

석사학위논문

코로나19 전후 미국 통화정책이  
국내 물가에 미치는 효과

2024년

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

조 수 안



석사학위논문  
지도교수 김상봉

# 코로나19 전후 미국 통화정책이 국내 물가에 미치는 효과

The Impact of US Monetary Policy to Korean CPI  
during Covid-19

2023년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

조 수 안

석사학위논문  
지도교수 김상봉

# 코로나19 전후 미국 통화정책이 국내 물가에 미치는 효과

The Impact of US Monetary Policy to Korean CPI  
during Covid-19

위 논문을 경제학 석사학위 논문으로 제출함

2023년 12월 일

한 성 대 학 교 대 학 원

경 제 학 과

경 제 학 전 공

조 수 안

조수안의 경제학 석사학위 논문을 인준함

2023년 12월 일

심사위원장 김 정 렬 (인)

심 사 위 원 여 효 성 (인)

심 사 위 원 김 상 봉 (인)

# 국 문 초 록

## 코로나19 전후 미국 통화정책이 국내 물가에 미치는 효과

한 성 대 학 교 대 학 원  
경 제 학 과  
경 제 학 전 공  
조 수 안

본 논문은 2015년 01월~2023년 08월을 연구기간으로 하여 미국 통화 정책이 국내 소비자물가지수(CPI)에 미치는 효과를 살펴보았다. Chow 검정을 통하여 2019년 12월 전후로 구조적 변화가 있음을 확인하였다. VEC 모형을 이용하여 구조변화 전후의 독립변수와 국내 CPI 간의 상관관계, 미국 M2 충격에 독립변수의 반응 및 국내 CPI 분산분해 결과에 차이가 있는지 살펴보았다. 코로나 이전에는 나스닥과 한국 통화량(M2)이 국내 CPI와 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 하지만 코로나 이후에는 한국 통화량(M2), 코스피, 미국 통화량(M2)이 국내 CPI와 음(-)의 관계를 갖는 것으로 바뀌었다. 충격 반응 분석결과 미국 M2 충격에 독립변수(나스닥, 한국 M2, 코스피)의 반응이 코로나 후에 증가하였다. 분산분해를 실시하여 국내 소비자물가지수 변동에 독립변수가 미치는 영향력을 살펴본 결과, 독립변수(미국 M2, 나스닥, 한국 M2, 코스피)가 국내 CPI 변동에 미치는 전체 영향력이 코로나 발발 이후에 감소하는 것으로 나타났다. 그럼에도, 한국 M2는 구조변화 전후에서 국내 CPI 변동에 가장 큰 영향을 주었고, 나스닥도 장기적으로 국내 CPI 변동에

코로나 이후에 더 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한, 미국 M2가 국내 CPI에 파급되는 시차가 코로나 후에 빨라지는 것으로 나타났다. 반면, 코로나 기간 전에는 국내 CPI 변동에 3~6%의 비중을 차지하던 코스피가 코로나 이후에는 0.1% 정도로 그 크기가 대폭 하락하였다. 본 연구를 통해, 미국 M2 충격에 의한 한국 M2, 나스닥, 코스피의 반응이 코로나 시기의 통화정책으로 증가하고 미국 M2 변동이 더 빨리 국내로 전파되는 것을 확인하였다.

【주요어】 VECM, 코로나19, 미국 통화정책, CPI, 충격 반응, 분산분해

# 목 차

|                               |    |
|-------------------------------|----|
| 제 1 장 서 론 .....               | 1  |
| 제 2 장 이론적 배경 및 선행연구 .....     | 4  |
| 제 1 절 이론적 배경 .....            | 4  |
| 제 2 절 선행연구 .....              | 6  |
| 제 3 장 현 황 .....               | 9  |
| 제 1 절 국내외 투자 동향 .....         | 9  |
| 제 2 절 한국 및 미국 통화정책 동향 .....   | 13 |
| 제 4 장 연구방법 및 실증분석 .....       | 19 |
| 제 1 절 기초 데이터 .....            | 19 |
| 제 2 절 시계열 안정성 검정 .....        | 20 |
| 제 3 절 VAR 모형 및 그랜저 인과관계 ..... | 22 |
| 제 4 절 공적분 검정 및 VEC 모형 .....   | 23 |
| 제 5 절 충격 반응 및 분산분해 .....      | 26 |
| 제 5 장 결 론 .....               | 35 |
| 참고문헌 .....                    | 37 |
| 부   록 .....                   | 40 |
| ABSTRACT .....                | 46 |

## 표 목 차

|                                           |    |
|-------------------------------------------|----|
| 〈표 1〉 미국의 시장안정화 정책 .....                  | 16 |
| 〈표 2〉 한국의 시장안정화 정책 .....                  | 17 |
| 〈표 3〉 시계열자료 데이터 .....                     | 20 |
| 〈표 4〉 Augmented-Dickey-Fuller 검정 결과 ..... | 22 |
| 〈표 5〉 그랜저 인과관계 검정 결과 .....                | 23 |
| 〈표 6〉 VEC 모형 결과 .....                     | 25 |
| 〈표 7〉 충격 반응 분석 결과 (기간1) .....             | 29 |
| 〈표 8〉 충격 반응 분석 결과 (기간2) .....             | 29 |
| 〈표 9〉 CPI 분산분해 결과 (기간1) .....             | 33 |
| 〈표 10〉 CPI 분산분해 결과 (기간2) .....            | 33 |

## 그 림 목 차

|                                             |    |
|---------------------------------------------|----|
| 〈그림 1〉 통화정책의 실물경제 파급경로 .....                | 4  |
| 〈그림 2〉 미국 실질 GDP 및 한국 실질 GDP 전기대비 증감률 ..... | 5  |
| 〈그림 3〉 KOSPI(좌) 및 NASDAQ(우) 현황 .....        | 9  |
| 〈그림 4〉 외국인의 KOSPI 거래 현황 .....               | 10 |
| 〈그림 5〉 외국인의 파생상품 거래 현황 .....                | 11 |
| 〈그림 6〉 대미 자본수지(좌) 및 대미 국제투자대조표(우) .....     | 12 |
| 〈그림 7〉 미국의 M2 현황 .....                      | 13 |
| 〈그림 8〉 코로나 신규 확진자 및 신규 사망자 .....            | 15 |
| 〈그림 9〉 한국의 경제주체별 전년 대비 M2 증감률 .....         | 18 |
| 〈그림 10〉 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (기간1) .....    | 30 |
| 〈그림 11〉 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (기간2) .....    | 30 |
| 〈그림 12〉 CPI 분산분해 결과 (기간1) .....             | 34 |
| 〈그림 13〉 CPI 분산분해 결과 (기간2) .....             | 34 |

## 부 록

|                                   |    |
|-----------------------------------|----|
| 〈부록 1〉 총수요-총공급 곡선(AD-AS 곡선) ..... | 40 |
| 〈부록 2〉 미국 및 한국 금리 .....           | 40 |
| 〈부록 3〉 원시계열 데이터 및 1차분 데이터 .....   | 41 |
| 〈부록 4〉 나스닥 종합지수 구성 종목 .....       | 42 |
| 〈부록 5〉 시계열 기초자료 .....             | 43 |
| 〈부록 6〉 공적분 검정결과 .....             | 44 |
| 〈부록 7〉 분산분해 결과 그래프 .....          | 45 |

## 제 1 장 서 론

대한민국은 소규모 개방경제 체제를 가지고 있다. 대한민국 정부는 1960년대 초부터 수출에 의한 경제성장 정책을 추진하여 급속한 경제 발전을 이룩하였다. 1980년에 들어서 금융자유화와 개방화에 대한 논의를 시작한 정부는 1990년대에 실질적인 금융개방을 진행하였다.<sup>1)</sup> 선진국들의 강한 금융개방 압력이 있었지만 1980년대 후반 국제원유가 하락, 국제금리 하락, 엔화 가치 상승에 의한 국내경제의 호황도 금융개방을 한 원인 중 하나이다. 정부는 1991년 4단계 금리자유화 방안을 발표하며 금리 결정권을 금융기관에 부여하였다. 이전에는 간접투자만 허용하던 외국인에게 1990년대 들어서는 직접적인 투자도 허용하였고 1992년에는 주식시장을 외국인에게 개방하였다.

금융개방의 결과 국가 간 자본의 이동이 활발해지며 긍정적인 효과를 얻었다. 당시 급격한 성장을 하던 동아시아는 해외투자자에게 고수익을 얻을 수 있는 투자처이었다. 이에, 국내 기업은 외국의 투자를 받아 기술개발 및 기업 경영 등에서 더욱 성장할 수 있었고 해외투자자의 투자로 새로운 개발이 가능하였다.

하지만 금융개방의 부정적 효과도 존재하였다. 1997년에 대규모 외국자본이 급격히 유출하며 대한민국은 외환위기를 겪었다. 동남아시아의 경제 상황에 위협을 느낀 외국인 투자자들이 자금을 대거 회수한 것이 주요한 원인이었다. 국내 기업의 열악했던 재무구조와 정부의 미흡한 대응으로 당시 많은 단기외채를 보유하고 있던 금융기관과 기업은 이 위기를 극복하지 못하고 파산하였다.

2008년에도 국내는 해외 충격으로 경제 어려움을 겪었다. 대형 금융사인 리먼브라더스가 보유한 서브프라임 모기지가 대거 부실채권이 되자, 미국 및 유럽의 대형 금융기관들이 자금난을 겪으며 해외에 투자한 자금을 대거 회수

---

1) 시중은행의 민영화, 은행경영의 자율성과 같은 금융자유화가 진행되었고, 외국은행의 국내 시장 진입규제 완화, 금융산업으로의 진입장벽 완화, 외국인의 은행주식 취득제한 완화, 외국인의 국내증권투자한도 완화, 중소기업 전환사채에 대한 외국인의 직접투자허용(1994.07), 외국인의 채권간접투자 허용(1995년) 등 금융산업을 점차 개방하려는 움직임을 보였다.

하였다. 이에 미국 및 유럽 경제가 어려워지자 대한민국의 경상수지도 악화되었고, 그 결과 국내경제도 어려움을 겪을 수밖에 없었다.

한편, 2019년 12월 중국 우한에서 발생한 코로나19(COVID-19)로 전 세계는 2008년 리먼브라더스 사태 이후 최대의 경제위기를 겪었다. 전염병의 확산 속도를 우려한 각국은 2020년 3월 코로나 확산방지 정책을 시행하였다. 전 세계적으로 국가 간, 국가 내 이동의 제약이 생기면서 기업 생산 및 노동 시장도 큰 위기를 맞았다. 미국의 경우, 비농업 일자리 수가 2020년 2월(경제 첫 다운 이전)에 1,520만개에서 4월에 1,300만개로 220만개 줄었다. 한국도 동일한 기간에 발생한 일시휴직자 수가 300만명을 넘어섰다. 이로 인해 가계 소비도 위축되었다. 코로나 충격으로 전 세계 증시도 일제히 하락하였다. NASDAQ 종합지수는 9,731(2020.2.14.)에서 6,879(2020.3.20.)로 하락하고, S&P500은 3,380(2020.2.14)에서 2,305(2020.3.20)로 떨어졌다. KOSPI 종합지수도 2,243(2020.2.14)에서 1,566(2020.3.20)까지 하락하였다.

셋다운과 실업에 의한 경기 침체에 대응하기 위해 각국의 중앙정부 및 중앙은행은 다양한 정책을 시행하였다. 미국은 금리 인하와 7,000조 가량의 양적 완화를 하였고 일자리를 잃어 경제적으로 어려운 가계에 지원금을 지급하였다. 또한, 미국은 재정난을 겪는 기업에 여러 재정적 지원을 하였다. 한국도 총 50조가량의 유동성을 시장에 공급하였고, 국민에게 25조원 가량의 지원금을 지급하며 가계의 소비를 촉진하였다. 또한, 정부는 기업 재정에 도움을 주는 대출 지원 프로그램을 제공하였다.

위와 같이 2019년 12월 중국 우한에서 발생한 코로나19(COVID-19)가 글로벌 경제에 큰 충격을 주고, 이를 극복하기 위해 추진한 정책이 다른 나라의 경제 상황에 큰 영향을 주었음에도 이에 대한 연구는 부족한 실정이다.

이에 코로나 기간 실시된 미국의 통화정책이 국내 소비자물가에 어떠한 영향을 주었는지 살펴보았다. 코로나 발생 5년 전인 2015년 1월부터 코로나 위기가 해제된 2023년 8월까지의 월별 시계열 데이터를 사용하여 연구를 진행하였다. 특히 코로나가 발발한 2019년 12월 이전의 결과와 코로나가 유행한 2020년 이후의 결과에 차이점이 있는지 관심을 두고 살펴보았다.

본 연구는 총 5장으로 구성되어 있으며, 각 장의 구성은 다음과 같다. 제1장에

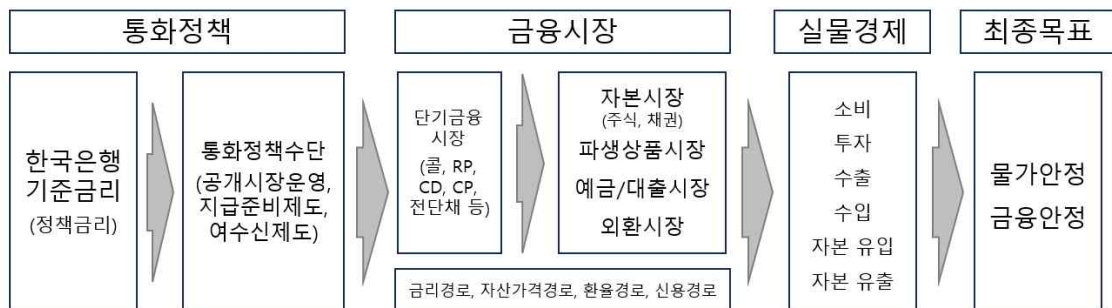
서는 서론으로 연구의 진행 방향을 전반적으로 기술하고 있다. 2장에서는 이론적 배경과 선행연구를 정리하였다. 3장에서는 코로나 시기에 국내 및 미국 금융시장의 동향과 경기 침체에 대응하기 위한 각국의 동향을 정리하였고, 4장에서는 충격 반응 및 분산분해를 VEC 모형을 사용하여 분석하였다. 마지막으로 5장에서는 본문의 내용을 요약하며 이 논문의 의의를 제시하고 마무리하였다.

