한국 경기변동의 비대칭성에 대한 연구
: 회복국면의 머뭇거림 현상을 중심으로

조하현(연세대 경제학부)
황선웅(연세대 경제학부)

Ⅰ. 머리말

산출과 소비, 투자 등 주요 거시경제 변수들은 주기적으로 변동하는 움직임을 나타낸다. 경기변동의 비대칭성은 그러한 순환변동의 진폭과 속도 등이 경기변동의 국면별로 다르게 관찰되는 것을 말한다. 이 글에서는 회복국면 초기의 특징에 초점을 맞춰 우리나라 경기변동의 비대칭성에 관한 실증적 근거를 제시한다.

경기변동의 비대칭성은 Mitchell(1927), Keynes(1936), Burns & Mitchell(1946), Hicks(1950) 등의 고전적 문헌에서도 그에 대한 강조를 발견할 수 있을 정도로 매우 오래전부터 경제학자들의 관심을 끌어온 주제였다. 특히, 1980년대 이후에는 컴퓨터의 발전과 함께 다양한 계량분석기법들이 제시되면서 경기변동의 비대칭적 특성을 실증적으로 규명하기 위한 연구가 활발히 진행되고 있다. 경기변동의 비대칭성을 분석하기 위한 근래의 통계적 접근법은 왜도통계량 등을 이용한 非모수적 방법(Neftçi, 1984; Sichel, 1993)과 TAR(threshold autoregressive), STAR(smooth transition autoregressive), Markov 국면전환 모형 등의 모수적 방법으로 구분되는데, 본 연구에서는 주로 후자의 모수적 방법을 이용하여 1980년대 이후 우리나라 실질GDP 동학의 비대칭적 특성을 밝히고자 한다.[1)]

전통적으로 경기변동의 비대칭성에 관한 논의는 경기변동의 국면이 확장기(expansion phase)와 수축기(recession phase)로 구분된다는 가정 하에서 두 국면의 특징을 비교하거나 경기수축의 효과를 평가하려는 연구가 주를 이루었다. 대표적인 예로는 Hamilton(1989)의 연구를 꼽을 수 있는데, 그는 2-상태 Markov 국면전환 모형을 이용하여 미국 실질GDP의 동학을 분석하였고, 경기수축이 경기확장보다 짧고 급격하게 진행되며 산출수준에 상당히 큰 영구적 효과를 미친다는 실증결과를 제시하였다.

이러한 전통적인 접근법과 달리 최근의 여러 연구자들은 확장기 초반, 또는 경기수축에 이은 회복국면의 특징을 별도로 고려할 필요성을 강조하고 있다. 예컨대, Sichel(1994), Boldin(1996), Clements & Krolzig(1998), Leyton & Smith(2000) 등은 3-상태 국면전환 모형을 이용하여 확장기와 수축기 뿐 아니라 “회복기(recovery phase)"를 별도의 국면으로 식별한 바 있으며, Kim & Nelson(1999), Kim *et al.*(2005), Morley & Piger(2006) 등은 2-상태 국면전환 모형 내에서 확장기 초반의 고유한 특징을 분석하고자 시도하였다. 이러한 선행 연구들의 공통된 결론은 미국의 경우 경기회복기의 성장률이 확장기 평균을 상회하는 반등효과(bounce-back effect)가 확연하게 나타나며, 그와 같은 특징을 감안할 경우 경기수축이 산출

1) 비선형 시계열 분석에 대한 개괄적 논의는 Morley(2007)을 참조하시오.

수준에 미치는 영구적 효과의 크기가 Hamilton(1989)이 제시한 값만큼 크지 않다는 것이다. 단, Kim *et al.*(2005)의 경우에는 동일한 방법을 이용하여 호주와 캐나다, 영국의 사례를 분석한 결과 미국보다 반등효과의 크기가 작고, 따라서, 경기수축에 따른 산출손실의 규모도 크게 추정된다는 결과도 제시하고 있다. 이러한 선행 연구들의 결과는 경기 회복국면의 특징에 주목해야할 필요성을 제기하는 동시에, 미국의 경기변동에서 관찰되는 경기회복 국면의 반등효과가 모든 나라에 공통된 현상이 아닐 수 있음을 시사한다. 본 연구의 목적은 과연 우리나라의 경기변동에서도 저점을 통과한 경제가 본래의 성장궤도로 빠르게 복귀하는 반등효과가 나타나는지를 밝히려는 것이다.

한국의 경우에도 김치호(1999), 김명직 외(1996), 조하현(1996), 이중식(1997), 박원암·허찬국(2004), 박원암(2005) 등이 비선형 시계열 모형을 이용하여 경기변동의 비대칭적 특성과 경기수축의 효과를 분석한 바 있다. 이들의 대체적인 결론은 한국의 경기변동에서도 국면별 진폭 및 지속기간의 비대칭성을 확인할 수 있으며, 경기수축이 산출수준에 미치는 영구적 효과의 크기가 상당히 큰 편이라는 것이다. 하지만, 아직까지 경기회복국면의 특징에 초점을 맞춰 한국의 경우에도 미국과 같은 반등효과가 나타나는지를 분석한 연구는 찾기가 어려운 실정이었다. 특히, 3국면 모형을 이용한 경우에도 추가적 국면을 위기국면으로 식별하였을 뿐 회복국면의 특징에 대한 실증적 근거는 제시되지 못한 상황이었다. 따라서 본 연구에서 제시되는 한국 경기 회복국면의 특징에 대한 실증분석 결과가 새로운 이해를 더하고 관련 논의를 활성화하는 데 도움이 될 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구의 결과를 간략히 소개하면 다음과 같다. 우선, 1980년대 이후 한국의 경우에는 1997년 경제위기 기간을 제외하면 경기침체기에도 실질GDP의 수준 자체가 감소한 일이 없고, 경제위기 이후 실질GDP 성장률의 평균과 변동성이 이전과 크게 달라졌기 때문에, 표준적인 단변량 Markov 국면전환 모형을 이용하면 경기전환점이 제대로 식별되지 않는다. 하지만, 이와 같은 문제는 기간별 더미변수를 이용하여 구조변화의 효과를 적절히 통제하면 어느 정도 극복이 가능한 것으로 보인다. 다음으로, 한국의 경기 회복국면에서는 미국과 달리 반등효과가 뚜렷하지 않고, 오히려 확장국면 초반의 머뭇거림으로 인해 경기회복이 지연되는 특징이 관찰된다. 그에 따라 경기수축이 산출수준에 미치는 영구적 효과도 상당히 큰 것으로 추정된다. 이와 같은 결과는 경기침체의 폭과 속도를 조절하고 경기회복 국면 초기의 산출반응을 탄력적으로 이끌기 위한 안정화 정책이 사회적 후생을 높일 수 있음을 시사한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 2장에서는 분석모형을 설명한다. 제 3장에서는 기초통계분석을 통해 한국 실질GDP의 특징을 간략히 검토한다. 제 4장에서는 한국 경기 회복국면에서의 반등효과에 대한 계량분석결과를 제시한다. 마지막 제 5장에서는 주요 분석결과를 요약하며 결론을 제시한다.

Ⅱ. 분석 모형

본 연구에서는 우리나라 경기회복 국면의 특징을 분석하기 위하여 다음과 같은 세 가지 모형을 이용한다.

① 반등효과를 고려한 2-상태 국면전환 모형
② 반등효과를 고려한 2-상태 TAR 모형
③ 3-상태 국면전환 모형

마지막 모형은 회복기를 확장기 및 수축기와 구분되는 별도의 국면으로 식별하는 데 반해, 앞의 두 모형은 2-상태 모형 내에서 경기수축이 확장기 초반의 움직임에 미치는 효과를 고려한다. 첫 번째와 마지막의 국면전환 모형에서는 상태변수가 관측되지 않고 국면전환 확률이 일정하다고 가정하는 데 반해, 두 번째 TAR 모형에서는 상태변수가 관측 가능하고 국면전환 확률이 모형 내에서 내생적으로 결정된다고 가정한다. 끝으로, 첫 번째 모형과 마지막 모형은 미국의 실질GDP를 대상으로 한 선행 연구에서 제시된 것이지만, 두 번째 TAR 모형은 본 연구에서 처음으로 제안하는 것이다. 이 장에서는 각 모형의 특징을 간략히 살펴보도록 한다.

1. 반등효과를 고려한 2-상태 국면전환 모형

Kim et al.(2005), Morley and Piger(2006)는 Hamilton(1989) 유형의 2-상태 국면전환 모형 내에서 경기수축이 확장기 초반 실질GDP의 움직임에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다음과 같은 모형을 제안하였다.

$$\phi(L)(y_t-\mu_t)=\epsilon_t \tag{1}$$

$$\mu_t=\mu_1\cdot I(S_t=1)+\mu_2\cdot I(S_t=2)+\lambda\sum_{j=1}^{m} I(S_{t-j}=2) \tag{2}$$

$$\epsilon_t \sim i.i.d.N(0,\sigma^2) \tag{3}$$

여기서, y_t는 계절조정 실질GDP의 로그 증가율을, $\phi(L)$은 $\phi(L)=1-\phi_1 L-\cdots-\phi_k L^k$로서 k차 시차다항식(lag polynomial)을 나타낸다. $I(\cdot)$는 괄호 안의 명제가 참이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하는 지시함수이며, $S_t=\{1,2\}$는 이산적 상태변수(unobservable discrete state variable)로서, 관측이 불가능하며 다음과 같은 고정된 이전확률행렬(transition probability matrix)을 따라 움직인다고 가정한다.

$$\begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix}$$

여기서, $p_{ij}\equiv \Pr\left[S_t=j \mid S_{t-1}=i\right]$. 한편, $p=\Pr[S_t=1\mid S_{t-1}=1]$, $q=\Pr[S_t=0\mid S_{t-1}=0]$로 정의한다.

