creative commons

COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

경제학석사 학위논문

불확실성, 위험회피성향과 통화정책

- VKOSPI를 활용한 분석 -

2022년 8월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

박 복 연

불확실성, 위험회피성향과 통화정책

- VKOSPI를 활용한 분석 -

지도교수 김 소 영

이 논문을 경제학 석사 학위논문으로 제출함

2022년 7월

서울대학교 대학원

경제학부 경제학 전공

박 복 연

박복연의 석사 학위논문을 인준함

2022년 7월

위 원 장 _____ 홍 재 화 _____ (인)

부위원장 _____ 김 소 영 _____ (인)

위 원 _____ 박 웅 용 _____ (인)

국문초록

본 고는 VKOSPI 지수를 분해하여 불확실성, 위험회피성향 지표를 도출하고, 국내 통화정책 기조 및 다른 거시경제변수들에 관한 충격반응 함수를 구조적 VAR 모형을 활용하여 분석하였다. VKOSPI 지수로부터 도출한 지표들은 국내 금융 시장에서 발생했던 중요 사건들의 영향을 잘 반영하는 것으로 나타났다. 구조적 VAR 모형을 이용한 충격반응 분석 결과, 완화적 통화정책이 불확실성, 위험회피성향에 대해 음(-)의 영향을 미치는 것이 규명되었다. 불확실성과 위험회피성향 충격이 거시경제변수에 유의미한 영향을 미치는 것도 확인할 수 있었다. 불확실성은 투자를 위축시키고 환율을 상승시켰으며, 위험회피성향은 생산을 둔화시키고 물가를 하락시켰다. 이와 같이 불확실성과 위험회피성향이 거시경제에 미치는 영향이 구별되므로, 중앙은행은 두 요소에 대해 지속적으로 모니터링하는 한편 통화정책 수립 시 경제 동향에 따라 두 요소에 선별적으로 영향을 미칠 수 있도록 노력해야 한다.

주요어 : 불확실성, 위험회피성향, 통화정책, VKOSPI, SVAR
학 번 : 2018-28549

목 차

제 1 장 서론 ····· 1

제 2 장 선행 연구 ····· 3

제 3 장 VKOSPI를 활용한 불확실성 및 위험선호지표 도출 7

제 1 절 변동성 지표로서의 VKOSPI ····· 7

제 2 절 불확실성 및 위험회피성향 지표 도출 ····· 13

제 4 장 실증 분석 방법 ····· 17

제 1 절 모형의 설정 ····· 17

제 2 절 데이터 개요 ····· 19

제 5 장 실증 분석 결과 ····· 22

제 1 절 통화정책 충격과 불확실성, 위험회피성향 ····· 22

제 2 절 불확실성 및 위험회피성향 충격과 거시경제변수 ····· 24

제 3 절 강건성 검증 ····· 29

제 6 장 결론 ····· 31

참고문헌 ····· 32

부록 ····· 35

1. 설명변수 순서를 변경한 실증 분석 결과 ····· 35

2. 통화정책 기조 변수를 대체한 실증 분석 결과 ····· 38

3. 위기기간을 포함한 실증 분석 결과 ····· 41

Abstract ····· 44

표 목 차

[표 1] 주요 변동성 지수와 주가지수 상관관계 비교 ····· 10
[표 2] VKOSPI와 KOSPI200 상관관계 추이(월별·분기별) 12
[표 3] KOSPI200, VKOSPI, UC, RA의 기초통계 ····· 14
[표 4] 변수 구성 ····· 19

그 림 목 차

[그림 1] S&P500, VIX 추이 ····· 10
[그림 2] KOSPI200, VKOSPI 추이 ····· 10
[그림 3] VKOSPI와 KOSPI200 상관관계 추이(월별) ····· 12
[그림 4] VKOSPI, 불확실성, 위험회피성향 추이 ····· 15
[그림 5] 통화정책 기조와 기준금리 비교 ····· 20
[그림 6] 통화정책 충격에 대한 충격반응함수 ····· 22
[그림 7] 불확실성 충격에 대한 충격반응함수 ····· 24
[그림 8] 불확실성, 원/달러 환율과 외국인 투자 자금 순유입 ·· 26
[그림 9] 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수 ····· 27
[그림 10] 불확실성, 도·소매업재고액지수, 광공업생산지수 추이 ·· 28
[그림 11] 통화정책 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우) ····· 35
[그림 12] 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우) ····· 36
[그림 13] 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우) ····· 37

[그림 14] 통화정책 충격에 대한 충격반응함수
(본원통화를 사용한 경우) ····· 38
[그림 15] 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(본원통화를 사용한 경우) ····· 39
[그림 16] 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(본원통화를 사용한 경우) ····· 40
[그림 17] 통화정책 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우) ····· 41
[그림 18] 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우) ····· 42
[그림 19] 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우) ····· 43

제 1 장 서론

경제 내 불확실성이 확대될 경우, 통화정책 당국은 이로 인한 경기침체를 완화하기 위해 금리를 인하하고 시장에 유동성을 공급하는 확장적 통화정책을 펼치게 된다. 그런데 이러한 조치는 불확실성뿐만 아니라 경제주체들의 위험회피성향에도 영향을 미칠 수 있다. 특히 2008년 글로벌 금융위기에 대한 대응으로 실시된 비전통적 통화정책(unconventional monetary policy)은 대규모 양적완화, 중앙은행의 지속적인 커뮤니케이션 등 위험회피성향에 더욱 영향을 줄 수 있는 정책 수단들을 포함하였다.

최근 COVID-19의 유행에 따른 경제 침체에 대한 대응으로 각국 중앙은행이 적극적으로 시장에 유동성을 공급하면서, 세계 주가지수가 오히려 위기 전보다 급등하는 모습을 보인 바 있다. S&P500 지수와 NASDAQ 지수 그리고 KOSPI 지수는 연일 최고치를 경신했다. 여전히 전염병 확산 추세가 사그라들지 않은 불확실성의 상황에서, 시장참가자들의 위험자산선호 경향이 강화되어 금융 시장이 과열되는 모습이 나타났다. 2008년 양적완화 정책에 관한 경험과 2020년에도 중앙은행이 비슷한 태도를 견지할 것이라는 기대가 결합되어 투자자들의 위험자산에 대한 선호는 더욱더 강화되어 갔다. 경제 위기의 발생으로 오히려 투기적 버블(speculative bubble)에 대한 우려가 강해져 가는 아이러니한 상황이 발생하였다. 이와 같은 현상이 대두됨에 따라 통화정책 수립 시 경제 내의 불확실성과 위험회피성향을 종합적으로 고려해야 한다는 지적들이 나타났다.

통화정책과 불확실성, 위험회피성향에 관한 연구는 활발히 이루어지고 있다. 대표적으로 VIX 지수 등 주식시장의 변동성을 나타내는 지수를 활용하여 불확실성과 위험회피성향 지표를 도출하는 연구들을 들 수 있다. 이러한 연구들은 변동성 지수로부터 기대 변동성을 초과하는 부분을 산출하여 위험회피성향 지표로 정의한다. 이로써 구축된 지표들을 이용하여 분석한 결과 완화적 통화정책과 불확실성, 위험회피성향 사이 음(-)의 관계가 존재한다는 것이 규명되었다.

국내 주식시장의 변동성과 관련된 대표적인 지표로 한국거래소가 발표하는 VKOSPI 지수를 들 수 있다. VKOSPI 지수는 국내 금융 시장의 불확실성과 위험회피성향을 분석하기 위한 연구에 중요 설명변수로 활용되고 있다. 김무성(2010)은 VKOSPI 지수를 불확실성 지표로 해석하여, 금융통화위원회의 회의 개회가 금융 시장의 불확실성에 영향을 미치는 양상에 대해 설명하였다. 윤재호(2019)는 VKOSPI 지수로부터 위험기피도와 관련한 지표를 분해하여 환율, 국채수익률 등 다른 경제지표에 대해 갖는 예측력을 분석하였다.

이에 본 연구에서는 VKOSPI 지수를 분해하여 불확실성과 위험회피성향 지표를 구축하고 국내 경제 상황에 미치는 영향에 대해 분석하고자 하였다. 구체적으로 국내에서도 완화적 통화정책이 불확실성과 위험회피성향을 낮추는 효과가 있는지 확인하고, 불확실성과 위험회피성향이 국내 거시경제변수에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. VKOSPI 지수를 분해하는 방식은 Bekaert et al,(2013)이 VIX를 분해한 방식을 참고하였다. 통화정책, 불확실성, 위험회피성향에 관한 분석은 단기 제약(short-run restriction)을 부과한 7변수 구조적 VAR 모형을 이용하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 불확실성, 위험회피성향과 통화정책에 관한 다양한 선행연구를 분석하였다. 제 3 장에서는 VKOSPI를 활용하여 불확실성과 위험회피성향 지표를 구축하고 그 특성을 알아보았다. 제 4 장에서는 분석을 위한 구조적 VAR 모형을 설계하고 통화정책 변수를 구축하였으며 함께 사용된 내생 변수에 관해 설명하였다. 제 5 장에서는 앞서 구축한 변수들을 바탕으로 통화정책이 불확실성, 위험회피성향에 미치는 영향과 불확실성, 위험회피성향이 다른 거시경제변수에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 제 6 장에서는 이상의 내용을 요약하고 정책적 시사점을 도출하였다.

제 2 장 선행 연구

본 연구에서는 불확실성과 위험회피성향을 식별하는 방법으로 변동성 지수를 분해하는 방법을 채택하였다. 주식시장의 변동성을 분해하여 설명변수로 사용한 논문으로 Carr and Wu(2008), Bollerslev, Tauchen and Zhou(2009), Bekaert and Hoerova(2014), 황상원·이병근(2014), 윤재호(2019) 등이 있다.

Carr and Wu(2006)는 옵션시장에서 책정되는 변동성 프리미엄(variance premium)이 투자자들이 위험과 불확실성을 어떻게 평가하는지에 관한 정보를 제공한다고 설명하였다. 옵션 가격으로부터 변동성 스왑레이트(variance swap rate)를 계산하고, 이것과 실현 변동성(realized volatility)과의 차이를 변동성 프리미엄(variance premium)으로 정의하였다. 실현 변동성의 지표로는 선물 가격 변화율을 제곱하여 30일간 더한 값을 사용하였다. 4개의 주가지수와 35개의 개별종목에 관하여 각각 변동성 프리미엄을 산출하고 그 행태를 분석한 결과 S&P500, S&P100, 다우존스산업지수에서 주가와 변동성 프리미엄이 강한 음(-)의 관계를 보이는 것이 확인되었다.

Bollerslev et al.(2009)은 변동성 위험 프리미엄(variance risk premium)은 시장 전체의 위험회피성향을 나타내는 지표이며 주식시장의 수익률을 예측하는데 사용될 수 있다고 주장하였다. 변동성 위험 프리미엄은 VIX 지수와 S&P500 지수 일중 수익률(intraday returns) 제곱합의 차이로 계산하였다. 1990년~2007년 기간을 대상으로 변동성 위험 프리미엄의 주식시장 수익률 예측력을 분석하였으며 P/E 비율, P/D 비율, 미국채 3개월물 금리, 디폴트 스프레드, 기간 스프레드, 추세 제거된 무위험 이자율, CAY 지수 등이 비교 대상으로 제시되었다. 회귀 분석 결과 변동성 위험 프리미엄의 예측력이 높은 것으로 나타났으며 일부 전통적인 예측 변수들의 예측력을 능가하는 것으로 분석되었다.

Bekaert and Hoerova(2014)도 VIX 지수로부터 실현 변동성(S&P500 지수의 일중 수익률 제곱합)의 기댓값(expected realized variance)을 차

감하여 변동성 프리미엄(variance premium)을 도출하였다. 실현된 변동성의 기댓값은 회귀식을 기반으로 추정되었다. 다양한 회귀 모형이 고려되었으며 주된 설명변수로는 22 거래일전 VIX 지수 제곱값과 22 거래일전 실현 변동성 등이 포함되었다. 이와 같이 도출된 변동성 프리미엄을 거시경제변수에 회귀한 결과 주식 수익률은 잘 예측되는 반면 산출 증가에 관해서는 예측력이 없는 것으로 나타났다.

황상원·이병근(2014)은 VKOSPI 지수로부터 변동성 위험프리미엄을 추정하고, KOSPI 지수 수익률과 한국 CDS 스프레드와의 관계를 분석하였다. 변동성 위험프리미엄은 내재 변동성, 실현 변동성과의 관계로부터 GMM 방식을 이용하여 추정하였다. 위험프리미엄과 경제지표의 관계를 분석한 결과 변동성 위험프리미엄은 KOSPI 지수 수익률과 음(-)의 관계를 보였으며 다른 경제지표에 비해 설명력이 높은 것으로 나타났다. 그리고 한국 CDS 스프레드에는 양(+)의 영향을 미쳐 주식시장 위험과 신용위험이 밀접히 연관되어 있는 것으로 확인되었다.

윤재호(2019)는 VKOSPI 지수로부터 추출한 변동성 프리미엄이 위험기피도의 대용 변수로 사용될 수 있음을 설명하고, 금융시장 및 거시경제 변수에 대한 예측력을 평가하였다. 변동성 프리미엄은 Bekaert and Hoerova(2014)의 방법론을 기반으로 고빈도데이터를 사용해 추정하였다. 분석 결과 변동성 프리미엄은 주가 수익률, 외국인자본유입에 대해 양(+)의 유의한 예측력을, 환율 증가율, 국고채 이자율에 대해 음(-)의 유의한 예측력을 가지는 것으로 나타났다.

변동성 지수로부터 불확실성과 위험회피 성향 지표를 도출하여 통화정책과의 상관관계를 분석한 논문으로 Bekaert, Hoerova and Lo Duca(2013), Inekwe(2015), Hahn, Jang and Kim(2017) 등이 있다.

Bekaert et al.(2013)은 VIX 지수를 불확실성과 위험회피성향에 관한 부분으로 분해하여 통화정책과의 상관관계를 분석하였다. S&P500 지수의 실현 변동성과 VIX 지수 제곱값의 과거 데이터를 현재 실현 변동성에 회귀하여 조건부 분산(conditional variance)를 계산하였으며 이를 불확실성 지표로 해석하였다. 그리고 VIX 지수로부터 조건부 분산을 차감한 값을

위험회피성향 지표로 설정하였다. 통화정책 변수로는 실질 이자율을 사용하였고 경기 사이클이 세 변수에 미치는 영향을 통제하기 위해 미국 전산업 생산지수를 구조적 VAR 모형에 포함시켜 분석하였다. 분석 결과 통화정책 충격이 불확실성, 위험회피성향에 양(+)의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 즉 완화적 통화정책(lax monetary policy) 충격에 불확실성과 위험회피성향이 감소하는 것이 확인되었다. CPI와 PPI를 추가한 6변수 구조적 VAR 모형에서도 비슷한 결과가 도출되었다.

