

# 주가 · 기대심리 · 거시경제변수의 장기균형 관계 : Cointegration을 중심으로

장병기\* · 최종일\*

## 〈요 약〉

본 연구는 선행연구들과 달리 경제변수로 설명할 수 없는 경제주체들의 심리적 요소가 주가에 영향을 미칠 수 있다는 관점에서 주가와 거시경제변수 및 경제주체들의 기대심리간의 장기균형 및 동학구조관계를 분석한다. 주가는 기업의 내재가치를 나타내며 이는 상당부분 현재와 미래의 경제상황에 의해 영향을 받을 것이다. 미래경제상황을 정확히 예측할 수는 없으나 경제주체들은 미래경제상황을 예측하게 되며 그 예측은 주가에 반영될 수 있다.

검증결과 BSI 전망치와 같은 경제주체들의 기대심리가 주가결정에 가장 중요한 단일 변수인 것으로 나타났다. 이변량 공적분검증을 실시한 결과 실질주가지수는 BSI와 장기균형관계에 있는 반면 다른 거시경제변수와는 공적분관계에 있지 않은 것으로 나타났다. 다변량 공적분분석에서도 BSI가 포함된 경우에만 KOSPI/P와 장기균형관계에 있는 것으로 나타났다. 벡터오차수정 모형으로 동태적 관계를 분석한 결과, 이변량과 다변량분석 모두에서 이들 두 변수의 오차수정항이 통계적으로 유의하여 장기균형으로부터 이탈에 대하여 상호 조정하는 것으로 나타났다.

## I. 서 론

주식가격과 거시경제활동간의 연관관계에 대한 연구는 활발하게 진행되어 왔다. 많은 연구들은 이론적인 관계를 설정하고 이러한 관계를 실증적으로 검증하고자 거시경제변수로 산업생산, 인플레이, 금리, 통화량, 유가 등을 이용해 왔다. 그러나 본 연구는 경제변수들로 설명할 수 없는 경제주체들의 심리적 요인이 주가에 영향을 미칠 수 있다는 관점에서 분석하였다. 주가는 기업의 내재가치를 나타내는 것이므로 이는 상당부분 현재 혹은 미래의 경제상황에 의해 영향을 받을 것이다. 합리적 기대를 가정한다면 현재보다 미래의 경제상황이 더 많은 비중을 차지해야 할 것이다. 미래의 경제상황을 정확히 알

\* 고려대학교 경제학과, BK21 한국경제 교육연구단, Post-doctoral research fellow

\*\* 익명의 두분 심사위원에게 감사드립니다.

수는 없으나 경제주체들은 미래경제상황을 예측하게되며 이를 주가에 반영할 것이다. 즉 경제주체들의 경기예측이 옳든 그르든 미래경제상황을 예측하게되고 주가 또한 미래경제상황을 예측하므로 두 변수간에는 상관관계를 가질 것이다. 실제로 주식투자자들은 기업전망지수(BSI)나 소비자기대지수(CSI)를 중요한 투자가이드로 사용하고 있다는 사실에서도 이러한 관계를 짐작할 수 있다.

그러나 주가분석에서 경제주체들의 심리를 고려하는 선행연구들은 아직 없다. 또한 선행연구들은 시계열 안정성 면에서의 제약 등으로 거시경제변수의 변동이 주가에 미치는 단기적인 효과를 분석하는데 치우쳐 왔다. 단지 최근 들어 일부 연구들(Choi, Hauser and Kopecky, 1999 ; Kwon and Shin, 1999 ; 정성창, 2000)이 공적분분석을 이용하여 주가와 거시변수 간의 장기적인 균형관계를 분석하였다. 이들 분석에 의하면 우리나라의 경우 자본시장이 발달한 선진국에 비하여 거시경제변수와 주가의 관계가 미약한 것으로 나타난다. 장기적인 균형관계에 관해 분석한 Choi, Hauser and Kopecky(1999)의 연구에 의하면 G7국가(미국, 영국, 일본, 캐나다, 프랑스, 독일, 이태리) 모두에서 실질주가지수와 산업생산지수가 공적분(장기적 균형)관계에 있음을 보였다. 그러나 우리나라에 관한 선행연구에서는 모든 단일 거시경제변수들이 주가와 공적분 관계에 있지 않으며 단지 다변량모형을 사용할 경우 공적분 관계에 있음을 보였다(Kwon and Shin, 1999 ; 정성창, 2000). 필자는 그 원인을 우리나라의 주식시장이 거시경제변수보다 심리적 요인에 의해 많이 좌우되기 때문인 것으로 파악한다. 따라서 본 연구는 거시경제변수들 뿐만 아니라 경제주체들의 심리와 주가의 관계에 대하여 분석하였으며 그 분석의 초점은 주가와 기대심리의 장기적인 균형관계에 두었다.

