



저작자표시 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#) 

2010 년 2월
박사학위 논문

투자환경 변화에 따른 KOSPI 지수
결정요인에 관한 연구

조선대학교 대학원
경 제 학 과
윤 돈 형

투자환경 변화에 따른 KOSPI 지수
결정요인에 관한 연구

A Study on the Determinants of KOSPI under the
Investment Environment Changes

2010년 2월 일

조선대학교 대학원

경제학과

윤 돈 형

투자환경 변화에 따른 KOSPI 지수
결정요인에 관한 연구

지도교수 박진석

이 논문을 경제학 박사학위신청 논문으로 제출함

2009년 10월

조선대학교 대학원

경제학과

윤돈형

윤돈형의 박사학위 논문을 인준함

위원장	조선대학교	교수	노상채	인
위원	조선대학교	교수	조정기	인
위원	조선대학교	교수	최종일	인
위원	조선대학교	교수	홍태희	인
위원	조선대학교	교수	박진석	인

2009년 12월

조선대학교 대학원

목 차

ABSTRACT

제 1 장 서 론	1
제 1 절 연구의 배경 및 목적	1
제 2 절 연구의 방법 및 구성	3
제 2 장 선행연구 고찰 및 연구방법	6
제 1 절 국내 선행연구	6
제 2 절 국외 선행연구	12
제 3 절 연구방법	18
1. 단위근 검정	18
2. 공적분 검정	22
3. VAR 모형	25
4. 충격반응분석	26
5. 분산분해분석	27
제 3 장 주가지수와 주요 경제지표	29
제 1 절 기본모형과 통계자료	29
제 2 절 KOSPI지수	32
제 3 절 주요 경제지표 현황	38
1. 통화량	38
2. 원/달러환율	41
3. 산업생산지수	44

4. 금리	47
5. 외국인주식순매수금액	51
6. 외평채CDS프리미엄	54
7. 다우지수	56
8. 주요 경제지표의 변화가 KOSPI지수에 미칠 영향	58
제 4 장 벡터오차수정모형에 의한 분석	59
제 1 절 일별 모형 분석 결과	59
1. 분석 모형 설정	59
2. 단위근 검정	60
3. 공적분 검정	62
4. 장기균형식 추정결과	63
5. 오차수정모형 추정결과	64
6. 충격반응 및 분산분해 분석	67
제 2 절 월별 모형 분석 결과	71
1. 분석 모형 설정	71
2. 단위근 검정	72
3. 공적분 검정	74
4. 장기균형식 추정결과	75
5. 오차수정모형 추정결과	76
6. 충격반응 및 분산분해 분석	79

제 5 장 투자환경의 구조적 변화 분석	83
제 1 절 일별모형에 의한 분석 결과	83
1. 모형설정과 추정결과	83
2. 투자환경의 구조적 변화 분석	85
3. 충격반응 및 분산분해 분석	90
제 2 절 월별모형에 의한 분석 결과	94
1. 모형설정과 추정결과	94
2. 투자환경의 구조적 변화 분석	96
3. 충격반응 및 분산분해 분석	100
제 6 장 요약 및 결론	105
제 1 절 연구결과 요약	105
제 2 절 결론	110
참고문헌	113

표 목 차

<표 1> 국내 선행연구 요약	12
<표 2> 국외 선행연구 요약	17
<표 3> KOSPI시장의 주요지표	34
<표 4> 투자자별 주식거래 순매수	52
<표 5> KOSPI시장의 투자주체별 주주수 분포	52
<표 6> KOSPI시장의 투자주체별 주식소유분포	53
<표 7> 주요 경제변수가 KOSPI에 미칠 영향 예상표	58
<표 8> ADF 검정결과	61
<표 9> Phillips-Perron 검정결과	61
<표 10> KPSS 검정결과	61
<표 11> Johansen 검정	62
<표 12> 장기균형벡터 추정 결과	63
<표 13> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과	70
<표 14> ADF 검정결과	72
<표 15> Phillips-Perron 검정결과	73
<표 16> KPSS 검정결과	73
<표 17> Johansen 검정	74
<표 18> 장기균형벡터 추정 결과	75
<표 19> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과	82
<표 20> 일별기준 KOSPI 방정식	84
<표 21> 기간별 KOSPI방정식 추정결과	89
<표 22> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과	93
<표 23> 월별기준 KOSPI 방정식	95
<표 24> 기간별 KOSPI방정식 추정결과	99
<표 25> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과	103

그림 목 차

<그림 1> KOSPI지수 추이	36
<그림 2> 미국발 금융위기 사건일지	37
<그림 3> 통화량($M2$)과 KOSPI 추이	39
<그림 4> 통화량($M2$)변동률과 KOSPI변동률 추이	40
<그림 5> 외환보유액 추이	41
<그림 6> 원/달러환율(KRW)과 KOSPI지수의 변동률 추이	42
<그림 7> 산업생산지수(IIP) 추이	45
<그림 8> 산업생산지수(IIP)와 KOSPI지수의 변동률 추이	46
<그림 9> 국내 회사채금리(CB)와 미국채금리($USIR$)의 추이	48
<그림 10> KOSPI지수와 회사채금리(CB)의 변동률 추이	49
<그림 11> KOSPI지수와 미국채금리($USIR$)의 변동률 추이	50
<그림 12> 외평채CDS프리미엄(CDS)과 KOSPI 추이	55
<그림 13> DOW지수와 KOSPI지수 추이	57
<그림 14> 충격반응분석	68
<그림 15> 충격반응분석	80
<그림 16> CUSUM 검정결과	87
<그림 17> 축차회귀분석 결과 추정계수 변화 추이	88
<그림 18> 충격반응분석	92
<그림 19> CUSUM 검정결과	97
<그림 20> 축차회귀분석 결과 추정계수 변화 추이	98
<그림 21> 충격반응분석	101

ABSTRACT

A Study on the Determinants of KOSPI under the Investment Environment Changes

Yoon, Don-Hyeong

Advisor : Prof. Park, Jin-Seok, Ph. D.

Department of Economics,

Graduate School of Chosun University

In general, a stock index and its individual stocks are assumed to follow a random walk. A stock index is an important source of information and one that is seen by people everyday, regardless of their investment intentions. Among various economic indices, a stock index provides an accurate reflection of the current economic situation. In January 1992, the Korean stock market saw the lifting of previous government regulations through a stock market liberation project. The complete removal of foreigners' stock investment in May 1998 was the cornerstone of a maturing Korean stock market. In 2000, the KOSPI commenced a remarkable long-run upward trend, surpassing the oscillating pattern between 500 and 1000 points of the previous twenty years. At the same time, the financial crisis resulting stemming from the subprime mortgage crisis in America impacted the Korean market.

This paper examines the correlation between the KOSPI—the index that

best reflects the Korean stock market—and the macro economic variables that have been found to influence the index by previous studies. The sample period considers the years after 2000 when the Korean stock market matured as restrictions on foreign investors were removed. For this purpose, a Vector Error Correction Model (VECM) and KOSPI equation with a general-to-specific approach were used. This paper aims at verifying the factors that determined the KOSPI after 2000 and at examining whether there was structural change in the investment environment. It also investigates changes in the factors determining the KOSPI's performance as a result of structural changes in the investment environment.

In order to verify the factors determining the KOSPI's performance after 2000, a VECM was analyzed. On the basis of the results from a previous study, several key foreign and domestic macro economic variables that are likely to influence the KOSPI were selected. The eight macro economic variables selected include: Money Supply, KRW/USD Exchange Rate, Index of Industrial Product, Corporate Bond Yields, US Treasury bills, foreign investors' net purchase, foreign exchange equalization bond CDS premium, and the Dow Jones index. Of these, foreign investors' net purchase, the foreign exchange equalization bond CDS premium was not included in previous studies. The VAR (Vector Autoregressive) model including the nine variables was selected as a baseline model whose stability was tested using the unit root test. In the event of the unit root test results yielding unstationary level variables, a cointegration test can be performed to examine the long-term equilibrium relationship between the level variables. The existence of a cointegration relationship between level variables with a unit root allows the long-run equation, i.e., the cointegration vector to be estimated by making an

interpretation about the relationship. The VECM was also estimated providing discussions about the short-term adjustment. Moreover, impulse response functions and a variance decomposition analysis using the VAR were also performed; investigating changes in the KOSPI according to changes in the macro economic variables. The second aim of this paper is to test whether there was a structural change in the investment environment and to verify any resulting changes in the factors that influence the KOSPI. Similar to the selection of the model for the VECM, this model was also based on previous study results and the selected eight variables are identical to those in the first part of this study. The equation for analyzing the structural changes in the investment environment includes the KOSPI and the eight determining factors; the variable of interest (KOSPI) is on the left-hand side of the equation. The CUSUM test was conducted on the chosen model using the general-to-specific approach. If the results of the CUSUM analysis confirm the existence of structural changes in the investment environment, the KOSPI equation was estimated both before and after the change. The changes in the factors determining the KOSPI as a result of structural changes in the investment environment were analyzed by looking at the significance and magnitude of the correlation coefficient for the KOSPI's determining factors, before and after the change. Impulse response and variance decomposition analyses were also carried out on the VAR model to investigate changes in the KOSPI following changes in the macro economic variables.

The results from the VECM and the structural changes in the investment environment can be summarized by the following five points. First, there was structural change in the investment environment for the

Korean stock market between 2004–2005 and 2007–2008. The empirical 1,000 point upper bound for the KOSPI was broken in 2004–2005, after which the upward trend continued. The KOSPI was also affected by the US subprime mortgage crisis in 2007–2008. Second, the cointegration vector estimation results showed a positive correlation between interest rates (corporate bond yields) and the KOSPI over the long-run. Common sense tells us that this relationship should be a negative one; increasing interest rates curb growth and this is generally negative for a stock index. The results of this study highlight the possibility of positive correlation between interest rates and the KOSPI during the recovery phase of the business cycle. Third, in terms of the size of the impulse responses, the Dow Jones index showed the strongest positive impulse response and the KRW/USD exchange rate showed the strongest negative impulse response. The fourth point relates to the estimation of the error correction term in the VECM. The error correction term—the speed of adjustment to the long-term equilibrium—was -0.0001 for the daily data model and -0.09 for the monthly data model, indicating that the adjustment speed to a long-term equilibrium is faster for monthly data than for daily data. This can be attributed to the fact that the monthly data contain all the daily impulses. Finally, the results from the variance decomposition indicate that the KOSPI is largely affected by itself and by the Dow Jones index, regardless of the analysis period.

제 1 장 서 론

제 1 절 연구의 배경 및 목적

주가지수는 사람들의 의지와 상관없이 매일 접하게 되는 중요한 정보 중 하나이며, 많은 경제지표 가운데에서 현재의 경제상황을 가장 잘 반영하는 지표 중 하나로 평가받고 있다. 또한 많은 경제주체들이 주식투자를 자산증식의 중요한 수단으로 인식하고 있다. 이와 같이 주가지수 혹은 주식시장의 예측과 관련된 연구는 경제 및 경영학계뿐 아니라 관련 업계의 매우 중요한 관심사라고 할 수 있다. 주가지수의 예측과 관련된 연구들이나 주가지수에 영향을 주는 요인들을 분석한 연구는 국내외적으로 비교적 많이 축적되어 있다. 지금까지의 주가지수를 분석한 선행연구들은 대부분 개별 주가를 포함한 주가지수는 임의보행(random walk)한다고 볼 수 있지만 주가지수에 영향을 주는 거시경제변수들이 존재하므로, 주가지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 규명하고자 시도된 연구들이라 할 수 있다.

우리나라의 주식시장은 1956년 2월 11일 ‘대한증권거래소’로 설립되었으나 당시에는 채권이 주로 거래되었고, 1962년부터 채권시장이 주식시장으로 전환되면서 주식시장의 면모를 갖추기 시작했다고 볼 수 있다. 그러나 전형적인 후진국 혹은 개발도상국의 경우에서처럼 우리나라의 자본시장 역시 발전의 초기단계에 머물러 있었고, 따라서 주식시장에 대한 정부의 규제는 매우 높은 수준이었음은 주지의 사실이다. 주식시장에 대한 정부의 각종 규제는 1992년 1월 자본시장 자유화가 추진된 이후 상당부분 완화 내지는 폐지되기 시작하였고, 1998년 5월 외국인 주식투자 한도 완전 폐지를 계기로 한 단계 성숙하는 변화를 보이고 있으며, 특히 2000년대에 진입하면서는 과거 20여 년 동안 KOSPI시장이 보여 준 500~1,000 포인트의 반복적 패턴을 상향 돌

과하며 장기 상승이라는 새로운 국면을 맞고 있기도 하다. 따라서 본 논문에서는 우리나라 주식시장이 외국인 주식투자 한도 완전 폐지를 계기로 한 단계 성숙한 이후인 2000년대 이후를 분석기간을 설정하고자 하며, 2000년대 이후 우리나라 주식시장을 간략하게 살펴보면 다음과 같다.¹⁾

우선 KOSPI지수는 2000년 말 504포인트에서 2008년 말 1,124포인트로 약 2.23배 상승하였는데 2000년대 이후 KOSPI지수의 변화추이를 살펴보면 3번의 하락 기간과 1번의 상승 기간을 발견할 수 있다. 3번의 하락 기간은 2000~2001년 IT 버블 붕괴 기간, 2002~2003년은 카드채 대란 기간, 그리고 2008~2009년 미국발 금융위기 기간이며, 1번의 상승 기간은 2004~2005년을 기점으로 시작된 장기 상승국면에 해당된다. 따라서 2000년대 이후 KOSPI지수 변화추이에 의해 한국 주식시장의 특징을 시기적으로 구분한다면 2004년 말 이전의 1,000포인트 이하의 시기와 2004년 말 이후의 1,000포인트 이상의 시기라고 할 수 있다.

한편 시가총액은 2000년 188조 410억 원에서 2008년에는 576조 8,880억 원으로 3.82배 증가하였고, 거래대금 역시 2000년 627조 1,330억 원에서 2008년에는 1,287조 320억 원으로 약 2배 정도 증가하였다. 거래대금의 경우 2000~2002년까지는 500~700조 원 규모의 제한된 거래대금을 보이다가 2003년 이후에는 540조 원에서 1,300조 원 수준까지 거래대금이 꾸준히 증가하고 있다. 2003년 이후 거래대금이 꾸준히 증가했던 이유는 KOSPI지수가 2003년을 저점으로 지속적으로 상승하면서 외국인과 기관투자자 거래규모가 증가했다는 점과 사이버 거래 투자자의 증가를 들 수 있다.

이상에서 간략하게 살펴본 바와 같이 우리나라의 주식시장은 1998년 5월 외국인 주식투자 한도 완전 폐지 이전에는 주식시장에 대한 정부의 각종 규제가 비교적 많이 존재했던 시기이었고, 2000년대 이후에 들어서야 비교적 성숙된 모습을 갖추기 시작했다고 할 수 있다. 또한 2000년대 이후 우리나라의 주식시장은 2004년 말 이전의 1,000포인트 이하의 시기와 2004년 말 이후

1) 이에 관한 자세한 논의는 본 논문의 제3장 제2절 참조.

의 1,000포인트 이상의 시기로 구분되는 특징을 보이고 있기도 하다. 본 논문에서는 우리나라의 주식시장이 성숙된 단계로 접어든 2000년대 이후를 분석 대상으로 우리나라 주식시장의 상황을 잘 반영하는 지표인 KOSPI지수에 영향을 줄 것으로 예상되는 국내외 거시경제변수를 선행연구에 기초하여 선정한 후 KOSPI지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 분석하고자 한다. 또한 2000년대 이후 우리나라의 주식시장이 시기적 특징으로 구분되는 현상이 투자환경의 구조적 변화에 기인한 것인지를 규명하고, 만일 투자환경의 구조적 변화에 기인한 것이라면 투자환경의 구조적 변화 이전과 이후에 KOSPI지수에 영향을 주는 요인들이 어떻게 달라지는지에 대한 분석도 수행하고자 한다. 따라서 본 논문의 목적은 2000년대 이후 KOSPI지수의 결정요인을 규명함과 동시에 투자환경의 구조적 변화가 있었다고 할 수 있는지 검정하고 투자환경의 구조적 변화에 따라 KOSPI지수 결정요인의 변화를 규명하는데 있다.

제 2 절 연구의 방법 및 구성

본 논문에서는 2가지 연구목적 중 하나인 2000년대 이후 KOSPI지수의 결정요인 규명을 위해 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model, 이하 VECM)을 분석하고자 하며, 이를 위해 선행연구에 기초하여 KOSPI지수에 영향을 줄 것으로 판단되는 국내외 거시경제변수들을 선정하였다. 선정된 거시경제변수들은 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 국내회사채금리, 미국채금리, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수 등 8가지이며, 이 중에서 외국인주식순매수금액과 외평채CDS프리미엄의 2가지는 선행연구에서는 포함되지 않는 변수들이다. 이와 같이 KOSPI지수를 포함하여 9가지의 변수로 구성된 벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive Model, 이하 VAR라 함)을 기본모형으로 설정한 후 단위근 검정을 통해 상정된 변수들의 안정성을 검토하였다. 단위근 검정결과 수준변수가 안정적이지 못한 경우에는 공적분

검정을 통해 수준변수 사이에 장기적 균형관계가 존재하는지 검정하였다. 단위근과 공적분 검정결과, 수준변수는 안정적이지 못하지만 공적분 관계가 존재하는 경우에는 장기균형식, 즉 공적분 벡터를 추정하고 그 의미를 논의함과 동시에 VECM도 추정하고 단기적 조정과정에 관한 논의도 포함하였다. 또한 VAR모형을 이용한 충격반응과 분산분해 분석도 수행하여 상정된 거시경제변수의 변화에 따른 KOSPI지수의 변화도 분석하였다.

한편 본 논문의 2번째 연구목적인 투자환경의 구조적 변화가 있었다고 할 수 있는지 검정하고 투자환경의 구조적 변화에 따라 KOSPI지수 결정요인의 변화를 규명하기 위한 모형의 설정도 VECM 모형의 설정의 경우에서와 마찬가지로 선행연구에 기초하여 모형을 선정하였으며, 선정된 8가지의 변수들도 동일하다. 투자환경의 구조적 변화를 분석하기 위한 방정식은 KOSPI지수와 8가지의 결정요인들로 구성된 VAR모형에서 본 연구의 관심대상인 KOSPI지수가 왼쪽에 놓이는 방정식 하나이므로, 이 방정식을 이른바 general-to-specific 방법²⁾에 의해 추정하였다. General-to-specific 방법이란 모형에 포함 가능한 모든 변수를 포함시켜 추정한 후 유의하지 않은 변수를 하나씩 제거하면서 반복적으로 추정하여 모형에 포함된 모든 설명변수들의 통계적 유의성이 보장되는 최종적인 추정모형을 얻는 과정을 의미하며, 추정방법은 OLS(Ordinary Least Square)이었다.

2000년대 이후 우리나라 주식시장에 투자환경의 구조적 변화가 있었다고 할 수 있는지 검정하기 위해 general-to-specific 방법에 의해 최종적으로 선정된 모형을 이용하여 CUSUM 검정을 수행하였다. CUSUM 검정결과 투자환경의 구조적 변화가 있었다고 판단되는 경우에는 투자환경의 구조적 변화 이전과 이후의 KOSPI지수 방정식을 구분하여 추정하였다. 투자환경의 구조적 변화 이전과 이후의 KOSPI지수 결정요인 회귀계수의 유의성 및 크기 변화를 통해 투자환경의 구조적 변화로 인한 KOSPI지수 결정요인의 차이를 분석하였다. 또한 VAR모형을 이용한 충격반응과 분산분해 분석도 수행하여 상정된 거

2) 이에 대한 자세한 논의는 윤상규·배재수(2007)의 p.38-41 참조.

시경제변수의 변화에 따른 KOSPI지수의 변화도 분석하였다.

VECM모형을 이용한 KOSPI지수의 결정요인에 관한 분석과 우리나라 주식 시장에 투자환경의 구조적 변화 분석 모두에서 통계자료의 가용성에 따라 일별자료(daily data)와 월별자료(monthly data) 2가지의 통계자료를 사용하였으며, 각각 일별모형과 월별모형으로 표현하였다. 일별모형에 사용된 자료는 2002년 3월 1일부터 2009년 8월 31일까지의 1,957일간의 자료이고, 월별모형에 사용된 자료는 2002년 2월부터 2009년 6월까지의 90개월의 자료이다. 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 회사채금리, 미국채금리는 한국은행에서 구하였고, 외국인주식순매수금액은 증권전산에서 수집하였으며, 외평채CDS 프리미엄은 Bloomberg에서 수집하였다. 또한 다우지수와 KOSPI지수는 시장조사기관인 Thoms on Reuters, Datastream에서 수집하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 이어지는 제2장에서는 국내외 선행연구를 고찰함과 더불어 일반적인 시계열분석 방법을 소개하였다. 제3장에서는 본 논문에서 사용된 기본모형을 상징하고, 분석에 사용된 변수들과 통계자료를 설명하였다. 제4장에서는 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석을 일별모형과 월별모형으로 구분하여 분석하고 논의하였다. 또한 제5장에서는 투자환경의 구조적 변화를 일별모형과 월별모형으로 구분하여 분석하고 논의하였다. 마지막으로 제6장에서는 본 논문의 주요 연구결과를 요약하고 함축된 의미를 살펴봄과 동시에 본 논문의 한계 및 향후 연구방향을 제시하고자 한다.

제 2 장 선행연구 고찰 및 연구방법

본 논문에서는 주식시장의 결정요인에 관한 국내외 선행연구에 기초하여 KOSPI지수에 영향을 줄 것으로 예상되는 국내외 거시경제변수를 선정한 후 KOSPI지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 분석하고자 한다. 이를 위해 제1 절에서는 국내 선행연구에서 채용한 분석모형과 결정요인을 요약하였고, 제2 절에서는 국외 선행연구에서 채용한 분석모형과 결정요인을 요약하였고, 제3 절에서는 본 논문에서 사용한 연구방법을 설명하였다.

제 1 절 국내 선행연구

우리나라 주식시장의 결정요인에 관한 연구로는 연강흠(1996), 지호준(1999), 지호준·김영일(1999), 이대호·김응래(2002), 장국현(2002), 이근영(2007) 등을 들 수 있으며, 이들 선행연구의 분석모형 및 결정요인들을 <표 1>에 요약하였다. 우선 연강흠(1996)의 연구에서는 외국인투자자가 우리나라 증시에 미치는 영향력을 분석함으로써 자본시장개방의 효과를 분석하고 있다. 외국인투자자의 국내증시 참여 동기를 외국인 펀드운용자에 대한 설문 조사를 통해 조사하고, 외국인의 국내증시 참여 동기를 간접적으로 알아보기 위해 외국인 투자한도 소진 종목을 대상으로 외국인을 위해 개설된 장외시장에서의 프리미엄의 결정요인과 장내거래에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 장외 프리미엄과 장내 주가수익률과의 인과관계를 분석하여 외국인투자자와 국내투자자 간의 투자행태에 따른 정보의 흐름을 추정하고 있다.

연강흠(1996)의 연구에서 상정한 외국인투자자의 국내주식 투자요인은 국제분산투자효과, 환율, 금리, 경제 전망 및 증시 상황, 정치사회적 안정과 시장 효율성 등이었다. 설문지 분석은 외국인투자자의 증권투자 결정요인을 파악하

기 위해 우리나라 주식을 직접 소유하고 있는 11명의 외국인 금융기관의 주식투자 담당자 및 펀드운용자를 선정하여 설문지 작성 및 면담을 통해 자료를 수집하였다. 설문조사에 의하면 외국인투자자의 투자동기를 묻는 질문에 대한 답변의 결과로 국제적 분산에 따른 수익률 증대가 72.7%, 국제적 분산에 따른 위험의 감소가 18.2%, 한국주식시장의 저평가가 27.3%로 나타났다. 이러한 설문 결과로 보아 외국인은 국제분산투자를 통한 위험의 감소보다는 수익률을 증대하기 위해 우리나라 주식시장에 투자하는 것으로 나타났으며, 외국인투자자의 투자결정요인으로 자금 유출입에 대한 규제가 중요하고, 외국인투자자의 장애요인으로는 투자한도의 제한이 중요하다고 하였다. 또한 장외시장에서의 투자결정요인을 파악하기 위해 장외프리미엄 회귀분석을 수행하였다. 그 결과에 의하면 정보량의 대용치인 기업의 월평균 시장가치와 프리미엄과는 '양'의 관계를 보였고, 외국인투자자는 정보의 획득이 용이한 대형우량주를 선호하기 때문에 프리미엄이 높은 것으로 보았다. 우리나라 주식시장에서 외국인투자자는 본질적 분석을 통해 저평가된 증권투자로부터의 수익획득, 자금 유출입에 대한 규제, 그리고 정보의 접근가능성을 중요시하는 반면에 환위험은 중요하게 여기지 않았다. 외국인투자자가 우리나라 주식시장에 투자할 때 환위험을 중요시하지 않은 이유는 외국인투자자들이 각국에 적절히 분산투자를 함으로써 환위험을 헤지(hedge)할 수 있었을 뿐만 아니라 분석기간 중 원/달러환율이 대체로 안정되었기 때문이라고 하였다. 개별증권에 대한 중요한 투자결정요인으로는 주가수익비율, 대형우량주, 시장예측, 포트폴리오 분산 기여도, 기술적 분석을 들었다. 장외시장에서의 투자결정요인은 해당종목에 대한 정보량이고, 장외시장의 프리미엄은 본질적 분석을 통한 저평가의 정도와 더불어 상이한 요구수익률을 반영한다고 하였다.

지호준(1999)의 연구에서는 주식·채권·부동산 가격들이 경기전환점에 대하여 갖는 선후행 시차를 분석하고 Granger 인과모형을 변형 발전시킨 Sims(1972), Geweke, Meese and Dent(1982, 이하 GMD라 함) 외생성 모형에 따른 검정을 분석하였다. 주식·채권시장과 관련해서는 1975년부터

1997년까지의 월평균자료를 사용하였으며 부동산시장과 관련해서는 주택매매 가격이 발표된 1986년부터 1997년까지의 월별자료를 사용하였다. 경기전환점을 분석하기 위해서는 통계청에서 발표하는 경기정점과 저점을 기준으로 사용하였으며 외생성 검정에서는 계절, 불규칙, 추세요인을 제거한 경기동행지수 순환변동치가 사용되었다. 그리고 외생성 검정을 위한 F-검정통계량 값이 유효하기 위해서는 자료들이 모두 안정적이어야 하고 모형설정에서도 적절한 시차선택이 이루어져야 한다. 이에 따라 외생성 검정에 앞서 각종 자산 가격들과 경기변동관련 변수의 안정성을 규명, 확보하기 위하여 단위근 검정을 시도하였으며 AIC(Akaike's Information Criteria)에 의해 시차의 차수를 결정하는 과정을 선행 수행하였다. 연구의 결과는 첫째, 경기정점과 저점에 대하여 각 자산가격의 전환점의 평균시차를 분석해 본 결과 주식시장은 9~10개월 선행하고 채권시장은 8개월 후행하며, 부동산시장은 12개월 후행하는 것으로 나타났다. 둘째, 경기전환점별로 각 자산에 대한 평균 투자수익률 변화를 분석한 결과 주식시장은 경기정점이 도래하기 13개월 전에 매도하는 것이 가장 유리하고 저점이 도래하기 6개월 전에 매입하는 것이 가장 이상적인 것으로 나타났다. 셋째, 단위근 검정을 통해 안정적인 자료를 확보하고 AIC에 의한 각 자산별 최적시차를 적용하여 Sims 외생성 검정을 수행한 결과를 보면 경기변동에 대하여 주식시장은 외생성을 확인할 수 없었다. 그렇지만 채권시장과 부동산시장은 7개월, 12개월의 경기 후행적 외생 결합관계를 보여주었다. 넷째, 양측분포시차를 가진 GMD 외생성 검정을 수행해 본 결과 경기변동에 대하여 주식시장은 9개월의 선행적 외생결합관계를 갖는 것으로 분석하고 있다.

지호준·김영일(1999)의 연구에서는 우리나라를 비롯한 미국, 영국, 독일, 일본 시장을 대상으로 외환시장과 주식시장 사이의 선행-후행 결합관계를 검정해 보았다. 또한 선행변수가 후행변수를 결정하는데 영향을 미치는 원인변수가 되는가 하는 인과관계 검정을 분석하였다. 이를 위하여 1980년부터 1997년까지를 분석기간으로 하여 교차상관관계 검정과 다양한 인과관계 검정을 수행해 본 결과, 한국·영국·독일의 경우 과거의 환율과 현재의 주가 간에는 유

의적 교차상관관계가 나타났다. 즉 이 세 나라의 경우 외환시장이 주식시장에 대해 선행 결합하는 것으로 나타났다. 또한 Sims and GMD 검정에 의하면 이 세 나라의 경우 현재의 주식수익률은 미래의 환율변동률을 예측하는데 통계적으로 유의한 것으로 나타나 외환시장변수가 주식시장 변수에 대한 인과성이 존재한다고 할 수 있다. 반대로 Sims 검정결과에서는 한국의 경우에만 환율변동률의 주식수익률에 대한 인과성이 나타났다. 루브르 협정 이후의 경우에는 루브르 협정 이전보다는 강한 인과관계가 나타났는데 Granger 검정결과에서는 이들 국가의 경우 모두 환율의 일방적 인과성이 검정되었다. 또한 Sims and GMD 검정결과에서도 각각 외환시장변수가 주식시장변수에 대하여 일방적인 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

이대호·김응래(2002)의 연구에서는 아시아 국가들의 환율과 주가간의 Granger 인과관계를 검증하기 위해서 단위근 검정과 공적분 검정을 통하여 시계열자료의 안정성을 검정한 후에 공적분 관계가 존재하지 않을 경우 BVAR(Bivariate vector autoregressive)모형을 통하여 인과관계를 분석하였고, 공적분 관계가 존재할 경우에는 오차수정모형을 통하여 인과관계를 분석하였다. 외환위기를 경험한 국가들에 대해 전체기간을 대상으로 분석할 경우에 주가와 환율 간에 양면적인 Granger 인과관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 외환위기 이전 기간에는 주가와 환율의 인과관계가 혼합적으로 나타나는 것으로 분석되었으나 외환위기 이후 기간에는 주가가 환율에 Granger 인과관계가 성립됨으로써 일방적인 인과관계가 존재하는 것으로 분석하고 있다. 외환위기를 경험하지 않은 아시아 국가들 중에 싱가포르의 환율과 주가 간에 양면적인 Granger 인과관계가 성립되는 것으로 분석되었으나 대만, 인도, 홍콩, 파키스탄, 중국의 경우에는 환율의 주가에 대한 Granger 인과관계가 성립됨으로써 일방적인 인과관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 외환위기 이전기간을 대상으로 분석했을 경우에 태국, 인도네시아, 필리핀은 환율과 주가 간의 양면적인 인과관계가 성립되지만 한국은 주가와 환율에 Granger 인과관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 외환위기 이후기간에는 말레이시아를 제외한 대

부분 국가들은 주가가 환율에 Granger 인과관계가 존재하는 것으로 분석하고 있다.

장국현(2002)의 연구에서는 1995년 1월 4일부터 2001년 4월 27일까지의 일별 KOSPI 주가지수와 NASDAQ, NIKKEI, S&P500 주가지수 등을 사용하여 우리나라와 외국주식시장과의 동조화 현상, 특히 미국과 일본과 같은 거대한 주식시장과의 동조화 현상을 분석하고 다운사이드 리스크(downside risk)³⁾ 존재여부를 분석하고 있다. 이를 위하여 두 가지 분석방법을 사용하였다. 첫 번째로, 이변량(Bivariate) 개념으로 한·미·일 주식시장 동조화 현상을 파악하였다. 이를 위하여 두 개의 시계열을 이변량 GARCH 모형으로 설정한 다음 시변 조건부 상관관계(Time-Varying Correlation)를 파악하였으며 두 번째로, 미국 및 일본 주식시장의 상승과 하락에 따라 한국 주식시장의 리스크가 비대칭적으로 변하는지의 여부, 즉 다운사이드 리스크의 존재여부를 실증적으로 파악하기 위하여 이변량 GARCH 모형을 Golsten, Jaganathan and Runkle(1993, 이하 GJR라 함)로 확장한 모형을 사용하였다. 실증분석 결과 한국과 미국, 일본 주식시장의 동조화 현상은 일반 통념처럼 1997년 외환위기 이후에 급격하게 증가하였으며 다운사이드 리스크는 약하게 존재함을 확인하였다. 미일 주식시장 동조화 현상은 크기(magnitude) 면에서 한미간 주가 동조화 현상을 상회하였으며 이러한 동조화 현상의 크기는 아시아 외환위기 전후 크게 변함이 없는 것으로 나타났다. 이러한 주가동조화 현상을 심화시키는 요인이 무엇인가를 파악한 결과 한국주식시장에 들어오는 외국인 자금유입액 잔고 같은 변수가 우리나라와 미국, 또는 우리나라와 일본 주식시장의 동조화 현상을 이끄는 주요 요인으로 나타났다.

이근영(2007)의 연구에서는 1999년 1월 4일부터 2006년 12월 29일까지의 일별 자료를 이용하여 원/달러환율과 KOSPI지수가 같은 시기에 상호 간에 어떤 영향을 미치고 있는지 분석하였다. 변수의 내생성 문제를 해결하기 위해

3) 다운사이드 리스크(downside risk)란 특정 분야에 투자했을 때 예상되는 잠재적 손실을 말한다. 여기서는 미국과 일본 주식시장의 상승과 하락에 따라 우리나라 주식시장의 리스크가 비대칭적으로 변화하는 것을 의미한다.

