

# 정책 환경 불확실성을 반영한 확장 Taylor 준칙의 추정 및 평가\*

이상우\*\* · 주동현\*\*\*

본 연구는 높아지는 불확실성 하에서의 통화정책 환경 변화에 대응하여 불확실성을 반영한 확장 Taylor 준칙을 추정하고 평가를 시도하였다. 확장 Taylor 준칙은 정책금리 결정에 있어서의 불확실성의 영향을 계량화하여 정책금리 결정요소로 포함하는 만큼 중앙은행과 경제주체 간 정보의 비대칭성을 완화할 것으로 기대할 수 있다. 2004년 1/4분기 이후 2021년 4/4분기까지를 대상 기간으로 기존의 Taylor 준칙에 한국은행 『통화신용정책보고서』를 기초로 작성된 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 추가한 확장 금리 준칙을 추정한 결과, 정책금리에 대한 설명력이 현저히 향상되는 것을 확인하였다. 한편, 마코프 국면전환모형을 통해 불확실성 국면별로 확장 금리 준칙을 추정해 보면 불확실성이 낮은 국면에서 오히려 불확실성에 대한 정책금리의 반응이 큰 것으로 나타났다. 이러한 추정 결과는 글로벌 금융위기 이후 저금리 기조가 이어지면서 상당 폭의 준칙금리 갭이 지속된 상황에 대한 설명으로서 의미를 가지는 것으로 생각된다.

핵심주제어: 금리 준칙, 불확실성, 불확실성 지수, 통화정책, 마코프 국면전환모형  
경제학문헌목록 주제분류: C1, D8, E5

## I. 머리말

글로벌 금융위기 이후 최근의 코로나19 팬데믹에 이르기까지 불확실성이 통화정책의 최우선 과제가 되면서 준칙보다 재량이 우선시되고 정책의 예측 가능성

---

\* 본 논문은 제1저자의 박사학위논문(지도교수: 주동현)을 바탕으로 작성되었습니다. 논문의 완성도가 높아질 수 있도록 생산적 조언을 해주신 익명의 심사위원들께 감사드립니다.

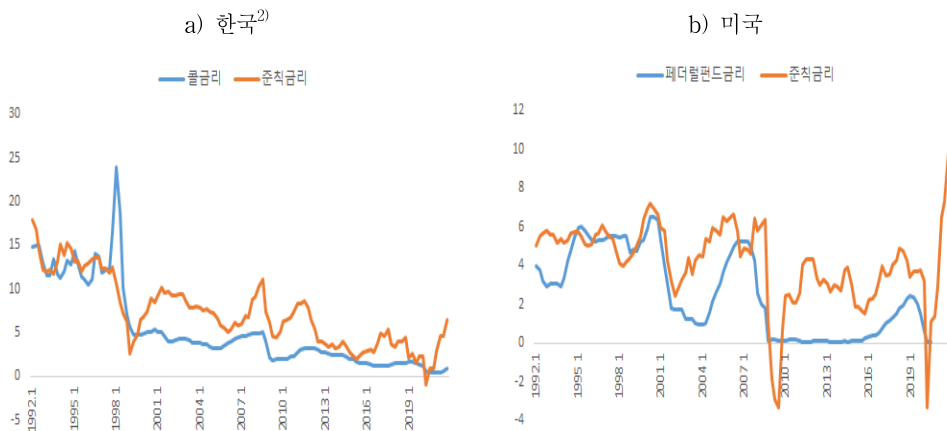
\*\* 제1저자, 우리카드 상근감사위원, 전화: (02) 6968-3012, E-mail: woolee0404@gmail.com

\*\*\* 교신저자, 한양대학교 ERICA 캠퍼스 경제학부 부교수, 전화: (031) 400-5631, E-mail: ramiboo@hanyang.ac.kr

논문투고일: 2022. 2. 28    수정일: 2022. 3. 21    게재확정일: 2022. 3. 27

이 크게 제약되고 있다. 지난 10여 년간 미 연준을 중심으로 주요국 통화정책을 대표하고 있는 data-dependent 운영 방식은 다른 아닌 불확실성에 대응한 재량적 정책결정을 의미한다. Powell 미 연준의장은 2019년 10월 “Data-Dependent Monetary Policy in an Evolving Economy”로 연설하면서 “IT, 기술발전 등에 따라 생산성, 산업생산 등을 제대로 측정하기 어려워지는 등 데이터 불확실성에 대응하여 통화정책 결정시 리스크 관리 측면을 고려한 좋은 판단이 요구되며, 이를 뒷받침하기 위해 새로운 정보의 획득 및 발굴에 최대한 노력하고 있다”고 했다. 이와 달리 Orphanides(2015)는 정책금리가 재량에 의해 결정되면 동태적 비일관성 문제에 봉착하게 된다고 주장하면서 준칙을 대외적으로 공표하고 정책여건 변화에 따라 이를 정기적으로 수정, 보완해 나갈 것을 제안하였다.<sup>1)</sup>

<그림 1> 정책금리와 Taylor 준칙 추정치<sup>1)</sup>



주: 1) 전형적 Taylor 준칙  $R_t^T = r_t^{LR} + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t - y_t^P)$  을 이용하여 추정하였으며  $r_t^{LR}$ 은 실질GDP 추세성장률(HP필터 적용);  $\pi_t$ 는 전년 동기비 CPI 상승률(한국, 2000~2006년 근원CPI 상승률, PCE 디플레이터 상승률(미국);  $\pi^*$ 는 한국 2015년까지 3%(1998년 9% 및 2000년 2.5%)/ 2016년 이후 2%, 미국 2%;  $y_t$ 는 로그변환 실질GDP;  $y_t^P$  로그변환 실질GDP 추세치(HP필터 적용).  
 2) 물가안정목표제가 도입된 1998년 이래 목표치는 1998년 CPI 기준 9.0±1%, 1999년 CPI 기준 3.0±1%, 2000년 근원CPI 기준 2.5±1%, 2001~2003년 근원CPI 기준 3.0±1%, 2004~2006년 근원CPI 기준 2.5~3.5%, 2007~2009년 CPI 기준 3.0±0.5%, 2010~2012년 CPI 기준 3.0±1%, 2013~2015년 CPI 기준 2.5~3.5%, 2016년 이후 CPI 기준 2%로 바뀌었으며 1992~1997년에는 CPI 기준 3%로 전제.

1) Friedman은 준칙의 필요성으로 정책결정자의 책임 회피 및 공명심을 지적하기도 하였다 (Fischer, 1988, p. 40).

통화정책이 재량 위주로 운영되면 정책의 투명성이 저하되면서 중앙은행과 시장참가자 간 정보의 비대칭성이 확대되고 정책 자체의 불확실성이 증가하게 된다. Cecchetti and Schoenholtz(2019)의 통화정책 커뮤니케이션 관련 조사에서 전체 응답자의 85% 이상이 정책반응함수의 이해 가능성 제고의 필요성을 지적하기도 하였다. 우리나라와 미국의 정책금리와 Taylor 준칙에 의한 추정치를 비교해보면 <그림 1>에서와 같이 글로벌 금융위기 이전인 2000년대 초부터 상당한 격차를 지속하면서 Cecchetti and Schoenholtz(2019)의 조사 결과를 뒷받침하고 있다.

불확실성에 대응하여 재량적 정책수행을 최소화하고 준칙의 투명성과 예측 가능성을 확보하기 위한 방안으로 정책변수의 반응계수를 조정하거나 새로운 변수를 추가하는 방안을 고려할 수 있다(Cateau and Murchison, 2010). 정책계수 조정의 대표적인 예로는 미 연준의 2017년 7월 『통화정책보고서』를 들 수 있다. 연준은 이 보고서에서 예년과 달리 「통화정책 준칙과 의사결정과정에서의 역할」(“Monetary Policy Rules and Their Role in the Federal Reserve’s Policy Process”)을 추가로 설명하면서 전통적인 Taylor 준칙과 정책계수를 조정한 균형 접근 준칙(Balanced-approach rule), 실효하한 조정 준칙(ELB-adjusted rule), 관성 준칙(Inertial rule) 및 1차 차분 준칙(First-difference rule) 등 5개의 준칙을 제시하였다.<sup>2)</sup>

금리정책 결정을 위한 설명변수로 새로운 변수를 추가함으로써 준칙의 설명력을 높이는 방향으로도 상당한 연구가 이루어지고 있다. 과거 통화정책이 대외균형이나 금융안정에 대응할 필요성이 제기되는 경우 환율, 자산가격, 신용량 또는 리스크 프리미엄 등을 정책금리 결정의 설명변수로 포함하는 연구가 시도되어 왔다. 최근에는 불확실성에 대응한 재량적 정책금리 결정 행태가 나타남에 따라 새로운 설명변수로 불확실성 자체를 포함시키는 방안에 대한 관심이 높아지고 있으며 이를 뒷받침하기 위한 다양한 불확실성 지표의 개발도 진행되고 있다.

