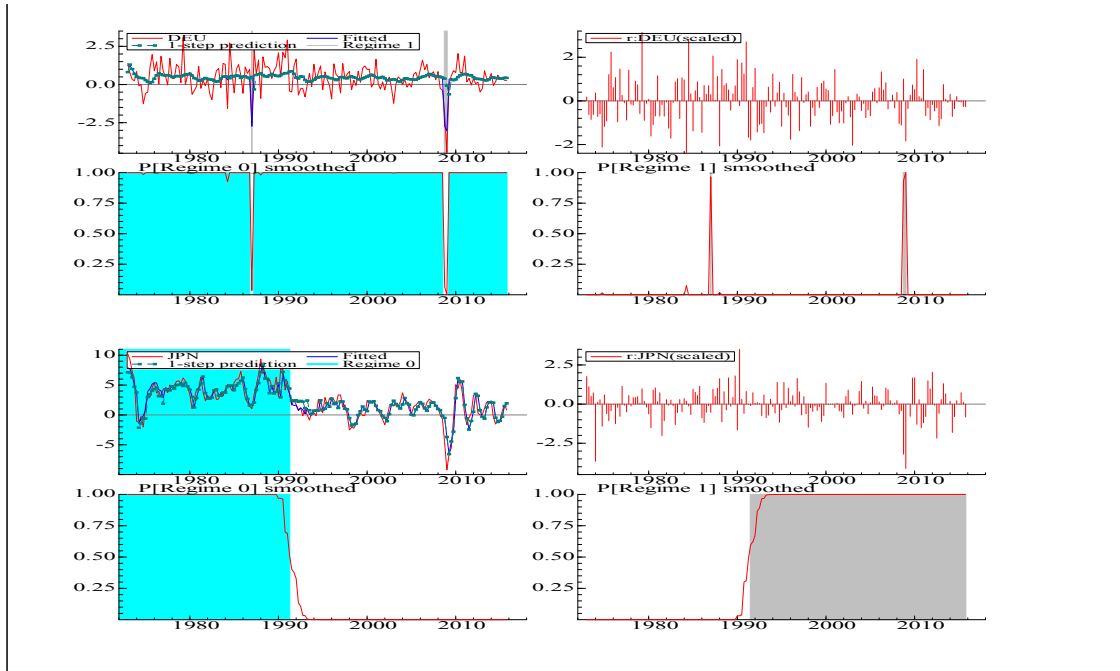
Krolzig(1997a)의 MS 모형의 추정치는 동일한 변수, 기간, 방법론 등의 차별화로 인하여 일부 분 일치하였다. 또한 전통적인 경기변동을 파악하였고 본 연구의 국면전환은 ECRI가 제시한 전환점과는 명확히 차이가 존재하였다고 볼 수 있다. 이는 독일이 다른 국가와 상대적으로 다르게 1-국면(경기확장)의 평균($\mu_1=0.5012$)이 가장 낮고 전이확률($p_{11}=0.9876$)의 지속기간도 약 81분기로 가장 장기적으로 지속된 결과로 나타났다. ECRI가 제시한 1973년(8)-정점부터 1975년(7)-저점까지, 1980년(1)-정점부터 1982년(10)-저점까지, 1991년(1)-정점부터 1994년(4)-저점까지, 2001년(1)-정점부터 2003년(8)-저점까지, 2008년(4)-정점부터 2009년(1)-저점까지의 기간을 경기수축기간으로 채택하였으나, 본 연구의 <그림 1>의 결과는 글로벌 금융위기기간인 2008년(4)-정점부터 2009년(1)-저점까지의 기간에서 나타난 음(-)의 충격만을 포착하였다. 따라서 독일의 경기변동의 전환점과 한국과 일본을 제외하고 미국, 캐나다, 영국의 전환점과는 거의 일치하는 부분이 다수 존재하였으나, 비례적으로 일치하지 않았다.

여섯째, 일본의 경우, <표 5>와 <그림 1>에 제시된 NBER와 ECRI의 비교를 통해 거시경제적 변동은 1973년(11)-정점부터 1975년(2)까지, 1992년(4)-정점부터 1994년(2)-저점까지, 아시아의 금융위기기간인 1997년(3)-정점부터 1999년(7)-저점까지, 2000년(8)-정점부터 2003년(4)-저점까지, 글로벌 금융위기기간인 2008년(2)-정점부터 2009년(3)-저점까지, 유럽의 금융위기기간인 2010년(8)-정점부터 2011년(4)-저점까지, 2012년(5)-정점부터 2013년(1)-저점까지, 러시아의 금융위기기간인 2014년(3)-정점부터 2014년(8)-저점까지의 기간을 8개의 경기수축기간을 나타내었으므로 2개 국면전환모형으로 산출된 경기확장과 경기수축기간은 경기변동의 전통적으로 기록된 전환점과 일부를 제외하더라도 거의 일치

하였다. 경기수축기간의 전이확률(p_{22})은 1990년 초반부터 2016년 초반까지 다른 국가와 비교해서 상대적으로 매우 높게 나타났다. 일본은 다른 국가와 비교해 볼 때 1-국면(경기확장)의 평균

($\mu_1=4.2471$)으로 매우 높고 전이확률($p_{11}=0.9867$, $p_{22}=0.9213$)의 지속기간도 각 약 75, 13분기로 장기적인 결과를 나타내었다.