원/달러환율 변화율과 KOSPI 수익률에 대한 축약형 VAR 모형의 공분산행렬을 4개의 국면으로 구분하여 추정한 다음, 국면에 관계없이 같은 시기의 상호인과관계를 나타내는 구조형 모형의 파라미터가 일정하다는 가정 하에 축약형 모형의 공분산행렬로부터 구조형 모형의 파라미터의 공분산행렬을 추정하였다. 다음으로 국면에 관계없이 동시기의 상호인과관계를 나타내는 구조형 모형의 파라미터가 일정하다는 가정 하에 축약형 모형의 공분산행렬로부터 구조형 모형의 파라미터와 공분산행렬을 추정하였다. 비선형추정방법과 GMM(Generalized Method of Moments)⁴⁾을 이용하여 구조형 모형의 파라미터를 추정한 결과 예외 없이 원/달러환율이 상승하는 경우 같은 시기의 KOSPI가 상승하는 반면 KOSPI가 상승하는 경우 같은 시기의 원/달러환율이 하락하였다. 일례로 원/달러환율과 KOSPI가 같이 상승하는 날인 국면 A와 원/달러환율이 상승하는 반면 KOSPI가 하락하는 날인 국면 B를 이용하여 추정한 결과 KOSPI가 1% 포인트 상승하는 경우 같은 시기의 원/달러환율이 0.227% 포인트 하락하는 반면 원/달러환율이 1% 포인트 상승하는 경우는 같은 시기의 KOSPI는 5.569% 포인트 상승한다. 또한 GMM을 통해 4개 국면을 모두 이용하여 파라미터를 추정한 경우에는 원/달러환율이 1% 포인트 상승하는 경우 같은 시기의 KOSPI는 대략 0.203% 정도 하락하는 반면 KOSPI가 1% 상승하는 경우 동시기의 원/달러환율은 4.360% 정도 상승한다고 하였다. 생략된 변수의 존재여부를 고려하기 위해 원/달러환율과 KOSPI지수에 많은 영향을 미치는 엔/달러환율과 다우지수를 포함한 경우에도 추정결과에는 큰 차이가 없다고 하였다. 한편 원/달러환율과 KOSPI가 상호 간에 미치는 직접적인 효과 외에 이들 충격이 상대방 변수에 미치는 효과의 크기는 직접적인 효과에 비해 반으로 축소된다고 하였다.

4) 이에 대한 자세한 논의는 Hansen, L. P.(1982)의 pp.1029-1054 참조.

<표 1> 국내 선행연구 요약

구분	분석모형	결정요인 및 통계자료
연강흠(1996)	Granger 검정 OLS 분석	1991년 ~1994년 분기별 자료 외국인투자자의 국내주식 투자결정요인 : 국제분산투자효과, 환율, 금리, 경제 전망 및 증시 상황, 정치사회적 안정과 시장효율성 개별증권 투자결정요인 : 주가수익비율, 주가수익비율, 대형우량주, 시장예측, 포트폴리오 분산 기여도, 기술적 분석
지호준(1999)	Sims, GMD 외생성 모형	1975년~1997년 월별자료 : 주식, 채권 가격 1986년~1997년 월별자료 : 부동산 가격
지호준·김영일 (1999)	Sims, GMD 검정 Granger 검정	1980년 ~1997년 월별자료 : 한국, 미국, 영국, 독일, 일본의 환율과 주가
이대호·김응래 (2002)	이변량 VAR	1995년 1월 9일 ~1999년 8월 31일 일별자료 : 환율과 주가
장국현(2002)	GJR 모형	1995년 1월 4일 ~ 2001년 4월 27일 일별자료 : KOSPI, NASDAQ, NIKKEI, S&P500지수
이근영(2007)	비선형추정방법 GMM 구조형 모형	1999년 1월 4일 ~ 2006년 12월 29일까지 월별자료 원/달러환율과 변화율 KOSPI지수와 변화율 엔/달러환율과 변화율 다우지수와 변화율

제 2 절 국외 선행연구

주식시장의 결정요인에 관한 국외연구로는 Chen, Roll and Ross(1986), Schwert(1990), Bodnar and Gentry(1993), McQueen and Roley(1993), Rapach(2001), Apergis and Eleftheriou(2002), Black, Fraser and Groenewold(2003) 등을 들 수 있으며, 이들 선행연구의 분석모형 및 결정요

인들을 <표 2>에 요약하였다. 우선 Chen, Roll and Ross(1986)의 연구에서는 주가배당평가모형을 기초로 하여 주식가격에 영향을 미치는 주요 거시경제 변수를 분석하고 있다. 그 결과 산업생산지수, 단기 이자율, 만기위험 프리미엄 및 디폴트 위험 프리미엄, 예측치 못한 인플레이션의 변동이 주식 수익률에 유의한 영향을 미치는데 반하여, 소비, 국제유가 등은 주식 수익률에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 한다. 특히 배당증가, 산업생산은 주가에 '양'의 관계를 나타낸다고 분석하고 있다.

Schwert(1990)의 연구에서는 1987년 10월부터 1989년 10월까지의 일별 자료 중 가장 높은 변동성을 보인 25일과 가장 낮은 변동성을 보인 25일의 주가변동성을 분석하고, 가장 높은 변동성을 보인 25개월과 가장 낮은 변동성을 보인 25개월의 주가변동성을 분석하고 있다. 그 결과는 주가나 경기가 침체 시에는 주가 변동성이 증가하고 주가나 경기가 호황일 때는 주가 변동성이 감소한다고 하였다. 또한 주가나 경기가 침체 시에는 기업가치가 감소하고, 기업 가치 하락은 기업의 재무위험을 증가시킨다고 하였다. 또한 외국인 투자자의 빈번한 자금 유출입이 주가 변동성을 심화시켜 국내 투자자는 손실을 입게 되므로 풍부한 유동성을 기반으로 하는 외국인 투자자의 시장참여는 장기적인 관점에서 주식시장에 부정적 요인으로 분석하고 있다.

Bodnar and Gentry(1993)의 연구에서는 미국과 캐나다는 1979년 1월부터 1988년 12월까지의 월별자료를 표본기간으로 하여 무관회귀분석(SUR; seemingly unrelated regression)을 이용하였고, 일본은 1983년 9월부터 1988년 12월까지의 월별 자료를 대상으로 보통최소자승법(OLS)을 사용하여 환 노출에 대한 연구를 하였다. 종속변수로서 산업별 수익률, 독립변수로는 국가별 증권시장 수익률 및 무역가중치 환율 변동률을 놓고 회귀분석을 수행하였다. 실증연구 결과는 첫째, 20~30%에 해당하는 산업만이 환 노출이 주식 수익률에 통계적으로 유의하게 영향이 있었다. 둘째, 환 노출을 산업특성의 함수로서 분석한 결과, 5가지 산업특성 모두 경제이론에서 예측한 것과 같은 방향으로 영향을 주고 있었다. 즉 비교역재는 자국 통화 가치의 평가절상과

‘양’의 상관관계를, 산업별 수출비율은 ‘음’의 상관관계를 가졌으며, 자연스럽게 산업 내 수익비율은 ‘양’의 상관관계를 나타내었다. 반면 국제적으로 가격이 책정되는 투입재는 캐나다와 일본이 경우 ‘양’의 상관관계였으나, 미국은 ‘음’의 상관관계였다. 해외자산비율은 미국과 일본에서 ‘음’의 상관관계를 나타내었다. 또한 급격한 환율변화는 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력을 떨어뜨려 기업의 매출을 감소시키고 기업수익을 악화시켜 주가를 하락시키게 되고, 외화자산이 많은 기업의 경우 환율변동은 기업의 주가에 영향을 주게 된다고 분석하고 있다.

McQueen and Roley(1993)의 연구에서는 1977년부터 1988년까지를 분석기간으로 하여 경제변수들이 주식수익률에 미치는 영향을 경제 상황에 따라 OLS 분석을 하였다. 경기변동을 여러 국면으로 구분하여 주가와 경제뉴스 간의 강한 상관관계를 확인하였다. 그들은 경제가 호황기에 있다 하더라도 주식 시장은 실제 경기의 움직임에 관한 정보에 부정적으로 반응한다는 사실과 통화량(M1)이 주식수익률과 ‘음’의 유의적인 관계를 갖고, 생산자물가지수도 ‘음’의 관계를 갖고 있음을 분석하고 있다.

Rapach(2001)의 연구에서는 구조적 벡터자기회귀(Structural VAR, 이하 SVAR라 함) 모형을 이용하여 통화공급, 총지출, 총공급이 미국 실질 주가지수에 미치는 영향을 분석하였다. 또한 이 연구는 거시적 충격이 실질주가변동에 기여하는 정도를 측정하려 하였다. 개별 기업의 특성과 일반적인 경제적 조건은 주가를 결정하는 중요한 요소이다. 특히 거시적 충격은 거시 경제의 이론적 모형과 실증분석 모형에 두드러지게 나타나고, 일반적으로 실질생산과 금리, 물가수준 파동의 중요한 원인이 된다. 즉 통화공급, 총지출, 총공급을 규명하기 위해 자연율가설에 의해 유도된 장기제약을 이용하였고, 물가수준, 실질주가, 금리, 실질생산에 대한 4변수 VAR모형에서 '포트폴리오'라는 변수를 사용하였다. 자연율가설이 이론적 거시적 모형의 기본적인 특징이므로 비교적 폭넓은 이론적 지지를 받고 있다. 또한 총공급과 총지출 충격뿐만 아니라 포트폴리오 충격에 대해서도 규명했다. 이러한 비금전적 거시적 충격은 실질주

가에 잠재적으로 중요한 영향을 주고, 이러한 충격에 대한 분석은 실질주가 파동을 이해하는데 중요한 요인이 된다. 주요 거시적 충격들이 실질 주가에 미치는 영향을 규명하기 위해 이론적으로 유도된 장기제약을 VAR에 적용한 결과 통화공급, 포트폴리오, 총지출, 총공급 충격에 대해 VAR에 적용된 모든 내생적 변수에 대한 충격반응들의 추정치는 유의하게 도출되었다. 이것은 VAR에서 장기 식별 전략이 거시적 충격을 잘 보여주고 있음을 의미한다. 각각의 거시적 충격은 실질 주가에 중요한 영향을 미침이 증명되었고, 실질 주가 충격반응은 표준 현재가치자산평가 모형에 의해 잘 설명되었다. 장기시계열에서의 실질주가 파동을 설명하는데 총 공급충격은 매우 중요하고, 이것은 경제의 생산적 잠재성이 자산의 실질 가치의 중장기 정책을 결정하는 중요한 요소로 보았다. 각 거시적 충격에 대한 내인성 변수에 수반되는 충격반응 값은 전후시대 자료에 보이는 실질 주식 수익과 인플레이션 사이의 잘 알려진 부정적 상관관계를 잘 보여주고 있다. 다양한 거시적 충격에 대한 실질 주가의 충격반응함수는 현재가치자산평가 모형과 일치하고, 그것은 실질 주식수익과 인플레이션 사이의 잘 알려진 부정적 상관관계를 확인하였다. 역사적 분해는 1990년대 후반의 주가 폭등이 미국 경제의 여러 부문에서 퍼져 나온 호의적인 구조적 충격의 일련의 결과임을 분석하고 있다.

Apergis and Eleftheriou(2002)의 연구에서는 1988~1999년 기간 동안의 그리스의 주가, 인플레이션, 금리 사이의 관계에 대한 실증 분석을 수행하였다. 분석기간의 특징이 인플레이션과 금리가 낮았다는 것을 고려하여 주가가 금리와 인플레이션 중 어느 것에 영향을 더 받는지를 규명하려 하였다. 인플레이션과 명목금리가 주가에 영향을 주는 방식에 대해서는 많은 의견이 있지만, 일반적으로 인플레이션과 명목금리는 모두 주가와 같은 총량의 행태에 중대한 영향을 준다고 한다. 또한 명목금리의 변화는 인플레이션 변화에 밀접한 관계를 갖는데, 이는 투자자가 명목금리의 실질 가치의 변화에 대한 보상받으려 하기 때문이다. 하지만 명목금리가 인플레이션과 정확하게 일치해서 변화하지는 않는다. 왜냐하면 그것이 현재의 인플레이션의 상황이 아닌 미래의 인

플레이션에 대한 기대치를 반영하기 때문이다. 주가와 명목금리의 관계는 주식과 채권사이의 포트폴리오 구조를 변화를 가져온다. 즉 금리 인상(인하)은 투자자가 자신의 포트폴리오를 채권의 비중을 증가(감소)하게 되고 그 결과 주가는 하락(상승)하게 된다. 그러나 금리와 주가의 관계에 대해서 ‘음’의 관계보다는 ‘양’의 관계를 의미하는 실증분석도 존재한다. 인플레이션은 투자를 감소시키고, 그 결과 경제 성장과 미래 기대이익 또한 감소시키게 된다. 인플레이션의 불확실성과 실질경제 활동 사이에 존재하는 부정적 영향이 인플레이션과 주가 사이의 부정적 관계를 야기하다 것이다. 인플레이션의 불확실성은 기업부문의 생산 과정과 투자에 큰 위험 부담을 준다. 이러한 불확실성은 주가 하락을 불러일으키는 최적의 투자배분을 가져올 수 없다. 인플레이션 인하는 위험이 없는 요소이고 하나는 위험 프리미엄이 있는 요소로 구분할 수 있다. 후자는 투자자들이 그들의 투자에 대한 수익을 원하는 것과 투자에 수반되는 위험에 대한 보상으로 위험 프리미엄을 요구하기 때문이다. 만약 인플레이션이 더 높은 인하율을 동반한다면, 미래이익의 현재 가치와 주가가 모두 하락할 것이기 때문이다. 결론적으로 아테네 증권거래소의 주가는 명목금리의 변화보다는 인플레이션에 더 많은 영향을 받는다고 분석하고 있다. 이는 낮은 인플레이션은 인플레이션에 의한 생길 수 있는 불확실성이 적음을 나타내고 그것은 그리스 경제의 낮은 위험부담을 의미하기 때문이다. 따라서 그리스에서의 낮은 인플레이션은 주가상승과 경제성장을 가져올 것으로 분석하고 있다.

Black, Fraser and Groenewold(2003)의 연구에서는 1947년부터 2002년까지의 미국주가와 배당금을 기초로 VAR 모형을 이용하여 미국의 주식가격이 경제전반의 기초부문에서 이탈하는 범위를 분석하고 있다. 기초가격-배당금율과 기본 주가를 도출한 다음, 이들을 실제의 데이터와 비교하였다. 이들의 연구는 투자자가 요구하는 수익률이 불변이라는 가정에서 출발하면서 다음과 가정을 완화하였다. 첫째 무위험 수익률이 시간경과와 함께 변화하고, 위험할증률(리스크 프리미엄)이 시간에 따라 변동하도록 허용하였다. 둘째 시간에

따라 변동하는 위험의 모델을 통해 실제 가격에 가장 가까운 기초가격을 산출하였다. 그러나 모델에 따른 결과간의 차이에도 불구하고, 모든 결과가 공통으로 암시하는 것은 산출에서의 기대성장이 보증하는 가치에 의미 있게 주기적인 편차가 발생할 수 있다는 사실이다. 이 기초가격 편차의 시계열적 특징이 나타내는 것은 상이한 시간 범위와 관찰 빈도의 전반에 걸쳐 편차가 유사하며, 이 편차는 불합리한 투자자 행동보다는 가격-산출 관계의 비선형성에 자극 받는다고 분석하고 있다.

<표 2> 국외 선행연구 요약

구분	분석모형	결정요인 및 통계자료
Chen, Roll and Ross(1986)	주가배당평가모형	1953년 ~1983년 월별자료 산업생산지수, 인플레이션, 리스크프리미엄, 이자율만기구조, 뉴욕증권거래소지수, 소비, 국제유가
Schwert (1990)	변동성분석	1987년 10월 ~ 1989년 10월 일별자료 주가변동성, 경기, 외국인투자자의 자금유출입
Bodnar and Gentry(1993)	무관회귀분석 OLS 분석	1979년 1월 ~ 1988년 12월 월별자료 주가, 환율, 산업별 수출비율, 해외자산비율
McQueen and Roley(1993)	OLS 분석	1977년 ~1988년 월별자료 주가, 경제뉴스, 통화량, 생산자물가지수
Rapach(2001)	SVAR모형	1959년 3분기 ~ 1999년 1분기 분기별 자료 통화공급, 총지출, 총공급, 주식포트폴리오, 미국의 실질주가
Apergis and Eleftheriou (2002)	OLS 분석	1988년 ~ 1999년 월별자료 주가, 소비자물가지수, 산업생산지수, 금리
Black, Fraser and Groenewold (2003)	VAR모형	1947년 1분기 ~2002년 1분기 분기자료 미국 주가, 배당금

제3절 연구방법

1. 단위근 검정

Nelson and Plosser(1982)의 연구에 의하면 미국의 거시경제시계열 14가지에 대해 Dickey-Fuller 단위근 검정을 수행한 결과 13가지의 시계열이 단위근(unit root)을 갖는다는 사실을 밝혀냈다. 이를 통해 대부분의 거시경제변수들의 시계열자료는 불안정성(nonstationary)을 갖는다고 하였으며, 해당 변수들을 추세정상(Trend Stationary) 과정이 아닌 차분정상(Difference Stationary) 과정으로 접근할 필요성을 제기하였다. 시계열의 불안정성이라 함은 시계열이 확률적 추세, 즉 단위근을 갖는다는 것을 말한다. 이는 임의보행 하는 경제변수에 임의의 충격이 주어졌을 때 그 충격이 평균값으로 수렴하여 소멸되지 않고 미래에 지속되어 불안정 시계열(nonstationary time series)의 형태가 나타나는 것이다. 이런 경우를 그 경제변수는 단위근을 갖고 있다고 말한다.

단위근 검정은 시계열의 안정성과 관련하여 매우 중요한 과정이다. 한 시점에서 관측된 여러 개의 자료를 분석하는 횡단면 분석은 독립적이고 동일한 분포가 적합할 때가 많지만, 시계열 분석의 경우 종속적인 성질로 인하여 독립 동일 분포모형은 적합하지 않다. 따라서 시간이동에 대한 불변성을 의미하는 정상성(stationary)을 검정한다. 불안정적인 시계열 경제변수에 대한 최소자승법 추정은 가성회귀(spurious regression)가 될 가능성이 높으므로 시계열변수의 안정성 검정이 선행되어야 한다. 만약 시계열이 확률적 추세를 내포하여 불안정성을 띄면 차분에 의해서 시계열의 안정성을 회복시켜야 한다. 단위근의 존재 여부를 검증하는 대표적인 방법으로는 ADF 검정법과 PP 검정법, KPSS 검정법이 있다.

(1) ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검정법

DF검정법은 시계열 변수가 AR(1)이고 오차항이 백색잡음(white noise)이라는 가정을 두고 있는데, 일반적으로 오차항 ϵ_t 이 대부분 자기상관현상을 가지고 있으므로 일관성 있는 추정량 도출이 어렵다. 이렇듯 오차항이 자기상관을 내포하지 않는다는 비현실적 가정을 하고 있는 DF 검정법의 문제점을 해결하기 위한 것이 ADF검정법이다. 단위근의 유무를 검정하고자 하는 시계열을 그 시차수준변수(lagged level variable)와 일정수의 시차차분변수(lagged differenced variable)에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승추정치가 유의한지를 t 통계량을 이용하여 검정하는 방법이다. 단위근 검정을 위한 회귀식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

최소자승법으로 추정한 귀무가설 H_0 는 $\gamma=0$, 즉 단위근이 존재한다는 검정을 통하여 단위근 존재여부를 결정하게 된다. 만일 시계열 자료가 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하면 그 시계열 자료는 안정적인 자료로서 벡터자기회귀모형(VAR)에 직접 사용할 수 있다. 그러나 귀무가설을 기각하지 못하면 그 시계열 자료는 불안정하다는 의미이므로, 자료의 차분과 같은 변형을 통하여 안정화시키거나 혹은 공적분 관계가 검토되어야 한다. 이러한 ADF 검정법은 오차항 ϵ_t 이 백색잡음임을 전제로 하며 자기상관의 차수를 몇 개 이용하느냐에 따라서 검정 결과가 달라질 수 있다. ADF 검정법은 편리성 때문에 널리 사용되고 있으나, 검정능력이 취약하다는 비판이 있다.⁵⁾

5) 이에 대한 자세한 논의는 Schwert, G. W.(1989)의 pp.147-159 참조.

(2) PP(Philips-Perron) 검정법

Philips and Perron(1988)에 의해 제안된 PP검정은 확률오차항(ϵ_t)은 시계열적으로 백색잡음이고 정규분포한다와 같은 가정이 충족되지 못하는 보다 포괄적인 상황, 즉 확률오차항(ϵ_t)이 자기상관(autocorrelation)은 물론 이분산성(heteroscedasticity)까지 갖게 되는 경우를 상정하여 1차로 DF 검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 구한 다음 검정을 하는 것이 PP검정이다. PP검정법에서 사용되는 추정방정식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + v_{1t} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = u_1 + \gamma Y_{t-1} + v_{2t} \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = u_2 + \beta [t - (1/2)T] + \gamma_{t-1} + v_{3t} \quad (6)$$

T : 표본수

오차항들은 자기상관 내지 계열상관과 이분산을 인정하고 있으며, PP 검정법은 기존의 다른 검정이 t 검정을 사용하는 것과 달리 오차항의 분산과 t 값을 계산, 합성하여 대입한 필립스가 제안한 Z 통계량을 이용한다.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$z(t_\rho) = \frac{\hat{S}_u}{\hat{S}_T} - \frac{\frac{\hat{S}_T}{2} \left[1 - \frac{\hat{S}_u^2}{\hat{S}_T^2} \right]}{\sqrt{T^{-2} \sum X_{t-1}^2}} \quad (8)$$

$$\begin{aligned}
& \text{where} \tag{9} \\
& t_{\hat{\rho}} = \frac{\hat{\rho}}{s_{\hat{\rho}}} \\
& S_u^2 = T^{-1} \sum (\Delta Y_t)^2 \\
& S_{Tl}^2 = T^{-1} \sum (\hat{u}_t^2)^2 + 2 T^{-1} \sum_{s=1}^l w_{sl} \sum_{s=1}^l \sum_{t=s+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-s}
\end{aligned}$$

PP검정은 DF나 ADF 검정법 보다는 넓은 범위의 변수를 검정할 수 있다는 장점이 있으나 오차항의 장기분산을 추정하여 통계량을 구해야 한다는 단점이 있다.

(3) KPSS검정

추세 안정적인(trend stationary) 시계열에 대해서는 단위근이 존재한다는 것을 귀무가설로 하는 ADF 검정과 같은 단위근 검정의 검증력이 저하된다는 비판을 받고 있다. Lee and Schmidt(1996)의 연구에 의하면 시계열이 정상적인가를 검정하는 방법으로는 ADF 단위근 검정보다는 KPSS검정이 상대적으로 높은 검정력을 갖는다고 한다. 또한 Ooms and Doornik(1999)의 연구에 의하면 ADF 단위근 검정이 시계열의 정상성 여부를 검정하는데 유용하지 못하다고 보고되고 있다. ADF검정은 단위근이 존재한다는 것이 귀무가설이므로 이를 거부할 강력한 증거가 없는 한 시계열이 불안정적인 단위근을 가진 시계열로 판명될 수밖에 없다. 이러한 결점을 보완하기 위해 ‘시계열이 안정적이다’를 귀무가설로 설정하는 단위근 검정법이 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin(1992)에 의해 개발되었다(이하 KPSS검정이라 함). KPSS 검정은 검정에 사용된 시계열이 안정적이라는 사실을 귀무가설로 하여 검정하는 방법이므로 각 신뢰수준에서 유의적인 변수들은 불안정적인 시계열, 즉 $I(0)$ 변수임을 의미한다. 이 검증방법은 변수의 정상성(stationary)을 귀무가설로 하고 시계열의 비정상성(nonstationary)을 대립가설로 설정한다는 점에서 기존 검증방법과 차이가 있다. 그래서 ADF 검정과 달리 KPSS 검정의 귀무가설을 기각하기 위해서는 강력한 증거가 필요로 하게 된다. KPSS 검정

법에서 사용되는 추정방정식은 식(10)과 같다.

$$\eta = \frac{1}{T^2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_T^2(q) \quad (10)$$

$\hat{\sigma}_T$: 시계열의 표준편차

q : 차수(order)

T : 표본의 수

2. 공적분 검정

공적분 검정은 불안정적인 수준변수들 간에 안정적인 장기균형관계가 있는지 알아보는 검정방법이다. 일반적으로는 불안정적(nonstationary)인 시계열 자료가 정상성(stationary)을 갖기 위해서는 차분의 과정이 필요하게 된다. 그러나 차분의 과정을 거치지 않고 수준변수를 묶어서 안정성을 검정하는 것이 공적분 검정이다. 개별변수가 모두 안정적(stationary)이라면 일반적인 회귀과정을 적용할 수 있고, 만약 개별변수가 불안정적이라면 변수들 사이에 장기균형관계가 있는지를 살피는 공적분 검정이 필요하다.

각각의 변수가 단기에는 불안정적이지만 장기에는 일정한 선형관계를 보이면서 안정적으로 움직이면 그 변수들은 공적분 관계에 있다고 정의한다. 이러한 장기 균형관계를 공적분 벡터라고도 한다. 변수 간에 장기적인 관계가 존재하기 때문에 개별변수는 불안정적이더라도 공적분 벡터의 모든 변수를 포함하는 회귀식에는 안정적 오차항(stationary error term)이 포함되게 된다. 공적분 검정을 위해 다음의 3가지 모형을 설정한다.

$$Y_t = \beta X_t + \epsilon_t \quad (11)$$

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t \quad (12)$$

$$Y_t = \alpha + \gamma t + \beta X_t + \epsilon_t \quad (13)$$

공적분 검정에는 대표적으로 Engle-Granger(1987) 검정법과 Johansen (1988) 검정법이 있다. Engle-Granger(1987) 검정법은 ADF 검정법 등을 이용하여 공적분 관계식의 잔차항이 정상적이면 검정대상 시계열들이 공적분의 관계에 있다고 판단하는 검정방법이다. 그러나 Engle-Granger(1987) 검정법은 오직 한 개의 공적분 관계만 검정할 수 있고, 장기균형식 추정시 오류를 범하면 그 오류는 공적분 검정에도 그대로 이전되어 잘못된 결론에 도달할 수 있다는 단점이 있다.

반면에 Johansen(1988) 검정법은 이러한 단점을 극복할 수 있는 방법으로, 공적분 관계의 유무에 관계없이 불안정한 시계열 간에 공적분 관계를 검정하는 포괄적인 형태이다. 즉, 개별적으로 확률적 추세를 가진 시계열이 공통적인 확률추세를 가지고 있는지를 검정하는 것으로서 Johansen 검정법을 적용함으로써 가설검정 문제를 극소화할 수 있다. 또한 Johansen 검정법은 단순한 공적분 검정뿐만 아니라 공적분이 존재할 때 공적분 모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련한 여러 가지 가설검정까지도 수행하는 우월성을 가지고 있다.

Johansen(1988)과 Johansen and Juselius(1990)는 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터들을 최우추정법(Maximum Likelihood Estimation, 이하 MLE라 함)로 추정하고 검정하는 방법을 제시하였다. 이들의 방법을 보통 요한슨 공적분 검정이라고 부르며 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 요한슨 검정절차를 일반적으로 p 차 VAR 모형을 통하여 보다 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. n 개의 벡터시계열 벡터 x_t 가 VAR(p) 과정이라고 한다.⁶⁾

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_p x_{t-p} + \alpha + \epsilon_t \quad (14)$$

$$E(\epsilon_t) = 0, E(\epsilon_t \epsilon_s') = \Omega \quad \text{if } t=s; =0 \quad \text{if } t \neq s$$

6) 이에 대한 자세한 논의는 김명직·장국현(2008)의 pp.413-418 참조.

이를 다음과 같이 오차수정 형태로 다시 표현할 수 있다.

$$\Delta x_t = \zeta_1 \Delta x_{t-1} + \cdots + \zeta_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \alpha + \zeta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (15-1)$$

$$\zeta_i = -(\Pi_{i+1} + \Pi_{i+2} + \cdots + \Pi_p), \text{ for } i = 1, 2, \dots, p-1 \quad (15-2)$$

$$\zeta = (\Pi_1 + \Pi_2 + \cdots + \Pi_p) - I_{(n)} = -\Pi(1) \quad (15-3)$$

이 때 n 개의 계열로 구성된 x_t 사이에 r 개의 공적분 관계가 존재하면 또는 대수적으로 표현할 때 ζ 의 위수가 $r (< n)$ 로 감소하면 ζ 는 다음과 같이 다시 표현할 수 있다.

$$\zeta = -BA' \quad (16)$$

여기서 B 와 A 는 $(n \times r)$ 차원 행렬이며 A 는 r 개의 공적분 벡터로 구성된 행렬을 나타낸다. 또한 요한슨은 다음의 두 가지 우도비(Likelihood Ratio) 검정통계량을 계산할 것을 제안하였다.

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (18)$$

여기서 T 는 유효 관측치의 수를 나타낸다. 'Trace 통계량' $\lambda_{trace}(r)$ 의 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r 개보다 작거나 같다는 것이다. 이에 반해 'max 통계량' $\lambda_{max}(r, r+1)$ 의 귀무가설은 공적분 벡터의 수가 r 인 것은 trace 통계량과 같으나 대립가설을 보다 구체적으로 설정하여 공적분 벡터의 수가 $(r+1)$ 인 것으로 둔다.

3. VAR 모형

벡터자기회귀모형(Vector Autoregressive model, 이하 VAR라 함)은 복잡한 경제구조나 행태적 특성 등에 의해 경제현상이 기존의 이론만으로 설명하기 어려워지고 있어서 이론적 배경이 다소 약화되더라도 시계열자료가 지니고 있는 통계적 정보를 기반으로 정확한 단기에측을 수행할 수 있는 분석방법이다. VAR 모형은 Doan, Litterman and Sims(1984)에 의해 개발되었으며 회귀분석과 시계열분석이 결합된 형태의 단기에측모형으로서 시차설명변수뿐만 아니라 자신의 과거치를 포함한 시차종속변수가 종속변수에 영향을 준다고 가정하고 있다. 그리고 분석대상변수 중 특정 변수만을 종속변수로 취급하는 대신 모든 변수를 차례로 종속변수로 취급하되 자신과 다른 변수의 시차변수를 이용하므로 형태상 자기회귀함수의 모양을 갖게 된다.

VAR 모형은 몇 가지 장점과 단점을 가지고 있다. 첫째, 분석자의 선험적 주관을 가급적 배제함으로써 일반화된 유형의 모형을 작성할 수 있다. 모형 내에서 내생변수와 외생변수 간의 주관적인 구분이 필요하지 않고 특정계수를 '0'으로 보는 가정이 불필요하여 특정 이론의 지배를 받지 않게 되고, 데이터의 정보 손실을 최소화 하며 예측결과를 도출할 수 있게 한다. 둘째, 모형에 사용하는 변수가 많지 않아 예측을 수행하는데 있어 간편하고 대규모 모형에서 제기되는 자료의 수집과 변형의 문제도 제거된다. 그러나 분석결과가 모형 내에 어떤 변수를 포함시켰는가에 따라 달라진다는 단점이 있다. 사용되는 변수의 수가 작다보니 변수의 선정에 따라 분석결과가 민감한 변화를 보이게 된다. 또한 이론적 근거를 무시한 채 설정됨으로서 정책변수에 대한 연관효과를 분석하려는 조건부예측이 제약받게 된다.

VAR 모형은 서로 인과관계가 있는 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 다른 변수들의 과거 관측치를 설명변수로 구성된 n 개의 선형회귀방정식으로 구성된다. 원래 VAR 기본 모형에서의 시차의 수는 무한대이지만 실제 추정이 가능한 l 로 축소하여 추정하게 되는데, 회귀오차가 백색오차에 가까워질 수 있는 선에서 결정한다. 그런데 이와 같이 VAR 모형을 추정하게 될

때 이용 가능한 관측치수에 비해 추정해야 할 계수가 지나치게 커서 자유도를 급격하게 떨어뜨리고 나아가서는 예측 자체의 정확도를 크게 떨어뜨리는 결과를 초래한다는 문제를 내포하고 있다.

$$\begin{aligned}
 X_t &= A(L)X_t + e_t & (19) \\
 &= \sum_{k=1}^{\infty} A_k X_{t-k} + e_t \\
 &= \sum_{k=1}^l A_k X_{t-k} + e_t \quad (\text{시차를 } l \text{로 제한할 경우})
 \end{aligned}$$

4. 충격반응분석

충격반응함수는 어느 특정 변수에 대하여 일정한 충격을 주었을 때, 모형 내의 자기변수 및 나머지 변수에 미치는 시간 경과에 따른 반응 결과를 의미한다. 그 결과를 통해서 VAR모형에 포함되어 있는 변수들의 충격에 대한 반응의 크기, 기간 및 부호 등을 알 수 있는데, 이를 통해 내생변수의 충격에 대한 동태적 효과를 파악할 수 있다. 이것은 변수 간의 상호연관관계를 분석하고 정책변수의 변화에 따른 파급효과를 분석하는데 이용된다.