만약, $\mu_1>0$, $\mu_2<0$이라면, $S_t=1$인 국면을 확장기(expansion phase), $S_t=2$인 국면을 수축기(contraction)로 부를 수 있다. 하지만, 한국은 1997년 경제위기 시기 등을 제외하면 경

기침체기에도 실질GDP 증가율이 마이너스를 기록한 적이 거의 없기 때문에 $\mu_2 < 0$이어야 한다는 제약은 너무 강한 조건일 수 있다. 대신, $\mu_2 > 0$이더라도 $\mu_1 > \mu_2$가 성립한다면 $S_t = 1$인 국면을 호황기(economic boom), $S_t = 2$인 국면을 침체기(recession)로 부를 수 있을 것이다.

이상의 모형이 Hamilton(1989) 모형과 다른 점은 마지막 세 번째 항 $\lambda \sum_{j=1}^{m} I(S_{t-j} = 2)$을 포함한다는 것이다. $\sum_{j=1}^{m} I(S_t = 2)$는 일종의 압력변수(pressure variable)로서, 경기저점 직후 최대가 되고 경기저점에서 멀어질수록 그 값이 감소하다가 경기저점을 지난 m분기 후에는 0이 된다. 따라서 만약 $\lambda > 0$이라면, 경기저점 후 처음 m분기 동안의 실질GDP 성장률이 확장기 평균 증가율 μ_1을 상회하는 반등효과(bounce-back effect)가 나타난다. 한편, 위의 모형에 따르면 비단 확장기 초반의 움직임 뿐 아니라 경기수축기 후반의 움직임 또한 압력변수로부터 영향을 받는다는 점에 주목할 필요가 있다. 즉, 경기수축기에는 시간이 갈수록 압력변수의 값이 증가하여 실질GDP의 하락세가 둔화되는 특징이 나타나게 된다.[2)]

<그림 1>의 a)는 λ의 크기에 따라 회복국면에서의 산출 경로가 어떻게 달라지는지를 보여준다. 앞서 설명한 대로 $\lambda = 0$이면 위의 반등효과 모형은 표준적인 Hamilton 모형과 일치하므로, 경기수축이 산출수준에 영구적으로 큰 영향을 미치게 된다. 반면, $\lambda = (\mu_1 - \mu_0)/m$이면 Friedman(1964, 1993), Kim & Nelson(1999)의 Plucking 모형에서와 같이 경기수축이 산출수준에 영구적인 영향을 미치지 못하게 된다. 나아가 $\lambda > (\mu_1 - \mu_0)/m$인 경우에는 Shumpeter의 창조적 파괴(creative destruction) 가설에서와 같이 경기수축으로 인해 오히려 경제의 장기 성장경로가 전보다 높은 수준으로 움직일 수 있다. Kim et al.(2005), Morley and Piger(2006)에 의하면 가장 일반적인 경우는 $0 < \lambda < (\mu_1 - \mu_0)/m$인 경우라고 할 수 있는데, 이 경우에는 경기수축이 산출수준에 영구적 영향을 미치긴 하지만 효과의 크기가 Hamilton(1989) 모형에서 예상되는 것보다 상당히 작게 나타나게 된다.

<그림 1>의 a)에서도 확인할 수 있듯이, 이상의 반등효과 모형에서는 압력변수의 효과가 경기수축기에도 나타나기 때문에 경기침체가 시작된 후 정상궤도로 복귀하기까지의 움직임이 U자형 패턴을 따르게 된다. 이는 국면전환의 진행이 경기정점보다 경기저점에서 더욱 가파르게 이루어진다는 McQueen & Thorley(1993) 등의 주장과 배치되는 면이 있다. 아울러, $\lambda > 0$으로 추정되어도 그것이 침체국면에서의 완화효과 때문인지 혹은 확장기 초기의 반등효과 때문인지를 판단하기 어렵게 만들 수 있다. Kim et al.(2005), Morley and Piger(2006)는 이러한 점을 감안하여 이상의 U자형 반등효과 모형에 더하여 다음과 같이 압력변수의 효과가 경기저점을 통과한 후에야 나타나는 V자형 반등효과 모형도 제안하였다.

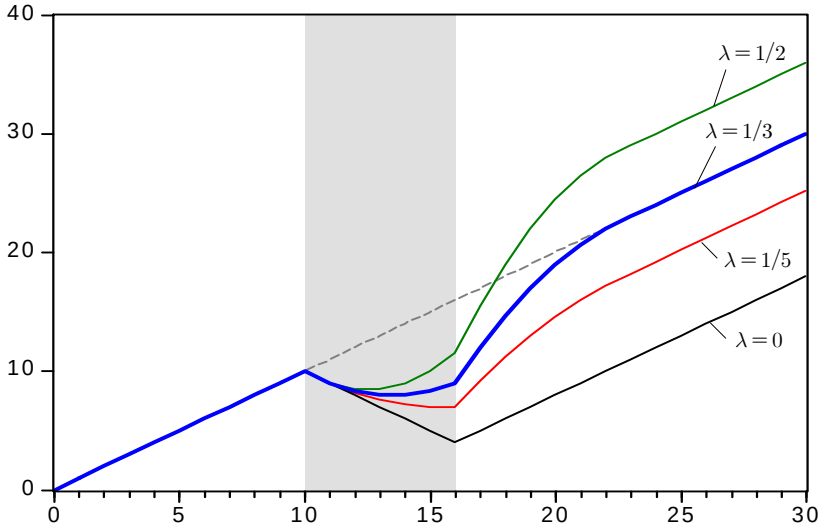
$$\mu_t = \mu_1 \cdot I(S_t = 1) + \mu_2 \cdot I(S_t = 2) + \lambda \sum_{j=1}^{m} I(S_t = 1) I(S_{t-j} = 2) \qquad (4)$$

<그림 1>의 b)는 U자형 반등효과와 V자형 반등효과의 차이를 보여준다. <그림 1>의 b)에서는 두 경우 모두 λ의 크기를 1/3으로 설정하였다. 이를 보면, V자형 반등효과 모형에서는 경

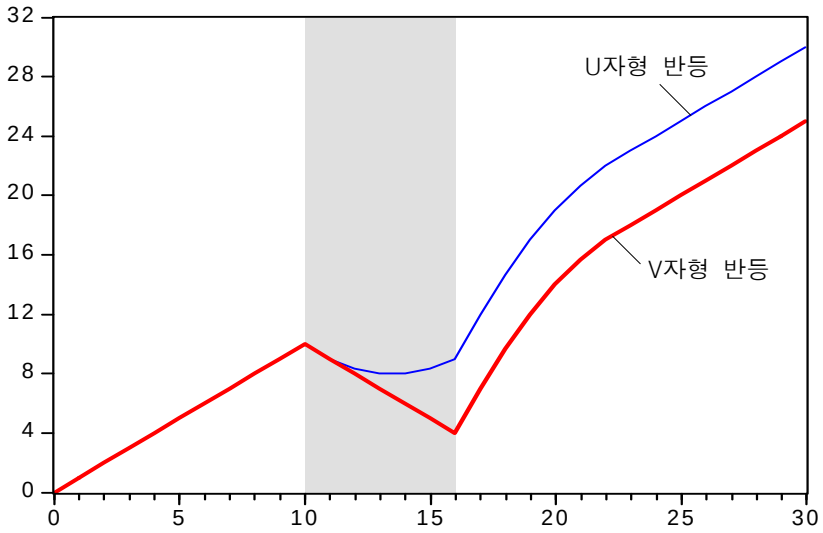
2) 이와 같은 압력지수의 역할은 Beaudry and Koop(1993) 모형의 CDR(current depth of recession) 항과 유사하다고 할 수 있다. 자세한 내용은 Kim et al.(2005)과 Morley and Piger(2006)의 설명을 참조하시오.

<그림 1> 확장국면 초기의 반등패턴과 산출 경로

a) U자형 반등효과 모형에서 가중치 모수(λ)의 크기에 따른 산출 경로



b) U자형 반등효과와 V자형 반등효과



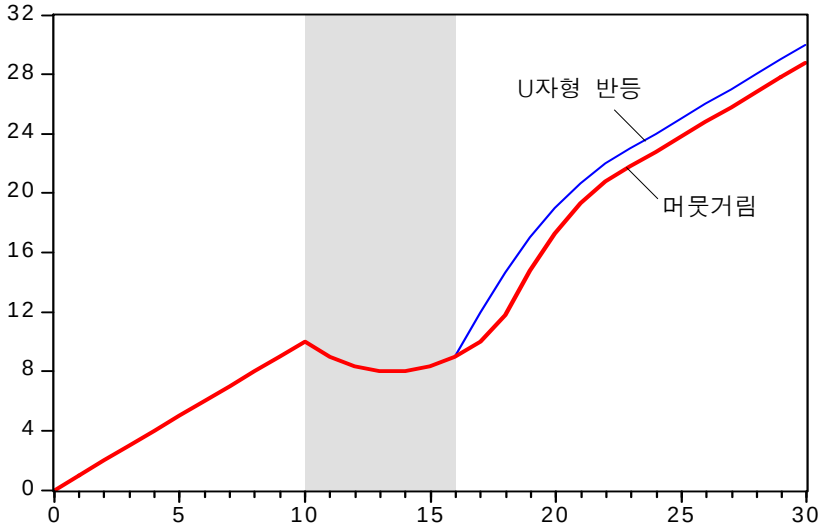
주: 음영은 경기수축 국면을 나타냄.

