

전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

: 거시경제 위기를 중심으로

An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Jeollabuk-do's
Economics and Macroeconomics: Focusing on the Macroeconomic Crisis

하의현 김권식 정미선 박세현



설립목적

전라북도 및 전북지역 시군의 지역발전과 여성정책 등에 관련된 정책과제에 대하여 체계적인 조사·연구 활동을 통하여 지역단위의 정책개발 기능을 수행함으로써 지역 발전에 기여

주요기능

- 도정에 관한 중장기 개발계획 및 주요현안에 대한 조사 연구
- 지역경제, 지역발전, 지역여성에 관한 연구 및 정책 대안의 모색
- 정부, 전라북도 및 국내외의 연구기관과 민간단체의 각종 용역 수탁
- 연구 관련도서 및 간행물 출간
- 국내외 연구기관 간 공동연구 및 정보 교류 협력

연구진 소개

하의현

성균관대학교 경제학 박사
한국관세무역개발원 책임연구원
전북연구원 연구위원

김권식

한양대학교 경제학박사
대의경제정책연구원 전문연구원
국제금융센터 조기경보부 연구위원

박세현

이화여자대학교 국제학석사(국제경영)
전북연구원 전문연구원

정미선

성신여자대학교 지리학 석사
전북연구원 전문연구원

Jeonbuk Institute

기본연구

2023-12

전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

: 거시경제 위기를 중심으로

An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Jeollabuk-do's
Economics and Macroeconomics: Focusing on the Macroeconomic Crisis

하의현 김권식 정미선 박세현

연구진 및 연구 세부 분담

연구책임	하의현	연구위원	연구총괄, 제1장~4장
공동연구	김권식	초빙연구위원	제3장 2절, 3절 일부
	정미선	전문연구원	제2장 1절, 2절 일부, 3장 1절 일부
	박세현	전문연구원	제2장 2절 일부

자문위원	김명직	한양대학교	경제학과	교수
	김양중	충남연구원	선임연구위원	
	류한얼	전북대학교	무역학과	교수
	양준석	대전세종연구원	연구위원	
	홍성효	공주대학교	경제학과	교수

연구관리 코드 : 23GI04

이 보고서의 내용은 연구자의 의견으로서
전북연구원의 공식 입장과는 다를 수 있습니다.

1. 연구목적 및 방법

1) 연구 배경 및 목적

- 최근 세계경제는 코로나 팬데믹(pandemic)과 주요국들의 긴축적 통화정책 등의 영향으로 본격적인 경기침체(recession)의 가능성과 신흥국을 중심으로 경제위기에 대한 우려가 증가하고 있음
- 글로벌 경기둔화 전망으로 대외의존도가 높은 우리나라 경제는 큰 타격을 받을 것으로 예상되며, 우리나라 경제는 대내외적 불확실성으로 인한 경기침체의 가능성이 커지고 있음
- 전라북도는 거시경제의 불확실성에 대한 지역경제의 변동성 위험과 피해를 최소화하고 경기침체에 대비하기 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 충격(shock)과 영향을 동적(dynamic)으로 분석할 필요가 있음
- 따라서 본 연구는 거시경제의 불확실성에 대한 전라북도 경제의 선제적 대응 및 피해 최소화 방안 정책 등을 제시하기 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 목적

2) 연구 범위 및 방법

- 연구의 공간적 범위는 국내와 전라북도를 중심으로 국내 및 전라북도 경제와 관련된 지역으로 설정하였으며, 시간적 범위는 2024~2033년으로 설정하였음
- 연구 방법은 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 종합적으로 분석하기 위해 문헌조사, 정보조사, 사례조사, 전문가 자문을 종합적으로 이용

2. 결론 및 정책제언

- 거시경제가 지역경제에 미치는 충격(shock)과 영향을 동적(dynamic)으로 분석할 필요가 있음에 따라 산업, 경제, 금융 부문의 대표적인 거시경제지표와 지역경제, 기업, 가계 부문의 대표적인 전라북도 지역의 경제지표를 이용하여 거시경제가 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 실시하였음
- 국면전환모형(Markov-Switching)을 이용하여 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제의 위기 국면을 식별한 결과, 외환위기(1997), IT 버블붕괴(2000), 카드대란사태(2002), 금융위기(2008), 미중무역전쟁(2018), 코로나위기(2020), 레고랜드사태(2022) 등이 위기로 식별되었음
- 동태성(dynamic)을 고려한 전라북도 경제와 거시경제의 관계를 구체적으로 분석하기 위해 산업, 경제, 금융의 3가지 부문에서 식별된 거시경제의 위기 국면을 바탕으로 전라북도 경제와 거시경제와의 동적 관계를 DCC-GARCH 모형을 활용하여 분석하였음
- 분석 결과, 산업, 경제, 금융의 3가지 부문으로 구분된 거시경제 변수와 지역경제 변수는 일정한 상관관계를 보이고 있으나, 위기 기간을 포함한 특정기간에서 상관관계가 급변하거나 방향이 전환되는 것을 확인하였음
- 거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 동적으로 파악하기 위해 VAR 모형을 통해 거시경제의 산업, 경제, 금융 부문이 지역경제에 미치는 영향을 분석한 결과, 충격은 대부분 2~3기에서 충격의 반응이 가장 크고 이후 충격이 지속적으로 감소하는 것으로 나타났으며, 전라북도 경제는 대부분 자체변수의 충격에 의한 것이지만 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났음
- 결과적으로 본 연구는 거시경제가 전라북도 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 통해 거시경제의 불확실성에 따른 지역경제의 변동성 위험을 최소화하고 경기 침체 혹은 경제위기 등에 대비하기 위한 선제적 대응을 위한 방향을 제시함으로써 불확실한 대내외 경제 상황에서 발생할 수 있는 지역경제의 피해를 최소화할 수 있는 기초자료로 활용될 수 있음

차 례

CONTENTS

요 약 i

제1장 연구의 개요

1. 연구의 배경 및 목적 3
가. 연구의 배경 3
나. 연구목적 4
2. 연구의 범위 및 주요 연구내용 4
가. 연구의 범위 4
나. 연구의 방법 4
다. 기대효과 6

제2장 최근 국제/국내 경제현황과 경제위기의 유형 분석

1. 최근 국제/국내 경제현황 및 전망 9
가. 국제 경제현황 및 전망 9
나. 국내 경제현황 및 전망 15
다. 전라북도 경제현황 및 전망 25
2. 경제위기의 유형과 정책 사례 분석 27
가. 경제위기의 개념 및 유형 27
나. 경제위기의 정책 사례 30

제3장 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

1. 거시경제가 지역경제에 미치는 영향의 이론적 연구 37

2. 통계자료 및 분석모형 설정 39

 가. 분석 대상 및 자료 39

 나. 분석 모형 43

3. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석 50

 가. 거시경제의 위기 국면 식별 50

 나. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석 62

 다. 거시경제가 전라북도 경제에 미치는 영향 분석 78

제4장 결론

결론 95

참고문헌 98

영문요약 (Summary) 102

표 차례

LIST OF TABLES

[표 2-1] 세계 교역량 증가율 및 전망치	11
[표 2-2] 주요 글로벌 투자은행의 금리 전망	12
[표 2-3] 세계 원유 수급 전망	13
[표 2-4] 주요기관별 국제유가 전망	14
[표 2-5] 현재경기판단 및 향후 경기전망(CCSI)	18
[표 2-6] 주요 기업경기실사지수(BSI)	18
[표 2-7] 2023년 통합재정지출 변동	19
[표 2-8] 위기의 개념 및 유사 용어	28
[표 2-9] 경제위기의 유형과 원인	29
[표 2-10] 부문별 경제위기의 분류	29
[표 2-11] 일본은행의 금융안화정책 추진 경위	33
[표 3-1] 분석대상 자료의 설명	40
[표 3-2] 요약통계량	41
[표 3-3] 단위근 검정 결과	42
[표 3-4] 산업생산지수 추정 결과	50
[표 3-5] 기계수주액 추정 결과	51
[표 3-6] 설비투자액 추정 결과	51
[표 3-7] 소비자물가지수 추정 결과	54
[표 3-8] 생산자물가지수 추정 결과	54
[표 3-9] 경상수지 추정 결과	54
[표 3-10] 광의유동성 추정 결과	54
[표 3-11] 국채금리 추정 결과	59
[표 3-12] 주가 추정 결과	59
[표 3-13] 환율 추정 결과	59
[표 3-14] 거시경제와 전라북도 경제 변수의 GARCH(1,1) 분석 결과	62
[표 3-15] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문)의 동적 관계 분석	64
[표 3-16] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문)의 동적 관계 분석	69
[표 3-17] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문)의 동적 관계 분석	74

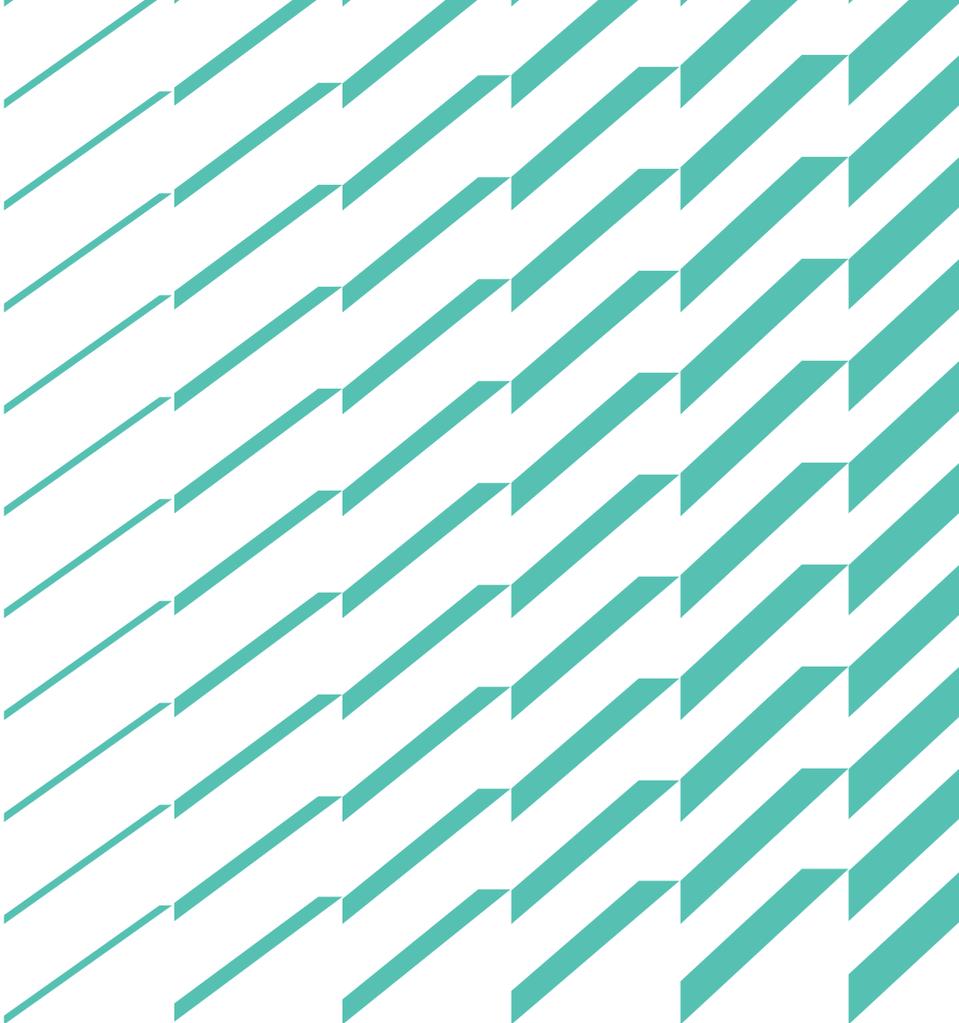
[표 3-18] VAR 모형 설정	78
[표 3-19] VAR 모형의 적정사차	79
[표 3-20] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과	81
[표 3-21] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석	83
[표 3-22] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과	85
[표 3-23] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석	87
[표 3-24] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과	89
[표 3-25] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석	91

그림 차례

LIST OF FIGURES

[그림 1-1] 연구의 흐름	6
[그림 2-1] 선진국 및 신흥국의 경제성장률 추이	10
[그림 2-2] 소매판매액지수 및 상품군별 소매판매액지수 증가율	15
[그림 2-3] 월별 수출증가율 및 주요 시장별 수출 증가율	16
[그림 2-4] 주요 산업별/연령대별 취업자 증감	16
[그림 2-5] 주요 물가지수 상승률	17
[그림 2-6] 국제수입 진도율 및 통합재정지출 전망	18
[그림 2-7] 전국/지역별 주택매매 현황	19
[그림 2-8] 미국 주요 금리 및 환율	20
[그림 2-9] 국내 가계/기업 대출 금리 및 대출연체율	20
[그림 2-10] 경기지수 및 소매판매/수출 증가율	21
[그림 2-11] 국내 고용 현황	22
[그림 2-12] 국내 물가 현황	23
[그림 2-13] 민간소비 및 가계대출 현황	24
[그림 2-14] 설비투자 및 제조업 업황전망	24
[그림 2-15] 전북 경제성장률 및 제조업서비스업 생산 증감률	25
[그림 2-16] 전북 소상공안전통시장 경기체감지수 및 구인배수	26
[그림 2-17] 경기변동의 유형	28
[그림 2-18] 유럽 주요국의 정부부채 및 재정수지 비율	31
[그림 2-19] 일본 장기국채 금리 및 재정수지 추이	33
[그림 3-1] 구조 변화	43
[그림 3-2] 산업생산지수의 위기구간	52
[그림 3-3] 기계수주액의 위기구간	53
[그림 3-4] 설비투자액의 위기구간	53
[그림 3-5] 소비자물가지수의 위기구간	57
[그림 3-6] 생산자물가지수의 위기구간	57
[그림 3-7] 경상수지의 위기구간	57

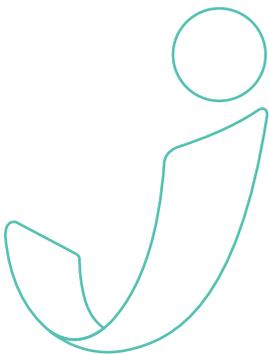
[그림 3-8] 광의유동성의 위기구간	58
[그림 3-9] 국채금리의 위기구간	61
[그림 3-10] 주가의 위기구간	61
[그림 3-11] 환율의 위기구간	61
[그림 3-12] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-산업생산지수)의 동적 관계 분석 ...	65
[그림 3-13] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-기계수주액)의 동적 관계 분석 ...	66
[그림 3-14] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-설비투자액)의 동적 관계 분석 ...	67
[그림 3-15] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-생산자물가지수)의 동적 관계 분석 ...	70
[그림 3-16] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-경상수지)의 동적 관계 분석	71
[그림 3-17] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-광의유동성)의 동적 관계 분석 ...	72
[그림 3-18] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-국채금리)의 동적 관계 분석	75
[그림 3-19] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-주가)의 동적 관계 분석	76
[그림 3-20] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-환율)의 동적 관계 분석	77
[그림 3-21] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수 ...	82
[그림 3-22] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수 ...	86
[그림 3-23] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수 ...	90



제 1 장

연구의 개요

1. 연구의 배경 및 목적
2. 연구의 범위 및 주요 연구내용



제 1 장 연구의 개요

1. 연구의 배경 및 목적

가. 연구의 배경

최근 세계경제는 코로나 팬데믹(pandemic)과 주요국들의 긴축적 통화정책 등의 영향으로 성장세의 둔화와 함께 본격적인 경기침체(recession)의 가능성이 확대되고 있다. 국제통화기금(IMF: International Monetary Fund)은 2023년 세계경제성장률이 2022년 3.4%에 비해 크게 하락한 3.0%를 기록할 것으로 전망하고 있다. 특히 주요국들의 금리 인상, 미중 갈등 확대, 러시아-우크라이나 전쟁, 중동 정세 불안 등에 따른 세계 경제의 분절화, 장기적으로는 기후변화 등 경제에 대한 불확실성이 증가하고 있다. 또한 세계교역의 위축과 함께 글로벌 경기둔화가 전망됨에 따라 신흥국을 중심으로 경제위기에 대한 우려가 증가하고 있다.

글로벌 경기둔화 전망으로 대외의존도가 높은 우리나라 경제는 큰 타격을 받을 것으로 예상된다. 우리나라 경제는 글로벌 경기둔화와 세계교역의 위축에 따른 외수 부진, 고금리, 고물가, 고환율의 3高 현상 지속 등 대내외적 불확실성으로 인한 경기침체의 가능성이 커지고 있다. 특히, 한국은행은 글로벌 경기둔화, 금리상승 등의 영향으로 국내경제가 부진한 성장흐름을 이어갈 것으로 예상함에 따라 2023년 우리나라 경제성장률을 1.4%로 전망하고 있으며, 한국개발연구원(KDI)은 1.4%, 경제협력개발기구(OECD)는 1.5%, 아시아개발은행(ADB)은 1.5%로 전망하였다.

경기침체의 예상에 따라 거시경제는 불확실성이 더욱 확대되며, 지역경제도 거시경제의 불확실성 증가와 정부의 거시경제 정책에 큰 영향을 받게 된다. 특히 경기침체 상황에서는 기업 매출이 줄고 투자와 일자리가 감소해 가처분소득과 소비지출이 줄어들게 되며, 이는 다시 생산이 감소하는 악순환으로 이어지는 일명 'R의 공포'에 빠지게 된다. 또한 거시경제의 불확실성 증가와 경기침체 대응을 위한 정부의 거시경제 정책(재정정책, 통화정책)에 따라 지역경제는 높은 변동성이 발생할 수 있다.

나. 연구목적

세계 및 국내경제의 경기침체 가능성의 확대에 따라 전라북도는 거시경제의 불확실성에 대한 지역경제의 변동성 위험과 피해를 최소화하고 경기침체에 대비하기 위한 선제적 대응 정책이 필요하다. 이를 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 충격(shock)과 영향을 동적(dynamic)으로 분석할 필요가 있다.

따라서 본 연구는 거시경제의 불확실성에 대한 전라북도 경제의 선제적 대응 및 피해 최소화 방안 정책 등을 제시하기 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 목적으로 한다.

2. 연구의 범위 및 주요 연구내용

가. 연구의 범위

본 연구의 공간적 범위는 거시경제의 대상인 국내와 전라북도를 중심으로 국내 및 전라북도 경제와 관련된 지역을 대상으로 설정한다. 시간적 범위는 정책효과와 지속성 등이 반영된 경제정책의 관점을 적용하여 2024부터 2033년까지로 설정한다. 2023년을 기준으로 현황 및 각종 통계자료는 가능한 범위에서의 최신 데이터와 계량적 분석(econometric analysis)의 정확성을 위해 경제/금융위기 기간이 포함된 10년 이상의 데이터를 활용한다. 내용적 범위는 경제현황 및 전망, 경제위기/경기침체, 전라북도 경제와 거시경제의 관계 등을 주요 내용으로 설정한다.

나. 연구의 방법

1) 정보조사 및 분석 방법

본 연구는 문헌조사, 정보조사, 사례조사 등을 통한 정보조사와 계량경제 모형에 기반한 실증분석을 실시한다. 문헌조사는 국내외 및 전라북도의 경제현황/전망, 경제위기의 개념과 현황, 관련 정책을 파악하기 위하여 국내외 학술연구 및 보고서, 각종 법률과 정

책 자료 등을 활용한다. 정보조사는 글로벌 경제 및 국내 경제현황을 파악하고 파악하고 거시경제와 지역경제의 관계, 파급효과 등을 분석하기 위하여 거시경제와 지역경제와 관련된 통계자료, 경제지표 등을 활용한다. 사례조사는 국내의 경우 관련 지자체 또는 기관 방문 등을 통한 조사와 국외의 경우 문헌자료 등을 통한 조사를 실시한다.

실증분석은 선행연구에 근거하여 거시경제지표와 지역경제지표 등의 통계자료를 활용하여 국면전환(Markov-Switching), DCC-GARCH, VAR 모형 등의 계량경제 모형을 통해 분석한다.

2) 전문가 자문 방법

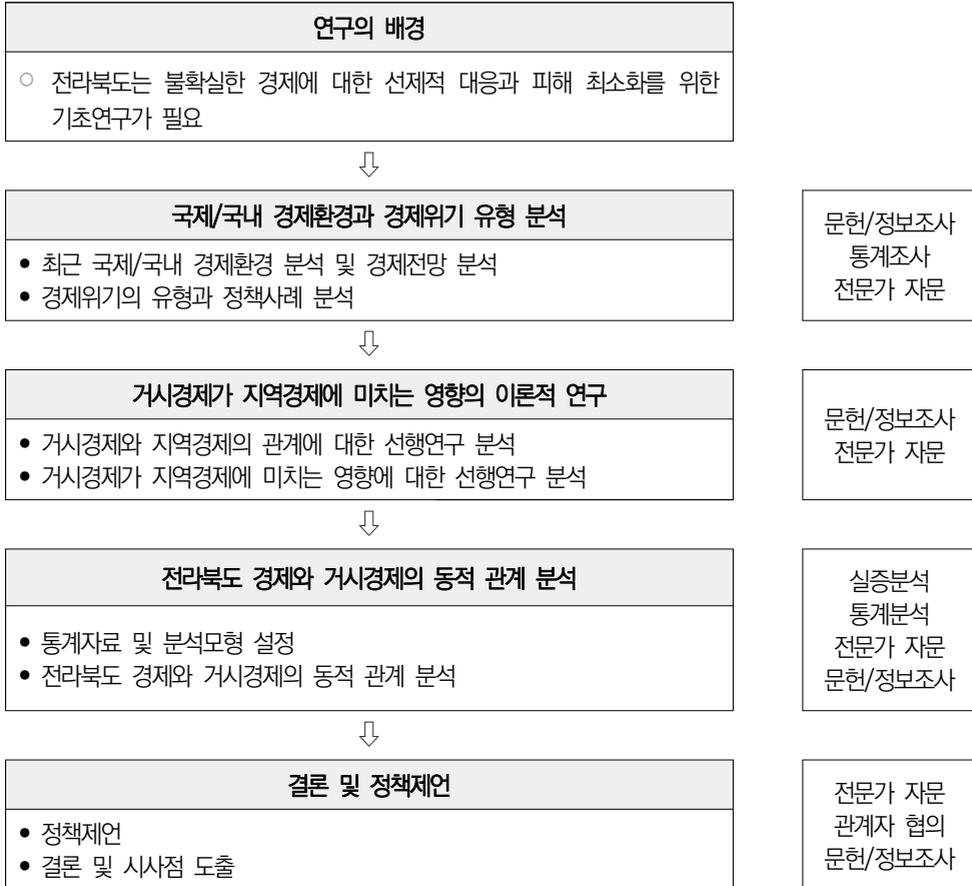
전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석을 위해 경제 관련 정부출연연구원 및 지역연구원, 국내 및 도내 경제학 교수, 한국은행 지역본부 등 거시경제와 지역경제 전문가를 대상으로 자문을 실시한다.

또한, 도내 행정기관, 이해관계자 등 지역경제와 관련있는 전문가의 정책 제언 및 협의를 진행한다.

3) 연구의 흐름

본 연구는 불확실한 경제에 대한 전라북도의 선제적 대응과 피해 최소화를 위한 기초 연구의 필요성에 따라 최근 국제/국내 경제환경 및 경제전망 분석과 경제위기의 유형과 정책사례, 거시경제와 지역경제의 관계 및 영향에 대한 선행연구 등을 구체적으로 살펴보고 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 분석한다.

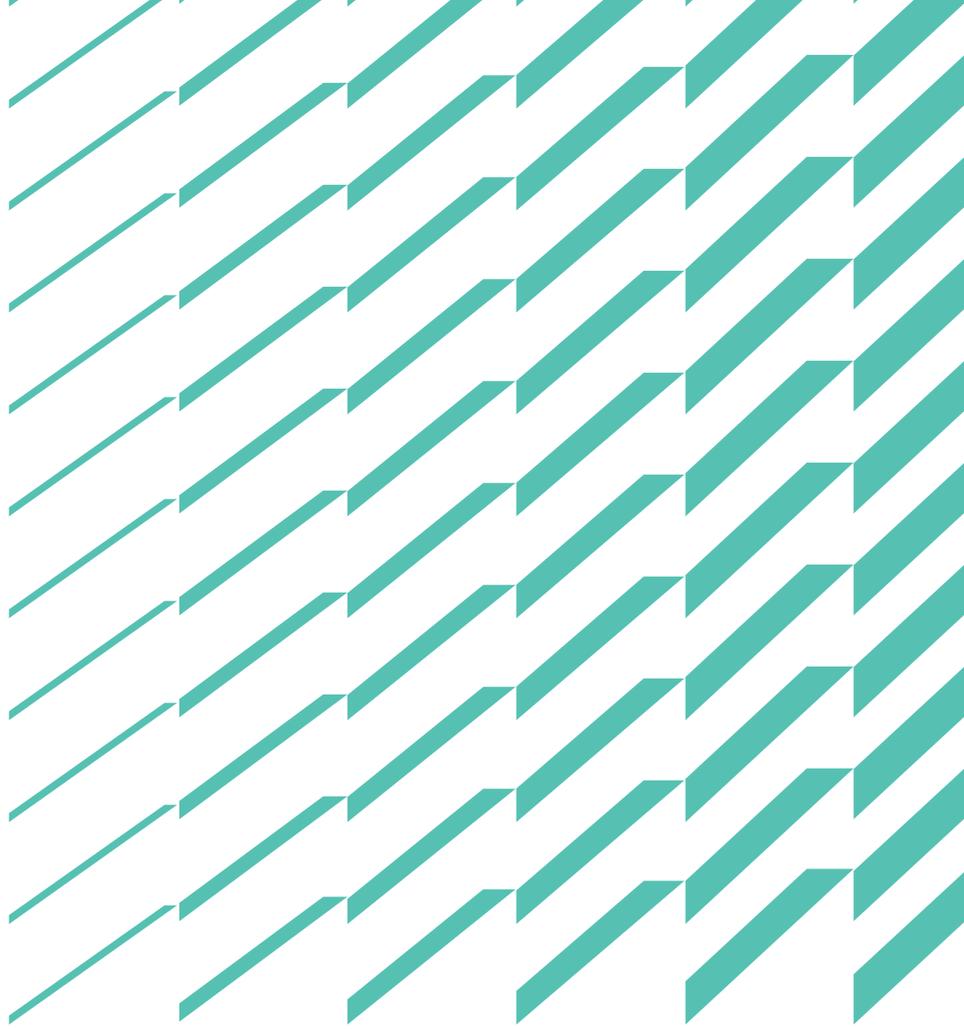
전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계는 지역경제와 거시경제 각각의 시장과 주체를 중심으로 거시경제의 충격이 지역경제에 미치는 영향을 시차별로 분석한다. 이를 위해 동적 관계를 분석하는데 널리 사용되는 국면전환(Markov-Switching), DCC-GARCH, VAR 모형 등의 계량경제 모형을 통해 분석한다. 마지막으로 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.



[그림 1-1] 연구의 흐름

다. 기대효과

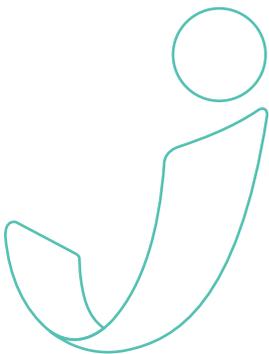
거시경제가 전라북도 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 통해 거시경제의 불확실성에 따른 지역경제의 변동성 위험을 최소화하고 경기침체 혹은 경제위기 등에 대비하기 위한 선제적 대응을 위한 방향을 제시함으로써 불확실한 대내외 경제 상황에서 발생할 수 있는 지역경제의 피해를 최소화할 수 있는 기초자료로 활용될 수 있다.



제 2 장

최근 국제/국내 경제현황과 경제위기의 유형 분석

1. 최근 국제/국내 경제현황 및 전망
2. 경제위기의 유형과 정책 사례 분석



제 2 장 최근 국제/국내 경제현황과 경제위기의 유형 분석

1. 최근 국제/국내 경제현황 및 전망

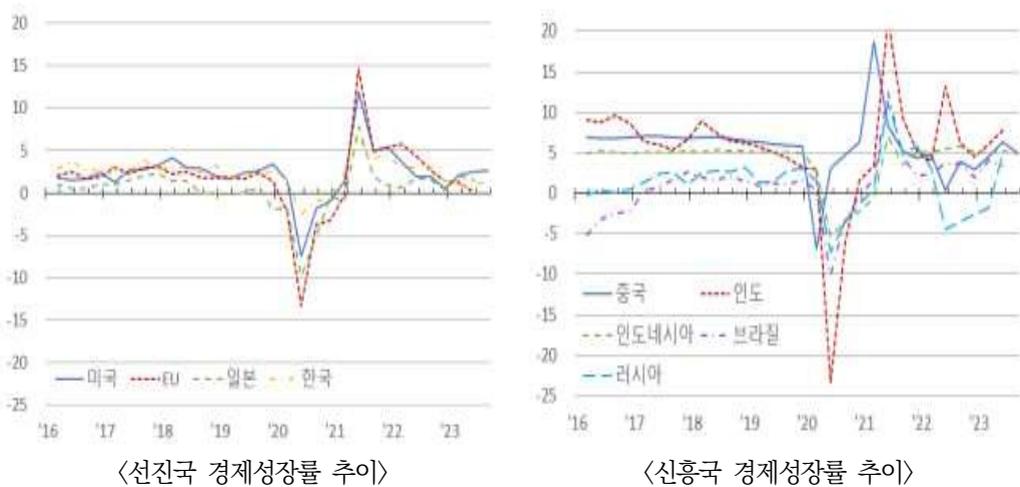
가. 국제 경제현황 및 전망

팬데믹 위험에서 벗어나기 시작한 세계 경제는 중국경제의 중장기 저성장 경로 진입, 우크라이나 전쟁이란 악재에 이어 이스라엘-하마스 전쟁 등 지정학적 충돌의 악화와 추가적 공급 충격, 고부채·고금리 이중 작용에 따른 성장 저하 등 리스크로 인해 낮은 성장세를 보일 것으로 예상된다. 대외경제정책연구원(KIEP)은 2023년 세계경제 전망을 ‘당겨쓴 여력, 압박받는 성장’의 상태가 지속됨에 따라 2022년 대비 0.3% 하락한 3.0%의 성장률을 기록할 것으로 전망하였다. LG경영연구원은 오일쇼크, 글로벌 금융위기 등 이전의 경제 침체 시기들에 비해 침체 강도가 비교적 강하지 않을 것으로 예측하였으며, 2023년 세계 경제성장률을 2.2%로 전망하였다.

선진국에서는 미국과 일본을 중심으로 경기 호조세가 나타났으나, 경기가 부진한 유럽에서는 2023년 전망이 다르게 예측되었다. 미국 경제는 팬데믹 이전과 비교해 높은 물가 수준이 여전히 부담 요인으로 작용하고 있음에도 불구하고 꾸준히 증가하고 있는 소비 지출과 높은 수준으로 유지되고 있는 고용으로 2023년 연간 성장률을 2.4%로 전망하고 있다. 유로 지역은 러시아-우크라이나 전쟁으로 인해 고물가, 고금리 상황이 지속되어 내수 침체, 대외여건 부진 등으로 매우 저조한 0.5%의 경제성장률이 전망되고 있다. 일본은 내수 성장세가 이어지며 2023년 1.9% 성장할 것으로 전망되나, 반도체 수출규제, 오염수 방류에 따른 對 중국 수산물 수출 제한 등 중국과의 갈등과 불확실한 대외환경으로 외수 성장은 기대하기 어려울 것으로 예측된다.

신흥국들은 인도, 러시아, 브라질 등 거대 신흥국들의 경제성장률이 상향 조정되었으나, 중국의 경기침체와 아시아 국가들의 부진이 예상되고 있다. 중국은 2023년 2분기 부동산 경기 침체의 지속, 내수 부진 등 경기둔화 요인에도 불구하고, 3분기부터 리오픈 효과 등을 통한 가시화된 경제 회복세를 기회 삼아 성장률 부진을 극복하고 있다. 인도는 2023년 6%의 성장률을 기록할 것으로 전망되며, 정부와 민간의 투자 확대, 안정적

기준금리에 기반한 시중 은행의 신용 회복, 민간 소비지출의 확대 등을 기회요인 삼아 해외직접투자 유입도 크게 증가한 상황이다. 러시아는 우크라이나 전쟁으로 인한 국제사회의 제재로 수출 부문이 크게 부진했으나, 소비와 투자 등 내수에서 만회하며 2023년 경제성장률이 2.2%로 대폭 상향되었다. 브라질은 농산물 수확 증가, 광업 분야의 생산·수출 확대로 양호한 성장세를 보이는데 더해 정부의 경제 지원 정책 실행으로 소비심리가 크게 확대되어 2023년 3% 성장할 것으로 전망된다.



자료 : 대외경제정책연구원(2023)

[그림 2-1] 선진국 및 신흥국의 경제성장률 추이

국제통화기금(IMF)과 세계무역기구(WTO)는 2023년 세계 교역량이 당초 전망보다는 하락한 1.5%, 0.8% 성장할 것으로 전망하였다. 중국의 경제 회복세 부진, 세계적인 소비 감소, 지정학적 위기 등이 세계 교역량 하락의 주요 원인으로 2022년부터 지적되어 온 하방 압력들이 현재까지 해소되지 않은 상황이다. 2024년 세계 교역량은 국제통화기금(IMF)이 3.5%, 세계무역기구(WTO)가 3.3% 성장할 것으로 전망하였으며, 2023년 전망치가 하향되었음에도 전망치의 상향 조정에 회의적인 반응을 보이고 있다. 2023년 교역이 둔화 추세를 보였음에도 기저효과를 기대하지 않는다는 전망은 2024년에도 2023년에 세계교역량에 영향을 미친 하방 압력들이 상존하기 때문이며, 세계 교역이 장기적인 둔화 추세에 진입할 수 있다는 점을 시사한다.

