[UCI]I804:24011-200000241910

2011년 8월

경영학석사 학위논문

금리가 지수수익률에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

조 선 대 학 교 경 영 대 학 원

경 영 학 과 석 사 과 정

이 기 남

금리가 지수수익률에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

An Empirical Study on the Impact of Index Returns and Interest Rate

2011년 8월

조 선 대 학 교 경 영 대 학 원
경 영 학 과 석 사 과 정
이 기 남

금리가 지수수익률에 미치는 영향에 관한 실증적 연구

지도교수 이 한 재

이 논문을 경영학석사학위 청구논문으로
제출합니다.

2011년 월

조선대학교 경영대학원
경 영 학 과
이 기 남

이기남의 경영학 석사학위 논문을

인준합니다.

위원장 조선 대학교 교수 김규영 인

위 원 조선 대학교 교수 이계원 인

위 원 조선 대학교 교수 이한재 인

2011년 8월

조선대학교 경영대학원

목 차

표목차 ····· iii

그림목차 ····· iv

ABSTRACT ····· v

Ⅰ. 서 론 ····· 1

1. 연구의 필요성 ····· 1

2. 연구의 목적 ····· 2

3. 연구의 내용 ····· 3

4. 연구의 구성 ····· 4

Ⅱ. 선행연구 ····· 5

1. 국외연구 ····· 5

2. 국내연구 ····· 7

Ⅲ. 연구방법론 ····· 12

1. 단위근 검증법 ····· 12

2. Granger 인과관계 검증법 ····· 13

3. 단일 회귀모형 검증법 ····· 15

4. VAR모형 검증법 ····· 16

5. 충격반응함수 분석법 ····· 17

6. 분산분해 분석법 ····· 19

Ⅳ. 자료 및 기초통계량 ····· 20

1. 자료 및 표본기간 ····· 20

2. 기초통계량 분석결과 ····· 22

Ⅴ. 실증적 분석 ····· 26

1. 단위근 분석결과 ····· 26

2. Granger 인과관계 분석결과 ····· 28

3. 단일 회귀모형 분석결과 ····· 32

4. VAR모형 분석결과 ····· 34

5. 충격반응함수 분석결과 ····· 43

6. 분산분해 분석결과 ····· 49

1) 유가증권시장에 대한 분산분해 분석결과 ····· 49

2) 코스닥시장에 대한 분산분해 분석결과 ····· 53

Ⅵ. 결 론 ····· 58

참고문헌 ····· 61

표 목 차

<표 1> 회사채수익률과 지수수익률의 기초통계량 분석결과 ····· 23

<표 2> 회사채수익률과 지수수익률에 대한 단위근 분석결과 ····· 27

<표 3> 회사채수익률과 지수수익률 간에 Granger 인과관계 분석결과 ····· 29

<표 4> 단일 회귀모형에 의한 분석결과 ····· 33

<표 5> 유가증권시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅰ ····· 36

<표 6> 유가증권시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅱ ····· 37

<표 7> 코스닥시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅰ ····· 40

<표 8> 코스닥시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅱ ····· 42

<표 9> 회사채수익률에 대한 지수수익률의 충격반응함수 분석결과 ····· 47

<표 10> 유가증권시장 지수수익률의 분산분해 분석결과 ····· 52

<표 11> 코스닥시장 지수수익률의 분산분해 분석결과 ····· 56

그 림 목 차

<그림 1> 회사채수익률 추이 ····· 22

<그림 2> KOSPI 지수수익률 추이 ····· 22

<그림 3> KOSDAQ 지수수익률 추이 ····· 22

<그림 4> 회사채수익률에 대한 지수수익률의 충격반응 ····· 46

<그림 5> 회사채수익률에 대한 유가증권시장 지수수익률의 분산분해 ····· 50

<그림 6> 회사채수익률에 대한 코스닥시장 지수수익률의 분산분해 ····· 54

ABSTRACT

An Empirical Study on the Impact of Index Returns and Interest Rate

Lee, Gi-Nam
Advisor : Prof. Lee, Han-Jae, Ph.D
Department of Business Administration
Graduate School of Business Administration, Chosun University

The objective of this study explore the impacts of interest rate on the stock index returns in the Korean stock market(KOSPI) and the KOSDAQ market. And this paper explores the influence of interest rate on the industrial index returns in the two markets. The statistical techniques used the methods of Unit Root test, Granger causal relation test, simple linear regression analysis, VAR model, impulse response function, and forecast error variance decomposition. This paper uses daily returns of KOSPI, KOSDAQ index, industrial indexes, and corparate bond yield rate. And this paper uses the January 2005 to December 2010 sample period.

Major results are summarized as follows.

First, this paper finds that the index returns in the stock market and KOSDAQ market have negative(-) relationship with interest rate.

Second, this paper finds that the industrial returns in the two markets have negative(-) relationship with interest rate.

Third, this paper can not find the influential gaps of the interest rate

between the stock market and the KOSDAQ market, and between the industries of stock market and the industries of KOSDAQ market. But this paper finds the influential difference of the interest rate between the industrial index returns within the stock market and the KOSDAQ market.

Ⅰ. 서 론

1. 연구의 필요성

최근에는 자본시장의 발달로 인하여 기업은 직접금융을 통한 자금조달방법으로 주식시장과 채권시장을 이용한다. 세계 금융시장이 글로벌하게 통합화되고 우리나라의 금융시장에도 급격한 변화에 따라 주식시장과 채권시장에서도 규모면에서 급격한 성장을 가져왔다. 우리나라 주식시장은 KOSPI계열이 2005년에 702개 회사 수에 시가총액 655조원의 규모가 2010년에는 777개 회사 수에 시가총액 1,142조원으로 성장하였으며, KOSDAQ계열은 2005년에 918개 회사 수에 시가총액 71조원의 규모가 2010년에는 1,029개 회사 수에 시가총액 98조원으로 성장하였다. 그리고 채권시장은 2005년에 8,355개 종목 수에 상장잔액 720조원의 규모가 2010년에는 9,526개 종목 수에 상장잔액 1,118조원으로 성장하였으며, 이는 한때 미국을 중심으로 한 국제금융시장 불안에도 불구하고, 최근에 우리나라 금융시장의 안전기조로 인하여 주식시장과 채권시장의 지속적이고 안정적 성장의 기틀을 다져가고 있다고 본다.

일반적으로 채권시장에 금리가 상승하면 주식시장의 투자자들도 요구수익률이 증가하게 되므로 주가는 하락시키는 요인으로 작용한다고 본다. 또한 채권시장의 금리인상은 자금의 수요자인 기업의 측면에서는 자본조달비용이 상승할 뿐만 아니라 소비자의 소비 위축과 예상투자자의 투자수요의 감소로 기업의 예상수익이 감소하여 기업의 가치가 하락하는 간접적인 영향도 있을 수 있다.

선행연구들에 따르면 주식시장의 주가와 채권시장의 금리는 음(-)의 상관관계를 가진다고 하고 있으나 음(-)의 인과관계에 대한 원인은 명확하게 설명하고 있지 못하다. 만약 주식시장의 주가가 하락하면 기업의 자기자본비용이 상

승하게 되어 주식시장을 통한 자본조달 대신에 채권시장을 통한 자본조달에 의존하게 될 것이다. 이 경우에 금융기관은 주식시장의 주가 하락에 따른 기업의 신용등급과 담보가치의 하락에 따른 위험의 증가로 높은 금리를 기업에게 요구하게 될 것이다. 따라서 주식시장의 주가 하락은 자기자본비용과 상호대체 자본조달의 관계에 있는 타인자본비용인 금리를 상승시킬 수 있다.

최근에 세계 금융시장은 경제위기에 따라 여러 국가들의 금융정책이 저금리 정책으로 변화되었다. 우리나라에서도 금융정책의 기조를 저금리 정책을 유지함으로써 주식시장의 주가에 미치는 영향이 있을 것으로 본다. 금리가 주식시장의 주가에 미치는 영향에 관한 선행연구에서는 국외연구는 물론 국내연구도 활발하게 이루어졌다. 대부분의 선행연구들은 한국 금융시장의 금리가 주식시장의 지수수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 그러나 아직까지 한국 금융시장의 금리가 우리나라의 유가증권시장과 코스닥시장을 비교분석한 연구는 없는 실정이므로 이에 대한 분석이 필요하다고 본다.

2. 연구의 목적

대부분의 선행연구들은 주식시장의 주가가 하락하면 채권시장의 금리는 상승하여 주가와 금리 간의 관계는 음(-)의 상관관계를 가지고 있다고 발표하고 있다. 또한, 주식시장의 주가와 채권시장의 금리 간에 인과관계는 채권시장의 금리가 주식시장의 주가에 선행하는 것으로 발표하고 있다. 본 연구에서는 주식시장의 주가와 채권시장의 금리 간에 상관관계 및 인과성이 유가증시장과 코스닥시장에 차이가 있을 것이라는 생각에 연구에 초점을 두었다.

본 연구의 목적은 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향을 검증하는 데 있다. 또한 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향을 검증하는 데 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 전체표본

기간 동안에 한국 금융시장의 금리가 한국 유가증권시장에 대한 지수와 코스닥시장에 대한 지수에 미치는 영향에 차이가 존재하는지의 여부를 비교분석하고, 전체표본기간 동안에 한국 유가증권시장에 대한 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운수창고업, 금융업 지수와 코스닥시장에 대한 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운송업, 금융업 지수에 미치는 영향에 차이가 존재하는지의 여부를 검증하고자 한다.

3. 연구의 내용

일반적으로 선행연구들은 금융시장의 금리를 나타내는 변수로서 단기이자율을 나타내는 변수로 콜금리를 사용하고, 장기이자율을 나타내는 변수로 3년 만기 회사채수익률을 사용하였다. 본 연구에서는 채권시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장에 미치는 영향의 차이에 초점을 두고자 3년 만기 회사채수익률을 금리의 지표로 사용하고자 한다.

본 연구에서는 한국 채권시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향을 분석하기 위하여 2005년 1월부터 2010년 12월까지의 기간을 전체표본기간으로 선택한다. 한국 금융시장의 금리와 유가증권시장 지수 및 코스닥시장 지수는 일별자료를 사용한다. 본 연구에서 한국 금융시장의 금리 수준변수로 회사채(3년, AA-) 수익률을 사용한다. 한국 유가증권시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSPI와 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운수창고업, 금융업 지수를 사용한다. 코스닥시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSDAQ과 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운송업, 금융업 지수를 사용한다. 본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 기초통계량 분석한 다음, 금리와 지수수익률의 시계열 자료에 대한 안정성 여부를 판단하기 위하여 단위근 검증을 실시하고자 한다. 본 연구에서는 금리와 주가 간

에 선행성을 검증하기 위하여 VAR모형에 기초한 Granger 인과관계를 분석을 실시하고, 이를 통하여 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향이 차이가 있는지의 여부를 검증하고자 한다. 또한 본 연구에서는 추가적으로 금리와 주가 간에 충격반응함수(impulse response function analysis) 및 분산분해분석을 실시한다.

4. 연구의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제1장의 서론에서 연구의 필요성, 연구의 목적, 연구의 내용, 논문의 구성에 대하여 기술한다. 제2장의 선행연구에서는 국외의 선행연구와 국내의 선행연구에 대하여 살펴보고, 제3장의 연구방법론에서는 실증분석에 앞서 주요 연구방법론인 단위근 검증법, Granger 인과관계 검증법, 단일 회귀모형 검증법, VAR모형 검증법, 충격반응함수 분석법, 분산분해 분석법에 대하여 간략하게 설명하였다. 제4장의 자료 및 기초통계량에서는 자료 및 표본기간에 대한 설명과 기초통계량 분석결과를 제시한다. 그리고 제5장의 실증적 분석에서 단위근 분석결과, Granger 인과관계 및 단일 회귀모형 분석결과, VAR모형을 기초로 한 충격반응함수의 분석결과와 분산분해 분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 선 행 연 구

1. 국외연구

주가결정모형에서 금리 및 환율이 미치는 영향력에 대하여 Fama(1970, 1981)는 실질 경제활동이 소비와 투자기회에 영향을 주게 되어 거시경제변수들의 변화가 주가에 밀접한 영향력을 미친다고 체계적으로 발표하였다. 그 이후에 금리 등의 거시경제변수가 주식의 지수수익률에 미치는 영향에 관한 연구들은 대체로 금리 등의 거시경제변수가 지수수익률의 변동성과 상당한 관계를 지니고 있는 것으로 발표하였다.

Frankel(1983) 등의 포트폴리오 균형모형에 따르면 주가의 변화가 환율에 영향을 줄 수 있다고 보았다. 포트폴리오 균형이론에 따르면 개인들은 그들의 자산을 국내외의 화폐 혹은 증권으로 분산하여 보유하는데 국내증권에 대한 수요는 국내금리와는 양(+)의 관계, 해외금리와는 음(-)의 관계를 갖는다. 똑같은 원리로 해외증권에 대한 수요는 해외금리와 양(+)의 관계, 금내금리와는 음(-)의 관계를 갖는다는 것이다.

Chen, Roll and Ross(1986)는 Fama(1970, 1981, 1990)와 Chen(1991)의 실질 경제활동이 소비와 투자기회에 영향을 주게 되어 거시경제변수들의 변화가 주가에 밀접한 영향력을 미친다고 경제적 논리와 1980년대 APT(arbitrage pricing theory)를 이용한 실증적 검증의 영향을 받아 가치평가모형을 기초로 주식가격에 영향을 미치는 주요한 경제적 상황요인들을 식별하여 검증을 실시하였다. 이들은 1953년 1월부터 1983년 11월까지의 월별자료를 이용하여 산업생산, 물가, 위험프리미엄 및 장단기 금리차 등의 거시경제변수와 주가변동간의 관계를 다중회귀분석가법에 의해 분석하였다. 이들의 분석결과에서 위험프리미엄과 산업생산은 주가와 양(+)의 관계를, 장단기금리차 및 인플레이션

은 음(-)의 관계를 보이는 것으로 발표하였다. 즉, 거시경제 변수들은 예상 현금흐름과 상대적인 어음할인율을 통해 주가에 영향을 준다는 견해를 제시하였다.

