

거시경제 변수 변화와 KOSPI 지수 변동의 연관성 분석

The Empirical Study of Variation of KOSPI Index & Macro Economic Variation

안창호(Chang-Ho An)

서경대학교 금융정보공학과 겸임교수(주저자)

최창열(Chang-Yeoul Choi)

서경대학교 금융정보공학과 대우교수(교신저자)

목 차

- I. 서 론
- II. 현황 및 선행연구
- III. 모형설정 및 추정방법
- IV. 실증분석

- V. 결 론
- 참고문헌
- Abstract

Abstract

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. 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 pacific 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. The VAR (Vector Autoregressive) model including the nine variables was selected as a baseline model whose stability was tested using the unit root test. The results from the VECM and the structural changes in the investment environment can be summarized by the following Inner story points.

Key Words : VAR, VECM, KOSPI, Stock Index, Exchange rate, International Trade, Variation

I. 서론

영국의 경제정보평가기관인 이코노미스트 인텔리전스 유닛(EIU)의 찰스 고다드 책임편집장은 10월 15일 한국 금융산업과 관련, "한국이 열망하는 세계적 금융환경을 구축하려면 더 많은 노력이 필요하다"고 말했다. 고다드 편집장은 이날 서울 하얏트호텔에서 EIU 주최로 열린 '국내 금융산업 현황과 미래' 토론회에서 "아시아 금융위기 이후 한국의 금융산업은 한층 성장했고 정부의 적극적 지원 아래 최근 글로벌 금융위기에도 잘 대응했다"고 평가한 뒤 이 같이 밝혔다.

진동수 금융위원장은 기조연설에서 "한국은 안정과 혁신 간 균형을 이루는 투자친화형 시장을 만들겠다는 목표를 갖고 있다"며 "이를 위해 지역적 금융허브를 조성하는 것이 정책 우선순위 중 하나"라고 말했다. 그는 한국 금융시스템의 가장 큰 불안 요인으로는 외환시장의 취약성을 꼽고 "우리처럼 금융시장이 개방되고 통제되지 않은 환율제도 아래서라면 2008년과 같은 상황이 오면 또다시 위기가 오지 않겠는가 생각한다"고 덧붙였다.

금융시장이 불한하다. G3으로 평가되는 미국, EU, 중국은 '환율전쟁' 중이다. IMF 총재인 도미니크 스트로스-칸 회장은 10월 8일 미국 워싱턴DC 다룬(DAR) 기념관에서 개막한 IMF·세계은행 연차총회에서 '~새로운 동력~'을 언급하였다. 경상수지 흑자국과 적자국 사이의 균형을 다시 찾아야 한다는 의지를 천명한 것으로 보인다. 대표적 경상수지 흑자국은 중국이고, 적자국은 미국이다. 선진국의 환율전쟁의 서막이 시작된 것이다.

스트로스-칸 IMF 총재는 이날 IMF 및 세계은행의 187개 회원국들에 불확실한 세계에서 신뢰 회복을 위해 협력할 것을 촉구하고 "IMF는 더블딥(이중침체)이 있을 것으로 생각하지 않지만 회복에는 공공 부채, 고용 없는 성장, 금융권의 지각변동, 상호 협력의 약화 등 4개의 하방리스크가 있다"고 지적했다.

이러한 국제적 움직임은 대외의존도가 높은 우리나라 금융시장에 직각적으로 영향을 미치고 있다. 환율은 급락하고 주가는 요동치고 있다. 그동안 정부의 부양정책을 비롯듯 주식시장은 유래 없는 호황을 보이고 있다.

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.

본 연구에서는 금융환경 변화에 따른 KOSPI 지수의 변화를 살펴보고자 한다. KOSPI 지수의 변화는 주식 및 파생상품시장에 영향을 미치기 때문이다. 금융환경의 변화는 거시경제 변수들의 변화를 통해 살펴보고, 변수들의 변화가 KOSPI 지수의 변화와 어떤 관련성을 가지고 있는지 살펴봄으로써 연구의 목적을 달성하고자 한다.

II. 현황 및 선행연구

1. 주식시장의 현황

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.

〈표 II-1〉 KOSPI 시장의 현황

구분	KOSPI 지수	상장 종목수	시가총액 (10억)	거래대금 (10억)	배당 수익률	주가 이익비율
2000년	504.62	902	188,041	627,133	2.4	15.34
2001년	693.70	884	255,850	491,365	1.7	29.29
2002년	627.60	861	258,681	742,150	1.8	15.61
2003년	810.70	856	355,363	547,509	2.1	10.06
2004년	895.90	844	412,588	555,795	2.2	15.84
2005년	1379.40	858	655,075	786,258	1.74	10.98
2006년	1434.46	885	704,588	848,490	1.66	11.4
2007년	1897.10	906	951,900	1,362,739	1.39	16.84
2008년	1124.47	926	576,888	1,287,032	2.58	8.99
2009년	1390.07	916	719,581	1,466,274	1.17	23.68
2010년*	1771.38	922	963,954	878,932	1.32	15.96

* 2010년 5월 기준

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)를, 기세도 없는 경우에는 기준가격을 사용한다.

<표 II-1>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, 시가총액 규모별 지수 등으로 세분화할 수 있다. KOSPI200은 주가 지수선물 및 주가지수옵션의 거래 대상으로 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 구성 종목 정기심의회에

서 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·소형주로 분류하여 주가지수를 산출함으로써 각종 시황분석 및 포트폴리오 성과측정지표로 활용하고 있다.

