

금융경제연구  
2010. 12

## 우리나라 GDP 성장률과 인플레이션율의 특징

- 확률적 변동성 모형(Stochastic Volatility Model)을 이용한 국제비교

오금화\*

이 연구내용은 집필자 개인의견이며 한국은행의 공식견해와는  
무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는  
집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

\*금융경제연구원 거시경제연구실 차장

한국은행 금융경제연구원

# 우리나라 GDP 성장률과 인플레이션율의 특징

- 확률적 변동성 모형(Stochastic Volatility Model)을 이용한 국제비교

오금화\*

이 연구내용은 집필자의 개인 의견이며 한국은행의 공식 견해와는  
무관합니다. 따라서 본 논문의 내용을 보도하거나 인용할 경우에는  
집필자명을 반드시 명시하여 주시기 바랍니다.

\* 금융경제연구원 거시경제연구실 차장(전화: 02-759-5425, e-mail: kumhwa.oh@gmail.com)

본고에 유익한 논평을 주신 KDI의 이재준 박사, 한국은행 금융경제연구원의 송승주 통  
화연구실장, 김현정 거시경제연구실장, 윤재호 박사 그리고 세미나 참석자 여러분께 감  
사드립니다.

# 차 례

I. 머리말 .....	1
II. 자료 .....	4
III. GDP 성장률 변동성의 특징 .....	6
1. 단순 통계 .....	6
2. 모형과 추정 방법 .....	8
3. 추정 결과 .....	11
IV. 인플레이션 변동성의 특징 .....	14
1. 단순 통계 .....	14
2. 모형과 추정 방법 .....	16
3. 추정 결과 .....	20
V. 맺음말 .....	22
<참고문헌> .....	25
<표> .....	28
<그림> .....	30
<부록> 시변 AR(p) 모형과 시변 국지수준모형의 비교 .....	47

## 우리나라 GDP 성장률과 인플레이션율의 특징

- 확률적 변동성 모형(Stochastic Volatility Model)을 이용한 국제비교

글로벌 금융위기 등으로 GDP 성장률의 변동성이 높아짐에 따라 우리 경제의 변동성에 대한 관심도 높아지고 있다. 이에 본고에서는 단순한 형태이지만 유연성이 높은 Cecchetti et al.(2007)의 확률적 변동성 모형(stochastic volatility model)을 우리나라 GDP 성장률 및 인플레이션율 분석에 적용하고 국제비교를 통해 두 변수의 변동성 특징을 제시하였다.

확률적 변동성 모형은 모수들이 시간에 따라 변동하도록 설정함으로써 계수와 분산 변동의 행태를 직접적으로 추정하는 것이 가능하며 다른 시계열 모형에 비해 충격을 일시적 요인과 영구적 요인 등 다양한 형태로 간편하게 분해할 수 있다는 장점을 가진다.

추정 결과 우리나라 GDP 성장률의 경우 오차항으로 나타나는 충격의 표준편차가 1990년대 후반 이후 두 차례의 금융위기 기간을 제외하면 1980년을 기점으로 점진적으로 낮아지고 있는 것으로 분석되었다. 그리고 2000년 이후 GDP 성장률의 변동성이 축소된 것은 지속성 등 경제의 동태적 행태가 변화한 때문이기보다는 주로 충격의 분산 축소에 기인한 것으로 분석되었다.

한편 인플레이션율의 경우 일시적 충격의 표준편차는 1980년대 초에 급격히 감소하여 최근에는 주요국과 비교해서도 그리 높지 않은 수준인 것으로 나타났다. 그리고 인플레이션의 수준에 지속적인 영향을 미치는 영구적 충격의 표준편차는 1980년대 초까지 상승하였다가 이후 점진적으로 낮아져 현재에도 낮은 수준을 유지하는 것으로 분석되었다. 인플레이션의 지속성은 주요국과 유사하게 1980년대 후반 이후 점진적으로 낮아졌으나 현재 주요국에 비해서는 다소 높은 수준으로 인플레이션 기대심리가 아직은 안정적이지 못한 것으로 보인다.

## I. 머리말

최근 글로벌 금융위기 이후 우리 경제의 변동성에 대한 관심이 높다. 우리나라가 글로벌 금융위기의 원인 국가가 아님에도 불구하고 원인을 제공한 국가인 미국이나 유럽에 비해서도 높은 GDP 성장률의 변동성을 나타냄에 따라 이를 완화하기 위한 방안을 강구할 필요성이 제기되고 있다.

경기변동성은 Kim and Nelson(1999) 이래로 많은 관심을 불러일으킨 주제이다. 주요 연구 결과들에 따르면 1980년대초 이후 대부분의 주요국에서 경기변동성이 낮아진 것으로 보고되고 있으며 이를 흔히 ‘대안정’(Great moderation)이라고 부르고 있다.(Summers 2005, IMF 2007) 또한 대안정의 원인에 대해서는 통화정책의 개선(better policy), 생산과정 및 재고관리 등의 개선(better business practices), 그리고 단순히 외부충격이 작았던 데 불과하다는 행운(good luck)론 등 다양한 견해가 존재한다.(Davis and Kahn 2008) 이들 연구는 거시경제 안정의 요인을 규명함으로써 향후 지속 가능성 여부와 안정성 제고를 위한 방안을 모색하고 있다는 점에서 경제 전망과 거시경제 정책 측면에서 그 의의를 찾을 수 있다.

우리 나라의 경우에도 거시경제 변수뿐만 아니라 금융변수까지 포함하여 다양한 변수의 구조변화에 대해 연구가 이루어졌다. 특히 GDP에 대한 연구를 살펴보면 먼저 오형석(2007)은 마코프(Markov) 국면전환 모형을 이용하여 외환위기 이후 우리 경제의 잠재성장률이 큰 폭으로 하락한 반면 GDP갭의 진폭은 확대되었다고 보고하고 있다. 한편 우리 경제의 경기 변동에 대한 종합적인 분석을 제시하고 있는 조하현·황선웅(2009)은  $AR(1)$  모형을 활용하여 구조변화 여부를 검정하고 있는데 모형의 충격항 분산이 1980년을 기준으로 축소된 것으로 보고하고 있다. 또한  $AR$  계수는 구조변화가 없다는 가설을 기각할 수 없다는 점에서 한국 GDP 성장률의 변동성 축소 현상이 경제 내적인 구조 변화에 의해 나타난 것이 아니라 외부교란의 크기 축소 즉 행운에 기인한다고 결론짓고 있다. 반면에 최희갑(2009)은  $AR(1)$  모형에 시간추세항(time trend)을 추가하고 검정을 실시

한 결과 상수항,  $AR$  계수, 분산 등 모든 변수에서 구조변화를 발견할 수 없다는 결과를 보고하고 있다.

한편 이상과 같이 구조변화 횟수를 1~2회로 제한하는 모형을 활용하여 GDP 성장률의 행태에 구조변화가 발생했는지 여부를 검정하는 접근법 대신에 시변모수(time varying parameter) 모형을 적용함으로써 구조변화를 직접 살펴보는 방법도 시도되었다. 이재준(2009)은  $AR(1)$  모형을 적용하되  $AR$  계수는 임의보행(random walk) 모형으로, 그리고 충격항은  $GARCH(1,1)$  모형으로 설정하여 모수가 변동하는 모습을 추정하고 있다. 추정 결과에 따르면 조하현·황선웅(2009)과는 달리 외환위기를 제외하고는 충격의 분산은 비교적 일정한 크기를 유지하고 있는 반면  $AR$  계수는 작아진 것으로 나타난다. 이에 따라 필자는 우리 경제에서 GDP 성장률 변동성이 작아진 것은 외부충격이 축소된 때문이 아니라 지속성 등 경제의 동태적 행태가 변화했기 때문이며 따라서 우리 경제의 안정성이 지속될 것으로 추론하고 있다.

한편 인플레이션과 관련해서도 인플레이션의 지속성이 하락했는지 여부에 대한 논의가 있다. 경제주체의 인플레이션 기대심리가 안정될 경우에는 충격으로 인하여 일시적으로 인플레이션율이 변동하더라도 인플레이션율은 빠르게 안정된 수준으로 복귀하게 된다.

주요국의 경우 대체로 인플레이션 타겟팅을 도입한 이후 인플레이션의 지속성이 하락한 것으로 알려져 있다.(Cecchetti and Debelle 2006) 국내 연구에서도 Kim and Park(2006)은 인플레이션을  $AR$  모형으로 설정하고 변동성을 외부충격과 과급과정으로 분해한 결과 인플레이션 타겟팅을 도입한 1999년 이후 낮아진 변동성은 충격의 감소뿐만 아니라 과급과정의 지속성 하락에 기인한 것으로 보고하고 있다.

본고에서는 우리나라 GDP 성장률 및 인플레이션을 변동성의 특징을 파악하기 위하여 단순한 형태이지만 유연성이 큰 확률적 변동성 모형(stochastic volatility model)을 적용한 결과를 제시하고자 한다. 동 모형은 최소한의 가정만을 도입하여 시간에 따라 달라지는(time varying) 변동성

을 직접 추정할 수 있으며 비관측요인모형(unobserved components model)을 통해서 충격을 일시적 충격과 영구적 충격 등 특성에 따라 분해할 수 있다는 장점을 가지고 있다. 본고에서는 Cecchetti et al.(2007)이 G7 국가에 적용한 모형을 활용하였으며 우리나라의 특징을 캐나다, 프랑스, 일본, 미국, 영국 등 5개국과 비교함으로써 추가적인 시사점을 도출하고자 하였다.

본고의 모형추정을 통해 얻어진 결과를 간략히 살펴보면 우선 우리나라 GDP 성장률의 경우 오차항으로 나타나는 충격의 표준편차가 1980년경 가장 높은 수준에 이르렀다가 점진적으로 낮아지고 있는 것으로 분석되었다. 이는 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 등 대외충격에 따라 동 표준편차가 소폭 높아지기도 하였지만 우리나라에서도 대안정 현상이 추세적으로 나타나고 있음을 시사한다. 그리고 2000년 이후 GDP 성장률의 변동성이 축소된 것은 지속성 등 경제의 동태적 행태가 변화한 때문이기 보다는 주로 충격의 분산 축소에 기인한 것으로 분석되었다.

다음으로 인플레이션율에 대한 모형추정 결과 우리나라의 경우 인플레이션을 변동이 대부분 일시적인 요인에 의한 것이며 인플레이션 추세에 영향을 미치는 영구적 충격의 비중은 크지 않은 것으로 나타났다. 일시적 충격의 표준편차는 1980년대 초에 급격히 감소하였으며 최근에는 약 1.2% 정도로 나타나 주요국과 비교해서도 그리 높지 않은 수준이다. 한편 영구적 충격의 표준편차는 인플레이션 수준이 크게 낮아졌던 1980년대 초에 상승하였다가 이후 점진적으로 다시 낮아져 큰 변동 없이 낮은 수준을 유지하는 것으로 나타났다. 이와 같이 영구적 충격의 표준편차가 1980년대 초반을 기준으로 지속적으로 하락하는 모습은 주요국에서도 동일하게 관찰되고 있어 우리나라만의 특징이 아닌 글로벌 경제의 공통된 특징으로 판단된다.

또한 인플레이션의 지속성은 주요국과 유사하게 1980년대 후반 이후 점진적으로 낮아졌고 2000년 이후에는 큰 변동을 발견할 수 없었다. 다만 주요국에 비해서는 다소 높은 수준으로 인플레이션 기대심리가 상대적으로

안정적이지 못한 것으로 보인다.

본고의 구성은 다음과 같다. 먼저 제 2절에서는 본고에서 활용되는 자료에 대해 설명한다. 그리고 제 3절에서는 GDP 성장률에 대해서 단순 통계 분석, 실증분석 모형 및 추정결과를 제시하고, 제 4절에서는 인플레이션율에 대해 유사한 분석을 수행하고 그 결과를 제시한다. 마지막으로 제 5절에서 간략한 요약이 제시된다.

## II. 자료

GDP 자료는 OECD 통계DB(OECD.Stat Extracts, <http://stats.oecd.org>)를 활용하였다. GDP 통계는 각국 자료의 특성이 감안되지 않을 경우 국제비교가 적절하지 않을 수 있는데 OECD 통계DB는 국가별 통계자료간 상호정합성을 고려하여 구축하였다는 점에서 본고의 분석목적에 적합한 것으로 판단된다. 비교 대상 국가는 우리나라를 포함하여 캐나다, 프랑스, 일본, 미국, 영국 등 6개 국가이다. 우리나라를 제외한 5개 국가는 모두 G7에 포함된 국가들이다.

GDP 성장률은 분기성장률의 연율로서 GDP에 로그를 취하고 차분한 뒤 400을 곱하였다. 전체표본기간은 1960Q1-2010Q2이지만 우리나라, 캐나다 및 일본의 경우 가용한 자료가 각각 1970년, 1961년 및 1980년부터이므로 표본의 시작을 해당 시점으로 한정하였다.<sup>1)</sup> 또한 프랑스의 경우 1968년 2분기에 대규모 파업으로 GDP가 큰 폭으로 변동하였으므로 이를 보정하기 위하여 동 시점의 자료를 1968년의 1분기와 3분기의 평균으로 대체하였다.

본격적인 분석에 앞서 자료의 계절성 여부를 점검하기 위하여 스펙트럴 밀도함수(spectral density function)를 살펴보았다. <그림 1>의 패널 (a)는 GDP 성장률의 스펙트럴 밀도함수 추정결과이다.<sup>2)</sup> 수직선으로 나타낸 계

---

1) 본고에서는 시점 표기의 단순화를 위하여 1960년 1분기를 1960Q1로 표기하였다.



절주기의 주파수( $1/4$ )에서 밀도함수값이 높지 않아 자료에 계절성이 없다고 말할 수 있다.

한편 CPI의 경우 OECD 통계DB는 스펙트럴 밀도함수 분석결과 계절성이 존재하는 경우가 있어 가공할 필요가 있었다. 프랑스는 계절성이 두드러지지 않았으므로 OECD 통계를 그대로 이용하였고 미국은 St. Louis 연준의 FRED DB에 있는 계절조정치로 대신하였다. 계절성이 크게 나타난 우리나라, 캐나다, 일본, 영국은  $X12-ARIMA$ 를 적용하였다.<sup>3)</sup>

인플레이션율은 GDP 성장률과 동일하게 분기 증가율의 연율로서 CPI에 로그를 취하고 차분한 뒤 400을 곱하였다. 표본기간은 1960Q2-2010Q2이다. <그림 1>의 패널 (b)는 계절조정된 인플레이션율의 스펙트럴 밀도함수 추정결과이다. 자료에 추세가 존재하고 있는 점을 반영하여 낮은 주파수 영역에서 밀도함수가 비교적 높은 값을 가지고 있다. 또한 계절조정을 반영하여 수직선으로 나타낸 계절주기의 주파수( $1/4$ )에서는 높은 값이 관찰되지 않고 있다. 다만 우리나라의 경우에는 다소 과다하게 계절효과가 제거된 것처럼 나타나고 있어  $X12-ARIMA$ 가 적절한지 여부는 추후 검토해야 할 것으로 보인다.

---

2) 안정적(stationary)인 시계열은 주파수가 다른 주기함수(sinusoids)들의 선형결합(linear combination)으로 나타낼 수 있다. 선형결합의 계수는 각각의 주기함수가 시계열을 설명하는 정도라고 할 수 있다. 계수의 제곱을 스펙트럼(spectrum)이라고 부르며 이를 주파수(frequency)에 대해 나타낸 것을 스펙트럴 밀도함수(spectral density)라고 한다. 또한 주파수(frequency)의 역수는 주기(period)로서 <그림 1>에서 주파수 0.25는 주기 4(분기)에 해당된다. 백색잡음(white noise)은 모든 주파수에서 균등한 비중을 가지며 따라서 스펙트럴 밀도함수는 평행하다. 반면에 지속성이 극단적인 임의보행(random walk) 과정은 제로(0) 주파수 근처에서 극단적으로 큰 값을 가진다. 스펙트럴 밀도함수를 추정하는 방법은 다양하지만 본고에서는 통계패키지(package)인 S-Plus에서 제공하는 AR모형을 이용한 모수추정법(parametric estimation)을 적용하였다.

3) 다만 일본은 1970년, 영국은 1988년부터 계절조정치를 제공하고 있어 해당 시점 이후에는 공식 발표자료를 이용하였다. 또한 우리나라 CPI의 경우 GDP와는 조사방법, 명절효과가 다를 수 있어  $BOK X12-ARIMA$ 를 적용하지 않았다.  $X12-ARIMA$ 는 EViews를 이용하였다.

### Ⅲ. GDP 성장률 변동성의 특징

#### 1. 단순 통계

GDP 성장률을 모형을 통해 분석하기 앞서 각국 GDP 성장률의 특징을 그림과 단순 통계를 통해서 살펴보자. <그림 2>는 각국의 GDP 성장률 추이를 나타내고 있다. 우선 성장률이 마이너스를 보이는 경우는 많지 않으나 1980년 이전의 영국이나 1990년 이후 일본의 경우 상대적으로 빈번하다. 또한 눈대중으로 보더라도 우리나라의 경우 GDP 성장률의 변동성이 주요국에 비해 월등히 큰 것으로 보이며 주요국의 경우에는 1980년대 초반 이후 변동성이 크게 축소되고 있다.

다음으로 <표 1>은 우리나라와 주요국의 GDP 성장률의 표본구간별 평균, 표준편차 및 자기상관계수(autocorrelation coefficients)를 나타내고 있다.<sup>4)</sup> 하위 표본기간으로는 대안정(great moderation) 가설을 감안하여 1984년 1분기를 중심으로 기간을 나누었고, 최근의 추이를 살펴보기 위하여 다시 2000년 1분기를 중심으로 표본을 구분하였다.

우리나라의 성장률 평균은 주요국에 비해 거의 2배 수준으로 월등히 높다. 또한 2000년대에 들어서 우리나라의 성장률은 과거에 비해 크게 낮아졌는데 이러한 현상은 주요국에서도 유사하게 나타나고 있다. 구체적으로 우리나라의 경우 전체 표본기간의 성장률 대비 2000년대 성장률이 0.59인데 이는 영국(0.68)에 비해서는 낮지만 캐나다와 미국과는 유사하고 나머지 국가보다는 높다. 이는 우리나라의 2000년대 경제성장률 하락이 국내문제에 기인하는 것이기보다는 글로벌 차원에서 기술혁신 저하 등에 기인한 것이 아닌지 검토해 보아야 함을 시사한다.

4) 시계열이 안정적이지 않을 경우 평균과 표준편차가 존재하지 않는다. 특히 시계열 평균이 일정하지 않고 추세를 가질 경우에 표준편차는 표본이 길어질수록 커지는 경향이 있으므로 유의할 필요가 있다. <표 1>은 모형을 통한 본격적인 분석에 앞서 예비분석으로 제시하였다.

