저성장이 금리를 낮추는가?

이근영*

요약

본 연구에서는 1976년부터 2020년까지의 분기별 자료를 이용해 과연 경제성장률이 명목 또는 실질 단기금리와 어떤 관계를 갖고 있는지를 살펴보았다. 레짐스위칭 모형 추정결과 두 변수 간의 시변적인 동조화 확률은 전반적으로 높은 양(+)의 값을 가지나 외환위기 전후로 크게 하락한다. 인과관계분석에 따르면 GDP 성장률이 떨어지는 경우 외환위기기간을 제외하고는 금리가 하락하는데 금리 하락폭은 외환위기 이전 기간에 비해 외환위기 이후 기간에 훨씬 크며 통계적으로 유의적이다. 또한 동일한 크기의 충격에 대한 금리 하락폭은 외환위기 이후부터 코로나 사태 이전 기간 동안에 점차 커지는 경향을 보인다.

핵심용어: 동조화 확률, 레짐스위칭, 인과관계검정, TVP-VAR
JEL 분류기호: E4, E5

---

* 성균관대학교 경제학과 교수, e-mail: lky0614@skku.edu

Ⅰ. 서론

2000년대 들어 지난 반세기 동안 지속되어 왔던 고성장·고물가 시대가 저물고 본격적으로 저성장·저물가 시대가 도래하였다. 뿐만 아니라 글로벌 금융위기와 코로나 사태를 겪으면서 경제성장률이 급격히 떨어짐에 따라 금리 또한 대폭적으로 하락하고 있는데 이는 특정 나라에 한정된 사건이 아니라 전세계적인 현상으로 보인다. 우리나라의 경우도 외환위기와 글로벌 금융위기를 기점으로 1981년-1996년 사이에 각각 9.4%와 12.7%이었던 평균 실질 GDP 성장률과 명목 단기금리(IMF, money market rate)가 1999년-2007년 사이에는 6.3%와 4.3%, 2009년-2020년 사이에는 2.7%와 1.9%로 대폭 하락하였다. 뿐만 아니라 소비자물가상승률을 고려한 실질이자율 또한 동일한 기간 동안 각각 6.7%, 1.6%, 0.3% 수준으로 크게 하락하였다.

일반적으로 잘 알려진 새고전학파의 경제성장모형들에 따르면 자연이자율은 자연산출 성장률과 인과관계를 가지고 있음을 보여준다. 낮은 잠재성장률은 두 가지 주요경로를 통해 실질이자율에 영향을 미칠 수 있다. 먼저 낮은 잠재성장률은 투자수익률을 하락시킴으로써 투자수요를 낮춘다. 또한 저성장은 미래수입을 낮추기 때문에 미래지향적인 가계들로 하여금 덜 소비하고 더 많이 저축하도록 유도한다. 이와 같이 투자수요가 줄고 저축이 증가함에 따라 실질이자율은 하락하게 된다. 따라서 잠재산출이 떨어질수록 자연이자율은 하락하게 된다(Laubach and Williams, 2003).

한편 실증적인 연구들은 이러한 새고전학파 성장모형의 주장을 반드시 지지하는 것은 아니다. 예를 들어 Goldman Sacks(2014)는 1800년 초 이후 20개국에서 실질 1인당 GDP 성장이 실질 단기이자율에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본 결과 두 변수 간에 통계적으로 명확한 관계를 발견하지 못하였다. 또한 민간예측기관인 Blue Chip Economic Indicators는 기본적으로 잠재성장과 자연이자율 사이에 연계성이 없다고 본다. 뿐만 아니라 현실 세계에서는 다양한 요인들이 경제성장률보다 더 크게 이자율에 영향을 미치거나 경제성장률이 이자율에 미치는 영향을 상쇄할 수 있다. 기존 연구들에 따르면 통화 및 재정정책, 저축, 예상투자수익률, 주식수익률, 유가, 포트폴리오선호, 공공부채 등 다양한 국내 요인들이 이자율에 영향을 미친다고 한다. 예를 들어 테일러준칙에 따르면 GDP갭뿐만 아니라 인플레갭이 하락

하는 경우 통화정책당국은 이자율을 인하시킨다. 최근에는 무역이 자유화되고 자본시장이 개방됨에 따라 실질이자율이 글로벌 수준의 성장과 저축 및 투자 등에 의해 크게 영향을 받으며 이러한 해외요인의 영향력은 시간이 지날수록 증가하는 것으로 나타난다. 예를 들어 개방경제 하에서는 폐쇄경제와 달리 저축과 투자가 국내외에서 자유롭게 이루어짐에 따라 저축과 투자가 미래에 같을 필요가 없으며 국내이자율은 해외이자율에 의해 크게 영향을 받는다. 많은 실증적 연구들은 특정 국가의 이자율이 국내요인과 글로벌 요인에 의해 모두 영향을 받는 중간적 입장을 택하고 있다.

본 연구에서는 위에서 언급된 기존의 이론적 및 실증적 연구들을 바탕으로 자료가 이용 가능한 1976년부터 2020년까지의 분기별 자료를 이용해 우리나라의 경우 과연 경제성장률이 지난 45년 간 금리에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보고자 한다. 먼저 실질금리를 여러 가지 자료와 방법을 이용해 구한 다음 상관관계분석을 통해 경제성장률과 금리가 어떤 관계를 가지고 있는가를 살펴본다. 단순한 상관계수뿐만 아니라 시변적인 동조화 계수를 가진 Levia-Leon(2017)의 레짐스위칭 모형 등을 추정함으로써 두 변수 간의 동조화 확률이 시간이 흐름에 따라 어떻게 변하는가를 살펴본다. 또한 인과관계분석을 통해 경제성장률이 과연 금리에 영향을 미칠 수 있는지 여부, 또한 미친다면 그 영향력이 시간이 흐름에 따라 어떻게 변하는지를 분석하고자 한다. 인과관계분석은 Hill(2007)의 인과관계검정(causality test), 촐레스키 분해를 이용한 VAR 모형, Primiceri(2005)의 시변적인 파라미터(TVP: time varying parameter)를 가진 VAR 모형 등을 통해 이루어진다.

실증분석결과 실질 GDP 성장률과 명목 또는 실질 단기금리 간의 시변적인 동조화 확률은 전반적으로 높은 양(+)의 값을 가지나 외환위기 전후로 크게 하락한다. 또한 GDP 성장률에 하락 충격이 주어지는 경우 외환위기기간을 제외하고는 금리가 떨어지는데 금리 하락폭은 외환위기 이전에 비해 외환위기 이후 기간에 훨씬 크며 통계적으로 유의적이다. 뿐만 아니라 동일한 크기의 충격에 대한 금리 하락폭은 외환위기 이후부터 코로나 사태 이전 기간 동안에 점차 커지는 경향을 보인다.

본 연구는 모두 8개의 절로 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 경제성장률이 금리에 미치는 영향을 분석한 기존의 이론 및 실증적 연구들을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 경제성장과 금리 간의 관계에 관한 새고전학파 성장모형들을 소개한다. 제Ⅳ절에서는 분석에 사용되는 자료의 특성과 표본통계량에 대해 살펴본다. 제Ⅴ절에서는 경제성

장률과 금리 간의 상관관계 또는 동조화 확률에 대해 분석하고 제Ⅵ절에서는 이들 간의 인과관계에 대해 다양한 방법론을 통해 고찰해 보고자 한다. 제Ⅶ절에서는 실증분석들이 제시하는 정책적 시사점에 대해 논의한다. 제Ⅷ에서는 연구내용을 간단히 정리하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존 연구

이미 19세기에 스웨덴 경제학자 Wicksell이 실질금리결정이론을 제시하였으나 실질금리 결정요인에 관한 현대적인 실증분석들은 1980년대 초 디스인플레이션 정책으로 금리가 급증하던 시기에 시작되었다. Blanchard and Summers(1984)는 OECD 6개국에 초점을 맞춰 예상투자수익률, 저축, 통화정책, 포트폴리오 선호 등의 결정요인이 단기금리에 미치는 영향을 분석하였다. 그들은 1970년대 후반과 1980년대 초 미국의 실질금리가 높은 이유를 긴축통화정책과 생산성 증대 등과 같은 국제적인 요인을 가지고 설명하였다. Barro and Sala-i-Martin(1990)은 OECD 10개국의 단기금리에 초점을 맞춰 금리가 글로벌 투자수요와 바람직한 저축 사이의 상호작용에 의해 결정되는 글로벌 자본시장을 상정하고 글로벌 변수가 국내 실질금리를 결정하는 데 지배적인 역할을 하고 있음을 보여준다. Ford and Laxton(1995)은 OECD의 부채/GDP 비율이 단기금리의 중요한 결정요인인 반면 개별 국가의 부채변수는 대부분 경우 중요하지 않음을 보여준다. Orr, Edey, and Kennedy(1995)는 OECD 17개국에 대해 패널공적분 모형을 추정함으로써 외국금리와 재정적자나 경상수지와 같은 국내 요인들이 국내금리에 중요한 영향을 미침을 보여준다. Christiansen and Piggot(1997)는 OECD 10개국의 장기금리가 어느 정도 외국금리에 의해 영향을 받고 있는데 이러한 외국요인의 영향력은 시간이 지날수록 증가함을 보여준다. Desroches and Francis(2007, 2010)은 Barro and Sala-i-Martin(1990)의 모형을 확장시켜 인구의 연령구조, 유가, 정부재정수지 등의 중요한 영향력을 확인하였다. Brzoza-Brzezine and Cuaresma(2008)은 동태요인모형(dynamic factor model)을 이용하여 공통적인 세계요인들이 실질금리의 분산을 설명하는 비율이 50% 이상임을 보여주고 있다.

한편 Caroll and Summers(1991)와 Bosworth(2014)는 Goldman Sachs(2014)

와 마찬가지로 다수 국가들에 대한 자료를 사용하여 경제성장과 실질 단기금리 사이에 약한 양(+)의 관계가 있음을 보여준다.

Ⅲ. 이론모형

금리와 경제성장률 간의 관계에 대한 간단한 수식은 기술진보가 노동에 체화된 다음과 같은 콥-다글라스 생산함수를 가지고 살펴볼 수 있다.

$$Y = K^{\alpha}(NA)^{1-\alpha} \tag{1}$$

식 (1)에서 Y, K, N, A는 각각 산출, 자본, 노동, 기술진보를 나타내며 규모에 대한 보수불변을 보여준다. 한편 자본의 감가상각률과 저축률은 각각 δ와 s이며 노동성장률과 기술진보율은 각각 g_N과 g_A라고 가정한다. 폐쇄경제가정 하에서 모든 저축은 투자로 연결되어 자본축적과 경제성장을 가져온다. Solow(1956)의 새고전학파 성장모형이 보여주는 바와 같이 이런 가정 하에서 자본의 한계생산은 다음과 같다.

$$r = \alpha\frac{Y}{K} \tag{2}$$

균제상태(steady-state)에서 자본과 산출은 $g_N + g_A$로 성장하며 자본수익률은 다음과 같이 표시된다.

$$r = \alpha(\frac{g_N + g_A + \delta}{s}) \tag{3}$$

식 (3)에 따르면 장기에서 경제성장률과 감가상각률이 커질수록 자본수익률이 증가하는 반면 저축률이 증가할수록 자본수익률은 하락한다. 위의 수식은 저축률이 고정되어 있고 폐쇄경제 가정 하에서 도출된 결과이다.

Baker, DeLong, and Krugman(2005)은 Solow의 수식과 Diamond 모형, Ramsey 모형을 비교하고 있는데 Ramsey 모형이나 Solow 모형과 마찬가지로 Diamond의 중첩세대모형에서 경제성장률이 낮을수록 자본수익률이 떨어진다. 한편 Cutler, Porterba, Sheiner, and Summers(1990)는 Ramsey 모형을 이용해 모형 내에서 총저축률의 결정요인을 포함하도록 Solow 모형을 확장시켰다. Solow의 모형에서는 저축률이 고정되어 있는 반면 Ramsey 모형에서는 저축률이 조정되어 자본수익률이 인구성장률 변화에 따라 달라지지 않는다.

만약 폐쇄경제 가정을 배제하고 개방경제 가정 하에서 저축을 다른 나라에서 자유롭게 투자할 수 있도록 저축과 투자가 결정된다면 저축과 투자가 미래에 같을 이유가 없다. 저축과 투자 간의 차이는 경상수지 변화에 의해 흡수될 수 있다.

Ⅳ. 자료의 특성 및 기초통계량

1. 자료의 특성

본 연구에서는 IMF의 money market rate가 1976년 3분기부터 이용가능하기 때문에 분석기간은 1976년 3분기부터 2020년 4분기까지이며 표본크기는 178개이다. <그림 1>은 1976년 3분기부터 2020년 4분기에 걸친 계절변동조정 전기비 실질 GDP 성장률(OECD)과 money market rate의 추이를 보여주고 있다. money market rate 자료는 1997년 1분기부터 2020년 4분기까지의 경우 한국은행의 전체 무담보콜금리(한국은행 경제통계시스템 참조) 자료와 동일하며 그 이전 기간의 경우도 거의 유사하다. 따라서 본 연구에서는 이후부터 money market rate를 간단히 콜금리 또는 금리로 기술한다. <그림 1>에서 콜금리의 경우 분기별 GDP 성장률과의 비교를 위해 4로 나누어 표시되어 있다. 1997년 외환위기를 전후로 고성장·고금리 기간과 저성장·저금리 기간으로 구분해 볼 수 있으며 10.26 사태 이후 미국의 디스인플레이션 정책 시행 기간, 외환위기기간, 글로벌 금융위기기간 등을 제외하고는 전체적으로 GDP 성장률과 콜금리가 같이 움직이고 있음을 알 수 있다.

<그림 2>는 명목 및 실질 money market rate의 추이를 보여주고 있다. 피셔 방

정식에 따르면 실질금리(r)는 명목금리(i)에서 기대인플레이션(π^e)을 차감한 것으로 표시($r = i - \pi^e$)되는데 실질금리를 얻기 위해서는 관찰 불가능한 기대인플레이션 π^e을 추정하여야만 하는 문제가 있다. 고전학파의 완전예견가설에 따르면 $\pi = \pi^e$을 가정하나 현실에서는 이런 가정이 장기에서나 가능하다고 본다. 기존 연구들은 기대인플레이션에 대한 대용 변수로 Hodrick-Prescott(HP) 필터 또는 자기회귀모형을 통해 구한 자료, 인플레이션에 대한 국내외 기관의 서베이 자료, 물가연동국채(TIPS)와 국채 간의 금리차 등이 사용된다. 하지만 뒤의 두 가지 경우 표본기간을 포함하는 자료들을 얻을 수 없고 통상 5년간의 분기별 자료가 사용되는 자기회귀모형의 경우에는 우리나라의 경우 물가로서 소비자물가지수와 GDP 디플레이터를 각각 사용하는 경우 큰 차이가 있기 때문에 여기서는 HP필터를 이용한 경우를 살펴본다.[1] HP필터의 스무딩 파라미터로 분기별 자료의 경우 1,600과 16,000이 사용되고 물가 자료로는 소비자물가지수(*cpi*)와 GDP 디플레이터(def)가 사용될 수 있기 때문에 <그림 2>는 명목금리와 4가지의 실질금리들을 보여주고 있다. <그림 2>에서 점선으로 표시된 mmr은 명목 콜금리를 표시하며 가장 굵은 실선으로 표시된 mmr_real_cpi_1600은 기대인플레이션으로 소비자물가 상승률이 사용되고 HP필터의 스무딩 파라미터로 1,600이 시용된 경우의 실질금리를 표시한다. 여기서 실질금리는 분기별 인플레이션율에 4를 곱한 후 명목금리에서 빼서 구했다. <그림 2>는 명목금리뿐만 아니라 실질금리들도 비록 절대적 차이는 줄어들지만 1980년대부터 외환위기 이전 기간까지의 경우 외환위기 이후 기간의 경우보다 높음을 보여준다.[2] 실질금리들이 외환위기 이전 기간의 경우 큰 변동을 보일 뿐만 아니라 상호 간에도 큰 차이가 있는 반면 외환위기 이후 기간에는 상대적으로 안정적이고 유사한 변동을 보이고 있다.