## 제 2 장 이론적 배경 및 선행연구

### 제 1 절 이론적 배경

주류 경제학의 총수요-총공급 곡선 모형에 따르면<sup>2)</sup>, 물가에 영향을 주는 요인은 크게 1) 공급충격의 요인 2) 수요충격의 요인으로 구분된다. 공급 충격이란, 기업의 생산활동과 관련된 부분을 의미한다. 예를 들면, 원자재가격의 변동, 기술개발에 의한 생산비용 절감, 원유가 변동 등이 있다. 반면 수요충격은 가계지출, 기업투자, 정부지출, 순수출, 통화공급, 통화수요의 변동으로 발생한다. 여기서 통화공급은 외생적 혹은 내생적으로 결정되고<sup>3)</sup>, 통화수요는 물가, 실질GDP, 주택가격, 경제주체의 부, 주식수익률, 위험도 등으로 인해 변화한다. (손종철·정진우, 2022; 황진태·김성민, 2022)

〈그림 1〉 통화정책의 실물경제 파급경로



출처 : 한국은행 통화정책

외부적인 공급충격 및 수요충격으로 목표경제지표가 중앙은행의 목표치에서 크게 벗어나면 중앙은행은 통화정책을 실시하여 실물경제지표를 조정한다. 실시된 통화정책으로 단기 금리가 변화하고 이는 금융시장을 통해 금리경로, 자산가격경로, 환율경로, 신용경로 등으로 실물경제에 파급된다. 중앙은행은

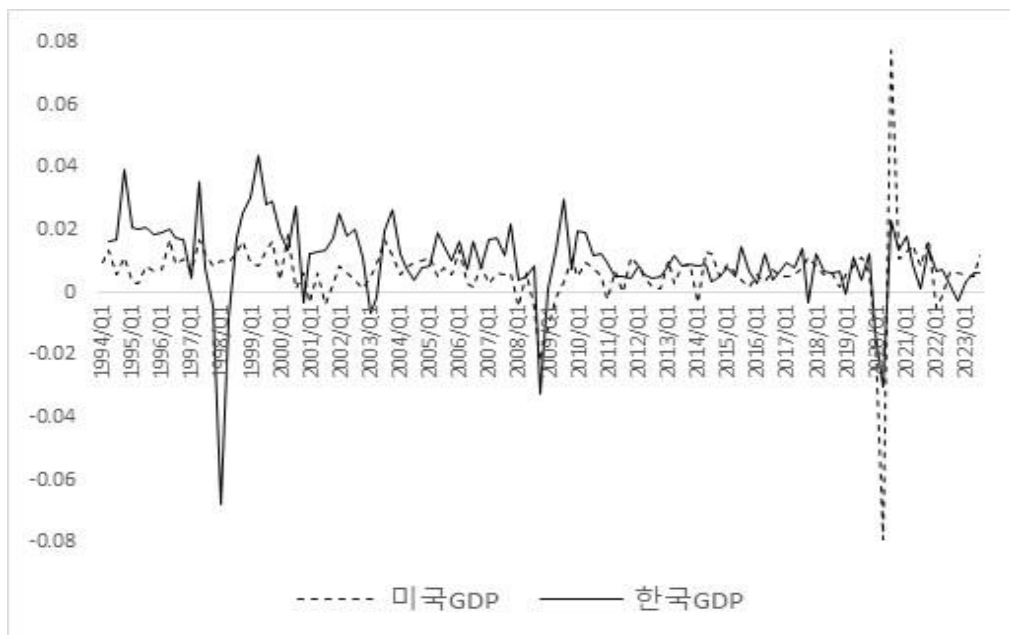
2) <부록 1> 참고

3) 외생적 통화공급이론은 중앙은행의 본원통화 공급량이 통화량을 결정하고 통화량이 금리, 경제성장률 등에 영향을 미친다는 견해이고, 내생적 통화공급이론은 금리, 실물경기 등 경제변수에 따라 통화량이 내생적으로 결정된다는 견해이다. 출처: “통화정책체계 변화와 통화공급의 내생성 점검”(조사통계월보 2018.02)

통화정책을 통해 경제주체의 행동변화를 초래하여 물가안정과 경제안정을 추구하고 있다고 할 수 있다.

최근 발현한 코로나19로 각국은 전염병 확산을 방지하기 위해 이동을 제한하였다. 이에 기업은 무역에 차질을 빚었고, 관광업 등의 산업은 영업난을 겪으며 막대한 손실을 보았다. 이와 같은 경영난에 기업은 인원 감축을 감행하며 가계지출 또한 대폭 감소하였다. 기업경영난이라는 부정적 공급충격과 가계소득 감소라는 부정적 수요충격으로 의해 전 세계는 경기 침체를 겪었다. 이에, 각국의 중앙은행과 정부는 금리 인하, 양적 완화 등의 통화정책 및 재정정책을 통해 경기를 부양하려 하였다.

〈그림 2〉 미국 실질 GDP 및 한국 실질 GDP 전기대비 증감률



출처 : 한국은행 ECOS

## 제 2 절 선행연구

대한민국은 소규모 개방경제로, 대외의존도 및 대외 무역비중이 매우 높다. 이에 국내정책은 대외상황과 독립적으로 이뤄지기 어려운 면이 있다. 국내뿐 아니라 신흥국 시장에 있어 대외적 충격은 자국 경기와 관련이 깊다. 다수의 학자가 미국의 경제 상황이 자국에 미치는 영향을 오랜 기간에 걸쳐 여러 방면으로 연구해 왔다.

김원중(2010)은 1987년~2009년을 기간으로 SVAR과 SUR을 이용한 Monte Carlo 시뮬레이션을 하여 미국 충격이 미국 및 한국에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 미국 통화공급 증가에 장기적으로 미국 주가가 하락하고, 한국 주가는 상승하는 것으로 나타났다. 또한, 미국 통화충격에 한국 통화량과 환율은 하락하였다. 반면, 미국금리와 한국금리가 동일하게 움직이는 것을 통해 통화량보다 금리에서 동조화 현상이 강하게 나타나는 것을 밝혔다.

허찬국 등(2014)은 2006년~2013년을 대상으로 모형 3개를 설정하여 2013년 이후 미국 본원통화의 감소, 미국 장기 국채수익률의 증가, 미국 금융시장 불안지수의 감소라는 상황에 한국 국채금리, 원/달러, 주식 및 채권 순매수의 변동을 모형별로 살펴보았다. 그 결과, 미국 본원통화를 포함한 모형이 미국 장기 국채수익률만 포함한 모형보다 원/달러환율 및 순매수의 예측에 더 유의적인 것으로 나타났다.

김현석(2019)도 미국 통화정책의 국내 파급효과를 분석하였다. 위의 연구와 달리 전체 표본기간인 2000년~2018년을 리먼 사태 전후로 나누어 미국금리 인상에 경제지표의 반응을 살펴보았다. 그 결과, 콜금리, 미국 및 한국 인플레이션, 환율의 반응이 전후 상이하게 나타났다. 또한, 미국금리 인상에 따른 자본 유출을 방어하기 위해서는 국내 금리가 1.5배 증가하여야 함을 밝혔다.

김경훈 등(2017)도 미국금리 충격이 국내 및 신흥국에 어떠한 영향을 주는지를 2008년 전후로 비교 분석하였다. 2008년 이후 한국의 자본시장 개방도가 증가하였고, 2008년 이전에는 미국 단기 금리와 한국 단기 금리의 동조화가 존재했지만, 이후에는 둘의 동조화가 약해진 것을 확인하였다. 그 대신

미국의 단기금리 변동이 국내 단기금리 보다 국내 장기금리의 변동을 먼저 초래하는 것을 확인하였다. 이를 통해, 한국은행의 전통적인 통화정책이 실물 경제에 미치는 효과가 감소하였을 가능성을 주장하였다.

김경훈 등(2019)의 주장은 달리 말하면 한국의 금융시장과 실물경기가 중앙은행의 통화정책에 먼저 영향을 받기보다 미국 또는 세계의 통화정책과 금융여건에 더 의존한다는 것을 보여준다. 이에, 국내 코스피 시장의 변동요인과 관련한 논문을 살펴보면 다음과 같다.

이운복·백재승(2016)은 2008년 전후의 거시경제변수와 주가지수와의 상호연관성을 연구하였다. VECM 분석 결과, 2008년 이전에는 원/달러, 엔/달러, 다우존스가 코스피와 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 이후에는 추가적으로 유로/달러, 회사채금리, 산업생산지수도 코스피에 영향을 주는 것을 발견하였다. 이근영(2007)은 IV 방법과 GMM을 사용하여 국내 목표 콜금리가 코스피의 변화와 유의하지 않음을 밝혔다.

실물경기 중 물가나 인플레이션에 해외자본이 미치는 영향을 Canova(2005), Montiel(2013), Blanchard et al(2016, 2017), Ghosh and Qureshi(2016), 최영준·손종칠(2020)등이 연구하였다.

Montiel(2013)은 자본유입이 자국 총수요의 과도한 확장을 초래하여 인플레이션에 압력이 가해진다고 하였다. Blanchard et al(2016, 2017)은 자본유입으로 자산가격이 상승하여 인플레이션이 발생한다고 밝혔고, Ghosh and Qureshi(2016)는 신흥시장국으로의 대규모 자본유입은 경제과열을 초래하여 고인플레이션을 야기할 수 있다고 하였다. 최영준·손종칠(2020)은 주식, 채권, 차입 경로별로 자본유입 충격 발생 시, 국내 물가상승률의 변화가 물가안정목표제 채택 경우와 금융시장 성숙도에 따라 달라지는지 확인하였다. 그 결과, 물가안정목표제를 채택한 국가의 경우에는 주식자본 유입 충격이 물가 변동에 가장 큰 영향을 주었다. 금융시장이 성숙한 경우에는 3가지 경로로 유입되는 자본변화에 물가는 비슷한 정도로 반응하였다.

위와 같은 선행연구들을 통해, 금융시장이 개방되며 해외 경제 상황과 국내 경기가 더 밀접한 관계를 갖게 되었음을 보았다. 이에, 본 논문에서는 미국의 통화정책이 국내 소비자물가지수에 미치는 영향을 주식시장을 고려하여

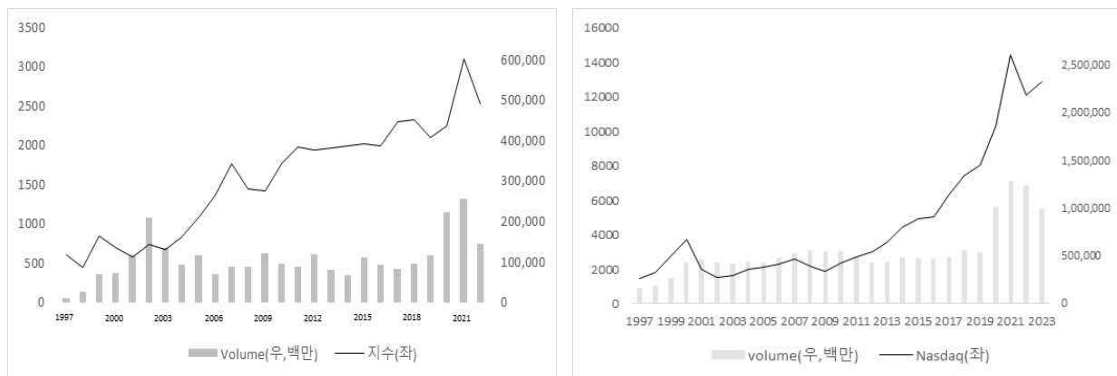
살펴보았다. 코로나 발현 이후에 이례적인 양적 완화를 시행한 점을 감안하여 구조변화 전후로 미국 통화량(M2) 충격의 파급효과와 국내 CPI 변동요인의 변화를 살펴볼 것이다.

## 제 3 장 현 황

### 제 1 절 국내외 투자 동향

국내 금융시장은 매년 성장해 왔다. 1990년대 금융시장의 규모는 770조였지만, 2022년에는 그 규모가 2경 2,862조에 달한다. 시장의 글로벌화와 금융시장의 역할 증대에 그 원인이 있다. 금융시장은 다양한 참여자들이 쉽게 참여하여 자금을 거래할 수 있는 특징이 있다. 가계 및 기업이 부동산 등의 실물자산보다 신속하게 자본을 교환할 수 있기에 거래자의 이용이 증가해 왔다. 또한, 금융시장에서 이용자의 취향에 맞게 다양한 금융상품을 제공한 점도 시장의 성장에 기여하였다. 금융시장의 규모가 증대한 만큼 통화정책에 있어 그 중요도도 증가하였다. 중앙은행이 정책금리를 조정하면 직접금융시장인 단기금융시장과 자본시장, 간접금융시장인 여·수신 시장 등을 통해 통화정책이 실물경제로 파급되기 때문이다.<sup>4)</sup>

〈그림 3〉 KOSPI(좌) 및 NASDAQ(우) 현황



출처 : KRX, Yahoo Financial

대한민국 대표 증권시장인 유가증권시장(KOSPI Market)은 1956년 개장하여 현재까지 이어져 오고 있다. 현재 사용하고 있는 KOSPI(Korea Composite Stock Price Index)는 1980년 시가총액을 기준으로 산정된다. 〈그림 3〉

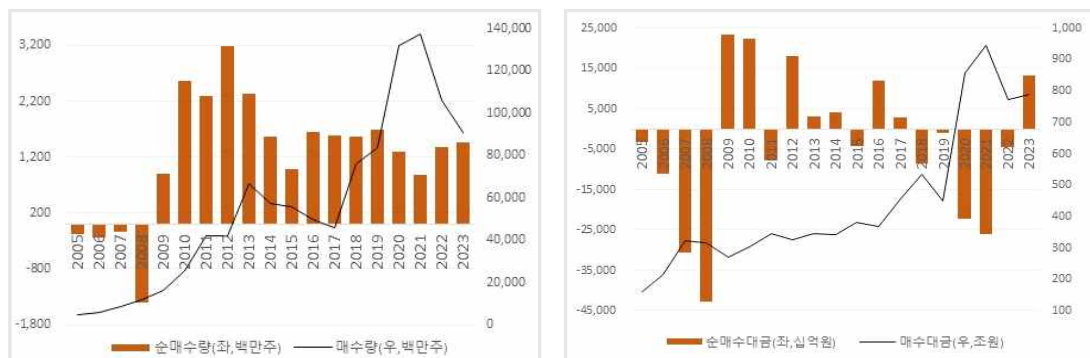
4) 직접금융시장은 다시 단기금융시장, 자본시장, 외환시장, 파생금융 상품시장으로 구성된다. 간접금융시장에는 여신, 수신, 펀드 등이 있다.

과 같이, KOSPI는 1998년 339에서 꾸준히 증가하여 2021년 3,000을 돌파하였다.

경제성장과 글로벌화의 영향으로 자본시장의 규모가 커지면서 투자자들은 자국뿐 아니라 타국에도 관심을 갖기 시작하였다. 각국 금융시장이 개방되며 여러 나라의 자본이 금융시장을 통해 거래되기 시작하였다. 1992년에 외국인에게 코스피 시장을 개방한 후, 외국인 투자비율은 코스피 시가총액의 30%~40% 수준을 유지해왔다.

〈그림 4〉는 국내 KOSPI (ETF, ETN, ELW 포함) 중 외국인의 KOSPI 거래 현황을 보여준다. 외국인의 매수량은 2013년과 2017년 사이 그리고 2021년 이후에 하락하였고, 그 외 기간에는 모두 상승하였다. 특히, 코로나 발발(2019.12) 이후에 외국인 매수량이 2018년도와 비교하여 약 1.5배 증가한 모습을 보인다. 그에 반해 순 매수량은 크지 않다. 2020년 이후 KOSPI의 급격한 상승추세에 보유한 주식을 매도한 것이 원인으로 보인다. 또한, 2020년, 2021년, 2022년 매수대금이 8.5조, 9.4조, 7.7조로 2018년 대비 약 1.8배 증가하였다. 이를 통해, 코로나 발발 이후 대량의 해외자본이 국내로 유입됐음을 알 수 있다.

〈그림 4〉 외국인의 KOSPI 거래 현황



출처 : KRX

주식관련 파생금융상품시장에도 많은 외국자금이 유입됐다. 2020년 12월 기준, 주식선물시장, 코스피200 선물시장, 코스피200 옵션시장에서의 외국인 거래비율을 살펴보면, 각각 51.49%, 70.42%, 70.60%로 큰 부분을 차지하고 있다. 외국인이 2020년 1월~2021년 6월(18개월) 사이에 주식선물시장에서 737조 가량을 매수하였고, 약 6,888조의 코스피200 선물상품을 외국인이 구매하

였다. 외국인 투자자가 약 194조원 규모의 코스피200 옵션을 매수하며, 시장 3개 중에서는 외국자본이 가장 적게 거래됐다. <그림 5>를 통해 2020년 이후 주식선물시장과 코스피200 선물시장에 2019년 대비 약 1.5배의 외국자본이 유입됐음을 확인할 수 있다.

〈그림 5〉 외국인의 파생상품 거래 현황



출처 : KRX

국내 투자자들의 해외시장에 대한 관심이 증가하였다. 은행의 저금리가 상당 기간 지속되어, 국내 투자자들은 국내에서 적당한 투자처를 찾지 못하여 해외로 눈을 돌리기 시작하였다. 미국의 2020년 나스닥 종합지수<sup>5)</sup>가 1997년

에 비하여 약 7배 증가한 것을 확인할 수 있다. 특히, KOSPI는 2011년부터 2017년까지 장기간 2,000선을 유지하였지만, NASDAQ은 2009년 이후 꾸준한 상승세를 보여준다. 코로나 발발 이후에는 KOSPI보다 NASDAQ이 훨씬 급격하게 상승하였다.<sup>6)</sup>

〈그림 6〉은 국제수지표<sup>7)</sup>의 자본수지 계정 중 대미 증권투자 부분을 보여준다. 이를 통해, 해당연도 미국투자금액의 유입 및 유출의 변동을 확인할 수 있다. 대미 주식자산이 2020년에 42,585백만달러, 2021년에 54,294백만달러 거래되며 2019년 대비 약 2.8배 달러의 유출이 위 기간에 증가하였다. 이와 반대로 대미 주식부채는 2019년에 -6,650백만달러, 2020년에 -12,484백만달러, 2021년에 -12,404백만달러로 미국으로의 자금유출이 코로나 시기에 증가했음을 알 수 있다. 이는 국제투자대조표에서 부채가 2020년 이후에 하락하고 자산의 증가세가 급격해지는 것에서도 확인이 가능하다.