<그림 1> MS(2)-AR(4)의 전이확률 추정결과

3. MS-VAR 모형의 결과

존재할지라도, 다음과 같이 나타낼 수 있다.

3.1 동분산 및 이분산 MS-VAR 모형의 구조적 변화

전술한 바와 같이 본 연구는 경기확장과 경기 수축이 동시에 모든 국가간에 발생하는 경향이 있다는 것을 파악하였다. Artis 등(1995)에서 이용된 것과 같은 월별 자료는 중요한 선도와 지연관계가 존재하였다. 지난 20년 동안 공통적 특징은 전세계의 원유가격충격 등과 더불어 금융과 상품시장의 지속적인 글로벌화로 인하여 더욱 현저하게 나타난다. 일본자료를 통해 경기 변동은 매우 독립적인 듯하다. 분기별 성장률의 상관관계는 약간 미약할지라도 이러한 결과는 연별 성장률과 비교할 때 더욱 명백하게 나타난다. 비록 분기별 실질 GDP 성장률의 모형에 대한 확률적 과정에서 공통적 국면전환의 증거가

$$\Delta y_t = [\Delta y_t^{kor} \Delta y_t^{usa} \Delta y_t^{can} \Delta y_t^{gbr} \Delta y_t^{deu} \Delta y_t^{jpn}]' \quad (8)$$

$$\Delta y_t - \mu(s_t) = A_1(\Delta y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + u_t \quad (9)$$

국면전환에 따른 실증적 시계열분석에 대하여 모형선택에 대한 실용적 접근은 유용한 통찰력을 제공할 수 있다. 본 연구는 M -국면 p -시차를 나타내는 $MS(M)$ - $VAR(p)$ 모형의 여러 대안적 사양을 조사할 것이다. 즉 평균과 상수의 전환을 고려한 다양한 모형으로 여러 차수의 벡터 자기회귀모형을 검정하고 2개 국면 이상을 고려한 모형도 고려하고 분산의 전환도 허용할 것이다. 사양분석은 경제성장의 과정에 대하여 다르거나 보완적 결론을 내릴 수 있다.

$VAR(p)$ 모형에 대하여 Akaike 차수 선택기준은 1차 자기회귀($p=1$)를 제시한다. 반면에

Hannan-Quinn과 Schwarz criteria는 $p=0$ 을 고려한 확률보행을 지지하지만, $p=1$ 이 적절한 시작점인 듯하다. 만약 본 연구는 자료 창출의 MS-VAR 모형에 대한 무한의 VAR 시차의 근사치로서 시간 불변의 $VAR(p)$ 모형을 고려한다면, 이때 본 연구는 MS-VAR 과정에 대한 최대의 자기회귀시차로서 $p=1$ 을 선택한다. 따라서 본 연구는 다음의 평균성장률 μ 의 마코프 국면

전환에 의해 영향을 받는 1시차 자기회귀를 고려한 설명부터 시작할 것이다.

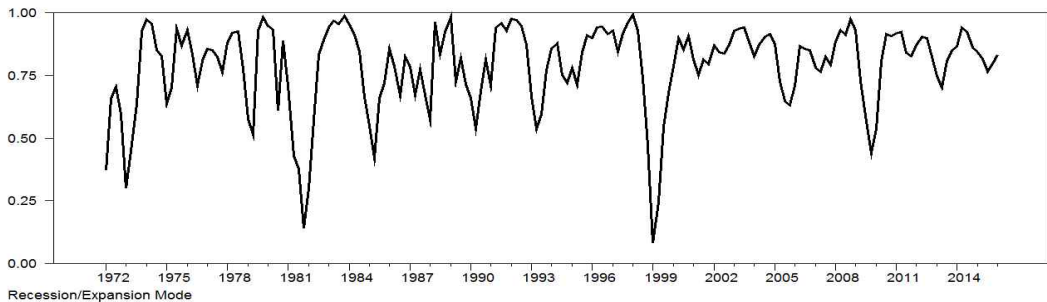
식 (10)~식 (13)의 동분산 가우스 백색잡음과정 $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ 의 MS(2)-VAR(1) 모형의 결과와 식(14)~식(17)의 국면에 의존한 이분산 분산-공분산행렬 과정의 MS(2)-VAR(1) 모형의 결과는 다음과 같다.