충격반응분석을 통해 한 변수에서 발생하는 충격이 다른 변수들의 값에 시차를 두고 미치는 영향을 측정할 수 있다. 그러나 직교화 단계에서 변수들을 배열하는 순서에 따라 결과가 달라지는 문제를 안고 있으며, 추정된 충격반응분석의 표준오차가 크다는 점과 분석에 포함되는 변수의 선택과 시차수의 선택에 따라 결과가 민감하게 달라지는 점도 있다. 충격반응함수는 통상 VAR 모형체계의 이동평균함수로 정의되고 그 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 X_t &= [I - A(L)]^{-1} e_t = M(L) e_t & (20) \\
 &= M_0 e_t + M_1 e_{t-1} + M_2 e_{t-2} + \dots
 \end{aligned}$$

즉, 이동평균함수 X_t 는 계수행렬 M_k 를 이용하여 정의되는데, 이 때 e_{it} 와 e_{jt} 가 상관관계를 가질 가능성이 크다. 이러한 현상을 제거하기 위해 Cholesky가 제시한 행렬분해법(Cholesky decomposition of a matrix)을 활용하게 된다.

$$X_t = M(L) G^{-1} G e_t \quad (21)$$

G행렬을 이용하여 원행렬을 분해하되 $G e_t$ 를 공분산행렬이 대각행렬이 되도록 유도한다. 이 때 출레스키 분해는 $G^{-1} (G^{-1})' = V = E[e_t(e_t)']$ 의 과정을 통해 공분산행렬을 도출함으로써 이루어진다.

$$X_t = C(L) W_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k W_{t-k} \quad (22)$$

$$(\text{ 단, } M(L)G^{-1} = C(L), G e_t = W_t)$$

위 식에서 C_k 의 한 원소인 C_k^{ij} 는 i 번째 변수의 한 단위 충격에 따라 발생한 j 번째 변수의 반응 크기라고 할 수 있다.

5. 분산분해분석

분산분해분석은 내생변수의 특정 충격이 모형 내에 포함된 변수의 변동을 어느 정도 설명하는지를 보여준다. 즉 어떤 한 변수의 움직임에 대한 나머지 여러 변수들의 상대적인 설명력 또는 중요도를 예측오차에 대한 분산분해로 측정할 수 있다. 사실 예측오차에는 변수들의 충격들이 뒤섞여 있는데, 이는

출레스키 행렬분해법을 이용하여 요인별 예측오차를 분해할 수 있다. 분산분해의 모형은 다음과 같다.

$$P_{t-1} X_t = \sum_{k=l}^{\infty} C_k W_{t-k} \quad : \quad l\text{-step 예측치}$$

$$X_t - p_{t-1} X_t = \sum_{k=0}^{\infty} C_k W_{t-k} - \sum_{k=l}^{\infty} C_k W_{t-k} \quad : \quad l\text{-step 예측오차} \quad (23)$$

$$= \sum_{k=0}^{l-1} C_k W_{t-k}$$

이 때 공분산 행렬을 V_l 이라 하면

$$V_l = \sum C_k V(W_{t-k}) C_k^T \quad (24)$$

$$v_l^i = \sum [(c_k^{i1})^2 \sigma_1^2 + (c_k^{i2})^2 \sigma_2^2 + \dots + (c_k^{in})^2 \sigma_n^2] \quad (25)$$

식(20)에서 X_i 의 예측오차에 대한 분산은 모형 내 모든 변수의 예측오차에 대한 분산의 합으로 표현된다. 그러므로 백분율에 의해 i 변화의 j 에 대한 영향력을 파악할 수 있는데, 이를 i 에 대한 분산분해(variance decomposition or innovation accounting)라고 한다.

$$\frac{\sum_{k=0}^{l-1} (C_k^{ij})^2 \sigma_j^2}{v_l^i} \times 100 \quad (26)$$

제 3 장 주가지수와 주요 경제지표

본 장에서는 KOSPI지수 결정요인에 대한 분석을 수행하고자 기본모형을 설정하고, 국내외 선행연구를 고려하여 모형에 사용할 변수를 선정하였다. 변수 선정은 KOSPI지수와 단순 비교 및 변화율 비교를 통하여 일정한 패턴을 예상할 수 있는 것들 중에 국내외에서 수집 가능한 변수들로 하였다. 이를 위해 제1절에서는 기본모형과 통계자료의 기간과 출처를 제시하였고, 제2절과 제3절에서는 KOSPI지수와 설명변수에 대한 현황 및 설명변수들이 KOSPI지수에 줄 수 있는 영향에 대해 설명하였다.

제 1 절 기본모형과 통계자료

국내 선행연구에서 사용된 변수와 분석모형을 살펴보면 환율, 금리, 경제전망, 주가수익비율 등을 사용하여 OLS분석을 하고, 주식, 채권, 부동산가격을 사용하여 Sims and GMD 모형분석을 하고, 한국·미국·영국·독일·일본의 환율과 주가를 사용하여 Sims and GMD 모형분석을 하고, 아시아 국가들의 환율과 주가를 이용하여 Granger 인과관계를 검증과 BVAR 모형 또는 오차수정모형을 통한 인과관계를 분석하고, GJR 모형을 통해 우리나라와 외국주식시장과의 동조화 현상과 다운사이드 리스크 존재여부를 분석하고, 원/달러환율, KOSPI지수, 엔/달러환율과 다우지수와 그 변화율을 사용하여 GMM 모형 분석 등이 있다.

국외 선행연구에서 사용된 변수와 분석모형을 살펴보면 산업생산지수, 인플레이션, 리스크프리미엄, 이자율만기구조, 뉴욕증권거래소지수, 소비, 국제유가를 이용하여 주가배당평가모형 분석을 하고, 주가변동성과 경기, 외국인투자자의 자금유출입을 통해 변동성 분석을 하고, 주가, 환율, 산업별 수출비율, 해외

자산비율, 경제뉴스, 통화량, 생산자물가지수, 소비자물가지수, 산업생산지수, 금리를 이용하여 OLS분석을 하고, 미국주가, 통화공급, 총지출, 총공급, 주식 포트폴리오, 배당금을 이용하여 VAR 모형 분석 등이 있다.

본 논문에서는 선행연구를 고려하여 다음의 8가지 변수를 결정요인으로 하는 모형을 설정하여 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석과 투자환경의 구조적 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인의 변화에 대한 분석을 수행하고자 한다. 설명변수로 상정한 8가지 변수는 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 국내회사채금리, 미국채금리, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수이다. 변수선정은 KOSPI지수와의 단순 비교 및 변화율 비교를 통하여 일정한 패턴을 예상할 수 있는 것들 중에 국내외에서 수집 가능한 변수를 선정하였다.

본 논문에서 사용한 변수들은 KOSPI지수에 다음과 같은 영향을 줄 것으로 예상할 수 있다. 통화량은 기업의 설비투자 및 경영효율화를 꾀할 수 있게 하고, 금융시장에서는 시중금리 하락을 유도하여 자금이 상대적으로 기대수익이 증가한 주식시장으로 옮겨가 유동성을 증가시켜 주가상승 효과를 기대할 것으로 보았다. 원/달러환율과 외평채CDS프리미엄은 우리나라의 경제 상태에 대해 비교적 민감하게 변화하는 변수이기 때문에 투자환경 변화를 가장 잘 반영할 것으로 판단하였다. 산업생산지수는 경기동행지수이고, KOSPI지수는 경기선행지수라는 점을 감안하면 반응에 시차가 발생할 수는 있지만 '양'의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상하였다. 금리는 경기조절을 목적으로 중요한 정책적 수단으로 사용되고 있기 때문에 민감도는 다소 낮을 수 있으나 중기적 관점에서는 투자환경변화를 잘 설명하는 지표로 판단하였다. 기존 연구에서는 관련 주변국의 주가지수를 다수 사용한 경우가 있었으나 가장 대표적인 변수인 다우지수를 채택하여 사용하였다. 다우지수는 경제구조상 우리나라와 밀접한 관련이 있음은 물론이고 세계주식시장 중 대표시장의 지수로 평가받고 있기 때문에 글로벌 환경변화를 가장 잘 설명하는 지표로 충분히 효용성이 있다고 판단하였다.

선행연구에서는 포함되지 않으나 본 논문에서 채택한 변수들로는 외국인주식순매수금액과 외평채CDS프리미엄이 있다. 외국인주식순매수금액은 KOSPI 시장에서 외국인의 거래 및 소유 비중을 고려하여 결정요인으로 사용하였고, 외평채CDS프리미엄은 서브프라임 모기지론 사태로 인해 금융시장에서 국가 신용도 및 위험지표로서 의미가 있어 사용하게 되었다.

본 논문은 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석과 투자환경의 구조적 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인의 변화에 대한 분석에 주안점을 두었다. 특히 투자환경의 변화시점은 CUSUM 검정과 축차회귀분석의 결과를 통하여 의미 있는 구조적 변화구간을 찾아내고자 한다. 본 논문에서 사용한 기본 모형은 식(27)과 같이 KOSPI지수를 포함한 9가지의 변수로 구성된 VAR 모형이다.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \Pi_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (27)$$

$$X_t = [KOSPI_t, M2_t, KRW_t, CB_t, USIR_{t-1}, IIP_t, NFB_t, CDS_{t-1}, DOW_{t-1}]$$

여기서 Π_i 는 정방계수행렬(square coefficient matrix)이며, ϵ_t 는 교란항 벡터를 나타낸다. X_t 에 포함된 변수는 KOSPI지수와 통화량($M2$), 원/달러환율(KRW), 회사채금리(CB), 미국채금리($USIR$), 산업생산지수(IIP), 외국인주식순매수금액(NFB), 외평채CDS프리미엄(CDS), 다우지수(DOW)로 총 9가지 변수를 사용하였다. 설명변수 중 국내시장과 국제시장의 시차를 고려하여 외평채CDS프리미엄, DOW지수, 미국채금리는 $t-1$ 값을 사용하였다.

설명변수의 성격은 국내요인과 국외요인으로 구별하였다. 물론 변수의 특성 때문에 내용상 경계가 모호할 수도 있으나 시차를 기준으로 구별하였다. 국내요인과 관련된 변수로 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 회사채금리, 외국인주식순매수금액을 사용하였고, 국외요인과 관련된 변수로 미국채금리, 외평채

CDS프리미엄, 다우지수를 사용하였다.

월별 분석에서 사용된 시계열 자료는 2002년 3월 1일부터 2009년 8월 31일까지의 KOSPI지수, 원/달러환율, 외평채CDS프리미엄, DOW지수, 외국인주식순매수금액의 1,957일간의 자료로 총 5개의 변수이고, 월별 분석에 사용된 시계열 자료는 2002년 2월부터 2009년 6월까지의 90개월의 자료로 총 6개의 변수이다. 자료의 출처는 다음과 같다. 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 회사채금리, 미국채금리는 한국은행에서 구하였고 외국인주식순매수금액은 증권전산에서 수집하였다. 외평채CDS프리미엄은 Bloomberg에서 수집하였으며 다우지수, KOSPI지수는 시장조사기관인 Thomson Reuters, Datastream에서 수집하였다.

제 2 절 KOSPI지수

KOSPI지수는 증권거래소에 상장된 주식의 지표 중에서 주식가격의 변동을 종합적으로 나타내는 대표적인 지수이다. 투자성과 측정, 다른 금융상품과의 수익률 비교척도, 경제 상황 예측지표로서 중요한 역할을 하고 있다. 그러나 1956년 2월 11일 대한증권거래소로 설립된 증권시장에서는 채권이 주로 거래되어 이렇다 할 증권투자지표가 없었다. 1962년부터는 채권시장이 주식시장으로 전환되면서 종합적인 시황을 파악하기 위한 주가지수의 필요성이 대두됨에 따라 1963년 5월 19일부터 동년 12월 24일까지 채용종목 주가평가를 100으로 하여, 1964년 1월 4일부터 우리나라 최초의 주가지수인 수정주가평균지수(adjusted stock price index)를 발표하였다. 산출방식은 다우존스(Dow Jones)식이었으며 17종목을 채용종목으로 하였다. 1972년에는 그해 해당 연도 1월 4일을 100으로 하고 시장 제1부 종목 중 35종목을 채용종목으로 하는 한국종합주가지수(KCSPI, Korea Composite Stock Price Index)를 산출·발표하였으며, 1979년에는 시장규모가 급속하게 확대되면서 기존

방식으로는 시장전체 동향을 제대로 반영할 수 없는 문제점이 제기되어 다시 1975년 1월 4일을 100으로 하고 산출대상을 확대하는 한편, 매년 채용종목을 우량 종목으로 교체하는 방식으로 개편하였다.

이때까지의 한국종합지수는 산출방식이 다우존스방식에 의한 수정주가평가를 지수화하여 발표한 것인데, 증권시장이 질적·양적으로 성장하면서 다우존스식 지수에 대한 구조적인 문제점이 제기되고 국제적으로도 시가총액식 지수로 전환되는 추세에 발맞추어 1983년에 유가증권시장 상장종목을 대상으로 1980년 1월 4일을 100으로 하는 시가총액식 지수인 현행 한국종합지수(KOSPI, Korea Composite Stock Price Index)를 산출 발표하였다.

한편 지수를 산출할 때 연속성을 유지하기 위하여 상장종목 중 유·무상증자, 주식배당, 합병 등에 의한 주가에 권리락(落)⁷⁾이 발생하거나 상장주식에 변동이 있는 경우에는 기준시가총액과 비교시가총액을 수정한다. KOSPI는 현재 10초 단위로 발표되고 있으며, 한국거래소가 발행하는 통계간행물인 「KRX Market」 등에는 일별, 월별, 연도별 지수가 발표되고 있다.

주가지수는 권리락 등 주가단층요인이 발생할 때마다 기준시점의 시가총액을 수정하고, 유상증자·신규상장·전환사채의 주식전환·합병 등 일반적인 주가변동 이외의 요인이 발생하여 시가총액에 증감이 생기는 경우에는 주가지수의 연속성을 유지시키기 위하여 기준시점의 시가총액을 수정한다.

KOSPI는 한국거래소의 유가증권시장에 상장되어 있는 보통주만을 산출대상으로 하며 우선주는 제외된다. 또한 시장에서 실제로 매매된 가격을 이용하여 산출하되, 당일 매매거래가 성립되지 아니한 경우에는 기세(氣勢)⁸⁾를, 기세도 없는 경우에는 기준가격을 사용한다.

7) 권리락(rights off)은 일정한 기일까지 주식을 소유한 사람에게만 해당 권리가 주어지고, 그 이후에 주식을 매수한 사람에게는 해당 권리가 없어지는 것을 의미한다. 종류로는 본문에 언급한 유·무상증자, 주식배당, 합병이 있다.

8) 증권 시장에서 실제로 매매체결이 성립되지 않으면서 형성된 호가를 기세(氣勢)라 한다. 매도 호가의 경우에는 전일의 시세에 비하여 가장 낮은 호가가 기세가 되며, 매수 호가의 경우에는 전일의 시세에 비하여 가장 높은 호가가 기세가 된다. 기세는 시세로 인정되고 있으며 그 날의 종가로 처리되고 다음날의 기준가격이 된다.

<표 3> KOSPI시장의 주요지표

	KOSPI지수	상 장 종목수	시가총액 (10억)	거래대금 (10억)	배 당 수익률	주가이익비율 (PER)
2000년	504.62	902	188,041	627,133	2.40	15.34
2001년	693.70	884	255,850	491,365	1.70	29.29
2002년	627.60	861	258,681	742,150	1.80	15.61
2003년	810.70	856	355,363	547,509	2.10	10.06
2004년	895.90	844	412,588	555,795	2.20	15.84
2005년	1,379.40	858	655,075	786,258	1.74	10.98
2006년	1,434.46	885	704,588	848,490	1.66	11.40
2007년	1,897.10	906	951,900	1,362,739	1.39	16.84
2008년	1,124.47	926	576,888	1,287,032	2.58	8.99
2009년	1,390.07	916	719,581	724,589	1.44	18.39

주 : 2009년은 6월 현재

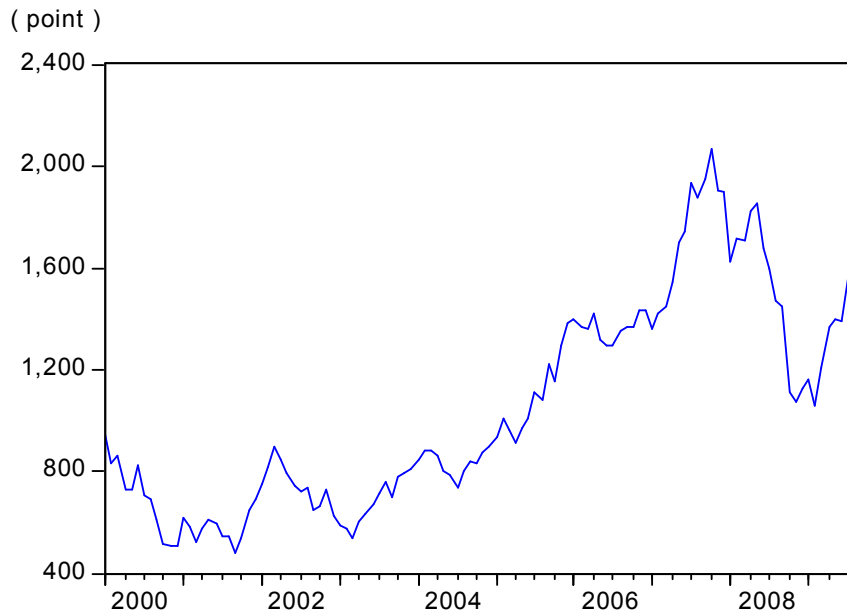
출처 : 한국거래소

<표 3>은 본 논문이 연구대상으로 한 2000년 이후의 KOSPI시장의 주요지표이다. 동기간 동안 상장 종목 수를 살펴보면 2004년까지는 감소하다가 이후 다시 증가하는 모습을 보이고 있으나, 연구 초기시점과 최근 종목 수는 900여 개로 큰 변화는 없었다. KOSPI지수는 2000년을 기준으로 약 2.75배 상승하였고, 시가총액은 3.82배 증가하였다. 신규상장종목은 일정기간 지수편입에 제외되기 때문에 KOSPI지수와 시가총액의 차이가 발생할 수 있으나, KOSPI지수가 시가총액방식으로 산출되기 때문에 같은 방향으로 움직이게 된다. 거래대금을 살펴보면 2000~2004년까지는 500~700조원 규모의 제한된 거래대금을 보이다가 2003년 이후에는 540조원에서 1,300조 원 수준까지 거래대금이 꾸준히 증가하였다. 특히 2007년 이후 1,300조 원 수준의 꾸준한 거래대금을 보이고 있다. 2003년 이후 꾸준히 거래대금이 증가했던 이유는 KOSPI지수가 2003년을 저점으로 꾸준히 상승하면서 외국인과 기관투자자

거래규모가 증가했다는 점과 사이버 거래 투자자의 증가를 그 이유로 들 수 있다. 배당수익률은 최근 10여 년 동안 평균적으로 약 1.9%를 기록하였고, 주가이익비율은 평균적으로 15.2를 기록하였다. 주가이익비율은 2001년에는 29.29로 가장 높았고, 2008년은 8.99로 가장 낮았다. 2001년은 9.11테러가 있던 해로서 테러 발생 이후 연말까지 약 220여 포인트가 상승하였는데, 상장 기업의 이익은 크게 변하지 않은 상태에서 주가지수가 상승하다보니 다른 해에 비해 주가이익비율이 가장 높게 나오고 배당수익률은 상대적으로 낮게 나타났다. 또한 2008년은 미국 서브프라임 모기지론 사태의 영향으로 주가가 하락하여 상대적으로 배당수익률이 높아지고 주가이익비율은 낮아지는 모습이 나타났다.

KOSPI는 세부적으로 KOSPI200, KOSPI100, KOSPI50, 산업별 지수, 제조업 지수, 시가총액규모별 지수 등으로 세분화할 수 있다. KOSPI200은 주가지수선물 및 주가지수옵션의 거래대상으로 개발된 주가지수로서 상장된 전체 종목 중에서 시장대표성, 업종대표성 및 유동성 등을 감안하여 선정된 200종목을 구성종목으로 한다. KOSPI100은 KOSPI200종목 중에서 시가총액이 큰 100종목을 구성종목으로 하고 있다. 유가증권시장에서 시가총액이 큰 우량종목만으로 구성되어 경기후퇴 시 부도발생 등에 따른 종목교체가 거의 발생하지 않아 지수의 신뢰성과 연속성에 있어 큰 장점이 있다. KOSPI50은 KOSPI200 구성종목 중에서 산업군의 구분 없이 해당 연도 KOSPI200 구성종목 정기심의에서 산정한 시가총액이 큰 상위 50종목을 구성종목으로 한다. 이는 초우량기업들을 구성종목으로 함에 따라 지수의 대외인지도가 높아 상품성이 높다. 산업별 지수는 경제활동을 분석하거나 증권을 분석하는데 있어 전반적인 경기상황뿐만 아니라 개별 산업단위의 특성과 전망에도 유용하다. 제조업지수는 단일 중분류 체계의 산업별 주가지수 이외의 대분류 지수이고, 시가총액규모별 지수는 유가증권시장 상장종목을 기업규모에 따라 대·중·소형 주로 분류하여 주가지수를 산출함으로써 각종 시황분석 및 포트폴리오 성과측정지표로 활용하고 있다.

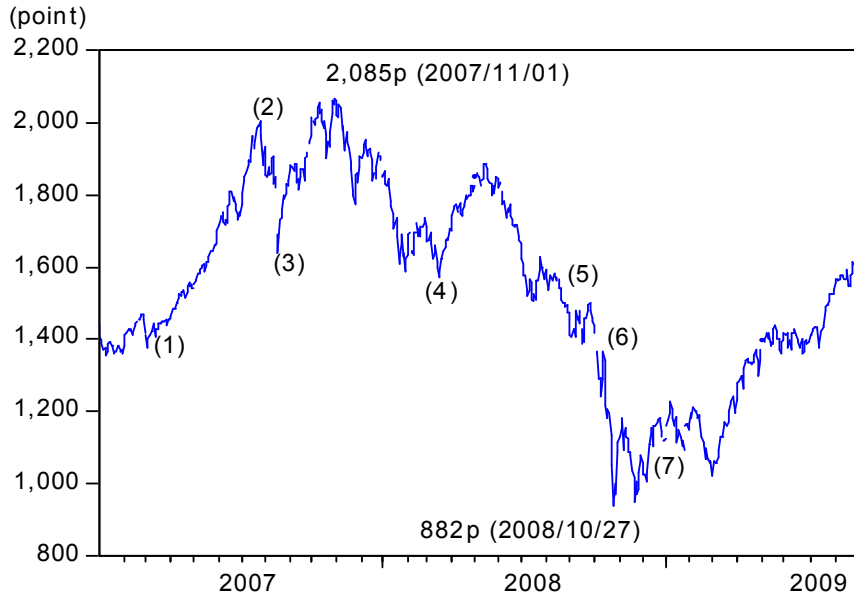
<그림 1> KOSPI지수 추이



출처 : 한국거래소

<그림 1>은 KOSPI지수의 추이이다. 그림을 보면 분석 기간 중 KOSPI지수는 구간별로는 3번의 하락 충격과 1번의 상승 충격이 있었다. 3번의 하락 충격은 2000~2001년 IT 버블 붕괴에 의해서, 2002~2003년은 카드채 대란에 의해서, 2008~2009년에는 미국에서 시작된 금융위기에 의해서 발생되었다. 상승 충격은 2004~2005년을 기점으로 장기 상승하는 상승 충격이 있었다. 특히 본 연구 대상 기간 중 2008년 전후의 KOSPI지수는 미국의 서브프라임 모기지론 부실에 인한 하락 충격으로 IMF 관리체제 이후 가장 큰 하락 변동성을 보였다. 더불어 2004년 말을 기준으로 1,000포인트를 고점으로 하던 시대와 저점으로 하는 시대로 나눌 수도 있다.

<그림 2> 미국발 금융위기 사건 일지



- 주 : 1) 2007년 3월 : HSBC의 미국 서브프라임 시장이 불안정하다고 경고
 2) 2007년 7월 : 베어스텝스 CDO(부채담보부증권) 160억\$ 파산
 3) 2007년 8월 : 연준위의 첫 금리인하 (정책변화)
 4) 2008년 3월 : 베어스텝스 현금바다, 연준위와 JP모검 긴급자금 수혈
 5) 2008년 9월 : 페니메이, 프레디 맥 국유화, 리먼브라더스 파산신청
 AIG 850억\$ 대출, 美 정부가 인수
 6) 2008년 10월 : 금융구제안 상원통과
 7) 2008년 11월 : 버락 오바마 美대통령 당선

<그림 2>는 미국발 금융위기 사건일지를 도식화하여 제시한 것이다. 그림에서 제시한 바와 같이 KOSPI지수는 2007년 3월 미국 서브프라임 모기지 시장의 불안정성에 대한 HSBC의 경고가 있었음에도 불구하고 동년 7월 베어스텝스 CDO(부채담보부증권) 160억 달러 파산 소식이 전해지기 전까지 상승하는 모습을 보였다. 서브프라임 모기지에 의해 촉발된 미국발 금융위기기에 의해 KOSPI지수를 포함한 세계증시가 급격한 하락을 하게 된 것은 2007년

7월 베어스틴스 부채담보부증권 160억 달러 파산 소식 이후부터이다. 그런데 미국발 금융위기에 의한 하락이 본격적으로 진행된 과정에서도 2007년 8월 미국 연방준비위원회(FRB)의 기준금리 인하와 2008년 3월 JP Morgan Chase에 의한 베어스틴스 인수가 이루어진 시점에서는 주가지수가 단기적으로 반등을 하였고, 2008년 9월 페니메이와 프레디맥의 국유화·리먼브라더스 파산신청과 함께 10월에 미 상원에서 금융구제안이 통과되고 나서는 오히려 큰 폭의 하락을 보였다. 2007년 8월의 미국 연방준비위원회의가 기준금리를 5.2%에서 4.75%로 0.5% 인하를 하는 정책과 2008년 3월 JP모건에 의한 베어스틴스 인수가 이루어 질 때까지는 이러한 처방이 미국의 금융위기를 잠재울 수 있을 것이라는 기대감이 존재하여 주가지수가 반등을 시도하였다. 그러나 이러한 정책적 결단에도 불구하고 금융위기는 더욱 악화되었고 2008년 9월에는 대부분의 미국 금융기관이 붕괴의 불안 속에 놓이게 되자 동년 10월에 금융구제안 통과에도 불구하고 금융시장에 대한 불안감과 상실감으로 인해 주가는 하락하였다.

제 3 절 주요 경제지표 현황

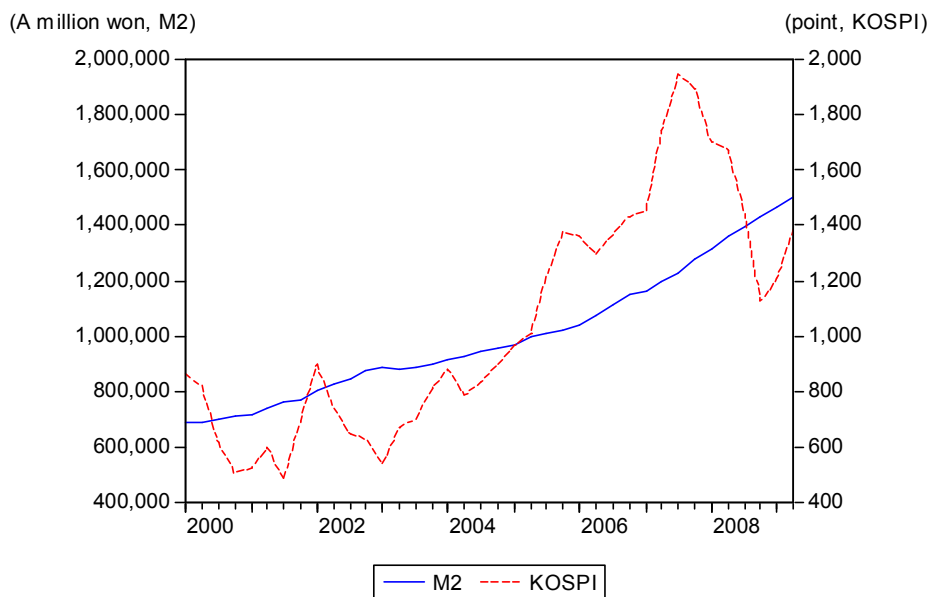
1. 통화량

통화량은 기본적으로 한국은행에서 물가안정과 고용상태, 경제성장 등을 고려하여 결정하게 된다. 예를 들어 통화량이 증가하면 기업은 설비투자 등을 확대하여 경영효율화를 기대할 수 있고, 금융시장에서는 시중금리 하락을 유도하여 자금이 상대적으로 기대수익이 증가한 주식시장으로 옮겨가 유동성을 증가시켜 주가상승 효과를 기대할 수 있다.

<그림 3>은 통화량(M2)과 KOSPI지수의 추이이다. 그림을 보면 통화량은 2000년 1분기 683조에서 2009년에는 1,500조 규모로 증가하였고, KOSPI지수는 등락은 있었지만 꾸준한 상승세를 보이고 있다. 이는 통화량의 변화가

일정한 시차를 두고 KOSPI지수를 변화시킨다는 화폐자산선택모형(monetary portfolio model)⁹⁾과 주식시장은 효율적이므로 이용가능한 모든 정보가 시차 없이 즉각 현재의 주가에 반영된다는 효율적 자본시장모형(efficient capital market model)¹⁰⁾으로도 모두 설명될 수 있다.

<그림 3> 통화량(M2)와 KOSPI 추이



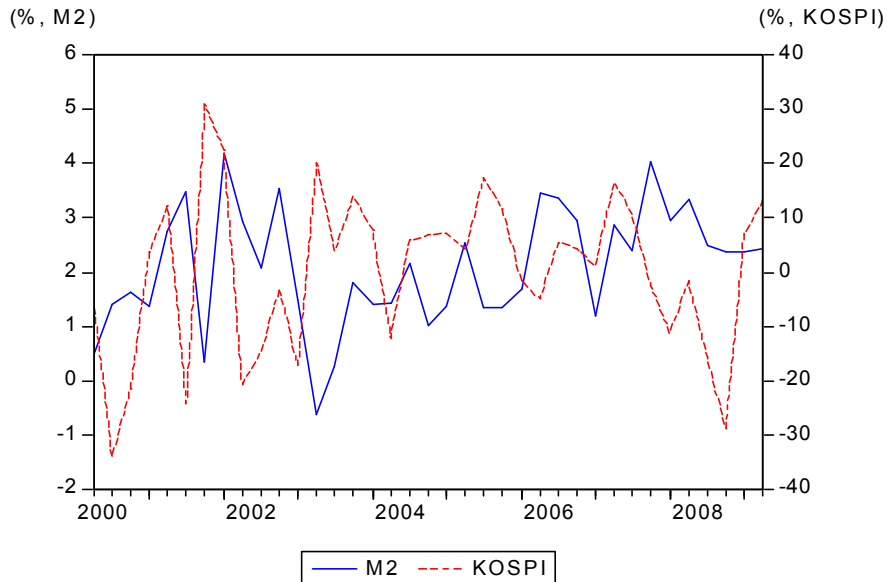
출처 : 한국은행 경제통계 시스템

<그림 4>는 통화량(M2)과 KOSPI지수의 변동률이다. 그림을 보면 통화량과 KOSPI는 대체로 같은 방향으로 움직이고 있지만, 때로는 서로 반대방향으로 움직임을 볼 수 있다. 분석기간 동안 통화량과 KOSPI지수의 변동률 방향이 '양'의 관계로 우세하나 일관성을 갖고 있지는 못하고 있다. 그 이유는 아래의 두 가지 견해에 의해 상황마다 다르게 결정되기 때문으로 보인다.

9) 이에 대한 자세한 논의는 Tobin, J.(1969) 참조.

10) 이에 대한 자세한 논의는 Fama, E. F.(1970) 참조.

<그림 4> 통화량(M2)변동률과 KOSPI변동률 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

일반적으로 통화량 변동이 주가에 미치는 영향에 대해서는 ‘양’의 상관관계를 가진다고 보는 케인즈안의 견해가 우세하다. 통화량이 증가하는 경우 이자율의 하락으로 인한 승수효과가 발생하여 기대현금흐름이 증가하게 되어 주식수익률이 상승하는 것으로 본다. 투자자들은 주식을 통화의 대체 투자자산으로 인식하고 있는데, 통화 공급의 증가 즉, 유동성 증가가 발생하게 되면 주식 등의 투자자산에 대한 수요가 증가하게 되어 주가가 상승하게 된다. 다만 통화의 대체 투자자산이 주식 이외에 채권, 부동산, 원자재 등 많은 자산이 존재하기 때문에 이들 자산의 가격 움직임에 따라 주가의 변동 정도가 달라질 수 있다. 그리고 통화량 증가가 금리 하락을 유발하여 기업의 금융 부담을 완화시켜 기업실적 호전의 계기가 되어 주가가 상승하기도 한다.

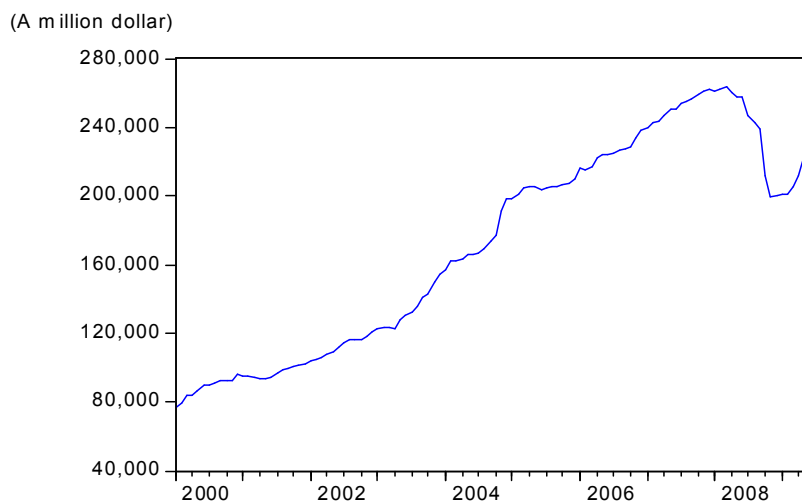
반면 통화주의자들은 통화 공급이 증가하면 일시적으로 유효수요가 증대되어 생산량 확대와 주가 상승을 기대할 수 있으나, 장기적으로는 통화량 증가

가 기대인플레이션율과 명목금리를 상승시킴으로써 기업의 미래 예상수익을 현재가치로 평가하는 할인율을 상승시켜 주가가 하락하게 된다고 보고 있다. 이처럼 장기적으로 사회적 실질생산의 증가를 수반하지 못하고 통화량만 증가하면 인플레이션의 원인이 되고, 주가에 ‘음’의 영향을 주게 된다.