각국의 표준편차를 살펴보면 정도면에서 다소 차이가 있으나 대안정 가설에서와 같이 1984년 1분기를 기준으로 표준편차가 하락하고 있다. 다만 우리나라의 경우 표준편차가 동 시점을 기준으로 눈에 띄게 하락하지는 않고 있어서 주요국과 구조변화 시점이 다소 다를 수 있음을 시사한다.<sup>5)</sup> 또한 최희갑(2009)의 연구와 관련하여 우리나라 GDP 성장률의 경우 높은 변동성으로 말미암아 성장률 모형의 계수에서 구조변화가 실제로 발생했더라도 통계적으로 식별하는 데 어려움이 있을 것으로 생각된다. 따라서 시변모수 모형을 이용하여 모수들의 변동을 직접 추정할 필요성이 있는 것으로 보인다.

자기상관계수를 살펴보면 일본과 영국의 일부 하위 표본기간을 제외하고는 1차 자기상관계수가 플러스이며 유의하다.<sup>6)</sup> 특이사항으로는 일본을 제외한 주요국의 경우 대안정 기간중의 자기상관계수는 이전 기간에 비해 크게 높아지고 있어 충격의 지속성이 커진 것으로 나타나고 있다. 우리나라

5) 변동성을 국가간 비교하는 데 있어서 성장률이 높을수록 성장률의 표준편차가 커지는 경향이 있으므로 표준편차 대신에 변이계수(coefficient of variation = 표준편차/평균)를 사용하는 경우도 있다. 동 지표는 분모와 분자의 단위가 같아 소거되므로 원자료의 단위를 무시할 수 있다는 장점을 가지나 성장률 자체에 단위가 없으므로 동 이점이 크지 않은 반면 성장률이 제로(0)에 가까울수록 지표가 크게 산출되는 단점이 있어 표준편차를 대신하여 유용하게 이용할 수 있는지는 의문이다. 아래 표에서 나타나듯이 동 지표에 따르면 우리나라의 변동성은 기간을 불문하고 가장 낮은 수준이며 일부 주요국에서는 대안정 가설과 반대되는 현상이 관찰되는 경우도 있다.

GDP 성장률의 변이계수

	한국	캐나다	프랑스	일본	미국	영국
(1970Q2-2010Q2)	0.99	1.05	0.98	2.03	1.13	1.72
(1970Q2-1983Q4)	0.88	0.97	0.76	0.89	1.27	2.15
(1984Q1-2010Q2)	1.04	1.07	1.11	2.30	0.90	1.19
(2000Q1-2010Q2)	1.21	1.27	1.72	5.45	1.60	1.9

6) 통상적으로 백색잡음(white noise) 과정을 귀무가설로 간주하고 표본 자기상관계수가 백색잡음의 자기상관계수보다 클 경우 유의한 것으로 판단한다. 백색잡음 과정의 표본 자기상관계수의 분포는 평균 0, 분산  $\frac{1}{\sqrt{T}}$ 인 정규분포로 근사된다.  $T = 200, 150, 100, 50$ 에 대해  $\frac{1}{\sqrt{T}}$  값은 각각 0.07, 0.08, 0.10, 0.14 이다.

의 경우 기간별 차이가 크지 않을 뿐만 아니라 2000년 이후 유의수준 근처의 낮은 값을 보이고 있어 변동의 지속성이 주요국에 비해 낮다.

## 2. 모형과 추정 방법

GDP 성장률의 특징을 파악하기 위하여 Cecchetti et al.(2007)에서와 같이 다음 모형을 적용하였다.

$$\begin{aligned}
 y_t &= \alpha_{0,t} + \sum_{i=1}^n \alpha_{i,t} y_{t-i} + \epsilon_t, \quad \text{where } \epsilon_t = \sigma_{\epsilon,t} \xi_t, \quad \xi_t \sim N(0, 1) \\
 \alpha_{i,t} &= \alpha_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad \eta_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\eta,i}^2), \quad i = 0, 1, \dots, n \\
 (1) \quad \log(\sigma_{\epsilon,t}^2) &= \log(\sigma_{\epsilon,t-1}^2) + \nu_t \\
 \nu_t &\sim \begin{cases} N(0, \gamma_1^2) & \text{with probability } p \\ N(0, \gamma_2^2) & \text{with probability } 1-p \end{cases}
 \end{aligned}$$

$y_t$ 는 앞에서 설명한 바와 같이 연율로 계산한 분기 GDP 성장률이다. 모형에서 계수인  $\alpha_0, \dots, \alpha_n$ 은 모두 시변계수(time varying parameter)로서 임의보행(random walk) 과정을 따르도록 설정되어 표본기간중 구조변화를 반영할 수 있도록 하였다. 또한 모형은 AR 모형의 계수뿐만 아니라 충격항의 분산( $\sigma_{\epsilon,t}^2$ )도 시점에 따라 변동할 수 있도록 설정되었다는 점이 특징이다. 이는 전체 표본기간 중 GDP 성장률에 대한 충격이 동일하지 않을 수 있다는 점을 감안하기 위한 설정이다. 예를 들어 대안정 기간은 과거에 비해 충격이 작아진 것으로 분석(Kim and Nelson, 1999)되고 있으므로 동 효과를 반영하기 위해서는 분산의 변동성을 허용하는 것이 바람직하다. 이에 더하여 충격항 분산( $\sigma_{\epsilon,t}^2$ )의 변동성을 야기하는 오차항 분산( $\gamma^2$ )이 일정하지 않고 시점별로 달라질 수 있는 혼합형 정규분포(mixed normal distribution)을 적용함으로써 분산이 때로는 급격히, 때로는 천천히 변동

할 수 있도록 허용하였다. 이는 금융위기와 같이 외부충격에 의해 나타나는 성장률의 급변동을 포착하기 위한 설정이다.<sup>7)</sup>

식 (1)은 기본적으로  $AR(p)$  모형이다. 모형에서  $p$ 가 충분히 커서 경제의 모든 동태적 특성(dynamic characteristics)을 반영하면 충격항( $\epsilon_t$ )은 백색잡음으로서 모형에 대한 외부 충격을 반영한다. 따라서 시변  $AR(p)$  모형이 경제내 동학을 적절히 반영한다면 모형은 GDP 성장률의 변동성을 외부 충격의 변동과 동 충격이 과급되는 메커니즘, 즉 지속성의 변동에 따른 결과로 분해할 수 있다.

모형의 추정은 Carter and Kohn(1994)과 Shephard(1994)가 제시한 비정규분포(non-normal distribution) 상태공간모형(state-space model) 추정법을 적용하였다.<sup>8)</sup> 이를 간략히 설명하자면, 먼저 식 (1)의 첫 번째 방정식의 오차항의 양변을 제곱하고 로그를 취하면 다음과 같다.

$$(2) \quad \log(\epsilon_t^2) = \log(\sigma_{\epsilon,t}^2) + \log(\xi_t^2), \quad \xi_t \sim N(0,1)$$

다음으로 시변하는 분산을 모형화하기 위하여 식 (2)를 관측방정식(observation equation)으로, 두번째 항인  $\log(\sigma_{\epsilon,t}^2)$ 를 비관측요인(unobserved component)로 간주하고 전이방정식(transition equation)으로 식 (1)의 셋째 방정식을 설정한다.

그런데 식 (2)에서  $\log(\xi_t^2)$ 는  $\chi^2(1)$ 분포를 따르는 임의변수(random variable)의 로그값이므로 정규분포를 대상으로 하는 칼만필터(Kalman filter)를 적용할 수 없다는 문제가 있다. 이를 극복하기 위하여 Carter and Kohn(1994)과 Shephard(1994)는  $\log(\xi_t^2)$  분포가 몇개의 정규분포의 결합으로 근사할 수 있다는 점을 이용하여 조건부 칼만필터를 적용하는 방

7) 모형에서 주요 충격이라고 할 수 있는  $\epsilon_t$ 와  $\eta_{i,t}$ 는 Kalman filter가 작동하도록 하기 위해서 상호 독립이라는 가정을 도입하였다.

8) 구체적으로는 상태변수 및 계수를 추출하는 데에는 Kim and Nelson(1989)에서 제시한 multimove algorithm을, 그리고  $\chi^2(1)$ 분포를 2개의 정규분포로 근사하는 방법은 Stock and Watson(2007)을 따랐다.

법을 제안하였다. 모형의 추정은 다음과 같이 추정 단계를 몇개의 블록으로 나누고 Gibbs 표본추출법(sampling)을 적용하여 순차적으로 변수와 계수 값을 추출하여 분포를 구하는 방식으로 이루어진다.

- 단계 1.  $\log(\xi_t^2)$  분포를 근사하기 위한 인덱스 변수( $IDX_{\epsilon,t}$ ), 혼합정규분포를 선택하기 위한 인덱스 변수( $IDX_{\gamma,t}$ ) 및  $\{\sigma_{\epsilon,t}\}$ 와  $\sigma_{\eta,j}$ 를 초기화한다.
- 단계 2.  $\{\sigma_{\epsilon,t}\}$ ,  $\sigma_{\eta,j}$ 의 조건하에서 시변변수모형의 계수  $\{\alpha_{j,t}\}$ 를 다변수 정규분포(multivariate normal distribution)로부터 추출하고  $\{\epsilon_t\}$ 를 계산한다. 즉  $(\alpha_{j,t}, \epsilon | y, \sigma_{\epsilon}, \sigma_{\eta})$ 을 구한다.
- 단계 3.  $\{\epsilon_t\}$ ,  $\{IDX_{\epsilon,t}\}$ ,  $\{IDX_{\gamma,t}\}$ 의 조건하에서 다변수정규분포로부터  $\{\sigma_{\epsilon,t}\}$ 를 추출한다. 즉  $(\sigma_{\epsilon} | \epsilon, IDX_{\epsilon,t}, IDX_{\gamma,t})$ 을 구한다.
- 단계 4.  $\{\sigma_{\epsilon,t}\}$  조건하에서 균등분포(uniform distribution)로부터  $\{IDX_{\epsilon,t}\}$ 를 추출한다. 즉  $(IDX_{\epsilon} | \sigma_{\epsilon})$ 을 구한다.
- 단계 5.  $\{\sigma_{\epsilon,t}\}$  조건하에서 균등분포로부터  $\{IDX_{\gamma,t}\}$ 을 추출한다. 즉  $(IDX_{\gamma} | \sigma_{\epsilon})$ 을 구한다.
- 단계 6. 단계 2로 돌아간다.

모형 추정시 앞에서 설명하지 않은 일부 모수의 경우에는 Cecchetti et al.(2007)에서와 같이 추정하지 않고 임의로 설정하였다.<sup>9)</sup> 이는 추정시 추출된 표본의 분포가 수렴하는 데 시간이 많이 소요되며, 모형이 때때로 지나치게 변동성이 큰 결과를 산출하기 때문에 변동성을 조정하기 위한 것이다. 결과적으로 모형은  $AR(4)$ 로 설정하고  $\gamma_1, \gamma_2, p, \sigma_{\eta,j}$ 는 각각 0.2, 0.8, 0.98, 0.05로 설정하였다.<sup>10)</sup>

9) 캘리브레이션(calibration) 수치는 자의적일 수 있으나 시계열(time series) 모형에서 추정이 어려운 경우에는 일반적으로 활용되는 기법이다. 모수의 적절성 여부는 HP 필터의 평활화계수(smoothing parameter)와 같이 통상 추정결과를 통해 판단한다.

10)  $\gamma$ 가 0.2일 경우  $\sigma_{\epsilon,t}^2$ 의 전기비 변동률이 평균 0, 표준편차 0.2의 정규분포를 따르도록 설정한 셈이다. 즉  $\sigma_{\epsilon,t}^2$ 는 약 65%의 확률로  $0.8 \times \sigma_{\epsilon,t-1}^2$ 과  $1.2 \times \sigma_{\epsilon,t-1}^2$ 의 범위에 분포한다. 또한 추정과정에서 추출된  $\sigma_{\epsilon,t}$ 가 제로(0)에 가까운 값을 가질 경우 프로그램이 이상작동(crash)하는 것을 방지하기 위하여 추출된  $\sigma_{\epsilon,t}$ 의 최소값으로 표본 표준편차의  $10^{-3}$  이상으로 제한하였다.

추정결과와 분포는 10,000번 추출하여 초기 5,000개의 표본은 버리고 나머지 5,000개의 표본을 이용하여 계산하였다. 각국 자료에 대해서 3,000개의 표본을 추출하여 초기 1,000개의 표본을 버리고 계산한 값과 비교한 결과 차이가 없어 분포가 비교적 빠르게 수렴함을 확인하였다. 또한 단계 1의 초기값으로서  $\sigma_{\epsilon,t}$ 은 0.5,  $\sigma_{\eta,j}$ 는 0.2, 그리고 인덱스 변수는 균등분포로부터 임의로 추출하였다.

### 3. 추정 결과

먼저 모형에서 충격의 표준편차( $\sigma_{\epsilon,t}$ ) 추이를 살펴보자(<그림 3>). 그림에서 점선은 50%의 신뢰구간을 표시한 것이다. 주요국의 표준편차를 살펴보면 캐나다, 미국 및 영국의 경우 1970년대 중반에 정점에 이르렀다가 1980년대 초반 이후 감소가 두드러지며 프랑스의 경우에는 보다 이른 시기부터 완만한 축소가 진행된 것으로 보인다. 반면 일본의 경우 1980년 이전의 GDP자료가 없어서 판단할 수 없지만 충격의 표준편차가 최근 들어서 커지고 있는 것으로 나타난다.

우리나라의 경우 충격의 표준편차는 1980년경 가장 높은 수준에 이르렀다가 점진적으로 낮아지고 있다. 이러한 경향은 미국과 영국 등에서 보이는 특징과 유사하다. 다만 충격의 표준편차가 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기시에 소폭 높아지고 있으며 2000년대에 들어서도 표준편차의 절대적인 수준이 주요국의 1970년대 수준보다도 높다는 점은 주목할 만하다. 충격항은 예측의 불확실성을 나타낸다는 점에서 우리나라의 경우 주요국에 비해 GDP 예측 능력이 동일하더라도 경제 전망의 불확실성이 크고 경기대응적 정책 판단도 상대적으로 어렵다는 점을 시사한다.

다음으로 충격이 GDP 성장률에 미치는 영향의 지속성을 살펴보자. 통상  $AR(p)$  모형에서 충격의 지속성은  $p$ 개의 자기회귀근(autoregress roots)중 가장 큰 것 또는 회귀계수의 합을 살펴본다. 만약 최대 자기회귀근이 1이거나 회귀계수의 합이 1이면  $I(1)$  과정으로 충격의 효과가 시간이 지나도

소멸되지 않는다고 말할 수 있다. 본고에서는 Levin and Piger(2003) 등의 예에서처럼 최대 자기회귀근보다 계수의 합이 지속성 판단을 위해 더 바람직한 특성을 가지고 있다는 연구를 고려하여 계수의 합을 지속성 지수(persistence parameter)로 간주한다.

<그림 4>는 각국의 GDP 성장률에 대한 AR(4) 모형으로부터 구한 시차 계수 합의 추이를 나타내고 있다. 주요국의 경우에는 일반화가 쉽지는 않으나 충격의 지속성 수준은 과거의 등락 및 신뢰구간을 감안했을 때 2000년 이후에 뚜렷한 변화를 보이고 있지는 않다. 반면에 우리나라의 경우 계수의 합이 2000년대에 들어서 유의하지는 않지만 음의 숫자를 나타내고 있는 점이 특징이다.<sup>11)</sup> 계수의 합이 제로(0)이거나 음(-)인 경우 어느 한 시점의 양(+)의 충격이 그 다음 시점에서는 음(-)으로 작용하여 누적효과가 충격 자체의 크기와 같거나 작아지게 된다. 다시 말해서 충격 발생후 충격을 상쇄시키는 파급메커니즘이 존재해 충격의 효과가 지속적이지 않게 된다. 이처럼 우리나라의 경우 경기 지속성이 낮아진 원인으로 낮은 산업간 연관성, 높은 대외의존도 등이 언급되고 있으나(남상호 2006, 정형민 외 2006) 아직 엄밀한 분석은 없는 것으로 보인다.

<그림 5>는 식 (1)로부터 계산된 각국 GDP 성장률의 표준편차 추이이다.<sup>12)</sup> 대체적인 형태는 충격항의 표준편차와 유사하지만 경기에 보다 민감하게 반응하는 모습이다. 우리나라의 GDP성장률 표준편차는 주요국의

11) 2000Q1-2010Q2의 기간에 대해서 단순 OLS 모형을 추정하면 아래와 같다.(괄호는 표준오차(standard error)) 계수의 합은 0.001로 Wald 검정을 적용하면 0이라는 가설을 기각할 수 없다.(p-value = 0.9957)

$$y_t = 4.26 + 0.19y_{t-1} - 0.04y_{t-2} - 0.16y_{t-3} + 0.01y_{t-4} \quad D.W. = 2.05$$

$$(1.43) (0.16) \quad (0.16) \quad (0.16) \quad (0.16)$$

한편 흔히 적용하는 AR(1) 모형에서도 우리나라의 경우 2000년 이전 기간에는 대체로 0.2-0.4 사이에서 움직였으나 2000년대에 들어서 0.1 이하로 낮아지고 유의하지 않은 것으로 나타나고 있어 지속성이 크게 낮아진 것으로 분석된다.

12) 여기에서 제시하는 표준편차는 조건부 표준편차( $Var(y_t|\Omega_{t-1})$ )와는 다른 일종의 비조건부 표준편차( $Var(y_t|\Omega_t)$ )로서 모형에서 모수들이 임의보행(random walk)하므로 동 모수들의 기대치가 현재 값과 일치한다는 특성으로부터 계산하였다.



1970년대와 비슷한 수준을 보이고 있어 변동성의 절대 수준이 높은 수준이다. 다만 1980년대 들어서 크게 낮아지는 추세에 있는 것으로 나타나 우리 경제에서도 대안정 시기의 특징이 발견되는 것으로 보인다.<sup>13)</sup> 또한 주요국의 경우 대체로 대안정을 경험했지만(Summers, 2005) 구체적인 모습에서 차이가 크다. 프랑스의 경우 지속적으로 낮은 변동성을 보였으며 일본은 상대적으로 높은 변동성을 보이고 있다. 또한 최근의 금융위기로 인하여 각국의 변동성이 높아진 것으로 나타나고 있다.