불확실성 지표는 측정 대상에 따라 뉴스, 금융시장 및 웹/SNS 기반으로 나누어진다. 뉴스 기반 지수는 불확실성 및 관련 어휘를 포함한 기사의 비중을 나타내며 Baker, Bloom, and Davis(2015)의 경제정책 불확실성 지수(EPU)<sup>3)</sup>와 Husted,

2) 2017년 『통화정책보고서』 수록 내용은 연준 홈페이지 「통화정책」 중 「통화정책 원칙과 실행」(“Monetary Policy Principles and Practice”)을 구성하는 「정책 준칙과 정책입안자의 사용법」(“Policy Rules and How Policymakers Use Them”)에 대한적 정책 준칙으로 소개되고 있다(<https://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/policy-rules-and-how-policymakers-use-them.htm>).

3) 한국은행 『통화신용정책보고서』에서는 Baker *et al.*(2015)의 글로벌 EPU를 참고지표로 사

Roges, and Sun(2020)의 통화정책 불확실성 지수(MPU)가 대표적이다. 국내 연구로는 이궁희·조주희·조진경(2020)의 경제불확실성 지수를 들 수 있다. 금융시장 불확실성 지수로는 주가옵션 VIX와 회사채 스프레드(회사채수익률 - 국채수익률) 그리고 St. Louis Fed 및 IMF 등에서 작성하는 금융스트레스 지수를 들 수 있는데 St. Louis Fed의 금융스트레스 지수는 VIX 및 회사채 스프레드를 포함하여 18개 지표<sup>4)</sup>에 의하여 작성된다. 웹/SNS 기반 지수로는 「구글트렌드」를 이용한 Bontempi, Golinneli, and Squadrani(2016), Castelnovo and Tran(2017)과 Dzielinski(2012) 등이 있으며 트위터를 이용한 지수로는 Baker, Bloom, Davis, and Renault(2021)가 있다. 국내에서는 이상우·주동현(2021)이 한국은행 『통화신용정책보고서』에서 불확실성 관련 어휘를 선정하여 「구글트렌드」를 통해 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 작성하였다. 이와 같은 불확실성 지수를 활용하여 중앙은행 정책대응함수에 불확실성 변수를 추가하는 방식으로 준칙에 정책 환경 불확실성 확대에 따른 재량적 요소를 반영하게 되면 정책결정의 설명 가능성을 높일 수 있을 것이다.

본 연구는 한국은행의 기준금리 결정을 대상으로 전통적 Taylor 준칙에 이상우·주동현(2021)의 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 포함한 확장금리 준칙을 추정하고 평가하였다. 추정 결과 불확실성 지수를 포함하면 준칙의 정책금리 설명력이 크게 높아지는 것을 확인할 수 있었다. 아울러 마코프 국면전환모형을 통해 불확실성 국면별로 준칙을 추정한 결과, 정책 환경 불확실성이 글로벌 금융위기 이후 저금리 기조의 원인으로 작용했을 가능성이 있는 것으로 분석되었다. 이와 같은 분석 결과에 비추어 정책 준칙에 물가 및 성장과 함께 불확실성 변수를 포함하면 통화정책의 투명성과 예측성이 제고될 수 있을 것으로 생각된다. 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서 확장 준칙과 준칙의 관점에서 불확실성을 연구한 선행 연구들을 소개하고, 제Ⅲ절에서는 한국은행의 정책목표 변수인 콜금리를 대상으로 미 연준이 제시하고 있는 대안적 정책 준칙과 불확실성을 반영한 확장 준칙의 유용성을 평가한다. 마지막으로 제Ⅳ절에서는 결과를 요약하고 통화정책적 시사점을 제시한다.

---

용하고 있다.

4) 페더럴펀드금리 등 금리지표 7개, 장단기 금리차(10년물 국채수익률 - 3개월 재정증권수익률) 등 수익률 스프레드 6개, VIX 등 여타 금융시장지표 5개로 구성된다.

## II. 통화정책 준칙의 확장과 불확실성에 관한 선행 연구

통화정책 준칙의 확장에 대한 연구는 먼저, 한국 경제와 같은 소규모 개방경제의 경우 대외부문 충격이 정책금리 결정에 중요한 요소가 되어야 한다는 점에서 환율을 포함하여 정책 준칙을 확장하는 방안이 제시되었다. 1990년대 초 캐나다 중앙은행을 비롯한 소규모 개방경제 국가의 중앙은행들은 환율과 물가의 선행결합으로 산출되는 통화정책조건지수(Monetary Conditions Index: MCI)를 정책 준칙에 활용하는 방안을 논의하였다. Ball(1998)은 물가와 생산만을 고려하는 Taylor 준칙이 미국의 경우 사회적 후생 극대화에 큰 문제가 없지만 소규모 개방경제의 경우에는 적합하지 않으며 MCI 지수를 정책에 활용할 것을 주장하였다. 국내에서는 1997년 외환위기 이후 물가안정 목표제가 도입되고 콜금리가 정책목표로 활용하기 시작하고 나서야 이에 대한 논의가 이루어진 것으로 보인다. 신관호(2007)는 한국 경제를 대상으로 환율을 포함한 테일러 준칙을 추정하였는데 환율의 추정계수가 물가나 생산보다 큰 값으로 추정되었으나 통계적 유의성은 제한적으로 나타났다. 김태봉 · 이한규(2011)도 환율을 포함한 확장 정책 준칙을 추정하였는데 환율 추정계수의 값이 미미하고 통계적 유의성도 없는 것으로 분석되었다. 백웅기(2009)도 테일러 준칙을 추정하면서 통화정책을 수행함에 있어 환율을 고려할 필요성을 강조하였으나 환율을 준칙에 포함하지는 않았다.

통화정책 준칙의 확장에 대한 논의는 글로벌 금융위기를 거치면서 또 다른 방향으로 활발히 이루어졌다. 2000년대 들어서의 대안정기(Great Moderation)에 통화정책이 준칙에서 벗어나 정책금리가 지나치게 낮은 수준을 지속하면서 금융위기를 초래하였다는 평가를 바탕으로 금융안정에 주안점을 둔 다양한 대안적 준칙이 제시되었다. 금리정책 준칙에 금융안정 대리변수로 자산가격, 신용량 및 리스크 프리미엄 등을 포함하는 연구들은 그러한 노력의 일환으로 볼 수 있다. 다만 이와 같은 논의는 글로벌 금융위기 이전에 통화당국이 금융안정을 적극적으로 고려하여 정책금리를 결정하였다고 보기는 어려운 만큼 통화당국의 정책결정 행태를 확장된 정책 준칙에 의해 평가하기보다 동태적 확률 일반균형모형(DSGE) 등 이론모형을 활용하여 최적 정책금리 준칙을 모색하는 방향으로 전개되었다. 해외에서는 Curdia and Woodford(2008), Carlstrom, Fuerst, and Paustian(2010) 등이 금융부문이 포함된 DSGE 모형을 구축<sup>5)</sup>하고 신용량이나 신용위험

5) 유사한 국내 연구로는 남덕우 · 이정환(2019) 등이 있다.

프리미엄이 통화정책 준칙 결정변수로 포함되는 것이 사회후생을 증대시킨다고 주장하였으며, Taylor(2014)는 자신이 제안한 준칙에 신용위험 프리미엄을 추가할 것을 권고하였다. 국내에서는 강환구·장정석(2011)이 물가와 생산 변동성을 최소화하는 중앙은행 손실함수를 상정한 최적화 문제에서 주택가격과 신용 갭을 추가하여 테일러 준칙의 최적 반응계수를 추정하였으며, 주동현(2014)은 DSGE 모형을 사용하여 신용량 및 신용위험 프리미엄이 포함된 정책 준칙 함수 하에서 경제 충격별 사회후생 효과를 평가하였다. 최근에는 장민(2021)이 신용 갭을 추가하여 확장된 Taylor 준칙을 추정하고 추정 결과를 기준으로 코로나19 이후 통화정책 기조를 평가하였다.