2. 원/달러환율

일반적으로 원/달러환율의 상승은 국제수지 개선단계를 거쳐 KOSPI지수 상승에 영향을 줄 수 있다. 또한 외환보유액은 수출입 동향에 따라 증감하는데 국제수지의 균형을 맞추기 위한 준비금의 역할을 한다. 외환보유액은 너무 적을 경우에는 가용외환보유고가 부족해 대외채무를 갚지 못하는 모라토리엄(moratorium) 상태가 될 수 있다. 너무 많으면 외환보유액을 충분히 보유하고 있기 때문에 국가신인도 상승과 기업들의 해외 저금리 차입이라는 긍정적인 측면도 있지만 본원통화가 동원되어 환율하락과 통화안정증권 이자의 부담이 발생할 수 있다.

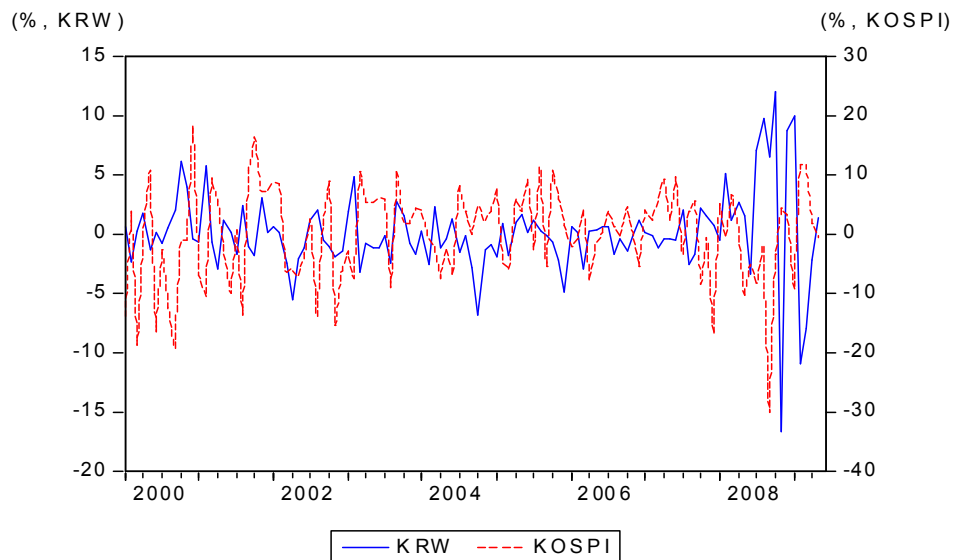
<그림 5> 외환보유액 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

<그림 5>는 외환보유액 추이이다. 환율 상승이 수입 물가를 자극하여 물가 불안을 야기 시킬 경우 정책당국은 물가안정 등을 위해 달러를 시장에 매각하여 환율을 내리려는 정책적 개입이 필요해진다. 그림에서 보면 2007년 하반기 이후 급격한 외환보유액 감소가 관측된다. 당시는 순대외채권이 줄고 단기 외화차입이 급증하면서 원/달러환율이 급등하는 등 재무상황이 취약해져 있던 상황이었다. 따라서 정책당국은 원/달러환율 급등을 진정시키기 위해 시장개입을 수행했고 그 결과로 외환보유액이 급격히 감소했다.

<그림 6> 원/달러환율(KRW)과 KOSPI지수의 변동률 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

<그림 6>은 원/달러환율(KRW)과 KOSPI지수의 변동률을 비교한 것이다. 제시된 그림을 보면 원/달러환율과 KOSPI지수의 변동률이 서로 ‘음’의 관계가 있음을 확인할 수 있다. 환율 상승이 기업의 경쟁력을 강화시키고 국제수지를 개선시키는 효과가 있으나, 환율 상승 초기에는 수입물가가 상승하여 국제수

지가 악화되고 주가도 오히려 하락하는 J-curve 효과로 나타나는 것으로 보인다.

원/달러환율이 KOSPI지수에 어떤 방향으로 얼마만큼의 영향을 주느냐에 대해서는 많은 경우의 수가 있다. 먼저 환율 상승은 기업에 따라 환차익이나 환차손을 가져와 KOSPI지수에 미치는 결과가 다르게 나타난다. 환율상승이 수출비중이 높은 기업군에게는 환차익을 발생시켜 주가에 '양'의 효과를 주고, 수입비중이 높은 기업군에게는 환차손을 발생시켜 주가에 '음'의 효과를 주게 된다. 또한 환율 상승은 기업의 대외경쟁력 강화로 수출기업의 주가에 '양'의 효과를 주고 수입기업의 주가에는 '음'의 효과를 준다.

다음으로는 외화표시 채무 및 채권에 따라 KOSPI지수에 미치는 결과가 다르게 나타난다. 물론 대부분 채권보다는 채무관계가 많은 게 현실이다. 따라서 환율 상승은 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져온다. 또한 환율 상승은 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되기도 하는데 이때는 주가에 '음'의 효과를 준다.

국제투자자본도 환율 변동이 있을 때마다 민감하게 유출입이 이루어지고 있다. 환율 상승 시에는 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 '음'의 영향을 주고, 이때 외화유출이 발생하면서 환율 상승을 더 부추기는 상황이 발생하여 추가적인 주가 하락을 유발하기도 한다. 또한 환차손을 축소하기 위하여 기업이 수출대금 수령 시기는 미루고 수입대금결제는 앞당기는 이른바 leads and lags 현상이 발생할 경우, 이는 다시 환율의 추가 상승을 초래하게 된다.¹¹⁾ 또한 환율 하락기에는 환차익을 기대한 외국인들의 주식매수 수요가 발생하면서 주가에 '양'의 영향을 주게 된다. 외환시장에서는 외국인들의 달러 유입이 증가하게 되어 환율 하락을 가속화시키게 되는데, 이는 외국인의 환차익에 대한 기대감을 더욱 증대시키고 주식매수 수요를 더욱 유발시키면서 주가에 '양'의 영향을 주게 된다. 이러한 효과는 외국인의 투자비중이 클수록 그 정도는 커진다.

11) 이에 대한 자세한 논의는 Baffes, J.(1994)의 pp.273-280 참조.

우리나라는 환율상승기에 주가가 하락하는 경우가 많다. 대표적으로 국가신용도에 문제가 발생하여 환율이 상승하고 주가가 하락하는 경우이다. 또한 경직적인 대외 수입 구조로 인해 환율 상승이 수입물가 상승을 통한 국내물가 상승을 유발할 뿐만 아니라 국내금리를 상승시키는 요인으로 작용하여 주가에 부담이 되는 경우가 있다. 또한 환율상승으로 인한 외국인들의 환차손 우려로 외화가 유출되어 통화 공급이 축소됨으로써 주가가 하락¹²⁾하는 경우가 있다. 물론 기업의 대외경쟁력에 긍정적으로 작용하여 주가상승의 요인이 될 수도 있지만 실제로는 하락하는 경우가 많다. 이렇듯 실제 우리나라에서는 환율 상승 초기에는 J-curve 효과로 주가가 오히려 하락하는 경우가 많다. 특히 경제 상황이 좋지 않을 때의 환율상승은 환율불안으로 인식되어 투자자들의 주식매도를 불러일으켰다. 또한 주식 매도 자금이 외환시장에서 달러로 교환되면서 환율이 상승하는 경우에는 환차손의 부담까지 발생하게 되어 주가에 부정적 요인을 미치게 된다. 따라서 환율의 상승은 수출 비중이 높은 기업에 대해 유리하게 작용하지만 지속적인 주가 상승을 기대하기는 어렵다.

반대로 환율 하락기에는 주가가 상승하는 경우가 많은데 이는 역J-curve 효과로 볼 수 있다. 특히 환율이 급등한 이후 하락안정을 보이는 경우는 국가신용도 등이 안정적으로 평가되거나 수입물가 안정과 수출주도형 기업군의 실적 개선이 주가상승을 가져옴으로써 주가에 ‘양’의 효과를 미치게 된다. 실제로 환율이 하락 안정을 보이는 경우는 경상수지와 종합수지 흑자가 증가하게 된다. 또한 환율하락은 외국인의 환차익 기대로 외화가 공급되어 통화 공급이 확대됨으로써 주가를 상승시키는 요인이 되기도 한다.

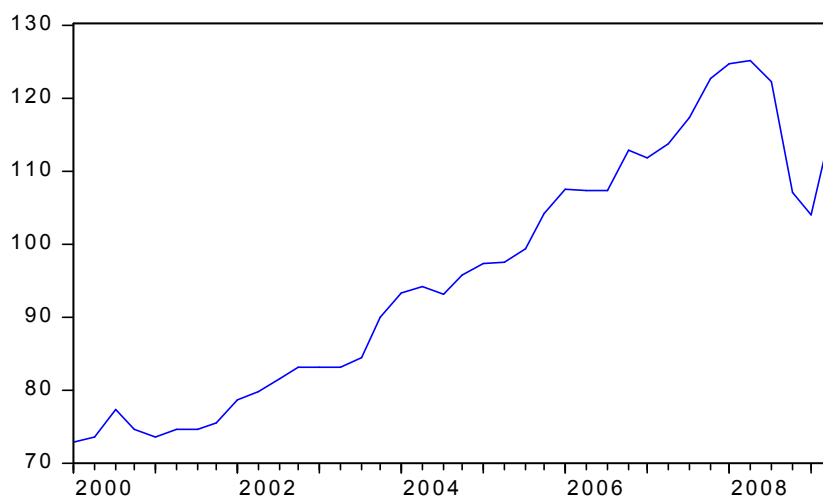
3. 산업생산지수

국민경제 동향을 쉽게 파악하고 예측하기 위하여 주요 경제지표의 움직임을 종합하여 지수형태로 나타낸 것이 경기종합지수이다. 이 가운데 산업생산지수는 경기종합지수 중 동행지수에 포함되는 지표이다. 산업생산지수는 일정 기

12) 이에 대한 자세한 논의는 김용선·차진섭(1999.6)의 p.2 참조.

간 중 이루어진 산업생산활동의 수준을 나타내는 지표로서 전체 경기의 흐름과 거의 유사하게 움직이는 대표적인 동행지표이다. 동 지표는 경기 동향을 파악할 때 GNP와 함께 핵심적인 지표로 사용되는데, 우리나라에서는 광업, 제조업, 전기/가스업을 대상으로 매월 작성되고 있다. 산업생산지수는 쌀이나 철강 등 어떤 단위품목만을 추출하여 그 변화를 보는 것이 아니고 광업·철강·기계·섬유·화학제품·식료·펄프 등 종류가 서로 다른 상품의 종합 생산지수이며, 이들을 단순히 산술평균한 것이 아니고, 각각의 중요도에 따른 웨이트(weight)를 붙여 산출한 가중평균치이다. 이렇게 산출한 산업생산지수는 광공업 전체의 움직임을 알 수 있는 대표적인 생산지수이며, 그 자체가 경기 예측을 판단하는 중요한 경제지표이다. 산업생산지수는 동행지수이기 때문에 현재의 경기상태를 가장 잘 보여줄 수 있으나, KOSPI지수가 경기선행지수에 포함되어 있는 점을 감안하면 산업생산지수와 KOSPI지수 사이에 시차가 발생할 수 있다. 그러나 KOSPI지수가 경기 및 기업이익 전년동기비 증가율을 반영하고 있다는 점을 감안하면 '양'의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다.

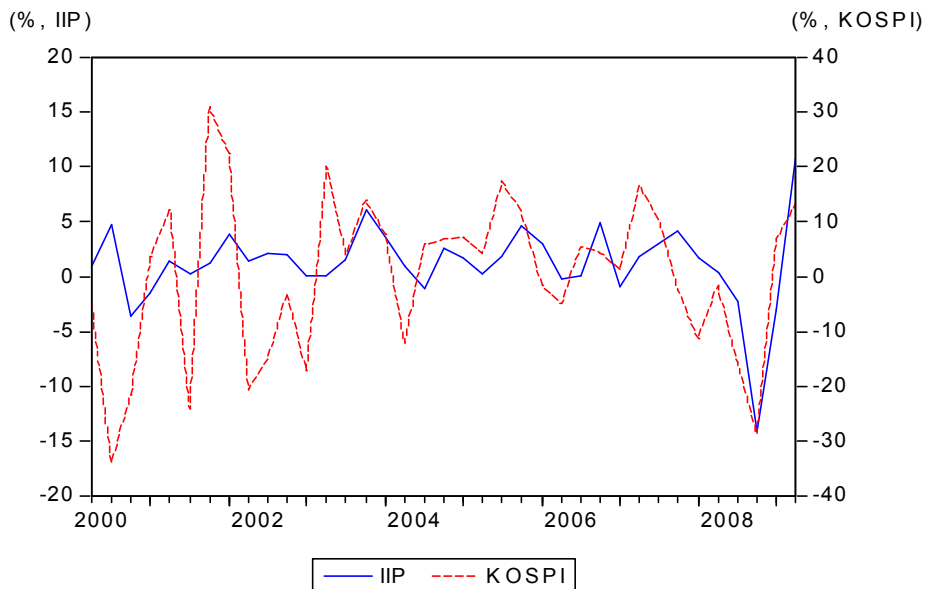
<그림 7> 산업생산지수(IIP) 추이 (단위 : 2005=100)



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

<그림 7>은 산업생산지수 추이이다. 분석기간 중 산업생산지수는 상승세를 보였고 2008년 세계금융위기로 인해 잠시 하락했다가 다시 회복하는 흐름을 보이고 있다. 따라서 KOSPI지수도 산업생산지수가 하락했던 2008년을 전후로 하락한 이후 다시 회복했으리라 예상해 볼 수 있다.

<그림 8> 산업생산지수(IIP)와 KOSPI지수의 변동률 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템.

<그림 8>는 산업생산지수(IIP)와 KOSPI지수의 변동률을 제시한 것이다. 제시된 그림을 보면 산업생산지수와 KOSPI지수의 변동률은 2003년 이전에는 ‘양’과 ‘음’의 방향이 혼재하였으나, 2003년 이후로는 산업생산지수와 KOSPI 지수의 방향은 동행하는 것으로 나타났다. 따라서 산업생산지수는 KOSPI지수에 ‘양’의 방향으로 영향을 미칠 것으로 예상된다.

4. 금리

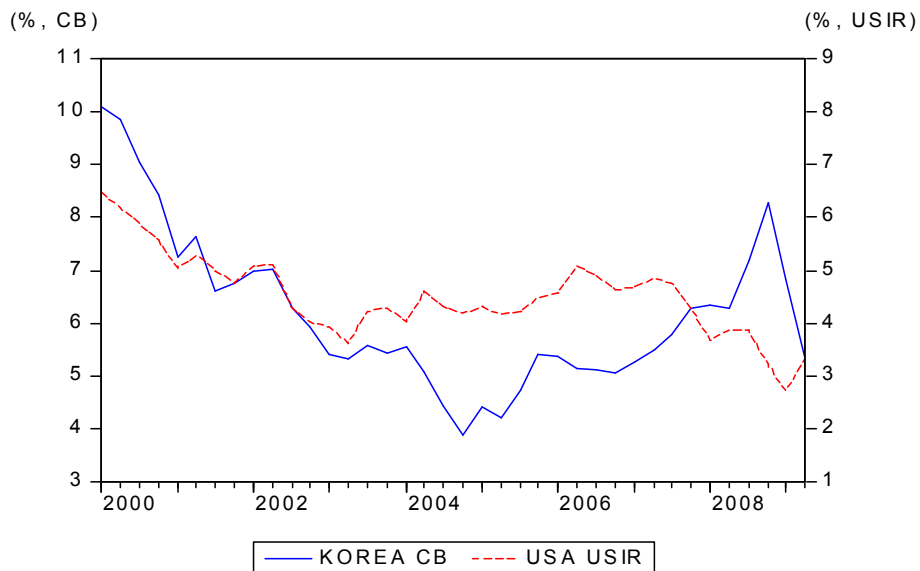
금리는 기본적으로 자금의 수요와 공급에 의해 결정된다. 즉 자금의 공급보다 수요가 많으면 금리는 상승하게 되고 반대로 공급보다 수요가 적으면 하락하게 된다. 자금의 수요는 주로 생산 활동을 하는 기업들의 투자에 의해 좌우되는데, 경기 전망이 좋아질 때 기업이 필요로 하는 자금 공급이 뒤따르지 못하면 금리가 오르게 된다. 한편 자금의 공급은 주로 가계에 의해 이루어지기 때문에 가계의 소득 수준이 낮아지거나 소비가 늘면 자금의 공급이 줄어 금리가 오르게 된다. 또한 자금거래에 따른 위험이나 앞으로 예상되는 물가의 변동에 의해 금리는 변화한다. 그러나 금리가 경제에 미치는 영향의 범위와 정도가 크기 때문에, 금리결정을 시장의 수요공급에만 의존하지 않고 경기 동향에 맞게 금리수준을 결정하는 정책적 결정을 병행하게 된다.

<그림 9>는 국내회사채금리(*CB*)와 미국채금리(*USIR*)의 추이이다. 그림에서 보는 바와 같이 3년 만기 국내 회사채금리(*AA-*)와 10년물 미국채 금리는 2000년 이후 장기적으로 하락세를 보이고 있다. 특히하게 국내 회사채금리는 하락추세를 보이다가 2008년 하반기에는 급격한 상승세가 관측된다. 이는 한국은행의 기준금리 인하 이후 각종 금리가 하락하는 상황과는 대조적인 모습이다. 그 원인으로서는 글로벌 금융위기 이후 투자자들의 안전심리가 강해지면서 위험부담이 있는 회사채나 기업어음(*CP*) 등을 매수하는데 주저했기 때문으로 판단된다. 회사채를 수요할 주체가 없다보니 회사채금리가 상승할 수밖에 없었던 것이다. 그러나 세계금융위기로 인해 부실기업의 증가와 은행의 부담으로 인해 통화당국은 대폭적인 추가 금리인하를 수행하였고 2009년 들어 회사채 금리가 하락하기 시작하였다. 회사채금리의 하향 안정화는 통화당국의 금리인하정책과 더불어 채권 투자자들의 경기 바닥에 대한 기대감과 기업의 유동성이 개선되고 있다는 인식으로 인해 회사채 투자에 가세했기 때문이다.

국내 회사채금리와는 달리 미국채금리는 2000년 이후 지속적인 하락세를 보이고 있다. 미국채금리의 이러한 모습은 지속적인 국채발행과 밀접한 관계

를 가지고 있다. 미국은 지속적으로 국채발행을 증가시키고 있다. 국채를 발행하게 되면 국채시장에서 국채의 공급이 늘어나기 때문에 국채의 가격(국채 금리)은 하락하게 된다. 또한 국채 발행은 통화량 감소를 가져오고 통화량이 화폐수요를 충족시키지 못하면 실질소비를 저하시키는 요인이 된다.

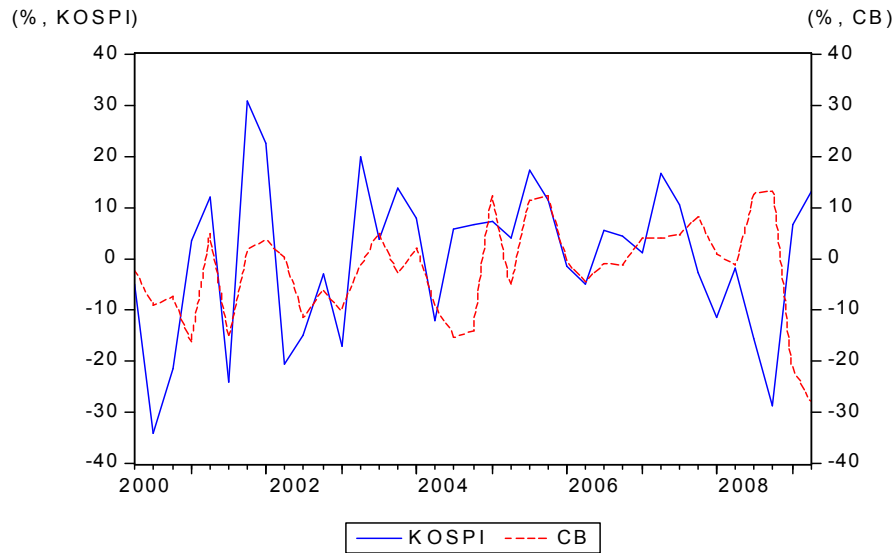
<그림 9> 국내 회사채금리(CB)와 미국채금리(USIR)의 추이



출처 : Datastream, 한국거래소

또한 <그림 9>를 살펴보면 국내 회사채금리와 미국채금리가 2000년 이후 하락하고 있다. 일반적으로 투자자는 주식과 채권을 대체투자재로 여기고 있음을 감안하면, 2000년 이후 채권의 금리의 하락에 따라 주식 투자가 확대되고 주가지수가 상승하는 모습을 예상해 볼 수 있다. 실제로 분석기간의 기간 동안 국내외 금리가 하락하는 모습을 보이고 있고 KOSPI지수는 상승세를 보이고 있는 점을 고려해 볼 때 금리와 주가지수는 ‘음’의 관계임을 예상할 수 있다.

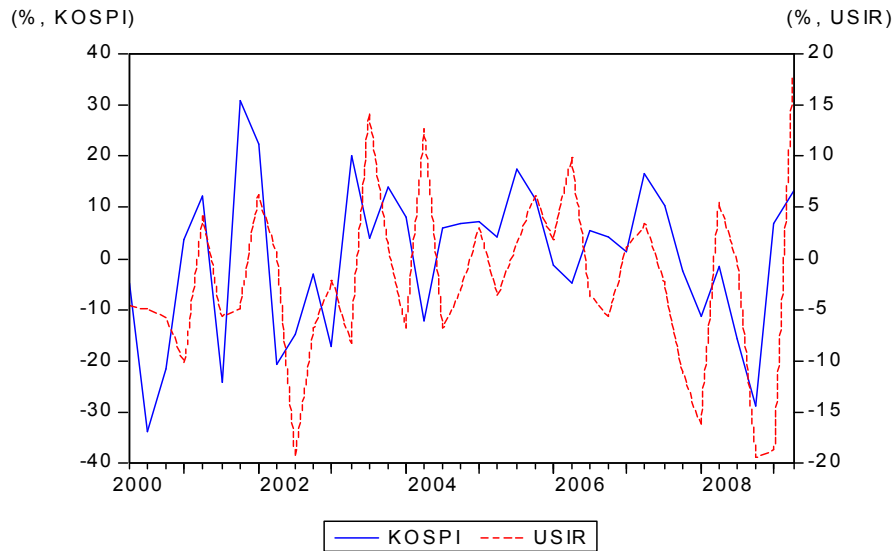
<그림 10> KOSPI지수와 회사채금리(CB)의 변동률 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

<그림 10>은 KOSPI지수와 국내 회사채금리(CB)의 변동률 추이이고, <그림 11>은 KOSPI지수와 미국채금리(USIR)의 변동률 추이를 나타낸 것이다. 두 그림에서 KOSPI지수와 국내외금리 변동률을 보면 ‘양’과 ‘음’의 효과가 병행하여 나타나고 있는데, 전체적으로는 ‘양’의 효과가 다소 커 보인다. 이러한 현상은 경기가 호전되면 그 속도에 맞춰서 금리를 인상하고, 경기가 침체되면 경기부양 차원에서 금리를 인하하는 금리정책으로 설명될 수 있겠다. 따라서 금리와 KOSPI지수의 관계는 원칙적으로 ‘음’의 속성을 가지고 있으나, 금리정책에 의해 ‘양’의 효과가 발생하여 ‘음’의 효과가 작아지고 있는 것으로 보인다.

<그림 11> KOSPI지수와 미국채 금리(USIR)의 변동률 추이



출처 : 한국은행 경제통계 시스템

전통적인 주식평가모형에서는 미래에 유입되는 불확실한 현금흐름을 위험이 반영된 할인율인 위험조정할인율로 사용하여 할인 평가하게 된다. 금리가 상승하면 위험조정할인율이 높아지고 주식보유에 대한 기회비용이 발생하여 주가는 하락하고, 금리가 하락하면 위험조정할인율이 낮아지고 주식보유에 대한 기회비용이 적어져 주가는 상승하게 된다.

$$P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{EPS_t}{(1+i)^t} \quad (28)$$

P_0 : 현재시점주가

EPS_t : 주당순이익

i : 위험조정할인율(금리)

일반적으로 금리가 상승하면 기업의 현재가치를 결정하는 할인율이 높아지고 주식보유에 대한 기회비용이 상승하여 주가는 하락하는 경우가 많으므로 주가와 금리는 ‘음’의 관계를 가지게 된다. 최근 미국의 서브프라임 사태로 인한 침체상태의 경기를 진작시키려는 목적으로 재정정책과 금융정책을 사용하고 있는데, 이중 한국은행의 금리인하 정책은 기업의 금융비용 절감과 투자 촉진을 가져와 기업의 수익성과 재무구조가 개선되어 주가 상승이 나타나고 있다. 투자자 입장에서는 금리인하는 예금, 채권 등의 기대수익률을 하락시킴으로써 상대적으로 주식이나 다른 실물자산에 대한 투자수요를 촉진시키게 된다. 그 결과 외국인의 국내주식투자가 증가하여 주가는 상승하게 된다.

5. 외국인주식순매수금액

주식투자에 있어 외국인 투자자는 매수 또는 매도의 방향에 대한 의사결정이 내려지면 일정기간 동안 한 방향으로 이어지는 특성이 있다. 외국인들의 주식투자 의사결정에 영향을 미치는 많은 변수가 있겠지만, 그들이 어느 쪽이든 방향성을 정하고 투자를 하게 되면 KOSPI지수 그 방향으로 영향을 받게 됨을 경험적으로 알 수 있다.

<표 4>는 투자자별 주식거래 순매수이다. 이 표를 살펴보면 외국인의 순매수 금액은 국내 기관 투자자들과 함께 규모가 큰 것으로 나타났다. 따라서 국내 주식시장에서 거래의 한 축을 맡고 있는 외국인의 주식매수금액이 주가지수에 미치는 영향 또한 적지 않을 것이다. 다만 외국인투자자의 순매수 금액이 분석기간 중 낮은 주가지수를 기록하던 2004년 이전에는 비교적 꾸준한 매수를 하였으나, 주가지수가 본격적으로 상승하던 2005년 이후에는 서서히 매도금액을 증가시킴을 확인할 수 있다. 이는 주가가 상승할 때에는 외국인투자자가 매수를 하고, 주가가 하락할 때에는 매도를 할 것이라는 일반적 예상과는 다소 차이가 있는 결과이다. 특히 주가 상승기에 주식을 매도한 부분은 상대적으로 고평가된 업종의 주식을 매도하고, 저평가된 주식을 매수하는 리밸런싱(Rebalancing)을 하는 과정에서 나타난 현상으로 판단된다.

<표 4> 투자자별 주식거래 순매수 (단위 : 백만원)

	기관투자자	개인	외국인	기타외국인	기타
2000년	-8,668	-3,805	11,387	0	1,086
2001년	-2,780	-4,238	7,447	0	-429
2002년	890	864	-2,899	0	1,144
2003년	-8,997	-5,877	13,769	5	1,100
2004년	-5,639	-6,613	10,484	-126	1,894
2005년	8,077	-7,812	-3,871	-1,155	4,760
2006년	10,512	-2,942	-10,767	-744	3,942
2007년	10,980	6,544	-25,261	-2,470	10,207
2008년	23,260	2,831	-33,604	-982	8,495
2009년6월	-14,041	2,888	11,983	-1,465	-766

주 : 외국인은 외국인투자등록 ID가 있는 경우이며, 그 외는 기타외국인임.

출처 : 한국거래소, KOSPI시장 기준.

<표 5> KOSPI시장의 투자주체별 주주수 분포 [단위 : 명, ()안은 구성비]

년	정부기관	기관투자자	일반법인	개인	외국인	합계
2000	7 (0)	373 (0.01)	7,852 (0.29)	2,680,968 (99.26)	11,748 (0.43)	2,700,948 (100)
2001	10 (0)	296 (0.01)	7,800 (0.24)	3,235,346 (99.36)	12,860 (0.39)	3,256,312 (100)
2002	13 (0)	297 (0.01)	7,133 (0.23)	3,073,016 (99.32)	13,729 (0.44)	3,094,188 (100)
2003	13 (0)	302 (0.01)	8,464 (0.26)	3,215,207 (99.26)	15,335 (0.47)	3,239,321 (100)
2004	13 (0)	299 (0.01)	8,114 (0.26)	3,076,304 (99.18)	16,899 (0.54)	3,101,629 (100)
2005	12 (0)	293 (0.01)	8,801 (0.31)	2,820,011 (99.03)	18,499 (0.65)	2,847,616 (100)
2006	19 (0)	550 (0.02)	10,147 (0.36)	2,800,691 (98.89)	20,635 (0.73)	2,832,042 (100)
2007	12 (0)	301 (0.01)	8,820 (0.26)	3,361,186 (99.04)	23,498 (0.69)	3,393,817 (100)
2008	16 (0)	327 (0.01)	9,970 (0.26)	3,739,654 (99.17)	21,081 (0.56)	3,771,048 (100)

출처 : 한국거래소

<표 5>는 KOSPI시장의 투자주체별 주주수 분포를 나타낸 것이다. 투자주체별 주주수 분포 측면을 살펴보면 외국인 투자자는 2008년 기준 전체투자자의 0.56% 정도에 그치고 있다. 개인투자자 99%의 주주수 분포에 비하면 매우 낮은 수준이다. 전통적으로 개인투자자의 비중이 높은 우리 주식시장을 감안한다 하더라도 외국인 투자자의 주주수 분포는 매우 낮게 나타났다.

<표 6 > KOSPI시장의 투자주체별 주식소유분포(시가총액기준)

[단위 : 억원, ()안은 구성비]

년	정부기관	기관투자자	일반법인	개인	외국인	합계
2000	267,144 (14)	294,751 (16)	364,937 (20)	373,146 (20)	562,100 (30)	1,862,078 (100)
2001	208,238 (8)	402,967 (16)	439,138 (17)	571,175 (22)	936,983 (37)	2,558,501 (100)
2002	146,453 (6)	409,911 (16)	521,234 (20)	577,603 (22)	931,607 (36)	2,586,808 (100)
2003	161,270 (5)	593,283 (17)	673,537 (19)	700,195 (20)	1,425,341 (40)	3,553,626 (100)
2004	181,531 (4)	727,646 (18)	742,465 (18)	742,663 (18)	1,731,577 (42)	4,125,881 (100)
2005	260,605 (4)	1,283,754 (20)	1,196,579 (18)	1,207,182 (18)	2,602,626 (40)	6,550,746 (100)
2006	302,268 (4)	1,547,234 (22)	1,306,667 (19)	1,264,371 (18)	2,625,335 (37)	7,045,875 (100)
2007	297,135 (3)	2,015,893 (21)	2,049,956 (22)	2,074,653 (22)	3,081,809 (32)	9,519,447 (100)
2008	167,669 (3)	711,442 (12)	1,662,867 (29)	1,557,027 (27)	1,656,548 (29)	5,755,553 (100)

출처 : 한국거래소

<표 6>은 KOSPI시장의 투자주체별 주식소유분포를 나타낸 것이다. 표를 보면 외국인투자자들의 주식소유분포가 시가총액 기준으로 30~40%의 주식을 소유하고 있는 것으로 나타나 있는데, 이는 외국인 투자자의 수는 적지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율 면에서 KOSPI시장에 주는 영향력이

그만큼 크다는 것을 의미한다. 따라서 외국인 투자자가 매수와 매도 중 어느 한 방향으로 거래를 하게 된다면 이는 KOSPI지수에 직접적으로 영향을 주는 요인이 될 것이다.

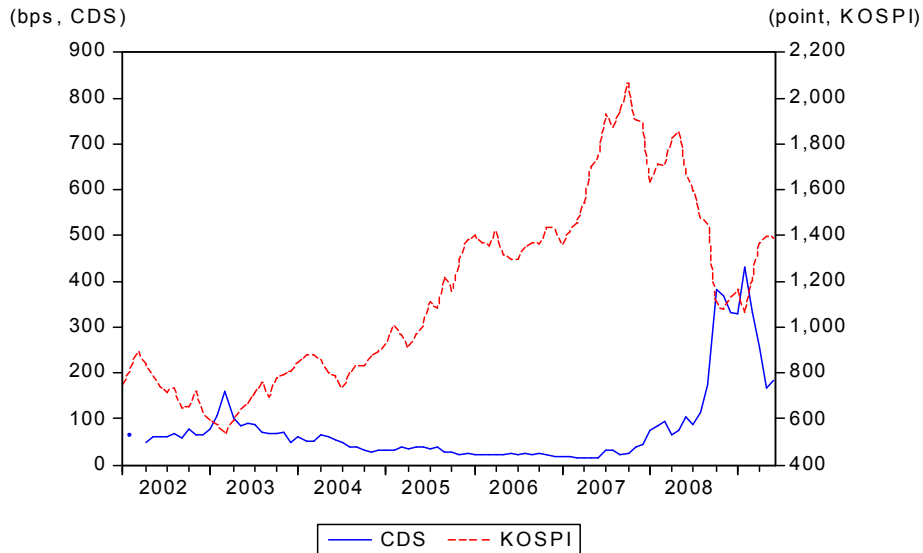
이와 더불어 2000년 초반 약 15% 수준이던 외국인 투자자의 거래비중이 2009년에 들어서는 30%대를 기록하고 있다. 이는 서서히 외국인 투자자의 영향력이 시가총액 측면에서 뿐만 아니라 일중 거래에서도 영향력이 강화되고 있음을 의미한다. 특히 외국인 투자자들은 개인투자자에 비해 비교적 정확한 정보를 바탕으로 주식시장에서 승자로 군림하고 있는 것이 사실이다. 따라서 외국인주식순매수금액은 KOSPI지수에 '양'의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다.