2. 선행연구

McQueen and Roley(1993)¹⁾ 연구에서는 1977년부터 1988년까지를 분석기간으로 하여 경제 변수들이 주식수익률에 미치는 영향을 경제 상황에 따라 OLS 분석을 하였다. 경기변동을 여러 국면으로 구분하여 주가와 경제뉴스 간의 강한 상관관계를 확인하였다. 그들은 경제가 호황기에 있다 하더라도 주식시장은 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.

연강흠(1996)²⁾의 연구에서는 외국인투자자가 우리나라 증시에 미치는 영향력을 분석함으로써 자본시장개방의 효과를 분석하고 있다. 상정한 외국인투자자의 국내주식 투자요인은 국제분산투자효과, 환율, 금리, 경제 전망 및 증시 상황, 정치사회적 안정과 시장 효율성 등이었다. 그 결과에 의하면 정보량의 대응치인 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, 자금유출입에 대한 규제, 그리고 정보의 접근가능성을 중요시하는 반면에 환위험은 중요하게 여기지 않았다.

지호준(1999)³⁾의 연구에서는 주식·채권·부동산 가격들이 경기전환점에 대하여 갖는 선행행시차를 분석하고 Granger 인과모형을 변형 발전시킨 Sims(1972)⁴⁾, Geweke(1983)⁵⁾, Meese and

1) McQueen, G. and Vnce, R. V. "Stock Prices, News, and Business Conditions," *The Review of Financial Studies*, Vol.6, 1993, pp.683-707.

2) 연강흠, 한국증시에서의 외국인의 주식투자행태 및 영향력, KIF 금융 PAPER, 한국금융연구원, 1996.

3) 지호준, "주식시장, 채권시장, 부동산시장의 경기순환관계", 경영학연구, 제27권 제5호, 한국경영학회, 1999.

4) Sims, C. "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, Vol.62, 1972, pp.540-552.

5) Geweke, J., Meese, R. and Dent, W. "Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal System," *Journal of Economics*, Vol.21, 1983, pp.161-194.

Dent(1982, 이하 GMD라 함) 외생성 모형에 따른 검정을 분석하였다. 연구 결과 첫째, 각 자산의 전환점의 평균시차는 주식시장에 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 결합 관계를 보여주었다. 넷째, 양측분포시차를 가진 GMD 외생성 검정을 수행해 본 결과 경기변동에 대하여 주식시장은 9개월의 선행적 외생결합관계를 갖는 것으로 분석하고 있다.

지호준·김영일(1999)⁶⁾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. 분석결과 한국·영국·독일의 경우 과거의 환율과 현재의 주가 간에는 유의적 교차상관관계가 나타났다.

이대호·김용래(2002)⁷⁾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. 외환위기 이전 기간에는 주가와 환율의 인과관계가 혼합적으로 나타나는 것으로 분석되었으나 외환위기 이후 기간에는 주가가 환율에 Granger 인과관계가 성립됨으로써 일방적인 인과관계가 존재하는 것으로 분석하고 있다.

Black, Fraser and Groenewold(2003)⁸⁾의 연구에서는 1947년부터 2002년까지의 미국주가와 배당금을 기초로 VAR 모형을 이용하여 미국의 주식 가격이 경제전반의 기초부문에서 이탈하는 범위를 분석하고 있다. 기초가격-배당금율과 기본 주가를 도출한 다음, 이들을 실제의 데이터와 비교하였다. 그러나 모델에 따른 결과간의 차이에도 불구하고, 모든 결과가 공통으로 암시하는 것은 산출에서의 기대성장이 보증하는 가치에 의미 있게 주기적인 편차가 발생

6) 지호준·김영일, “환율과 주가의 관계”, 재무관리연구, 제16권, 한국재무관리학회, 1999.

7) 이대호·김용래, “환율과 주가간의 인과관계 분석 -금융위기를 경험한 아시아 국가를 중심으로-”, 무역학회지, 제25권, 한국무역학회, 2000.

8) Black, A. Fraser, p., and Groenewold, N. “U.S. stock prices and macroeconomic fundamentals,” *International Review of Economics and Finance*, Vol.12, 2003, pp.345-367.

할 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.

Mckinnon, Ronald and Gunther Schnab(2003)⁹⁾은 동아시아 국가들을 그룹으로 나누어서 무역 거래량을 조사하고 환율 변동성을 아시아 외환위기 이전, 외환위기 기간, 외환위기 이후로 나누어서 분석하였다. 분석결과 1997년 강력한 엔화가치의 하락이 일본과 그 주변 국가들의 성장을 둔화시켰으며, 아시아 금융위기의 원인이라고 언급하였다.

송정석(2005)¹⁰⁾은 원/달러 환율과 엔/달러 환율은 일반적으로 강한 연계성이 있으나 다양한 구간에서 여러 가지 요인의 차이에 의해 연계성의 정도가 다를 수 있음을 고려하여 분수 공적분 기법을 통하여 검증하였다. 그 결과 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성은 장기와 단기에 원-엔 동조화 정도에 영향을 주는 것으로 나타났다.

박해식·송치영(2006)¹¹⁾은 2분 간격 자료를 이용한 미시구조적 접근을 통해 외환위기 이후의 원엔 동조화의 특징에 대해 살펴보았다. 실증분석 결과, 동조화와 탈동조화는 특정 기간에 국한되지 않고 자주 반복되었으며 동조화기에 외환시장 참여자들은 외환시장에 유입되는 여러 정보 중에서 주로 엔/달러 환율의 변동에 반응한 반면에 외국인 주식투자 등 다른 정보에도 유의하게 반응하였다.