Inekwe(2015)는 산업을 금융, 건강, 에너지, 정보통신기술의 네 가지 섹터로 나누어 VIX 지수를 각각 분해하고, 불확실성과 위험회피성향이 통화정책에 반응하는 정도를 섹터별로 비교하였다. 구조적 VAR 모형을 사용해 충격반응함수를 도출한 결과 금융 부문의 위험회피성향과 불확실성이 전체 수준의 위험회피성향, 불확실성과 상관관계가 가장 강한 것으로 나타났다. 통화정책 충격에 대해서는 양(+)의 반응이 나타나는 한편 금융 부문의 반응이 전체 수준보다 더 민감하게 나타난 것으로 분석되었다.

Hahn et al.(2017)은 제로 금리 하한(zero lower bound) 상황에서 통화정책과 위험회피성향, 불확실성의 상호관계를 규명하기 위해 단기 그림자 금리(shadow short rate)을 사용하였다. Bekaert et al.(2013)이 제시한 방법론을 기초로 불확실성과 위험회피성향 지표를 계산하고 생산 변수를 포함한 4변수 구조적 VAR 모형을 이용해 충격반응을 분석하였다. 통화정책 변수로는 M1, 페더럴 펀드 금리(Federal Funds Rate), 실질 이자율, 단기 그림자 금리를 서로 비교하였다. 분석 결과 그림자 금리의 설명력이 가장 높았으며 글로벌 금융위기 전후 모두 통화정책 충격과 불확실성, 위험회피성향 사이 양(+)의 관계가 나타나는 것이 확인되었다.

불확실성과 위험회피성향이 거시경제에 미치는 영향을 분석한 논문으로는 Bloom(2009)과 김영주·임현준(2018)을 들 수 있다. Bloom(2009)은 주식시장의 변동성을 나타내는 VXO 지수를 불확실성 지표로 사용하였으며, 1962.6월부터 2008.6월까지의 기간을 대상으로 VAR 분석을 시행하여 불확실성의 증대가 경제 전체의 생산과 고용에 부정적 영향을 미친다는 것을 보였다. 그리고 자본과 노동의 조정 비용(adjustment

cost)을 반영한 모형을 설정하고 해를 도출하였으며, 1981년부터 2000년까지의 기업 단위(firm-level) 데이터를 활용하여 이를 추정하였다. 분석 결과 불확실성 충격이 발생할 경우 생산, 고용과 생산성 증가율은 초반에 급격히 감소하는 모습을 보였다. 불확실성이 커질수록 기업의 부작위 영역(region of inaction)이 커지기 때문이다. Bloom(2009)은 이것이 곧 기업이 정책 대응을 비롯한 경제적 자극(economic stimuli)에 둔감해진다는 것을 의미하므로, 정책 당국이 불확실성 확대에 특히 주의를 기울여야 한다고 지적하였다.

김영주·임현준(2018)은 1990.Q1부터 2015.Q4까지 기간을 대상으로 미국 경제 정책 불확실성과 글로벌 위험회피성향이 소규모 개방 경제에 미치는 영향을 패널 VAR을 사용해 분석하였다. 설명변수로 Baker et al.(2016)의 경제 정책 불확실성 지수(EPU)와 Bekaert et al.(2013)의 위험회피성향 지수를 사용하였고 패널에는 총 40개의 국가가 포함되었다. 분석 결과 미국 경제 정책 불확실성과 글로벌 위험회피성향 모두 소규모 개방 경제의 거시경제변수에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났으며 두 요인은 충격의 크기 및 지속성에 차이를 보였다. 또한 소규모 개방 경제를 선진국과 신흥국으로 나누었을 때 경제 정책 불확실성은 선진국에, 위험회피성향은 신흥국에 미치는 영향이 더 큰 것으로 추정되었다.

불확실성과 위험회피성향의 영향을 미시적으로 연구한 논문으로 Agrawal and Seshadri(2000)가 있다. Agrawal and Seshadri(2000)는 뉴스벤더 모형(newsvendor model)을 활용하여 불확실성과 위험회피성향이 소매상(retailer)의 행태에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과에 따르면 위험회피적인 소매상은 수요 측면의 불확실성이 강화될 때 재고 발생 위험을 낮추기 위해 가격을 인하하거나 발주량을 감소시키는 방법으로 대응하며 소매상의 위험회피성향이 강z해질수록 이와 같은 행태는 더욱 강화된다.

제 3 장 VKOSPI를 활용한 불확실성 및 위험선호지표 도출

제 1 절 변동성 지표로서의 VKOSPI

VKOSPI(변동성 지수, Volatility index of KOSPI200) 지수는 옵션 가격에 내재된 미래 기초자산(KOSPI200 지수)의 변동성을 파악할 수 있는 지수다. 한국거래소(KRX)가 개발하여 2009년 4월 발표하였으며 2003년 1월부터의 데이터를 제공하고 있다. VKOSPI는 기초자산인 KOSPI200 지수의 변동성을 반영하고 있고 다른 국내 주가지수와도 음(-)의 상관관계를 가지고 있어 국내 주식시장의 위험을 파악할 수 있는 중요한 지표로 활용된다. VKOSPI 지수를 활용한 선물·옵션 파생상품은 효율적인 위험관리 및 투자수단으로도 기능할 수 있다. VKOSPI 지수 선물이 2014년 상장되었으며 국내 주식시장의 변동성에 대비하여 위험을 헤지할 수 있는 상품으로 거래되고 있다.

VKOSPI는 미국의 VIX 지수(CBOE Volatility Index)와 같이 공정분산스왑(Fair Variance Swap) 방식을 기초로 산출된다. 공정분산스왑방식은 선도계약과 옵션 포트폴리오를 이용하여 실현분산(realized variance)을 산출하고 이에 대한 기댓값을 계산한 후 일정 만기(30일, 22거래일)의 변동성을 최근월물 및 차근월물의 변동성을 이용하여 선형내삽법으로 산출하는 방법을 말한다.[1] VKOSPI의 구체적인 계산 방법은 아래와 같다.[2]

$$VKOSPI = 100 \times \sqrt{\left\{ T_1\sigma_1^2 \left[\frac{N_{T_2} - N_{30}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right] + T_2\sigma_2^2 \left[\frac{N_{T_{30}} - N_{T_1}}{N_{T_2} - N_{T_1}} \right] \right\} \times \frac{N_{365}}{N_{30}}} \quad \text{<식 1>}$$

1) 이문형(2017), “VKOSPI 선물의 정보효과와 시장활성화 방안”, 선물연구, 제25권 제1호, pp.144.

2) 이 절의 내용은 최훈철, 한석호(2009), 「변동성지수(VKOSPI) 해설 및 실증분석」『KRX Market』, 한국거래소의 내용을 참고하여 작성하였다.

만약 N_{T_1}(최근월종목의 잔존기간)이 30일 이상일 경우 아래 식에 따라 산출한다.

$$VKOSPI = 100 \times \sqrt{\sigma_1^2} \qquad \text{<식 2>}$$

<식 1> 및 <식 2>의 σ_1^2, σ_2^2(최근월 및 차근월종목의 변동성, 즉 실현분산의 기대값)은 아래 식에 따라 산출한다.

$$\sigma_1^2 = \frac{2}{T_1}\sum_i^n \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{rT_1} Q(K_i) - \frac{1}{T_1}\left[\frac{F_1}{K_0} - 1\right]^2$$

$$\sigma_2^2 = \frac{2}{T_2}\sum_i^n \frac{\Delta K_i}{K_i^2} e^{rT_2} Q(K_i) - \frac{1}{T_2}\left[\frac{F_2}{K_0} - 1\right]^2 \qquad \text{<식 3>}$$

N_{T_1} : 최근월종목의 잔존기간, N_{T_2} : 차근월종목의 잔존기간

잔존기간이란 지수산출시점부터 만기 또는 최종거래일의 거래종료시점까지의 잔존기간을 말하며, 모든 기간은 초 단위로 산출한다.

N_{365} : 연간 기간, N_{30} : 30일 기간

T_1 : $\frac{N_{T_1}}{N_{365}}$, T_2 : $\frac{N_{T_2}}{N_{365}}$

r : 무위험 금리(양도성예금증서 91일물)

F_1 : 최근월종목의 선도지수, F_2 : 차근월종목의 선도지수

선도지수는 콜옵션가격과 풋옵션가격이 최소인 행사가격을 기준으로 다음 산식에 따라 산출한다.

$$F_1 = \text{행사가격}(S_1) + e^{-rT_1} \times [\text{콜옵션가격}(C_1) - \text{풋옵션가격}(P_1)]$$

$$F_2 = \text{행사가격}(S_2) + e^{-rT_2} \times [\text{콜옵션가격}(C_2) - \text{풋옵션가격}(P_2)]$$

S_1 : 최근월종목의 콜옵션가격(C_1)과 풋옵션가격(P_1)이 최소인 행사가격

S_2 : 차근월종목의 콜옵션가격(C_2)과 풋옵션가격이(P_2) 최소인 행사가격

K_0 : 선도지수와 같거나 낮은 행사가격 중 선도지수와 가장 가까운 행사가격

K_i : K_0보다 i번째 높은 콜옵션의 행사가격 및 i번째 낮은 풋옵션의 행사가격

ΔK_i : 행사가격간의 간격

$Q(K)_i$: 행사가격이 K_i인 옵션의 직전체결가격

VKOSPI는 한국 주식시장의 특성을 반영하여, 상장 옵션이 부족할 경우 옵션을 추정 및 보충하는 방법을 채택하고 있다. KOSPI200 옵션시장에서는 당일의 상장 옵션 개수를 등가격(ATM)±6개로 고정하고 장중에 추가로 옵션을 상장하지 않는다. 이러한 특성 때문에 당일 KOSPI200 지수가 급등락할 경우, VKOSPI가 반영할 수 있는 옵션의 개수가 충분하지 않은 상황이 발생할 수 있다. 따라서 변동성이 극심한 상황에서 VKOSPI가 시황을 정확하게 반영할 수 있는 장치가 필요하며, 이를 위해 행사가격(K_i)의 콜옵션가격(C_i) 및 풋옵션가격(P_i)을 아래와 같이 추정하여 보충한다.

$$C_i = SN(d_1) - K_i e^{-rT} N(d_2)$$

$$P_i = P_0 + (C_0 - C_i) + (K_0 - K_i)e^{-rT}$$

$$d_1 = \frac{\ln(S/K_i) + (r + \sigma^2/2)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d_2 = d_1 - \sigma\sqrt{T}$$ <식 4>

S : 산출시점 현재 KOSPI200 지수

$N(d)$: 누적표준정규분포함수

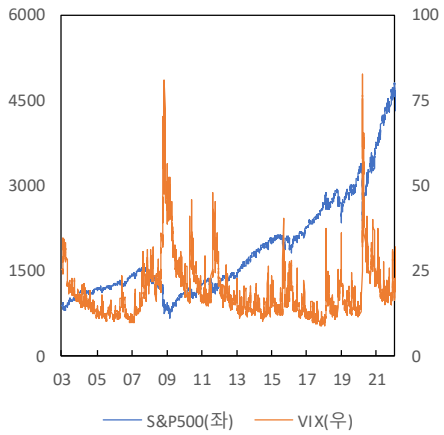
K_0 : 선도지수($S \times e^{rT}$)와 가장 가까운 행사가격.

T : 당해 결제월종목의 잔존기간

σ : 행사가격이 K_0인 콜옵션의 내재변동성

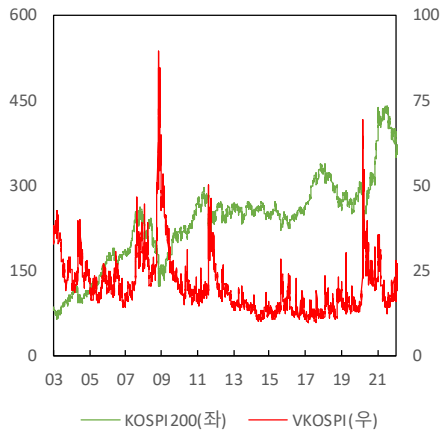
C_0, P_0 : 행사가격이 K_0인 콜·풋옵션의 직전체결가격

<그림 1>S&P500, VIX 추이



출처: Bloomberg

<그림 2>KOSPI200, VKOSPI 추이



출처: Bloomberg

대표적인 변동성 지수인 VIX 지수처럼 VKOSPI도 기초자산인 주가지수가 급락할 때마다 급등하는 모습을 보인다. 한편 2004년 중국발 위기가 발생했을 때 VIX 지수보다 VKOSPI 지수가 더욱 민감하게 반응하는 것을 확인할 수 있는데, 이는 소규모 개방 경제로서 대(對)중국 무역의존도가 높은 한국의 상황이 잘 나타난 사례이다. 따라서 국내 금융시장 상황과 불확실성, 위험회피성향을 분석하기 위해서 VKOSPI를 사용하는 것은 적절하다고 할 수 있다. 구체적으로 기초자산과 변동성 지수의 상관관계를 분석하기 위해 각국의 데이터를 비교하였다.

<표 1> 주요 변동성 지수와 주가지수의 상관관계 비교

변동성 지수	주가지수	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년
VKOSPI	KOSPI200	0.13	-0.50	-0.51	-0.69	-0.06
VIX	S&P500	-0.49	-0.76	-0.64	-0.77	-0.48
VXN	NASDAQ100	0.20	-0.65	-0.66	-0.36	-0.58
VDAX-NEW	DAX	-0.58	-0.67	-0.65	-0.91	-0.68
VSTOXX	STOXX50	-0.45	-0.70	-0.56	-0.87	-0.37
JNIV	Nikkei225	-0.23	-0.71	-0.73	-0.82	-0.18

출처 : Bloomberg

<표 1>에 최근 5년간 VKOSPI(KOSPI200), VIX(S&P500), VXN(NASDAQ100) VDAX-NEW(DAX), VSTOXX(STOXX50), JINV(Nikkei225) 등 대표적인 변동성 지수들과 그 기초자산인 주식지수의 상관관계가 나타나 있다. 대체적으로 변동성 지수와 주가지수는 음(-)의 상관관계를 보인다. VKOSPI는 다른 변동성 지수에 비해 상관관계가 낮은 것을 확인할 수 있다. 최훈철·한석호(2009)에 따르면 KOSPI200 옵션시장은 시장조성자가 없는 주문주도형(order-driven market)으로 호가 공백이 상대적으로 많고, 장중에 옵션을 추가상장하지 않기 때문에 이와 같은 현상이 나타난다. 즉 앞서 서술한 바와 같이 시황이 급등락할 경우 반영할 수 있는 옵션의 수가 제한적이기 때문에 주가지수와의 괴리가 발생하는 것이다.