$$\tilde{A}_1 = \begin{bmatrix} 0.0870 & 0.6937 & 0.0388 & -0.1212 & 0.2444 & 0.2079 \\ -0.0121 & 0.2274 & 0.2496 & 0.1152 & 0.0735 & 0.1937 \\ 0.0493 & 0.0042 & -0.3083 & -0.0159 & 0.1188 & 0.0352 \\ 0.0616 & 0.1919 & 0.1847 & 0.0615 & -0.0316 & 0.0567 \\ 0.0550 & 0.0320 & 0.0475 & -0.0828 & -0.4906 & 0.0514 \\ 0.0078 & 0.2338 & 0.3674 & 0.1530 & 0.0395 & -0.0005 \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$\tilde{\Sigma} = \begin{bmatrix} 5.2301 & & & & & \\ 0.1170 & 0.8621 & & & & \\ 0.1880 & 0.1540 & 0.5586 & & & \\ -0.0655 & 0.0792 & -0.0741 & 1.2364 & & \\ 0.1644 & 0.1099 & 0.0524 & 0.1704 & 1.0740 & \\ 0.4385 & 0.0868 & -0.0185 & 0.3218 & 0.1567 & 2.2144 \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$\tilde{\mu}_1 = \begin{bmatrix} -0.5686 \\ -2.0628 \\ -1.2407 \\ -4.3197 \\ -0.6708 \\ -3.0512 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mu}_2 = \begin{bmatrix} 0.0027 \\ 0.0456 \\ 0.0297 \\ 0.1195 \\ 0.0190 \\ 0.0682 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mu}_1 - \tilde{\mu}_2 = \begin{bmatrix} -0.5659 \\ -2.0172 \\ -1.2110 \\ -4.2002 \\ -0.6518 \\ -2.9830 \end{bmatrix}, \quad \ln L = -1689.9372 \quad (12)$$

$$\tilde{P} = \begin{bmatrix} 0.8805 & 0.1192 \\ 0.5520 & 0.4479 \end{bmatrix} \quad (13)$$



<그림 2> MS(2)-VAR(1) 모형-동분산

$$\tilde{A}_1 = \begin{bmatrix} 0.1524 & 0.3070 & 0.0264 & -0.0338 & 0.1344 & 0.0974 \\ 0.0154 & 0.1945 & 0.0912 & 0.1663 & 0.0329 & 0.1250 \\ 0.0633 & 0.0305 & -0.4067 & -0.0192 & 0.0482 & 0.0267 \\ 0.0480 & 0.1195 & 0.1329 & 0.2661 & -0.1129 & 0.0378 \\ 0.0393 & 0.0852 & -0.0023 & -0.0241 & -0.5068 & 0.0743 \\ 0.0143 & 0.1710 & 0.2405 & 0.2515 & -0.0478 & -0.0260 \end{bmatrix} \quad (14)$$

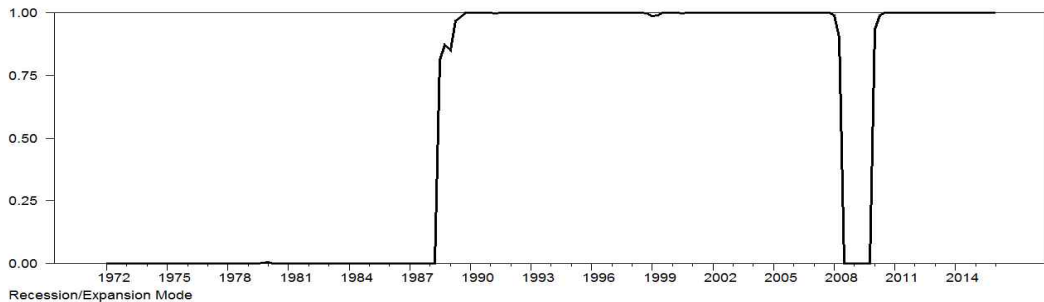
$$\tilde{\Sigma}_1 = \begin{bmatrix} 10.133 & & & & & \\ 0.6559 & 1.7811 & & & & \\ 0.2515 & 0.3788 & 1.0571 & & & \\ 0.3301 & 0.8075 & 0.0615 & 3.9532 & & \\ -0.1429 & 0.1229 & 0.2344 & 0.3475 & 1.5979 & \\ 1.1251 & 0.7022 & 0.3786 & 1.8045 & 0.3772 & 3.1020 \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$\tilde{\Sigma}_2 = \begin{bmatrix} 1.6434 & & & & & \\ -0.0465 & 0.3733 & & & & \\ 0.1308 & 0.0809 & 0.2478 & & & \\ -0.0053 & 0.0537 & 0.0600 & 0.2305 & & \\ 0.3194 & 0.0492 & -0.0617 & 0.0403 & 0.6522 & \\ 0.1755 & -0.0466 & -0.1602 & -0.0596 & -0.0485 & 2.0367 \end{bmatrix} \quad (16)$$