[표 2-1] 세계 교역량 증가율 및 전망치

(단위 : 전년대비 %)

기관 (발표시점)	구분	2019	2020	2021	2022	2023	2024	
IMF (2023.10)	교역량(상품+서비스)	1.2	-7.8	10.9	5.1	0.9	3.5	
	수출	선진국	1.5	-8.8	9.8	5.3	1.8	3.1
		신흥국	0.8	-5.1	12.8	4.1	-0.1	4.2
	수입	선진국	2.1	-8.2	10.3	6.7	0.1	3.0
		신흥국	-0.9	-7.9	11.8	3.2	1.7	4.4
	교역량(상품)	0.2	-5.0	11.2	3.4	-0.3	3.2	
	수출	선진국	0.6	-6.3	10.1	3.6	1.1	2.8
		신흥국	-0.5	-1.2	12.0	1.2	-1.4	3.8
	수입	선진국	0.6	-5.7	11.2	5.3	-1.2	2.7
		신흥국	-0.1	-5.6	12.3	2.2	0.6	3.8
WTO (2023.10)	교역량(상품)	0.4	-0.5	9.6	3.0	0.8	3.3	
	수출	북미	0.4	-8.9	6.5	4.2	3.6	2.7
		남미	-1.6	-4.9	6.5	2.2	1.7	0.6
		유럽	0.4	-7.7	8.0	3.4	0.4	2.2
		CIS	0.0	-1.0	-1.8	-4.5	3.0	1.9
		아프리카	0.1	-6.8	5.2	-0.8	-1.5	4.1
		중동	-1.0	-6.5	-0.4	7.7	2.0	3.8
		아시아	0.8	0.6	13.1	0.4	0.6	5.1
	수입	북미	-0.6	-5.9	12.5	6.0	-1.2	2.2
		남미	-2.0	-10.5	26.2	3.6	-1.0	3.3
		유럽	0.2	-7.2	8.5	5.7	-0.7	1.6
		CIS	8.5	-5.4	10.3	-5.5	25.0	-4.0
		아프리카	4.4	-15.2	8.3	6.3	5.1	3.1
		중동	11.4	-9.0	12.8	13.7	12.5	4.6
아시아		-0.5	-0.8	10.6	-0.5	-0.4	5.8	

자료 : 대외경제정책연구원(2023)

미국, 독일, 일본 등 주요국의 10년 만기 국채금리는 미국의 국채금리 상승의 여파와 주요국 긴축통화 기조의 지속 가능성으로 2023년 상승세를 보이고 있다. 인플레이션은 둔화 흐름을 이어가고 있으나, 여전히 목표 수준을 상회하면서 주요국 긴축통화 기조의 장기화에 따라 2024년에도 장기 국채금리는 높은 수준을 유지할 것으로 전망된다.

[표 2-2] 주요 글로벌 투자은행의 금리 전망

(단위 : %)

구분		2023 Q4	2024 Q1	2024 Q2
미국	기준금리 ¹⁾ 중간값	5.50	5.50	5.25
	10년물 국채금리			
	중간값	4.52	4.35	4.11
	최고치	5.00	5.00	5.30
	최저치	3.60	3.48	3.10
독일	기준금리 ²⁾ 중간값	4.50	4.50	4.50
	10년물 국채금리			
	중간값	2.60	2.60	2.50
	최고치	3.00	2.85	2.70
	최저치	2.20	1.85	1.30
일본	기준금리 ³⁾ 중간값	-0.10	-0.10	-0.10
	10년물 국채금리			
	중간값	0.65	0.60	0.60
	최고치	1.00	1.20	1.30
	최저치	0.30	0.25	0.30

자료 : KIEP(2023). 2024년 세계경제 전망

주1) 연방기금목표금리(federal funds target range) 상한(upper limit) 기준.

주2) ECB 재융자 금리(interest rate on the main refinancing operations(MRO)) 기준.

주3) 일본은행 정책금리(Bank of Japan Policy Rate) 기준.

2023년 7월 미국은 인플레이션의 둔화와 함께 미국 달러화의 가치가 주요국 통화 대비 100 이하 구간까지 하락하였으나, 고금리에도 불구하고 경제성장이 지속적으로 유지되는 추세를 보이는 국내 경기와 미 연준의 제약적 통화정책 기조, 국채금리의 지속적인 성장에 기반해 2023년 10월 달러화의 가치는 연중 최고치인 107까지 상승하였다. 달러 대비 유로의 환율은 2023

년 7월 유로당 1.124달러로 고점에 이른 후 약세로 전환되고 있다. 엔-달러 환율은 2023년 7월 1달러당 138엔까지 하락하는 등 약세를 보였으나, 10월 달러당 151엔을 기록하며 2023년 최고치를 경신하였다. 위안-달러 환율은 중국의 리오프닝 이후 중국 경제의 더딘 회복세, 부동산 경기 침체, 미국과 중국 간 금리차이의 확대 등으로 인해 상승세를 보이고 있다. 원/달러 환율 역시 미국의 고금리 장기화, 중국의 경기회복세 둔화, 국내 수출 및 내수 부진에 기인해 10월 2023년 최고치인 1,363원을 기록하였다. 2024년에는 미국의 경기 호조, 인플레이션 장기화 등에 따른 미국의 고금리 장기화로 달러의 강세가 예상되나, 미 연준의 통화정책 변화 기대 등에 따른 일부 불확실성도 존재한다. 유럽중앙은행(ECB; European Central Bank)의 긴축통화 정책으로 미국-유로지역 간 금리 격차는 축소될 것으로 예상되나 러시아-우크라이나 전쟁, 이스라엘-하마스 사태 등 지정학적 리스크 등은 유로화 강세의 하방요인으로 작용할 것으로 전망된다.

국제유가는 2022년 11월부터 2023년 6월까지 70~80달러 선을 유지하다 2023년 7월부터 상승하여 9월 말 고점을 기록하였으며, OPEC+¹⁾, 사우디, 러시아가 세계경기 침체로 인한 유가 불안정성을 타개하기 위한 감산과 중국 등의 수요 증가로 국제유가가 상승하고 있다. 2023년 10월 이스라엘과 하마스 전쟁으로 국제유가의 불확실성은 더욱 증가하고 있으며, 단기적으로 이스라엘-하마스 전쟁의 향방이 국제유가의 중요한 변수로 작용할 것으로 전망된다. 2024년 국제유가는 러시아 우크라이나 전쟁의 장기화, 사우디아라비아의 고유가 정책, 미국 전략비축유 재고 감소 등의 공급 불안 요인으로 고유가 기조가 이어질 것으로 전망된다.

[표 2-3] 세계 원유 수급 전망

(단위 : 백만배럴 / 일)

분류	2022년	2023년	2024년
수요(A)	99.6	101.9	102.7
공급(B)	100.1	101.6	103.3
OPEC+	52.2	51.8	52.2
비OPEC+	47.9	49.8	51.1
초과수요(A-B)	-0.5	0.3	-0.6

자료 : 대외경제정책연구원(2023)

1) OPEC+는 석유수출국 기구(OPEC; Organization of the Petroleum Exporting Countries)와 기타 주요 산유국으로 구성된 기구이다. OPEC 회원국은 13개국(이란, 이라크, 쿠웨이트, 사우디아라비아, 베네수엘라, 인도네시아, 리비아, UAE, 알제리, 나이지리아, 가봉, 앙골라, 적도기니, 콩고)이며, 주요 비회원 국가로는 러시아, 카자흐스탄, 멕시코 등으로 구성된다.

[표 2-4] 주요기관별 국제유가 전망

(단위 : 달러/배럴)

기관	유종	2022년	2023년	2024년
KIEP (23.11)	WTI	94.60	80.83	82.50
IMF (23.10)	3종 평균	96.36	80.49	79.92
EIA (2023.10)	WTI	94.91	79.59	90.91
	Brent	100.94	84.09	94.91

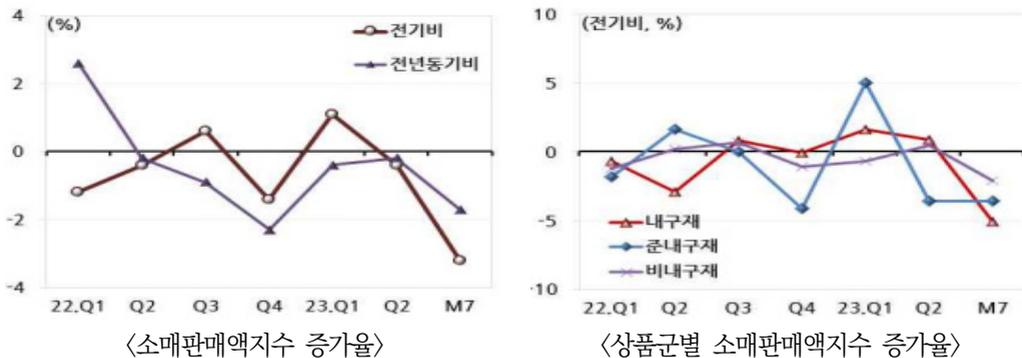
자료 : 대외경제정책연구원(2023)

나. 국내 경제현황 및 전망

■ 국내 경제현황 분석

경제협력개발기구(OECD)와 한국은행은 우리나라 2023년 경제성장률을 각각 1.5%와 1.4%로 예상하였다. 2023년 1분기 실질 국내총생산(GDP; Gross Domestic Product)은 전 분기 위축 이후 0.3% 성장하였고, 마지막 팬데믹 제한 조치가 해제되며 대면 서비스를 중심으로 한 개인 소비가 증가하는 추세를 보이고 있다. 반면, 높은 인플레이션과 금리로 인해 민간 투자는 위축되었고, 수출과 수입은 2022년 4분기 크게 위축된 이후 반등하는 추세를 보이고 있다. 헤드라인 인플레이션(Headline inflation)²⁾은 2023년 4월 3.7%로 하락했고, 서비스 부문이 상승하면서 핵심 인플레이션(Core inflation)³⁾은 4.0%대로 큰 변동없이 유지되었으며, 고용은 둔화되는 추세를 보이고 있다.

2023년 7월 소매판매 전월비 증가율은 -3.2%로 코로나 경제 위기가 시작된 2020년 7월 -4.6%를 기록한 이후 가장 큰 폭의 침체를 기록하고 있으며, 내구재 소비 중 승용차, 가전제품 분야에서 감소가 잇따라 5.1% 감소하는 등 소비 선행지표가 잇따라 감소하면서 예상을 뛰어넘는 침체 폭을 기록하며 소비가 급락하고 있다.



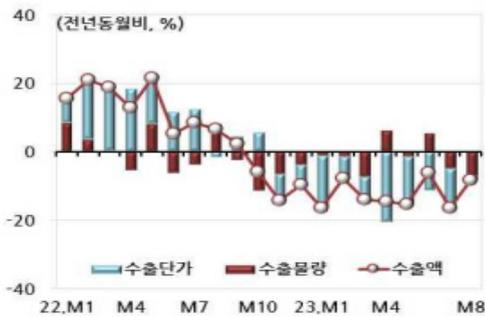
자료 : 현대경제연구원(2023)

[그림 2-2] 소매판매액지수 및 상품군별 소매판매액지수 증가율

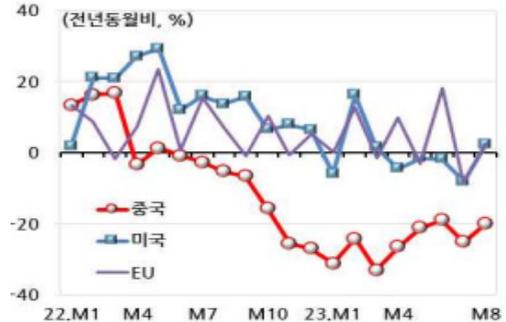
- 2) 헤드라인 인플레이션(Headline inflation)은 전체 제품의 상승률을 반영하는 물가지수로 소비자물가지수(CPI; Consumer Price Index) 등이 이에 속한다.
- 3) 핵심 인플레이션(Core inflation)은 국제정세, 기후 등으로 일시적인 가격변동성 큰 유가, 식료품 등을 제외한 인플레이션으로 근원 인플레이션으로도 불린다.

수출 경기의 침체는 장기화되고 있으며, 수출 증가율은 2023년 8월 전년동월비 -8.4%로 지난 2022년 10월 이후로 11개월 연속 감소하고 있다. 對 중국 수출은 2022년 5월 이후 15개월 연속 감소세를 보이고 있으며, 2023년 8월 기준 반도체, 석유화학, 철강에서 각각 20.6%, 12.0%, 11.2% 감소하며 상대적으로 큰 폭의 감소세를 보이고 있다.

고용 시장의 양극화는 더욱 증가하고 있으며, 제조업 및 건설업을 비롯한 주력 산업 분야와 핵심 경제활동 연령(25세~49세)의 취업자는 지속적으로 감소세를 보이는 반면, 서비스업 및 이상 연령층의 취업자 수의 증가로 고용 시장의 양극화가 가속화되고 있다.



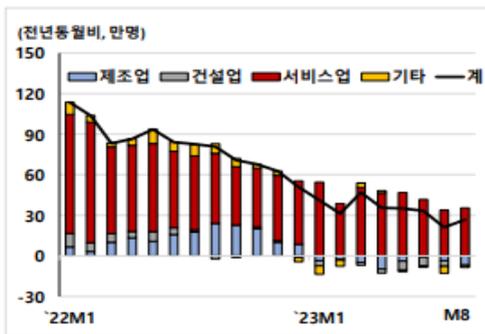
〈월별 수출증가율〉



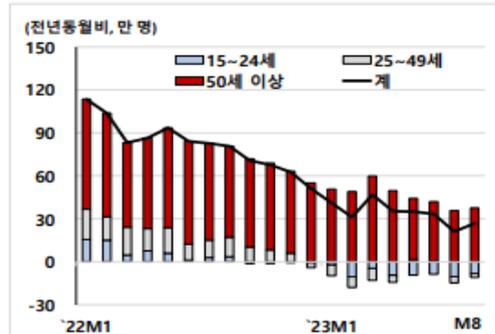
〈주요 시장별 수출 증가율〉

자료 : 현대경제연구원(2023)

〔그림 2-3〕 월별 수출증가율 및 주요 시장별 수출 증가율



〈주요 산업별 취업자 증감〉



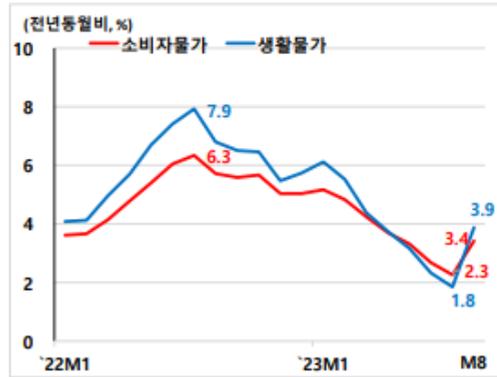
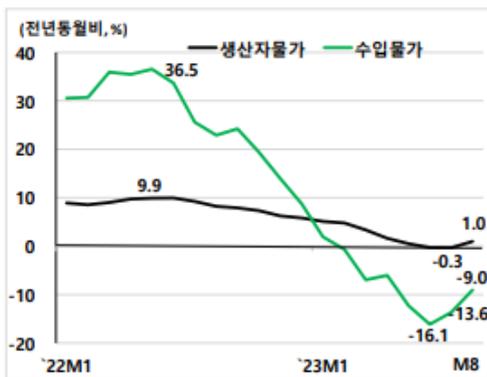
〈연령대별 취업자 증감〉

자료 : 현대경제연구원(2023)

〔그림 2-4〕 주요 산업별/연령대별 취업자 증감

국제유가 상승으로 인한 물가 오름세가 일시적으로 확대되며, 일시적인 인플레이션 현상이 확대되고 있다. 2023년 8월 수입물가에서 원재료·수비재 물가가 모두 하락하여 9.0% 감소하였지만 전년동월대비 자본재 물가가 상승하는 추세를 보이고 있으며, 국제유가 상승으로 전월 대비 수입물가는 4.4% 상승하였다. 2023년 8월 전년동월대비 생산자물가 상승률은 공산품 품목에서 소폭 감소하였으나, 전력·가스·수도·폐기물과 농림수산물 품목의 물가가 상승하며 상승세로 전환되었다. 소비자물가 역시 동기간 3.4% 상승하며, 7월 2.3% 상승에 이어 오름세가 확대되는 추세를 보이고 있다.

개선세를 보이던 가계 소비 심리가 정체되며, 기업의 투자 심리 회복이 지연되는 등 경제 심리도 정체되고 있다. 2023년 8월 한국은행 소비자심리지수(CCSI)⁴⁾는 103.1p로 집계되었으나, 가계의 현재 경기상황을 나타내는 현재경기판단지수는 72p, 향후경기전망지수도 80p로 소비자 심리 지수에 비해 낮게 집계되었다. 전국경제인연합회에서 발표한 2023년 9월 기업경기실사지수는 96.9p로 전월대비 소폭 상승할 것으로 전망하였으나, 한국은행의 기업경기실사지수는 전월과 동일할 것으로 전망하였다.



〈생산자물가 및 수입물가 상승률〉

〈소비자물가 및 생활물가 상승률〉

자료 : 현대경제연구원(2023)

[그림 2-5] 주요 물가지수 상승률

4) 소비자심리지수(CCSI; Consumer Composite sentiment Index)는 한국은행이 매월 소비자동향지수 중 현재생활형편, 생활형편전망, 가계수입전망, 소비지출전망, 현재경기판단, 향후경기전망에 대한 6개의 개별 지수를 표준화하여 합성한 지수로, 소비자심리를 종합적으로 판단하는 데 이용된다(통계청).

[표 2-5] 현재경기판단 및 향후 경기전망(CCSI)

구분	3월	4월	5월	6월	7월	8월
현재경기판단	52	58	64	69	75	72
향후경기전망	63	68	74	78	84	80
비중	2.66%	2.66%	10.36%	2.13%	2.12%	2.56%

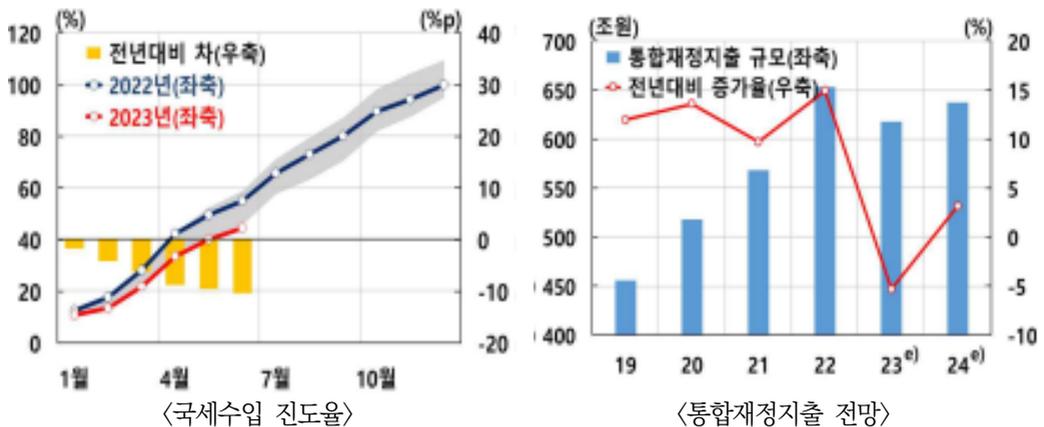
자료 : 한국은행 소비자심리지수

[표 2-6] 주요 기업경기실사지수(BSI)

구분	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월
전경련	83.1	93.5	93.0	93.8	90.9	95.5	93.5	96.9
한국은행	68.0	71.0	73.0	74.0	76.0	75.0	73.0	73.0

자료 : 한국은행 기업경기실사지수, 전국경제인연합회 기업경기실사지수

2023년 상반기 중 재정지출은 지난해 코로나 재정 지원을 위한 대규모 추경의 기저효과 등으로 이전지출을 중심으로 큰 폭으로 감소하였다. 반면 예산 대비 집행실적은 이전 지출을 제외한 인건비 및 물건비에서 각각 1.8%p, 3.2%p 증가하였다. 하반기 중 재정지출은 경기둔화, 기업 실적부진 등에 따른 세수부족으로 2022년 55.0%보다 10.4%p 낮은 44.6%로 집계되며, 불확실성이 커지고 있다.



자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-6] 국세수입 진도율 및 통합재정지출 전망

[표 2-7] 2023년 통합재정지출 변동

기관	2023년 통합재정지출 변동 (단위 : 조원)		
	22년 상반기	23년 상반기	전년동기대비
총지출	94.60	80.83	82.50
인건비	96.36	80.49	79.92
물건비	94.91	79.59	90.91
이전지출	100.94	84.09	94.91

자료 : 한국은행(2023)

주 : 22년은 추정, 23년은 본예산 기준

정부의 주택시장 안정화 대책과 연초 대비 신규 대출금리 인하 등에 따라 주택매매가격의 하락폭은 축소되는 추세를 보이다 2023년 7월 상승 전환되었다. 주택전세가격에서도 전세대출 금리 인하로 인해 가격 하락폭이 점차 감소되고 있는 추세이다. 주택 매매 시장은 2023년 들어 실수요를 중심으로 한 거래량이 증가되었으며, 실거래가격도 완만한 상승세를 이어가고 있지만, 수도권과 비수도권에서 차별화되어 나타나고 있다. 수도권의 경우 비수도권에 비해 하락폭이 빠르게 축소되었고 2023년 6월 이후 상승세를 보이고 있으나, 비수도권에서는 지속적인 하락세를 보이고 있다. 최근 실거래 가격이 상승세를 이어가고 매매수급지수도 개선흐름을 보이고 있어 부동산 시장 기대가 높아지고 있으나, 신규 대출금리의 반등, 아파트 매물의 증가, 역전세 리스크 등이 부동산 시장의 하방 압력으로 작용하고 있어 주택 시장의 본격적인 회복 국면이라고 판단은 어려운 상황이다.

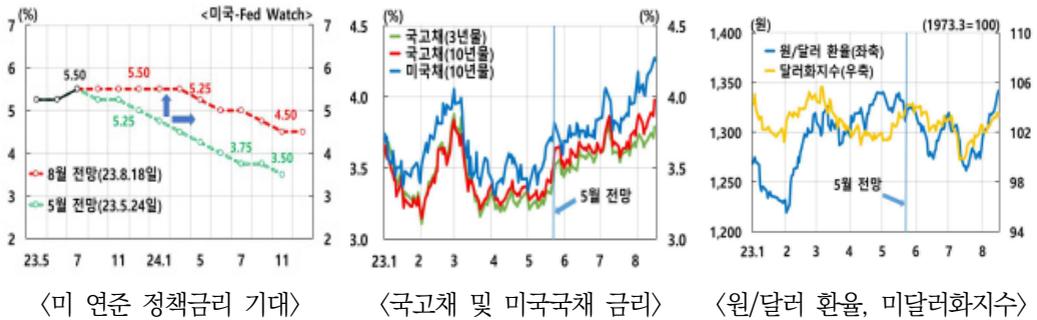


자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-7] 전국/지역별 주택매매 현황

2023년 5월 이후 주요 선진국의 중앙은행들은 정책 금리를 추가적으로 인상하였고, 향후 긴축통화 기대 확대로 국내 장기금리도 주요국과 함께 상승하는 추세이다. 미국 인플레이션의 둔화, 무역수지 개선 등에 따라 원/달러 환율은 2023년 5월 1,260원대까지 하락하였다가 2023년 8월 미 연준의 긴축기조 장기화 기대, 장기금리 상승, 중국 리스크 부각 등의 영향으로 1,300원을 상회하는 수준까지 상승하였다.

기업의 대출이 지속적으로 증가하는 가운데 2023년 4월 이후 주택자금을 중심으로 가계대출 증가 규모도 확대되고 있다. 민간부문의 레버리지와 금리가 상승하는 상황에서 가계, 기업의 대출 증가와 취약차주의 대출 연체율의 상승은 내수를 제약하는 요인으로 작용하게 되며 향후 경기 흐름에 부정적 영향을 미칠 여지가 있다.



<미 연준 정책금리 기대>

<국고채 및 미국국채 금리>

<원/달러 환율, 미달러화지수>

자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-8] 미국 주요 금리 및 환율



<예금은행 가계대출 금리, 증감>

<예금은행 기업대출 금리, 증감>

<대출 연체율>

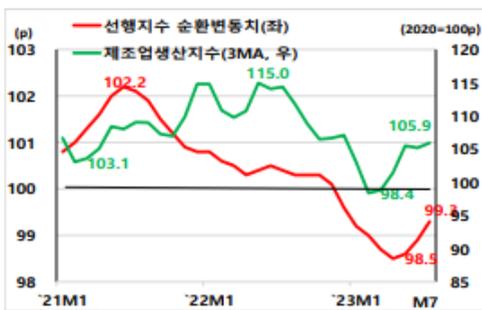
자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-9] 국내 가계/기업 대출 금리 및 대출연체율

■ 국내 경제전망

경제협력개발기구(OECD)와 한국은행은 우리나라 2024년 경제성장률을 각각 2.1%와 2.2%로 전망하였다. 국내 경기는 소비 회복세가 정체되고 있음에도 불구하고 2023년 2/4분기 중 자동차와 반도체를 중심으로 한 수출 및 제조업의 부진이 완화되고, IT경기 반등과 중국인 관광객 유입 증가 등에 따라 성장세가 확대될 것으로 예상된다. 경기동행 지수 순환변동치는 2023년 5월부터 지속적으로 상승세를 이어가고 있으며, 제조업 생산 지수도 2023년 2월부터 상승세로 반전되었다. 2021년 6월 이후 23개월 간 하락 추세였던 경기선행지수 순환변동치의 반등과 2023년 1%대 저성장에 따른 기저효과로 인한 회복세를 기대할 수 있을 것으로 예상된다. 다만, 최근 중국 경기의 회복세 약화, 주요국 통화정책의 전환 시점, 제조업 경기의 회복 정도, 국제원자재 가격의 안정화 등 국제 경제 환경에 따라 국내 경기 흐름 및 회복세가 좌우될 것이다(현대경제연구원, 2023).

소매판매 증가율은 2023년 이후 회복세를 보이고 있으나 전년동월대비 마이너스를 유지하고 있고, 수출 증가율은 2022년 10월 이후 11개월 연속 큰 폭의 하락세를 지속하고 있다. 수출의 경우 2024년 세계 경제의 회복세에 따라 소폭 반등할 것으로 예상되지만, 중국의 경기침체와 미·중 기술경쟁 심화에 따른 반도체 경기 회복 지연 등 수출 침체 지속 가능성도 배제할 수 없다. 현대경제연구원(2023)은 수출은 연간 8.9%, 수입은 2023년 대비 국내 투자심리 개선에 따라 증가세로 전환되어 연간 2.8% 증가할 것으로 전망하였다.



〈경기선행지수 및 제조업 생산지수 추이〉



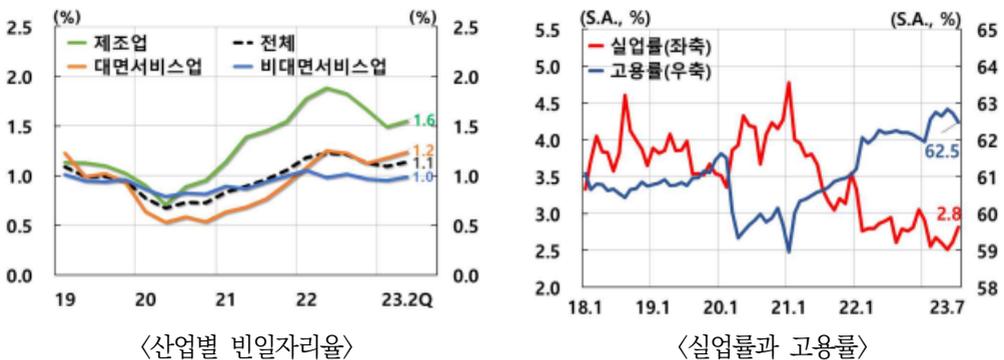
〈소매판매 증가율 및 수출 증가율 추이〉

자료 : 현대경제연구원(2023)

[그림 2-10] 경기지수 및 소매판매/수출 증가율

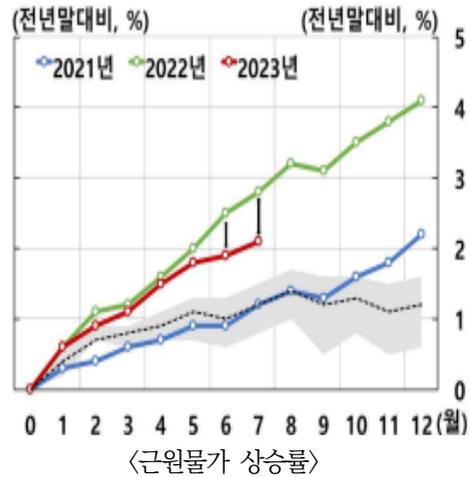
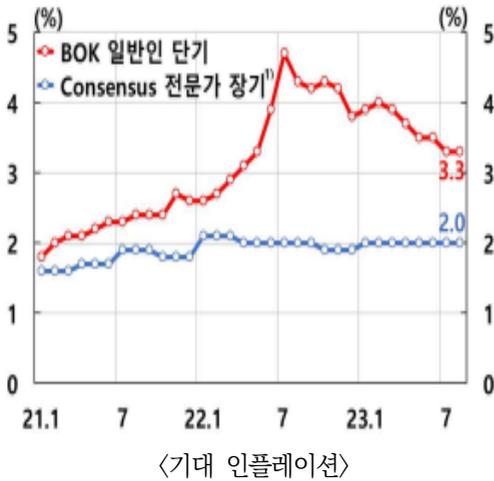
고용부문에서 전년동기대비 취업자수 증가 규모는 2022년보다 성장세가 낮아지고 있다. 제조업과 건설업은 업황 부진에 따른 감소세가 지속되고 있으며, 2022년 큰 폭으로 증가한 서비스업은 기저효과로 증가폭이 감소되고 있다. 취업자 수의 증가세는 여성 및 고령층에서 크게 나타나고 있다. 실업률은 2023년 5월 이후 상승 전환하였으나, 팬데믹 이전과 비교하면 낮은 수준이다. 2023년 2분기 노동 수급 상황은 여전히 긴축되어있으나 경제활동 정상화에 따라 하반기 이후에는 점차 완화될 것으로 전망된다. 한국은행(2023)은 서비스 부문의 노동수요 증가가 약화되고 있음에 따라 2024년 취업자 수 증가 규모는 금년보다 작은 19만 명, 실업률은 3.0%, 고용률은 62.7%로 전망하였다.

유가가 전년동월대비 큰 폭으로 하락세를 지속하는 가운데 2022년 농산물 가격 등이 큰 폭으로 상승함에 따른 기저효과로 가공식품과 농산물 가격 등의 오름폭도 둔화되는 추세를 보이고 있다. 또한 집세 상승 흐름도 완만하게 둔화되어 상품가격 상승폭의 축소와 개인서비스물가 상승률 완화 등 소비자물가 상승률이 둔화되고 있다. 일반인 기대인플레이션은 3%대 초중반 수준으로 하락하였으며, 전문가 장기 기대인플레이션(5년)은 목표수준에서 유지되는 등 안정세를 유지할 것으로 보인다. 한국은행(2023)은 2023년 8월부터 유가 상승으로 인한 소비자물가의 상승폭은 확대되어 2023년 말까지 3% 안팎으로 등락하고 근원물가 상승모멘텀이 점차 축소될 것으로 전망하였다. 다만 향후 국제유가 추이, 국내외 경제 상황, 누적비용 상승압력의 파급효과와 관련된 상방 및 하방 리스크가 있어 물가 전망의 불확실성이 존재하며, 엘니뇨 등에 따른 이상 기상현상의 발생으로 인한 위험도 간과하기 어려울 것이다.



자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-11] 국내 고용 현황



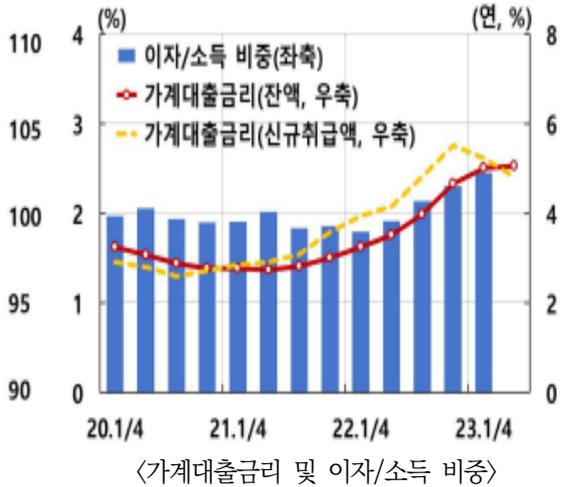
자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-12] 국내 물가 현황

2023년 2분기 민간소비는 일시적 요인에 의해 대면서비스 소비를 중심으로 회복세가 주춤한 상황이나, 고용 여건의 개선, 초과저축 축적 등 소비여력이 증가하고 있어 회복 흐름이 지속될 것으로 예상된다. 그러나 주택 등을 중심으로 한 가계 대출의 증가로 원리금 상환 부담이 증가하고 있으며, 대외 여건의 불확실성이 높아 회복 모멘텀은 완만할 것으로 예상된다.

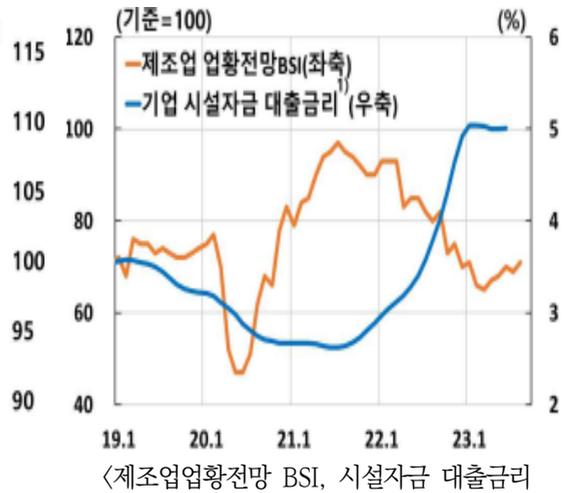
글로벌 제조업경기 회복 지연, 높은 재고율 등에 따라 2023년 하반기 기업들의 설비 투자도 부진한 흐름을 이어갈 것으로 보인다. 2024년에는 반도체 기업의 공정 변화에 따른 설비 투자, 비IT 기업들의 ESG 경영 기조 전환에 따른 투자 확대, 공급망 다변화를 위한 외국인 직접투자 증가 등에 따라 설비투자가 약 4.0% 증가할 것으로 예상된다.

한국은행(2023)은 2022년 대규모 추경에 따른 기저효과와 건전재정으로의 전환 기조에 따라 통합재정 기준 2024년 재정지출은 3.2% 증가할 것으로 예측하였다. 또한 관리재정수지 비율은 정부의 재정건전성 강화 등에 따라 개선되어 2023년~2024년 -2%대 증반 수준을 보일 것으로 전망하였다.