다음으로 머리말에서 살펴본 바와 같이 2000년대 이후 우리나라 GDP성장률의 변동성이 낮아진 원인에 대해서 살펴보자. 이를 위하여 1986Q4-1997Q1(<기간 I>)와 2000Q1-2010Q2(<기간 II>)로 구분하고 AR(4) 모형에서의 각 모수 추정치를 이용하여 각 기간에 대해 GDP 성장률을 시뮬레이션하고 그 표준편차를 구하였다.<sup>14)</sup>

계수값 변동에 따른 GDP성장률 표준편차 변동은 각 기간의 충격의 표준편차는 그대로 두고 각각의 기간에 대해 <기간 I>의 계수값과 <기간 II>의 계수값을 적용하여 산출된 GDP성장률 표준편차의 차이로 계산하였다. 그리고 충격의 표준편차 변동에 따른 GDP성장률 표준편차 변동은 각 기간의 계수값은 그대로 두고 각각의 기간에 대해 <기간 I>의 충격의 표준편차와 <기간 II>의 충격의 표준편차를 적용하여 산출된 GDP성장률 표준편차의 차이로 계산하였다. 시뮬레이션 결과 계수값의 변동은 GDP성장률의 표준편차를 약 0.03%p 상승시켜 무시할만한 변동만을 초래하였다. 반면에 충격의 표준편차 변동은 GDP성장률의 표준편차를 약 0.87%p 하락시키는 것으로 나타나 유의한 영향을 미쳤다. 이는 기존의 여러 연구자중 조

---

13) 안정기 여부에 진입했는지 여부에 대한 검증은 변동성 계수에 구조변화가 발생했는지 여부를 통계적으로 살펴보는 것이 통상적인 방법이다. 하지만 '대안정'이란 용어는 단순한 구조변화를 넘어서 변동성의 절대 수준이 낮아져 경제가 안정적이라는 점을 강조하는 경우가 많다. 특히 국가별 비교시에는 일정한 값(예: 2%)을 기준으로 설정하고 전환시점을 찾아보는 경우도 있다.(Cecchetti et al. 2007)

14) 양 기간의 관측치 수를 일치시키기 위하여 <기간 I>의 표본 시작시점을 1986Q4로 결정하였다. 시뮬레이션은 10,000번 실행하여 평균을 구하였다.

하현·황선웅(2009)의 결과를 지지하는 것으로 보인다.

하지만 조하현·황선웅(2009)에서와 같이 충격의 표준편차 하락을 행운(good luck)으로 해석하는 데에는 유의할 필요가 있다. 왜냐하면 모형에서 충격이란 모형에 명시적으로 반영하지 않은 다양한 요인을 포함하고 있기 때문이다. 예를 들어 AR 모형의 충격항은 선형적인 자기회귀 계수를 통해 나타나지 않는 경기 비대칭적인 통화정책 반응, 비선형적인 재고관리 방법 등 단순히 행운이라고 판단할 수 없는 요인까지도 포함하고 있다. 따라서 GDP 성장률 변동성 하락을 설명하기 위해서는 다양한 변수를 포함하고 비선형성을 허용하는 모형을 모색할 필요가 있다.

## IV. 인플레이션을 변동성의 특징

### 1. 단순 통계

모형을 활용한 인플레이션을 분석에 앞서 각국 인플레이션율의 특징을 그림과 단순통계를 통해서 살펴보자. <그림 6>은 각국의 인플레이션율 추이를 나타내고 있는데 그래프 세로축의 단위를 모두 동일하게 설정함으로써 각국의 인플레이션율을 직접 비교할 수 있도록 하였다. 우선 인플레이션율이 마이너스를 보이는 경우는 많지 않으나 1990년 이후 일본의 경우 상대적으로 빈번하다. 또한 우리나라 인플레이션율의 변동성은 1980년대 초반을 기점으로 크게 축소된 점이 두드러진다. 주요국에 있어서도 1980년대 이후 기간이 이전 기간에 비해서 대체로 안정적이거나 미국 등 일부국가의 경우 최근의 금융위기 이후 변동성이 다소 높아진 것으로 보인다.

다음으로 <표 2>는 우리나라와 주요국의 인플레이션율의 표본기간별 평균, 표준편차 및 자기상관계수를 나타내고 있다.<sup>15)</sup> 하위 표본기간은

15) GDP 성장율과 마찬가지로 시계열이 안정적이지 않을 경우에 표준편차는 표본이 길어질수록 커지는 경향이 있으므로 유의할 필요가 있다. <표 2>은 모형을 통한 본격적인 분

GDP 성장률 분석에서와 같이 1984년 1분기와 2000년 1분기를 중심으로 나누었다.

우리나라 인플레이션을 평균은 주요국과 유사한 패턴을 보인 것으로 나타난다. 1970년대 이전 기간에 비해 1980년대 이후 기간 중 인플레이션이 크게 하락하였고 다시 2000년대 이후에는 더욱 낮아진 것으로 나타난다. 그리고 절대 수준에서도 2000년대 이후의 우리나라 인플레이션율은 주요국에 비해 크게 높지 않고 캐나다보다 낮기까지 하다. 일본은 예외적으로 2000년대에 들어 마이너스(-)의 인플레이션율을 보이고 있다.

각국 인플레이션율의 표준편차를 살펴보면 정도에 있어서 다소 차이가 있으나 인플레이션율 수준의 하락과 함께 표준편차로 나타낸 변동성도 축소되고 있다. 다만 미국의 경우에는 금융위기 이후 변동성이 확대된 데 기인하여 2000년 이후 기간이 1984년 이후 전체 기간에 비해 다소 높다. 또한 우리나라 인플레이션율 표준편차가 2000년대 들어 주요국에 비해 높지 않은 점은 눈에 띈다.

자기상관계수를 살펴보면 전 기간에 걸쳐 낮은 상관계수를 보였던 우리나라를 제외하고는 모든 국가에서 1980년대 초반 이전 기간에는 비교적 높은 자기상관계수를 보이다가 이후 기간에는 자기상관계수가 크게 하락하였다. 특히 2000년대 이후 기간만을 살펴보면 자기상관계수가 유의수준 밑으로 크게 낮아졌고 마이너스(-)를 보이는 경우도 많다.

한편 대부분의 국가에서 전체 표본의 자기상관계수와 부분 표본의 자기상관계수값의 차이가 크다는 점에서 자기상관계수에 미치는 구조변화의 영향에 대해 유의할 필요가 있다. 이는 표본기간 내 평균값에 구조변화가 발생할 경우 실제로는 자기상관이 크지 않더라도 평균으로부터 이탈이 지속되는 것처럼 나타나는 가성적인 현상이 나타날 수 있기 때문이다.<sup>16)</sup>

---

석에 앞선 예비분석으로 제시하였다.

16) 우리나라 인플레이션율에 관한 연구중 전년동기비 자료를 사용한 결과 지속성이 높은 것처럼 보이는 경우도 있다.(Kim and Park, 2006) 하지만 인플레이션이 백색잡음일 경우에도 전년동분기비로 계산할 경우에는  $AR(1)$ 모형의 계수가 0.75로 나타난다는 점에 유의할 필요가 있다.

기간별로 크게 달라지는 자기상관계수를 감안할 때 인플레이션율을 적절히 설명할 수 있는 시계열 모형을 찾기가 쉽지 않다는 것을 짐작할 수 있다. 1980년대 초반 이전에는 높은 지속성을 감안할 때  $AR(p)$  모형 또는 임의보행 모형이 적절한 것으로 보이나 2000년 이후에는 지속성이 크게 하락하고 있어 백색잡음에 가까운 것으로 보이기 때문이다.

## 2. 모형과 추정 방법

자기상관계수 분석에서 나타난 바와 같이 복잡한 행태를 보이는 시계열을 분석하기 위해서 Stock and Watson(2007)이 제시한 다음과 같은 시변  $IMA(1,1)$  모형을 고려하기로 한다.<sup>17)</sup>

$$\Delta\pi_t = \xi_t - \theta_t \xi_{t-1}, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma_\xi^2)$$

시변  $IMA(1,1)$  모형에서  $\theta_t$ 가 중요한 역할을 수행하는데 만약 동 계수가 1에 가깝다면 모형의 좌우식에서  $\Delta$ 항이 소거되므로 인플레이션은 백색

17)  $IMA(1,1)$  이외에 적당한 모형으로는 GDP 성장률에서와 같이 시변계수  $AR(p)$  모형을 고려할 수 있다. 하지만 인플레이션율이  $I(1)$  process라는 일반적인 분석(Nelson and Plosser 1982)에 따라 본고에서는  $IMA(1,1)$  모형을 채택했다. 우리나라의 경우 인플레이션 자료에 단위근 검정을 적용할 경우 단위근 존재를 기각하고 있으나 소규모표본(finite sample)에서 단위근 테스트의 한계를 감안할 필요가 있다.(Cecchetti et al. 2007 참조) 또한 인플레이션율을 차분한 값의 자기상관계수를 구하면 오직 1차에서만 마이너스(-)를 보이는 표본기간이 많아  $IMA(1,1)$  모형이 적절함을 시사한다.  $AR(p)$  모형과  $IMA(1,1)$  모형의 차이는 <부록>을 참고하라.

$\Delta\pi$ 의 표본구간별 평균, 표준편차 및 자기상관계수

	mean	stdev	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\gamma_6$
(1960Q2-2010Q2)	-0.04	9.73	-0.52	0.01	0.17	-0.31	0.25	0.00
(1960Q2-1983Q4)	-0.08	13.82	-0.52	0.01	0.17	-0.32	0.27	0.00
(1984Q1-2010Q2)	-0.01	3.16	-0.45	-0.04	0.17	-0.2	-0.06	0.05
(2000Q1-2010Q2)	-0.07	2.36	-0.38	-0.25	0.33	-0.23	-0.14	0.15

잡음 과정에 가깝다. 반면에 동 계수가 0에 가깝다면 모형은 임의보행 모형에 가까워 높은 계열 상관을 보이게 되므로 앞에서 살펴본 자기상관계수 분석의 결과를 근사적으로 반영할 수 있다. 이러한 의미에서  $(1-\theta_t)$ 를 지속성(persistence)에 대한 국지적 지표(local measure)라고 간주할 수 있다.

그런데  $IMA(1,1)$  모형은 보다 구조적으로 표현된 비관측요인모형(unobservable components model)의 일종인 국지수준(local level) 모형과 통계적 특성이 동일(equivalent)하다.<sup>18)</sup> 이를 보이기 위해 국지수준 모형을 나타내면 다음의 식 (3)과 같다.

$$(3) \quad \begin{aligned} \pi_t &= \tau_t + \epsilon_t \\ \tau_t &= \tau_{t-1} + \eta_t \end{aligned}$$

$\pi_t$ 는 관측치,  $\tau_t$ 는 추세, 그리고  $\epsilon_t$ 와  $\eta_t$ 는 충격항이다. 모형에서 충격  $\eta_t$ 는 추세식이 임의보행 과정으로 설정되어 있으므로 영구적 충격인 반면 충격  $\epsilon_t$ 는 당기에만 인플레이션율에 영향을 미치는 일시적 충격이라는 점에 유의할 필요가 있다. 여기에서 모형의 추정과 식별을 위해서 두 충격이 서로 독립이라는 가정을 부여할 필요가 있다.

식 (3)의 첫 번째 식의 양변에 차분연산자( $\Delta$ )를 취하고 두 번째 식과 결합하면 다음과 같이  $IMA(1,1)$  형태가 도출된다.

---

18) 국지수준 모형은 천천히 움직이는 추세를 중심으로 국지적으로 백색잡음과 유사한 행태를 보이는 시계열을 묘사하는 데 유용한 모형이다. 또한 두 모형의 통계적 특성이 동일하다는 것은 두 모형의 모든 모멘트(moment)가 서로 일치하여 구별할 수 없다는 것을 가리킨다.

$$\begin{aligned}
\Delta\pi_t &= \Delta\tau_t + \Delta\epsilon_t \\
&= \eta_t + \Delta\epsilon_t \\
(4) \quad &= (\eta_t + \epsilon_t) - \epsilon_{t-1} \\
&= \xi_t - \theta\xi_{t-1}
\end{aligned}$$

본고에서는 인플레이션의 특성을 분석하기 위하여 국지수준 모형을 적용하되 보다 현실에 적합하도록 Cecchetti et al.(2007)이 G7 국가에 적용한 아래와 같은 모형을 분석한다.

$$\begin{aligned}
\pi_t &= \tau_t + \epsilon_t, \quad \text{where } \epsilon_t = \sigma_{\epsilon,t} \xi_{1t}, \quad \xi_{1t} \sim N(0,1) \\
\tau_t &= \tau_{t-1} + \eta_t, \quad \text{where } \eta_t = \sigma_{\eta,t} \xi_{2t}, \quad \xi_{2t} \sim N(0,1) \\
(5) \quad \log(\sigma_{\epsilon,t}^2) &= \log(\sigma_{\epsilon,t-1}^2) + \nu_{\epsilon,t}, \\
\nu_{\epsilon,t} &\sim \begin{cases} N(0, \gamma_{\epsilon,1}^2) & \text{with probability } p_\epsilon \\ N(0, \gamma_{\epsilon,2}^2) & \text{with probability } (1-p_\epsilon) \end{cases} \\
\log(\sigma_{\eta,t}^2) &= \log(\sigma_{\eta,t-1}^2) + \nu_{\eta,t}, \\
\nu_{\eta,t} &\sim \begin{cases} N(0, \gamma_{\eta,1}^2) & \text{with probability } p_\eta \\ N(0, \gamma_{\eta,2}^2) & \text{with probability } (1-p_\eta) \end{cases}
\end{aligned}$$

모형은 기본적으로 국지수준 모형이지만 분산이 임의보행 과정으로 설정되어 시점에 따라 변동한다.<sup>19)</sup> 모형 (4)에서  $\theta$ 가 충격  $\eta_t$ 와  $\epsilon_t$ 의 분산의

19) 본고의 모형과 비슷한 모형을 적용한 최근 연구로는 Grassi and Proietti(2010)가 있다. 이들은 분산에 대한 모형으로 임의보행 대신에  $AR(1)$  형태로 설정하되 각각의 분산이 시점별로 달라지도록 허용하는 것이 모형의 설명력을 통계적으로 향상시키는지 여부를 베이시안 모형 선택법을 활용하여 검토하고 있다. 이들에 따르면 미국의 경우 영구적 충격( $\eta_t$ )의 분산은 변동하도록 허용하되, 일시적 충격( $\epsilon_t$ )의 분산은 변동하지 않도록 설정한 모형이 적절하다고 보고하고 있다. 하지만 본고에서는 국제비교를 통해 우리나라 인플레이션의 특징을 파악하는 것이 목적이므로 개별국가에 가장 적절한 모형을 찾는 대신에 보다 일반적인 모형을 채택하였다.

함수라는 점에서 모형 (5)는 계수  $\theta$ 가 시간에 따라 변동하는  $IMA(1,1)$  모형에 대응한다. 또한 모형 (5)는  $IMA(1,1)$  모형과는 달리 변동을 일시적 충격(transitory shock,  $\epsilon_t$ )과 영구적 충격(permanent shock,  $\eta_t$ )으로 명시적으로 분해할 수 있다는 장점이 있다.<sup>20)</sup> 아울러 충격의 분산( $\sigma_{\epsilon,t}^2, \sigma_{\eta,t}^2$ )의 변동을 야기하는 이노베이션의 분산( $\gamma_{\epsilon}^2, \gamma_{\eta}^2$ )이 시점별로 다른 값을 가질 수 있는 혼합형 정규분포(mixed normal distribution)를 적용함으로써 분산이 때로는 급격히, 때로는 천천히 변동할 수 있도록 허용하였다. 이는 전체 표본기간 중 인플레이션의 행태가 크게 달라지는 기간이 있는 점을 감안하기 위한 설정이다.

모형의 추정방법은 GDP 성장률 모형과 유사하다. 먼저 분산  $\{\sigma_{\epsilon,t}^2\}$ 와  $\{\sigma_{\eta,t}^2\}$  조건하에서 칼만필터를 이용하여 국지수준 모형을 추정함으로써  $\{\tau_t\}$ 를 추출한 다음에  $\{\epsilon_t\}$ 와  $\{\eta_t\}$ 를 계산하고, 다시  $\{\epsilon_t\}$ 와  $\{\eta_t\}$ 에 각각 확률적 변동성(stochastic volatility) 모형 추정방법을 적용하여 나머지 계수와 변수를 추출하였다. GDP 성장률의 경우에서와 동일하게 최종적인 분포는 10,000개의 표본을 추출하여 초기의 5,000개 표본은 버리고 나머지 5,000개를 이용하여 구하였다.

---

20) Beveridge-Nelson 분해(BN decomposition)를 적용하면  $ARIMA$  모형에서도 일시적 충격과 영구적 충격을 분해할 수 있으며 비관측모형 결과와의 차이는 흥미로운 주제이기도 하다.  $ARIMA$  모형에 기초한 BN 분해법은 충격이 하나인 반면에 비관측모형은 충격이 2개 이상이므로 일반적으로 두 분해법의 결과는 일치하지 않는다. 비관측모형의 경우 충격을 2개 이상 허용한다는 점에서 보다 일반적인 모형이라고 할 수도 있으나 모형의 모든 계수가 식별되지 않는다는 단점이 있다. 따라서 비관측모형의 경우 본고에서와 같이 일부 계수에 제약을 설정하고 추정해야 하는 임의성이 개입한다. 한편 비관측모형에서 충격들간 상관계수가  $-1$  또는  $1$ 일 경우에는 사실상 충격이 1개인 모형(SSOE: single source of error)과 같으며 BN 분해결과와 일치한다. 또한 다수의 충격이 존재하더라도 모든 계수가 식별 가능한 비관측모형의 경우 BN분해와 동일한 결과를 산출한다는 점에서 BN 분해법이 보다 객관적인 접근법이라는 주장도 있다. 자세한 논의는 Oh et al.(2008)을 참고하라.

### 3. 추정 결과

<그림 7>은 각국 인플레이션율에 식 (5)를 적용한 추정결과를 보여주고 있다. <그림 7>에서 위의 패널은 인플레이션율과 추정된 추세( $\tau_t$ )를, 가운데 패널은 일시적 충격의 표준편차( $\sigma_{\epsilon,t}$ )를, 아래 패널은 영구적 충격의 표준편차( $\sigma_{\eta,t}$ )를 나타내며 점선은 50%의 신뢰구간을 표시한 것이다. 여기에서 일부 그래프의 세로축 스케일이 다른 점에 유의할 필요가 있다. 우리나라의 경우 일시적 충격의 표준편차 값이 매우 크기 때문에 주요국에 비해 스케일을 2배 크게 그렸고 영국의 경우에는 영구적 충격의 표준편차 그래프의 스케일이 다른 국가에 비해 크다.

먼저 우리나라 인플레이션율의 변동을 초래하는 충격의 표준편차를 살펴보면 대부분이 일시적인 요인에 의한 변동이며 동 충격의 분산은 1980년대 초에 급격히 감소하였다. 또한 절대적인 수준에서 최근에는 주요국에 비해 높지 않은 수준으로 약 1.2% 정도이다.<sup>21)</sup> 한편 영구적 충격의 표준편차는 1980년대 초까지 상승하였다가 이후 점진적으로 다시 낮아져 큰 변동은 없었던 것으로 나타난다.

이러한 영구적 충격의 행태는 주요국에서도 공통된 모습으로 관찰된다. 이는 1980년 무렵에 각국 인플레이션율의 평균수준이 바뀐 것을 반영한 것으로 보인다. 또한 미국에서 1970년대의 높은 인플레이션율 변동성은 주로 영구적 요인이 크게 작용한 것으로 나타나 당시의 불안정성이 구조적인 요인에 기인했음을 알 수 있다. 한편 각국의 인플레이션율에서 최근에 나타나고 있는 높은 변동성은 주로 일시적 요인에 기인한 것으로 분석되고 있어 금융위기가 인플레이션율에 미치는 영향이 지속적이지 않을 것임을 시사한다.