6. 외평채CDS프리미엄

CDS(Credit Default Swap)프리미엄은 기초자산의 신용위험에 대한 가격을 수치화한 것으로 프리미엄 상승은 신용위험의 증가를 의미한다. 따라서 외평채CDS프리미엄은 국가신용도와 관련된 위험지표라고 할 수 있다.

기본적으로 CDS프리미엄은 채권이나 대출금 등 기초자산의 신용위험을 전가하고자 하는 보장매입자가 일정한 수수료를 지급하는 대가로 기초자산의 채무불이행 등 신용사건 발생시 신용위험은 떠안은 보험매도자로부터 손실액 또는 일정금액을 보상받기로 약정하는 거래이다. 즉, 채권을 발행할 때 리보금리(LIBOR)에 가산되는 금리를 말하는 것으로, 채권의 파산위험에 대한 보험료 성격과 함께 그 자체로 거래되는 금융상품이다. 채권 발행회사의 신용위험에 따라 결정되는데, 통상 CDS 프리미엄이 10%p 이상이면 부도위험에 직면한 것으로 보고 있다. 100달러의 회사채를 보증받기 위해서는 10%에 해당하는 10달러의 수수료를 지급해야 하기 때문이다. 부도날 확률이 높은 회사들에게 수수료가 더 많이 물리게 되는데, 그 수수료가 바로 CDS프리미엄이다.

<그림 12> 외평채CDS프리미엄과 KOSPI 추이



출처 : Thoms on Reuters, Datastream

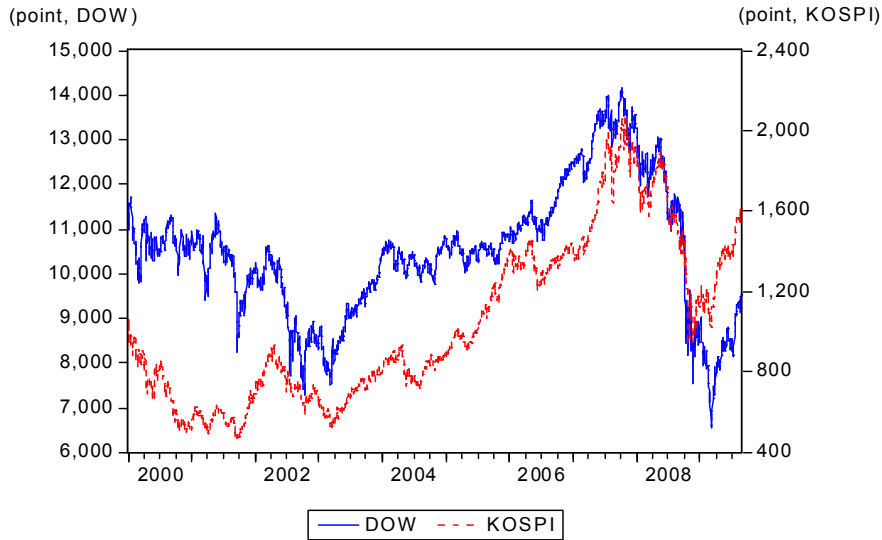
<그림 12>는 외평채CDS프리미엄과 KOSPI 추이를 나타낸 것이다. 그림에서 보면 2008년 이후 외평채CDS프리미엄이 증가하였는데, 이는 시기적으로 리먼 브라더스社의 파산보호신청 이후에 해당된다. 우리나라의 경우 경상수지 적자, 단기외채 등에 대한 우려로 상승하였는데 2009년 2월에 432bps를 기록하며 최고치를 기록하였다. 당시 상황은 은행외채 대비 은행단기외채비중과 명목GDP 대비 총외채비율이 상대적으로 높아서 은행들의 외화유동성이 악화되어 있었다. 이에 은행 외화채권의 CDS프리미엄이 급증하였고, 은행들이 정부와 한국은행으로부터 외화자금을 지원받기도 하였다. 또한 1997년 외환위기 때 IMF 지원금융을 받았다는 경험 자체가 외환부문에서 국가부도의 재발 가능성이 높다는 것으로 인식되어 높은 CDS프리미엄을 경험하였다. 이는 우리나라가 국가CDS프리미엄을 낮추는 데 필요한 국제통화국, 국제금융중심지, 높은 금융경쟁력 등의 요소를 갖고 있지 않았기 때문이다. 본 논문에서 사용

한 외평채CDS프리미엄은 국가신용도로 볼 수 있으며 KOSPI지수에 ‘음’의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다.

7. 다우지수

뉴욕 월가에는 뉴욕증권거래소, S&P 500 등 여러 개의 증권시장이 있고 저마다 거래지수를 갖고 있지만 공신력 면에서 다우존스 공업지수가 대표적이다. 다우존스 평균주가(Dow Jones Average)는 지난 1898년 월스트리트지창간자 찰스 다우와 출판인 에드워드 존스에 의해서 처음 도입된 미국 증권시장의 동향 및 시세를 알려주는 뉴욕증시의 대표적인 주가지수이다. 다우지수는 다음과 3가지로 구분하여 발표되고 있다. 첫째, 공업평균지수는 공업관련 블루칩 주식 30개 종목의 시장가격을 평균하여 산출한 것이고, 둘째, 수송지수는 철도 관련주 20개 종목의 시장가격을 평균하여 산출한 것이고, 셋째, 공익지수는 공공기업 15개 종목의 시장가격을 평균하여 산출하여 발표하고 있다. 이 중 뉴욕증권시장에 상장된 우량 공업기업 주식 30개 종목을 표본으로 하여 시장가격을 평균하여 산출한 공업평균지수가 가장 많이 이용된다. 다우지수가 미국 주식시장의 동향과 시세를 알려주는 대표적인 주가지수이지만 다음과 같은 문제점을 가지고 있다. 첫째, 표본종목의 수가 적어서 이를 기초로 한 주가지수는 시장 전체의 동향을 대변할 수 없으며, 표본주식의 성격이 모든 주식의 성격을 대표할 수 없다는 점이다. 둘째, 주당 가격을 가중치로 하여 산출하기 때문에 주가가 높은 주식이 주가가 낮은 주식에 비해 지수계산에서 비중이 높다는 점이다. 즉 어떤 주식의 가격이 높을 때는 그 주식의 가격변화가 지수의 변화에 많은 영향을 미치지만, 이 기업이 성장률이 높아져 주식분할·주식배당을 하게 되어 주가가 낮아지면 전과는 달리 지수계산에서 비중이 줄어들게 된다. 셋째, 표본종목들이 시간이 경과함에 따라 그 기업이 속한 산업을 대표할 수 없을 때는 표본을 새로 구성해야 하므로 과거와 다른 성격의 지수가 되어 과거의 지수와 연속성을 유지하기 어렵다는 점 등이다.

<그림 13> DOW지수와 KOSPI지수 추이



출처 : 한국거래소

<그림 13>은 대표적인 해외지수인 다우지수와 KOSPI지수의 추이를 나타낸 그림이다. 그림을 보면 다우지수는 2000년대 초에는 하락세를 보였고, 이후 2007년까지는 역사적인 고점 14,198p을 기록하는 흐름을 기록하였다. 그러다가 2007년 이후 미국발 서브프라임에 의한 금융위기를 맞아 충격을 받아 2007년 10월 14,198p에서 2009년 3월 6,469p까지 약 7,700p의 하락을 경험하였다. 다우지수와 KOSPI지수는 등락률은 다소 차이가 있을 수 있으나 등락의 방향성은 대체로 일치하고 있다. 이는 정보공유 네트워크의 발전으로 인해 세계 곳곳에서 일어나고 있는 경제활동은 실시간으로 서로 영향을 주고받고 있기 때문이다. 물론 최근에는 KOSPI지수가 해외지수의 영향을 받는 것만이 아니라 해외지수에 영향을 미치기도 한다.

주가지수 결정요인으로 해외지수도 상당한 역할을 하고 있다. 특히 KOSPI 지수를 기준지수로 하고 미국 다우지수를 비교지수로 할 때 0.3대의 높은 상

관계수를 보이고 있다. 경제 구조적으로 우리나라의 경우 대미 수출비중이 높기 때문에 미국시장의 영향력이 크다는 사실은 지극히 당연한 사실이다. 또한 다우지수는 KOSPI시장 개장 3~4시간 전 마감되기 때문에 KOSPI시장 개장 전까지 발생한 여러 주가와 관련된 정보를 담은 지수라고 할 수 있다. 물론 미국의 다우지수뿐만 아니라 나스닥지수, 일본의 NIKKEI지수, 홍콩H지수, 중국 상해지수, 대만지수도 국내에 미치는 영향이 적지 않다. 그러나 본 논문에서는 다국적 기업이 많이 포함되어 있는 미국의 다우지수를 대표 해외지수로 사용하고자 한다.

8. 주요 경제지표의 변화가 KOSPI지수에 미칠 영향

<표 7>은 위에서 언급한 주요 경제변수들의 변화가 KOSPI지수에 어떠한 방향으로 영향을 줄 것인지 대한 예상을 정리한 것이다.

<표 7> 주요 경제변수가 KOSPI에 미칠 영향 예상표

변수	예상 부호
통화량(<i>M2</i>) 증가시	+ : 케인즈안의 견해 (우세) - : 통화주의자의 견해
환율(<i>KRW</i>) 상승시	+ : 대외신용도 안정, 수입물가안정 - : 대외신용도 불안, 수입물가상승 (우세)
산업생산지수(<i>IIP</i>) 상승시	+ : 경기동행지수로서의 역할 수행
금리(<i>CB, USIR</i>) 하락시	+ : 주식이 채권의 대체투자재로 인식 및 기업의 금융비용 절감 (우세) - : 경기흐름 고려
외국인주식순매수금액(<i>NFB</i>) 증가시	+ : 투자자의 수는 적지만 거래금액 및 주식소유분포 고려시
외평채CDS프리미엄(<i>CDS</i>) 상승시	- : 국가신용도와 관련된 위험지표
다우지수(<i>DOW</i>) 상승시	+ : 다우 폐장시간과 KOSPI 개장시간 근접 우리나라 경제구조와의 연관성

제 4 장 벡터오차수정모형에 의한 분석

제 1 절 일별 모형 분석 결과

1. 분석 모형 설정

제3장의 식(27)에서는 KOSPI지수를 종속변수로 하고 통화량, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 산업생산지수, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수를 설명변수로 하는 모형을 상정하였다. 그러나 위의 모든 변수를 포함한 모형의 분석결과에서는 설명변수의 부호와 통계적 유의성이 낮게 도출되었다. 따라서 본 절에서는 KOSPI지수에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상되는 설명변수 5가지를 포함하여 벡터자기회귀모형(VAR)을 설정하였다. 분석 과정에서 원/달러환율(KRW), 회사채금리(CB), 미국채금리($USIR$), 외국인주식순매수금액(NFB), 다우지수(DOW)가 가장 설명력이 높은 변수로 도출되었으므로, 일별모형에서는 식(29)와 같은 5가지 변수를 설명변수로 하여 모형을 구성하였다.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \Pi_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (29)$$
$$X_t = [KOSPI_t, KRW_t, CB_t, USIR_{t-1}, NFB_t, DOW_{t-1}]$$

여기서 Π_i 는 정방계수행렬이고, ϵ_t 는 교란항 벡터를 각각 나타낸다. X_t 에 포함된 변수는 KOSPI지수($KOSPI$), 원/달러환율(KRW), 회사채금리(CB), 미국채금리($USIR$), 외국인주식순매수금액(NFB), 다우지수(DOW)이다.

원/달러환율의 상승은 수입물가 상승을 가져와 KOSPI지수에 '음'의 영향을 주고, 금리 상승은 기업의 현재가치를 결정하는 할인율을 높이고 주식보유에 대한 기회비용을 증가시켜 주가에 '음'의 영향을 주게 될 것으로 예상된다.

다. 외국인주식순매수금액은 외국인 투자자의 수는 적지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서의 영향력이 클 것으로 판단되고 KOSPI지수에 '양'의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다. 다우지수는 대미 수출비중이 높은 우리나라 경제구조와 밀접한 관계를 갖는다는 점과 다우시장 장 마감 약 4시간 후에 KOSPI시장이 개장한다는 점을 근거로 KOSPI지수와 '양'의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다.

2. 단위근 검정

먼저 각 변수에 대해 시계열 자료의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 수행하였고 그 결과는 <표 8>, <표 9>, <표 10>에 제시하였다. <표 8>은 ADF 검정결과이고 <표 9>는 PP 검정결과이다. <표 8>과 <표 9>를 보면 외국인주식순매수금액은 수준과 차분에서 모두 단위근을 가지고 있다는 귀무가설을 기각하고 있고, 나머지 변수들은 수준에서는 귀무가설을 기각하지 못하나 차분변수에서는 유의수준 1%에서 임계치의 범위 밖에 존재하므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 따라서 외국인주식순매수금액은 수준과 차분에서 모두 안정적이거나, KOSPI지수, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 다우지수는 수준변수에서는 불안정적이지만 차분변수에서는 안정적임을 확인할 수 있다.

<표 10>은 KPSS 검정결과이다. KPSS 검정은 ADF검정 및 PP검정과 반대개념의 귀무가설을 가지고 있는 단위근 검정방법이다. KPSS 검정결과를 살펴보면 수준변수에서는 1% 수준에서 '정상성(stationary)을 가진다(시계열이 안정적이다)'는 귀무가설을 기각하고 있으므로 수준에서 불안정적임을 알 수 있고, 차분변수에서는 귀무가설을 기각하지 못하고 있어 차분변수는 안정적 시계열 변수임을 확인할 수 있다. 이상의 단위근 검정 결과 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수가 $I(1)$ 임을 확인하였다. 따라서 불안정적 수준변수들 간의 선형결합 중 안정적인 장기균형관계가 존재하는지 여부를 알아보는 공적분 검정이 필요하다.

<표 8> ADF 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	-2.023(0)	-43.336***(0)
<i>KRW</i>	-1.154(3)	-27.840***(2)
<i>CB</i>	-1.645(1)	-37.118***(0)
<i>USIR</i>	-2.654(0)	-33.831***(1)
<i>NFB</i>	-10.350***(4)	-31.029***(3)
<i>DOW</i>	-1.443(2)	-35.641***(1)

주 : 1) ***, **와 *는 각각 1%, 5% 그리고 10% 수준에서 유의함을 나타내며, 이하에서 제시되는 모든 <표>에서 동일하게 적용됨.
 2) 시차선정기준은 SIC(Schwarz Information Criterion)기준에 의하여 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

<표 9> Phillips-Perron 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	-1.999(9)	-43.346***(11)
<i>KRW</i>	-1.218(11)	-42.847***(10)
<i>CB</i>	-1.767(10)	-37.178***(7)
<i>USIR</i>	-2.578(7)	-44.364***(5)
<i>NFB</i>	-34.137***(25)	-108.855***(46)
<i>DOW</i>	-1.518(21)	-50.061***(18)

주 : 시차선정기준은 Newey and West(1987) 방식에 따라 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

<표 10> KPSS 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	0.578***(34)	0.098(10)
<i>KRW</i>	0.986***(34)	0.058(10)
<i>CB</i>	0.866***(33)	0.113(10)
<i>USIR</i>	0.665***(34)	0.041(5)
<i>NFB</i>	0.331***(28)	0.061(48)
<i>DOW</i>	0.734***(34)	0.105(23)

주 : 시차선정기준은 Newey and West(1987) 방식에 따라 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

3. 공적분 검정

앞서 단위근 검정의 결과를 보면 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수들이 수준에서 단위근을 갖는 불안정적인 모습을 보였다. 불안정적인 시계열을 가지고 회귀분석을 수행하게 되면 가성회귀(spurious regression)현상이 발생할 가능성이 높다. 그러나 개별 시계열이 불안정적일지라도 이들 변수 간에 공적분 관계가 존재하면 선형결합이 안정적이 되어 차분 없이도 이 변수들로 도출된 회귀분석이 유의할 수 있다. 따라서 시차(Lag intervals)는 4를 주고, 임계치(Critical values)는 Osterwald-Lenum(1992)을 기준으로 하여 요한슨 공적분 검정을 하였으며, 검정결과는 <표 11>에 제시하였다. Johansen 검정 결과를 보면 적어도 1개의 공적분 방정식이 있음을 알 수 있다. 공적분 관계가 성립한다는 것은 장기적 관계가 존재함을 의미한다. 따라서 사용하는 시계열 변수가 각각 단위근을 갖는다 하더라도, 이들의 선형결합이 단위근을 갖지 않는다면 회귀식이 의미가 있는 것이다. 각 변수의 공적분 관계를 검정한다는 것은 결국 변수간 이론적 함수관계를 검정하는 것과 같은 효과를 갖는다.

<표 11> Johansen 검정

	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량
$r = 0$	237.618 ***	162.906 ***
$r \leq 1$	74.712	34.482
$r \leq 2$	40.231	20.897
$r \leq 3$	19.333	8.419
$r \leq 4$	10.915	6.168
$r \leq 5$	4.746	4.746

주 : 임계치는 MacKinnon, Haug and Michelis(1999)를 참조.

4. 장기균형식 추정결과

앞선 단위근 검정결과에서 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수가 $I(1)$ 이었기에 불안정적인 수준변수들 간의 안정적인 장기균형관계가 있는 공적분 검정을 수행하였다. 공적분 검정결과, 적어도 1개의 공적분 방정식이 있는 것으로 확인되었다. 따라서 모형에 사용된 시계열 변수가 단위근을 갖는다 하더라도, 각 변수의 공적분 관계가 존재함을 확인하였으므로 KOSPI지수에 대한 장기균형벡터를 추정하였다.

<표 12> 장기균형벡터 추정 결과

	계수	t 통계량
상수	-3.62	
KRW_t	-9.41	-1.98**
CB_t	7.59	3.65***
$USIR_{t-1}$	-0.33	-0.14
NFB_t	30.92	14.75***
DOW_{t-1}	6.98	1.65**

<표 12>는 KOSPI지수에 대한 장기균형벡터 추정결과이다. 장기균형벡터에서 원/달러환율, 외국인주식순매수금액, 다우지수는 예상과 일치한 부호가 도출되었고 통계적 유의성도 높게 나타났다. 그러나 회사채금리는 통계적 유의성은 있으나 부호가 예상과 다르게 나타났고, 미국채금리는 부호는 예상과 일치하나 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 원/달러환율은 예상했던 것과 같이 KOSPI지수에 ‘음’의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 환율이 상승하게 되면 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 ‘음’의 영향을 주고, 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되어 주가에 ‘음’의 효과를 주기 때문으로 보인다.

그러나 회사채금리는 ‘음’의 관계를 예상했으나 ‘양’의 관계를 보였다.

애초에는 금리 상승은 기업의 현재가치를 결정하는 할인율이 높아지고 주식보유에 대한 기회비용을 상승시켜 주가와 금리는 ‘음’의 관계를 가지게 될 것으로 예상했다. 그러나 결과는 예상과 달리 ‘양’의 관계로 나타났다. 이것은 제3장의 <그림 10> KOSPI지수와 회사채금리의 변동률 추이와 깊은 관계가 있는 것으로 보인다. 즉 경기가 호전되면 경기과열을 막기 위해 개선속도를 감안하여 금리인상정책을 시행하고, 경기가 침체되면 경기부양 차원에서 금리인하정책을 시행하여, 금리와 KOSPI지수의 관계는 원칙적으로 ‘음’의 속성을 가지고 있음에도 불구하고 ‘양’의 효과가 발생하여 ‘음’의 효과가 간섭 받는 것으로 보인다.

미국채금리는 예상과 동일하게 ‘양’의 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 또한 미국채금리의 추정계수 절대치가 다른 변수에 비해 적게 나타났는데, 국내 다른 변수는 물론이고 국내 회사채금리에 비해 상대적으로 영향력이 적음을 의미한다고 할 수 있다. 외국인주식순매수금액은 KOSPI지수와 ‘양’의 방향을 보이고 있어 예상에 부합한 결과가 나타났고, 계수도 가장 큰 것으로 나타났다. 이는 KOSPI시장에서 외국인 투자자가 수로는 열세이지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서의 영향력이 그만큼 큰 것으로 보인다. 다우지수도 KOSPI지수와 ‘양’의 관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 우리나라 경제구조가 대미 수출비중이 높다는 사실에 비추어 볼 때 지극히 당연한 결과로 보인다. 또한 다우지수는 KOSPI시장 개장 3~4시간 전 마감되기 때문에 KOSPI시장 개장 전까지 발생한 많은 정보들이 상당부분 우리에게 영향을 미치고 있으므로 예상과 일치된 ‘양’의 관계를 보인 것으로 보인다.

5. 오차수정모형 추정결과

단위근 검정결과에서 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수가 $I(1)$ 이었고, 공적분 검정결과에서 적어도 1개의 공적분 방정식이 있는 것으로 확인되었다. 따라서 KOSPI지수 결정요인을 분석하기 위하여 제3장 1절의 식(27)에

서 상정한 VAR모형을 식(30)과 같이 표현하였다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (30)$$

식(30)에서 변수벡터 X_t 는 원/달러환율(KRW), 회사채금리(CB), 미국채금리($USIR$), 외국인주식순매수금액(NFB), 다우지수(DOW)의 조합으로 이루어졌다. Π_i 는 계수행렬, ϵ_t 는 교란항 벡터를 나타낸다.

식(29)에서 X_t 를 구성하는 변수 중 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수가 $I(1)$ 이기 때문에 각 변수들을 차분하였고, X_t 를 구성하는 변수들 사이에 공적분 관계가 존재함을 확인하였기 때문에 Engel and Granger(1987)의 대표정리(representation theorem)에 따라 오차수정을 포함시킨 벡터오차수정모형을 만들 수 있다. 따라서 앞장에서 논의한 변수들을 고려하여 식(31)과 같이 VECM을 설정하였다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \epsilon_t \quad (31)$$

단, 여기에서 $\Gamma_i = \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i - I$ 이고, $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_j - I$ 이고,

$$X_t = \{KOSPI, KRW, CB, USIR, NFB, DOW\}$$

$$KOSPI = KOSPI\text{지수}$$

$$KRW = \text{원/달러환율}$$

$$CB = \text{회사채금리}$$

$$USIR = \text{미국채금리}$$

$$NFB = \text{외국인순매수금액}$$

$$DOW = DOW\text{지수}$$

이 모형은 X_t 의 개수인 총 6개의 방정식으로 구성된다. 그러나 본 논문의 관심은 KOSPI지수 결정요인 분석에 있으므로 KOSPI가 종속변수인 하나의 방정식만 제시하고자 하며, 추정결과는 다음과 같다.¹³⁾

$$\begin{aligned}
 \Delta KOSPI = & 0.001 - 0.04\Delta KOSPI_{t-1} - 0.08\Delta KOSPI_{t-2} - 0.03\Delta KOSPI_{t-3} \\
 & (1.40)^* \quad (-1.46)^* \quad (-2.76)^{***} \quad (1.10) \\
 & - 0.02\Delta KRW_{t-1} - 0.11\Delta KRW_{t-2} + 0.19\Delta KRW_{t-3} \\
 & (-3.62)^{***} \quad (-2.09)^{**} \quad (3.42)^{***} \\
 & + 0.05\Delta CB_{t-1} + 0.01\Delta CB_{t-2} - 0.17\Delta CB_{t-3} \\
 & (1.49)^* \quad (0.10) \quad (-4.03)^{***} \\
 & - 0.01\Delta USIR_{t-1} + 0.07\Delta USIR_{t-2} + 0.03\Delta USIR_{t-3} \\
 & (-0.02) \quad (2.83)^{***} \quad (1.38)^* \\
 & - 0.01\Delta NFB_{t-1} - 0.01\Delta NFB_{t-2} - 0.00\Delta NFB_{t-3} \\
 & (-1.15) \quad (-1.48)^* \quad (-0.89) \\
 & + 0.03\Delta DOW_{t-1} + 0.06\Delta DOW_{t-2} + 0.00\Delta DOW_{t-3} \\
 & (0.81) \quad (1.74)^{**} \quad (0.02) \\
 & - 0.0001 ECT_{t-1} \\
 & (-1.62)^*
 \end{aligned}$$

주: ()은 t 값임.

여기서 오차수정항 ECT_{t-1} 의 계수가 -0.0001 으로 음수를 보이고 있다. 오차수정항은 장기균형으로의 조정속도(adjustment speed)를 의미하므로 하향조정함을 알 수 있고 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 그러나 조정속도가 -0.0001 로 느리게 나온 것은 장기균형으로의 회복속도가 느리다는 것을 의미하는데, 이는 KOSPI지수라는 변수의 특성 때문으로 보인다. 주가지수는 모형에 포함된 변수에 의해 많은 영향을 받기도 하지만 모형 내에 포함시키지 못

13) SC 기준에 의해 선정한 시차의 길이는 '3'이었다.

한 다른 많은 변수에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 이러한 특성으로 인해 주가지수를 임의보행한다고 이야기한다. 따라서 조정속도가 느리게 나온 것은 모형에 포함시키지 못한 다른 요인에 의해 간섭을 받기 때문으로 판단된다.

6. 충격반응 및 분산분해 분석

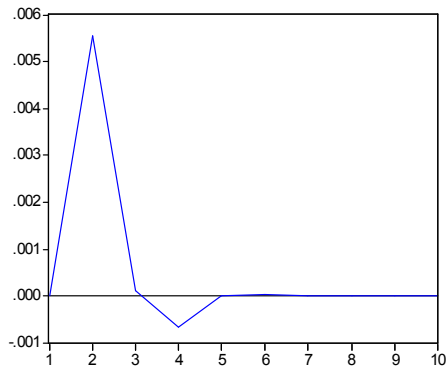
장기균형식의 추정결과에서 KOSPI지수에 유의한 영향을 미치는 변수들로 식(29)와 같이 VAR을 추정하였다. 이를 바탕으로 충격반응 분석과 분산분해 분석을 수행하여 KOSPI지수에 미치는 영향을 살펴보고 각 변수들의 상대적인 중요도를 추정하였다.

<그림 14>는 결정요인에 대한 KOSPI의 반응을 나타낸 충격반응분석이다. 그림을 보면 모형에서 사용한 5개 변수들이 KOSPI지수에 주는 영향은 1주일 이내에 모두 마무리 되는 것으로 나타났다. 다우지수 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 '양'의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 '양'의 방향으로 0.0055만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 3.5일 동안에 걸쳐 강하게 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되어 약 5일째에 반응이 소멸되었다. 또한 다른 변수들에 비해 '양'의 방향으로 가장 크게 반응하였고 크기의 절대치도 가장 크게 나타났다. 이는 그만큼 KOSPI지수가 다우지수의 움직임에 크게 영향을 받는다는 것을 의미한다.

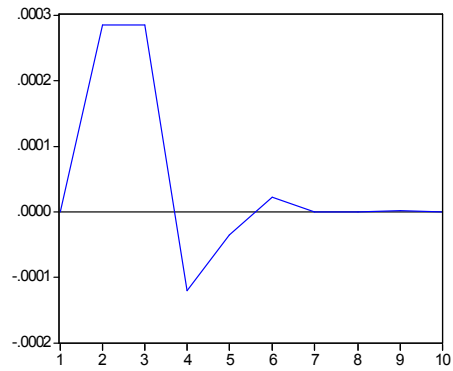
외국인주식순매수금액 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 '양'의 방향으로 약하게 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 둘째 날과 셋째 날로 '양'의 방향으로 0.0003만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 3.5일 동안에 걸쳐 반응하였는데 둘째 날과 셋째 날까지 반응이 강화되고, 셋째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되어 약 6일째에 반응이 소멸되었다. 또한 다른 변수와 비교해 보면 반응의 크기 면에서 절대치가 가장 작게 나타났다. 이는 그만큼 KOSPI지수가 외국인주식순매수금액에 대해서는 작게 영향을 받는다는 것을 의미한다.

<그림 14> 충격반응분석

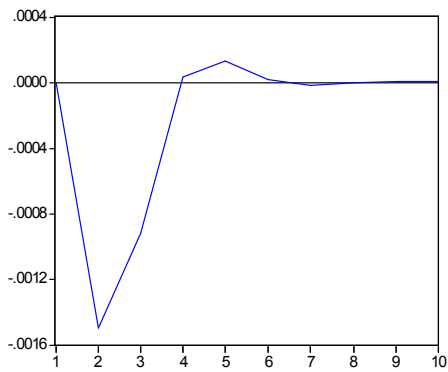
DOW 충격에 대한 KOSPI의 반응



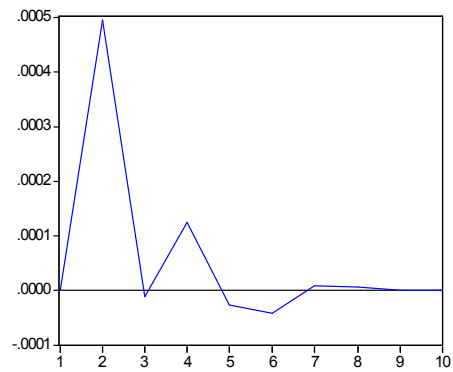
NFB 충격에 대한 KOSPI의 반응



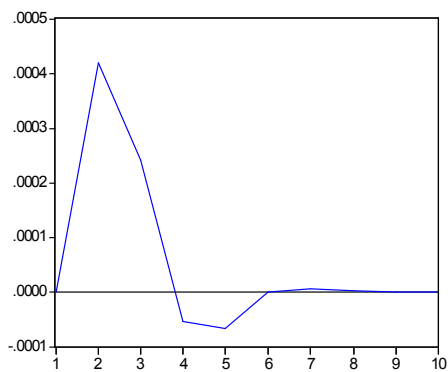
KRW 충격에 대한 KOSPI의 반응



USIR 충격에 대한 KOSPI의 반응



CB 충격에 대한 KOSPI의 반응



원/달러환율 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘음’의 방향으로 -0.0015만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 4일 동안에 걸쳐 강하게 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되어 약 6일째에 반응이 소멸되었다. 또한 다른 변수와 비교해 보면 ‘음’의 방향으로 가장 크게 반응하였고, 반응의 크기 면에서 절대치도 다우지수 다음으로 크게 나타났다. 이는 KOSPI지수가 국내변수인 외국인주식순매수금액과 회사채금리에 비해 원/달러환율의 움직임에 크게 영향을 받는다는 것을 의미한다.

미국채금리 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘양’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘양’의 방향으로 0.0005만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 5일 동안에 걸쳐 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되어 약 7일째에 반응이 소멸되었다. 또한 예상과 다른 방향성이 나타난 것은 금리 결정에 있어서 경기조절과 관련된 정책적 판단이 포함되어 있기 때문으로 보인다.

회사채금리 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘양’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘양’의 방향으로 0.0004만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 4일 동안에 걸쳐 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되어 약 6일째에 반응이 소멸되었다. 또한 예상과 다른 방향성이 나타난 것은 금리 결정에 있어서 경기조절과 관련된 정책적 판단이 포함되어 있기 때문으로 보인다.

충격반응분석에서 각 독립변수가 종속변수에 미치는 크기가 가장 큰 변수는 다우지수, 원/달러환율이었다. 방향성 또한 예상과 동일한 결과가 도출되었고 반응의 지속기간은 대부분 1주일 내에 마무리되고 있다. 반응의 크기를 기준으로 보면 다우지수가 ‘양’의 방향으로 가장 크게 나타났고, 원/달러환율이

‘음’의 방향으로 가장 크게 나타났다. 또한 반응의 크기를 절대치로 비교해 보면 외국인주식순매수금액이 가장 작게 나타났다. 또한 충격의 방향은 다우지수, 외국인주식순매수금액, 원/달러환율은 예상에 부합하게 나타났다. 특징적인 사항으로는 ‘음’의 부호를 예상했던 금리가 오히려 ‘양’의 방향으로 미약한 반응을 하는 것으로 나타났다. 이는 금리결정에 있어서 경기조절과 관련된 정책적 판단이 포함되어 있기 때문으로 보인다.

<표 13>은 모형 내에서 각 변수들의 상대적 중요도를 살펴보기 위해 분산분해 결과이다. 표에서 보는 바와 같이 상대적 중요도는 자기변수인 KOSPI지수가 가장 컸고, 그 외에는 다우지수가 큰 비중을 가지고 있다. 다우지수의 영향력이 큰 이유는 KOSPI시장 개장 약 3~4시간 전에 마감되는 다우지수의 결과가 KOSPI지수에 큰 영향을 주기 때문으로 보인다. 이러한 일별 분석결과에서 KOSPI지수는 국내 KOSPI지수와 해외 다우지수 등 국내외 주가지수 요인이 훨씬 중요하게 작용했음을 알 수 있다.