본 연구는 기존의 Taylor 준칙 확장 방식과는 달리 불확실성을 명시적으로 고려하는 방향으로 준칙을 확장한다는 점에서 차별성을 가진다. 또 기존의 연구가 최적 정책을 모색하거나 추정된 준칙을 바탕으로 정책기조를 평가하는 데 주안점을 두고 있는 것과 달리 본 연구는 기존의 준칙에 불확실성 변수를 추가함으로써 재량적 정책 운영을 설명하고 이를 통해 확장된 통화정책 준칙이 투명성과 예측성을 제고함을 보이고자 하였다.

통화정책과 관련하여 불확실성을 중앙은행의 금리정책 반응함수에 포함한 연구로는 Evans, Fisher, Gouirio, and Krane(2015)을 들 수 있다. Evans *et al.*(2015)은 미 연준 「통화정책 결정문」에서 Uncertainty 또는 Insurance의 표현 여부와 정책에의 영향 여부에 따라  $\pm 1$ (인상 +1, 인하 -1) 및 0의 값을 부여한 더미변수의 형태로 지수화하여 불확실성이 정책금리 결정에 유의적인 영향을 미치는지를 회귀분석을 통해 검정하였다. Evans *et al.*(2015)은 중앙은행이 리스크 관리 차원에서 불확실성을 고려하고 있음을 입증하는 데 주안점을 두고 불확실성 지수의 움직임을  $[1, 0, -1]$ 로 제한하고 있어 불확실성을 대표하는 확률적 변동성을 충분히 반영하기 어려웠다. 불확실성 지표로 확률적 변동성을 금리정책 준칙에 포함한 연구로는 Lansing(2017)이 있다. Lansing(2017)은 자연이자율과 불확실성의 역의 상관관계에 주목하면서 Taylor 준칙 기반 통화정책 준칙에 Jurado, Ludvigson, and Ng(2015)의 ‘거시경제 불확실성 지수’를 추가하고 자연이자율로 Laubach and Williams(2016)의 추정치를 이용하여 준칙금리를 구하였다. 다만 Lansing(2017)은 인플레이션과 성장률에 실적치를 적용<sup>6)</sup>하면서도 관측 불가능 변수인 자연이자율과 산출 갭을 포함하여 이해 가능성이 다소 제약되는 결과를 나타내었다.

6) 통계작성 시차를 고려하여 전기 변수를 사용하였다(Lansing, 2017).

### III. 불확실성을 반영한 확장 Taylor 준칙

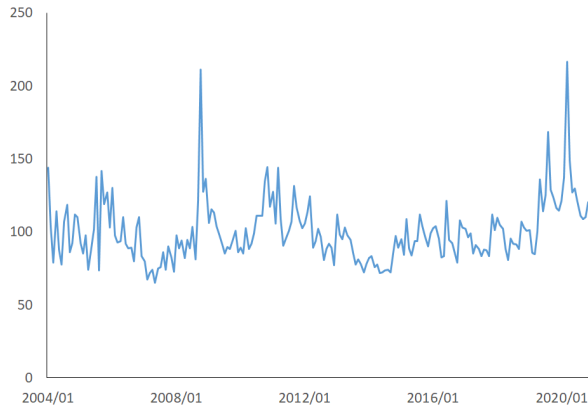
통화정책 준칙에 불확실성을 반영하는 연구가 이어지고 있으나 준칙의 설명 가능성을 담보하기 위해서는 Lansing(2017)에서와 같은 데이터 불확실성을 보완하는 것이 요구된다. 본 연구에서는 준칙의 이해 가능성을 확보하는 차원에서 Mendes, Murchison, and Wilkins(2017)의 기준에 입각하여 확장 준칙의 기본 틀을 구성하였다. Mendes *et al.*(2017)은 통화정책 여건의 불확실성 증가에 대응하여 정책의 일관성을 유지하기 위해서는 모형, 모수 및 데이터 불확실성에 좌우되지 않는 준칙의 개발이 긴요하다는 점을 강조하였다. 구체적으로는 ① 정책 준칙이 선형함수이며, ② 불확실성이 가산적(additive) 형태로 반영되고, ③ 2차 중앙은행 손실함수를 유지하여 함수 형태 및 모수가 바뀌지 않는 것이 중요하다고 하였다.

본 연구에서는 데이터 불확실성의 여지를 최소화하기 위해 인플레이션 갭 및 산출 갭의 추정에 실적치를 사용하였다. 준칙의 설명변수인 물가 및 성장에 전망치나 비관측변수 대신 실적치가 적용되고 불확실성 지수가 가산적(additive) 형태로 포함되면서 준칙의 복잡성에서 벗어나면 Taylor(2017)의 ① 시간적 일관성, ② 설명의 용이성을 모두 충족하게 된다. Lansing(2017)에서와 같이 비관측변수인 자연이자율이 불확실성과 역(-)의 상관관계를 지니고 있어 불확실성 지수의 포함으로 자연이자율의 추세적 하락 움직임이 반영되면 장기 평균이자율은 전형적 Taylor 준칙에서와 같이 상수항으로 표시된다. 불확실성 지표로는 <그림 2>에 제시한 이상우·주동현(2021)의 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 사용하였다.<sup>8)</sup>

7) 모수의 불확실성은 Brainard(1967)에 의해 승법적(multiplicative)으로 설명되었으나 실증 연구에서 방향성이 모호하고 크기가 제한적인 것으로 나타나면서 가산적(additive) 불확실성이 일반적인 것으로 평가되고 있다(Swanson, 2004).

8) 이상우·주동현(2021)은 KDI의 경제불확실성 지수, KOSPI200 VIX, 회사채 스프레드(회사채수익률-국고채수익률) 및 아시아개발은행의 한국 금융스트레스 지수 그리고 서베이 자료로 한국은행의 경제심리지수 및 제조업 대상 경영 애로사항 중 불확실한 경제 상황 등 총 6개 지표를 비교 대상으로 선정하여 교차상관계수와 산업생산지수와와의 그랜저 인과관계 검증에 의해 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’의 유용성을 확인하였다.

&lt;그림 2&gt; 통화정책 환경 불확실성 지수



자료: 이상우·주동현(2021).

이상우·주동현(2021)은 「구글트렌드」(이하 GT)를 이용하여 통화당국이 인식하는 정책 환경의 불확실성을 지수화하면서 지수 구축을 위한 검색 어휘를 통화정책 관련 어휘, 불확실성 관련 어휘, 그리고 경제 상황에 따라 통화정책 결정에 영향을 미치는 불확실성 관련 어휘로 구분하고 통화정책 관련 어휘로는 통화정책/금리정책, 콜금리/기준금리 및 한국은행/금융통화위원회를 그리고 불확실성 관련 어휘로는 불확실성/위험/리스크를 각각 포함하였다. 경제 상황에 따라 통화정책의 결정에 영향을 미치는 불확실성 관련 어휘는 한국은행 『통화신용정책보고서』에서 불확실(성)이 포함된 문장에서 그 원인으로 설명하는 어휘들로 구성하였다. 이상우·주동현(2021)은 지수화 방식으로 GT가 대상 기간 중 최고치를 100으로 한 상대빈도로 나타남을 감안하여 개별 어휘를 준거 어휘와 공통으로 검색한 후 표준화하는 방법을 사용하였다. 구체적으로는 아래 식 (1)에서와 같이 지수 구성 어휘를 준거 어휘인 ‘구조조정’과 같이 검색한 후 ‘구조조정’이 100으로 나타나는 회차( $l$ )의 ‘구조조정’ GT값( $S_{b,l,t}$ )을 기준으로 개별 어휘의 상대적 GT값( $S_{i,k,t}/S_{b,k,t}$ )을 조정된 후 식 (2)와 같이 어휘별 조정 후 GT값( $S_{i,t}^s$ )을 시점별로 합산하여 전체 검색기간 평균 100으로 지수화하였다.

$$S_{i,t}^s = \frac{S_{i,k,t}}{S_{b,k,t}} \times \frac{S_{b,l,t}}{S_{b,l,M}} \times 100 = \frac{S_{i,k,t}}{S_{b,k,t}} \times S_{b,l,t} \quad (1)$$



$$GTU_t = \frac{\sum_{i=1}^N S_{i,t}^s}{(\sum_{t=1}^T \sum_{i=1}^N S_{i,t}^s) / T} \times 100 \tag{2}$$

여기서,  $S_{i,k,t}$ :  $k$ 회차  $t$ 시점에서의  $i$ 어휘의 GT값  
 $b$ : 구조조정  
 $S_{b,l,M}$ : 구조조정의 GT값 100  
 $S_{i,t}^s$ :  $t$ 시점  $i$ 어휘의 조정 후 GT값  
 $GTU_t$ :  $t$ 시점 통화당국이 인식하는 불확실성 지수  
 $N$ : 지수 포함 어휘 수  
 $T$ : 검색 개월 수

불확실성을 반영한 확장 준칙이 통화정책의 설명 가능성을 높이는 최적의 선택이 되기 위해서는 먼저 다양한 대안적 정책 준칙의 유용성을 살펴볼 필요가 있다. 여기서는 미 연준이 2017년 『통화정책보고서』에서 전통적 Taylor 준칙과 함께 제시한 대안적 정책 준칙을 중심으로 한국 경제 데이터를 사용하여 대안적 정책 준칙의 유용성을 검토해 본다.