〈그림 6〉 대미 자본수지(좌) 및 대미 국제투자대조표(우)



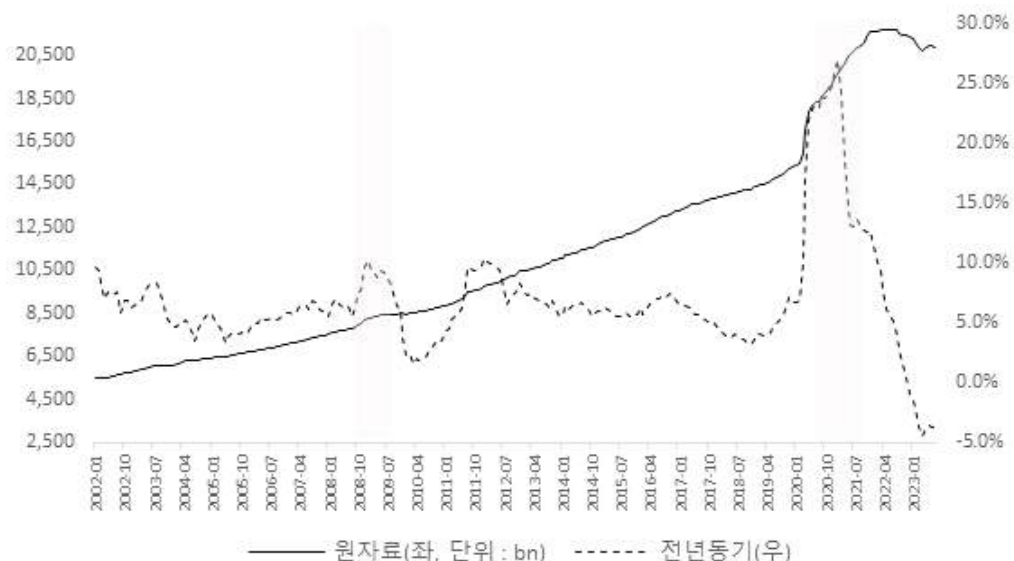
출처 : 한국은행 ECOS (단위:BN dollar, 10억)

- 5) 나스닥 종합지수는 나스닥 시장에 상장된 미국 및 외국의 보통주식을 포함한 시가총액식 주가지수이며, 구성종목은 3천개 이상으로 가장 많은 종목을 포함하고 있다. 〈부록 4〉 참고.
- 6) 나스닥은 7,850.87(2020.03)부터 15,831.81(2021.11)까지 7,980.94(200%) 상승하였다. 코스피는 1,764.26(2020.03)에서 3,257.63(2021.06)까지 1,493.37(184%) 상승하였다. 〈그림 3〉 참고.
- 7) 국제수지표는 일정한 기간동안에 발생한 한 나라의 거주자와 비거주자의 수입과 지출 거래 내용을 체계적으로 분류, 정리한 표이다. 차변은 미국(증권) 자산 거래(외화유출), 대변은 미국(증권) 부채 거래(외화유입). 국제투자대조표는 총 잔액을 표현한 표로, 현재 보유하고 있는 총자산 및 총부채를 의미한다.

## 제 2 절 한국 및 미국 통화정책 동향

통화정책은 경기 안정을 위한 중요한 수단이다. 중앙은행은 국내 및 해외 경기의 변화를 상시 파악하고, 이에 합당한 통화정책을 시행한다. 한국의 경우, 연 8회 금융통화위원회에서 기준금리를 결정하여 경기안정을 도모하고 있다. 양적 완화(QE) 정책은 환율 및 해외정세 등의 이유로 국내에서는 잘 사용하지 않는다. 하지만, 기축 통화국인 미국은 큰 경제위기 시마다 막대한 통화를 시장에 공급하였다. <그림 7>은 2002년부터 2023년까지 미국의 M2 변동을 보여준다. 2008년 9월 리먼 사태 그리고 2019년 코로나 사태에 전년 동기 증감률의 변동이 증가한 것을 볼 수 있다.

<그림 7> 미국의 M2 현황<sup>8)</sup>



출처 : FRED(Federal Reserve Economic Data)

8) M2 = (1) currency outside the U.S Treasury, Federal Reserve Banks, and the vaults of depository institutions, (2) demand deposits at commercial banks(외은제외) less cash items in the process of collection and Federal Reserve float (3) other liquid deposits, consisting of other checkable deposits and saving deposits, (4) small-denomination time deposits (less than \$100,000) less individual retirement account and Keogh balance at depository institutions (5) balances in retail money market funds(MMFs) less IRA and Keogh. M1은 (1),(2),(3)으로 구성되어 있으며 계절조정된 데이터이다.

2008년 경제위기는 주요 글로벌 금융사인 리먼 브라더스가 파산신청을 하며 촉발됐다. 당시 미국의 부동산 시장은 호황기로 부동산 가격이 계속 상승하는 추세였다. 이에, 대부분의 가계는 모기지를 통해 주택을 취득하였고, 금융사들도 이와 같은 상황을 활용하여 수익을 극대화하였다. 문제는 부동산 가격이 하락하며 발생하였다. 부실 모기지의 수가 증가하였고, 이와 관련된 파생상품에서 손실이 났다. 미국의 여러 금융사들의 재무구조가 악화됐고, 리먼 브라더스는 버티지 못하고 2008년 9월에 파산을 신청하였다. 미국 중앙은행은 연쇄부도 및 극심한 경제 악화를 예방하기 위하여, 부실채권 매입, 자금지원 등을 실시하였다. 기준금리(Federal Fund Rate)를 0%까지 내려, 가계의 부담완화 및 신용경색을 예방하려 하였다. 하지만 이와 같은 정책에도 경기가 부양되지 않자, FED는 총 3번의 양적 완화를 통해 시중에 달러를 공급하였다.<sup>9)</sup>

그 결과로 미국 금융부문의 과도한 레버리지가 줄었고, 금융기관이 보유하고 있던 GSE와 GSE보증 부채<sup>10)</sup>를 정부가 현금으로 교환 해주어 기업의 재무상태를 개선하였다. 이와 더불어, 채권의 수요 증가가 채권가격상승이라는 결과를 가져왔다. 이는 채권자(은행 등)의 대차대조표를 개선하여 지불능력을 상승시켰다. 시장의 유동성과 시장에 대한 기대심리의 개선은 침체한 시장에 활기를 가져왔다.

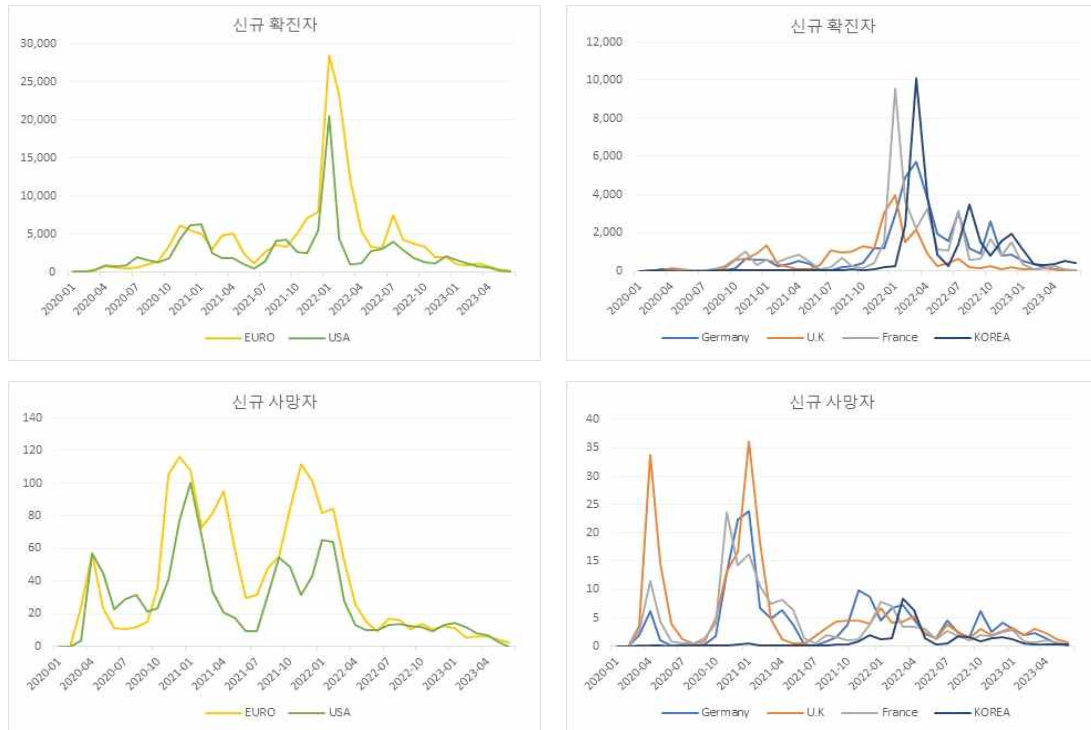
2020년 경제위기에도 미국은 막대한 유동성을 시장에 공급하였다. 2019년 경제위기는 코로나19(Covid-19)에 의한 이동 제한에서 야기되었다. 2019년 12월 중국 우한에서 발현한 코로나19로 사망한 감염자 수가 2020년 2월에 이르러 급증하였다. 감염병의 심각성을 인지한 주요국들은 3월에 shut-down 정책을 펼쳐 이동을 제한하였다. 관광사업은 임시 휴업상태가 되었고, 물류 교역에도 차질이 발생하여 여러 산업이 큰 타격을 입었다. 이로 인해 미국은 비농업 일자리 수가 2020년 2월에 1,520만개에서 4월에 1,300만개로 2개월

9) 2008년 10월 기준금리 0%~0.25% 인하. 2009년 03월에 1조 4,500억 달러 채권매입, 2010년 11월에 2차로 6,000억, 2012년 09월 3차로 월 850억 달러씩 3차례에 걸쳐 매입.

10) GSE란 정부지원기관(Government Sponsored Enterprise)의 약자로 연방주택대부은행(F H L Banks), Fannie mae, Freddie Mac이 있다. 이들은 정부의 주택정책을 지원하는 역할을 한다., 리먼사태 이후, 2개의 GSE가 공적관리 대상이 되었다(한국은행 - 해외경제포커스 제2012-1호).

동안 220만개가 줄었고 실업률도 4% 수준에서 14%로 2달 사이 10%나 증가하였다. 이는 2008년 금융위기 때의 실업률(8%)을 초과하는 수치이다.<sup>11)</sup>

〈그림 8〉 코로나 신규 확진자 및 신규 사망자



출처 : WHO

한국도 경기 침체를 피할 수 없었다. 코로나 확산세가 가장 심했던 2020년 3월에 고용률, 취업자, 임시 일용직 증감이 감소하였고, 일시휴직자는 300만 명을 넘어섰다. 2020년 2월에는 0.5%로 증가세였던 고용률이, 3월에 -0.8%로 전환됐고 4월에는 -1.4%로 낙폭이 더 커졌다. 취업자 수도 3월에 19만 명, 4월에 47만명 감소하였다. 임시 일용직은 기존 감소 하한에서 크게 벗어나 3월과 4월에 총 137만명이 일자리를 잃었다.<sup>12)</sup>

코로나의 심각한 확산세와 이동제한 정책으로 기업의 재무구조가 악화되었고, 이는 직원 감축과 직원 임시휴직을 초래하였다. 소득 창출의 기회를 잃은 가게는 소비지출을 줄였고, 이와 같은 상황은 경제난을 부추기는 악순환의 결과로 나타나기 시작하였다. 전염병의 확산세 및 지속 가능성을 정확히 예측하기 어려웠던 정부는 상황이 더 악화되기 전에 시장안정화 정책을 실시하였

11) 출처 : FED(2019~2022), 『Monetary Policy』

12) 출처 : 고용노동부(2020.01~2020.05), 『노동시장 동향』

다.

미국의 중앙은행은 시장에 대량의 유동성을 공급함으로써 경기 침체를 해결하려 하였다. 코로나 확산세가 심각해지기 시작한 2020년 3월 FOMC는 국채 5,000억 달러와 MBS 증권 2,000억 달러의 매입을 발표하였다. 이로 인해 미국의 M2 수치가 3월, 4월, 5월에 급격히 증가하였다. 미국은 시장을 통해 화폐를 공급하였을 뿐만 아니라, 기업 및 가계에 지원금도 지급하였다. 1조 8,000억 달러 규모의 ARP 정책을 통해 가계 및 기업을 지원하였고, 1조 6,000억 달러 규모의 CARES 정책을 실시하여 실업자 및 재정이 어려운 기업을 도왔다. FED는 2020년 12월에 국채와 MBS 증권 매입 규모를 매월 800억 달러, 400억 달러로 늘렸다. 2021년 7월에 5,000억 달러 규모의 RP매입을 발표하며 한번 더 시장에 유동성을 공급하였다. FOMC는 2020년 12월부터 늘렸던 국채와 MBS의 월 매입 규모를 2021년 11월부터 100억 달러(국채), 50억 달러(MBS) 축소하며 양적 완화를 끝내고, 긴축으로 전환하였다.

〈표 1〉 미국의 시장안정화 정책<sup>13)</sup>

| 미국 시장안정화 정책 (단위:BN, 1조)                                                                                                                             |                                                                                             |
|-----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------|
| 1) Treasury Securities<br>\$500 (2020.03)<br>\$80 (2020.12~2021.10)<br>\$70 (2021.11), \$60 (2022.12)<br>\$40 (2022.01), \$20 (2022.02)             | 4) ARP \$1,797.9<br>가계지원 (\$794.2)<br>사업지원 (\$86.4)<br>주정부지원 (\$362.1)<br>교육 및 육아지원 (\$209) |
| 2) MBS(Mortgage Backed Securities)<br>\$200 (2020.03)<br>\$40 (2020.12~2021.10)<br>\$35 (2021.11), \$30 (2021.12)<br>\$20 (2022.01), \$10 (2022.02) | 5) CARES Act \$1,640.8<br>실업보험 (\$437)<br>긴급재정 (\$350)<br>중기대출 (\$349)                      |
| 3) Overnight RP/RRP<br>RP : \$500 (2021.07)<br>RRP<br>\$80 (2021.07), \$160 (2021.08)                                                               | 6) CA Act \$862.3<br>가계지원 (\$329)<br>사업지원 (\$347)<br>교육 및 육아지원 (\$38.9)                     |

출처 : FED Monetary Policy

13) 미국(FOMC:Federal Open Market Committe)은 코로나가 극심해지기 시작한 2020.03에 금리를 3번 인하하였고(1.75→1.25→0.25), 대규모 양적 완화를 시행하였다. 이후 2021.07 RP 매입으로 유동성 공급과 RRP 매입으로 유동성을 조절하였다. 긴축이 끝나갈 무렵인 2022.05에 금리인상을 단행하였다(0.25→0.5). 〈부록 2〉 참고.

한국의 정부 및 중앙은행도 침체한 내수시장과 재정적으로 힘든 기업을 지원하기 위한 정책을 시행하였다. 먼저, 한국은행은 기준금리를 1.25→0.75로 하향 조정하였고, 2020년에 11조의 국고채 및 22조 규모의 RP를 매입하며 유동성을 공급하였다. 정부는 가계에 2번의 긴급재난지원금을 지급하며 소비 촉진을 유도하였고 코로나로 어려워진 기업에는 자금지원과 대출기간 유예 혜택을 주었다. <그림 9>는 2015년 1월~2023년 8월의 전년 대비 경제주체별 국내 M2 증감률의 변동을 보여준다. 코로나가 극심해진 2020년 1월~2021년 12월에 기타부문의 증감률이 급격히 감소한 것을 볼 수 있다. 이와 반대로 기업 및 기타 금융기관의 증감률은 증가하였다. 전체 M2 증감률도 2021년 12월까지 증가하다가 미국의 긴축 이후부터 감소하기 시작하였다.