Cutler, Poterba and Summers(1989)는 1926년부터 1985년까지를 표본기간으로 선택하고 월별자료를 이용하여 거시경제뉴스가 주가변동에 미치는 영향을 분석하였다. 그들의 분석결과는 통화량(M1), 장기금리, 단기금리, 산업생산지수, 소비자물가지수, 실질배당률, 그리고 주가변동성 등의 7개 변수를 VAR 모형에 의해 잔차를 계산한 후, 그들의 잔차를 주가변동의 설명변수로 사용하여 다중회귀분석을 실시하였다. 그들의 분석결과는 실질배당금, 산업생산 및 통화량 증가와 관련된 뉴스는 주가상승요인으로 나타났으며, 장기금리, 단기금리, 물가 및 주가변동성의 증가(또는 상승)와 관련된 뉴스는 주가하락요인으로 작용하는 것으로 나타났다. 그리고 이러한 거시경제변수가 주가변동을 설명하는 부분은 20% 정도인 것으로 발표하였다.

Bong-Soo Lee(1992)는 1947년부터 1987년까지의 기간을 표본기간으로 선택하고 월별자료를 이용하여 실질주가와 실질금리, 산업생산 및 물가와의 관계를 VAR모형을 이용하여 분석하였다. 그의 연구결과에서 주가의 변동은 대부분 전기의 주가변동에 의하여 설명되고 실질금리, 산업생산, 물가의 변동이 주가에 미치는 영향은 미미한 것으로 발표하였다.

Campbell and Ammer(1993)는 주가와 거시경제변수 간의 관계를 분석하였다. 그들의 결과는 주식과 채권수익률이 미래의 초과주식수익률과 인플레이션 정보에 의해 크게 변동한다고 발표하였다. 그러나 실질이자율이 단기 명목이자율과 구조변화의 기울기 영향을 받아도 수익률에 대한 영향력은 거의 없다고 발표하였다.

Mukherjee and Naka(1995)는 1971년부터 1990년까지의 기간 동안 월별자료를 이용하여 대미달러환율, 통화량(M1), 소비자물가지수, 산업생산지수, 장기국채수익률 및 콜금리 등의 거시경제변수가 동경증권거래소 주가에 미치는

영향을 VECM에 의하여 분석하였다. 그들의 분석결과에서 주가와 거시경제변수 간에는 장기 안정적 관계가 있음을 확인하였으며, 거시경제변수 중에서 환율, 통화량, 그리고 단기금리는 주가와 양(+)의 관계로 나타났으나 소비자물가 및 장기금리는 주가와 음(-)의 관계로 나타나는 것으로 발표하였다.

Thorbecke(1997)는 1960년부터 1990년까지의 기간 동안 월별자료를 이용하여 금리 등의 통화정책 변경이 주가변동에 미치는 영향을 VAR모형으로 분석하였다, 그의 분석결과에서는 연방기준금리(FFR) 및 지급준비율 인하와 같은 통화정책의 확장이 주가의 상승요인으로 나타났다.

2. 국내연구

김철교, 박정욱, 백용호(1990)는 주가에 영향을 미치는 금리 등의 경제환경요인이 주가에 어떠한 영향과 어느 정도 시차를 두고 영향을 미치는지를 검증하기 위하여 각종 경제지표들을 종합적으로 주가와 관련시켜 분석하였다. 이들이 사용한 분석방법은 통화량 및 금리관련지표, 인플레이션관련지표, 국제수지 및 외환관계지표, 경기 및 부동산관련지표, 거래량 등을 독립변수로 하고, 종합 및 산업별 지수수익률을 종족변수로 하여 다중회귀분석을 실시하였다. 그리고 경제지표는 당월, 1개월 전, 2개월 전, 3개월 전의 시차를 두고 분석하였다. 이들은 분석기간으로 1981년 8월부터 1989년 3월까지를 전체표본기간으로 선택하였고, 하위표본기간으로 1981년 8월부터 1985년 8월까지의 약세국면과 1986년 1월부터 1989년 3월까지의 강세국면으로 구분하여 분석하였다. 그들의 분석결과는 경기관련지표(BSI, 경기동행지수순환변동치), 통화 및 금리관련지표(M2 전월비상승률, 콜금리), 그리고 거래량 등이 가장 주가를 잘 설명해주고 있으나 국면별, 산업별, 시차별로 다른 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다. 이에 그들은 한국 주식시장의 주가가 경제지표에 대한 정보에 비율적이라고 제시하였다. 그리고 이들의 결과에서는 금리가 높을수록 주가가 상

승한다는 것을 발견하고 이는 경제가 활황을 보여 자금수요가 많아지고 아울러 주식시장도 활황을 나타내는 것으로 해석하였다.

김준일(1992)은 1975년 1/4분기부터 1992년 2/4분기까지를 표본기간으로 선택하고 실질주가와 실질금리 등의 경제변수간의 관계를 다중회귀분석기법으로 분석하였다. 그의 분석결과는 실질금리와 실질주가와의 관계에서 음(-)의 관계가 있다고 발표하였다.

이명훈(1993)은 1975년 1월부터 1993년 3월까지를 표본기간으로 선택하여 회사채유통수익률 등의 거시경제변수와 주가간의 관계를 다중회귀분석기법으로 분석하였다. 그의 분석결과 한국 주식시장에서의 주가는 통화량 및 금리와 같은 금융요인보다 산업생산 및 국제수지와 같은 실물요인에 의해 상대적으로 더 큰 영향을 받는 것으로 발표하면서 회사채유통수익률과 주가와 음(-)의 관계를 갖는 것으로 발표하였다.

채남기(1995)는 1985년 1월부터 1995년 6월까지를 표본기간으로 선택하여 총통화(M2), 회사채유통수익률, 대미달러환율, 소비자물가지수 및 주가변동성과 주가간의 관계를 Almon의 다항시차분포모형(polynomial distributed lags model)을 이용해 분석하였다. 그의 분석결과에서 금리는 주가와 음(-)의 관계를 가지는 것으로 발표하였다.

정성창(2000)은 VECM을 이용하여 한국 주식시장에서의 종합주가지수와 거시경제변수들 간에 장기균형관계를 분석하였다. 그의 분석결과는 종합주가지수와 거시경제변수들 간에 장기적인 균형관계에 있으며 이들의 관계는 이론에서 예상한 부호와 동일하다고 발표하였다.

장병기, 최종일(2001)은 주가와 거시경제변수 및 경제주체들의 기대심리간의 장기균형 및 구조관계를 분석하였다. 그들이 분석한 결과는 실질주가지수가 BSI와 장기균형관계에 있는 반면에 환율과 금의 장기적 영향력은 유의하지 않다고 발표하였다.

정성창, 정석영(2002)은 Johansen의 공적분 분석을 이용하여 한국 주가와

거시경제변수들 간의 장기균형관계를 분석하였다. 그들의 분석결과는 주가지수가 3년 만기 회사채수익률, 오일가격, 대미달러 환율과 음(-)의 장기균형관계에 있다고 발표하였다.

이기성, 유재원(2003)은 자본이동이 주로 주식시장을 통하여 이루어질 경우 해외금융충격이 국내금융시장에 미치는 영향을 분석하였다. 일일자료를 사용하여 국내금융시장과 해외금융시장 간의 상호연관성을 다각적으로 분석결과 외환위기 이후 금융시장의 통합화가 크게 진전된 것으로 발표하였다. 미국 S&P 500지수의 상승충격은 국내주가를 상승시키고, 원/달러 환율을 하락시키는 것으로 발표하였다. 한편, 미국 재무성증권금리의 상승충격은 국내금리를 상승시키는 효과가 있으나, 국내주가나 환율에 미치는 영향은 미미한 것으로 발표하였다. 그들은 이러한 결과에 대해 환율결정에 대한 자산시장접근의 틀 안에서 주식과 채권의 불완전 대체성을 뒷받침하는 증거로 해석하였다.

황선웅, 최재혁(2006)은 한국 주식시장에서 금리, 국제원유가격, 경상수지 등의 요인보다 원/달러 환율, 소비자물가지수, 산업생산지수 요인의 비중이 높은 것으로 발표하였다. 또한, 그들은 전체기간동안에서 환율과 주가가 음(-)의 관계에 있으며 외환위기 전후로 구분하여 분석한 결과에서도 동일하다고 발표하였다.

김태혁, 박갑제, 변영태(2007)는 위험프리미엄이 자산의 가격을 결정하는 CAPM 등을 비롯한 많은 금융모형에서 이론적으로 뿐만 아니라 실제적으로 이용되고 있기 때문에 금융경제에서 중요한 요소라고 할 수 있다고 보고, 위험프리미엄이 통화정책, 실질생산, 인플레이션 등의 충격에 동태적으로 어떻게 변하는지 분석하였다. 또한, 그들은 연구목적을 위해 최근 새롭게 제안되고 많이 사용되기 시작한 벡터자기회귀모형의 추정에 기초한 일반화 충격반응함수방법을 채택하여 분석하였다. 그들의 실증적 분석결과, 첫째, 통화정책의 특징을 나타내는 콜금리의 충격은 초기에는 위험프리미엄을 상승시키는 것으로 발표하였다. 둘째, 예상하지 못한 인플레이션의 충격은 또한 위험프리미엄을

상승시키는 것으로 발표하였다. 이러한 결과는 인플레이션 상승이 채무의 실질가치를 떨어뜨리기 때문에 위험이 더 큰 차입자 집단을 형성하게 되어 디폴트 확률을 증가시키는 것에 기인하는 것으로 해석하였다. 셋째, 실질생산의 충격이 위험프리미엄을 하락시키는 것으로 발표하였다.

김명환(2007)은 거시경제변수와 주가변동의 관계를 분석하였다. 그의 분석결과에서 금리변수로 고려한 회사채수익률과 콜금리 중에서 주식가격에 대해서 보다 높은 예측성을 지니는 변수는 회사채수익률이라고 보고하였다. 이것은 회사채수익률이 배당평가모형에서 미래 현금흐름을 자본화하는데 있어서 할인율로 적합하다고 보고, 경기부양을 위한 최근의 콜금리 인하 정책이 주식시장에 즉각적인 호재로 작용하기 힘들다는 것을 주장하였다. 그는 한국 주식시장과 미국경제와의 연관성을 알아보기 위하여 미국 연방기금금리를 변수로 포함한 인과관계 분석결과에서는 직접적인 인과관계가 없는 것으로 보고하였으며, 상관관계 분석과 장기균형관계분석에서는 음(-)의 관계를 가지는 것으로 보고하였다. 또한, VECM 모형의 단기 조정 항에서는 4개월 시차 값이 국내 주식가격에 양(+)의 유의한 영향을 미치는 것으로 발표하였다.

유재필(2009)은 거시경제변수와 산업별 주가지수수익률의 상호관계에 대한 분석에서 거시경제변수와 주가와의 관계를 발견한 기존의 선행연구와 달리 상호관련성이 모호해진 경우가 많다고 주장하였다. 그의 분석결과에서 통화량의 경우에는 2000연대에서는 전혀 상호관계를 발견하지 못하였다고 발표하였다. 그리고 금리와 환율 변수와 산업별 주가지수의 상호관계에 대한 분석에서는 개별 산업의 특성에 의한 결과라기보다 해당 거시경제변수와 주식시장 전반의 관계에 의한 바가 크다고 여겨져 개별산업과의 관련성을 부인하는 견해를 발표하였다.

김정희, 장병기(2010)는 금융시장 환경변화에 따라 환율, 금리 등의 거시경제변수들과 해외변수들의 주가에 대한 영향력이 변화하였는지를 분석하였다. 그들의 분석결과에 외환위기를 기점으로 거시경제변수들과 해외변수들의 주

가에 대한 영향력에서 큰 변화가 발생한 것으로 보고하였다. 첫째, 환율의 주가에 대한 영향력이 양(+)에서 음(-)으로 변화하였다고 발표하였다. 구조변화 이전에는 환율상승이 무역수지개선을 통한 기업의 수출증대로 주가상승의 요인이었으나, 구조변화 이후에는 자본의 유입(유출)에 의한 주가상승(하락)과 환율하락(상승)이 동반되는 자본이동 요인이 더욱 중요해진 것으로 파악하였다. 둘째, 시장금리인 회사채수익률의 경우 구조변화 이전에는 영향력이 미미하거나 약한 음(-)의 영향력을 보였으나, 구조변화 이후에는 강한 양(+)의 영향력을 보이는 것으로 발표하였다. 외환위기 이후 금융상품의 다양화, 포트폴리오기법의 대중화 등으로 주식과 채권의 대체자산관계가 증가한데 기인한 것으로 판단하였다. 셋째, 유가의 경우 구조변화 이전에는 유의한 음(-)의 영향력을 보였으나 구조변화 이후에는 그 영향력이 사라졌다고 발표하였다. 넷째, 미국주가의 영향력은 구조변화 이후 더욱 강화되었다고 보고하였다. 금융시장의 개방도가 급격히 증가하면서 우리나라의 주식시장은 글로벌 포트폴리오 자금의 중요한 투자대상이 되었고 이에 주가동조화 현상은 강화된 것으로 파악하였다. 그들은 전체적으로 주가결정에 있어서 실물 요소가 중요하게 작용하던 이전과 달리 금융시장이 발전하면서 금융적 요소가 더욱 중요하게 작용했다고 판단하고, 정부의 정책적 관점 또한 실물부분 못지않게 자본이동이나 금융시장의 상황변화에 민감하게 대처해야 한다는 견해를 피력하였다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 단위근 검증법

전통적으로 주식평가이론에 의하면 주가는 기업의 이익과 금리와의 비교를 통하여 결정된다고 하는데 주당이익을 E, 금리를 r이라고 할 때 주가는 p=f(E/r)로 표시된다. 따라서 이익이 일정하다면 금리가 낮을수록 주가는 높게 나타나게 된다. 그리고 금리의 변동은 기업의 영업이익에도 영향을 미치기 때문에 금리의 인상은 금융비용을 증가시키고 원가를 상승시키므로 기업의 영업이익이 악화되어 이로 인하여 주가가 하락하게 된다. 여기서 금리란 명목금리에 물가상승률을 차감한 실질금리를 말하는데 물가상승률이 높으면 명목금리가 높아도 실질금리가 줄어 기업의 금리부담을 경감시켜 기업의 영업이익도 좋아질 수 있다.

