

통화정책과 금융여건 변화가 자산시장에 미치는 영향

장보성·정화영*

<요 약>

최근 인플레이션과 금융불균형에 대한 우려가 높아짐에 따라 통화정책의 완화 정도가 빠르게 축소되고 있다. 이에 따른 금융여건 변화는 실물경제 뿐 아니라 자산가격의 변동 요인으로 작용할 수 있어 그 영향에 대한 관심이 증대되고 있다. 본고에서는 국내 통화정책과 금융여건 변화가 주택시장과 주식시장에 미치는 영향에 대해 분석하고 시사점을 제시하고자 한다.

주택시장의 경우, 금리인상은 주택가격상승률을 낮추는 요인으로 작용하며 그 영향은 시차를 두고 점진적으로 나타난다. 주택가격의 상·하방 리스크 분석을 통해 살펴보면, 팬데믹 이후 가파른 가계대출 증가세 및 가격 오름세로 인해 상방 리스크가 크게 확대되었다. 특히, 최근의 주택가격상승률은 확률분포의 오른쪽 꼬리(상방위험)에 가까운 모습이 이어지고 있는데 이는 주택시장의 과열 양상을 반영하는 것으로 판단된다. 이에 따라 단기적으로는 가격 급등세 억제에 더 효과적으로 작용하는 가계대출 관리를 중심으로 상방 리스크에 대응할 필요가 있다. 한국은행의 금리인상 기조는 장기적으로 주택가격의 하락 요인으로 작용할 가능성이 높는데, 향후 주택가격의 상·하방 리스크 추이를 살펴가며 대출 총량관리를 점진적으로 정상화할 필요가 있다.

주식시장 측면에서는 금리 및 유동성 충격을 통해 통화정책이 주가에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 여기에서는 주가 지수와 업종 포트폴리오 등을 대상으로 각각 분석하였는데, 유동성 측면의 긴축 충격 발생 시 주가가 상대적으로 뚜렷하게 하락하는 것으로 나타났다. 또한, 업종별 반응의 크기와 경기와의 상관관계 등을 바탕으로 볼 때 통화정책은 경기 경로를 통해 주가에 밀접하게 영향을 미치는 것으로 판단된다. 동 분석에서 한 가지 중요한 결과는, 긴축 충격이 발생하더라도 주가는 단기간 내에 이전 수준을 회복하는 모습을 보였다는 점이다. 이것은 시장 참가자들이 통화정책에 따라 과민 반응하기보다는, 중장기적인 실물경제 상황에 주목하면서 관련 리스크에 대비해 나가는 것이 근본적인 대응방향이라는 점을 시사한다.

* 본고의 견해와 주장은 필자 개인의 것이며, 자본시장연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝힙니다. 거시금융실 연구위원 장보성 (bjang@kcmi.re.kr), 거시금융실 연구위원 정화영 (junghy0103@kcmi.re.kr)

I. 논의배경

코로나19의 경제적 충격에 대응하여 각국 중앙은행은 정책금리 인하, 자산매입을 통한 유동성 공급 등으로 통화정책을 상당히 완화적으로 운용하였다. 이러한 조치는 금융시장을 조기에 안정시키는 한편, 실물경제의 회복에도 크게 기여한 것으로 평가된다. 그러나 경기가 반등하면서 인플레이션 위험이 높아지는 가운데 과도한 레버리지, 자산가격 고평가 등 금융안정 측면의 리스크가 증대되면서 그 부작용에 대한 우려가 높아지고 있다.

이에 주요국 중앙은행은 정책금리 인상¹⁾, 자산매입 종료 등을 통해 통화정책 정상화에 속도를 높이고 있다. 한국은행도 지난해 8월부터 금년 1월까지 총 3차례에 걸쳐 기준금리를 인상한 바 있는데, 최근 3% 중후반의 물가상승률이 지속되면서 기준금리의 연내 추가 인상 가능성이 높아지고 있다. 금융완화 정도가 보다 빠르게 축소될 경우 소비, 투자 등 실물 부문뿐만 아니라 자산시장에도 많은 영향을 줄 것으로 전망된다. 본고에서는 국내 통화정책 및 금융여건 변화가 주택시장과 주식시장에 미치는 영향을 분석하고 시사점을 제시하고자 한다.

먼저 금리와 가계대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석하였다. 대부분의 주택 매매에서 레버리지가 활용됨에 따라 금융여건 변화는 주택가격 변동의 주요인으로 작용한다. 국내 부동산시장에서 대출규제를 중심으로 규제조치가 시행되어온 점을 감안하여 금리와 가계대출의 영향을 구분하여 주택가격상승률의 충격반응함수를 살펴본다.

한편, 주택시장은 수요와 공급의 신축적인 조정이 어려움에 따라 단기적으로는 가격 변동성이 크게 높아질 수 있다. 특히, 최근 주택시장의 불확실성이 크게 높아진 모습인데 분위회귀(quantile regression)를 통해 주택가격의 상방 리스크(upside risk)와 하방 리스크(downside risk)를 분석한다. 팬데믹 이후 상·하방 리스크의 추이 및 변동요인을 살펴봄으로써 가파른 가격상승세를 평가해 본다.

다음으로는 통화정책이 주가에 미치는 영향에 관하여 살펴보았다. 중앙은행의 정책금리 조정 및 유동성 공급은 소비·투자 등 총수요를 통해 기업의 실적을 변동시켜 주가에 영향을 미칠 수 있다. 아울러 통화정책은 시장참가자들의 위험추구

1) 노르웨이, 뉴질랜드, 영국 등 주요국 중앙은행이 지난해부터 정책금리를 인상해오고 있으며 미 연준도 올해 정책금리 인상과 양적긴축을 본격적으로 진행할 전망이다.

성향 등을 변화시켜 주가에 영향을 줄 수도 있다. 대표적으로 미 연준이 금융위기 이후 시행한 포워드 가이드스²⁾는 리스크 프리미엄을 하락시켜 주가 상승에 영향을 미친 사례로 볼 수 있다(Hattori et al., 2016).

본고는 이러한 배경을 바탕으로 국내 통화정책이 주가에 미치는 영향에 대해 실증 분석하고 그 결과에 대해 논의하고자 한다. 동 분석에서는 통화정책이 물가와 경기 등 거시경제 지표들과 상호작용한다는 점을 감안하여, 부호제약을 이용한 벡터자기회귀(sign restricted vector autoregression, 이하 ‘부호제약 VAR’) 모형을 바탕으로 외생적인 통화정책 충격을 식별하고 통화정책이 주가에 미치는 영향을 추정하였다.

II. 주택시장

II장에서는 금리 및 가계대출이 주택가격에 미치는 영향을 분석한다. 먼저, 최근 주택가격 추이 및 금융여건 변화를 살펴본다. 다음으로 충격반응함수를 통해 금리가 주택가격상승률에 미치는 영향을 분석하고, 이를 대출의 영향과 비교해본다. 한편, 팬데믹 이후 주택가격의 불확실성이 크게 높아짐에 따라 꼬리위험³⁾(tail risk)에 대한 우려가 높다. 이에 분위회귀를 통해 주택가격의 상방 리스크와 하방 리스크를 분석하고 시사점을 도출하고자 한다.

1. 개관

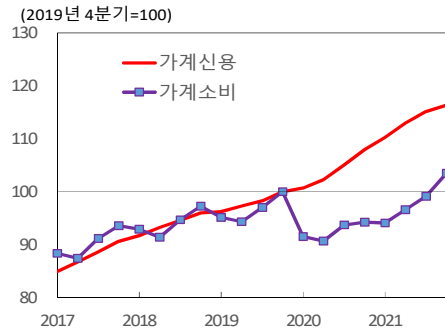
팬데믹 이후 완화된 금융환경이 상당기간 지속됨에 따라 가계신용이 큰 폭으로 증가하였다. <그림 II-1>에 나타난 바와 같이 부채를 통해 늘어난 가계의 유동성은 소비를 통해 실물경제로 순환되지 않았으며, 대체로 자산시장으로 유입

2) 미 연준은 2011년 8월에 2013년 중반까지, 2012년 1월에 2014년 후반까지, 2013년 9월에 2015년 중반까지 정책금리를 0% 수준에서 유지할 것이라고 발표함으로써 장기간에 걸쳐 단기 금리 경로를 고정하겠다는 입장을 공식화하였다. 이러한 포워드 가이드스는 금융시장에서의 위험추구 성향을 높여 리스크 프리미엄의 하락요인으로 작용할 수 있다(Adrian and Shin, 2010).

3) 발생 가능성은 낮으나 실현될 경우 주택가격이 기대보다 큰 폭으로 상승 또는 하락할 위험을 의미한다.

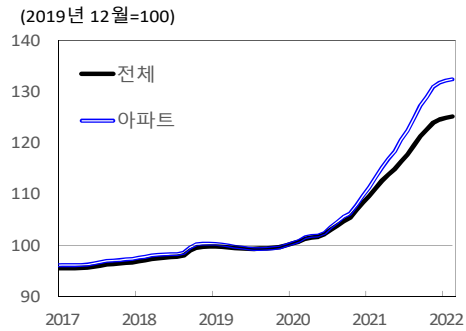
된 것으로 판단된다. 특히, 부동산시장으로의 자금 유입이 크게 늘어나면서 2020년 이후 주택가격은 과거 추세에 비해 상당히 가파르게 상승하였다(<그림 II-2> 참조).

<그림 II-1> 가계신용 및 가계소비



주 : 원계열 명목 기준
자료: 한국은행

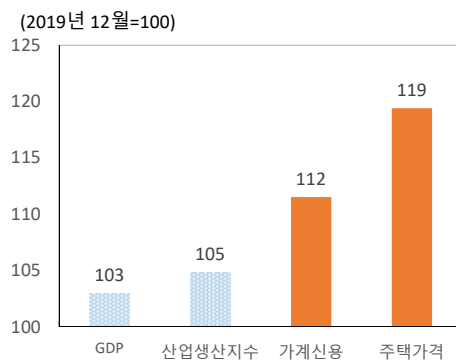
<그림 II-2> 주택매매가격지수



주 : KB 주택매매가격지수 기준
자료: KB부동산

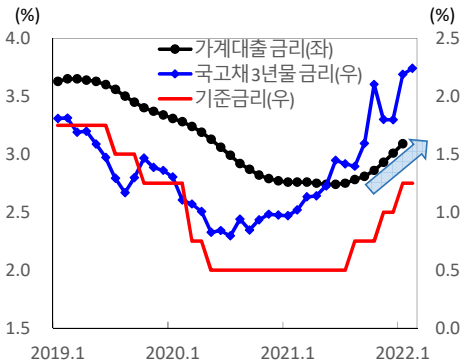
<그림 II-3>에서 확인할 수 있듯이 실물경제 회복세와 주택가격 상승세 간 큰 괴리를 나타내고 있는데, 이는 가계신용이 늘어난 데 상당부분 기인한다. 그러나 높은 물가오름세, 주요국 중앙은행의 통화정책 정상화 등으로 국내 금리상승 압력이 빠르게 높아지고 있다(<그림 II-4> 참조). 팬데믹 이후의 가파른 주택가격 상승이 완화적 금융환경에 기인했던 만큼 향후 금리상승에 따른 금융여건 변화는 가격 변동성 확대 요인으로 작용할 전망이다.

<그림 II-3> 주요지표 팬데믹 전·후 비교



주 : 1) 2021년 4분기 기준
2) 주택가격 및 가계신용은 CPI를 이용하여 실질화
자료: 한국은행, 통계청, KB부동산

<그림 II-4> 금리 추이



주 : 가계대출 금리는 예금은행 잔액 기준
자료: 한국은행, 금융투자협회

2. 모형 설정 및 실증분석

가. 모형 설정

영국 주택가격상승률을 분석한 Galvao, Montes-Rojas & Park(2013)의 모형을 국내 데이터에 적용하여 금리 및 가계대출이 주택가격에 미치는 영향과 주요 특징을 분석한다.⁴⁾ II장에서 사용하는 기본 모형은 다음과 같다.

$$y_t = \mu + \sum_{j=1}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{k=0}^q \beta_k' x_{t-k} + \sum_{l=1}^r \gamma_l i_{t-l} + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim (0, \sigma^2), \quad (1)$$

y_t 는 KB주택매매가격지수⁵⁾를 소비자물가지수로 실질화한 후 로그차분한 실질 주택가격상승률을 나타낸다. x_t 는 주택가격에 영향을 미치는 금리 이외의 설명변수로서 GDP성장률, GDP갭⁶⁾ 및 실질 가계대출증가율⁷⁾을 포함한다. 마지막으로 i_t 는 분기 마지막 월의 평균 1일물 콜금리를 나타낸다. 콜금리 데이터가 1991년 이후부터 가용함에 따라 분석기간은 1991년 1분기부터 2021년 3분기이다. BIC(Bayesian Information Criterion)에 따라 $p=1$, $q=0$, $r=1$ 로 설정하였다.