기수축기의 완화효과가 존재하지 않기 때문에 경기회복기 반등효과의 크기를 결정하는 λ의 크기가 동일하더라도 경기수축이 산출수준에 미치는 영구적 효과의 크기가 U자형 반등효과 모형에서보다 더욱 크게 나타남을 확인할 수 있다.

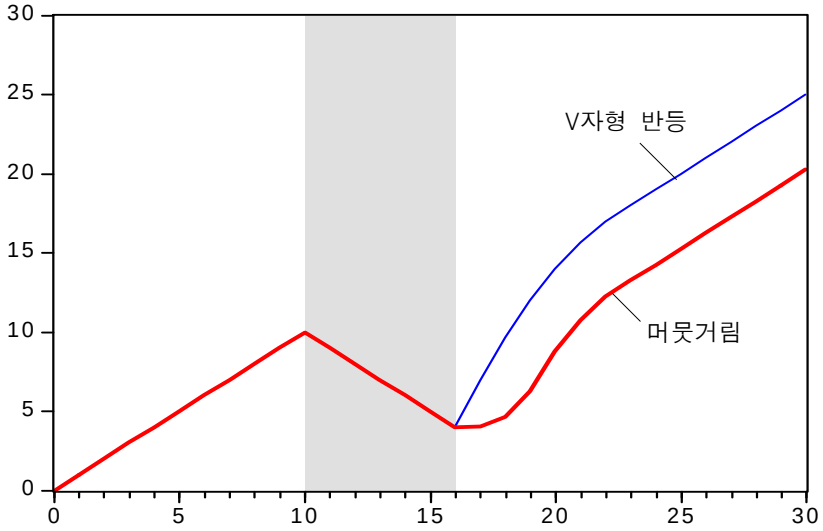
한편, 본 논문에서는 경기회복 국면에서 나타날 수 있는 또 다른 특징으로 확장기 초기의 머뭇거림으로 인해 경기회복이 지연될 수 있는 가능성을 고려한다. 이와 같은 개념은 기존의

<그림 2> 확장국면 초기 머뭇거림의 효과

a) U자형 반등효과 모형에서 머뭇거림에 따른 산출 경로



b) V자형 반등효과 모형에서 머뭇거림에 따른 산출 경로



주: 음영은 경기수축 국면을 나타냄.

연구에서 제시되지 못했던 것으로, 확장기 초반 머뭇거림 효과가 나타날 수 있는 이유로는 경기침체기 동안의 의욕 상실, 국면전환 여부 및 미래의 경제상황에 대한 불확실성, 노동시장의 제도적 특성 등 여러 가지를 생각할 수 있다. <그림 2>의 a)와 b)는 각각 U자형 반등효과 모형과 V자형 반등효과 모형에서 확장기 초반의 머뭇거림이 산출경로에 미치는 효과를 보여준다. 그림에서 제시된 경로는 경기확장기에 접어든 후 m분기 평균 λ의 크기는 0보다 크지만

초반 $m' < m$ 분기 동안에는 가중치 모수 λ'의 크기가 0보다 작은 경우에 해당한다. 이를 보면, 이와 같은 머뭇거림 효과가 존재하는 경우에는 처음 m' 분기 동안에는 산출경로가 오히려 Hamilton(1989) 모형의 산출경로를 하회하다가 시간이 지남에 따라 본래의 성장궤도로 복귀하려는 움직임이 나타나게 된다.

2. 반등효과를 고려한 2-상태 TAR 모형

Kim et al.(2005), Morley and Piger(2006) 모형의 특징은 2-상태 국면전환 모형 내에 압력변수를 포함함으로써 경기수축이 확장기 초반의 움직임에 미치는 효과를 고려한다는 점이다. 그런데, 이와 같은 아이디어는 또 다른 대표적인 비선형 시계열 모형인 TAR(threshold autoregressive) 모형과 STAR(smooth transition autoregressive) 모형의 경우에도 쉽게 적용될 수 있다. 본 논문에서는 반등효과 Markov 국면전환 모형으로부터 구한 결과의 강건성을 확인하기 위하여 다음과 같은 두 가지 반등효과 TAR 모형을 추정한다.

① U자형 반등효과 TAR 모형

$$y_t = \{\mu_1 + \phi_{11} y_{t-1} + \cdots + \phi_{ik} y_{t-k}\} I(S_t = 1) + \{\mu_2 + \phi_{21} y_{t-1} + \cdots + \phi_{2p} y_{t-p}\} I(S_t = 2) + \lambda \sum_{j=1}^{m} I(S_{t-j} = 2) \quad (5)$$

② V자형 반등효과 TAR 모형

$$y_t = \left\{\mu_1 + \phi_{11} y_{t-1} + \cdots + \phi_{ik} y_{t-k} + \lambda \sum_{j=1}^{m} I(S_{t-j} = 2)\right\} I(S_t = 1) + \{\mu_2 + \phi_{21} y_{t-1} + \cdots + \phi_{2p} y_{t-p}\} I(S_t = 2) \quad (6)$$

두 모형 모두에서 경기변동의 국면은 다음과 같이 결정된다.

$$\begin{aligned} S_t &= 1, \quad y_{t-d} > c\text{일 경우} \\ &= 2, \quad y_{t-d} \le c\text{일 경우} \end{aligned} \quad (7)$$

여기서, d는 조정과정의 지체정도를 나타내는 이연모수(delay parameter)를, c는 경기변동 국면구분의 기준이 되는 임계치(threshold value)를 나타낸다.[3]

이와 같은 TAR 모형이 Markov 국면전환 모형과 다른 점은 경기변동의 국면이 직접 관찰 가능한 자기 자신의 과거 값(y_{t-d})을 통해 식별된다는 점이다. 또한, 표준적인 유형의 Markov

3) 이처럼 자기자신의 과거 값에 의해 국면이 결정되는 TAR 모형을 SETAR(self-existing TAR) 모형이라고 부르기도 한다. TAR 모형에 대한 자세한 설명은 Tong(1983, 1990)을 참조하시오.

국면전환 모형에서는 국면전환확률을 고정된 것으로 간주하는 데 반해, TAR 모형에서는 국면전환확률이 모형 내에서 내생적으로 결정되도록 허용한다는 점도 TAR 모형이 갖는 장점이라고 할 수 있다.[4)]

2. 3상태 국면전환 모형

Sichel(1994), Boldin(1996), Clements & Krolzig(1998), Leyton & Smith(2000) 등은 3-상태 Markov 국면전환 모형을 이용하여 확장기와 수축기 뿐 아니라 "회복기(recovery phase)"를 별도의 국면으로 식별할 필요성을 강조한 바 있다. 본 연구에서는 그 중 Boldin(1996)의 모형을 이용하여 우리나라 회복국면의 특징에 대하여 분석하고자 한다.

3-상태 Markov 국면전환 모형에서는 앞서의 식 (1)에서 실질GDP의 평균 증가율이 다음과 같이 변화한다고 가정한다.

$$\mu_t = \mu_1 \cdot I(S_t = 1) + \mu_2 \cdot I(S_t = 2) + \mu_3 \cdot I(S_t = 3) \tag{8}$$

여기서, $S_t = \{1, 2, 3\}$로서, Boldin(1996)은 상태변수의 이전행렬을 다음과 같이 가정한다.

$$\begin{bmatrix} p_{11} & 0 & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & 0 \\ 0 & p_{23} & p_{31} \end{bmatrix}$$

이전행렬의 일부 원소를 0으로 제약하는 이유는 상태변수가 $\{S_t\} = 1 \rightarrow 2 \rightarrow 3 \rightarrow 1 \rightarrow \cdots$ 의 순서로 움직이도록 유도하기 위함이다. $\mu_2 > \mu_1$이라는 전제 하에서 위와 같은 제약은 경기변동의 국면이 "확장→수축→회복→확장→…"의 순서로 전환됨을 의미한다. 이와 같은 3상태 국면전환 모형에서 반등효과의 존재 여부는 μ_3의 크기가 μ_1보다 큰 지를 검정함으로써 판단할 수 있다.