본 연구의 배경으로서 주가와 거시경제변수의 관계에 관한 선행연구들을 정리해 보면 다음과 같다. 미국에 관한 연구로 Fama(1970, 1981, 1990)와 Chen(1991)은 실질 경제활동이 소비와 투자기회에 영향을 주게 되어 경제상황변수들의 변화가 주가와 밀접한 관계를 갖고 있음을 체계적으로 보였다. 이러한 경제적 논리와 1980년대초 APT(Arbitrage Pricing Theory)를 이용한 실증적 검증의 영향을 받아, Chen, Roll and Ross(1986)는 가치평가모형을 기초로 주식가격에 영향을 미치는 주요한 경제적 상황요인들을 식별하여 검증하였다. 이들의 연구는 주식 가격과 거시 경제 변수들간의 체계적인 관계를 정립함으로써 이후의 연구들에 많은 밑받침이 되었다. Chen, Roll and Ross(1986)이후 이 분야의 연구들은 더욱 정교한 방법론들을 활용하게 되었다. Lee(1992), Campell and Ammer(1993) 등의 연구가 VAR 모형을 사용한 대표적인 연구들이며 Jones and Kaul(1996)의 연구에서는 국제원유가격과 주식가격과의 관련성을 검증하였다.

한편 주가와 거시경제변수간의 관계에 관한 국내연구들은 다중회귀분석, ARMAX (Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variables) 모형, VAR(Vector Auto Regression) 모형 등을 주로 사용해 왔다. 우리나라의 주가와 거시경제변수 간의 초기연구로 다중회귀분석을 이용한 연구들(김철교, 박정욱, 백용호, 1990 ; 정기웅, 1991 ; 감형규, 1991)은 거시경제변수들과 주가지수의 관계를 보여줄 수 있지만 주가지수의 동태적인 측면을 무시하기 쉽다는 한계점이 있다. 한편 권영준, 김성태, 이홍, 신기철 (1990)은 주가지수는 ARMA과정으로 하고 주가지수에 영향을 미치는 경제변수들은 외생변수로 간주하는 ARMAX라는 매우 유익한 모형을 사용했으나, 이 모형은 거시경제 변수들이 상호 관련되어 내생변수로 작용할 수 있다는 것은 고려 할 수 없다는 한계점이 있다. 반면 VAR 모형(이상재, 1993 ; 김종권, 1999)은 모든 변수들을 내생변수로 간주하고 변수들의 정태적 및 동태적인 상호관계를 분석하기 때문에 적합한 모형이라고 할 수 있다. 그러나 VAR 모형은 시계열의 안정성을 위한 변수들의 차분 과정에서 시계열 본래의 고유정보를 상실한다는 문제점을 갖고 있으며, 단기 동학적인 관계는 규명할 수 있으나 장기적인 균형관계를 보여주지는 못하는 한계점을 갖고 있다.

VECM(Vector Error Correction)은 이러한 VAR 모형들의 문제점을 개선할 수 있는 방법이라고 할 수 있다. 일반적으로 종합주가지수를 포함한 대부분의 거시경제변수들의 시계열은 안정성(Stationarity)을 갖고 있지 않는 것으로 밝혀지고 있으며, 이러한 불안정한 시계열의 경우 공적분(Cointegration)의 관계를 갖게 된다면 시계열변수들간의 장기적 균형관계를 가지며 VECM을 이용하여 동적구조관계를 검증할 수 있게 된다. 우리나라 주가에 대하여 VECM을 이용한 연구로는 Kwon & Shin(1999), 정성창(2000) 등이 있다.