또 다른 설명은 VKOSPI에 내재된 불확실성과 위험회피성향의 상대적 크기와 관련된다. Carr and Wu(2006), Bollerslev et al.(2009), Bekaert and Hoerova(2014) 등에 따르면 변동성 지수에는 주식시장의 불확실성과 투자자의 위험회피성향이 혼재되어 있다. 만약 투자자의 위험회피성향이 크게 하락하여 위험자산인 주식의 가격이 상승한다 하더라도 주식시장의 불확실성이 더 크게 확대된다면 VKOSPI는 KOSPI200과 함께 상승하는 모습이 나타날 수 있다. 즉 불확실성과 위험회피성향의 크기에 따라 VKOSPI와 KOSPI200의 상관관계는 음(-)의 수준에서 낮게 나타나거나, 오히려 양(+)의 모습을 보일 수 있다.

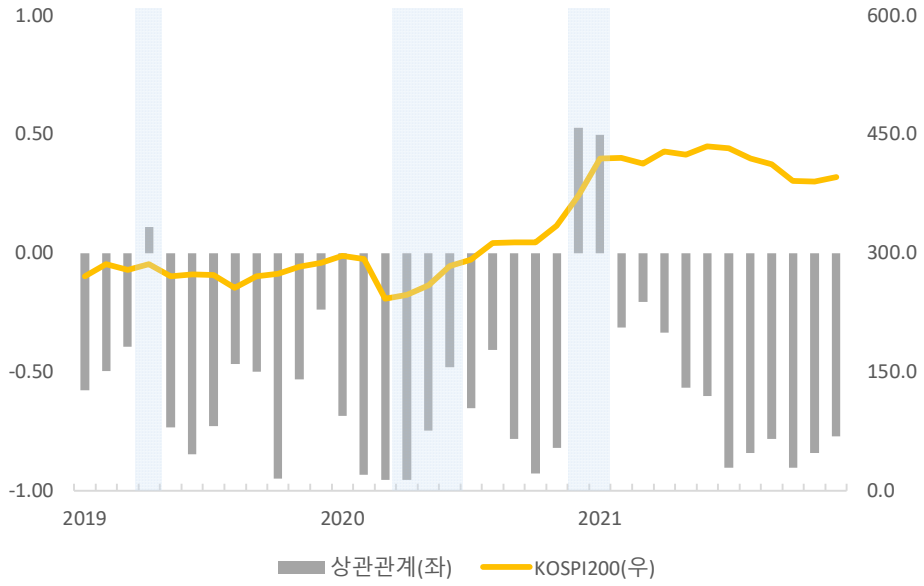
<표 1>에 따르면 2021년 VKOSPI와 KOSPI200의 상관관계는 -0.06으로 매우 낮은 수준을 보인다. 주식시장에 불확실성이 확대되어 주가의 변동성 자체는 높았으나, 투자자들의 위험자산선호 성향이 강화됨에 따라 주가 수준은 상승했던 것이 반영된 결과이다. <표 2>의 월별·분기별 상관관계를 보면 양(+)의 상관관계를 나타내는 기간도 존재한다. 특히 COVID-19 발생 이후 음(-)의 상관관계가 줄어들거나 양(+)의 상관관계로 전환되는 현상은 주가가 상승할 때 일어났다. 따라서 VKOSPI의 상승을 단순히 투자심리 위축 신호로 해석하는 것은 지양해야 하며, VKOSPI를 활용하여 경제 상황을 분석할 때에는 이면에 불확실성과 위험회피성향이 어떻게 작용하고 있는지 자세히 분해하여 살펴볼 필요성이 존재한다.

<표 2> VKOSPI와 KOSPI200 상관관계 추이(월별·분기별)

	2019년	(분기별)	2020년	(분기별)	2021년	(분기별)
1월	-0.58		-0.69		0.50	
2월	-0.50	-0.61	-0.93	-0.98	-0.32	0.32
3월	-0.39		-0.95		-0.21	
4월	0.11		-0.95		-0.34	
5월	-0.73	-0.45	-0.75	-0.55	-0.57	-0.77
6월	-0.85		-0.48		-0.60	
7월	-0.73		-0.65		-0.90	
8월	-0.47	-0.79	-0.41	-0.19	-0.84	-0.69
9월	-0.50		-0.78		-0.78	
10월	-0.95		-0.93		-0.90	
11월	-0.53	-0.53	-0.82	-0.47	-0.84	-0.70
12월	-0.24		0.53		-0.77	

출처 : Bloomberg

<그림 3> VKOSPI와 KOSPI200 상관관계 추이(월별)



출처 : Bloomberg

제 2 절 불확실성 및 위험회피성향 지표 도출

VKOSPI는 옵션 상품에 내재된 기초자산(KOSPI200 지수)의 변동성을 반영한다. 옵션 상품에는 위험에 대한 가격이 포함되어 있기 때문에 VKOSPI와 같은 변동성지수에 반영된 변동성은 “내재된 변동성(implied volatility)” 내지 “위험중립적 변동성(risk-neutral volatility)”라고 일컬어진다. 따라서 VKOSPI에서 실제 미래 변동성의 기댓값(expected future variance)을 뺀 값은 현재 투자자들이 미래 위험에 대해 평가하는 프리미엄, 즉 변동성 프리미엄(variance premium)이라고 할 수 있다. 이와 같이 VKOSPI를 두 가지 부분으로 분해할 경우 전자는 불확실성(UC), 후자는 위험회피성향(RA)의 지표로 활용할 수 있게 된다.

미래 변동성의 기댓값은 아래와 같이 추정할 수 있다. 먼저 연합인포맥스 단말기에서 제공하는 KOSPI200 지수의 1분 데이터를 사용하여 5분 수익률을 계산한다. 이를 제곱한 값의 일중합(RV_t)을 계산한 다음, 22거래일간의 합계($RV_t^{(22)}$)를 산출한다.

$$RV_t^{(22)} = \sum_{j=1}^{22} RV_{t-j+1} \qquad \text{<식 5>}$$

아래 식에 따라 t-22기의 $VKOSPI^2$와 $RV^{(22)}$[3]을 이용하여 t기의 $RV^{(22)}$를 예측한다.

$$RV_t^{(22)} = \alpha + \beta_1 VKOSPI_{t-22}^2 + \beta_2 RV_{t-22}^{(22)} + \varepsilon_t \qquad \text{<식 6>}$$

2009년 1월부터 2021년 12월까지의 일별 데이터를 사용한 회귀식 추정 결과는 아래와 같다.[4]

---

3) $VKOSPI^2$는 VKOSPI를 제곱하여 12로 나눈 값이다.
4) 이상치를 제거하기 위해 1%, 99%에서 윈저화하였다..

$$\widehat{RV}_t^{(22)} = 6.650803 + 0.5001359\ VKOSPI_{t-22}^2 + 0.1675077\ RV_{t-22}^{(22)} \quad \text{<식 7>}$$
$$(0.5537555)(0.0235842) \qquad (0.0247255)$$

<식 7>에 따라 계산한 미래 변동성의 기댓값 $\widehat{RV}^{(22)}$을 불확실성, $VKOSPI^2$에서 $\widehat{RV}^{(22)}$을 차감한 값을 위험회피성향 지표로 사용한다. 위험회피성향이 음(-)의 값을 가질 경우에는 금융 시장에 위험선호성향이 지배적인 상황이라고 해석할 수 있다.

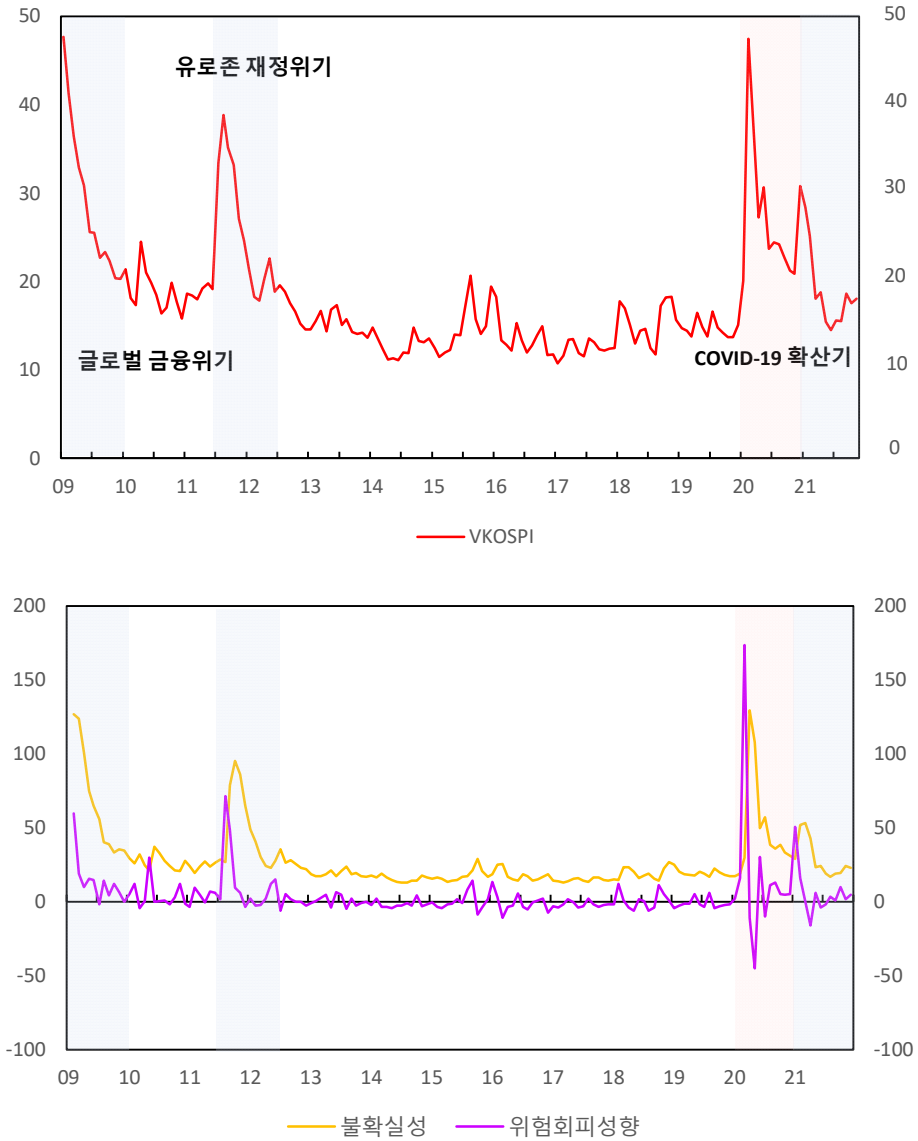
<표 3> KOSPI200, VKOSPI, UC, RA의 기초통계
(2009.1월~2021.12월)

구분	KOSPI200	VKOSPI	UC	RA
Mean	271.5	18.4	28.1	4.0
S.D.	54.3	7.6	22.6	23.5
Max	440.4 (2021.6.25)	69.2 (2020.3.19)	241.5 (2020.4.21)	373.5 (2020.3.19)
Min	132.5 (2009.3.2)	9.7 (2017.2.22)	11.8 (2017.8.23)	-130.3 (2020.4.21)
Q3	286.9	20.3	29.0	5.8
Q2	261.0	16.2	20.5	-0.2
Q1	244.7	13.5	16.6	-3.6

출처 : Bloomberg, 자체 계산

<그림 4>를 보면 2008년 글로벌 금융위기, 2012년 유로존 재정 위기, 2020년 COVID-19 발생 등 중요한 사건이 발생할 때마다 VKOSPI와 불확실성, 위험회피성향이 크게 반응하는 것을 볼 수 있다. 대체적으로 VKOSPI가 상승함에 따라 불확실성과 위험회피성향이 함께 상승하는 모습을 보인다. 다만 특이한 점은 2020년 초 COVID-19 확산으로 인해 전반적인 불확실성이 높아져 있는 상황에서 위험회피성향이 음(-)의 값으로 나타난다는 것이다. 특히 <표 3>에 따르면 대상 기간 중 불확실성이 가장 높았던 시점과 위험회피성향이 가장 낮았던 시점이 2020.4월 중순으로 일치하는 모습을 확인할 수 있다.

<그림 4> VKOSPI, 불확실성, 위험회피성향 추이



주 : VKOSPI, 불확실성, 위험회피성향 모두 일별 데이터의 월평균 값을 사용하였다.
출처 : Bloomberg, 자체 계산

이는 중앙은행의 금리 인하와 함께 시장에 유동성이 공급되고. 시장 참여자 사이에서 완화적 통화정책 기조(stance of monetary policy)가 상당 기간 지속될 것이라는 기대가 형성됨에 따라 안전자산 선호도가 낮아졌기 때문에 나타난 현상이라고 해석할 수 있다. 이렇듯 불확실성이 확대된 상황에서도 통화정책 기조 등에 따라 위험회피성향은 다른 모습을 보일 수 있다. 따라서 불확실성과 위험회피성향이 각각 통화정책 기조에 어떻게 반응하는지, 거시경제변수에는 어떤 영향을 미치는지 분석할 필요성이 존재한다.

제 4 장 실증 분석 방법

제 1 절 모형 설정

본 연구에서는 거시경제변수 사이의 동태적 관계를 분석하기 위해 아래와 같은 시차 p의 구조형 VAR 모형을 설정하였다.

$$By_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \cdots + A_p y_{t-p} + \epsilon_t$$
$$\epsilon_t \sim N(0, \Omega) \qquad \text{<식 8>}$$

y_t는 n개의 내생변수로 이루어진 벡터(n×1)이고 ϵ_t는 오차항 벡터(n×1)로 내생변수의 구조적 충격(structural shock)을 의미하며, 그 자체로는 관찰되지 않고 내생변수 y_t에 미치는 영향을 통해 간접적으로 추정된다. c는 상수항 벡터(n×1)를 의미한다. ϵ_t의 분산-공분산행렬인 Ω는 대각행렬(diagonal matrix)로 내생변수 충격들의 공분산은 0이다. 행렬 B는 대각행렬로 제한되지 않고 거시경제변수가 서로 당기에 미치는 영향(contemporaneous effect)를 반영한다. 따라서 내생변수 y_t와 오차항 ϵ_t 사이에 상관관계가 존재하기 때문에, 구조형 VAR 모형을 최소자승법(ordinary least square)으로 추정할 경우 불편성(unbiasedness), 일치성(consistency) 등이 충족되지 않는 문제점이 발생한다. 따라서 <식 8>을 외생변수로만 이루어진 축약형 VAR 모형으로 변형하여 모수를 추정한 다음, 구조형 VAR 모형으로 복원하는 방법을 선택해야 한다. <식 8>을 구조형 VAR 모형으로 다시 쓰면 아래와 같다.

$$y_t = B^{-1}c + \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \cdots + \Phi_p y_{t-p} + u_t$$
$$\Phi = B^{-1}A$$
$$u_t = B^{-1}\epsilon_t,\ u_t \sim N(0, \Sigma) \qquad \text{<식 9>}$$

하지만 축약형 VAR 모형에서 추정되는 모수(Φ, Σ)의 개수는 구조형 VAR 모형의 식별에 필요한 모수(B, A)의 개수보다 적기 때문에 완전한 식별을 위해서는 추가적인 제약(restriction)을 부과해야 한다. Ω을 단위 행렬로 정규화(normalize)하면 식별을 위해 최소한으로 필요한 제약의 개수는 $\frac{n(n-1)}{2}$개다. 이를 위해 변수들이 외생적인 순서에 따라 당기에 다른 변수들의 충격에 영향을 받지 않는다는 $\frac{n(n-1)}{2}$개의 단기제약(short-run restriction)을 부과하였다. 단기제약에 따르면 $u_t = B^{-1}\epsilon_t$에서 B^{-1}은 아래처럼 하삼각 행렬(lower triangle matrix)의 형태를 갖게 된다.