다음으로 추정결과로부터 유추되는 시변  $IMA(1,1)$  모형의  $\theta_t$ 의 추정값을 통해서 인플레이션율의 지속성 관련 특성을 살펴보자.  $\theta_t$ 은  $IMA(1,1)$

21) 일시적 충격의 표준편차가 1.2%라는 의미는 전기 대비 인플레이션율 전망치가 0.7%일 때 실현치가 0.4-1.0%의 범위내에 있을 확률이 약 70%라는 것을 나타낸다.



모형과 국지수준 모형이 일치한다는 조건으로부터 다음과 같이 모형의 모멘트(moments)를 매칭함으로써 계산할 수 있다. 표현의 단순화를 위해 계수의 하첨자  $t$ 를 생략하면  $IMA(1,1)$ 은 1차 공분산까지만 제로(0)가 아닌 모멘트값을 가진다.

$$\begin{aligned}
 \Delta\pi_t &= \xi_t - \theta\xi_{t-1} \\
 (6) \quad \gamma_0 &= (1 + \theta^2)\sigma_\xi^2 \\
 \gamma_1 &= -\theta\sigma_\xi^2
 \end{aligned}$$

한편 국지수준 모형으로부터 유도되는 모멘트는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 \Delta\pi_t &= (\eta_t + \epsilon_t) - \epsilon_{t-1} \\
 (7) \quad \gamma_0 &= \sigma_\eta^2 + 2\sigma_\epsilon^2 \\
 \gamma_1 &= -\sigma_\epsilon^2
 \end{aligned}$$

식 (5)의 추정으로부터 식 (7)의 모멘트  $\gamma_0, \gamma_1$ 을 계산하고, 식 (6)의 연립 방정식을 풀면 2개의 미지수  $\theta, \sigma_\epsilon$ 을 구할 수 있다.

<그림 8>는 지속성에 대한 국지적 지표라고 할 수 있는  $(1-\theta_t)$ 을 보여 주고 있다. 모든 국가에서 1970년대에 크게 상승하였던 지속성이 1980년 후반 이후 점진적으로 낮아지고 있는 현상을 관찰할 수 있다. 다만 우리나라의 경우 1980년 이전에도 주요국에 비해  $(1-\theta_t)$ 가 0에 가까워 인플레이션 과정이 임의보행 특성보다는 백색잡음 특성을 가진 것으로 보인다.<sup>22)</sup> 또한 2000년대 이후를 살펴보면 주요국과는 달리 지속성이 소폭 상승하고 있으며 절대적인 수준이 높다는 점이 주목된다. 경제주체의 인플레이션 기

22) 우리나라의 경우 1980년 이전의 낮은  $(1-\theta_t)$ 값은 인플레이션의 지속성이 실제로 낮았던데 기인한 것이 아니라 일시적 충격이 매우 커서 영구적 충격을 압도한 결과로 해석할 수도 있다.

대심리가 안정될 경우에는 충격으로 인하여 일시적으로 인플레이션율이 변동하더라도 인플레이션율은 빠르게 안정된 수준으로 복귀하게 된다. 이러한 점에서 우리나라의 상대적으로 높은 지속성 수준은 인플레이션 기대심리가 주요국에 비해 아직 안정적이지 못하다는 것을 시사한다.

## V. 맺음말

본고에서는 우리나라 경제의 변동성을 초래하는 충격의 크기와 동태적 움직임이 주요국과 비교해서 어떠한지를 구체적인 지표를 통해 제시하였다. 확률적 변동성 모형을 통해서 살펴본 우리나라의 GDP 성장률의 특징은 다음과 같다.

- 우리나라의 경우 GDP성장률의 표준편차가 하락추세를 보이고 있어 주요국에서 관찰되는 대안정 현상이 추세적으로 나타나고 있는 것으로 보인다.
- GDP성장률에 대한 충격의 표준편차는 1980년경 가장 높은 수준에 이르렀다가 점진적으로 낮아지고 있는 것으로 보인다. 다만 1997년 외환 위기와 2008년 글로벌 금융위기 시에 소폭 높아진 것으로 나타난다.
- 충격의 표준편차가 점진적으로 낮아지는 추세라는 점과 주요국에 비해 아직 높은 수준인 점을 감안할 때 향후 안정화될 여지는 큰 것으로 판단된다.
- 2000년대에 GDP 성장률의 변동성이 축소된 것은 성장률의 지속성이 하락한 것보다는 충격의 분산 축소에 기인한 것으로 보인다. 따라서 충격의 분산축소를 가져온 요인들에 대한 분석을 위해 다양한 변수를 포함하고 비선형성을 허용하는 모형을 설정하는 등 추가적인 연구가 필요한 것으로 보인다.

다음으로 확률적 변동성 모형을 통해서 살펴본 우리나라 인플레이션율의 특징은 다음과 같다.

- 인플레이션율의 변동을 초래하는 충격의 표준편차를 살펴보면 대부분이 일시적인 요인에 의한 변동이며 동 충격의 분산은 1980년대 초에 급격히 감소하였다.
- 일시적 충격의 표준편차는 현재 약 1.2% 정도로 주요국과 비교해서 높지 않은 수준이다.
- 영구적 충격의 표준편차는 1980년대 초까지 상승하였다가 이후 점진적으로 다시 낮아져 큰 변동은 없었던 것으로 나타난다.
- 우리나라 인플레이션율의 지속성은 최근 주요국에 비해 다소 높은 수준으로 인플레이션 기대심리가 주요국에 비해 안정적이지 못한 것으로 보인다.

## <참고문헌>

- 남상호, 2006, “최근 우리나라 경기변동의 특징에 대한 평가”, 『금융경제연구』, 제 264호, 한국은행 금융경제연구원.
- 오형석, 2007, “우리나라 경제의 잠재성장 및 경기변동에 관한 분석”, 『금융연구』, 제 21권 제 1호, pp. 19-53.
- 이재준, 2009, “한국 경기변동의 특징 및 안정성에 대한 연구”, 『한국개발연구』, 제 31권 제 2호 (통권 제105호), pp. 47-85.
- 정형민 · 김범식 · 진효찬 · 장재철 · 황상연, 2006, “짧아진 경기사이클: 원인과 대책”, 『삼성경제연구소 CEO 인포메이션』, 제 574호.
- 조하현 · 황선웅, 2009, 『한국의 경기변동 : 이론과 실제』, 박영사.
- 최희갑, 2009, "한국경제 성장률 변동성의 구조 전환에 대한 실증 분석", 『통계연구』, 제 14권 제 2호, pp. 96-118.
- Atkeson, A. and E. O. Lee, 2001, “Are Phillips curves useful for forecasting inflation”, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 25, No. 1, pp. 2-11.
- Carter, C. K. and R. Kohn, 1994, “On Gibbs sampling for state space models”, *Biometrika*, Vol. 81, No. 3, pp. 541-553.
- Cecchetti, Stephen. G. and G. Debelle, 2006, "Has the inflation process changed?", *Economic Policy: A European Forum*, pp. 312-352.
- Cecchetti, Stephen G., P. Hooper, B. C. Kasman, K. L. Schoenholtz and M. W. Watson, 2007, "Understanding the evolving

inflation process", *U.S. Monetary Policy Forum*.

Davis, Steven J. and James A. Kahn, 2008, "Interpreting the great moderation: changes in the volatility of economic activity at the macro and micro levels", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22, No. 4, pp. 155–180.

Filardo, Andrew and Hans Genberg, 2010, "Targeting inflation in Asia and the Pacific: lessons from the recent past", *BIS Papers*, No 52, *The international financial crisis and policy challenges in Asia and the Pacific*, pp. 251–273.

Granger, C. W. J. and Paul Newbold, 1986, *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press.

Grassi, Steffano and Tommaso Proietti, 2010, "Has the volatility of U.S. inflation changed and how?", *Journal of Time Series Econometrics*, Vol. 2, No. 1, Article 6.

IMF, 2007, "Chapter. 5. The changing dynamics of the global business cycle", *World Economic Outlook*, October, 2007.

Kim, Chang–Jin and Charles R. Nelson, 1999, "Has the U.S. economy become more stable? A Bayesian approach based on a Markov–switching model of business cycle", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 4, pp. 608–616.

Kim, Soyoung and Yung Chul Park, 2006, "Inflation targeting in Korea: a model of success?", *BIS Papers*, No. 31, *Monetary Policy in Asia: Approaches and Implementation*, pp. 140–164.

Levin, Andrew T. and Jermy M. Piger, 2003, "Is inflation persistence

intrinsic in industrial economies?“, *FRB of St. Louis Working Paper, No. 2002-023A, ECB Working Paper, No. 334.*

Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser, 1982, “Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications”, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 10(2), pp. 139–162.

Oh, Kum Hwa, Eric Zivot and Drew Creal, 2008, "The relationship between the Beveridge–Nelson decomposition and other permanent transitory decompositions," *Journal of Econometrics*, Vol. 146, pp. 207–219.

Shephard, Neil, 1994, "Partial non–Gaussian state space," *Biometrika*, Vol. 81, No. 1, pp. 115–31.

Stock, James H. and Mark W. Watson, 1998, “Median unbiased estimation of coefficient variance in a time varying parameter model”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, No. 441, pp. 349–358.

Stock, James H. and Mark W. Watson, 2007, “Why has U.S. inflation become harder to forecast?”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Blackwell Publishing, Vol. 39(s1), 2007, pp. 3–33.

Summers, Peter M., 2005, “What caused the Great Moderation – Some cross–country evidence”, *Economic Review*, Third Quarter 2005, Federal Reserve Bank of Kansas City, pp. 5–32.

<표 1> GDP 성장률의 표본구간별 평균, 표준편차 및 자기상관계수

	T <sup>1)</sup>	mean	stdev	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\gamma_6$
Korea									
(70Q2-10Q2)	161	7.1	7	0.26	0.16	0.01	-0.03	0.04	0.06
(70Q2-83Q4)	55	8.67	7.63	0.25	0.12	-0.19	-0.11	0.1	0.02
(84Q1-10Q2)	106	6.28	6.54	0.23	0.13	0.09	-0.03	-0.05	0.06
(00Q1-10Q2)	42	4.21	5.09	0.15	-0.07	-0.27	-0.07	-0.18	0.03
Canada									
(61Q2-10Q2)	197	3.34	3.5	0.37	0.21	0.2	0.13	0.03	0.09
(61Q2-83Q4)	91	4.16	4.02	0.22	0.07	0.07	0.08	-0.04	0.04
(84Q1-10Q2)	106	2.63	2.82	0.54	0.34	0.31	0.07	0.06	0.11
(00Q1-10Q2)	42	2.02	2.56	0.62	0.19	-0.07	-0.15	-0.09	0.01
France									
(60Q1-10Q2)	202	3.01	2.94	0.43	0.44	0.34	0.22	0.3	0.22
(60Q1-83Q4)	96	4.24	3.24	0.24	0.3	0.18	0.06	0.2	0.1
(84Q1-10Q2)	106	1.89	2.09	0.5	0.41	0.29	0.11	0.1	0
(00Q1-10Q2)	42	1.32	2.27	0.46	0.33	0.14	-0.03	-0.03	-0.11
Japan									
(80Q2-10Q2)	121	2.15	4.37	0.18	0.18	0.26	0.02	0.1	0.16
(80Q2-83Q4)	15	3.54	3.14	-0.19	-0.31	0.11	-0.32	0.17	0.28
(84Q1-10Q2)	106	1.95	4.49	0.19	0.19	0.25	0.02	0.08	0.12
(00Q1-10Q2)	42	0.85	4.63	0.21	0.11	-0.03	-0.15	-0.04	0
U.S.									
(60Q1-10Q2)	202	3.08	3.49	0.33	0.26	0.07	0.08	-0.05	0
(60Q1-83Q4)	96	3.42	4.33	0.26	0.18	0.01	0.03	-0.11	-0.03
(84Q1-10Q2)	106	2.77	2.49	0.46	0.42	0.13	0.14	0.05	0.08
(00Q1-10Q2)	42	1.72	2.75	0.46	0.34	-0.02	-0.03	-0.11	-0.02
U.K.									
(60Q1-10Q2)	202	2.29	3.94	0.04	0.14	0.16	0.04	0.02	0.1
(60Q1-83Q4)	96	2.32	4.98	-0.14	0.05	0.1	-0.03	-0.03	0.09
(84Q1-10Q2)	106	2.27	2.7	0.59	0.45	0.36	0.24	0.17	0.09
(00Q1-10Q2)	42	1.56	2.97	0.72	0.5	0.25	0.11	-0.06	-0.11

주: 1) T는 sample size, mean은 표본평균, stdev는 표본표준편차,  $\gamma_i$ 는 i 차 자기상관계수

<표 2> 인플레이션의 표본구간별 평균, 표준편차 및 자기상관계수

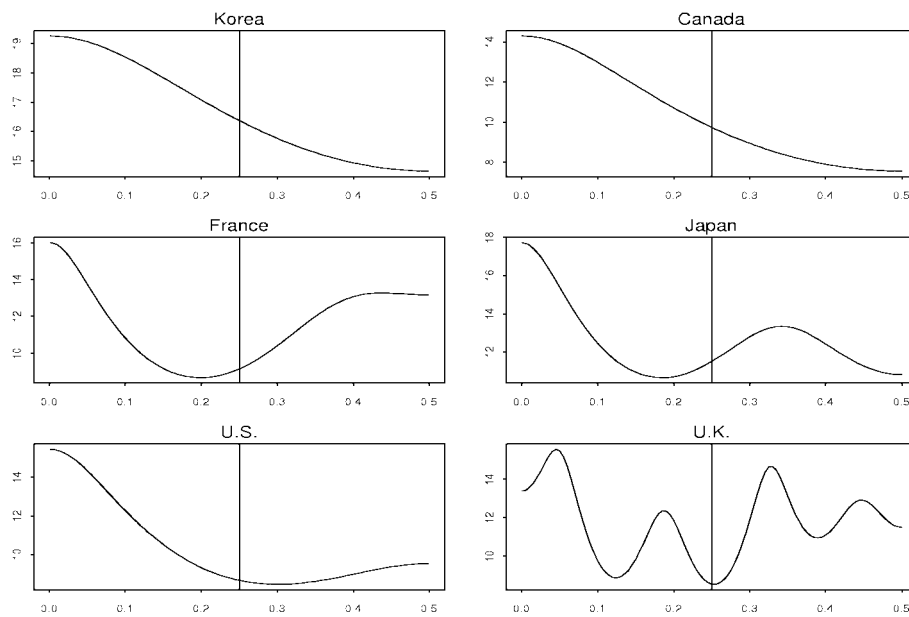
	T <sup>1)</sup>	mean	stdev	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\gamma_6$
Korea									
(60Q2-10Q2)	201	8.43	8.94	0.41	0.43	0.43	0.24	0.41	0.29
(60Q2-83Q4)	95	13.19	10.84	0.19	0.21	0.21	-0.05	0.19	0.01
(84Q1-10Q2)	106	4.17	2.88	0.4	0.33	0.32	0.09	0.11	0.2
(00Q1-10Q2)	42	3.03	1.7	0.07	-0.09	0.12	-0.27	-0.25	0.05
Canada									
(60Q2-10Q2)	201	4	3.33	0.78	0.72	0.69	0.63	0.68	0.64
(60Q2-83Q4)	95	5.65	3.69	0.82	0.79	0.74	0.66	0.68	0.59
(84Q1-10Q2)	106	2.53	2.08	0.4	0.21	0.22	0.13	0.27	0.37
(00Q1-10Q2)	42	1.99	2.03	0.06	-0.2	-0.08	-0.24	0.06	0.23
France									
(60Q1-10Q2)	201	4.52	3.83	0.85	0.79	0.77	0.79	0.73	0.71
(60Q1-83Q4)	95	7.07	3.89	0.81	0.7	0.68	0.67	0.6	0.56
(84Q1-10Q2)	106	2.23	1.77	0.42	0.32	0.24	0.38	0.08	0.09
(00Q1-10Q2)	42	1.75	1.66	-0.02	-0.12	-0.16	0.22	-0.36	-0.22
Japan									
(60Q2-10Q2)	201	4.53	3.25	0.61	0.49	0.53	0.39	0.41	0.43
(60Q2-83Q4)	95	6.37	3.37	0.53	0.38	0.44	0.19	0.18	0.22
(84Q1-10Q2)	106	2.89	2.04	0.26	0.04	0.09	0	0.1	0.14
(00Q1-10Q2)	42	2.42	2.66	0.12	-0.13	-0.09	-0.12	0.04	0.06
U.S.									
(60Q2-10Q2)	201	3.98	3.11	0.75	0.64	0.66	0.57	0.53	0.51
(60Q2-83Q4)	95	5.2	3.62	0.87	0.78	0.78	0.68	0.57	0.51
(84Q1-10Q2)	106	2.89	2.04	0.26	0.04	0.09	0	0.1	0.14
(00Q1-10Q2)	42	2.42	2.66	0.12	-0.13	-0.09	-0.12	0.04	0.06
U.K.									
(60Q2-10Q2)	201	5.45	5.38	0.7	0.72	0.58	0.66	0.51	0.6
(60Q2-83Q4)	95	8.21	6.09	0.76	0.68	0.57	0.51	0.46	0.47
(84Q1-10Q2)	106	2.99	2.99	0.01	0.43	-0.02	0.67	-0.08	0.39
(00Q1-10Q2)	42	1.99	2.22	-0.23	0.22	-0.33	0.49	-0.31	0.33