2. 검정 및 기초통계량

(1) 단위근 및 공적분 검정

---

1) 그 밖에 Beveridge-Nelson 분해나 Regime-Dependent Steady-State 접근법 등을 통해서도 추세와 순환(trend and cycle)을 구분할 수 있다.

2) 기존연구들처럼 자기회귀모형을 5년씩 표본을 이동(rolling regressions)시켜 AIC 기준에 따라 추정해 얻은 소비자물가 상승률의 예측치를 통해 기대인플레이션을 구하는 경우에는 HP필터를 사용할 때와 비교해 실질금리에 큰 차이가 없다. 반면 소비자물가지수대신 GDP 디플레이터 상승률을 사용하는 경우에는 추정된 실질금리의 변동폭이 매우 크게 나타난다. 실제 인플레이션을 사용하는 경우에도 실질금리의 변동폭이 매우 크다.

<표 1>은 단위근(ADF) 검정결과를 보여주고 있다. <표 1>에서 ΔGDP와 i는 각각 실질 GDP 성장률과 명목 콜금리를 표시한다. 또한 $r_{1600}^{cpi}(r_{16000}^{cpi})$는 명목금리에서 소비자물가지수와 HP필터의 스무딩 파라미터로 1,600(16,000)을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시한다. 마찬가지로 $r_{1600}^{\mathrm{def}}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 GDP 디플레이터와 HP필터의 스무딩 파라미터로 1,600(16,000)을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시한다. 시차수가 2이고 추세를 포함하는 경우 ΔGDP와 명목 및 실질 금리들은 전체기간에 걸쳐 단위근을 갖고 있다는 귀무가설을 적어도 10% 수준에서 기각한다.[3)]

<표 2>는 Johansen 공적분 검정결과를 보여준다. 전체기간에 걸쳐 추세를 가진 경우 ΔGDP와 명목 또는 실질 금리 간에 공적분이 없다는 귀무가설은 시차수에 관계없이 모두 1% 수준에서 기각된다.

(2) 표본통계량

<표 3>은 기초통계량을 보여주고 있다. ΔGDP와 명목 콜금리 i의 전체기간에 걸친 평균은 1.512%와 8.620%이다. 콜금리의 경우는 연간 수익률을 나타낸다. 하지만 외환위기 이전 기간의 경우에는 각각 2.176%와 14.079%인 반면 외환위기 이후 기간에는 각각 1.024%와 3.049%로 하락한다. 실질금리들은 소비자물가지수를 사용한 경우에는 6%대에서 0.7%대로, GDP 디플레이터를 사용하는 경우 5%대에서 1.2%대로 하락한다. 표준편차는 외환위기 이전보다 이후에 크게 하락하며 전체기간의 경우 외환위기의 영향으로 GDP 디플레이터보다는 소비자물가지수를 사용하는 경우 더 크다. ΔGDP의 최고치는 7.703%로 우리나라 최초로 연간 경상수지흑자(128억 달러)가 100억 달러를 돌파했던 1988년 1분기에 달성되었으며 최저치는 -6.818%로 외환위기의 격화로 IMF의 고금리 정책 시행과 함께 자유변동환율제로의 이행 직후인 1998년 1분기에 기록되었다. 한편 명목금리의 최고치는 24.470%로 5.18 민주화운동이 일어나고 미국의 디스인플레이션 정책이 시행되었던 1980년

3) 뒤에서 살펴보는 바와 같이 경제성장률의 하락은 금리와 금리변화율을 모두 떨어드린다. 반면 본 연구에서는 더 이상 언급되지는 않지만 금리와 금리변화율에 대한 충격이 경제성장률에 미치는 영향은 분석기간이나 추정방법에 따라 다르게 나타난다.

2분기에 기록되었으며 최저치는 0.490%로 코로나 사태 발생 시기인 2020년 3분기에 일어났다. 실질금리들의 경우는 명목금리와 달리 최고치와 최저치가 각각 위기기간인 1998년 1분기와 2009년 2분기에 기록되었다. Ljung-Box 검정결과는 명목금리와 실질금리 모두 높은 계열상관관계를 갖고 있음을 보여준다.

Ⅴ. 상관관계 및 동조화 분석

1. 교차상관계수

동조화 확률이나 인과관계를 분석하기 전에 경제성장률과 금리 간의 상관관계를 살펴보고자 한다. <표 4>가 t시점에서의 금리와 4분기 이전(p=-4)부터 4분기 이후(p=4)까지의 실질 GDP 성장률 간의 교차상관계수 추정치를 보여주고 있다. 먼저 ΔGDP_{t+p}와 명목금리 i_t의 경우를 살펴보면 전체기간(1976:4-20202:4)의 경우 시차수 p에 관계없이 모두 통계적으로 유의적인 양(+)의 상관관계를 가지고 있으며 p의 절대값이 커질수록 양(+)의 상관관계가 더 커진다. 하지만 앞의 그림에서 살펴본 바와 같이 외환위기기간을 전후로 고성장·고금리 추세가 저성장·저금리 추세로 바뀌기 때문에 이를 고려해 전체기간을 외환위기 이전 기간(1976:4-1997:2)과 이후 기간(1999:1-2020:4)으로 구분해 보았다. 그 결과 외환위기 이후 기간에는 전체기간의 결과가 더 강력하게 나타나는 반면 외환위기 이전 기간에는 p에 관계없이 모두 음(-)의 상관관계를 가지고 있으며 p의 절대값이 커질수록 음(-)의 상관관계가 작아진다.

실질금리들의 경우에도 전체기간에 걸친 양(+)의 상관관계는 전반적으로 크게 다르지 않다. 소비자물가지수(cpi)를 사용하는 경우와 스무딩 파라미터로 1,600을 사용하는 경우가 각각 GDP 디플레이터(def)를 사용하는 경우와 스무딩 파라미터로 16,000을 사용하는 경우보다 양(+)의 상관관계가 더 크다. <표 4>는 특별히 HP필터링을 통해 구한 추세치를 사용한 $\Delta GDP^{trend}_{16000,t+p}$와 $i^{\mathrm{def},trend}_{16000,t}$의 상관관계도 보여주고 있는데 이 경우 교차상관계수들은 대부분 0.9를 초과한다. 분기별 대신 연별 자료를 이용하는 경우에는 교차상관계수들은 0.99로 거의 1대 1의 대응관계를 가지

고 있다. 외환위기 이전 기간(1976:4-1997:2)에는 실질금리들의 경우도 명목금리의 경우와 마찬가지로 p에 관계없이 모두 음(-)의 상관관계를 가지고 있으며 p의 절대값이 커질수록 음(-)의 상관관계가 작아진다. 하지만 외환위기 이후 기간(1999:1-2020:4)의 경우에는 p<0인 경우 상관계수가 양(+)의 값을 가지나 p≥0인 경우에는 명목금리의 경우와 다르게 작거나 음(-)의 값을 갖는다.

2. 동조화 분석

(1) 추정모형

여기서는 마코프 레짐스위칭 모형을 이용하여 경제성장률과 이자율 간의 동조화 확률이 어떻게 변하는가를 살펴보고자 한다. 먼저 실질 경제성장률($z_{y,t}$)과 실질 이자율($z_{r,t}$)이 각각 높은 국면에 있느냐 또는 낮은 국면에 있느냐를 보여주는 비관찰 상태변수($S_{j,t}$), 추가적인 파라미터 집합(Θ_t), 오차항(η_t) 등의 함수로 표시된다고 가정하자. 이런 가정 하에서 다음과 같은 AR(0)을 따르는 2변수 2국면 레짐스위칭 모형이 고려된다(참조: Hamilton, 1989; Hamilton and Owyang, 2012; Levia-Leon, 2017; Camacho, Caro, and Lopez-Buenache, 2020).[4)]

$$\begin{bmatrix} z_{y,t} \\ z_{r,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \theta_{y,0} + \theta_{y,1} S_{y,t} \\ \theta_{r,0} + \theta_{r,1} S_{r,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_{y,t} \\ \eta_{r,t} \end{bmatrix} \tag{4}$$

식 (4)에서 오차항 η_t는 정규분포 $N(0, \Sigma)$를 따르고 Σ는 다음과 같이 국면전환을 가진 분산-공분산 행렬이라고 가정하자.

$$\Sigma_t = \Sigma_0(1 - V_t) + \Sigma_1 V_t \tag{5}$$

V_t는 변동성 국면을 나타내는 비관찰상태변수이며 $S_{y,t}$와 $S_{r,t}$로부터 독립적이라고 가정한다. 식 (4)에서 상태변수 $S_{j,t}$가 0인 경우라면 $z_{j,t}$는 평균이 $\theta_{j,0}$와 동일한 국

4) AR(0)을 사용하는 이유와 정당성에 대해서는 Levia-Leon(2017) 참조.

면 0에 있지만 $S_{j,t}$가 1인 경우라면 $z_{j,t}$는 평균이 $\theta_{j,0}+\theta_{j,1}$과 같은 국면 1에 있다. 마찬가지로 식 (5)에서 V_t=0이라면 η_t는 공분산 행렬 Σ_0을 가진 국면 0에 있는 반면 V_t=1이라면 η_t는 공분산 행렬 Σ_1을 가진 국면 1에 있다.

만약 경제성장률과 이자율의 움직임이 완전히 독립적인 경우 $S_{y,t}$와 $S_{r,t}$는 아래 식 (6)과 같이 독립적인 과정을 따르는 반면 완전히 동조화되어 있는 경우 양 변수의 국면은 아래 식 (7)이 보여주는 바와 같이 동일하다($S_{y,t}$=$S_{r,t}$=S_t).

$$\Pr(S_{y,t}=k_y,\ S_{r,t}=k_r,\ V_t=k_V)=\Pr(S_{y,t}=k_y)\Pr(S_{r,t}=k_r)\Pr(V_t=k_V) \tag{6}$$

$$\Pr(S_{y,t}=k_y,\ S_{r,t}=k_r,\ V_t=k_V)=\Pr(S_t=k)\Pr(V_t=k_V) \tag{7}$$

한편 Levia-Leon(2017)는 양 변수의 국면이 동조화 국면에 있을 때 1인 반면 독립적인 국면에 있을 때는 0인 값을 갖는 새로운 잠재변수 C_t을 도입하였다. 상태변수 $S_{y,t}$, $S_{r,t}$, V_t뿐만 아니라 잠재변수 C_t는 각각 2국면 마코프체인에 따라 전개되며 2국면 마코프체인의 전이확률은 다음과 같다.

$$\Pr(S_{j,t}=k_j|\,S_{j,t-1}=l_j)=P_{j,kl},\ k,l=0,1 \tag{8}$$

$$\Pr(V_t=k_V|\,V_{t-1}=l_V)=P_{V,kl},\ k,l=0,1 \tag{9}$$

$$\Pr(C_t=k_C|\,C_{t-1}=l_C)=P_{C,kl},\ k_C,l_C=0,\ 1 \tag{10}$$

여기서는 2국면을 갖는 $S_{y,t}$, $S_{r,t}$, V_t, C_t가 서로 다른 국면을 통해 취할 수 있는 가능한 조합이 16개 국면이기 때문에 새로운 비관찰상태변수 $S_{yr,t}^{VC}$는 다음과 같이 표시된다.

$$S_{yr,t}^{VC}= \tag{11}$$

$$
\begin{aligned}
&1,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=0,\ V_t=0,\ C_t=0\\
&2,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=1,\ V_t=0,\ C_t=0\\
&3,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=0,\ V_t=0,\ C_t=0\\
&4,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=1,\ V_t=0,\ C_t=0\\
&5,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=0,\ V_t=1,\ C_t=0\\
&6,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=1,\ V_t=1,\ C_t=0\\
&7,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=0,\ V_t=1,\ C_t=0\\
&8,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=1,\ V_t=1,\ C_t=0\\
&9,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=0,\ V_t=0,\ C_t=1\\
&10,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=1,\ V_t=0,\ C_t=1\\
&11,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=0,\ V_t=0,\ C_t=1\\
&12,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=1,\ V_t=0,\ C_t=1\\
&13,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=0,\ V_t=1,\ C_t=1\\
&14,\ \text{if}\, S_{y,t}=0,\ S_{r,t}=1,\ V_t=1,\ C_t=1\\
&15,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=0,\ V_t=1,\ C_t=1\\
&16,\ \text{if}\, S_{y,t}=1,\ S_{r,t}=1,\ V_t=1,\ C_t=1
\end{aligned}
$$

$S_{y,t}$와 $S_{r,t}$의 결합동학은 식 (6)의 완전 독립적인 경우와 식 (7)의 완전 동조화된 경우를 가중 평균한 것으로 다음과 같이 표시된다.

$$
\begin{aligned}
&\Pr(S_{y,t}=k_y,\ S_{r,t}=k_r,\ V_t=k_V)=\Pr(C_t=1)\Pr(S_t=k)\Pr(V_t=k_V)\\
&+(1-\Pr(C_t=1))\Pr(S_{y,t}=k_y)\Pr(S_{r,t}=k_r)\Pr(V_t=k_V) \qquad (12)
\end{aligned}
$$

동조화 확률이 상수인 Bengoechea, Camacho, and Perez-Quiros(2006)의 경우와 달리 식 (12)에서 $\Pr(C_t=1)=\tau_t$는 시간에 따라 변한다.

(2) 추정결과

<표 5>는 동조화 확률이 시변적인 Levia-Leon(2017)의 2변수 2국면 마코프 스위칭 모형을 베이지언 추정법을 이용해 추정한 결과를 보여준다.[5] 여기서는 Camacho et al.(2020)의 경우처럼 전이확률의 사후분포를 추출하는 과정에서 베타 분포의 하이퍼 파라미터로 $u_{m,00}$=8,000, $u_{m,01}$=2,000, $u_{m,10}$=1,000, $u_{m,11}$=9,000($m=P_y, P_r, P, P_V, P_c$) 등이 사용된다. 12,000번의 표본을 추출한 후 사전분

5) <부록 A>가 Hamilton(1989)의 2변수 레짐스위칭 모형의 가장 간단한 경우로서 독립적인 레짐변수가 1개이고 국면이 2개인 경우(식 (11)에서 1국면과 4국면만 존재하는 경우)를 최우추정법으로 추정한 결과를 보여주고 있다.

포의 영향을 최소화를 위해 앞의 2,000개 표본은 버리고 나머지 10,000개의 표본을 이용해 평균과 표준편차를 구하였다.