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \\ u_{7t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{21} & b_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & 0 & 0 & 0 \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} & 0 & 0 \\ b_{61} & b_{62} & b_{63} & b_{64} & b_{65} & b_{66} & 0 \\ b_{71} & b_{72} & b_{73} & b_{74} & b_{74} & b_{76} & b_{77} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \\ \epsilon_{4t} \\ \epsilon_{5t} \\ \epsilon_{6t} \\ \epsilon_{7t} \end{bmatrix} \qquad \text{<식 10>}$$

본 논문에서는 통화정책과 불확실성, 위험선호성향의 영향에 대해 분석하기 위해 7개의 거시경제변수를 내생변수에 포함하였다. 물가(CPI)를 가장 선두에 배치하였고 느리게 변화하는 생산 및 투자 등의 실물변수($AIAP$, INV)를 다음에 배치하였으며 빠르게 변화하는 환율(FX)을 그 다음으로 배치하였다. 불확실성과 위험회피성향은 당기에 통화정책에 영향을 미치지 못한다고 가정하여 통화정책 변수(MP), 위험회피성향(RA), 불확실성(UC) 순으로 배치하였다. 물가, 위험회피성향과 불확실성의 배치 순서는 Bekaert et al.(2013)을 참고하였다.

$$y_t = [CPI \;\; AIAP \;\; INV \;\; FX \;\; MP \;\; RA \;\; UC]' \qquad \text{<식 8>}$$

분석대상 기간은 2010.1월~2021.12월이며 시차 p는 AIC 결과 및 데이터의 시계열 길이를 고려하여 3으로 설정하였다. 충격반응함수(impulse response function)의 신뢰구간은 부트스트랩(bootstrap) 방식을 1,000회 실시한 90% 구간으로 제시하였다.

제 2 절 데이터 개요

생산(*AIAP*)과 투자(*INV*)는 각각 계절 조정된 산업생산지수(농림어업 제외)와 투자설비지수의 전년동기대비 증가율을 사용하였다. 물가(*CPI*)는 원자료를 사용하였고 원/달러 환율(*FX*)은 기준환율을 월평균한 다음 전기대비 증가율을 계산하여 대입하였다.

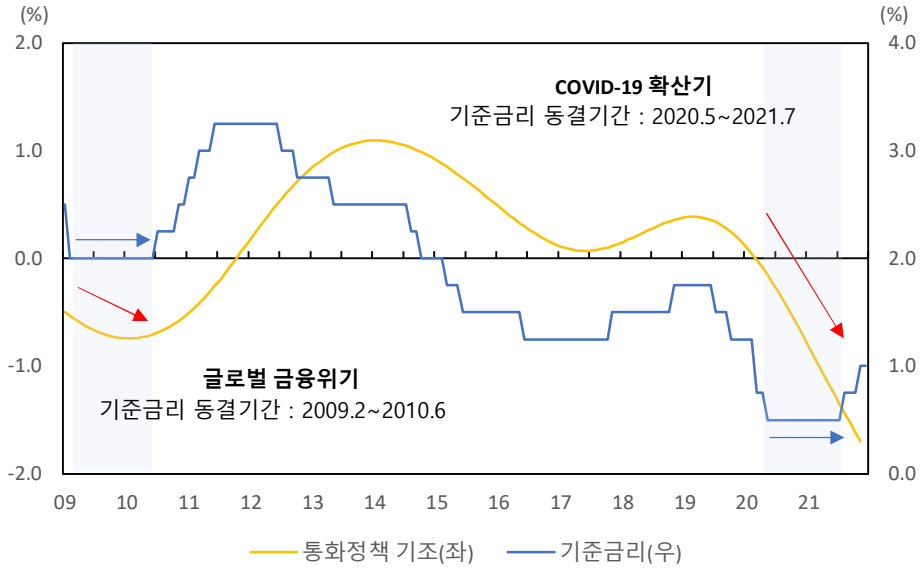
<표 4> 변수 구성

변수명	변수 설명	출처
CPI	소비자물가지수	한국은행 ECOS
AIAP	전산업생산지수(농림어업제외, 계절조정)	통계청 KOSIS
INV	설비투자지수(계절조정)	통계청 KOSIS
FX	원/달러 환율(매매기준율)	한국은행 ECOS
MP	통화정책 기조	한국은행 ECOS 및 자체 계산
RA	위험회피성향	자체 계산
UC	불확실성	자체 계산

통화정책 변수(*MP*)의 경우 한국은행 기준금리 또는 콜금리를 사용하는 방법을 생각할 수 있다. 하지만 본 연구에서는 기준금리나 콜금리가 일정한 수준을 유지하는 경우에도 불확실성과 위험회피성향이 크게 변화한다는 점을 고려하여 별도의 통화정책 기조 변수를 채택하였다. 실제로 2009년 글로벌 금융위기 당시와 2020년 COVID-19 확산 시기에 기준금리는 동결되어 있었음에도 불확실성과 위험회피성향은 큰 폭으로 변동하는 모습을 보였다. 따라서 통화정책이 불확실성과 위험회피성향에 미치는 영향을 분석할 때 기준금리 또는 콜금리를 통화정책 변수로 사용할 경우

엄밀한 분석이 어렵다는 한계가 존재한다. 그러므로 중앙은행이 실질적으로 얼마나 확장적인(또는 긴축적인) 통화정책 기조를 유지하고 있는지 반영할 수 있는 지표가 필요하다.

<그림 5> 통화정책 기조와 기준금리 비교



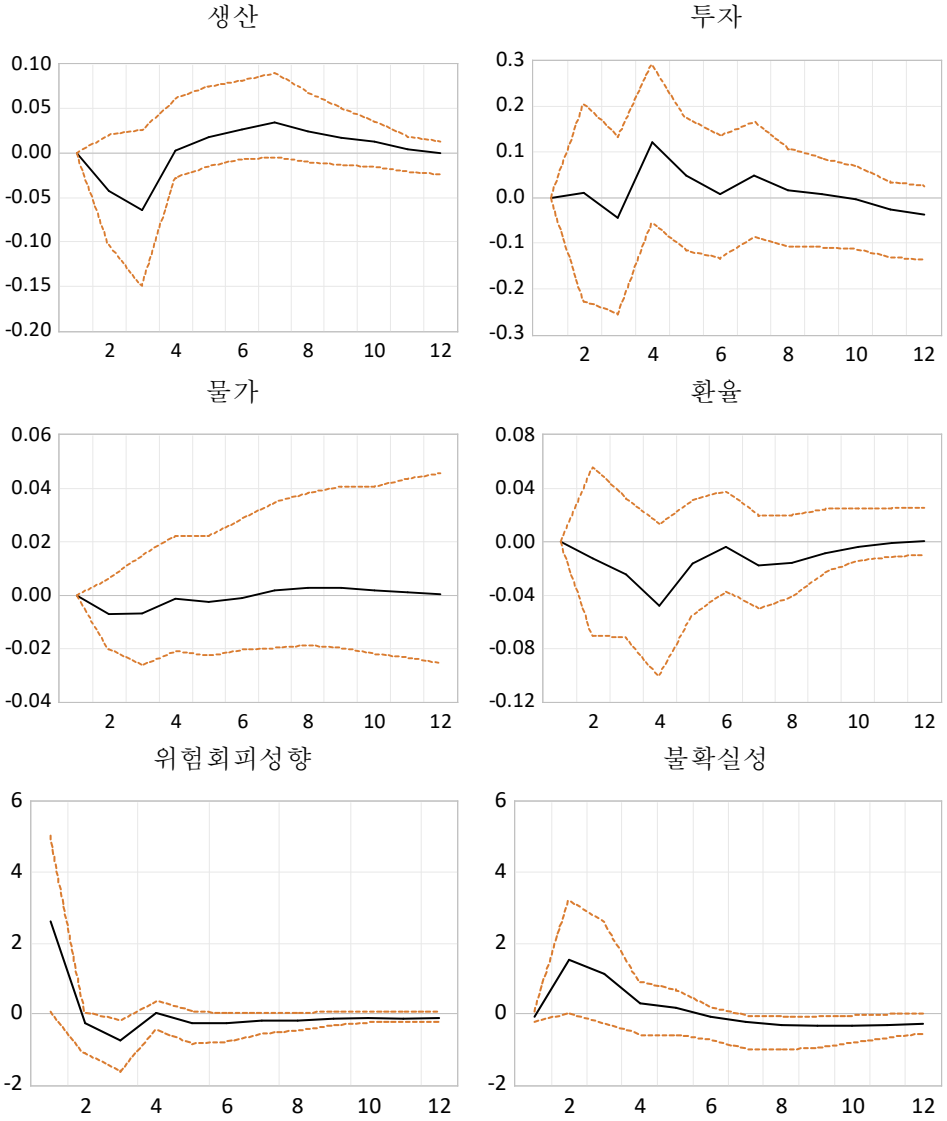
2008년 글로벌 금융위기 이후 각국 중앙은행이 제로금리 하한(zero lower bound)에 가깝게 통화정책을 운용하면서, 정책금리 대신 새로운 통화정책 기조 지표를 채택한 연구들이 이루어졌다. Jarocinski and Karadi(2020)는 고빈도 지표(high frequency index)를 사용하여 중앙은행 정보 충격과 구별되는 통화정책 충격을 식별하고 이것이 거시경제변수에 미치는 영향을 분석하였다. Rudebusch(2009)는 테일러 준칙 금리(Taylor Rule rate)를, Maddaloni and Peydro(2011)은 테일러 준칙 잔차(Taylor Rule residuals)를 계산하여 통화정책 기조를 나타낼 수 있는 변수로 활용하였다. Bekaert et al.(2013)은 CPI로 실질화한 페더럴 펀드 금리를 사용하였으며 Altunbas, Gambacorta and Marquez-Ibanes(2009), Jeon et al.(2015), 최원형·윤용만(2018) 등은 벤치마크(benchmark) 금리를 설정하고

시장금리 등과의 차이를 통화정책 기조로 파악하였다. 본 고에서는 최원형·윤용만(2018)을 참고하여 실질 콜금리와 자연이자율(natural rate of interest)의 갭을 통화정책 기조 변수(*MP*)로 설정하였다. 실질 콜금리는 명목 콜금리(은행간 중개거래)의 월 평균 값을 연간 CPI로 실질화하여 계산하였다. 자연이자율은 호드릭-프레스캇 필터(Hodrick-Prescott filter)를 사용하여 실질 콜금리의 장기 추세치를 계산한 값을 활용하였다. *MP*가 상승(하락)하면 통화정책이 완화적(긴축적)으로 운용되고 있다고 해석할 수 있다. <그림 5>에서 2020년 5월부터 2021년 7월까지의 기간을 보면 기준금리가 0.50bp 수준을 유지하는 가운데 *MP*는 음(-)의 값을 나타내며 그 폭은 점차 확대되었다. 즉 해당 기간 동안 기준금리는 동결되었음에도 실질적인 통화정책 기조는 더욱 완화되고 있었음을 확인할 수 있다.

제 5 장 실증 분석 결과

제 1 절 통화정책 충격과 불확실성, 위험회피성향

<그림 6> 통화정책 충격에 대한 충격반응함수



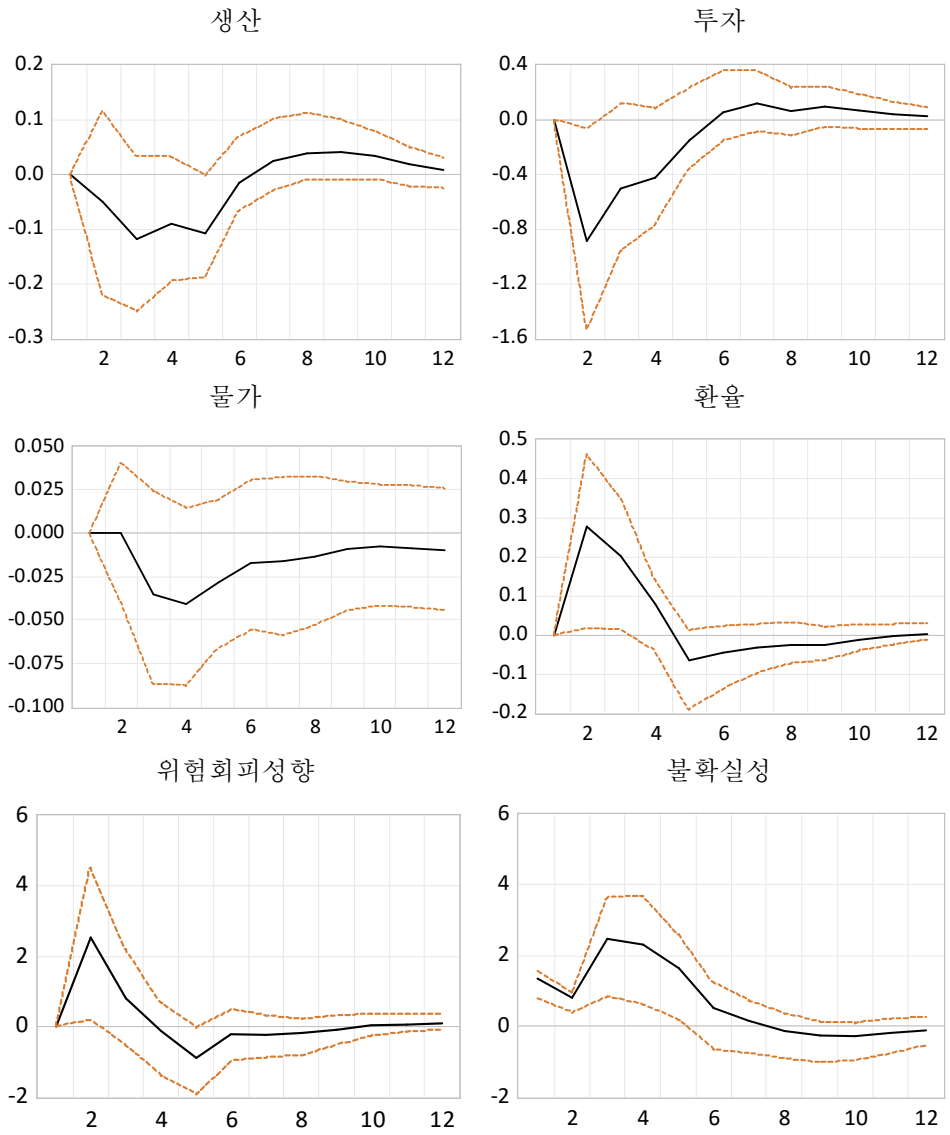
<그림 4>는 통화정책 기조에 1 표준편차 단위의 충격이 발생했을 때 내생변수들의 반응을 보여준다. 생산, 투자, 물가와 환율의 경우 긴축적 통화정책에 따라 각각 하락하지만 통계적으로 유의하지 않다. 불확실성과 위험회피성향은 긴축적 통화정책 충격이 발생할 때 유의하게 상승하는 모습을 보인다. 즉 완화적 통화정책 기조 하에서 불확실성이 완화되고 위험회피성향이 약화된다고 할 수 있으며 이러한 결과는 Bekaert et al,(2013), Inekwe(2015), Hahn et al.(2017) 등 기존의 연구 결과들과 일치한다.