나. 충격반응함수 분석

먼저 식(1)에 국소투영법(local projection method)을 적용하여 금리인상에 대한 주택가격의 충격반응함수를 분석한다.⁸⁾ <그림 II-5>는 기준금리 75bp 인상

4) Galvao, Montes-Rojas & Park(2013)은 가계대출이 미치는 영향을 고려하지 않았으나, I장에서 설명한 바와 같이 국내 부동산시장의 규제조치는 대출규제를 중심으로 시행된 점을 감안하여 실질 가계대출증가율을 설명변수에 추가한다. 실질 가계대출증가율과 콜금리 간 시차(-4~+4분기)상관계수의 최대값은 0.3으로 상관관계가 크게 강하지 않은 것으로 판단된다. 실질 가계대출증가율 대신 GDP대비 가계부채비율을 사용한 경우에도, 그 결과는 본 분석의 결과와 큰 차이가 없었다.

5) 한국부동산원도 주택매매가격지수를 발표하고 있으나 2003년 11월 이후부터 데이터가 존재함에 따라 KB주택매매가격지수에 비해 가용 샘플이 상대적으로 적다.

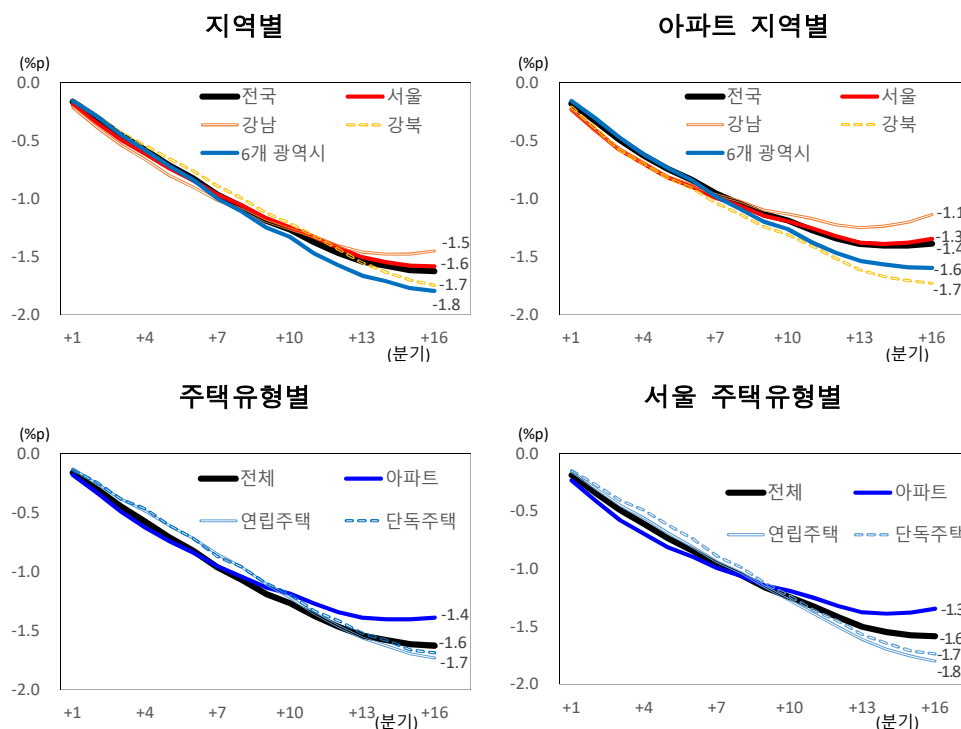
6) GDP갭은 Grant & Chan(2017)의 방법론을 사용하여 추정하였다.

7) 자금순환표 ‘가계 및 비영리단체’의 부채를 소비자물가지수로 실질화하여 산출하였다. SNA(System of National Accounts) 기준연도별 시계열 단절이 존재함에 따라 이용가능한 데이터의 가장 최근 기준년 자료를 사용하였다.

8) 식(1)의 종속변수를 $(t) \sim (t+h)$ 기 중 실질 주택가격상승률을 나타내는 $y_{t,t+h}$ 로 사용하여 다음의 모형을 추정한다.

이 주택가격상승률에 미치는 영향을 나타낸다. 금리인상은 주택가격상승률을 낮추는 요인으로 작용하며, 그 영향은 시차를 두고 나타난다. 기준금리 75bp 인상은 전국 실질 주택가격상승률을 4년 뒤 평균 1.6%p 낮추는 것으로 추정된다. 지역별 나누어 살펴보면, 서울(-1.6%p)이 6개 광역시(-1.8%p)에 비해 금리인상의 영향이 소폭 작게 나타나는 가운데 서울 내에서도 강북(-1.7%p)이 강남(-1.5%p)에 비해 변동폭이 소폭 큰 것으로 추정된다. 한편, 아파트의 경우 지역 간 가격상승률 변동폭의 차이가 확대되는 것으로 나타났다.

<그림 II-5> 기준금리 75bp 인상이 주택가격에 미치는 영향



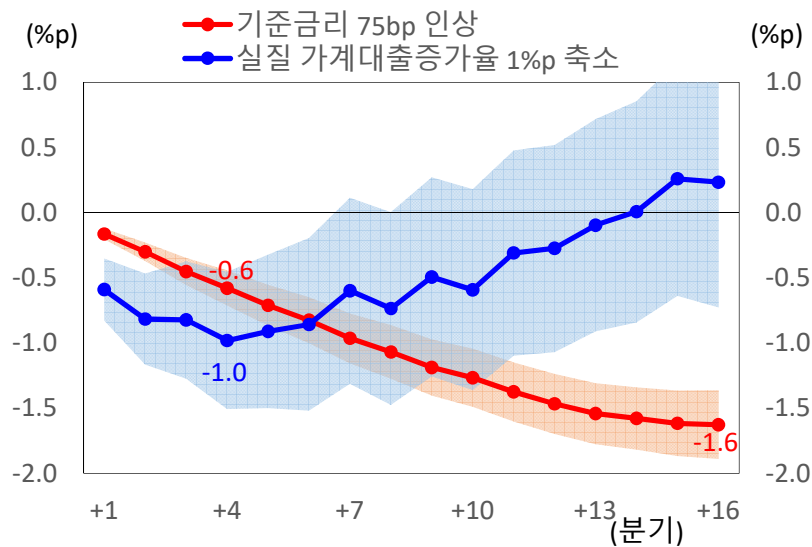
주 : 기준금리 75bp 인상이 각 시차(분기)별 실질 주택가격상승률에 미치는 누적 영향

금리인상의 영향을 주택유형별로 살펴보면, 아파트가 연립 및 단독주택에 비해 금리인상의 영향이 상대적으로 작게 나타난다. 기준금리 75bp 인상 4년 후 연립주택과 단독주택의 가격상승률은 1.7%p씩 낮아지는 것으로 추정되는데, 이는 아

$$y_{t,t+h} = \mu_h + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,h} y_{t-j} + \sum_{k=0}^q \beta'_{k,h} x_{t-k} + \sum_{l=1}^r \gamma_{l,h} i_{t-l} + \epsilon_{t+h}, \quad \epsilon_{t+h} \sim (0, \sigma_h^2).$$

파트의 변동폭 -1.4%p를 하회한다. 서울지역만을 대상으로 주택유형별 영향을 분석한 경우에도 그 결과는 크게 다르지 않았다. 통화정책은 다양한 파급경로를 통해 주택가격에 영향을 미침에 따라 금리인상의 효과는 시차를 두고 점진적으로 나타나는 모습을 보였다. 이에 따라 단기적으로는 가계대출이 금리에 비해 주택가격에 미치는 영향이 큰 것으로 추정된다. <그림 II-6>는 기준금리 75bp 인상 및 실질 가계대출증가율 1%p 축소가 실질 주택가격상승률에 미치는 영향을 나타낸다.⁹⁾ 기준금리 인상 1년 후 주택가격상승률은 평균 0.6%p 낮아지며, 4년 후에는 그 영향이 -1.6%p로 더욱 확대된다. 반면 실질 가계대출증가율이 1%p 낮아지는 경우, 주택가격상승률에 대한 영향력은 1년 후 -1.0%p로 가장 크게 나타났다가 이후 점차 약화되면서 4년 후에는 그 영향이 대부분 소멸된다. 이러한 결과는 최근 시행되고 있는 가계대출 관리조치가 단기적으로는 주택가격에 미치는 영향을 클 수 있음을 시사한다.

<그림 II-6> 금리 및 가계대출이 주택가격에 미치는 영향



주 : 1) 각 시차(분기)별 실질 주택가격상승률에 미치는 누적 영향
2) 음영으로 표시된 영역은 95% 신뢰구간

9) 2011년 1분기~2021년 3분기 중 콜금리와 실질 가계대출증가율의 표준편차는 각각 85bp, 1.1%를 기록하였다. 따라서 <그림 II-6>는 2011년 이후 콜금리와 실질 가계대출증가율의 약 0.9표준편차 충격이 실질 주택가격상승률에 미치는 영향을 나타낸다.

다. 주택가격의 상·하방 리스크 분석

First and foremost, reduce uncertainty. Do so by removing tail risks, and the perception of tail risks.

– Olivier Blanchard (*The Economist*, 2009.01) –

앞에서 살펴본 충격반응함수는 최소자승법(Ordinary Least Squares, OLS)을 통해 분석기간 전체에 걸쳐 평균적으로 기대되는 관계를 추정한다. 그러나 주택시장은 일반적인 재화시장과 달리 수요와 공급의 신축적인 조정이 어려운데, 이로 인해 단기적으로는 주택가격의 불확실성이 높아지며 식(1)이 나타내는 평균적인 관계에서 크게 벗어날 수 있다.

특히, 팬데믹 이후 주택시장의 불확실성이 크게 높아진 상황이다. 불확실성이 높은 경우, 평균에 대한 분석보다는 꼬리위험(tail risk)에 대한 분석을 통해 리스크를 효과적으로 이해할 수 있다. 이에 주택가격상승률 확률분포의 양쪽 꼬리위험에 해당하는 90%분위와 10%분위를 이용하여 주택가격의 상방 리스크와 하방 리스크를 분석하고 최근의 가파른 오름세를 평가한다.¹⁰⁾ 조건부 평균을 표현한 식(1)과 동일한 모형에 분위회귀를 적용하여 실질 주택가격상승률 확률분포의 조건부 τ 분위 $Q_{y_t}(\tau)$ 를 식(2)와 같이 추정한다.¹¹⁾

$$Q_{y_t}(\tau) = \mu_\tau + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,\tau} y_{t-j} + \sum_{k=0}^q \beta'_{k,\tau} x_{t-k} + \sum_{l=1}^r \gamma_{l,\tau} i_{t-l}. \quad (2)$$

10) 분위회귀를 통한 연구들은 주로 금융·경제 변수의 95%, 5%분위를 사용하여 상·하방 리스크를 분석한다. 그러나 본 분석에서 사용할 수 있는 관측값의 수($n=123$)가 적음에 따라 95%, 5%분위에 대한 추정의 안정성이 낮을 위험이 있다. 이에 따라 추정 안정성이 상대적으로 높은 90%, 10%분위를 사용한다. 분위의 개념은 <부록 1>을 참고하기 바란다.

11) 추정에 대한 구체적인 방법론은 Koenker & Bassett(1978) 및 Galvao, Montes-Rojas & Park(2013)을 참조하기 바란다.