Ⅲ. 기초통계분석

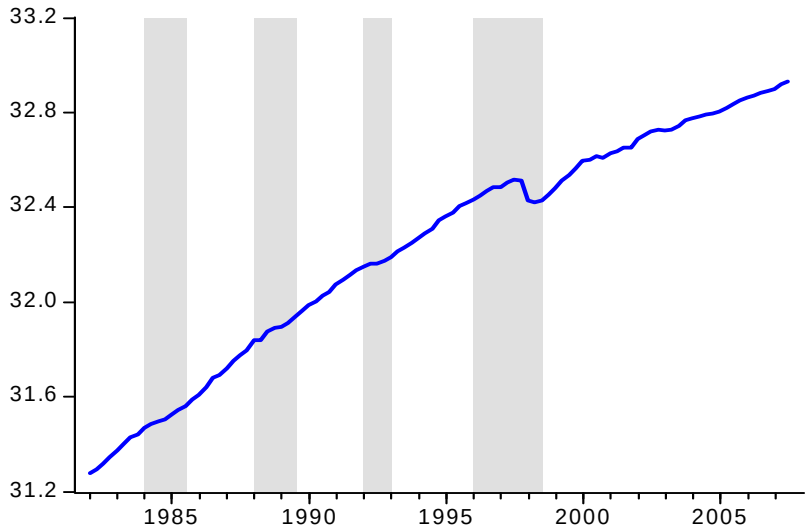
본 연구에서는 1982년 1분기부터 2007년 3분기까지의 계절조정 실질GDP의 로그 증가율 자료를 이용하였다. 단, 분석과정에서 고려된 다양한 모형들의 표본기간을 일치시키기 위하여, 종속변수의 첫 번째 관측치는 언제나 1982년 1분기의 값으로 설정하였다.

<그림 3>은 로그 실질GDP의 수준과 증가율의 추이를 보여준다. 그림에서 음영은 통계청 기준순환일에 의거한 경기침체기간을 나타낸다. 이를 보면, 한국의 실질GDP는 1997-98년 경제위

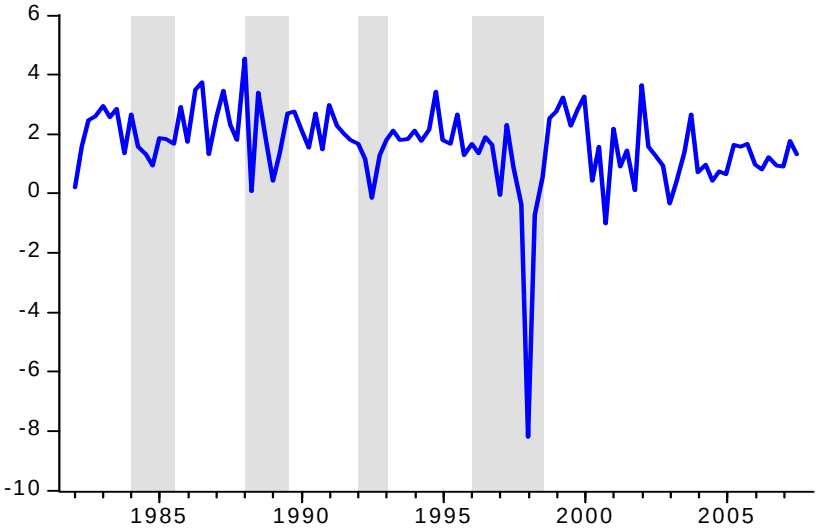
4) 단, Markov 국면전환모형의 경우에도 Filardo(1994), DeJong et al.(2005) 등의 방법을 이용하여 국면전환확률을 시간에 따라 변화하도록 확장할 수 있다.

<그림 3> 한국 실질GDP와 실질GDP 증가율 추이

a) 실질GDP(로그)



b) 실질GDP 증가율(전기대비, %)



주: 음영은 통계청 기준순환일에 의거한 경기침체 기간을 나타냄.

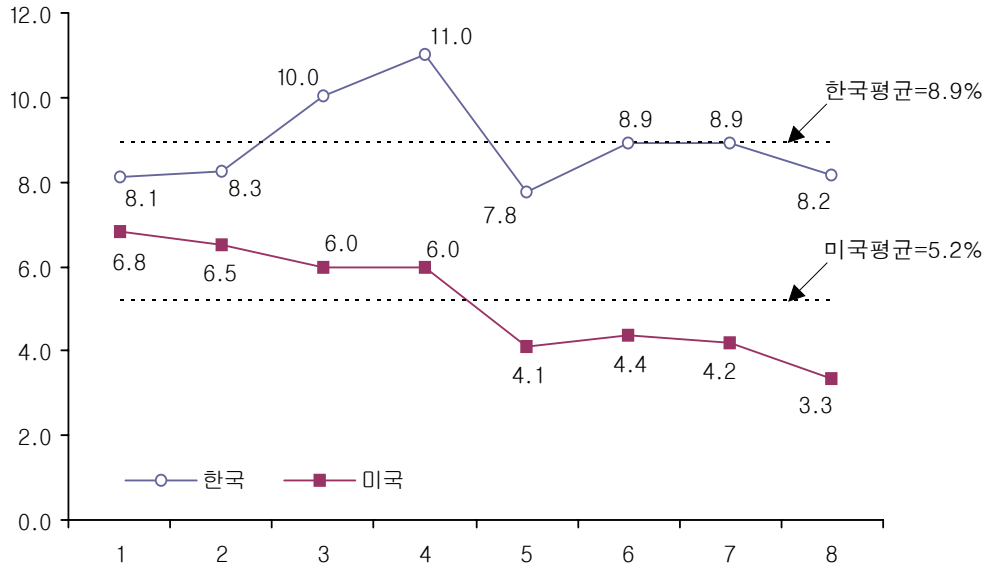
기 기간을 제외하면 경기침체기에도 증가 속도만 둔화될 뿐 수준 자체가 감소하는 일이 극히 드물었음을 확인할 수 있다. 이는 NBER 기준 경기침체기마다 실질GDP의 수준 자체가 실제로 감소했었던 미국의 경험과 대조되는 모습이다. 아울러, 1980년대 초부터 1990년대 중반까지의 기간과 경제위기 기간, 경제위기 이후 기간에 실질GDP 증가율의 평균과 분산이 다르게 관찰된다는 점도 중요한 특징으로 판단된다.

<표 1> 경기저점 통과 후 실질GDP 증가율 추이

저점	1980:Q3	1985:Q3	1989:Q3	1993:Q1	1998:Q3	한국평균	미국평균
1분기	-0.56	11.68	10.97	8.46	10.12	8.14	**6.85**
2분기	7.49	6.99	8.67	7.15	11.01	8.26	6.51
3분기	9.78	13.98	6.13	7.37	12.98	10.05	5.97
4분기	**11.53**	**15.05**	10.74	8.52	9.15	**11.00**	5.97
5분기	9.35	5.22	5.89	7.02	11.28	7.75	4.11
6분기	0.80	10.38	**11.91**	8.55	**13.02**	8.93	4.37
7분기	6.32	13.89	9.08	**13.72**	1.71	8.94	4.22
8분기	9.93	9.26	8.14	7.18		8.63	3.34

주: 연율 기준. 음영은 실질GDP 증가율이 최대가 되는 시점을 나타냄. 한국은 1980:Q1-2007:Q3, 미국은 1947:Q1-2007:Q3 동안의 자료를 대상으로 함.

<그림 4> 경기저점 후 실질GDP 증가율 추이: 한국과 미국 비교



주: 연율 기준. 한국은 1980:Q1-2007:Q3, 미국은 1947:Q1-2007:Q3 동안의 자료를 대상으로 함. 점선은 확장기 초반 8분기 동안의 평균 증가율을 나타냄.

한편, 확장기 초반의 움직임을 보면, <그림 1>에서 제시된 형태의 반등효과를 발견하기 어렵고, 오히려 1997-98년 경제위기 직후에는 <그림 2>에서 제시된 머뭇거림 경로에 가까운 움직임이 관찰되고 있다. 이와 같은 특징은 경기저점 통과 후 실질GDP 증가율의 추이를 보여주는 <표 1>과 <그림 4>를 통해 좀 더 분명히 확인할 수 있다. 우선, 미국의 경우에는 실질GDP 증가율이 경기저점 직후에 가장 높고 그 뒤부터 점차 감소하는 모습을 보이고 있는데, 이는 반등효과 가설과 일치하는 패턴이다. 반면, 한국의 경우에는 경기저점 통과 직후의 실질GDP 증가율이 확장기 평균 증가율에 못 미치고 있고, 시간이 지남에 따라 상승하여 저점 통과 후

4분기 후에 최대가 되는 모습을 보이고 있다. 이는 본 연구에서 제기하는 머뭇거림 가설에 부합하는 패턴이라고 할 수 있다. 더욱이, <표 1>을 보면, 이와 같은 양상은 비단 경제위기 시기 뿐 아니라 1997년 이전의 다른 순환기에도 나타났던 것으로 판단된다.

이하에서는 상술한 통계적 모형들을 이용하여 과연 한국의 경기 회복국면에서 머뭇거림 가설에 부합하는 양상이 나타났는지를 좀 더 엄밀히 검토할 것이다.

Ⅳ. 분석 결과

1. 반등효과를 고려한 2-상태 국면전환 모형 분석 결과

<표 2>는 한국의 실질GDP 증가율을 대상으로 Kim et al.(2005), Morley & Piger(2006)의 반등효과를 고려한 2-상태 Markov 국면전환 모형을 추정한 결과를 보여준다. 본 연구에서는 모형별 비교를 위하여, 특별한 언급이 있는 경우를 제외하면, 언제나 자기회귀계수를 2, 반등효과 가중치 모수를 6으로 설정하였다.