$$\tilde{\mu}_1 = \begin{bmatrix} 0.0581 \\ -0.1386 \\ -0.0309 \\ -0.2525 \\ 0.0019 \\ -0.1524 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mu}_2 = \begin{bmatrix} -0.1796 \\ -0.0343 \\ -0.0118 \\ 0.0217 \\ -0.0259 \\ -0.0529 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mu}_1 - \tilde{\mu}_2 = \begin{bmatrix} 0.2377 \\ -0.1043 \\ -0.0191 \\ -0.2742 \\ 0.0278 \\ -0.0995 \end{bmatrix}, \quad \ln L = -1573.1894 \quad (17)$$

$$\tilde{P} = \begin{bmatrix} 0.9217 & 0.0783 \\ 0.6278 & 0.3722 \end{bmatrix} \quad (18)$$

$$\rho = \begin{bmatrix} KOR & 0.230^* & 0.161 & 0.200^* & 0.405^{**} & 0.559^{**} \\ 0.470^{**} & USA & 0.600^{**} & 0.801^{**} & 0.291^{**} & 0.390^{**} \\ 0.236^{**} & 0.472^{**} & CAN & 0.593^{**} & 0.222^* & 0.073 \\ 0.440^{**} & 0.578^{**} & 0.209 & GBR & 0.307^{**} & 0.360^{**} \\ 0.154 & 0.366^{**} & 0.315^{**} & 0.272^* & DEU & 0.515^{**} \\ 0.142 & 0.580^{**} & 0.316^{**} & 0.619^{**} & 0.305^* & JPN \end{bmatrix} \quad (19)$$



<그림 3> MS(2)-VAR(1) 모형-이분산

경기변동분석에 대한 함의는 <그림 2>와 <그림 3>에 시각화된다. 두 모형의 속성에 대하여 모든 6개 시계열의 실질 GDP 성장률의 구조적 변화는 첫 번째 MS(2)-VAR(1) 모형의 경우, 1980년(2)-정점부터 1982년(1)-저점까지, 1983년(4)-정점부터 1985년(1)-저점까지, 1998년(2)-정점부터 1999년(1)-저점까지, 2008년(2)-정점부터 2009년(3)-저점까지 나타났고, 두 번째 MS(2)-VAR(1) 모형의 경우, 1988년(2)-저점부터 1989년(4)-정점까지, 2007년(3)-정점부터 2008년(2)-저점까지, 2009년(3)-저점부터 2010년(1)-정점까지 나타났으므로 모형들이 부분적으로 차이가 있을지라도 2-국면(경기수축)로 접어드는 대규모로 나타난 글로벌 2차 오일쇼크위기에 포함된 1980년(2), 1983년(4), 1988년(2), 아시아의 외환 위기에 포함된 1998년(2), 글로벌 금융위기의 2008년(2)에 발견되었다. 비제약 MS(2)-VAR(1) 모형에 의해 발견된 이러한 구조적 변화는 유럽 및 미국 등의 안정적 경제시기의 끝을 나타낸다고 볼 수 있다. 2차 세계대전 이후 이러한 시기의 현저한 특징은 다른 시기의 실질 GDP 성장률의 평균보다 2배 이상의 평균성장률을 보여 주었다 (Crafts, 1995). 각 경기확장($\tilde{\mu}_1$)과 경기수축($\tilde{\mu}_2$)의 평균을 나타낸 식(12)과 식(17)에서 경기수축, 즉 불경기를 고려한 평균 실질 GDP 성장률의 추정된 하락은 MS(2)-VAR(1) 모형의 속성에서 모두 거의 동일하지 않았다. 식(19)에서 하방삼각행렬은 1-국면(1971년(1)-1988년(2))과 상방삼각행렬은 2-국면(1988년(3)-2016년(1))로 설정하여 6개 국가의 실질 GDP 성장률의 동시적 상관관계를 보면, 1-국면의 경우 독일과 일본간의 상관관계는 0.619로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며 가장 높았고 다음으로는 미국과 일본은 0.580, 미국과 독일(0.578), 한국과 미국(0.470) 등의 순으로 높았으며, 2-국면의 경우 독일과 미국의 상관관계는 0.801로 매우 높았고 다음으로

는 캐나다와 미국(0.600), 캐나다와 독일(0.593), 한국과 일본(0.559) 등의 순으로 높게 상관관계가 나타났다.