반응 속도의 경우 불확실성은 2개월 이후, 위험회피성향은 1개월 이후에 상승하여 위험회피성향이 통화정책 충격에 더욱 빠르게 반응하는 모습을 확인할 수 있다. 반응 속도의 차이에는 두 요소의 특성 차이가 반영된 것으로 보인다. 불확실성에는 대내외 경제 여건, 주식시장 수급 등 다양한 요소들이 복합적으로 작용하는 반면 위험회피성향은 경제주체들의 감정(sentiment)과 관련된 것으로, 중앙은행의 통화정책 결정과 함께 이루어지는 경제전망 발표 등에 즉각적으로 반응할 수 있다. 이러한 이유로 위험회피성향의 반응이 불확실성보다 빠른 것으로 추측된다. 충격 지속성의 경우, 불확실성과 위험회피성향 모두 충격이 크게 지속되지 않는 것으로 나타난다. 통화정책 충격에 대해 불확실성은 7개월 이후, 위험회피성향은 2개월 이후 유의하게 감소하는 반응을 보인다.

제 2 절 불확실성 및 위험회피성향 충격과 거시경제변수

5.2.1. 불확실성 충격과 거시경제변수

<그림 7> 불확실성 충격에 대한 충격반응함수

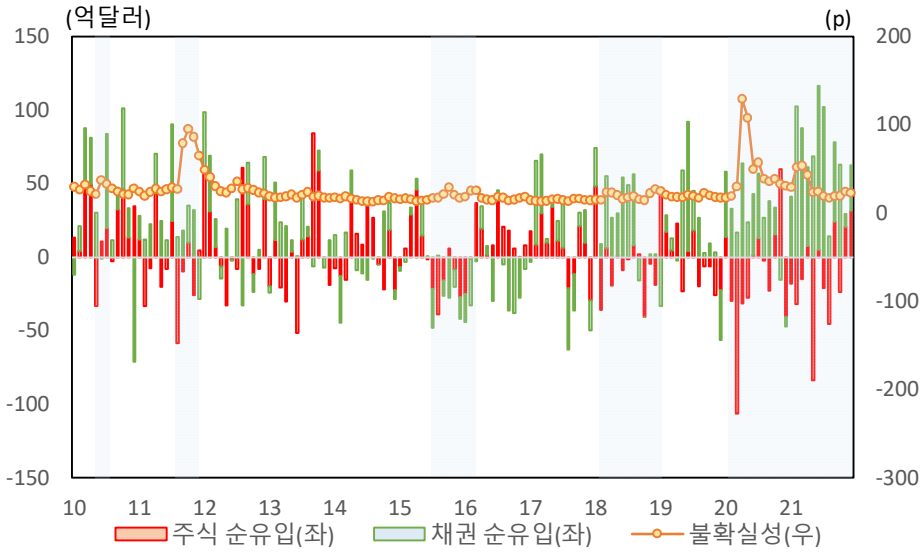


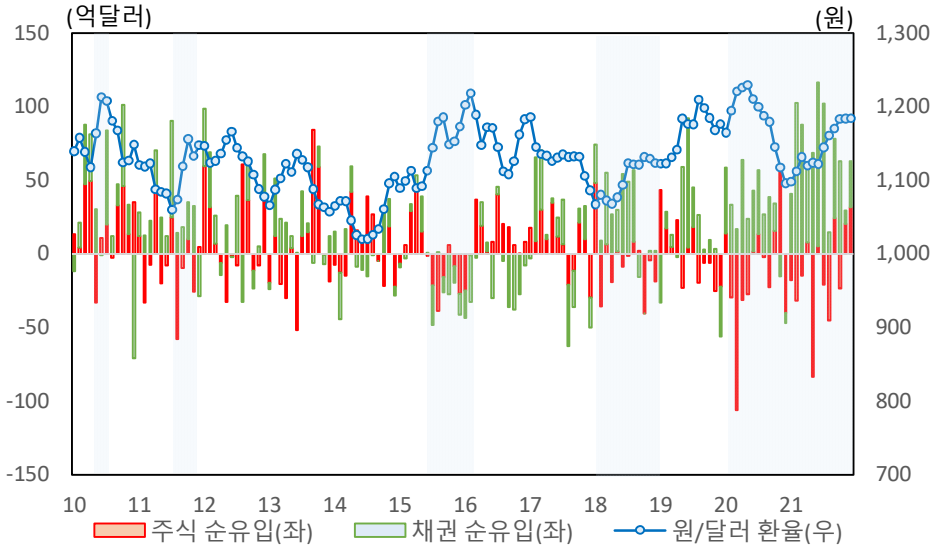
<그림 7>은 불확실성 충격에 대한 충격반응함수 분석 결과를 나타낸다. 불확실성에 구조적 충격이 발생할 경우 생산은 5기 후에 0.1% 감소한다. 투자는 2기에 -0.8% 감소한다. 불확실성이 확대될 경우, 투자의 비가역성(irreversibility)으로 인해 투자를 보류하는 옵션의 가치가 높아진다는 투자의 옵션 이론과 일치하는 결과이다. 물가는 감소하는 것으로 보이나 통계적으로 유의하지 않다.

환율은 충격 발생 이후 2~3기에 0.25% 이상 상승하는 모습이 나타난다. 이는 국내 금융 시장의 불확실성이 증가할 때 외국인 투자 자금의 유출이 발생하여 환율이 상승하는 것과 관련이 있다. 외국인 투자 자금을 주식 자금과 채권 자금으로 나누어 살펴보면, 이러한 현상은 주식 자금에서 더 강하게 나타난다. 외국인 채권 자금은 대부분 국공채와 통화안정증권에 투자되고 있는데, 이는 국제금융시장에서 안전 투자처(safe haven)로 인식되고 있어 글로벌 불확실성이 함께 확대되는 상황에선 오히려 순유입될 수 있기 때문이다. 또한 채권자금이 순유출되더라도 채권자금은 대부분 외환 스왑 방식으로 거래되기 때문에 현물환 환율에 미치는 영향이 주식 자금에 비해 크지 않다. <그림 8>을 보면 불확실성과 환율이 같은 방향으로 변동하며, 외국인 주식 자금의 유출입과도 각각 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타난다. 2020년 외국인 투자자는 국내 주가지수가 상승할 때에도 홀로 순매도 및 순유출을 지속하는 모습을 보였다. 이승호(2021)에 따르면 당시 국내를 비롯한 글로벌 금융시장의 위험회피성향이 완화되었지만, 급격한 주가 상승에 따른 부담으로 대규모의 차익실현성 매도가 발생했고 이로 인해 주식 자금 순유출이 발생했던 것으로 분석된다. 즉 주가가 상승하는 경우에도 불확실성(변동성)이 지나치게 큰 경우라면 외국인 투자 자금은 이탈할 수 있으며, 환율의 상승으로 이어질 수 있다.

불확실성은 5기까지 증가하여 자기강화적인 모습을 보인다. 따라서 불확실성을 완화하기 위한 정책 당국의 신속한 개입이 필요하다. 위험회피성향도 불확실성의 증가에 따라 2기에 유의하게 상승하는 모습을 보인다.

<그림 8> 불확실성, 원/달러 환율과 외국인 투자 자금 순유입



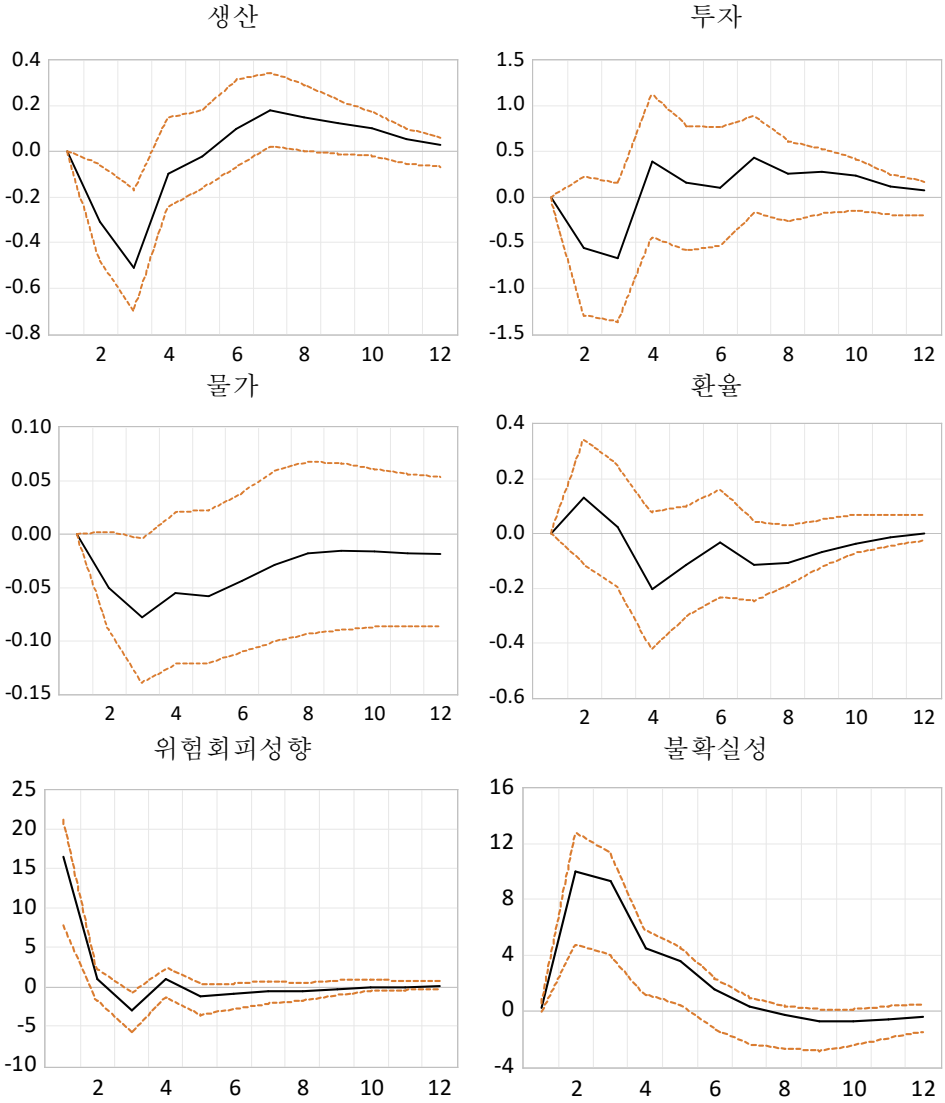


출처 : 한국은행 ECOS, 자체 계산

주: 주식 순유입과 채권 순유입 데이터는 경상수지 통계 중 주식(부채)과 부채성증권(부채) 통계를 각각 각각 사용하였다.

5.2.2. 위험회피성향 충격과 거시경제변수

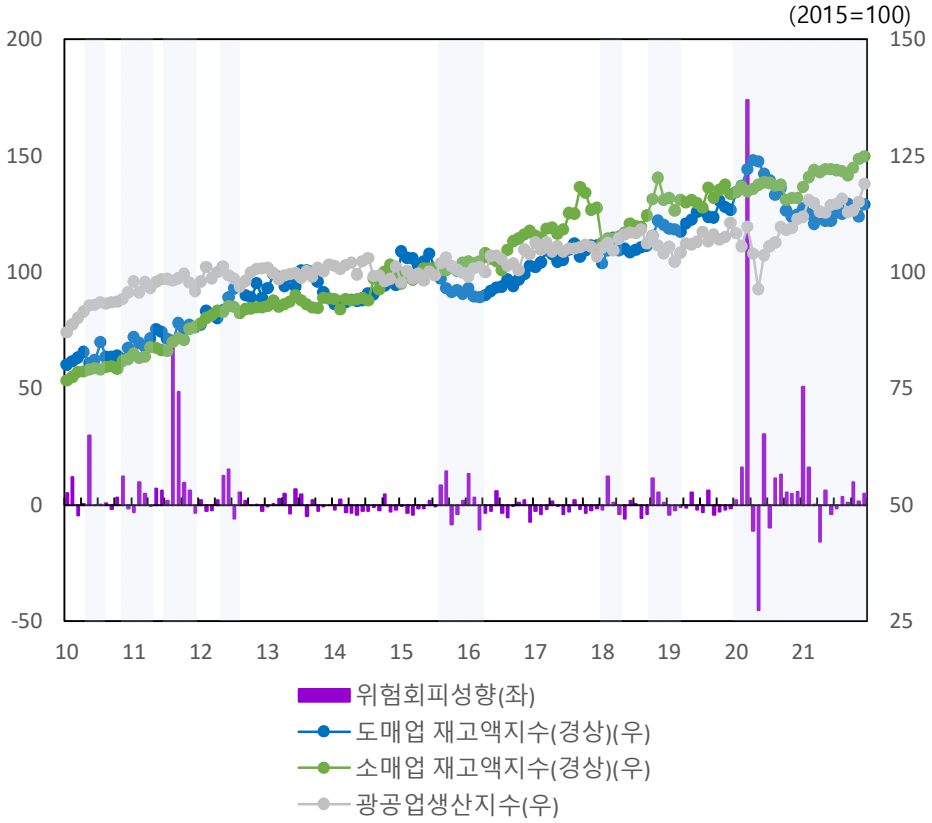
<그림 9> 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수



<그림 9>는 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수 분석결과를 나타낸다. 위험회피성향에 구조적 충격이 발생할 경우 생산은 3기 후에 0.5% 감소하는 것으로 나타난다. 김영주·임현준(2018)에서 위험회피성향 충격에 GDP가 감소한 것과 비슷한 결과이다. 생산이 위험회피성향 충격에

감소하는 이유로 재고 발생 회피 유인의 강화를 들 수 있다. Agrawal and Seshadri(2000)는 소매상(retailer)의 경우 자신의 위험회피성향이 강해질수록 재고 발생 가능성에 더욱 민감하게 반응하며, 재고를 회피하기 위해 상품 가격을 낮추거나 발주량을 감소시킬 수 있다고 설명하였다. 만약 위험회피성향의 강화로 인해 발주량이 감소한다면, 생산량 역시 감소하는 결과가 나타나게 될 것이다. 국내 통계를 통해 이와 같은 현상을 실제로 확인할 수 있다. 국내 광공업생산지수와 도소매업 재고액지수 추이를 보면, 위험회피성향이 강화된 후에 재고액지수가 하락하거나 상승세가 완화되는 것으로 나타난다. 마찬가지로 광공업생산지수도 이에 대응하여 하락하거나 상승세가 완화된다.