추정결과를 보면, U자형 모형과 V자형 모형 모두 확장기 평균 증가율(μ_1)이 1.69%, 침체기 평균 증가율(μ_2)이 -7.34%로 추정되었고, 추정결과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 반등효과를 결정하는 가중치 모수 λ의 값은 -0.10으로 추정되었고 통계적으로 유의하지 않았다. 이는 확장기 초반의 실질GDP 증가율이 확장기 평균 증가율에 못 미침을 의미하는 것으로서, 반등효과 가설에 배치되는 결과이다. 하지만, <그림 5>에서 제시되듯이, 1998년 1분기가 유일한 경기침체 기간으로 식별되고 침체국면 지속확률(q)이 0으로 추정되는 등 추정결과를 충분히 신뢰하기 어려워 보였는데, 이는 1997-98년의 경제위기와 구조적 변화의 효과를 적절히 통제하지 못했기 때문으로 판단된다.

그에 따라 본 연구에서는 기간별 평균 증가율(μ_1과 μ_2)과 표준편차(σ), 반등효과 가중치 모수(λ)의 크기의 구조변화를 허용하는 다음과 같은 모형을 추정하였다.

$$
\begin{aligned}
&\phi(L)(y_t-\mu_t)=\epsilon_t \\
&\mu_t=(\mu_1+\Delta\mu_{1,\,1996\sim2000}\cdot D_{1,t}+\Delta\mu_{1,\,2001\sim2007}\cdot D_{2,t})\cdot I(S_t=1) \\
&\quad+(\mu_2+\Delta\mu_{2,\,1996\sim2000}\cdot D_{1,t}+\Delta\mu_{2,\,2001\sim2007}\cdot D_{2,t})\cdot I(S_t=2) \\
&\quad+(\lambda+\Delta\lambda_{1996\sim2000}\cdot D_{1,t}+\Delta\lambda_{2001\sim2007}\cdot D_{2,t})\sum_{j=1}^{m} I(S_{t-j}=2) \\
&\epsilon_t\sim\ i.i.d.N(0,\ \{\sigma+\Delta\sigma_{1996\sim2000}+\Delta\sigma_{2001\sim2007}\}^2)
\end{aligned}
\tag{9}
$$

여기서, $D_{1,t}$는 1996:Q1~2000:Q4 기간에는 1의 값을, 나머지 기간에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. $D_{2,t}$는 2001:Q1~2007:Q4 기간에는 1의 값을, 나머지 기간에는 0의 값을 갖는 더미변수이다. Δ 기호는 각각의 기간에 해당하는 절편과 표준편차, 반등효과 가중치 모수의 변화

를 나타낸다.

<표 3>과 <그림 6>은 이와 같은 모형을 추정한 결과를 보여준다. 이를 보면, 우선 확장기와 수축기의 국면별 평균 증가율이 1996~2000년과 2001~2007년에 1982~1995년보다 하락한 것으로 나타나고 있다. 변동성은 1996~2000년에는 큰 폭으로 증가했지만, 2001~2007년에는 1982~1995년 수준에서 크게 달라지지 않은 것으로 나타났다.

반등효과 모수는 전 기간 평균값이 0.08로 양(+)의 부호를 갖는 것으로 추정되었지만, 그와 같은 결과가 통계적으로 유의하지는 않았다. 한편, 반등효과의 시기별 변화를 살펴보면, 변화분 모두 통계적으로 유의하지는 않았지만, 최근 들어 λ의 크기가 증대되어서 경기수축이 일시적 효과만을 갖는 값인 1/3에 근접한 것으로 나타났다. 하지만, 수축기의 평균과 확장기의 평균 증가율이 모두 하락한 것으로 나타났기 때문에 우리 경제가 이전 시기보다 역동적인 경제로 변모했다고 평가하기는 어렵다고 판단된다.

끝으로, <그림 6>을 보면 1984~1985년을 제외한 나머지 경기침체 기간에는 침체국면 평활화 확률이 0.5를 상회하는 것으로 나타나고 있다. 특히, 아직까지 통계청 기준 경기 전환점이 발표되지 않은 2000년대 이후에도 한 두 번의 경기침체가 발생했을 가능성이 제시되었다. 하지만, 이처럼 기간별 더미변수를 사용한 경우에도 침체국면 지속확률이 너무 작게 추정되는 문제가 개선되지 않았는데, 후속 연구를 통해 보완이 필요할 것으로 생각된다.

<표 4>와 <그림 7>은 위와 동일한 방식으로 구조변화의 효과를 통제한 상황에서 회복국면 초기의 반응에 주목하기 위하여 $m=2$로 설정하고 식 (9)를 추정한 결과를 보여준다. 이를 보면, 국면별 평균 증가율 등 대부분의 추정치는 이전과 크게 다르지 않았지만, 반등효과의 크기를 나타내는 λ의 값이 앞서와 달리 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타나고 있다. 이는 확장기 초기 1~2분기 동안의 평균 증가율이 확장기 평균을 하회한다는 <표 1>과 <그림 4>의 분석 결과에 부합하는 것이다. 기간별 변화를 살펴보면, 1997년 경제위기 기간에는 그와 같은 머뭇거림 효과가 더욱 컸던 것으로 나타난 데 비해, 2001년 이후에는 상당히 탄력적인 반등 과정이 전개되었던 것으로 나타났다.

앞서 설명한 대로, 확장기 초기의 움직임이 어떠하냐에 따라 경기침체가 산출수준에 미치는 영구적 효과의 크기도 달라질 수밖에 없다. Hamilton(1989)에 의하면, 경기수축의 영구적 효과는 다음과 같이 경제가 수축국면을 거치지 않고 확장국면에 계속 머물렀을 때의 장기 성장경로와 수축국면을 거쳤을 때의 장기 성장경로 간의 차이로 정의될 수 있다.

$$\lim_{j\to\infty}\left\{E[y_{t+j}\mid S_t=0,\,\Omega_{t-1}]-E[y_{t+j}\mid S_t=1,\,\Omega_{t-1}]\right\}$$

여기서, $\Omega_{t-1}=\left\{S_{t-1}=1, S_{t-2}=1, \cdots ; y_{t-1}, y_{t-2}, \cdots\right\}$. 특히, 식 (1)-(3)과 같은 모형에서 위의 정의에 입각한 경기수축의 장기효과는 다음과 같은 식을 통해 계산할 수 있다.

$$\Lambda=(\mu_2-\mu_1+\lambda m)/(2-p-q)$$

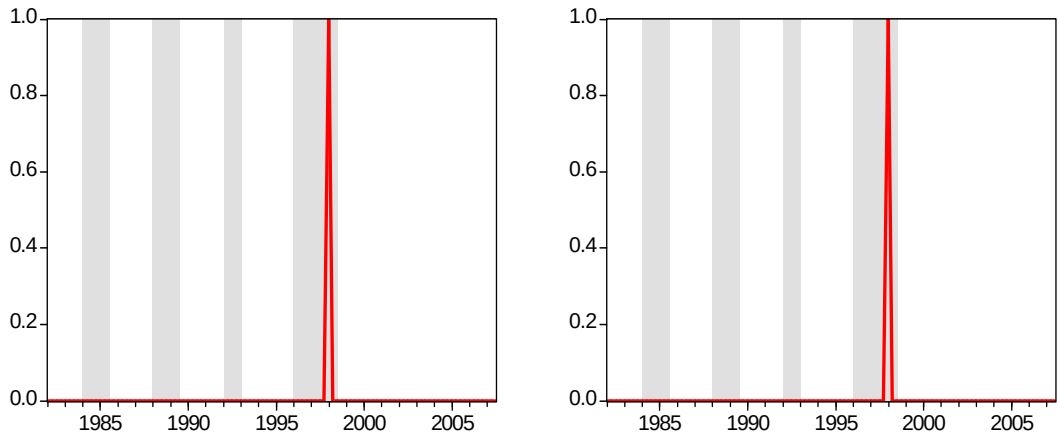
기간구분 더미변수를 사용하고 $m=6$으로 설정한 <표 3>의 결과를 대상으로 이와 같은 계산

법을 적용하면, 우리나라의 경우에는 경기침체가 발생하면 그렇지 않을 때에 비해 산출수준이 영구적으로 1.13% 가량 낮아지는 것으로 추정된다. 이는 Hamilon(1989)이 제시한 4.5% 보다는 낮지만, Kim et al.(2005)이 제시한 0.412% 보다는 높은 수치이다.