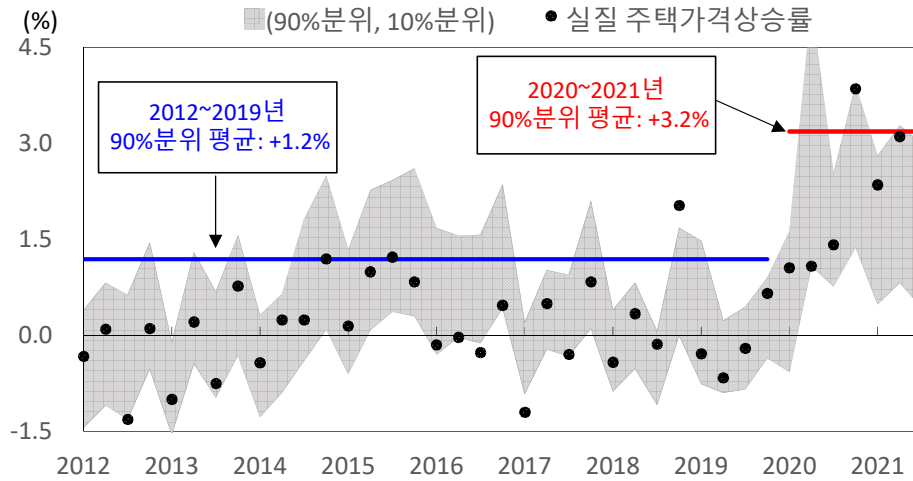
<그림 II-7>은 식(2)를 통해 추정된 실질 주택가격상승률 확률분포의 조건부 90%, 10%분위 및 실제 실현값(realized value)의 최근 10년 추이를 나타낸다. <그림 II-8>은 팬데믹 전·후 확률분포의 변화를 쉽게 이해할 수 있도록 2019년 4분기와 2021년 3분기 각 시점에서의 횡단면 확률분포를 표현하고 있다. 먼저, 팬데믹 이후 주택가격 상승기대가 크게 높아진 것을 확인할 수 있다. 2020년 이전에 비해 90%분위와 10%분위를 나타내는 음영의 상단과 하단이 모두 높아지며 <그림 II-8>과 같이 전반적인 확률분포가 오른쪽으로 큰 폭 이동하였다.

특히, 하방 리스크에 비해 상방 리스크가 더 크게 높아지면서 주택가격의 하락 가능성은 크게 낮아진 반면, 단기 급등 가능성이 크게 높아졌다. 상방 리스크를 의미하는 90%분위는 2012~2019년 평균 +1.2%에서 2020년 이후에는 +3.2%로 높아지며 큰 폭(+2.0%p) 상승하였다. 이에 반해 10%분위는 같은 기간 상승폭이 1.1%p(-0.5% → +0.6%)에 그치며 상방 리스크가 비대칭적으로 빠르게 높아졌다. <그림 II-8>에서 확인할 수 있듯이 팬데믹 이전에 비해 오른쪽 꼬리(right tail)가 길어지며 주택가격상승률 확률분포의 왜도(skewness)가 크게 증가하였다.¹²⁾

최근의 주택가격상승률은 확률분포의 오른쪽 꼬리(90%분위)에 가까운 실현값이 이어지고 있는데, 이는 주택시장의 과열 양상을 반영하는 것으로 판단된다. <그림 II-7>에서 음영으로 표시된 영역은 양쪽 꼬리위험 사이의 범위를 나타내는데, 보통의 경우 주택가격상승률은 해당 영역의 중앙을 중심으로 실현값이 나타난다. 그러나 2020년 4분기부터 90%분위에 가까운 실현값이 이어지며 기대수준에 비해 크게 높은 주택가격 상승세가 지속되고 있다.

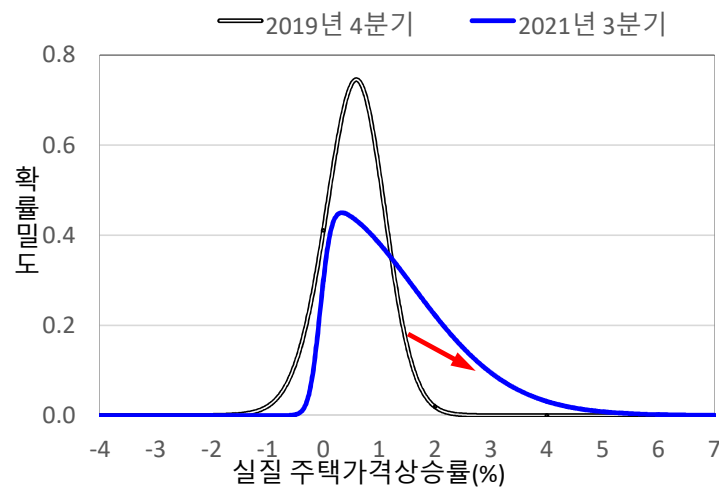
12) 주택가격상승률 확률분포의 왜도 추정값은 2019년 1~4분기 평균 -0.3에서 2020년 1분기~2021년 3분기에는 1.5로 크게 증가하였다.

<그림 II-7> 최근 10년 주택가격의 상·하방 리스크 추이



주 : 1) 음영의 상단과 하단은 각각 식 (2)에 의해 추정된 실질 주택가격상승률의 조건부 90%, 10%분위를 나타냄
2) 검은색 점은 실질 주택가격상승률의 실제 실현값(realized value)을 나타냄

<그림 II-8> 주택가격상승률 확률분포의 변화



주 : Adrian et al.(2019)의 방법론을 이용하여 추정한 2019년 4분기와 2021년 3분기 실질 주택가격상승률의 확률분포

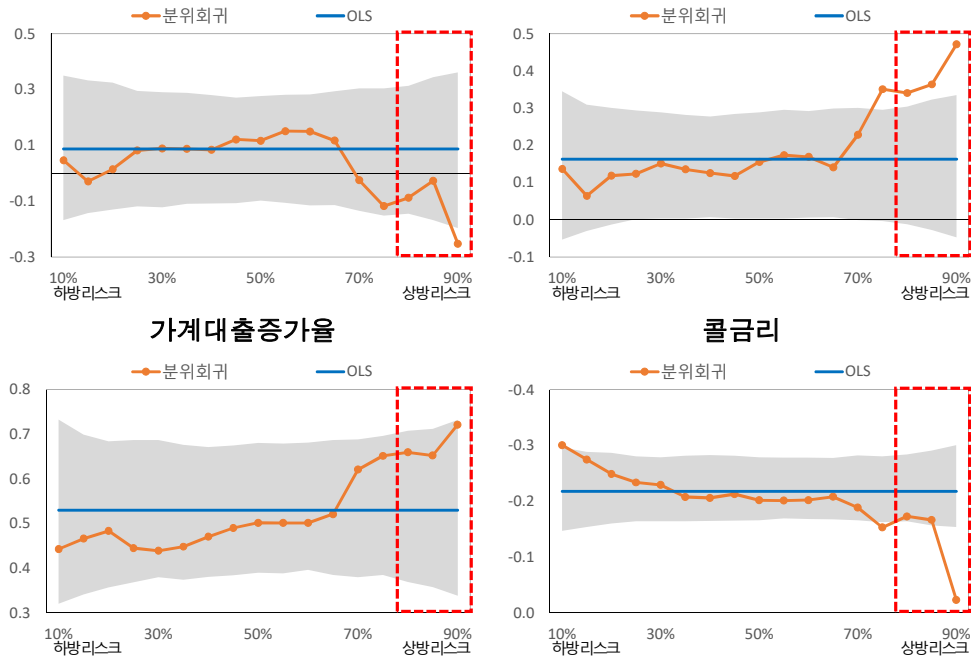
확률분포의 분위별 민감도를 살펴봄으로써 주택가격의 상방 리스크가 어떤 요인에 의해 확대되었는가를 확인할 수 있다. <그림 II-9>은 식(1)을 통해 추정한 각 설명변수의 OLS 계수와 식(2)를 통해 추정한 분위별 계수를 나타낸다. OLS 계수는 주택가격상승률의 평균 민감도를, 분위회귀 계수는 주택가격상승률 확률분포의 각 분위별 민감도를 의미한다. OLS 계수와 90%분위 계수 간 비교를 통해 상방 리스크의 확대요인을 살펴볼 수 있다.¹³⁾ 가계대출증가율과 직전(t-1) 주택가격상승률의 경우 90%분위 계수가 OLS 계수보다 더 큰 값을 나타내는데, 주택가격의 상방 리스크가 해당 변수들에 더 민감하게 반응함을 의미한다. 이를 통해 팬데믹 이후 가파른 가계대출 증가세 및 가격 오름세가 상방 리스크를 확대시킴으로써 주택가격 급등을 유발한 것으로 판단된다.

반면, 상방 리스크는 금리에 대한 민감도가 상대적으로 낮은 것으로 나타난다. 주택가격상승률을 낮추는 요인으로 작용함에 따라 콜금리의 OLS 계수와 분위별 계수가 모두 음(-)의 값으로 추정되는 가운데, 90%분위 계수(-0.02)는 OLS 계수(-0.22)에 비해 낮은 민감도를 나타낸다.¹⁴⁾ 이러한 결과는 상방 리스크가 크게 높아진 상황에서는 금리인상이 가격 급등세 억제에 미치는 영향력이 크지 않을 수 있음을 시사한다. 한편, 콜금리의 분위계수 중 하방 리스크를 의미하는 10%분위 계수(-0.30)가 가장 높은 민감도를 나타낸다. 이는 금리인상이 주택가격의 하방 리스크 확대요인으로 더 크게 작용할 수 있음을 의미한다.

13) 설명변수가 상·하방 리스크 확대요인으로 작용하지 않는 경우, OLS 계수와 분위별 계수가 동일한 값을 가지며 확률분포 전반에 동일한 영향을 미친다. 반면 설명변수가 상방 리스크 확대요인으로 작용하는 경우, 90%분위 계수가 OLS 계수보다 더 큰 절대값을 나타내며 확률분포의 오른쪽 꼬리에 더 크게 영향을 미친다.

14) 콜금리의 경우 주택가격상승률에 음(-)의 영향을 미침에 따라 추정계수가 작을수록 높은 민감도를 의미한다. 이에 따라 <그림 II-9>의 오른쪽 하단 그림은 높은 민감도가 상단에 위치하도록 세로축의 값을 거꾸로 설정하였다.

<그림 II-9> 주택가격상승률 확률분포의 분위별 민감도
GDP상승률 직전(t-1) 실질 주택가격상승률



- 주 : 1) 식(1)과 (2)에 의해 각각 추정된 설명변수의 OLS 계수 및 분위회귀 계수
 2) OLS 계수는 실질 주택가격상승률의 평균 민감도를, 분위회귀 계수는 주택가격 상승률 확률분포의 각 분위별 민감도를 나타냄
 3) 콜금리의 경우 다른 변수와의 비교를 위해 세로축의 값을 거꾸로 설정
 4) 음영은 분위회귀 계수가 동일하다는 가정하에 산출된 90% Bootstrap 신뢰구간

3. 시사점

완화적 금융환경을 바탕으로 팬데믹 이후 주택가격이 상당히 가파른 속도로 상승하였다. 이는 가계대출 증가의 유동성 요인과 가격 오름세에 따른 모멘텀 (momentum) 요인이 주택가격의 상방 리스크를 확대시킨 데 기인하는 것으로 판단된다. 그러나 정부가 가계대출 총량관리를 통해 적극 대응하는 가운데 한국은행의 금리인상 기조가 이어짐에 따라 주택가격 오름세는 둔화될 것으로 예상된다.

분석 결과를 종합하여 주택시장에 대한 장·단기 대응과제를 살펴보면 다음과 같다. 단기적으로는 가계대출 관리를 중심으로 주택가격의 상방 리스크에 대응할 필요가 있다. 앞에서 살펴보았듯이 상방 리스크가 크게 높아진 현재 상황에서는

가계대출 관리조치가 금리인상에 비해 가격 급등세 억제에 더 효과적으로 작용하는 것으로 판단된다. 다만, 이 과정에서 취약계층 등 실수요자가 자금조달에 어려움을 겪지 않도록 관리가 필요하다.