<그림 10> 불확실성, 도·소매업재고액지수, 광공업생산지수 추이



출처 : 통계청 KOSIS, 자체 계산

주 : 도·소매업 재고액지수, 광공업생산지수 모두 계절조정된 값을 사용하였다.

물가 역시 Agrawal and Seshadri(2000)와 맥락을 같이하여 3기에 감소하는 모습을 보이며 통계적으로 유의하다. 투자는 3기까지 감소하고 환율은 2기에 상승하는 모습을 보이나 모두 통계적으로 유의하지 않다.

위험회피성향은 1기에 증가하고 3기에 감소한다. 불확실성은 2~5기에 걸쳐 지속적으로 증가한다. 위험회피성향은 불확실성만큼 충격의 영향이 지속되지 않지만 반응의 크기가 16포인트로 매우 크고 불확실성도 10포인트 정도의 큰 폭으로 증가시키기 때문에 위험회피성향을 완화하기 위한 정책당국의 시의적절한 개입이 필요하다.

제2절의 내용을 종합하면 불확실성과 위험회피성향이 증가하는 충격이 발생할 경우 거시경제에 유의미한 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있다. 두 가지 충격이 유의한 영향을 미치는 변수는 서로 다른 것으로 분석된다. 불확실성은 투자를 감소시키고 환율을 상승시키는 한편 위험회피성향은 생산을 둔화시키고 물가를 하락시킬 가능성이 존재한다. 따라서 정책당국이 통화정책을 수행할 때에는 각 거시경제변수의 동향에 따라 불확실성 또는 위험회피성향에 선별적으로 영향을 미칠 수 있도록 노력을 기울여야 한다. 예를 들어 경기침체로 생산이 둔화되었을 때 이를 진작시키기 위해 완화적 통화정책을 실시할 경우, 위험회피성향을 충분히 감소시키지 못한다면 통화정책의 효과가 반감될 수 있다. 이러한 경우에는 위험회피성향을 완화할 수 있는 방향으로 커뮤니케이션을 활성화하는 등의 방안을 고려해야 한다.

제 3 절 강건성 검증

제 3 절에서는 주요 실증 분석 결과의 강건성을 검증하기 위해 1) 설명변수 순서를 변경한 실증 분석, 2) 통화정책기조 변수를 변경한 실증 분석, 3) 위기기간을 포함한 실증 분석을 각각 실시하였다. 각 검증 결과의 충격반응함수 그래프는 부록으로 수록하였다.

5.3.1. 설명변수 순서를 변경한 실증 분석

주요 실증 분석에서는 Bekaert et al.(2013)을 참고하여 위험회피성향을 불확실성 앞에 배치하였으나, 두 설명변수의 선후관계가 역전될 수 있으므로 강건성 검증에서는 배치 순서를 교체하여 VAR 분석을 실시하였다. 분석 결과 충격반응함수의 방향 및 유의성이 주요 분석 결과와 대체로 일치하였다. 생산과 투자의 경우 불확실성 충격에 대해 더욱 민감하게 반응하는 것으로 나타났다.

5.3.2. 통화정책 기조 변수를 변경한 실증 분석

통화정책 기조의 대용 변수로 본원통화(평잔, 원계열)를 사용하여 주요 실증 분석 결과의 강건성을 검증하였다. 한국은행 ECOS의 본원통화 데이터에 로그를 취한 값을 사용하였으며 외생성을 고려하여 설명변수 중 가장 마지막에 배치하였다. VAR 분석 결과 본원통화가 증가할 경우 불확실성과 위험회피성향이 감소하는 것으로 나타나 완화적 통화정책이 두 변수에 음(-)의 영향을 미친다는 주요 분석 결과가 유지되는 것을 확인할 수 있었다. 불확실성과 위험회피성향이 다른 거시경제변수에 미치는 영향 또한 주요 실증 분석 결과와 대체로 일치하는 모습을 보였다.

5.3.3. 위기 기간을 포함한 실증 분석

주요 실증 분석 결과가 분석 기간에 대하여 강건한지 검증하기 위하여 글로벌 금융위기 기간인 2009년을 포함한 VAR 분석을 실시하였다. 분석 결과 통계적 유의성에 미세한 차이는 존재하지만 대체로 주요 실증 분석 결과와 일치하였다.

제 6 장 결론

본 연구는 국내 주식시장 데이터를 활용하여 불확실성, 위험회피성향 지표를 도출하고 국내 통화정책 기조 및 다른 거시경제변수들과의 충격반응함수를 분석하였다. VKOSPI로부터 불확실성, 위험회피성향 지표를 도출하여 살펴본 결과 해당 지표들은 국내 금융 시장에서 발생했던 중요 사건들의 영향을 잘 반영하는 것으로 나타났다. 특히 최근 COVID-19 유행 이후 불확실성이 높은 시기에 투자자들의 위험자산선호 경향이 오히려 높았던 상황도 지표상으로 잘 드러나는 것이 확인되었다.

구조적 VAR 모형을 이용한 충격반응분석 결과, 국내에서도 불확실성, 위험회피성향이 통화정책 충격에 대해 음(-)의 반응을 보이는 것으로 판단되었다. 다만 불확실성과 위험회피성향은 반응 속도 및 지속성에 있어 차이를 보였다. 위험회피성향이 충격에 대해 더 빨리 반응하는 한편, 반응 지속 시간은 불확실성에서 더 길게 나타났다.

불확실성과 위험회피성향 충격이 거시경제변수에 유의미한 영향을 미치는 것도 확인할 수 있었다. 불확실성은 투자를 위축시키고 환율을 상승시켰으며, 위험회피성향은 생산을 둔화시키고 물가를 하락시켰다. 불확실성과 위험회피성향 상호 간에도 영향을 미치는 것이 확인되었는데, 두 가지 모두 서로의 충격에 강화되는 것으로 분석되었다.

본 연구로부터 도출할 수 있는 정책적 시사점은 아래와 같다. 우선 통화정책 수립 시 경제 동향에 따라 불확실성 또는 위험회피성향에 선별적으로 영향을 미칠 수 있도록 노력해야 한다. 통화정책이 영향을 미치는 요소에 따라 정책효과가 증폭될 수도, 반감될 수도 있기 때문이다. 따라서 통화정책을 실시할 때 적절한 커뮤니케이션 등을 통해 불확실성과 위험회피성향을 별도로 관리할 수 있는 방안을 강구해야 한다. 아울러 국내 경제 동향 분석 시 불확실성 뿐만 아니라 위험회피성향도 명시적으로 고려하여야 한다. 또한 불확실성, 위험회피성향을 실시간으로 확인할 수 있는 지표를 활발히 개발하고, 경제주체들의 행태를 분석할 수 있도록 연구를 이어가야 한다.

참 고 문 헌

김무성 (2010), “통화정책과 시장의 기대: VKOSPI를 중심으로”, 금융공학연구, 9(4), pp.145-165.

김의진·정호성 (2019), “은행의 수익 및 자산구조를 반영한 통화정책 위험선호경로”, BOK 경제연구, 2019-7.

윤재호 (2019), “변동성 프리미엄의 정보유용성 분석: 한국의 사례”, 국제경제연구, 25(3), pp.1-29.

이문형·윤선중 (2017), “VKOSPI 선물의 정보효과와 시장활성화 방안”, 선물연구, 25(1), pp.139-167.

이승호 (2021), “최근 외국인투자자의 국내주식 매매행태와 자금유출입 변동요인 분석”, 자본시장연구원

최원형·윤용만 (2018), “한국의 통화정책 위험선호경로에 관한 실증분석”, 경제분석, 24(4), pp.37-70.

최훈철·한석호 (2009), “변동성지수(VKOSPI) 해설 및 실증분석”, KRX Market 2009.4, pp.25-65.

황상원·이병근 (2014), “VKOSPI와 실현변동성을 이용한 변동성 위험 프리미엄의 동태적 추정”, 경제연구 32(3), pp.1-18.

Agrawal, V. and Seshadri, S. (2000), “Impact of Uncertainty and Risk Aversion on Price and Order Quantity in the Newsvendor Problem”, Manufacturing & Service Operations Management, Vol.2 (4), pp.410-423.

Altunbas, Y., Gambacorta, L. and Marquez-Ibanes, D, (2009). “An Empirical assessment of the risk-taking channel”, paper presented at the BIS/ECB conference on “Monetary policy and financial stability”, 10-11 September.

Altunbas, Y., Gambacorta, L. and Marquez-Ibanes, D. (2014), “Does Monetary Policy Affect Bank Risk?”, International Journal of central Banking, March, pp. 95-135.

Bekaert, G, Hoerova, M., Lo Duca, M., (2013), “Risk, Uncertainty and Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, October 2013, v. 60, iss. 7, pp. 771-88.

Bekaert, G., Hoerova, M. (2014), “The VIX, the variance premium and stock market volatility”, Journal of Econometrics, December 2014, 183(2), pp.181-192.

Bloom, N. (2009), “The Impact of Uncertainty Shocks”, Econometrica, 77(3), pp.623-685.

Bollerslev T., Tauchen, G., Zhou, H. (2009), “Expected Stock Returns and Variance Risk Premia”, The Review of Financial Studies, 22(11), pp.4463-4492.

Bollerslev T., Gibson, M., Zhou, H. (2011), “Dynamic estimation of volatility risk premia and investor risk aversion from option-implied and realized volatilities”, Journal of econometrics, Vol.160(1), pp.235-245.

Carr, P. and Wu, L. (2006), “A Tale of Two Indices”, The Journal of derivatives, Vol.13 (3), pp.13-29.

Carr, P. and Wu, L. (2009). “Variance Risk Premia”. The Review of Financial Studies, 22(3), pp.1311-1341.

Chicago Board Options Exchange (2004), “VIX CBOE Volatility Index”, White Paper.

Gambacorta, L. (2009), “Monetary Policy and the Risk-Taking Channel”, BIS Quarterly Review, December 2009.

Hahn, Jaehoon, Jang, Woon Wook and Kim, Seongjin (2017), “Risk Aversion, Uncertainty, and Monetary Policy in Zero Lower Bound Environments”, Economics Letters, July 2017, v. 156, pp. 118-22.

Inekwe, Nkwoma John (2016), “Financial Uncertainty, Risk Aversion and Monetary Policy”, Empirical Economics, November 2016, v. 51, iss. 3, pp. 939-61.

Jeon, Bang Nam, Wu, J., Chen, M. & Wang, R. (2015), “Monetary policy and Bank Risk-Taking,: Evidence from Emerging Economies”, School of Economics Working Paper Series, 2015-3, LeBow College of Business, Drexel University.

Kim, Youngju and Lim, Hyunjoon (2018), “Which External Shock Matters in Small Economies? US Economic Policy Uncertainty vs. Global Risk Aversion”, Bank of Korea Working Paper 2018-29.

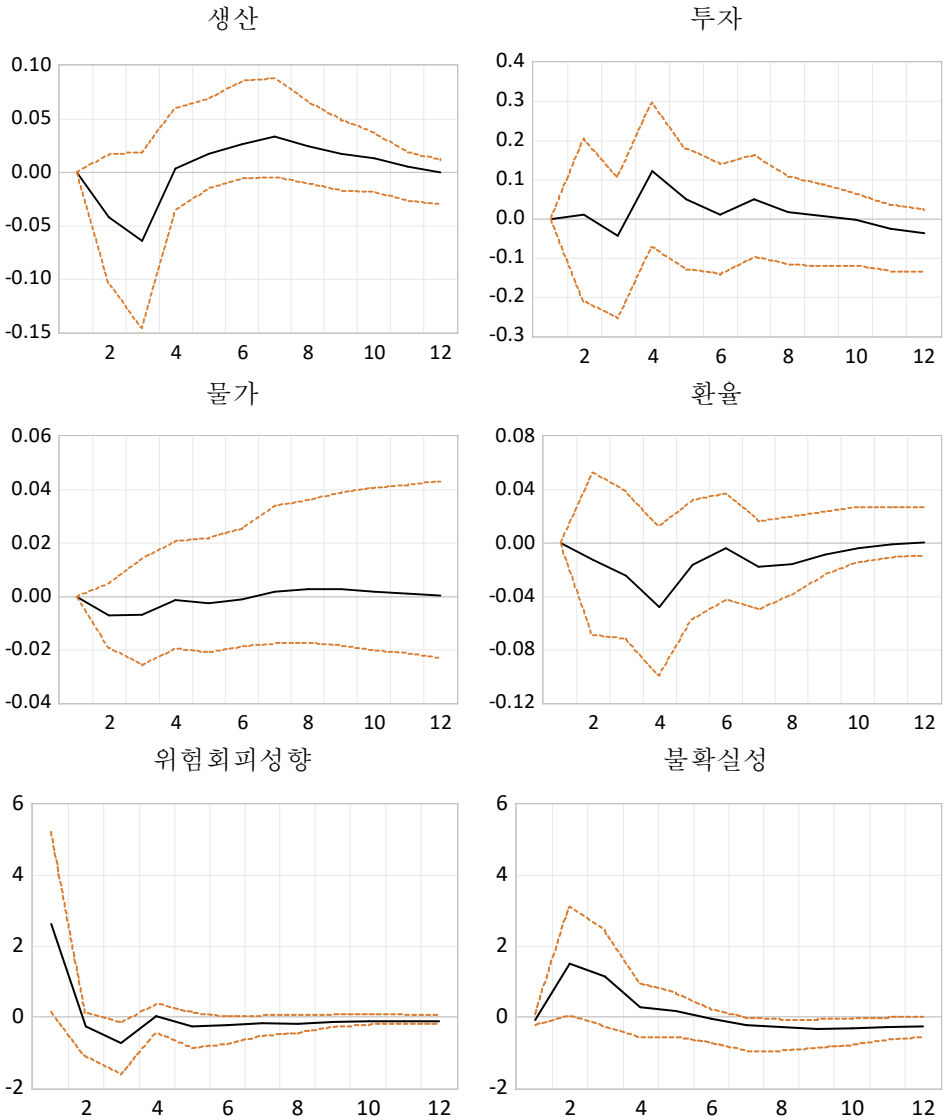
Maddaloni, A. and Peydro, J. (2011), “Bank Risk-Taking, Securitization, Supervision, and Low Interest Rates: Evidence from the Euro-Area and the U.S. Lending Standards”, Review of Financial Studies, Vol. 24(6), pp.2121-2165.