<표 2> 최대우도추정치: 기본모형

	U자형 반등효과 모형		V자형 반등효과 모형	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
μ_1	1.69	(0.16)	1.69	(0.15)
μ_2	-7.34	(1.01)	-7.34	(1.00)
λ	**-0.10**	**(0.54)**	**-0.10**	**(0.07)**
p	0.99	(0.01)	0.99	(0.01)
q	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)
σ	0.98	(0.07)	0.98	(0.07)
Log-likelihood	-150.154		-150.15	

<그림 5> 침체국면 평활화 확률: 기본모형

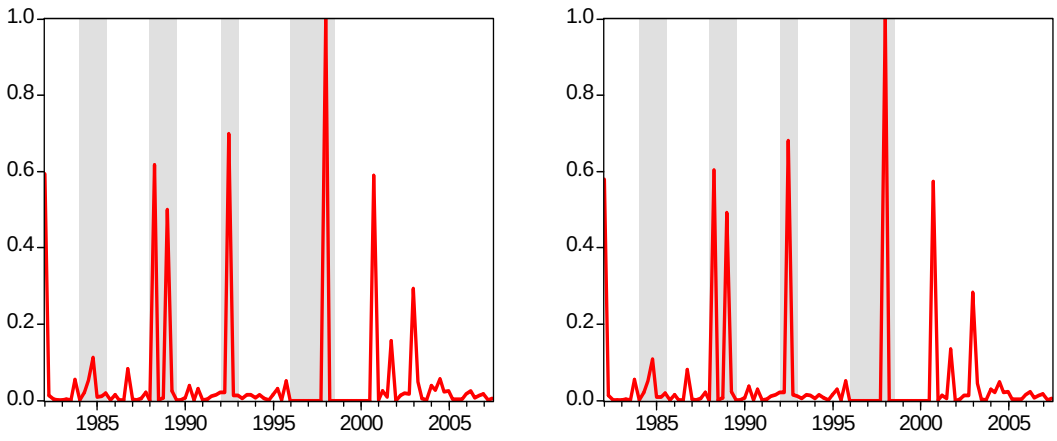


주: 음영은 통계청의 기준순환일에 의한 경기침체 기간을 나타냄. 평활화 확률(smoothed probability)은 전 기간의 정보를 이용하여 현 국면이 침체국면에 속할 확률을 계산한 결과임.

<표 3> 최대우도추정치: 기간구분 더미변수 이용시

	U자형 반등효과 모형		V자형 반등효과 모형	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
μ_1	2.11	(0.17)	2.10	(0.18)
μ_2	0.40	(0.68)	0.42	(0.68)
$\Delta\mu_{1,\,1996\sim2000}$	-0.66	(0.41)	-0.66	(0.41)
$\Delta\mu_{2,\,1996\sim2000}$	-8.39	(1.62)	-8.41	(1.46)
$\Delta\mu_{1,\,2001\sim2007}$	-1.02	(0.27)	-1.01	(0.27)
$\Delta\mu_{2,\,2001\sim2007}$	-0.85	(1.24)	-0.85	(1.29)
λ	0.08	(0.31)	0.09	(0.33)
$\Delta\lambda_{1996\sim2000}$	0.17	(0.74)	0.16	(0.73)
$\Delta\lambda_{2001\sim2007}$	0.31	(0.53)	0.31	(0.60)
p	0.94	(0.04)	0.94	(0.04)
q	0.01	(0.01)	0.01	(0.01)
σ	0.79	(0.09)	0.79	(0.09)
$\Delta\sigma_{1996\sim2000}$	0.81	(0.28)	0.80	(0.28)
$\Delta\sigma_{2001\sim2007}$	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)
Log-likelihood	-142.00		-142.05	

<그림 6> 침체국면 평활화 확률: 기간구분 더미변수 이용시



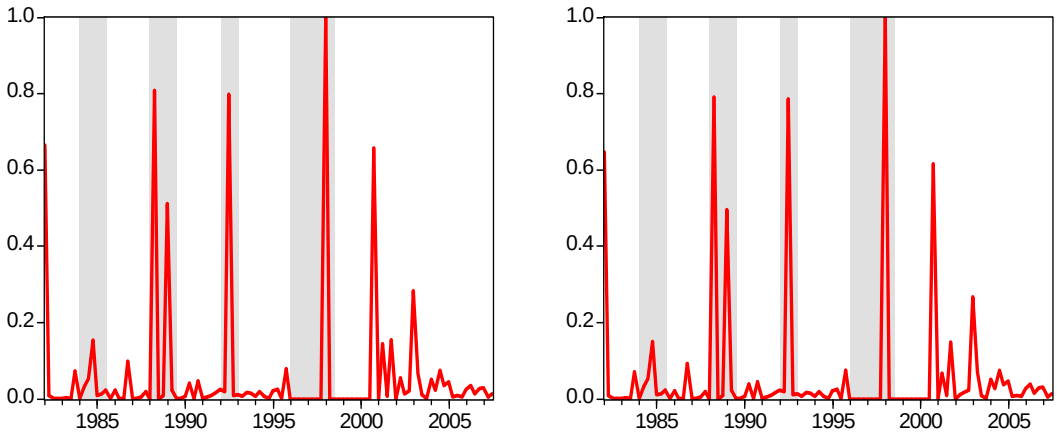
주: <그림 5>와 동일함.

<표 4> 최대우도추정치: 회복국면 초기 효과

	U자형 반등효과 모형		V자형 반등효과 모형	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
μ_1	2.17	(0.15)	2.17	(0.16)
μ_2	0.33	(0.56)	0.34	(0.80)
$\Delta\mu_{1,\,1996\sim2000}$	-0.41	(0.31)	-0.41	(0.31)
$\Delta\mu_{2,\,1996\sim2000}$	-8.88	(1.42)	-8.86	(1.43)
$\Delta\mu_{1,\,2001\sim2007}$	-1.09	(0.24)	-1.09	(0.25)
$\Delta\mu_{2,\,2001\sim2007}$	-0.61	(0.88)	-0.54	(1.00)
λ	-0.08	(0.46)	-0.10	(0.60)
$\Delta\lambda_{1996\sim2000}$	-1.51	(0.92)	-1.52	(0.95)
$\Delta\lambda_{2001\sim2007}$	1.08	(0.67)	1.12	(0.82)
p	0.93	(0.04)	0.93	(0.04)
q	0.00	(0.00)	0.00	(0.00)
σ	0.77	(0.09)	0.77	(0.09)
$\Delta\sigma_{1996\sim2000}$	0.63	(0.29)	0.63	(0.29)
$\Delta\sigma_{2001\sim2007}$	0.00	(0.00)	0.00	(0.16)
Log-likelihood	-139.64		-139.68	

주: 음영은 통계청의 기준순환일에 의한 경기수축 기간을 나타냄.

<그림 7> 침체국면 평활화 확률: 회복국면 초기 효과



주: <그림 5>와 동일함.

2. 반등효과를 고려한 2-상태 TAR 모형 분석 결과

<표 5>는 반등효과를 고려한 2-상태 TAR 모형을 추정한 결과를 보여준다. 본 연구에서는 앞서와 마찬가지로 AR 모형의 시차는 2분기로, $m=6$으로 설정하였다. 한편, 이연모수(delay parameter) d는 1분기로 설정하였고, 임계치(threshold value)는 침체국면에 전체 표본자료의 25%를 포함할 수 있는 값을 찾은 결과 0.98%가 선택되었다. 참고로, 이상의 모수들을 모두 격자탐색(grid search) 방법을 통해 추정하는 방법도 적용해 보았으나, 임계치의 값이 1.302%로 선택되고 그에 따라 침체국면에 속하는 자료의 수가 70%를 상회하는 등 결과가 만족스럽지 못해 이 글에서는 그에 대한 분석결과는 제시하지 않았다.

<표 5>의 a)는 원자료를 이용한 경우의 추정결과를 보여준다. 이를 보면, λ의 값이 U자형 반등효과 모형에서는 -0.004, V자형 반등효과 모형에서는 -0.02로 추정되었고, 두 결과 모두

<표 5> 반등효과를 고려한 2-상태 TAR 모형 추정 결과

a) 원자료를 이용할 경우

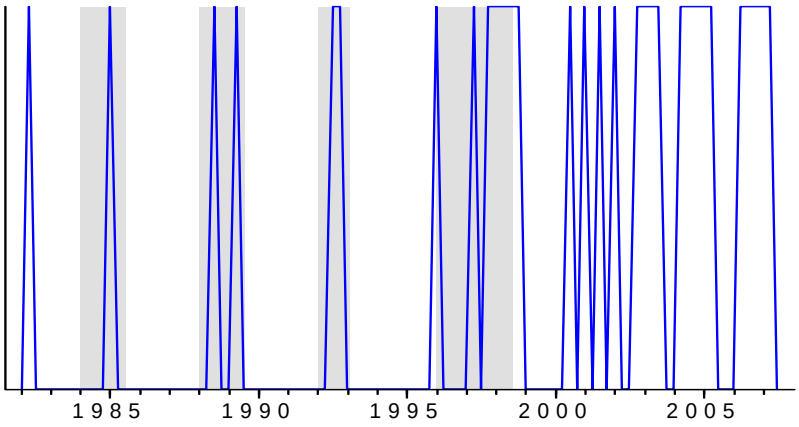
	U자형 반등효과 모형		V자형 반등효과 모형	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
μ_1	1.66	(0.64)	1.69	(0.65)
ϕ_{11}	-0.01	(0.23)	-0.02	(0.23)
ϕ_{12}	0.15	(0.17)	0.15	(0.17)
μ_2	0.77	(0.11)	0.76	(0.11)
ϕ_{21}	0.18	(0.39)	0.18	(0.28)
ϕ_{22}	0.11	(0.15)	0.11	(0.15)
λ	-0.004	(0.13)	-0.02	(0.13)

b) 기간별 평균과 분산을 조정한 자료를 이용할 경우

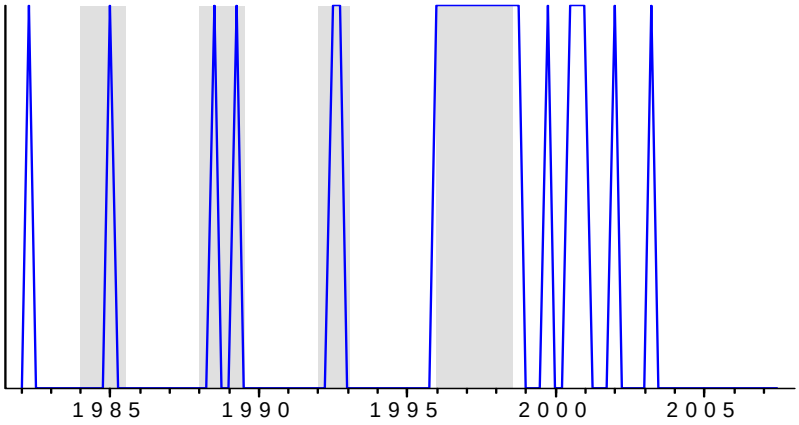
	U자형 반등효과 모형		V자형 반등효과 모형	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
μ_1	2.31	(0.44)	2.38	(0.46)
ϕ_{11}	-0.01	(0.14)	-0.01	(0.14)
ϕ_{12}	-0.05	(0.12)	-0.06	(0.12)
μ_2	0.97	(0.07)	0.53	(0.09)
ϕ_{21}	-0.05	(0.45)	0.00	(0.30)
ϕ_{22}	0.41	(0.25)	0.51	(0.25)
λ	-0.10	(0.18)	-0.13	(0.16)