자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-13] 민간소비 및 가계대출 현황



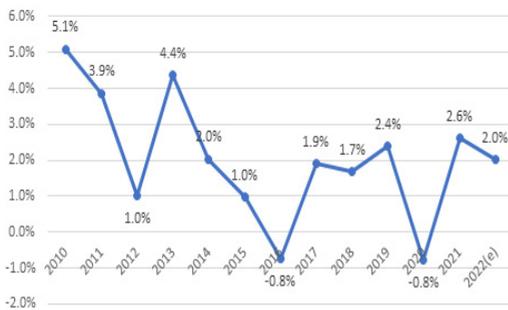
자료 : 한국은행(2023)

[그림 2-14] 설비투자 및 제조업 업황전망

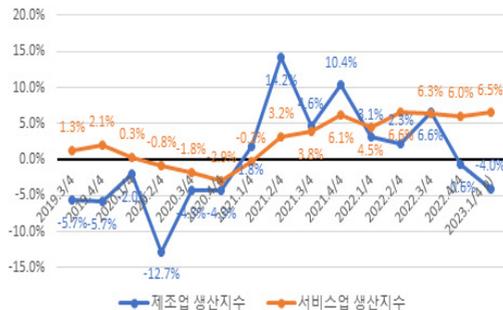
다. 전라북도 경제현황 및 전망

지속되고 있는 국제정세 불안, 인플레이션 등의 요인으로 2023년 상반기 전라북도 경제는 제조업을 중심으로 하강 국면에 접어들었다. 2021년 제조업의 회복세와 지역 화폐 등 재정적 투입을 기반으로 지역내총생산(GRDP)은 2.6% 성장하였고, 2022년까지 성장 추세가 지속되고 있다. 중국의 경제 침체로 인한 수출 부진 등의 영향으로 제조업 생산지수는 침체되어 2022년 4분기 대비 2023년 1분기 4.0% 하락하였다. 반면, 서비스업 생산지수는 2021년 2분기부터 회복세가 지속되고 있으며, 인플레이션 우려에도 불구하고 성장세를 유지하고 있다.

러시아·우크라이나 전쟁의 장기화로 화물자동차의 수요 증가로 전라북도의 자동차산업도 생산량이 증가하였으나, 다른 주력 분야 제조업의 생산과 수출은 감소하는 경향을 보이고 있다. 2022년 상반기부터 지속되고 있는 국제 경제 위기 상황의 영향으로 주력 수출업종을 중심으로 2022년 하반기부터 생산량이 크게 감소하였으나, 자동차 및 트레일러 업종과 운송장비업종에서는 기저효과에 따른 생산량 증가 현상이 나타났다. 팬데믹 이후 여행 및 이동 수요가 증가함에 따라 전라북도의 서비스업은 코로나19 이전 수준을 회복하고 있다. 서비스업 생산지수는 2022년 3분기 6.3%, 4분기 6.0%, 2023년 1분기 6.5%가 증가하며, 지속적인 성장 추이를 보이고 있다.



〈전북 경제성장률〉



〈전북 제조업 및 서비스업 생산 증감률〉

자료 : 전북연구원(2023)

[그림 2-15] 전북 경제성장률 및 제조업서비스업 생산 증감률

전라북도의 고용상황은 2022년 2분기 이후 회복 추세를 보이고 있으며, 전분기 대비 2023년 1분기 전체 취업자 수는 2.1% 증가하였다. 서비스업 부문을 중심으로 취업자가 증가하는 한편, 기능직 종사자가 3분기 연속 감소하며 중소 제조업 일자리 문제가 발생하는 등 양극화되는 측면을 보이고 있다. 2022년 하반기에는 무급가족종사자를 중심으로 취업 규모가 확대되는 경향을 보였으나, 2023년 1분기에는 상용근로자를 중심으로 한 취업자가 증가하는 추세를 보이고 있다. 구인구직 시장에서 월 신규 구인수는 11천명 수준이나, 신규 구직자는 17천명에 달하는 등 고용 수급에 불균형도 발생하고 있다.



〈전북 소상공인·전통시장 경기체감지수〉



〈전북 구인배수〉

자료 : 전북연구원(2023)

[그림 2-16] 전북 소상공인·전통시장 경기체감지수 및 구인배수

전라북도는 2022년 12월 「전북특별자치도 설치 등에 관한 특별법」이 국회를 통과함에 따라 산업 정책에서 호남권 분류에서 벗어나 독자적 권역을 형성하게 되었다. 또한 국가 첨단전략산업(이차전지) 특화단지 지정됨에 따라 새만금의 산업생태계가 신재생에너지에서 이차전지로 변화될 것으로 예상된다. 이에 더해 새만금 스마트 수변도시 조성사업이 2023년 하반기에 착공함에 따라 부동산 경기 침체에도 불구하고 전라북도의 신규 투자 규모가 유지될 것으로 전망된다. 생활물가 중심의 높은 물가 수준의 영향으로 소비심리는 지속적으로 위축될 것이 예상되나, 취업자 수가 꾸준히 증가하고 있어 가계 소득 수준이 유지되며 물가 안정 시 소비자심리지수가 개선될 것으로 전망된다.

2. 경제위기의 유형과 정책 사례 분석

가. 경제위기의 개념 및 유형

경기침체 예상에 따라 거시경제의 불확실성은 더욱 확대되고 있으며, 경기침체 국면에 서는 기업 매출이 줄고 투자와 일자리가 감소해 가처분소득과 소비지출이 줄어들게 되며, 이는 다시 생산의 감소로 이어지는 악순환으로 반복되는 일명 'R의 공포'라고 불리는 상황이 지속되게 된다. 특히, 장기화되는 경기침체로 인한 거시경제의 불확실성이 증가하는 상황에서 거시경제의 취약한 부문에서의 충격이 경제 전체로 확산되는 경제위기로 이어질 수 있다. 경제위기(economic crisis)는 일반적으로 기업이나 은행의 파산이 이어지고 물가, 금리, 환율 등 가격변수가 급격히 변화하는 등 경제의 불안정성이 심하거나 생산이 감소하고 실업이 증대되는 등 경제적 어려움이 극심한 상황을 지칭하며, 사전에 예상하지 못한 경제현상이 발생하여 경제주체들이 이례적인 반응을 보임으로써 경제 시스템을 구성하는 주요 부분이 제 기능을 못하거나 심한 경우에는 그에 따른 파급효과로 경제시스템 전체가 와해 또는 붕괴될 수 있는 상황⁵⁾으로 정의된다(한국은행, 2000).

경제위기는 자본주의 작동 시스템에 내재한 특징으로 Busch(2009), Kliman(2011) 등은 위기의 원인과 전조를 구별하여 과소소비설, 불비례설, 과잉생산설, 과잉축적설, 이윤율저하설 등으로 해석하였으며, 이후 경제위기를 시장에서의 단기적인 불균형과 기술, 생산성의 변화로 설명하였다. 최근 경제위기는 일반적으로 순조롭던 경제가 어떤 문제에 봉착했을 때를 일컫고 있으며, 경기순환 과정에서 경기의 순차적인 흐름을 거치지 않고 호황 정점에서 불황으로 급격히 하락하는 특정 국면⁶⁾으로 해석된다.

자본주의 초기에는 경제위기를 경기침체(recession) 또는 불황과 동일한 현상으로 인식하였으며, 막스(Marx)는 경기후퇴나 불경기가 자본주의 체제의 붕괴 과정으로 경제위기와 같은 개념으로 보았다. 하지만 최근에는 경기순환에서 경제위기가 매번 나타나지 않기 때문에 경기변동 측면에서 경제위기는 이례적이고 극심한 불경기로 한정하고 있다.

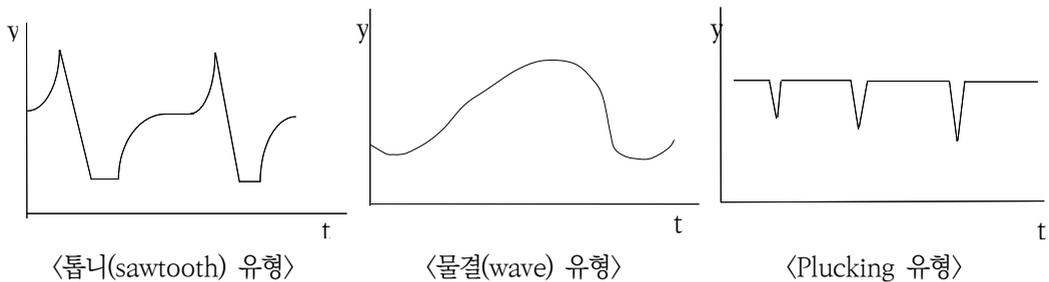
5) 경기변동 측면에서 경제위기는 이례적이고도 극심한 불경기로 이해하고 있으며, 정상적인 경제조정과정인 disinflation이나 deflation은 제외하고 이것이 지나쳐 생산이 대폭적으로 감소하는 등의 이례적인 상황, 즉 극심한 불황(severe recession)을 경제위기로 인식하는 것이 일반적이다(한국은행, 2000).

6) 경기순환은 일반적으로 호황기, 경제위기, 불황기의 세 가지 국면으로 나뉘며, 김수행(2006)은 경기순환 국면을 회복→호황→벼락경기(boom)→경제위기(economic crisis)→공황(crash)→불황으로 나누었다.

[표 2-8] 위기의 개념 및 유사 용어

구분	개념
위기(crisis)	사전적 의미는 결정적 단계, 중대국면 등의 뜻으로 쓰이며, 붕괴나 와해보다는 가벼운 뜻
와해(collapse)	약화 등의 의미도 내포하고 있지만, 하나의 시스템이 정상적으로 작동하지 못하는 상황을 의미
붕괴(crash)	본래 추락, 충돌을 뜻하지만, 경제적으로는 갑작스런 가격하락이나 기업(또는 은행)의 대규모 실패를 뜻함
연쇄반응(cascade)	방사선에 대한 노출이나 핵분열과 같이 연속적으로 사건이 발생하는 것을 뜻하는데 경제에 적용되는 경우 연쇄부도나 그에 따른 경제시스템의 붕괴를 의미
이변(catastrophe)	원래 큰 불행을 뜻하는데 갑자기 나타나고 그 파급 범위가 넓으며 특이하다는 의미도 포함
공황(panic)	공포, 당황, 낭패 등의 심리적 상태를 나타내는 말인데 경제적으로는 자기 자신의 손해를 최소화하기 위해서 조금한 심정으로 비합리적 판단에 따라 행동하는 양태를 의미
불안정(instability)	가변적인 상황, 불확실성이 큰 상황 등을 의미
곤경(distress)	주로 지출이 수입을 초과하여 수지를 맞추는 데 어려움이 있는 상황을 뜻함
무질서(disorder)	혼란과 유사하게 여러 사람이 각기 다른 반응을 보이거나 그 행태가 일정하지 않은 상황을 의미

자료 : 한국은행(2020)



자료 : 한국은행(2020)

[그림 2-17] 경기변동의 유형

경제위기는 위기가 발생하는 부문, 제도나 정책, 특정 품목, 속성 및 성격, 범위, 원인 등에 따라 유형을 구분할 수 있으며, 대표적으로 매출 부진이나 과잉 생산, 과소 소비 등으로 기업이 도산하고 이윤이 포락하며 실업이 증대되는 실물위기(real crisis), 신용과 화폐 흐름이 원활하지 못하는 현상이 발생하여 은행과 증권 시장이 무너지는 금융위기(financial crisis)와 위기의 발생하는 부분에 따른 외환위기(currency crisis), 은행위기(banking crisis) 등으로 구분될 수 있다. 경제위기는 특정 부문의 위기가 기업 및 개인, 금융기관 등으로의 확산에 따라 경제조직체를 구성하는 인적·물적 자산들의 유기적 관계가 붕괴되며 발생하는 피해와 이에 따른 부정적 외부효과(negative externality)가 발생한다. 한편, 경기침체와 경제위기에서 발생하는 거시경제 충격과 불확실성은 지역의 수요 및 공급측면, 경제주체들의 기대변화 등의 경로를 거쳐 지역경제에 충격이 전이되며, 그 충격이 더욱 확대되어 나타날 수 있다. 거시경제 충격과 불확실성은 지역의 산업구조, 소득수준 등에 따라 그 영향이 다르게 나타난다.

[표 2-9] 경제위기의 유형과 원인

유형	표면적 원인	심층적 원인	발현 형태
실물위기	유효수요의 부족	과잉축적과 이윤율 저하	기업의 도산과 실업
금융위기	과열된 금융부문 투자 후 투매, 자산거품의 폭락, 금융부문의 경색	실물위기와 편승효과	투자자들의 파산과 금융회사의 도산
외환위기	외환보유액의 부족	실물위기와 소국 개방경제의 한계	환율급등, 국가신인도 추락 및 국가 부도
은행위기	은행부문의 경색, 시장참여자들의 신뢰 상실	실물위기와 편승효과	예금 대량 인출과 은행 도산, 공적자금

자료 : 홍태희(2013)

[표 2-10] 부문별 경제위기의 분류

구분	종류
부문별	유통위기, 산업위기, 은행위기, 금융위기, 증권위기, 외환위기, 외채위기, 국제수지위기, 재정위기, 공급위기, 수요위기, 제도적 위기, 정책적 위기
품목별	농산물파동, 석유파동, 원자재파동, 금파동
성격·속성별	유통성 위기, 지급불능 사태, 심리적 공황, 구조적 위기
범위별	지역적 위기, 지역적 위기, 국가적 위기, 국제적 위기, 세계적 위기
원인별	자연적 재해, 기술적 위기, 시스템 붕괴, 정치적 위기, 정책적 위기

자료 : 한국은행(2020)

나. 경제위기의 정책 사례

■ 미국 : 금리 인상, 자산축소 정책

고금리에 대한 부담이 지속됨에 따라 현재 금리 수준이 한동안 유지될 가능성이 있다고 전망됨에 따라 미 연준⁷⁾은 꾸준히 자산을 축소하고 있다. 2023년 하반기 중 미 연준의 기준금리 인하를 전망하는 시각에 무게가 있었으나, 2023년 7월까지 금리 인상을 단행한 미국의 기준금리는 5.2%~5.5%까지 높아졌다. 이는 미국 모기지금리가 7%를 상회하는 등 금리가 미국 경제 전반에 주는 부담이 커졌기 때문으로, 추가적인 금리 인상은 경기 위축으로 이어질 가능성이 우려되고 있으며, 견고한 고용시장에도 불구하고 물가 상승률에 대한 부담이 해소되지 않아 한동안은 현재 금리 수준이 지속될 것으로 전망된다.

2023년 3월 실리콘밸리은행(SVB) 사태 당시 미 연준의 자산은 일시적으로 규모가 증가했으나, 국채와 주택저당증권(MBS)의 보유 규모를 축소하며 2023년 10월 마지막 주 기준 최고점 대비 11% 감소한 7.9조 달러를 기록하고 있다. 팬데믹 이전 미 연준의 총 자산 규모는 5조 달러 미만으로 미 연준은 지속적으로 자산을 축소할 것으로 예상됨에 따라 시중의 통화량이 감소하여 금리가 추가적으로 인상될 것으로 전망된다.

■ 유럽 : 정책금리 인상, 정부부채 비율과 재정수지 비율 개선

유럽중앙은행(ECB)은 유럽의 중기 인플레이션 목표치(2%)를 맞추기 위해 2023년 2월부터 정책금리 인상을 급격하게 추진하고 있다. ECB는 2023년 여섯 차례에 걸쳐 정책금리를 상향하였고 2023년 9월 정책금리를 각각 0.25bp씩 추가 인상하며, 기준금리 4.5%, 한계대출금리는 4.75%, 수신금리는 4%로 설정하였다. ECB는 유로지역의 2023년부터 2024년까지의 물가 상승률 전망치를 각각 5.6%, 3.2%로 상향 조정하며, 지속적으로 고금리를 유지할 계획이라고 발표했다.

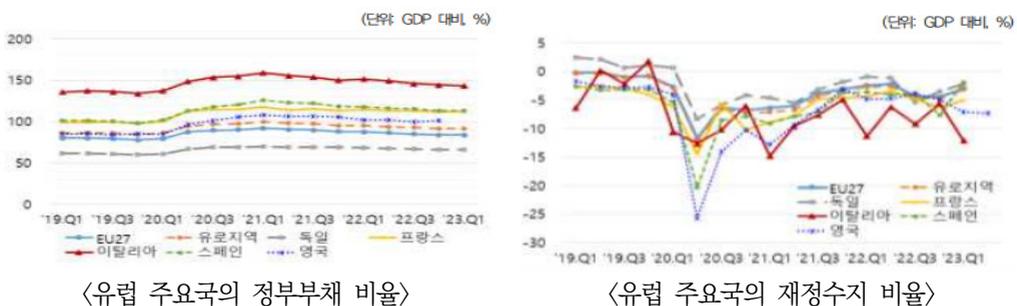
ECB는 자산 매입과 재투자를 재조정할 목적으로 2023년 7월부터 자산매입프로그램(APP) 만기도래 채권의 재투자를 중단해 APP 규모를 축소하고 팬데믹 긴급매입프로그램

7) 연방준비제도(FED: Federal Reserve System)는 미국의 중앙은행으로 최대 고용, 안정적인 물가 및 온건한 장기 금리를 촉진하기 위한 국가의 통화 정책을 수행하며, 연방공개시장위원회(FOMC: Federal Open Market Committee)는 연방기금 금리, 연준의 자산 보유 규모 및 구성, 향후 통화정책 방향에 대한 대중과의 소통에 영향을 미치는 공개시장 운영에 관한 모든 결정을 내린다(연방준비제도 홈페이지).

(PEPP)으로 매입한 만기증권의 납입원금을 최소 2024년까지 재투자하는 방식으로 PEPP 포트폴리오를 운영할 계획이다. 유로지역 APP 채권 누적 규모는 2023년 9월 30일 기준 3조 3,021억 유로, PEPP는 2023년 10월 20일 기준 1조 6,683억 유로 수준이다.

영국중앙은행도 2023년내 총 다섯차례에 걸쳐 기준금리를 인상하였으며, 2023년 8월부터 기준 금리를 0.25%p 인상한 5.25%로 설정하였다. 또한, 2023년 9월 통화정책 목적으로 보유한 영국정부 채권의 규모를 2024년 8월까지 1,000억 파운드 축소한 6,580억 파운드 규모로 설정하기로 발표하였다.

EU의 주요국에서는 정부부채 비율과 재정수지 비율을 개선하기 위한 정책을 추진하고 있다. EU 및 유로지역의 GDP 대비 정부부채 비율은 2023년 1분기 각각 83.7%, 91.2%로 8분기 동안 지속적인 하락세를 보였으나, 프랑스, 이탈리아, 스페인 등 주요 국가의 부채 비율은 110%를 초과한 상태이다. EU 및 유로지역의 GDP 대비 재정수지 비율은 회원국들의 에너지 관련 조세 및 부가가치세 감면 등으로 2022년 3분기부터 4분기까지 지속적으로 악화되었으나, 에너지 위기의 타개로 2023년 1분기에는 전기대비 1.5%p씩 개선된 -3.0%, -3.2%로 나타났다. 이탈리아는 2023년 재정적자 목표치인 GDP 대비 비율이 4.5% 상회하고 있지만, 델로니 정부가 감세를 약속하며 재정적자가 다시 확대될 우려가 있다. 2022년 에너지 위기 대응을 위한 재정지출 확대와 재정수지 악화로 다수 EU 국가의 재정준칙 준수가 위협받자 EU 집행위원회는 과다재정적자절차⁸⁾의 재가동 시점을 2023년에서 2024년으로 유예할 것을 제안하기도 하였다.



자료 : 대외경제정책연구원(2023)

[그림 2-18] 유럽 주요국의 정부부채 및 재정수지 비율

8) '안정성장협약'에 따라 EU회원국에서는 재정적자 GDP 대비 3%, 정부부채 GDP 대비 60% 이내로 한다는 재정준칙을 적용하고 있으며, 이를 초과할 경우 과다재정적자절차가 적용된다.

■ 일본 : 금융완화정책 출구전략

일본은행의 장기금리 상승과 소비자물가의 2%대 상승률, 임금 인상 등으로 금융완화 정책의 출구전략에 대한 논의가 진행되고 있다. 출구전략의 예상 시기는 2024년이라는 관측이 우세하나, 실질적인 시행 여부는 일본의 대내외 경제상황에 따라 결정될 것으로 전망된다. 일본은행 신임 총재인 우에다는 취임 이후에도 구로다 전 총재가 추진했던 YCC(장단기 금리조절)⁹⁾ 등 금융완화정책 기조를 유지하고 있다. 구로다 전 총재는 2%대 소비자 물가지수 상승률, 일본경제의 안정적 성장을 목표로 2013년부터 10년 간의 재임기간 중 본원통화 확대, 위험자산 매입, 마이너스 금리, 장·단기 금리조절 등 거의 모든 정책 수단을 동원해 금융완화정책을 추진했다. 그러나 2023년 상반기 경제 성장 둔화, 인플레이션 지속, 임금 인상 등 위기의 가속화로 정책 변경에 대한 기대감이 형성되며, 장기금리 상승의 압력요인으로 작용하기 시작했다. 이에 따라 일본은행 금융정책결정회의는 2023년 7월 장기금리 상승폭을 0.5%까지 확대 허용하되, 시장 상황에 따라 유연하게 대처하는 형태로 정책 방향을 수정하였다. 2023년 9월에는 임금인상을 동반하는 인플레이션 지속 시 마이너스 금리를 해제할 수 있음을 시사하였고, 금융정책결정회의에서 YCC 해제 조건 검토 의견이 제시되어 사실상 일본은행이 금융완화정책 출구전략 이행 시기 검토에 들어간 것이라는 관측도 제기되고 있다. 우에다 총재는 미국의 장기금리 상승이 일본 금리에도 영향을 주고 있다는 점을 언급하며, 기존 YCC 정책 틀은 유지하지만 장기금리가 1%를 초과하여도 이를 일부 용인하는 방향으로 정책을 수정하였고 2023년 11월 일본의 장기국채금리는 일시적으로 0.97%까지 상승하였다. 일본은행의 금융완화정책은 정책의 정상화 순서와 시기에서 관심이 집중되고 있으며, 향후 정책 추진에 따른 불확실성이 증가하며 금융시장의 변동성이 확대될 가능성이 주목되고 있다.

기시다 내각의 대규모 경제대책 책정과 이에 따른 추경예산 편성, 국채 발행과 여당의 감세정책 및 일본은행 금리 인상에 따른 국채비용 상승으로 일본 정부의 재정건전화 목표 달성은 불투명해질 것으로 전망되고 있다. 이에 기시다 내각은 2023년 11월 재정지출 기준 약 22조 엔 규모의 경제대책을 발표하였으며, 2024년 정부 예산안이 전년 대비 3.8% 상승한 114조 엔으로 역대 최대 규모가 되며 2025년 재정건전화 목표 달성은 사실상 요원해지게 되었다. 경제대책 주요 내용 중 법인세와 소득세 감면 정책은 기시다

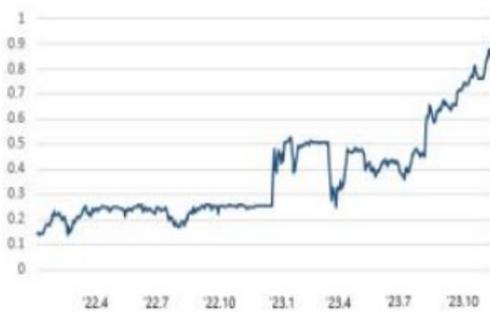
9) 수익률곡선제어(YCC: Yield Curve Control)는 무제한 국채 매입을 통해 10년물 국채 금리를 목표치에 맞추는 정책의 의미한다.

총리 및 여당 지지율이 최저 수준인 현 상황을 타개하기 위해 2024년 하반기 자민당 총재 선거를 염두에 두고 추진하는 것으로 예상되고 있으며, 시행될 경우 세수가 크게 감소해 재정 악화가 가속화 될 것이라는 비판이 일고 있다. 또한 2024년 일본은행이 본격적으로 출구전략에 돌입하게 된다면, 세출의 약 22%이상이 국채 비용으로 소요되는 일본 재정 구조에 따라 재정리스크 심화는 피할 수 없을 것이다.

[표 2-11] 일본은행의 금융완화정책 추진 경위

일시	정책의 주요 내용	비고
2016.01	마이너스 금리정책 도입	정책금리 -0.1% 적용
2016.07	추가 금융완화 실시	ETF 연간 매입증가량 6조 엔
2019.09	장단기 금리조절(YCC) 도입	장기국채 금리 0% 수준으로 단기금리는 -0.1%로 고정
	오버슈팅형 커미트먼트 도입	물가가 안정적으로 목표수준을 초과할 때까지 자금공급 확대
2018.07	장기금리 변동 허용폭 확대	±0.1% 정도 → ±0.2% 정도
2020.03~05	코로나19 팬데믹 대응 추가완화	자산매입 확대, 신규 자금공급 오퍼레이션 실시 등
2021.03	장기금리 변동 허용폭 확대	±0.2% 정도 → ±0.25% 정도
2022.12	장기금리 변동 허용폭 확대	±0.25% 정도 → ±0.5% 정도
2023.04	정책금리 관련 포워드 가이드런스 수정	우에다 신임 총재 취임
2023.07	장기금리 변동 허용폭 확대	0.5%를 초과해도 즉시 대응하지 않고 시장 상황에 따라 대처

자료 : 한국은행(2023)



<일본 장기국채 금리 추이>

자료 : 한국은행(2023)



<GDP 대비 장기채무 및 기초재정수지 적자 비율 추이>

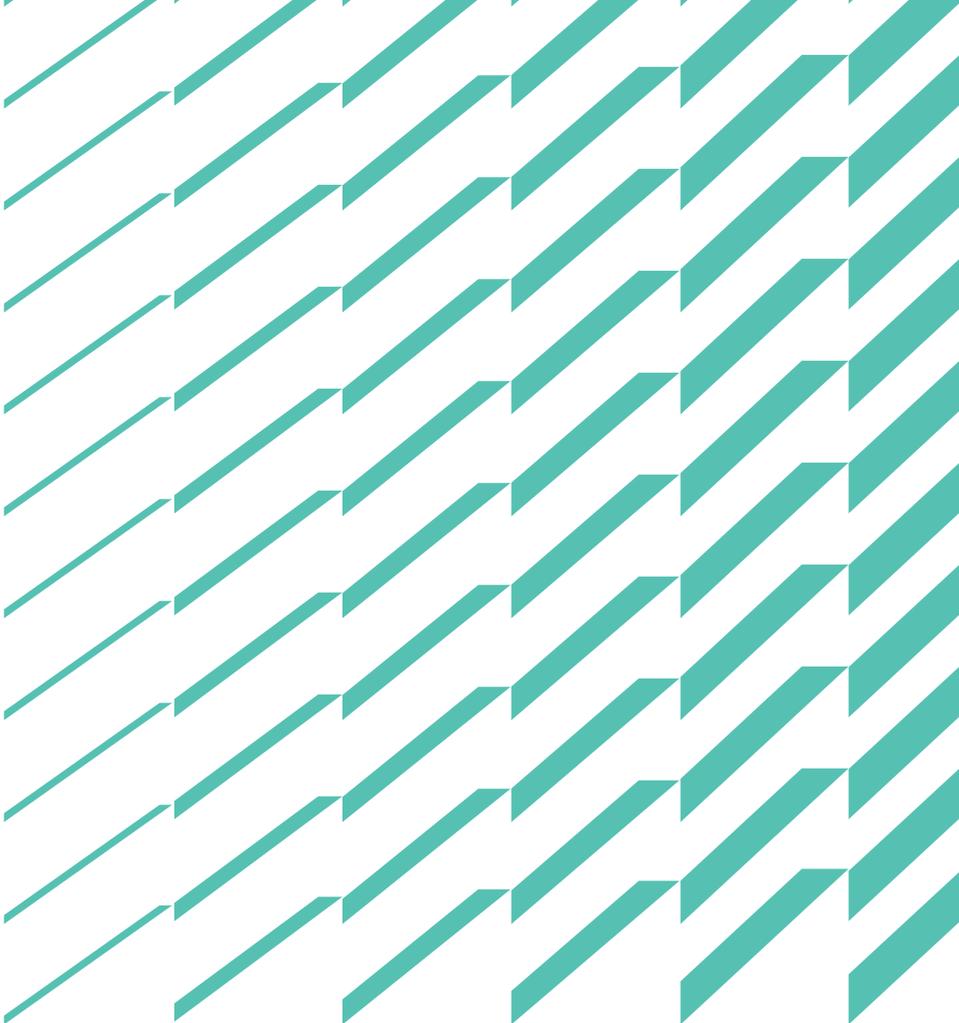
[그림 2-19] 일본 장기국채 금리 및 재정수지 추이

■ 중국 : 지속적 금리 인하, 내수확대 재정지원

중국 정부는 금리인하 기조를 지속적으로 유지함으로써 리오프닝 이후 확대되고 있는 거시경제 둔화 및 부동산 경기 부진에 따른 금융 리스크 증대에 대응하고 있다. 2023년부터 중국 정부는 지속적인 금리 인하와 대출 확대를 통해 시장의 유동성을 확보하기 위해 기준금리 0.5%, 1년 만기 대출 우대금리 0.2%p, 5년 만기 대출우대금리 0.1%p 인하 조치를 취하고 있다. 금리 인하와 대출 확대 정책 추진 결과, 2023년 3분기 신규 대출은 19조 7,500억 위안에 이르며 전년동기대비 1조 5,800억 위안이 증가하였으며, 9월 대출잔액 기준 제조업 중장기 대출은 38.2%, 인프라 중장기 대출은 15.1%, 전정특신 기업대출¹⁰⁾은 18.6% 등 큰 폭으로 증가하였다. 지속적인 정책금리 인하, 중국 거시경제 둔화로 인해 자본이 유출되며 위안화 약세 부담이 가중될 우려가 있지만, 안정적 경제 정상화를 위해 금리인하 기조는 계속될 것으로 전망된다. 금융기관의 대출금리 인하 여력을 확보하기 위해 중국 국유은행은 2023년 6월 위안화 예금금리를 일제히 하향 조정하였고, 9월에는 전국성 상업은행의 예금금리를 하향 조정하였다. 부동산 경기부양을 위해 개인의 부동산 구매제한을 해제하였고, 부동산 대출규제를 완화함과 동시에 주택인도 안정화 정책, 부동산 신탁회사 고객투자금 미상환 방지 등을 위한 정책도 함께 추진하고 있다.

중국정부는 내수 부진으로 인한 거시경제 둔화 타개 및 제한적인 재정의 효율적 운용을 위한 재정정책을 추진하고 있다. 이전과 같은 대규모 세액환급 정책은 제외되었으나, 지속적인 감세를 통한 개인 소비를 촉진하고자 하며, 기업 설비투자를 촉진해 기술 혁신을 지원하고 있다. 2023년 8월까지 누적 세수수입은 전년동기대비 12.9% 증가한 12조 7,5885억 위안을 기록하였으나, 실제로 세수가 증가하였다고 보다는 2022년 4월부터 추진되었던 부가가치 환급세액 확대 정책의 기저효과로 판단된다. 투자 활성화를 위해 특수목적 채권을 발행해 민생지원, 저경쟁력 산업 지원 등 경제 지원에 주력하고자 하며, 2023년 상반기에는 산업단지 기초 인프라 구축, 교통 인프라 구축, 사회사업 투자, 거주 안정 프로젝트 등에 투자를 추진하였다.

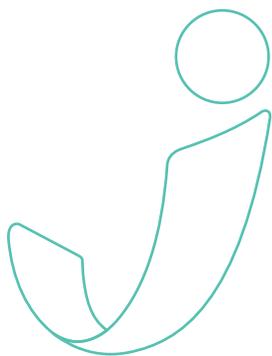
10) 전정특신(專精特新) 기업은 2011년 9월 중국 공신부의 12차 5개년 규획 중 중소기업성장규획에서 처음 소개된 개념으로, 전문화·정밀화·특성화·혁신능력 등을 갖춘 중소기업을 의미하며, 한국의 강소기업과 유사한 개념이다.



제 3장

전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

1. 거시경제가 지역경제에 미치는 영향의 이론적 연구
2. 통계자료 및 분석모형 설정
3. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석



제 3 장 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

1. 거시경제가 지역경제에 미치는 영향의 이론적 연구

거시경제는 국가 경제의 실상을 총체적으로 나타내는 개념으로 국민소득, 고용, 물가, 이자율, 소비, 투자, 실질임금, 실업률 등의 거시경제 변수로 나타낸다. 따라서 거시경제 변수는 국가의 경제상황을 판단하는 중요한 변수로 인식되고 있으며, 거시경제 변수가 국가경제에 미치는 영향에 대한 많은 연구가 이루어지고 있다. 하지만 대부분의 연구는 지역경제가 아닌 국가경제를 중심으로 이루어졌으며, 국가경제의 중요 변수인 거시경제 변수가 지역경제에 미치는 영향에 대해 체계적이고 분석적인 연구는 미흡한 실정이다.

거시경제가 지역경제에 미치는 영향은 지역경제의 구조를 파악하기 위한 지역경제모형을 통해 확인할 수 있으며, 초기 Klein(1969), L'Esperance et al.(1969) 등이 국민경제의 내생변수가 지역경제의 외생변수로 도입하는 모형을 통해 연구¹¹⁾가 진행되었다. 이후 Anderson(1970), Hall and Licari(1974), Adams et al.(1975), Klein and Glickman(1997) 등은 Klein(1969) 등의 모형을 보완한 지역경제모형 등을 개발하였으며, Hafkamp(1984) 등은 지역의 다양한 산업을 지역경제모형에 적용하여 보다 정교한 지역경제모형을 개발하여 연구에 활용하였다. 국내에서는 거시계량모형(macro-econometric model), 산업연관모형(input-output model), 일반균형모형(CGE; computable general equilibrium model)¹²⁾ 등을 활용한 지역경제모형이 주로 이용되고 있다. 김의준, 김갑성(1998), 이세구(2003) 등은 일반균형모형(CGE)을 통해 지역경제모형을 개발하였으며, 특히 이종철(1994)는 산업을 9개 부문으로 세

11) Klein(1969), L'Esperance et al.(1969) 등은 지역경제가 국민경제에서 차지하는 비중이 매우 낮아 지역 경제는 국민경제에 유의미한 영향을 주지 못하는 반면 국민경제에 큰 영향을 받는 것으로 모형을 설정하였다.