먼저 ΔGDP와 i가 사용되는 경우 $\theta_{y,0}$와 $\theta_{y,1}$ 추정치 평균은 각각 1.020%와 1.243%로 경제성장률이 낮은 국면의 평균은 1.020%인 반면 높은 국면의 평균은 2.263%($\theta_{y,0}+\theta_{y,1}$)이다. 경제성장률이 낮은 국면에서 낮은 국면으로 전이될 확률($P_{y,00}$)은 0.802인 반면 높은 국면에서 높은 국면으로 전이될 확률($P_{y,11}$)은 0.901이다. 한편 명목금리가 낮은 국면의 평균은 3.022%인 반면 높은 국면의 평균은 13.169%($\theta_{r,0}+\theta_{r,1}$)이다. 명목금리가 낮은 국면에서 낮은 국면으로 전이될 확률($P_{r,00}$)은 0.802인 반면 높은 국면에서 높은 국면으로 전이될 확률($P_{r,11}$)은 0.901이다. 또한 ΔGDP와 i의 변동이 함께 낮은 국면에서 낮은 국면으로 이행할 확률(P_{00})은 0.802인 반면 높은 국면에서 높은 국면으로 이행할 확률(P_{11})은 0.901이다. 한편 ΔGDP와 i의 변동이 독립적인 국면에서 독립적인 국면으로 이행할 확률($P_{C,00}$)은 0.800인 반면 동조화 국면에서 동조화 국면으로 이행할 확률($P_{C,11}$)은 0.900이다. $\sigma^2_{y,0}$, $\sigma^2_{r,0}$, $\sigma_{yr,0}$ 추정치의 평균은 각각 0.680, 0.239, 1.805인 반면 $\sigma^2_{y,1}$, $\sigma^2_{r,1}$, $\sigma_{yr,1}$ 추정치의 평균은 각각 6.097, -3.700, 24.352이다. 또한 ΔGDP와 i의 변동성이 낮은 국면에서 낮은 국면으로 이행할 확률($P_{V,00}$)은 0.801인 반면 높은 국면에서 높은 국면으로 이행할 확률($P_{V,11}$)은 0.900이다. 모든 파리미터 추정치들이 적어도 10% 수준에서 유의적임을 보여준다. 명목금리대신 실질금리를 사용하는 경우에는 $\sigma_{yr,0}$의 추정치 평균이 통계적 유의적이지 않다는 점을 제외하고는 추정결과가 크게 다르지 않다.

<그림 3>은 P_{00}의 추정치를 보여주고 있다. ΔGDP와 i의 변동이 함께 낮은 국면에서 낮은 국면으로 이행할 확률인 P_{00}은 식 (11)에서 비관찰 상태변수 $S^{VC}_{yr,t}$가 1, 5, 9, 13일 때 각각의 확률을 매기마다 더한 것으로 표시된다. 상대적으로 r^{def}_{16000}을 사용하는 경우 1980년대 P_{00}의 추정결과가 다른 금리들과 다르다. 일반적으로 어떤 금리를 사용하느냐와 관계없이 외환위기를 기점으로 그 이전에는 경제성장률과 금리가 함께 낮을 수준에 있을 확률이 0에 가까운 반면 이후에는 1에 근접해 있음을 알 수 있다. <그림 4>는 동조화 확률 $\Pr(C_t=1)=\tau_t$의 추정치를 보여주고 있다.

동조화 확률은 ΔGDP와 i가 사용되는 경우 1970년대부터 1995년까지 대략 0.6에서 0.7 사이에서 횡보하다가 1996년부터 크게 하락한다. 하지만 1999년 4분기부터 다시 급격한 상승세로 돌아서서 2004년에 0.7 이상으로 상승한 후 상대적으로 완만하게 상승한다. 2011년에 0.8 이상으로 상승하다가 2019년 3분기부터 다시 0.8 이하로 하락한다.[6] 실질금리를 사용하는 경우에도 r_{16000}^{def}의 경우 1980년대 중반 크게 하락하는 것을 제외하면 동조화 확률은 대략적으로 유사하게 움직인다.[7]

Ⅵ. 인과관계분석

1. Hill(2007)의 3변수 인과관계검정

일반적으로 간단한 추정모형의 경우 새로이 통제변수를 추가될 때 이전의 성립했던 인과관계가 급격하게 줄어드는 경우를 종종 경험하게 된다. 뿐만 아니라 이미 서론에서 살펴본 바와 같이 세계경제가 글로벌화 됨에 따라 국내금리가 해외금리와 같은 해외변수들에 의해 크게 영향을 받을 가능성이 커진다. 한 예로 우리나라 자본시장이 개방된 이후 기간에 대한 2변수 분석에 따르면 코스피가 상승하면 원/달러환율이 통계적으로 유의적인 하락을 보이지만 미국주가가 추가되는 경우 미국주가가 원/달러환율에 크게 영향을 미치는 반면 코스피의 영향은 상당히 줄어든다. 변수생략에 따른 이런 문제들을 고려하기 위해 여기서는 Hill(2007)의 3변수 인과관계검정을 통해 GDP 성장률이 금리에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보고자 한다.[8]

<표 6>은 전체기간에 걸쳐 GDP 성장률과 국내금리 외에 미국금리(IMF의 money market rate)가 사용된 3변수 인과관계 검정결과를 보여주고 있다. 먼저 X, Y, Z으로 각각 i, i^{us}, ΔGDP가 사용된 경우 $Y \nRightarrow (X,\ Z)$는 i^{us}가 동시에 i와

---

6) ΔGDP^{us}와 i^{us}의 경우에는 P_{00}가 1976-1990, 1995-2000, 2005-2006 기간 동안에 10% 이하이다. 또한 동조화 확률은 1990년대 전반부와 2000년대 중반부를 제외하고는 0.65-0.75 사이에서 전반적으로 상승하는 추세이다. 한편 i^{us}와 i의 경우에는 P_{00}가 외환위기 이후 기간에는 1에 가까우며 동조화 확률은 1990년대 초에 0.4까지 급격히 하락하나 이후 상승추세로 전환되어 2010년대 이후에는 0.85까지 올라간다.

7) 본문에서는 베타분포의 하이퍼 파라미터로 Camacho et al.(2020)를 따라 실제 추정결과 일관성과 신뢰성이 보다 높아 보이는 $u_{m,00}$=8,000, $u_{m,01}$=2,000, $u_{m,10}$=1,000, $u_{m,11}$=9,000 등이 사용된다. Levia-Leon(2017)의 경우처럼 $u_{m,00}$=8, $u_{m,01}$=2, $u_{m,10}$=1, $u_{m,11}$=9 등을 사용한 추정결과는 <부록 B>를 참조하길 바란다.

8) 2변수 인과관계검정에 대해서는 <부록 C>를 참조 바란다.

ΔGDP에 영향을 주지 못한다는 귀무가설을 나타내며 (Y, Z) $\nRightarrow$ X는 i^{us}와 ΔGDP가 동시에 i에 영향을 주지 못한다는 귀무가설인데 검정결과 이 귀무가설은 두 경우 다 1% 유의수준에서 기각된다. $Y \nRightarrow X$와 $Y \nRightarrow Z$는 각각 i^{us}가 i 또는 ΔGDP에 영향을 주지 못한다는 귀무가설을 의미하며 앞의 경우와 마찬가지로 이 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각된다. 마지막으로 $Z \nRightarrow X$는 ΔGDP가 i에 영향을 주지 못한다는 귀무가설인데 이 귀무가설은 10% 수준에서 기각된다. 여기서 시차수는 AIC 기준에 따라 2가 선택되었다. 실질금리들의 경우에는 $Y \nRightarrow$ (X, Z), (Y, Z) $\nRightarrow X$, $Y \nRightarrow X$, $Y \nRightarrow Z$ 등 앞의 4가지 경우에는 귀무가설이 대부분 기각을 당하나 $Z \nRightarrow X$의 경우는 그렇지 못하다. 하지만 금리변수로 차분변수가 사용되는 경우에는 이 또한 기각된다. 전체기간을 외환위기를 기준으로 둘로 나누는 경우 외환위기 이전 기간의 경우에는 미국금리와 ΔGDP가 명목이든 실질이든 국내금리에 크게 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 반면 외환위기 이후 기간에는 Z (ΔGDP) $\nRightarrow$ X(실질금리)의 귀무가설이 어떤 실질금리를 사용하는가에 관계없이 10% 수준에서 기각된다.[9)]

단기금리는 해외금리와 같은 글로벌 변수나 경제성장률뿐만 아니라 테일러 준칙에 대한 실증분석결과에 따르면 인플레이션에 의해서도 영향을 받는다(예: Lee, 2018). 따라서 <표 7>은 전체기간에 걸쳐 i^{us}대신 인플레이션이 사용된 3변수 인과관계 검정결과를 보여준다. i, π^{cpi}, ΔGDP의 경우 (π^{cpi}, ΔGDP) $\nRightarrow i$, $\Delta GDP \nRightarrow i$ 등의 귀무가설은 적어도 5% 유의수준에서 기각된다. 실질금리를 사용하는 경우 $\Delta GDP \nRightarrow r$의 귀무가설은 HP필터의 스무딩 파라미터로 16,000을 사용하는 경우에는 10% 수준에서 기각되나 1,600을 사용하는 경우에는 그렇지 못하다. 이 경우에도 기간을 외환위기 이전 기간과 이후 기간으로 구분하는 경우 미국금리를 사용할 때와 마찬가지로 외환위기 이후 기간에 GDP 성장률이나 인플레이션이 금리에 영향을 미치지 못한다는 귀무가설이 기각될 확률이 크게 증가한다.

이 인과관계검정은 좀 더 정확하게 살펴보기 위해서는 외환위기기간과 글로벌 금융위기기간 등에 더미를 사용하거나 추세항을 추가한 경우들을 추정하는 것이 필요하나 지면절약상 이러한 추정은 다음 VAR 분석에서 살펴보기로 한다. 또한 Hill(2007)의 경우처럼 rolling regressions을 통해 단순히 인과관계 검정결과가 시

9) <표 D1>과 <표 D2>가 각각 외환위기 이전 기간(1976:4-1997:2)과 외환위기 이후 기간(1999:1-2020:4)의 3변수 인과관계 검정결과를 보여준다.

간이 흐름에 따라 어떻게 변하는가를 살펴볼 수 있으나 본 연구에서는 이 방법대신 TVP VAR을 통해 시간이 흐름에 따라 경제성장률이 금리에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가를 분석하기로 한다.

2. VAR 추정 및 충격반응

(1) 촐레스키 분해를 이용한 VAR 추정

이미 앞에서 언급한 바와 같이 전체 표본기간 동안 금리가 전반적으로 국면전환을 보일 뿐만 아니라 하강하는 추이를 보이고 있으며 외환위기와 글로벌 금융위기 등과 같은 예외적인 사건들에 의해 크게 변동하고 있다. 또한 금리는 경제성장률 외에도 부분조정모형들이 보여주는 바와 같이 과거의 금리 수준에 의해 크게 영향을 받을 뿐만 아니라 외국금리, 외국의 경제성장률, 물가상승률, 경상수지 등 다양한 다른 변수들에 의해서도 영향을 받는다. 뿐만 아니라 경제성장률이 금리에 영향을 주는 것이 아니라 오히려 금리가 경제성장률에 영향을 주는 역의 인과관계가 발생할 가능성도 크다. 따라서 여기서는 먼저 이러한 여러 가지 복잡한 상황을 한꺼번에 고려할 수 있는 다음과 같은 VAR 모형을 통해 경제성장률이 금리에 어떤 영향을 동태적으로 미치는가를 살펴보고자 한다.

$$z_t = \beta_0 + \beta_T T + \beta_D D_t + \sum_{j=1}^{q} \beta_j z_{t-j} + \epsilon_t = x_t b + A^{-1} \Psi^{1/2} \nu_t \tag{13}$$

식 (13)에는 추정결과가 크게 왜곡되는 것을 줄이기 위해 추세항(T)뿐만 아니라 금리와 경제성장률이 크게 변동을 보인 기간인 1979:3-1980:4, 1997:4-1998:2, 2008:4-2009:1, 2020:1-2020:4에는 1인 반면 나머지 기간에는 0인 더미변수(D_t)가 사용된다.[10] 분석대상변수인 금리와 GDP 성장률 외에 통제변수로는 미국금리, 미국 GDP 성장률, 물가상승률, 경상수지/GDP 등이 고려된다.[11] 본문에서는 전체적인 논문의 일관성과 간결성을 위해 미국의 money market rate, ΔGDP, π^{cpi}, 한

10) 분석의 복잡성을 피하기 위해 각자의 위기더미를 사용하지 않고 한 개의 더미로 통합해서 사용하였다.
11) 개방경제 하에서 저축과 투자가 미래에 같을 이유가 없으며 저축과 투자 간의 차이는 경상수지 변화에 의해 흡수될 수 있기 때문에 경상수지/GDP 비율이 통제변수로 사용된다.

국의 money market rate 등의 순서로 구성된 4변수 VAR 모형이 추정되며 시차수는 AICC 기준에 따라 4를 선택하였다. $x_t' = I_4 \otimes [1, T, D_t, z_{t-1}, \cdots, z_{t-4}]$이며 파라미터 b는 식 (13)의 모든 계수들을 벡터로 나타낸 것이다. 구조형 및 축약형 공분산행렬은 각각 $E(\nu_t \nu_t') = I_4$, $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Omega = A^{-1} \Psi A^{-1\prime}$로 표시된다.

<표 8>은 4변수 VAR(4) 모형의 추정결과 중 지면절약을 위해 금리변수의 추정결과만을 보여주고 있다. 먼저 명목금리가 사용되는 i^{us}, ΔGDP, π^{cpi}, i의 경우 ΔGDP 파라미터 추정치는 시차에 관계없이 모두 양(+)의 값이며 1분기와 4분기 전의 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 통제변수들을 고려하더라도 GDP 성장률이 하락하면 명목금리는 같이 떨어진다. 부분조정모형의 경우처럼 과거의 금리가 현재의 금리에 가장 크고 유의적인 영향을 미친다. <표 8>에서 Δi^{us}, ΔGDP, π^{cpi}, Δi의 경우는 금리로 수준변수가 아닌 차분변수($\Delta i_t = i_t - i_{t-1}$)가 사용된 경우인데 ΔGDP 파라미터 추정치와 통계적 유의성이 수준변수를 사용한 경우보다 조금 더 큰 것으로 나타났다. 이는 GDP 성장률이 하락하는 경우 시차를 두고 명목금리의 하락이 가속화됨을 의미한다. 또한 명목금리대신 실질금리들을 사용하는 경우에도 ΔGDP 파라미터 추정치는 시차에 관계없이 모두 양(+)의 값이며 1분기와 4분기 전의 경우 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 추세항의 경우 한 가지 경우만 10% 수준에서 통계적으로 유의적인데 일반적으로 시차수가 커질수록 추세항 추정치의 유의성은 떨어진다. 더미변수의 추정치는 모두 양(+)의 값을 가지며 1% 수준에서 통계적으로 유의적인데 이는 외환위기 당시 IMF의 고금리 정책에 기인하는 것으로 보인다.

<그림 5>는 위의 추정결과를 바탕으로 ΔGDP가 1%p 하락하는 충격이 주어졌을 때 금리의 누적반응을 보여주고 있다. <그림 5>에서 실선은 ΔGDP의 반응을 보여주며 실선 상하의 점선은 몬테칼로 시뮬레이션을 통해 구한 추정치±1 표준편차를 보여준다. i^{us}, ΔGDP, π^{cpi}, i의 경우 전체기간에 걸쳐 ΔGDP가 1%p 떨어질 때 i는 24분기 후에 1.614%p 하락한다. r^{cpi}_{1600}, r^{cpi}_{16000}, r^{def}_{1600}, r^{def}_{16000}의 경우에는 각각 1.530%p, 1.975%p, 1.415%p, 1.815%p 하락한다. 한편 Δi의 경우에는 0.203%p 하락하는데 이는 명목금리의 하락이 가속화됨을 의미한다. <그림 5>는 기간을 외환위기 이전 기간(1976:4-1997:2)과 이후 기간(1999:1-2020:4)으로 구분한 경우도 보여주고 있다. 앞에서 이미 살펴본 바와 같이 외환위기 이전 기간에는 전체기간이

나 외환위기 이후 기간과 달리 ΔGDP 하락 충격에 대한 금리들의 반응이 매우 작고 유의적이지 못하다.

4변수대신 2변수 또는 3변수는 물론 국내외 통제변수로 미국 GDP 성장률, 경상수지/GDP 등을 포함하여 5변수 또는 6변수 VAR을 추정하는 경우에도 4변수의 경우와 마찬가지로 ΔGDP가 떨어질 때 명목금리 또는 실질금리들은 하락한다.