Gunther Schnabl(2007)¹²⁾은 헝가리, 체코, 폴란드 등의 신흥 유럽국가와 중국, 한국, 대만 등의 동아시아 국가의 성장에 대한 환율변동성을 연구하였다. 연구방법으로 교차국가패널분석을 사용하였으며, 고정환율이 국제무역가 이자율, 거시경제적인 안정성에 긍정적인 영향을 주기 때문에 고정환율제를 채택하고 있는 신흥국가의 금융시장이 더 빨리 성장하는 것으로 나타났다.

9) McKinnon, Ronald I. and Gunther Schnabl, (2003), "Synchronized Business Cycles in East Asia : Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate and China's Stabilizing Role", *The World Economy*, Vol. 26, No.8, pp.1067-1088.

10) 송정석 (2005), "외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석", 한국경제연구원, 연구보고서, 제5권 제26호, pp.1-130.

11) 박해식·송치영 (2006), "미시구조적 접근을 통한 원/엔 동조화의 이해", 한국은행 금융경제연구원, 경제분석 제12권 제4호, pp.1-34.

12) Gunther Schnabl (2007), "Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia," CESifo Working Paper No. 2023 Category 6 : *Monetary Policy and International Finance*.

〈표 II-2〉 국내외 선행연구 요약

연구자	분석모형	분석결과
McQueen and Roley (1993)	OLS 분석	경제 호황기에도 주식시장은 실제 정보에 부정적으로 반응
연강흠(1996)	Granger 검정 OLS 분석	외국인들은 국내 주식시장에서 외국인투자자는 본질적 분석을 통해 저평가된 증권투자로부터의 수익획득, 자금유출입에 대한 규제, 그리고 정보의 접근가능성을 중요시하는 반면에 환위험은 중요하게 여기지 않았다.
지호준(1999)	GMD 검정	보유자산은 주식시장에 9~10개월 선행하고 채권시장은 8개월 후행, 부동산시장은 12개월 후행함. 주식시장은 13개월 전 매도하고, 6개월 전 매입하는 것이 가장 이상적임.
지호준·김영일 (1999)	GMD 검정 Granger 검정	한국·영국·독일의 경우 과거의 환율과 현재의 주가 간에는 유의적 교차상관관계가 나타남 .
이대호·김용래 (2002)	Granger 인과관계	아시아 국가간 외환위기 이전 기간에는 주가와 환율의 인과관계가 혼합적으로 나타나는 것으로 분석되었으나 외환위기 이후 기간에는 주가가 환율에 Granger 인과관계가 성립됨
Black, Fraser and Groenewold (2003)	VAR 모형	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 분석
Mckinnon, Ronald and Gunther Schnab (2003)	OLS 분석	1997년 강력한 엔화가치의 하락이 일본과 그 주변 국가들의 성장을 둔화시켰으며, 아시아 금융위기의 원인이라고 언급
송정석(2005)	VAR 모형	원/달러 환율과 엔/달러 환율의 변동성은 장기와 단기에 원-엔 동조화 정도에 영향을 주는 것으로 나타남
박해식·송치영 (2006)	VAR 모형	2분 간격 자료를 이용한 미시구조적 접근을 통해 외환위기 이후의 원엔 동조화의 특징에 대해 살펴보았다. 실증분석 결과, 동조화와 탈동조화는 특정 기간에 국한되지 않고 자주 반복되었으며 동조화기에 외환시장 참여자들은 외환시장에 유입되는 여러 정보 중에서 주로 엔/달러 환율의 변동에 반응한 반면에 외국인 주식투자 등 다른 정보에도 유의하게 반응
Gunther Schnabl (2007)	교차국가패널분석	헝가리, 체코, 폴란드 등의 신흥 유럽국가와 중국, 한국, 대만 등의 동아시아 국가의 성장에 대한 환율변동성을 연구함. 분석결과, 고정환율이 국제무역가 이자율, 거시경제적인 안정성에 긍정적인 영향을 주기 때문에 고정환율제를 채택하고 있는 신흥국가의 금융시장이 더 빨리 성장하는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 모형설정 및 추정방법

1. 모형설정

본 연구에서는 KOSPI 지수를 종속변수, 통화량, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 산업생산지수, 외국인주식순매수금액, 외평채CDS프리미엄, 다우지수를 설명변수로 하는 모형을 설정하였다. 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 설정하여 분석하였다.

분석 과정에서 원/달러환율(WUE), 회사채금리(CB-rate), 미국채금리(USR-rate), 외국인주식순매수금액(FoB), 다우지수(Dow)를 설명변수로 하여 다음과 같은 모형을 구성하였다.

$$X_t = \sum_{i=1}^n \Pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t z$$

$$X_t = WUE_t, CB_t, USR_{t-1}, FoB_t, Dow_{t-1}$$

단, Π_i : 정방행렬계수, ε_t : 교란항 벡터

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. 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. 따라서, 예상되는 분석결과는 다음과 같다.