12) 지역경제의 분석에 있어 일반균형모형(CGE)은 거시적 영향을 수치화하여 분석하는데 유용하다. 하지만 완전고용을 가정하는 현실경제를 정확히 반영하지 못하는 약점이 있으며, 시계열을 사용하는 계량모형과 달리 특정연도를 기준으로 삼기 때문에 이후 발생한 경제구조 변화를 적절히 포착하지 못하는 한계가 있다. 뿐만 아니라 기준연도 시점 산업연관데이터를 사용하여 연립방정식의 해를 구하기 때문에 결과가 불안정할 가능성이 높으며, 여러 경제학 이론 중에서 어떤 미시경제이론 체계를 모형으로 설정하느냐에 따라 결과가 달라질 수 있다(이종민, 2015).

분화하여 지역내 총생산을 추정하였다. 최근의 지역경제모형은 지역경제의 부문별 요인과 함께 다양한 전국 경제변수를 세분화하고 구체적으로 반영하여 보다 정교하게 활용하고 있는 추세이다.

경제위기를 비롯한 거시경제 충격의 영향은 지역의 인구, 노동력 수준, 산업구조, 혁신 역량 등에 따라 다르게 발생하며, 지역경제의 탄력성(resilience)에 따라 거시경제가 지역경제에 미치는 영향의 크기와 시차가 다르게 나타나게 된다. Altonji and Ham(1990), Clark(1998) 등은 지역경제에서 고용의 변동요인을 전국적 충격(national shock), 산업적 충격(industrial shock), 지역적 충격(regional shock)으로 분석하였으며, Coulson and Rushen(1995), McCarthy and Steindel(1997), 김영용 외(1999) 등은 지역생산량 변동요인을 전국적 충격과 지역적 충격으로 분석하였다. 특히, 강동희(2000)은 전라북도의 지역생산량 변동요인을 총공급 충격, 총수요 충격 및 지역적 충격으로 분해하여 각 충격의 동태적 파급효과와 지역 생산량 변동에 미치는 상대적 기여도를 분석한 결과, 거시경제의 구조적 충격은 즉시 반응하는 지역적 충격에 비해 1~2년 후에 그 반응이 극대화되고 이후 장기조정을 거치는 것으로 나타났다. 거시경제가 지역경제에 미치는 연구는 대부분 금융이나 부동산 등에 집중되어 있으며, Hayo and Uhlenbrock(2000), Arnold(1999) 등은 VAR(Vector Auto Regressive) 모형을 이용하여 기준금리 등 거시경제 요인이 반영된 통화정책의 효과와 전파경로를 독일과 유럽의 각 지역을 대상으로 분석하였고 Ridhwan et al.(2011)은 인도네시아의 지역별 통화정책 효과를 분석하였다. Lastrapes(2002)는 VAR 모형을 이용하여 거시경제의 부동산시장에 대한 영향을 연구하였다. 국내에서는 정기호, 김재현(2013)이 다지역 CGE 모형을 이용하여 금리변화에 따른 지역별 경제적 효과를 분석하였고 금리상승의 생산과 상대가격 파급효과가 지역별로 차별화된 효과가 나타남에 따라 금리정책에 따른 지역별 차이를 최소화할 수 있는 보조정책의 필요성을 제시하였다. 또한 정규일(2006), 김송배(2016), 이석원, 정재호(2017) 등은 동태적 균형모형을 이용하여 주가, 유동성 등의 거시경제 변수와 주택가격의 장단기 관계를 분석하였으며, 윤갑식, 오동훈(2009)는 인천지역의 CGE 모형을 개발하여 국제 원자재 가격이 10% 상승하는 경우 인천지역의 소비자 물가는 0.30% 상승하고, 지역내총생산, 가계소득, 정부소득은 각각 0.28%, 1.56%, 0.57%가 감소하며, 무역수지의 적자규모는 확대되는 것으로 분석하였다.

Brown et al.(1990)의 연구를 비롯한 지역의 경기변동과 관련한 대부분의 연구에서는 거시경제와 지역경제에서 장기균형관계가 존재하지 않으며, 경기변동이 일치하지 않는다고 보고 있다. 이는 지역의 산업구조 차이와 함께 지역 고유의 지역적 충격이 지역마다 다르거나, 각종 충격의 영향과 파급효과가 지역마다 다르기 때문으로 볼 수 있다. 따라서 거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 구체적으로 파악하는 것은 지역정책의 새로운 패러다임의 정립뿐만 아니라 장기적으로 지역성장을 위한 구조전환에 대한 시각을 다각적으로 보여줄 수 있음에 따라 거시경제와 지역경제의 관계에 대하여 동적으로 분석하고 특히 위기기간을 중심으로 동적 관계가 어떻게 시변하는지를 구체적으로 분석할 필요가 있다.

2. 통계자료 및 분석모형 설정

가. 분석 대상 및 자료

본 연구는 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 분석하기 위하여 산업, 경제, 금융 부문의 대표적인 거시경제지표와 지역경제, 기업, 가계 부문의 대표적인 전라북도 지역의 경제지표를 이용하여 분석을 실시한다. 분석자료는 2003.09~2023.09까지의 월별 자료이며, 모든 변수는 변수의 안정성(stationarity)을 위해 1차 차분¹³⁾하여 사용한다.

거시경제지표와 전라북도 지역경제지표는 부문별로 구분하였으며, 거시경제지표의 산업부문은 산업생산지수, 기계수주액, 설비투자액 경제부문은 소비자물가지수, 생산자물가지수, 경상수지, 유동성(광의, I), 금융부문은 금리(국고채 3년물), 주가, 환율을 포함하였다. 전라북도 지역경제지표의 지역경제부문은 고용률, 어음부도율, 기업부문은 제조업 생산, 건설수주액, 기업경기실사지수(BSI), 가계부문은 주택매매지수, 소비자물가, 생활물가를 포함하였으며, 세부 설명은 [표 3-1]과 같다.

13) 지수(index), 성장률 등이 아닌 금액 등 규모가 큰 변수의 경우 자연로그를 취하여 변수의 상대적 크기를 조정 후 1차 차분하였다.

[표 3-1] 분석대상 자료의 설명

구분	변수명	변수 설명	단위	출처	
거시 경제 지표	산업	ip	전산업생산지수(농림어업제외, sa)	2020=100	통계청
		mor	기계수주액_sa	백만원	통계청
		ie	설비투자액_sa	2015=100	통계청
	경제	cpi	소비자물가지수	2020=100	통계청
		ppi	생산자물가지수	2015=100	통계청
		ca	경상수지	십억달러	통계청
		L	광의유동성_말잔_sa	십억원	한국은행
	금융	tb_3y	국고채 3년 수익률	%	한국은행
		sp	주가지수_KOSPI 평균	-	한국은행
fx		원달러 환율 평균	\$/원	한국은행	
지역 경제 지표	지역 경제	emp	고용률	%	통계청
		dbr	어음부도율	%	한국은행
	기업	mp	제조업 생산, sa	2020=100	통계청
		co	건설수주액	백만원	통계청
		bsi	기업경기실사지수	index	한국은행
	가계	his	주택매매지수	2022=100	한국부동산원
		cp	소비자물가	2020=100	통계청
		lp	생활물가	2020=100	통계청

자료 : 저자작성

변수별 요약통계량은 [표 3-2]와 같으며, 모든 변수의 평균은 0에 근접했으나, 최대값과 최소값은 변수별로 큰 차이를 보이고 있다. 분포의 비대칭성(assymmetry) 크기를 측정하는 왜도(skewness)는 기계수주액, 설비투자액, 소비자물가지수, 유동성, 환율, 경상수지, 어음부도율, 기업경기실사지수, 주택매매지수, 소비자물가, 생활물가가 양(+)의 값으로 대칭적인 분포를 나타내며, 산업생산지수, 생산자물가지수, 경상수지, 금리, 주가, 고용률, 제조업 생산, 건설수주액은 음(-)의 값으로 정규분포에 비해 왼쪽으로 약간 비대칭적이고 두터운 꼬리를 나타내었다. 분포의 뾰족한 정도를 측정하는 첨도(kurtosis)¹⁴⁾의 경우 설비투자액, 소비자물가지수, 건설수주액, 소비자물가, 생산자물가를 제외한 모든

14) 첨도가 3을 초과하면 동일한 평균과 분산을 가진 정규분포에 비해 분포의 봉우리가 위로 치솟아 있으며 (leptokurtic), 꼬리부분이 두터운(fat-tail) 모양을 갖게된다(하의현, 2014)

변수가 3을 초과하여 정규분포(normal distribution)와는 달리 봉부가 위로 매우 치솟은 분포를 갖는 것으로 보인다. 정규분포성(normality)을 검정하는 Jarque-Bera 통계량¹⁵⁾은 설비투자액, 소비자물가지수, 건설수주액, 소비자물가, 생활물가를 제외한 모든 변수가 유의수준 1%에서 '정규분포한다'는 귀무가설이 기각되어 정규분포를 하지 않는 것으로 나타났다.

[표 3-2] 요약통계량

변수명	평균	최대값	최소값	표준편차	왜도	첨도	Jarque-Bera
ip	0.002357	0.036515	-0.04354	0.012154	-0.18876	4.676769	22.894***
mor	0.002100	1.105907	-1.00136	0.217804	0.064044	8.454747	230.72***
ie	0.002556	0.126633	-0.10948	0.046101	0.224547	2.950012	1.5824
cpi	0.002556	0.010573	-0.00747	0.003516	0.113362	2.817057	0.6577
ppi	0.001763	0.016066	-0.02353	0.005548	-0.49113	5.165570	43.82***
ca	0.0089	10.7891	-9.8496	2.9703	0.0322	3.6819	4.6915*
L	0.006526	0.018013	-0.00635	0.003436	0.205520	5.015166	32.781***
tb_3y	-0.00219	0.572000	-1.00000	0.182136	-0.69844	9.163716	309.55***
sp	0.005434	0.133652	-0.26311	0.05182	-0.80242	6.960352	141.51***
fx	0.000514	0.160289	-0.08571	0.022809	1.587608	15.84589	1357.0***
emp	0.023333	3.000000	-4.10000	1.331953	-0.48586	3.542759	12.388***
dbr	-0.00242	3.200000	-3.24000	0.413806	0.056785	32.14433	8494.0***
mp	0.000916	0.117397	-0.15642	0.038738	-0.34358	5.540136	69.244***
co	0.003756	3.272965	-3.41761	1.136730	-0.08795	2.901536	0.4063
bsi	-0.00059	0.354821	-0.23052	0.082689	0.596774	4.552621	38.351***
his	0.001904	0.015270	-0.00696	0.003839	0.969395	3.957216	46.751***
cp	0.001961	0.013747	-0.00879	0.00419	0.082801	2.769276	0.8065
lp	0.002152	0.018581	-0.01406	0.006359	0.101530	2.838234	0.6740

주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄

15) Jarque-Bera 통계량은 χ^2 분포를 따르며 임계치(critical value)는 1% 및 5% 유의수준에서 각각 9.21 및 5.99이다(하의현, 2014).

일반적으로 불안정한 시계열 자료를 가지고 회귀분석을 실시할 경우 허구적 회귀(spurious regression) 문제가 발생할 수 있기 때문에 시계열 자료의 안정성 여부를 검증하기 위하여 단위근(unit-root)¹⁶⁾ 검정을 실시한 결과, [표 3-3]과 같이 모든 변수는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정과 PP(Phillips-Perron) 검정 모두 변수가 단위근을 가진다는 귀무가설($H_0 : y_t \text{ is } I(1) \text{ against } H_1 : I(0)$)을 5%의 유의수준에서 기각하여 안정적인 시계열로 나타났다.

[표 3-3] 단위근 검정 결과

변수명	ADF 검정		PP 검정	
	t-test	Prob.	t-test	Prob.
ip	-20.00668***	0.0000	-21.19962***	0.0000
mor	-13.53508***	0.0000	-87.74194***	0.0001
ie	-14.55614***	0.0000	-22.65442***	0.0000
cpi	-12.09023***	0.0000	-11.32460***	0.0000
ppi	-7.531260***	0.0000	-7.354358***	0.0000
ca	-6.5721***	0.0000	-31.1000***	0.0000
L	-13.75212***	0.0000	-14.28931***	0.0000
tb_3y	-11.74157***	0.0000	-11.74384***	0.0000
sp	-15.87353***	0.0000	-15.87755***	0.0000
fx	-10.77907***	0.0000	-9.936296***	0.0000
emp	-6.001822***	0.0000	-11.62601***	0.0000
dbr	-13.18636***	0.0000	-96.82932***	0.0001
mp	-20.27282***	0.0000	-21.00110***	0.0000
co	-9.618176***	0.0000	-93.20100***	0.0001
bsi	-15.07268***	0.0000	-18.30785***	0.0000
his	-3.091220**	0.0286	-3.827063***	0.0031
cp	-12.13237***	0.0000	-10.91268***	0.0000
lp	-12.22986***	0.0000	-11.26142***	0.0000

주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄

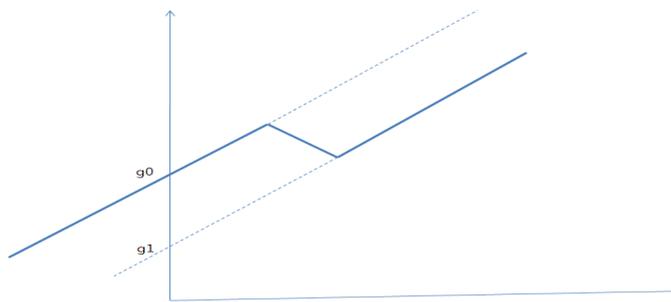
16) 랜덤워크(random walk)를 하는 경제변수에 임의의 충격이 주어졌을 때 그 충격이 소멸되지 않고 지속되어 불안정 시계열(non-stationary time-series)의 형태가 나타날 경우 그 경제변수는 단위근(unit-root)을 갖게 된다(하의현, 2014).

나. 분석 모형

본 연구는 경제와 거시경제의 동적 관계는 지역경제와 거시경제 각각의 시장과 주체를 중심으로 거시경제의 충격이 지역경제에 미치는 영향을 시차별로 분석하기 위해 동적 관계를 분석하는데 널리 사용되는 국면전환(Markov-Switching), DCC-GARCH, VAR 모형을 활용한다. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 분석하기 위해 먼저 국면전환 모형(Markov-Switching)을 이용하여 거시경제의 각 부문별 위기기간을 분석한다. 다음으로 DCC-GARCH 모형을 이용하여 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 국면전환 모형을 통해 도출된 거시경제의 위기기간을 중심으로 분석한다. 마지막으로 거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 동적으로 파악하기 위하여 VAR(Vector AutoRegressive) 모형을 이용하여 분석한다.

1) 국면전환모형¹⁷⁾

국면전환모형(regime switching model)은 경제·금융지표(y_t)에 상당한 구조적 변화(structural change)가 발생하고 이러한 구조 변화가 관측되지 않는 상태 변수(state variable, S_t)에 의존할 때 적용되는 대표적인 모형이다. 구조 변화는 금융위기, 은행위기, 외환위기 및 산업 구조의 대전환과 같은 중대한 충격(event)으로 경제가 이벤트 발생 이전과 이후에 크게 변하는 현상을 말하며, 추세가 급격하게 하락하는 현상이 가장 대표적이다.



자료 : 저자 작성

[그림 3-1] 구조 변화

17) 국면전환모형은 김권식의 “세계열빅데이터분석” (미출간) 강의노트(한양대학교)를 참고하여 작성하였다.

관측되지 않는 상태 변수에는 경기변동에서 불황기와 호황기, 외환시장에서 절상기와 절하기, 그리고 주식시장에서 상승기와 하락기, 채권시장에서는 금리 상승기와 하락기 등이 있다. 예를 들어 호황기의 성장률을 α_0 로, 불황기의 성장률을 α_1 로 할 때, 호황기와 불황기의 성장률은 서로 상이($\alpha_0 \neq \alpha_1$)하며, 이를 수리적으로 표현하면 아래와 같다.

$$\text{호황기 성장률: } y_t = \alpha_0 + e_{0,t}, \quad e_{0,t} \sim N(0, \sigma_0^2)$$

$$\text{불황기 성장률: } y_t = \alpha_1 + e_{1,t}, \quad e_{1,t} \sim N(0, \sigma_1^2)$$

여기서 y_t 는 성장률이고 α_0 와 σ_0^2 는 호황기의 성장률과 분산을, α_1 와 σ_1^2 는 불황기의 성장률과 분산을 의미한다. 하첨자 0과 1은 관측되지 않는 상태 변수로 $S_t = 0$ 은 호황기를, $S_t = 1$ 은 불황기를 나타낸다. 이는 아래와 같이 표현되며, 2상태 국면전환모형이라 부른다.

$$y_t = \alpha_{S_t} + e_{S_t}, \quad e_{S_t} \sim N(0, \sigma_{S_t}^2)$$

$$(\alpha_{S_t} = \alpha_0(1 - S_t) + \alpha_1 S_t, \quad \sigma_{S_t}^2 = \sigma_0^2(1 - S_t) + \sigma_1^2 S_t \text{이며, 상태 변수}(S_t) \text{의 값은 } 0 \text{ 또는 } 1)$$

국면전환모형은 베이즈 정리(Bayes' theorem)와 1차 마코프체인(first order Markov chain), 그리고 전이확률(transition probability)을 통해 도출된다. 이벤트 A는 성장률(y_t), 이벤트 B는 호황기와 불황기와 같은 상태 변수(S_t)일 때, 경제학적 의미에서 베이즈 정리는 성장(y_t)을 하면서 동시에 호황기($S_t = 0$)에 진입할 확률을 나타내며, 동시에 성장(y_t)이 둔화되면서 불황기($S_t = 1$)에 접어들 확률을 의미한다. 다른 관점에서 베이즈 정리는 성장률(y_t)이 주어졌을 때 경제가 호황기($S_t = 0$)나 불황기($S_t = 1$)에 진입할 확률을 시사한다.

1차 마코프체인(first order Markov chain)은 현재 시점의 상태 변수(S_t)가 전기 시점의 상태 변수(S_{t-1})에만 의존하는 것을 의미하며, 호황 및 불황과 같은 경제 상태가 1차 마코프체인을 따른다는 것은 아래 식과 같이 $t-2$ 기 이상의 과거 정보는 현재 시점의 경제 상태에 아무런 영향을 주지 않는다. 이때 전이확률(transition probability)은

호황 및 불황과 같은 경제 상태가 변하는 과정을 표시한다. 호황기를 0으로, 불황기를 1로 표시하면 전기 시점에서의 호황 상태는 $S_{t-1} = 0$ 으로, 현재 시점에서의 호황 상태는 $S_t = 0$ 로 표현되고 전기 시점에서의 불황 상태는 $S_{t-1} = 1$ 으로, 현재 시점에서의 불황 상태는 $S_t = 1$ 로 표현된다. 이때 전기 시점의 호황기($S_{t-1} = 0$)에서 현재 시점의 호황기($S_t = 0$)로 상태가 지속될 경우 전이확률은 p_{00} 로, 전기 시점의 불황기($S_{t-1} = 1$)에서 현재 시점의 불황기($S_t = 1$)로 상태가 지속될 경우 전이확률은 p_{11} 로 표현한다. 전기 시점의 불황기($S_{t-1} = 1$)에서 현재 시점의 호황기($S_t = 0$)로 상태가 바뀌는 전이확률은 p_{10} 로, 전기 시점의 호황기($S_{t-1} = 0$)에서 현재 시점의 불황기($S_t = 1$)로 상태가 바뀌는 전이확률은 p_{01} 로 표현한다. 여기서 현재 시점에서 불황 확률을 알면 호황 확률은 (1-불황 확률)이 된다. 따라서 현재 시점에서 발생 가능한 모든 상태 변수의 합은 1이 된다.

경제는 호황과 불황 이외에도 위기국면이 있다. 지금까지의 설명을 3상태 국면으로 확장해 보면 호황을 0으로, 불황을 1로, 위기를 2로 표시되고 이를 3상태 국면전환모형이라 부른다. 본 연구의 핵심인 3상태 국면전환모형을 통해 얻고자 하는 주된 관심사는 성장률(y_t)이 주어졌을 때 경제가 현재 위기국면($S_t = 2$)에 진입했을 가능성을 측정하는 것이다. 이를 측정하기 위해서는 호황·불황·위기 국면의 평균 성장률($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$)과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$), 그리고 전이확률(P_{ij})을 추정해야 한다.

$$\text{호황국면 성장률: } y_t = \alpha_0 + e_{0,t}, \quad e_{0,t} \sim N(0, \sigma_0^2)$$

$$\text{불황국면 성장률: } y_t = \alpha_1 + e_{1,t}, \quad e_{1,t} \sim N(0, \sigma_1^2)$$

$$\text{위기국면 성장률: } y_t = \alpha_2 + e_{2,t}, \quad e_{2,t} \sim N(0, \sigma_2^2)$$

평균 성장률($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$)과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$)이 관측되지 않는 상태 변수에 종속하지 않고 일정한 상수(α, σ^2)를 갖는다고 가정하면 국면전환모형은 단순회귀모형으로 전환되며, 단순회귀모형의 우도함수는 최우추정법으로 모수(α, σ^2)를 추정할 수 있다. 같은 방식으로 관측되지 않는 상태 변수에 의존하는 우도함수를 설정하면 국면전환모형을 추정할 수 있지만, 우도함수가 비관측 상태 변수(S_t)에 의존하므로 직접적으로 추정할 수 없다는 문

제가 있다. 추정 가능한 우도함수를 설정하기 위해서는 관측변수(y_t)와 비관측 상태변수 (S_t)를 동시에 추출하는 자료생성함수(joint probability distribution)를 ①관측변수에 의해서 형성되는 우도함수와 ②비관측 상태변수에 의해 형성되는 확률 부문으로 나뉘어야 한다. 이때 베이즈 정리를 적용하면 된다. 따라서 우도함수는 경제상태에 종속하는 우도 함수들의 가중 합으로 표현된다. 여기서 가중치는 $\Pr(S_t = 0|\psi_{t-1})$ 와 $\Pr(S_t = 1|\psi_{t-1})$ 이다. 결국 가중치의 확률 과정만 알면 최우추정법을 적용하여 모수를 추정할 수 있다.

관측되지 않는 상태 변수(S_t)는 1차 마코프체인을 따른다고 가정했으므로 전이확률은 아래와 같이 표현되며, 확률 값은 항상 0과 1사이에 있어야 하므로 분석에서는 제약조건이 추가로 부여된다. 비관측 상태 변수(S_t)는 1차 마코프체인을 따르며, 균제상태(steady-state) 확률을 의미하는 $\Pr(S_{t-1} = i|\psi_{t-1})$ 는 현재 시점(t)에서 이미 알려져 있다. 따라서 1차 마코프 체인을 따르는 우도함수는 3상태 국면전환모형의 우도함수를 이용하면 최우추정법으로 경제 상태에 의존하는 모수들($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2$)과 전이확률(P_{ij})을 추정할 수 있다.

Hamilton 필터로 얻은 확률¹⁸⁾은 울퉁불퉁(bumpy)하여 특정 시점의 불황 진입 및 호황 진입 또는 위기 진입 식별이 난해할 때가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위해서 Kim(1994)은 현재에서부터 과거로 거슬러 올라가며 모은 모든 정보(ψ_T)를 이용하여 울퉁불퉁한 상태를 평활화(smooth)시키는 방법을 제시하였다. 이를 Kim의 평활화 확률($\Pr(S_t = j|\psi_T)$, smoothed probability)이라고 부른다. Kim의 평활화 확률은 $S_t = j$ 와 $S_{t+1} = k$ 을 동시에 발생시키는 자료생성함수(joint probability)로부터 근사적으로 유도된다. 본 연구에서는 국면 식별을 용이하게 하는 Kim의 평활화 확률을 통해 위기국면을 판별하며, Krolzig(1997)이 구분한 1차 마코프체인을 따르는 4가지 국면전환모형¹⁹⁾을 모두 적용하고 이 중에서 데이터 특징(정보기준, 위기국면 기간의 합리성 등)을 가장 잘 설명하는 최적의 모형을 설정한다.

18) 베이즈 정리를 적용한 Hamilton 필터는 균제상태 확률을 교정하며(Hamilton, 1989), 경제학적인 관점에서 현재까지의 모든 정보(ψ_t)를 이용하여 경제가 호황기·불황기 또는 위기국면에 있을 확률을 의미한다.

19) Krolzig(1997)는 1차 마코프 체인을 따르는 국면전환모형을 마코프 스위칭 mean 국면전환모형(MSM모형), 마코프 스위칭 intercept 국면전환모형(MSI모형), 마코프 스위칭 autoregressive 국면전환모형(MSAR모형), 마코프 스위칭 heteroskedasticity 국면전환모형(MSH모형)으로 분류하였으며, 관련된 국내 연구로는 김명직·김권식(2005), 김권식(2011), 김권식·오승환(2017), 김권식·이규성(2021) 등이 있다.

2) DCC-GARCH 모형

전라북도 경제와 거시경제의 관계를 보다 구체적으로 분석하기 위해서는 상관관계의 동태성(dynamic)을 고려해야 하며, 이에 본 연구는 일정 조건 하에서 조건부공분산 행렬이 양정 행렬(positive definite matrix)이 됨을 보장하면서 변수 간 상관관계가 시변하도록 표기된 모형인 DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation GARCH) 모형을 활용하여 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 분석한다.

다변량 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 모형은 조건부 공분산행렬(full conditional covariance matrix)을 어떻게 표현하느냐에 따라 모형설정이 달라질 수 있다. CCC와 DCC모형은 조건부 공분산행렬을 모형화하는 대신에 조건부 상관관계(conditional correlation)을 모형화한다. 즉, 조건부 공분산행렬을 단변량 GARCH 모형으로 모형화한 다음 조건부 상관관계를 모형화하는 것이다. Bollerslev(1990)은 조건부 공분산행렬은 가변적이거나 조건부 상관행렬(관계)은 항상 일정하다고 가정하여 추정모수를 줄이고, 수렴성을 향상시킬 수 있어 실증분석에서 유용할 수 있다고 주장하는 고정조건부 상관관계(CCC: Constant Conditional Correlation) 모형을 다음과 같이 제시하였다.

$$y_{i,t} = \Phi_{i,0} + \Phi_{i,1} Y_{i,t-1} + u_{i,t} \sim WN(0, h_{i,t})$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i u_{i,t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{i,t-1}^2, \quad (i = 1, \dots, K)$$

$$\rho_{ij,t} = \delta_{ij} \epsilon_{i,t-1} \epsilon_{j,t-1}, \quad \epsilon_{i,t} = \frac{u_{i,t}}{\sigma_{i,t}}$$

위 식에서 $\rho_{ij,t}$ 는 상관관계가 시변하도록 CC-GARCH 모형에 추가된 제약조건을 나타내며, δ_{ij} ($1 \leq i < j \leq K$)는 확장모형 내에 포함된 추가적 모수로서 상관계수는 전기의 관측치의 곱에 따라 변동하게 된다. 이때 조건부 상관계수가 시변하는 확장모형 내의 모수의 수는 $N = K^2 + 2K$ 와 같다.

일정상관관계 가설은 귀무가설 $H_0 : \delta_{ij} = 0$ ($1 \leq i < j \leq K$)를 규명함으로써 검정될 수 있는데, 귀무가설 하에서 상호독립적인 제약조건은 $M = K(K-1)/2$ 가 된다.

Bollerslev(1990)에 의해 제안된 CC-GARCH(Constant Correlation GARCH) 모형은 조건부 상관계수 행렬이 변하지 않는다고 가정한 후, 각 개별 시계열에 대한 단일변량 GARCH 모형의 결과를 이용하여 조건부 분산-공분산 행렬을 추정함으로써 추정의 어려움을 극복한 장점을 가지나(하의현, 2014), 상관관계의 동태성(dynamics)을 고려하지 않는 단점을 지닌다.

따라서 본 연구는 이러한 CC-GARCH 모형의 단점을 보완하기 위해 Engle(2002)에 의해 제안된 새로운 다변량 GARCH 모형인 DCC-GARCH(Dynamic Condition Correlation GARCH) 모형을 이용한다. DCC-GARCH 모형은 일정 조건하에서 조건부 공분산행렬이 양정행렬(positive definite matrix)이 됨을 보장하면서 변수간 상관관계가 시변하도록 표기된 모형이며, CC-GARCH 모형과 기본 개념은 같지만 상관계수행렬이 시변한다는 점에서 차이가 있다. DCC-GARCH를 이용한 분석 모형은 다음과 같다.

$$y_{i,t} = \Phi_{i,0} + \Phi_{i,1} Y_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \quad \epsilon_{i,t} \sim WN(0, h_{i,t})$$

$$h_{i,t} = \omega_i + \alpha_i \epsilon_{i,t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{i,t-1}^2$$

$$\rho_{ij,t} = \bar{q}_{ij} + \alpha_C (z_{i,t-1} z_{j,t-1} - \bar{\rho}_{ij}) + \beta_C (q_{ij,t-1} - \bar{\rho}_{ij}), \quad z_{i,t} = \frac{\epsilon_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}}$$

$$\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t} q_{jj,t}}}$$

3) VAR 모형

거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 동적으로 파악하기 위하여 VAR모형의 충격반응 함수(IRF, Impulse Response Function)와 분산분해분석(variance decomposition)을 활용한다. VAR(Vector Auto Regressive) 모형은 설명변수에 종속변수의 과거값과 설명변수의 현재값 및 과거값을 동시에 포함하여 특정 시계열에 대한 예측모형으로 사용할 수 있는 ARDL(Auto Regressive and Distributed Lags) 모형을 다변량(multivariate)으로 확장한 모형이다. VAR 모형은 2개 이상의 내생변수(endogeneous variable)의 동적변화(dynamic evolution)를 내생변수들의 과거값을 이용하여 모형화하는 접근방법으로 거시경제와 지역경제의 다변량 VAR 모형은 다음과 같다.

$$y_{1t} = \beta_0 + \beta_{11}y_{1t-1} + \beta_{21}y_{2t-1} + e_{1t}$$

$$y_{2t} = \gamma_0 + \gamma_{11}y_{1t-1} + \gamma_{21}y_{2t-1} + e_{2t}$$

내생변수는 y_{1t} (거시경제)와 y_{2t} (지역경제)이고, 각 방정식은 두 내생변수의 과거값을 설명변수로 사용한다. 두 내생변수는 같은 시점에서는 서로 상관관계를 가지고 있다고 가정하며, 두 오차항은 동시적 상관관계(contemporaneous correlation)는 가지고 있지만 자기상관(autocorrelation)과 교차상관(cross-correlation)은 없다고 가정한다. 즉, $cov(e_{1t}, e_{2t}) \neq 0$, $cov(e_{1t}, e_{1t-s}) = 0$, $cov(e_{2t}, e_{2t-s}) = 0$, $cov(e_{1t}, e_{2t-s}) = 0$ 이다. 또한, y_{1t-1} 과 y_{2t-1} 을 반복적으로 대입하면 결국 y_{1t} 와 y_{2t} 는 현재 시점의 오차항(shock) e_{1t} , e_{2t} 와 함께 모든 과거의 오차항 e_{1t-s} 와 e_{2t-s} 에 의해서 영향을 받는다.

한편, VAR 모형을 통한 충격반응함수 분석은 특정 내생변수의 t 시점의 충격(shock)이 자기 자신뿐만 아니라 모형 내 다른 내생변수에 어떤 영향을 미치는지 분석하는 것으로 충격에 반응하는 내생변수들의 시간에 따른 경로를 보여주며, 두 내생변수의 동적관계에 대한 구조모형(structural model)은 다음과 같다.

$$y_{1t} = \theta_1 y_{2t} + \theta_{11} y_{1t-1} + \theta_{21} y_{2t-1} + \epsilon_{1t}$$

$$y_{2t} = \lambda_1 y_{1t} + \lambda_{11} y_{1t-1} + \lambda_{21} y_{2t-1} + \epsilon_{2t}$$

3. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

가. 거시경제의 위기 국면 식별

거시경제의 위기 국면은 산업, 경제, 금융의 3가지 부문으로 구분하여 식별하였다. 산업부문은 우리나라 산업을 대표하는 산업생산, 설비투자, 기계수주액을 고려하였으며, 경제부문은 수출주도형 경제를 반영한 경상수지와 실물경제에서 가장 중요한 광의유동성, 그리고 지난해부터 건축 통화정책을 유발시킨 인플레이션을 고려하였다. 마지막으로 금융부문은 주식, 외환, 채권을 대표하는 지표들로 구성하였으며, 주식시장은 코스피, 외환시장은 원/달러 환율, 채권시장은 국채금리로 설정하였다.

■ 산업부문의 국면전환 분석

Krolzig(1997)의 4가지 국면전환모형을 모두 추정하여 산업부문의 국면전환을 분석한 결과, 산업생산지수는 3상태보다 4상태 마코프 스위칭 intercept 국면전환모형(MSI모형)이, 기계수주액과 설비투자액은 3상태 마코프 스위칭 intercept 국면전환모형(MSI모형)이 최적인 것으로 나타났다.

산업생산지수는 4상태가 식별된 위기 국면에 대한 경제학적 해석이 보다 뚜렷하기 때문에 4상태가 더 최적인 모형으로 판단할 수 있으며, 산업생산지수, 기계수주액, 설비투자액 모두 각 국면을 대표하는 평균 절하률($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2 = \alpha_{S_i} = const$)과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 = \sigma_{S_i}^2 = sigma2$) 추정치는 일반적인 수준에서 모두 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났다.