(2) TVP VAR 추정

지금까지 앞에서 살펴본 파라미터가 상수인 모형들의 경우 외환위기 이전 기간에는 ΔGDP와 금리 간의 상관관계나 인과관계가 명확하게 양(+)의 관계가 아닌 반면 동조화 확률이 시변적인 레짐스위칭 모형의 경우에는 시변적인 양(+)의 관계를 가진 것으로 나타났다. 따라서 여기서는 마지막으로 Primiceri(2005)의 시변적인 파라미터를 가진 4변수 VAR(1) 모형을 이용해 충격반응분석을 살펴보고자 한다.

앞에서 파라미터가 상수인 축약형 4변수 VAR 모형의 충격반응분석에서는 먼저 식 (13)을 최소자승법으로 추정한 다음 촐레스키 분해를 통해 구조형 VAR의 동시기적인 인과관계를 나타내는 파라미터 A을 도출한 후 이를 이용해 ΔGDP 충격에 대한 금리의 반응을 살펴보았다. 여기서는 식 (13)에서 추세항과 위기더미변수가 제외된 경우를 분석하는데 파라미터 b_t, 하방삼각행렬 A_t, 대각행렬 Ψ_t가 각각 상수가 아니라 추세를 갖지 않은 랜덤웍을 따르며 이들의 오차항 벡터들은 결합정규분포를 갖는다고 가정한다. 추정방법으로는 추정상의 어려움 때문에 시차수는 1로 하고 베이지언 추정방법을 통해 추정하며 20,000번의 반복 시뮬레이션을 통해 얻은 결과 중 앞의 19,500개 추정결과는 버리고 나머지 500개의 결과를 이용해 1%p ΔGDP 하락 충격에 따라 금리가 어떠한 동태적인 반응을 보이는지 살펴보았다.

<그림 6>은 ΔGDP가 1%p 하락하는 경우 각 명목금리 또는 실질금리가 매 분기별로 시간이 흐름에 따라 얼마나 떨어지는가를 보여주고 있다. <그림 6>은 금리의 반응이 기간에 따라 크게 차이가 남을 보여준다. 특히 외환위기기간 동안에 다른 기간과 달리 금리가 크게 상승함을 알 수 있는데 이는 선형 모형의 경우에는 추정결과가 크게 왜곡될 수 있음을 의미한다. 한편 외환위기 이전 기간보다는 이후 기간에 금리가 크게 하락하며 이 하락폭은 최근에 올수록 더욱 커짐을 알 수 있다. 금리변수로 차분변수 Δi가 사용된 경우에는 외환위기 이전 기간에도 기간에 따라

금리변화율이 크게 하락함을 보여준다. 외환위기 이후에는 금리변화율의 하락이 가속화되다가 코로나 사태 이후 그 가속화가 줄어들었다.[12)]

Ⅶ. 정책적 시사점

실증분석결과 새고전학파의 주장처럼 경제성장률이 떨어지는 경우 금리가 하락한다. 파라미터가 상수인 경우뿐만 아니라 시변적인 경우 모두 외환위기 이전 기간에 비해 외환위기 이후 기간 동안에 경제성장률 하락 충격에 금리가 명목금리이든 실질금리이든 더 크게 떨어진다. 이는 1997년 12월 31일 한국은행법 6차 개정에 따라 이전의 통화량목표에서 물가안정을 단일 최종목표로 변경하고 1999년 5월부터 콜금리를 운용목표로 공개하는 통화정책의 대전환과 관련이 있어 보인다. 하지만 6차 한국은행법 개정 이전에 통화가치의 안정(제3조 1항)과 함께 규정되어 있었던 경제발전 조항(제3조 2항)이 6차 개정으로 빠졌음에도 불구하고 경제성장률과 금리가 개정 이후 더 밀접한 양의 관계를 갖고 있다는 점은 법조문에 관계없이 테일러 준칙이 보여주는 것처럼 중앙은행이 항상 성장률에 관심을 갖고 운용수단을 사용하고 있음을 의미한다.

한편 2000년대 들어 경제성장률 하락이 점점 더 크게 금리를 하락시킨다는 실증분석결과는 잠재성장률이 지속적으로 하락하는 상황에서 통화정책과 관련하여 중요한 의미를 함축하고 있다. 성장률이 낮아질수록 금리가 더 많이 하락하는 경우 금리가 제로 수준에 가까워짐에 따라 영의 하한(zero lower bound) 문제에 직면하게 된다. 이 경우 총수요곡선이 우하향 하는 것이 아니라 우상향함에 따라 경기의 자동조정기능이 상실되고 방치하는 경우 경기침체가 더 심화되는 악순환에 빠지게 된다. 이와 같은 상황에서 미국과 같은 선진국들은 양적완화 또는 신용완화, 선제적 안내를 통한 기대의 관리 등과 같은 비전통적인 통화정책을 통해 이 난국을 헤쳐

12) Δi^{us}, ΔGDP, π^{cpi}, Δi의 경우 선형 VAR 모형에서 Δi^{us}의 1%p 하락 충격에 대한 Δi의 누적반응은 외환위기 이전 기간에는 -0.31%p에서 이후 기간에는 -1.20%p로 장기적으로 하락폭이 커진다. TVP VAR 모형에서는 Δi의 누적반응이 최근 기간으로 올수록 -0.3%p에서 -1.0%p로 장기적으로 커진다. 한편 Δi^{us}의 경우와 달리 VAR 모형에서 π^{cpi}의 1%p 하락 충격에 대한 Δi의 누적반응은 외환위기 이전 기간에는 -0.23%p에서 이후 기간에는 -0.10%p로 장기적으로 하락폭이 작아진다. TVP VAR 모형에서 Δi의 누적반응은 최근 기간으로 올수록 -0.20%p에서 -0.10%p로 장기적으로 작아진다. 세계경제가 글로벌화되고 물가가 안정됨에 따라 글로벌 변수의 영향은 커지는 반면 인플레이션의 영향은 작아진다.

나간 반면 원/달러화가 기축통화가 아닐 뿐만 아니라 소규모 개방경제인 우리 경제가 이런 정책들을 과연 큰 부작용 없이 실행할 수 있는지는 미지수이다.

경제정책을 결정하는 경우 잠재성장률 또는 자연성장률을 측정하는 문제가 매우 중요한 사안이다. 한 예로 테일러 준칙에 따르면 정책금리는 산출갭과 인플레이션 갭에 의해 결정되는데 산출갭은 실제 산출과 잠재산출과의 차이로서 표시된다. 잠재산출은 통상 생산함수모형, 준구조모형(Laubach and Williams, 2003), 다변량필터링모형, HP필터링 등을 통해 추정된다.[13] 이들 모형에서 사용되는 필립스곡선뿐만 아니라 오쿤의 법칙은 우리나라의 경우 미국이나 유럽 등에 비해 약한 연결고리를 갖고 있으며 HP필터링은 표본의 종료점에 편의가 발생하는 문제에 직면할 가능성이 크다. 특히 우리나라의 경우 급격한 인구 증가율 감소와 고령인구 증가, 2000년대 후반 이후 순채권국가 또는 순대외자산국으로 전환됨에 따른 대규모 해외투자 증가 등으로 선진국들에 비해 잠재성장률의 하락폭이 크기 때문에 잠재성장률이 실제보다 높게 추정될 가능성이 크다. 이 경우 추정된 산출갭의 하락폭이 커지고 정책금리가 더 크게 인하됨에 따라 실증분석이 보여주는 것처럼 GDP 성장률 하락이 2000년대 이후 최근으로 올수록 금리를 더 크게 떨어뜨리고 있지 않나 하는 추측을 해 볼 수 있다. 이근영(2020)과 최근의 인플레이션 현상이 보여주는 바와 같이 소규모 개방경제인 우리나라의 인플레이션은 글로벌 인플레이션에 의해 크게 영향을 받는다. 따라서 국내금리의 변경을 통해 국내 인플레이션을 통제하는 것은 마찬가지로 쉽지 않다. 게다가 기대인플레이션이 일정한 경우 테일러 준칙에 따르면 금리를 인상해야 하는데 이 경우 스테그플레이션에 봉착할 확률이 증가한다.

간단히 정리하면 우리나라와 같이 잠재성장률이 급격히 하락하는 소규모 개방경제의 경우 중앙은행이 정책금리 변경을 통해 경제성장과 물가안정을 이룩하는 것은 미국과 같은 대국들에 비해 훨씬 난해한 과제인 것으로 보인다. 자칫 급격한 금리 인하정책은 주택가격 상승뿐만 아니라 주택담보대출을 통한 가계부채 증대 등을 통해 사회 및 금융 불안을 초래할 가능성이 크다. 중앙은행은 특정 이해관계집단보다는 전체 국민들의 후생수준을 극대화 하는 방향으로 물가안정과 금융안정, 그리고 경기변동 완화를 위한 정책적 노력을 게을리 하지 말아야 할 것이다.

13) 주 1) 참조.

Ⅷ. 요약 및 결어

본 연구에서는 1976년부터 2020년까지의 분기별 자료를 이용해 과연 경제성장률이 지난 45년 간 금리에 어떤 영향을 미쳤는가를 살펴보았다. 먼저 실질금리를 어떤 방법과 자료로 측정하느냐에 따라 실질금리들이 외환위기 이전 기간의 경우 큰 차이를 보이는 반면 외환위기 이후 기간에는 상대적으로 유사하게 움직임을 보여준다. 한편 레짐스위칭 모형들은 외환위기 이전 기간의 고성장·고금리 현상이 외환위기 이후 기간에는 저성장·저금리 기조로 급격하게 변함을 보여준다. 동조화 확률이 시변적인 레짐스위칭 모형(Levia-Leon, 2017)에 따르면 이 동조화 확률은 외환위기 이전 기간에도 양(+)의 값을 가질 뿐만 아니라 비록 외환위기기간을 전후로 크게 하락하지만 최근까지 전반적으로 상승하는 추세를 보여주고 있다.

본 연구에서는 상관관계나 동조화 여부뿐만 아니라 인과관계분석을 통해 경제성장률이 과연 금리에 영향을 미칠 수 있는지에 대해 살펴보았다. 위기더미변수와 추세항을 포함한 VAR 모형을 통한 인과관계분석 또한 새고전학파의 주장처럼 경제성장률이 하락하는 경우 금리가 하락함을 보여준다. 파라미터가 상수인 경우뿐만 아니라 시변적인 VAR 모형의 경우에도 외환위기 이전 기간에 비해 외환위기 이후 기간 동안에 경제성장률 하락 충격에 금리가 명목금리이든 실질금리이든 모두 더 크게 떨어진다.

참고문헌

이근영(2020), “금리중시 물가안정목표제는 유효한가?” 『경제학연구』, 제68집, 제2호, 37-71.

Baker, D. J., B. DeLong, and P. Krugman(2005), “Asset Returns and Economic Growth,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2005(1), 289-315.

Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin(1990), “World Real Interest Rates,” *NBER Macroeconomics Annual* 5, 15-61.

Bengoechea P., M. Camacho, and G. Perez-Quiros(2006), “A Useful Tool for Forecasting the Euroarea Business Cycle Phases,” *International Journal of Forecasting* 22, 735-749.

Blanchard, O. and L. Summers(1984), “Perspectives on High World Real Interest Rates,” *Brookings Papers on Economic Activity* 1984(2), 273-334.

Bosworth, B. P.(2014), “Interest Rates and Economic Growth: Are They Related?” Brookings Institution Working Paper.

Brzoza-Brzezina, M. and J. C. Cuaresma(2008), “Mr. Wicksell and the Global Economy: What Drives Real Interest Rates?” Working Paper, Oesterreichische Nationalbank.

Camacho, M., A. Caro, and G. Lopez-Buenache(2020), “The Two-Speed Europe in Business Cycle Synchronization,” *Empirical Economics* 59(3), 1-16.

Carrol, C. D. and L. H. Summers(1991), “Consumption Growth Parallels Income Growth: Some New Evidence,” in *National Saving and Economic Performance,* eds. B. D. Bernheim and J. B. Shoven, Chicago: Chicago University Press, 305-348.

Christiansen, H. and C. Piggot(1997), “Long-Term Interest Rates in Globalized Markets,” OECD Economic Department Working Paper No. 175.

Culter, D., J. Poterba, L. Sheiner, and L. Summers(1990), “An Aging Society: Opportunity or Challenge?” in *National Brookings Paper on Economic Activity*, 1990(1), 1-56.

Desroches, B. and M. Francis(2007), “Global Savings, Investment, and World Real Interest Rates,” *Bank of Canada Review*, Winter 2006-2007, 3-17.

Desroches, B. and M. Francis(2010), “World Real Interest Rates: A Global Saving and Investment Perspective,” *Applied Economics* 42(22), 2801-2816.

Ford, R. and D. Laxton(1990), “World Public Debt and Real Interest Rates,” *Oxford Review of Economic Policy* 15(2), 77-94.

Goldman Sachs Global Macro Research(2014), “Some Long-Term Evidence on Short-Term Rates,” *U.S. Economics Analyst* 14(35, June 20).

Hamilton, J.(1989), "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycles," *Econometrica* 57, 357-384.

Hamilton, J. D. and M. Owyang(2012), “The Propagation of Regional Recessions,” *Review of Economics and Statistics* 94(4), 935-947.

Hill, J. B.(2007), “Efficient Tests of Long-Run Causation in Trivariate VAR Processes with a Rolling Window Study of the Money-Income Relationship,” *Journal of Applied Econometrics* 22, 747-765.

Laubach, T. and J. C. Williams(2003), “Measuring the Natural Rate of Interest,” *World Economic Outlook*, Chapter 3.

Lee, K. Y.(2018), “A Comparison Analysis of Monetary Policy Effect Under an Open Economy Model,” *East Asian Economic Review* 22(2), 141-176.

Leiva-Leon, D.(2017), “Measuring Business Cycles Intra-Synchronization in US: A Regime-Switching Independence Framework,” *Oxford Bulletin of Economic and Statistics* 79, 513-545.

Orr, A., M. Edey, and M. Kennedy(1995), “The Determinants of Real Long-Term Interest Rates: The Evidence from Pooled Time Series,” OECD *Economic Studies*, 25, 75-107.

Primiceri, G.(2005), “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy,” *Review of Economic Studies* 72(3), 821-852.

Solow, R.(1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics* 70(1), 65-94.

<표 1> 수준변수의 단위근(ADF) 검정(추세포함)

시차수	ΔGDP	i	r_{1600}^{cpi}	r_{16000}^{cpi}	r_{1600}^{def}	r_{16000}^{def}
2	-7.234^{**}	-3.137^{+}	-3.450^{*}	-3.516^{*}	-3.555^{*}	-3.611^{*}
4	-5.929^{**}	-2.715	-2.936	-3.115	-3.147^{+}	-3.225^{+}

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) $^{+}$, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서유의적임을 표시.

<표 2> 공적분 검정: Johansen 검정(전체기간, 추세 포함)

H_0	변수	시차	Trace	$\lambda_{\max}$
$r=0$	$\Delta GDP,\ i$	2	85.573^{**}	69.582^{**}
		4	56.889^{**}	49.768^{**}
	$\Delta GDP,\ r_{1600}^{cpi}$	2	81.637^{**}	63.783^{*}
		4	52.352^{**}	45.056^{**}
	$\Delta GDP,\ r_{16000}^{cpi}$	2	83.031^{**}	64.972^{**}
		4	52.831^{**}	44.854^{**}
	$\Delta GDP,\ r_{1600}^{\mathrm{def}}$	2	82.961^{**}	63.973^{**}
		4	53.350^{**}	44.881^{**}
	$\Delta GDP,\ r_{16000}^{\mathrm{def}}$	2	84.668^{**}	65.555^{**}
		4	53.694^{**}	45.011^{**}

주: 1) H_0 : $r=0$는 공적분이 없다는 귀무가설을 표시.
2) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
3) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
4) Trace와 $\lambda_{\max}$의 1% 임계치는 각각 28.619와 22.172이며 **는 1% 수준에서유의적임을 표시.