한편 금리는 경기, 통화량이 개입되면 그 효과는 또 달라질 수 있는데 수출과 소비의 증가에 따른 호황기의 경우에는 곧바로 판매대금이 회수되어 통화량 증가로 작용하여 오히려 금리는 하락하게 될 수 있다. 반면에 설비투자의 증가에 따라 경기상승의 경우에는 자금회수기간의 장기화로 인한 통화사정이 악화되고 금리는 상승하게 될 수 있다. 그리고 통화량은 독자적으로 금리에 영향을 미치어 금융긴축의 경우에는 금리가 상승하고 금융완화 시기에는 금리가 하락하게 될 수 있다.

본 연구에서는 한국의 금융시장에서 금리의 정보가 주식시장에 전달되어 주가변동의 외생요인으로 작용하고 있을 것으로 보고, 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 투자자들이 이용할 수 있는 중요한 변수 중의 하나인지의 여부를 검증하고자 한다. 그런데 이러한 경제변수들의 시계열자료는 대부분 불안정성을 갖고 있는 것으로 알려져 있다. 이러한 시계열의 불안정성에도 불

구하고 전통적인 회귀분석을 실시할 경우에는 실제로는 경제변수 간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미 있는 연관관계가 있는 것처럼 보이는 허구적 회귀(spurious regression)현상이 발생될 수 있다. 따라서 경제변수들의 시계열자료는 시계열을 분석하기 전에 단위근 검증을 통해 시계열의 안정성 여부를 판단하여야 한다. 그리고 일반적으로 단위근이 존재하는지에 대한 검증을 하기 위한 전통적인 방법으로는 DF검증법(Dickey-Fuller test)와 ADF검증법(augmented Dickey-Fuller test), 그리고 PP검증법(Phillips-Perron test)이 있다.[1)]

2. Granger 인과관계 검증법

본 연구에서는 한국 금융시장의 금리와 주가와의 관계를 분석하기 위하여 VAR모형을 기본으로 하는 Granger 인과관계모형과 충격반응함수 및 분산분해를 실시하였다. 벡터자기회귀모형(vector auto regression model)은 경제시계열간의 구조적인 관계를 분석함에 있어 모형에 어떠한 제약을 가하지 않기 때문에 모형의 부적절성 문제를 해소한다.

일반적으로 채권시장의 금리와 KOSPI지수의 수준변수간의 장기적인 균형관계가 존재하고 있으므로 VAR모형을 도입하여야 한다. 본 연구에서는 수준변수를 차분한 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR) 간의 관계를 살펴보면 다음과 같다.

$$\begin{vmatrix} CB_t \\ SR_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \alpha_c \\ \alpha_s \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{cc,1} & \delta_{cs,1} \\ \delta_{sc,1} & \delta_{ss,1} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} CB_{t-1} \\ SR_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{cc,p} & \delta_{cs,p} \\ \delta_{sc,p} & \delta_{ss,p} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} CB_{t-p} \\ SR_{t-p} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \epsilon_{c,t} \\ \epsilon_{s,t} \end{vmatrix} \qquad (1)$$

1) 단위근 검증법에 대한 자세한 내용은 Fuller(1976), Dickey and Fuller(1979), Hansen and Hodrick(1980), Said and Dickey(1984, 1985), Newey and West(1987), Phillips(1987), Perron(1988) 등을 참조할 것.

위 식(1)에서 $\begin{vmatrix} CB_t \\ SR_t \end{vmatrix}$는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR)의 2 x 1 행렬벡터를 의미한다. 위 식(1)에서 $\delta_{sc,1}$, …, $\delta_{sc,p}$ 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각된다면 채권시장의 회사채수익률로부터 주식시장의 지수수익률로 Granger 인과하고 있음을 의미하며, $\delta_{cs,1}$, …, $\delta_{cs,p}$가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 주식시장의 지수수익률로부터 채권시장의 회사채수익률로 Granger 인과하고 있음을 의미한다. 만약 $\delta_{sc,1}$, …, $\delta_{sc,p}$와 $\delta_{cs,1}$, …, $\delta_{cs,p}$가 모두 통계적으로 유의하다면 채권시장의 회사채수익률과 주식시장의 지수수익률 사이에는 피드백적인 예측력이 있음을 나타낸다. Granger 인과관계 검정은 VAR(p) 모형에서 설명변수로 사용된 계수 값들이 모두 0인지의 여부를 검증하는 것이다.

VAR(p)모형은 두개 이상의 금융시계열을 동시에 모형화한 것으로 이론적 배경에 의한 구조방정식이 아니라 축차형방정식이다. VAR모형으로 추정된 계수 값을 기초로 한 귀무가설 검증 등의 고전적인 방법에 의한 추론은 의미가 없다. 따라서 이러한 고전적인 방법을 대신하기 위한 비 이론적인 VAR모형에 의한 대표적인 추론방법이 Granger 인과관계분석이다.

한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률과의 관계를 분석하기위하여 본 연구에서 이용한 자료는 2005년 1월부터 2010년 12월까지의 기간을 전체표본기간으로 하고 금융시장의 회사채 금리와 한국종합주가지수의 일별자료를 이용하였다.

본 연구에서는 시차 5를 선택한 다음, 식 (2) 및 식 (3)과 같은 분포시차회귀모형(distributed lag regression)을 추정하고 각각 귀무가설에 대한 F검증을 실시하였다.

$$CB_t = \alpha + \sum_{\tau=1}^{5} \beta_\tau CB_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{5} \gamma_\tau SR_{t-\tau} + \epsilon_t \qquad (2)$$

$$SR_t = c + \sum_{\tau=1}^{5} \delta_\tau SR_{t-\tau} + \sum_{\tau=1}^{5} \lambda_\tau CB_{t-\tau} + \xi_t \qquad (3)$$

여기서 CB_t : t일에 한국 채권시장의 회사채수익률
$CB_{t-\tau}$: $t-\tau$일에 한국 채권시장의 회사채수익률
SR_t : t일에 한국 주식시장의 지수수익률
$SR_{t-\tau}$: $t-\tau$일에 한국 주식시장의 지수수익률
α, c : 상수
$\beta, \gamma, \delta, \lambda$: 계수
ϵ_t, ξ_t : 오차항

3. 단일 회귀모형 검증법

어떤 한 변수에서 예기치 못한 충격(unexpected shock)이 발생했을 경우 다른 한 변수에 어떠한 반응이 나타나는가를 보기 위해서는 충격반응함수에 대한 분석을 사용한다. 충격반응함수(impulse response function)는 내생변수의 현재와 미래 값에 대한 오차 항 중 하나에 대한 1표준편차 충격의 효과를 측정한 것이다. p번째 변수에 대한 충격은 p번째 변수에 직접 영향을 미치며, VAR의 역동적 구조를 통해 모든 내생변수들로 그 충격이 전달된다. 다음의 식 (4) 및 식 (5)와 같은 한국 금융시장의 금리와 한국 주식시장의 지수수익률간의 단순 2변량 VAR(1)을 고려해 보자.

$$SR_t = \beta SR_{t-1} + \gamma CB_{t-1} + \epsilon_t \tag{4}$$

$$CB_t = \delta CB_{t-1} + \lambda SR_{t-1} + \xi_t \tag{5}$$

여기서 SR_t : t일에 한국 주식시장의 지수수익률
SR_{t-1} : $t-1$일에 한국 주식시장의 지수수익률
CB_t : t일에 한국 채권시장의 회사채수익률
CB_{t-1} : $t-1$일에 한국 채권시장의 회사채수익률
$\beta, \gamma, \delta, \lambda$: 계수
ϵ_t, ξ_t : 오차 항

4. VAR모형 검증법

어떤 한 변수에서 예기치 못한 충격(unexpected shock)이 발생했을 경우 다른 한 변수에 어떠한 반응이 나타나는가를 보기 위해서는 충격반응함수에 대한 분석을 사용한다. 충격반응함수(impulse response function)는 내생변수의 현재와 미래 값에 대한 오차 항 중 하나에 대한 1표준편차 충격의 효과를 측정한 것이다. p번째 변수에 대한 충격은 p번째 변수에 직접 영향을 미치며, VAR의 역동적 구조를 통해 모든 내생변수들로 그 충격이 전달된다. 다음의 식 (6) 및 식 (7)과 같은 한국 금융시장의 금리와 한국 주식시장의 지수수익률 간의 단순 2변량 VAR(1)을 고려해 보자.

$$SR_t = \beta SR_{t-1} + \gamma CB_{t-1} + \epsilon_t \tag{6}$$

$$CB_t = \delta CB_{t-1} + \lambda SR_{t-1} + \xi_t \tag{7}$$

여기서 SR_t : t일에 한국 주식시장의 지수수익률
SR_{t-1} : t-1일에 한국 주식시장의 지수수익률
CB_t : t일에 한국 채권시장의 회사채수익률
CB_{t-1} : t-1일에 한국 채권시장의 회사채수익률
$\beta, \gamma, \delta, \lambda$: 계수
ϵ_t, ξ_t : 오차 항

여기서 ϵ_t의 변화는 즉각적으로 현재 SR의 값을 변화시키며, 양 방정식에서 후행하는 SR이 나타나기 때문에 SR과 CB의 모든 미래 값도 변화하게 된다. 이 때 만일 오차 항 ϵ_t와 ξ_t가 서로 상관되지 않는다면 충격반응의 해석은 선형적이다. 오차 항 ϵ_t와 ξ_t는 각각 SR과 CB에 대한 것으로서 오차 항 ξ_t에 대한 충격반응함수는 현재와 미래의 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률에 대한 1표준편차의 지수수익률 충격효과를 측정한 것이다.

ϵ_t와 ξ_t의 공통성분은 총합적으로 VAR시스템에서 최초로 나타나는 변수에 공통성분의 모든 효과를 ϵ_t에 귀속되는데 이는 ϵ_t가 ξ_t보다 선행하기 때문이다. 오차 항 ϵ_t와 ξ_t는 공통성분을 제거하기 위해 변형하는 것이다. 오차는 산출된 오차항의 공분산 행렬의 대각이 직교화되도록 촐레스키 분해(cholesky decomposition)를 폭넓게 사용되는 반면에 공통효과를 귀속시키는 것은 다소 임의적인 방법이다. 방정식의 차수변환은 충격반응의 변화를 초래할 수도 있다. 본 연구에서는 VAR 모형의 시차 5를 적용하여 충격반응함수를 분석하였다.

5. 충격반응함수 분석법

Granger 인과관계 분석은 변수 상호간에 정보의 선행성에 관한 의미있는 정보를 얻을 수 있지만 변수상호간의 상대적 중요도에 대한 정보는 알 수가 없다. 즉, 변수상호간에 양(+)이나 음(-)의 관계인지를 파악할 수 없고, 변수상호간에 미치는 영향이 어느 정도의 기간에 걸쳐 진행되는지 알 수가 없다. 따라서 본 연구에서는 충격반응함수 분석과 예측오차 분산분해 분석을 추가적으로 실시한다.

먼저 본 연구에서는 어떤 한 변수에서 예기치 못한 충격(unexpected shock)이 발생했을 경우 다른 한 변수에 어떠한 반응이 나타나는가를 보여 주는 충격반응함수에 대한 분석도 실시한다. 충격반응함수(impulse response function)는 내생변수의 현재와 미래 값에 대한 오차항 중 하나에 대한 1표준편차 충격의 효과를 측정한 것이다. p번째 변수에 대한 충격은 p번째 변수에 직접 영향을 미치며, VAR의 역동적 구조를 통해 모든 내생변수들로 그 충격이 전달된다. 다음의 식 (8) 및 식 (9)와 같은 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR)간의 단순 2변량 VAR(3)을 고려해 보자.

$$CB_t = \beta_1 CB_{t-1} + \beta_2 CB_{t-2} + \beta_3 CB_{t-3} + \gamma_1 SR_{t-1} + \gamma_2 SR_{t-2} + \gamma_3 SR_{t-3} + \epsilon_t \quad (8)$$

$$SR_t = \delta_1 SR_{t-1} + \delta_2 SR_{t-2} + \delta_3 SR_{t-3} + \lambda_1 CB_{t-1} + \lambda_2 CB_{t-2} + \lambda_3 CB_{t-3} + \xi_t \quad (9)$$

여기서 CB_t : t일에 한국 채권시장의 회사채수익률
CB_{t-j} : t-j일에 한국 채권시장의 회사채수익률
SR_t : t일에 한국 주식시장의 지수수익률
SR_{t-j} : t-j일에 한국 주식시장의 지수수익률
$\beta, \gamma, \delta, \lambda$: 계수
ϵ_t, ξ_t : 오차항

여기서 ϵ_t의 변화는 즉각적으로 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 값을 변화시키며, 양 방정식에서 후행하는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)이 나타나기 때문에 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR)의 모든 미래 값도 변화하게 된다. 이 때 만일 오차항 ϵ_t와 ξ_t가 서로 상관되지 않는다면 충격반응의 해석은 선형적이다. 오차항 ϵ_t와 ξ_t는 각각 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR)에 대한 것으로서 오차항 ξ_t에 대한 충격반응함수는 현재와 미래의 원/달러 환율수익률과 주가 지수수익률에 대한 1 표준편차의 지수수익률 충격효과를 측정한 것이다.

ϵ_t와 ξ_t의 공통성분은 총합적으로 VAR시스템에서 최초로 나타나는 변수에 공통성분의 모든 효과를 ϵ_t에 귀속되는데 이는 ϵ_t가 ξ_t보다 선행하기 때문이다. 오차항 ϵ_t와 ξ_t는 공통성분을 제거하기 위해 변형하는 것이다. 오차는 산출된 오차항의 공분산 행렬의 대각이 직교화되도록 촐레스키 분해(cholesky decomposition)를 폭넓게 사용되는 반면에 공통효과를 귀속시키는 것은 다소 임의적인 방법이다. 방정식의 차수변환은 충격반응의 변화를 초래할 수도 있다. 본 연구에서는 VER 모형의 시차 10을 적용하여 충격반응함수를 분석한다.

6. 분산분해 분석법

본 연구에서는 추가적으로 한 변수의 오차항 분산인 다른 변수들의 오차항 분산에 의해 일정시간이 지나 어느 정보 설명되는지를 살펴볼 수 있는 예측오차 분산분해(forecast error variance decomposition : FEVD)를 실시한다. 이러한 분산분해는 VAR모형 내의 한 변수를 예측할 때 시스템 내의 다른 변수가 상대적으로 어느 정도의 영향을 미치는가를 동태적으로 분석하기 위해 예측오차의 분산을 분해하는 방법이다. 즉, VAR모형의 각 구성 변수의 MSE(mean squared error)에 얼마만큼씩 기여 하는가를 측정하는 예측오차 분산분해를 사용하여 한 변수의 동태적인 변화과정에서 다른 변수들이 미치는 상대적인 중요도를 파악할 수 있는 방법이다. 본 연구에서는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 주식시장의 지수수익률(SR)의 분산을 분해하여 분석함으로써 상호변수간의 설명력의 정도를 분석한다.