장기적 대응과제로서 금리인상의 파급효과를 감안하여 대출관리 강화조치의 점진적인 정상화를 고려할 필요가 있다. 한국은행의 금리인상 기조는 장기적으로 주택가격의 하방 압력으로 작용할 전망이다.¹⁵⁾ 작년 8월부터 진행되고 있는 기준금리 인상 사이클은 2011년 하반기 이후 가장 빠른 속도로 진행되고 있어 주택가격의 하방 리스크가 높아질 가능성이 크다. 특히, 가계부채비율이 그 어느 때보다 높은 상황에서 주택시장의 충격은 실물경기 하락으로 이어질 위험이 크다. 따라서 주택가격의 상방 리스크가 완화되는 경우 대출 총량관리 조치의 정상화를 검토할 필요가 있다. 이를 위해 주택가격과 대출증가세에 대한 지속적인 모니터링이 요구된다. 한편 가계도 주택가격의 하방 리스크에 유의할 필요가 있으며, 가격 상승 기대를 바탕으로 과도한 대출을 수반하는 주택거래를 지양해야 한다.

15) 다만, 주택가격의 불확실성이 높은 가운데 금리인상이 시차를 두고 영향을 미침에 따라 단기적으로는 주택가격 조정압력이 제한적일 수 있다.

Ⅲ. 주식시장

Ⅲ장에서는 통화정책이 주가에 미치는 영향에 대해 논의하고자 한다. 여기에서는 먼저 한국은행의 통화정책 결정 시 주식시장의 움직임 등에 대해 개관한 다음, 부호제약 VAR 모형을 바탕으로 추정한 통화정책의 영향에 대해 살펴보겠다. 동 분석에서는 전반적인 시장 지수, 규모(size)와 장부가/시가 비율(book-to-market ratio: BM) 기준 및 업종별 포트폴리오를 대상으로 통화정책의 영향을 각각 추정하고, 결과에 나타난 주요 특징과 시사점에 대해 논의하고자 한다.

1. 개관

한국은행은 2000년 1월부터 2022년 1월까지 총 248회 기준금리를 결정하였고, 이 중 26회 기준금리를 인하, 21회 인상하였다. 기준금리 조정폭은 대부분 25bp(41회)이지만, 국내외 금융시장의 불안이 크게 고조되었던 9/11테러 이후, 금융위기, 코로나19 확산 초기에는 50~100bp까지 인하되기도 하였다. <표 III-1>은 기준금리 결정 전일과 당일의 자료를 이용하여 기준금리 조정폭별 전일 대비 KOSPI 지수의 상승·하락 빈도를 나타내고 있다.

<표 III-1> 기준금리 조정폭과 KOSPI 지수 변화

기준금리			주가				수익률 평균(%)
조정폭 (%p)	빈도	상승 빈도		하락 빈도			
		전체	+1SD 이탈	전체	-1SD 이탈		
인하	-1.0	1	1	0	0	0	(0.74)
	-0.75	1	1	0	0	0	(0.82)
	-0.5	4	1	0	3	1	(-0.80)
	-0.25	20	9	3	11	3	(-0.01)
	소계 (평균)	26	12	3	14	4	.. (-0.07)
동결	0.0	201	107	20	94	26	(-0.04)
인상	0.25	21	6	0	15	1	(-0.38)
계		248	125	23	123	31	..

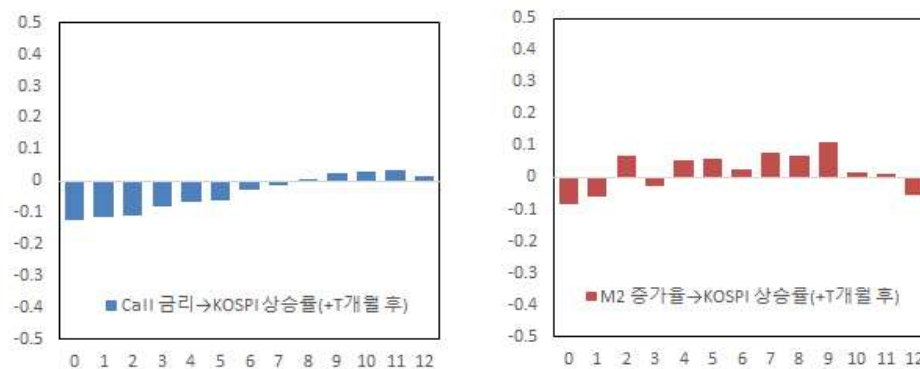
주: 1) SD는 표준편차를 의미하며 1표준편차는 약 1.47%

자료: 한국은행, 저자 계산

먼저 금리 조정 시 주가지수의 변동 양상을 보면, 금리 인하 시 주가가 상승한 경우는 12회, 하락한 경우는 14회로 비슷한 빈도를 보였다. 금리가 75bp 및 100bp 인하되었던 경우 주가지수는 평균적으로 상승하는 경향을 보였으나, 50bp와 25bp 인하되었던 경우에는 오히려 소폭 하락하는 것으로 나타나 일관된 패턴이 관측되지는 않는다. 다음으로 금리 인상 시 주가의 상승 및 하락 빈도는 각각 6회와 15회로, 금리 인상 이후 주가가 하락한 경우가 많았던 것으로 나타났다. 이에 따라 금리 인상 시 전일 대비 KOSPI 지수의 평균적인 변화는 하락으로 나타나는데, 그 폭은 -0.38% 정도로 크지는 않았던 것으로 평가된다. 한편, 기준금리는 201회 동결되었는데, 그 중 주가가 상승한 빈도는 107회, 하락한 빈도는 94회로 상승한 경우가 상대적으로 많았지만 평균적인 등락폭은 0%에 가까운 수준이다.

아울러 <표 III-1>은 “+1SD 이탈” 및 “-1SD 이탈” 열에 주가지수의 변화가 일상적인 변동성¹⁶⁾을 넘어섰던 빈도도 제시하고 있다. 이러한 변동폭이 나타났던 경우는 총 54회로, 약 22%의 비율(248회 대비)에 해당한다. 여기에서 금리 조정(인상 또는 인하) 시와 동결 시 각각의 경우 수익률이 ± 1 표준편차를 넘어섰던 비율¹⁷⁾은 약 17% 및 23%로, 동결 시의 경우가 오히려 약간 높지만 큰 차이는 없는 것으로 보인다. 따라서 기준금리가 조정되더라도 동결된 경우에 비해 주가의 급등락 경향이 높아지지는 않은 것으로 판단된다.

**<그림 III-1> 통화정책 지표와 KOSPI 수익률 간 시차상관계수
<콜금리> <M2 증가율>**



자료: 한국은행, 저자 계산

- 16) 2000.1월~2021.12월 중 일별 수익률의 표준편차를 의미한다. 전체 대상기간 중 일간 수익률이 1표준편차를 벗어난 비율은 약 21%이다.
- 17) 동 비율은 금리 조정 시에는 금리 조정 빈도 대비, 금리 동결 시에는 금리 동결 빈도 대비 기준으로 산출한 수치이다.

한편, <그림 III-1>은 월별 자료를 이용하여 주요 통화정책 지표와 주가지수 간의 상관관계를 나타내고 있다. 왼쪽 그림은 콜금리와 0~12개월 후 KOSPI 수익률의 시차상관계수로 6개월 정도까지는 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 하지만 가장 강한 음의 상관관계를 보인 시점(0개월)의 경우 상관계수는 -0.12에 불과하여 상관관계가 뚜렷하지는 않은 것으로 판단된다. <그림 III-1>의 오른쪽은 통화량(M2) 증가율과 KOSPI 수익률 간의 시차상관계수를 나타내고 있다. M2 증가율과 KOSPI 수익률의 경우, 초기에는 약한 음의 상관관계를 보였다가 4~9개월 후에는 양(+)의 상관관계를 보였다. 하지만, 모든 대상 시점에서 상관계수의 절대값은 0.11를 넘지 않는 수준이다. 이상의 결과를 보면, 상관계수를 기준으로 통화정책 지표와 주가지수 간의 관계에 대해 명확히 특징짓기는 어려워 보인다.

2. 분석 결과 및 주요 특징

본 절에서는 계량 모형을 바탕으로 통화정책의 주가에 대한 영향을 구체적으로 분석한다. 여기에서는 부호제약 VAR 모형을 활용하여 통화정책의 충격을 식별하고 각 변수들의 반응을 추정하였다. 동 모형을 통해 식별된 통화정책 충격은 직교성(orthogonality)을 가지므로 추정된 충격반응을 인과관계 측면에서 해석할 수 있다. 부호제약은 Peersman(2005), Fry and Pagan(2011) 등 기존 연구를 따라, 긴축적인 통화정책 충격발생 초기에는 생산이 위축되고 물가가 하락하는 형태로 설정되었다.¹⁸⁾ 생산과 물가 지표로는 산업생산지수(로그변환)와 소비자물가지수(로그변환)를 각각 이용하였다. 또한 신용 스프레드(회사채 AA-등급 3년물 금리와 국고채 3년물 금리 차이)를 포함하여 전반적인 금융상황과의 영향 관계도 고려하였다. 동 분석에서는 먼저 콜금리를 통화정책의 지표로 이용하여 통화정책 충격의 영향을 추정하고, 별도로 M2(로그변환)를 통화정책 지표로 이용하여 그 영향을 추정하였다.

본 연구의 직접적인 관심인 통화정책의 주가에 대한 영향은 KOSPI와 KOSDAQ 지수의 충격반응과 포트폴리오 수준의 충격반응을 각각 추정하여 분석된다. 포트폴리오를 대상으로 한 분석에서는 규모와 장부가/시가 비율(이하 'Size/BM')에 따른 6개의 포트폴리오와 업종 분류에 따른 10개 포트폴리오를 이

18) 부호제약은 Fry and Pagan(2011) 등 주요 연구를 따라 6개월 간 유지되도록 설정하였다.

용¹⁹⁾하였다. 표본기간은 2000년 1월부터 2021년 10월까지이며 VAR 모형의 시차는 AIC(Akaike information criterion)에 따라 4개월이 적용되었다.

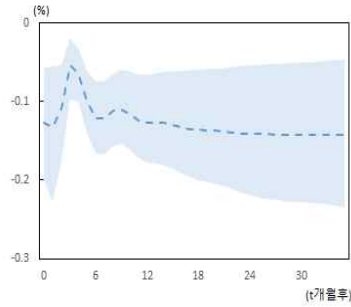
<그림 III-2>는 금리 인상 충격 발생 시 KOSPI 및 KOSDAQ 지수와 여타 지표들의 월 단위 충격반응을 36개월에 걸쳐 나타내고 있다. 여기에서 점선은 충격 반응의 중위수(median), 음영은 1표준편차 기준 신뢰구간을 의미한다. KOSPI와 KOSDAQ 지수의 반응에서 각각 왼쪽에 추가된 그림은 최대 하락폭(시점은 KOSPI: t=11, KOSDAQ: t=5)만을 별도로 표시한 것이다. 추정 결과에 따르면 금리 인상 충격 발생 당시 KOSPI 및 KOSDAQ 지수는 하락하는 것으로 나타나 방향성 측면에서는 이론적인 예상과 일치하지만, 신뢰구간이 매우 넓어 불확실성이 큰 것으로 평가된다. 그리고 장기적으로도 충격반응의 신뢰구간이 0을 포함하면서 유의한 반응이 관측되지는 않는다. 이러한 결과를 볼 때, 금리 인상 충격에 대한 반응을 바탕으로 통화정책이 주식시장 전반에 유의미한 효과를 유발하는 것으로 판단하기는 어려운 것으로 생각된다.

한편 여타 지표들의 반응에 대해 간략히 살펴보면, 소비자물가와 산업생산지수는 부호제약에 따라 충격 발생 이전에 비해 한동안 하락한 모습을 보인다. 신용 스프레드의 경우, 사전적으로는 금리 인상 충격 발생 시 금융상황이 악화되면서 동 지표가 상승할 것으로 예상된다. 하지만 실제로는 충격 직후 오히려 하락하는 반응을 보였다가 5~6개월 이후 거의 원래의 수준으로 회귀하는 것으로 나타났다. 다만, 신용 스프레드가 초기에 하락하는 반응은 신뢰구간이 넓게 나타나 동 결과를 바탕으로 유의미한 영향을 평가하기는 어려워 보인다.