Rudebusch, G.D. (2009), “The Fed’s Monetary Policy Response to the Current Crisis“. The Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter, May 2009.

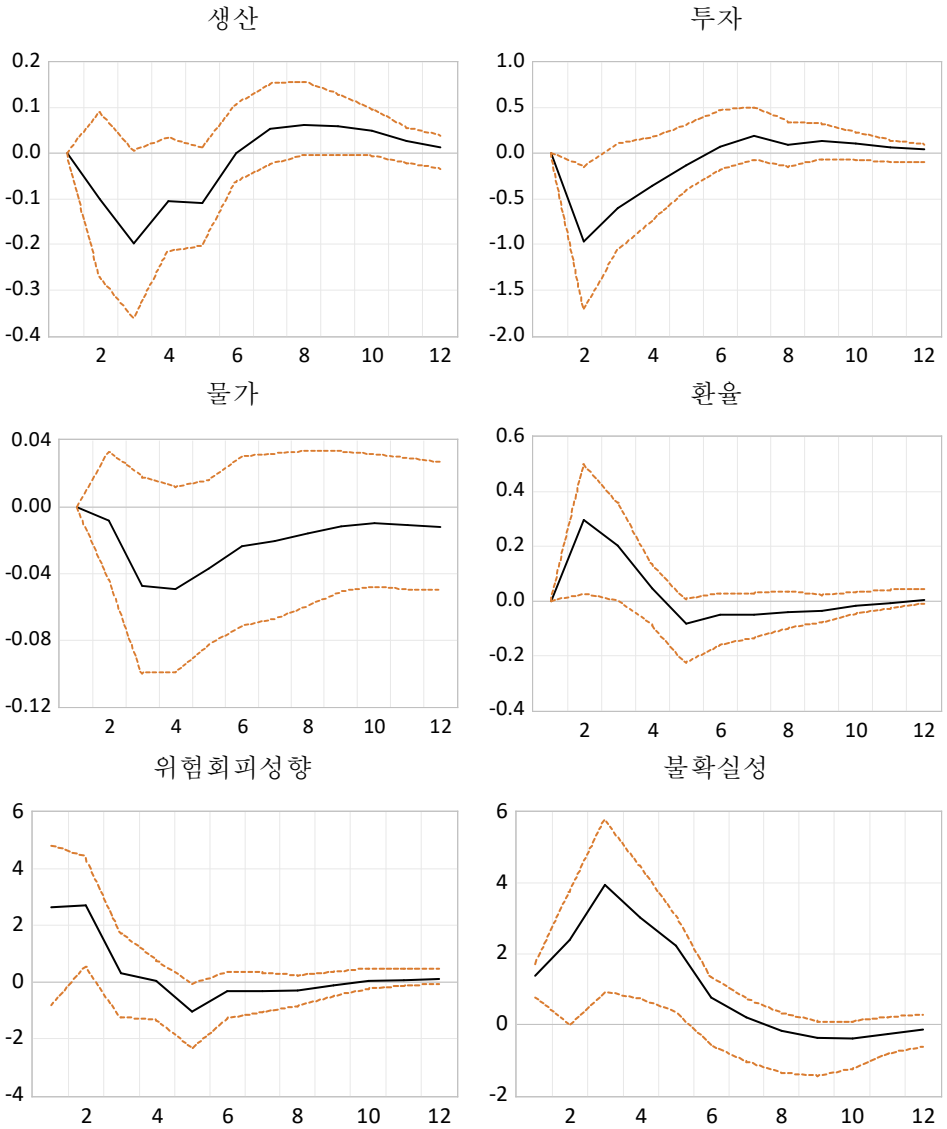
부록

부록 1. 설명변수 순서를 변경한 실증 분석 결과

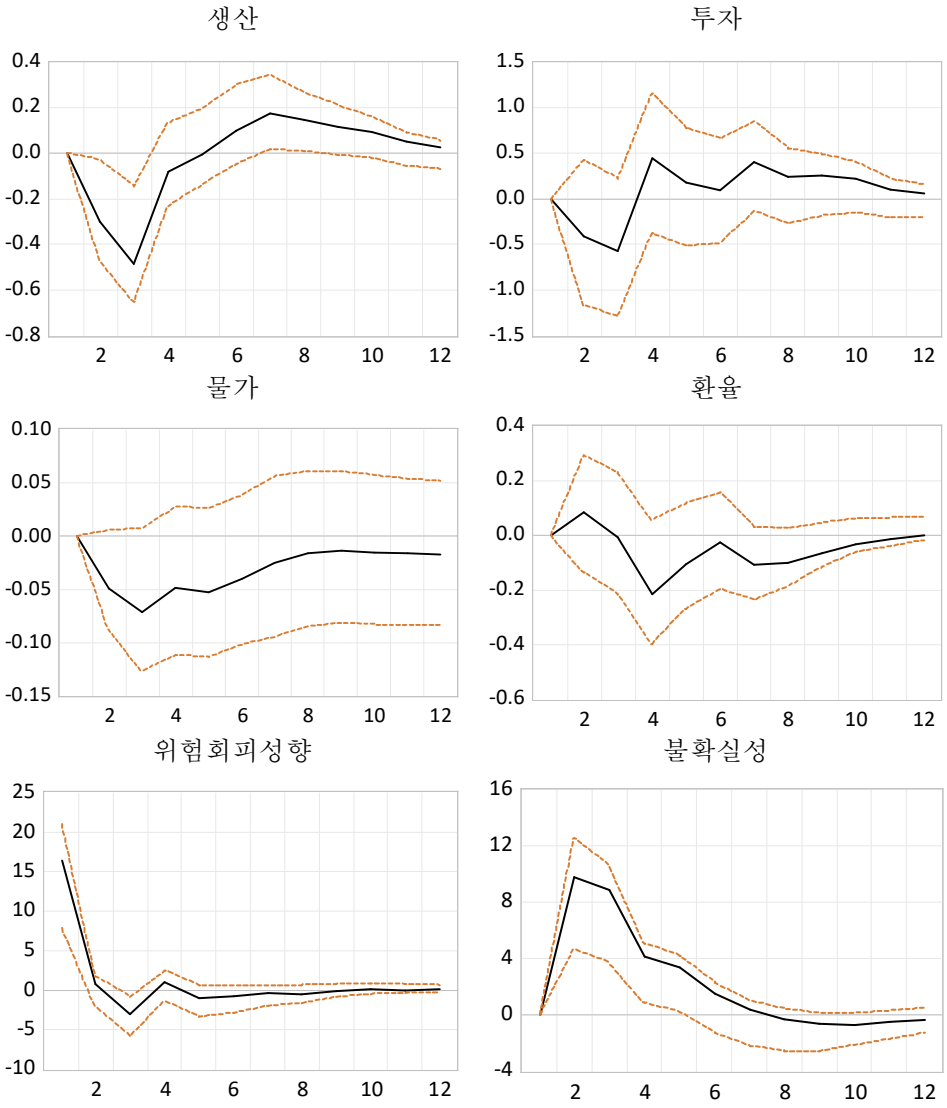
<그림 11> 통화정책 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우)



<그림 12> 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우)



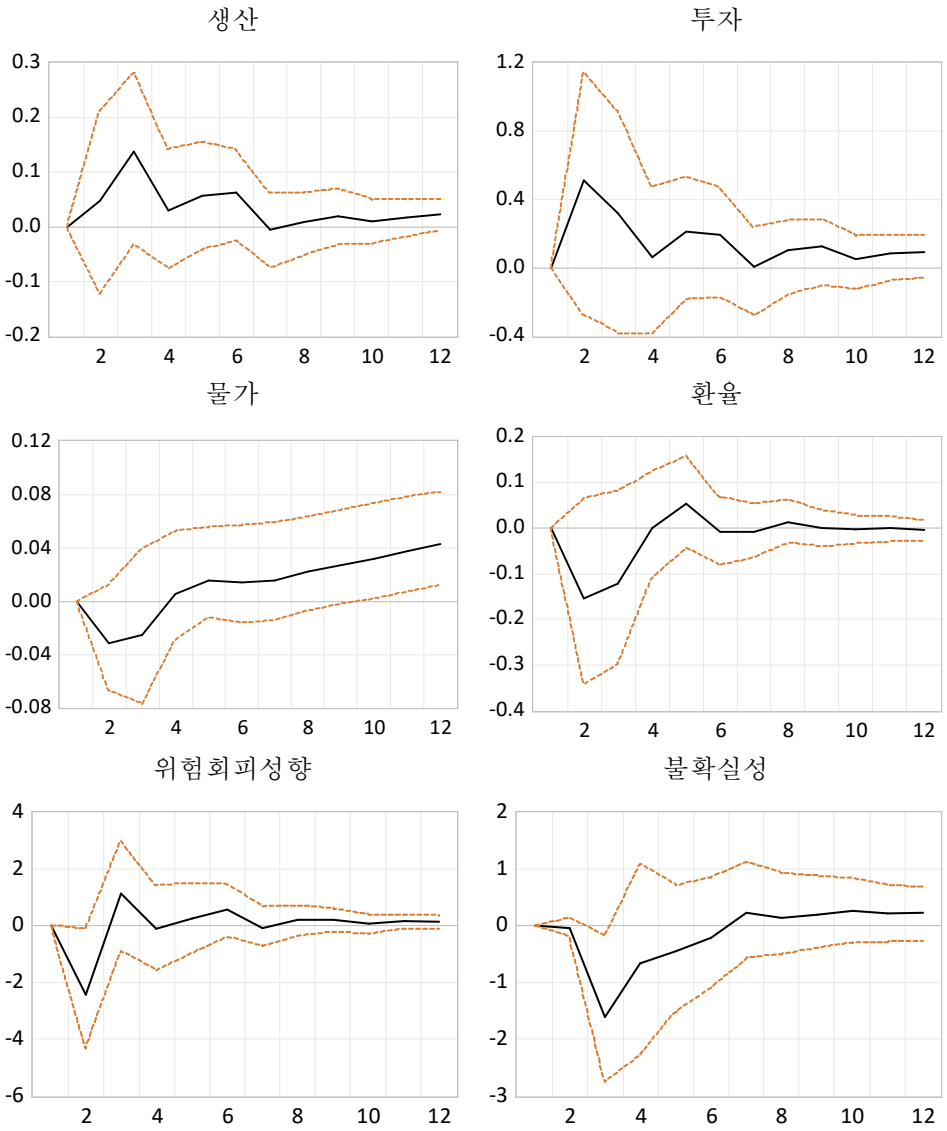
<그림 13> 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(UC, RA 순서를 변경한 경우)