Ⅳ. 자료 및 기초통계량

1. 자료 및 표본기간

본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향을 분석하기 위하여 2005년 1월부터 2010년 12월까지의 기간을 전체표본기간으로 선택한다. 한국 금융시장의 금리와 유가증권시장 지수 및 코스닥시장 지수는 일별자료를 사용한다. 본 연구에서 한국 금융시장의 금리 수준변수로 회사채(3년, AA-) 수익률을 사용한다. 한국 유가증권시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSPI와 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운수창고업, 금융업 지수를 사용한다. 코스닥시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSDAQ과 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운송업, 금융업 지수를 사용한다. 이 표본기간 동안에 거래일 수는 1,494일이다. 한국 금융시장의 수준변수인 회사채(3년, AA-) 수익률은 한국은행 ECOS 자료를 이용하며 한국 주식시장의 주가지수 수준변수로 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수는 한국거래소 자료에서 추출하였다.

본 연구에서는 한국 채권시장의 회사채수익률은 수준변수인 회사채(3년, AA-) 금리에 로그 값을 취한 당일 금리와 로그 값을 취한 전일 금리의 차이로 다음 식 (10)과 같이 계산하였다.

$$CB_t = \ln(CBR_t) - \ln(CBR_{t-1}) \tag{10}$$

위 식(10)에서 CB_t는 한국 채권시장의 회사채수익률이다. CBR_t는 t시점 한국 금융시장의 회사채(3년, AA-)의 연간수익률이다. CBR_{t-1}은 t-1시점 한국 금융시장의 회사채(3년, AA-)의 연간수익률이다.

본 연구에서는 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수에 로그 값을 취한 당일 지수와 로그 값을 취한 전일 지수의 차이로 다음 식(11)과 같이 계산하였다.

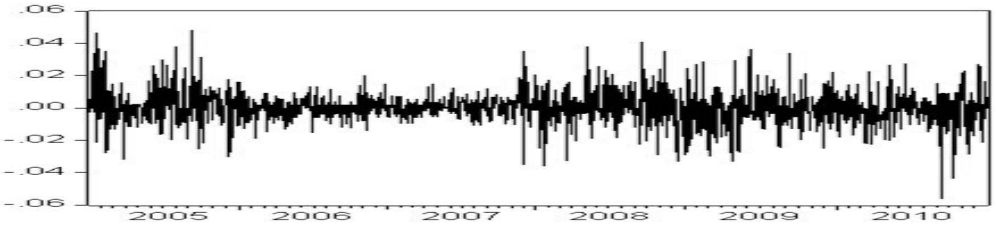
$$SR_t = \ln(SIP_t) - \ln(SIP_{t-1}) \tag{11}$$

위 식(11)에서 SR_t는 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수의 지수수익률이다. SIP_t는 t시점 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수이다. SIP_{t-1}은 t-1시점 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수이다.

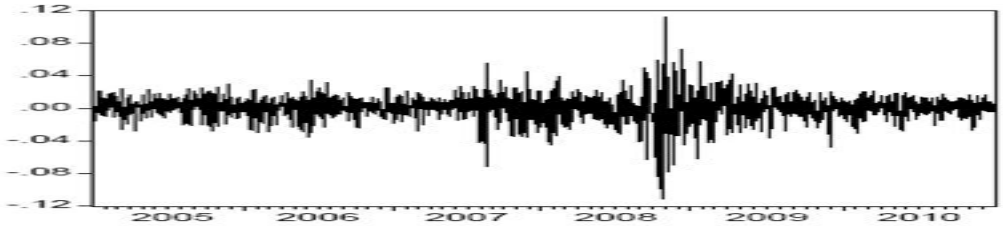
본 연구에서는 이와 같이 계산된 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 지수수익률에 대한 추세를 살펴 본 결과 [그림 1], [그림 2]와 같이 나타내었다.

본 연구는 <그림 1>의 결과에서 한국 채권시장의 회사채수익률에 대한 다음과 같은 두 가지 측면의 추세를 파악할 수 있다. 첫째로, 한국 채권시장의 회사채수익률이 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수의 지수수익률보다 변동성이 작다는 것을 파악할 수 있었다. 둘째로 한국 채권시장의 회사채수익률은 세계 경제위기 이전보다는 이후의 기간에 변동성이 크다는 것을 볼 수 있다.

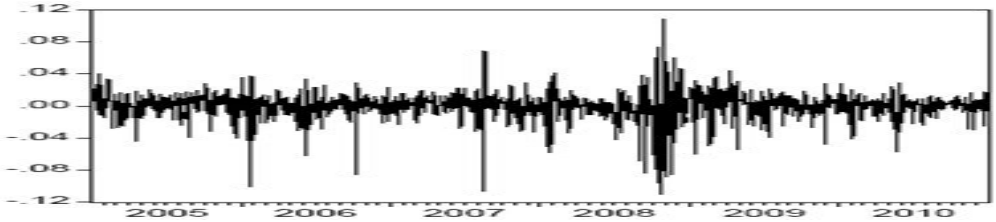
본 연구는 <그림 2>, <그림 3>의 결과에서 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수의 지수수익률에서도 다음과 같은 두 가지 측면의 추세를 파악할 수 있다. 첫째로, 전체기간동안에 유가증권시장의 지수수익률이 코스닥시장의 지수수익률보다 변동성이 크다는 것을 파악할 수 있었다. 둘째로 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수의 지수수익률 모두에서 세계 경제위기 이전보다는 이후의 기간에 변동성이 크다는 것을 볼 수 있다. 이러한 결과는 선행연구들의 대부분 코스닥시장의 변동성이 크게 나타났고, 경제위기 이후의 변동성 또한 크게 나타난 것과 동일하다.



<그림 1> 회사채수익률 추이



<그림 2> KOSPI 지수수익률 추이



<그림 3> KOSDAQ 지수수익률 추이

2. 기초통계량 분석결과

본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향을 분석하기 전에 한국 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수의 지수수익률에 대한 기초통계량 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 먼저 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률에 대한 기초통계량으로 평균, 중간값, 최대값, 최소값, 표준편차, 왜도, 첨도, 그리고 Bera-Jarque의 통계량을 <표 1>과 같이 계산하였다.

〈표 1〉 회사채수익률과 지수수익률의 기초통계량 분석결과

구 분	평 균	중간값	최대값	최소값	표준편차	왜 도	첨 도	J-B
회사채	0.000	0.000	0.048	-0.056	0.010	0.150	5.991	562.24***
KOSPI	0.001	0.001	0.113	-0.112	0.015	-0.609	10.648	3731.43***
제조(유)	0.001	0.002	0.120	-0.129	0.016	-0.523	11.382	4438.69***
건설(유)	0.001	0.001	0.134	-0.148	0.025	-0.483	8.235	1763.11***
유통(유)	0.001	0.001	0.131	-0.128	0.018	-0.508	10.142	3237.43***
운수창고(유)	0.001	0.001	0.091	-0.138	0.021	-0.365	6.035	606.01***
금융(유)	0.000	0.000	0.100	-0.131	0.020	-0.412	8.287	1780.79***
KOSDAQ	0.000	0.002	0.109	-0.110	0.016	-1.278	12.082	5537.71***
제조(코)	0.000	0.002	0.113	-0.120	0.017	-1.391	12.883	6557.43***
건설(코)	0.001	0.001	0.115	-0.136	0.021	-0.786	9.518	2796.07***
유통(코)	0.000	0.001	0.068	-0.106	0.016	-1.242	10.459	3844.90***
운송(코)	0.000	0.000	0.080	-0.112	0.020	-0.198	5.717	469.15***
금융(코)	0.000	0.000	0.106	-0.141	0.022	-0.287	7.693	1390.39***

주) <표 1>은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률에 대한 기초통계량이다. 회사채수익률(3년, AA-)은 일별수익률이다. KOSPI는 한국 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률이다. 제조(유)는 유가증권시장의 제조업 지수수익률이다. 건설(유)는 유가증권시장의 건설업 지수수익률이다. 유통(유)는 유가증권시장의 유통업 지수수익률이다. 운수창고(유)는 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률이다. 금융(유)는 유가증권시장의 금융업 지수수익률이다. KOSDAQ은 한국 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률이다. 제조(코)는 코스타시장의 제조업 지수수익률이다. 건설(코)는 코스닥시장의 건설업 지수수익률이다. 유통(코)는 코스닥시장의 유통업 지수수익률이다. 운송(코)는 코스닥시장의 운송업 지수수익률이다. 금융(코)는 코스닥시장의 금융업 지수수익률이다. 회사채수익률은 일별로 발표되는 연간회사채수익률의 수준변수를 로그 1차 차분하여 계산한 수익률이다. 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수의 지수수익률은 각각 지수인 수준변수를 로그 1차 차분하여 계산한 수익률이다. 평균은 회사채수익률과 각각 지수수익률의 일별 평균이다. 모든 변수들은 2005년 1월부터 2010년 12월까지 일별 자료이다. 모든 자료는 1,494일 동안의 일별 시계열 자료이다. B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규분포성을 검증하는 통계량으로 $B-J=T(\frac{Skewness^2}{6}+\frac{(Kurtosis-3)^2}{24})$와 같이 계산되며 귀무가설 정규성하에서$\chi^2$분포를 따른다. ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

먼저 분석기간 동안 일별 회사채수익률의 평균은 0으로 나타났으며 이는 분석기간 동안 한국 금융시장의 저금리 정책으로 인한 시장금리의 약세로 인하여 나타난 현상이라고 생각된다. 회사채수익률의 최대값과 최소값은 각각 0.048과 -0.056으로 나타났으며, 앞의 <그림 1>에서 제시된 바와 같이 분석기

간 동안 회사채수익률의 변동성은 표준편차가 0.010으로 KOSPI 지수수익률과 KOSDAQ 지수수익률의 변동성보다 작은 것으로 나타났다. 그리고회사채수익률의 왜도는 0.150으로 양(+)의 값을 가지고 있으며 첨도 값도 5.991로 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 또한, 회사채수익률의 Bera-Jacque 검증 결과 562.24로 나타났으며, 통계적으로 1% 유의수준에서 정규분포성이 기각되었다.

그리고 분석기간 동안 한국 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률과 산업별 지수수익률의 평균은 0.001로 나타나 회사채 수익률보다는 높게 나타났다. KOSPI 지수수익률의 최대값과 최소값은 각각 0.113과 -0.112로 나타났으며, 앞의 <그림 2>에서 제시된 바와 같이 분석기간 동안 KOSPI 지수수익률의 변동성은 표준편차가 0.015로 회사채수익률의 변동성보다 큰 것으로 나타났다. 한국 유가증권시장의 산업별 지수수익률의 변동성은 제조업의 변동성이 0.016, 건설업의 변동성이 0.025, 유통업의 변동성이 0.018, 운수창고의 변동성이 0.021, 금융업의 변동성이 0.020으로 나타나, 건설업 지수수익률의 변동성이 가장 크고, 제조업 지수수익률의 변동성이 가장 작은 것으로 나타났다. 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률의 왜도는 음(-)의 값을 가지고 있으며 첨도 값도 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 그리고 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률의 Bera-Jacque 검증결과, 1% 유의수준에서 정규분포성이 기각되었다. 또한, 유가증권시장의 산업별 지수수익률의 왜도도 모두 음(-)의 값을 가지고 있으며 첨도 값도 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 그리고 유가증권시장의 산업별 지수수익률의 Bera-Jacque 검증결과, 1% 유의수준에서 정규분포성이 기각되었다.

또한, 분석기간 동안 한국 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률과 산업별 지수수익률의 평균은 0으로 나타나 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률과 산업별 지수수익률보다는 낮게 나타났다. KOSDAQ 지수수익률의 최대값과 최소값은 각각 0.109와 -0.110으로 나타났으며, 앞의 <그림 3>에서 제시된 바와 같이 분석기간 동안 KOSDAQ 지수수익률의 변동성은 표준편차가 0.016으로

회사채수익률의 변동성보다 큰 것으로 나타났다. 한국 코스닥시장의 산업별 지수수익률의 변동성도 제조업 지수수익률의 변동성이 0.017, 건설업 지수수익률의 변동성이 0.021, 유통업 지수수익률의 변동성이 0.016, 운송업 지수수익률의 변동성이 0.020, 금융업 지수수익률의 변동성이 0.022로 나타나, 건설업 지수수익률의 변동성이 가장 크고, 유통업 지수수익률의 변동성이 가장 작은 것으로 나타났다. 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률의 왜도는 음(-)의 값을 가지고 있으며 첨도 값도 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률의 Bera-Jacque 검증 결과, 1% 유의수준에서 정규분포성이 기각되었다. 또한, 코스닥시장의 산업별 지수수익률의 왜도는 모두 음(-)의 값을 가지고 있으며 첨도 값도 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 코스닥시장의 산업별 지수수익률의 Bera-Jacque 검증 결과, 1% 유의수준에서 정규분포성이 기각되었다.

Ⅴ. 실증적 분석

1. 단위근 분석결과

본 연구에서는 식 (10)과 식 (11)에 의하여 계산된 채권시장의 회사채수익률과 주식시장의 지수수익률에 대하여 금융시계열에서 사용되는 분석 자료의 단위근 검증을 일반적으로 사용되는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 및 PP(Phillips-Perron) 검증을 실시하였다. 분석 자료가 불안정할 경우 이러한 자료를 사용한 추정은 분석결과에 허구적 회귀현상이 발생할 수 있으므로 단위근 검증은 매우 중요하다. 단위근이 존재한다는 귀무가설에 대한 유의성 검증은 Mackinnon 임계치를 사용하였다.