<그림 8> 반등효과 TAR 모형에서 침체국면 식별 결과

a) 원자료를 이용할 경우



b) 기간별 평균과 분산을 조정한 자료를 이용할 경우



통계적으로 유의하지 않았다. <표 6>의 b)에는 구조변화의 효과를 고려하여 1982~1995년 자료의 평균과 분산을 기준으로 1996~2000년 및 2001~2007년 자료의 평균과 분산을 조정한 자료를 이용하여 동일한 반등효과 TAR 모형을 추정한 결과가 제시되어 있다. 이 경우에도 λ의 부호가 모두 마이너스(-)로 추정되었는데, 그와 같은 머뭇거림의 효과가 앞서 살펴보았던 어느 결과들보다 크게 나타났다는 점이 특징적이다.

<그림 8>의 b)는 반등효과 TAR 모형에서 침체국면을 식별한 결과를 보여준다. 이를 보면, 앞서 Markov 국면전환 모형을 이용했을 때와는 달리, TAR 모형을 통해 식별된 경기전환점이 대체로 통계청 기준순환일에 의거한 전환점과 유사한 모습을 보이고 있음을 확인할 수 있다. 특히, 원자료를 이용했을 때와 기간별 평균 및 분산을 조정한 자료를 이용했을 때 모두 1997-1998년 경제위기 직후 회복국면이 저성장 국면으로 식별되고 있는데, 이 역시 반등효과 가설에 배치되고 머뭇거림 가설을 지지하는 결과로 해석될 수 있다.

3. 3상태 국면전환 모형 분석 결과

<표 6>과 <그림 9>는 한국의 자료를 대상으로 Boldin(1996)이 제안한 3-상태 Markov 국면전환 모형을 추정한 결과를 보여준다. 기간구분 더미변수를 이용한 방식은 앞서 2-상태 Markov 국면전환 모형의 경우와 동일하다.

<그림 6>을 보면, 침체국면 식별 결과는 앞서 2-상태 반등효과 국면전환 모형의 경우와 유사함을 확인할 수 있다. 회복국면은 부여된 제약에 따라 침체국면에 뒤이은 시기들이 선택되었는데, 특징적인 점은 이 역시 침체국면과 마찬가지로 지속기간이 매우 짧게 추정되었다는 것이다. 3-상태 Markov 국면전환 모형에서 반등효과의 존재 여부는 회복국면의 평균 증가율이 확장국면의 평균 증가율을 상회하는지를 살펴봄으로써 확인할 수 있다. <표 6>에 그에 대한 결과가 제시되어 있는데, 이를 보면 우리나라의 경우에는 회복국면으로 식별된 기간의 평균 증가율이 음(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 앞서의 논의에서 λ의 부호가 음(-)이라는 것과 3-상태 모형의 회복국면에서 평균 증가율의 부호가 음(-)이라는 것은 완전히 다른 의미를 갖는다는 점에 주의하기 바란다. 정확히 말하자면, $S_t = 3$에 속하는 국면의 평균 증가율이 음(-)의 부호를 갖는다는 것은 해당 국면이 확장기에 속하는 회복국면이 아니라 경기침체기에 속하는 또 다른 국면임을 의미하는 것이다. 이러한 관점에서 보면, <표 6>의 결과는 회복국면의 평균 증가율이 음(-)의 부호를 갖는다는 것을 의미하기보다는 침체기 이후 뚜렷한 고성장 국면이 이어지고 있지 못함을 의미하는 것으로 해석될 수 있다.

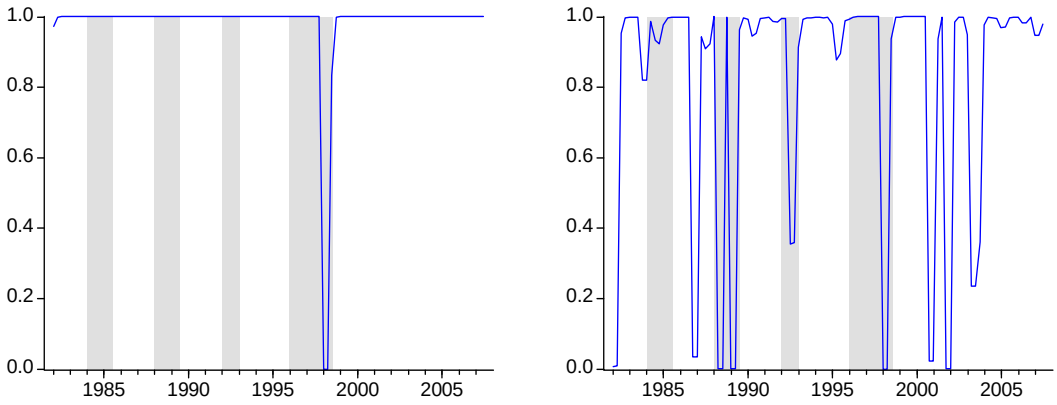
끝으로, <표 7>은 McQueen & Thorley(1993)의 연구에서와 마찬가지로 각 시점별 실질GDP 증가율을 크기순으로 3그룹으로 구분한 후 국면전환확률이 1차 Markov 과정을 따른다는 가정하에서 각각의 국면에서 다른 국면으로 이전할 확률을 계산한 결과를 보여준다. Low는 저성장 국면, Middle은 완만한 성장국면, High는 고성장 국면을 나타낸다. 그룹을 구분하는 기준은 상위 25%에 속하는 그룹을 High, 하위 25%에 속하는 그룹을 Low, 나머지 그룹을 Middle로 분류하였다. LR 통계량은 저성장 국면에서 고성장 국면으로 이어질 확률과 고성장 국면에서 저성장 국면으로 이어지는 확률이 같다는 명제에 대한 검정결과를 나타낸다.

이를 보면, 우리나라의 경우에는 저성장 국면에서 고성장 국면으로 이어질 확률보다 완만한 성장국면으로 이어질 확률이 높은 것으로 나타나고 있다. 아울러, 저성장 국면에서 고성장 국면으로 이전할 확률과 고성장 국면에서 (완만한 성장국면을 거치지 않고) 저성장 국면으로 직접 이전할 확률이 같다는 귀무가설이 기각되지 않고 있다. 이는 미국의 경기변동을 대상으로 한 McQueen & Thorley(1993)의 연구결과와 상반되는 것으로, 우리나라의 경우에는 경기저점 이후 빠른 속도로 본래의 성장궤도로 복귀하는 반등효과가 나타나지 않는다는 이제까지의 주장을 뒷받침하는 또 다른 근거로 해석될 수 있다.