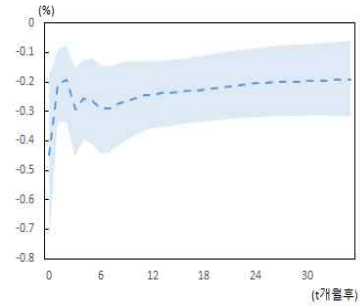
19) 분석에서 Size/BM 및 업종별 포트폴리오는 FnGuide의 자료를 이용하였다. Size/BM 포트폴리오 구분에서 S와 B는 각각 소형 및 대형, L, M, H은 각각 장부가/시가 비율 기준 하위, 중위, 상위를 의미한다. 예를 들어 S/L은 규모로는 소형, 장부가/시가 비율로는 하위인 포트폴리오를 나타낸다. 업종 기준 포트폴리오는 IT, 경기소비재, 금융, 산업재, 소재, 에너지, 유틸리티, 의료, 통신, 필수소비재로 구분된다.

<그림 III-2> 금리 충격에 대한 반응

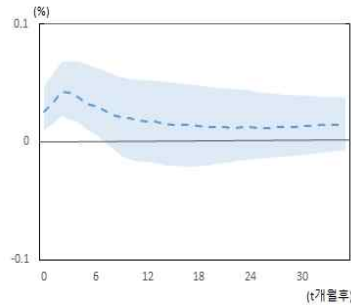
<소비자물가>



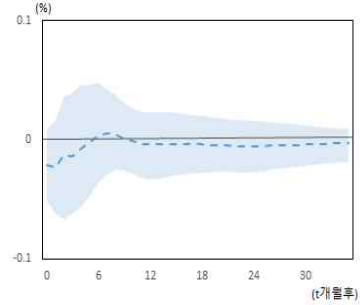
<산업생산지수>



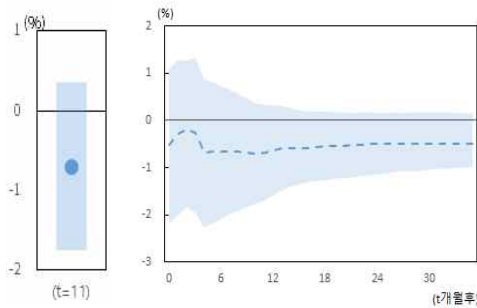
<콜 금리>



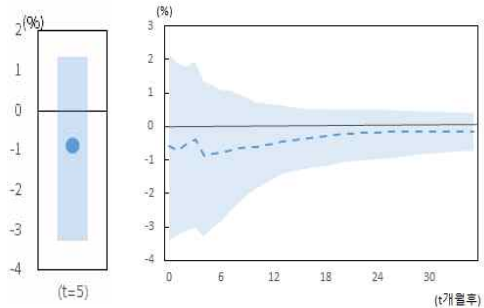
<신용 스프레드>



<KOSPI>



<KOSDAQ>



주: 1) 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간

2) KOSPI와 KOSDAQ 충격반응의 좌측 그림은 최대 충격반응 기준 중위수(원형) 및 1표준편차 기준 신뢰구간(음영)

자료: 저자 추정

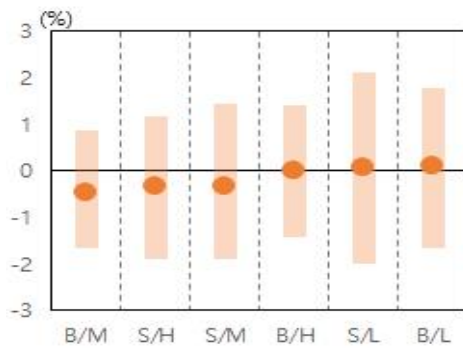
다음으로 <그림 III-3>과 <그림 III-4>는 포트폴리오 수준으로 세분화하여 추정된 충격반응을 나타내고 있다. 여기에서는 지면을 절약하기 위해 포트폴리오별로 중위수 기준의 최대 하락폭과 신뢰구간만을 표시하였다.²⁰⁾ 두 그림은 모두 충

20) 전체 충격반응은 <부록 2>(부록 그림 3) 및 <부록 그림 4>에 수록하였다.

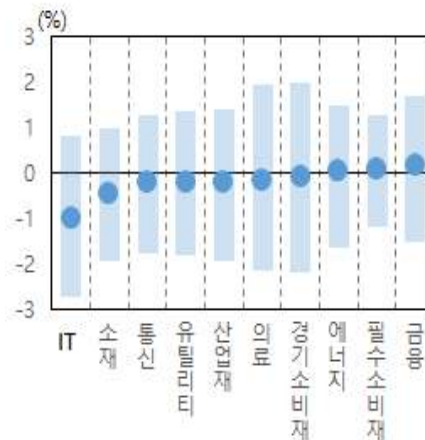
격반응의 크기 순서대로 포트폴리오의 반응을 제시하고 있다.

먼저 Size/BM 포트폴리오(<그림 III-3>)의 경우, B/M, S/H, S/M은 금리 인상 충격 발생 시 중위수 기준으로 주가가 하락하는 것으로 나타났지만 충격반응의 신뢰구간이 매우 넓은 편이다. 그리고 이외 3개 포트폴리오(B/H, S/L, B/L)의 경우 최대 하락폭이 0에 가까워 금리 충격의 영향을 거의 받지 않는 것으로 나타났다. 아울러 <부록 그림 3>을 보면 전 기간에 걸쳐 모든 포트폴리오들의 반응이 유의하지 않다는 것을 알 수 있다.

**<그림 III-3> Size/BM
포트폴리오의 충격반응**



**<그림 III-4> 업종별
포트폴리오의 충격반응**



주: 1) 충격반응은 최대 하락폭 기준
 2) 점(원형)은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정

<그림 III-4>에 제시된 업종별 포트폴리오의 경우에도 이전의 결과와 크게 다르지 않은 것으로 나타났다. 중위수 반응을 기준으로 보면, IT 부문의 경우 여타 업종에 비해 상대적으로 큰 하락폭을 보이기는 하지만, 신뢰구간이 양(+)과 음(-)의 구간에 걸쳐 넓게 분포되어 유의미한 결과로 해석하기는 어려워 보인다. 그리고 모든 업종에서 전 기간의 충격반응이 0과 다르지 않은 것으로 추정되었다. 한편, 소비자물가, 산업생산지수, 신용 스프레드의 반응은 KOSPI 및 KOSDAQ 지수를 이용한 추정 결과와 거의 동일하므로 지면 제약 상 관련 논의는 생략하도록 한다.

위의 추정 결과를 바탕으로 볼 때, 금리 측면에서의 통화정책 충격이 국내 주식시장에 미치는 영향은 미미하거나, 높은 추정 오차로 인해 불확실성이 큰 것으

로 해석할 수도 있다. 하지만 이를 바탕으로 일반화된 결론을 내리기보다는, 통화정책은 유동성에도 직접적인 영향을 미친다는 점을 고려하여 유동성을 기준으로 통화정책의 효과를 평가해 볼 필요도 있다. 특히, 기준금리가 동일한 수준으로 유지되더라도, 경제 여건에 따라 통화정책의 긴축·완화 정도가 다르게 작용하면서 유동성의 움직임이 기준금리와는 다른 양상을 띠 수 있다. 이러한 의미에서 유동성 지표는 통화정책의 실질적인 긴축·완화정도를 반영한 결과로서 기준금리에 포착되지 않는 정보를 포함할 수 있다. 또한 한국은행은 기준금리 이외의 조절 수단²¹⁾을 별도로 활용하면서 시중 유동성에 영향을 미쳐 왔다는 점도 감안할 필요가 있다. 따라서 이하에서는 통화정책의 충격을 유동성을 통해 식별²²⁾하고 주가의 충격반응을 살펴보도록 한다.

<그림 III-5>는 유동성(M2) 감소 충격 발생 시 소비자물가, 산업생산지수, 신용 스프레드와 KOSPI 및 KOSDAQ 지수의 반응을 나타내고 있다. KOSPI 지수의 경우, 기준금리 인상 충격에 비해 유동성 감소 충격 발생 시($t=0$) 상대적으로 뚜렷하게 하락하는 모습이다. 정량적인 측면에서 보면, M2가 약 0.2% 감소할 경우²³⁾ KOSPI 지수는 동일($t=0$) 시점에 약 2% 내외 하락하는 것으로 추정되었다. 다만, 1~2개월 후에는 유의성이 낮아지면서 이전 수준의 주가로 회복되는 것으로 나타난다. 한편, KOSDAQ 지수는 크기와 방향 측면에서 KOSPI 지수와 유사한 반응을 보이기는 하지만 유의성은 상대적으로 낮은 것으로 추정되었다.

여타 변수들의 반응을 보면, 산업생산지수의 경우 초기 6개월 정도까지는 금리 충격 발생 시에 비해 상대적으로 완만하게 회복되는 경향을 나타내었다. 그리고 신용 스프레드는 방향성 측면에서 금리 충격 발생 시와는 상이한 반응을 보였다. 금리 충격 발생 시 신용 스프레드는 소폭 하락하였지만 유동성 충격 발생 시에는 소폭 상승하였다. 유의성이 높지는 않지만 방향성의 경우 유동성 충격에 대한 반응이 일반적인 예상에 부합하는 것으로 생각된다.²⁴⁾

21) 한국은행의 공개시장운영 뿐만 아니라 여러 유동성 조절수단을 활용하고 관련 제도를 도입·활용해 왔다. 그러한 예로, 금융위기 및 코로나19 발생 직후 시행한 유동성 공급정책(국고채 단순매입, RP 거래한도 확대, 대출정책 등), 증권대차 도입(2011년), 2016년과 2022년의 시장안정화 조치(국고채 단순매입) 등을 들 수 있다.

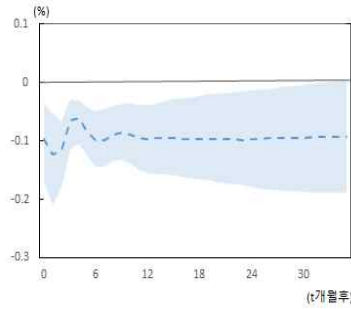
22) 유동성을 이용한 식별에서는 긴축적인 통화정책 충격이 유동성(M2), 산업생산지수, 소비자물가에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 부호 제약을 설정하였다.

23) 2021년 10월 M2(말잔) 기준으로 약 6조원이 감소하는 충격에 해당한다.

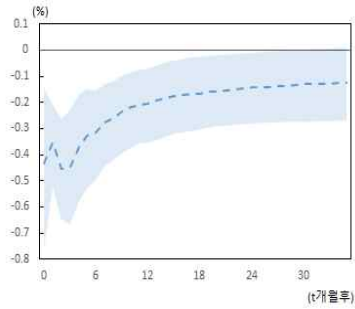
24) 본고에 수록되지는 않았지만, 후술될 Size/BM과 업종 기준 포트폴리오를 대상으로 한 분석에서는 신용 스프레드가 1표준편차 수준에서 유의하게 상승하는 반응을 나타내었다.