$$X_t = \overline{WUE}, \overline{CB}, \overline{USR}, FoB, Dow$$

2. 분석방법¹³⁾

전통적인 경제분석에서는 안정적인(stationary) 시계열 자료를 가정하고 있다. 즉 자료의 평균이 시간에 관계없이 일정하고 분산은 유한한 값을 가지고 있다. 또 외부적인 충격에도 평균을 중심으로 일정한 분산하에 변동폭을 유지하다가 결국 다시 평균으로 회귀하는 것을 말한다. 이 같은 안정적인 시계열은 자기상관함수의 값이 시차수가 증가함에 따라 급격히 감소하게 되는데 이를 0차 적분(integrated of order 0)라고 하며 $I(0)$ 으로 표시한다. 그러나 현실적으로 대부분의 시계열 자료들은 불안정적인(non-stationary) 자료로 밝혀졌다. 불안정적인 시계열 자료는 시간에 따라 평균값이 변하고 회귀하려는 장기적인 평균이 없다. 또한 변수간 상관관계가 없음에도 불구하고 표본수가 높아지면 R^2 값이 1에 가깝게 나타나고 Durbin-Watson (DW)통계량이 작게 나타난다. 이러한 불안정한 시계열 자료에 전통적인 계량분석기법을 적용하면 두 변수 사이에 아무런 상관관계가 없지만 t-값이 표본수가 커짐에 따라 외견상 의미 있는 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성회귀(spurious regression)문제가 발생하게 된다.

불안정한 시계열인지 판별하기 위해서 단위근 검정을 시도한다. 시계열 자료가 단위근 있다고 판명되면 자료들이 불안정하므로 가성회귀문제를 극복하기 위해 전통적인 OLS방법 대신 장기적인 균형관계를 확인해 주는 Johansen 공적분 방법을 사용한다. 공적분이 있으면 벡터오차수정모형(VECM)을 적용하여 모형을 추정하고 공적분이 없다고 판명되면 차분된 VAR을 적용한다.

1) 단위근 검정

일반적으로 시계열자료의 경우 안정성이 문제가 된다. 우리들이 사용하는 대부분의 경제변수들 같은 경우 불안정성을 내포하고 있다. 시계열자료가 불안정적이라면 회귀 분석시 추정 및 검정에서 오류가 발생할 수 있다. 이것을 가성회귀라고 하는데, 가성회귀의 경우 변수간에 상관이 없음에도 불구하고 불안정적 변수간의 회귀분석 결과에서는 R^2 값과 유의성 검정을 위한 t(검정통계량)이 높게 나타날 수 있다.

회귀 분석시 이러한 안정성을 판별하는 방법중의 하나가 단위근 검정이다. 단위근 검정은 ARMA모형의 안정성 문제와 그 맥을 같이하는 것으로 일반적인 확률적 오차모형에서 자기회귀항을 중심으로 정의되는 방정식의 근이 1이라는 값을 포함하느냐를 판단하는 방법론이다. 이러한 변수들에 방정식의 근이 1이라면 이 자료는 안정적인 시계열이 아니다. 이러한

13) 최창열·함형범 (2010), “금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석”, 제12권 제1호, pp.157-159.

변수들은 안정적인 시계열로 바뀌 주어야 하는데 여기서 안정적이란, 시계열의 평균이 동일하며 분산이 유한한 값을 갖는 특성을 지칭한다.¹⁴⁾ 불안정한 변수들의 불안정성은 일반적으로 차분을 통해 해소 될 수 있는데 안정성이 회복되기까지에 필요한 차분 회수를 d 라 할 때 원시계열은 n 차분된 시계열이라 부르며 $Y_t \sim I(n)$ 라 표기한다.

단위근 검정방법에는 DF검정법과 ADF검정법, PP검정법이 있다. DF검정법¹⁵⁾은 Dickey-Fuller에 의해 고안된 검정법으로 오차항이 independent, identically distributed variable이라는 가정 하에서 구한 통계량이 점진적으로 극한분포를 가진다는 사실을 이용한 것이다.

검정의 절차는 단위근의 존재여부를 검정하고자하는 시계열에 대한 자기회귀모형을 설정한 후 시차변수에 대한 t 통계량 값을 통해 최소자승추정이 단위근($\rho=1$)과 유의적으로 다른지를 보게 된다. 즉 $\rho=1$ 이라는 귀무가설(단위근 존재)을 설정한 후 통계량이 임계치 보다 크지, 작을지를 살펴보게 된다.

ADF 검정법¹⁶⁾은 Dickey와 Fuller의 검정법을 발전시킨 것으로 현재 가장 널리 사용되는 기법이다. 이 검정법은 오차항이 i.i.d. 이라는 가정을 완화하기 위해서 DF검정법을 확장한 것으로 y_t 의 차분 변수의 시차변수를 설명변수로 포함시키게 되며 오차항이 백색오차(white noise)가 된다는 원리를 이용한 기법이다. ADF검정은 DF검정과 마찬가지로 먼저 상수항과 추세선의 도입여부를 3개의 모형중 하나를 선택하여 검정하고자하는 시계열을 그 시차변수와 일정수의 시차 차분 변수에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승 추정치가 단위근과 다른지를 t 값을 이용하여 판정하게 된다.

$$\text{모형 : } \Delta Y_t = a + r Y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

$$\text{모형 : } \Delta Y_t = a + \beta T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^r \delta_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

각 변수의 단위근 검정은 수준변수와 차분변수 모두 사용하였고, ADF 검정에의 시차는 Akaike Schwarz의 기준을 최소로 하는 시차를 선택하여 단위근 검정을 실시하였다.