따라서 본 연구는 Cointegration과 VECM을 분석수단으로 사용하여 우리나라 증권 시장과 거시경제변수들의 장기 및 동학적 관계를 검증한다. 한편 이에 추가하여 경제주체들의 심리가 주가와 장기균형관계에 있는 지를 검증하여 주가결정에 있어서 기대심리의 중요성을 규명하는 것이 본 연구의 중요한 특징이다. 또한 본 연구는 주식시장개방이후(1992년)의 주식시장에서 주가결정에 달라진 면을 비교하기 위하여 기간 구분하여 분석하였다. 우리나라의 증권시장은 1991년 이후 외국증권사에 개방되었으며 1992년에 와서야 외국인 투자자에게 주식시장이 개방되기 시작하였다. 본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서 주가와 경제변수의 이론적 관계를 규명하고 3장에서는 실증분석 자료와 분석방법을 설명한다. 그리고 4장에서는 단위근검증, 이변량 공적분검증, 다변량 공적분검증, 벡터오차수정모형(VECM)의 분석결과를 제시하고 토론한다. 마지막 5장은

결론적 맺음말로 구성된다.

## II. 주가와 경제변수간의 이론적 관계

일반적으로 주가는 다양하고 불확실한 여러 요인에 의해 영향을 받는다. 또한 각각의 요인이 주가에 미치는 영향의 경로와 정도도 매우 복잡해 주가변동의 근원을 정확히 파악하기는 어렵다. 따라서 거시경제변수와 주가의 관계에 관해 정립된 이론모형은 없으나 산업생산, 통화량, 금리, 환율, 유가, 무역수지 등 거시경제변수 변동에 대해 주가가 어느 정도로 어떠한 방향으로 반응하는지에 대한 실증분석은 활발히 이루어져 왔다. 이들 실증분석의 이론적 배경은 배당평가모형이다. 주가는 장기적으로 보면 기업의 내재 가치에 따라 변동하는데 그 내재가치는 기업이 창출할 미래 기대수익의 현재가치에 의해서 결정된다. 따라서 주가를 결정하는 가장 근원적인 요인인 기업의 미래수익 및 할인율은 거시경제변수에 의해 영향을 받는다고 할 수 있다. 아래의 식 (1)은 배당평가모형의 전형적 방정식이다.

$$SP = \sum_{t=1}^{\infty} E \left[ \frac{(CF)}{(1+\rho)^t} \right] \quad (1)$$

단, SP ; 주식 가격, CF ; 현금흐름,  $\rho$  ; 위험조정할인율이며 E는 기대치를 의미함

Chen, Roll and Ross(1986)가 기본적인 가치평가 모형을 이용하여 주가에 영향을 미치는 중요한 거시경제변수들을 정의한 이래, 주가에 영향을 미치는 거시경제변수들은 대부분 그들이 선정한 거시경제변수들을 중심으로 고려되었다. 그러나 우리나라의 경우, 해외의존도가 매우 높은 관계로 국내 선행연구들은 해외부문 관련변수들을 흔히 포함한다. 국내의 선행연구 결과들을 기초로 하여 거시경제변수들이 주가에 미치는 경로에 대한 이론적 배경은 다음과 같다.

실물부문에서는 산업생산활동이 왕성할수록 주가는 상승할 것으로 기대되므로 정(+)의 관계를 가질 것으로 판단된다. 일반적으로 경기가 호황을 보이면 경제가 확대되고 기업들의 생산 활동이 활발해지므로 기업 수익의 증가와 함께 주가는 상승하게 된다. 반면 경기가 불황이 되면 기업들의 생산 활동이 위축되어 기업 수익이 감소하게 되고 주가는 하락하게 된다.

통화량이 증가하면 단기적으로는 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하여 주가는 상승한다. 그러나, 장기적으로는 통화량이 증가하면 기대인플레이션 및 명목금리

가 상승하여 할인율이 상승하게 되고, 결국 주식가격을 하락시키는 결과를 가져온다. 즉, 통화량과 주가는 견해에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 수 있음을 의미한다.