<그림 III-5> 유동성(M2) 충격에 대한 반응

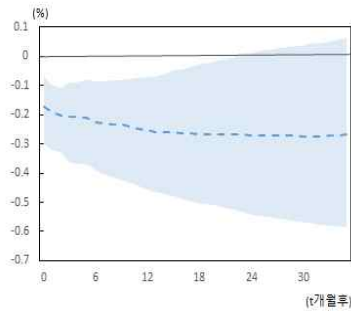
<소비자물가>



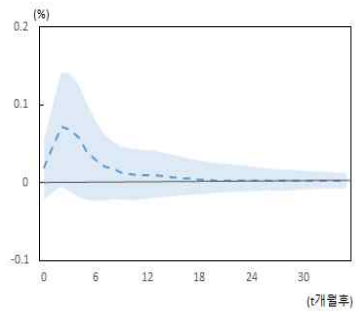
<산업생산지수>



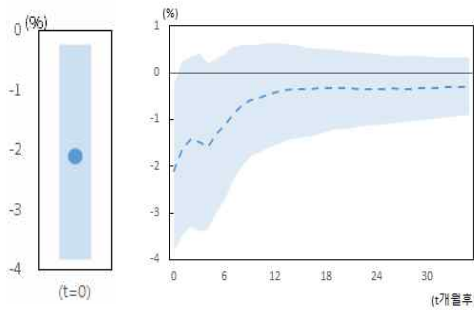
<M2>



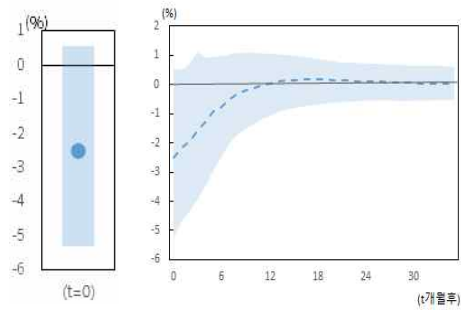
<신용 스프레드>



<KOSPI>



<KOSDAQ>



주: 1) 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간

2) KOSPI와 KOSDAQ 충격반응의 좌측 그림은 최대 충격반응 기준 중위수(원형) 및 1표준편차 기준 신뢰구간(음영)

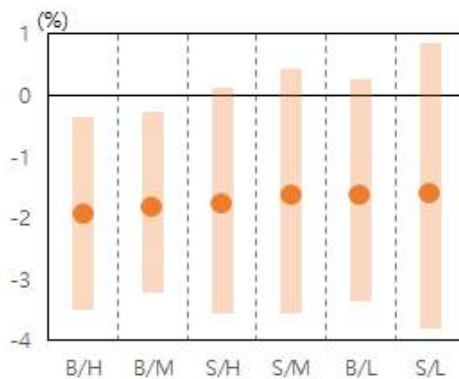
자료: 저자 추정

<그림 III-6>과 <그림 III-7>은 각각 Size/BM과 업종 기준 포트폴리오를 대상으로 추정한 M2 감소 충격²⁵⁾에 대한 반응을 요약하고 있다. 동 추정에서 주가가 가장 크게 하락하는 시점은 모두 충격 발생 시점($t=0$)과 일치한다. <그림 III-6>을 보면, 긴축적인 통화정책 충격 발생 시 B/H, B/M 포트폴리오는 약 2% 내외(중위

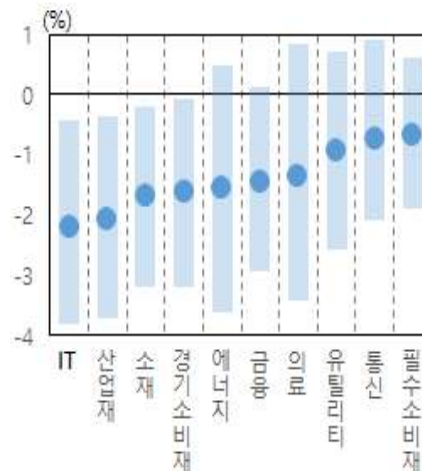
25) 2021년 10월 M2(말잔) 기준으로 약 5조원이 감소하는 충격에 해당한다.

수 기준) 하락한다는 점을 알 수 있다. 반면, B/L과 S/L 등 여타 포트폴리오들의 경우, 하락폭(중위수 기준)은 큰 차이를 보이지는 않지만, 유의성이 상대적으로 낮게 나타났다. <그림 III-7>은 업종별 포트폴리오 중 IT, 산업재, 소재 및 경기소비재 부문이 하락폭(중위수 기준 약 -2% 내외)이 크고 유의성이 상대적으로 높다는 점을 나타내고 있다. 반면, 유틸리티나 통신, 필수소비재 등의 하락폭(중위수 기준)은 IT나 산업재의 절반에 미치지 못하는 수준이며 유의성도 높지 않은 것으로 분석된다.

**<그림 III-6> 규모 및 Size/BM
포트폴리오의 충격반응**



**<그림 III-7> 업종별
포트폴리오의 충격반응**



주: 1) 충격반응은 최대 하락폭 기준
 2) 점(원형)은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정

이와 같이 포트폴리오별로 상이하게 나타난 반응 정도는 각 부문의 고유한 특성을 반영한 결과로 생각할 수 있다. 본고의 분석에서는 주요 거시·금융변수를 바탕으로 모형이 설정되었으므로, 동 결과에는 거시경제적인 연관성이 어느 정도 반영되어 있을 것으로 생각할 수 있다. 이러한 점에 착안하여 이하에서는 포트폴리오 수익률과 거시변수 간 상관계수가 충격반응을 특징지을 수 있는지 살펴보고자 한다. 여기에서 수익률과의 상관계수는 VAR 모형의 변수인 산업생산 증가율, 소비자물가 상승률, 신용 스프레드와 함께 추가적으로 대출 증가율²⁶⁾을 대상으로 하여 산출하였다.

26) 대출 증가율은 신용 스프레드와 함께 전반적인 금융상황을 반영하는 변수로 볼 수 있다. 사용된 대출 증가율은 장기 시계열이 존재하는 은행 대출 기준 자료이다.

<표 III-2> 포트폴리오 수익률과 주요 거시·금융 변수 간 상관관계

구분		최대 하락폭 (%)	수익률과의 상관계수			
			산업생산 증가율	소비자물가 상승률	신용 스프레드	대출 증가율
Size/ BM	B/H	-1.94	0.55	0.13	-0.06	-0.06
	B/M	-1.82	0.49	-0.01	-0.07	-0.11
	S/H	-1.79	0.50	0.00	-0.10	-0.12
	S/M	-1.63	0.42	-0.08	-0.11	-0.25
	B/L	-1.63	0.40	-0.11	-0.06	-0.04
	S/L	-1.60	0.29	-0.17	-0.10	-0.37
업종	IT	-2.21	0.42	-0.07	0.02	-0.12
	산업재	-2.07	0.48	0.11	-0.12	-0.07
	소재	-1.68	0.47	0.09	-0.02	0.01
	경기소비재	-1.60	0.59	0.12	0.09	-0.03
	에너지	-1.56	0.40	0.15	-0.01	-0.07
	금융	-1.47	0.59	-0.01	-0.07	0.03
	의료	-1.34	0.15	-0.18	-0.09	-0.20
	유틸리티	-0.93	0.33	-0.10	-0.21	-0.11
	통신	-0.73	0.09	-0.26	-0.17	-0.20
	필수소비재	-0.67	0.31	0.00	-0.12	0.01
KOSPI		-2.09	0.41	-0.01	-0.05	-0.06
KOSDAQ		-2.51	0.29	-0.17	-0.10	-0.31

주: 1) 상관관계수는 6개월 이동평균(전월비 변화율의 이동평균)을 이용하여 산출

2) 회색음영은 68% 수준에서 유의함을 의미

자료: FnGuide, 한국은행 경제통계시스템, 저자 추정

<표 III-2>는 포트폴리오별 충격반응(최대 하락폭) 및 포트폴리오 수익률과 거시변수 간 상관관계수(6개월 이동평균 기준)를 나타내고 있다. 동 결과에서는 두 가지 특징을 확인할 수 있다. 첫 번째로 실물경제 활동을 반영하는 산업생산 증가율이 인플레이션이나 금융상황(신용스프레드 및 대출증가율)보다 수익률과의 상관관계(절대값)가 전반적으로 크다는 점이다. Size/BM 및 업종 포트폴리오 수익률과 산업생산 증가율 간 상관관계수는 상당수 0.4 이상으로 여타 변수와의 상관관계보다 한층 강하게 나타난다. 두 번째로 부문별로는 산업생산 증가율과 수익률 간 정(+)의 상관관계가 높을수록 통화정책(유동성) 충격에 대한 반응 정도가 큰 경향을 보인다는 점이다.²⁷⁾ 이러한 특징은, 충격반응의 정도가 크고 뚜렷한 업종(IT, 산

27) <표 III-1>에 제시된 16개 포트폴리오의 최대 하락폭을 종속변수, 각 포트폴리오와 산업

업체, 소재, 경기소비재)과 그렇지 않은 업종(의료, 유틸리티, 통신, 필수소비재)을 대비해 봄으로써 알 수 있다. 상위 업종의 경우 충격반응과 산업생산 증가율과의 상관관계수는 평균 약 -1.9% 및 0.5로 산출되는데, 이는 하위 업종(충격반응: 평균 약 -0.9%, 산업생산 증가율과의 상관관계수: 평균 약 0.2)보다 2배 이상 큰 수준이다. 이러한 점으로 볼 때, 전반적으로는 경기와 수익률 간의 상관관계가 큰 부문일수록 통화정책 충격에 대한 반응 정도가 뚜렷한 것으로 판단된다.

한편, 참고를 위해 <부록 2>의 <부록 그림 5>과 <부록 그림 6>에 각 포트폴리오의 전체 충격반응을 수록하였다. 여기에서는 B/H, B/M, IT, 산업재 부문 등 충격 발생 당시($t=0$) 반응의 유의성이 높았던 포트폴리오들도, 1~2개월 후에는 충격 발생 전과 큰 차이가 없는 수준으로 주가가 회복되는 모습을 볼 수 있다. 즉, KOSPI 지수뿐만 아니라 세부 포트폴리오 수준에서도 유동성 충격이 주가에 미치는 영향은 지속성이 크지 않다는 점을 나타내고 있다.

3. 시사점

이상의 분석 결과에 따르면, 긴축적인 통화정책 충격은 KOSPI 지수를 하락시키는 등 주식시장에 다소 부정적인 영향을 미치는 것으로 생각할 수 있다. 하지만 이보다는, 이후 주가가 대체로 원래 수준을 회복하면서 충격의 여파가 오래 지속되지 않았다는 점을 강조할 필요가 있다. 특히 동 결과는 최근 상황과 관련하여 한 가지 시사점을 제공한다. 지난해 하반기부터 인플레이션 리스크가 확대되면서 금융완화 정도가 예상보다 빠르게 축소될 가능성이 제기되고 있다. 이에 따라 주식시장 참가자들 사이에서는 통화정책 변화에 보다 기민하게 대응하고자 하는 유인이 한층 더 커질 수 있다. 하지만 앞서 강조한 바와 같이 국내 통화정책이 주식시장에 미치는 영향은 일시적일 가능성이 높다. 따라서 인플레이션 상황에 따라 통화정책 방향을 예단하면서 과도하게 반응하기보다는, 중장기적인 시각에서 실물경제 상황에 주목하는 것이 보다 바람직한 접근일 것이라 생각된다.

최근의 물가 상승세는 코로나19 이후 국내 수요 회복과 함께 글로벌 공급망 문

생산 증가율 간의 상관관계수를 독립변수로 하여 단순 선형회귀식을 추정한 결과, 유의한 음(-)의 상관관계($R^2 = 0.39$)가 존재하였다. 단, 여기에는 소규모 표본을 이용한 추정 결과라는 한계가 있다.

제, 지정학적 리스크 등 대외 부문의 부정적 공급 충격이 함께 작용한 데 따른 결과로 볼 수 있다. 향후 공급 측면에서의 인플레이션 압력이 완화되는 한편 경기 회복에 따른 수요 측 요인의 영향이 커진다면, 이에 따른 인플레이션은 주가에 부정적인 신호로만 작용하지는 않을 것이다. 따라서 인플레이션에 대응한 국내 통화정책 자체만을 고려하기보다는, 긴 시계에서 인플레이션을 주도하는 요인에 대한 분석과 전망을 바탕으로 리스크에 대비해 나갈 필요가 있을 것으로 생각된다.

한편, 포트폴리오를 대상으로 분석한 결과에 따르면, 전반적으로 여타 지표에 비해 산업생산지수와 주가와 상관계가 강하게 나타났다. 그리고 동 상관계가 높은 업종일수록 통화정책 충격에 대한 반응 정도가 큰 것으로 추정되었다. 이 결과는 통화정책이 주가에 영향을 미치는 경로로 경기의 중요성이 높고, 경기에 대한 민감도에 따라 통화정책의 영향이 차별화된다는 점을 시사하는 것으로 볼 수 있다.²⁸⁾

다만, 이러한 결과가 통화정책에 대한 반응을 기준으로 시장중립적 전략을 적극 고려해야 한다는 점을 의미하지는 않는다. 업종별 충격반응을 감안하면, 긴축 충격 발생에 대비하여 주가 하락폭이 큰 IT 부문에 숏 포지션, 하락폭이 낮은 필수 소비재 등에 롱 포지션을 취하는 방안을 고려해 볼 수 있을 것이다. 하지만 <그림 III-7>이 나타내는 바와 같이, IT 업종의 주가가 상대적으로 뚜렷하게 하락할지라도 각 업종별 반응의 신뢰구간은 넓은 영역에 분포되어 있다는 점을 유념할 필요가 있다. 따라서 직관적으로도 동 전략에는 높은 불확실성이 내재되어 있음을 알 수 있는데, 이러한 점은 추가적인 실증 분석을 통해서도 확인되었다. 동 분석에서는 IT 업종을 숏, 이외 각 업종을 롱 포지션으로 하여 9개 쌍(pair)을 구성하고, 긴축적인 통화정책(유동성) 충격발생 시 초과수익률의 반응을 추정해 보았다.²⁹⁾ 분석 결과에 따르면, 긴축적인 통화정책 충격 발생 시 해당 롱-숏 포지션을 통한 초과수익률의 신뢰구간은 양(+)과 음(-)의 영역에 걸쳐 넓게 나타나 통계적으로 유의한 차익을 얻기는 어려운 것으로 나타났다. 이를 바탕으로 볼 때 위에서 언급된 시장중립적 전략에는 상당한 리스크가 동반된다는 점에 유의할 필요가 있다.