주: 1) T는 sample size, mean은 표본평균, stdev는 표본표준편차,  $\gamma_i$ 는 i 차 자기상관계수

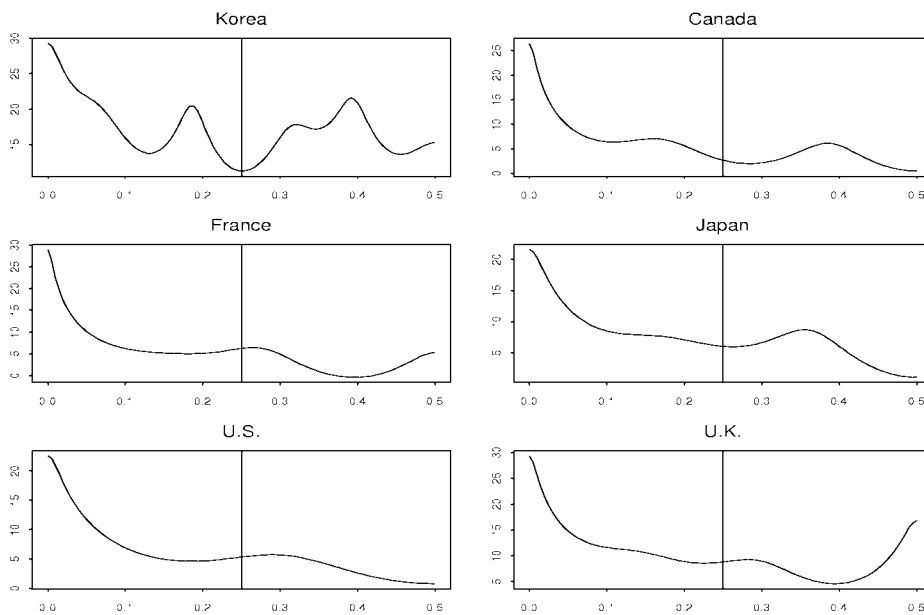


<그림 1> 각국의 GDP 성장률과 인플레이션율의 Spectral Density<sup>1)</sup>

(a) GDP 성장률



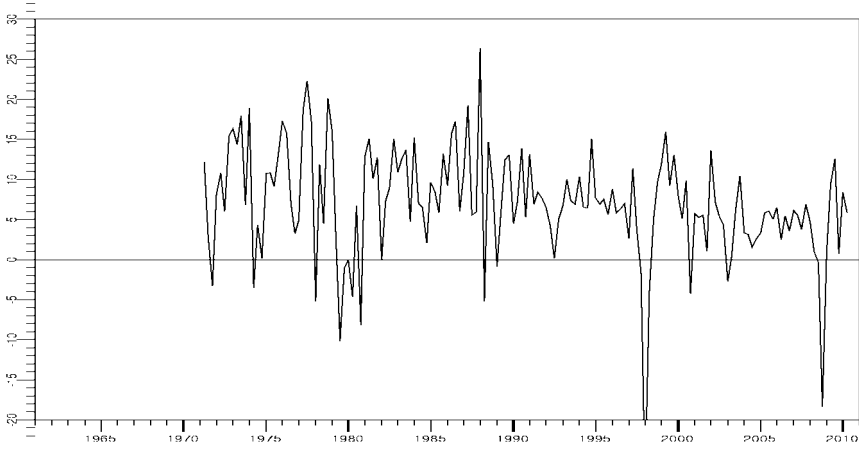
(b) 인플레이션율



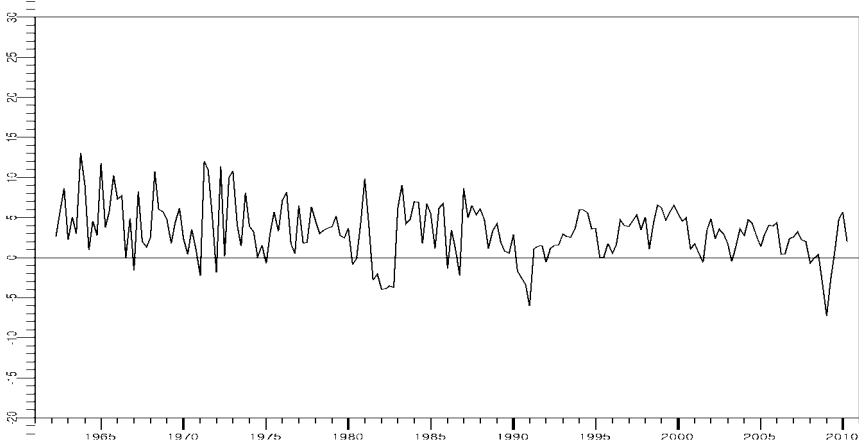
주 : 1) 가로는 주파수(frequency), 세로는 데시벨(decibels)

<그림 2> 각국의 GDP 성장률 추이

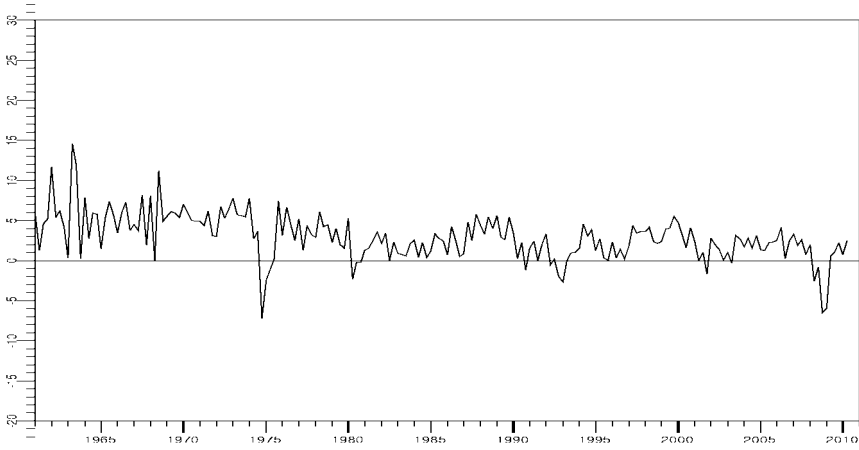
Korea



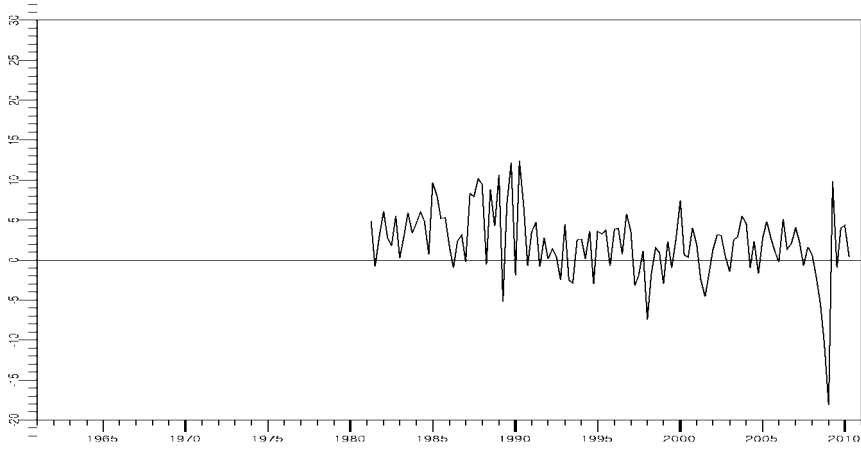
Canada



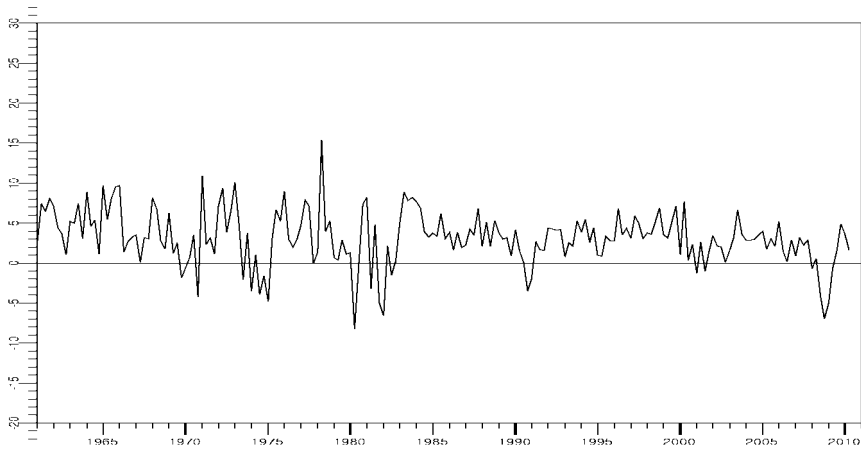
France



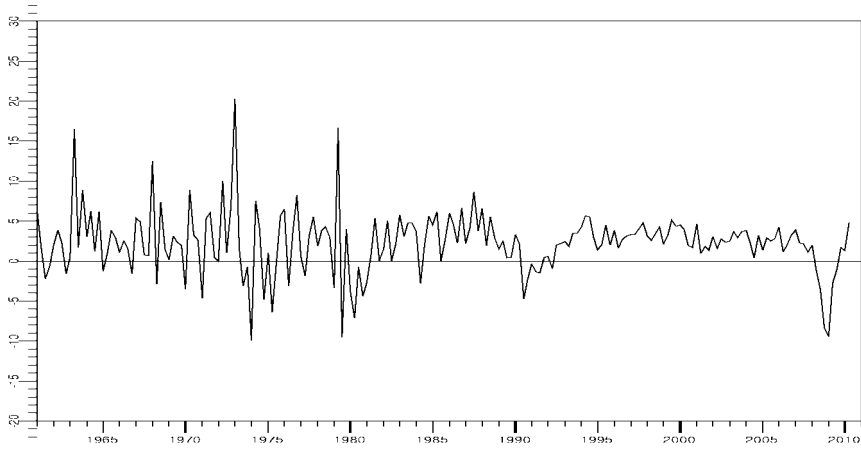
Japan



U.S.

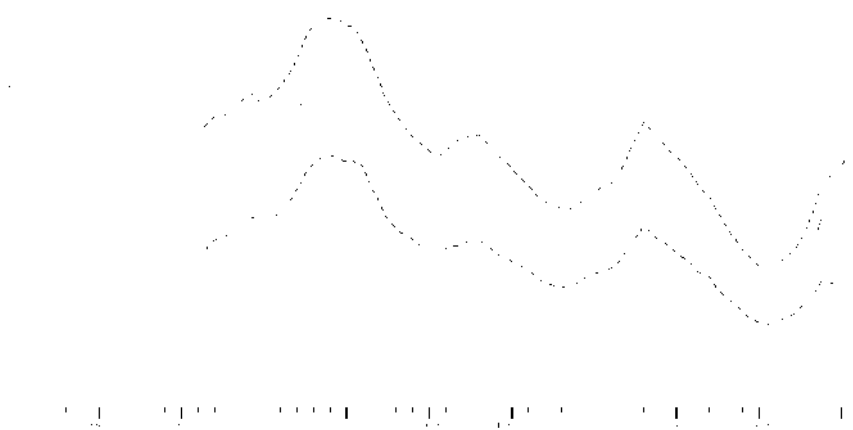


U.K.

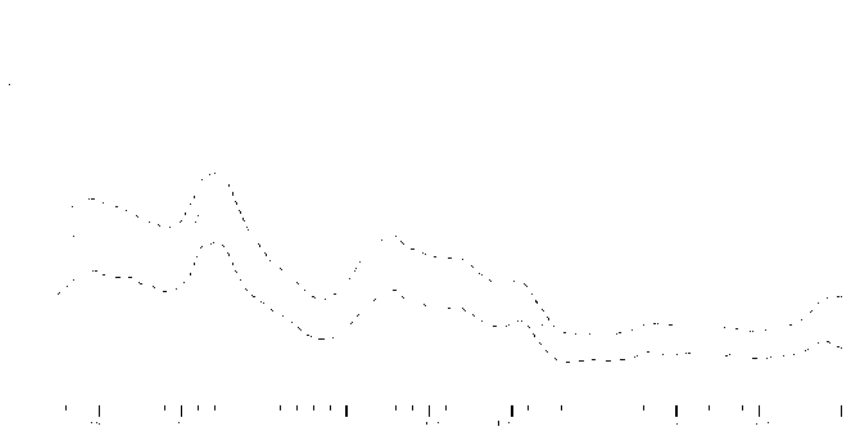


<그림 3> 각국 GDP 성장률에 대한 충격의 표준편차

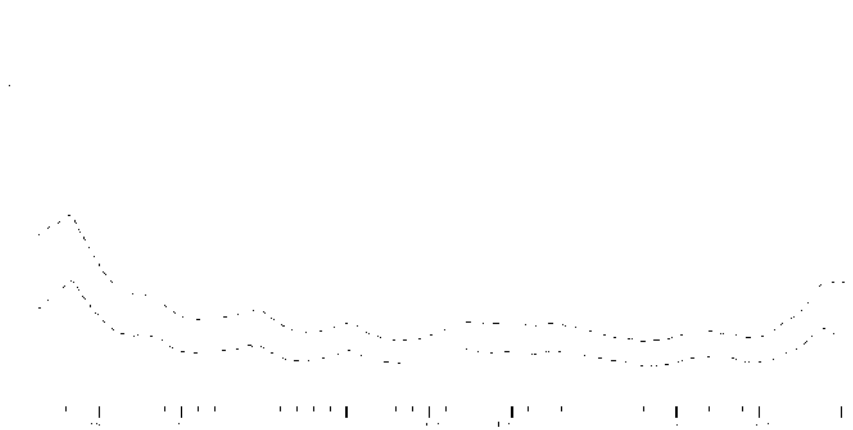
Korea



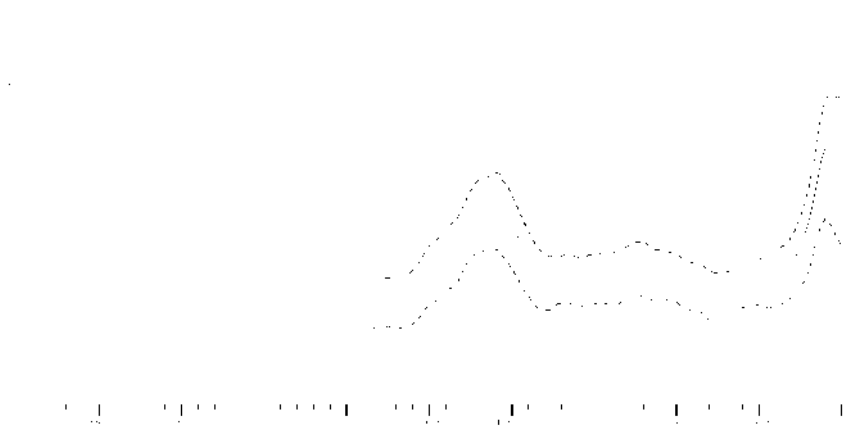
Canada



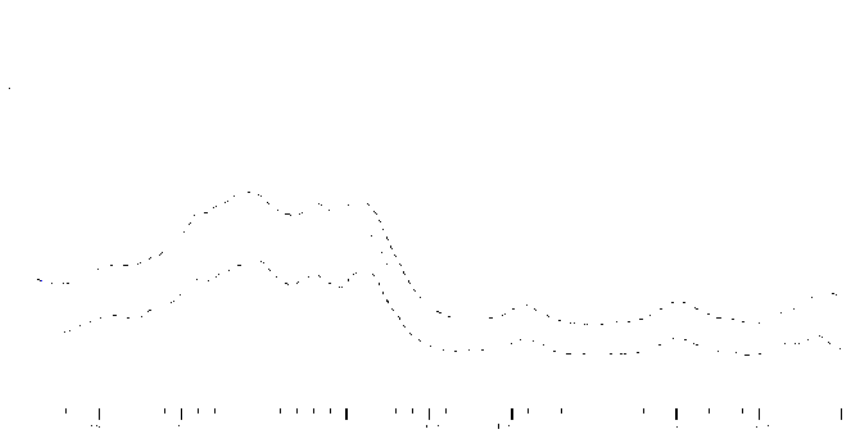
France



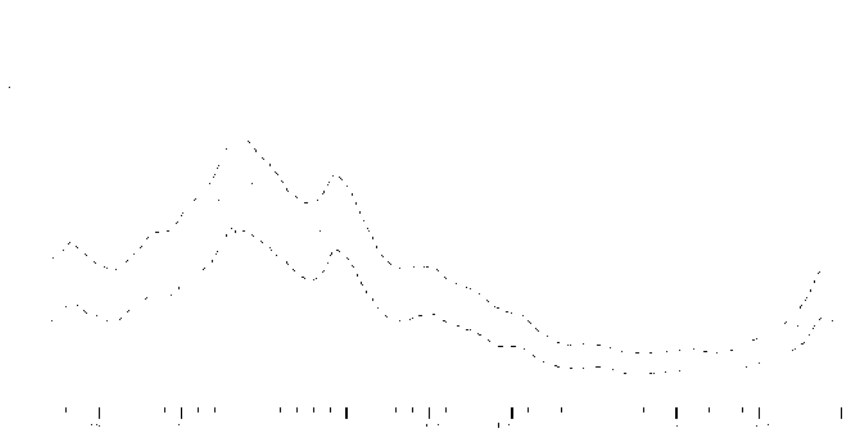
Japan



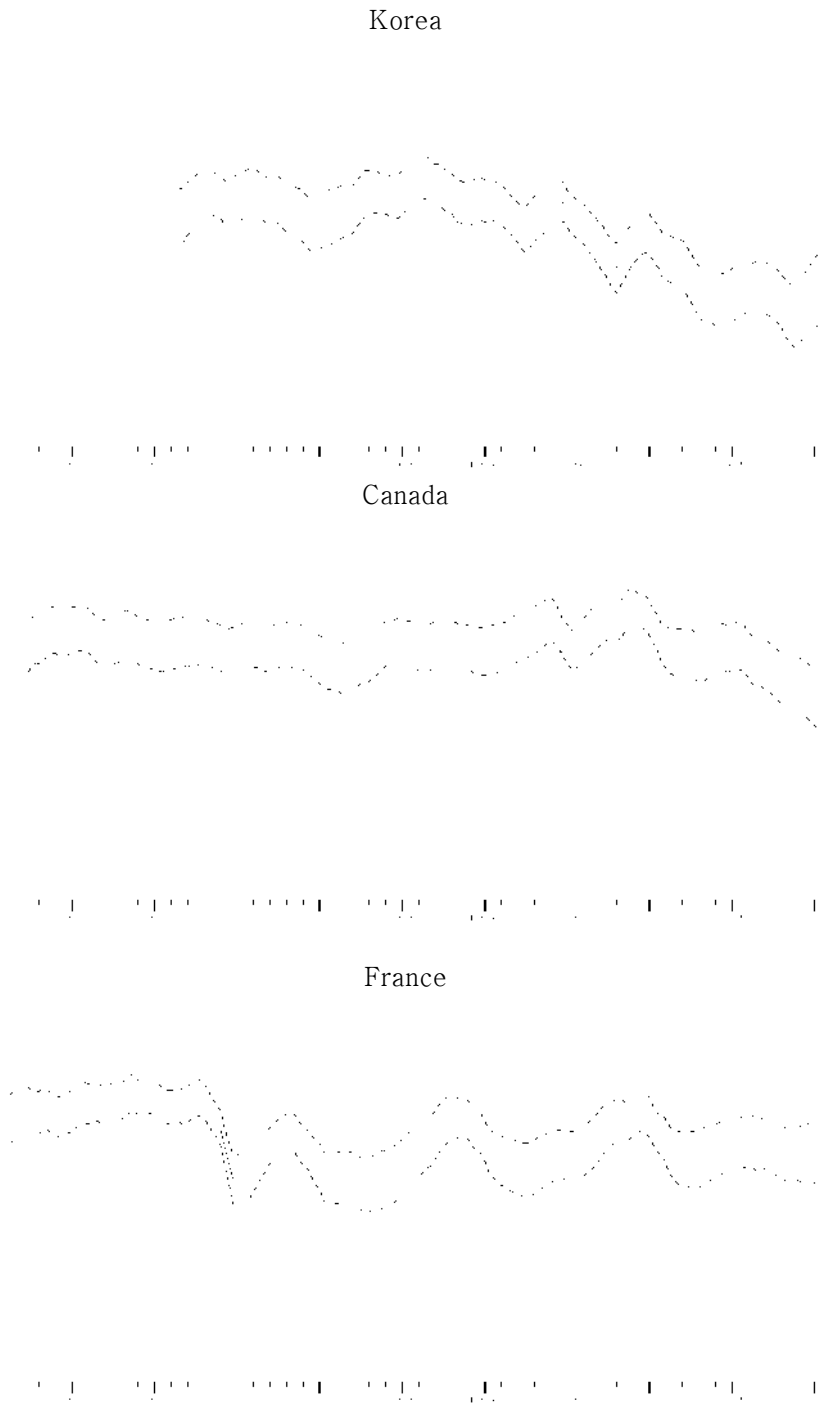
U.S.