[표 3-4] 산업생산지수 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1		국면2		국면3	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	-0.098	0.0021	0.0863	0.0009	0.0132	0.0006	0.2350	0.0036
std. err	0.010	0.001	0.003	0.000	0.002	0.0001	0.007	0.001
z	-9.513	3.334	32.205	8.343	5.571	7.666	32.133	6.724

[표 3-5] 기계수주액 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1		국면2 위기국면	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	0.0300	0.0278	0.2744	0.1319	-0.3593	0.0283
std. err	0.021	0.009	0.143	0.030	0.041	0.008
z	1.458	3.066	1.925	4.382	-8.822	3.654

[표 3-6] 설비투자액 추정 결과

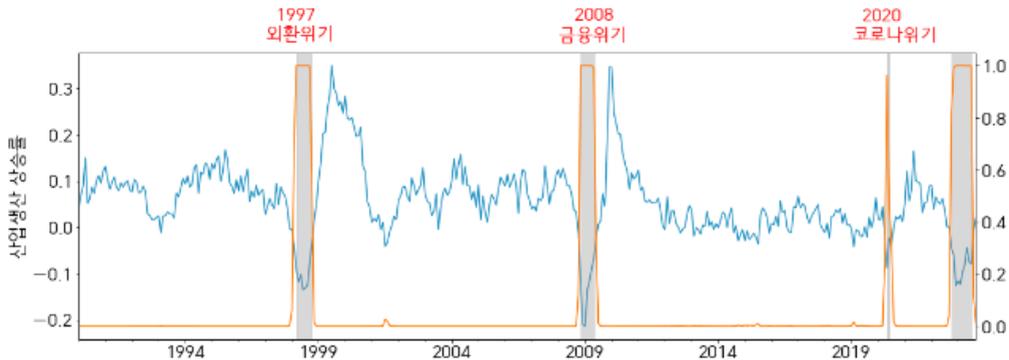
구분	국면0		국면1		국면2 위기국면	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	0.0607	0.0067	0.4043	0.0214	-0.1462	0.0168
std. err	0.006	0.001	0.030	0.006	0.018	0.003
z	9.999	10.206	13.514	3.542	-8.077	5.665

4상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 산업생산지수의 위기 기간은 [그림 3-2]와 같으며, 1997년 외환위기는 1998년 3월부터 1998년 10월까지로, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 11월부터 2009년 5월까지로, 2020년 코로나19 위기는 2020년 5월부터 2020년 6월까지로 나타났다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 4상태 MSI 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일은 3개월 후행하면서, 2008년 글로벌 금융위기 시작일과 2020년 코로나19 위기 시작일은 2개월 후행하면서 위기 국면에 진입하였다. 이는 산업생산 지표가 위기 선행지표라기보다 위기를 맞은 다음 소비 감소, 수출 둔화, 투자 감소가 일어나며 전반적으로 생산도 위축된 데서 기인하는 것으로 판단된다. 2022년 10월부터 최근(2023년 7월)까지 생선이 감소하며 위기 구간에 진입한 것으로 보인다. 생산을 줄여든 주요 요인은 반도체 수출 부진에 이어 대중 무역수지 적자 등에 주로 기인하는 것으로 보인다.

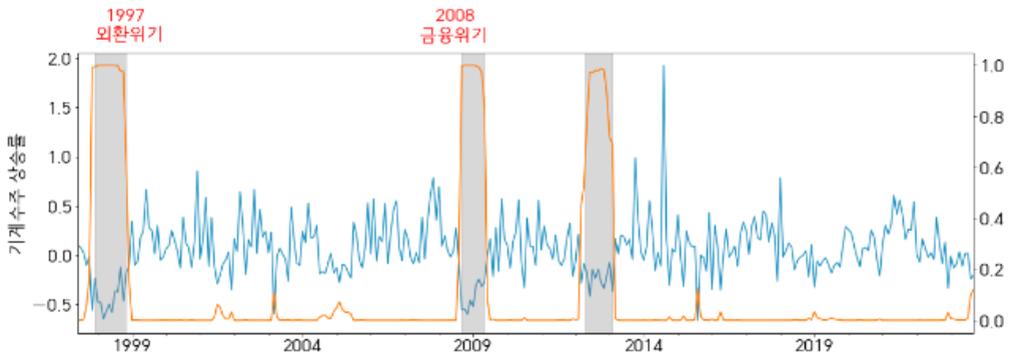
3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 기계수주액의 위기 기간은 [그림 3-3]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 12월부터 1998년 11월까지로, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 9월부터 2009년 5월까지로 나타났다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 3상태 MSI 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일과 2008년 글로벌 금융위기 시작일은 동행적으로 경보하면 위기 국면에 진입하였다. 이외에도 2012년에 기계수주액이 감소하

면서(2012년 4월~2013년 2월) 위기 국면에 진입하였다.

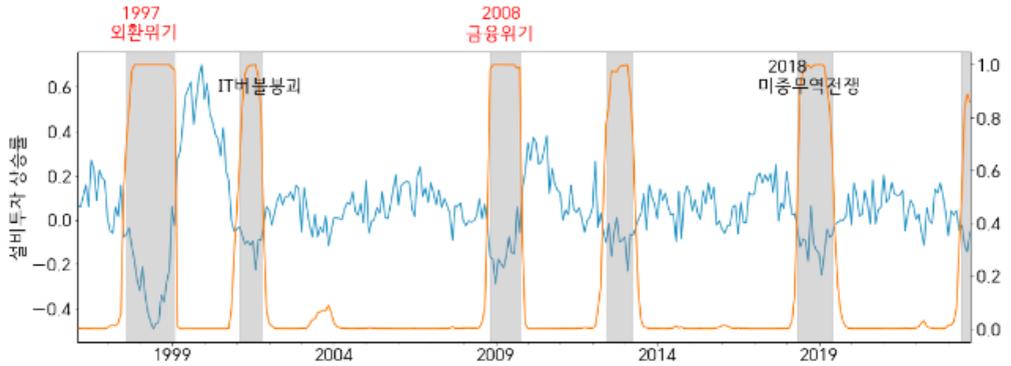
3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 설비투자액의 위기 기간은 [그림 3-4]와 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 8월부터 1999년 2월까지로, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 11월부터 2009년 10월까지로 나타났다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 3상태 MSI 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일은 4개월 선행하면서 위기 국면에 진입하였다. 이때 1997년 3월부터 한보철강과 한보그룹이 줄줄이 부도나면서 금융권의 자금경색을 초래해 설비투자가 크게 위축되었을 것이다. 이에 반해 2008년 글로벌 금융위기 시작일은 2개월 후행하면서 위기 국면에 진입하였다. 이는 산업생산과 마찬가지로 설비투자 지표가 위기 선행지표라기보다 위기를 맞은 다음 유동성 경색을 겪으면서 전반적으로 투자가 위축된 것으로 판단된다. 1997년 외환위기와 2008년 금융위기에서 보듯이 위기의 원천이 국내야 아니면 국외나 등에 따라 상이한 결과가 나오는 것을 확인할 수 있다. 이외에도 2000년 IT버블 붕괴 시점(2001년 2월~2001년 10월), 2012년대 설비투자 감소기(2012년 6월~2013년 4월), 2018년 미·중 무역전쟁 시점(2018년 5월~2019년 6월), 최근(2023년 6월~2023년 9월)까지도 위기 국면으로 식별되었다. 특히 2012년 위기 시기에는 철강, 전자, 정밀기기, 기계, 조선 등의 설비투자 조정 압력이 금융위기 이후 마이너스로 나타나 현재 생산 수준에 설비가 과잉 상태인 것으로 판단된다.



[그림 3-2] 산업생산지수의 위기구간



[그림 3-3] 기계주주액의 위기구간



[그림 3-4] 설비투자주액의 위기구간

■ 경제부문의 국면전환 분석

Krolzig(1997)의 4가지 국면전환모형을 모두 추정하여 산업부문의 국면전환을 분석한 결과, 소비자물가지수, 생산자물가지수, 유동성은 3상태 마코프 스위칭 intercept 국면전환모형(MSI모형)이, 경상수지는 시차가 1인 3상태 마코프 스위칭 autoregressive 국면전환모형(MSAR(1)모형)이 최적인 것으로 나타났다.

소비자물가지수, 생산자물가지수, 유동성은 각 국면을 대표하는 평균 절하률($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2 = \alpha_{S_t} = const$)과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 = \sigma_{S_t}^2 = sigma2$) 추정치는 일반적인 수준에서 모두 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났으며, 경상수지 또한 각 국면을 대표하는 $\phi_{1,0}, \phi_{1,1}, \phi_{1,2}$

$= \phi_1, s_i = x1$ 과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 = \sigma_{s_i}^2 = \text{sigma2}$)의 추정치는 일반적인 유의수준에서 모두 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났다.

[표 3-7] 소비자물가지수 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1		국면2	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	0.0776	0.0002	0.0413	0.0001	0.0159	0.0001
std. err	0.002	0.0000	0.001	0.0000	0.001	0.0001
z	32.640	4.664	40.180	5.778	21.198	8.577

[표 3-8] 생산자물가지수 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1		국면2	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	0.0758	0.0008	0.0250	0.0001	-0.0117	0.0002
std. err	0.003	0.0000	0.001	0.0000	0.002	0.0000
z	22.974	6.758	23.992	7.325	-7.532	7.802

[표 3-9] 경상수지 추정 결과

구분	국면0			국면1 위기국면			국면2		
	const	x1	sigma2	const	x1	sigma2	const	x1	sigma2
coef	0.064	0.512	0.046	0.010	0.786	0.012	0.433	0.360	0.072
std. err	0.025	0.091	0.007	0.010	0.057	0.002	0.064	0.086	0.010
z	2.505	5.633	6.540	0.966	13.84	7.265	6.789	4.166	7.523

[표 3-10] 광의유동성 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1 위기국면		국면2	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	0.1353	0.0005	0.0924	0.0001	0.0730	0.0001
std. err	0.003	0.0001	0.001	0.0001	0.001	0.0001
z	50.035	6.131	81.856	5.966	98.952	6.767

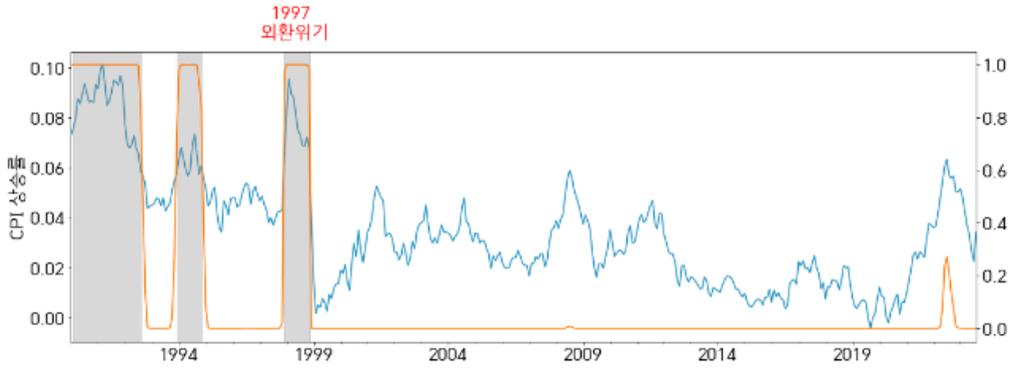
3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 소비자물가지수의 위기 기간은 [그림 3-5]와 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 12월부터 1998년 11월까지로 나타났다. 이외에도 1990년 고물가 시대(1990년 2월~1992년 8월, 1993년 12월~1994년 11월)에도 위기 경보등이 켜졌으며, 1997년 외환위기 당시 물가가 급등하였다. 물가 상승으로 이어진 몇 가지 주요 원인으로 첫째, 원/달러 환율 평가 절하에 따른 통화 약세로 수입품 가격이 급등해 전반적인 인플레이션에 영향을 미쳤다. 둘째, 기업의 높은 외채 부담으로 한국 기업들은 외화차입이 많았는데 원화 가치가 하락하면서 달러 부채를 갚는데 비용이 크게 증가했다. 높아진 부채 상환 비용을 충당하기 위해 기업들은 상품과 서비스 가격을 인상하여 인플레이션 압력에 기여했다. 2008년 글로벌 금융위기는 위기로 식별되지 못하였으며, 2008년 금융위기 당시 물가 상승률이 1997년 외환위기 당시보다 낮았기 때문에 인플레이션 측면에서는 위기로 식별되지 않는 것으로 판단된다. 1997년 외환위기에 비해 2008년 글로벌 금융위기 당시 인플레이션이 더 낮았던 것은 경제 펀더멘털의 강화, 무역에 대한 영향 완화 등에 주로 기인된다고 볼 수 있다. 1997년 외환위기 당시에는 높은 단기 외채 수준, 취약한 금융기관, 과도한 외채 등으로 구조적 취약점이 드러난 반면, 2008년 금융위기까지 외환보유액 축적, 단기외채 축소, 금융개혁 실시 등으로 경제 펀더멘털이 강화되었고 무역에 대한 영향이 완화되었기 때문이다. 1997년 외환위기 당시에는 원화 가치 급락이 수입 가격 급등을 초래했지만, 2008년 금융위기 당시에는 수출 중심 경제가 1997년 위기만큼 심각한 타격을 입지 않아 원화 약세에 따른 수입 인플레이션 압력이 낮아졌다. 2020년 코로나19도 위기로 식별되지 않았으며, 코로나19 위기 당시에 팬데믹으로 인해 광범위한 폐쇄 조치와 사회적 거리두기 조치로 사람들은 집에 머물고 기업은 문을 닫으면서 상품과 서비스에 대한 수요가 급감하면서 소비 지출 감소와 함께 물가가 크게 낮아졌다. 또한 팬데믹으로 인해 글로벌 공급망이 붕괴되면서 상품 생산 및 유통에 막대한 영향을 미쳤으며, 이러한 혼란은 수요 감소와 결합되어 가격 하락으로 이어졌고 팬데믹으로 인한 수요 감소로 유가가 급락하면서 가격을 억제하는 데 도움을 주었다. 2023년부터 인플레이션 우려가 커졌는데 3상태 MSI 국면전환모형에서는 이에 대해서는 아직 위기 상황으로 판단하지 않는 것으로 분석되었다.

3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 생산자물가지수의 위기 기간은 [그림 3-6]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 12월부터 1998년 11월까지, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 2월부터 2009년 1월까지로 나타났다. 1997년 외환위기 당시 생산자물가

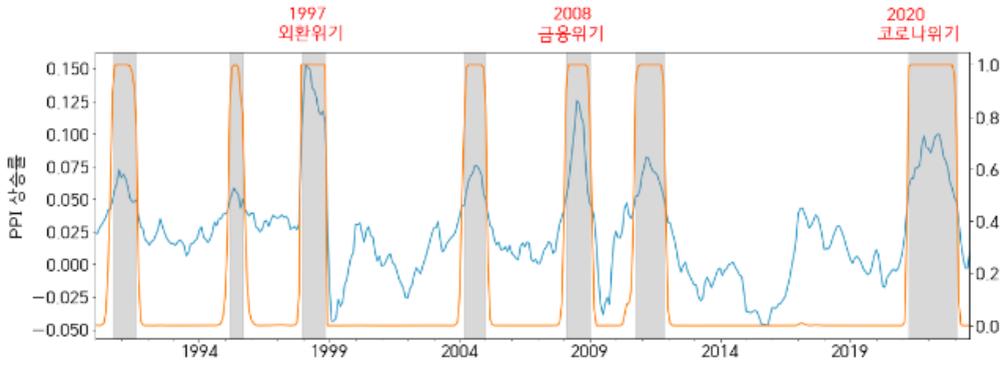
가 상승한 것은 소비자물가 상승 요인과 동일하며, 2008년 2월부터 생산자 물가가 급등한 것은 원자재 및 투입재 가격이 상승했기 때문이다. 특히, 이 기간 동안 유가의 변동성은 상당하였다. 유가는 급등하면서 2008년 중반에 사상 최고치를 기록하였다. 여기에 원화 가치 하락으로 수입품 및 원자재 가격이 상승하여 생산자 물가 상승에 더욱 기여했다. 이외에도 2004년 3월부터 2005년 1월까지와, 2010년 10월과 2011년 11월, 그리고 2021년 4월과 2023년 2월까지를 위기 구간으로 식별되었다. 이 기간에는 금속, 에너지, 농산물 등 원자재 가격이 상승하면서 한국 제조업체의 생산 비용이 상승했고, 글로벌 세계경제 성장과 더불어 한국 수출품에 대한 수요 증가로 생산량이 늘어났지만, 글로벌 수요로 인해 원자재 및 중간재 가격이 상승하면서 투입 비용이 높아졌다.

3상태 MSAR(1) 국면전환모형으로 측정한 경상수지의 위기 기간은 [그림 3-7]과 같으며, 위기 기간은 크게 1994년 2월부터 1997년 9월까지와 2008년 5월부터 2008년 7월까지의 두 기간으로 구분된다. 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 직후 경상수지가 흑자로 전환됨에 따라 두 기간 모두 1997년 외환위기와 2008년 글로벌 금융위기 직전에 발생하였다. 즉, 달러 유동성 부족 현상을 완화하기 위해 또는 달러 확보를 위해 경상수지 흑자 유도 정책(불황형 흑자) 등에 힘입어 외환위기와 금융위기 직후 경상수지가 흑자로 돌아선 결과로 볼 수 있다.

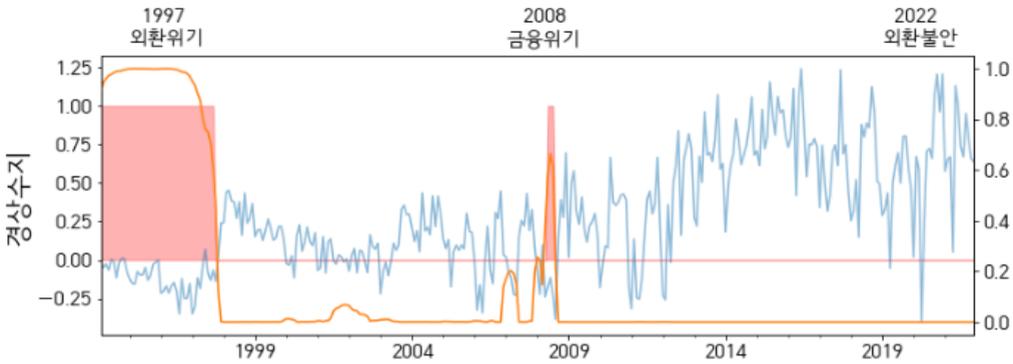
3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 광의유동성의 위기 기간은 [그림 3-8]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 2월부터 1999년 2월까지, 2008년 글로벌 금융위기는 2007년 2월부터 2008년 11월까지로 나타났으며, 외환위기와 금융위기 직전에 유동성이 과잉으로 공급되고 있는 상황에서 위기를 맞아 유동성이 급격하게 줄어들면서 과잉 유동성 위기가 줄어들었다. 2000년 10월부터 2003년 2월까지도 위기 기간으로 식별되었으며, 동 기간은 2000년대 IT버블붕괴 시점과 맞물린다. 이때 당시, 97년 외환위기를 성공적으로 극복하는 과정에서 고금리 정책이 완화되면서 경기에 대응하기 위해 유동성을 크게 증가시킨데 따른 결과로 해석할 수 있다.



[그림 3-5] 소비자물가지수의 위기구간



[그림 3-6] 생산자물가지수의 위기구간



[그림 3-7] 경상수지의 위기구간



[그림 3-8] 광의유동성의 위기구간

■ 금융부문의 국면전환 분석

Krolzig(1997)의 4가지 국면전환모형을 모두 추정하여 산업부문의 국면전환을 분석한 결과, 국채금리는 시차가 1인 3상태 마코프 스위칭 autoregressive 국면전환모형 (MSAR(1)모형)이, 주가는 시차가 2인 3상태 마코프 스위칭 mean 국면전환모형(MSM(2)모형), 환율은 3상태 마코프 스위칭 intercept 국면전환모형(MSI모형)이 최적인 것으로 나타났다.

주가와 환율은 각 국면을 대표하는 평균 절하률($\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2 = \alpha_{S_t} = const$)과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 = \sigma_{S_t}^2 = sigma2$) 추정치는 일반적인 수준에서 모두 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났으며, 주가는 시차를 나타내는 $\alpha_{S_{t-1}} = ar.L1$ 과 $\alpha_{S_{t-2}} = ar.L2$ 추정치도 대체로 유의미한 값을 나타내고 있다. 또한, 국채금리는 각 국면을 대표하는 $\phi_{1,0}, \phi_{1,1}, \phi_{1,2} = \phi_{1,S_t} = x1$ 과 분산($\sigma_0^2, \sigma_1^2, \sigma_2^2 = \sigma_{S_t}^2 = sigma2$)의 추정치는 일반적인 유의수준에서 모두 유의미한 값을 갖는 것으로 나타났다.

[표 3-11] 국채금리 추정 결과

구분	국면0			국면1			국면2 위기국면		
	const	x1	sigma2	const	x1	sigma2	const	x1	sigma2
coef	-0.023	0.349	0.105	-0.009	0.297	0.010	-0.078	0.392	1.116
std. err	0.029	0.085	0.015	0.009	0.085	0.001	0.211	0.183	0.323
z	-0.786	4.098	6.880	-1.103	3.488	7.690	-0.370	2.142	3.459

[표 3-12] 주가 추정 결과

구분	국면0 위기국면				국면1				국면2 위기국면			
	const	sigma2	ar.L1	ar.L2	const	sigma2	ar.L1	ar.L2	const	sigma2	ar.L1	ar.L2
coef	0.093	0.005	-0.039	-0.434	0.006	0.002	0.217	-0.061	-0.047	0.004	0.466	-0.309
std. err	0.012	0.001	0.200	0.265	0.002	0.000	0.061	0.061	0.017	0.001	0.144	0.205
z	7.894	3.146	-0.440	-1.642	2.687	6.501	3.566	-0.998	-2.673	3.926	3.245	-1.504

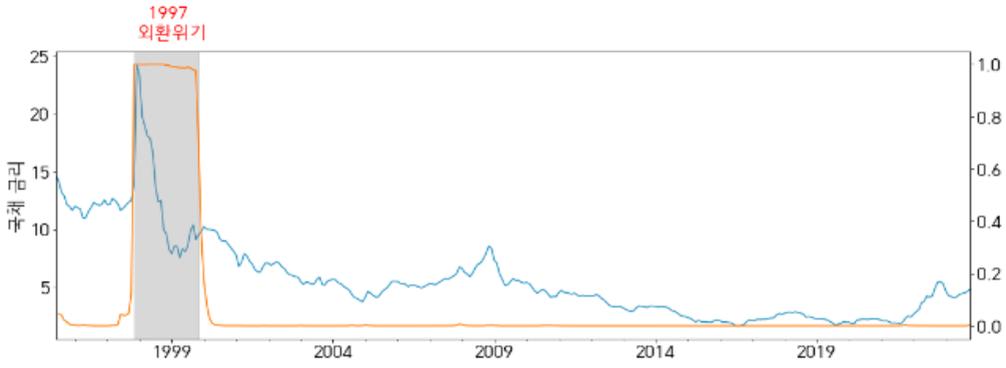
[표 3-13] 환율 추정 결과

구분	국면0 위기국면		국면1		국면2 위기국면	
	const	sigma2	const	sigma2	const	sigma2
coef	-0.0003	0.0002	0.0661	0.0000	-0.0129	0.0058
std. err	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
z	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

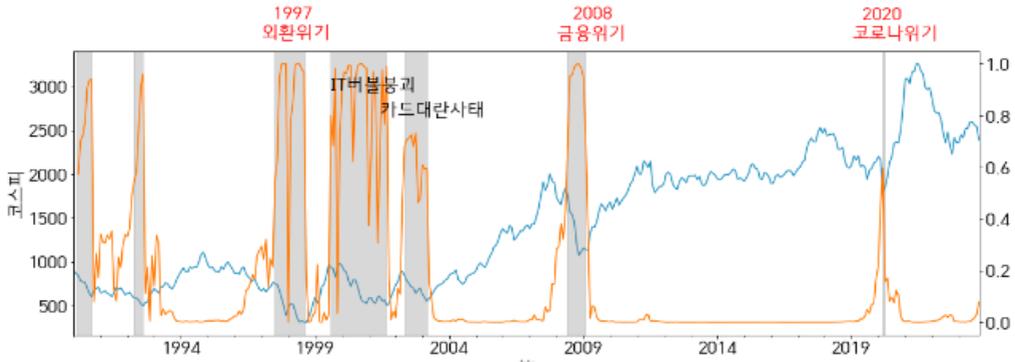
3상태 MSAR(1) 국면전환모형으로 측정한 국채금리의 위기 기간은 [그림 3-9]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 11월부터 1999년 11월까지로 나타났지만, 2008년 글로벌 금융위기와 2020년 코로나19 위기는 식별되지 않았다. 1997년 외환위기 당시 고금리 정책으로 금리가 단기적으로 급등하면서 위기가 더욱 고조되었던 반면, 2008년 글로벌 금융위기와 2020년 코로나19 위기 당시에는 저금리 정책으로 대응하면서 오히려 금리하락으로 인한 결과로 해석된다. [그림 3-9]과 같이 국채금리는 2008년에 소폭 상승하였지만, 2008년말부터 급격하게 하락하였고 2020년에는 거의 변화가 없다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 3상태 MSAR(1) 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일은 1개월 선행해서 위기 국면을 경보하였다.

3상태 MSM(2) 국면전환모형으로 측정한 주가의 위기 기간은 [그림 3-10]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 7월부터 1998년 8월까지, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 6월부터 2009년 2월까지, 2020년 코로나19 위기는 2020년 3월로 나타났다. 또한 2000년대 IT버블 붕괴 시점인 1999년 8월부터 2001년 9월까지와 국내 카드 대란 사태가 발생한 2002년 5월부터 2003년 3월까지도 위기 구간으로 식별되었다. 이벤트 기준으로 보면 1997년 외환위기 시작일은 IMF 구제금융을 신청한 1997년 12월 3일로 볼 수 있으며, 종료일은 IMF 구제금융을 모두 상환한 2001년 8월 23일로 볼 수 있다. 2008년 글로벌 금융위기 시작일은 리먼 브러더스 파산 신청일인 2008년 9월 15일로 볼 수 있지만, 종료일에 대해서는 현재까지 합의(consensus)가 이뤄지지 않고 있다. 2020년 코로나19 위기 시작일은 다양한 기준으로 설정할 수 있으나, 일반적으로 세계보건기구가 팬데믹을 선언한 2020년 3월 11일로 볼 수 있다. 이후 1차부터 4차 대유행까지 발생했으므로 종료일에 대해서는 국가마다 상이하고 합의(consensus)도 이뤄지지 않고 있다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 3상태 MSM(2) 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일은 5개월에 앞서 위기 국면을 경보하였고, 2008년 글로벌 금융위기 시작일은 3개월에 앞서 위기 국면을 경보하였다. 2020년 코로나19 위기는 급작스럽게 발생한 만큼 동행적으로 위기 국면을 경보하는 것으로 나타났다.

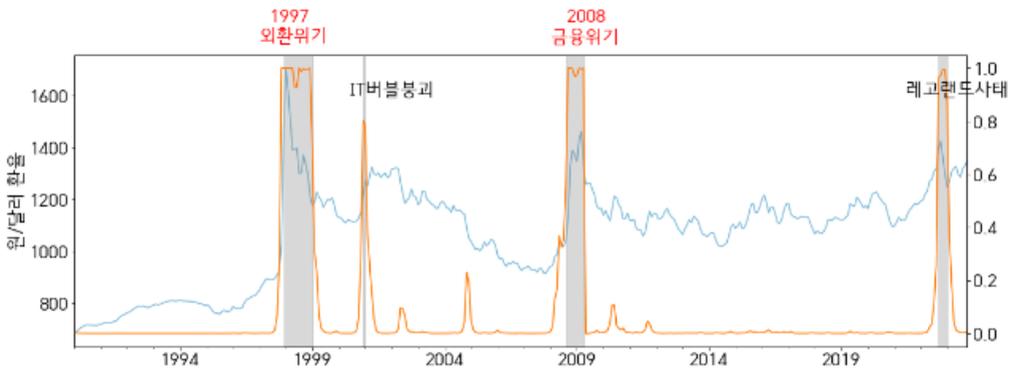
3상태 MSI 국면전환모형으로 측정한 환율의 위기 기간은 [그림 3-11]과 같으며, 1997년 외환위기는 1997년 12월부터 1999년 1월까지, 2008년 글로벌 금융위기는 2008년 8월부터 2009년 4월까지로 나타났다. 2020년 코로나19 위기는 식별되지 않았으며, 실제 코로나19 위기 당시 원/달러 환율은 종가기준 1,400원대로 외환변동성이 상대적으로 크지 않았다. 다만 2022년 10월 강원도 레고랜드 ABCP 부도 및 11월 홍콩생명 신증자본증권 콜옵션 미행사 등으로 발생한 국내채권시장 불안으로 외환시장으로 전이되며 1,400원을 상향 돌파해 2022년 9월부터 2023년 1월까지를 위기 구간으로 식별되었다. 이외에도 2000년 12월부터 2001년 1월까지도 위기 기간으로 식별되었으며, 2000년대 IT버블붕괴 시점과 같다. 이벤트 기준과 비교해 볼 때 3상태 MSI 국면전환모형에서 식별한 1997년 외환위기 시작일은 동행적으로 위기 국면을 경보하였는데, 이는 IMF 구제금융으로 관리변동환율제에서 자유변동환율제로 변환하였기 때문이다. 2008년 글로벌 금융위기 시작일은 1개월 먼저 위기 국면을 경보하는 것으로 나타났으며 변동환율제도에 따라 시장에서 달러 조달 등과 관련된 위험 조짐이 나타났기 때문이다.



[그림 3-9] 국채금리의 위기구간



[그림 3-10] 주가의 위기구간



[그림 3-11] 환율의 위기구간

나. 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석

동태성(dynamic)을 고려한 전라북도 경제와 거시경제의 관계를 구체적으로 분석하기 위해 DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation GARCH) 모형을 활용하였으며, 산업, 경제, 금융의 3가지 부문으로 구분하여 식별된 거시경제의 위기 국면을 바탕으로 전라북도 경제와 거시경제와의 동적 관계를 분석하였다.

먼저, 거시경제와 지역경제 변수의 조건부 분산 모형인 GARCH(1,1)의 모수 추정치는 [표 3-14]와 같이 대부분의 추정치가 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, $(\alpha + \beta)$ 크기가 1에 가까워 변동성의 지속성(persistence)이 강하게 나타나고 있음을 알 수 있다. 새로운 정보에 대한 민감도를 나타내는 α 값은 대부분의 전라북도 경제변수가 거시경제 변수보다 크게 나타나고 있으며, 과거의 변동성에 대한 의존도를 의미하는 β 값은 대부분의 거시경제 변수가 전라북도 경제변수보다 크게 나타남에 따라 전라북도 경제는 거시경제보다 새로운 정보에 대한 민감도가 높으며, 과거의 변동성에 대한 의존도가 낮은 것으로 볼 수 있다.

[표 3-14] 거시경제와 전라북도 경제 변수의 GARCH(1,1) 분석 결과

구분	변수명	ω	α	β	
거시 경제	산업	ip	0.0001**	0.2952**	0.3831*
		mor	0.0411**	0.2424*	-0.1635
		ie	0.0011*	0.1657**	0.3570
	경제	ppi	0.0000*	0.5026***	0.4688***
		ca	5.1507	0.2166**	0.2038
		L	0.0000	0.2160**	0.4052
	금융	tb_3y	0.0019*	0.2548***	0.6988***
		sp	0.0000	0.1035***	0.8848***
		fx	0.0000*	0.2628	0.5814***
지역 경제	지역 경제	emp	0.3217	-0.0165	0.8323
		dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***
	기업	mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793
		co	0.3959**	0.2330***	0.4490**
		bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*
	가계	his	0.0000**	0.7449***	0.3879***
		cp	0.0000	0.0454	0.6720
		lp	0.0000	0.0606	0.6665**

주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄

■ 산업부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계 분석

산업생산지수, 기계수주액, 설비투자액으로 구성된 산업부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계를 분석한 결과, DCC(1,1)의 모수 추정치들은 [표 3-15]와 같이 산업생산지수-고용률, 산업생산지수-어음부도율, 산업생산지수-주택매매지수, 산업생산지수-생활물가, 기계수주액-제조업생산, 기계수주액-기업경기실사지수(BSI), 기계수주액-주택매매지수, 기계수주액-소비자물가, 설비투자액-고용률 등 일부만 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의한 모든 변수의 DCC(1,1)의 모수인 $(\alpha_c + \beta_c)$ 의 합은 1보다 작게 나타남에 따라 DCC-GARCH 모형의 충족조건을 모두 충족하고 있다.

산업생산지수와 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-12]와 같으며, 산업생산지수와 전라북도의 고용률, 주택매매지수, 소비자물가, 생활물가는 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 산업생산지수의 위기 국면에 일시적으로 음(-)의 상관관계가 나타나고 있으며, 특히 2008년 금융위기 기간에 그 크기가 크게 증가하였다. 산업생산지수와 전라북도 제조업 생산은 모두 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 2008년 위기 기간에 상관관계의 크기가 큰 폭으로 감소하였다.

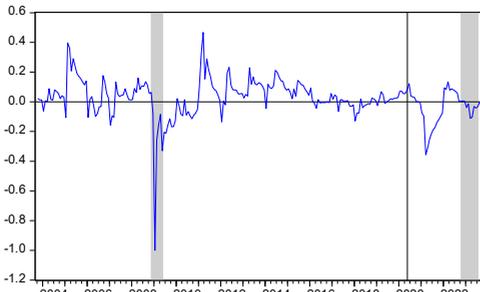
기계수주액과 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-13]과 같으며, 기계수주액과 전라북도의 제조업생산은 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 기계수주액의 위기 국면인 2008년 위기 기간에 상관관계의 크기가 큰 폭으로 감소하였다.

설비투자액과 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-14]와 같으며, 설비투자액과 전라북도의 기업경기실사지수(BSI)의 상관관계는 설비투자액의 위기 국면에 음(-)의 상관관계를 보이며, 그 크기가 일시적으로 확대되고 있음을 알 수 있다. 다만, 위기 국면 중 미·중 무역분쟁 기간에는 양(+)의 상관관계를 보여주고 있으며, 이는 미국과 중국의 의존도가 낮은 전라북도의 무역 구조의 특성으로 해석할 수 있다. 또한, 설비투자액과 전라북도의 주택매매지수는 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 설비투자액의 위기 국면 또는 직전에 일시적으로 음(-)의 상관관계가 나타나고 있으며, 양(+)의 상관관계를 보인 2012년 위기 국면에서는 상관관계의 크기가 감소하였다.