28) 원래의 VAR 모형에서 산업생산지수, 소비자물가, 신용 스프레드를 각각 번갈아 제외하면서 충격반응을 추정해 본 결과를 통해서도 이를 확인할 수 있었다. 즉, 모형에서 산업생산지수를 제외한 경우에 KOSPI 지수와 포트폴리오 수준에서의 반응 정도나 유의성이 가장 크게 낮아지는 것으로 나타났다.

29) 분석 결과는 <부록 2>(부록 그림 7)에 수록하였다.

IV. 요약 및 결론

본고에서는 국내 통화정책과 금융여건이 주택시장과 주식시장에 미치는 영향에 대해 분석해 보았다. 먼저, 주택시장에서는 기준금리 인상이 주택가격상승률을 낮추는 하락으로 작용하며 그 영향은 시차를 두고 점진적으로 나타난다. 다만, 현재 주택시장은 팬데믹 이후 가파른 가계대출 증가 및 가격 오름세를 바탕으로 가격의 상방 리스크가 크게 확대되는 등 불확실성이 높은 상황이다.

단기적으로는 가격 급등세 억제에 더 효과적으로 작용하는 가계대출 관리를 중심으로 상방 리스크에 대응할 필요가 있다. 장기적으로 한국은행의 금리인상 기조가 주택가격의 하락 요인으로 작용할 전망이다. 특히, 금리인상 사이클이 빠르게 진행되는 경우 가격의 하방 리스크가 확대될 수 있다. 금융당국은 금리인상의 파급효과 및 주택가격 추이를 살펴가며 가계대출 관리조치의 정상화를 위한 출구 전략을 마련할 필요가 있다. 가계는 금융여건 변화에 따른 리스크 증대에 유의가 필요하며 과도한 레버리지의 활용을 지양해야 한다.

다음으로 주식시장의 경우, 통화정책이 주가에 미치는 영향에 대해 금리 충격과 유동성 충격에 대한 반응을 중심으로 살펴보았다. 본 분석에서는 유동성을 통한 통화정책 충격이 주식시장에 미치는 영향이 보다 뚜렷하게 나타났다. 즉, 예상보다 큰 폭의 유동성 감소는 주가의 하락 요인으로 작용하였는데, 동 결과는 KOSPI 지수뿐만 아니라 세분화된 포트폴리오 수준에서도 어느 정도 확인할 수 있었다. 그리고 주요 금융·경제 지표 중 경기와의 상관성이 높은 주식일수록 통화정책에 상대적으로 민감하게 반응한다는 점을 알 수 있었다.

하지만 보다 중요한 결과는, 건축 충격이 발생하더라도 주가는 단기간 내에 이전 수준을 회복하는 모습이 공통적으로 나타났다는 점이다. 최근 높은 물가상승세가 지속되면서 한국은행의 대응방향에 대한 관심이 높아지고 있다. 통화정책의 불확실성이 높은 경우, 시장 참가자들은 통화정책을 하나의 리스크 요인으로 인식하고 이에 기민하게 대응하고자 하는 유인을 가질 수 있다. 하지만 본고의 분석 결과를 바탕으로 볼 때, 국내 통화정책이 단기적으로 주가와 시장의 변동성에 다소 영향을 줄 수는 있지만 중장기적인 흐름을 크게 변화시키지는 않을 것으로 판단된다. 따라서 통화정책 방향에 따라 과민 반응하기보다는 실물경제 상황에 초점을 맞추고 관련 리스크에 대비해 나가는 것이 근본적인 대응방향일 것이라 생각된다.

참 고 문 헌

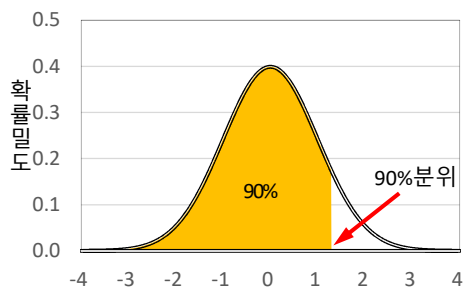
- Adrian, T., Shin, H. S., 2010, Financial intermediaries and monetary economics, Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, No. 398
- Adrian, T., Boyarchenko, N., Giannone, D., 2019. Vulnerable growth. *American Economic Review*, 109(4), 1263-1289.
- Fry, R., Pagan, A. R., 2011, Sign restrictions and in structural vector autoregressions: A critical review, *Journal of Economic Literature*, 49(4), 946-960.
- Galvao Jr, A. F., Montes-Rojas, G., Park, S. Y., 2013, Quantile autoregressive distributed lag model with an application to house price returns. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 75(2), 307-321.
- Grant, A. L., Chan, J. C., 2017, Reconciling output gaps: Unobserved components model and Hodrick-Prescott filter. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 75, 114-121.
- Hattori, M., Schrimpf, A., Sushko, V., 2016, The response of tail risk perceptions to unconventional monetary policy, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8(2), 111-136.
- Koenker, R., Bassett, G., 1978, Regression quantiles. *Econometrica*, 46(1), 33-50.
- Peersman, G., 2005, What caused the millenuim slowdown? Evidence based on autoregressions, *Journal of Applied Econometrics*, 20(2), 185-207.
- The Economist, 2009. 1. 31, (Nearly) nothing to fear but fear itself.

<부록 1> 분위(quantile)의 개념

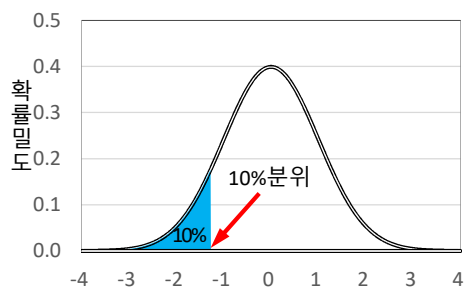
분위(또는 분위수)는 확률분포를 일정비율로 나누는 경계값을 의미한다. <부록 그림 1>은 표준정규분포의 90%분위를 나타내는데, 해당 값보다 작은 값이 실현될 확률이 90%인 경계값을 의미한다. 이에 따라 90%분위보다 큰 값이 실현될 확률이 10%에 불과하기 때문에 확률분포의 상방 리스크(upside risk), 즉 오른쪽 꼬리위험을 나타낸다. <부록 그림 2>는 표준정규분포의 10%분위를 나타내고 있는데, 90%분위와 마찬가지로 해당 값보다 작은 값이 실현될 확률이 10%인 경계값을 의미함에 따라 하방 리스크, 즉 왼쪽 꼬리위험을 나타낸다.

금융에서 널리 사용되고 있는 VaR(Value at Risk)도 분위의 개념에 포함되는데 1% VaR는 금융자산수익률 확률분포의 1%분위에 해당한다. 다만, VaR는 발생 가능한 손실을 분석하기 위한 도구로 사용됨에 따라 대부분 금융자산수익률 확률분포의 하방 리스크를 분석한다.

**<부록 그림 1>
상방 리스크(90%분위)**



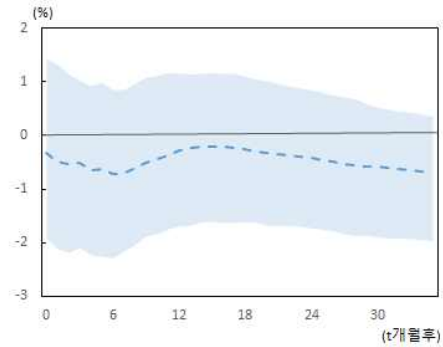
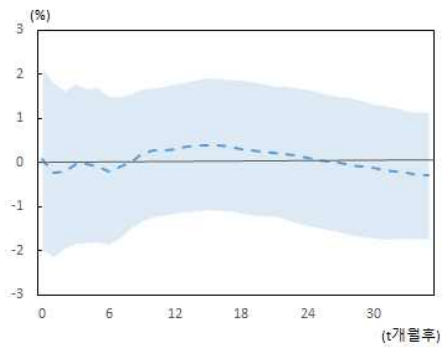
**<부록 그림 2>
하방 리스크(10%분위)**



주 : 표준정규분포의 90%분위와 10%분위

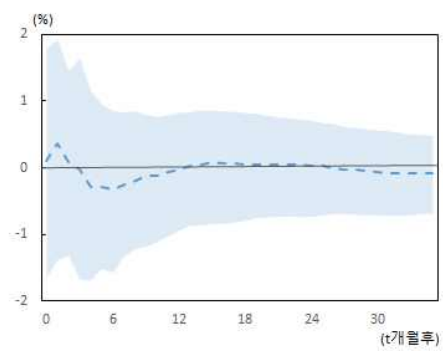
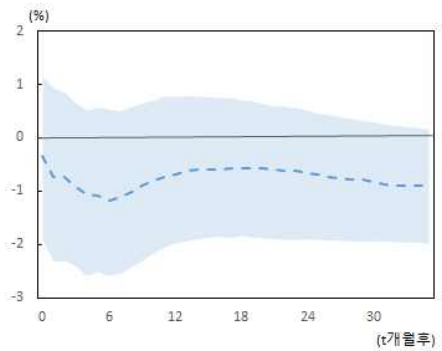
<부록 2> 통화정책 충격에 대한 주가의 반응

<부록 그림 3> 금리 충격에 대한 Size/BM 포트폴리오의 반응
 <S/L> <S/M>



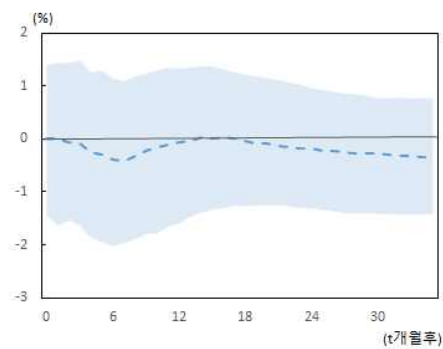
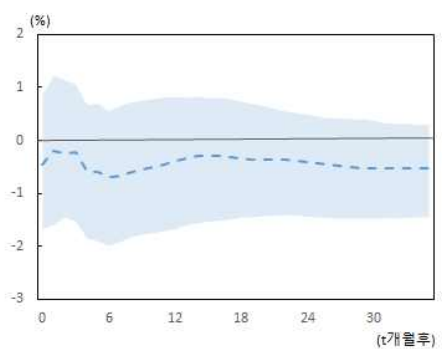
<S/H>