금리가 상승하게 되면 투자자들의 기대수익률이 상승하여 주가는 하락하고 금리가 하락하면 기대수익률이 하락하여 주가는 상승하게 된다. 그러나 불황기에는 투자수요 감소로 금리가 하락함에도 불구하고 기업실적 악화로 주가하락이 나타날 수도 있다. 따라서 금리와 주가는 경제상황에 따라 정(+) 혹은 부(-)의 관계를 가질 수 있다.

위의 기본경제변수에 추가하여 국내 선행연구들은 우리나라의 특수성(원유의 순수입 국이자 수출 의존적 경제구조)을 고려하여 원유가격이나 무역수지, 대미환율 등 해외시장관련 변수들을 흔히 추가한다. 원유순수입 국가이므로 경제성과는 국제원유가격과 부(-)의 관계가 있을 것으로 기대되는 반면 무역수지 흑자는 기업의 기대현금흐름을 증가시켜 주가는 상승하게 된다. 환율이 평가절상될 경우, 경상수지가 악화되어 주가를 하락시키는 측면이 있는 반면 자본유입으로 주가를 상승시킬 수도 있다.

본 연구의 특징은 주가와 경제주체들의 기대심리지수가 밀접한 관계를 보이며 움직인다는 사실을 추가하고 있다. 배당평가모형에서도 알 수 있듯이 주가는 기업의 미래수익의 실제치가 아니라 기대치를 반영하는 것이다. 소비자기대지수(CSI)나 기업경기전망지수(BSI 전망치)는 미래경제에 대한 예측으로서 경기선행지수 역할을 함으로 주가와 정(+)의 관계를 가질 것이다.

### Ⅲ. 실증분석 자료 및 분석방법

#### 1. 자료

본 연구는 주가, 심리지수, 거시경제변수 등 8개의 변수를 분석에 포함시킨다. 주가지수는 KOSPI지수를 소비자 물가지수로 나눈 실질주가지수(KOSPI/P)를 사용하였다. 경제주체의 기대심리로는 통계청에서 작성하는 소비자기대지수(CSI)와 전경련에서 작성하는 기업경기전망지수(BSI 전망치)<sup>1)</sup>가 있으나 우리나라의 경우 CSI의 작성이 1998년 11월 이후에나 시작되었기 때문에 본 연구는 기업경기전망지수(BSI 전망치)를 사용하였다. 그리고, 거시경제변수들은 Chen, Roll and Ross(1986)와 국내외 선행연구들에서 사용하였던 변수들을 고려하여 6개의 거시경제변수들, 즉, 산업생산지수, 실질통화량, 장

1) 6개월 후의 경기전망에 대한 기업의 견해를 지수화한 것임.

기금리, 단기금리, 실질국채유가, 환율, 무역수지 등을 선택하였다. 장기이자율을 나타내는 변수로 사용된 변수(CBY ; 월평균, %)는 3년 만기 회사채수익률이며, 단기이자율을 나타내는 변수(CALL ; 월평균, %)로는 단기콜금리를 사용하였다<sup>2)</sup>. 기업의 생산활동을 나타내는 산업생산지수(IP)는 계절조정 산업생산지수이다. 실질통화량(M2/P) 변수는 10억 원 단위로 표시되는 M2 화폐량의 평균 잔액을 소비자물가지수로 나눈 값이다. 실질유가(OIL/P)를 나타내는 변수로는 미국의 WTI(텍사스중질유)가격을 소비자물가지수로 나눈 값을 사용하였다. 무역수지(EXP/IMP)는 적자인 경우 자연로그를 취할 수 없는 문제점이 있어 수출액을 수입액으로 나눈 값을 이용하였다. 마지막으로 대미달러환율(W/\$)은 월평균 환율을 사용하였다.

CALL, CBY, EXP/IMP를 제외한 모든 자료는 Log변환을 취하였다. 분석기간은 BSI 전망치가 보고되기 시작한 1984년 1월부터 2000년 12월까지로 하였으며 주식시장이 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2000년 12월까지의 기간을 별도로 구분하여 분석하였다. 본 연구에서 사용하고 있는 자료는 한국은행의 조사통계월보, 통계청자료(KOSIS) 등에서 구한 것들이며 원유가격 데이터는 Datastream에서 구한 자료이다.