$$AIC = \ln \frac{\hat{e}e}{n} + \frac{2k}{n} \dots\dots\dots (3)$$

14) 이종원, 이상돈 공저, "RATS를 이용한 계량경제분석", 전영사, 2000, pp.1038-1039
 15) 김인수, 오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석, 1993. 2, 경제브리프 스501, pp.6-8
 16) 이종원, 이상돈 공저, 전계서, pp.1047-1048

$$SC = \ln \frac{\hat{e}e}{n} + \frac{k}{n} \ln n \dots\dots\dots (4)$$

(단, e는 잔차항의 벡터, n은 관측치 수, k는 변수의 수)

2) 공적분검정(cointegration test)¹⁷⁾

공적분의 검정방법은 크게 2가지로 나누어진다. 첫째는 공적분의 정의에서 시현하는 것과 같이 회귀잔차에 대하여 이것이 안정적인가를 단위근검정에 의하여 판별하는 방법으로, ADF와 PP검정방법이 그대로 사용되는데, 산출되는 검정통계량의 분포는 역시 비표준적 위너과정을 표시되고, 공적분거정의 경우 검정통계량의 분포가 사용된 불안정적 독립변수의 개수 등에 의존하게 되므로 단위근검정통계량의 통계표가 그대로 사용되지는 못한다.

둘째, 일반적으로 3개 이상의 불안정적 시계열간의 공적분 관계를 규명함에 있어서 2개 이상의 공적분 관계가 존재할 수 있는데, 일반적으로 다변량 시계열분석(VAR 모형)을 통하여 검정하게 된다.

다변량 시계열분석에 의한 공적분 검정법으로는 Johansen 검정방법¹⁸⁾이 가장 널리 사용되고 있고, 이 방법은 단순히 공적분을 검정하는 데 지나지 않고 공적분이 존재할 때 공적분모수의 추정과 기타 모형의 설정에 관련된 여러 가지 가설검정까지도 수행하고 있다는 장점이 있다. 공적분이 존재하면 시계열간 선형결합 후 남는 오차항이 안정적이 되어 그 균형치도 0의 값을 갖게 되므로 누적적 시계열간에 안정적인 관계가 존재하게 된다.

본 논문의 변수들의 단위근 검정결과 모든 변수에서 단위근이 존재하는 불안정 시계열로 나타남에 따라 가성회귀의 문제가 발생한다. 따라서 여기서는 Johansen 검정법을 이용하여 공적분 검정을 실시할 것이며, 공적분 관계가 성립하면, 단위근에 대한 문제는 없다고 판단한다. 먼저 단위근이 있는 P개의 변수로 구성된 오차수정모형을 다음과 같이 설정한다.

$$\Delta X_t = \Gamma \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta \Delta X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \dots\dots\dots (5)$$

단, $\Delta X_t = X_t - X_{t-1}$, X_t 는 LWON, LYEN, CCA 3변수로 구성된 열 벡터, α 는 균형으로 조정되는 속도, β 는 공적분 벡터, μ 는 상수항(시간추세 반영), ε_t 는 자기 상관성이 없는 백색잡음 오차항

17) 이종원·이상돈, 전계서, pp1048-1050 인용
 18) Johansen(1988)은 벡터자기회귀모형(VAR)을 토대로 축약계수회귀(reduced rank regression)와 정규상관법(canonical correlation method)을 이용하여 다변수를 대상으로 한 공적분 검정법을 개발

식 (7)로부터 공적분 벡터를 추정하고 이것으로 우도비(likelihood ratio) 통계량을 구하여 r 개의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설을 검정한다. Johansen 검정에는 λ_{max} 와 trace en 종류의 통계량이 사용되며 식 (8)과 식 (9)에 의해 계산할 수 있다.

$$trace = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \dots\dots\dots (6)$$

$$\lambda_{max} = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) = trace_r - trace_{r+1} \dots\dots\dots (7)$$

여기서 λ_i 는 i번째 고유치(ei터가 존재한다는 귀무가설에 공적분 벡터의 수가 r+1개 존재한다는 대립가설을 검정하며 trace 통계량은 r개 이하의 공적분 벡터가 존재한다는 귀무가설에 대해 대립가설은 공적분 벡터의 수가 k개인 것을 검정하는 것이다. 단 k는 변수의 수이며, $r < k$ 이다.

모형에서 상수항과 추세 포함유무에 따라 trace 검정통계량에 차이가 나타나기 때문에 먼저 변수와 모형에 상수항과 추세를 포함시켜야 할 것인지 검정해야 한다. 검정방법은 모두 5가지가 있다. 시계열 내에 추세가 없고 공적분 회귀식이 상수항을 갖지 않는 경우, 시계열 내에 추세가 없지만 공적분 회귀식이 상수항을 갖는 경우, 시계열이 선형추세를 가지며 회귀식에 상수항이 있는 경우, 시계열과 공적분 회귀식이 모두 선형추세를 갖는 경우, 마지막으로 시계열이 2차의 추세를 가지며 공적분 회귀식에 선형추세가 있는 경우이다. 시차는 AIC 와 SBC를 최소로 하는 모형을 선택한다.

3) 벡터오차수정모형

단위근 검정 결과 시계열자료가 불안정한 것으로 판명된 경우 두 가지 접근법이 존재한다. 첫째는 연속적인 차분 과정을 거쳐 안정적인 시계열 자료를 추출하여 회귀분석을 수행하는 과정이다. 경제변수간 정태적 및 동태적인 상호관계를 분석하고 할 때, 벡터자기회귀(VAR)모형이 가장 적절한 모형이라고 할 수 있다. 그러나 차분된 시계열 자료를 이용할 경우 시계열의 고유한 잠재 정보를 상실하여 동태적이고 안정적인 장기 균형을 도출할 수 없다는 한계점이 있다.