〈표 2〉 한국의 시장안정화 정책

| 한국 시장안정화 정책                                                                                        |                                                                                                                               |
|----------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 1) 국고채 매입<br>2020년 총 7회 11조 매입<br>2021년 총 3회 6조 매입<br>2022년 총 3회 7조 매입                             | 4) 소상공인, 중소기업 지원<br>소상공인 금융지원 (26.4조)<br>정책금융기관 대출, 보증 확대 (17.9조)<br>중소중견기업 자금지원 확대 (45.3조)<br>금융권 대출, 보증 만기연장, 이자유예 (204.2조) |
| 2) RP 매입<br>전액공급 : 총 19.43조 (2020.07 종료)<br>비은행 대상 : 총 3.5조 (2020년)<br>한국은행 RP 매매대상 총 5.1조 (2022년) | 5) 기업자금조달 애로 경감<br>저신용 SPV, 코로나피해 P-CBO, 회사채, CP 차환 프로그램 (20조)<br>기간산업안정기금, 자산매입지원, 자동차부품업체 지원 (40조)                          |
| 3) 금융시장 안정 유지<br>채권시장 안정펀드 (20조)<br>주식시장 안정펀드 (10.7조)<br>증권사 유동성 지원 (10.5조)                        | 6) 긴급재난지원금 (14.2조) 지급 (2020년)<br>7) 코로나 상생 국민지원금 (10.7조) 지급 (2021년)                                                           |

출처 : 한국은행, 금융위원회

〈그림 9〉 한국의 경제주체별 전년 대비 M2<sup>14)</sup> 증감률



14) 〈그림 9〉의 M2는 1)전체평잔 및 계절조정을 한 수치를 보여주며 전년동기대비 증감률을 나타낸다. 2)가계 및 가계 관련 비영리단체, 3)공기업 및 민간기업 등, 4)예금취급기관 이화금융기관, 5)사회보장기구 및 지방자치단체 등. M2 통화량 = 현금통화 + 요구불예금 + 수시입출식 저축성예금 + 만기2년미만 정기예적금 + 시장형상품 + 만기2년미만 실적배당형상품 + 만기2년미만 금융채 + 기타(CMA, 신탁형 증권저축, 종금사 발행어음, 2년미만 외화예수금),

## 제 4 장 연구방법 및 실증분석

### 제 1 절 기초 데이터

본 연구는 <표 3>과 같이 코스피(KOSPI), 한국 통화량(M2), 나스닥 종합 주가지수(NASDAQ), 미국 통화량(M2), 국내 소비자물가지수(CPI), 국내 생산자물가지수(PPI) 및 원유가(WTI)를 활용하여 실증분석을 하였다. 주요국의 금리가 아닌 통화량을 변수로 사용하였는데, 통화정책으로 통화량 조절이 수반되며, 코로나 시기에 양적 완화 등 여러 정책을 통한 유동성 공급을 시행한 점을 고려하여 M2를 선택하였다. 한국 통화량 및 미국 통화량은 지수로 변환하여 지수인 다른 변수들과 단위를 일치시켰다.<sup>15)</sup> 또한, 월말 잔액이 아닌 계절 조정한 평잔 자료를 사용하여 연구를 진행하였다. 원유가(WTI)도 변수로 채택하였는데, 물가와 큰 상관관계가 있어 통화정책 변화에 영향을 미치기 때문이다. 더불어, 코로나에 의한 이동 제한과 우크라이나 사태로 원유가의 변동성이 심했던 상황을 고려하여 선택하였다. 국내 및 미국의 주가지수도 변수로 두었는데, 이는 최영준·손종칠(2020)의 연구에서 주식자본의 유입이 물가에 가장 큰 영향을 준 점을 고려한 것이다. 또한, 코로나 시기에 전 세계의 주가지수가 이례적으로 상승하였다는 점도 변수로 채택한 이유 중 하나이다. 국내 주가지수는 소비자물가지수를 선행하는 점을 고려하여 코스피로 두었다. 미국의 주식시장을 대표하는 변수는 나스닥 종합지수로 선택하였는데, 이는 코로나 시기에 호황이었던 IT 업종이 나스닥의 55.5%를 차지하며 시기 특성을 잘 보여주기 때문이다. 물가안정의 목표경제지표인 소비자물가지수와 더불어, 생산자물가지수도 함께 고려하여 살펴보았다.

---

15) 한국 통화량(M2) 및 미국 통화량(M2)의 지수는 2015년을 기준으로 하여 설정하였다.  
<부록 3>, <부록 5> 참고

〈표 3〉 시계열자료 데이터

| 변수명                    | 주기 | 기간                | 출처               |
|------------------------|----|-------------------|------------------|
| KOSPI                  | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | Yahoo Finance    |
| 국내 소비자물가지수             | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | 통계청              |
| 국내 생산자물가지수             | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | 통계청              |
| 한국 통화량(M2)             | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | 한국은행(ECOS)       |
| NASDAQ Composite Index | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | Yahoo Finance    |
| 미국 통화량(M2)             | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | FRED*            |
| 원유가(WTI)               | 월별 | 2015.01 ~ 2023.08 | 한국석유공사(Petronet) |

\* FRED : Federal Reserve Economic Data

본 논문의 연구대상 기간을 2015년 1월~2023년 8월로 설정하여 실증 분석을 실시하였다. 먼저, 코로나가 발발한 2019년 12월을 기점으로 전후 구조적 변화가 있는지 판단하기 위해 Chow검정<sup>16)</sup>을 실시하였다. 전체 표본기간을 기간1( $T_1$ :2015.01~2019.12)과 기간2( $T_2$ :2020.01~2023.08)로 나눈 후 각 기간을 선형회귀모형으로 추정한 후, 설명변수의 계수가 서로 같은지 검정하였다. 그 결과 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하며 2019년 12월을 기점으로 구조적 변화가 존재함을 확인하였다.

$$\begin{aligned}
 Chow &= \frac{(S_c - (S_1 + S_2))/k}{(S_1 + S_2)/(T_1 + T_2 - 2k)} \sim F(k, T_1 + T_2 - 2k) \\
 &= 17.358 \sim F(7, 90), \quad \text{Prob} > F = 0.00 \\
 S_c &: 72.534, S_1 : 9.528, S_2 : 21.337, T_1 : 60, T_2 : 44
 \end{aligned}$$

## 제 2 절 시계열 안정성 검정

시계열 자료의 안정성 여부는 시계열 분석에 있어 중요한 부분이다. 안정적인 시계열이란, 분석대상 기간 중 시계열 자료의 평균과 분산이 일정하다는 것을 의미한다. 평균과 분산이 다른 경우 분석 및 예측에 오류가 발생하기 때문이다. 본 논문에서는 ADF test(Augmented Dickey-Fuller unit-root test)

16) Chow, G. C.(1960), "Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions". *Econometrica* 28: pp.591-605.

를 사용하여 시계열 자료의 안정성을 검정하였다.

### ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검정

Dicky and Fuller(1979)는 변수들이 단위근을 갖는지 여부를 검정하는 방법을 개발하였다. Dickey-Fuller 검정은 AR(1)의 경우에 단위근을 검정하는 방식이다. (식 1)의 통계량을 사용하여 귀무가설의 기각여부를 검정한다. 귀무가설은  $p=1$ 이며 기각 시에 단위근을 갖지 않는 안정적 시계열이라는 것을 알 수 있다. 하지만 대부분의 모형이 AR(1)을 따르는 것이 아니기에 시차 차분항을 추가한(식 1) ADF (Augmented Dickey-Fuller) 검정법이 주로 사용된다. 이때 귀무가설은  $\beta=0$ 이 되며, 기각될 경우 안정적인 시계열이 된다.

$$Y_t = p Y_{t-1} + e_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{식 1})$$

$$\hat{p}_n = \frac{\sum_{t=1}^n Y_{t-1} Y_t}{\sum_{t=1}^n Y_t^2}$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \theta_j \Delta Y_{t-j} + e_t$$

$$Z_t = \frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\beta}$$

〈표 4〉는 모형에 사용할 시계열 자료들의 ADF 단위근 검정결과를 보여준다. 전체기간과 기간1, 기간2로 나누어 시계열의 안정성을 검정하였다. 그 결과, 원계열 데이터는 전체기간, 기간1, 기간2에서 귀무가설 기각에 실패하며, 모두 불안정한 시계열임을 확인하였다. 시계열을 1차 차분한 후에 3가지 기간에 대해 시계열 검정을 실시한 결과 귀무가설을 기각하며 단위근을 갖지 않는 안정적인 시계열임을 확인하였다.

〈표 4〉 Augmented-Dickey-Fuller 검정 결과

| 변수     | Augmented-Dickey-Fuller |        |        |             |         |           |
|--------|-------------------------|--------|--------|-------------|---------|-----------|
|        | 원계열(lag=1)              |        |        | 1 차분(lag=1) |         |           |
|        | 전체기간                    | 기간 1   | 기간 2   | 전체기간        | 기간 1    | 기간 2      |
| KOSPI  | -1.792                  | -1.649 | -1.643 | -6.662*     | -5.122* | -4.289*   |
| NASDAQ | -0.654                  | 0.116  | -1.797 | -6.774*     | -5.137* | -4.387*   |
| WTI    | -1.936                  | -2.111 | -1.374 | -7.200*     | -5.237* | -4.716*   |
| 미국 M2  | -0.633                  | 1.187  | -3.293 | -4.877*     | -3.681* | -3.286**  |
| 한국 M2  | 0.549                   | 1.329  | -2.09  | -4.172*     | -4.611* | -2.783*** |
| CPI    | 2.099                   | -1.051 | 1.128  | -7.118*     | -7.025* | -3.990*   |
| PPI    | 0.702                   | -1.156 | -0.319 | -4.677*     | -4.214* | -3.180**  |

\* 10% 유의수준, \*\* 5% 유의수준, \*\*\* 1% 유의수준에서 귀무가설 기각

### 제 3 절 VAR 모형 및 그랜저 인과관계

ARDL모형을 다변량으로 확장한 벡터자기회귀(VAR)모형을 사용하여 독립변수가 종속변수에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 먼저, 실증분석에 기본이 되는 VAR모형은 (식 2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \alpha_t + \sum_{j=1}^n A_j Y_{t-j} + v_t \sim N(0, \Sigma), \quad n=\text{시차} \quad (\text{식 2})$$

$$Y_t(\text{변수}) = \begin{bmatrix} Y_1 \\ \vdots \\ Y_t \end{bmatrix} \alpha_t = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \vdots \\ \alpha_t \end{bmatrix} A_j = \begin{bmatrix} a_{11} & \cdots & a_{1t} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{t1} & \cdots & a_{tt} \end{bmatrix} v_t(\text{오차항}) = \begin{bmatrix} v_1 \\ \vdots \\ v_t \end{bmatrix}$$

VAR모형 설정 후, 그랜저 인과관계(Granger Causality) 검정을 실시하여, 한 시계열이 다른 시계열을 인과하는지 여부를 검정하였다. 예를 들어, 내생 변수가 3개 있는 VAR(n) 모형에 대해 그랜저 인과관계 검정을 하면 귀무가설은 (식 3)과 같다. 이를 통해, 정상적 시계열  $\{X_t, t \geq 1\}$ ,  $\{Z_t, t \geq 1\}$ ,  $\{Y_t, t \geq 1\}$ 에 대하여  $X_t$ ,  $Z_t$ 의 독립변수가 종속변수  $Y_t$ 에 영향을 미치는지 검정하고, 마지막으로 2개의 독립변수가 결합적으로 종속변수를 그랜저 인과하는지 알아보았다.<sup>17)</sup>

$$Y_t = a_0 + \sum_{j=1}^n a_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^n b_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^n c_j Z_{t-j} \quad (\text{식 } 3)$$

$$H_0 : b_1 = \dots = b_n = 0$$

$$H_0 : c_1 = \dots = c_n = 0$$

$$H_0 : b_1 = \dots = b_n = 0, c_1 = \dots = c_n = 0$$

그랜저 인과관계 검정을 하기 전에 FPE, AIC, SBIC 검정을 통해 VAR모형에 시차1이 적정하다는 결과를 얻었다. 이를 반영하여 독립변수 시계열들이 물가지수를 인과하는지 검정하였다. 소비자물가지수를 종속변수로 둔 경우와 생산자물가지수를 종속변수로 둔 경우로 나누어 검정을 실시하였다. <표 5>의 검정결과에 나타나듯, 전체기간과 기간2에서 모든 독립변수가 결합적으로 생산자물가지수를 인과하였다. 하지만 기간1에서는 인과관계가 성립하지 않는 것으로 나타났다. 소비자물가지수로 종속변수를 변경하여 인과관계가 있는지 검정하였다. 그 결과 전체기간, 기간1, 기간2 모든 구간에서 모든 독립변수가 결합적으로 소비자물가지수를 인과한다는 결과를 얻었다. 코로나 이전과 이후의 반응을 비교하기 위하여, 기간1에서는 인과관계가 분명하지 않은 생산자물가지수 대신에 소비자물가지수를 종속변수로 선택하여 실증분석을 실시하였다.

<표 5> 그랜저 인과관계 검정 결과

|                   | 전체기간    | 기간 1  | 기간 2    | 전체기간    | 기간 1   | 기간 2    |
|-------------------|---------|-------|---------|---------|--------|---------|
| 그랜저 인과관계          | 0.028** | 0.370 | 0.037** | 0.049** | 0.085* | 0.015** |
| WTI               | ○       | ○     | ○       | ○       | ○      | ○       |
| M2US <sup>1</sup> | ○       | ○     | ○       | ○       | ○      | ○       |
| NASDAQ            | ○       | ○     | ○       | ○       | ○      | ○       |
| M2K <sup>1</sup>  | ○       | ○     | ○       | ○       | ○      | ○       |
| KOSPI             | ○       | ○     | ○       | ○       | ○      | ○       |
| PPI               | ○       | ○     | ○       |         |        |         |
| CPI               |         |       |         | ○       | ○      | ○       |

\* 10% 유의수준, \*\* 5% 유의수준, \*\*\* 1% 유의수준에서 귀무가설 기각

1) M2K는 한국 M2 통화량, M2US는 미국 M2 통화량을 의미한다.

17) Granger, C. W. J. (1969), Lütkepohl, H. (1993)

## 제 4 절 공적분 검정 및 VEC 모형

일반적으로 불안정한 시계열 변수는 허구적 회귀문제를 피하기 위해 회귀 모형에 사용하지 말아야 한다. 하지만 Engle and Granger(1987)는 불안정한 시계열을 선형결합하면 안정적이 되는 특이한 경우가 있는 것을 발견하였다. 이를 공적분 관계가 있다고 한다. 공적분은 다변량 모형에서 k개 내생변수가 I(1)인 경우, 최대 k-1개가 존재할 수 있으며 Johansen(1988) 방법을 사용하여 검정한다. Johansen 검정통계량은 크게 대각합(trace) 검정과 최대고유값(maximum eigenvalue) 검정이 있는데, 본 연구에서는 대각합 검정(식 4)을 사용하여 공적분 검정을 실시하였다.

$$H_0 : r \leq r_0 \quad (\text{식 4})$$

$$l_{\max}(r_0) = -T \log(1 - \hat{v}_{r_0+1})$$

$r_0$ :공적분 개수,  $\hat{v}$ :고유값(eigenvalue)

연구에 사용한 7개의 시계열은 모두 I(1)로 차분 시 안정적인 시계열이다. 이에, VAR 모형에서 선택한 시차를 고려하여 각 모형에 시계열 간 공적분이 존재하는지 확인하였다. 그 결과 전체기간, 기간1, 기간2에서 모두 2개의 공적분이 발견됐다.<sup>18)</sup> 결과를 반영하여 아래와 같은 VEC 모형을 설정한 후, 모형의 안정성을 검정하였다.

$$\Delta Y_t = a + \beta X_{t-1} + \sum_{j=1}^n F_j \Delta Y_{t-j} + v_t \quad (\text{식 5})$$

$X_{t-1} = X_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 Z_{t-1}$ :공적분,  $\beta$ :장기적 조정속도,  $\Delta Y_t$ :변수,  $n=\text{lag}$

〈표 6〉의 모형진단 결과, 기간을 3개로 나누어 설정한 모형\_0(전체기간), 모형\_1(기간1), 모형\_2(기간2)의 R-sq가 29.76, 26.29, 53.39로 나왔다. 모든 모형의 식이 1%의 유의수준에서 기각되며 통계적으로 유의한 VEC 추정값을 얻었다. 전체기간을 대상으로 한 모형\_0은 J-B(Jarque-Bera)검정<sup>19)</sup>의 귀무가설이 기각되며, 오차가 정규분포를 따르지 않아서 분석대상에서 제외하였다.