<B/L>



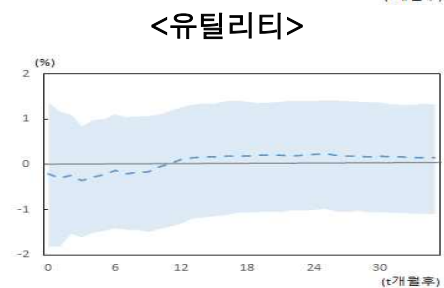
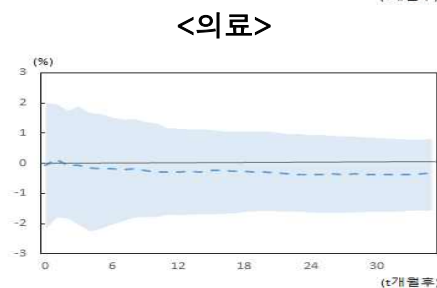
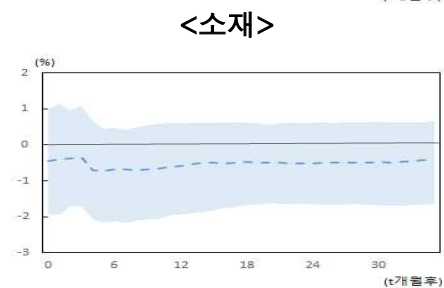
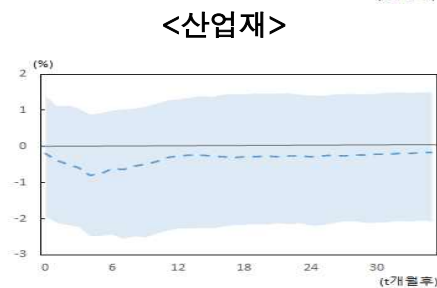
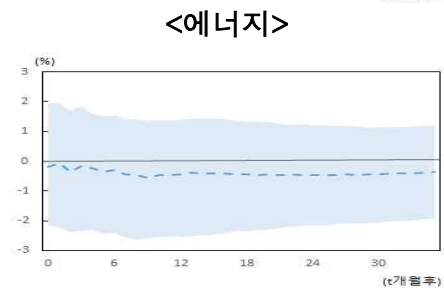
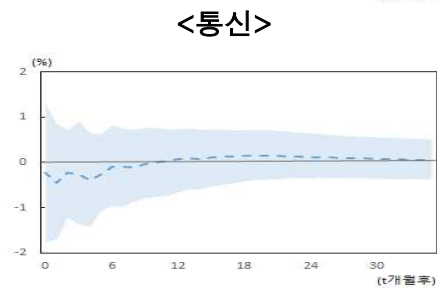
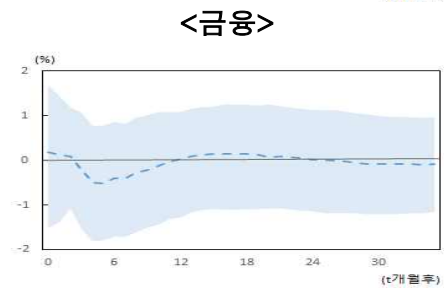
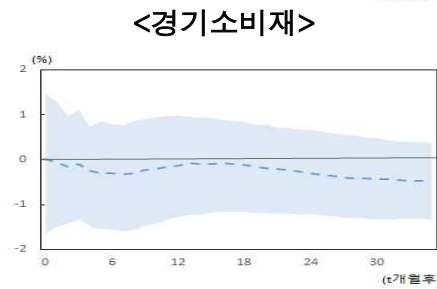
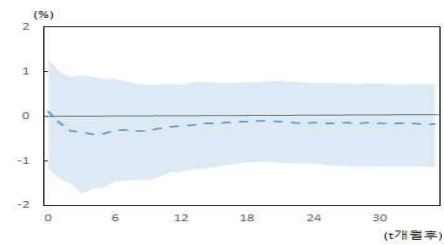
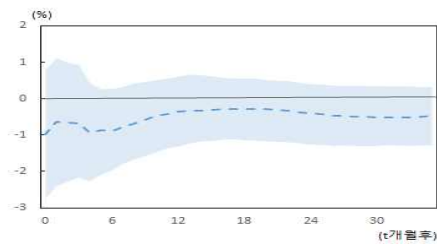
<B/M>

<B/H>



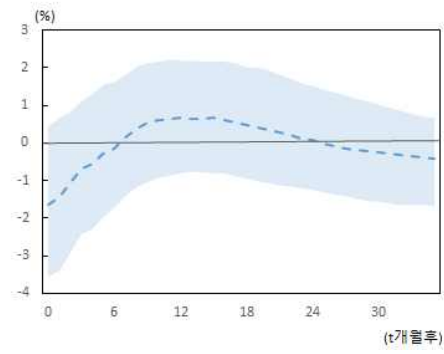
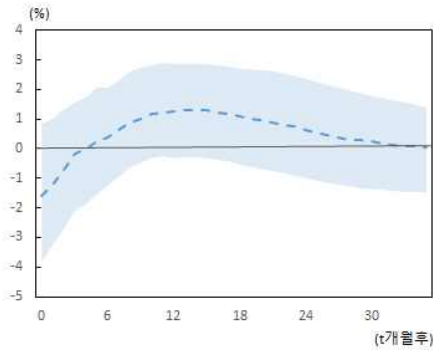
주: 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정

<부록 그림 4> 금리 충격에 대한 업종 포트폴리오의 반응
 <IT> <필수소비재>



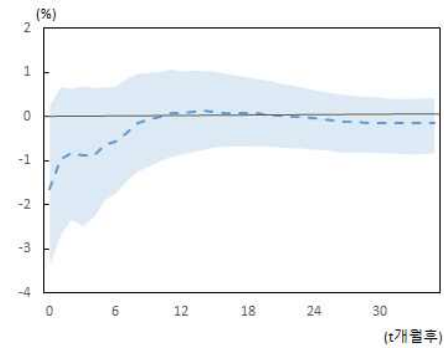
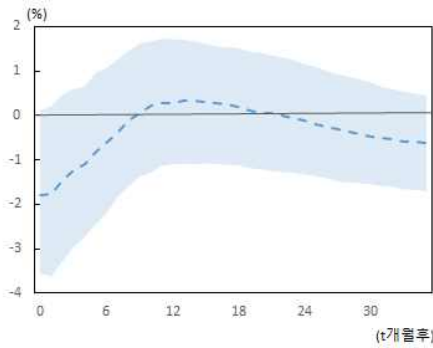
주: 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
자료: 저자 추정

<부록 그림 5> 유동성(M2) 충격에 대한 Size/BM 포트폴리오의 반응
 <S/L> <S/M>



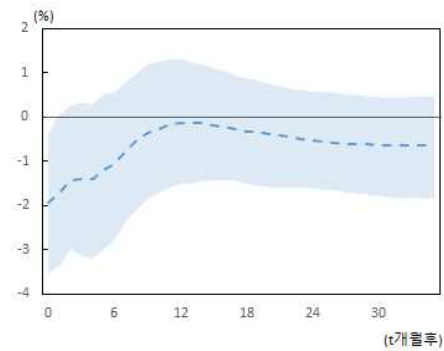
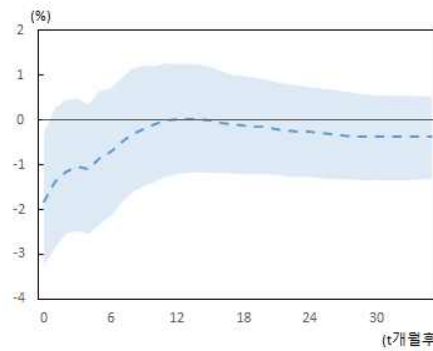
<S/H>

<B/L>



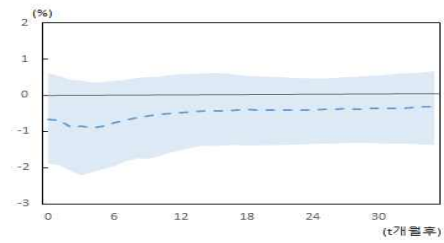
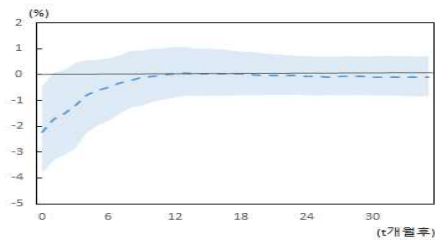
<B/M>

<B/H>



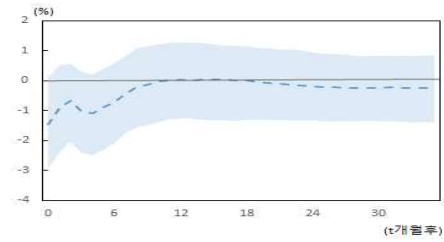
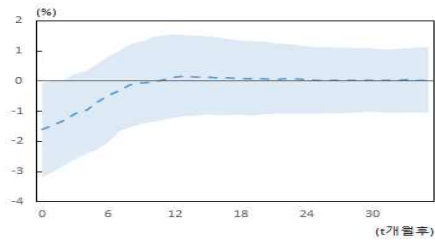
주: 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정

<부록 그림 6> 유동성(M2) 충격에 대한 업종 포트폴리오의 반응
 <IT> <필수소비재>



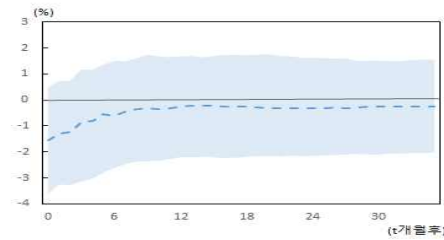
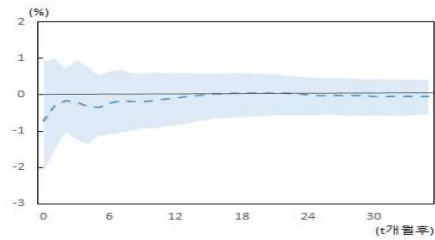
<경기소비재>

<금융>



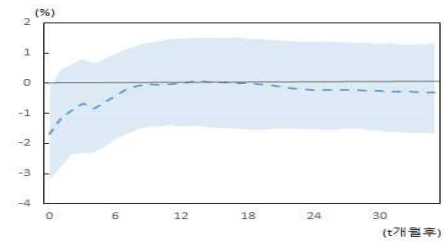
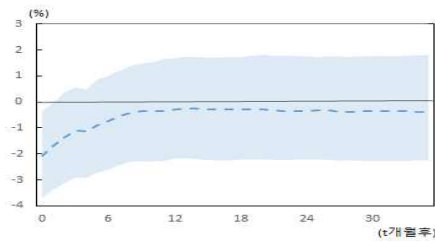
<통신>

<에너지>



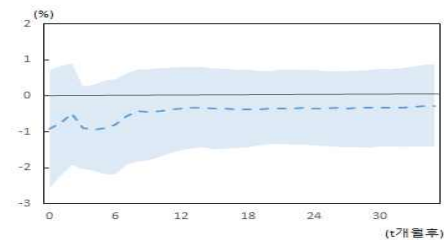
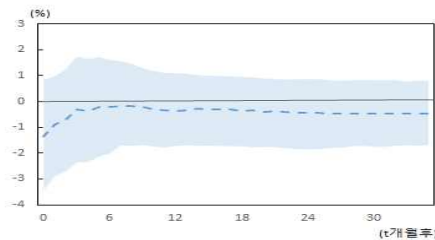
<산업재>

<소재>



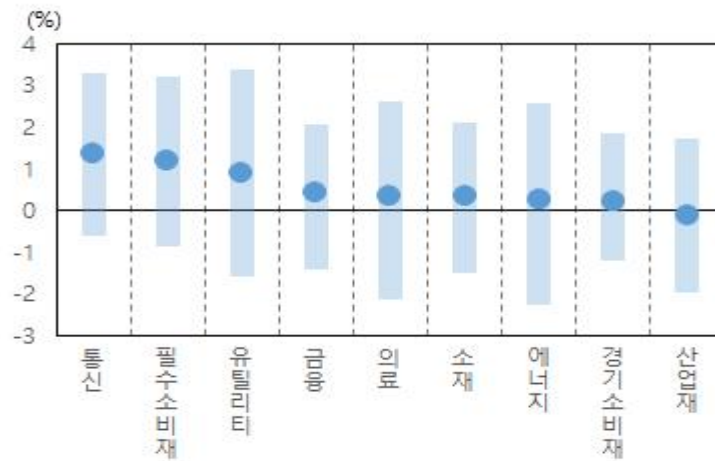
<의료>

<유틸리티>



주: 점선은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정

<부록 그림 7> 통화정책에 대한 충격반응 기준
차익 전략의 초과수익률



주: 1) IT 업종은 숏 포지션, 가로축에 표시된 업종은 롱 포지션인 경우 M2 충격에 대한 최대 초과수익률(최대 반응 시점은 충격 발생 시점과 동일)
 2) 점(원형)은 충격반응의 중위수, 음영은 68%(1표준편차) 기준 신뢰구간
 자료: 저자 추정