둘째는 공적분 관계를 검토 후 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하는 것이다. 벡터오차수정모형은 모형 내에 변수들간의 공적분 제약을 포함하여 VAR 모형을 구성하게 된다. 이때 공적분 관계식의 오차항을 오차수정항으로 이용하는 단기동학을 고려하게

되면 장기균형관계로부터 일시적인 이탈을 부분적인 단기조정과정을 통해 추세의 수준으로 수렴하도록 내생변수들이 장기형태를 제약할 수 있다. VECM의 구조 속에서 공적분 벡터의 모수가 추정되므로 2변수의 경우 VAR로부터 도출된 VECM 모형을 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \Delta(e_{kor}) \\ \Delta(e_{jap}) \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^{k-1} [\Gamma_i] \begin{bmatrix} \Delta(e_{kor}) \\ \Delta(e_{jap}) \end{bmatrix} + [\Pi] \begin{bmatrix} \Delta(e_{kor-1}) \\ \Delta(e_{jap-1}) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{bmatrix} \dots\dots\dots (8)$$

여기서 Δ 는 1차 차분을 나타내고 μ 벡터는 (2×1) 상수항 벡터, k 는 시차구조, 그리고 ϵ_t 는 (2×1) 백색잔차 벡터이다. Γ_i 는 (2×2) 행렬로서 i 번째 시차에서 2개 수식들 간의 단기조정을 나타내는 변수들이다. 계수행렬 Π 는 2개의 변수들 간의 장기적 균형관계에 관한 정보를 보유하고 있다.

IV. 실증분석

본 연구에서는 2000년 이후를 연구대상으로 설정하여 일별 자료를 통해 벡터오차수정모형을 이용하여 분석하고자 한다. 본 연구에서 사용되는 통화량, 산업생산지수, 외평채 프리미엄 등은 월별자료가 포함되지 않는다. 이후 연구에서는 월별자료를 포함하여 양쪽을 비교하도록 하겠다.

1. 단위근 검정

각 변수에 대한 시계열 자료의 안정성을 확인하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. <표 IV-1>에 ADF 검정결과와 PP 검정결과를 표시하였다.

<표 IV-1> ADF, PP 분석결과

구분	ADF		PP	
	수준변수	차분변수	수준변수	차분변수
KOSPI	-2.001(0)	-41.294(0)***	-1.1479(7)	-42.141(9)***
WUE	-1.134(3)	-25.148(2)***	-1.141(12)	-41.483(10)***
CB	-1.442(1)	-35.218(0)***	-1.971(10)	-32.678(6)***
USR	-2.341(0)	-39.141(1)***	-2.141(4)	-42.142(5)***
FoB	-9.941(3)***	-31.917(2)***	-31.147(21)***	-117.142(50)***
Dow	-1.341*(2)	-34.577(1)***	-1.498(19)	-42.179(15)***

주 : ***는 1% 수준에서 유의함. ()안의 숫자는 시차의 길이

차분변수에서 유의수준 1% 수준에서 임계치의 범위 밖에 존재하므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있다. KOSPI지수, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 다우지수는 수준변수에서는 불안정적이지만 차분변수에서는 안정적임을 확인할 수 있다.

2. 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 주고¹⁹⁾, 임계치(Critical values)는 Osterwald-Lenum(1992)을 기준으로 하여 요한슨공적분 검정을 하였으며, 검정결과는 <표 IV-2>에 제시하였다.

Johansen 검정 결과를 통해 적어도 1개의 공적분 방정식을 찾을 수 있다. 이 있음을 알 수 있다. 공적분 관계가 성립한다는 것은 장기 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

19) VAR모형도 AR모형의 경우와 같이 AIC나 SIC와 같은 정보기준을 사용하여 적정 레그차수를 정하게 되는데, 여기서는 p=4 로 설정하였다.

함수관계를 검정하는 것과 같은 효과를 갖는다.

〈표 IV-2〉 Johansen 검정

	Trace 통계량	Max-Eigen 통계량
$r=0$	214.743***	160.793***
$r \leq 1$	69.714	32.149
$r \leq 2$	32.141	19.789
$r \leq 3$	17.224	8.143
$r \leq 4$	10.871	5.478
$r \leq 5$	5.414	4.524

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

3. 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 IV-3〉은 KOSPI지수에 대한 장기균형벡터 추정결과이다. 장기균형벡터에서 원/달러환율, 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 추가하락을 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.

〈표 IV-3〉 장기균형벡터 추정결과

구분	계수	t-통계량
상수	-3.12	
WUE _t	-8.79	-1.74**
CB	6.47	3.41***
USR _{t-1}	-1.42	-0.74
FoB	25.74	12.47***
Dow _{t-1}	9.71	1.19**

주 : ***는 1%, **는 5% 수준에서 유의함.

즉, 경기가 좋을 경우 경기과열을 우려해 금리인상정책, 경기가 불경기일 경우 경기부양을 위해 금리인하정책을 시행하는데, 오히려 국내 시장의 불안전성으로 인해 금리와 주가가 역의 관계임에도 불구하고 양의 효과가 나타난 것으로 분석되었다.