3.2 글로벌 경기변동

본 연구는 다변량 성장률 과정이 다음의 두 가지 요소의 합으로 표시될 수 있도록 가정한다.

$$\Delta y_t = \mu(s_t) + \sum_{k=0}^{\infty} A_1^k u_{t-k} \quad (20)$$

위의 식(20)에서 첫 번째 요소는 공통적(글로벌) 변동을 표시하는 국면에 의존한 평균 실질 GDP 성장률을 나타내고 두 번째 요소는 국가간 및 시점간 국가별 고유의 충격의 전이(동조성)를 설명하는 선형 정규분포과정을 나타낸다. 대안적으로 본 연구는 모형이 식 (9)에서 가정된 것보다 국면전환한 후 더 평활화하여 반응하는 것을 가정할 수 있는데, 이러한 경우 조건부 평균성장률 $\mu(s_t) = E[\Delta y_t | S_t]$ 이 새로운 수준에 즉시 점프할 수 있다. 이를 바탕으로 2-국면 1-시차 자기회귀모형을 다음과 같이 나타낸다.

$$\Delta y_t = \nu(s_t) + A_1 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (21)$$

위의 식 (21)에서 $\nu_1 - \nu_2$ 는 경기확장에서 경기수축으로의 동시적 전이효과를 보여준다. 국면전환은 정규분포의 잔차가 나타내는 국제간 및 시점간 전이효과를 발생시킨다는 모형을 다음과 같이 나타낸다.

$$\Delta y_t = \sum_{k=0}^{\infty} A_1^k \nu(s_{t-k}) + \sum_{k=0}^{\infty} A_1^k u_{t-k} \quad (22)$$

위의 식 (22)에서 지속적인 국면전환은 잔차 $u_t = \nu_1 - \nu_2$ 의 누적적 반응과 동등한 효과를 발생시킨다. 전술된 식들과 식 (23)~식 (26)으로

추정된 <그림 4>의 MS-VAR 모형(Shifts in Intercept)에서 글로벌 경기변동의 구조적 변화를 나타낸다. 국가 또는 표본기간 등이 차이가 있을 지라도 경기수축국면(불경기)은 Hamilton의 미국 경기변동모형에서 파악된 1973년 이후의 미국의 불경기의 결과와 본 연구의 불경기의 결과는 대

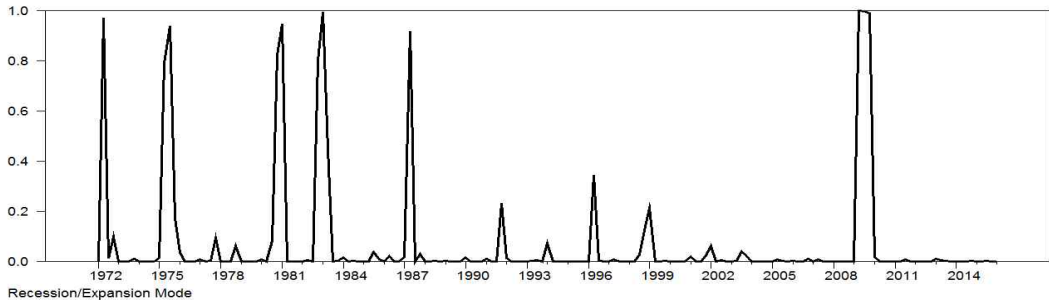
부분 일치하였다. 또한 필터와 평활화 과정을 통해 1971년(1)부터 1975년(1)까지 글로벌 1차 오일쇼크위기, 1975년(2)부터 1988년(2)까지 2차 오일쇼크위기, 1998년(1)부터 1998년(4)까지 아시아의 외환위기, 2008년(4)부터 2009년(2)까지 글로벌 금융위기의 경기수축을 파악하였다.

$$\tilde{A}_1 = \begin{bmatrix} 0.0917 & 0.6724 & -0.2041 & -0.2554 & 0.2335 & 0.1369 \\ -0.0006 & 0.2345 & 0.0018 & 0.0525 & 0.0581 & 0.1646 \\ 0.0469 & 0.0195 & -0.4055 & 0.0110 & 0.1029 & 0.0223 \\ 0.0959 & 0.1922 & -0.1149 & -0.0118 & -0.0572 & 0.0603 \\ 0.0420 & 0.0621 & 0.0002 & -0.0057 & -0.5048 & 0.0418 \\ 0.0260 & 0.2455 & 0.0968 & 0.1040 & 0.0187 & -0.0151 \end{bmatrix} \quad (23)$$

$$\tilde{\Sigma} = \begin{bmatrix} 5.1126 & & & & & \\ 0.0550 & 0.8712 & & & & \\ 0.0381 & 0.1122 & 0.5150 & & & \\ -0.0030 & 0.3113 & 0.0517 & 1.7475 & & \\ -0.0555 & -0.0428 & -0.0447 & 0.1590 & 0.9392 & \\ 0.4019 & 0.1683 & 0.0013 & 0.6824 & 0.0452 & 2.4010 \end{bmatrix} \quad (24)$$

$$\tilde{\nu}_1 = \begin{bmatrix} -0.1432 \\ -0.1058 \\ -0.0950 \\ -0.0236 \\ -0.1064 \\ -0.0963 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\nu}_2 = \begin{bmatrix} 1.7819 \\ 1.2430 \\ 1.1175 \\ 0.2700 \\ 1.3868 \\ 1.0091 \end{bmatrix}, \quad \tilde{\nu}_1 - \tilde{\nu}_2 = \begin{bmatrix} -1.9251 \\ -1.3488 \\ -1.2125 \\ -0.2936 \\ -1.4932 \\ -1.1054 \end{bmatrix}, \quad \ln L = -1707.8903 \quad (25)$$

$$\tilde{P} = \begin{bmatrix} 0.9705 & 0.0295 \\ 0.6123 & 0.3877 \end{bmatrix} \quad (26)$$



<그림 4> MS(2)-VAR(1) 모형-Shifts in Intercept

IV. 요약 및 결론

본 연구는 실질 GDP의 국제적 동조화에 대한 분석을 위해 마코프 국면전환 벡터자기회귀모형의 지속적으로 사용가능성을 평가해 보았다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같다.