<표 3> 표본통계량

기간		ΔGDP	i	r_{1600}^{cpi}	r_{16000}^{cpi}	r_{1600}^{def}	r_{16000}^{def}
1976:4 – 2020:4	평균	1.512**	8.620**	3.576**	3.600**	3.429**	3.452**
	표준편차	1.683	6.306	3.459	3.654	3.163	3.326
	왜도	-0.476	0.528	1.088	1.182	1.696	1.584
	첨도	7.116	2.107	4.850	4.436	8.326	7.386
	최고치	7.703	24.470	19.853	19.708	20.909	20.166
	최저치	-6.818	0.490	-1.288	-0.907	-0.475	-0.201
	Q(10)	27.6 [0.002]	1251.4 [0.000]	861.2 [0.000]	856.5 [0.000]	690.7 [0.000]	699.4 [0.000]
1976:4 – 1997:2	평균	2.176**	14.079**	6.057**	6.164**	5.137**	5.290**
	표준편차	1.772	3.839	2.047	2.584	2.203	2.740
	왜도	-0.184	0.628	0.171	0.592	0.145	0.423
	첨도	4.294	2.641	3.417	2.711	3.045	2.376
	최고치	7.703	24.470	12.142	13.446	11.003	12.431
	최저치	-2.768	8.600	1.806	2.004	0.372	0.670
	Q(10)	8.8 [0.551]	405.1 [0.000]	135.0 [0.000]	191.0 [0.000]	133.5 [0.000]	203.9 [0.000]
1999:1 – 2020:4	평균	1.024**	3.049**	0.744**	0.703**	1.244**	1.196**
	표준편차	1.090	1.401	0.783	0.687	1.058	0.910
	왜도	-0.826	0.044	-0.535	-0.045	0.069	0.220
	첨도	7.401	1.728	3.355	2.956	1.990	1.951
	최고치	4.383	5.680	2.281	2.258	3.369	3.040
	최저치	-3.284	0.490	-1.288	-0.907	-0.475	-0.201
	Q(10)	16.5 [0.086]	420.6 [0.000]	193.4 [0.000]	180.0 [0.000]	300.0 [0.000]	271.5 [0.000]

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) **는 1% 수준에서 유의적임을 표시.
4) Q(10)은 10계차 계열상관관계에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 표시.
5) [ ] 안의 값은 p값을 표시.

<표 4> 교차상관계수 추정치

기간	변수 \ p		-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4
1976:4 – 2020:4	ΔGDP_{t+p}	i_t	0.279**	0.258**	0.249**	0.184*	0.136+	0.172*	0.212**	0.233**	0.261**
		$r^{cpi}_{1600,t}$	0.280**	0.236**	0.208**	0.132+	0.085	0.148+	0.216**	0.248**	0.292**
		$r^{cpi}_{16000,t}$	0.236**	0.184**	0.149*	0.072	0.027	0.086	0.151*	0.183*	0.227**
		$r^{\text{def}}_{1600,t}$	0.214**	0.162*	0.128+	0.053	0.010	0.082	0.160*	0.198**	0.250**
		$r^{\text{def}}_{16000,t}$	0.192*	0.133+	0.093	0.011	-0.036	0.029	0.100	0.135+	0.184*
	$\Delta GDP^{trend}_{16000,t+p}$	$i^{\text{def},trend}_{16000,t}$	0.912**	0.911**	0.911**	0.911**	0.910**	0.907**	0.904**	0.901**	0.898**
1976:4 – 1997:2	ΔGDP_{t+p}	i_t	-0.168	-0.220*	-0.222*	-0.274**	-0.353**	-0.252*	-0.173	-0.164	-0.137
		$r^{cpi}_{1600,t}$	-0.067	-0.143	-0.163	-0.263*	-0.325**	-0.187+	-0.078	-0.077	-0.045
		$r^{cpi}_{16000,t}$	-0.156	-0.247*	-0.284**	-0.360**	-0.414**	-0.291**	-0.203+	-0.197+	-0.158
		$r^{\text{def}}_{1600,t}$	-0.108	-0.183+	-0.212+	-0.317**	-0.369**	-0.245**	-0.153	-0.146	-0.103
		$r^{\text{def}}_{16000,t}$	-0.160	-0.248**	-0.290**	-0.374**	-0.426**	-0.313**	-0.235**	-0.228**	-0.188+
1999:1 – 2020:4	ΔGDP_{t+p}	i_t	0.475**	0.465**	0.447**	0.349*	0.199+	0.120	0.138	0.188+	0.226**
		$r^{cpi}_{1600,t}$	0.448**	0.405**	0.328**	0.225*	-0.002	-0.136	-0.100	-0.011	0.060
		$r^{cpi}_{16000,t}$	0.420**	0.380**	0.311**	0.205+	-0.042	-0.198+	-0.162	-0.065	0.015
		$r^{\text{def}}_{1600,t}$	0.490**	0.441**	0.347**	0.271*	0.092	-0.005	0.026	0.096	0.150
		$r^{\text{def}}_{16000,t}$	0.455*	0.421**	0.364**	0.275**	0.083	-0.034	-0.007	0.065	0.123

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.

2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\text{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\text{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.

4) $\Delta GDP^{trend}_{16000,t+p}(i^{trend}_{16000,t})$는 HP필터의 스무딩 파라미터로 16,000을 사용하여 구한 실질 GDP성장률(명목이자율)의 추세치를 표시.

5) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 5> Levia-Leon 모형의 추정치(하이퍼 파라미터: 8000, 2000, 1000, 9000)

파라미터	$\Delta GDP,\ i$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{16000}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{16000}$
$\theta_{y,0}$	1.020 (0.099)**	0.912 (0.100)**	0.925 (0.102)**	0.954 (0.106)**	1.084 (0.106)**
$\theta_{y,1}$	1.243 (0.180)**	1.373 (0.194)**	1.270 (0.207)**	1.390 (0.185)**	1.141 (0.198)**
$P_{y,00}$	0.802 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**
$P_{y,11}$	0.901 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**
$\theta_{r,0}$	3.022 (0.171)**	0.813 (0.090)**	0.717 (0.089)**	1.073 (0.143)**	1.275 (0.138)**
$\theta_{r,1}$	10.147 (0.305)**	5.491 (0.197)**	5.707 (0.502)**	4.455 (0.241)**	5.372 (0.309)**
$P_{r,00}$	0.802 (0.004)**	0.802 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.802 (0.004)**	0.802 (0.004)**
$P_{r,11}$	0.901 (0.003)**	0.901 (0.003)**	0.901 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**
P_{00}	0.802 (0.004)**	0.802 (0.004)**	0.802 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.802 (0.004)**
P_{11}	0.901 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.901 (0.003)**	0.901 (0.003)**	0.900 (0.003)**
$P_{C,00}$	0.800 (0.004)**	0.800 (0.004)**	0.800 (0.004)**	0.800 (0.004)**	0.800 (0.004)**
$P_{C,11}$	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**
$\sigma^2_{y,0}$	0.680 (0.123)**	0.501 (0.142)**	0.422 (0.113)**	0.703 (0.133)**	0.581 (0.128)**
$\sigma_{yr,0}$	0.239 (0.141)+	0.024 (0.066)	-0.005 (0.065)	0.045 (0.105)	0.137 (0.113)
$\sigma^2_{r,0}$	1.805 (0.380)	0.332 (0.129)*	0.342 (0.167)*	1.052 (0.210)**	1.016 (0.241)**
$\sigma^2_{y,1}$	6.097 (1.240)	4.422 (0.811)**	4.275 (0.728)**	5.766 (1.297)**	5.701 (1.199)**
$\sigma_{yr,1}$	-3.700 (1.763)**	-2.882 (0.827)**	-3.115 (0.921)**	-4.602 (1.452)**	-3.668 (1.301)**
$\sigma^2_{r,1}$	24.352 (5.194)**	7.335 (1.376)**	9.599 (2.481)**	11.827 (2.676)**	9.855 (2.095)**
$P_{V,00}$	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**	0.801 (0.004)**
$P_{V,11}$	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**	0.900 (0.003)**

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) θ와 σ^2는 각각 평균과 분산을 표시.
4) $P_{j,00}(P_{j,11})$는 변수 j가 낮은(높은) 국면으로부터 낮은(높은) 국면으로 전이되는 확률을 표시.
5) C는 1과 0의 값을 갖는 잠재변수이며 $P_{C,00}(P_{C,11})$는 경기변동이 독립적인 국면(동조화 국면)으로부터 독립적인 국면(동조화 국면)으로 전이되는 확률을 표시.
6) $P_{V,00}(P_{V,11})$는 낮은(높은) 변동성 국면으로부터 낮은(높은) 변동성 국면으로의 전이확률 표시.
7) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 6> 3변수모형의 인과관계검정(국내금리, 미국금리, ΔGDP)

변수	귀무가설	AIC	검정통계량	p값	부스트랩 p값
X: i Y: i^{us} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	35.559	0.000^{**}	0.000^{**}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		20.350	0.000^{**}	0.006^{**}
	$Y \nRightarrow X$		19.120	0.000^{**}	0.001^{**}
	$Y \nRightarrow Z$		10.204	0.006^{**}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		5.682	0.058^{+}	0.067^{+}
X: r_{1600}^{cpi} Y: $r_{1600}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	27.951	0.000^{**}	0.003^{**}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		11.027	0.026^{*}	0.054^{+}
	$Y \nRightarrow X$		9.070	0.011^{*}	0.038^{*}
	$Y \nRightarrow Z$		13.847	0.000^{**}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		4.350	0.113	0.107
X: r_{16000}^{cpi} Y: $r_{16000}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	35.503	0.000^{**}	0.000^{**}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		15.072	0.005^{**}	0.026^{*}
	$Y \nRightarrow X$		14.053	0.001^{**}	0.010^{**}
	$Y \nRightarrow Z$		14.609	0.001^{**}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		4.585	0.101	0.090^{+}
X: r_{1600}^{def} Y: $r_{1600}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	27.397	0.000^{**}	0.000^{**}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		8.362	0.079^{+}	0.122
	$Y \nRightarrow X$		7.605	0.023^{*}	0.042^{*}
	$Y \nRightarrow Z$		14.204	0.001^{**}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		2.186	0.335	0.309
X: r_{16000}^{def} Y: $r_{16000}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	33.404	0.000^{**}	0.000^{**}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		12.846	0.012^{*}	0.037^{*}
	$Y \nRightarrow X$		12.301	0.002^{**}	0.011^{*}
	$Y \nRightarrow Z$		13.987	0.001^{**}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		3.170	0.205	0.198

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) AIC는 AIC기준에 따라 선택된 시차수를 표시.
4) $^{+}$, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 7> 3변수모형의 인과관계검정(국내금리, π^{cpi}, ΔGDP)

변수	귀무가설	AIC	검정통계량	p값	부스트랩 p값
X: i Y: π^{cpi} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	4	6.820	0.556	0.451
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		30.694	0.000^{**}	0.001^{**}
	$Y \nRightarrow X$		4.179	0.382	0.332
	$Y \nRightarrow Z$		3.313	0.507	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		11.756	0.019^{*}	0.013^{*}
X: r^{cpi}_{1600} Y: π^{cpi} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	6	18.815	0.093^{+}	0.059^{+}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		18.688	0.096^{*}	0.249
	$Y \nRightarrow X$		5.049	0.537	0.405
	$Y \nRightarrow Z$		10.232	0.115	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		8.354	0.213	0.187
X: r^{cpi}_{16000} Y: π^{cpi} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	4	3.232	0.919	0.859
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		22.479	0.004^{**}	0.032^{*}
	$Y \nRightarrow X$		2.624	0.623	0.554
	$Y \nRightarrow Z$		0.782	0.941	1.000
	$Z \nRightarrow X$		9.391	0.052^{+}	0.051^{+}
X: r^{def}_{1600} Y: π^{cpi} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	6	16.675	0.162	0.101
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		15.818	0.200	0.382
	$Y \nRightarrow X$		4.407	0.622	0.469
	$Y \nRightarrow Z$		9.177	0.164	1.000
	$Z \nRightarrow X$		6.766	0.343	0.286
X: r^{def}_{16000} Y: π^{cpi} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	4	3.254	0.917	0.841
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		20.103	0.010^{**}	0.049^{*}
	$Y \nRightarrow X$		2.622	0.623	0.528
	$Y \nRightarrow Z$		0.804	0.938	1.000
	$Z \nRightarrow X$		8.200	0.085^{+}	0.078^{+}

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) AIC는 AIC기준에 따라 선택된 시차수를 표시.
4) $^{+}$, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 8> 4변수 VAR(4) 모형의 이자율 추정치