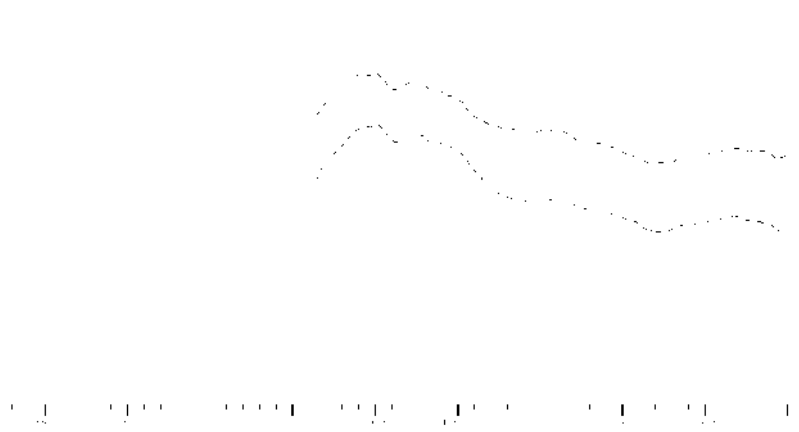
U.K.



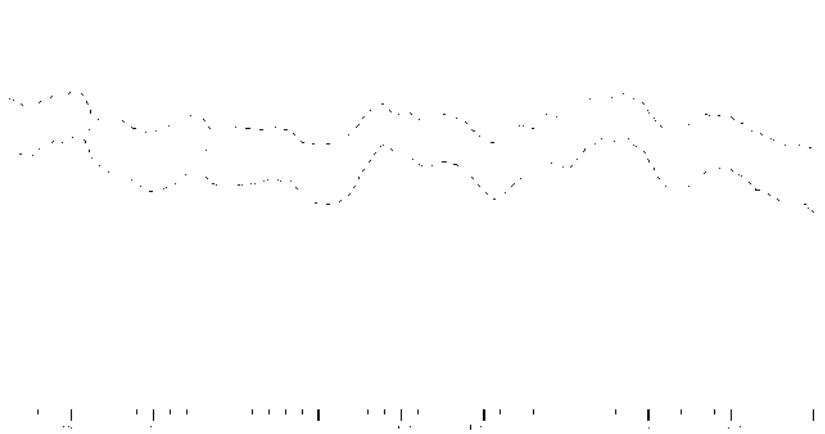
<그림 4> 각국 GDP 성장률 모형에서 계수 합( $\sum_1^4 \alpha_{i,t}$ )의 추이



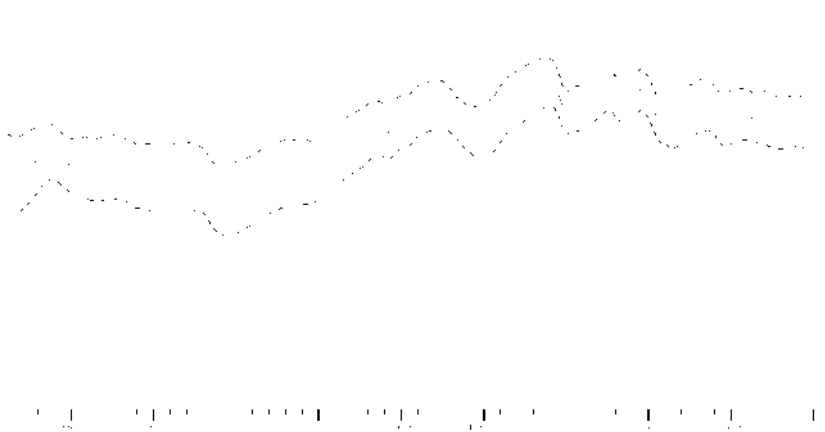
Japan



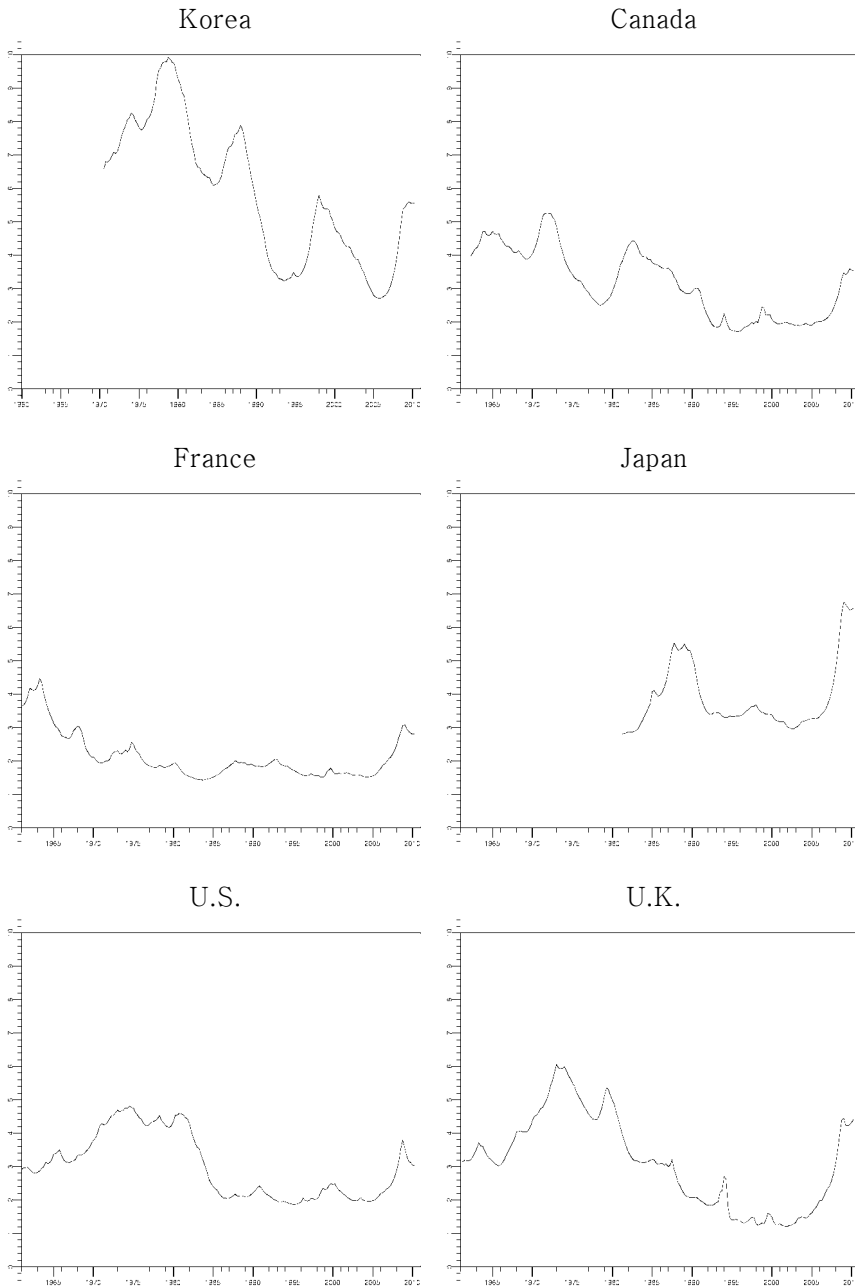
U.S.



U.K.



<그림 5> 각국 GDP 성장률의 표준편차<sup>1)</sup> 추이

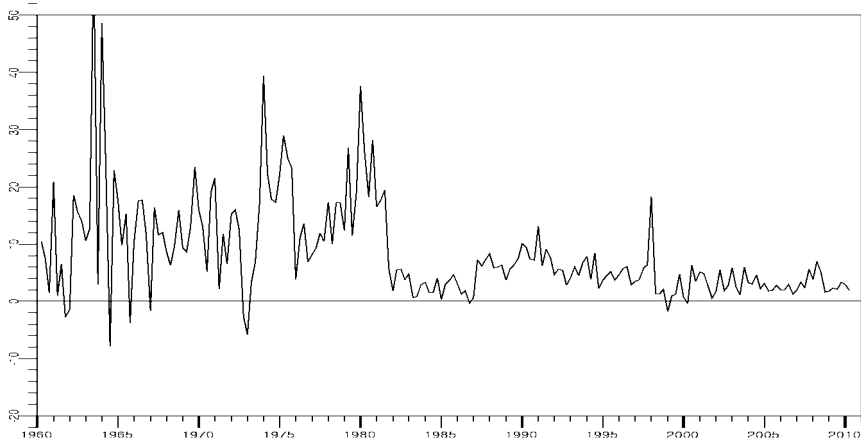


주 : 1) 비조건부 표준편차 ( $Var(y|\Omega_t)$ )

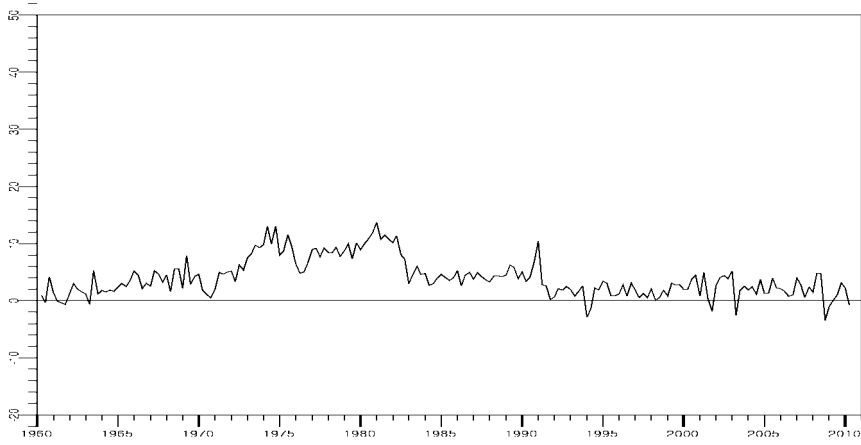


<그림 6> 각국의 인플레이션 추이

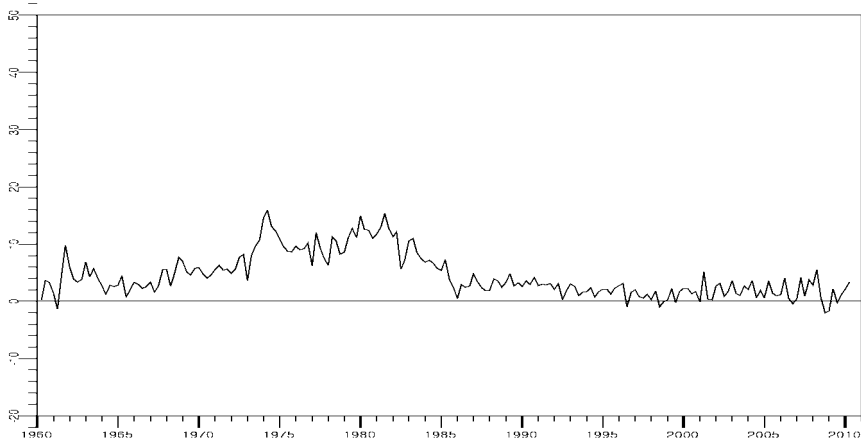
Korea



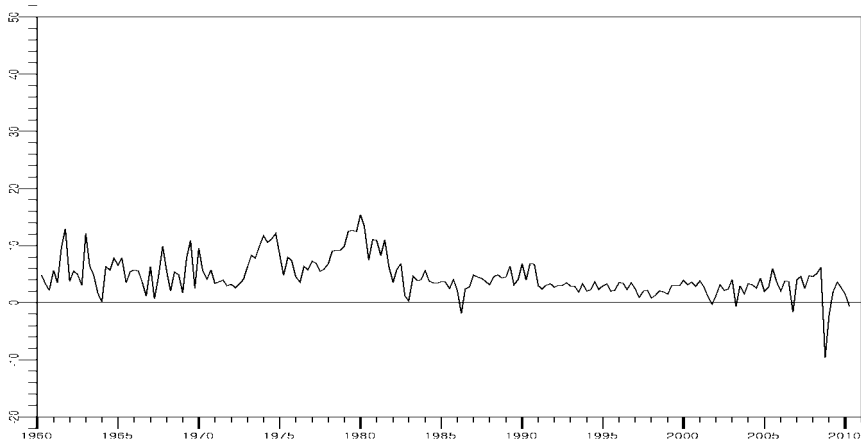
Canada



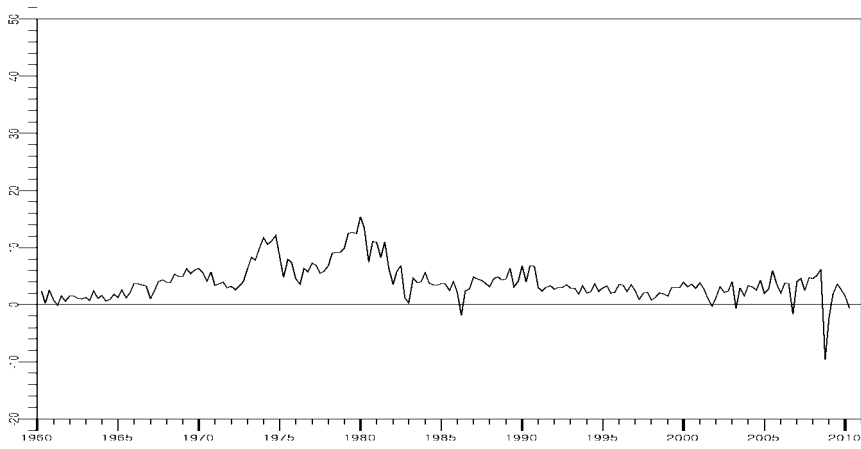
France



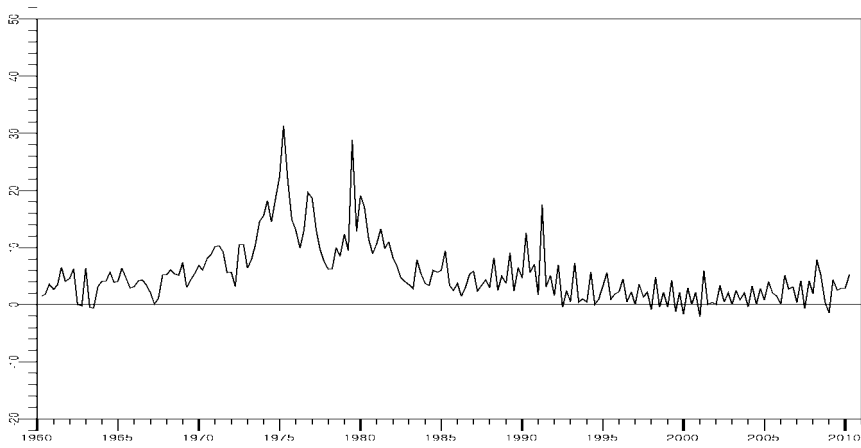
Japan



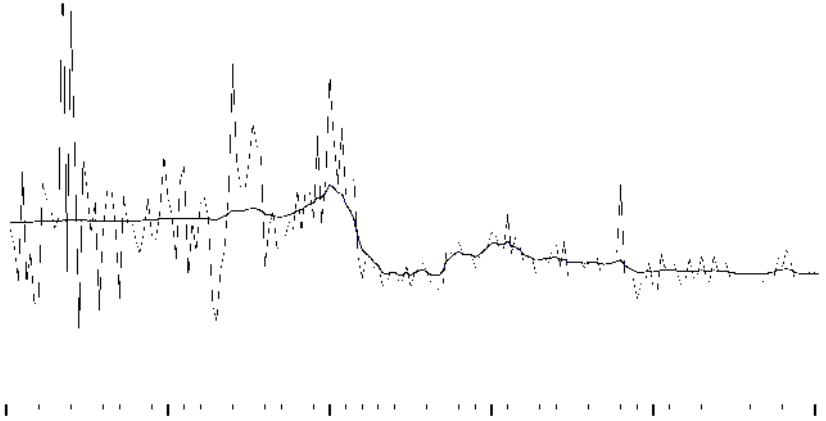
U.S.



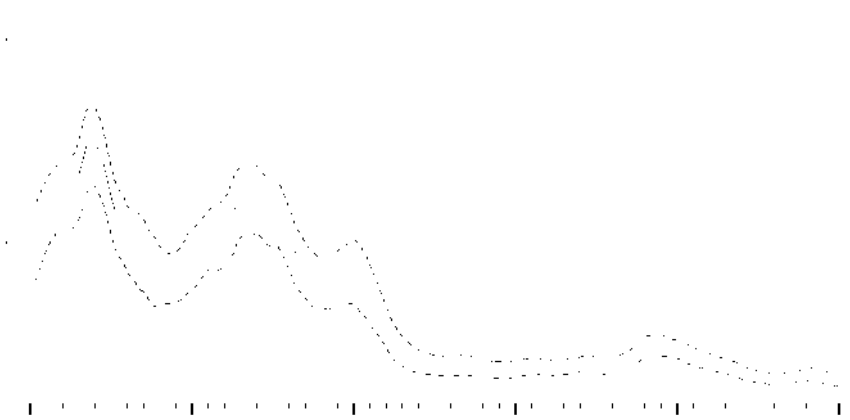
U.K.