4. 오차수정모형 추정결과

단위근 검정을 통해 모든 변수가 $I(1)$ 이었으며, 공적분 검정을 통해 적어도 1개의 공적분 방정식이 있는 것으로 확인되었다. 따라서, KOSPI 지수를 결정하는 결정요인을 분해하기 위해 VAR 모형을 다음과 같이 표현하였다.

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

이미 모든 변수가 $I(1)$ 이기 때문에 각 변수들을 차분하였으며, X_t 를 구성하는 변수들 사이에 공적분 관계가 존재하기 때문에 Engd and Granger(1987)의 대표정리에 따라 오차수정을 포함시킨 벡터오차수정모형을 만들었다. 따라서 앞장에서 논의한 VECM은 다음과 같다.

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

이 모형은 X_t 의 개수인 총 6개의 방정식으로 구성되지만, 본 연구에서는 KOSPI 지수에 영향을 미치는 결정요인을 분석하여 무역에 미치는 효과를 분석하기 위한 과정이므로 KOSPI가 종속변수인 하나의 방정식만 제시하고자 하며, 추정결과는 다음과 같다. 시차의 길이는 '3' 이었다.

$$\begin{aligned}
 \Delta KOSPI = & 0.001 - 0.034\Delta KOSPI_{t-1} - 0.014\Delta KOSPI_{t-2} - 0.02\Delta KOSPI_{t-3} \\
 & (1.177)^* \quad (-1.247)^* \quad (-2.789)^{***} \quad (0.98)^* \\
 & - 0.017\Delta WUE_{t-1} - 0.097\Delta WUE_{t-2} + 0.113\Delta WUE_{t-3} \\
 & (2.974)^{***} \quad (-1.245)^{**} \quad (3.112)^{***} \\
 & + 0.03\Delta CB_{t-1} + 0.01\Delta CB_{t-2} - 0.12\Delta CB_{t-3} \\
 & (1.142)^* \quad (0.091) \quad (-3.124)^{***} \\
 & - 0.009\Delta USR_{t-1} + 0.031\Delta USR_{t-2} - 0.027\Delta USR_{t-3} \\
 & (-0.019) \quad (2.167)^{***} \quad (0.247)^* \\
 & - 0.01\Delta Fob_{t-1} - 0.01\Delta Fob_{t-2} - 0.009\Delta Fob_{t-3} \\
 & (-1.097) \quad (-1.273)^* \quad (-0.547) \\
 & + 0.028\Delta Dow_{t-1} + 0.051\Delta Dow_{t-2} + 0.006\Delta Fob_{t-3} \\
 & (0.754) \quad (1.577)^{**} \quad (0.019) \\
 & - 0.0019ECT_{t-1} \\
 & (-1.217)^*
 \end{aligned}$$

주의할 것은 오차수정항이 음수를 보인다는 것이다. 이 오차수정항은 장기균형으로의 조정 속도를 의미하기 때문에 하향조정됨을 알 수 있으며, 통계적으로는 유의한 것으로 판단된다. 그러나 조정속도가 느리게 나왔다는 것은 장기균형으로서 회복속도가 느리다는 것을 의미한

다. 따라서 우리나라 무역의 성장이 더딜 것으로 예상된다. 흔히 이야기 하는 주가지수의 ‘임의보행’이란 이것을 의미한다.

V. 결 론

1997년 발생한 외환위기는 우리 경제에 큰 영향을 미치게 된다. 특히 금융시장의 위기가 실물경제 전반에 미칠 수 있다는 사실에 국민 모두 큰 혼란에 빠지게 되었다. 금융이 중요하지 않던 시대에 금융으로 인해 국가 부도의 위기를 맞이하게 되면서 이제는 국민모두가 금융에 대한 관심이 높아진 상태이다.

2000년대에 들어서는 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 연구는 2000년 이후 우리나라 KOSPI 지수의 변화를 가져오는 거시경제지표들을 대상으로 그 영향력을 살펴보았다. 즉, 투자환경의 구조적 변화를 분석하였다. 이를 위해 벡터오차수정모형을 이용하였으며, 선행연구를 통해 우리나라 금융환경의 변화를 살펴보았다.

2000년대 이후 우리나라 주식시장에 투자환경의 구조적 변화가 있었는지를 분석하기 위해 VAR모형을 기본모형으로 설정한 후 KOSPI지수를 종속변수로 하는 하나의 방정식을 추정하였으며, 모형의 추정방법은 OLS이었고 general-to-specific 접근방법을 채택하였다. 분석결과를 살펴보면 다음과 같다.

차분변수에서 유의수준 1% 수준에서 임계치의 범위 밖에 존재하므로 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 있다. KOSPI지수, 원/달러환율, 회사채금리, 미국채금리, 다우지수는 수준변수에서는 불안정적이지만 차분변수에서는 안정적임을 확인할 수 있다.

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.

장기균형벡터를 추정한 결과 원/달러환율은 예상했던 것과 같이 KOSPI지수에 '음'의 방향으로 영향을 주는 것으로 나타났다. 이는 환율이 상승하게 되면 외화표시 채무가 자국통화 평가 부채금액의 증가로 이어져 추가하락을 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. 이러한 결과를 통해 도출할 수 있는 시사점은 다음과 같다.

첫째, 2004~2005년과 2007~2008년 사이 두 번에 걸쳐 주식시장에는 투자환경의 구조적인 변화가 있었다. 2004년에는 대세상승의 흐름을 2007년에는 서브프라임 모기지로 인한 금융위기의 상황이다. 분석과정에서 이 두 사건은 KOSPI지수에 직간접적으로 영향을 주는 것으로 나타났다.