<표 2>의 단위근 검증결과에 의하면 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률은 모두 안정적인 시계열로 나타났다. 먼저 회사채수익률에 대한 단위근 검증결과는 ADF법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -16.498과 -16.693으로 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났으며, PP법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -35.486과 -35.594로 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

유가증권시장의 KOSPI 지수수익률의 검증결과는 ADF법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -18.242와 -18.243으로 1% 수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났으며, PP법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -37.922와 -37.914로 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 유가증권시장의 산업별 지수수익률에 대한 단위근 검증결과도 ADF법과 PP법에서 모든 산업별 지수수익률이 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

또한, 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률에 대한 단위근 검증결과는 ADF

법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -18.159와 -18.179로 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났으며, PP법에 의한 상수항(1)과 추세선(2)에서 각각 -33.754와 -33.762로 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다. 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 대한 단위근 검증결과도 ADF법과 PP법에서 모든 산업별 지수수익률이 1% 유의수준에서 기각되어 단위근이 존재하지 않은 것으로 나타났다.

<표 2> 사회채수익률과 지수수익률에 대한 단위근 분석결과

구 분	ADF 검증		PP 검증	
	상수항(1)	추세선(2)	상수항(1)	추세선(2)
회사채	-16.498***	-16.693***	-35.486***	-35.594***
KOSPI	-18.242***	-18.243***	-37.922***	-37.914***
제조(유)	-18.545***	-18.539***	-37.345***	-37.333***
건설(유)	-17.141***	-17.187***	-35.863***	-35.888***
유통(유)	-18.412***	-18.414***	-33.329***	-33.322***
운수창고(유)	-18.267***	-18.272***	-34.592***	-34.584***
금융(유)	-18.804***	-18.835***	-38.248***	-38.257***
KOSDAQ	-18.159***	-18.179***	-33.754***	-33.762***
제조(코)	-18.088***	-18.113***	-33.656***	-33.665***
건설(코)	-16.284***	-16.350***	-34.688***	-34.723***
유통(코)	-16.901***	-16.988***	-32.097***	-32.136***
운송(코)	-16.939***	-16.997***	-33.652***	-33.668***
금융(코)	-18.684***	-18.765***	-35.564***	-35.620***

주) <표 2>는 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률에 대한 단위근 검증의 결과이다. 회사채수익률(3년, AA-)은 일별수익률이다. KOSPI는 한국 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률이다. 제조(유)는 유가증권시장의 제조업 지수수익률이다. 건설(유)는 유가증권시장의 건설업 지수수익률이다. 유통(유)는 유가증권시장의 유통업 지수수익률이다. 운수창고(유)는 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률이다. 금융(유)는 유가증권시장의 금융업 지수수익률이다. KOSDAQ은 한국 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률이다. 제조(코)는 코스타시장의 제조업 지수수익률이다. 건설(코)는 코스닥시장의 건설업 지수수익률이다. 유통(코)는 코스닥시장의 유통업 지수수익률이다. 운송(코)는 코스닥시장의 운송업 지수수익률이다. 금융(코)는 코스닥시장의 금융업 지수수익률이다. 회사채수익률은 일별로 발표되는 연간회사채수익률의 수준변수를 로그 1차 차분하여 계산

한 수익률이다. 유가증권시장과 코스닥시장의 시장지수와 산업별 지수의 지수수익률은 각각 지수인 수준변수를 로그 1차 차분하여 계산한 수익률이다. ADF-검증은 Augmented Dickey-Fuller 검증이다. PP-검증은 Phillips-Perron 검증이다. 상수항(1)은 상수항만을, 추세선(2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함한다. ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다. 각 수준변수 및 지수수익률들의 Mackinnon 임계치(critical value)는 1% -3.4381이다.

따라서 본 연구에서는 한국 금융시장의 금리와 유가증권시장 및 코스닥시장의 지수 간에 선-후행성을 분석하기 위하여 안정적인 자료인 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률 자료를 사용하였다.

2. Granger 인과관계 분석결과

본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향을 분석하기 위하여 식 (2)와 식 (3)을 이용하여 회사채수익률과 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률 및 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계를 검증하였고, 회사채수익률과 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률 및 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계를 검증하였다. 본 연구에서는 회사채수익률과 지수수익률간의 선도관계를 검증하기 위하여 2005년 1월부터 2010년 12월까지의 전체표본기간에 대한 Granger 인과관계 분석을 실시하였다. 표본기간 동안에 회사수익률과 주가 지수수익률과의 관계를 검증하기 위하여 각각 Granger 인과관계를 검증한 결과를 <표 3>에 제시하였다.

먼저 <표 3>에 제시한 것은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 분석결과이다. 회사채수익률로부터 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 F값이 2.945로 5% 유의수준에서 기각되었고, 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률로부터 회사채수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 F값이 1.550으로 기각되지 못하여, 회사채수익률로부터 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 회사채수익률과 지수수익률 간에 Granger 인과관계 분석결과

구분	CD → KOSPI	KOSPI → CD	구분	CD → KOSDAQ	KOSDAQ → CD
KOSPI	2.945**	1.550	KOSDAQ	2.617**	0.929
제조(유)	3.002**	1.474	제조(코)	2.796**	0.935
건설(유)	2.486**	1.160	건설(코)	2.105*	0.215
유통(유)	1.412	2.433*	유통(코)	1.404	0.443
운수창고(유)	1.610	1.836	운송(코)	0.986	0.765
금융(유)	2.640**	1.934	금융(코)	2.120**	0.467

주) <표 3>은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률간의 Granger 인과관계를 검증한 F-값들이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. CD→KOSPI는 한국 채권시장의 회사채수익률로부터 한국 유가증권시장의 지수수익률로의 인과관계 검증결과이다. KOSPI→CD는 한국 유가증권시장의 지수수익률로부터 한국 채권시장의 회사채수익률로의 인과관계 검증결과이다. CD→KOSDAQ는 한국 채권시장의 회사채수익률로부터 한국 코스닥시장의 지수수익률로의 인과관계 검증결과이다. KOSPI→CD는 한국 코스닥시장의 지수수익률로부터 한국 채권시장의 회사채수익률로의 인과관계 검증결과이다. lag는 식 (2)와 식 (3)에서 5이다. **, *는 각각 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

그리고 회사채수익률과 유가증권시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과, 회사채수익률로부터 유가증권시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계 검증결과에서 제조(유)의 F값이 2.945로, 건설(유)의 F값이 2.486으로, 금융(유)의 F값이 2.640으로 나타나 5% 유의수준에서 기각되었으나, 유통(유)을 제외한 나머지 유가증권시장의 산업별 지수수익률로부터 회사채수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 기각되지 못하였다. 이는 유가증권시장의 제조업, 건설업, 금융업에서만 회사채수익률로부터 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타나. 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장의 산업별 지수수익률간의 인과관계에 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 분석결과를 종합하면, 한국 금융시장의 금리로부터 한국 유가증권시장의 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타나고, 한국

금융시장의 금리로부터 한국 유가증권시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계는 산업별로 차이가 존재한다는 것을 의미한다.

다음은 <표 3>의 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 코스닥시장의 지수수익률 간에 분석결과이다. 회사채수익률로부터 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 F값이 2.617로 5% 유의수준에서 기각되었고, 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률로부터 회사채수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 F값이 0.929로 기각되지 못하여, 회사채수익률로부터 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다.

그리고 회사채수익률과 코스닥시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과, 회사채수익률로부터 코스닥시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계 검증결과에서 제조(코)의 F값이 2.796으로, 금융(코)의 F값이 2.120으로 나타나 5% 유의수준에서 기각되고, 건설(코)의 F값이 2.105로 나타나 10% 유의수준에서 기각되었으나, 코스닥시장의 산업별 지수수익률로부터 회사채수익률로의 Granger 인과관계 검증결과는 모든 산업에서 기각되지 못하였다. 이는 코스닥시장의 제조업, 건설업, 금융업에서만 회사채수익률로부터 코스닥시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타나. 한국 금융시장의 금리가 코스닥시장의 산업별 지수수익률간의 인과관계에 차이가 존재하는 것으로 나타났다.

한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 코스닥시장의 지수수익률 간에 분석결과를 종합하면, 한국 금융시장의 금리로부터 한국 코스닥시장의 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타나고, 한국 금융시장의 금리로부터 한국 유가증권시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계는 산업별로 차이가 존재한다는 것을 의미한다.

마지막으로 <표 3>의 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 Granger 인과관계와 한국 채권시장의 회사채수익률과 한

국 유가증권시장의 지수수익률 간에 Granger 인과관계 간에 차이에 대한 분석결과이다. 회사채수익률과 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과는 회사채수익률로부터 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다. 회사채수익률과 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과는 회사채수익률로부터 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률로의 Granger 인과관계도 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다. 그리고 회사채수익률과 유가증권시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과이다. 이는 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 Granger 인과관계와 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 Granger 인과관계 간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

그리고 회사채수익률과 유가증권시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과 회사채수익률과 코스닥시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과 간에 차이에 대한 분석결과이다. 회사채수익률과 유가증권시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과는 제조(유), 건설(유), 금융(유)에서만 회사채수익률로부터 유가증권시장의 산업별 지수수익률로의 Granger 인과관계가 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다. 회사채수익률과 코스닥시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과도 제조(유), 건설(유), 금융(유)에서만 회사채수익률로부터 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률로의 Granger 인과관계도 단일방향으로 존재하는 것으로 나타났다. 회사채수익률과 유가증권시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과 회사채수익률과 코스닥시장의 산업별 지수수익률 간에 Granger 인과관계 검증결과 간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

3. 단일 회귀모형 분석결과

<표 3>에서 Granger인과검증의 결과는 한국 금융시장의 금리 정보가 한국 유가증권시장과 코스닥시장에 전달되어 주가변동의 외생요인으로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 한국 금융시장의 금리 정보는 한국 주식시장의 투자자들이 이용할 수 있는 중요한 변수 중의 하나이다. 이러한 현상에 대하여 본 연구에서는 추가적으로 한국 금융시장의 금리 정보가 한국 유가증권시장과 코스닥시장에 어떻게 반영되는지를 분석하였다. 본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향을 분석하기 위하여 식 (4)와 식 (5)의 단일 회귀모형을 이용하여 검증한 결과를 <표 4>에 제시하였다.

먼저 <표 4>의 한국 채권시장의 회사채수익률이 한국 유가증권시장의 지수수익률에 미치는 영향에 대한 분석결과이다. 회사채수익률과 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률과의 단일 회귀분석결과는 시차 3과 4시차에서 계수 값이 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는 회사채수익률이 유가증권시장의 KOSPI 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난 결과이다.

그리고 회사채수익률이 유가증권시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향에 대한 분석결과이다. 분석결과는 제조(유), 건설(유), 금융(유)의 회귀계수 값이 시차 3과 4시차에서 계수 값이 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는 회사채수익률이 유가증권시장의 산업별 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난 결과이다.

다음으로 <표 4>의 한국 채권시장의 회사채수익률이 한국 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향에 대한 분석결과이다. 회사채수익률과 코스닥시장의 KOSDAQ 지수수익률과의 단일 회귀분석결과는 시차 3과 4시차에서 계수 값이 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는 회사채수익률이 코스

닥시장의 KOSDAQ 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난 결과이다.

그리고 회사채수익률이 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향에 대한 분석결과이다. 분석결과는 제조(코), 건설(코), 금융(코)의 회귀계수 값이 시차 3과 4시차에서 계수 값이 음(-)의 값으로 5% 유의수준에서 기각되었다. 이는 회사채수익률이 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것으로 나타난 결과이다.

<표 4> 단일 회귀모형에 의한 분석결과

구분	계수 추정치					F-통계량
	lag1	lag2	lag3	lag4	lag5	
KOSPI	0.038 (0.975)	0.031 (0.795)	-0.109*** (-2.757)	-0.086** (-2.181)	0.044 (1.104)	3.079
제조(유)	0.052 (1.260)	0.014 (0.348)	-0.113*** (-2.738)	-0.090** (-2.198)	0.053 (1.300)	3.208
건설(유)	-0.008 (-0.130)	0.077 (1.184)	-0.155** (-2.389)	-0.141** (-2.176)	0.041 (0.635)	2.479
유통(유)	0.022 (0.472)	0.040 (0.879)	-0.055 (-1.192)	-0.084* (-1.838)	0.055 (1.201)	1.408
운수창고(유)	0.046 (0.841)	0.100* (1.829)	-0.087 (-1.582)	-0.080 (-1.460)	0.005 (0.088)	1.754
금융(유)	0.040 (0.750)	0.069 (1.301)	-0.151*** (-2.839)	-0.098* (-1.850)	0.036 (0.682)	2.863
KOSDAQ	0.033 (0.781)	0.020 (0.468)	-0.097** (-2.279)	-0.104** (-2.435)	0.054 (1.262)	2.754
제조(코)	0.029 (0.632)	0.045 (0.987)	-0.094** (-2.084)	-0.118*** (-2.596)	0.056 (1.248)	2.804
건설(코)	0.077 (1.379)	0.035 (0.626)	-0.087 (-1.563)	-0.110** (-1.976)	0.076 (1.366)	2.085
유통(코)	0.039 (0.964)	0.015 (0.358)	-0.074* (-1.811)	-0.062 (-1.505)	0.033 (0.809)	1.478
운송(코)	-0.033 (-0.627)	0.015 (0.273)	-0.037 (-0.702)	-0.074 (-1.384)	0.079 (1.487)	0.968
금융(코)	0.038 (0.677)	0.092 (1.636)	-0.126** (-2.254)	-0.095* (-1.689)	0.039 (0.691)	2.287

주) <표 4>는 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 주식시장의 지수수익률간의 단일 회귀모형에 의하여 추정된 회귀계수 값과 F-통계량 값이며, ( )는 회귀계수 값에 대한 t-값이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

마지막으로 <표 4>의 한국 채권시장의 회사채수익률이 한국 유가증권시장의 지수수익률에 미치는 영향과 한국 채권시장의 회사채수익률이 한국 코스닥시장의 지수수익률 간에 미치는 영향 간에 차이에 대한 분석결과이다. 분석결과는 회사채수익률이 시장의 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것은 유가증시장과 코스닥시장 간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

그리고 회사채수익률이 시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향에 대한 분석결과에서도 제조업, 건설업, 금융업에서만 금융시장의 금리가 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치는 것도 유가증시장과 코스닥시장 간에 차이가 없는 것으로 나타났다.