첫째, 모형뿐만 아니라 각 개별 시계열에서 경기변동현상은 평균 실질 GDP 성장률에서 마코프 국면전환으로 파악될 수 있었다. 이전의 연구와 비교되는 본 연구에서는 6개 국가의 실질 GDP 성장률을 이용한 MS-VAR 모형의 적절성을 보여 주었다.

둘째, 본 연구에서 부분적으로 차이가 있을지라도 MS-VAR 모형에서 현저하게 글로벌 오일쇼크위기가 끝나는 1988년 2분기와 글로벌 금융위기가 시작된 2007년 3분기 등에서 경기수축국면(불경기)이 나타나는 구조적 변화가 현저하게 존재하였다. 1988년 2분기를 기준으로 이전의 경우 독일과 일본간의 상관관계가 가장 높았고 다음으로 미국과 일본, 미국과 독일, 한국과 미국 등의 순으로 높았으며, 이후에는 미국과 독일간의 상관관계가 가장 높았고 다음으로 미국과 캐나다, 독일과 캐나다, 한국과 일본 등의 순으로 높았다.

셋째, 경기확장과 경기수축은 동시에 국가간에 대규모로 구조적 변화를 발생시켰다. 1973년과 1974년의 글로벌 오일쇼크이후에 동시에 발생한 전세계 오일쇼크가 대규모의 국제적인 실질 GDP의 동조화를 일으킨 주요 원인이었다. 그러나 모형에 따라 다르지만 1997년부터 1999년까지의 아시아의 외환위기는 이용되는 다른 5개의 G7 국가들이 거의 동일한 시기에 한국과 관련하여 동조화가 미약하게 나타났고 글로벌 금융위기간인 2007년 말에는 모든 모형들이 6개 국가의 현저한 동조화를 나타내었다.

넷째, 실질 GDP 성장률을 이용한 국면전환과

더불어 1973년 이후 국가별로 발생하는 고유의 충격의 강력한 동시적 상관관계가 높게 나타나는 특징을 보여 주었다.

이러한 결론은 이용가능한 많은 이론적 & 실증적 증거와 일치한다. 또한 과거 30년의 거시경제적 변동은 주로 전세계적인 충격에 의해 발생된다는 특성의 증거가 나타난다. 글로벌 경기변동은 대규모의 비대칭적 충격이 일반적인 변동으로 일시적으로 방해받을 수 있다는 가능성을 배제하지 못할 지라도, 본 연구의 결과는 국가별 고유의 충격의 국제적 동조화에 대한 중심 역할 이상을 제시한다.

시사점으로 첫째, Chow 및 MS-VAR 모형을 통해 경제 또는 경기와 관련된 시장 등의 구조적 변화로 인한 변동성이 이질적인 분포에서 발생하는 경우에 상호 다른 분산국면의 확률적 식별이 가능할 것으로 기대된다. 둘째, Hamilton (1989)의 MS 모형을 바탕으로 구성된 MS-VAR 모형과 관련하여 MS-GARCH 모형, MS-EGARCH 모형, MS-State-space 모형, MS-VECM 모형 등으로 확장하여 여러 동적성 및 구조적 변화 등을 추정할 수 있고, 셋째, MS-VAR 모형을 통해 마코프 국면전환과 관련된 한국의 경기순환과 금융시장 등과의 분산 및 공분산의 과정을 추정할 수 있으며, 넷째, 여러 대내·외 경제위기로 야기된 경기침체 이후의 한국의 경기회복 과정은 개선된 경기안정성을 배경으로 경기안정화 정책들을 적극적으로 시행한 결과인 것으로 판단할 수 있고, 부연하면 한국의 경제는 경기변동성 축소로 인해 회복능력이 과거에 비해 크게 개선된 것으로 판단되며, 따라서 향후 경기회복 과정은 지속가능할 것임을 시사한다. 다섯째, 단기적으로 경기변동성을 감소시키기 위한 통화 및 재정정책 등의 선제적 대응능력을 지속적으로 개선할 필요가 있고 중장기적인 차원에서 거시안정성을 제고하기 위해서는 다양한 측면에서

의 구조적 균형을 도모하는 것이 필요함을 시사한다. 여섯째, 중장기적 차원에서 산업구조의 변화를 통해 변동성을 분산시킬 필요가 있으며, 특히 내재적 변동성이 낮은 산업부분의 비중이 증대될 필요가 있음을 시사한다.