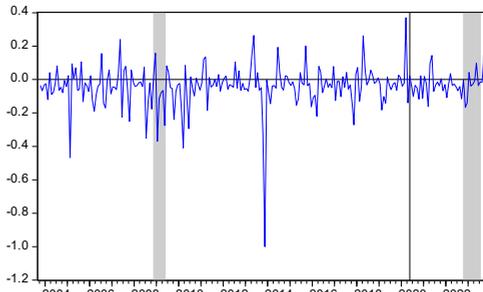
[표 3-15] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문)의 동적 관계 분석

variables	ω	α	β	α_c	β_c	Log likelihood
산업생산지수	0.0001**	0.2952**	0.3831*	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	-0.0649***	0.8759***	317.2111
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	0.1627***	-0.1371***	739.1726
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	-0.0303	0.9093***	1,194.527
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	0.1606*	-0.1072	361.1237
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	0.1163	0.1268	991.2657
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	-0.0693***	0.8461***	1,834.559
cp	0.0000	0.0454	0.6720	-0.0405	0.9856	1,701.075
lp	0.0000	0.0606	0.6665**	-0.0366***	0.9894***	1,604.636
기계수주액	0.0411**	0.2424*	-0.1635	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	-0.0296***	0.6403	-365.9694
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	0.1527	0.5820*	-36.5356
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	0.0609**	0.8727***	495.6494
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	0.1641*	0.3985	-317.7259
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	-0.0307***	0.7680***	310.398
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	-0.0304***	0.8027***	1,134.595
cp	0.0000	0.0454	0.6720	-0.0298***	0.9886***	1,016.612
lp	0.0000	0.0606	0.6665**	-0.0294	0.9909	917.0778
설비투자액	0.0011*	0.1657**	0.3570	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	-0.0749***	-0.5047**	-8.4068
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	0.2443**	0.3104	320.3581
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	0.2056**	0.1053	855.8486
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	0.1668*	0.2262	36.7447
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	0.0865	0.0751	664.5164
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	-0.0807	0.5510	3,252.551
cp	0.0000	0.0453	0.6720	0.0290	0.6546	1,371.297
lp	0.0000	0.0606	0.6665**	0.0167	0.6989	1,272.473

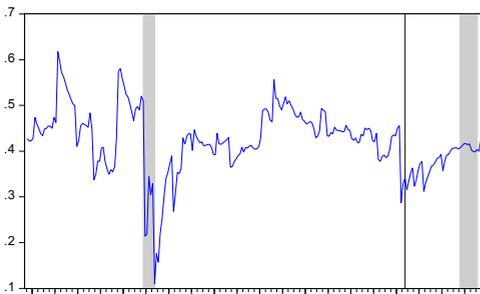
주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄



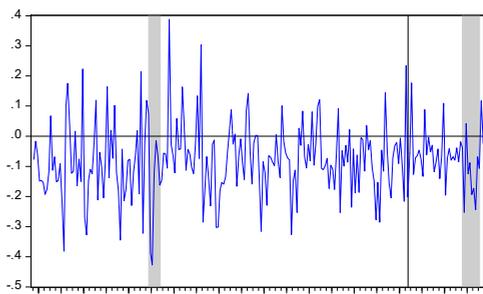
〈산업생산지수와 고용률의 동적 관계〉



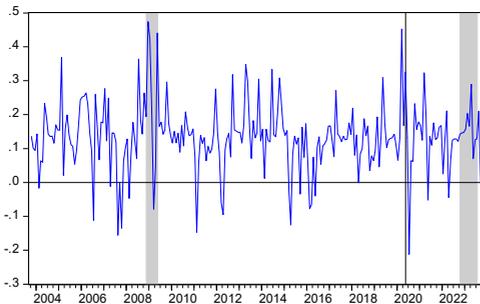
〈산업생산지수와 어음부도율의 동적 관계〉



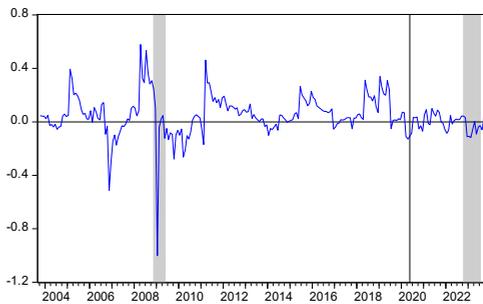
〈산업생산지수와 제조업 생산의 동적 관계〉



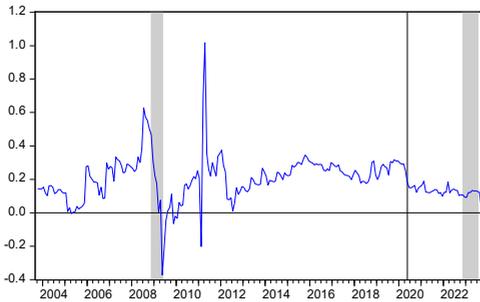
〈산업생산지수와 건설수주액의 동적 관계〉



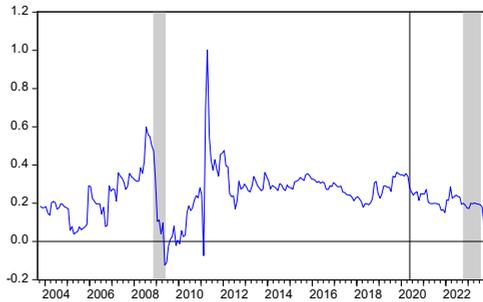
〈산업생산지수와 BSI의 동적 관계〉



〈산업생산지수와 주택매매지수의 동적 관계〉

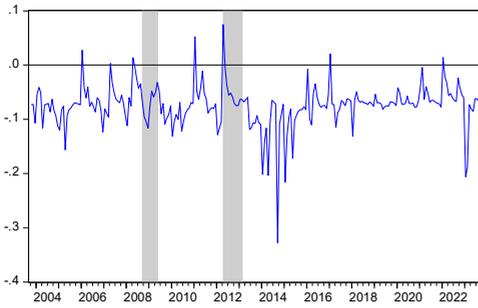


〈산업생산지수와 소비자물가의 동적 관계〉

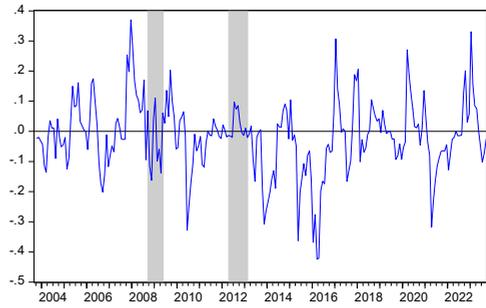


〈산업생산지수와 생활물가의 동적 관계〉

[그림 3-12] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-산업생산지수)의 동적 관계 분석



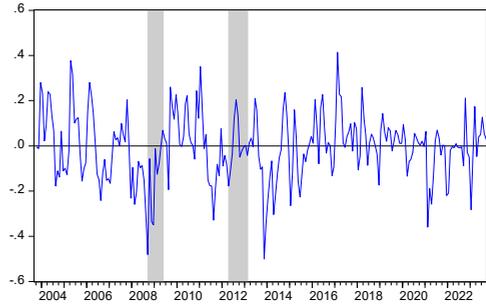
〈기계주주액과 고용률의 동적 관계〉



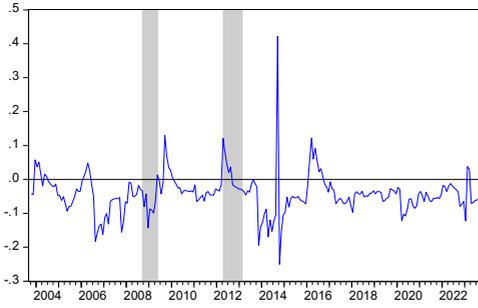
〈기계주주액과 어음부도율의 동적 관계〉



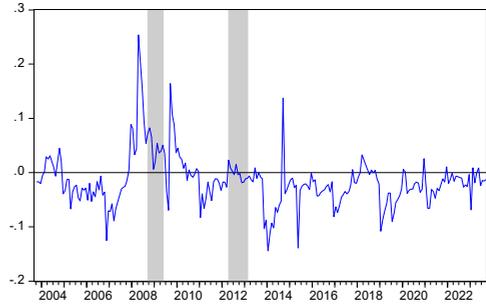
〈기계주주액과 제조업 생산의 동적 관계〉



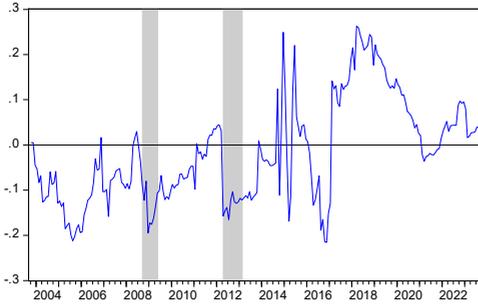
〈기계주주액과 건설주주액의 동적 관계〉



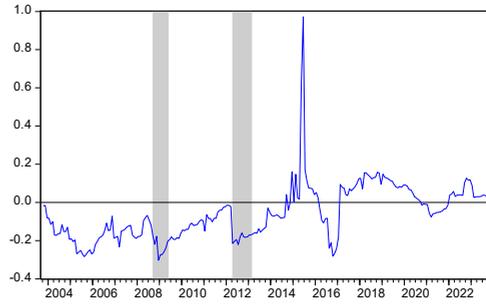
〈기계주주액과 BSI의 동적 관계〉



〈기계주주액과 주택매매지수의 동적 관계〉

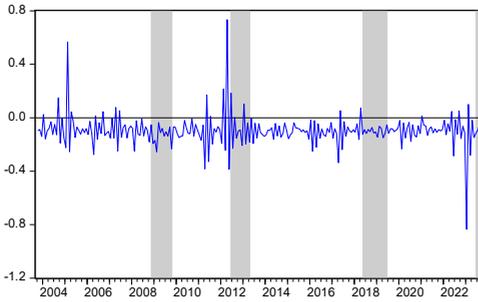


〈기계주주액과 소비자물가의 동적 관계〉

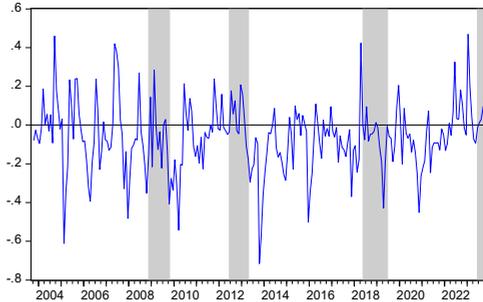


〈기계주주액과 생활물가의 동적 관계〉

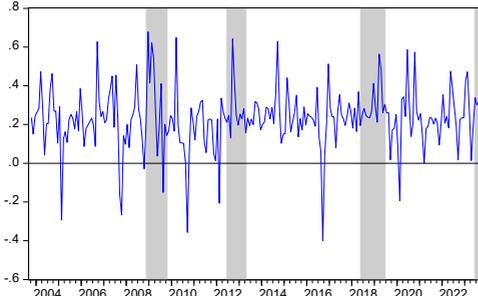
[그림 3-13] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-기계주주액)의 동적 관계 분석



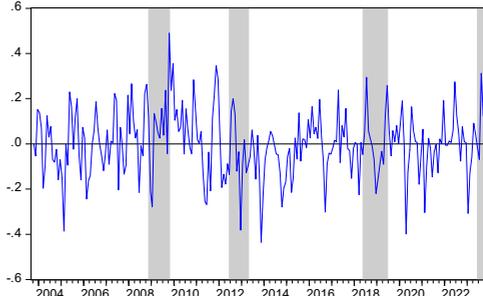
〈설비투자액과 고용률의 동적 관계〉



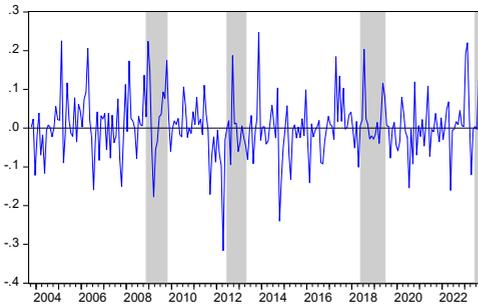
〈설비투자액과 어음부도율의 동적 관계〉



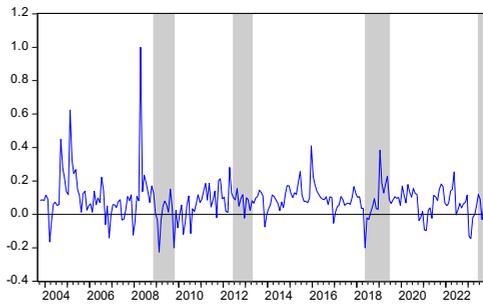
〈설비투자액과 제조업 생산의 동적 관계〉



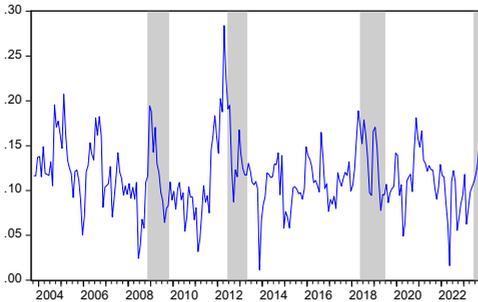
〈설비투자액과 건설수주액의 동적 관계〉



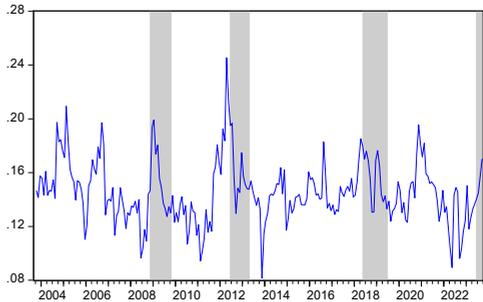
〈설비투자액과 BSI의 동적 관계〉



〈설비투자액과 주택매매지수의 동적 관계〉



〈설비투자액과 소비자물가의 동적 관계〉



〈설비투자액과 생활물가의 동적 관계〉

[그림 3-14] 전라북도 경제와 거시경제(산업부문-설비투자액)의 동적 관계 분석

■ 경제부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계 분석

생산자물가지수, 경상수지, 광의유동성으로 구성된 산업부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계를 분석한 결과, DCC(1,1)의 모수 추정치들은 [표 3-16]과 같이 생산자물가지수-고용률, 생산자물가지수-제조업생산, 생산자물가지수-기업경기실사지수(BSI), 생산자물가지수-주택매매지수, 광의유동성-어음부도율 등 일부만 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의한 모든 변수의 DCC(1,1)의 모수인 $(\alpha_c + \beta_c)$ 의 합은 1보다 작게 나타남에 따라 DCC-GARCH 모형의 충족조건을 모두 충족하고 있다.

생산자물가지수와 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-15]와 같으며, 생산자물가지수와 전라북도의 제조업생산, 주택매매지수는 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 생산자물가지수의 위기 국면에 상관관계의 크기가 크게 하락하고 있으며, 특히 제조업생산의 경우 하락폭이 크게 나타나 일시적으로 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 생산자물가지수와 전라북도의 기업경기실사지수(BSI)는 양(+)의 상관관계를 보였으나, 생산자물가지수의 위기 국면인 2008년 금융위기 이후 큰 폭으로 하락하여 음(-)의 상관관계로 전환되었으며, 이후 상관관계의 폭이 축소되며 다시 양(+)의 상관관계를 보였으나, 위기 국면인 코로나19 위기로 인해 다시 음(-)의 상관관계로 전환되었다. 또한, 생산자물가지수와 전라북도 생활물가의 상관관계는 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 생산자물가지수의 위기 국면에 상관관계의 크기가 큰 폭으로 감소되었다.

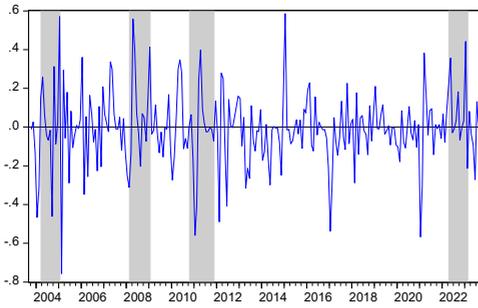
경상수지와 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-16]과 같으며, 무역 비중이 높지 않은 전라북도 경제의 특성으로 경상수지는 전라북도 경제에 큰 영향을 보여주지는 않는다. 다만, 경상수지와 전라북도의 기업경기실사지수(BSI)와 주택매매지수는 경상수지의 위기 국면에 음(-)의 상관관계가 큰 폭으로 하락하였음을 보여주고 있다.

광의유동성과 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-17]과 같으며, 광의유동성과 전라북도의 고용률은 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 광의유동성의 위기 국면과 함께 다른 거시경제의 위기 국면에서 일시적으로 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 광의유동성과 전라북도의 건설수주액, 소비자물가, 생활물가의 상관관계는 광의유동성의 위기 국면인 2008년 금융위기 기간에 상관관계의 크기가 큰 폭으로 하락하였다.

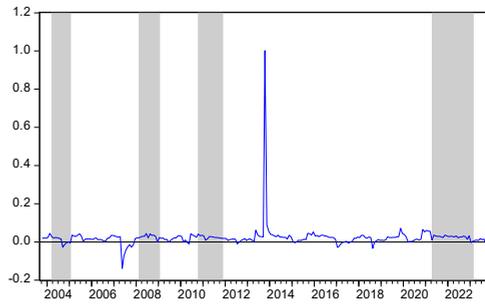
[표 3-16] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문)의 동적 관계 분석

variables	ω	α	β	α_c	β_c	Log likelihood
생산자물가지수	0.0000*	0.5026***	0.4688***	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	0.2476***	-0.2240*	523.6556
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	-0.0166	0.7576	873.1489
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	-0.0543***	0.7683***	19,193.29
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	-0.0928	0.7648	4,188.128
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	-0.0308***	1.0073***	1,195.622
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	0.1337**	0.7170***	2,030.625
cp	0.0000	0.0454	0.6720	0.1493*	-0.1712	1,954.471
lp	0.0000	0.0606	0.6665*	-0.0248	1.0017***	1,852.223
경상수지	5.1507	0.2166**	0.2038	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	-0.0442*	0.4997	-999.0632
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	0.0806	0.7258***	-674.6794
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	0.0909	0.1396	-144.6745
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	0.1378*	-0.0352	-951.4069
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	-0.0365	1.0104	-324.7794
his	0.0000	0.7449***	0.3879***	-0.0791	0.8021	521.9730
cp	0.0000	0.0454	0.6720	-0.0670	0.7531	533.3701
lp	0.0000	0.0606	0.6665*	-0.0692	0.5421	1,233.679
광의유동성	0.0000	0.2160**	0.4052	-	-	-
emp	0.3277	-0.0174	0.8306	-0.0565***	-0.0165	598.5794
dbr	0.0169	0.3226***	0.6416***	-0.0167***	0.7812***	919.6340
mp	0.0012***	0.2992**	-0.0827	-0.0112	1.0020***	1,447.655
co	0.3984**	0.2313***	0.4502**	-0.0162	0.9983***	640.1825
bsi	0.0025**	0.3360***	0.3237*	-0.0177	0.9255***	1,266.937
his	0.0000**	0.7479***	0.3888***	0.0356	0.6560**	2,088.292
cp	0.0000	0.0469	0.6648	-0.0351	0.4853	1,968.520
lp	0.0000	0.0554	0.6895**	-0.0492	0.4429	1,869.975

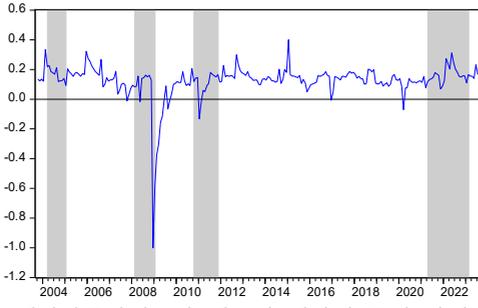
주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄



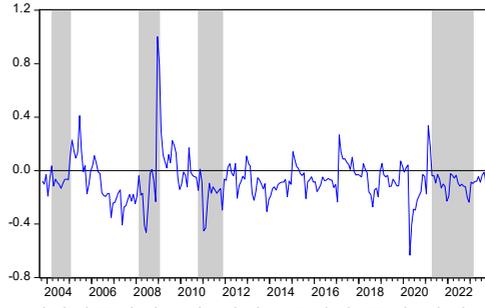
〈생산자물가지수와 고용률의 동적 관계〉



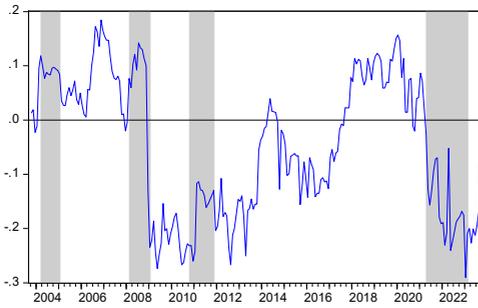
〈생산자물가지수와 어음부도율의 동적 관계〉



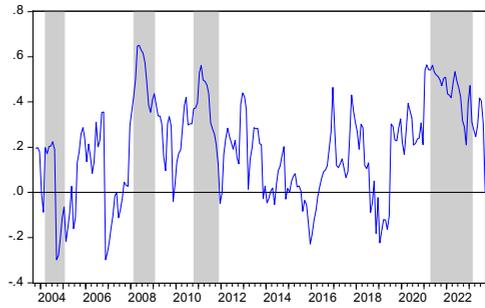
〈생산자물가지수와 제조업 생산의 동적 관계〉



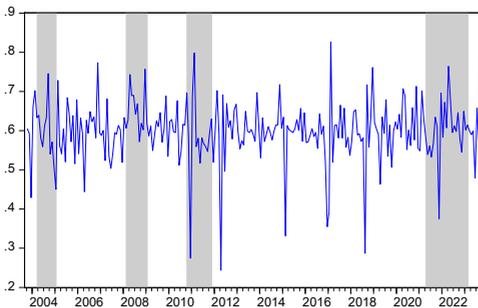
〈생산자물가지수와 건설수주액의 동적 관계〉



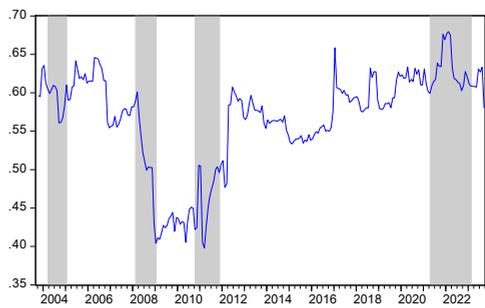
〈생산자물가지수와 BSI의 동적 관계〉



〈생산자물가지수와 주택매매지수의 동적 관계〉

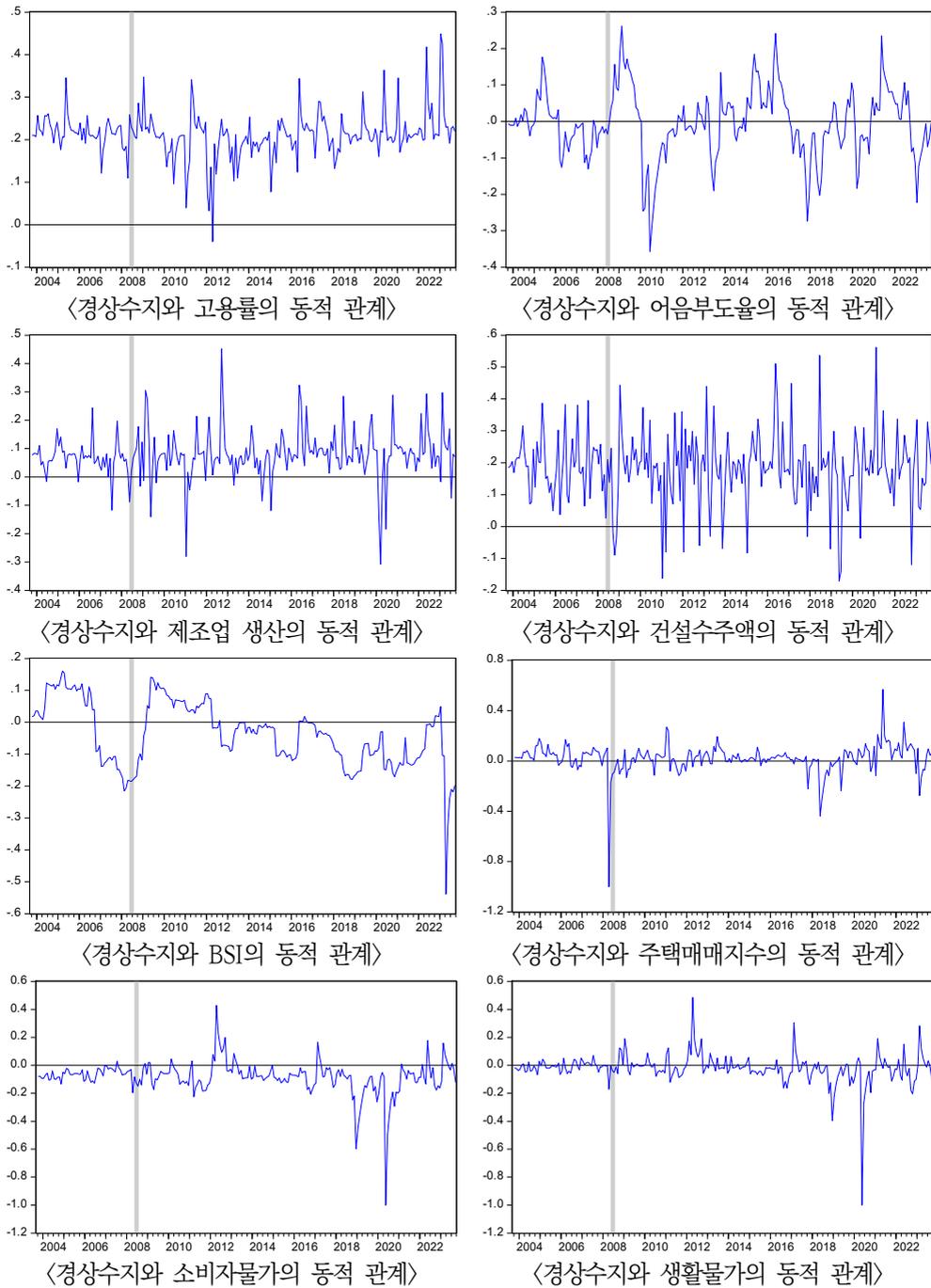


〈생산자물가지수와 소비자물가의 동적 관계〉

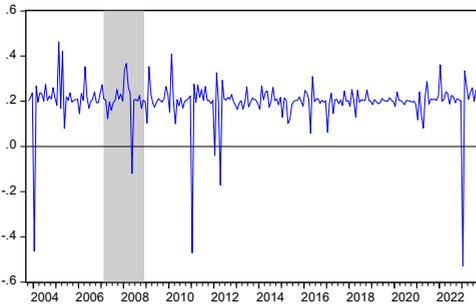


〈생산자물가지수와 생활물가의 동적 관계〉

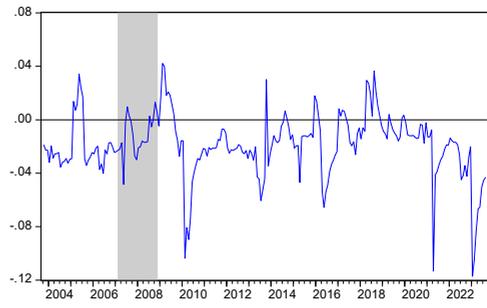
[그림 3-15] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-생산자물가지수)의 동적 관계 분석



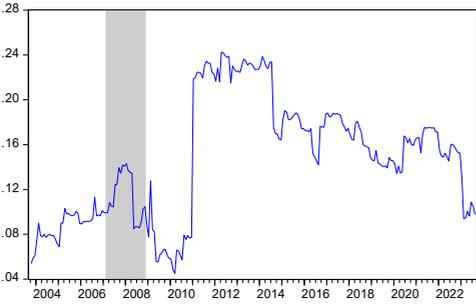
[그림 3-16] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-경상수지)의 동적 관계 분석



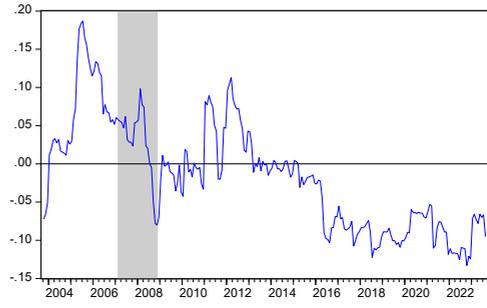
〈광의유동성과 고용률의 동적 관계〉



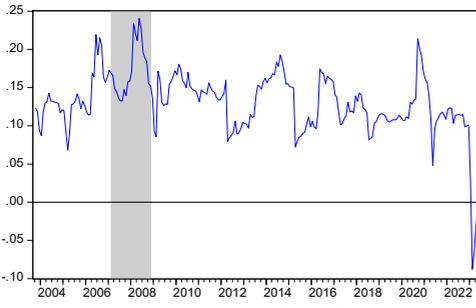
〈광의유동성과 어음부도율의 동적 관계〉



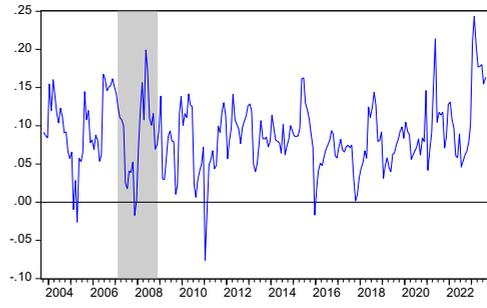
〈광의유동성과 제조업 생산의 동적 관계〉



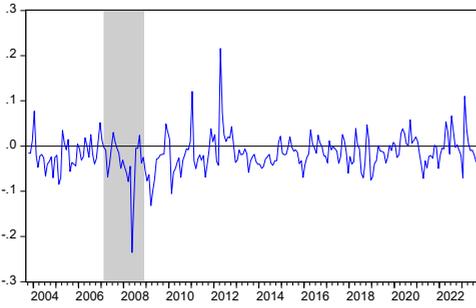
〈광의유동성과 건설수주액의 동적 관계〉



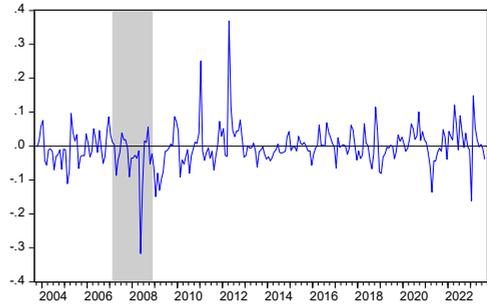
〈광의유동성과 BSI의 동적 관계〉



〈광의유동성과 주택매매지수의 동적 관계〉



〈광의유동성과 소비자물가의 동적 관계〉



〈광의유동성과 생활물가의 동적 관계〉

[그림 3-17] 전라북도 경제와 거시경제(경제부문-광의유동성)의 동적 관계 분석

■ 금융부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계 분석

국채금리, 주가, 환율로 구성된 금융부문의 거시경제와 전라북도 경제의 동적 관계를 분석한 결과, DCC(1,1)의 모수 추정치들은 [표 3-17]과 같이 국채금리-건설수주액, 주가-건설수주액, 주가-소비자물가, 환율-어음부도율, 환율-건설수주액 등 일부만 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 통계적으로 유의한 모든 변수의 DCC(1,1)의 모수인 $(\alpha_c + \beta_c)$ 의 합은 1보다 작게 나타남에 따라 DCC-GARCH 모형의 충족조건을 모두 충족하고 있다.

국채금리와 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-18]과 같으며, 국채금리와 전라북도의 제조업생산, 기업경기실사지수(BSI)는 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 제조업생산, 기업경기실사지수(BSI)는 다른 거시경제 변수의 위기 국면에 상관관계의 크기가 크게 하락하여 일시적으로 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 특히 제조업생산의 경우 하락폭이 크게 나타나 일시적으로 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 또한 국채금리와 전라북도의 고용률, 건설수주액은 대부분 음(-)의 상관관계를 보이고 있으며, 고용률의 경우 다른 거시경제 변수의 위기 국면에 일시적으로 양(+)의 상관관계를 보이는 반면, 건설수주액은 음(-)의 상관관계의 크기가 큰 폭으로 증가하였다.

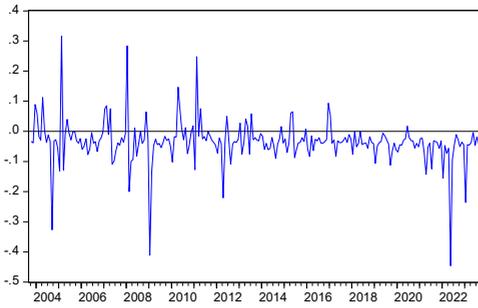
주가와 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-19]와 같으며, 주가와 전라북도의 고용률, 제조업생산, 소비자물가, 생활물가는 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으나, 주가의 위기 국면에 일시적으로 상관관계의 크기가 크게 하락함에 따라 주가와 전라북도의 제조업생산, 소비자물가, 생활물가의 상관관계는 일시적으로 음(-)의 상관관계가 나타나고 있으며, 특히 2008년 금융위기 기간에 그 크기가 크게 나타났다.

환율과 전라북도 경제의 동적 관계는 [그림 3-20]과 같으며, 환율과 전라북도의 건설수주액, 기업경기실사지수(BSI)는 대부분 음(-)의 상관관계를 보이고 있으며, 건설수주액의 경우 환율의 위기 국면에 일시적으로 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 기업경기실사지수(BSI)는 환율의 위기 국면에 상관관계의 크기가 크게 하락하였다.