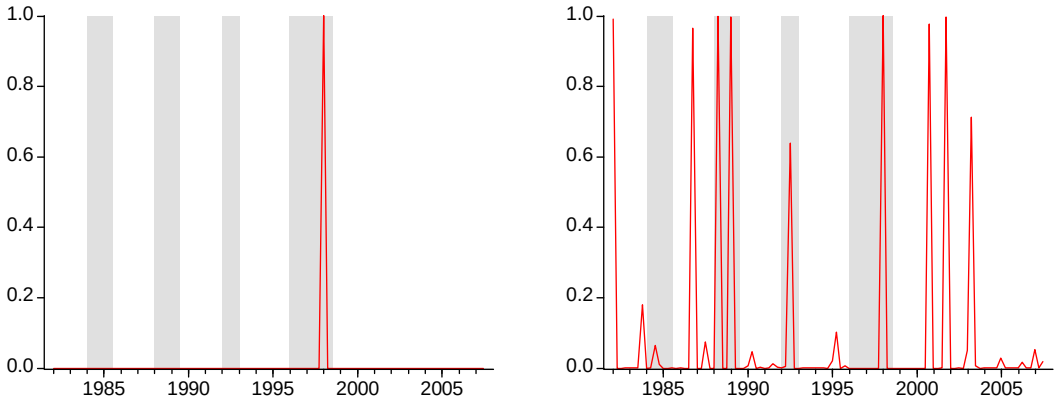
<그림 9> 3국면 모형 추정 결과

a) 기본모형 b) 기간구분 더미변수 이용시

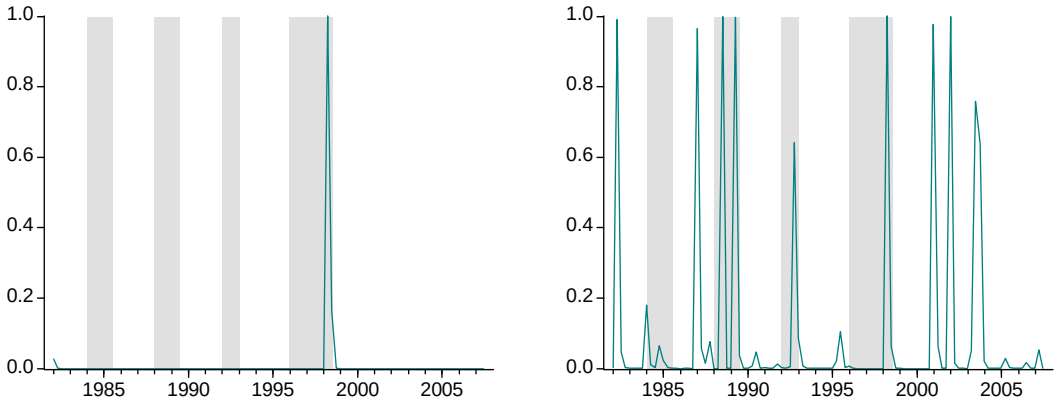
<국면 1: 확장국면>



<국면 2: 침체국면>



<국면 3: 회복국면?>



<표 6> 3상태 국면전환 모형 추정결과

	기본모형		기간구분 더미변수 이용시	
	추정치	표준오차	추정치	표준오차
p_{11}	0.99	(0.01)	0.88	(0.04)
p_{22}	0.01	(0.01)	0.00	(0.00)
p_{33}	0.17	(0.65)	0.12	(0.12)
μ_1	1.72	(0.12)	0.36	(0.08)
μ_2	-7.85	(1.03)	-1.82	(0.27)
μ_3	-0.41	(1.05)	-0.41	(0.26)
$\Delta\mu_{1,\,1996\sim2000}$	-	-	0.27	(4.30)
$\Delta\mu_{2,\,1996\sim2000}$	-	-	-6.56	(4.41)
$\Delta\mu_{3,\,1996\sim2000}$	-	-	-0.63	(4.39)
$\Delta\mu_{1,\,2001\sim2007}$	-	-	1.04	(2.08)
$\Delta\mu_{2,\,2001\sim2007}$	-	-	2.06	(2.11)
$\Delta\mu_{3,\,2001\sim2007}$	-	-	3.20	(2.11)
σ	1.00	(0.00)	0.66	(0.06)
$\Delta\sigma_{1996\sim2000}$	-	-	0.90	(0.23)
$\Delta\sigma_{2001\sim2007}$	-	-	0.00	(0.16)
Log-likelihood	-150.344		-144.33	

<표 7> McQueen-Thorley(1993) 방법에 의한 국면간 이전확률 추정결과

a) 원자료

이전국면 \ 현재 국면	Low	Middle	High
Low	0.36	0.52	0.12
Middle	0.24	0.50	0.26
High	0.11	0.48	0.41

LR=0.46 (p값=0.50)

b) 평균 및 변동성 조정자료

이전국면 \ 현재 국면	Low	Middle	High
Low	0.6	0.28	0.12
Middle	0.12	0.58	0.30
High	0.11	0.56	0.33

LR=0.46(pv=0.5)

Ⅴ. 맺음말

본 연구에서는 과연 우리나라의 경기변동에서도 저점을 통과한 경제가 본래의 성장궤도로 빠르게 복귀하는 반등효과가 나타나는지를 살펴보았다. 분석 결과, 한국의 경기 회복국면에서는 미국과 달리 반등효과가 뚜렷하지 않고, 오히려 확장국면 초반의 머뭇거림으로 인해 경기회복이 지연되는 특징이 나타났다. 그에 따라 경기수축이 산출수준에 미치는 영구적 효과도 상당히 큰 것으로 추정되었다. 이와 같은 결과는 경기침체의 폭과 속도를 조절하고 경기회복국면 초기의 산출반응을 탄력적으로 이끌기 위한 안정화 정책이 사회적 후생을 높일 수 있음을 시사한다.

참고문헌

김명직·김적교·유지성, “우리나라 경기지표의 경기예측력에 관한 연구 : 실험적 경기동행지수 및 불황지표 작성을 중심으로,” 『경제학연구』, 제43집 제4호, 한국경제학회, 1996, pp.33-55.

김치호, “경기변동의 비대칭성과 통화정책,” 」, 『경제분석』, 제5권 제2호, 한국은행 금융경제연구원, 1996, pp.1-28.

박원암, “체제전환모형을 이용한 외환위기 충격의 영속성 분석,” 『국제경제연구』, 제11권 제2호, 한국국제경제학회, 2005, pp.33-52.

박원암·허찬국, “우리나라 경기변동의 영구성과 일시성,” 『국제경제연구』, 제10권 제3호, 한국국제경제학회, 2004, pp.63-83.

이중식, “경기변동의 판별과 예측에 관한 새로운 방법,” 『경제분석』, 제3권 제1호, 한국은행 금융경제연구원, 1997, pp.1-25.

조하현, “Markov 추세모형에 의한 경제충격의 장기지속성 측정,” 한국계량경제학회 학술대회 발표문, 1996, pp.785-800.

Beaudry, P. and G. Koop, "Do Recessions Permanently Change Output?" Journal of Monetary Economics, vol. 31, 1993, pp. 149-163.

Boldin, M.D., "A Check on the Robustness of Hamilton's Markov Switching Model Approach to the Economic Analysis of the Business Cycle," Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics, vol. 1, 1996, pp. 35-46.

Bradley, M.D. and D.W. Jansen, "Nonlinear Business Cycle Dynamics: Cross-Country Evidence on the Persistence of Aggregate Shocks," Economic Inquiry, vol. 35, 1997, 495-509.

Burns, A.F. and W.A. Mitchell, Measuring Business Cycles, NBER: New York, 1946.

Clements, M.P. and H.-M. Krolzig, "A Comparison of the Forecast Performance of Markov Switching and Treshold Autoregressive Models of US GNP," Econometrics Journal, vol. 1, 1998, pp. C47-C75.

DeJong, D.N., R. Liesenfeld, and J.-F. Richard, "A Nonlinear Forecasting Model of GDP

Growth," Review of Economics and Statistics, vol. 87, 2005, pp.697-708.
Filardo, A.J., "Business-Cycle Phases and Their Transitional Dynamics," Journal of Business and Economic Statistics, vol. 12, 1994, pp.299-308.
Friedman, M., "Monetary Studies of the National Bureau," The National Bureau Enters Its 45th Year, 44th Annual Report, NBER: New York, 1964, pp. 7-25.
Friedman, M., "The "Plucking Model" of Business Fluctuations Revisited," Economic Inquiry, vol. 31, 1993, pp. 171-177.
Hamilton, J.D., "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," Econometrica, vol. 57, 1989, pp. 357-384.
Hicks, J.R., A Contribution to the Theory of the Trade Cycle, Clarendon Press: Oxford, 1950.
Keynes, J.M., The General Theory of Employment, Interest, and Money, Macmillan: London, 1936.
Kim, C.J. and C.R. Nelson, "Friedman's Plucking Model of Business Fluctuations: Tests and Estimates of Permanent and Transitory Components," Journal of Money, Credit and Banking, vol. 31, 1999, pp. 317-334.
Kim, C.J., J. Morley, and J. Piger, "Nonlinearity and the Permanent Effects of Recessions," Journal of Applied Econometrics, vol. 20, 2005, 291-309.
Leyton, A.P. and D. Smith, "A Further Note of the Three Phases of the US Business Cycle," Applied Economics, vol. 32, 2000, pp. 1133-1143.
McQueen, G. and S. Thorley, "Asymmetric Business Cycle Turning Points," Journal of Monetary Economics, vol. 31, 1993, pp. 341-362.
Mitchell, W.A., Business Cycles: The Problem and It Setting, NBER: New York, 1927.
Morley, "Nonliear Time Series in Macroeconomics," in Encyclopedia of Complexity and System Science(Springer Verlag, forthcoming), http://morley.wustl.edu.
Morley, J. and J. Piger, "The Importance of Nonlinearity in Reproducing Business Cycle Features," in Milas, C., P. Rothman, and D. Van Dijk, eds., Nonlinear Time Series Analysis of Business Cycles, Elsevier Science: Amsterdam, 2006, pp.75-95.
Neftçi, S.N., Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle?" Journal of Political Economy, vol. 92, 1984, 307-328.
Potter, S.M., "A Nonlinear Approach to U.S. GNP," Journal of Applied Econometrics, vol. 10, 1995, pp. 109-125.
Sichel, D.E., "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look," Economic Inquiry, vol. 31, 1993, pp. 224-236.
Sichel, D.E., "Inventories and the Three Phases of the Business Cycle, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 12, 1994, pp. 269-277.
Tong, H., Non-Linear Time Series: A Dynamical Systems Approach, Oxford University Press: Oxford, 1990.
Tong, H., Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis, Springer Verlag: New York, 1983.