4. VAR모형 분석결과

본 연구에서는 한국 채권시장의 회사채수익률과 주식시장의 지수수익률 간의 선도/지연관계를 비롯한 동적인 상호관계를 파악하기 위하여 VAR모형을 분석하였다. VAR모형은 선험적인 판단을 배제하고 통계적 검증을 통해 제약조건을 도출하는 방법론이다. VAR모형은 다수의 회귀방정식으로 구성되는데 각 방정식은 현재 관측치를 종속변수로 하고, 종속변수의 자신과 독립변수들의 과거수치들을 동시에 설명변수로 설정할 수 있다. 채권시장의 회사채수익률과 유가증권시장의 지수수익률에 대한 VAR모형에 의한 분석결과는 <표 5>와 <표 6>에, 채권시장의 회사채수익률과 코스닥시장의 지수수익률에 대한 VAR모형에 의한 분석결과는 <표 7>과 <표 8>에 표시하였다.

먼저 <표 5>에서 채권시장의 회사채수익률(CB)과 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익

률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)과 당일의 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 5>에서 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채수익률(CB)이 당일의 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI)과 당일의 유가증권시장의 제조업 지수수익률(MKOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 5> 유가증권시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅰ

구분	KOSPI		구분	제조(유)		구분	건설(유)	
	CB	KOSPI		CB	MKOSPI		CB	CKOSPI
CB(-1)	0.083 [3.205]	0.035 [0.881]	CB(-1)	0.084 [3.207]	0.048 [1.164]	CB(-1)	0.083 [3.184]	-0.015 [-0.237]
CB(-2)	0.014 [0.534]	0.033 [0.835]	CB(-2)	0.014 [0.525]	0.016 [0.381]	CB(-2)	0.017 [0.656]	0.086 [1.332]
CB(-3)	-0.008 [-0.289]	-0.107 [-2.701]	CB(-3)	-0.008 [-0.314]	-0.109 [-2.636]	CB(-3)	-0.008 [-0.291]	-0.164 [-2.535]
CB(-4)	-0.005 [-0.183]	-0.082 [-2.065]	CB(-4)	-0.005 [-0.178]	-0.084 [-2.022]	CB(-4)	-0.005 [-0.184]	-0.125 [-1.933]
CB(-5)	0.032 [1.237]	0.049 [1.233]	CB(-5)	0.032 [1.232]	0.063 [1.516]	CB(-5)	0.030 [1.138]	0.042 [0.657]
KOSPI(-1)	0.004 [0.261]	0.013 [0.517]	MKOSPI(-1)	0.003 [0.177]	0.027 [1.026]	CKOSPI(-1)	0.008 [0.763]	0.075 [2.901]
KOSPI(-2)	0.039 [2.301]	-0.002 [-0.060]	MKOSPI(-2)	0.036 [2.201]	0.001 [0.051]	CKOSPI(-2)	0.020 [1.906]	-0.024 [-0.913]
KOSPI(-3)	-0.006 [-0.351]	0.013 [0.488]	MKOSPI(-3)	-0.002 [-0.106]	0.000 [-0.005]	CKOSPI(-3)	-0.004 [-0.310]	0.028 [1.079]
KOSPI(-4)	-0.008 [-0.469]	-0.027 [-1.042]	MKOSPI(-4)	-0.004 [-0.270]	-0.031 [-1.205]	CKOSPI(-4)	-0.004 [-0.390]	-0.063 [-2.430]
KOSPI(-5)	-0.025 [-1.442]	-0.037 [-1.426]	MKOSPI(-5)	-0.025 [-1.528]	-0.046 [-1.781]	CKOSPI(-5)	-0.011 [-1.009]	0.038 [1.464]
F-값	2.017	1.908	F-값	1.979	2.198	F-값	1.820	2.867

주) <표 5>는 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 관계를 VAR(5)모형으로 검증한 결과이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. CB(-j)은 시차 j의 회사채수익률 항이다. KOSPI(-j)은 시차 j의 유가증권시장의 지수수익률 항이다. #KOSPI(-j)은 시차 j의 유가증권시장의 #산업별 지수수익률 항이다.

<표 5>에서 유가증권시장의 건설업 지수수익률(CKOSPI)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 건설업 지수수익률(CKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 건설업 지수수익률(CKOSPI)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채수익

률(CB)이 당일의 유가증권시장의 건설업 지수수익률(CKOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 유가증권시장의 건설조업 지수수익률(CMKOSPI)과 당일의 유가증권시장의 건설업 지수수익률(CKOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 6> 유가증권시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 II

구분	유통(유)		구분	운수창고(유)		구분	금융(유)	
	CB	DKOSPI		CB	TKOSPI		CB	FKOSPI
CB(-1)	0.085 [3.234]	0.004 [0.078]	CB(-1)	0.084 [3.220]	0.032 [0.591]	CB(-1)	0.084 [3.223]	0.042 [0.796]
CB(-2)	0.014 [0.524]	0.042 [0.917]	CB(-2)	0.016 [0.611]	0.103 [1.877]	CB(-2)	0.016 [0.596]	0.073 [1.380]
CB(-3)	-0.004 [-0.171]	-0.056 [-1.234]	CB(-3)	-0.007 [-0.264]	-0.092 [-1.677]	CB(-3)	-0.008 [-0.300]	-0.143 [-2.680]
CB(-4)	-0.006 [-0.233]	-0.072 [-1.594]	CB(-4)	-0.007 [-0.261]	-0.065 [-1.180]	CB(-4)	-0.005 [-0.181]	-0.092 [-1.717]
CB(-5)	0.030 [1.140]	0.071 [1.577]	CB(-5)	0.030 [1.161]	0.014 [0.256]	CB(-5)	0.030 [1.152]	0.037 [0.688]
DKOSPI(-1)	-0.005 [-0.354]	0.140 [5.374]	TKOSPI(-1)	0.000 [-0.019]	0.106 [4.065]	FKOSPI(-1)	0.006 [0.470]	0.005 [0.198]
DKOSPI(-2)	0.037 [2.488]	0.011 [0.427]	TKOSPI(-2)	0.029 [2.335]	-0.037 [-1.415]	FKOSPI(-2)	0.020 [1.598]	-0.038 [-1.453]
DKOSPI(-3)	-0.021 [-1.364]	0.006 [0.218]	TKOSPI(-3)	-0.009 [-0.696]	0.011 [0.432]	FKOSPI(-3)	-0.013 [-1.036]	-0.042 [-1.636]
DKOSPI(-4)	-0.007 [-0.485]	-0.061 [-2.335]	TKOSPI(-4)	-0.010 [-0.791]	-0.031 [-1.186]	FKOSPI(-4)	-0.004 [-0.324]	-0.015 [-0.596]
DKOSPI(-5)	-0.030 [-2.027]	-0.044 [-1.712]	TKOSPI(-5)	-0.019 [-1.545]	-0.039 [-1.516]	FKOSPI(-5)	-0.010 [-0.760]	-0.031 [-1.194]
F-값	2.463	4.859	F-값	2.161	3.079	F-값	1.707	2.070

주) <표 6>은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 유가증권시장의 지수수익률 간에 관계를 VAR(5)모형으로 검증한 결과이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. CB(-j)은 시차 j의 회사채수익률 항이다. #KOSPI(-j)은 시차 j의 유가증권시장의 #산업별 지수수익률 항이다.

<표 6>에서 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의

적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)이 당일의 유가증권시장의 유통업 지수수익률(DKOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 6>에서 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)에 대한 VAR 모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)이 당일의 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(TKOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 6>에서 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FKOSPI)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 유가증권시장의 금융업

지수수익률(FKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FKOSPI)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FKOSPI)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FTKOSPI) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FKOSPI)이 당일의 유가증권시장의 금융업 지수수익률(FKOSPI)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

다음은 <표 7>에서 채권시장의 회사채수익률(CB)과 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)과 당일의 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 7>에서 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채

수익률(CB)이 당일의 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ)과 당일의 코스닥시장의 제조업 지수수익률(MKOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 7> 코스닥시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 Ⅰ

구분	KOSDAQ		구분	제조(코)		구분	건설(코)	
	CB	KOSDAQ		CB	MKOSDAQ		CB	MKOSDAQ
CB(-1)	0.084 [3.237]	0.016 [0.387]	CB(-1)	0.085 [3.244]	0.008 [0.176]	CB(-1)	0.085 [3.267]	0.073 [1.325]
CB(-2)	0.016 [0.597]	0.012 [0.292]	CB(-2)	0.015 [0.589]	0.032 [0.721]	CB(-2)	0.018 [0.675]	0.026 [0.471]
CB(-3)	-0.006 [-0.241]	-0.099 [-2.334]	CB(-3)	-0.006 [-0.223]	-0.099 [-2.208]	CB(-3)	-0.009 [-0.359]	-0.092 [-1.659]
CB(-4)	-0.004 [-0.155]	-0.087 [-2.063]	CB(-4)	-0.005 [-0.184]	-0.103 [-2.280]	CB(-4)	-0.005 [-0.201]	-0.104 [-1.863]
CB(-5)	0.028 [1.075]	0.075 [1.765]	CB(-5)	0.028 [1.084]	0.085 [1.882]	CB(-5)	0.025 [0.951]	0.087 [1.567]
KOSDAQ(-1)	0.005 [0.335]	0.122 [4.700]	MKOSDAQ(-1)	0.004 [0.293]	0.124 [4.780]	CKOSDAQ(-1)	-0.004 [-0.297]	0.104 [4.008]
KOSDAQ(-2)	0.017 [1.046]	0.027 [1.042]	MKOSDAQ(-2)	0.017 [1.130]	0.057 [2.162]	CKOSDAQ(-2)	0.009 [0.701]	0.017 [0.656]
KOSDAQ(-3)	-0.029 [-1.772]	0.013 [0.494]	MKOSDAQ(-3)	-0.028 [-1.852]	0.013 [0.503]	CKOSDAQ(-3)	-0.009 [-0.709]	0.020 [0.763]
KOSDAQ(-4)	-0.001 [-0.091]	-0.043 [-1.659]	MKOSDAQ(-4)	-0.001 [-0.093]	-0.040 [-1.514]	CKOSDAQ(-4)	0.001 [0.110]	0.018 [0.700]
KOSDAQ(-5)	-0.011 [-0.669]	-0.049 [-1.900]	MKOSDAQ(-5)	-0.005 [-0.363]	-0.061 [-2.360]	CKOSDAQ(-5)	0.004 [0.328]	-0.004 [-0.155]
F-값	1.704	4.683	F-값	1.707	5.472	F-값	1.344	2.942

주) <표 7>은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 코스닥시장의 지수수익률 간에 관계를 VAR(5)모형으로 검증한 결과이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. CB(-j)은 시차 j의 회사채수익률 항이다. KOSDAQ(-j)은 시차 j의 코스닥시장의 지수수익률 항이다. #KOSDAQ(-j)은 시차 j의 코스닥시장의 #산업별 지수수익률 항이다.

<표 7>에서 코스닥시장의 건설업 지수수익률(CKOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과

유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 건설업 지수수익률(CKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 건설업 지수수익률(CKOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 3일전과 4일전의 채권시장의 회사채수익률(CB)이 당일의 코스닥시장의 건설업 지수수익률(CKOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나, 과거의 코스닥시장의 건설조업 지수수익률(CMKOSDAQ)과 당일의 코스닥시장의 건설업 지수수익률(CKOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였다.

<표 8>에서 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)이 당일의 코스닥시장의 유통업 지수수익률(DKOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 8>에서 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 코스닥시장의 운송고업 지수수익률(TKOSDAQ)이

당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ)이 당일의 코스닥시장의 운송업 지수수익률(TKOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 8> 코스닥시장에 대한 VAR(5)모형에 의한 분석결과 II

구분	유통(코)		구분	운송(코)		구분	금융(코)	
	CB	DKOSDAQ		CB	TKOSDAQ		CB	CKOSDAQ
CB(-1)	0.085 [3.281]	0.029 [0.717]	CB(-1)	0.082 [3.140]	-0.048 [-0.921]	CB(-1)	0.082 [3.133]	0.026 [0.462]
CB(-2)	0.016 [0.628]	0.008 [0.192]	CB(-2)	0.019 [0.723]	0.025 [0.471]	CB(-2)	0.016 [0.623]	0.093 [1.659]
CB(-3)	-0.008 [-0.318]	-0.077 [-1.908]	CB(-3)	-0.007 [-0.286]	-0.036 [-0.692]	CB(-3)	-0.010 [-0.370]	-0.129 [-2.308]
CB(-4)	-0.006 [-0.229]	-0.050 [-1.222]	CB(-4)	-0.004 [-0.138]	-0.063 [-1.189]	CB(-4)	-0.004 [-0.142]	-0.074 [-1.317]
CB(-5)	0.026 [1.008]	0.046 [1.139]	CB(-5)	0.026 [1.006]	0.079 [1.503]	CB(-5)	0.028 [1.074]	0.052 [0.920]
DKOSDAQ(-1)	-0.007 [-0.401]	0.179 [6.895]	TKOSDAQ(-1)	0.017 [1.292]	0.141 [5.409]	FKOSDAQ(-1)	0.014 [1.176]	0.075 [2.868]
DKOSDAQ(-2)	0.016 [0.935]	0.004 [0.163]	TKOSDAQ(-2)	-0.001 [-0.050]	-0.027 [-1.020]	FKOSDAQ(-2)	0.008 [0.682]	-0.017 [-0.655]
DKOSDAQ(-3)	-0.012 [-0.696]	0.021 [0.810]	TKOSDAQ(-3)	-0.011 [-0.845]	0.015 [0.556]	FKOSDAQ(-3)	-0.004 [-0.323]	0.010 [0.379]
DKOSDAQ(-4)	0.003 [0.199]	0.001 [0.020]	TKOSDAQ(-4)	-0.009 [-0.658]	-0.075 [-2.845]	FKOSDAQ(-4)	0.000 [-0.032]	-0.043 [-1.654]
DKOSDAQ(-5)	-0.017 [-1.004]	-0.033 [-1.278]	TKOSDAQ(-5)	-0.009 [-0.716]	0.049 [1.879]	FKOSDAQ(-5)	-0.006 [-0.472]	-0.049 [-1.902]
F-값	1.459	5.997	F-값	1.621	4.322	F-값	1.471	2.729

주) <표 8>은 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 코스닥시장의 지수수익률 간에 관계를 VAR(5)모형으로 검증한 결과이다. 전체표본기간은 2005년 1월부터 2010년 12월까지이다. CB(-j)은 시차 j의 회사채수익률 항이다. #KOSDAQ(-j)은 시차 j의 코스닥시장의 #산업별 지수수익률 항이다.