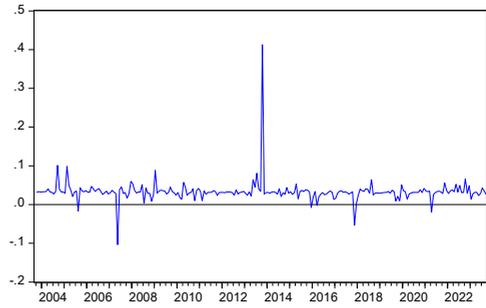
[표 3-17] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문)의 동적 관계 분석

variables	ω	α	β	α_c	β_c	Log likelihood
국채금리	0.0019*	0.2548***	0.6988***	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	-0.0614**	0.1765	-304.0768
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	-0.0169***	0.1967	25.5666
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	0.0338	0.6658	555.4140
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	-0.0649***	0.7931***	-252.4629
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	-0.0771	0.7822	460.5075
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	0.1885	-0.3441	1,352.869
cp	0.0000	0.0454	0.6720	0.2063**	-0.0509	1,081.610
lp	0.0000	0.006	0.6665**	0.1785*	-0.0086	981.4880
주가	0.0000	0.1035***	0.8848***	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	0.0289	0.8740***	-29.2749
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	-0.0173	0.1597	301.8669
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	-0.0258	0.8063***	831.8859
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	-0.0286***	1.0059***	27.0064
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	-0.0247	0.1431	650.3413
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	0.0406	0.6725*	1,473.445
cp	0.0000	0.0454	0.6720	-0.0493***	0.6302*	1,354.617
lp	0.0000	0.0606	0.6665**	-0.0353	0.4680	1,253.782
환율	0.0000*	0.2628	0.5814***	-	-	-
emp	0.3217	-0.0165	0.8323	0.0967	-0.0821	192.3164
dbr	0.0169	0.3215***	0.6420***	-0.0165***	0.7759***	5,739.775
mp	0.0012***	0.3008**	-0.0793	0.0502	0.8842***	1,051.909
co	0.3959**	0.2330***	0.4490**	-0.0255*	0.9819***	241.2011
bsi	0.0025**	0.3374***	0.3234*	0.0242	0.9035***	869.9201
his	0.0000**	0.7449***	0.3879***	0.1446*	0.2920	1,696.905
cp	0.0000	0.0454	0.6720	0.1438**	0.3541	1,577.063
lp	0.0000	0.0606	0.6665**	0.1249*	0.3459	1,476.990

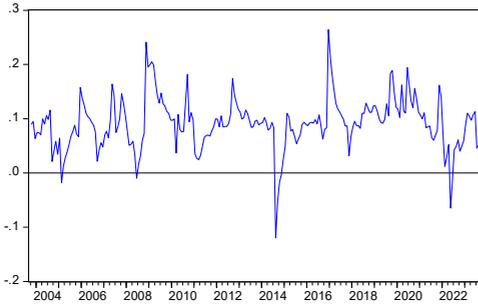
주 : ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타냄



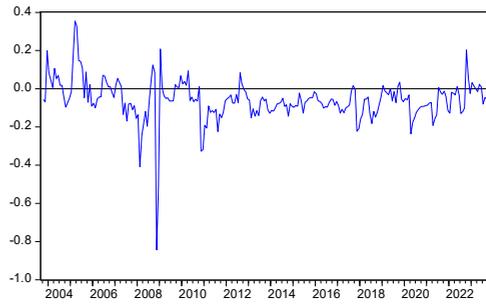
〈국채금리와 고용률의 동적 관계〉



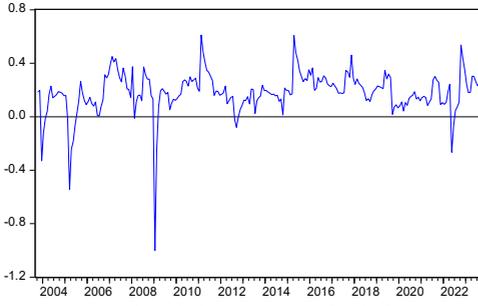
〈국채금리와 어음부도율의 동적 관계〉



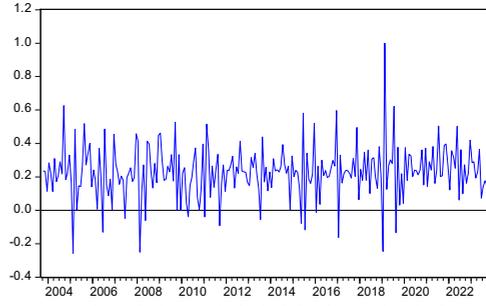
〈국채금리와 제조업 생산의 동적 관계〉



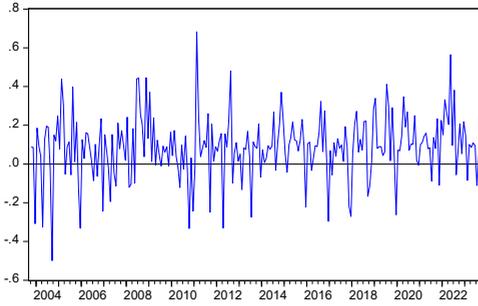
〈국채금리와 건설수주액의 동적 관계〉



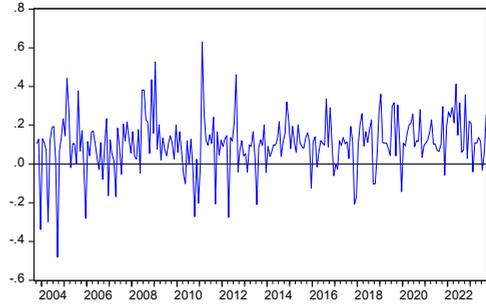
〈국채금리와 BSI의 동적 관계〉



〈국채금리와 주택매매지수의 동적 관계〉

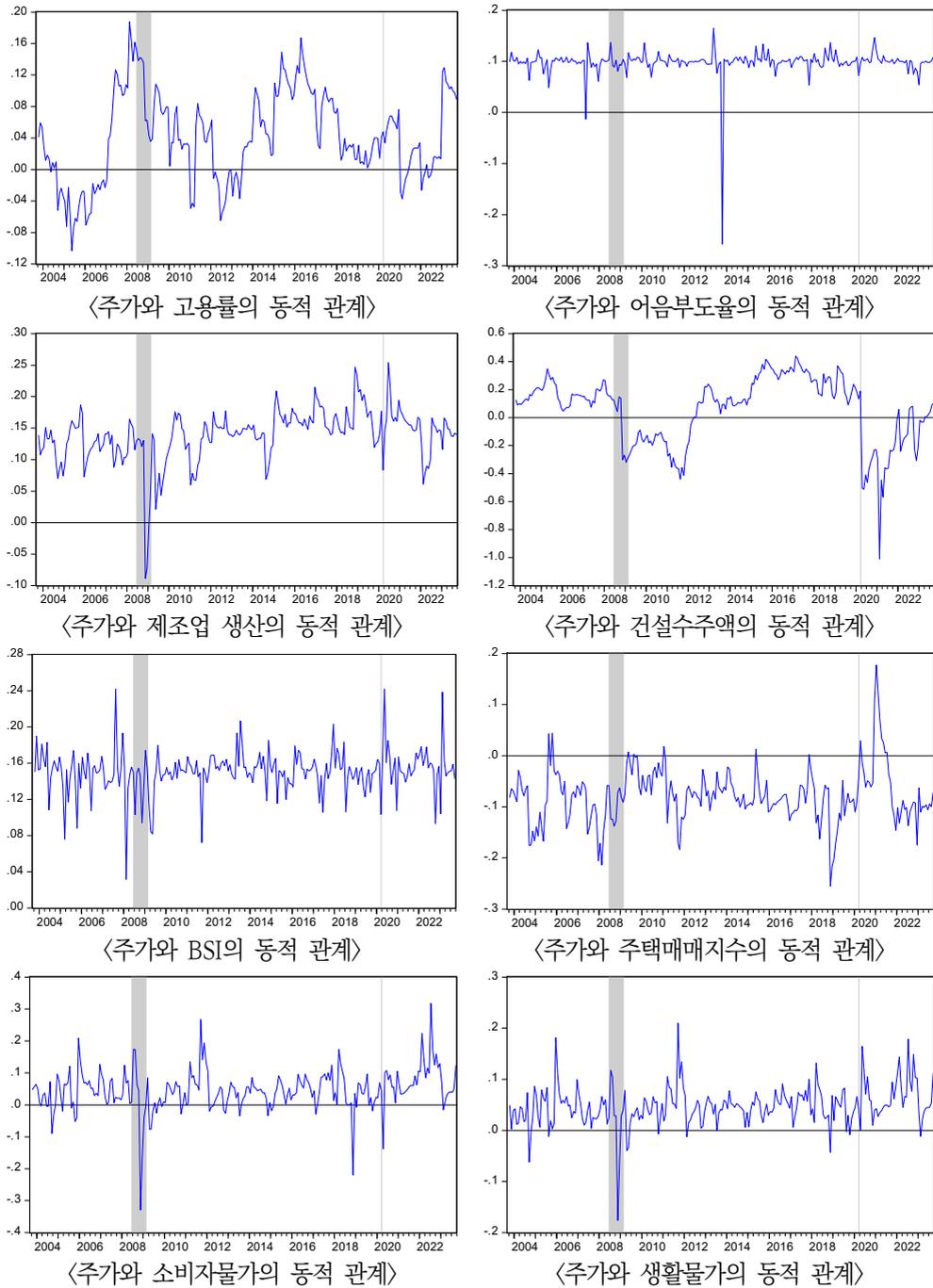


〈국채금리와 소비자물가의 동적 관계〉

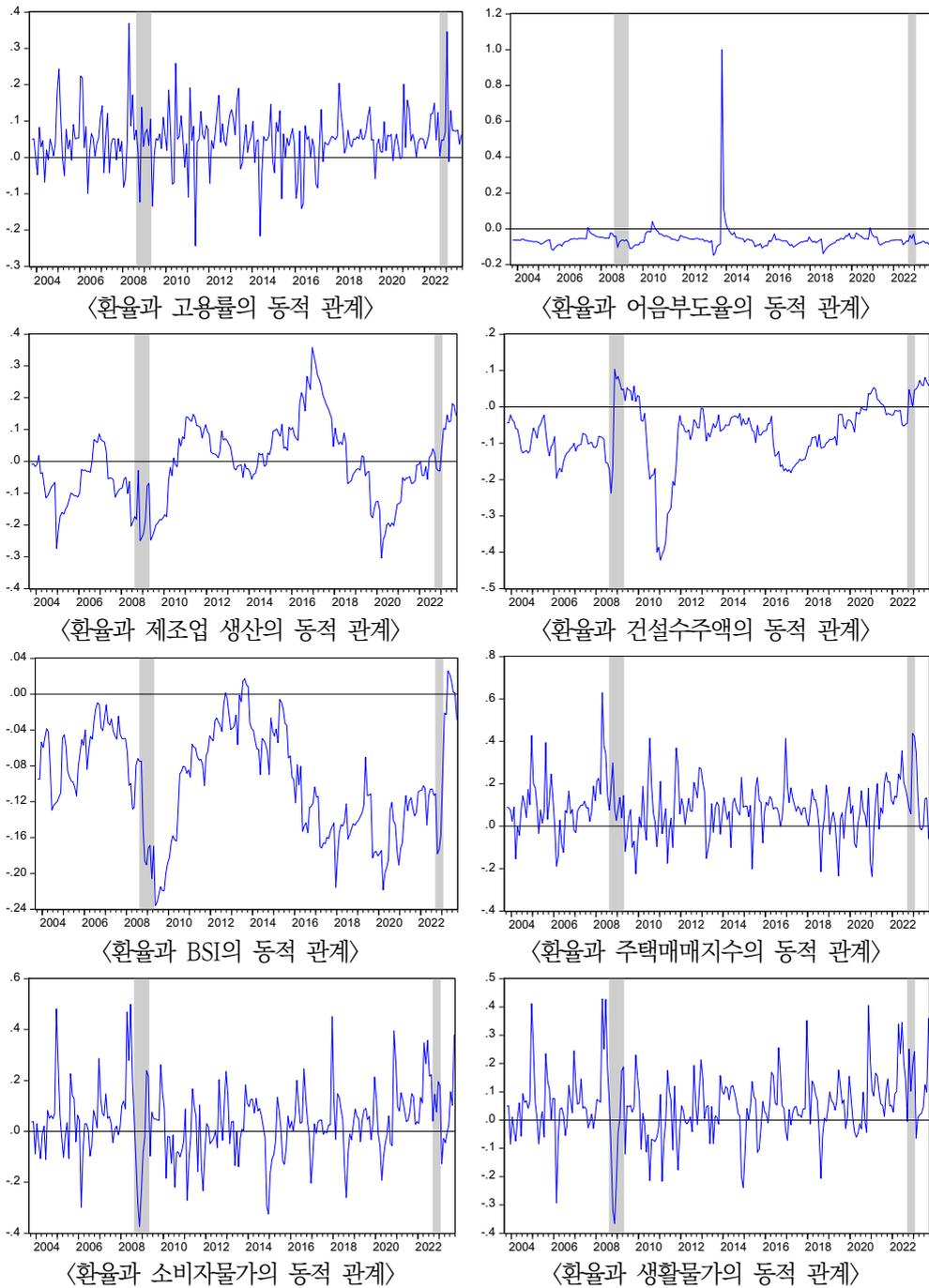


〈국채금리와 생활물가의 동적 관계〉

[그림 3-18] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-국채금리)의 동적 관계 분석



[그림 3-19] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-주가)의 동적 관계 분석



[그림 3-20] 전라북도 경제와 거시경제(금융부문-환율)의 동적 관계 분석

다. 거시경제가 전라북도 경제에 미치는 영향 분석

거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 동적으로 파악하기 위해 VAR(Vector Auto Regressive) 모형의 충격반응함수(IRF, Impulse Response Function)와 분산분해분석(variance decomposition)을 활용하였으며, 거시경제의 산업, 경제, 금융 부문이 지역 경제에 미치는 영향을 분석하였다.

DCC-GARCH 모형을 통해 분석한 결과를 바탕으로 지역경제에 유의미한 영향을 주는 것으로 분석된 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수로 VAR 모형을 설정하였으며, 지역경제의 각 변수별 VAR 모형은 [표 3-18]과 같이 설정하였다. VAR 모형은 변수의 안정성 검증과 함께 VAR(p) 모형을 구축하기 위한 차수 p 를 결정해야 하며, 차수 p 를 결정하기 위해 일반적으로 AIC(Akaike information criteria)와 SC(Schwartz Bayesian criteria)를 사용한다. AIC와 SC를 통해 결정한 VAR(p) 모형의 차수 p 는 [표 3-19]와 같으며, SC의 기준값에 따라 모든 VAR 모형의 적정시차는 1로 결정한다.

[표 3-18] VAR 모형 설정

구분	외생변수	거시경제			
		산업	경제	금융	
지역 경제	지역 경제	고용률(emp)	전산업생산지수(ip)	광의유동성(L)	주기(sp)
		어음부도율(dbr)	전산업생산지수(ip)	경상수지(ca)	환율(fx)
	기업	제조업생산(mp)	전산업생산지수(ip)	생산자물가지수(ppi)	주기(sp)
		건설주주액(co)	전산업생산지수(ip)	광의유동성(L)	국채금리(tb_3y)
		기업경기실사지수(bsi)	전산업생산지수(ip)	생산자물가지수(ppi)	국채금리(tb_3y)
	가계	주택매매지수(his)	전산업생산지수(ip)	생산자물가지수(ppi)	국채금리(tb_3y)
		소비자물가(cp)	전산업생산지수(ip)	광의유동성(L)	주기(sp)
		생활물가(lp)	전산업생산지수(ip)	광의유동성(L)	주기(sp)

자료 : 저자작성

[표 3-19] VAR 모형의 적정시차

외생변수	기준	0	1	2	3	4	5	6	7
emp	AIC	-13.79	-14.10	-14.28	-14.3*	-14.26	-14.18	-14.14	-14.20
	SC	-13.73	-13.8*	-13.74	-13.51	-13.25	-12.93	-12.65	-12.47
dbr	AIC	-4.389	-4.995	-5.22*	-5.193	-5.200	-5.168	-5.149	-5.133
	SC	-4.330	-4.69*	-4.689	-4.420	-4.190	-3.920	-3.664	-3.410
mp	AIC	-20.24	-20.94	-20.99	-20.9*	-20.98	-20.98	-20.95	-20.89
	SC	-20.18	-20.6*	-20.45	-20.22	-19.97	-19.73	-19.46	-19.17
co	AIC	-11.57	-11.93	-12.02	-12.06	-12.08	-12.10	-12.1*	-12.05
	SC	-11.51	-11.6*	-11.48	-11.28	-11.06	-10.85	-10.64	-10.33
bsi	AIC	-16.21	-16.86	-16.91	-16.9*	-16.93	-16.87	-16.79	-16.77
	SC	-16.15	-16.5*	-16.37	-16.16	-15.92	-15.62	-15.31	-15.05
his	AIC	-22.42	-24.28	-24.4*	-24.37	-24.31	-24.26	-24.27	-24.22
	SC	-22.36	-23.9*	-23.90	-23.60	-23.30	-23.01	-22.78	-22.49
cp	AIC	-25.28	-25.53	-25.6*	-25.54	-25.54	-25.50	-25.46	-25.41
	SC	-25.22	-25.2*	-25.06	-24.77	-24.52	-24.25	-23.97	-23.68
lp	AIC	-24.48	-24.69	-24.7*	-24.72	-24.70	-24.64	-24.59	-24.53
	SC	-24.4*	-24.39	-24.23	-23.95	-23.68	-23.39	-23.10	-22.80

■ 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향 분석

거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형의 추정 결과는 [표 3-20]과 같으며, 전라북도 고용률은 종속변수의 시차변수(-1, -2)와 광의유동성(-2)이, 어음부도율은 종속변수의 시차변수(-1, -2)만이 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 광의유동성은 DCC-GARCH 분석과 같이 1%의 유의수준에서 전라북도 고용률에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

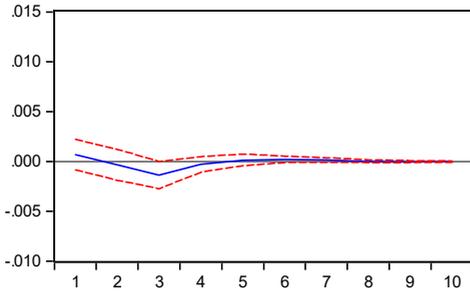
거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수는 [그림 3-21]과 같으며, 초기에 산업생산지수, 광의유동성, 주가는 전라북도 고용률에 양(+)의 영향을 미치지만, 2기부터 음(-)의 영향으로 바뀌고 이후 4~5기 양(+)의 영향으로 전환된다. 충격의 크기는 광의유동성이 가장 크게 나타났으며, 산업생산지수, 광의유동성, 주가 모두 전라북도 고용률에 미치는 영향은 점차 줄어들며 0으로 수렴된다. 산업생산지수와 경상수지는 전라북도 어음부도율에 양(+)의 영향을 미치지만, 3기에서 5기 사이에 잠시 음(-)의 영향을 미치다가 다시 양(+)의 영향을 미치고 그 영향은 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 초기 환율은 전라북도 어음부도율에 음(-)의 영향을 미치지만, 3기에서 양(+)의 영향을 미치고 그 영향은 점차 줄어드는 것으로 나타났다.

거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석 결과는 [표 3-21]과 같다. 전라북도 고용률은 95% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났다. 전라북도 고용률은 초기 자체변수의 충격에 가장 큰 영향을 받지만, 시간이 지남에 따라 거시경제 충격에 의한 영향은 점차 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 거시경제의 광의유동성이 다른 거시경제 변수보다 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 전라북도 어음부도율은 98% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났다. 전라북도 고용률과 마찬가지로 초기에는 자체변수의 충격이 가장 크지만, 시간이 지남에 따라 거시경제 충격에 의한 영향은 점차 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 거시경제의 환율이 다른 거시경제 변수보다 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

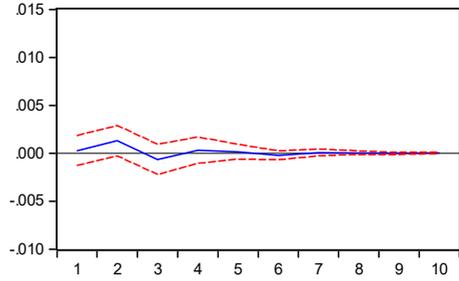
[표 3-20] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과

구분	d_emp	구분	d_dbr
d_emp(-1)	0.6102*** (0.0611)	d_dbr(-1)	-0.6515*** (0.0624)
d_emp(-2)	-0.4142*** (0.0607)	d_dbr(-2)	-0.3414*** (0.0625)
d_ip(-1)	2.1420 (6.0261)	d_ip(-1)	1.6862 (1.8389)
d_ip(-2)	1.0996 (5.9815)	d_ip(-2)	1.8820 (1.8054)
d_L(-1)	1.9207 (19.4605)	d_ca(-1)	0.0006 (0.0081)
d_L(-2)	56.1611*** (19.0948)	d_ca(-2)	0.0034 (0.0081)
d_sp(-1)	-0.6620 (1.3605)	d_fx(-1)	1.2579 (1.0823)
d_sp(-2)	1.0114 (1.3737)	d_fx(-2)	1.2886 (1.1131)
C	-0.3710** (0.1829)	C	-0.0129 (0.0232)
R-squared	0.3550	R-squared	0.3396
Adj, R-squared	0.3324	Adj, R-squared	0.3165
Sum sq.resids	272.9657	Sum sq.resids	27.0123
S.E. equation	1.0941	S.E. equation	0.3434
F-statistic	15.6918	F-statistic	14.7205
Log likelihood	-353.0308	Log likelihood	-78.7659
Akaike AIC	3.0551	Akaike AIC	0.7375
Schwarz SC	3.1868	Schwarz SC	0.8688
mean dependent	0.0244	mean dependent	-0.0020
S.D. dependent	1.3392	S.D. dependent	0.4154

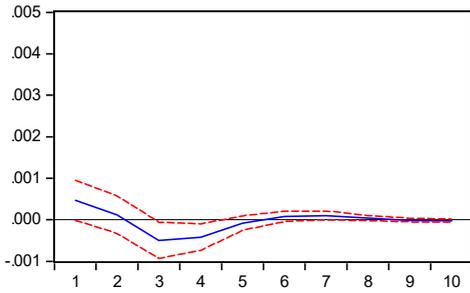
자료 : ()값은 표준편차를 의미함



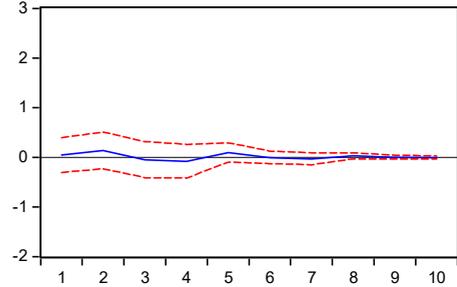
〈산업생산지수 → 전라북도 고용률〉



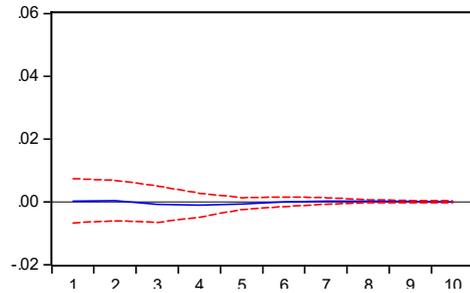
〈산업생산지수 → 전라북도 어음부도율〉



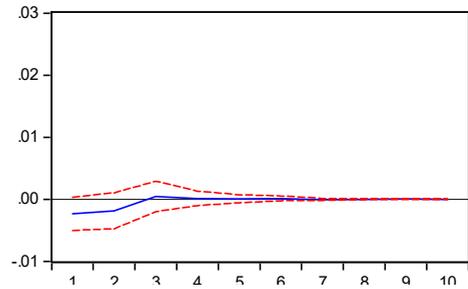
〈광의유동성 → 전라북도 고용률〉



〈경상수지 → 전라북도 어음부도율〉



〈주가 → 전라북도 고용률〉



〈환율 → 전라북도 어음부도율〉

[그림 3-21] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수

[표 3-21] 거시경제가 전라북도 지역경제 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석

Variance Decomposition of d_emp					
period	S.E.	d_emp	d_ip	d_L	d_sp
1	1.0941	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	1.2835	99.8953	0.0273	0.0019	0.0753
3	1.3026	97.0097	0.1907	2.6336	0.1657
4	1.3433	95.7332	0.3286	3.6768	0.2613
5	1.3587	95.7042	0.3300	3.6873	0.2784
6	1.3593	95.6589	0.3474	3.7139	0.2796
7	1.3612	95.5856	0.3519	3.7687	0.2937
8	1.3623	95.5803	0.3514	3.7721	0.2960
9	1.3624	95.5789	0.3524	3.7726	0.2960
10	1.3625	95.5748	0.3528	3.7757	0.2965

Variance Decomposition of d_dbr					
period	S.E.	d_dbr	d_ip	d_ca	d_fx
1	0.3434	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.4126	99.3596	0.2323	0.0268	0.3810
3	0.4140	99.0943	0.2311	0.0667	0.6077
4	0.4192	98.6460	0.4191	0.1996	0.7351
5	0.4222	98.5630	0.4869	0.2136	0.7362
6	0.4224	98.5361	0.4864	0.2254	0.7519
7	0.4226	98.5124	0.4922	0.2430	0.7522
8	0.4227	98.5095	0.4941	0.2445	0.7517
9	0.4227	98.5086	0.4942	0.2452	0.7518
10	0.4227	98.5073	0.4943	0.2464	0.7519

■ 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향 분석

거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형의 추정 결과는 [표 3-22]와 같으며, 전라북도 제조업생산은 종속변수의 시차변수(-1, -2)와 산업생산지수(-1, -2), 생산자물가지수(-1)가, 건설수주액은 종속변수의 시차변수(-1, -2)만이, 기업경기실사지수(BSI)는 종속변수의 시차변수(-2)와 산업생산지수(-1, -2), 국채금리(-2)가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. DCC-GARCH 분석과 같이 산업생산지수는 5%의 유의수준에서 전라북도 제조업생산과 기업경기실사지수(BSI)에, 주가는 5%의 유의수준에서 전라북도 제조업생산에, 국채금리는 10%의 유의수준에서 전라북도 기업경기실사지수(BSI)에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

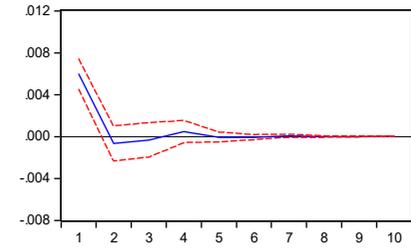
거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수는 [그림 3-22]와 같으며, 초기에 산업생산지수, 생산자물가지수, 주가는 전라북도 제조업생산에 양(+)의 영향을 미치지만, 2기부터 음(-)의 영향으로 바뀌고 이후 그 영향은 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 초기에 산업생산지수, 광의유동성, 국채금리는 전라북도 건설수주액에 음(-)의 영향을 미치지만, 2기부터 양(+)의 영향으로 바뀌고 이후 그 영향은 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 또한 초기 산업생산지수와 국채금리는 전라북도 기업경기실사지수(BSI)에 양(+)의 영향을 미치며, 그 영향이 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 반면, 초기의 생산자물가지수는 전라북도 기업경기실사지수에 음(-)의 영향을 미치며, 그 영향이 점차 줄어드는 것으로 나타났다.

거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석 결과는 [표 3-23]과 같다. 전라북도 제조업생산은 92% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수의 영향은 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 전라북도 건설수주액은 97% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났다. 전라북도 기업경기실사지수(BSI)는 86% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 전라북도의 다른 변수보다 거시경제의 영향을 가장 크게 받는 것으로 나타났다. 특히, 거시경제의 산업생산지수는 전라북도 기업경기실사지수(BSI)에 9% 이상 영향을 주는 것으로 분석되었으며, 그 영향은 시간이 지날수록 증가하고 있다.

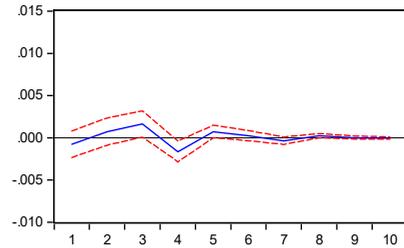
[표 3-22] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과

구분	d_mp	구분	d_co	구분	d_bsi
d_mp(-1)	-0.4179*** (0.0745)	d_co(-1)	-0.4981*** (0.0643)	d_bsi(-1)	-0.0529 (0.0652)
d_mp(-2)	-0.1287** (0.0736)	d_co(-2)	-0.2888*** (0.0633)	d_bsi(-2)	-0.1616*** (0.0645)
d_ip(-1)	0.4835** (0.2274)	d_ip(-1)	2.1448 (5.4283)	d_ip(-1)	1.4088*** (0.4416)
d_ip(-2)	0.4648** (0.2255)	d_ip(-2)	-8.3917* (5.6728)	d_ip(-2)	1.8480*** (0.4435)
d_ppi(-1)	0.8962** (0.5390)	d_L(-1)	20.3704 (17.8520)	d_ppi(-1)	1.1206 (1.2042)
d_ppi(-2)	0.1526 (0.5409)	d_L(-2)	7.1917 (17.3369)	d_ppi(-2)	0.8406 (1.1925)
d_sp(-1)	0.0567 (0.0455)	d_tb_3y(-1)	0.3032 (0.3792)	d_tb_3y(-1)	-0.0373 (0.0302)
d_sp(-2)	0.1020** (0.0457)	d_tb_3y(-2)	-0.2644 (0.3652)	d_tb_3y(-2)	0.0390* (0.0295)
C	-0.0035* (0.0025)	C	-0.1561 (0.1659)	C	-0.0119** (0.0055)
R-squared	0.1689	R-squared	0.2504	R-squared	0.1409
Adj, R-squared	0.1399	Adj, R-squared	0.2241	Adj, R-squared	0.1109
Sum sq.resids	0.2973	Sum sq.resids	229.8313	Sum sq.resids	1.3870
S.E. equation	0.0360	S.E. equation	1.0040	S.E. equation	0.0778
F-statistic	5.8199	F-statistic	9.5236	F-statistic	4.6969
Log likelihood	457.8270	Log likelihood	-332.6488	Log likelihood	274.5608
Akaike AIC	-3.7716	Akaike AIC	2.8831	Akaike AIC	-2.2316
Schwarz SC	-3.6403	Schwarz SC	3.0148	Schwarz SC	-2.1002
mean dependent	0.0008	mean dependent	0.0069	mean dependent	-0.0009
S.D. dependent	0.0388	S.D. dependent	1.1398	S.D. dependent	0.0825

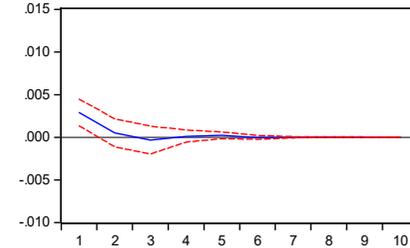
자료 : ()값은 표준편차를 의미함



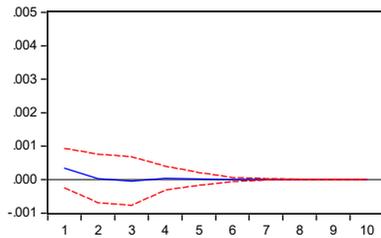
〈산업생산지수 → 전라북도 제조업생산〉



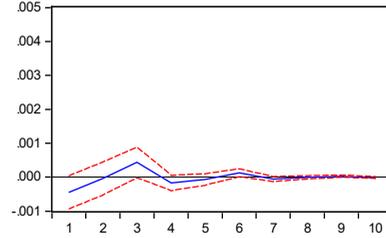
〈산업생산지수 → 전라북도 건설수주액〉



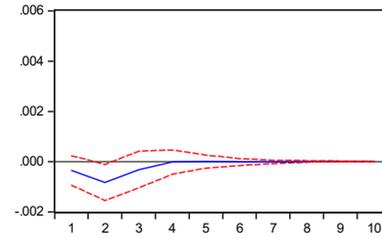
〈산업생산지수 → 전라북도 BSI〉



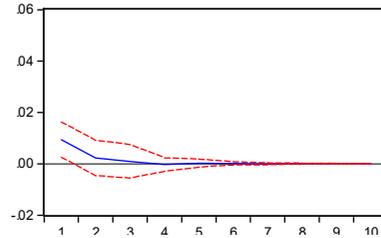
〈생산자물가지수 → 전라북도 제조업생산〉



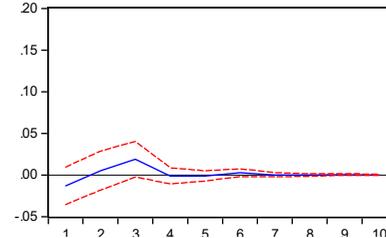
〈광고의용성 → 전라북도 건설수주액〉



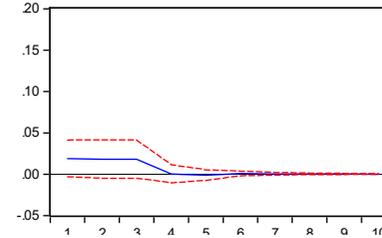
〈생산자물가지수 → 전라북도 BSI〉



〈주가 → 전라북도 제조업생산〉



〈국채금리 → 전라북도 건설수주액〉



〈국채금리 → 전라북도 BSI〉

[그림 3-22] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수

[표 3-23] 거시경제가 전라북도 기업 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석

Variance Decomposition of d_mp					
period	S.E.	d_mp	d_ip	d_ppi	d_sp
1	0.0360	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0386	95.6445	2.5102	1.2681	0.5770
3	0.0393	92.8891	2.4961	1.9495	2.6651
4	0.0394	92.4413	2.9046	2.0010	2.6530
5	0.0395	92.2542	3.0590	2.0293	2.6573
6	0.0395	92.2316	3.0642	2.0424	2.6616
7	0.0395	92.2212	3.0681	2.0482	2.6623
8	0.0395	92.2160	3.0708	2.0496	2.6634
9	0.0395	92.2154	3.0710	2.0499	2.6635
10	0.0395	92.2153	3.0711	2.0499	2.6636

Variance Decomposition of d_co					
period	S.E.	d_co	d_ip	d_L	d_tb_3y
1	1.0040	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	1.1326	99.2335	0.1539	0.4024	0.2100
3	1.1399	988.0253	1.0340	0.3975	0.5430
4	1.1542	97.8158	1.2565	0.3891	0.5384
5	1.1586	97.8301	1.2471	0.3883	0.5343
6	1.1590	97.7779	1.2962	0.3902	0.5356
7	1.1593	97.7541	1.3197	0.3901	0.5358
8	1.1595	97.7530	1.3207	0.3902	0.5359
9	1.1595	97.7520	1.3215	0.3904	0.5359
10	1.1595	97.7511	1.3224	0.3904	0.5359

Variance Decomposition of d_bsi					
period	S.E.	d_bsi	d_ip	d_ppi	d_tb_3y
1	0.0778	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0801	94.3592	4.8263	0.2154	0.5989
3	0.0830	88.6880	8.6394	1.5622	1.1102
4	0.0839	86.7636	9.4725	2.3888	1.3749
5	0.0839	86.7145	9.4652	2.3964	1.4238
6	0.0840	86.59635	9.5629	2.3978	1.4426
7	0.0840	86.5956	9.5678	2.4037	1.4427
8	0.0840	86.5834	9.5677	2.4037	1.4449
9	0.0840	86.5827	9.5685	2.4037	1.4449
10	0.0840	86.5825	9.5686	2.4038	1.4450

■ 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향 분석

거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형의 추정 결과는 [표 3-24]와 같으며, 전라북도 주택매매지수는 종속변수의 시차변수(-1, -2)와 산업생산지수(-1, -2), 생산자물가지수(-1, -2), 국채금리(-2)가, 소비자물가는 종속변수의 시차변수(-1, -2)만이, 생활물가는 종속변수의 시차변수(-1, -2)와 주가(-1)가 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. DCC-GARCH 분석과 같이 산업생산지수와 생산자물가지수는 1%의 유의수준에서 전라북도 주택매매지수에, 주가는 5%의 유의수준에서 전라북도 생활물가에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 다만, 국채금리는 DCC-GARCH 분석과 다르게 1%의 유의수준에서 전라북도 주택매매지수에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

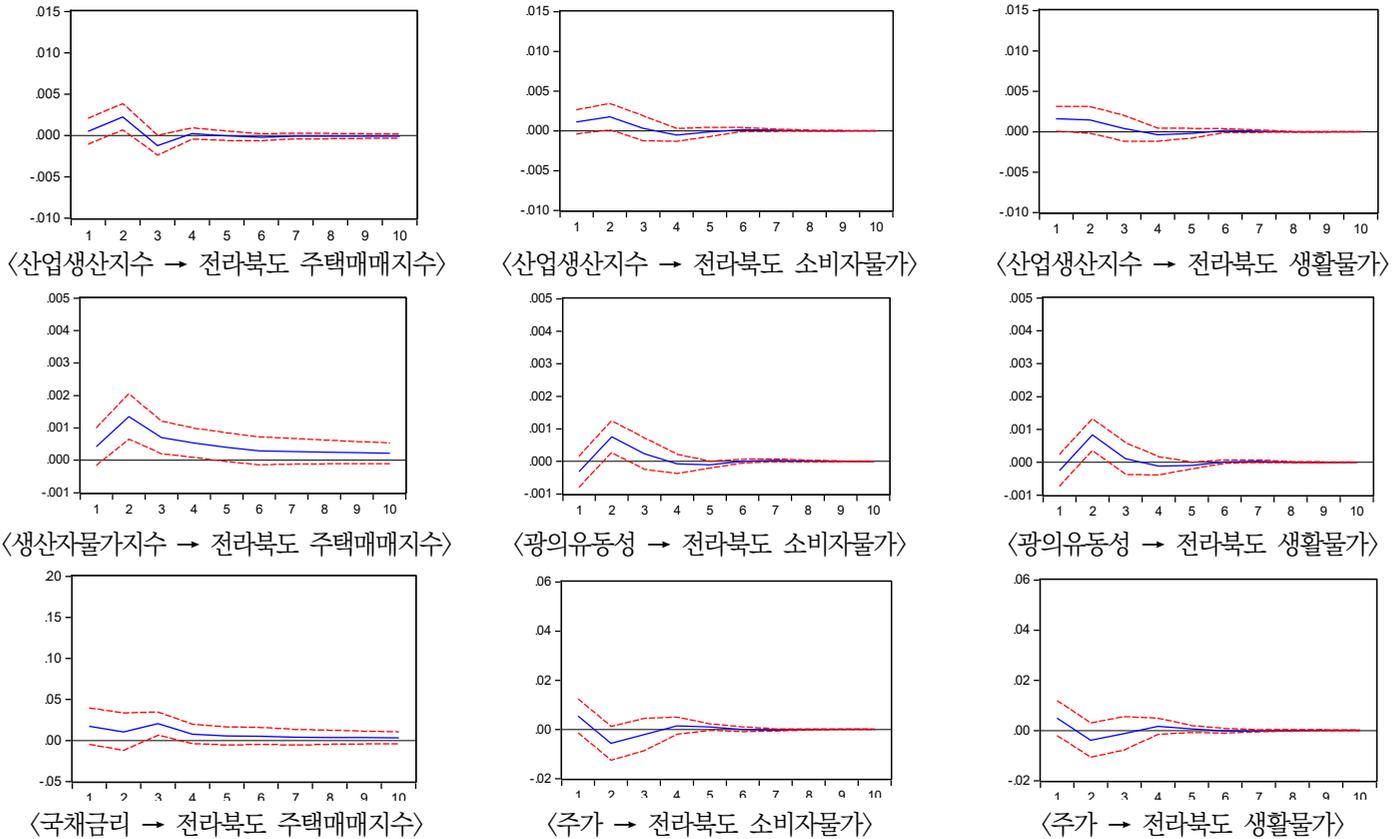
거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수는 [그림 3-23]과 같으며, 산업생산지수, 생산자물가지수, 국채금리는 전라북도 주택매매지수에 양(+)의 영향을 미치며, 그 영향은 2기에 가장 크고 이후 줄어드는 것으로 나타났다. 특히, 국채금리는 3기에서 일시적으로 주택매매지수에 음(-)의 영향을 주는 것으로 확인되었다. 산업생산지수와 광의유동성은 2기에 전라북도 소비자물가와 생활물가에 가장 큰 양(+)의 영향을 미치고 이후 감소하는 것으로 나타났다. 반면, 주가는 2기에 가장 큰 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석 결과는 [표 3-25]와 같다. 전라북도 주택매매지수는 88% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났다. 전라북도 주택매매지수는 초기 자체변수의 충격에 가장 큰 영향을 받지만, 시간이 지남에 따라 거시경제 충격에 의한 영향은 점차 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 거시경제의 생산자물가지수가 다른 거시경제 변수보다 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 전라북도 소비자물가와 생활물가는 96% 이상 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수의 영향은 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 특히, 생활물가가 소비자물가보다 거시경제의 영향을 더 받는 것으로 나타났다.