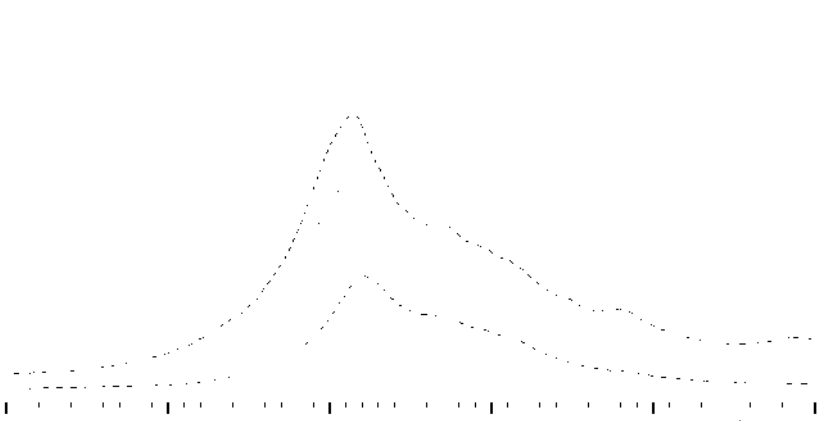
<그림 7> 각국의 인플레이션 변동성  
Korea: Inflation and Trends



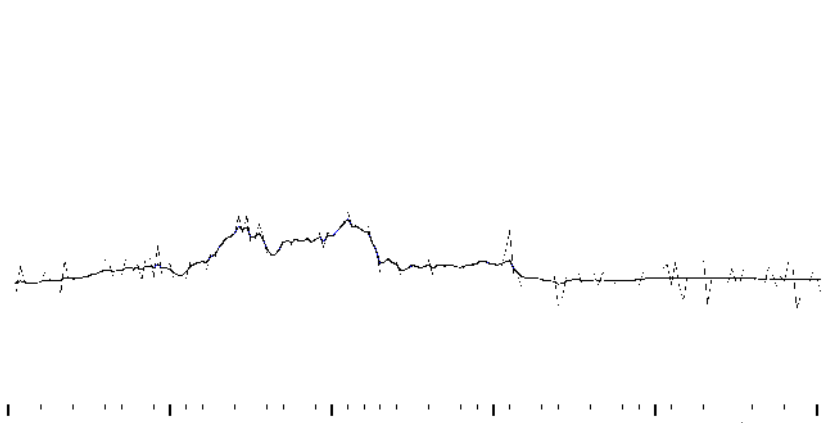
$\sigma_{\epsilon,t}$



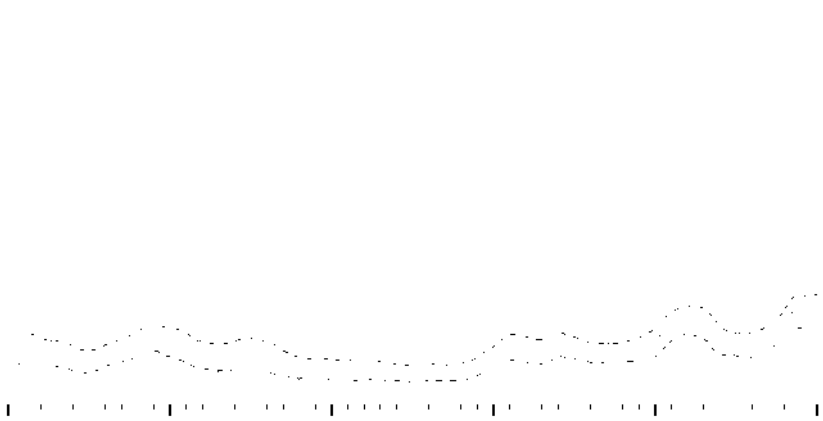
$\sigma_{\eta,t}$



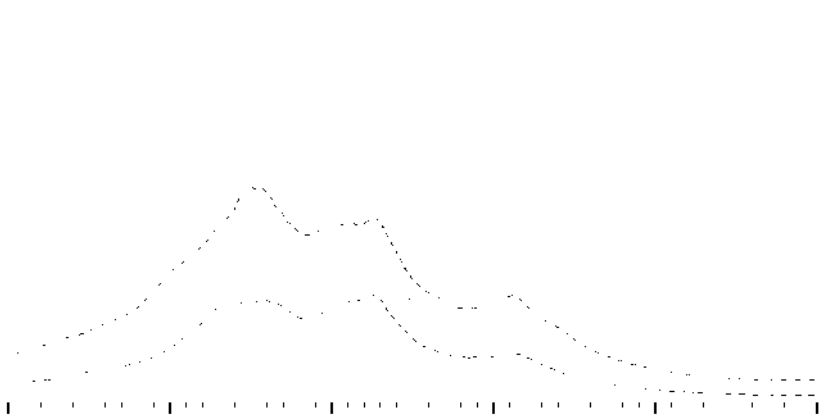
Canada: Inflation and Trends



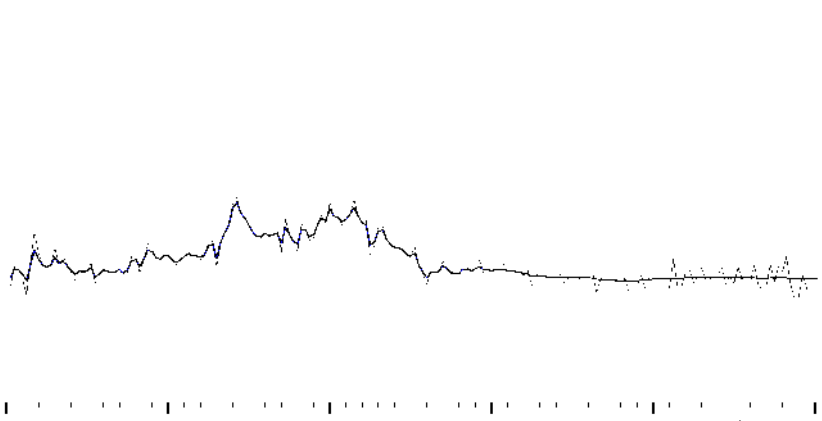
$\sigma_{\epsilon,t}$



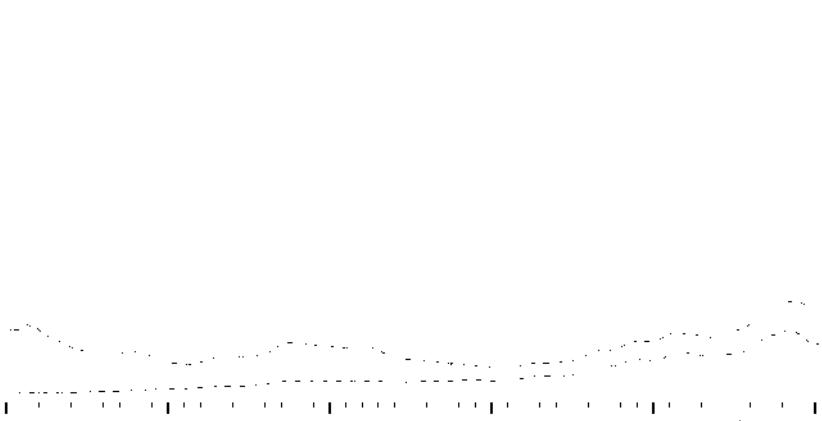
$\sigma_{\eta,t}$



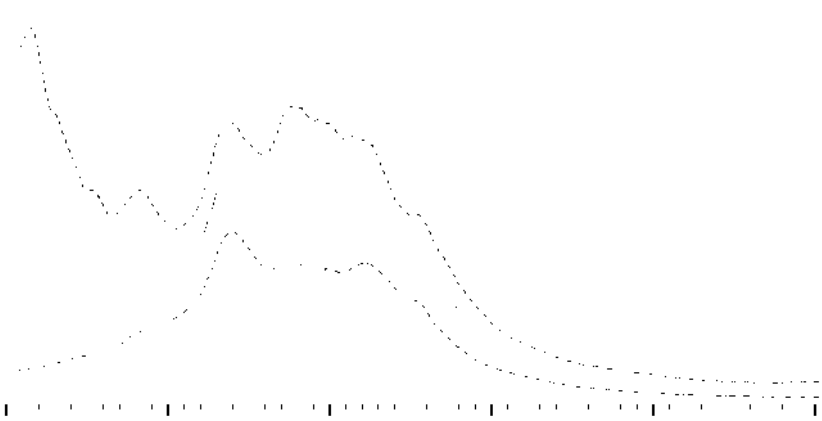
France: Inflation and Trends



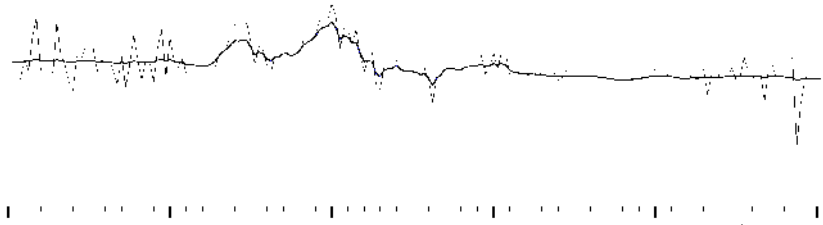
$\sigma_{\epsilon,t}$



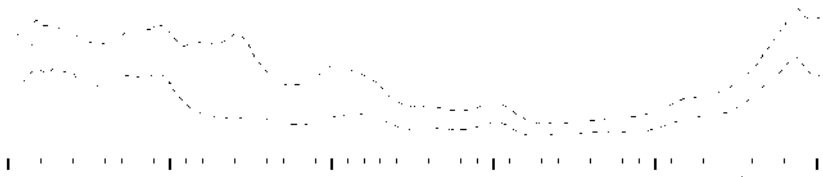
$\sigma_{\eta,t}$



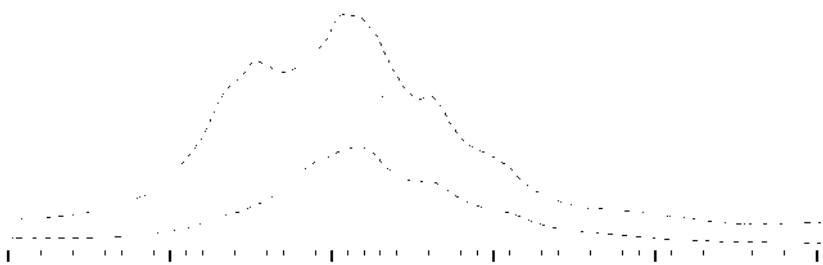
Japan: Inflation and Trends



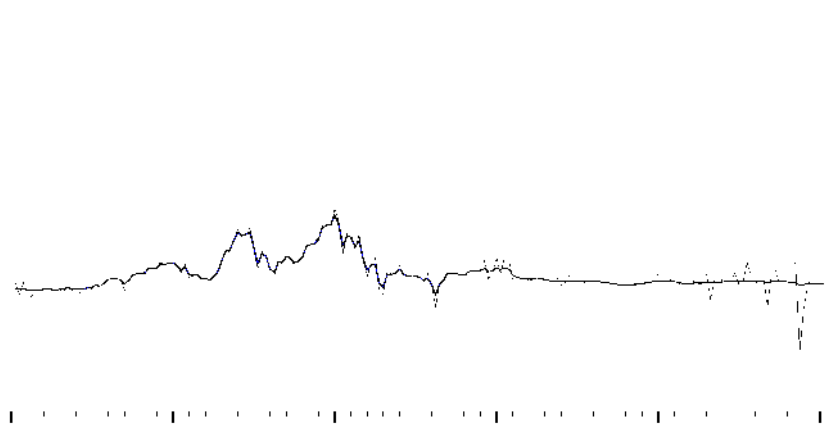
$\sigma_{\epsilon,t}$



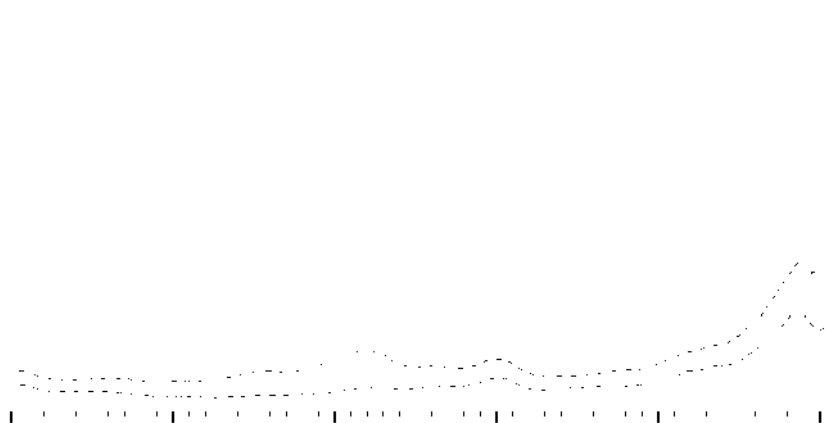
$\sigma_{\eta,t}$



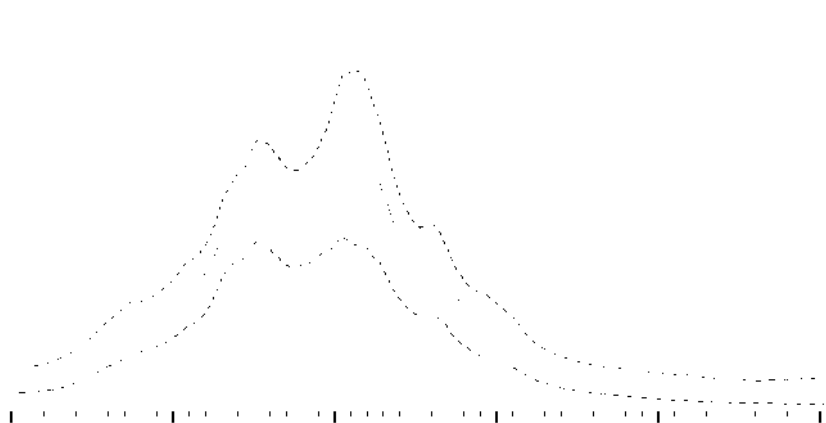
U.S.: Inflation and Trends



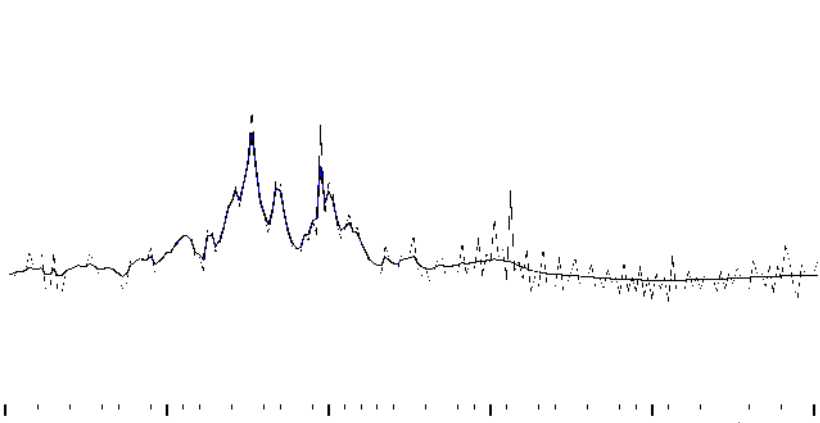
$\sigma_{\epsilon,t}$



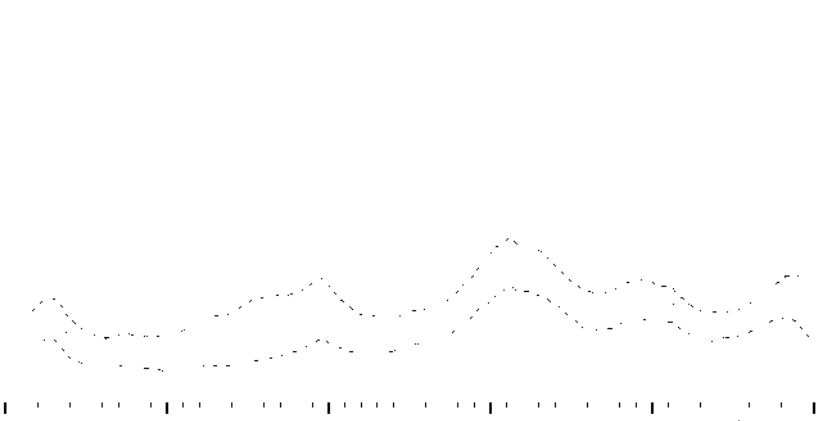
$\sigma_{\eta,t}$



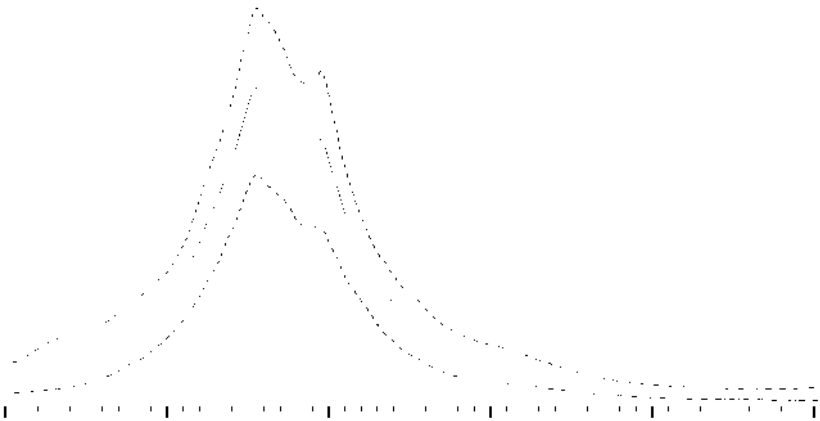
U.K.: Inflation and Trends



$\sigma_{\epsilon,t}$

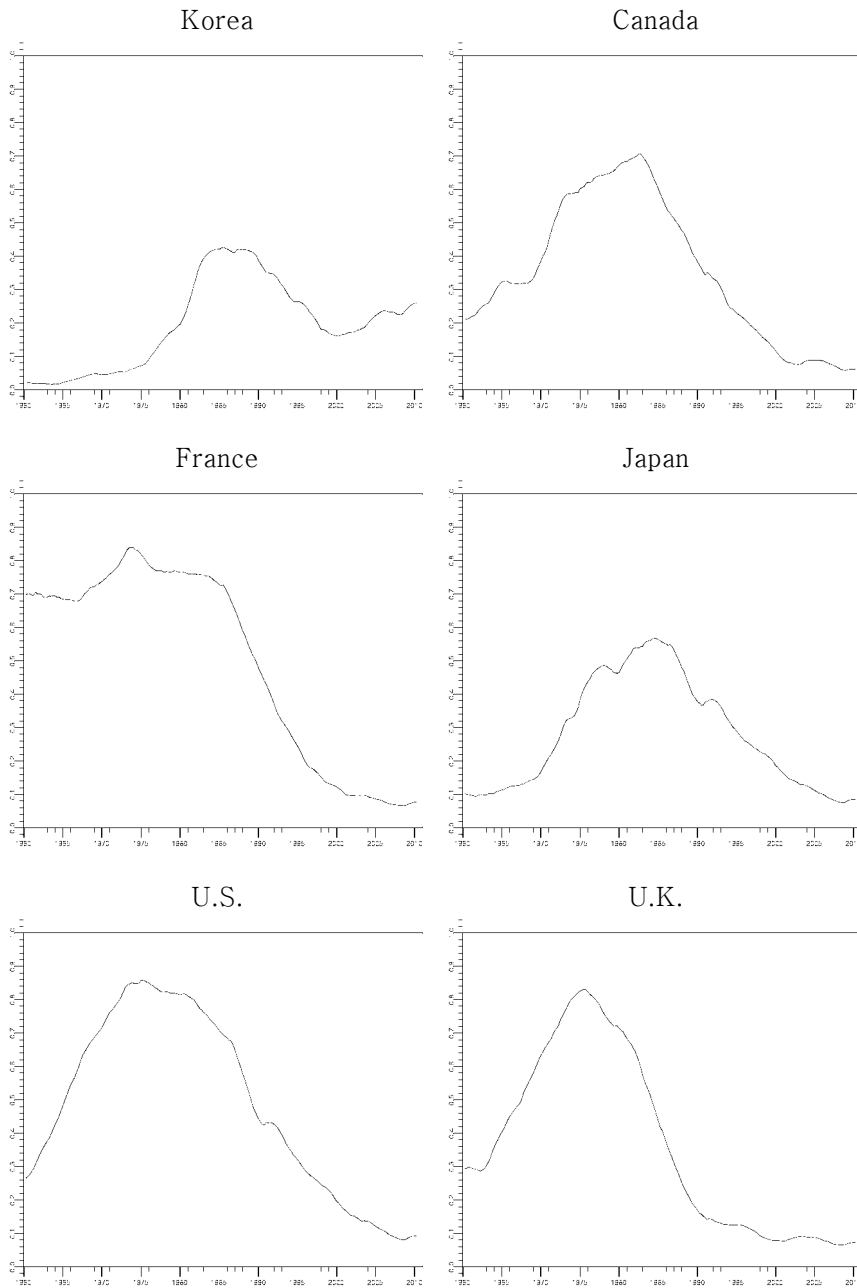


$\sigma_{\eta,t}$





<그림 8> 각국 인플레이션  $IMA(1,1)$  모형에서  $(1-\theta_t)$ 의 추이



### <부록> 시변 AR(p) 모형과 시변 국지수준 모형의 비교

본고에서는 GDP 성장률에 시변 AR(p) 모형을 적용한 반면에 인플레이션율에 대해서는 시변 국지수준모형을 적용하였다. 두 거시경제 변수에 서로 다른 모형을 적용한 것은 각각의 경제변수에 널리 활용되는 모형을 적용하기 위해서다.