한계로 국내·외의 경기변동성을 결정하는 다양한 요인, 파급경로, 그리고 그에 대한 적절한 경제정책, 경제위기, 내재적 변동성 및 충격, 제조업과 서비스업간의 산업구조 등을 구체적으로 파악하지는 못하였고 고빈도자료, 중·장기별 및 국가별 비교자료를 이용하지 못하였다.

참고문헌

1. 김명직(2000), “확률모형에 의한 외환위기의 식별과 예측,” *한국증권연구*, 27(1), 301-329.
2. 박재진(2012), “원/달러 환율의 레짐 변화와 변동요인,” *한국경제연구*, 30(1), 37-60.
3. 박종해(2011), “한국주식시장에서 범위변동성의 기간별 예측력에 관한 연구,” *경영정보연구*, 30(2), 237-255.
4. 박종해·정대성(2014), “코스닥시장의 가격제한폭 확대는 변동성을 증가시키는가?” *경영정보연구*, 33(2), 119-133.
5. 변영태(2012), “외국인 거래형태의 비기대변동성은 주식수익률의 변동성에 영향을 주는가,” *경영정보연구*, 31(4), 593-609.
6. 오형석(2007), “우리나라 경제의 잠재성장 및 경기 변동에 관한 분석,” *금융연구*, 21(1), 19-53.
7. 유지성·김권식(2004), “국면전환모형을 이용한 실질 원/달러 환율의 변동요인분석,” *경제연구*, 25(1), 67-99.
8. Acemoglu, D. and A. Scott(1994), “Asymmetries in the cyclical behaviour of UK labour markets,” *Economic Journal*, 104, 1303-1323.
9. Artis, M. J., Z. Kontolemis and D. R. Osborn (1995), “Business cycles for G7 and European countries,” *Discussion Paper*, No. 9513, School of Economic Studies, University of Manchester.
10. Bergman, U. M. and J. Hansson(2005), “Real exchange rates and switching regimes,” *Journal of International Money and Finance*, 24, 121-138.
11. Boldrin, M. D.(1996), “A check on the robustness of Hamilton’s Markov switching model approach to the econometric analysis of the business cycle,” *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 1, 35-46.
12. Brunetti, C., R. S. Mariano, C. Scotti and A. H. H. Tan(2007), “Markov switching GARCH models of currency turmoil in southeast Asia,” *International Finance Discussion Papers*, No.889, Board of Governors of the Federal Reserve System.
13. Burns, A. F. and W. C. Mitchell(1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research : New York.
14. Chevallier, J.(2012), “Global imbalance, cross-market linkages and the Financial crisis: A multivariate Markov-switching analysis,” *Economic Modelling*, 29, 943-973.
15. Chkili, W. and D. K. Nguyen(2014), “Exchange rate movements and stock market returns in a regime-switching environment: Evidence for BRICS countries,” *Research in International Business and Finance*, 31, 46-56.
16. Clements, M. P. and H. M. Krolzig(1996),

- A comparison of the forecast performance of Markov-switching and threshold autoregressive models of US GNP, Mimeo, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
17. Chow, G. C.(1960), "Test of equality between sets of coefficients in two linear regressions," *Econometrica*, 28, 591-605.
 18. De Grauwe, P. and I. Vansteenkiste(2001), "Exchange rates and fundamentals," *CESifo Discussion Paper*, No.577, Munich.
 19. Dempster, A. P., N. M. Laird and D. B. Rubin(1997), "Maximum likelihood estimation from incomplete data via the EM algorithm," *Journal of the Royal Statistical Society*, 39, Series B, 1-38.
 20. Economic Cycle Research Institute(ECRI) (2016), Business Cycle Peak and Through Dates, 21 Countries, 1948-2016.
 21. Engle, C. and J. D. Hamilton(1990), "Long swings in the dollar: Are they in the data and do markets know it?," *American Economic Review*, 80, 689-713.
 22. Fama, E. F.(1965), "The behavior of stock market prices," *Journal of Business*, 38, 34-105.
 23. Goodwin, T. H.(1993), "Business-cycle analysis with a Markov-switching model," *Journal of Business and Economic Statistics*, 11, 331-339.
 24. Granger, C. W. J. and R. Joyeux(1980), "An introduction to long-memory time series models and fractional differencing," *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-29.
 25. Greene, W. H.(1993), *Econometric analysis* (2nd), Macmillan publishing : New York.
 26. Hamilton, J. D.(1988), "Rational-expectations econometric analysis of changes in regime, An investigation of the term structural of interest rates," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 385-423.
 27. Hamilton, J. D.(1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle," *Econometrica*, 57, 357-384.
 28. Hamilton, J. D.(1990), "Analysis of time series subject to changes in regime," *Journal of Econometrics*, 45, 39-70.
 29. Hess, G. D. and S. Iwata(1995), "Measuring business cycle features," Research Papers in the Theoretical and Applied Economics 1995-6, University of Kansas.
 30. Hurst, H.(1951), "Long-term storage capacity of reservoirs," *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-799.
 31. Jarque, C. M. and A. K. Bera(1987), "A test for normality of observations and regression residuals," *International Statistical Reviews*, 55, 163-172.
 32. Kim, C. J.(1994), "Dynamic linear models with Markov-switching," *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
 33. Kim, C. J. and C. R. Nelson(1999), "Has the U.S. economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov-switching model of the business cycle," *The Review of Economics and Statistics*, 81, 608-616.
 34. Krolzig, H. M.(1997a), Markov-switching