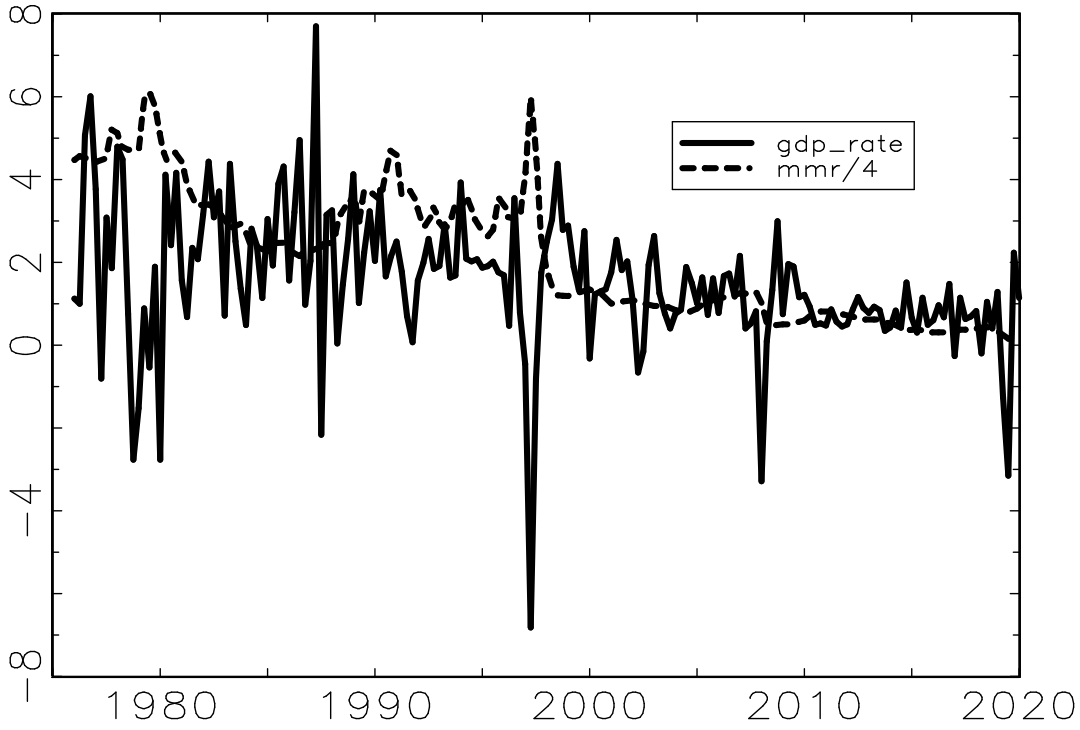
모형	i^{us} ΔGDP π^{cpi} i	Δi^{us} ΔGDP π^{cpi} Δi	$r_{1600}^{cpi,us}$ ΔGDP π^{cpi} r_{1600}^{cpi}	$r_{16000}^{cpi,us}$ ΔGDP π^{cpi} r_{16000}^{cpi}	$r_{1600}^{\mathrm{def},us}$ ΔGDP π^{cpi} r_{1600}^{def}	$r_{16000}^{\mathrm{def},us}$ ΔGDP π^{cpi} r_{16000}^{def}
변수	i_t	Δi_t	$r_{1600,t}^{cpi}$	$r_{16000,t}^{cpi}$	$r_{1600,t}^{\mathrm{def}}$	$r_{16000,t}^{\mathrm{def}}$
상수항	0.168 (1.116)	−1.639 (0.658)*	−0.420 (0.847)	−0.848 (0.745)	−0.634 (0.827)	−0.937 (0.747)
추세	−0.004 (0.007)	0.007 (0.004)+	0.001 (0.005)	0.003 (0.004)	0.003 (0.005)	0.004 (0.004)
더미	1.284 (0.441)**	1.174 (0.445)**	1.158 (0.436)**	1.238 (0.435)**	1.263 (0.436)**	1.262 (0.435)**
i_{t-1}^{us}	0.147 (0.134)	0.191 (0.128)	0.166 (0.134)	0.172 (0.134)	0.185 (0.134)	0.179 (0.135)
ΔGDP_{t-1}	0.148 (0.073)*	0.159 (0.075)*	0.126 (0.073)+	0.142 (0.073)+	0.122 (0.074)+	0.139 (0.073)+
π_{t-1}^{cpi}	0.139 (0.107)	0.130 (0.110)	0.064 (0.105)	0.123 (0.106)	0.070 (0.105)	0.125 (0.106)
i_{t-1}	1.058 (0.089)**	0.098 (0.089)	1.063 (0.087)**	1.053 (0.088)**	1.055 (0.088)**	1.049 (0.089)**
i_{t-2}^{us}	−0.026 (0.192)	0.132 (0.128)	−0.006 (0.191)	−0.030 (0.191)	−0.013 (0.191)	−0.032 (0.191)
ΔGDP_{t-2}	0.109 (0.070)	0.125 (0.071)+	0.087 (0.070)	0.105 (0.070)	0.081 (0.070)	0.103 (0.070)
π_{t-2}^{cpi}	−0.035 (0.103)	−0.068 (0.104)	−0.086 (0.103)	−0.055 (0.102)	−0.079 (0.102)	−0.053 (0.102)
i_{t-2}	−0.384 (0.129)**	−0.278 (0.086)**	−0.393 (0.128)**	−0.377 (0.128)**	−0.391 (0.128)**	−0.376 (0.128)**
i_{t-3}^{us}	−0.021 (0.189)	0.116 (0.127)	−0.014 (0.187)	−0.017 (0.188)	−0.013 (0.187)	−0.017 (0.187)
ΔGDP_{t-3}	0.076 (0.070)	0.090 (0.072)	0.046 (0.070)	0.072 (0.070)	0.041 (0.070)	0.071 (0.070)
π_{t-3}^{cpi}	−0.006 (0.101)	−0.053 (0.103)	−0.043 (0.100)	−0.031 (0.099)	−0.042 (0.099)	−0.031 (0.099)
i_{t-3}	0.158 (0.126)	−0.083 (0.082)	0.140 (0.125)	0.156 (0.125)	0.141 (0.125)	0.156 (0.125)
i_{t-4}^{us}	−0.121 (0.126)	0.003 (0.125)	−0.066 (0.127)	−0.092 (0.126)	−0.063 (0.127)	−0.093 (0.126)
ΔGDP_{t-4}	0.170 (0.070)*	0.180 (0.072)*	0.143 (0.070)*	0.169 (0.070)*	0.137 (0.070)+	0.166 (0.070)*
π_{t-4}^{cpi}	0.009 (0.107)	−0.043 (0.103)	−0.002 (0.101)	−0.026 (0.101)	−0.003 (0.101)	−0.029 (0.103)
i_{t-4}	0.065 (0.079)	−0.040 (0.081)	0.067 (0.081)	0.077 (0.081)	0.062 (0.081)	0.077 (0.080)
R^2	0.963	0.283	0.884	0.896	0.861	0.873

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.

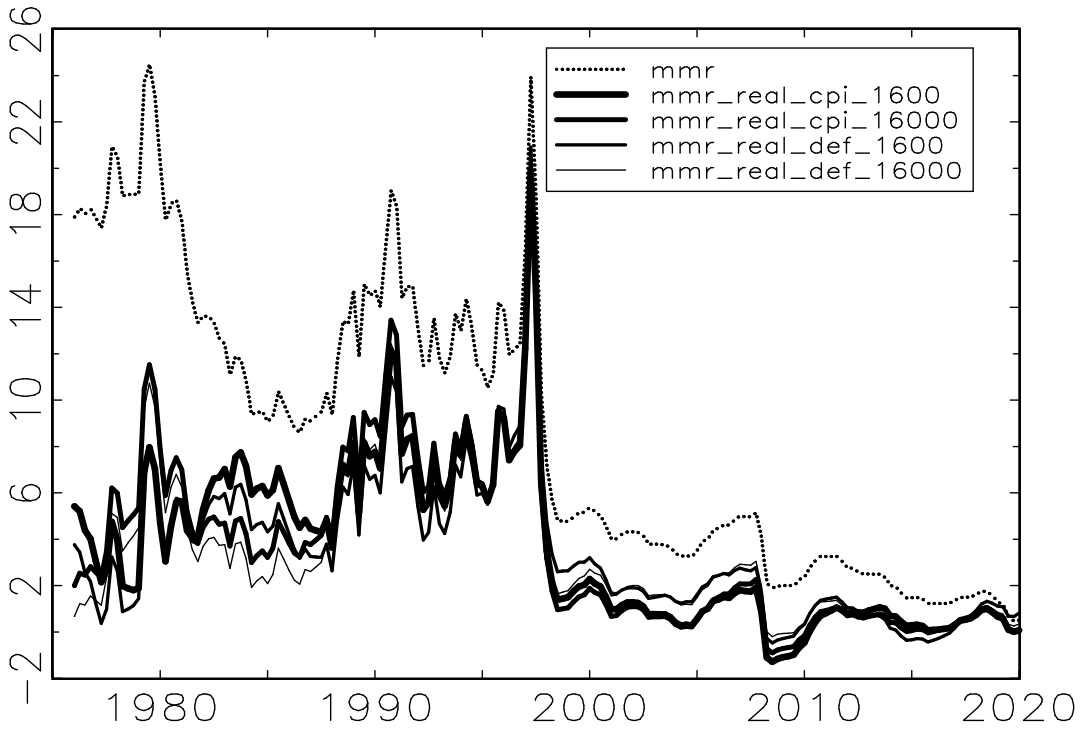
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.

3) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

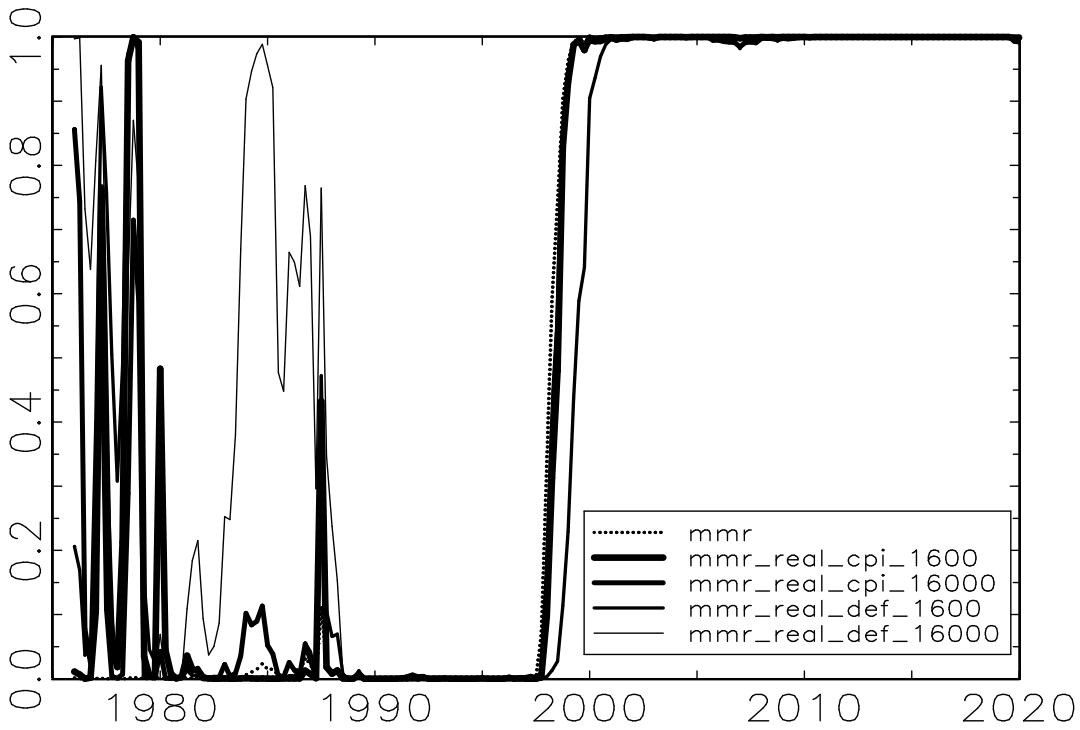
<그림 1> GDP 성장률과 money market rate 추이



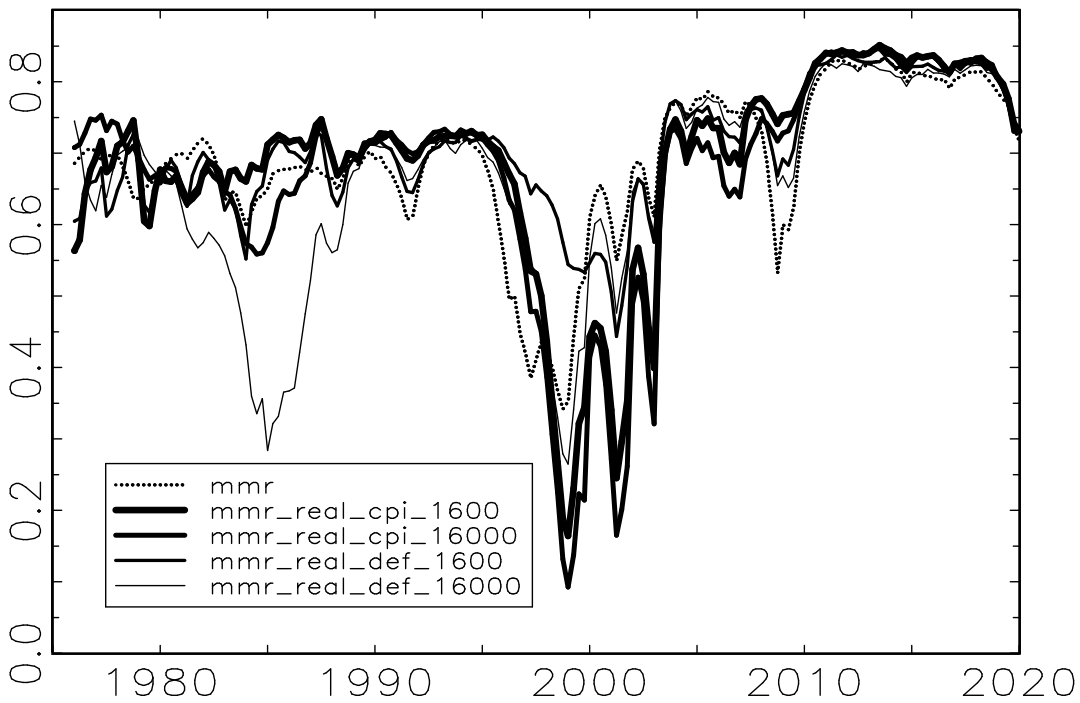
<그림 2> 명목 및 실질 money market rate 추이



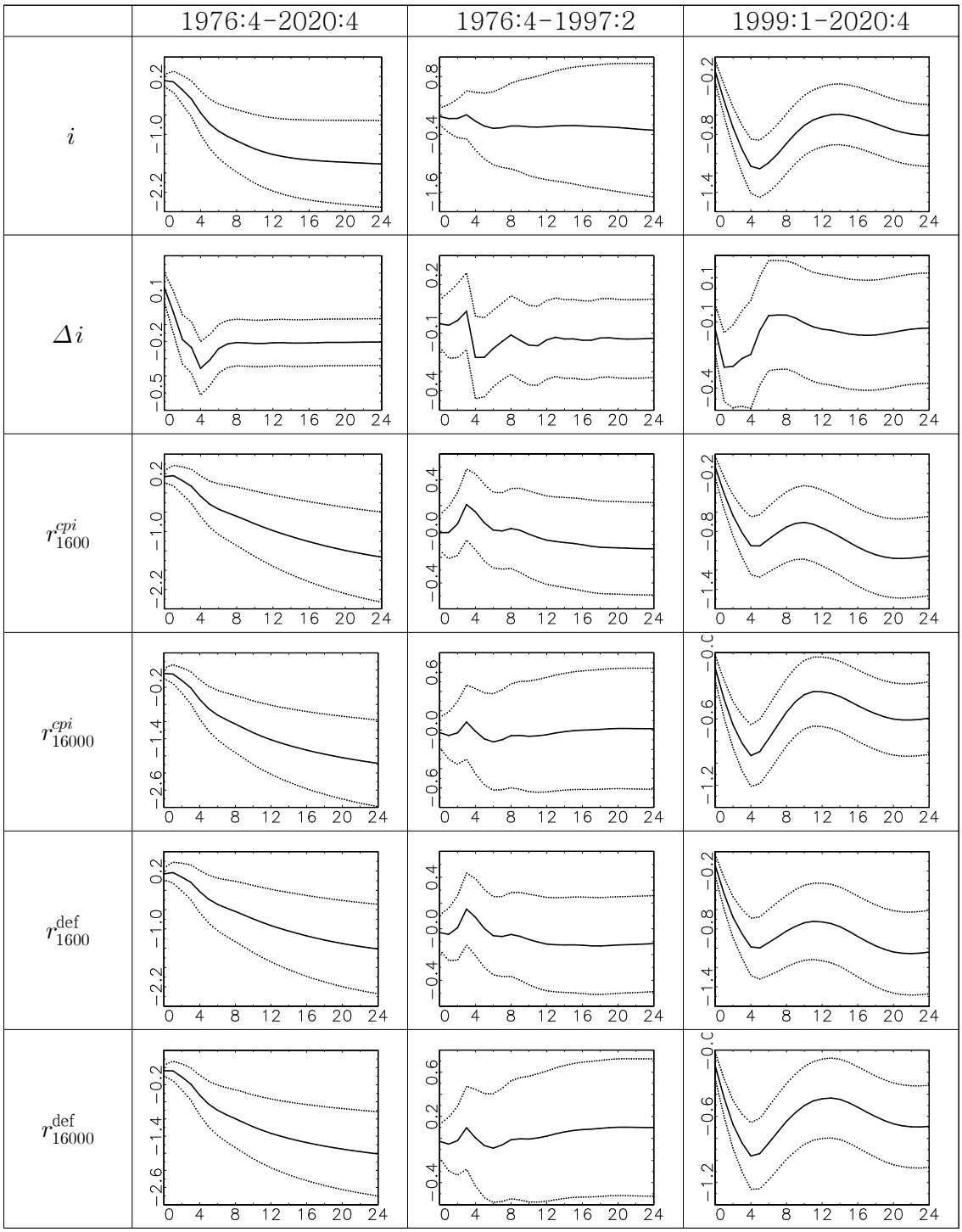
<그림 3> Levia-Leon 모형의 P_{00} 추정치(하이퍼 파라미터: 8000, 2000, 1000, 9000)



<그림 4> Levia-Leon 모형의 동조화 추정치(하이퍼 파라미터: 8000, 2000, 1000, 9000)