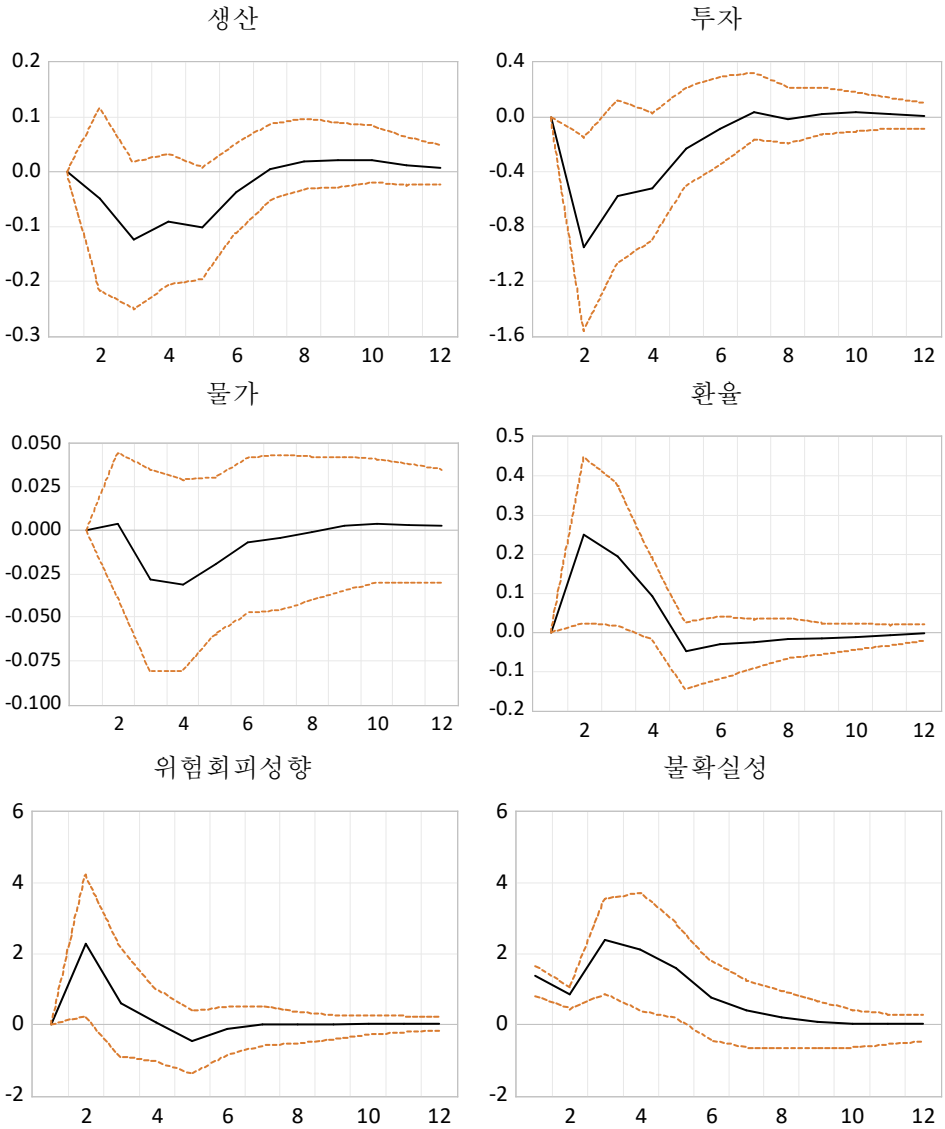
부록 2. 통화정책 기조 변수를 대체한 실증 분석 결과

<그림 14> 통화정책 충격에 대한 충격반응함수

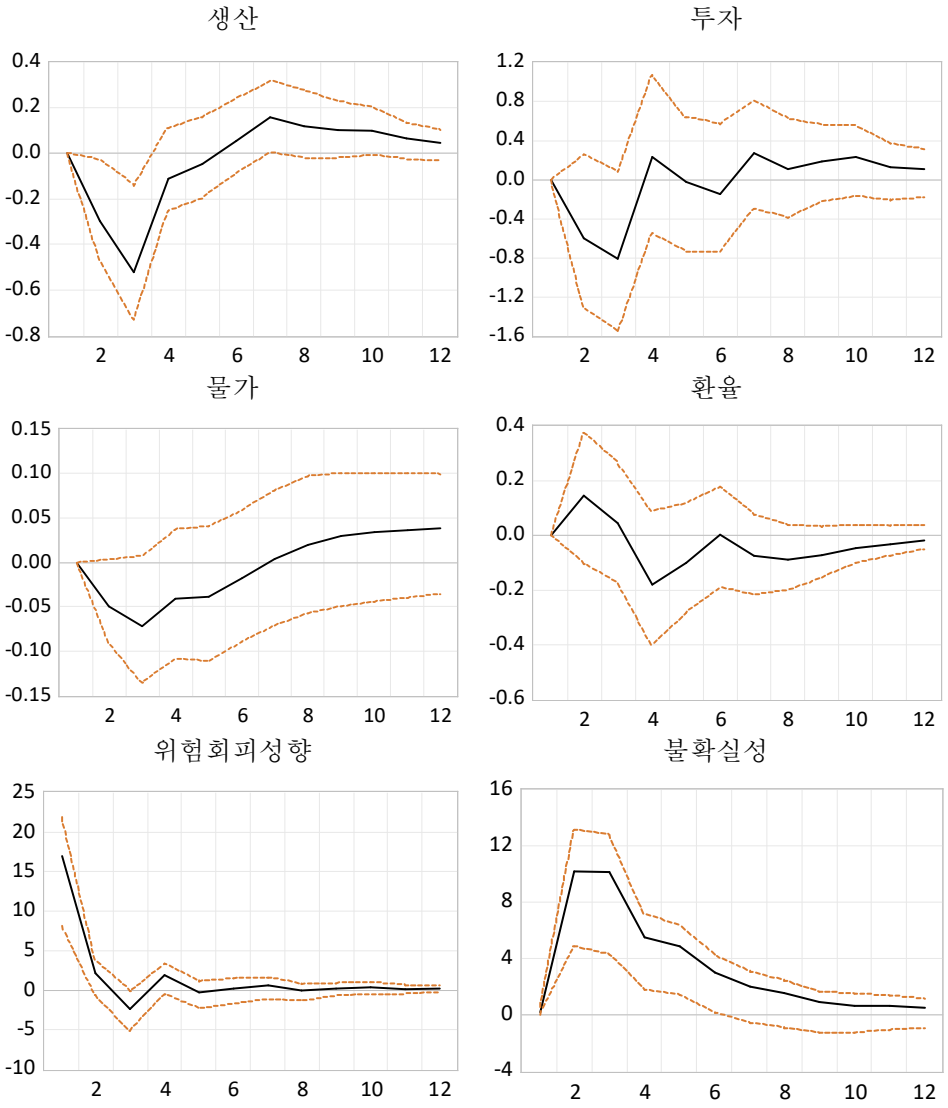
(본원통화를 사용한 경우)



<그림 15> 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(본원통화를 사용한 경우)

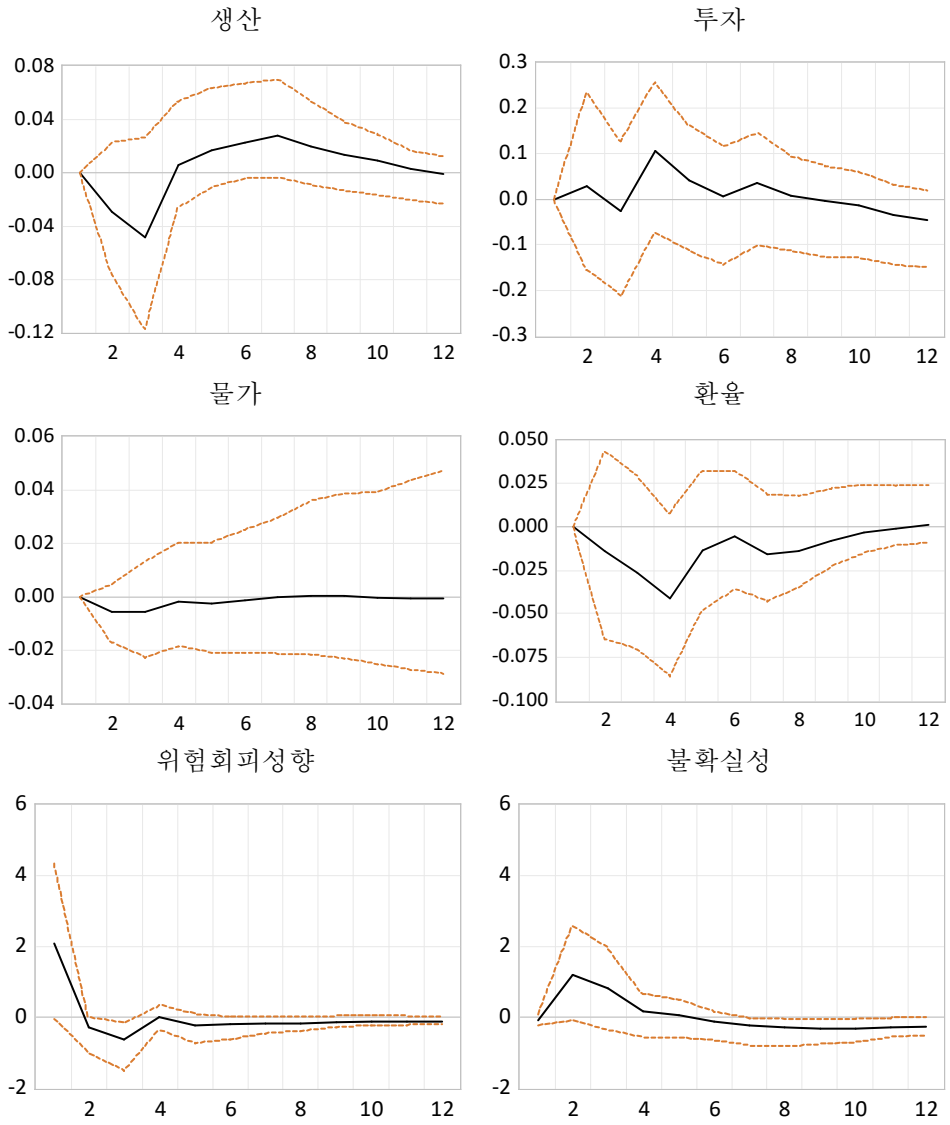


<그림 16> 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(본원통화를 사용한 경우)

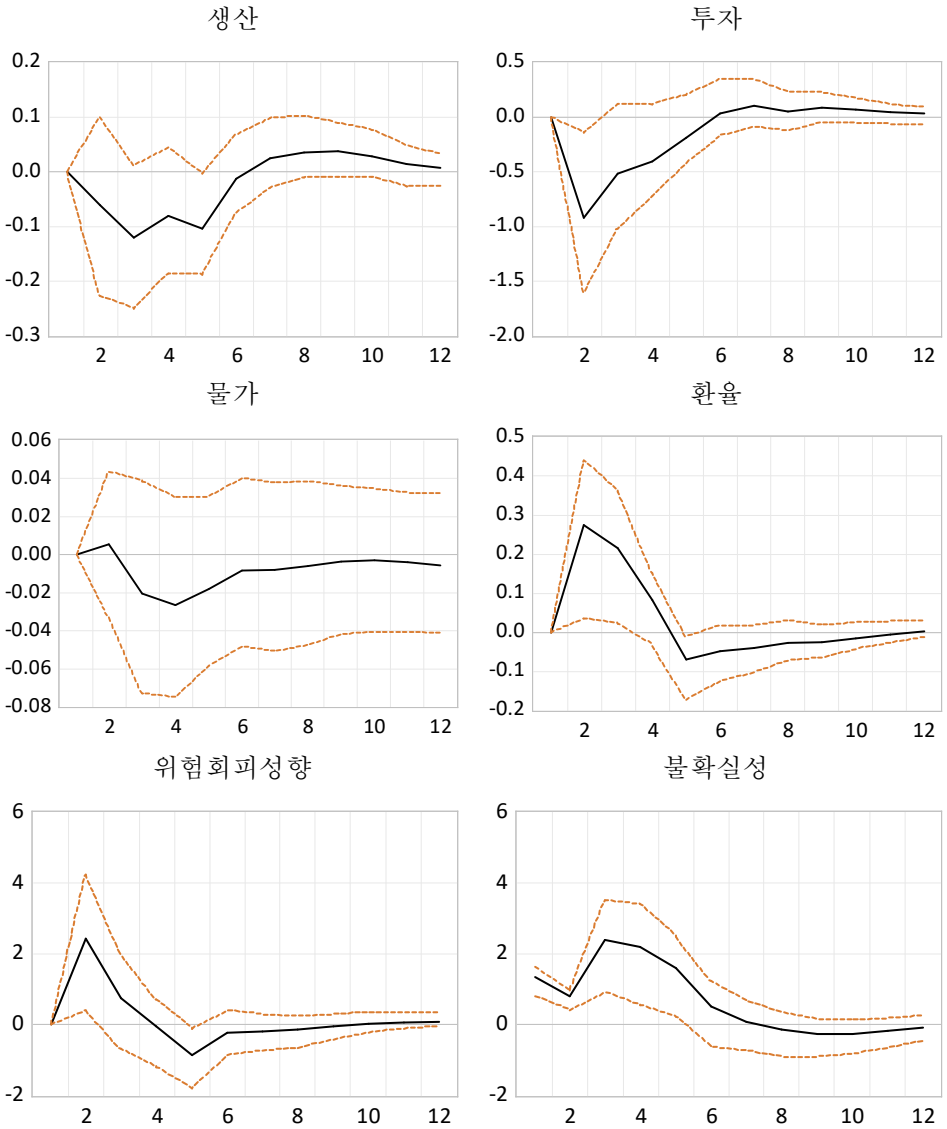


부록 3. 위기기간을 포함한 실증 분석 결과

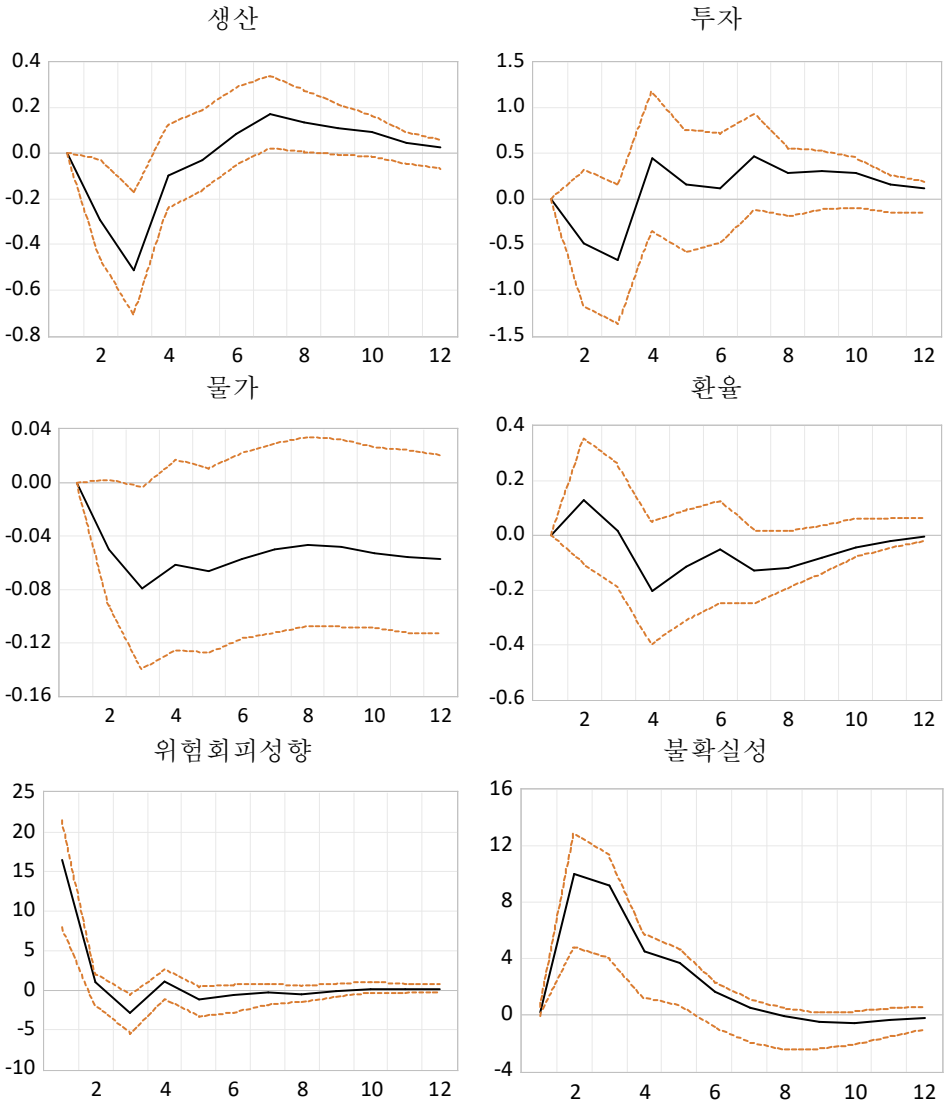
<그림 17> 통화정책 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우)



<그림 18> 불확실성 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우)



<그림 19> 위험회피성향 충격에 대한 충격반응함수
(위기기간을 포함한 경우)



Abstract

Uncertainty, Risk aversion and Monetary Policy

- An analysis using the VKOSPI index -

PARK Bokyeon
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

This paper decomposes the VKOSPI index to construct uncertainty and risk aversion indicators. It analyzed dynamic relationships between uncertainty, risk aversion, monetary policy, and other macroeconomic variables using a structural VAR model. The indicators were found to reflect main events in the domestic financial market. The impulse response functions showed that lax monetary policy decreases both uncertainty and risk aversion. It is also confirmed that uncertainty and risk aversion both have significant effects on macroeconomic variables. Uncertainty shock dampens investment and increases exchange rates. Risk aversion shock reduces production and lowers prices. As the effects of uncertainty and risk aversion on the economy are distinguished, the central bank should monitor them closely and make efforts to selectively influence each element when monetary policy decisions are being made.

keywords : Uncertainty, Risk aversion, Monetary policy, VKOSPI, SVAR
Student Number : 2018-28549