- models of the German business cycle, Mimeo, Institute of Economics and Statistics, University of Oxford.
35. Krolzig, H. M.(1997b), *Markov Switching Vector Autoregressions, Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*, Springer : Berlin.
 36. Krolzig, H. M. and H. Lukepohl(1995), *Konjunkturanalyse mit Markov-Regime wechselemodellen*, In Oppenlander, K. H. (ed.), *Konjunkturindikatoren, Fakten, analysen, Verwendung*, 177-196, Munchen, Oldenbourg.
 37. Krolzig, H. M.(2000), "Predicting Markov-switching vector autoregressive processes," *Economics Series Working papers 2000-W31*, University of Oxford, Department of Economics.
 38. Lo, A. W.(1991), "Long-term memory in stock market prices," *Econometric Theory*, 7, 1-21.
 39. Lo, A. W. and C. Mackinlay(1988), "Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test," *Review of Financial Studies*, 1, 41-66.
 40. MacKinnon, J. G.(1996), "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests," *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618.
 41. Maheu, J. M. and T. H. McCurdy(2000), "Volatility dynamic under duration-dependent mixing," *Journal of Empirical Finance*, 7, 345-372.
 42. Mandelbrot, B.(1963), "The variation of certain speculative prices," *Journal of Business*, 36, 394-419.
 43. Niemira, M. P. and P. A. Klein(1994), *Forecasting Financial and Economic Cycles*, Wiley : New York.
 44. Organization for Economic Cooperation and Development(OECD)(2016), OECD iLibrary, Quarterly National Accounts, Statistics-Data.
 45. Sensier, M.(1996), Investigating business cycle asymmetries in the UK, Ph.D. thesis, University of Sheffield.
 46. Vargas, G. A. III.(2009), "Markov switching VAR model of speculative pressure: An application to the Asian financial crisis," *Dissertations and Theses*, Singapore Management University.
 47. Zarnowitz, V.(1995), *Globale Konjunktur und Wachstumszyklen*, In Oppenlander, K. H.(ed.), *Konjunkturindikatoren, Fakten, Analysen, Verwendung*, 253-281, Munchen, Oldenbourg.

Abstract

A Study on the Comovements and Structural Changes of Global Business Cycles using MS-VAR models

Lee, Kyung-Hee* · Kim, Kyung-Soo**

We analyzed the international comovements and structural changes in the quarterly real GDP by the Markov-switching vector autoregressive model (MS-VAR) from 1971(1) to 2016(1).

The main results of this study were as follows.

First, the business cycle phenomenon that occurs in the models or individual time series in real GDP has been grasped through the MS-VAR models. Unlike previous studies, this study showed the significant comovements, asymmetry and structural changes in the MS-VAR model using a real GDP across countries.

Second, even if there was a partial difference, there were remarkable structural changes in the economy contraction regime(recession), such as 1988(2) ending the global oil shock crisis and 2007(3) starting the global financial crisis by the MS-VAR model.

Third, large-scale structural changes were generated in the economic expansion and/or contraction regime simultaneously among countries. We found that the second world oil shocks that occurred after the first global oil shocks of 1973 and 1974 were the main reasons that caused the large-scale comovements of the international real GDP among countries. In addition, the spillover between Korea and 5 countries has been weak during the Asian currency crisis from 1997 to 1999, but there was strong transmission between Korea and 5 countries at the end of 2007 including the period of the global financial crisis.

Fourth, it showed characteristics that simultaneous correlation appeared to be high due to the country-specific shocks generated for each country with the regime switching using real GDP since 1973.

Thus, we confirmed that conclusions were consistent with a number of theoretical and empirical evidence available, and the macro-economic changes were mainly caused by the global shocks for the past 30 years. This study found that the global business cycles were due to large-scale asymmetric shocks in addition to the general changes, and then showed the main international comovements and/or structural changes through country-specific shocks.

Key Words: MS-VAR, comovements, structural changes, asymmetry

* Ph. D., Dept. of Tourism Administration, Kangwon National University, khl@kangwon.ac.kr

** Professor(Corresponding Author), Dept. of Accounting, Kangwon National University, iwilloit@kangwon.ac.kr