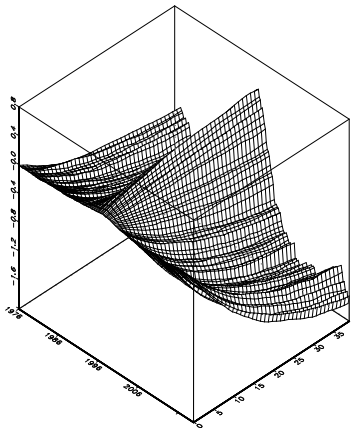
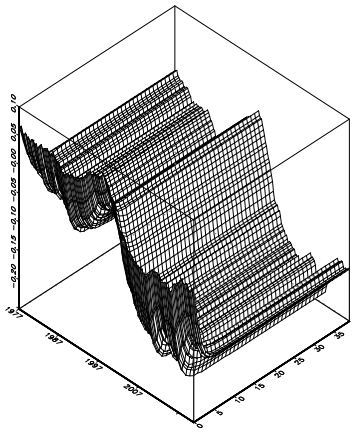
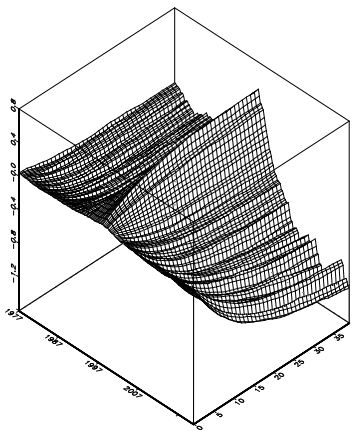
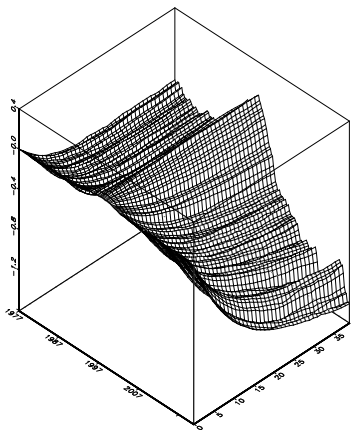
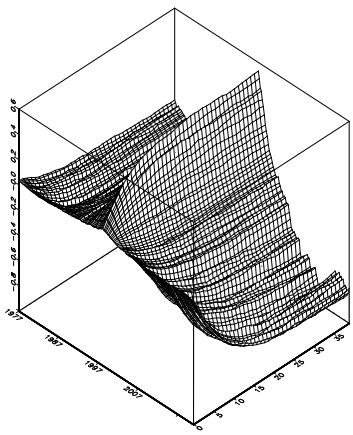
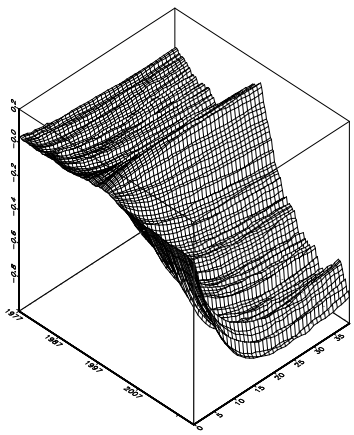
<그림 5> ΔGDP 1%p 하락 충격에 대한 금리의 누적반응(4변수, 더미, 추세 포함)



주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.

2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.

<그림 6> ΔGDP 1%p 하락 충격에 대한 금리의 누적반응(4변수 TVP VAR)

ΔGDP 1%p↓ ⇒ i	ΔGDP 1%p↓ ⇒ Δi
	
ΔGDP 1%p↓ ⇒ r^{cpi}_{1600}	ΔGDP 1%p↓ ⇒ r^{cpi}_{16000}
	
ΔGDP 1%p↓ ⇒ r^{def}_{1600}	ΔGDP 1%p↓ r^{def}_{16000}
	

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.

<부록 A> 간단한 Hamilton(1989) 모형의 추정결과

Hamilton(1989)의 2변수 레짐스위칭 모형의 가장 간단한 경우로서 독립적인 레짐변수가 1개이고 국면이 2개인 경우를 최우추정법으로 추정한다. 이 경우는 식(11)에서 1국면과 4국면만 존재하는 경우로서 추정결과는 <표 A1>에 나타나 있다.

경제성장률과 금리 수준이 모두 낮은 국면인인 $S_{y,t}$와 $S_{r,t}$가 0인 경우에는 ΔGDP와 i의 평균 추정치는 각각 1.001%($\theta_{y,0}$)와 3.032%($\theta_{r,0}$)이며 경제성장률과 금리 수준이 모두 높은 국면인 $S_{y,t}$와 $S_{r,t}$가 1인 경우에는 ΔGDP와 i의 평균 추정치는 각각 2.009%($\theta_{y,0}+\theta_{y,1}$)와 14.053%($\theta_{r,0}+\theta_{r,1}$)이다. 두 변수가 낮은 국면에서 낮은 국면으로 전이할 확률 P_{00}은 100%에 가까우며 높은 국면에서 높은 국면으로 전이할 확률은 98.9%에 이른다. ΔGDP와 i의 분산은 두 변수가 낮은 국면에 있을 때(1.119, 1.927)보다 높은 국면에 있을 때(3.996, 16.243) 훨씬 큰 것으로 나타났다. 두 변수가 낮은 국면에 있을 때 공분산은 0.418로 양(+)의 값을 갖는 반면 높은 국면에 있을 때는 -2.448로 음(-)의 값을 갖는다. 모든 추정치들은 1% 유의수준에서 통계적 유의성을 갖는다. 명목금리대신 실질금리를 사용하는 경우에도 주요 추정결과는 크게 달라지는 것 같지는 않다. 하지만 두 변수가 높은 국면에 있을 때보다 낮은 국면에 있을 때 공분산 추정결과에 차이가 있으며 다른 실질금리들에 비해 r_{16000}^{def}을 사용하는 경우 각 국면의 표본수 등 추정결과가 차이가 있는 것으로 보인다.

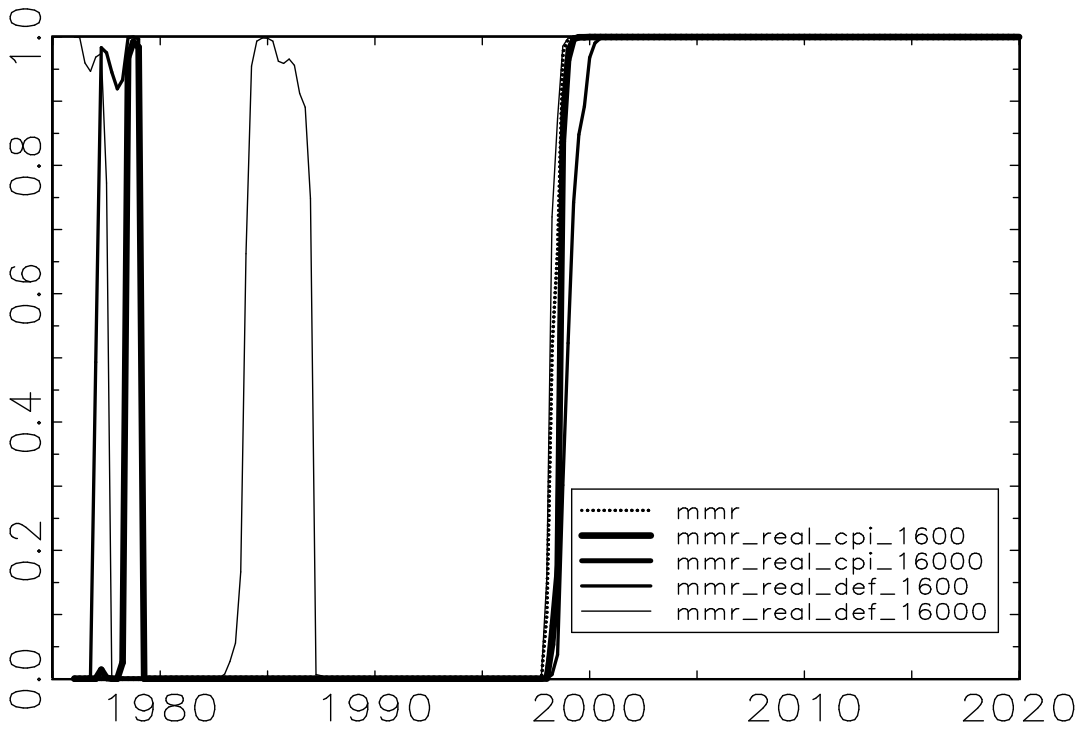
<그림 A1>은 P_{00}의 추정치를 보여주고 있다. 앞에서 설명한 바와 같이 상대적으로 r_{16000}^{def}을 사용하는 경우 1980년대 P_{00}의 추정결과가 다른 금리들과 다르게 나타난다. 전반적으로 어떤 금리를 사용하느냐와 관계없이 외환위기를 기점으로 그 이전에는 경제성장률과 금리가 낮을 수준에 있을 확률이 0에 가까운 반면 이후에는 1에 근접해 있음을 확인할 수 있다. <그림 A2>는 $\sigma_{k,t}\sigma_{l,t}/\sigma_{kl,t}$로 계산된 상관계수 추정치를 보여준다. 외환위기 이전에는 대부분 음(-)의 값을 가는 반면 외환위기 이후에는 양(+)의 값을 갖고 있다.

<표 A1> Hamilton 모형의 추정치

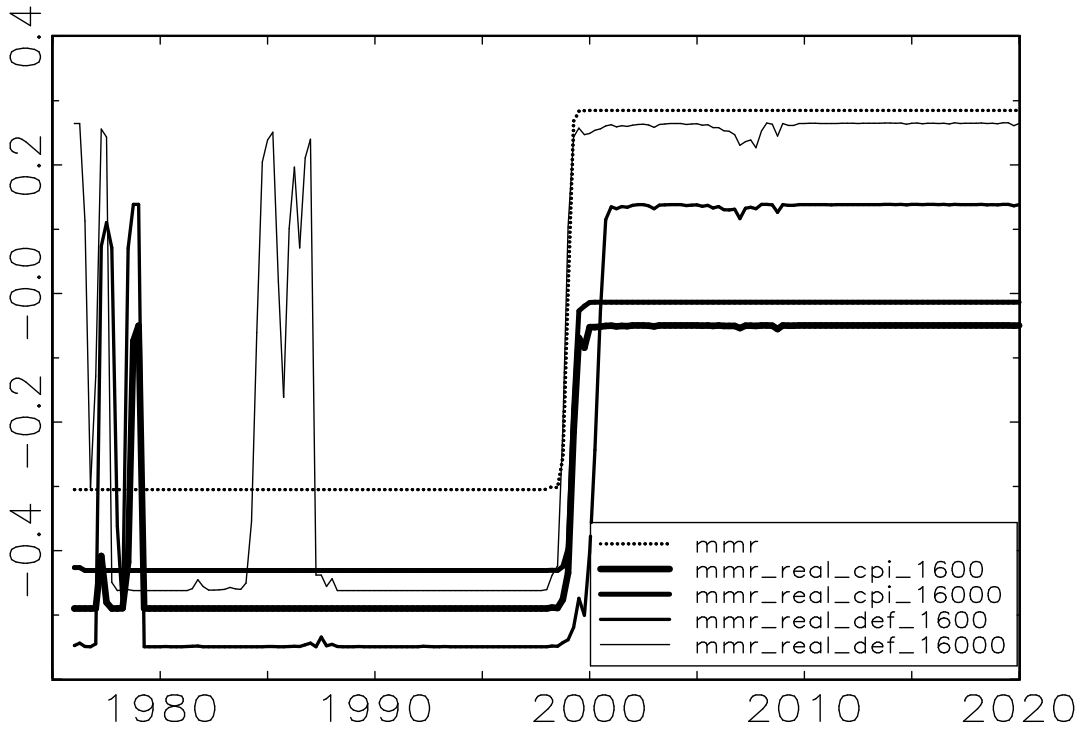
파라미터	$\Delta GDP,\ i$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{16000}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{16000}$
$\theta_{y,0}$	1.001 (0.157)**	0.894 (0.150)**	0.967 (0.172)**	0.967 (0.150)**	1.298 (0.147)**
$\theta_{y,0}+\theta_{y,1}$	2.009 (0.237)**	2.137 (0.245)**	2.028 (0.243)**	2.110 (0.253)**	1.836 (0.324)**
$\theta_{r,0}$	3.032 (0.158)**	0.759 (0.094)**	0.689 (0.076)**	1.196 (0.106)**	1.361 (0.096)**
$\theta_{r,0}+\theta_{r,1}$	14.053 (0.435)**	6.424 (0.340)**	6.358 (0.381)**	5.878 (0.406)**	6.620 (0.468)**
P_{00}	1.000 (0.001)**	0.989 (0.011)**	1.000 (0.003)**	0.988 (0.010)**	0.981 (0.016)**
P_{11}	0.989 (0.026)**	0.977 (0.022)**	0.989 (0.022)**	0.975 (0.023)**	0.971 (0.035)**
$\sigma^2_{y,0}$	1.119 (0.140)**	1.222 (0.141)**	1.040 (0.118)**	1.521 (0.155)**	1.829 (0.191)**
$\sigma_{yr,0}$	0.418 (0.182)**	-0.043 (0.091)	-0.009 (0.082)	0.172 (0.155)	0.343 (0.166)*
$\sigma^2_{r,0}$	1.927 (0.515)**	0.616 (0.098)**	0.464 (0.073)**	1.012 (0.202)**	0.913 (0.187)**
$\sigma^2_{y,1}$	3.966 (0.402)**	3.651 (0.406)**	3.953 (0.434)**	3.553 (0.391)**	4.138 (0.629)**
$\sigma_{yr,1}$	-2.448 (0.776)**	-2.505 (0.337)**	-2.680 (0.436)**	-2.981 (0.361)**	-2.915 (0.481)**
$\sigma^2_{r,1}$	16.243 (2.569)**	7.162 (0.873)**	9.780 (1.516)**	8.285 (1.034)**	9.617 (1.836)**
$T_0,\ T_1$	87, 90	89, 88	86, 91	93, 84	107, 70

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) θ와 σ^2는 각각 평균과 분산을 표시.
4) $P_{00}(P_{11})$는 두 변수가 낮은(높은) 증가율 국면에서 낮은(높은) 증가율 국면으로 전이되는 확률을 표시.
5) T_0과 T_1은 각각 국면 1과 2의 표본수를 표시.
6) *와 **는 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<그림 A1> Hamilton 모형의 P_{00} 추정치



<그림 A2> Hamilton 모형의 상관계수 추정치



<표 B1> Levia-Leon 모형의 추정치(하이퍼 파라미터: 8, 2, 1, 9)

파라미터	$\Delta GDP,\ i$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{cpi}_{16000}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{1600}$	$\Delta GDP,\ r^{\mathrm{def}}_{16000}$
$\theta_{y,0}$	1.020 (0.100)**	0.951 (0.100)**	0.975 (0.103)**	0.992 (0.107)**	1.092 (0.122)**
$\theta_{y,1}$	1.259 (0.173)**	1.292 (0.189)**	1.125 (0.206)**	1.342 (0.172)**	1.098 (0.212)**
$P_{y,00}$	0.979 (0.015)**	0.970 (0.018)**	0.973 (0.018)**	0.970 (0.018)**	0.966 (0.019)**
$P_{y,11}$	0.979 (0.015)**	0.970 (0.019)**	0.978 (0.016)**	0.973 (0.018)**	0.962 (0.026)**
$\theta_{r,0}$	3.041 (0.162)**	0.835 (0.092)**	0.729 (0.088)**	1.120 (0.137)**	1.361 (0.140)**
$\theta_{r,1}$	10.104 (0.282)**	5.511 (0.208)**	5.741 (0.381)**	4.451 (0.220)**	5.604 (0.303)**
$P_{r,00}$	0.979 (0.015)**	0.970 (0.017)**	0.973 (0.017)**	0.971 (0.017)**	0.968 (0.016)**
$P_{r,11}$	0.980 (0.014)**	0.968 (0.019)**	0.979 (0.015)**	0.972 (0.018)**	0.953 (0.027)**
P_{00}	0.979 (0.014)**	0.969 (0.018)**	0.973 (0.017)**	0.970 (0.017)**	0.966 (0.017)**
P_{11}	0.980 (0.014)**	0.967 (0.019)**	0.979 (0.015)**	0.971 (0.018)**	0.952 (0.027)**
$P_{C,00}$	0.820 (0.118)**	0.828 (0.110)**	0.833 (0.114)**	0.807 (0.117)**	0.879 (0.098)**
$P_{C,11}$	0.897 (0.092)**	0.883 (0.096)**	0.870 (0.102)**	0.894 (0.093)**	0.854 (0.105)**
$\sigma^2_{y,0}$	0.724 (0.122)**	0.561 (0.156)**	0.474 (0.119)**	0.784 (0.139)**	0.649 (0.153)**
$\sigma_{yr,0}$	0.233 (0.132)+	0.025 (0.066)	0.005 (0.062)	0.041 (0.100)	0.122 (0.117)
$\sigma^2_{r,0}$	1.768 (0.290)**	0.364 (0.137)**	0.347 (0.128)**	1.109 (0.184)**	1.062 (0.213)**
$\sigma^2_{y,1}$	6.435 (1.332)**	4.883 (1.002)**	4.516 (0.729)**	7.061 (1.691)**	6.513 (1.545)**
$\sigma_{yr,1}$	−3.891 (1.900)*	−2.619 (0.921)**	−2.567 (0.840)**	−4.655 (1.759)**	−2.607 (1.339)+
$\sigma^2_{r,1}$	25.578 (5.470)**	7.687 (1.642)**	9.320 (1.814)**	13.224 (3.323)**	9.355 (2.158)**
$P_{V,00}$	0.940 (0.022)**	0.917 (0.031)**	0.927 (0.030)**	0.937 (0.024)**	0.927 (0.027)**
$P_{V,11}$	0.906 (0.037)**	0.919 (0.035)**	0.943 (0.025)**	0.879 (0.048)**	0.898 (0.047)**

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.