<표 13> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과

기간	KOSPI지수	DOW지수	외국인 순매수	원/달러 환율	미국채금리	회사채금리
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	87.71	11.29	0.03	0.82	0.09	0.06
3	87.39	11.25	0.06	1.13	0.09	0.09
4	87.25	11.38	0.06	1.12	0.09	0.09
5	87.24	11.38	0.07	1.13	0.09	0.09

제 2 절 월별 모형 분석 결과

1. 분석 모형 설정

제3장의 식(27)에서는 KOSPI지수를 종속변수로 하고 통화량, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 산업생산지수, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수를 설명변수로 하는 모형을 상정하였다. 그러나 위의 모든 변수를 포함한 모형의 분석결과에서는 설명변수의 부호와 통계적 유의성이 낮게 도출되었다. 따라서 본 절에서는 KOSPI지수에 유의한 영향을 미칠 것으로 예상되는 설명변수 5가지를 포함하여 벡터자기회귀모형(VAR)을 설정하였다. 분석 과정에서 통화량($M2$), 원/달러환율(KRW), 외국인주식순매수금액(NFB), 외평채CDS프리미엄, 다우지수가 가장 설명력이 높은 변수로 도출되었으므로, 월별모형에서는 식(32)와 같은 5가지 변수를 설명변수로 하여 모형을 구성하였다.

$$X_t = \sum_{i=1}^n A_i X_{t-i} + \epsilon_t \quad (32)$$
$$X_t = [KOSPI_t, M2, KRW_t, NFB_t, CDS_{t-1}, DOW_{t-1}]$$

여기서 A_i 는 정방계수행렬, ϵ_t 는 교란항 벡터를 나타낸다. X_t 에 포함된 변수는 KOSPI지수, 통화량, 원/달러환율, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수이다.

통화량 증가는 투자자의 자산배분과정에서 주식수요의 증가로 이어져 주가 상승요인으로 작용하고, 시중금리 하락을 유발하여 상대적으로 기대수익이 높은 주식시장으로 자금이 몰려 KOSPI지수 상승시키는 ‘양’의 관계가 예상된다. 원/달러환율의 상승은 수입물가 상승을 가져와 KOSPI지수에 ‘음’의 영향을 주고, 외국인주식순매수금액은 외국인 투자자의 수는 적지만 순매수 거

래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서의 영향력이 클 것으로 판단하여 KOSPI지수에 ‘양’의 방향으로 영향을 줄 것으로 예상된다. 외평채CDS프리미엄은 원화표시 자산에 대한 투자위험을 의미하므로 KOSPI지수에는 ‘음’의 영향을 줄 것으로 예상되고, 다우지수는 대미 수출 비중이 높은 우리나라의 경제구조에 밀접한 관계를 갖는다는 점과 KOSPI지수 시초가 형성에 영향을 주기 때문에 KOSPI지수와는 ‘양’의 관계를 가질 것으로 예상된다.

2. 단위근 검정

먼저 각 변수에 대해 시계열 자료의 안정성을 검증하기 위해 단위근 검정을 수행하였고 그 결과는 <표 14>, <표 15>, <표 16>과 같다. <표 14>는 ADF 검정결과이고 <표 15>은 PP 검정결과이다. 두 표를 보면 수준에서 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 불안정한 시계열로 나타났다. 차분변수에서는 유의수준 1%에서 임계치의 범위 밖에 존재하므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각한다. 따라서 모든 변수가 수준변수에서는 불안정적이지만 차분변수는 안정적임을 확인할 수 있다.

<표 14> ADF 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	-1.553(0)	-8.850***(0)
<i>M2</i>	-1.307(0)	-8.770***(0)
<i>KRW</i>	-1.288(0)	-9.786***(0)
<i>NFB</i>	-5.297(0)	-14.468***(0)
<i>CDS</i>	-0.979(0)	-8.678***(0)
<i>DOW</i>	-1.040(1)	-7.790***(0)

주 : 시차선정기준은 SIC(Schwarz Information Criterion)기준에 의하여 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

<표 15> Phillips-Perron 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	-1.866(4)	-8.887***(3)
<i>M2</i>	-1.218(4)	-8.846***(6)
<i>KRW</i>	-1.256(1)	-9.789***(1)
<i>NFB</i>	-5.362(3)	-20.229***(17)
<i>CDS</i>	-1.032(1)	-8.669***(4)
<i>DOW</i>	-0.867(3)	-7.790***(0)

주 : 시차선정기준은 Newey and West(1987) 방식에 따라 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

<표 16> KPSS 검정결과

	수준변수	차분변수
<i>KOSPI</i>	0.141*(7)	0.089(3)
<i>M2</i>	0.277***(7)	0.080(6)
<i>KRW</i>	0.238***(7)	0.052(2)
<i>NFB</i>	0.112(5)	0.106(14)
<i>CDS</i>	0.242***(7)	0.102(3)
<i>DOW</i>	0.164**(7)	0.135*(2)

주 : 시차선정기준은 Newey and West(1987) 방식에 따라 결정하였으며, () 안의 숫자는 시차의 길이를 의미함.

<표 16>은 KPSS 검정결과이다. KPSS 검정은 ADF검정 및 PP검정과 는 반대개념의 귀무가설을 가지고 있는 단위근 검정방법이다. KPSS 검정결과를 살펴보면 수준에서는 외국인순매수금액을 제외한 모든 변수들이 ‘정상성(stationary)을 가진다’는 귀무가설을 기각하고 있다. 이상의 단위근 검정 결과 외국인주식순매수금액이 KPSS 검정에서는 정상성을 가진다는 귀무가설이 기각되었으나, ADF와 PP 검정에서 정상성을 가지지 못하는 것으로 나타났으므로, 모든 변수를 $I(1)$ 로 다룰 수 있다. 따라서 불안정적 수준변수들 간의 선형

결합 중 안정적인 장기균형관계가 존재하는지 여부를 알아보는 공적분 검정이 필요하다.

3. 공적분 검정

앞서 단위근 검정의 결과를 보면 모든 변수들이 수준에서 단위근을 갖는 불안정한 시계열임을 보였다. 불안정한 시계열을 가지고 회귀분석을 수행하게 되면 가성회귀(spurious regression)현상이 발생할 가능성이 높다. 그러나 개별 시계열이 불안정적일지라도 이들 변수간에 공적분 관계가 존재하면 선형결합이 안정적이 되어 차분 없이도 이 변수들로 도출된 회귀분석이 유의할 수 있다. 따라서 시차는 4를 주고, 임계치는 Osterwald-Lenum(1992)을 기준으로 하여 요한슨 공적분 검정을 하였으며, 검정결과는 <표 17>에 제시하였다. 공적분 검정 결과를 살펴보면 공적분 검정 결과 적어도 1개의 공적분 방정식이 있음을 알 수 있다. 공적분 관계가 성립한다는 것은 장기적 관계가 존재함을 의미한다. 따라서 사용하는 시계열 변수가 각각 단위근을 갖는다 하더라도, 이들의 선형결합이 단위근을 갖지 않는다면 회귀식이 의미가 있는 것이다.

<표 17> Johansen 검정

	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량
$r = 0$	162.25***	62.38 ***
$r \leq 1$	99.87	29.36
$r \leq 2$	70.51	23.19
$r \leq 3$	47.31	19.46
$r \leq 4$	27.85	11.17
$r \leq 5$	16.68	9.43
$r \leq 6$	7.25	7.25

주 : 임계치는 MacKinnon, Haug and Michelis(1999)를 참조.

4. 장기균형식 추정결과

앞서 단위근 검정결과에서 모든 변수가 $I(1)$ 이었기에 불안정적인 수준변수들 간의 안정적인 장기균형관계가 있는 공적분 검정을 수행하였다. 공적분 검정결과, 적어도 1개의 공적분 방정식이 있는 것으로 확인되었다. 따라서 모형에 사용된 시계열 변수가 단위근을 갖는다 하더라도, 각 변수의 공적분 관계가 존재함을 확인하였기에 KOSPI지수에 대한 장기균형벡터를 추정하였다.

<표 18> 장기균형벡터 추정 결과

	계수	t 통계량
상수	-4.15	
$M2_t$	2.95	2.31**
KRW_t	-2.85	-3.72***
NFB_t	0.02	4.64***
CDS_{t-1}	-0.13	-1.03
DOW_{t-1}	0.18	0.28

<표 18>은 KOSPI지수에 대한 장기균형벡터 추정 결과이다. 장기균형벡터를 보면 통화량, 원/달러환율, 외국인주식순매수금액은 예상과 일치한 부호를 보였고 통계적 유의성도 높게 나타났다. 그러나 외평채CDS프리미엄은 부호는 예상과 일치하나 통계적 유의성이 낮게 나타났고, 다우지수는 예상과 일치한 부호가 나왔으나 통계적 유의성이 낮게 나타났다.

통화량은 예상했던 바와 같이 KOSPI지수와 '양'의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났고 계수도 가장 크게 나타났다. 통화량이 증가하면 이자율 하락으로 인한 승수효과가 발생하여 기대현금흐름이 증가하게 되어 주식수익률이 상승한다는 케인즈안의 견해와 같은 결과가 나온 것이다. 투자자들은 주식을 통화의 대체 투자자산으로 인식하고 있는데, 통화 공급의 증가 즉, 유동성 증가가 발생하게 되면 주식 등의 투자자산에 대한 수요가 증가하게 되어 주가가

상승하게 된다. 그리고 통화량 증가가 금리 하락을 유발하여 기업의 금융 부담을 완화시켜 기업실적 호전의 계기가 되어 주가가 상승한 것으로 보인다. 원/달러환율은 예상했던 것과 같이 KOSPI지수와 '음'의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 환율이 상승하면 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 '음'의 영향을 주고, 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되어 주가에 '음'의 효과를 주기 때문이다. 외국인주식순매수는 KOSPI지수와 '양'의 방향을 보이고 있어 예상에 부합한 결과가 나타났다. 이는 KOSPI시장에서 외국인 투자자의 수는 적지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서의 영향력이 그만큼 크기 때문으로 보인다. 외평채CDS프리미엄은 통계적 유의성은 낮게 나타났지만 KOSPI지수와는 '음'의 방향을 보였다. 외평채CDS프리미엄은 사실상 부도위험이 없는 미국 국채와의 금리 격차를 의미하는 것으로 원화표시 자산에 대한 투자위험을 의미하기 때문에 주가에 '음'의 영향을 미치고 있다. 다우지수도 통계적 유의성은 낮게 나타났지만 KOSPI지수와 '양'의 관계를 갖는 것으로 나타났는데, 이는 우리나라 경제구조가 대미 수출비중이 높기 때문에 미국시장의 영향력이 크다는 사실에 비추어 볼 때 지극히 당연한 결과로 보인다. 또한 다우지수는 KOSPI시장 개장 3~4시간 전 마감되기 때문에 KOSPI시장 개장 전까지 발생한 많은 정보들이 상당부분 우리에게 영향을 미치고 있다.

5. 오차수정모형 추정결과

단위근 검정결과에서 모든 변수가 $I(1)$ 이었고, 공적분 검정결과에서 적어도 1개의 공적분 방정식이 있는 것으로 확인되었다. 따라서 KOSPI지수 결정요인을 분석하기 위하여 제3장 1절의 식(27)에서 상정한 VAR모형을 식(33)과 같이 표현하였다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \epsilon_t \quad (33)$$

식(33)에서 변수벡터 X_t 는 통화량($M2$), 원/달러환율(KRW), 외국인주식순매수금액(NFB), 외평채CDS프리미엄(CDS), 다우지수(DOW)의 조합으로 이루어졌다. Π_i 는 계수행렬, ϵ_t 는 교란항 벡터를 나타낸다.

식(29)에서 X_t 를 구성하는 모든 변수가 $I(1)$ 이기 때문에 각 변수들을 차분하였고, X_t 를 구성하는 변수들 사이에 공적분 관계가 존재함을 확인하였기 때문에 Engel and Granger(1987)의 대표정리에 따라 오차수정을 포함시킨 벡터 오차수정모형을 만들 수 있다. 따라서 앞장에서 논의한 변수들을 고려하여 식(34)와 같이 VECM을 설정하였다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \epsilon_t \quad (34)$$

단, 여기에서 $\Gamma_i = \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i - I$ 이고, $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_j - I$ 이고,

$$X_t = \{KOSPI, M2, KRW, NFB, CDS, DOW\}$$

$$KOSPI = KOSPI\text{지수}$$

$$M2 = \text{통화량}$$

$$KRW = \text{원/달러환율}$$

$$NFB = \text{외국인주식순매수금액}$$

$$CDS = \text{외평채 CDS프리미엄}$$

$$DOW = DOW\text{지수}$$

이 모형은 X_t 의 개수인 총 6개의 방정식으로 구성된다. 그러나 본 논문의 관심은 KOSPI지수 결정요인 분석에 있으므로 KOSPI가 종속변수인 하나의 방정

식만 제시하고자 하며, 추정결과는 다음과 같다.¹⁴⁾

$$\begin{aligned}
 \Delta KOSPI = & 0.001 - 0.04\Delta KOSPI_{t-1} + 0.45\Delta KOSPI_{t-2} + 0.28\Delta KOSPI_{t-3} \\
 & (0.36) \quad (-0.28) \quad (2.27)** \quad (1.44)* \\
 & + 0.11\Delta M2_{t-1} - 1.05\Delta M2_{t-2} - 0.01\Delta M2_{t-3} \\
 & (0.14) \quad (-1.27) \quad (-0.01) \\
 & - 0.01\Delta KRW_{t-1} + 0.57\Delta KRW_{t-2} - 0.05\Delta KRW_{t-3} \\
 & (-0.04) \quad (2.06)** \quad (-0.20) \\
 & - 0.00\Delta NFB_{t-1} - 0.00\Delta NFB_{t-2} - 0.00\Delta NFB_{t-3} \\
 & (-1.33)* \quad (-1.33)* \quad (-1.94)** \\
 & + 0.01\Delta CDS_{t-1} + 0.03\Delta CDS_{t-2} + 0.07\Delta CDS_{t-3} \\
 & (0.13) \quad (0.54) \quad (1.42)* \\
 & + 0.49\Delta DOW_{t-1} + 0.28\Delta DOW_{t-2} + 0.02\Delta DOW_{t-3} \\
 & (1.67)** \quad (0.98) \quad (0.08) \\
 & - 0.09ECT_{t-1} \\
 & (-2.08)**
 \end{aligned}$$

주: ()안은 t 값임.

여기서 오차수정항 ECT_{t-1} 의 계수가 -0.09 으로 음수를 보이고 있다. 오차수정항은 장기균형으로의 조정속도를 의미하므로 하향조정함을 알 수 있고 통계적으로도 유의성이 높게 나왔다. 일별 오차수정모형 분석에서의 조정속도가 -0.0001 인 것과 비교하면 월별 오차수정모형 분석의 조정속도는 빨라진 것으로 나타났다. 일별 조정속도에 비해 월별 조정속도가 빨라진 것은 월별 충격이 일별 충격을 모두 포함하고 있기 때문으로 판단된다. 그렇다하더라도 월별 분석에서 장기균형으로의 조정속도는 여전히 느리다. 이는 주가지수가 모형에 포함된 변수에 의해 많은 영향을 받기도 하지만 모형 내에 포함시키지 못한

14) SC 기준에 의해 선정된 시차의 길이는 '3'이었다.

다른 많은 변수에 의해서도 영향을 받는 KOSPI 변수의 특성 때문으로 판단된다.

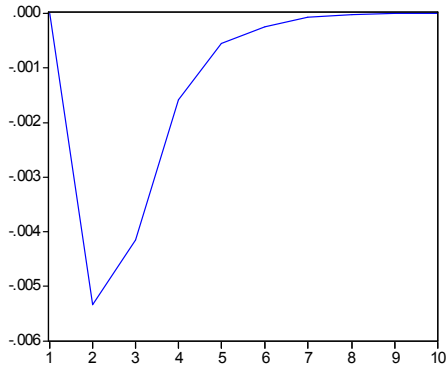
6. 충격반응 및 분산분해 분석

장기균형식의 추정결과에서 KOSPI지수에 유의한 영향을 미치는 변수들로 식(29)와 같이 VAR을 추정하였다. 이를 바탕으로 충격반응 분석과 분산분해 분석을 수행하여 KOSPI지수에 미치는 영향을 살펴보고 각 변수들의 상대적인 중요도를 추정하였다.

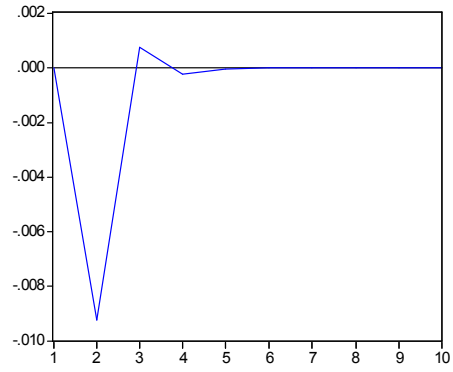
<그림 15>는 결정요인에 대한 KOSPI의 반응을 나타낸 충격반응분석이다. 그림을 보면 모형에서 사용한 5개 변수들이 KOSPI지수에 주는 영향은 초기 3개월까지는 영향을 주다가 이후 급격히 소진되어 가는 것으로 나타났다. 통화량 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 예상과는 달리 '음'의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 2개월째 되는 시점으로 '음'의 방향으로 -0.005 만큼 반응하였다. 반응의 기간은 약 5개월간으로 처음 2-3개월 동안은 강하게 반응하다가 이후 급속히 소멸되었다. 통화량 충격에 대한 KOSPI지수의 반응이 '양' 방향으로 나타날 것이라는 케인즈안의 견해가 타당하리라고 보았는데, 실증분석의 결과는 통화주의자들의 견해와 같이 '음'의 영향을 주는 것으로 나타났다. 통화주의자들은 통화량이 장기적인 사회적 실질생산의 증가를 수반하지 못하고 통화량만 증가하여 인플레이션의 원인이 되고 주가에 '음'의 영향을 준다고 보았다. 원/달러환율 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 '음'의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 2개월째로 -0.009 만큼 '음'의 방향으로 반응하였다. 반응의 속도는 약 3개월 동안에 걸쳐 강하게 반응하였는데 2개월째에 정점을 도달한 후 곧바로 소멸되었다. 외국인주식순매수금액 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 예상과 달리 '음'의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 둘째 달과 셋째 달로 '음'의 방향으로 반응하였고, 반응의 속도는 초기 2개월째까지 강하게 반응하다가 이후 그 충격이 급속히 소멸되어 약 6개월째 소멸되었다.

<그림 15> 충격반응분석

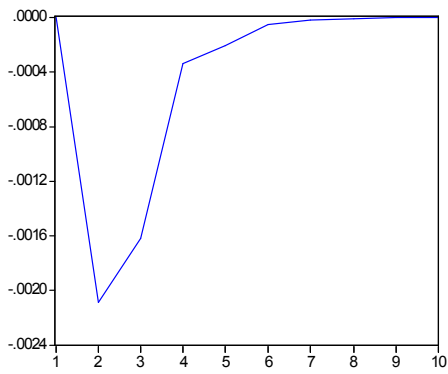
M2 충격에 대한 KOSPI의 반응



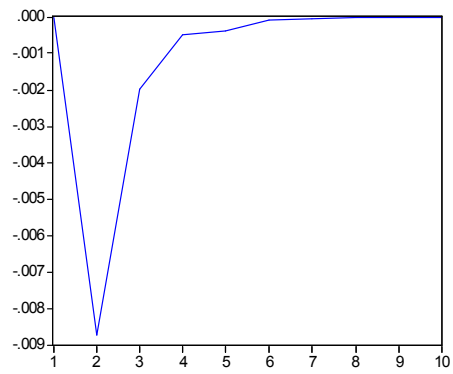
KRW 충격에 대한 KOSPI의 반응



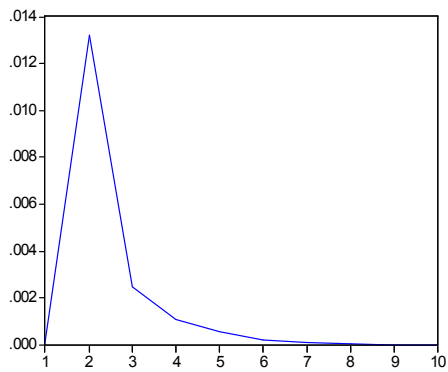
NFB 충격에 대한 KOSPI의 반응



CDS 충격에 대한 KOSPI의 반응



DOW 충격에 대한 KOSPI의 반응



다른 변수와 비교해 보면 반응의 크기 면에서 절대치가 가장 작게 나타났다. 이는 KOSPI지수가 외국인주식순매수금액에 대해서는 작게 영향을 받는다는 것을 의미한다. 외평채CDS프리미엄 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 2개월째 되는 시점으로 ‘음’의 방향으로 -0.009 만큼 반응하였다. 반응의 기간은 약 3개월 동안에 걸쳐 반응하는데 2개월이 넘어서면 급속히 반응이 소멸되었다. 다우지수 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘양’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 2개월째 되는 시점으로 ‘양’의 방향으로 0.013 만큼 반응하였다. 반응의 기간은 약 3개월 동안인데, 2개월째 이후 급속히 소멸되었다. 충격에 대한 반응의 강도가 모형 내 변수 중에서 가장 강하게 나타났다. 그리고 크기 또한 가장 크게 나타났다.

충격반응분석에서 각 독립변수가 종속변수에 미치는 크기가 가장 큰 변수는 다우지수, 원/달러환율, CDS프리미엄이었고, 방향성 또한 예상과 동일한 결과가 도출되었다. 반응의 소멸기간은 대부분 6개월까지 소요되었는데 원/달러환율이 가장 빨리 소멸되는 것으로 나타났다. 반응의 크기를 기준으로 살펴보면 다우지수가 가장 크게 나타났고, 외국인주식순매수금액이 가장 작게 나타났다. 반응의 크기에 있어서는 ‘양’의 방향으로 다우지수가 가장 컸고, ‘음’의 방향으로 원/달러환율과 외평채CDS프리미엄이 크게 나타났다. 또한 통화량과 외국인주식순매수금액은 충격반응분석의 방향이 예상과 다르게 나타났다.

<표 19>는 모형 내에서 각 변수들의 상대적 중요도를 살펴보기 위해 분산분해 결과이다. 표에서 보는 바와 같이 월별에서도 KOSPI지수 자체의 중요도가 가장 높게 나타났다. 그 외에 다우지수와 원/달러환율, CDS프리미엄의 순으로 상대적 중요도가 나타나지만 자체변수의 중요도가 너무 커서 별다른 의미를 찾기 어렵다. 이러한 분산분해 결과로 미루어 보아 주가지수를 분석할 때 주가의 추세를 중요시하는 기술적 분석의 중요성이 매우 크다는 것을 알 수 있다.

<표 19> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과

기간	KOSPI	통화량	원/달러 환 율	외국인 순매수	CDS	다우지수
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	93.06	0.54	1.61	0.08	1.44	3.26
3	92.41	0.85	1.60	0.13	1.49	3.33
4	92.34	0.90	1.60	0.13	1.49	3.35
5	92.33	0.90	1.60	0.13	1.50	3.36

제 5 장 투자환경의 구조적 변화 분석

제 1 절 일별모형에 의한 분석 결과

1. 모형설정과 추정결과

본 논문은 KOSPI지수와 8가지의 결정요인으로 구성된 제3장의 식(27)의 기본 모형에서 출발하였다. 이러한 기본모형을 바탕으로 제4장에서는 General-to-specific 방법을 이용하여 KOSPI지수와 주요 거시경제지표 사이의 장기 균형식을 추정하고 VAR모형을 추정하고 분석하였다. 그 결과 일별모형에서는 유의한 추정결과를 가져온 6개의 변수로 구성된 VAR모형이 추정되었는데, 이 중 분석의 관심은 KOSPI지수가 종속변수로 놓이는 방정식 하나이므로 이를 추정하고 분석하였다.

이번 장에서는 투자환경의 구조적 변화 분석을 수행하였다. 분석의 관심이 KOSPI지수가 종속변수로 놓이는 방정식이므로 KOSPI지수를 종속변수로 하고, 이에 영향을 줄만한 여러 결정요인들을 설명변수로 하는 방정식을 구성하였다. 각 설명변수가 당일 이후에도 KOSPI지수에 영향을 미칠 가능성을 감안하여 각 설명변수에 시차변수(lag)를 포함시켜 모형을 추정하였고, 추정 결과 유의성이 낮으면 최종모형에서 제외하는 General-to-specific 접근방법을 채택하였고, 추정방법은 OLS이었으며, 최종적으로 선정된 모형은 아래와 같다.

$$KOSPI_t = f(KRW_t, CDS_{t-1}, DOW_{t-1}, NFB_t, KOSPI_{t-1}, KOSPI_{t-2})$$

$KOSPI_t$: KOSPI지수

KRW_t : 원/달러환율

CDS_{t-1} : 외평채 CDS프리미엄

DOW_{t-1} : DOW지수

NFB_t : 외국인 주식 순매수(조원)

일별 모형에서는 KOSPI지수를 종속변수로 사용하고, 원/달러환율, 외평채 CDS프리미엄, 다우지수, 외국인주식순매수금액, 시차를 둔 KOSPI지수를 설명변수로 사용하였다. 국내시장과 국제시장의 시차를 고려하여 CDS프리미엄과 다우지수는 $t-1$ 의 시차를 사용하였고, KOSPI지수는 최근일의 지수가 당일의 지수에 일정부분 영향을 미치는 단기추세를 고려하여 $t-1$ 과 $t-2$ 의 시차를 사용하였다. 이렇게 추정한 회귀방정식 결과는 <표 20>과 같다.

<표 20> 일별기준 KOSPI 방정식

	계수	t 통계량
상수항	0.06	0.66
KRW_t	-0.03	-3.23 ***
CDS_{t-1}	0.00	3.74 ***
DOW_{t-1}	0.02	2.70 ***
NFB_t	0.02	12.85 ***
$KOSPI_{t-1}$	0.91	36.95 ***
$KOSPI_{t-2}$	0.09	3.63 ***
R^2	0.99	
F 통계량	139,577*** (0.000)	

<표 20> 일별기준 KOSPI방정식 결과를 보면 원/달러환율(KRW), 다우지수(DOW), 외국인순매수금액(NFB), 시차를 둔 KOSPI지수는 부호가 예상과 일치하였고 통계적 유의성도 높은 것으로 나타났다. 그러나 외평채CDS프리미엄은 통계적 유의성은 높았으나 영향력이 매우 미미한 것으로 나타났으며, 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 원/달러환율은 KOSPI지수에 '음'의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 환율이 상승하면 외화표시 채무가 자국통화 평가부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 '음'의 영향을 주고, 수입물가 상승 및 국내

금리 상승요인이 되어 주가에 부 (-)의 효과를 주기 때문이다. 외평채CDS프리미엄은 사실상 부도위험이 없는 미국 국채와의 금리 격차를 의미하는 것으로 원화표시 자산에 대한 투자위험을 의미하기 때문에 주가에 '음'의 영향을 미칠 것으로 보았으나 추정결과에서는 '양'의 영향을 미치는 것으로 나타났다. <그림 12>에서 보는 바와 같이 2007년 미국 서브프라임 모기지론 사태로 인한 금융위기가 발생되었을 때 비로소 외평채CDS프리미엄의 변동성이 확대되었고, 그 이전에는 큰 변동성을 갖지 않았다. 이러한 상황으로 인해 외평채CDS프리미엄의 부호가 예상과 다르게 '양'이 나왔으나 추정계수는 0에 가깝게 나온 것으로 보인다. 다우지수는 대미 수출비중이 높은 우리나라의 경제구조의 관계와 다우지수 장 마감 약 4시간 후에 KOSPI시장이 개장한다는 점으로 인해 KOSPI지수와 '양'의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 외국인주식순매수금액은 지수상승의 촉매제라는 점에 의해 KOSPI지수와 '양'의 관계를 갖는 것으로 나타났다. KOSPI시장에서 외국인 투자자의 수는 적지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서 '양'의 관계를 갖는 것으로 보인다.

회귀방정식 추정결과에서 t 기의 KOSPI지수에 가장 큰 영향을 주는 변수로는 전기($t-1$)의 KOSPI지수인 것으로 나타났다. 이는 KOSPI지수가 수많은 정보를 담고 있는 중요한 지표로서의 역할이 존재함을 의미한다. 또한 다른 어떤 변수보다도 자체의 추세에 의해 영향을 받는다는 것으로 보아 주식분석 방법 중 기술적 분석의 중요성을 재확인하는 결과라고 할 수 있다.

2. 투자환경의 구조적 변화 분석

2-1. 투자환경의 구조적 변화 검정 결과

시계열 데이터를 이용하여 회귀방정식을 추정하는 경우, 선형 회귀모형의 추정계수의 안정성을 검정하는 방법으로 CUSUM(Cumulative Sum of Residual Test) 검정을 사용한다. CUSUM검정은 축차회귀분석과 함께 구조적 변화 유무를 판단하는 근거로 삼을 수 있다. Brown, Durbin, and

Evans(1975)가 제시한 CUSUM 검정은 주어진 데이터의 표본기간을 연속적으로 변화시켜 반복추정한 후 추정계수의 안정성을 검정하는 것이 기본적인 개념이며, 추정계수의 안정성을 검정하기 위한 검정통계량은 다음과 같다.

$$W_t = \sum_{r=k+1}^t w_r / s \quad (35)$$

$$t = k+1, \dots, T$$

여기서 $w_r = \frac{(y_r - x_r' b)}{(1 + x_r'(X_r' X_r)^{-1} x_r)^{\frac{1}{2}}}$ 로 recursive 잔차로 정의하였다. b 는 1, ...,

$r-1$ 까지의 표본을 이용한 추정계수이다. 그리고 s 는 전체 표본기간을 이용하여 추정한 회귀직선의 표준오차(standard error of the regression)로

$s = \sqrt{\frac{\hat{e}' \hat{e}}{T-l}}$ 로 정의된다. 만약 표본기간동안 추정계수가 안정적이라면 검정통

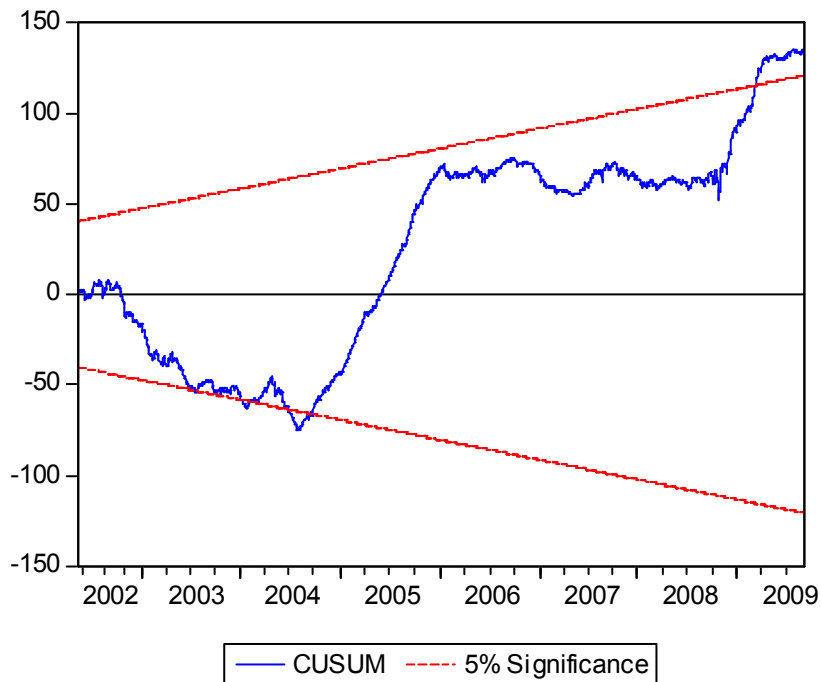
계량 W_t 의 기대값은 '0'이 됨을 알 수 있다. 만약 가설검정의 유의수준을 5%로 설정한다면 다음과 같이 k 시점과 T 시점에서 계산된 값을 연결한 것이 유의수준이 된다.

$$[k, \pm 0.948(T-k)^{\frac{1}{2}}] \text{ and } [T, \pm 3 \times 0.948(T-k)^{\frac{1}{2}}]$$

<그림 16>은 분석기간 중 KOSPI시장의 투자환경에 구조적 변화가 있었는지를 알아보기 위해 수행한 CUSUM 검정결과이다. 그림을 보면 분석기간 중 2004년과 2008년 하반기에 구조변화가 발생하였음을 알 수 있다. 2004년의 구조적인 변화는 다음과 같이 설명할 수 있다. 2004년 말을 기점으로 한국 증시는 20여 년 동안 보여 왔던 역사적인 고점인 1,000포인트대를 돌파하면서 새로운 흐름을 맞이했다는 측면에서 구조적 변화가 있었다고 할 수 있다.