18) 〈부록 6〉 참고.

19) JB(Jarque-Bera)검정이 오차항의 자기회귀 여부를 검정하는 것이고, LM(Lagrange multiplier)검정은 오차항이 정규분포의 여부를 확인, Johansen(1995)

기간1 및 기간2의 모형도 J-B검정 및 L-M(Lagrange multiplier)검정으로 안정성을 확인한 결과, 기간1에서는 나스닥이 커질수록 CPI가 감소하는 것으로 나타났다. 나스닥 및 한국 통화량 외 요소들(코스피, 미국 통화량, 원유가)에는 CPI가 증가하는 것으로 나타났다. 기간2에서는 나스닥과 원유가가 오를수록 CPI가 증가하고, 한국 통화량, 코스피, 미국 통화량의 증가에는 CPI가 감소하였다. 원유가와 한국 통화량은 기간1과 기간2에서 CPI와의 상관관계가 변함없지만, 그 외 변수들은 반대로 변경되는 것을 확인할 수 있다.

〈표 6〉 VEC 모형 결과

| 모형         |        | 모형_0            | 모형_1            | 모형_2            |
|------------|--------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 기간         |        | 2015.01~2023.08 | 2015.01~2019.12 | 2020.01~2023.08 |
| 국내 소비자물가지수 |        | COEF            |                 |                 |
| CE1        |        | 0.008*          | 0.015*          | 0.009*          |
| CE2        |        | 0**             | 0.073*          | -0.004***       |
| CONS       |        | 0.59*           | -0.113***       | 0.382*          |
| CE1        | WTI    | 1               | 1               | 1               |
|            | M2US   | 0               | 0               | 0               |
|            | NASDAQ | 0.024           | -0.04           | 0.013           |
|            | M2K    | 0.096           | 1.878           | -1.542          |
|            | KOSPI  | -0.03           | 0.028           | -0.015          |
|            | CPI    | -14,387         | -11.828         | -0.931          |
| CE2        | WTI    | 0               | 0               | 0               |
|            | M2US   | 1               | 1               | 1               |
|            | NASDAQ | 0.123           | 0.002           | 0.01            |
|            | M2K    | 4.982           | -0.405          | -1.564          |
|            | KOSPI  | -0.16           | -0.005          | -0.009          |
|            | CPI    | -93.581         | -2.853          | -3.196          |
| RMSE       |        | 0.34            | 0.31            | 0.32            |
| R-sq       |        | 29.76           | 26.29           | 53.39           |
| chi2       |        | 41.94*          | 19.62*          | 44.67*          |
| JB test    |        | 51.47*          | 9.15            | 4.55            |
| LM test    | lag=1  | 44.32           | 22.48           | 46.78           |

\* 10% 유의수준, \*\* 5% 유의수준, \*\*\* 1% 유의수준에서 귀무가설 기각

## 제 5 절 충격 반응 및 분산분해

충격 반응 분석은 VAR 모형 및 VEC 모형에서 특정 방정식의 오차항에 대한 충격이 다른 내생변수의 미래치에 미치는 영향을 나타낸다. 일반적으로 다변수모형에서는 오차항 간 상관관계가 존재한다. 이 경우  $v_1$  변수의 충격이  $v_2$ 에 미치는 영향을  $\sum_{j=2}^n v_j$  변수로부터 구분하여 분석하기 어렵다. 이에 일반 충격반응함수(IRF)가 아닌 직교화된 충격반응함수(OIRF : Orthogonalized IRFs)를 사용하였다.

직교화된 충격반응함수(OIRF)는 오차항의 공분산 행렬  $\sum v_t$ 에 Cholesky 분해를 사용하여 잔차 간의 상관관계가 존재하지 않는 행렬  $u_t$ 을 구하여 변수의 충격 반응을 측정한다. 이때 사용되는 행렬 L이 아래 (식 6)과 같이 하방삼각행렬의 형태를 띈다. 이는 첫 번째 변수의 충격은 모든 변수에 영향을 미치지만, 두 번째 변수의 충격은 첫 번째 변수에 영향을 미칠 수 없다는 것을 의미한다. 그리고 마지막 변수는 자신을 포함한 모든 변수의 충격에 영향을 받는다.

$$\sum_{v_t} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} = L \sum_{u_t} L' = \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11}^2 & 0 & 0 \\ 0 & g_{22}^2 & 0 \\ 0 & 0 & g_{33}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & g_{21} & g_{31} \\ 0 & g_{22} & g_{23} \\ 0 & 0 & g_{33} \end{bmatrix} \quad (\text{식 6})$$

$$v_t = L u_t, \begin{bmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ v_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{1,t} \\ u_{2,t} \\ u_{3,t} \end{bmatrix}$$

$$Y_n \leq \sum_{j=1}^n u_j$$

$$\text{충격 반응: } C_0 = L, C_1 = AL, C_2 = A^2L, \dots C_k = A_1^k L$$

$$C_0 = \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}, C_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{23} & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}, C_k = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 \\ a_{31} & a_{23} & a_{33} \end{bmatrix}^k \begin{bmatrix} g_{11} & 0 & 0 \\ g_{21} & g_{22} & 0 \\ g_{31} & g_{32} & g_{33} \end{bmatrix}$$

4절에서 설정한 모형\_1(기간1:2015.01~2019.12)과 모형\_2(기간2:2020.01~2023.08)를 기반으로 충격 반응 분석을 하였다. 미국 M2의 변동이 국내 CPI

에 미치는 영향과 타 독립변수들을 통해 간접적으로 CPI에 미치는 영향을 살펴보았다. 이에, 미국 M2에 변동이 발생하는 경우를 가정하여 독립변수(나스닥, 한국 M2, 코스피, 미국 M2, 국내 소비자물가지수)의 반응을 확인하였다.

독립변수의 순서는 하방삼각행렬의 특징을 고려하여 다음과 같이 결정하였다. 원유가(WTI)는 산유국의 상황에 따라 독립적으로 결정되며 물가와 연관이 깊어 통화정책의 변화에도 영향을 주기에 가장 처음 배치하였다. 그다음 해외지표인 미국 통화량(M2)과 나스닥을 먼저 배치한 후 국내지표인 한국 통화량(M2), 코스피, 국내 CPI를 두었다. 최영준·손종철(2020), 김원중(2010)의 연구와 통화정책 파급경로를 고려하여 통화량 지표가 주가지수를 선행하는 것으로 생각하였다. 그리고 최종 분석 지표인 국내 소비자물가지수는 다른 독립변수들에 모두 영향을 받는 것이기에 가장 마지막에 두었다.

변수 순서 : WTI → 미국 통화량(M2) → NASDAQ → 한국 통화량(M2) → KOSPI → 국내 소비자물가지수(CPI)

#### 1) 충격 반응 실증분석 결과

미국 M2의 1 표준오차 변동 시에 독립변수(나스닥, 한국 통화량, 코스피, 국내 소비자물가지수)의 반응 결과는 <표 7>, <표 8>과 <그림 10>, <그림 11>에 나타난다. <표 7>, <표 8>과 <그림 10>, <그림 11>에서 보여주듯, 충격에 모형\_1(기간1)에서의 독립변수 변화와 모형\_2(기간2)에서의 독립변수 변화가 상이하였다.

모형\_1의 결과 미국 M2에 충격 발생 시, 나스닥이 즉각적으로 -7.56 감소하였다. 하지만 반응이  $t+1$ 에 양(+)으로 전환하며 장기적으로 37.8까지 상승하는 것으로 나타났다. 하지만 모형\_2의 경우 미국 M2( $t$ )의 충격에 나스닥이 즉각적으로 -51.07 하락하여  $t+3$ 까지 감소하다가 양(+)으로 전환하여 장기적으로 20.08( $t+10$ )까지 상승하였다. 충격에 기간1에서보다 기간2에서 나스닥이 약 7배 하락하고 감소하는 기간이 2차시 길어졌다. 감소 크기가 증가한 원인은 코로나 기간 실시된 미국의 양적 완화에 기인한 것으로 생각된다. 또한, 미국 M2 증가가 기간1에서는 미국의 금리 인하와 관련된 것이고 기간2

에서는 긴축에 의한 증가이기에 기간2에서 나스닥이 장기간 하락하는 것으로 보인다.

미국 M2 충격에 국내 변수(한국 M2, 코스피, 국내 소비자물가지수)의 반응은 다음과 같다. 한국 M2는 기간1과 기간2에서 모두 상승하는 것으로 나타났다. 하지만 기간2에서 한국 M2가 충격에 더 크게 반응하였다. 기간1에서 한국 M2는 충격 즉시 0.01 증가하여 0.09(t+10)까지 증가하였다. 기간2에서도 충격에 한국 M2가 상승하였는데, 0.19(t)로 더 크게 반응하여 0.5(t+10)까지 증가하였다. 이 또한, 코로나 시기의 유동성 공급에 기인한 결과라 할 수 있다.

코스피는 기간1에서 충격 직후, t+4(-0.79)까지 하락하다가 t+5(0.66)에서 증가로 전환하는 모습을 보인다. 기간2에서도 충격 직후부터 t+5(-0.26)까지 하락하다가 t+6(1.42)부터 증가하였다. 충격 발생 시, 코스피의 하락 폭은 기간2에서 -17.59(t)로 기간1의 -8.38(t)보다 약 2배 더 큰 모습을 보인다. 하지만 t+10의 증가 폭은 기간1의 결과(5.82)가 기간2의 결과인 3.23보다 약 1.79배 크게 나왔다.

미국 M2 충격은 기간1에서 국내 소비자물가지수에 양(+)의 영향을 주고, 기간2에서는 음(-)의 영향을 주는 것으로 나타난다. 기간1과 기간2에서 모두 시간이 흐를수록 CPI의 반응은 증가하였다. 이와 같은 상반된 결과는 M2 증가의 원인에서 찾을 수 있다. 기간2에서의 미국 M2 증가는 긴축정책에 기인한 것이지만 기간1의 경우는 금리 인하에 의한 경제주체의 이윤 증가 혹은 소득 증가로 유추할 수 있다. 이를 통해, 기간1에서는 M2의 증가가 총수요에 양(+)의 충격을 가하지만 기간2에서는 M2의 증가가 총수요의 음(-)의 변동을 야기할 것으로 보인다.

기간별 충격 반응 분석을 통해, 기간2를 대상으로 한 결과에서 나스닥, 한국 통화량(M2), 코스피가 상대적으로 크게 반응하는 것을 확인하였다. 이와 같은 결과는 코로나 시기 미국의 통화정책이 해당 변수의 변동에 영향을 주었다는 근거를 제시한다. 또한, 김원중(2010)의 연구와 달리, 코로나 전후에서 모두 미국 M2 증가에 국내 M2도 증가하는 동조화 현상이 나타나는 것을 확인하였다.

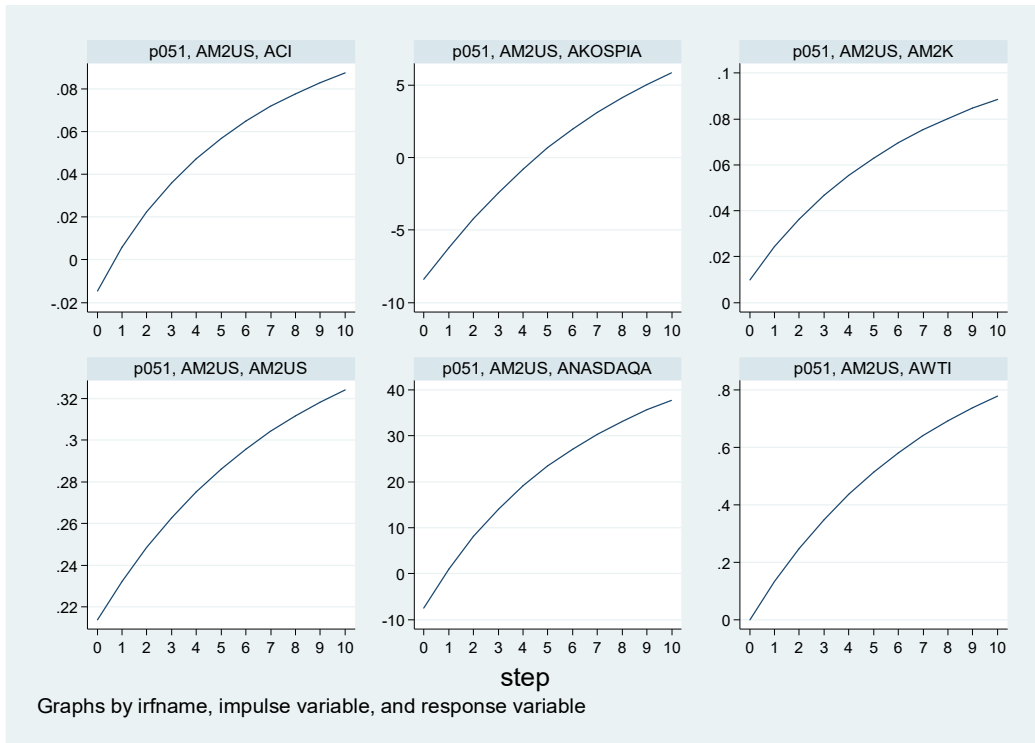
〈표 7〉 충격 반응 분석 결과 (기간1)

| 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (2015.01~2019.12) |      |      |        |      |       |       |
|----------------------------------------|------|------|--------|------|-------|-------|
| STEP                                   | WTI  | M2US | NASDAQ | M2K  | KOSPI | CPI   |
| 0                                      | 0.00 | 0.21 | -7.56  | 0.01 | -8.38 | -0.01 |
| 1                                      | 0.13 | 0.23 | 1.01   | 0.02 | -6.22 | 0.01  |
| 2                                      | 0.25 | 0.25 | 8.11   | 0.04 | -4.23 | 0.02  |
| 3                                      | 0.35 | 0.26 | 14.06  | 0.05 | -2.42 | 0.04  |
| 4                                      | 0.44 | 0.28 | 19.11  | 0.06 | -0.79 | 0.05  |
| 5                                      | 0.51 | 0.29 | 23.44  | 0.06 | 0.66  | 0.06  |
| 6                                      | 0.58 | 0.3  | 27.17  | 0.07 | 1.96  | 0.06  |
| 7                                      | 0.64 | 0.3  | 30.4   | 0.08 | 3.11  | 0.07  |
| 8                                      | 0.69 | 0.31 | 33.2   | 0.08 | 4.13  | 0.08  |
| 9                                      | 0.74 | 0.32 | 35.65  | 0.08 | 5.03  | 0.08  |
| 10                                     | 0.78 | 0.32 | 37.8   | 0.09 | 5.82  | 0.09  |

〈표 8〉 충격 반응 분석 결과 (기간2)