모형 설정에 따른 자료생성메커니즘(data generating mechanism)을 ARIMA 형식으로 기술하고 비교하면 다음과 같은 차이가 나타난다. 먼저 시변 AR(p) 모형은 다음과 같이 기술할 수 있다.

$$(A.1) \quad \pi_t = \phi_{1,t}\pi_{t-1} + \phi_{2,t}\pi_{t-2} + \phi_{3,t}\pi_{t-3} + \cdots + \phi_{p,t}\pi_{t-p} + \xi_t$$

한편 시변 국지수준모형인 본문의 식 (6)은 ARIMA(0,1,1)인 본문의 식 (5)와 통계적으로 일치하므로 다음과 같이 정리할 수 있다. 여기에서  $L$ 은 시차연산자(lag operator)이다.

$$\Delta\pi_t = \xi_t - \theta_t\xi_{t-1}$$

$$(1-L)\pi_t = (1-\theta_tL)\xi_t$$

$$(1-\theta_tL)^{-1}(1-L)\pi_t = \xi_t$$

그런데  $(1-\theta_tL)^{-1}$ 을 풀면  $(1 + \theta_tL + \theta_t^2L^2 + \theta_t^3L^3 + \cdots)$ 이므로 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$(1 - (1-\theta_t)L - \theta_t(1-\theta_t)L^2 - \theta_t^2(1-\theta_t)L^3 + \cdots)\pi_t = \xi_t$$

다시 위 식을 AR 형태로 바꾸면 다음과 같이 AR( $\infty$ ) 모형이 도출된다.

$$(A.2) \quad \pi_t = (1 - \theta_t)\pi_{t-1} + \theta_t(1 - \theta_t)\pi_{t-2} + \theta_t^2(1 - \theta_t)\pi_{t-3} + \cdots + \xi_t$$

식 (A.1)과 식 (A.2)를 비교하면 AR(p) 모형은 p개의 독립된 계수를 가지고 있는 반면 국지수준모형은 시차가 무한대이지만 계수가  $\theta_t$ 의 지수함수로 나타난다. AR 형식으로 전환가능하다는 조건(invertibility condition)을 감안하면  $\theta_t$ 의 절대값은 1보다 작으므로 식 (A.2)의 계수는 시차가 과거로 갈수록 지수함수적으로(exponentially) 작아진다.

다시 말해서 국지수준 모형은 지수함수적으로 작아지는 계수를 가지는 AR( $\infty$ ) 모형이라고 할 수 있다. 또한 식 (A.2)의 계수의 합은 1로서 충격이 영구히 지속되지만 식 (A.1)의 경우에는 안정조건(stationarity condition)에 의해 계수의 합이 1보다 작으므로 충격이 일시적으로만 영향을 미친다.

301	조세 종류별 후생효과 분석(2007.5)	박성욱
302	국내 기업의 해외직접투자 결정 요인 - 기업경영 관련 여건을 중심으로(2007.6)	전봉걸·권철우
303	해외직접투자와 국내투자의 관계 분석(2007.6)	김현정
304	출산율저하가 인적투자 및 금융시장에 미치는 영향(2007.7)	김기호·유경원
305	상호저축은행의 효율성 및 건전성 분석(2007.8)	정형권
306	최근 통화량의 변동요인 분석 - 주택가격을 고려한 통화수요함수 추정(2007.8)	유병학
307	여성의 출산과 경제활동참가 결정요인 분석(2007.8)	김우영
308	비용상승 충격의 불확실성과 통화정책(2007.9)	정규일
309	2007년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Monetary Policy Communication and Credibility in a Financially Globalized World(2007.9)	한국은행 금융경제연구원
310	금융기관 해외투자 확대정책의 경제적 효과 분석(2007.9)	강종구
311	외환위기 전후 원·달러 환율의 변동요인 비교분석(2007.10)	김윤영
312	가계의 교육비와 저축간 관계 분석(2007.10)	유경원
313	The Political Economy of East Asian Financial Cooperation - The Chiang Mai Initiative(2007.10)	Hyoung-kyu Chey
314	Forecasting Output Growth and Inflation - How to Use Information in the Yield Curve(2007.10)	Huiyu Huang-Tae-Hwy Lee-Canlin Li
315	How Much Inflation is Necessary to Grease the Wheels?(2007.12)	Jinil Kim-Francisco J. Ruge-Murcia
316	선진적 금융세계화를 위한 전제조건 분석(2008.1)	김희식
317	물적·인적자본의 한계생산성 분석(2008.1)	박성욱
318	중국의 금융개혁과 은행산업 생산성변화(2008.1)	오대원

319	개방경제하에서의 최적 통화정책(2008.1)	정용승
320	외국인 직접투자의 현황과 과제(2008.1)	홍재범
321	Explaining the Cyclical Behavior of the Korean Labor Market(2008.2)	Weh-Sol Moon
322	Inventory, Factor-Hoarding and the Dynamic Response to Monetary Shocks(2008.2)	Kwang Hwan Kim
323	원/달러 무위험 금리차의 특성에 관한 연구(2008.2)	송치영
324	Total Factor Productivity by 72 Industries in Korea and International Comparison(2008.2)	Hak K. Pyo-Hyunbae Chun-Keun Hee Rhee
325	Market Services Productivity in Korea: An International Comparison(2008.2)	Hyun Jeong Kim
326	A Political Economic Critique on the Theory of Optimum Currency Areas and the Implications for East Asia(2008.3)	Hyoung-kyu Chey
327	The Growth and Determinants of Vertical Trade in Korea(2008.3)	Young Kyung Suh
328	제조업 업종별 특성과 수출경쟁력(2008.3)	권철우·전봉걸
329	Competition in the Credit Rating Industry(2008.3)	이인호
330	Non-Interest Income of Commercial Banks: Evidence from OECD Countries(2008.3)	Joon-Ho Hahn
331	An Assessment of the New Keynesian Phillips Curve in the Korean Economy(2008.3)	Bae-Geun Kim·Byung Kwun Ahn
332	미 달러화 환율의 장단기 결정요인 분석(2008.4)	김윤영
333	중국 제조업의 효율성 변화와 시사점(2008.4)	오대원
334	사교육투자의 효율성 분석(2008.4)	이찬영
335	외환거래 확대의 시장안정효과 분석(2008.5)	김희식
336	Do Capital Adequacy Requirements Really Matter(2008.5)	Junhan Kim
337	물가안정목표제하에서 자산가격 변동과 경제안정(2008.5)	김양우·우준명

338	기혼여성의 맞벌이 결정요인 분석(2008.6)	김우영
339	제조업과 서비스업간 기술진보 확산효과 분석(2008.8)	박성욱
340	The Cost Channel Effect of Monetary Policy in Korea(2008.8)	Myung-Soo Yie
341	해외 공급충격과 개방경제의 최적 금리준칙(2008.8)	김근영
342	고용보호제도 변화가 노동시장에 미치는 영향 분석(2008.8)	문의솔
343	장·단기 금리격차의 생산갭 예측력 분석(2008.9)	이명수
344	고용구조의 변화와 학력별 임금격차(2008.9)	김우영
345	임금근로자의 하향취업 행태 분석(2008.9)	이찬영
346	Estimation of Hybrid Phillips Curve in Korea(2008.9)	Woong Kim
347	Can the European Monetary System Be a Model for East Asian Monetary Cooperation?(2008.10)	Hyoung-kyu Chey
348	주택 가격지수 산정 - 서울 아파트 실거래가격을 이용한 실증연구(2008.10)	KAIST 금융공학연구센터
349	2008년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - Recognizing and Coping with Macroeconomic Model Uncertainty in Designing Monetary Policy(2008.10)	한국은행 금융경제연구원
350	소비자물가에 대한 유가 및 환율충격의 비대칭성·비선형성 분석(2008.11)	김기호·윤성훈
351	불완전 환율전가하에서 환율이 상품수지에 미치는 영향(2008.11)	윤성훈·김귀정
352	Inflation Volatility and Stock Returns: Some International Evidence(2008.11)	Ky-hyang Yuhn·Sang Bong Kim
353	외환시장압력과 국외부문 통화공급 변동의 관계 분석(2008.11)	김용복
354	통화적 물가결정이론으로 본 장기균형물가와 인플레이션(2008.11)	김배근
355	물가·성장간 관계변화 분석(2008.11)	송승주

356	The Impact of Foreign Bank Penetration on the Transmission of Monetary Policy in Emerging Economies: Evidence from Bank-level Data(2009.1) Ji Wu·Alina C. Luca·Bang Nam Jeon	
357	국가별 금리차의 요인분해(2009.1)	유복근
358	글로벌 구조 VAR 모형을 이용한 해외충격의 과급효과 분석(2009.1) 김윤영·박준용	
359	통화옵션을 이용한 미래 원/달러 환율의 위험중립 확률분포 추정(2009.1) 이승환	
360	통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증분석과 시사점: 한국의 경우(2009.2) 이상규·김양우·우준명	
361	기업의 자금조달 수단과 대출경로(2009.2)	김준한·이명수
362	지적재산 보호와 경제성장(2009.2)	박성욱
363	Opening to Capital Flows and Implications from Korea(2009.2) Kyungsoo Kim, Byoung-Ki Kim and Young Kyung Suh	
364	최근 고용여건 변화와 청년실업 해소방안(2009.2)	박강우·홍승제
365	Market Structure, Bargaining, and Covered Interest Rate Parity(2009.2) Byoung-Ki Kim	
366	한국노동패널자료를 이용한 가계부채 분석(2009.2)	김현정·김우영·김기호
367	우리나라 기업의 가격결정행태 분석(2009.2)	김웅·홍승제
368	The Impact of Affinity on International Economic Integration: The Case of Japanese Foreign Direct Investment(2009.3)	Hyoung-kyu Chey
369	한국경제의 구조변화와 생산성: Baumol 효과를 중심으로(2009.3)	오완근
370	제조업과 서비스업의 기술진보 격차가 고용에 미치는 영향(2009.3)	김배근
371	The Estimation of Capital Stocks, Total Factor Productivity and Potential GDP(2009.3) Hak K. Pyo·Sunyoung Jung	
372	Does the Liquidity Effect Guarantee a Positive Term Premium?(2009.3) Kyuil Chung	

373	개별가격변동과 통화정책(2009.3)	박강우
374	우리나라에서의 디플레이션 발생 위험 평가(2009.3)	김웅
375	Labor Market Frictions and Wage Contracts(2009.3)	문외솔
376	채무 만기연장에 관한 게임이론적 분석(2009.3)	정형권
377	개인저축률과 거시경제변수간 관계분석(2009.3)	송승주
378	환율변동이 실물경제에 미치는 영향(2009.4)	김용복·곽법준
379	가계채무구조와 사교육비 지출 행태(2009.4)	이찬영
380	가계부채의 결정요인 분석(2009.4)	김우영·김현정
381	Are Structural Parameters of DSGE Models Stable in Korea?(2009.4)	Jiho Lee
382	Double Drain, Risk of Recession and Monetary Policy in Small Open Economies(2009.5)	Geun-Young Kim
383	A Way Forward for Asian Bond Market Development(2009.5)	Hong Bum Jang·Suk Hyun
384	개방경제의 실질소득지표에 대한 연구(2009.6)	김배근
385	실물·금융변수와 주택가격간 동태적 상관관계 분석(2009.6)	손종철
386	은행의 비이자영업 확대와 시스템 위험(2009.6)	김기호·윤성훈
387	2009년 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - The Credit Crisis: Theoretical Perspectives and Policy Implications(2009.6)	한국은행 금융경제연구원
388	낙인효과(stigma effect)와 자본이동성이 국채 CDS 프리미엄에 미치는 영향(2009.7)	김용복
389	Comparative Advantage and Labor Market Dynamics(2009.7)	Weh-Sol Moon
390	투자자의 시장심리를 반영한 자산가격 변동요인 분석(2009.8)	김윤영·이진수
391	주가와 채무구조 정보를 이용한 기업부문 신용리스크 측정(2009.8)	이승환
392	직접투자 유출입이 경기동조화에 미치는 영향(2009.8)	황광명



393	은행부문의 통화불일치 평가와 발생요인 분석(2009.8)	서영경·김근영
394	Covered Interest Rate Parity: A Model of Cournot Competition and Bargaining with Outside Option(2009.9)	Byoung-Ki Kim
395	The Determinants of Informal Sector and Their Effects on the Economy: the Case of Korea(2009.9)	Donghun Joo
396	산업간 지식전파효과 분석 : 사업서비스를 중심으로(2009.9)	김현정
397	우리나라 노동시장의 이력현상 분석(2009.9)	김웅
398	다부문 경제성장모형에 의한 수출주도형 성장전략 평가(2009.9)	김배근
399	최적필터(optimal filter)를 이용한 우리나라 주가지수의 확률변동성 및 점프 추출(2009.9)	윤재호
400	사회후생 극대화를 위한 국가채무 수준에 대한 연구(2009.10)	임진
401	중고령자의 은퇴결정요인 분석(2009.10)	손종철
402	금융 시스템리스크를 감안한 금융기관 자기자본 규제정책(2009.10)	서상원
403	Financial Integration in East Asia: Evidence from Stock Prices(2009.10)	Xiaodan Zhao-Yoonbai Kim
404	'Sleeping with the Enemy' or 'An Ounce of Prevention': Sovereign Wealth Fund Investments and Market Destabilization(2009.10)	April Knill-Bong-Soo Lee-Nathan Mauck
405	Fluctuations in Exchange Rates and the Carry Trade(2009.10)	Kyuil Chung-Oscar Jordà
406	실물경기변동모형에 의한 경기침체 요인분석(2009.11)	송승주
407	1930년대 세계대공황과 2008년 위기(2009.11)	양동휴
408	국내외 금융시장의 연계성 변화 분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로(2009.11)	유복근·최경욱
409	Global Economic Recession and East Asia: How Has Korea Managed the Crisis and What Has It Learned?(2009.11)	Yung-Chul Park
410	가구패널자료 접속을 통한 가계의 유동성제약 변화 연구(2009.11)	김기호
411	자본유출입의 경기순응성과 파급경로(2009.12)	송치영·김근영

412	기업 혁신역량 강화를 위한 기업지배구조의 모색(2009.12)	장지상·이근기
413	소비구조 변화가 산업구조에 미치는 영향 - 인구구조 변화를 중심으로(2009.12)	황상필
414	Macro Prudential Supervision in the Open Economy, and the Role of Central Banks in Emerging Markets(2010.2)	Joshua Aizenman
415	Risk-Factor Portfolios and Financial Stability(2010.2)	Gus Garita
416	신용마찰의 경제환경 하에서의 통화정책에 대한 연구(2010.2)	정용승
417	은퇴와 가계소비간 관계 분석(2010.2)	윤재호·김현정
418	Measuring Systemic Funding Liquidity Risk in the Interbank Foreign Currency Lending Market(2010.2)	Seung Hwan Lee
419	선물환시장의 효율성과 무위험금리차(2010.2)	황광명
420	금리정책 동조화의 경로 분석(2010.2)	임진·서영경
421	외국자본 유입이 경제성장에 미치는 영향(2010.3)	김승원
422	횡단면분포 특성을 이용한 기업의 경기반응 분석(2010.3)	김웅
423	경제성장과 사회후생간의 관계(2010.3)	강성진
424	불확실성이 설비투자 결정에 미치는 영향분석(2010.3)	홍성표
425	소득불평등과 경제성장의 관계: Cross-country 비교분석(2010.3)	손종철
426	글로벌 금융위기와 재정거래차익 - 한국의 사례(2010.4)	유복근
427	Local Sharing of Private Information and Central Bank Communication(2010.4)	Byoung-Ki Kim
428	조건부 도산확률을 이용한 은행부문의 시스템리스크 측정(2010.4)	이승환
429	Optimal Discretionary Policy vs Taylor Rule: Comparison under Zero Lower Bound and Financial Accelerator(2010.4)	Donghun Joo
430	개방경제의 금리기간구조 분석(2010.5)	박하일
431	확률적 프론티어 모형을 이용한 중요소생산성 국제비교: 기술적 효율성을 감안한 접근방법(2010.8)	정선영

432	인구 고령화와 금융자산선택: 미시자료 분석을 중심으로(2010.8)	이상호
433	창립 60주년 기념 한국은행 국제컨퍼런스 결과 - The Changing Role of Central Banks(2010.8)	한국은행 금융경제연구원
434	은행 예대금리 행태 분석(2010.8)	윤재호
435	Managing Openness: Lessons from the Crisis for Emerging Markets(2010.10)	Barry Eichengreen
436	환율동학에 대한 기대와 통화정책의 유효성(2010.10)	김근영
437	Wage Inequality and the Efficiency of Workers in Korea, 1965 - 2007(2010.10)	곽승영
438	은행의 레버리지 행태와 유동성 창출(2010.10)	이승환
439	Theories of International Currencies and the Future of the World Monetary Order(2010.11)	Hyoung-kyu Chey
440	Regional Economic Disparity, Financial Disparity, and National Economic Growth: Evidence from China(2010.11)	J. Peng, Bong-Soo Lee, G. Li and J. He
441	인플레이션 타게팅에 관한 최근 논의(2010.11)	김병기, 송승주
442	An Empirical Evaluation of Two Financial Accelerator Mechanisms: the Balance Sheets Effects of the Bank versus Those of the Firm(2010.11)	Donghun Joo
443	유동성위험과 금융규제간의 관계분석(2010.11)	강종구
444	외환보유액이 단기외채 유입에 미치는 영향(2010.11)	김승원
445	저출산·인구고령화의 원인에 관한 연구: 결혼결정의 경제적 요인을 중심으로(2010.11)	이상호, 이상현
446	우리나라 GDP 성장률과 인플레이션율의 특징(2010.12)	오금화

\* 금융경제연구 제1~200호의 발간목록은 제320호 이전 책자를, 제201~300호의 발간목록은 제421호 이전 책자를 참고하십시오.