### 1. 대안적 정책 준칙

미 연준은 홈페이지에서 정책금리 결정 과정에서 다양한 정책 준칙을 참고하고 있다고 설명하면서 대표적인 정책 준칙으로 <표 1>에서와 같이 전통적인 Taylor 준칙과 균형접근 준칙(Balanced-approach rule), 실효하한 조정 준칙(ELB-adjusted rule), 관성 준칙(Inertial rule) 및 1차 차분 준칙(First-difference rule)을 소개하고 있다.

대안적 준칙의 평가 기준인 Taylor 준칙은 인플레이션율이 목표치를 상회하면 초과분의 1.5배 그리고 GDP가 잠재GDP를 상회하면 초과분의 0.5배에 해당하는 정책금리 인상이 필요함을 나타내며, 정책금리가 인플레이션 갭보다 큰 폭으로 조정되어야 하는 것은 ‘Taylor 원칙’으로 알려져 있다. 대안적 준칙 중 균형접근 준칙은 Taylor 준칙에 비해 산출 갭에 대한 정책금리 조정폭을 2배로 설정하여 물가안정과 완전고용이 상충될 경우, 즉 인플레이션이 목표치를 웃도는 상황에서 GDP가 잠재GDP를 하회하면 Taylor 준칙보다 정책금리 인상폭이 제한되는 결과를 가져온다. 실효하한 조정 준칙은 명목 정책금리가 마이너스 수준으로 결정될 수 없는 한계를 감안하여 균형접근 준칙이 제로금리 수준에서 벗어난 이후에도

<표 1> 미 연준의 정책 준칙 예시<sup>1)</sup>

|  |   |
|--|---|
| Taylor rule  | $R_t^T = r_t^{LR} + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + 0.5(y_t - y_t^P)$                  |
| Balanced-approach rule <sup>2)</sup>                   | $R_t^{BA} = r_t^{LR} + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + (y_t - y_t^P)$                  |
| ELB(Effective Lower Bound)-adjusted rule <sup>3)</sup> | $R_t^{Endj} = \text{maximum}\{R_t^{BA} - Z_t, ELB\}$                                |
| Inertial rule  | $R_t^I = 0.85R_{t-1} + 0.15[r_t^{LR} + \pi_t + 0.5(\pi_t - \pi^*) + (y_t - y_t^P)]$ |
| First-difference rule <sup>4)</sup>                    | $R_t^{FD} = R_{t-1} + 0.1(\pi_t - \pi^*) + 0.1(y_t - y_{t-4})$                      |

주: 1)  $R_t^T$ : Taylor 준칙에 의한 적정 명목 페더럴펀드금리,  $R_t^{BA}, R_t^{Endj}, R_t^I, R_t^{FD}$ : 균형접근 준칙 등에 의한 적정 명목 페더럴펀드금리,  $R_t$ : 실제 명목 페더럴펀드금리,  $r_t^{LR}$ : 중립 실질금리,  $\pi^*$ : 인플레이션 목표치,  $y_t^P$ : 로그변환 잠재실질GDP,  $Z_t$ :  $R_t^{BA}$ 가 마이너스로 주어질 경우 누적치,  $y_t$ : 로그변환 실질GDP

2) Taylor(1999).

3) Reifschneider and Williams(2000).

4) Orphanides(2003).

자료: FRB.

상당 기간 제로금리를 유지하는 것이 필요하다는 입장을 반영하고 있다. 관성 준칙은 장기적으로는 균형접근 준칙에 의한 정책금리로 수렴하되 단기적으로는 정책금리의 변동성을 완화하는 데 주안점을 두고 있다. 끝으로 1차 차분 준칙은 관성 준칙과 마찬가지로 정책금리의 변동성을 완화하는 동시에 비관측변수인 중립금리 및 잠재GDP를 제외하여 설명 가능성을 높이고 있다.

본 연구에서는 우리나라의 경우 미국과 달리 정책금리가 최저 0.5%를 기록하면서 명목화한인 제로수준과 차이를 보이고 있는 점을 감안하여 실효하한 조정 준칙을 제외하고 균형접근 준칙, 관성 준칙 및 1차 차분 준칙을 Taylor 준칙과 비교하였다. 대상 기간은 한국은행이 콜금리 목표를 구체적으로 발표하기 시작한 1999년 5월보다 앞선 1992년 1/4분기부터 2021년 4/4분기로 설정하였으며, 콜금리와 소비자물가지수 및 GDP 모두 한국은행 경제통계시스템(ECOS)을 통해 다운로드하였다. 비관측변수인 장기실질이자율( $r_t^{LR}$ )은 Hofmann and Bogdanova (2012)에서와 같이 Hodrick-Prescott(HP) filter를 통해 구해진 실질GDP 추세의 증가율을 적용하였으며, 물가안정목표제 도입 이전인 1992~1997년 물가목표치( $\pi^*$ )는 외환위기 이후 목표수준과의 연속성을 감안하여 3%로 의제하였다.

Taylor 준칙과 대안적 정책 준칙의 적정성은 정책변수의 반응계수에 의해 평

가하였다. 이를 위해 콜금리를 종속변수로 하는 중앙은행 정책대응함수를 추정하였는데 Taylor 준칙과 균형접근 준칙은 인플레이션 갭 및 산출 갭을 설명변수로 하는 식 (3)의 기본 함수에 의해, 관성 준칙은 기본 함수에 전기 콜금리를 설명변수로 추가한 식 (4)에 의해, 그리고 1차 차분 준칙은 기본 함수의 산출 갭 대신 전년 동기비 GDP성장률을 포함한 식 (5)에 의해 추정하였다. 식 (3)~(5)에서 인플레이션, GDP 및 잠재GDP는 <표 1>과 달리 관련 통계의 작성에 시차가 수반되는 점을 감안하여 전기 변수로 표시하였다.

$$\text{기본 함수: } R_t = \alpha + \beta_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_2(y_{t-1} - y_{t-1}^p) \tag{3}$$

$$\text{관성 함수: } R_t = \alpha + \gamma R_{t-1} + \beta_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_2(y_{t-1} - y_{t-1}^p) \tag{4}$$

$$\text{차분 함수: } (R_t - R_{t-1}) = \beta_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_2(y_{t-1} - y_{t-5}) \tag{5}$$

추정 결과를 보면 <표 2>에서와 같이 기본 함수는 추정계수의 부호가 이론적 방향과 일치하고 인플레이션 갭 및 산출 갭 모두 1% 미만 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이와 달리 관성 함수는 콜금리의 높은 지속성으로 인해 인플레이

<표 2> 중앙은행 정책대응함수 추정 결과

|  | 기본 함수( $R_t$ )     | 관성 함수( $R_t$ )     | 차분 함수( $R_t - R_{t-1}$ ) |
|--|--------------------|--------------------|--------------------------|
| 상수                                     | 4.92***<br>(17.15) | -0.03<br>(-0.15)   | -                        |
| 전기 콜금리( $R_{t-1}$ )                    | -                  | 0.99***<br>(27.30) | -                        |
| 인플레이션 갭<br>( $\pi_{t-1} - \pi^*$ )     | 2.06***<br>(12.40) | -0.17<br>(-1.62)   | -0.27***<br>(-3.87)      |
| 산출 갭( $y_{t-1} - y_{t-1}^p$ )          | 0.48***<br>(3.36)  | 0.35***<br>(6.66)  | -                        |
| 성장률( $y_{t-1} - y_{t-5}$ )             | -                  | -                  | 0.04*<br>(1.96)          |
| R <sup>2</sup><br>(조정 R <sup>2</sup> ) | 0.57<br>(0.56)     | 0.94<br>(0.94)     | 0.13<br>(0.11)           |

주: 1) ( ) 안은 t값.

2) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 5%, 1%, 0.1%에서 유의수준을 의미함.

선 갭과 정책금리 간의 관계가 마이너스(-)로 추정되는 문제점을 보였다. 차분 함수 역시 관성 함수와 마찬가지로 인플레이션 갭의 추정계수가 마이너스(-)를 나타내었다.

## 2. 불확실성을 포함한 확장 준칙

미 연준의 대안적 준칙에서와 같이 정책변수의 반응계수를 조정하는 방식만으로는 준칙의 설명 가능성을 담보하기 어렵다. 미 연준도 정책 준칙을 소개하면서 인플레이션 지표의 대표성, 비관측변수 등에 따른 데이터 불확실성과 함께 현실 경제의 복잡성을 준칙의 제약요인으로 지적하고 있어 Cateau and Murchison (2010)이 제시한 것과 같이 새로운 설명변수로서 불확실성 변수를 추가하여 금리 준칙의 유용성을 평가할 필요가 있다. 확장 금리 준칙은 Taylor 준칙에 불확실성 변수를 추가하고 비관측변수에 수반되는 데이터 불확실성을 제거할 수 있도록 식 (3)에서의 산출 갭을 식 (5)와 같이 전기의 연간 성장률로 대체하여 식 (6)과 같이 설정하였다.

$$R_t = \alpha + \beta_1(\pi_{t-1} - \pi^*) + \beta_2(y_{t-1} - y_{t-5}) + \beta_3 U_t \quad (6)$$

식 (6)에서 상수항은 Taylor 준칙에서의 실질중립금리( $r^{LR}$ )에 물가안정목표치( $\pi^*$ )를 더한 명목중립금리 또는 장기평균금리의 의미를 지닌다.  $U_t$ 는 불확실성 지수를 나타낸다. 추정 기간은 대안적 정책 준칙과 달리 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’가 이용 가능한 2004년 1/4분기부터 2021년 4/4분기까지로 하였다. 한편, 확장 준칙에서는 관성 준칙이나 1차 차분 준칙과 달리 전기 콜금리를 포함하지 않았는데 이는 불확실성 변수가 금리조정 압력을 반영한다고 보았기 때문이다. Bloom(2009)에서와 같이 불확실성의 실물옵션 효과는 통화정책에 있어서는 정책금리 조정의 이연으로 귀착되며 이는 관성 준칙 및 1차 차분 준칙에서 전기 콜금리가 정책금리의 변동성 완화를 목적으로 금리조정 압력을 나타내는 것과는 본질적으로 차이가 있다. 본 연구와 유사한 시각은 Filardo, Hubert, and Rungcharoenkitkul(2019)에서 찾아볼 수 있다. Filardo *et al.*(2019)은 준칙금리 갭을 금융 불균형과 연결하여 통화정책 운영에 있어서의 금융 사이클에 대한 대응 정도를 평가하고 이를 반응함수 경로(reaction function channel)로 정의하였다.

한편, 새로운 설명변수를 추가하여 준칙의 유용성을 제고함에 있어 소규모 개

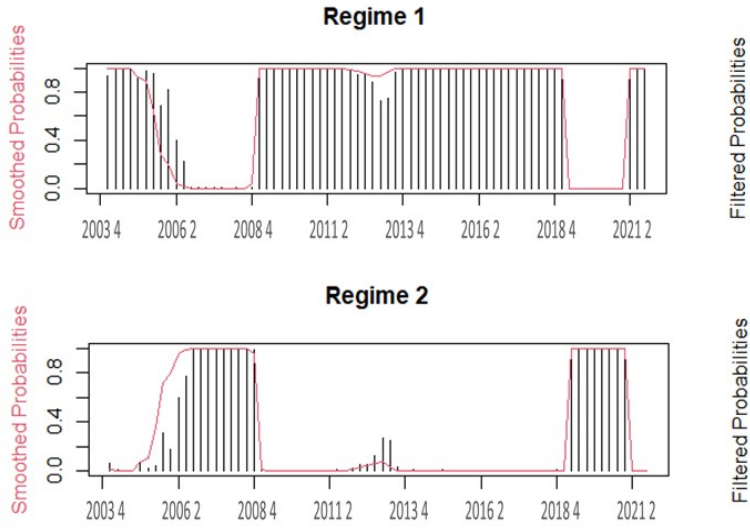
방경제라는 한국 경제의 특성을 감안하여 환율을 포함하는 방안을 고려할 수도 있을 것이나, 국내 경제를 대상으로 환율을 포함하여 Taylor 준칙을 추정한 기존 연구에서 환율 계수의 통계적 유의성이 낮은 점을 감안하여 본 연구에서는 이를 포함하지 않았다. 금융안정과 관련하여 정책 설명변수로 고려되고 있는 신용량이나 신용위험 프리미엄도 본 연구의 목적이 최적 정책 도출보다는 준칙의 정책 설명력을 높여 투명성과 예측성을 제고하는 데 있음을 감안하여 포함하지 않았다.

확장 준칙의 추정에 앞서 모수의 안정성을 전제로 하는 Mendes *et al.*(2017)의 기준을 적용할 수 있는지 검정할 필요가 있다. 왜냐하면 <그림 1>에서와 같이 불확실성이 크게 줄어든 상황에서도 준칙금리 갭이 해소되지 않고 있어 높은 불확실성 시기와 낮은 불확실성 시기의 모수값이 상이할 가능성이 있기 때문이다. Bloom(2009) 및 김웅·김현수(2012)에서와 같이 불확실성이 확률적 변동성으로 측정되는 경우가 빈번함을 감안하여 식 (3) 기본 함수를 대상으로 조건부 분산(GARCH)을 추정<sup>10)</sup>한 후 Nyblom 안정성 검정을 실시하였다. 검정 결과 1% 유의수준에서 구조적 변화가 없다는 귀무가설이 기각되었다. Nyblom 검정이 구조적 변화가 발생했는지 여부만을 알려주고 시점을 표시하지 않고 있어 식 (6)에 마코프 국면전환모형을 적용하여 불확실성이 상대적으로 낮은 기간(국면 1)과 크게 높아진 기간(국면 2: 글로벌 금융위기 및 코로나19 팬데믹) 간에 <그림 3>에서와 같이 불확실성 지수의 모수에 구조적 변화가 발생하였음을 확인할 수 있었다. 국면전환 대상에 인플레이션 갭과 성장률까지 포함할 경우에는 <그림 4>에서와 같이 글로벌 금융위기 전후로 구조적 변화를 나타내었다.

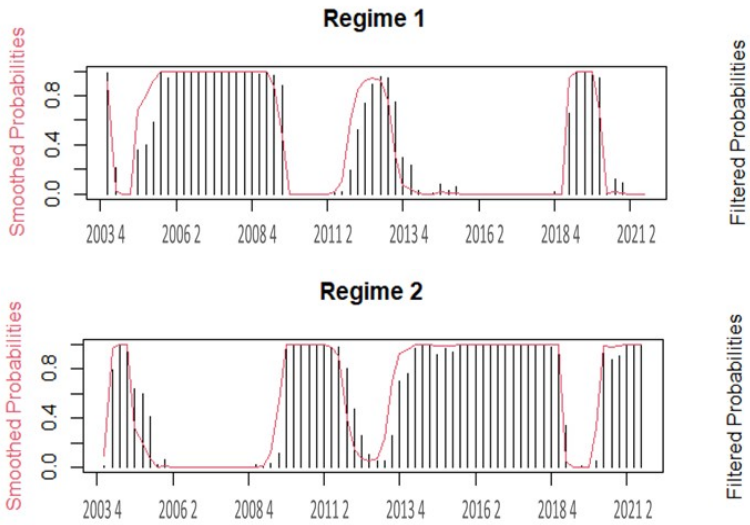
한편, Taylor 준칙의 추정에 있어서는 김태봉·이한규(2011)와 같이 기대인플레이션에 따른 내생성 문제를 회피하기 위해 GMM 등의 방법이 활용될 필요가 있다. 본 연구에서는 인플레이션 갭의 산정에 있어 과거 인플레이션을 사용하고 있어 이와 같은 내생성 문제는 원천적으로 배제되었다. 또 본 연구에서 활용하는 불확실성 지수는 이상우·주동현(2021)에서 선행성 또는 외생성의 성격을 갖는 것으로 분석한 바 있어 내생성의 문제가 크지 않을 것으로 판단하고 OLS 방식으로 추정을 실시하였다.

10) 표준 GARCH(1,1) 모형으로 추정하였다.