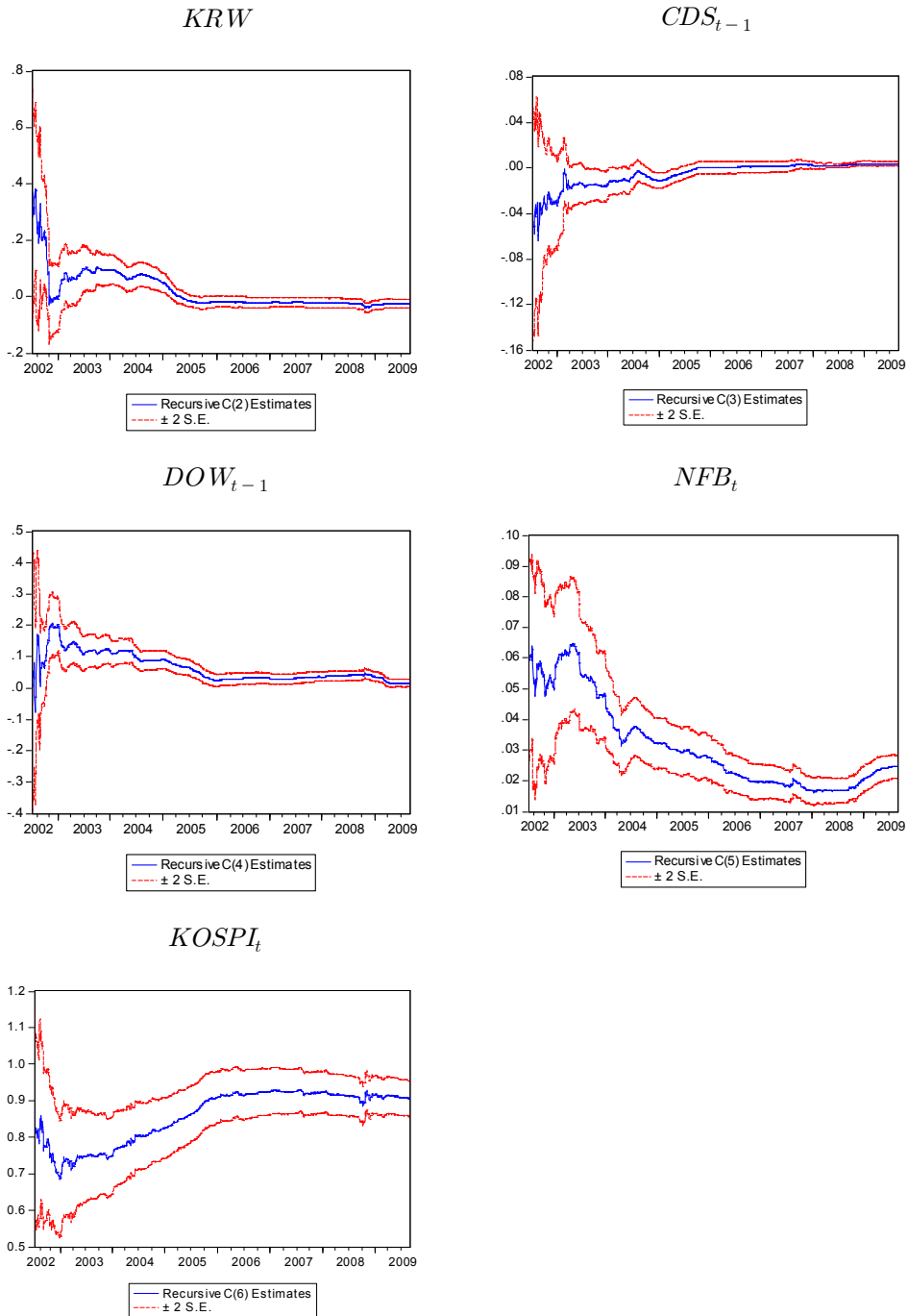
또한 2008년 말은 80년 만에 찾아온 세계 금융 대공황의 쇼크가 강타하던 시기라는 점에서 구조변화가 발생하였음을 알 수 있다.

<그림 16> CUSUM 검정결과



<그림 17>은 축차회귀분석(Recursive Estimation) 결과 추정계수 변화 추이이다. 축차회귀분석을 통해 시간 경과에 따른 변수들의 탄력성 추이를 살펴보면 2004년과 2005년 사이, 2007년과 2008년를 전후하여 국내주가, 환율, 다우지수, 외국인주식순매수 등의 추정계수에 변화가 발생하였음을 알 수 있다. 2004년과 2005년 사이의 변수들의 탄력성 변화는 당시 주가지수 1,000포인트를 넘어서는 초입국면이라는 점에서 2007년과 2008년 사이의 변수들의 탄력성 변화는 미국발 금융위기의 영향이 있었다는 점에서 설명이 가능하다.

<그림 17> 축차회귀분석 결과 추정계수 변화 추이



주 : 위아래 실선은 각계수의 추정치, 열은 선은 추정치 \pm 표준오차

2-2. 투자환경 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인 분석

이와 같은 CUSUM검정에서 첫 번째로 유의수준을 벗어났던 지점과 측차회귀분석결과에서 탄력성의 변화를 보인 지점인 2004년 말을 기점으로 전기와 후기로 나누어 분석하였다. 이에 분석기간을 2002년 3월 1일부터 2004년 12월 31일과 2005년 1월 3일부터 2009년 8월 31일로 구분하여 기간별로 KOSPI방정식을 추정하였다.

<표 21> 기간별 KOSPI방정식 추정결과

	2002/3/01 ~ 2004/12/31		2005/1/03 ~ 2009/8/31	
	계수	t통계량	계수	t통계량
상수항	-0.57	-3.76***	0.25	1.57*
KRW_t	0.05	2.81***	-0.04	-2.76***
CDS_{t-1}	-0.01	-3.33***	0.00	3.38***
DOW_{t-1}	0.09	6.24***	0.01	0.68
NFB_t	0.03	7.76 ***	0.02	10.25***
$KOSPI_{t-1}$	0.83	19.95***	0.91	29.80***
$KOSPI_{t-2}$	0.09	2.26***	0.09	2.82***
R^2	0.98		0.99	
F 통계량	8,085(0.000)		33,086(0.000)	

<표 21>은 투자환경변화에 따라 기간별로 재추정한 KOSPI방정식이다. 이 표에서 보는 바와 같이 원/달러환율은 앞서 전체기간에서 예상했던 것처럼 KOSPI지수에 ‘음’의 영향을 미치고 있음을 확인했으나, 기간별 추정의 결과에서는 전기에는 ‘양’의 영향을 후기에는 ‘음’의 영향을 주는 것으로 나타났다. 전기의 부호가 예상과 다르게 ‘양’의 부호가 나왔으나 이는 환율 상승은 수출기업의 대외경쟁력을 강화시켜 수출기업의 주가를 상승시키고, 환율 하락은 수출기업의 대외경쟁력을 약화시켜 수출기업의 주가를 하락시키는 경제상황이 크게 작용한 것으로 보인다. 후기에는 예상했던 것과 같이 ‘음’

의 부호가 나왔다. 이는 환율이 상승으로 인해 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 '음'의 영향을 주고, 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되어 주가에 '음'의 효과를 주었기 때문이다. 외평채 CDS프리미엄은 '음'의 영향을 예상했으나 전체기간과 후기 모형 추정결과에서는 거의 영향력이 없는 것으로 나왔고, 전기에서만 부호와 통계적 유의성이 모두 확보되었다. 이는 <그림 12>를 보면 2007년 미국 서브프라임 모기지론 사태로 인한 금융위기가 발생되었을 때 비로소 외평채CDS프리미엄의 변동성이 확대되었고, 그 이전에는 큰 변동성을 갖지 않았음을 확인할 수 있는데, 이러한 이유 때문에 추정계수는 0에 가깝게 나온 것으로 보인다. 다우지수는 예상과 동일하게 '양'의 관계를 보였다. 기간별로 비교해 보았을 때는 다우지수는 후기보다 전기에 그 영향력이 컸다. 전기에는 KOSPI지수가 역사적 BOX권에서 맴도는 형국이였기 때문에 다우지수의 영향을 많이 받았고, 후기에는 KOSPI지수가 역사적 BOX권을 돌파하게 되면서 다우지수의 영향력은 약화되고 KOSPI지수 자체의 추세가 영향을 받았기 때문으로 보인다. 외국인 주식순매수금액은 예상과 동일하게 전체기간 및 전·후기의 분석결과가 '양'의 관계로 나타났다. 시차를 둔 국내지수($KOSPI_{t-1}$, $KOSPI_{t-2}$)는 $t-1$ 이 $t-2$ 보다 훨씬 큰 영향을 주고 있는 것으로 나타났고, 기간별로는 전기보다 후기에 영향력이 더 강화되었다. 이는 KOSPI지수의 분석기간 가운데 후기에 KOSPI지수의 추세가 강화되었던 사실로 충분히 설명력 있는 결과이다.

3. 충격반응 및 분산분해 분석

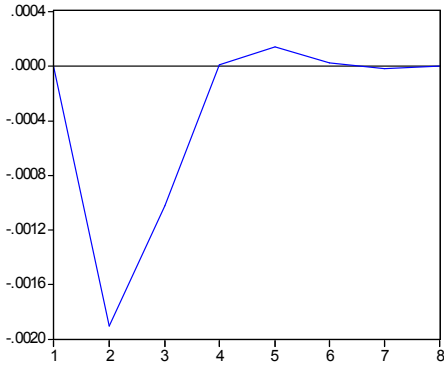
3-1. 충격반응분석

<그림 18>은 설명변수의 충격에 대한 KOSPI지수의 반응을 나타내는 충격반응분석이다. 일별기준 KOSPI방정식에서 사용한 원/달러환율, CDS프리미엄, 다우지수, 외국인순매수금액, KOSPI지수 등 5개 변수를 대상으로 VAR모형을 추정하고 충격반응 분석을 하였다. 충격반응분석을 살펴보면 다음과 같은 충

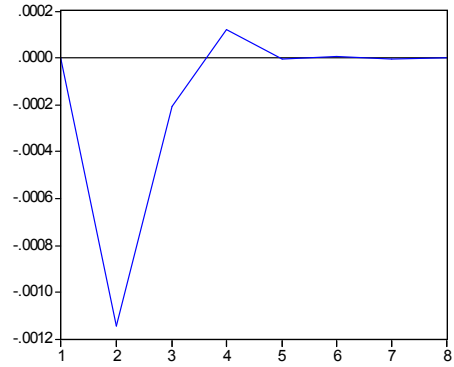
격반응의 기간과 반응의 크기 등을 알 수 있고, 변수들이 KOSPI지수에 주는 영향은 1주일 이내에 모두 마무리 되는 것으로 나타났다. 원/달러환율 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘음’의 방향으로 -0.00191 만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 4일 동안에 걸쳐 강하게 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날 이후로는 그 충격이 급속히 축소되어 약 7일째에 반응이 소멸되었다. CDS프리미엄 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘음’의 방향으로 -0.00114 만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 4일 동안에 걸쳐 강하게 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날 이후로는 그 충격이 급속히 축소되어 약 5일째에 반응이 소멸되었다. 다우지수 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘양’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2일째 되는 날로 ‘양’의 방향으로 0.00523 만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 3일 동안에 걸쳐 반응하였는데 첫째 날과 둘째 날은 반응이 강화되고, 둘째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 축소되어 약 5일째에 반응이 소멸되었다. 외국인순매수금액 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘양’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 둘째 날과 셋째 날로 ‘양’의 방향으로 0.00023 만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약 3.5일 동안에 걸쳐 반응하였는데 둘째 날과 셋째 날까지 반응이 강화되고, 셋째 날이 지난 이후로는 그 충격이 급속히 축소되어 약 7일째에 반응이 소멸되었다. 충격반응분석에서 각 독립변수가 종속변수에 미치는 크기가 가장 큰 변수는 다우지수로 최대 0.00523 만큼 반응을 보였고, 다음으로는 원/달러환율이 최대 -0.00191 만큼 반응을 보였다. 방향성 또한 예상과 동일한 결과가 도출되었고, 영향력의 지속기간은 미세하지만 원/달러환율, 외국인순매수, 다우지수, CDS프리미엄의 순으로 짧아지고 있다.

<그림 18> 충격반응분석

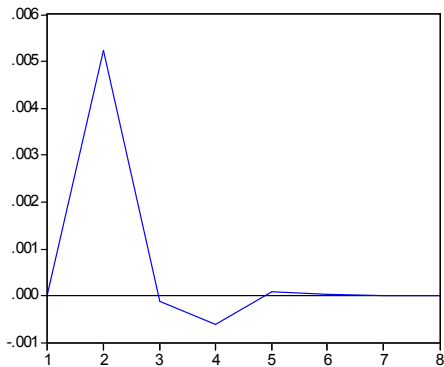
KRW 충격에 대한 KOSPI의 반응



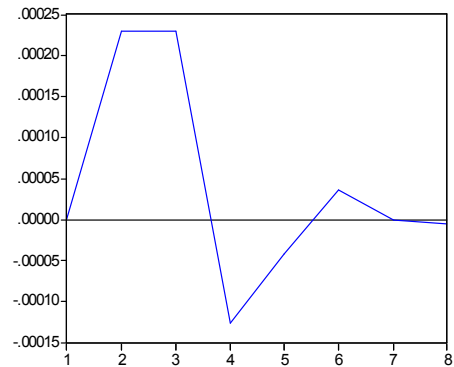
CDS 충격에 대한 KOSPI의 반응



DOW 충격에 대한 KOSPI의 반응



NFB 충격에 대한 KOSPI의 반응



3-2. 분산분해

모형 내에서 각 변수들의 상대적 중요도를 살펴보기 위해 분산분해를 수행하였다. <표 22>는 6일 동안의 KOSPI지수를 설명하는 요인을 상대적 중요도를 보여주는 분산분해결과이다. 표에서 보는 바와 같이 KOSPI지수 자체가 87.30%, 원/달러환율이 1.76%, CDS프리미엄이 0.51%, 다우지수가 10.38%, 외국인순매수금액이 0.05%로 KOSPI지수를 설명하고 있다. 분산분해의 결과 상대적 중요도는 자기변수인 KOSPI지수가 가장 컸고, 그 외에는 다우지수가 영향력이 가장 크게 나타나고 다른 변수들의 영향력은 미미한 것으로 나타났

다. 이러한 결과는 일별 분석이라는 특성이 잘 반영된 결과로 보인다. KOSPI 지수의 분산분해결과가 가장 높은 이유는 KOSPI지수 자체가 수많은 정보를 담은 하나의 경제지표이고 추세를 형성하며 움직이는 특성을 가지고 있기 때문으로 판단된다. 또한 KOSPI시장 개장 약 3~4시간 전에 마감되는 다우지수의 결과가 매일 아침 KOSPI지수의 시초가 형성에 영향을 주기 때문에 분산분해 결과가 상대적으로 높게 나온 것으로 판단된다. 물론 원/달러환율이나 CDS프리미엄, 외국인순매수의 분산분해결과는 너무 낮게 나왔다. 이는 실제 KOSPI지수에 상당한 영향을 주기는 하지만, 매 순간 영향을 주기보다는 평소와는 다른 특별한 변동성을 보일 때 영향을 주는 요소이기 때문에 상대적으로 분산분해결과가 약하게 나오는 것으로 추정된다. 이러한 일별 분석결과는 KOSPI지수에 국내 KOSPI지수와 해외 다우지수 등 국내외 주가지수 요인이 훨씬 중요하게 작용했음을 시사한다.

<표 22> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과

기간	KOSPI지수	원/달러환율	CDS프리미엄	DOW지수	외국인순매수
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	87.82	1.37	0.49	10.30	0.02
3	87.44	1.76	0.51	10.26	0.04
4	87.31	1.76	0.51	10.38	0.05
5	87.30	1.76	0.51	10.38	0.05
6	87.30	1.76	0.51	10.38	0.05

제 2 절 월별모형에 의한 분석 결과

1. 모형설정과 추정결과

앞 절에서와 같이 기본모형은 식(27)과 동일하게 설정하고, 투자환경의 구조적 변화 분석을 수행하였다. 분석의 관심이 KOSPI지수가 종속변수로 놓이는 방정식이므로 KOSPI지수를 종속변수로 하고, 이에 영향을 줄만한 여러 결정요인들을 설명변수로 하는 방정식을 구성하였다. 각 설명변수가 당일 이후에도 KOSPI지수에 영향을 미칠 가능성을 감안하여 각 설명변수에 시차변수(lag)를 포함하여 모형을 추정하고, 추정 결과 유의성이 낮으면 최종모형에서 제외하면서 모형을 추정해 나가는 General-to-specific 접근방법을 채택하였고, 추정방법은 OLS이었으며, 최종적으로 선정된 모형은 아래와 같다.

$$KOSPI_t = f(M2_t, KRW_t, KRW_{t-1}, IIP_t, DOW_{t-1}, CDS_{t-1})$$

$M2_t$: 통화량

KRW_t : 원/달러환율

IIP_t : 산업생산지수

DOW_t : DOW지수

CDS_t : 외평채 CDS프리미엄

월별 모형에서는 KOSPI지수를 종속변수로 사용하고, 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 다우지수, 외평채CDS프리미엄을 설명변수로 사용하였다. 국내 시장과 국제시장의 시차를 고려하여 다우지수와 CDS프리미엄은 $t-1$ 의 시차를 사용하였다. 이렇게 추정한 회귀방정식 결과는 <표 23>과 같다. 월별기준 KOSPI방정식을 보면 통화량($M2$), 산업생산지수(IIP), 다우지수(DOW), 외평채CDS프리미엄(CDS)은 부호가 예상과 일치하고 통계적 유의성도 높은 것

으로 나타났다. 다만 원/달러환율(*KRW*)은 부호가 시차를 두고 다르게 나왔으나, 통계적 유의성은 높은 것으로 나타났다.

구체적으로 살펴보면 통화량은 KOSPI지수와 ‘양’의 관계를 보였다. 이는 통화량 증가가 투자자의 자산배분과정에서 주식수요의 증가로 이어져 주가 상승요인으로 작용하고, 시중 금리 하락을 유발하여 상대적으로 기대수익이 높아진 주식시장으로 자금이 집중되기 때문에 ‘양’의 관계가 나타난 것으로 보인다. 원/달러환율은 예상과 달리 시차를 두고 ‘음’과 ‘양’의 관계가 모두 나타났다. 먼저 환율 상승은 외화표시 채무의 자국통화 평가 부채금액 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 상승은 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되기도 하는데 이때 주가에 ‘음’의 효과를 준다. 환율 상승 시에는 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 ‘음’의 영향을 주게 된다. 그러나 우리나라가 내수보다는 수출중심의 경제구조를 가지고 있기 때문에 환율 상승이 수출기업의 대외경쟁력을 강화시켜 주가 상승에 도움을 주기도 한다. 이렇듯 원/달러환율의 변화가 KOSPI지수에 주는 방향성은 ‘음’과 ‘양’ 모두가 설명 가능하다고 할 수 있다.

<표 23> 월별기준 KOSPI방정식

	계수	t 통계량
상수항	-10.89	-4.71***
<i>M2</i>	1.71	4.85***
<i>KRW</i>	-0.72	-2.46***
<i>KRW</i> _{<i>t</i>-1}	0.55	1.79**
<i>IIP</i>	1.29	4.97***
<i>DOW</i>	0.51	3.48***
<i>CDS</i> _{<i>t</i>-1}	-0.05	-1.64**
<i>R</i> ²	0.93	
F 통계량	184*** (0.000)	

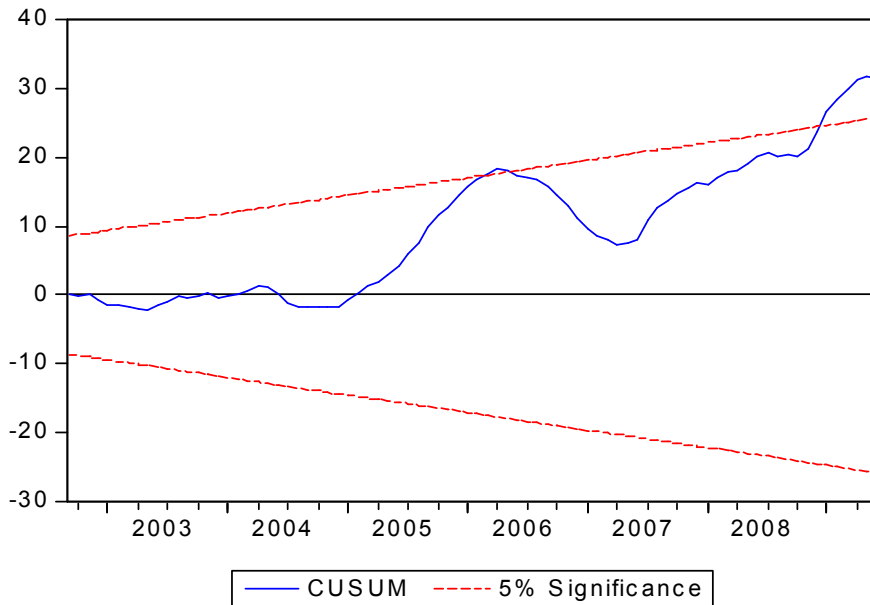
다만 원/달러환율의 변화의 정도와 기업들의 경쟁력의 정도에 의해 그 효과는 달라지는 것으로 보인다. 산업생산지수는 KOSPI지수에 '양'의 영향을 주는 것으로 나타났다. 산업생산지수는 모든 경제활동의 기초가 되는 생산의 움직임을 의미하고 그 자체가 경기예측을 판단하는 중요한 경제지표이기 때문에 '양'의 관계를 갖는 것으로 보인다. 외평채CDS프리미엄은 사실상 부도위험이 없는 미국 국채와의 금리 격차를 의미하는 것으로 원화표시 자산에 대한 투자위험을 의미하기 때문에 KOSPI지수에는 '음'의 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 제3장의 <그림 12>에서 2007년 이후 급격한 변동성을 보인 구간의 영향으로 '음'의 관계 때문으로 판단된다. 다우지수는 대미 수출비중이 높은 우리나라의 경제구조의 관계와 다우지수 장 마감 약 4시간 후에 KOSPI시장이 개장한다는 점으로 인해 KOSPI지수와 '양'의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 또한 다우지수는 투자자들에게 세계경기를 판단하는 중요한 지표로서의 역할을 갖고 있기 때문에 KOSPI지수와는 '양'의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

2. 투자환경의 구조적 변화 분석

2-1. 투자환경의 구조적 변화검정 결과

CUSUM 검정은 주어진 데이터의 표본기간을 연속적으로 변화시켜 반복추정한 후 추정계수의 안정성을 검정하는 것이다. 시계열 데이터를 이용하여 회귀방정식을 추정하는 경우, 선형 회귀모형의 추정계수의 안정성을 검정하기 위해 CUSUM 검정을 수행하였다. <그림 19>는 분석기간 중 KOSPI시장의 투자환경에 구조적 변화가 있었는지를 알아보기 위해 수행한 CUSUM 검정결과이다. 그림을 보면 분석기간 중 2005년 하반기와 2008년 하반기에 구조변화가 발생하였음을 알 수 있다.

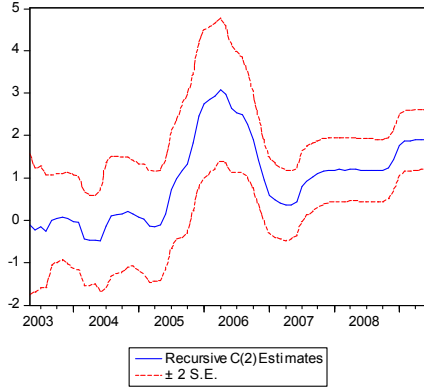
<그림 19> CUSUM 검정결과



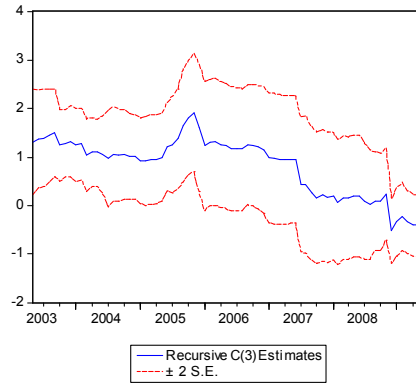
<그림 20>은 축차회귀분석(Recursive Estimation) 결과 추정계수 변화 추이이다. 축차회귀분석을 통해 시간 경과에 따른 변수들의 탄력성 추이를 살펴보면 KOSPI지수의 원/달러환율(t 기)과 다우지수에 대한 탄력성은 계속 낮아지는 반면, 통화량, 원/달러환율($t-1$ 기), 산업생산지수, 외평채CDS프리미엄에 대한 탄력성은 높아지는 것으로 나타났다. 특히 통화량과 산업생산지수의 영향력이 확대된 것으로 나타났다. 이는 통화량 증가와 산업생산지수의 개선이 KOSPI지수에 미치는 영향이 확대되고 있음을 시사한다. 반면에 다우지수의 영향력은 감소된 것으로 나타나고 있다. 또한 축차회기분석 전체적으로는 2005년 하반기와 2008년 하반기를 전후로 KOSPI지수, 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 다우지수 등의 추정계수에 변화가 발생하였음을 알 수 있다.

<그림 20> 축차회귀분석 결과 추정계수 변화 추이

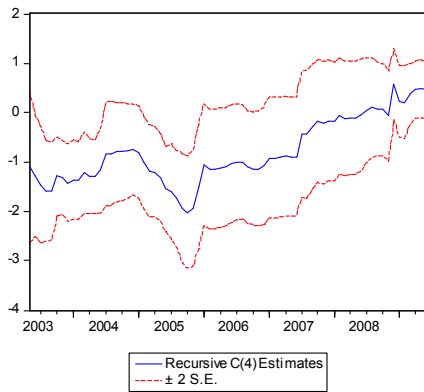
M2



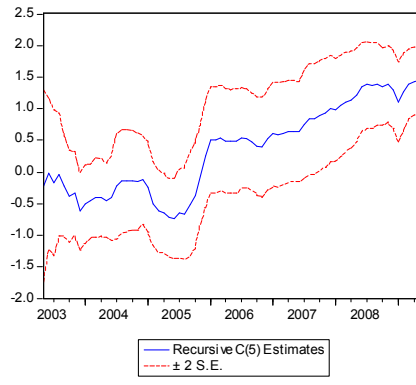
KRW



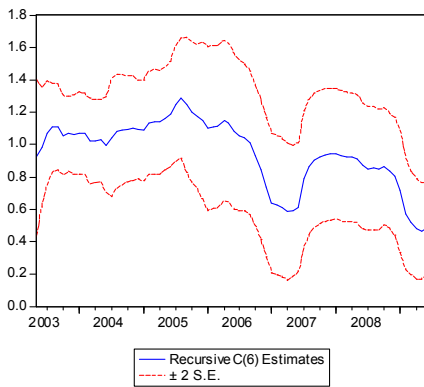
KRW(-1)



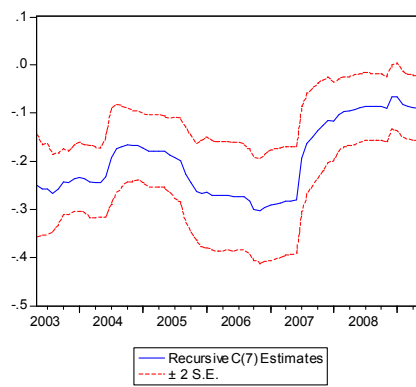
IIP



DOW



CDS



2-2. 투자환경 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인 분석

이와 같은 CUSUM검정에서 첫 번째로 유의수준을 벗어났던 지점과 측차회귀분석결과에서 탄력성의 변화를 보인 지점인 2005년 말을 기점으로 전기와 후기로 나누어 분석하였다. 이에 분석기간을 2002년 3월부터 2005년 12월과 2006년 1월부터 2009년 6월로 구분하여 기간별로 KOSPI방정식을 추정하였다.

<표 24> 기간별 KOSPI방정식 추정결과

	2002/3 ~ 2005/12		2006/1 ~ 2009/6	
	계수	t통계량	계수	t통계량
상수항	-20.82	-3.49***	-2.05	-0.54
<i>M2</i>	2.92	3.13***	0.92	1.78**
<i>KRW</i>	0.84	1.23	-0.87	-2.66***
<i>KRW</i> _{<i>t</i>-1}	-0.76	-1.16	0.17	0.47
<i>IIP</i>	0.55	1.21	0.67	2.24**
<i>DOW</i>	1.32	5.26***	0.42	1.66**
<i>CDS</i> _{<i>t</i>-1}	-0.19	-3.35***	0.01	0.36
<i>R</i> ²	0.87		0.82	
F 통계량	44(0.000)		28(0.000)	

<표 24>는 투자환경변화에 따라 기간별로 재추정한 KOSPI방정식이다. 이 표에서 보는 바와 같이 통화량은 앞서 전체기간에서 예상했던 것처럼 KOSPI지수에 '양'의 영향을 미치고 있다. 또한 기간별 추정의 결과에서는 전기가 후기보다 '양'의 방향으로 더 크게 영향을 주는 것으로 나타났고 전후기 모두 통계적 유의성이 높게 나타났다. 원/달러환율은 전체기간에서처럼 전기와 후기의 부호가 서로 다르게 나왔다. 그러나 기간별 추정결과에서 후기 중 *t*기

만 통계적 유의성을 가지고 있고, 나머지는 통계적 유의성을 갖지 못하고 있다. 따라서 유의한 부호는 후기의 t 기인 ‘음’의 부호이다. 이는 환율이 상승하면 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 주가 하락을 가져오고, 환차손을 우려한 외국인들의 주식매도가 발생하면서 주가에 ‘음’의 영향을 주고, 수입물가 상승 및 국내 금리 상승요인이 되어 주가에 ‘음’의 효과를 주었기 때문이다. 산업생산지수는 전체기간과 기간별 추정결과 모두 ‘양’의 방향이 도출되었다. 그러나 기간별 추정결과에서는 후기에서만 통계적 유의성이 확보되었고, 계수의 크기는 전체기간에 비해 작게 나타났다. 다우지수는 예상과 동일하게 ‘양’의 관계를 보였다. 기간별로 비교해 보았을 때는 다우지수는 후기보다 전기에 그 영향력이 컸다. 전기에는 KOSPI지수가 역사적 BOX권에서 맴도는 형국이었기 때문에 다우지수의 영향을 많이 받았고, 후기에는 KOSPI지수가 역사적 BOX권을 돌파하게 되면서 다우지수의 영향력은 약화되고 KOSPI지수 자체의 추세에 영향을 받았기 때문으로 보인다. 외평채CSD프리미엄은 전기에는 ‘음’의 영향을 보였고 통계적 유의성이 확보되었으나, 후기에는 ‘양’의 영향을 보였으며 통계적 유의성이 확보되지 않았다. 이는 후기에 외평채CSD프리미엄의 변동성이 확대되면서 KOSPI지수가 영향을 받은 것과는 다른 결과이다.

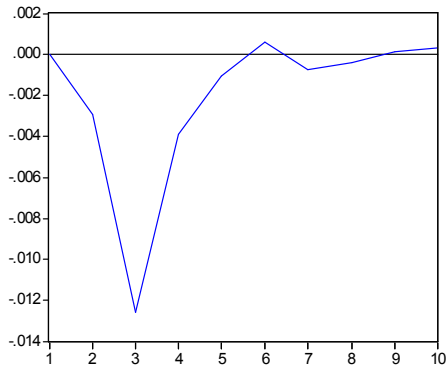
3. 충격반응 및 분산분해 분석

3-1. 충격반응분석

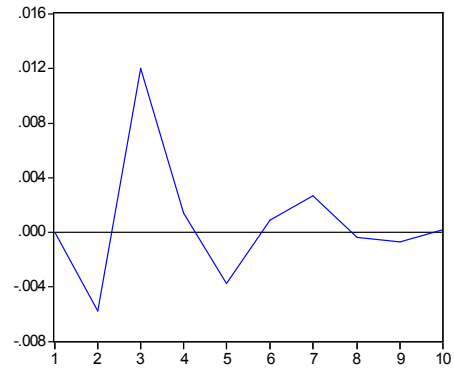
<그림 21>은 설명변수의 충격에 대한 KOSPI지수의 반응을 나타내는 충격반응분석이다. 월별기준 KOSPI방정식에서 사용한 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 다우지수, CDS프리미엄, KOSPI지수 등 6개 변수를 대상으로 VAR모형을 추정하고 충격반응 분석을 하였다. 충격반응분석을 살펴보면 다음과 같은 충격반응의 기간과 반응의 크기 등을 알 수 있고, 변수들이 KOSPI지수에 주는 영향은 짧게는 4개월, 길게는 6개월까지 미치는 것으로 나타났다.

<그림 21> 충격반응분석

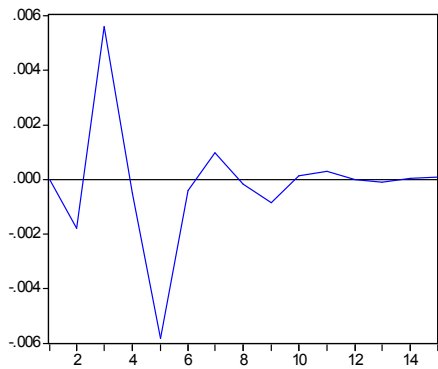
M2 충격에 대한 KOSPI의 반응



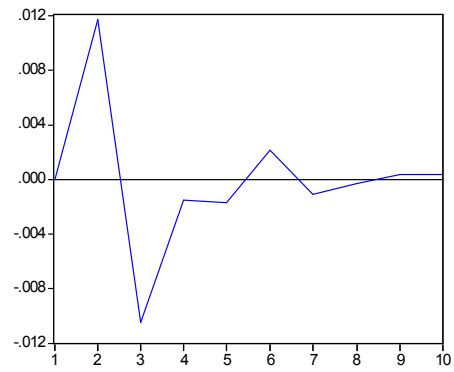
KRW 충격에 대한 KOSPI의 반응



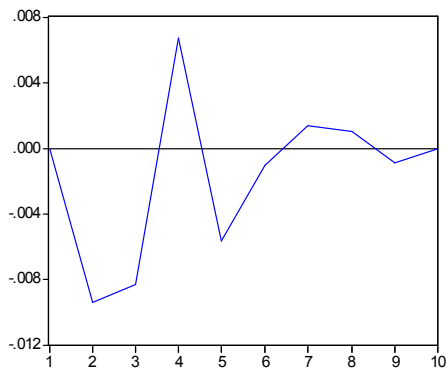
IIP 충격에 대한 KOSPI의 반응



DOW 충격에 대한 KOSPI의 반응



CDS 충격에 대한 KOSPI의 반응



통화량 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 3개월째 되는 날로 ‘음’의 방향으로 -0.0029만큼 반응하였다. 반응의 속도는 약6개월에 걸쳐 반응하였는데 3개월째까지는 반응이 강화되고, 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되었다. 통화량 충격에 KOSPI지수에 ‘양’ 방향이 나타날 것이라는 케인즈안의 견해가 타당할 것으로 보았는데, 실증분석의 결과는 통화주의자들의 견해인 통화량이 장기적인 사회적 실질생산의 증가를 수반하지 못하고 통화량만 증가하여 인플레이션의 원인이 되고 주가에 ‘음’의 영향을 주는 것으로 나타났다. 원/달러환율 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’과 ‘양’의 방향 모두가 교차하여 나타났다. 초기 2개월까지는 ‘음’의 영향을 보이다가 이후 4개월째까지는 ‘양’의 영향을 보였다. 이러한 ‘음’과 ‘양’의 효과가 약8개월 동안 2차례 발생한 이후 소멸하였는데, 가장 강하게 반응한 시점은 3개월째 되는 날로 ‘양’의 방향으로 0.0119만큼 반응하였다. 산업생산지수 충격에 대한 KOSPI지수의 반응도 ‘양’과 ‘음’의 방향으로 교차하여 나타난 이후 소멸하였다. 일반적으로 ‘양’의 효과가 강하게 나타날 것으로 기대했으나 의외로 ‘음’의 효과도 나타났다. 이는 2000년 초반 산업생산지수와 KOSPI지수의 변동률을 살펴보면 약2년 동안은 서로 동행하지 않고 역행한 것으로 나타난다. 이러한 통계적 특성 때문에 충격반응의 결과 또한 교차하는 모습을 보인 것으로 판단된다. 다우지수 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 초기 2.5개월 동안 ‘양’의 방향으로 영향을 주다가 소멸하는 것으로 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 날은 2개월째 되는 시점으로 ‘양’의 방향으로 0.0117만큼 반응하였다. CDS프리미엄 충격에 대한 KOSPI지수의 반응은 ‘음’의 방향으로 나타났다. 가장 강하게 반응한 시점은 2개월째 되는 날로 ‘음’의 방향으로 -0.0094만큼 반응하였다. 반응의 속도는 3.5개월째까지는 반응이 강화되고, 이후로는 그 충격이 급속히 소멸되었다.