[표 3-24] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 VAR 모형 분석 결과

구분	d_his	구분	d_cp	구분	d_ip
d_his(-1)	0.6233*** (0.0623)	d_cp(-1)	0.3793*** (0.0645)	d_ip(-1)	0.3301*** (0.0643)
d_his(-2)	0.2595*** (0.0607)	d_cp(-2)	0.1886*** (0.0671)	d_ip(-2)	-0.2880*** (0.0665)
d_ip(-1)	0.0229*** (0.0097)	d_ip(-1)	-0.3709 (0.0216)	d_ip(-1)	-0.0115 (0.0328)
d_ip(-2)	0.0251*** (0.0100)	d_ip(-2)	-0.1550 (0.0214)	d_ip(-2)	0.0363 (0.0326)
d_ppi(-1)	0.0986*** (0.0266)	d_L(-1)	-0.2268 (0.0690)	d_L(-1)	0.0225 (0.1046)
d_ppi(-2)	-0.0406* (0.0273)	d_L(-2)	0.3415 (0.0666)	d_L(-2)	0.1269 (0.1009)
d_tb_3y(-1)	0.0001 (0.0006)	d_sp(-1)	0.0520 (0.0049)	d_sp(-1)	0.0124** (0.0073)
d_tb_3y(-2)	-0.0021*** (0.0006)	d_sp(-2)	0.0487 (0.0048)	d_sp(-2)	0.0080 (0.0074)
C	-0.0000 (0.0001)	C	0.0009* (0.0006)	C	0.0001 (0.0001)
R-squared	0.7940	R-squared	0.1777	R-squared	0.1732
Adj, R-squared	0.7869	Adj, R-squared	0.1489	Adj, R-squared	0.1442
Sum sq.resids	0.0007	Sum sq.resids	0.0034	Sum sq.resids	0.0078
S.E. equation	0.0017	S.E. equation	0.0038	S.E. equation	0.0058
F-statistic	110.3952	F-statistic	6.1630	F-statistic	5.9736
Log likelihood	1,173.933	Log likelihood	984.3530	Log likelihood	885.8977
Akaike AIC	-9.7893	Akaike AIC	-8.2308	Akaike AIC	-7.3999
Schwarz SC	-9.6580	Schwarz SC	-8.0991	Schwarz SC	-7.2682
mean dependent	0.0019	mean dependent	0.0019	mean dependent	0.0021
S.D. dependent	0.0038	S.D. dependent	0.0042	S.D. dependent	0.0063

자료 : ()값은 표준편차를 의미함



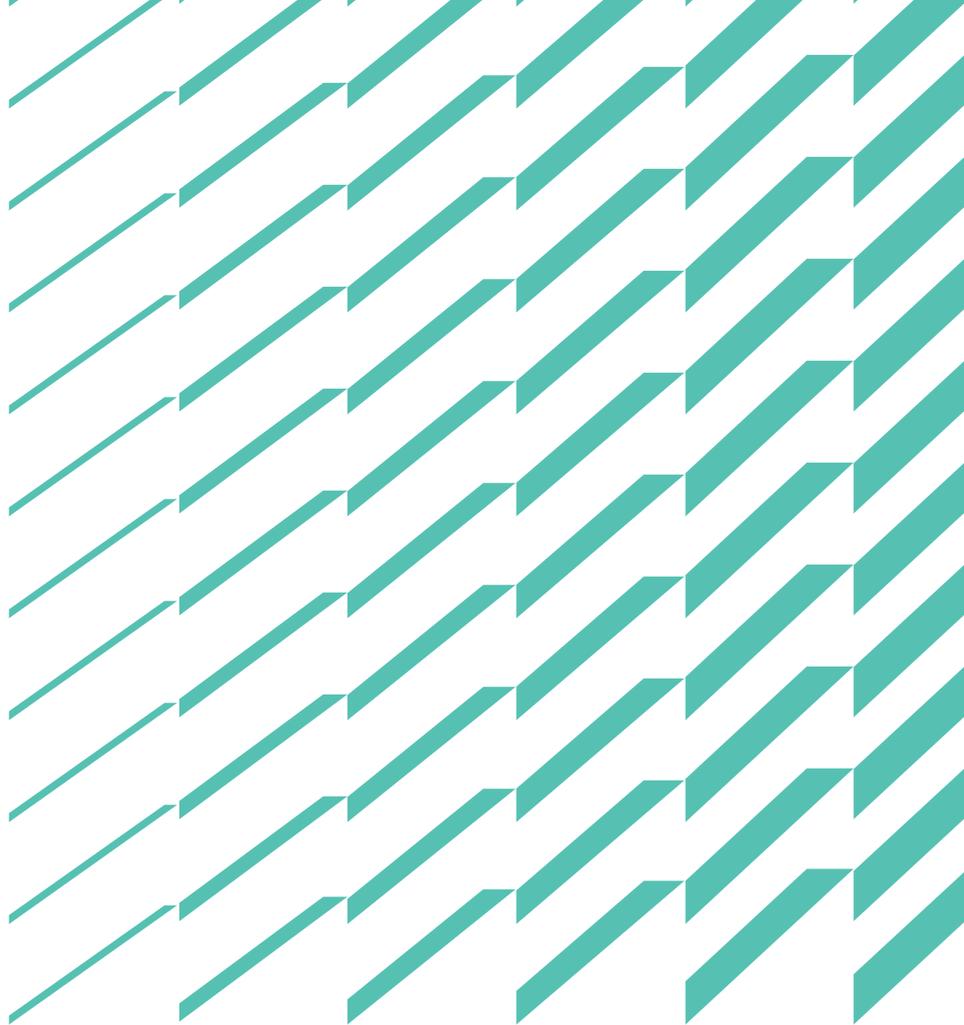
[그림 3-23] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 충격반응함수

[표 3-25] 거시경제가 전라북도 가계 부문에 미치는 영향에 대한 분산분해분석

Variance Decomposition of d_his					
period	S.E.	d_his	d_ip	d_ppi	d_tb_3y
1	0.0017	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0022	93.1437	3.0294	3.8122	0.0145
3	0.0026	89.5990	4.2837	4.7678	1.3493
4	0.0029	89.1670	3.8120	5.5037	1.5172
5	0.0031	88.8555	3.7938	5.6247	1.7258
6	0.0032	88.7087	3.7366	5.5835	1.9710
7	0.0034	88.6686	3.6687	5.5510	2.1115
8	0.0035	88.6252	3.6361	5.5194	2.2191
9	0.0035	88.5920	3.6090	5.4975	2.3013
10	0.0036	88.5671	3.5875	5.4841	2.3610

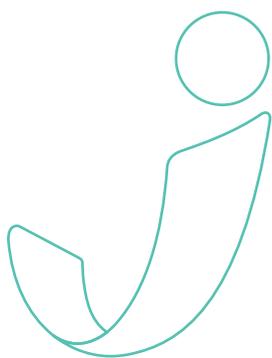
Variance Decomposition of d_cp					
period	S.E.	d_cp	d_ip	d_L	d_sp
1	0.0038	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0041	99.4732	0.0546	0.1083	0.3637
3	0.0042	98.1671	0.4827	0.7620	0.5881
4	0.0042	98.0565	0.4886	0.8652	0.5894
5	0.0042	98.0167	0.5228	0.8706	0.5897
6	0.0042	98.0114	0.5237	0.8700	0.5948
7	0.0042	98.0109	0.5239	0.8698	0.5952
8	0.0042	98.0100	0.5241	0.8702	0.5956
9	0.0042	98.0099	0.5241	0.8702	0.5956
10	0.0042	98.0098	0.5241	0.8702	0.5956

Variance Decomposition of d_lp					
period	S.E.	d_lp	d_ip	d_L	d_sp
1	0.0058	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0062	98.8504	0.0009	0.0409	1.1076
3	0.0064	96.2305	1.0892	0.7927	1.8874
4	0.0064	96.1165	1.1286	0.8812	1.8735
5	0.0064	96.0151	1.2166	0.8933	1.8749
6	0.0064	96.0075	1.2167	0.8919	1.8837
7	0.0064	96.0060	1.2180	0.8918	1.8839
8	0.0064	96.0041	1.2184	0.8923	1.8850
9	0.0064	96.0041	1.2184	0.8923	1.8850
10	0.0064	96.0040	1.2184	0.8923	1.8851



제4장

결론



제4장 결론

최근 세계경제는 코로나 팬데믹(pandemic)과 주요국들의 긴축적 통화정책 등의 영향으로 성장세의 둔화와 함께 본격적인 경기침체(recession)의 가능성이 확대되고 있으며, 주요국들의 금리인상, 미중 갈등 확대, 러시아-우크라이나 전쟁, 중동 정세 불안 등에 따른 세계 경제의 분절화, 장기적으로는 기후변화 등 경제에 대한 불확실성의 확대, 세계교역의 위축 등으로 인한 글로벌 경기둔화가 전망됨에 따라 신흥국을 중심으로 경제위기에 대한 우려가 증가하고 있다. 특히, 글로벌 경기둔화 전망으로 대외의존도가 높은 우리나라 경제는 큰 타격을 받을 것으로 예상되며, 글로벌 경기둔화와 세계교역의 위축에 따른 외수 부진, 고금리, 고물가, 고환율의 3高 현상 지속 등 대내외적 불확실성으로 인한 경기침체의 가능성이 커지고 있다.

지역경제는 거시경제의 불확실성 증가와 정부의 거시경제 정책에 큰 영향을 받게 되며, 경기침체 상황에서는 기업 매출이 줄고 투자와 일자리가 감소해 가처분소득과 소비 지출이 줄어들고 이는 다시 생산이 감소하는 악순환으로 이어지게 된다. 또한 거시경제의 불확실성 증가와 경기침체 대응을 위한 정부의 거시경제 정책(재정정책, 통화정책)에 따라 지역경제는 높은 변동성이 발생할 수 있다.

세계 및 국내경제의 경기침체 가능성의 확대에 따라 전라북도는 거시경제의 불확실성에 대한 지역경제의 변동성 위험과 피해를 최소화하고 경기침체에 대비하기 위한 선제적 대응 정책이 필요하다. 이를 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 충격(shock)과 영향을 동적(dynamic)으로 분석할 필요가 있음에 따라 본 연구는 거시경제의 불확실성에 대한 전라북도 경제의 선제적 대응 및 피해 최소화 방안 정책 등을 제시하기 위해 거시경제가 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 실시하였다.

거시경제의 불확실성이 증가하는 상황에서 거시경제의 취약한 부문에서의 충격이 경제 전체로 확산되는 경제위기로 이어질 수 있다, 경제위기(economic crisis)는 일반적으로 기업이나 은행의 파산이 이어지고 물가, 금리, 환율 등 가격변수가 급격히 변화하는 등 경제의 불안정성이 심하거나 생산이 감소하고 실업이 증대되는 등 경제적 어려움이 극심한 상황을 지칭하며, 대표적으로 매출 부진이나 과잉 생산, 과소 소비 등으로 기업이 도

산하고 이윤이 포락하며 실업이 증대되는 실물위기(real crisis), 신용과 화폐 흐름이 원활하지 못하는 현상이 발생하여 은행과 증권 시장이 무너지는 금융위기(financial crisis)와 위기의 발생하는 부분에 따른 외환위기(currency crisis), 은행위기(banking crisis) 등으로 구분될 수 있다.

한편, 경기침체와 경제위기에서 발생하는 거시경제 충격과 불확실성은 지역의 수요 및 공급측면, 경제주체들의 기대변화 등의 경로를 거쳐 지역경제에 충격이 전이되며, 그 충격이 더욱 확대되어 나타날 수 있다. 거시경제 충격과 불확실성은 지역의 산업구조, 소득 수준 등에 따라 그 영향이 다르게 나타난다. 따라서 거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 구체적으로 파악하는 것은 지역정책의 새로운 패러다임의 정립뿐만 아니라 장기적으로 지역성장을 위한 구조전환에 대한 시각을 다각적으로 보여줄 수 있음에 따라 거시경제와 지역경제의 관계에 대하여 동적으로 분석하고 특히 위기기간을 중심으로 동적 관계가 어떻게 시변하는지를 구체적으로 분석할 필요가 있다.

이에 본 연구는 전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계를 분석하기 위하여 산업, 경제, 금융 부문의 대표적인 거시경제지표와 지역경제, 기업, 가계 부문의 대표적인 전라북도 지역의 경제지표를 이용하여 분석을 실시하였다.

먼저 국면전환모형(Markov-Switching)을 이용하여 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제의 위기 국면을 식별하였다. 산업부문은 우리나라 산업을 대표하는 산업생산, 설비투자, 기계수주액을 고려하였으며, 경제부문은 수출주도형 경제를 반영한 경상수지와 실물경제에서 가장 중요한 광의유동성, 그리고 지난해부터 건축 통화정책을 유발시킨 인플레이션을 고려하였다. 마지막으로 금융부문은 주식, 외환, 채권을 대표하는 지표들로 구성하였으며, 주식시장은 코스피, 외환시장은 원/달러 환율, 채권시장은 국채금리로 설정하였다. 분석 결과, 산업부문은 외환위기(1997), IT 버블붕괴(2000), 금융위기(2008), 미중무역전쟁(2018), 코로나위기(2020) 등이 위기로 식별되었으며, 경제부문은 외환위기(1997), 금융위기(2008), 코로나위기(2020) 등이 위기로 식별되었다. 또한, 금융부문에서는 외환위기(1997), IT 버블붕괴(2000), 카드대란사태(2002), 금융위기(2008), 코로나위기(2020), 레고랜드사태(2022) 등이 위기로 식별되었다.

다음으로 동태성(dynamic)을 고려한 전라북도 경제와 거시경제의 관계를 구체적으로 분석하기 위해 DCC-GARCH(Dynamic Conditional Correlation GARCH) 모형을 활용하였으며, 산업, 경제, 금융의 3가지 부문으로 구분하여 식별된 거시경제의 위기 국면

을 바탕으로 전라북도 경제와 거시경제와의 동적 관계를 분석하였다. 분석 결과, 산업부문에서는 산업생산지수와 전라북도의 고용률, 주택매매지수, 소비자물가, 생활물가는 대부분 양(+)의 상관관계를, 기계수주액과 전라북도의 제조업생산은 대부분 양(+)의 상관관계를, 설비투자액과 전라북도의 기업경기실사지수(BSI)의 상관관계는 설비투자액의 위기국면에 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났으며, 위기기간에서 상관관계가 일시적으로 급변하는 것으로 나타났다. 경제부문에서는 생산자물가지수와 전라북도의 제조업생산, 주택매매지수는 대부분 양(+)의 상관관계를, 광의유동성과 전라북도의 고용률은 대부분 양(+)의 상관관계를 보이고 있으며, 위기기간에서 상관관계가 일시적으로 급변하는 것으로 나타났다 한편, 무역 비중이 높지 않은 전라북도 경제의 특성으로 경상수지는 전라북도 경제에 큰 영향을 보여주지는 않았다. 마지막 금융부문에서는 국채금리와 전라북도의 제조업생산, 기업경기실사지수(BSI)는 대부분 양(+)의 상관관계를, 주가와 전라북도의 고용률, 제조업생산, 소비자물가, 생활물가는 대부분 양(+)의 상관관계를, 환율과 전라북도의 건설수주액, 기업경기실사지수(BSI)는 대부분 음(-)의 상관관계를 보이고 있으며, 위기기간에서 상관관계가 일시적으로 급변하는 것으로 나타났다.

마지막으로 거시경제가 지역경제에 미치는 영향을 동적으로 파악하기 위해 VAR 모형의 충격반응함수(IRF)와 분산분해분석을 활용하였으며, 거시경제의 산업, 경제, 금융 부문이 지역경제에 미치는 영향을 분석하였다. 분석 결과, 거시경제가 전라북도의 지역경제, 기업, 가계에 미치는 영향에 대한 충격은 대부분 2~3기에서 충격의 반응이 가장 크고 방향이 바뀌는 것을 확인하였으며, 이후 충격의 크기가 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 또한 분산분해분석 결과, 전라북도 경제는 대부분 자체변수의 충격에 의한 것으로 나타났으며, 산업, 경제, 금융 부문의 거시경제 변수에서도 일부 영향을 받는 것으로 나타났다.

결과적으로 본 연구는 거시경제가 전라북도 지역경제에 미치는 영향에 대한 입체적인 분석을 통해 거시경제의 불확실성에 따른 지역경제의 변동성 위험을 최소화하고 경기침체 혹은 경제위기 등에 대비하기 위한 선제적 대응을 위한 방향을 제시함으로써 불확실한 대내외 경제 상황에서 발생할 수 있는 지역경제의 피해를 최소화할 수 있는 기초자료로 활용될 수 있다. 따라서 본 연구의 결과를 기초로 향후 지역경제, 산업, 인구, 경제정책 등 다양한 측면에서 전라북도의 경제구조 분석을 통해 본 연구에서 도출된 세부 결과에 대한 구체적인 해석과 원인 분석, 그리고 정책적 활용 방안 등의 제시가 필요하다.

참 고 문 헌

REFERENCE

- ADB (2023). **Asian Development Outlook**
- Adams, F. G., Brooking, C. G., & Glickman, N. J. (1975). **On the specification and simulation of a regional econometric model: a model of Mississippi.** *The Review of Economics and Statistics*, 286-298.
- Altonji, J. and J. Ham. (1990). **Variation in Employment Growth in Canada: The Role of External, National, Regional, and Industrial Factors,** *Journal of Labor Economics*, vol. 8, No. 1, pp.S198-S236
- Anderson, R. J. (1970). **A Note on Economic Base Studies and Regional Econometric Forecasting Models,** *Journal of Regional Science: 10*
- Arnold, I. (1999). **The Regional Effects of Monetary Policy in Europe ,** *Netherlands: University of Nyenrode*
- Brown, S. J., N. E. Coulson and R. F. Engle. (1990). **Non-cointegration and econometric evaluation of models of regional shift and share,** NBER Working Paper, 3291, Cambridge, MA
- Busch. U. (2009). **Krisenverlauf und Krisendeutung im globalen Finanzmarktkapitalismus,** *Initial - Berliner Debatte (29 .09. 2009):* pp.25-43
- Clack, T. (1998). **Business Cycle Fluctuations in U.S. Regions and Industries: The Role of National, Region-specific, and Industry-Specific Shocks,** *Journal of Labor Economics*, vol. 16, pp.202-229
- Coulson, E. and S. Rushen. (1995). **Sources of Fluctuations in the Boston Economy,** *Journal of Urban Economics*, vol. 38, pp.74-93
- Engle, R. F. (2002). **Dynamic conditional correlation—a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models,** *Journal of Bussiness and Economic Statistics*, vol. 20
- Glickman, M., & Klein, R. S. (1997). **Acute epiglottitis due to Pasteurella multocida in an adult without animal exposure.** *Emerging infectious diseases*, 3(3), 408.
- Hafkamp, W. A. (1984). **Economic-environmental modeling in a national-regional system: an operational approach with multi-layer projection.** (No Title).

- Hall, O. P., & Licari, J. A. (1974). **Building small region econometric models: extension of Glickman's structure to Los Angeles.** *Journal of Regional Science*, 14(3), 337-353.
- Hayo, B. and Uhlenbrock, B. (2000). **Industry Effects of Monetary Policy in Germany,** *in Regional Aspects of Monetary Policy in Europe.* Boston: Kluwer Academic Publishers. pp.127-158
- IMF (2023). **World Economic Outlook: TA Rocky Recovery**
- Klein, L. R. (1969, December). **The specification of regional econometric models.** In *Papers of the Regional Science Association*, Vol. 23, No. 1, pp. 105-115). Berlin/Heidelberg: Springer-Verlag.
- Kliman, A. (2011). **The Failure of Capitalist Production: Underlying Causes of the Great Recession,** London: Pluto
- Lastrapes, W. D. (2002). **The Real Price Housing and Money Supply Shocks: Time Series evidence and Theoretical simulations,** *Journal of Housing Economics*, vol. 11, No. 1, pp.40-74
- L'esperance, W. L., Nestel, G., & Fromm, D. (1969). **Gross state product and an econometric model of a state.** *Journal of the American Statistical Association*, 64(327), 787-807.
- McCarthy, J. and C. Steindel, Feb. (1997). **National and Regional Factors in the New York Metropolitan Economy,** *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, pp.5-19
- Ridhwan, M., Groot, H., Rietveld, P. and Nijkamp, P. (2011). **The Regional Impacts of Monetary Policy in Indonesia,** *Tinbergen Institute Discussion Paper.* No. 2011-081/3. Netherlands : Tinbergen Institute.
- OECD (2022). **OECD Economic Outlook: TA Rocky Recovery**
- 강동희. (2000). **지역경기변동의 요인분석: 전북지역의 경우,** *지역연구*, 제16권 제1호, pp.23-39
- 김송배. (2016). **거시경제변수와 주택담보대출이 아파트시장에 미치는 영향에 관한 연구,** 전주대학교 대학원 부동산학과 박사학위논문
- 김수행. (2006). **자본주의 경제의 위기와 공황,** 서울: 서울대학교 출판부
- 김영용, 박진석, 김윤배. (1999). **지역소득 변동과 지역간 경기순환,** *경제학연구*, 제47권 제2호, pp.61-79
- 김의준, 김갑성. (1998). **지역투자가 지역 및 소득격차에 미치는 영향분석.** 서울: 삼성경제연구소.

- 대외경제정책연구원. (2023). 2024년 세계경제 전망. 오늘의 세계경제, 제23권 14호
- 윤갑식, 오동훈. (2009). 국제 원자재 가격변동이 지역경제에 미치는 효과분석, 한국지역개발학회지, 제21권, 제4호, pp.129-150
- 이석원, 정재호. (2017). 거시경제요인이 아파트 가격 변동에 미치는 영향 연구: 의사결정나무 방법론을 이용하여, 한국부동산학회, 70, pp.28-41
- 이세구. (2003). 공공투자 파급효과분석을 위한 서울경제모형의 개발. 지역연구, 19(2), 49-76.
- 이종민. (2015). 강원지역경제의 동학, 사회과학연구 제54집 1호, pp.55-79
- 이종철. (1994). 자금순환분석을 통한 지역경제 연구-충청북도의 경우. 한국동서경제연구, 5, 213-260.
- 전북연구원. (2023). 2023년 상반기 지역경제현황_전북
- 정규일. (2006). 자산가격과 유동성간의 관계분석, 한국은행 금융경제연구원
- 정기호, 김재현. (2013). 금리변화의 지역별 경제 영향 분석: 다지역 CGE 모형 접근, 국토연구 제 77권, pp.35-48
- 정보통신정책연구원. (2018). ICT 산업 중장기 전망(2018-2022), 방송통신정책연구
- 충북연구원. (2019). 충북 미래유망산업군의 특성 분석
- 하의현. (2014). 환율불확실성과 해외 요인의 상호관계에 관한 연구: 금융위기 전후 비교 분석. 한국경제연구, 32(4), 45-68.
- 한국개발연구원 (2023). KDI 경제전망
- 한국과학기술기획평가원. (2014). 미래성장동력 육성 실행계획 수립 및 이행관리에 대한 기획 연구, 2014년 과학기술종합조정지원사업
- 한국과학기술기획평가원. (2020). 성장동력 정책 체계 비교 연구, 2020년 과학기술혁신정책지원사업
- 한국은행. (2000). 경제위기: 원인과 발생과정, 금융경제총서, 제2호
- 한국은행 (2023). 경제전망보고서
- 혁신성장정책금융센터. (2022). 2022 혁신성장 & 뉴딜투자 공동기준 매뉴얼
- 현대경제연구원. (2023). 현안과 과제-2024년 한국 경제 전망
- 홍태희. (2013). 금융위기의 원인과 대책, 여성경제연구 제10집 제2호, pp.189-207

국가통계포털. <https://kosis.kr>

대학알리미, <https://www.academyinfo.go.kr/>

전북도청. <https://www.jeonbuk.go.kr/>

(재)전북테크노파크, <https://www.jbtp.or.kr/>

한국산업단지공단, <https://www.kicox.or.kr/>

SUMMARY

An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Jeollabuk-do's Economics and Macroeconomics: Focusing on the Macroeconomic Crisis

Eui-hyun Ha · Kwon Sik Kim · Mi Seon Jeong · Sae Hyun Park

1. Study Objectives and Method

■ Research Background and Objectives

- The global economy has recently been facing the possibility of a severe recession due to impacts from such factors as COVID-19 and the restrictive monetary policies of major countries. Concerns about an economic crisis are rising, particularly in countries with emerging economies.
- Given this anticipated global economic downturn, South Korea's economy is expected to be significantly impacted due to its high dependency on external factors. Thus, the country faces an increased likelihood of an economic downturn due to domestic and international uncertainties.
- There is a need for a dynamic analysis of the effects of macroeconomic factors on the local economy in preparation for a potential recession to minimize the risks and damages to regional economies caused by macroeconomic uncertainties.
- Therefore, this study aims to provide a comprehensive analysis of the three-dimensional effects of macroeconomic uncertainties on the economy of

Jeollabuk-do, suggesting proactive responses and policy measures to minimize potential damage and prepare for an economic downturn.

■ Research Scope and Methodology

- The spatial scope of the research focuses on the domestic and Jeollabuk-do regions, concentrating on areas related to the national and provincial economies. The temporal scope spans from 2024 to 2033.
- The research methodology integrates literature reviews, information surveys, case studies, and expert consultations to comprehensively analyze the dynamic relationship between Jeollabuk-do's economy and macroeconomics.

2. Conclusion and Policy Suggestion

- A comprehensive analysis was conducted in line with the need to dynamically analyze the impacts of macroeconomics on the regional economy. This analysis used representative macroeconomic indicators in the industrial, economic, and financial sectors, along with key economic indicators for Jeollabuk-do in the regional, corporate, and household sectors.
- Applying the Markov-Switching model to identify the macroeconomic crisis phases in the industrial, economic, and financial sectors revealed events such as the foreign exchange crisis (1997), the IT bubble burst (2000), the credit card crisis (2002), the financial crisis (2008), the US-China trade war (2018), the COVID-19 crisis (2020), and the LEGOLAND crisis (2022).
- The identified crisis phases in the three sectors were used to analyze the dynamic relationship between Jeollabuk-do's economy and macroeconomics. The DCC-GARCH model was applied to analyze this relationship in the industrial, economic, and financial sectors.

- The analysis revealed a consistent correlation between macroeconomic variables in the industrial, economic, and financial sectors and regional economic variables. However, during specific periods, including those of a crisis, the correlation showed sudden changes or reversals in direction.
- Using the VAR model to dynamically understand the impact of macroeconomics on the regional economy, the analysis indicated that shocks had the most significant reaction in several periods and then gradually decreased. Jeollabuk-do's economy primarily responded to shocks from its own variables, but macroeconomic variables in the industrial, economic, and financial sectors also exhibited some influence.
- Through a comprehensive analysis of the macroeconomic impact on Jeollabuk-do's regional economy, this study provides directions for proactive responses to minimize the risk of volatility in the regional economy due to macroeconomic uncertainties. The findings can serve as foundational data for minimizing potential damages to the regional economy in uncertain domestic and international economic situations, such as economic downturns or crises.

Key Words

Dynamic Relationship, Jeollabuk-do's Economics, Macroeconomics, Markov-Switching, DCC-GARCH, VAR, economic crisis, recession

기본연구 2023-12

전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석
: 거시경제 위기를 중심으로

발행인 | 이 남 호

발행일 | 2023년 12월 31일

발행처 | 전북연구원

55068 전북 전주시 완산구 콩쥐팥쥐로 1696

전화: (063)280-7100 팩스: (063)286-9206

ISBN 978-89-6612-506-7 95320 (PDF)

본 출판물의 판권은 전북연구원에 속합니다.

2023년도 주요 연구과제

기본연구

전라북도 선행경기종합지수 작성 연구
전라북도 경제와 거시경제의 동적 관계 분석 연구
전라북도 일자리 종합지수 구축 및 활용방안 연구
전북 농촌노인의 사회안전망 강화를 위한 기초연구
인구감소 대비 농촌마을 기본공간정보구축 기초연구
기초지자체 온실가스 배출특성 분석 및 탄소중립 전략 설정
지역문화인력의 근로실태조사와 근로환경 개선방안
전북 해양 역사문화자원 기초자료 집성 및 활성화 방안연구
성인지적 관점에서의 전북 청년정책진단 및 개선방안 연구
전라북도 재정운용 효율성 분석 연구

기획연구

전북형 물류서비스 산업화 방안 연구
국제정세 변화와 새만금 중장기 글로벌 전략에 관한 연구
만경강·동진강 생태·환경자산 목록화 및 가치창출 연구
전주 남부시장 구슬사를 통해 본 전라북도 여성들

정책연구

전북연구개발특구 공간 확대방안 연구
전라북도 녹색복원 후보지 선정 및 사업화 방안 연구
전라북도 해외통상거점센터 활성화 방안 연구
지방시대에 대응한 전북형 기회발전특구 지정 방안 연구
전라북도 소상공인 경영실태 및 지원사업 개선방안
2차 공공기관 이전에 따른 전라북도 대응 방안 연구
글로벌 스마트 재난대응 연구개발 실증단지 추진 방안
전북 대표관광지 육성사업 성과 및 발전방안 연구
전라북도 문화재활용 문화융합상품 개발방안 연구
전라북도 고령친화도시 조성 및 지원방안 연구
전라북도 탄소중립을 위한 식생활 개선방안 연구
전라북도 해양바이오산업 육성 방안
소득보전 지원체계 지원방안 마련
「전북형 쌀 생산안정 기금」 조성·운용 방안 수립
전북 청소년복합문화센터 건립 방향 연구
전북형 온라인 평생교육 운영체계 연구
현업축사 매입부지 활용 주민소득창출 방안 연구

 전북연구원

55068 전라북도 전주시 완산구 공취말쭈로 1696

Tel 063. 280. 7100

Fax 063. 286. 9206

www.jthink.kr