<그림 3> 불확실성 대상 마코프 국면전환 확률



<그림 4> 인플레이션 갭, 성장률 및 불확실성 대상 마코프 국면전환 확률



확장 준칙인 식 (6)을 전체 기간을 대상으로 추정할 경우와 마코프 국면전환 모형에 따라 국면 1과 국면 2로 나누어 추정한 결과는 <표 3>에서와 같다. 전체

<표 3> '통화정책 환경 불확실성 지수' 포함 중앙은행 정책대응함수 추정 결과

|                                    | 선형회귀              |                      | 국면전환 모형               |                      |                                     |                      |
|------------------------------------|-------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|-------------------------------------|----------------------|
|                                    | 기본 준칙             | 확장 준칙                | 불확실성 지수 <sup>1)</sup> |                      | 인플레이션 갭, 성장률, 불확실성 지수 <sup>1)</sup> |                      |
|                                    |                   |                      | 국면 1                  | 국면 2                 | 국면 1                                | 국면 2                 |
| 상수                                 | 1.68***<br>(6.57) | 3.98***<br>(9.42)    | 5.03***<br>(15.24)    | 5.03***<br>(15.24)   | 3.41***<br>(13.92)                  | 4.41***<br>(7.08)    |
| 인플레이션 갭<br>( $\pi_{t-1} - \pi^*$ ) | 0.35***<br>(2.91) | 0.30***<br>(3.06)    | 0.36***<br>(5.78)     | 0.36***<br>(5.78)    | 0.35***<br>(4.99)                   | 0.33***<br>(3.20)    |
| 성장률<br>( $y_{t-1} - y_{t-5}$ )     | 0.30***<br>(4.94) | 0.16***<br>(3.01)    | 0.14***<br>(3.59)     | 0.14***<br>(3.59)    | 0.40***<br>(12.3)                   | -0.024<br>(-0.36)    |
| 불확실성 지수( $U_t$ )                   | -                 | -0.019***<br>(-6.23) | -0.033***<br>(-11.38) | -0.019***<br>(-9.19) | -0.014***<br>(-7.16)                | -0.021***<br>(-6.11) |
| $R^2$<br>(조정 $R^2$ )               | 0.38<br>(0.36)    | 0.60<br>(0.59)       | 0.74<br>(-)           | 0.93<br>(-)          | 0.93<br>(-)                         | 0.73<br>(-)          |

주: 1) 국면전환 대상.

2) ( ) 안은 t값.

3) \*\*\*은 0.1%에서 유의수준을 의미함.

기간이 대상인 확장 준칙의 추정 결과를 식 (3)의 산출 갭을 성장률로 대체한 기본 준칙과 비교해 보면, 상수항의 추정값이 1.68에서 3.98<sup>11)</sup>로 대폭 확대되어 Lansing(2017)에서와 같이 중립금리와 불확실성 간의 역의 관계를 뒷받침하였다. 또한 추정 기간이 1992년 1/4분기부터인 <표 2>의 기본 함수와 비교하여 인플레이션 갭 및 성장률의 추정계수가 크게 낮은 수준으로 나타났는데 이는 높은 불확실성으로 인해 정책금리 조정이 제한되었기 때문이다. 전체 기간을 대상으로 하는 확장 준칙과 불확실성 지수를 기준으로 한 국면별 불확실성 지수 추정계수를 비교해 보면 불확실성이 낮은 국면 1에서는 -0.019에서 -0.033으로 반응 정도가 대폭 확대된 반면 불확실성이 높은 국면 2에서는 -0.019 수준이 그대로 이어졌다. 국면전환 대상 변수에 인플레이션, 성장률, 불확실성 지수 모두를 포함할

11) 명목 중립금리가 장기실질이자율과 물가목표치의 합으로 구해지고 있음을 감안하여 장기 실질이자율의 대응변수인 실질GDP 추세치의 증가율을 구해 보면, 물가목표치가 3%에서 2%로 조정되기 이전인 2004~2015년 중 3.85%, 2016~2021년 중 2.29%를 나타내어 상수항의 추정값이 과소 추정되었을 가능성이 있는데 Hofmann and Bogdanova(2012)는 이를 준칙금리 갭의 발생요인으로 설명하였다.

경우에는 글로벌 금융위기 이전 -0.014에서 글로벌 금융위기 이후 -0.021로 확대되었다.

이상의 분석 결과에 비추어 볼 때 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 주안점이 인플레이션에서 불확실성으로 옮겨가면서 통화정책 환경 불확실성이 줄어들 때에 오히려 불확실성에 대한 경계감이 높아진 것으로 평가된다. 유사한 연구 결과로 이상우·주동현(2021)은 (통화정책 환경 불확실성 지수, 산업생산, 소비자물가, 콜금리)의 4변수 VAR의 불확실성 충격반응함수를 통해 불확실성 충격이 해소된 이후에도 콜금리는 충격 이전 수준을 상당 폭 하회하는 것으로 보고하였다. 모형 적합도 측면에서는 확장 준칙의  $R^2$ 가 0.60으로 기본 준칙의 0.38에 비해 상당 폭 개선되었으며 국면별 추정에서는 국면 1에서 0.74, 국면 2에서 0.93으로 더욱 높아졌다.<sup>12)</sup>

다음으로 확장 준칙에 포함되는 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’의 유용성을 기존 불확실성 지표와 비교 평가해 보았다. ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 작성한 이상우·주동현(2021)은 기존 불확실성 지표와의 교차상관계수를 통한 선행성과 산업생산과의 그랜저 인과관계 검정을 통한 외생성을 비교하여 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’의 유용성을 평가하였다. 본 연구에서는 이상우·주동현(2021)에서의 회사채 스프레드, 아시아개발은행(ADB)의 한국 금융스트레스 지수 및 한국은행의 경제심리지수에 더해 Baker *et al.*(2015)의 한국 EPU를 비교 대상으로 하였다.<sup>15)</sup> 자료의 입수와 관련하여 회사채 스프레드를 구성하는 국고채수익률(3년) 및 회사채수익률(BBB-, 3년)과 경제심리지수는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서, 한국 금융스트레스 지수는 ADB 홈페이지에서, 그리고 한국 EPU는 St. Louis Fed의 FRED에서 다운로드하였다. 국면전환 대상을 불확실성 지표에 한정하고 국면별 모형을 추정한 결과는 <표 4>와 같다.

불확실성 변수로서 한국 금융스트레스 지수와 경제심리지수는 부호가 반대로 나타나고 유의성도 부족하였다.<sup>16)</sup> 회사채 스프레드는 콜금리와 불확실성 간의 관

12) 2004.1/4분기부터 2021.4/4분기를 대상으로 대안적 준칙인 1차 차분 준칙에 불확실성을 포함하면 0.1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났으며  $R^2$ 는 0.01에서 0.17로 높아졌다. 관성 준칙에 불확실성 지수를 추가한 경우에는 1% 수준에서 유의적인 것으로 나타났으며  $R^2$ 는 0.95에서 0.96으로 소폭이나마 개선되었다.

15) 이상우·주동현(2021)의 비교 대상 지표 중 VIX, KDI 경제 불확실성 지수는 표본 기간이 2009년 5월 및 2013년 1월부터로 제한됨에 따라 그리고 서베이 지표인 제조업 대상 경영 애로사항 중 불확실한 경제 상황 비중은 경제심리지수와 조사 대상이 상당 부분 중첩됨을 고려하여 제외하였다.