둘째, 공적분 벡터 추정결과에 의하면 금리와 KOSPI지수 사이에 장기적으로는 '+'의 관계가 존재하였다. 일반적인 예상과는 달리 이와 같이 금리와 KOSPI지수 사이에 존재하는 '양'의 관계는 경기호황시 경기과열을 우려한 금리인상정책을, 경기불황시 경기부양을 위한 금리인하정책을 유도하기 때문에 '+'의 효과가 발생한 것으로 보인다.

셋째, 벡터오차수정모형에 포함된 오차수정항 추정결과이다. 오차수정항 추정치는 장기균형으로의 조정속도를 의미하는데 장기균형으로의 조정속도가 느리게 나타났다. 이는 월별자료가 일별충격을 모두 포함하고 있기 때문인 것으로 해석할 수 있다.

연구의 한계점은 주식시장 투자결정요인을 확인하는 연구의 경우 Granger 검정, OLS분석, Sims의 GMD 외생성 모형, GJR 모형, 비선형추정방법, GMM 구조형 모형 등 다양한 분석방법이 존재하는데 본 연구에서는 이변량 VAR 모형을 사용하였다는 점이다. 향후 연구에서는 다양한 방법론을 통해 그 결과치를 비교하는 것이 필요할 것이다.

또 하나는 구조적 환경변화에 대한 설명이 부족하다는 것이다. 실제 KOSPI 지수에 영향을 미치는 변수들이 어떻게 금융환경 구조를 변화시키고 있는지 그 연구가 진행되지 못했다.

참 고 문 헌

- 김명직·장국현 (2003), 금융시계열분석 2판, 경문사, pp.21-26.
- 김인수 (1993), 오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석, 1993. 2, 경제브리프스 501, pp.6-8
- 박범조 (2004), GAUSS와 경제분석, 시그마 프레스,
- 박해식·송치영 (2006), “미시구조적 접근을 통한 원/엔 동조화의 이해”, 한국은행 금융경제연구원, 경제분석 제12권 제4호, pp.1-34.
- 송정석 (2005), “외환위기 이후 원/달러 환율과 엔/달러 환율의 동조화 현상 분석”, 한국경제연구원, 연구보고서, 제5권 제26호, pp.1-130.
- 연강흠 (1996), 한국증시에서의 외국인의 주식투자행태 및 영향력, KIF 금융 PAPER, 한국금융연구원.
- 이대호·김용래 (2000), “환율과 주가간의 인과관계 분석 -금융위기를 경험한 아시아 국가를 중심으로 -”, 무역학회지, 제25권, 한국무역학회.
- 이종원·이상돈 (2000), “RATS를 이용한 계량경제분석”, 전영사, pp.1038-1039
- 지호준 (1999), “주식시장, 채권시장, 부동산시장의 경기순환관계”, 경영학연구, 제27권 제5호, 한국경영학회.
- 지호준·김영일 (1999), “환율과 주가의 관계”, 재무관리연구, 제16권, 한국재무관리학회.
- 최문박 (2008), “국내 금융시장, 대외 충격에 유독 취약한가”, LG Business Insight, weekly 포커스.
- 최봉호 (2008) “한국의 환율과 경제성장과의 인과관계”, 통상정보연구, 제10권 제1호, 한국통상정보학회, pp. 329-347
- 최창열·함형범 (2010), “금융통상환경 변화와 한중일 환율 동조화 분석”, 통상정보연구, 제12권 제1호, 한국통상정보학회, pp.157-159.
- Bernd Schlusche (2009), “Price Formation in Spot and Futures Markets: Exchange Traded Funds vs. Index Futures”, University of California, Berkeley - Haas School of Business Working Paper Series, pp.2-6.
- Blacka, A. Frasier, p., and Groenewold, N. (2003), “U.S. stock prices and macroeconomic fundamentals,” *International Review of Economics and Finance*, Vol.12, pp.345-367.
- Geweke, J., Meese, R. and Dent, W. (1983), “Comparing Alternative Tests of Causality in

- Temporal System,” *Journal of Economics*, Vol.21, pp.161-194.
- Gunther Schnabl (2007), “Exchange Rate Volatility and Growth in Emerging Europe and East Asia,” *CESifo Working Paper No. 2023 Category 6 : Monetary Policy and International Finance*.
- Michael Jensen and Aradhana Roy (2008), “Staging Exchange Partner Choices: When Do Status and Reputation Matter?”, *Academy of Management Journal*, Forthcoming, Vol.51. No.3, pp.495-516.
- McKinnon, Ronald I. and Gunther Schnabl, (2003), “Synchronized Business Cycles in East Asia : Fluctuations in the Yen/Dollar Exchange Rate and China’s Stabilizing Role”, *The World Economy*, Vol. 26, No.8, pp.1067-1088.
- McQueen, G. and Vnce, R. V. (1993), “Stock Prices, News, and Business Conditions,” *The Review of Financial Studies*, Vol.6, pp.683-707.
- Sims, C. (1972), “Money, Income and Causality,” *American Economic Review*, Vol.62, pp.540-552.
- Shujie Yao, Stephen L. Morgan and Dan Luo (2008), “Shanghai Stock Exchange Composite Index and Bank Stock Prices in China: A Causality Analysis”, University of Nottingham Research Paper No. 2008/25, pp.19.