2) $r^{cpi}_{1600}(r^{\mathrm{def}}_{1600})$와 $r^{cpi}_{16000}(r^{\mathrm{def}}_{16000})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.

3) θ와 σ^2는 각각 평균과 분산을 표시.

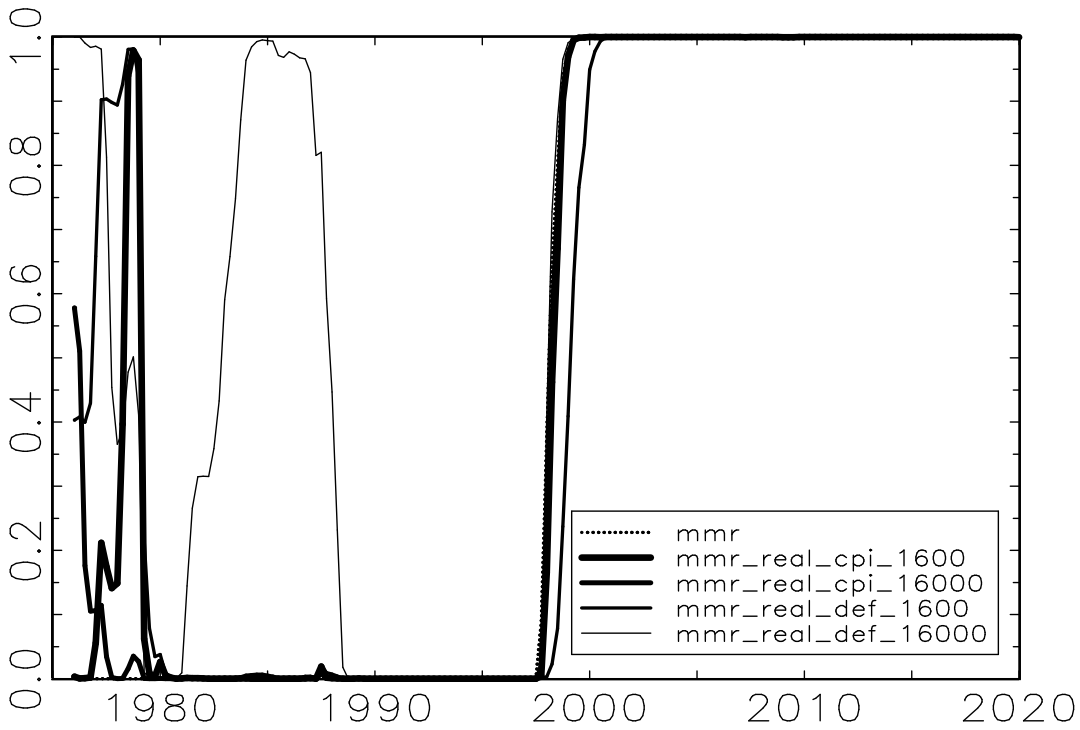
4) $P_{j,00}(P_{j,11})$는 변수 j가 낮은(높은) 증가율로부터 낮은(높은) 증가율로 전이되는 확률을 표시.

5) C는 1과 0의 값을 갖는 잠재변수이며 $P_{C,00}(P_{C,11})$는 경기변동이 독립적인 국면(동조화 국면)으로부터 독립적인 국면(동조화 국면)으로 전이되는 확률을 표시.

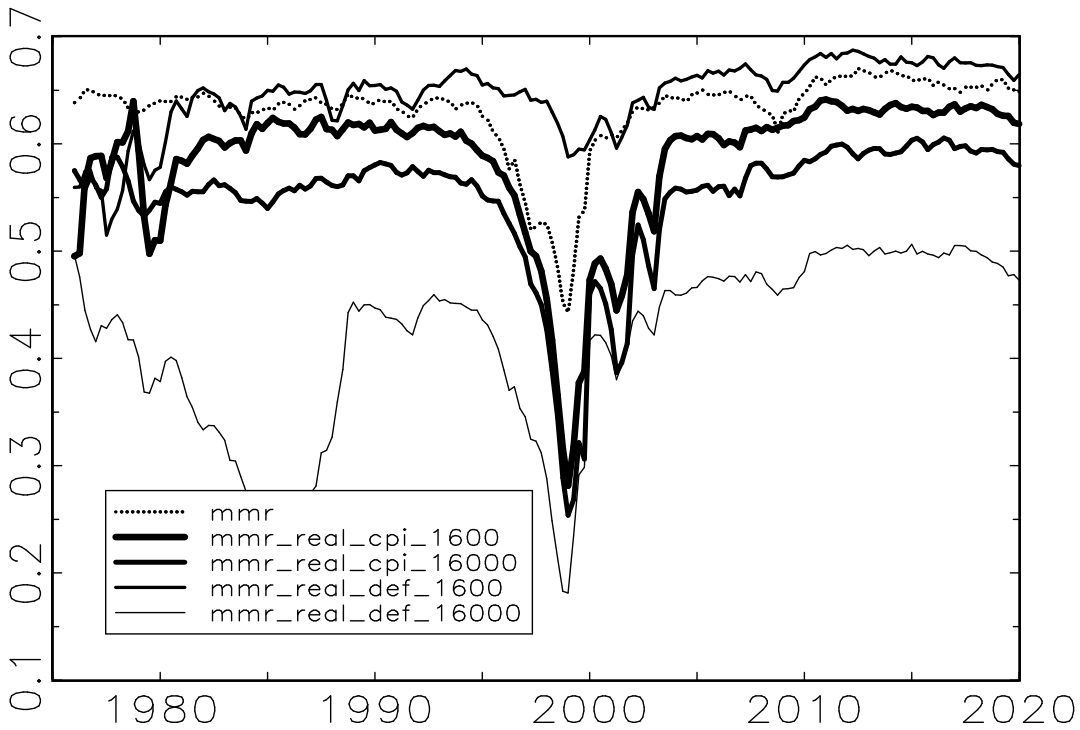
6) $P_{V,00}(P_{V,11})$는 낮은(높은) 변동성 국면으로부터 낮은(높은) 변동성 국면으로의 전이확률 표시.

7) +, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<그림 B1> Levia-Leon 모형의 P_{00} 추정치(하이퍼 파라미터: 8, 2, 1, 9)



<그림 B2> Levia-Leon 모형의 동조화 추정치(하이퍼 파라미터: 8, 2, 1, 9)



<부록 C> 2변수 모형의 인과관계검정

상관관계가 반드시 인과관계를 의미하는 것은 아니기 때문에 통제변수들이나 역의 인과관계 등을 고려하여 GDP 성장률이 금리에 어떤 영향을 미치는가를 살펴보는 것이 필요하다. 여기서는 먼저 간단한 2변수 인과관계검정을 살펴보기로 한다. <표 C>가 인과관계 검정결과를 보여주고 있다. 시차수는 AIC 검정결과에 따라 모두 4가 선택되었으며 검정통계량 외에 점근적인 방법에 의한 p값(probability value)과 부스트랩 방법에 의한 p값을 동시에 보여주고 있다. 먼저 ΔGDP와 i가 사용된 경우를 살펴보면 $\Delta GDP \nRightarrow i$는 GDP 성장률이 명목금리에 영향을 주지 못한다는 귀무가설을 나타내는데 추정결과 검정통계량과 점근적 p값(부스트랩 p값)이 각각 8.165와 0.086(0.076)으로 이 귀무가설이 10% 유의수준에서 기각됨을 보여준다. 한편 $i \nRightarrow \Delta GDP$는 명목금리가 GDP 성장률에 영향을 주지 못한다는 귀무가설을 나타내는데 추정결과 반대의 귀무가설이 또한 기각됨을 보여준다. 이와 같이 ΔGDP와 i는 각각 다른 변수에 영향을 줄 뿐만 아니라 받는 변수임을 알 수 있다. <표 C>는 실질금리들을 사용하는 경우에도 어느 정도 차이는 있지만 명목금리를 사용하는 경우와 크게 다르지 않음을 보여준다.

<표 C> 2변수 모형의 인과관계검정

변수	귀무가설	AIC	검정통계량	p값	부스트랩 p값
ΔGDP, i	$\Delta GDP \nRightarrow i$	4	8.165	0.086^{+}	0.076^{+}
	$i \nRightarrow \Delta GDP$		21.073	0.000^{**}	0.046^{*}
ΔGDP, r_{1600}^{cpi}	$\Delta GDP \nRightarrow r_{1600}^{cpi}$	4	7.570	0.109	0.089^{+}
	$r_{1600}^{cpi} \nRightarrow \Delta GDP$		20.225	0.000^{**}	0.039^{*}
ΔGDP, r_{16000}^{cpi}	$\Delta GDP \nRightarrow r_{16000}^{cpi}$	4	8.331	0.080^{+}	0.086^{+}
	$r_{16000}^{cpi} \nRightarrow \Delta GDP$		20.624	0.000^{**}	0.049^{*}
ΔGDP, r_{1600}^{def}	$\Delta GDP \nRightarrow r_{1600}^{\mathrm{def}}$	4	6.280	0.179	0.162
	$r_{1600}^{\mathrm{def}} \nRightarrow \Delta GDP$		20.752	0.000^{**}	0.041^{*}
ΔGDP, r_{16000}^{def}	$\Delta GDP \nRightarrow r_{16000}^{\mathrm{def}}$	4	7.644	0.106	0.096^{+}
	$r_{16000}^{\mathrm{def}} \nRightarrow \Delta GDP$		20.532	0.000^{**}	0.037^{*}

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) AIC는 AIC기준에 따라 선택된 시차수를 표시.
4) $^{+}$, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

<표 D1> 3변수모형의 인과관계검정(1976:4-1997:2)

변수	귀무가설	AIC	검정통계량	p값	부스트랩 p값
X: i Y: i^{us} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	1	0.068	0.967	0.977
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		0.317	0.853	0.889
	$Y \nRightarrow X$		0.068	0.795	0.845
	$Y \nRightarrow Z$		0.001	0.981	1.000
	$Z \nRightarrow X$		0.264	0.607	0.603
X: r_{1600}^{cpi} Y: $r_{1600}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	1	2.468	0.291	0.427
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		2.546	0.280	0.357
	$Y \nRightarrow X$		2.442	0.118	0.182
	$Y \nRightarrow Z$		0.013	0.911	1.000
	$Z \nRightarrow X$		0.152	0.697	0.725
X: r_{16000}^{cpi} Y: $r_{16000}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	1	0.326	0.850	0.888
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		0.964	0.618	0.665
	$Y \nRightarrow X$		0.300	0.584	0.657
	$Y \nRightarrow Z$		0.041	0.840	1.000
	$Z \nRightarrow X$		0.698	0.404	0.402
X: r_{1600}^{def} Y: $r_{1600}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	1	3.187	0.203	0.357
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		3.421	0.181	0.274
	$Y \nRightarrow X$		3.181	0.074^{+}	0.149
	$Y \nRightarrow Z$		0.032	0.857	1.000
	$Z \nRightarrow X$		0.459	0.498	0.486
X: r_{16000}^{def} Y: $r_{16000}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	1	0.304	0.859	0.888
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		0.919	0.631	0.675
	$Y \nRightarrow X$		0.244	0.621	0.684
	$Y \nRightarrow Z$		0.081	0.777	1.000
	$Z \nRightarrow X$		0.797	0.372	0.379

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) AIC는 AIC기준에 따라 선택된 시차수를 표시.
4) $^{+}$는 10% 수준에서 통계적으로 유의적임을 표시.

<표 D2> 3변수모형의 인과관계검정(1999:1-2020:4)

변수	귀무가설	AIC	검정통계량	p값	부스트랩 p값
X: i Y: i^{us} Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	7.927	0.094^{+}	0.049^{*}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		14.539	0.006^{**}	0.031^{*}
	$Y \nRightarrow X$		7.829	0.020^{**}	0.008^{**}
	$Y \nRightarrow Z$		2.116	0.347	1.000
	$Z \nRightarrow X$		4.213	0.121	0.166
X: r_{1600}^{cpi} Y: $r_{1600}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	8.122	0.087^{+}	0.049^{*}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		16.729	0.002^{**}	0.027^{*}
	$Y \nRightarrow X$		4.795	0.091^{+}	0.114
	$Y \nRightarrow Z$		1.117	0.572	1.000
	$Z \nRightarrow X$		4.778	0.092^{+}	0.086^{+}
X: r_{16000}^{cpi} Y: $r_{16000}^{cpi,us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	10.162	0.038^{*}	0.046^{*}
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		8.374	0.079^{+}	0.164
	$Y \nRightarrow X$		0.443	0.801	0.715
	$Y \nRightarrow Z$		8.357	0.015^{*}	0.000^{**}
	$Z \nRightarrow X$		5.768	0.056^{+}	0.052^{+}
X: r_{1600}^{def} Y: $r_{1600}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	6.319	0.177	0.109
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		17.447	0.002^{**}	0.013^{*}
	$Y \nRightarrow X$		5.975	0.050^{+}	0.051^{+}
	$Y \nRightarrow Z$		0.350	0.839	1.000
	$Z \nRightarrow X$		5.390	0.068^{+}	0.081^{+}
X: r_{16000}^{def} Y: $r_{16000}^{\mathrm{def},us}$ Z: ΔGDP	$Y \nRightarrow X,\ Z$	2	3.077	0.545	0.305
	$Y,\ Z \nRightarrow X$		10.236	0.037^{*}	0.092^{+}
	$Y \nRightarrow X$		1.877	0.391	0.322
	$Y \nRightarrow Z$		0.482	0.786	0.000
	$Z \nRightarrow X$		5.177	0.075^{+}	0.083^{+}

주: 1) ΔGDP와 i는 각각 GDP성장률과 명목금리를 표시.
2) $r_{1600}^{cpi}(r_{1600}^{\mathrm{def}})$와 $r_{16000}^{cpi}(r_{16000}^{\mathrm{def}})$는 명목금리에서 소비자물가지수(GDP 디플레이터)와 HP필터의 스무딩 파라미터로 각각 1,600과 16,000을 사용하여 구한 기대인플레이션을 뺀 실질금리를 표시.
3) AIC는 AIC기준에 따라 선택된 시차수를 표시.
4) $^{+}$, *, **는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.