16) 불확실성 지표별로 국면전환 결과가 상이하게 나타났다. 한국 금융스트레스 지수와 경제심



<표 4> 불확실성 지표별 중앙은행 정책대응함수 추정 결과<sup>1)</sup>

|                                    | 회사채 스프레드             |                      |                      | 한국 금융스트레스 지수         |                       |                      |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
|                                    | 확장                   | 국면 1                 | 국면 2                 | 확장                   | 국면 1                  | 국면 2                 |
| 상수                                 | 7.20***<br>(14.67)   | 7.51***<br>(22.4)    | 7.51***<br>(22.4)    | 1.71***<br>(6.35)    | 1.71***<br>(6.54)     | 1.71***<br>(6.54)    |
| 인플레이션 갭<br>( $\pi_{t-1} - \pi^*$ ) | 0.43***<br>(6.21)    | 0.27**<br>(2.76)     | 0.27**<br>(2.76)     | 0.37***<br>(2.98)    | 0.37***<br>(3.07)     | 0.37***<br>(3.07)    |
| 성장률<br>( $y_{t-1} - y_{t-5}$ )     | 0.005<br>(0.12)      | -0.039<br>(-1.45)    | -0.039<br>(-1.45)    | 0.34***<br>(4.65)    | 0.34***<br>(4.79)     | 0.34***<br>(4.79)    |
| 불확실성 지수( $U_t$ )                   | -0.75***<br>(-11.79) | -0.70***<br>(-16.12) | -0.87***<br>(-16.79) | 0.067<br>(0.61)      | 0.067<br>(0.45)       | 0.067<br>(0.39)      |
| $R^2$<br>(조정 $R^2$ )               | 0.80<br>(0.79)       | 0.91                 | 0.93                 | 0.46<br>(0.43)       | 0.46                  | 0.46                 |
|                                    | 경제심리지수               |                      |                      | 한국 EPU               |                       |                      |
|                                    | 확장                   | 국면 1                 | 국면 2                 | 확장                   | 국면 1                  | 국면 2                 |
| 상수                                 | -0.31<br>(-0.23)     | 1.16<br>(1.32)       | 1.16<br>(1.32)       | 2.90***<br>(6.91)    | 2.94***<br>(10.15)    | 2.94***<br>(10.15)   |
| 인플레이션 갭<br>( $\pi_{t-1} - \pi^*$ ) | 0.36***<br>(3.04)    | 0.068<br>(0.44)      | 0.068<br>(0.44)      | 0.40***<br>(3.67)    | 0.49***<br>(6.24)     | 0.49***<br>(6.24)    |
| 성장률<br>( $y_{t-1} - y_{t-5}$ )     | 0.23***<br>(3.13)    | 0.26***<br>(4.56)    | 0.26***<br>(4.56)    | 0.24***<br>(4.11)    | 0.34***<br>(8.45)     | 0.34***<br>(8.45)    |
| 불확실성 지수( $U_t$ )                   | 0.022<br>(1.45)      | 0.014<br>(1.40)      | -0.004<br>(-0.39)    | -0.007***<br>(-3.37) | -0.020***<br>(-10.53) | -0.006***<br>(-4.92) |
| $R^2$<br>(조정 $R^2$ )               | 0.40<br>(0.37)       | 0.51                 | 0.52                 | 0.49<br>(0.49)       | 0.60                  | 0.79                 |

주: 1) 국면전환 대상은 불확실성 지표로 한정.

2) ( ) 안은 t값.

3) \*\*, \*\*\*는 각각 1%, 0.1%에서 유의수준을 의미함.

계를 뚜렷이 보여주었으나 성장률의 유의성이 부족하여 준칙에 포함되기에는 부적절한 것으로 평가되었다.<sup>17)</sup> 한국 EPU의 경우 콜금리와와의 관계를 만족하고 성

리지수는 국면전환을 확인할 수 없었다. 국면전환을 보인 회사채 스프레드와 한국 EPU는 '통화정책 환경 불확실성 지수'와 같이 코로나19 팬데믹 기간을 기준으로 국면 1과 국면 2로 구분하였다.

17) 성장률과 불확실성 변수 간에 1분기의 시차를 두어 다중공선성의 여지가 제한적이며 VIF

장률의 유의성 수준도 충분하였으나 국면 2에 2010.1/4~2011.2/4 분기 및 2017.2/4~2018.3/4 분기를 제외한 대부분의 기간이 포함되면서 글로벌 금융위기 및 코로나19 팬데믹을 특정하지 못하는 것으로 나타났다. 확장 준칙의 기본 요건을 ① 인플레이션이 목표치를 상회(하회)하면 정책금리 인상(인하), ② 성장률과 정책금리 간에는 양(+의) 관계 보유, ③ 정책 여건이 불확실하면 신중하게 대응으로 설정하면 비교 대상 불확실성 지표로는 그 요건을 충족하기 어렵다고 할 수 있다.

#### IV. 결론

본 연구는 높은 불확실성에 직면한 통화정책 운영 과정에서 준칙의 설명 가능성을 높이는 데 주안점을 두고 확장 준칙을 제시하였다. 확장 준칙은 전통적 Taylor 준칙을 기반으로 물가 및 성장 변수에 실적치를 적용하여 전망오차, 비관 측면수 등 데이터 불확실성을 배제하고 불확실성 변수로 이상우·주동현(2021)의 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’를 추가하여 재량과 준칙의 조화가 가능하도록 하였다. 아울러 불확실성이 줄어들더라도 상당 폭의 준칙금리 갭이 지속되는 데 주목하여 마코프 국면전환모형 추정을 통해 불확실성이 상대적으로 낮은 기간(국면 1)과 크게 높아진 기간(국면 2: 글로벌 금융위기 및 코로나19 팬데믹) 간에 불확실성 지수의 모수에 구조적 변화를 확인하고 국면별로 확장 준칙을 추정하였다. 국면별 확장 준칙 추정 결과 글로벌 금융위기 이후 통화정책의 주안점이 인플레이션에서 불확실성으로 옮겨가면서 통화정책 여건의 불확실성이 낮은 국면에서 불확실성에 대한 경계감은 오히려 높아진 것으로 분석되었다.

한편, 정책금리 준칙의 설명력은 불확실성 변수가 포함되면서 대폭 향상된 것으로 나타났다. 확장 준칙의  $R^2$ 가 0.60으로 기본 준칙의 0.38에 비해 상당 폭 개선되었으며 마코프 국면전환모형에서는 국면 1에서 0.74, 국면 2에서 0.93으로 더욱 높아졌다.

이와 함께 불확실성이 다양한 지표에 의해 측정됨을 고려하여 확장 준칙에 ‘통화정책 환경 불확실성 지수’ 이외의 지표를 포함하여 적정성을 비교해 보았다. 회사채 스프레드, 아시아개발은행의 한국 금융스트레스 지수, 한국은행의 경제심리지수와 Baker *et al.*(2015)의 한국 EPU를 대상으로 마코프 국면전환모형을 추

---

를 구해 보더라도 인플레이션 갭(1.07), 성장률(1.60) 및 불확실성 지수(1.51)로 나타나 이를 뒷받침하였다.

정한 결과 물가, 성장 및 불확실성과 정책금리 간의 관계를 충분히 반영하는 지표를 찾기 어려웠다. 불확실성 지표를 새로이 포함하는 대신 물가 및 성장의 반응계수를 조정한 미 연준의 대안적 준칙을 통해서도 설명력의 개선 효과를 확인할 수 없었다.

정책과제와 관련하여서는 미 연준이 장기 평균 인플레이션 목표제로 이행하면서 물가목표를 수정한 새로운 준칙이 요구되는 데 주목할 필요가 있다. 평균 인플레이션 목표제는 제로금리에 따른 명목금리의 조정 폭 제한에 주목하면서 대안적 준칙의 하나인 실효하한 조정 준칙과 물가수준 목표제(price-level targeting)와 시각을 같이하고 있다. 실효하한 조정 준칙은 준칙금리와 제로금리 간의 누적 갭이 해소될 때까지 제로금리를 유지하는 것을 의미하며, 제로금리 하한이 물가 안정에 미치는 영향을 제거하는 방안으로 제시된 물가수준 목표제는 목표치를 인플레이션으로 수정하면 장기 평균 인플레이션 목표제로 설명된다. 장기 평균 인플레이션 목표제를 준칙에 반영하기 위해서는 장기의 기간과 누적 인플레이션 갭을 해소하는 속도를 어떻게 설정할 것인가가 과제가 될 것이다.<sup>18)</sup>

우리나라의 경우 제로금리 하한의 영향에서 벗어나 있기 때문에 장기 평균 인플레이션 목표제의 도입이 중장기 과제라고 하더라도 미 연준이 장기 평균 인플레이션 목표제를 통해 정책의 설명 가능성을 높여 나가면 그에 상응하여 불확실성에 대한 설명 의무가 커질 것으로 보인다. 장기 평균 인플레이션 목표제를 도입하더라도 데이터 불확실성, 모형 및 모수의 불확실성, 외생 충격 등 통화정책 운영에 있어서의 불확실성은 해소되지 않는 만큼 본 연구에서 검토한 불확실성을 반영한 확장 준칙을 통해 통화정책의 이해 가능성과 설명 가능성을 확보해 나가야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

강환구 · 장정석, “물가안정목표제 하에서의 금융안정 도모 방안,” 『한국은행 조사 통계월보』 1월호, 2011, 24~48.