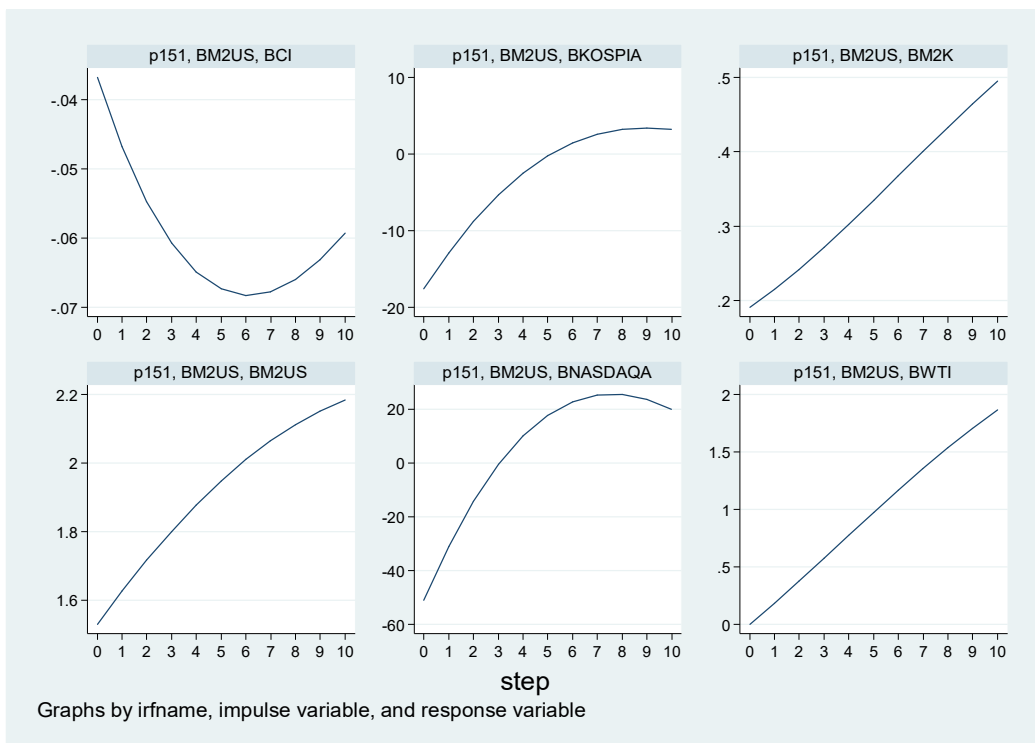
| 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (2020.01~2023.08) |      |      |        |      |        |       |
|----------------------------------------|------|------|--------|------|--------|-------|
| STEP                                   | WTI  | M2US | NASDAQ | M2K  | KOSPI  | CPI   |
| 0                                      | 0.00 | 1.53 | -51.07 | 0.19 | -17.59 | -0.04 |
| 1                                      | 0.18 | 1.63 | -30.97 | 0.21 | -12.88 | -0.05 |
| 2                                      | 0.38 | 1.72 | -14.13 | 0.24 | -8.8   | -0.05 |
| 3                                      | 0.57 | 1.8  | -0.47  | 0.27 | -5.34  | -0.06 |
| 4                                      | 0.77 | 1.88 | 10.15  | 0.3  | -2.5   | -0.06 |
| 5                                      | 0.97 | 1.95 | 17.87  | 0.33 | -0.26  | -0.07 |
| 6                                      | 1.17 | 2.01 | 22.87  | 0.37 | 1.42   | -0.07 |
| 7                                      | 1.36 | 2.07 | 25.37  | 0.4  | 2.58   | -0.07 |
| 8                                      | 1.54 | 2.11 | 25.58  | 0.43 | 3.23   | -0.07 |
| 9                                      | 1.71 | 2.15 | 23.74  | 0.46 | 3.44   | -0.06 |
| 10                                     | 1.87 | 2.18 | 20.08  | 0.5  | 3.23   | -0.06 |

〈그림 10〉 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (기간1)



\* ACI/BCI는 CPI를 의미,

〈그림 11〉 미국 M2 충격에 대한 독립변수 반응 (기간2)



## 2) 분산분해 결과

모형\_1(기간1:2015.01~2019.12)의 국내 CPI와 모형\_2(기간2:2020.01~2023.12)의 국내 CPI에 분산분해를 실시하여 CPI의 변동에 어떤 독립변수의 충격이 중요한지 구체적으로 확인하였다. <표 9>, <표 10>과 <그림 12>, <그림 13>에서 보여주듯, 국내 소비자물가지수(CPI)의 변동에 독립변수(미국 M2, 나스닥, 한국 M2, 코스피)가 미치는 전체 영향력이 기간2에서 줄어든 것을 볼 수 있다. 기간1을 대상으로 CPI의 분산분해 결과, 독립변수 4개의 총 영향력이 초기(t+1)에는 17%에서 14.85%(t+4)까지 하락한 후, 29%(t+10)까지 증가하였다. 하지만, 기간2의 경우, 총 영향력이 14%(t+1)에서 13.48%(t+2)까지 하락한 후, 점차 증가하여 t+10에 19%에 이른다. 이와 같은 결과는 미국 M2와 코스피의 비중감소, 그리고 원유가(WTI)의 비중증가에 원인이 있다. 반면, 한국 M2와 나스닥은 CPI 변동에 기간1의 결과와 비교하여 파급력이 강하게 나타났다. 이는 미국 M2 충격에 한국 M2와 나스닥의 반응이 기간1 대비 기간2에서 약 15배, 약 5배 증가한 것에 기인한 것이라 할 수 있다.

시차에 따른 독립변수가 CPI 변동에 미치는 영향력도 코로나 전후 상이하였다. 기간1의 결과, 초기에는 한국 M2 > 코스피 ≥ 나스닥 > 미국 M2 순으로 CPI 변동에 파급력을 보였다. 하지만 장기적으로는 중요도가 미국 M2 > 나스닥 > 한국 M2 > 코스피 순으로 변경되었다. 기간2에서는 초기 CPI 변동에 한국 M2 > 미국 M2 > 나스닥 > 코스피 순으로 중요도를 차지하였다. 하지만 시간이 지나며 나스닥 > 한국 M2 > 미국 M2 > 코스피로 비중이 변화하였다. 독립변수가 CPI에 미치는 영향력을 구체적으로 살펴보면 다음과 같다.

한국 M2는 기간1과 기간2에서 CPI 변동에 가장 큰 비중을 차지한다. 기간2에서의 t+1 비중이 12.48%로 기간1에서의 9.03%에 비해 약 1.38배 증가하는 것으로 나타났다. 하지만 시간이 지나며 미국 변수가 CPI 변동에 더 큰 파급력이 있는 것으로 나타났다. 기간1의 결과, t+8의 미국 M2 비중이 6.59%로 한국 M2 비중인 5.96%를 넘었다. 또한, 기간2에서도 나스닥의 비중이 t+8에 8.31%로 한국 M2의 비중보다 CPI 변동에 더 큰 부분을 차지하는 것으로 나

타났다.

기간2의 결과, 미국 M2의 CPI로의 파급 시간이 단축되는 것으로 나타났다. 이는 기간1의 결과에서  $t+3$ 까지 미국 M2가 CPI 변동에 1% 미만의 비중을 차지하고, 기간2에서는  $t+1$ 부터 1% 이상의 비중을 차지하는 것에서 유추 가능하다. 반면, 기간1의 결과에서는 장기적으로 CPI 변동에 미국 M2의 영향력이 증가하지만, 기간2에서는 전 기간에서 미국 M2의 영향력이 비슷한 비중을 차지하는 것으로 나타났다.

나스닥의 비중은 기간1의  $t+1$ 에 4.15%에서 2.77%( $t+4$ )까지 감소한 후 7.6%( $t+10$ )까지 증가하였다. 반면, 기간2에서는  $t+2$ 까지 CPI 변동에 1% 미만의 비중을 차지하며 미미한 영향력을 보이다가 장기적으로 비중이 증가하며  $t+10$ 에 11.11%로 독립변수 중에서 가장 큰 비중을 차지하는 것으로 나타났다.

CPI 변동에 있어 코스피의 비중은 기간2에서 대폭 하락하는 것으로 나타났다. 기간1의 결과, 코스피는  $t+1$ 에 4.05%에서 3.02%( $t+5$ )까지 비중이 감소한 후 증가하여  $t+10$ 에 6.44%로 독립변수 중 3번째로 큰 비중을 차지한다. 하지만 기간2에서 코스피는 전 기간에서 CPI 변동에 1% 미만의 비중을 차지하며 미미한 영향을 주는 것으로 나왔다.

기간2에서 독립변수의 반응 증가와 국내로의 전파시간 감소는 코로나19로 실시된 통화정책으로 미국 M2의 변화와 국내 CPI 변화가 더 밀접한 관계를 갖게 되었다는 근거를 제시한다. 이는 김정훈 등(2017)의 연구결과와 일맥상 통한다. 또한, 기간2에서 장기적으로 나스닥이 CPI 변동에 큰 영향을 주는 것을 통해, 긴축시기에 유보하였던 소비나 투자가 활발해지면 국내에 더 큰 영향을 줄 것으로 생각된다. 이와 더불어, 기간2에서 WTI의 중요도가 증가한 것을 고려하여 장기적으로 원유가의 추이에 관심을 가져야 할 것으로 생각된다.

〈표 9〉 CPI 분산분해 결과 (기간1)<sup>20)</sup>

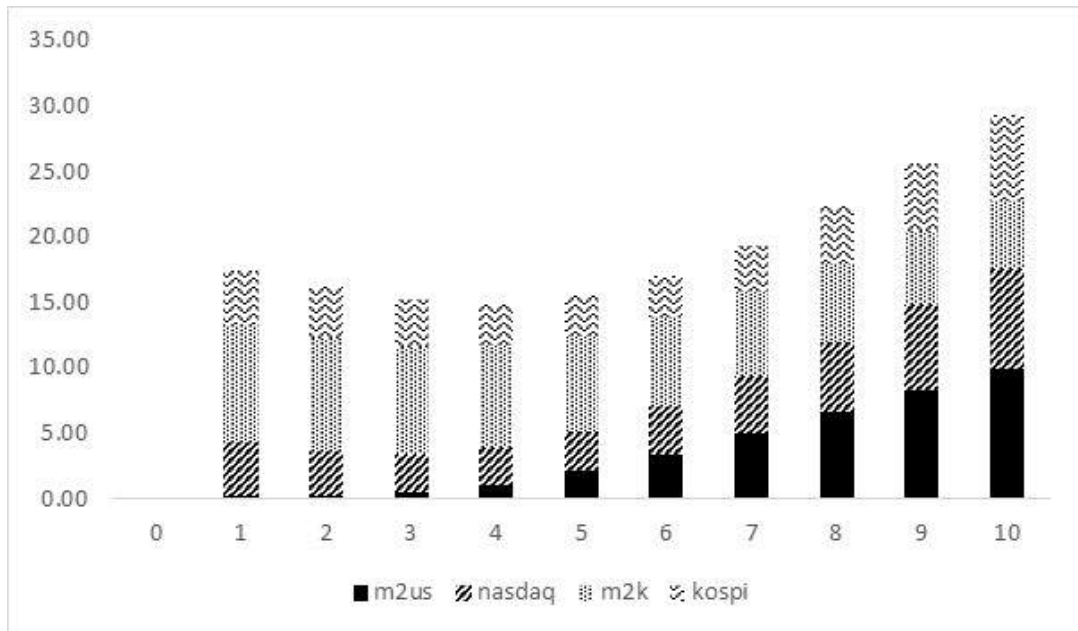
| CPI에 대한 분산분해 결과 (2015.01~2019.12) |       |       |      |        |       |      |       |       |             |
|-----------------------------------|-------|-------|------|--------|-------|------|-------|-------|-------------|
| STEP                              | WTI   | CPI   | 해외   |        |       | 국내   |       |       | 해외/국내<br>합계 |
|                                   |       |       | M2US | NASDAQ | 합계    | M2K  | KOSPI | 합계    |             |
| 1                                 | 1.15  | 81.41 | 0.22 | 4.15   | 4.37  | 9.03 | 4.05  | 13.08 | 17.45       |
| 2                                 | 5.94  | 77.86 | 0.18 | 3.41   | 3.59  | 8.70 | 3.91  | 12.61 | 16.20       |
| 3                                 | 12.26 | 72.57 | 0.46 | 2.90   | 3.36  | 8.26 | 3.56  | 11.82 | 15.18       |
| 4                                 | 18.38 | 66.78 | 1.11 | 2.77   | 3.88  | 7.77 | 3.2   | 10.97 | 14.85       |
| 5                                 | 23.25 | 61.3  | 2.13 | 3.02   | 5.15  | 7.28 | 3.02  | 10.3  | 15.45       |
| 6                                 | 26.53 | 56.48 | 3.43 | 3.61   | 7.04  | 6.81 | 3.14  | 9.95  | 16.99       |
| 7                                 | 28.3  | 52.36 | 4.95 | 4.45   | 9.4   | 6.37 | 3.57  | 9.94  | 19.34       |
| 8                                 | 28.86 | 48.85 | 6.59 | 5.44   | 12.03 | 5.96 | 4.3   | 10.26 | 22.29       |
| 9                                 | 28.5  | 45.84 | 8.29 | 6.51   | 14.80 | 5.59 | 5.28  | 10.87 | 25.67       |
| 10                                | 27.53 | 43.21 | 9.97 | 7.60   | 17.57 | 5.24 | 6.44  | 11.68 | 29.25       |

〈표 10〉 CPI 분산분해 결과 (기간2)

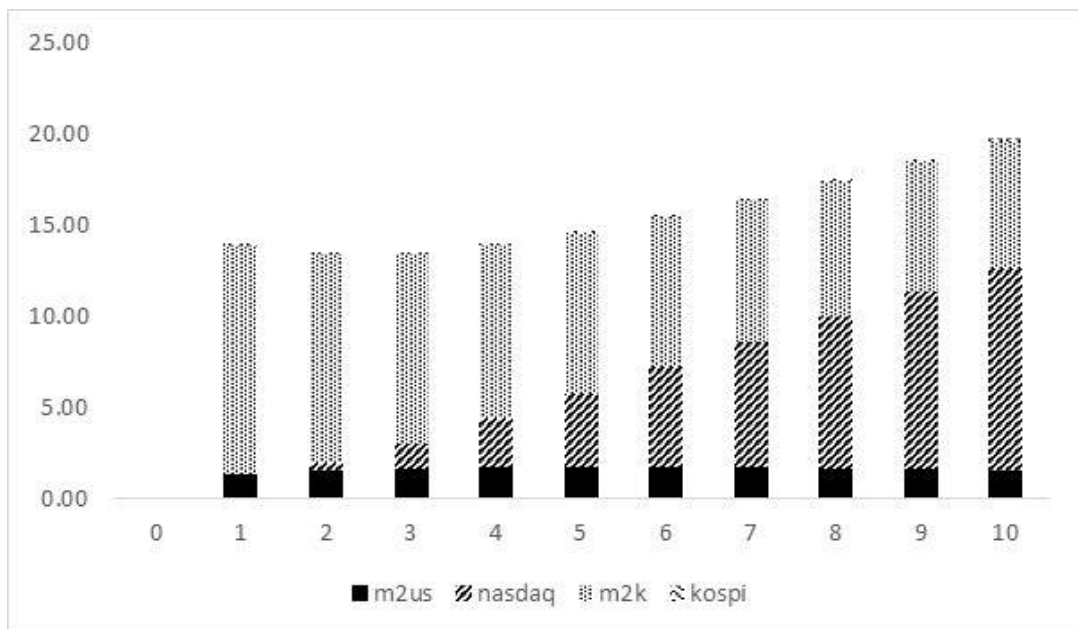
| CPI에 대한 분산분해 결과 (2020.01~2023.08) |       |       |      |        |       |       |       |       |             |
|-----------------------------------|-------|-------|------|--------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| STEP                              | WTI   | CPI   | 해외   |        |       | 국내    |       |       | 해외/국내<br>합계 |
|                                   |       |       | M2US | NASDAQ | 합계    | M2K   | KOSPI | 합계    |             |
| 1                                 | 21.23 | 64.76 | 1.31 | 0.01   | 1.32  | 12.48 | 0.21  | 12.69 | 14.01       |
| 2                                 | 29.00 | 57.52 | 1.51 | 0.46   | 1.97  | 11.40 | 0.11  | 11.51 | 13.48       |
| 3                                 | 35.53 | 50.96 | 1.64 | 1.41   | 3.05  | 10.39 | 0.07  | 10.46 | 13.51       |
| 4                                 | 40.67 | 45.39 | 1.71 | 2.65   | 4.36  | 9.53  | 0.05  | 9.58  | 13.94       |
| 5                                 | 44.56 | 40.81 | 1.74 | 4.02   | 5.76  | 8.81  | 0.06  | 8.87  | 14.63       |
| 6                                 | 47.41 | 37.10 | 1.74 | 5.45   | 7.19  | 8.23  | 0.07  | 8.30  | 15.49       |
| 7                                 | 49.43 | 34.11 | 1.71 | 6.88   | 8.59  | 7.78  | 0.09  | 7.87  | 16.46       |
| 8                                 | 50.77 | 31.70 | 1.67 | 8.31   | 9.98  | 7.43  | 0.12  | 7.55  | 17.53       |
| 9                                 | 51.59 | 29.77 | 1.62 | 9.72   | 11.34 | 7.16  | 0.15  | 7.31  | 18.65       |
| 10                                | 51.99 | 28.22 | 1.56 | 11.11  | 12.67 | 6.96  | 0.17  | 7.13  | 19.80       |

20) 〈부록 7〉 참고.