<표 8>에서 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)에 대한 VAR모형에 의한 추정 결과는 채권시장의 회사채수익률(CB)을 종속변수로 한 경우에 1일전의 채권시장의 회사채수익률이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났고, 2일전의 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 양(+)의 관계를, 5일전의 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)이 당일의 채권시장의 회사채수익률과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)을 종속변수로 한 경우에 과거의 채권시장의 회사채수익률(CB)과 당일의 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FTKOSDAQ) 간에 유의적인 관계를 발견하지 못하였으나, 4일전 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)이 당일의 코스닥시장의 금융업 지수수익률(FKOSDAQ)과 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

<표 4>의 VAR모형 분석결과는 VAR모형이 이론적 배경에 의한 구조방정식이 아니고 축차형방정식이므로 모형에서 추정된 계수 값을 기초로 한 가설검정은 큰 의미가 없을 수 있다. 따라서 VAR모형에 의해 추정된 계수들에 대한 해석이 용이하지 않아 본 연구에서는 충격반응함수와 분산분해의 방법을 활용한다.

5. 충격반응함수 분석결과

본 연구에서는 한국 채권시장의 회사채수익률과 한국 증권시장의 지수수익률 간에 충격반응함수 분석결과를 <그림 4>와 <표 9>에 제시되어 있다. 먼저 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양

(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 제조업 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

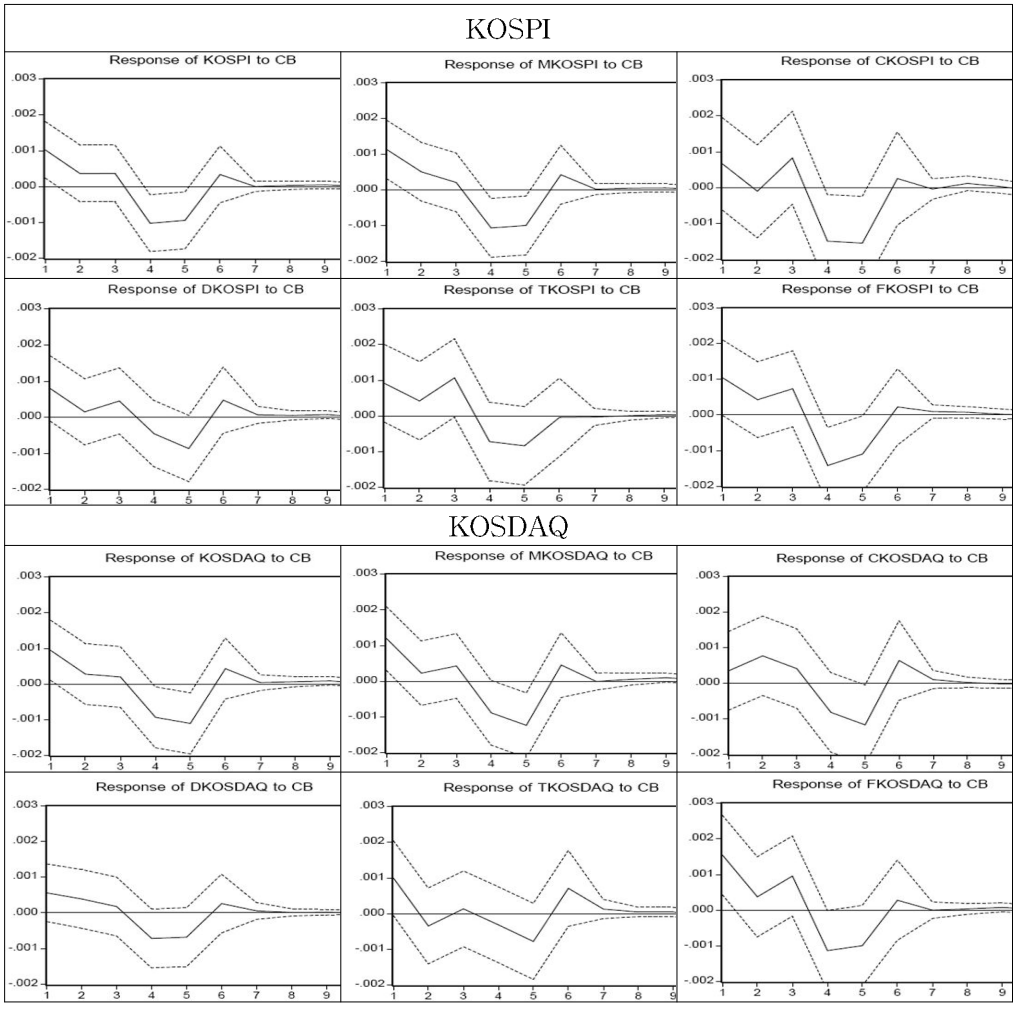
한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 건설업 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 유통업 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 운수창고업 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of

KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 유가증권시장의 금융업 지수수익률(KOSPI) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSPI to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과에서 회사채수익률이 시장의 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치지만, 유가증시장과 코스닥시장 간에 차이가 없는 것으로 나타난 것과 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.



<그림 4> 회사채수익률에 대한 지수수익률의 충격반응

다음으로 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분

석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 제조업 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

〈표 9〉 회사채수익률에 대한 지수수익률의 충격반응함수 분석결과

Period	1	2	3	4	5	6
KOSPI						
Response of KOSPI to CB	0.00103	0.00036	0.00037	-0.00102	-0.00094	0.00034
Response of MKOSPI to CB	0.00114	0.00051	0.00021	-0.00106	-0.00099	0.00043
Response of CKOSPI to CB	0.00066	-0.00010	0.00083	-0.00149	-0.00155	0.00025
Response of DKOSPI to CB	0.00080	0.00015	0.00045	-0.00046	-0.00087	0.00047
Response of TKOSPI to CB	0.00091	0.00042	0.00107	-0.00072	-0.00084	-0.00004
Response of FKOSPI to CBR	0.00104	0.00043	0.00074	-0.00142	-0.00109	0.00023
KOSDAQ						
Response of KOSPI to CB	0.00094	0.00028	0.00020	-0.00093	-0.00111	0.00043
Response of MKOSPI to CB	0.00120	0.00023	0.00043	-0.00088	-0.00124	0.00045
Response of CKOSPI to CB	0.00035	0.00077	0.00041	-0.00082	-0.00117	0.00064
Response of DKOSPI to CB	0.00056	0.00039	0.00018	-0.00072	-0.00068	0.00026
Response of TKOSPI to CB	0.00099	-0.00035	0.00013	-0.00032	-0.00078	0.00071
Response of FKOSPI to CB	0.00155	0.00038	0.00096	-0.00114	-0.00099	0.00028

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 건설업 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한

양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 유통업 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 운수창고업 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

한국 채권시장의 회사채수익률(CB)과 한국 코스닥시장의 금융업 지수수익률(KOSDAQ) 간의 충격반응함수 분석의 결과를 살펴보자. Response of KOSDAQ to CB의 결과는 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 직교충격이 한국 코스닥시장의 지수수익률(KOSDAQ)에 1 시점, 2 시점, 그리고 3시점에서는 약한 양(+)의 영향을 미치지만, 4 시점과 5 시점에서는 강한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>의 Granger 인과관계 분석과 <표 4>의 단일 회귀분석의 결과와 일관성을 갖는 것을 볼 수 있다.

6. 분산분해 분석결과

1) 유가증권시장에 대한 분산분해 분석결과

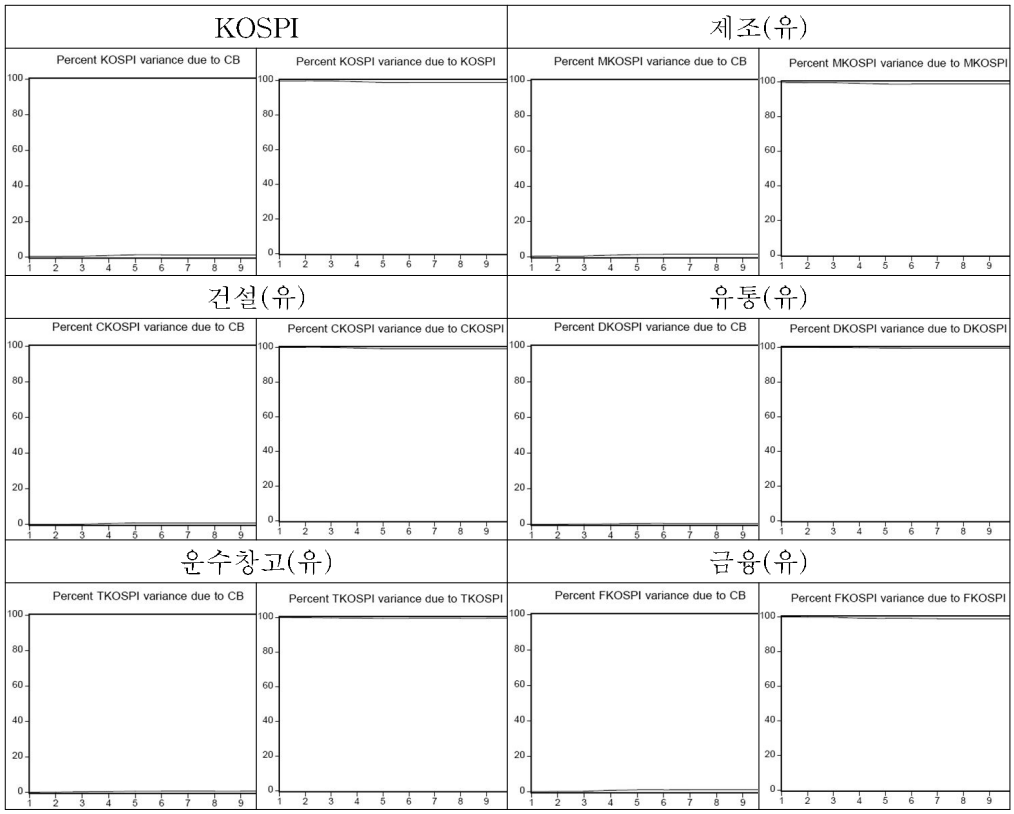
<그림 4>와 <표 9>에서 분석한 충격반응함수 계수의 크기는 작지만 외생변수의 분산이 큰 경우 내생변수에 미치는 영향이 크게 나타나므로 단순히 계수 크기만으로 변수들의 중요성을 파악하기 어려울 수 있다. 이러한 모순점을 고려하여 내생변수의 예측기간별 예측오차의 분산에서 각 변수들의 교란요인이 차지하는 비중을 백분율로 나타내어 한 변수의 변동이 그 자체 또는 다른 변수에서 어느 정도 설명되는지를 파악할 수 있는 방법이 예측오차의 분산분해(variance decomposition) 방법론이다.

본 연구에서는 상이한 시점에서의 한 변수의 변동이 다른 변수의 예측력에 어느 정도 영향을 미치는 가를 분석하는 방법인 예측오차에 대한 분산분해의 결과를 <그림 5>와 <표 10>에 나타내었다. <그림 5>와 <표 10>은 각 변수의 오차항 분산이 미래 10일 후에 다른 변수들의 오차항 분산에 의해 어느 정도 설명되는지를 나타낸 것이다.

<그림 5>와 <표 10>의 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

한국 유가증권시장의 제조업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의

회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)



<그림 5> 회사채수익률에 대한 유가증권시장 지수수익률의 분산분해

한국 유가증권시장의 건설업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의

회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

한국 유가증권시장의 유통업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

<표10> 유가증권시장 지수수익률의 분산분해 분석결과

Period	KOSPI		제조(유)		건설(유)	
	CB	KOSPI	CB	MKOSPI	CB	CKOSPI
1	0.45362	99.54638	0.51750	99.48250	0.07013	99.92987
2	0.51013	99.48987	0.62042	99.37958	0.07146	99.92854
3	0.56720	99.43280	0.63843	99.36157	0.18151	99.81849
4	1.01193	98.98807	1.08098	98.91902	0.53774	99.46226
5	1.38782	98.61218	1.46373	98.53627	0.91443	99.08557
6	1.43314	98.56686	1.53157	98.46843	0.92383	99.07617
7	1.43311	98.56689	1.53176	98.46824	0.92406	99.07594
8	1.43350	98.56650	1.53283	98.46717	0.92621	99.07379
9	1.43440	98.56560	1.53416	98.46584	0.92626	99.07374
10	1.43439	98.56561	1.53418	98.46582	0.92814	99.07186
Period	유통(유)		운수창고(유)		금융(유)	
	CB	DKOSPI	CB	TKOSPI	CB	FKOSPI
1	0.20832	99.79168	0.18826	99.81174	0.25948	99.74052
2	0.21126	99.78874	0.22551	99.77449	0.30334	99.69666
3	0.27609	99.72391	0.47906	99.52094	0.43165	99.56835
4	0.34280	99.65720	0.59350	99.40651	0.90388	99.09613
5	0.58234	99.41766	0.74844	99.25156	1.18362	98.81638
6	0.65027	99.34973	0.74704	99.25296	1.19428	98.80572
7	0.65126	99.34874	0.74716	99.25284	1.19652	98.80348
8	0.65201	99.34799	0.74716	99.25284	1.19789	98.80211
9	0.65368	99.34632	0.74747	99.25253	1.19798	98.80202
10	0.65363	99.34637	0.74756	99.25244	1.19798	98.80202