분석결과 월별기준 분석결과가 일별기준 분석결과에 비해 그 영향력이 더 임의보행 하는 것으로 나타났다. 이는 예상과 매우 다른 모습인데, 일별분석에

서는 단기적으로 영향을 주고 소멸하지만, 월별기준 분석에서는 월별 자료 안에 수많은 충격이 내재되어 있어 초기에는 방향성을 갖지만 이후에는 약하게 임의보행 하다가 소멸하기 때문인 것으로 보인다. 이처럼 초기반응 이후 충격 반응의 부호나 크기가 불규칙 한 이유로는 KOSPI시장에서 중요시되는 경제변수가 시황에 따라 바뀌기 때문으로 보인다. 경제상황에 따라 평소보다 더 주목받는 경제지표가 있음을 의미한다. 이러한 특성으로 인해 초기에는 여러 경제요인들이 KOSPI지수에 미치는 영향이 예상에 부합한 영향을 보이지만, 이후에 나타나는 예상과 다른 부호를 보이다가 차츰 소멸하는 과정으로 보인다.

3-2. 분산분해

모형 내에서 각 변수들의 상대적 중요도를 살펴보기 위해 분산분해를 수행하였다. <표 25>는 결정요인들이 7개월 동안 KOSPI지수를 설명하는 상대적 중요도를 보여주는 분산분해결과이다.

<표 25> KOSPI지수의 예측오차 분산분해 결과

기간	KOSPI지수	통화량	원/달러환율	산업생산지수	다우지수	CDS
1	100.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
2	94.43	0.17	0.68	0.06	2.82	1.83
3	85.68	3.06	3.22	0.62	4.54	2.88
4	84.72	3.29	3.20	0.62	4.51	3.65
5	83.59	3.23	3.38	1.20	4.47	4.13
6	83.50	3.23	3.38	1.21	4.53	4.14
7	83.33	3.24	3.50	1.22	4.55	4.17

<표 25>를 보면 KOSPI지수 자체가 83.33%, 통화량이 3.24%, 원/달러환율이 3.50%, 산업생산지수가 1.22%, 다우지수가 4.55%, CDS프리미엄이 4.17%로 KOSPI지수를 설명하고 있다. 따라서 KOSPI지수 결정에 영향을 주

는 상대적 중요도는 KOSPI지수 자신과 다우지수, CDS프리미엄, 원/달러환율, 통화량, 산업생산지수의 순으로 나타났다. 이와 같이 KOSPI지수가 우리나라와 미국의 주가 흐름에 많은 영향을 받고 있는 것으로 보아, KOSPI지수는 상당부분 추세(trend)에 민감함을 알 수 있다. 분석기간을 일별로 분석할 때와는 달리 다우지수, CDS프리미엄, 원/달러환율, 통화량 등이 그 영향을 고루 나누어 갖는 것으로 나타났다.

제 6 장 요약 및 결론

제 1 절 연구결과 및 요약

본 논문에서 선정한 우리나라 주식시장의 상황을 잘 반영하는 지표인 KOSPI지수에 영향을 줄 것으로 예상되는 국내외 거시경제변수로는 통화량, 원/달러환율, 산업생산지수, 국내외 금리, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수 등이었으며, 연구목적에 따라 KOSPI지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 분석하기 위해서는 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석을 수행하였고, 또한 투자환경 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인의 차이를 분석하기 위해서는 general-to-specific 방법에 의해 최종적으로 선정된 모형을 이용한 CUSUM 검정을 수행하고 분석하였다. 위의 2가지 분석 모두에서 사용한 통계자료는 일별자료와 월별자료이었으며, 각각 일별모형과 월별모형으로 표현하였다. 본 논문에서 사용한 통계자료는 일별자료의 경우 2002년 3월 1일부터 2009년 8월 31일까지의 1,957일간의 자료였고, 월별자료의 경우 2002년 2월부터 2009년 6월까지의 90개월의 자료이었다.

일별모형에 대한 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석에서는 2002년 3월 1일부터 2009년 8월 31일까지를 분석기간으로 하였고, 모형에 포함된 변수는 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 외국인주식순매수금액, 다우지수 등 6가지이었다. 시계열 자료의 안정성을 검증하기 위해 ADF, PP, KPSS 단위근 검정을 수행한 결과 외국인주식순매수금액을 제외한 모든 변수가 $I(1)$ 이었으므로 불안정적인 수준변수들 사이에 안정적인 장기균형관계의 존재 여부를 알아보기 위해 Johansen 공적분 검정을 수행하였다. 공적분 검정 결과 적어도 1개의 공적분 벡터가 존재함을 확인하였으며, 일별모형을 이용한 벡터오차수정모형의 분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

일별모형의 공적분 벡터 추정결과에 의하면 원/달러환율은 예상했던 것과

같이 KOSPI지수에 ‘음’의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 회사채 금리의 상승에 따라 기업의 현재가치를 결정하는 할인율이 높아지고 주식보유에 대한 기회비용이 상승할 것이기 때문에 주가와 금리는 ‘음’의 관계를 가지게 될 것으로 예상했으나 공적분 벡터 추정결과에서는 ‘양’의 관계를 보이는 것으로 추정되었다. 이는 경기가 호전되면 경기과열을 막기 위해 금리인상정책을 사용하고, 경기가 침체되면 경기부양 차원에서 금리인하정책을 시행하면서 금리와 KOSPI지수의 관계는 원칙적으로 ‘음’의 속성을 가지고 있음에도 불구하고, ‘양’의 효과가 발생하여 ‘음’의 효과가 간접 받는 것으로 해석할 수 있다. 미국채금리는 예상과 동일하게 ‘양’의 효과를 보이는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성이 낮게 나타났다. 외국인주식순매수금액은 KOSPI지수와 ‘양’의 방향을 보이고 있어 예상에 부합한 결과가 나타났고, 계수도 가장 큰 것으로 나타났다. 이는 KOSPI시장에서 외국인 투자자 ‘투자자 수’로는 열세이지만 순매수 거래규모나 시가총액기준 소유비율이 높기 때문에 KOSPI시장에서의 영향력이 그만큼 큰 것으로 보인다. 다우지수도 KOSPI지수와 ‘양’의 관계를 갖는 것으로 나타났다.

벡터오차수정모형에서 장기균형으로의 조정속도를 의미하는 오차수정항 ECT_{t-1} 은 -0.0001 로 추정되었다. 이와 같이 오차수정항 추정치의 크기가 작아 조정속도가 매우 느린 것으로 추정된 이유는 일별모형의 경우 KOSPI지수가 모형에 포함된 변수에 의해 많은 영향을 받기도 하지만 모형 내에 포함시키지 못한 다른 많은 변수에 의해서도 영향을 받기 때문이라고 보인다.

일별모형을 이용한 충격반응분석에 의하면 KOSPI지수에 미치는 영향의 크기가 가장 큰 변수는 다우지수와 원/달러환율이었고, 방향성 또한 예상과 동일하였고 반응의 지속기간은 대부분 1주일 정도이었다. 즉 다우지수는 ‘양’의 방향으로 반응의 크기가 가장 크게, 그리고 원/달러환율은 ‘음’의 방향으로 반응의 크기가 가장 크게 나타났으며, 외국인주식순매수금액은 반응의 크기가 가장 작게 나타났다. 또한 충격의 방향은 다우지수, 외국인주식순매수금액, 원/달러환율은 예상에 부합하게 나타난 반면에 미국채금리와 회사채금리의 충격

의 방향은 예상과 부합하지 못하였다. 이는 금리결정에 있어서 경기조절과 관련된 정책적 판단이 포함되어 있기 때문으로 보인다. 분산분해분석에서는 자기변수인 KOSPI지수, 다우지수의 순으로 상대적 중요도가 큰 것으로 나타나 국내 KOSPI지수와 해외 다우지수 등 전통적인 가격변수 요인이 상대적으로 더 중요하게 작용했음을 알 수 있다.

월별모형에 대한 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인분석에서는 2002년 2월부터 2009년 6월까지를 분석기간으로 하였으며, 모형에 포함된 변수는 통화량, 원/달러환율, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수 등 6가지이었다. ADF, PP, KPSS 단위근 검정을 수행한 결과, 모형에 포함된 모든 변수가 $I(1)$ 으로 판단되었다. 따라서 불안정적인 수준변수들 사이에 안정적인 장기균형관계의 존재 여부를 알아보기 위해 Johansen 공적분 검정을 수행하였다. 공적분 검정결과 적어도 1개의 공적분 벡터가 존재함을 확인하였으며, 월별모형에 대한 벡터오차수정모형의 분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다.

월별모형의 공적분 벡터 추정결과에 의하면 통화량은 ‘양’의 방향으로, 원/달러환율은 ‘음’의 방향으로, 외국인주식순매수금액은 ‘양’의 방향으로, 외평채CDS프리미엄은 ‘음’의 방향으로, 다우지수는 ‘양’의 방향으로 KOSPI지수에 영향을 줄 것이라는 예상과 일치하였다. 한편 통계적 유의성은 통화량, 원/달러환율, 외국인주식순매수금액은 높은 반면에 외평채CDS프리미엄과 다우지수는 낮은 것으로 나타났다. 특히 공적분 벡터 추정결과에서 통화량의 경우 통계적으로 유의한 ‘양’의 추정결과를 보였는데 이는 통화량 증가가 이자율 하락으로 인한 승수효과를 발생시켜 기대현금흐름이 증가하게 되어 주식수익률이 상승한다는 케인즈안의 견해와 일치한다고 볼 수 있다.

한편 벡터오차수정모형에서 장기균형으로의 조정속도를 의미하는 오차수정항 ECT_{t-1} 은 -0.09 로 추정되었으며, 통계적 유의성도 높게 나왔다. 즉 월별 자료를 이용한 모형에서 오차수정항 추정치가 -0.0001 인 것과 비교하면 월별 자료를 이용한 모형의 조정속도가 매우 빠른 것으로 해석할 수 있을 것이다.

이는 월별 자료가 일별 충격을 모두 포함하고 있기 때문에 월별모형에서의 오차수정 속도가 상대적으로 더 빠르다고 해석할 수 있다.

월별모형을 이용한 충격반응분석에 의하면 반응의 소멸기간은 대부분 6개월 정도이었으며, 원/달러환율이 가장 빨리 소멸되는 것으로 나타났다. 각 결정요인별 반응의 크기를 비교하면 ‘양’의 방향으로는 다우지수가 가장 크게 나타났고, 외국인주식순매수금액이 가장 작게 나타났으며, ‘음’의 방향으로는 원/달러환율과 외평채CDS프리미엄이 가장 크게 나타났다. 이와 같은 충격반응 분석결과는 일별모형의 분석에서와 동일한 결과이며 따라서 원/달러환율, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수는 일별모형과 월별모형에서 모두 비슷한 충격반응을 보임을 알 수 있다. 분산분해분석에서는 KOSPI 지수 자체의 중요도가 가장 높게 나타났다.

2000년대 이후 우리나라 주식시장에 투자환경의 구조적 변화가 있었는지를 분석하기 위한 모형은 VAR모형을 기본모형으로 설정한 후 KOSPI지수를 종속변수로 하는 하나의 방정식을 추정하였으며, 모형의 추정방법은 OLS이었고 general-to-specific 접근방법을 채택하였다. 일별모형의 KOSPI지수 방정식 추정결과에 의하면 원/달러환율이 ‘음’의 부호, 다우지수와 외국주식순매수금액 그리고 외국인주식순매수금액은 ‘양’의 부호로 나타났다. 일별모형에서 추정된 KOSPI지수 방정식을 이용한 CUSUM 검정을 통해 투자환경의 구조적 변화를 살펴본 결과, 2004년 말과 2008년 말에 구조적 변화가 있었음을 확인하였다. 두 시점 중에서 분석기간의 중간 부분이면서 KOSPI지수의 역사적 박스권 돌파의 의미가 있는 2004년 말을 기점으로 투자환경의 구조적 변화가 존재한다고 판단하였으며, 따라서 2004년 말 이전과 이후로 구분하여 일별모형 KOSPI지수 방정식을 추정하였다. 추정결과에 의하면 전기에는 원/달러환율의 부호가, 후기에는 외평채CDS프리미엄의 부호가 ‘양’으로 도출되면서 예상과 다르게 나타났다. 원/달러환율의 경우 일반적으로 ‘음’의 영향을 예측할 수 있으나 ‘양’의 영향 또한 충분히 설명될 수 있으므로 설득력 있는 추정결과라 할 수 있다. 또한 외평채CDS프리미엄의 경우 부호가

‘양’이기는 하나 그 영향력이 거의 ‘0’에 가깝기 때문에 영향력이 미미하다고 볼 수 있다. 또한 충격반응분석과 분산분해분석도 수행하였다. 충격반응 분석결과에 의하면 모든 변수의 충격반응 방향이 합리적이었고, 반응 속도는 3~4일 정도이었으며, KOSPI지수에 미치는 영향의 크기가 가장 큰 변수는 다우지수로 나타났다. 한편 분산분해 분석결과에 의하면 다른 경제변수보다는 KOSPI지수 자체와 다우지수가 상대적으로 중요함을 알 수 있다. 이와 같은 분산분해 분석결과는 국내외 지수를 제외한 경제변수의 영향력이 적다는 해석보다는 주식시장 추세 자체의 중요성을 확인시켜주는 결과라고 할 수 있다.

월별모형의 KOSPI지수 방정식 추정결과에 의하면, 통화량, 산업생산지수 그리고 다우지수는 ‘양’의 부호로 추정되었으며, 원/달러환율은 시차를 두고 ‘양’과 ‘음’의 추정결과가 교차하였으나 합은 ‘양’의 부호였고, 외평채CDS프리미엄의 경우에는 ‘음’의 부호로 추정되었다. 이와 같은 월별모형의 KOSPI지수 방정식 추정결과를 이용한 CUSUM 검정결과, 2005년 말과 2008년 말에 구조적 변화가 있었음을 확인하였다. 두 시점 중에서 분석기간의 중간 부분이면서 KOSPI지수의 역사적 박스권 돌파라는 의미가 있는 2005년 말을 기점으로 투자환경의 구조적 변화가 존재한다고 판단하였으며, 따라서 2005년 말 이전과 이후로 구분하여 KOSPI지수 방정식을 기간별로 추정하였다. 추정결과에 의하면 전기에는 원/달러환율(t 기)의 부호가 ‘양’으로 도출되면서 예상과 다르게 분석되었고, 후기에는 원/달러환율($t-1$ 기)과 CDS프리미엄의 부호가 ‘양’으로 도출되면서 예상과 다르게 나타났다. 그러나 원/달러환율의 경우 일반적으로 ‘음’의 영향을 예측할 수 있으나 ‘양’의 영향 또한 충분히 설명될 수 있으므로 설득력 있는 추정결과라 할 수 있다. 또한 외평채 CDS프리미엄의 경우 부호가 ‘양’이기는 하나 그 영향력이 거의 ‘0’에 가깝기 때문에 영향력이 미미하다고 볼 수 있다. 월별모형에 의한 충격반응 분석결과에 의하면 KOSPI지수 결정요인들의 충격이 KOSPI지수에 영향을 미치는 기간이 공통적으로 5~6개월 정도인 것으로 나타났다. 또한 모든 결정요인들의 충격에 대한 KOSPI지수의 반응 패턴을 자세히 살펴보면 1차 반응시기에는 예상

과 부합하는 방향성을 보이다가 다음 반응에서는 반대방향으로 반응하는 것으로 나타나고 있다. 이는 초기에는 경제변수 본연의 영향력에 의해 충격반응이 나오나, 시간이 지날수록 다른 요인에 영향을 받음으로써 KOSPI지수가 예상과 다른 방향으로 움직이는 것으로 해석할 수 있다. 분산분해 분석결과에서도 KOSPI지수에 영향을 주는 상대적 중요도는 KOSPI지수 자신과 다우지수, 외평채CDS프리미엄, 원/달러환율, 통화량, 산업생산지수의 순으로 나타났다. 이는 일별모형의 분산분해 분석결과와 달리 월별모형의 분산분석에서는 KOSPI지수에 대한 다우지수, 외평채CDS프리미엄, 원/달러환율, 통화량 등의 영향이 상당부분 존재함을 의미하는 것으로 해석할 수 있다.

제 2 절 결론

지난 1990년대에는 외환위기라는 경제의 큰 파고가 있었다고 한다면, 2000년대에 들어서서는 한국증시가 지난 20여 년 동안 보여 왔던 역사적인 고점인 1,000p대를 돌파하는 역사적 의미와 함께 금융 대공황이라는 두 가지 충격이 있었다고 할 수 있다. 즉 2004년 말 이후 주가지수 1,000p 돌파 및 지속적인 상승을 긍정적인 충격이라고 한다면 미국 서브프라임 모기지론 사태로 인한 2007년의 금융위기는 부정적인 충격이라고 할 수 있다. 본 논문에서는 2000년대 이후를 분석대상으로 KOSPI지수와 거시경제변수들 사이의 관계를 분석하고자 하였으며, 2000년대 이후 우리나라의 주식시장의 변화가 투자환경의 구조적 변화에 기인한 것인지를 규명하고자 하였다.

앞에서 살펴본 벡터오차수정모형에 의한 KOSPI지수 결정요인 분석결과와 투자환경의 구조적 변화를 분석한 결과를 종합하면 KOSPI지수의 변화와 관련하여 다음과 같은 5가지의 중요한 사항을 지적할 수 있다. 첫째, 2004~2005년과 2007~2008년 사이 우리나라 주식시장에는 투자환경의 구조적인 변화가 있었다고 할 수 있다. 이는 KOSPI지수가 가지고 있었던 역사적 박스권인

1,000포인트를 2004~2005년 사이에 돌파한 후 대세 상승의 흐름을 보였다는 점과 2007~2008년 미국 서브프라임으로 인한 금융위기로 인해 KOSPI지수가 영향을 받고 있음을 의미한다. 둘째, 공적분 벡터 추정결과에 의하면 금리(회사채수익률)와 KOSPI지수 사이에는 장기적으로는 ‘양’의 관계를 보이고 있다는 점이다. 일반적인 예상과는 달리 이와 같이 금리와 KOSPI지수 사이에 존재하는 ‘양’의 관계는 경기가 호전되면 경기과열을 막기 위해 개선속도를 감안하여 금리인상정책을, 경기가 침체되면 경기부양 차원에서 금리인하정책을 유도하면서 금리와 KOSPI지수의 관계는 원칙적으로 ‘음’의 속성을 가지고 있음에도 불구하고, ‘양’의 효과가 발생하였다는 해석을 가능하게 한다. 셋째, 충격반응의 정도이다. 즉 KOSPI지수에 ‘양’의 방향으로 가장 강하게 반응을 보인 변수는 다우지수이고, ‘음’의 방향으로 가장 강하게 반응을 보인 변수는 원/달러환율이었다. 넷째, 벡터오차수정모형에 포함된 오차수정항 추정결과이다. 오차수정항 추정치는 장기균형으로의 조정속도를 의미하는데 일별모형에서는 오차수정항 추정치가 -0.0001 에 불과했지만 월별모형에서는 -0.09 로 추정되어, 일별자료를 이용한 분석에서보다는 월별자료를 이용한 분석에서 장기균형으로의 조정속도가 훨씬 빠른 것으로 나타났다. 이는 월별자료가 일별충격을 모두 포함하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 다섯째, 분산분해 분석결과에 의하면 분석 기간의 차이에 상관없이 KOSPI지수가 KOSPI지수 자체와 미국 다우지수의 영향을 많이 받고 있다는 것이다.

본 논문은 우리나라 주식시장이 성숙된 면모를 갖추기 시작한 2000년대 이후를 대상으로 KOSPI지수 결정요인과 투자환경의 구조적 변화를 분석하였으며, 이를 위해 벡터오차수정모형과 general-to-specific 접근방법에 의한 KOSPI지수 방정식을 사용하였다. KOSPI지수와 관련된 선행연구를 보면 외환위기를 기준으로 우리나라 주식시장은 많은 구조적 변화를 보여 왔음을 알 수 있으며, 금융위기를 겪고 있는 지금 금융시장에는 또한 다른 구조적 변화가 발생할 가능성도 존재한다. 따라서 향후에는 최근의 금융위기를 기준으로

투자환경의 구조적 변화에 대한 연구가 필요할 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

<국내문헌>

- 김명직·장국현, 『금융시계열분석』, 경문사, 2001.
- 김영재, “환율변동이 자금이동 및 증권시장에 미치는 효과”, 『주식』, 증권거래소, 1996.
- 김용선·차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계 분석”, 『조사연구자료』, 한국은행 조사국, 1999.
- 김준일, “주가와 주요거시경제변수간의 상호관계에 대한 실증분석”, 『한국개발연구』, 한국개발연구원, 1992.
- 민좌홍, “국제 투자환경 변화에 따른 외국인 주식투자행태 변화분석”, 『조사통계월보』, 제63권 통권724호, 한국은행, 2009.
- 연강흠, “한국증시에서의 외국인의 주식투자행태 및 영향력”, 『KIF 금융 PAPER』, 한국금융연구원, 1996.
- 이근영, “주가와 환율의 상호작용분석”, 『국제경제연구』, 한국국제경제학회, 2007.
- 이대호·김응래, “환율과 주가간의 인과관계 분석 -금융위기를 경험한 아시아 국가를 중심으로 -”, 『무역학회지』, 제25권, 한국무역학회, 2000.
- 이필상·강정수, “주가와 통화량의 통계적 인과관계 분석”, 『경영연구』, 고려대학교, 1993.
- 윤상규·배재수, “외국인 주식투자자금 유출입 요인 분석”, 『조사통계월보』, 제63권 통권724호, 한국은행, 2007.
- 장국현, “주식시장동조화와 다운사이드 리스크”, 『재무관리연구』, 제14권 제1호, 한국재무관리학회, 2002.
- 정기웅, “거시경제변수와 주가-한국주식시장에서의 실증분석”, 『재무관리연구』, 제8권 제2호, 한국재무관리학회, 1991.

- 조영경, “주요 거시경제변수와 KOSPI간의 실증적 영향도 분석”, 『경영학연구』, 한국경영학회, 1999.
- 지호준, “주식시장, 채권시장, 부동산시장의 경기순환관계”, 『경영학연구』, 제 27권 제5호, 한국경영학회, 1999.
- 지호준·김영일, “환율과 주가의 관계”, 『재무관리연구』, 제16권, 한국재무관리학회, 1999.
- 채용기, “주요거시경제변수와 주가의 상호연관성 분석”, 『주식』, 한국증권거래소, 1995.
- 황선웅, “VECM모형을 이용한 거시경제변수와 주가간의 관계에 대한 실증분석”, 『재무관리논집』, 제12권 제1호, 한국재무관리학회, 2006.

<외국문헌>

- Abdalla, I. S. A. and Murinde, V. “Exchange Rate and Stock Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Pakistan and Philippines,” *Applied Financial Economics*, Vol.7, 1997, pp.25-35.
- Aggarwal, R. “Exchange Rate and Stock Prices: A Study on the US Capital Markets Under Floating Exchange Rates,” *Akron Business and Economic Review*, Vol.12, 1981, pp.7-12.
- Akaike, H. “Factor Analysis and AIC,” *Psychometrika*, Vol.52, 1987, pp.317-332.
- Ang, J. S. and Ghallab, A. “The Impact of US Devaluation on the Stock Prices of Multinational Corporation,” *Journal of Business Research*, Vol.4, 1976, pp.25-34.
- Apergis, N. and Eleftheriou, S. “Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange,” *Journal of Policy Modeling*, Vol.24, 2002, pp.231-236.

- Baffes, J. "Does comovement among exchange rates imply market inefficiency?," *Economics Letters*, Vol.44, 1994, pp.273–280.
- Bahmani-Oskooee, M. and Sorabian, A. "Budget Deficits and the Value of the Dollar: An Application of Cointegration and Error-correction Modeling," *Journal of Macro Economics*, Vol.15, 1993, pp.661–667.
- Banny, A. and Enlaw, S. H. "The Relationship between Stock Price and Exchange Rate: Empirical Evidence Based on the KLSE Market," *Asian Economic Review*, Vol.42, 2000, pp.39–49.
- Blacka, A. Fräsera, p., and Groenewold, N. "U.S. stock prices and macroeconomic fundamentals," *International Review of Economics and Finance*, Vol.12, 2003, pp.345–367.
- Bodnar, G. M. and Gentry, W. M. "Exchange rate exposure and industry characteristics: evidence from Canada, Japan, and the US," *Journal of international Money and Finance*, Vol.12, 1993, pp.29–45.
- Brown, B., Durbin, J. and Evans, J. "Techniques for testing the constancy of regression relationship over time," *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol.37, 1975, pp.149–172.
- Bulmash, S. B. and Trivoli, G. W. "Time-lagged Interactions Between Stock Price and Selected Economic Variables," *Journal of Portfolio Management*, Vol.17, 1991, pp.61–67.
- Campbell, J. Y. and Ammer, J. "What Moves the Stock and Bond Market? A Variance Decomposition for Long-Term Asset Returns," *Journal of Finance*, Vol.48, 1993, pp.3–37.
- Chen, N., Roll, R. and Ross, R. "Economic Forces and the stock Market," *Journal of Business*, Vol.59, 1986, pp.383–403.

- Cochrane, J. H. "What do the VARs mean. Measuring the output effects of monetary policy," *Journal of Monetary Economics*, Vol.41, 1998, pp.277–300.
- Cooper, R. "Efficient Capital Markets and the Quantity Theory of Money," *Journal of Finance*, Vol.29, 1974, pp.887–907.
- DeSerres, A. and Guay, A. "Selection of the truncation lag in structural VARs (or VECMs) with long-run restrictions," *Bank of Canada Working Paper*, 1995, pp.9–49.
- Dicky, D. A. and Fuller W. A. "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427–431.
- Doan, T., Litterman, R. and Sims, C. "Forecasting and conditional projection using realistic prior distributions," *Econometric Reviews*, Vol.3, 1984, pp.1–100.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.251–276.
- Elliot, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J. H. "Efficient Test for an Autoregressive Unit Root," *Econometrica*, Vol.64, 1996, pp.813–836.
- Fama, E. F. "Efficient Capital Market: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, Vol.25, 1970, pp.383–417.
- Fama, E. F. "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *American Economics Review*, Vol.71, 1981, pp.545–565.
- Frank, P. and Young, A. "Stock Price Reaction of Multinational Firms to Exchange Realignments," *Financial Management*, Vol.24,

- 1972, pp.459–464.
- Geweke, J., Meese, R. and Dent, W. “Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal System,” *Journal of Economics*, Vol.21, 1983, pp.161–194.
- Ghosh, A. “Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices,” *Journal of Futures Markets*, Vol.13, 1993, pp.193–198.
- Glosten, L., Jagannathan, R. and Runkle, D. E. “On the relation between the expected value and volatility of the nominal excess return on stocks,” *Journal of Finance*, Vol.48, 1993, pp.1779–1801.
- Hansen, L. P. “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators,” *Econometrica*, Vol.50, 1982, pp.1029–1054.
- Hardouvelis, G. A. “Macroeconomic Information and Stock Prices,” *Journal of Economics and Business*, Vol.39, 1987, pp.131–140.
- Homa, K. E. and Jaffee, D. W. “The Supply of Money and Common Stock Price,” *Journal of Finance*, Vol.26, 1971, pp.1045–1066.
- Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231–254.
- Johansen, S. and Juselius, K. “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, 1990, pp.169–210.
- Kwiatkowski, D., Phillips P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. “Testing the Null Hypothesis of stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have

- a Unit Root?," *Journal of Econometrica*, Vol.54, 1992, pp.159–178.
- Kwon, C. S. and Tai, S. S. "Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns," *Global Finance Journal*, Vol.10, 1999, pp.71–81.
- Lee, D and P. Schmidt. "On the power of the KPSS test of stationarity against fractionally integrated alternatives," *Journal of Econometrics*, Vol.73, 1996, pp.285–302.
- Levy, M. D. "Corporate Profits and the US Dollar Exchange Rate," *Business Economics*, Vol.22, 1987, pp.31–36.
- Loudun, G. "The Foreign Exchange Exposure of Australian Stocks," *Accounting and Finance*, Vol.33, 1993, pp.19–32.
- Mackinnon, J. G. "Critical Value for Cointegration Tests," in R.F. Engle and C.W.J. Granger, *Long-run Economic Relationships*, Oxford University Press, 1991, pp.267–276.
- MacKinnon, J. G., Haug, M. A. and Michelis, L. "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, Vol.14, 1999, pp.563–577.
- McQueen, G. and Vnce, R. V. "Stock Prices, News, and Business Conditions," *The Review of Financial Studies*, Vol.6, 1993, pp.683–707.
- Nelson, C. R. and Plosser, C. I. "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, 1982, pp.139–162.
- Newey, W. and West, K. "Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.703–708.

- Ooms, M. and Doornik, J. A. "Inference and forecasting for fractional autoregressive integrated moving average models, with an application to US and UK inflation," *Econometric Institute report 171*, 1999.
- Osterwald-Lenum, M. "A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, 1992, pp.461–472.
- Philips, P. C. B. and Perron, P. "Testing for Unit Root in Time Series regression," *Biometrika*, Vol.75, 1988, pp.335–346.
- Rapach, D. E. "Macro shocks and real stock prices," *Journal of Economics and Business*, Vol.53, 2001, pp.5–19.
- Johansen, S. "statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, 1988, pp.231–254.
- Schwert, G. W. "The Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics*, Vol.20, 1987, pp.73–103.
- Schwert, G. W. "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.7, 1989, pp.147–159.
- Schwert, G. W. "Stock Market Volatility," *Financial Analyst Journal*, May–June, Vol.46, 1990, pp.23–34.
- Sims, C. "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol.62, 1972, pp.540–552.
- Smirlock, M. and Yawitz, J. "Asset Returns, Discount Rate Changes, and Market Efficiency," *Journal of Finance*, Vol.40, 1985, pp.1141–1158.

- Sonnen, L. A. and Hennigar, E. S. "An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices— The US Experience Between 1980 and 1986," *Akron Business and Economic Review*, Vol.19, 1988, pp.7–16.
- Swanson, N. R. and Granger, C. W. J. "Impulse response functions based on a causal approach to residual orthogonalization in vector autoregressions," *Journal of the American Statistical Association*, Vol.92, 1997, pp.357–367.
- Thorbecke, W. "On stock market returns and monetary policy," *The Journal of Finance*, Vol.52, 1997, pp.635–654.
- Tobin, J. "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money*, Vol.1, 1969, pp.15–29.
- Wu, Y. "Exchange Rates, Stock Prices, and Money Markets: Evidence from Singapore," *Journal of Asian Economics*, Vol.12, 2001, pp.445–458.

저작물 이용 허락서

학 과	경제학과	학 번	20077307	과 정	박사
성 명	한글: 윤돈형 한문 : 尹敦炯 영문 : Yoon don hyeong				
주 소	광주광역시 동구 금남로1가 전일빌딩 1층 유진투자증권 광주지점				
연락처	E-mail : dooon@hanmail.net				
논문제목	한글 투자환경 변화에 따른 KOSPI지수 결정요인에 대한 연구				
	영문 A Study on the Determinants of KOSPI under the Investment Environment Changes				

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, 기억장치에의 저장, 전송 등을 허락함.
2. 위의 목적을 위하여 필요한 범위 내에서의 편집과 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 의사 표시가 없을 경우에는 저작물의 이용기간을 계속 연장함.
5. 해당 저작물의 저작권을 타인에게 양도하거나 출판을 허락을 하였을 경우에는 1개월 이내에 대학에 이를 통보함.
6. 조선대학교는 저작물 이용의 허락 이후 해당 저작물로 인하여 발생하는 타인에 의한 권리 침해에 대하여 일체의 법적 책임을 지지 않음.
7. 소속 대학의 협정기관에 저작물의 제공 및 인터넷 등 정보통신망을 이용한 저작물의 전송·출력을 허락함.

동의여부 : 동의() 반대()

2010년 2월

저작자: 윤 돈 형 (인)

조선대학교 총장 귀하