〈그림 12〉 CPI 분산분해 결과 (기간1)



〈그림 13〉 CPI 분산분해 결과 (기간2)



## 제 5 장 결 론

본 논문은 최근 코로나19 기간 동안 미국이 실시한 통화정책이 국내 소비자물가지수에 미치는 영향을 고찰하였다. 구조적 변화가 발생한 2019년 12월을 기준으로 실증분석 기간을 코로나 발생 전(기간1:2015.01~2019.12)과 코로나 발생 후(기간2:2020.01~2023.08)로 나누어 VEC 모형을 설정하고, 충격 반응과 분산분해를 통해 분석 결과에 차이가 있는지 살펴보았다.

먼저, VEC 모형을 통한 국내 소비자물가지수와 독립변수의 상관관계를 살펴보면, 기간1에서는 나스닥 및 한국 통화량의 증가에 물가가 하락하였다. 그 외 독립변수들은 물가와 양(+)의 상관관계를 가졌다. 기간2에서는 나스닥과 WTI는 CPI와 양의 상관관계를 가졌고, 그 외 독립변수는 음(-)의 관계를 보였다.

다음으로, VEC 모형을 기반으로 하여 미국 M2 충격(t)에 독립변수의 반응을 분석하였다. 그 결과, 기간2에서 독립변수(나스닥, 한국 M2, 코스피)가 기간1과 비교하여 더 크게 반응하는 것으로 나타났다. 나스닥은 기간1에서 충격(t)에 즉각적으로 -7.56 하락한 후 증가하였다. 기간2에서는 나스닥이 즉각적으로 -51.07 하락한 후, 감소가 t+3까지 지속하다가 증가로 전환되는 모습을 보였다. 한국 M2는 기간2에서 미국 M2 충격에 약 10배 더 크게 상승하였다. 코스피는 충격에 기간1과 기간2에서 비슷한 양상을 보였고, 기간2에서 충격에 약 1.79배 더 하락하였다. 국내 소비자물가지수는 충격에 기간1과 기간2에서 비슷한 수준으로 반응하며 기간1에서 증가하고 기간2에서 하락하였다.

마지막으로, 국내 CPI에 분산분해를 진행한 결과, 기간2에서 4개의 독립변수가 국내 CPI에 미치는 총 영향이 감소하였다. 이러한 결과는 기간2에서 WTI가 CPI 변동에 차지하는 비중이 증가한 것에 원인이 있다. 그럼에도, 나스닥과 한국 M2의 영향력이 기간1과 비교하여 증가하는 것으로 나타났다. 이는 미국 M2 충격에 두 독립변수가 가장 크게 반응한 것에 기인한 것이라 할 수 있다. 이와 더불어, 한국 M2의 영향력은 시간의 경과에 따라 그 효과

가 감소하는 반면, 나스닥은 장기적으로 국내 CPI 변동에 더 큰 영향력이 있는 것으로 나타났다. 또한, 구조변화 이후 미국 M2가 국내 CPI로의 파급 시간이 기간2에서 2시기 빨라진 것을 확인하였다. 반면, 코스피의 영향력은 기간2에서 CPI 변동에 10차시 동안 1% 미만의 미미한 영향을 주며 이는 원유가(WTI)의 비중이 상대적으로 증가한 것에 있다.

본 논문에서는 미국 M2 충격이 독립변수에 미치는 영향과 국내 소비자물가지수 변동의 중요도 비중이 구조변화 전후 변화한 것을 확인하였다. 이와 같은 실증분석을 통해, 코로나 시기 미국의 양적 완화 및 긴축정책으로 국내 시장이 미국의 통화정책에 이전보다 큰 영향을 받고 미국의 변화가 이전보다 국내로 빨리 파급될 것으로 생각한다. 따라서 향후 미국의 경기 변화 양상을 살펴보며 선제적으로 반응하여 대비해야 한다고 생각한다. 더불어, 이후 미국 혹은 해외에서 이례적인 통화정책 시행 시에 국내 경기가 더 큰 영향을 받을 것으로 보아 선제적으로 위험에 대비해야 할 것이다. 또한, 기간2의 분산분해 결과에서 원유가(WTI)의 비중이 증가하여 상대적으로 다른 독립변수의 영향이 감소한 것을 통해 향후 원유가의 변화를 관찰할 필요가 있어 보인다. 나스닥의 영향도 장기적으로 증가하는 것으로 보아 함께 살펴보아야 할 것으로 생각된다.

## 참고문헌

### 1. 국내 문헌

- 김경훈, 김소영, 양다영, 강은정. (2017). 국제금융시장 통합이 한국 통화정책과 장기금리에 미치는 영향 및 정책 시사점. 『대외경제정책연구원』, 연구보고서 17(11).
- 김원중. (2010). 미국 경제충격의 국내 경제 파급효과 분석. 『한국경제연구』, 28(3).
- 김재일. (2014). 우리나라 주가와 거시경제변수들 간의 상호연관성에 관한 연구. 『전문경영인연구』, 20(1).
- 김현석. (2019). “미국 통화정책의 국내 파급효과 - 금융시장 안정성을 중심으로”. 연세대학교 대학원 경제학과 석사 학위논문.
- 변영태. (2008). 거시경제변수의 주식시장에 대한 변동성 전이효과에 관한 실증연구. 『재무관리논총』, 14(1).
- 손종철, 정진우. (2022). 경제주체별 통화수요 및 내생적 통화공급 경로 분석, 『국민계정리뷰』 제2022-02호.
- 유복근, 최경옥. (2009). 국내외 금융시장의 연계성 변화분석 : 외환위기와 글로벌 금융위기 기간을 중심으로. 『금융경제연구』, 16(1).
- 이근영. (2007). 통화정책이 금융자산가격에 미치는 영향 - 한국의 경우-. 『응용경제』, 9(1).
- 이근영, 장한익. (2023). 원/달러환율 변동이 국내물가에 미치는 영향. 『금융연구』, 37(2).
- 이운복, 백재승. (2016). 국제통화시장 환율변동과 주가지수 및 거시경제변수의 상호 연관성 : 한국과 미국 비교 분석. 『대한경영학회지』, 29(11).
- 임근형, 나승호, 오다운. (2022). 통화정책 충격이 생산과 물가에 미치는 효과의 국가별 차이 및 결정요인, 『BOK 경제연구』 제2022-20호.
- 최영준, 손종철. (2020). 자본유입과 물가상승률 간의 동태적 상관관계 분석 : 아시아의 8개국 소규모 개방경제를 중심으로, 『BOK 경제연구』 제2020-28호.

허찬국, 김창배, 남광희. (2014). 미국의 양적완화 축소가 국내 금리, 환율, 자본유입에 미치는 영향분석. 『한국경제연구』, 32(3).

황진태, 김성민. (2022). 우리나라 통화수요함수의 장기균형 관계와 안정성 : ARDL 모형을 중심으로, 『보험금융연구』, 33(4).

민인식, 최필선. "시계열 데이터 분석 STATA". 출판사:한국STATA학회.

박승록. "STATA를 이용한 응용계량경제학". 출판사:박영사.

전치혁. "시계열 분석 및 응용". 출판사:자유아카데미.

황상필. "차근차근 알아보는 시계열의 특성 및 분석". 출판사:박영사.

## 2. 해외 문헌

Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., Chamon, M. (2016). *Capital Flows : Expansionary or Contractionary?*. American Economic Review, 106(5). pp.565-569

Blanchard, O., Ostry, J. D., Ghosh, A. R., Chamon, M. (2017). *Are Capital Inflows Expansionary or Contractionary? Theory, Policy Implications, and Some Evidence*. IMF Economic Review, 65(3). pp.563-585

Canova, Fabio. (2005). *The Transmission of U.S Shocks to Latin America*. Journal of Applied Econometrics, 20(2). pp.229-251

Dickey, David A., Fuller, Wayne A. (1979). *Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with A Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, 47. pp.427-431

Engle R. F., Granger C. W. J. (1987). *Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing*. Econometrica, 55. pp.251-276

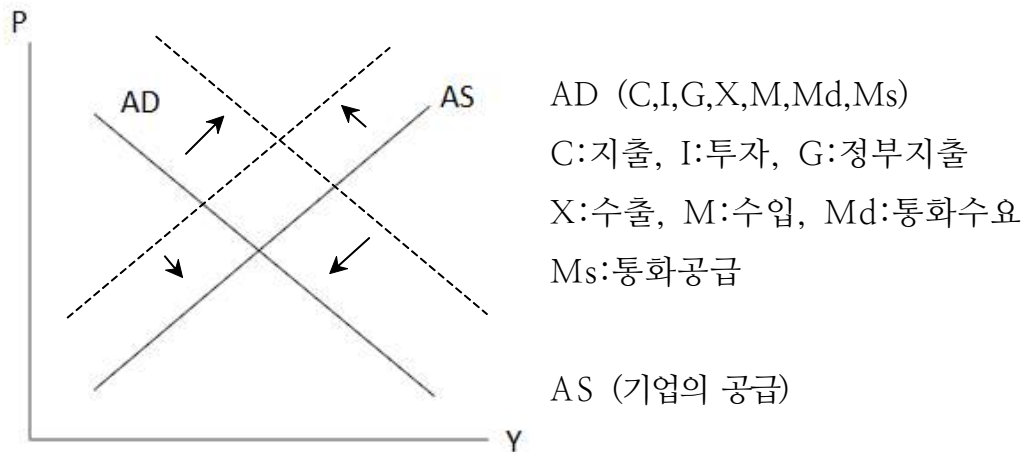
Ghosh. A. R., Qureshi, M. S. (2016). *Capital Inflow Surges and Consequences*. ADBI Working Paper Series, 585.

Granger, C. W. J. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric*

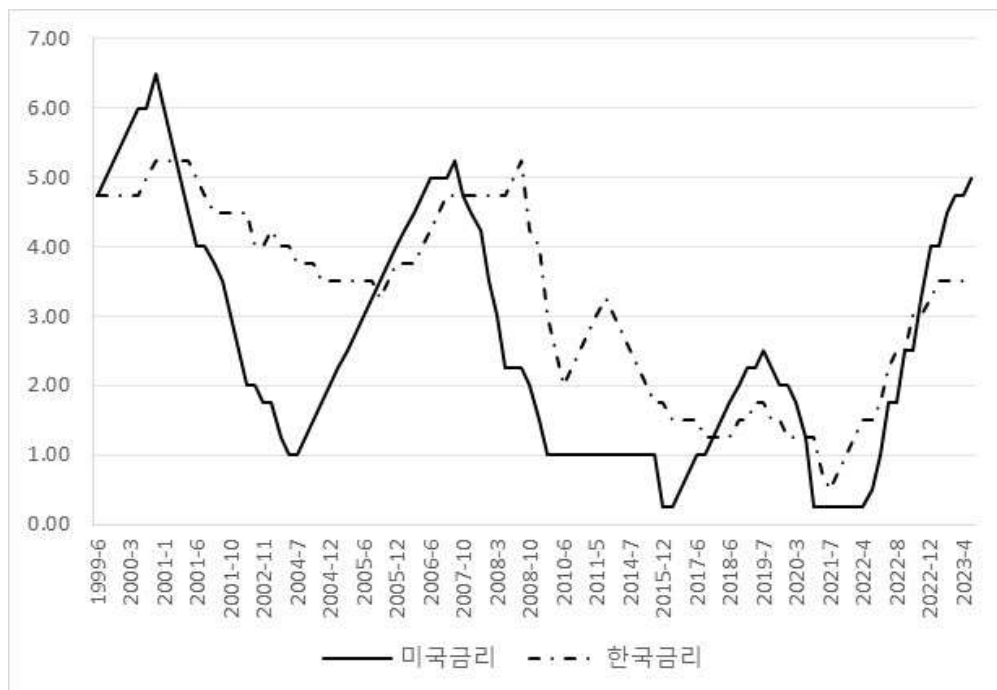
- Models and Cross-Spectral Methods*. Econometrica 37. pp.424–438
- Johansen, S. (1988) *Statistical Analysis of Cointegrating Vectors*. Journal of Economic Dynamics and Control, 12. pp.231–254
- Kim, Soyoung, Yang, Dooyong. (2012). *International Monetary Transmission in East Asia : Floaters, Non-Floaters, and Capital Controls*. Japan and the world Economy, 24(4). pp.305–316
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. 2<sup>nd</sup> ed. New York: Springer.
- Mackowiak, Bartosz. (2007). *External Shocks, U.S., Monetary Policy and Macroeconomic Fluctuations in Emerging Markets*. Journal of Monetary Economics, 54(8). pp.2512–2520
- Montiel, P. J. (2013). *Capital Flows : Issues and Policies*. IDB Publications (Working Papers) 4624, Inter-American Development Bank.
- Obstfeld, M. (2012). *Financial Flows, Financial Crises, and Global Imbalances*. Journal of International Money and Finance, 31(3). pp.469–480

## 부 록

### 〈부록 1〉 총수요-총공급 곡선(AD-AS 곡선)

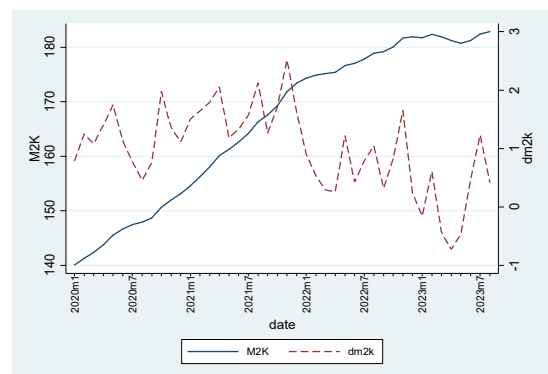
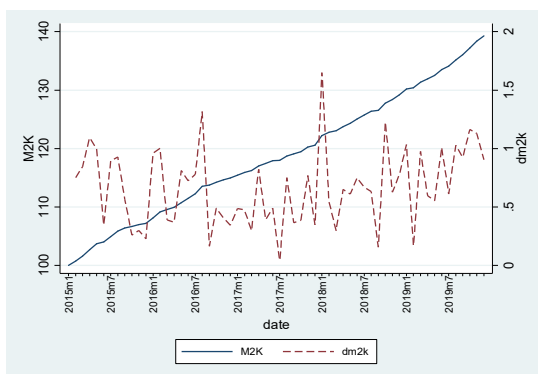
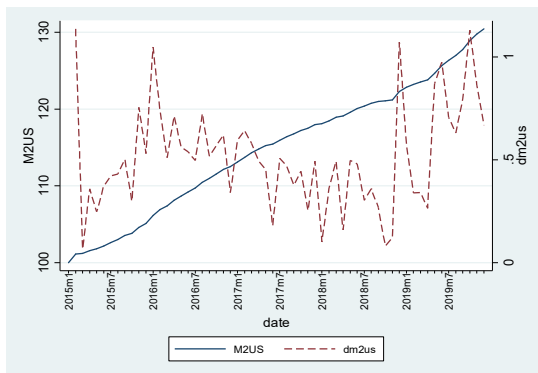
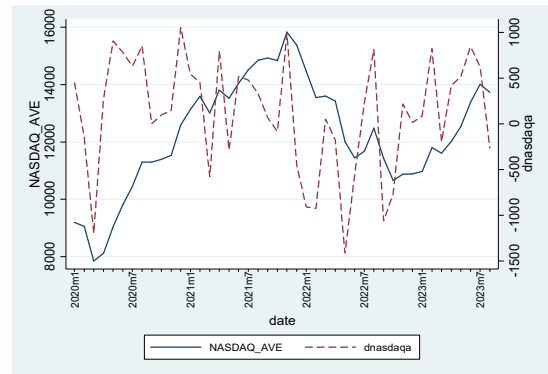
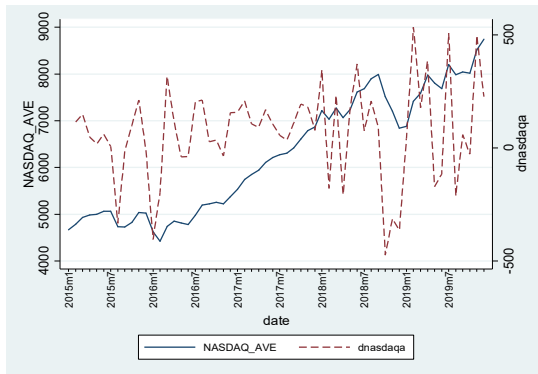
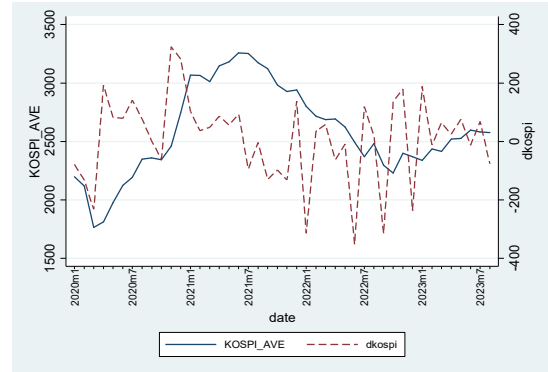
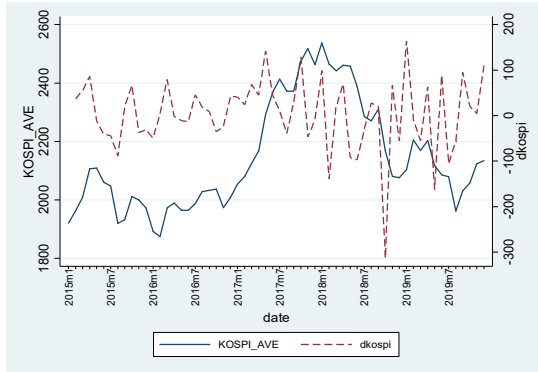