한국 유가증권시장의 운수창고업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났

다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

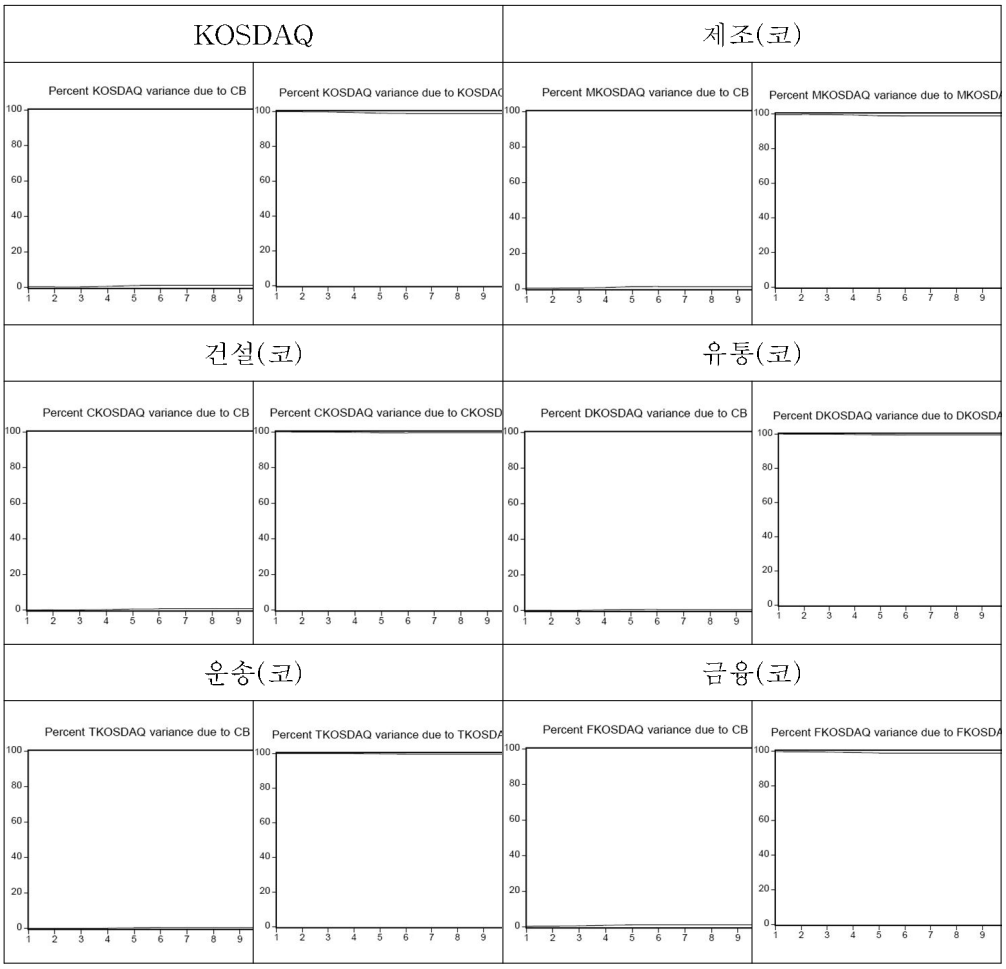
한국 유가증권시장의 금융업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

2) 코스닥시장에 대한 분산분해 분석결과

<그림 6>와 <표 11>의 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

한국 유가증권시장의 제조업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사

채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)



<그림 6> 회사채수익률에 대한 코스닥시장 지수수익률의 분산분해

한국 유가증권시장의 건설업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의

회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

한국 유가증권시장의 유통업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

한국 유가증권시장의 운수창고업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

<표 11> 코스닥시장 지수수익률의 분산분해 분석결과

Period	KOSDAQ		제조(코)		건설(코)	
	CB	KOSDAQ	CB.	MKOSDAQ	CB	CKOSDAQ
1	0.33801	99.66199	0.48213	99.51787	0.02684	99.97316
2	0.36206	99.63794	0.49194	99.50806	0.15577	99.84423
3	0.37592	99.62408	0.54948	99.45052	0.19233	99.80767
4	0.69678	99.30322	0.80383	99.19617	0.33765	99.66235
5	1.14322	98.85678	1.29816	98.70184	0.63287	99.36713
6	1.20706	98.79294	1.35804	98.64196	0.72050	99.27950
7	1.20734	98.79266	1.35753	98.64247	0.72279	99.27721
8	1.20886	98.79114	1.35851	98.64149	0.72291	99.27710
9	1.21167	98.78833	1.36146	98.63854	0.72297	99.27703
10	1.21178	98.78822	1.36198	98.63802	0.72303	99.27697
Period	유통(코)		운송(코)		금융(코)	
	CB	DKOSDAQ	CB	TKOSDAQ	CB	FKOSDAQ
1	0.02684	99.97316	0.24097	99.75903	0.51589	99.48411
2	0.15577	99.84423	0.26479	99.73521	0.54307	99.45693
3	0.19233	99.80767	0.26902	99.73098	0.73831	99.26169
4	0.33765	99.66235	0.29261	99.70739	1.01163	98.98837
5	0.63287	99.36713	0.43477	99.56523	1.21828	98.78172
6	0.72050	99.27950	0.55272	99.44728	1.23051	98.76949
7	0.72279	99.27721	0.55649	99.44351	1.23045	98.76955
8	0.72291	99.27710	0.55698	99.44302	1.23069	98.76931
9	0.72297	99.27703	0.55748	99.44252	1.23200	98.76800
10	0.72303	99.27697	0.56001	99.43999	1.23204	98.76796

한국 유가증권시장의 금융업에 대한 분산분해 분석결과, 한국 채권시장의 회사채수익률(CB)의 변화가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)에 대한 설명이 거의 없는 것으로 나타났고, 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 대부분 설명하고 있는 것으로 나타났다. 즉, 한국 채권시장의 회사채 수익률(CB)의 변화(오차항 분산)가 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)을 1.43% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to CB) 반면에 한국 유가증권시장의 지수수익률(KOSPI)의 변화가 한국 유가증권시장

의 지수수익률(KOSPI)을 98.57% 설명하고 있는 것으로 나타났다.(Percent KOSPI variance due to KOSPI)

이러한 분산분해 분석의 결과를 종합하면 한국 주식시장의 지수수익률의 변화가 한국 주식시장의 지수수익률을 설명하고 있으나 한국 채권시장의 회사채수익률의 변화가 한국 주식시장의 지수수익률은 설명하지 못한 것으로 나타났다.

Ⅵ. 결 론

본 연구의 목적은 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향을 검증하는 데 있다. 또한 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향을 검증하는 데 있다. 이를 위하여 본 연구에서는 한국 채권시장의 회사채수익률과 주식시장의 지수수익률 간의 선-후행의 관계를 분석하기 위하여 VAR모형에 기초를 둔 Granger 인과관계 분석 및 충격반응함수 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 유가증권시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향을 분석하기 위하여 2005년 1월부터 2010년 12월까지의 기간을 전체표본기간으로 선택하였다. 한국 금융시장의 금리와 유가증권시장 지수 및 코스닥시장 지수는 일별자료를 사용하였다. 본 연구에서 한국 금융시장의 금리 수준변수로 회사채(3년, AA-) 수익률을 사용하였다. 한국 유가증권시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSPI와 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운수창고업, 금융업 지수를 사용하였다. 코스닥시장에 대한 지수는 시장지수인 KOSDAQ과 산업별 지수인 제조업, 건설업, 유통업, 운송업, 금융업 지수를 사용한다. 본 연구에서는 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 미치는 영향을 검증하기 위하여 기초통계량 분석, 단위근 검증을 실시한 후, VAR모형에 기초한 Granger 인과관계를 분석하고 추가적으로 충격반응함수 및 분산분해분석을 실시하였다.

본 연구에서 발견된 실증분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 표본기간 동안에 Granger 인과관계를 검증한 결과, 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 단일방향으로 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 영향을 미치고 있다

는 것을 의미한다. 그리고 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수에 미치는 영향에 차이가 없는 것으로 나타났으며, 유가증시장의 산업별 지수수익률과 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향에도 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만, 한국 금융시장의 금리가 유가증시장과 코스닥시장 내의 산업별 지수수익률 간에는 차이가 있는 것으로 나타났다.

둘째, 표본기간 동안에 단일 회귀모형에 의한 분석결과, 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 음(-)의 방향으로 존재하는 것으로 나타났다. 이는 선행연구의 결과와 동일하게 한국 금융시장의 금리와 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률 간에 관계가 음(-)의 관계를 갖고 있다는 것을 의미한다. 그리고 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률 및 산업별수익률에 미치는 영향에 차이가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 표본기간의 충격반응함수 분석에서는 한국 금융시장의 금리의 직교충격이 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 전체표본기간의 충격반응함수 분석에서는 한국 금융시장의 금리의 직교충격이 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 강한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

넷째, 표본기간의 분산분해분석에서는 한국 금융시장의 금리의 변화가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률을 설명하고 있으나 그 반대로는 설명하지 못한 것으로 볼 수 있고, 또한 한국 금융시장의 금리의 변화가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 산업별 지수수익률을 설명하고 있으나 그 반대로는 설명하지 못한 것으로 나타났다.

본 연구의 결과를 종합하면, 한국 금융시장의 금리가 한국 주식시장의 유가증시장과 코스닥시장의 지수수익률에 음(-)의 방향으로 영향을 미치고 있으나, 한국 금융시장의 금리가 한국 유가증시장과 코스닥시장의 지수에 미치는

영향에 차이가 없는 것으로 나타났으며, 유가증시장과 코스닥시장의 산업별 지수수익률에 미치는 영향에도 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만, 한국 금융시장의 금리가 유가증시장과 코스닥시장 내의 산업별 지수수익률 간에 미치는 영향에는 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과는 한국 주식시장에서 주식투자자들의 향후 포트폴리오 전략 수립에 유익한 실증적 자료를 제공하였다는 점에서 의의가 있다고 생각된다.

참 고 문 헌

김명환, “거시경제변수와 주가변동의 관계에 대한 연구,” 단국인대학교 대학원 경영학과 석사학위논문, (2007).

김정희, 장병기, “금융시장 환경변화에 따른 거시경제 및 해외변수들의 주가에 대한 영향력 변화,” 산업경제연구, 23(4), (2010), pp. 2105-2134.

김준일, “주가와 주요 거시경제변수 간의 상호관계에 대한 실증분석,” 한국개발연구, (1997), pp. 59-88.

김철교, 박정옥, 백용호, “제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구,” 증권학회지, 제12집, (1990), pp. 347-375.

김태혁, 박갑제, 변영태, “위험프리미엄의 거시경제변수충격에 대한 반응 연구,” 증권학회 발표논문집, (2007년 3차).

유재필, “거시경제변수와 산업별 주가지수수익률의 상호관계 분석에 관한 연구,” 용인대학교 대학원 경영학과 박사학위논문, (2009).

이기성, 유재원, “외환위기 이후 국내외금융시장의 상호연관성분석,” 한국금융학회지, 8, (2003), pp. 160-183

장병기, 최종일, “주가, 기대심리, 거시경제변수의 강기균형 관계: Cointegration을 중심으로,” 재무관리연구, 18(2), (2001), pp. 125-144.

정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수: VECM을 중심으로,” 재무관리연구, 17(1), (2000), pp. 137-159.

정성창, 정석영, “구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기 균형관계,” 재무연구, 15(2), (2002), pp. 205-235.

채남기, “주요 거시경제변수와 주가의 상호관련성,” 주식, (1995), pp. 55-70.

황선웅, 최재혁, “VWCM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석,” 재무관리논총, 12(1), (2006), pp. 183-213.

Campbell J. Y. and J. Ammer, “What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns,” Journal of Finance, 48, (1993), pp. 3-37.

Chen, N., “Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy,” Journal of Finance, 46(2), (1991), pp. 529-554.

Chen, N, Roll, R. and S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,”

Journal of Business, 59, No.3, (1986), 383-403.
Cutler, D., J. Poterba and L. Summers, "What Moves Stock Prices?" Journal of Portfolio Management, (1989), pp. 4-11.
Dickey, D., and W. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association, 74, (1979), pp. 427-431.
Fama, E., "Multiperiod Consumption-Investment Decision," American Economic Review, 60, (1970), pp. 163-174.
Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," American Economic Review, 71, (1981), pp. 545-565.
Fama, E., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," Journal of Finace, 55, (1990), pp. 1089-1108.
Fuller, W. A., Introduction to Statistical Time Series, Wiley, New York, (1976).
Granger, C., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," Econometria, (1969), pp. 424-438.
Hansen, L. P. and R. Hodrick, "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Economic Analysis," Journal of Political Economy, 88, (1980), pp. 829-853.
Lee, Bong-Soo, "Causal Relations among Stock Returns, Interest Rate, Real Activity, and Inflation," Journal of Finace, 47, (1992), pp. 1591-1603.
Mukherjee, T, K. and A. Naka, "Dynamic Relations between Macroeconomic Varables and the Japanese Stock Market: an Application of a Vector Error Correction Model," Journal of Finacial Research, (1995), pp. 223-237.
Newey, W. and K. West, "A Simple Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," Econometrica, 55, (1987), pp. 703-708.
Perron, P., "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," Journal of Economic Dynamics and Control, 12, (1988), pp. 297-332.
Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," Econometrica, 55, (1987), pp. 277-301.
Said, S. and D. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving

Average Models with Unknown Order," Biometrica, 71, (1984), pp. 599-607.

Thorbecke, W., "On Stock Market Returns and Monetary Policy," Journal of Finance, 52, (1997), pp. 638-654.

저작물 이용 허락서

학 과	경영학과	학 번	20099097	과 정	석사
성명	한글: 이 기 남 한문: 李 基 南 영문: Lee, Gi-Nam				
주소	광주광역시 북구 일곡동 한일아파트 102동 1602호				
연락처	011-613-8793 E-MAIL: lgn0516@hanmail.net				
논문제목	한글 : 금리가 지수수익률에 미치는 영향에 관한 실증적 연구 영문 : An Empirical Study of the Impact of Index Returns and Interest Rate				

본인이 저작한 위의 저작물에 대하여 다음과 같은 조건 아래 조선대학교가 저작물을 이용할 수 있도록 허락하고 동의합니다.

- 다 음 -

1. 저작물의 DB구축 및 인터넷을 포함한 정보통신망에의 공개를 위한 저작물의 복제, 기억 장치에의 저장, 전송 등을 허락함
2. 위의 목적을 위하여 필요한 범위 내에서의 편집·형식상의 변경을 허락함. 다만, 저작물의 내용변경은 금지함.
3. 배포·전송된 저작물의 영리적 목적을 위한 복제, 저장, 전송 등은 금지함.
4. 저작물에 대한 이용기간은 5년으로 하고, 기간종료 3개월 이내에 별도의 의사표시가 없을 경우에는 저작물의 이용기간을 계속 연장함.
5. 해당 저작물의 저작권을 타인에게 양도하거나 또는 출판을 허락을 하였을 경우에는 1개월 이내에 대학에 이를 통보함.
6. 조선대학교는 저작물의 이용허락 이후 해당 저작물로 인하여 발생하는 타인에 의한 권리 침해에 대하여 일체의 법적 책임을 지지 않음
7. 소속대학의 협정기관에 저작물의 제공 및 인터넷 등 정보통신망을 이용한 저작물의 전송·출력을 허락함.

2011년 8월 일

동의여부 : 동의(◎) 반대( )

저작자: 이 기 남 (서명 또는 인)

조선대학교 총장 귀하