18) Clouse(2020)는 평균 인플레이션 고려 기간이 제로인 인플레이션 목표제와 무한대인 물가수준 목표제 사이에 가중평균 인플레이션 목표제가 존재하는 것으로 전제하고 평균 대상 기간을 2년, 5년, 8년으로 설정하였다.

- 김태봉 · 이한규, “정책금리 결정행태 분석 및 통화정책에 대한 시사점,” 『KDI 경제전망』, 2011 하반기, 2011, 45~53.
- 김용 · 김현수, “불확실성이 경제성장에 미치는 영향,” 『한국은행 조사통계월보』, 3월호, 2012, 29~52.
- 남덕우 · 이정환, “미국 통화정책이 한국 경제에 미치는 영향 분석을 위한 소규모 개방경제 DSGE 모형 추정에 관한 연구,” 『한국경제연구』 12월호, 2019, 5~59.
- 백용기, “물가안정목표제 운용의 성과와 과제,” 『금융지식연구』 제7권 제1호, 2009, 119~144.
- 신관호, “외환위기 이후 통화 및 환율정책의 평가,” 『경제학연구』 제55권 제4호, 2007, 275~312.
- 이궁희 · 조주희 · 조진경, “New Economic Policy Uncertainty Indexes for South Korea,” *The Korean Journal of Applied Statistics*, 33, 2020, 639~653.
- 이상우, “불확실성과 통화정책,” 한양대학교 박사학위논문, 2021.
- 이상우 · 주동헌, “검색트렌드를 활용한 통화정책 환경 불확실성 지수 구축,” 『금융연구』 제35권 제4호, 2021, 53~85.
- 장 민, “테일러 준칙을 활용한 적정 기준금리 추정과 정책적 시사점,” 『금융포커스』 제30권 제18호, 2021, 11~14.
- 주동헌, “정책금리의 금융안정 수단 활용 방안 평가,” 『금융연구』, 제28권 제3호, 2014, 1~31.
- 한국은행, 『통화신용정책보고서』 각호.
- Baker, S. R., N. Bloom, and S. J. Davis, “Measuring Economic Policy Uncertainty,” NBER Working Papers 21633, National Bureau of Economic Research, 2015.
- Baker, S. R., N. Bloom, S. J. Davis, and T. Renault, “Twitter-Derived Measures of Economic Uncertainty,” Economic Policy Uncertainty, 2021.
- Ball, L., “Policy Rules for Open Economies,” RBA Research Discussion Papers 9806, Reserve Bank of Australia, 1998.
- Bloom, N., “The Impact of Uncertainty Shocks,” *Econometrica*, 77, 2009, 623~685.
- Bontempi, M. E., R. Golinneli, and M. Squadrani, “A New Index of Uncertainty on Internet Searches: A Friend or Foe of Other Indicators,”

- Working Papers 1062, Department of Economics, Università di Bologna, 2016.
- Brainard, W. C., “Uncertainty and the Effectiveness of Policy,” *American Economic Review*, 57, 1967, 411~425.
- Carlstrom, C. T., T. S. Fuerst, and M. Paustian, “Optimal Monetary Policy in a Model with Agency Costs,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 2010, 37~70.
- Castelnuovo, E. and T. D. Tran, “Google It Up! A Google Trends-based Uncertainty Index for the United States and Australia,” *Economics Letters*, 161, 2017, 149~153.
- Cateau, G. and S. Murchison, “Monetary Policy Rules in an Uncertain Environment,” *Bank of Canada Review*, Spring, 2010, 27~39.
- Cecchetti, S. G. and K. Schoenholtz, “Improving U.S. Monetary Policy Communications,” CEPR Discussion Papers 13915, Centre for Economic Policy Research, 2019.
- Clouse, J. A., “Price Level Risk and Some Long-Run Implications of Alternative Monetary Policy Strategies,” Finance and Economics Discussion Series 2020-094, Board of Governors of the Federal Reserve System, 2020.
- Curdia, V. and M. Woodford, “Credit Frictions and Optimal Monetary Policy,” BIS Working Papers 278, Bank for International Settlements, 2008.
- Dzielinski, M., “Measuring Economic Uncertainty and Its Impact on the Stock Market,” *Finance Research Letters*, 9, 2012, 167~175.
- Evans, C., J. Fisher, F. Gourio, and S. Krane, “Risk Management for Monetary Policy Near the Zero Lower Bound,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 46, 2015, 141~219.
- Filardo, A. J., P. Hubert, and P. Rungcharoenkitkul, “The Reaction Function Channel of Monetary Policy and the Financial Cycle,” BIS Working Papers 816, Bank for International Settlements, 2019.
- Fischer, S., “Rules Versus Discretion in Monetary Policy,” NBER Working Papers 2518, National Bureau of Economic Research, 1988.
- Hofmann, B. and B. Bogdanova, “Taylor Rules and Monetary Policy: A Global

- “Great Deviation”?,” *BIS Quarterly Review*, September, Bank for International Settlements, 2012.
- Husted, L., J. Roges, and B. Sun, “Monetary Policy Uncertainty,” *Journal of Monetary Economics*, 115, 2020, 20~36.
- Jurado, K., S. C. Ludvigson, and S. Ng, “Measuring Uncertainty,” *American Economic Review*, 105, 2015, 177~1216.
- Lansing, K. J., “R-star, Uncertainty, and Monetary Policy,” FRBSF Economic Letter, Federal Reserve Bank of San Francisco, 2017.
- Laubach, T. and J. C. Williams, “Measuring the Natural Rate of Interest Redux,” *Business Economics*, 51, 2016, 57~67.
- Mendes, R. R., S. Murchison, and C. A. Wilkins, “Monetary Policy Under Uncertainty: Practice Versus Theory,” Discussion Papers 17-13, Bank of Canada, 2017.
- Orphanides, A., “Historical Monetary Policy Analysis and the Taylor Rule,” *Journal of Monetary Economics*, 50, 2003, 983~1022.
- \_\_\_\_\_, “Fear of Liftoff: Uncertainty, Rules, and Discretion in Monetary Policy Normalization,” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 97, 2015, 173~196.
- Powell, J. H., “Data-Dependent Monetary Policy in an Evolving Economy,” Speech Delivered at “Trucks and Terabytes: Integrating the ‘Old’ and ‘New’ Economies” 61st Annual Meeting of the National Association for Business Economics, Denver, Colorado, October 8, 2019.
- Reifschneider, D. and J. C. Williams, “Three Lessons for Monetary Policy in a Low-Inflation Era,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 32, 2000, 936~966.
- Swanson, E. T., “Signal Extraction and Non-Certainty-Equivalence in Optimal Monetary Policy Rules,” *Macroeconomic Dynamics*, 8, 2004, 27~50.
- Taylor, J. B., “A Historical Analysis of Monetary Policy Rules,” NBER Working Papers 6768, National Bureau of Economic Research, 1999.
- \_\_\_\_\_, “Monetary Policy and the State of the Economy,” Economics Working Papers 14107, Hoover Institution, Stanford University, 2014.
- \_\_\_\_\_, “Rules Versus Discretion: Assessing the Debate Over the Conduct of

Monetary Policy,” NBER Working Papers 24149, National Bureau of Economic Research, 2017.

[Abstract]

## Estimation and Evaluation of the Extended Taylor Rule Including the Policy Environment Uncertainty Index\*

Sang Woo Lee\*\* · Donghun Joo\*\*\*

This study extends the Taylor rule with the uncertainty index, based on the Bank of Korea's 『Monetary Policy Report』. When considering the role of uncertainty in determining the policy interest rate, the extended Taylor rule is expected to reduce the information asymmetry between the central bank and the public. The goodness of fit of the extended Taylor rule for the period of 2004 to 2021 improved significantly. We also estimated the extended Taylor rule for high and low uncertainty regimes. The estimated coefficient of the uncertainty for the low uncertainty regime was larger than that of the high uncertainty regime, which explains the situation in which the low interest rate trend has continued since the global financial crisis.

**Keywords:** Taylor rule, uncertainty, uncertainty index, monetary policy, Markov Regime Switching Model

**JEL Classification:** C1, D8, E5

---

\* This paper is based on Ph.D. dissertation(Sang Woo Lee, Advisor: Donghun Joo). We are grateful to the anonymous referees for their helpful comments and suggestions.

\*\* First Author, Standing Audit Committee Member, Woori Card, Tel: +82-2-6968-3012, E-mail: woolee0404@gmail.com

\*\*\* Corresponding Author, Associate Professor, Economics Department, Hanyang University at ERICA Campus, Tel: +82-31-400-5631, E-mail: ramiboo@hanyang.ac.kr