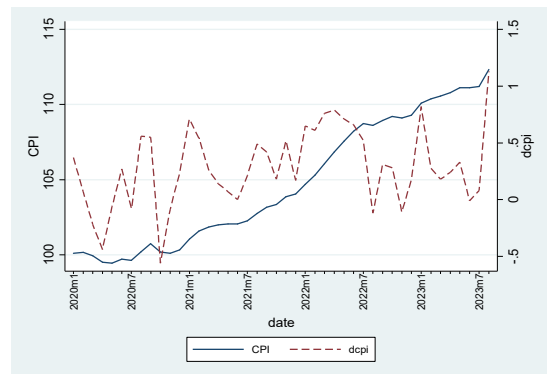
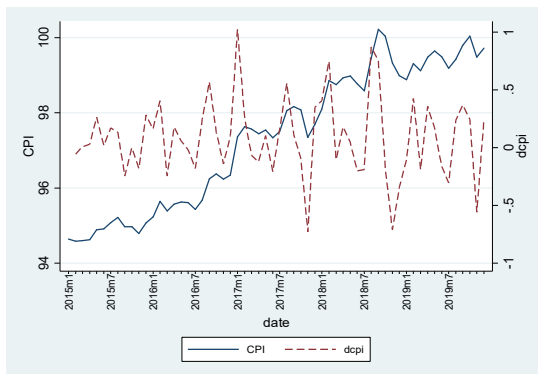
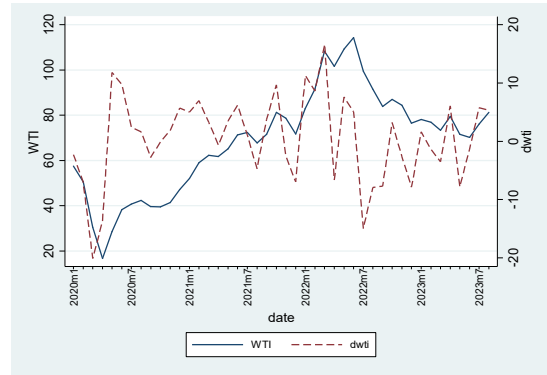
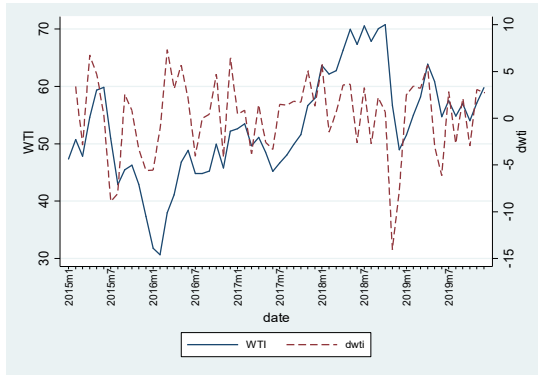
### 〈부록 2〉 미국 및 한국 금리



- 1) 미국금리:Federal Fund Rate (FRED)
- 2) 한국금리:한국은행 기준금리 (한국은행 ECOS)

### 〈부록 3〉 원시계열 데이터 및 1차분 데이터





#### 〈부록 4〉 나스닥 종합지수 구성 종목

| 산업  | 비중     | 종목 수  |
|-----|--------|-------|
| 기술  | 55.54% | 457   |
| 통신  | 3.39%  | 90    |
| 건강  | 7.87%  | 1,044 |
| 금융  | 3.55%  | 723   |
| 부동산 | 0.98%  | 57    |
| 소비재 | 18.75% | 458   |
| 필수재 | 2.88%  | 119   |
| 산업  | 4.65%  | 351   |
| 원재료 | 0.44%  | 70    |
| 에너지 | 1.03%  | 85    |
| 공공재 | 0.91%  | 35    |

| 이름                | 비중     |
|-------------------|--------|
| APPLE             | 12.53% |
| MICROSOFT         | 10.98% |
| AMAZON            | 6.14%  |
| NVIDIA            | 5.03%  |
| TESLA             | 3.72%  |
| ALPHABET CL A CMN | 3.63%  |
| ALPHABET CL C CAP | 3.58%  |
| META PLATFORMS    | 3.12%  |
| BROADCOM          | 1.60%  |
| COSTCO            | 1.17%  |

출처 : Nasdaq

〈부록 5〉 시계열 기초자료

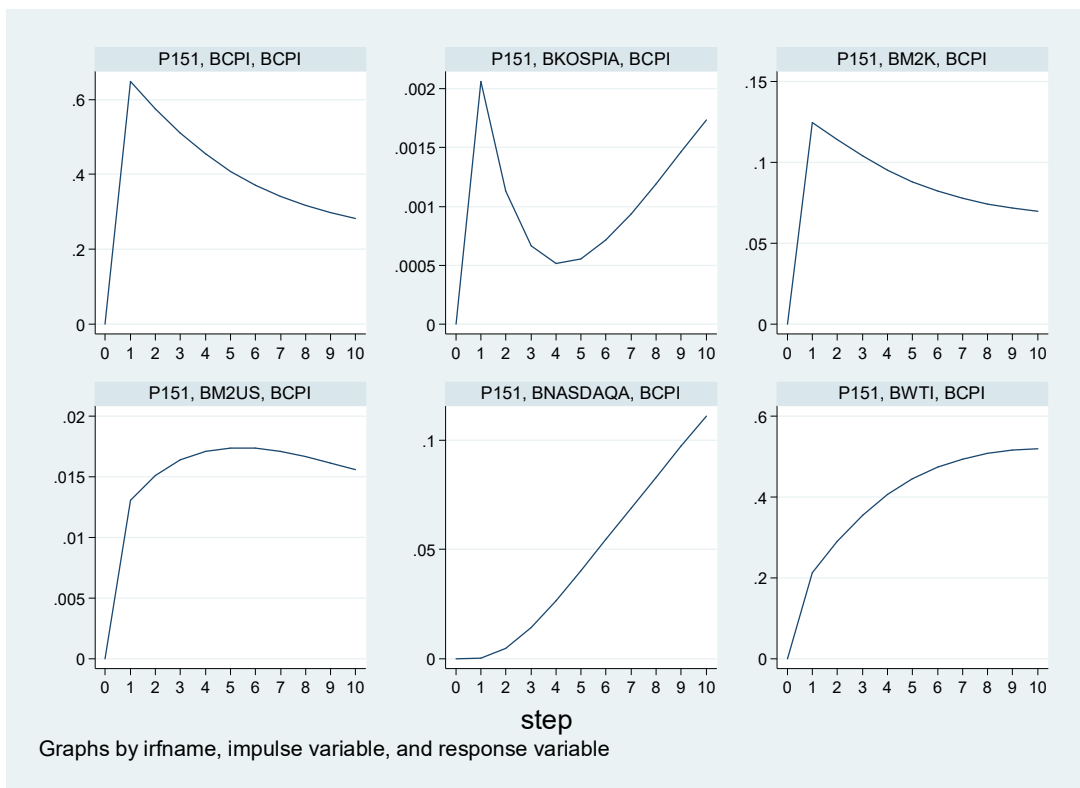
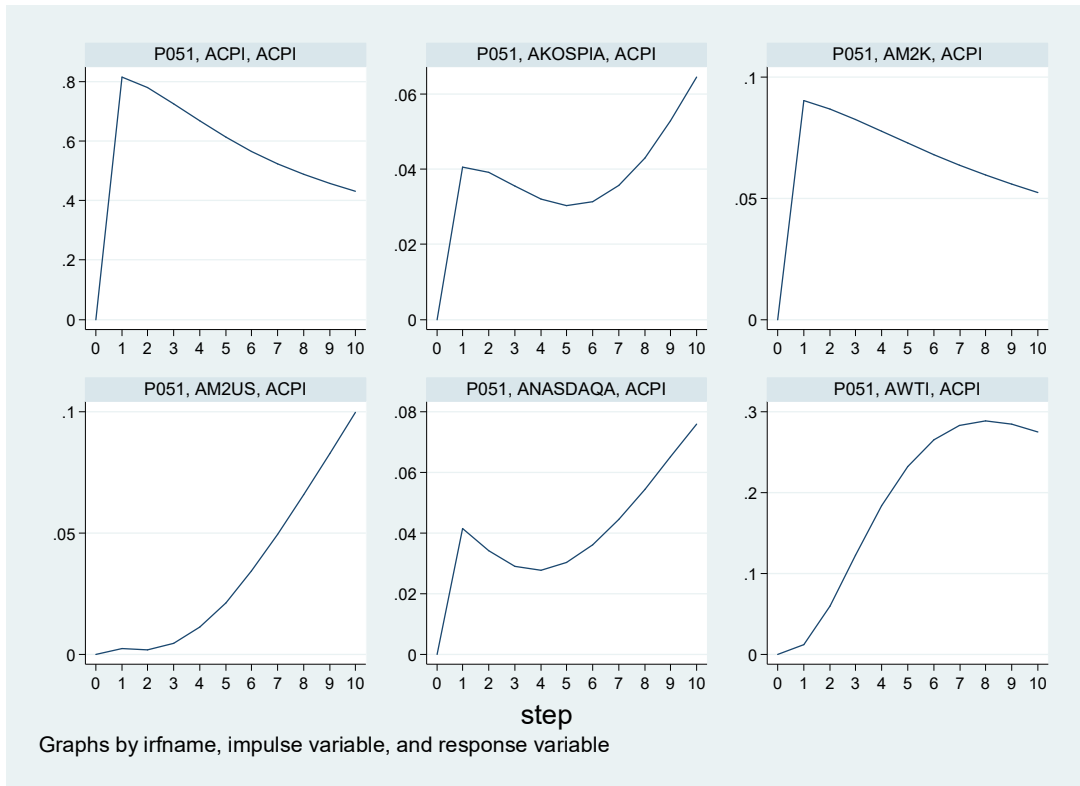
|        |     | 평균        | 표준편차     | 최소       | 최대        |
|--------|-----|-----------|----------|----------|-----------|
| KOSPI  | all | 2,330.61  | 359.51   | 1,764.26 | 3,257.63  |
|        | 기간1 | 2,144.7   | 184.58   | 1,873.75 | 2,536.52  |
|        | 기간2 | 2,584.13  | 385.82   | 1,764.26 | 3,257.63  |
| CPI    | all | 100.5     | 4.81     | 94.59    | 112.33    |
|        | 기간1 | 97.37     | 1.85     | 94.59    | 100.22    |
|        | 기간2 | 104.78    | 4.28     | 99.44    | 112.33    |
| PPI    | all | 105.97    | 7.37     | 97.5     | 121.16    |
|        | 기간1 | 101.35    | 2.18     | 97.5     | 104.62    |
|        | 기간2 | 112.27    | 7.29     | 101.93   | 121.16    |
| 한국M2   | all | 138.82    | 26.6     | 100      | 182.86    |
|        | 기간1 | 118.74    | 10.75    | 100      | 139.27    |
|        | 기간2 | 166.2     | 14.38    | 140.06   | 182.86    |
| NASDAQ | all | 8,886.71  | 3,405.93 | 4,557.95 | 15,644.97 |
|        | 기간1 | 6,273.38  | 1,283.54 | 4,423.35 | 8,743.7   |
|        | 기간2 | 12,265.22 | 1,955.15 | 7,850.87 | 15,831.81 |
| 미국M2   | all | 138.63    | 30.26    | 100      | 184.78    |
|        | 기간1 | 114.8     | 8.46     | 100      | 130.44    |
|        | 기간2 | 171.14    | 14.89    | 131.08   | 184.78    |

all:2015.01~2023.08 / 기간 1:2015.01~2019.12 / 기간 2:2020.01~2023.08

〈부록 6〉 공적분 검정 결과

| Johansen Tests for Cointegration  |       |       |            |        |
|-----------------------------------|-------|-------|------------|--------|
|                                   | 공적분개수 | Parms | Eigenvalue | Trace  |
| 전체기간<br>(2015.01<br>~<br>2023.08) | 0     | 6     | 0          | 187.82 |
|                                   | 1     | 17    | 0.58       | 98.36  |
|                                   | 2     | 26    | 0.457      | 35.44* |
|                                   | 3     | 33    | 0.131      | 20.95  |
|                                   | 4     | 38    | 0.113      | 8.57   |
|                                   | 5     | 41    | 0.08       | 0      |
| 기간1<br>(2015.01<br>~<br>2019.12)  | 0     | 6     | 0          | 110.71 |
|                                   | 1     | 17    | 0.494      | 70.48  |
|                                   | 2     | 26    | 0.427      | 37.6*  |
|                                   | 3     | 33    | 0.211      | 23.65  |
|                                   | 4     | 38    | 0.199      | 10.52  |
|                                   | 5     | 41    | 0.125      | 2.65   |
| 기간2<br>(2020.01<br>~<br>2023.08)  | 0     | 6     | 0          | 120.52 |
|                                   | 1     | 17    | 0.644      | 76.08  |
|                                   | 2     | 26    | 0.559      | 40.92* |
|                                   | 3     | 33    | 0.49       | 11.94  |
|                                   | 4     | 38    | 0.151      | 4.88   |
|                                   | 5     | 41    | 0.099      | 0.38   |

## 〈부록 7〉 분산분해 결과 그래프



## ABSTRACT

### The Impact of US Monetary Policy to Korean CPI during Covid-19

Cho, Soo-ahn

Major in Economics

Dept. of Economics

The Graduate School

Hansung University

This paper represents the response of CPI to the shock of M2(US) using monthly time series data from 2015.01 to 2023.08. It shows that the measure changes as of the structural change. NASDAQ and M2(Kr) have negative correlation with CPI before the pandemic. But it indicates that M2(US), M2(Kr) and KOSPI are positive to CPI during the pandemic. According to the result of Impulse Response Function (IRF) using VECM (Vector Error Correction Model), the response of independent variables increases to the shock of M2(US) after the pandemic. The measure of M2(Kr) and NASDAQ of FEVD increases comparing to pre-pandemic. Moreover, M2(US) affects to CPI in 3 period after the pandemic, while affecting immediately to CPI in pre-pandemic. Kospi hardly affects to CPI after the pandemic. The paper indicates that the domestic economy becomes highly relative to the economic condition of the US after the pandemic because of Monetary Policy in the US during

the pandemic.

【Keywords】 VECM, CPI, Covid-19, IRF, FEVD, Monetary Policy