## 2. 분석 방법

기존의 실증분석을 살펴보면 대부분의 국내연구에서는 시차차분을 포함시킨 다중회귀분석방법이 주로 이용된 반면 외국의 실증분석에서는 VAR모형이 흔히 이용되었다. 일반적인 VAR모형에서는 개별 시계열이 안정적(stationary)이지 못하여 차분변수로 모형이 설정될 경우 수준변수가 지니고 있는 장기적인 정보를 상실하여 장기균형관계를 파악할 수 없다. 이러한 점을 감안하여 본 연구는 공적분과 벡터오차수정모형(VECM)을 이용하여 기대심리와 거시경제변수 변동에 대하여 주가가 어떻게 반응하는지 동태적으로 분석하였다. 여기서 벡터오차수정모형은 수준변수들이 같은 차수로 차분되는 불안정한 시계열이면서 수준변수간에 장기 안정적인 관계가 존재하는 경우에 이용될 수 있다. 이러한 장기안정적 관계의 존재를 검증하는 공적분검증 방법으로는 Engle-Granger 방법과 Johansen방법이 대표적이다.

두 변수간의 공적분 관계를 검증하는데 주로 사용되는 Engle-Granger방법은 단일방정식 추정법으로 자유도의 손실이 적어 한정된 샘플기간에 대해서도 자유도 문제를

2) 흔히 외국의 선행연구에서는 채무불이행 위험프리미엄을 나타내는 변수들을 추가로 사용하고 있으나, 우리나라의 경우에는 정크본드 시장 등이 아직 발달하지 않아 측정 상 어려움이 있어 포함하지 못하고 있다.

피할 수 있는 장점이 있다. 그러나 분석대상 변수들을 종속변수와 설명변수로 분리하여 검증을 실시하며 어느 것을 종속변수로 하느냐에 따라 검증결과가 다르게 나타나는 단점이 있다. 한편 Johansen 검증법은 벡터자기회귀모형(VAR)을 토대로 공적분관계를 추정하므로 모든 변수를 내생변수로 간주한다는 점에서 종속변수를 선택할 필요가 없으며 우도비검정을 바탕으로 여러 개의 공적분관계를 식별해 내는 특징을 지니고 있어 다변수시계열 분석에서 흔히 사용된다. 그러나 Johansen 검증법에서 여러 개의 공적분이 존재하는 경우 경제학적인 의미를 해석하는데는 다소 무리가 있으며 본 연구의 일부모형에서처럼 4개 이상의 변수가 사용되고 데이터기간이 한정적일 경우 VAR을 토대로 최우추정법을 사용하면 자유도의 손실이 매우 크게되어 자유도 문제에 봉착하는 단점이 있다. Gonzalo(1994)는 공적분 벡터를 추정하는 여러 가지 방법들을 검토한 결과 최우추정법에 의한 Johansen의 방법이 가장 우수하다는 이론 및 실증적 결과를 제시하였다. 그러나 그 이론은 점근이론(Asymtotic theory)에 의존하기 때문에 데이터기간이 충분할 때에 한정된 결과이며 Monte Carlo 실증검증도 3변수일 경우에 한정된다. 따라서 본 연구처럼 데이터 기간이 한정적일 경우 두 가지 방법론 중에서 어느 것이 우수한지 단정하기 어렵다. 따라서 본 연구는 Engle-Granger방법과 Johansen방법을 모두 시행하였다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 단위근 검증

시계열자료가 불안정적(non-stationary)일 경우 실제로는 서로 상관이 없는 시계열들이 회귀분석상 서로 상관이 있는 것처럼 나타나는 가성회귀(spurious regression) 현상이 발견될 수 있기 때문에, 시계열분석에서 제일 먼저 검토해야 하는 것은 모든 시계열자료들이 안정적인가를 판단하는 단위근 검증(unit root test)이다. 필자는 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증과 Phillips-Perron 단위근 검증을 시행하였다. 시계열자료가 안정적이라면 VAR 모형이 직접 이용될 수 있으나, 시계열자료가 불안정하다면 시계열의 선형결합이 안정적인지를 검증하는 공적분(장기균형) 검증이 필요하다.

단위근 검증결과는 <표 1A>와 <표 1B>에 제시되어 있다. <표 1A>는 BSI가 작성되기 시작한 1984년 1월부터 2000년 12월까지의 데이터를 사용하여 수준변수와 1차 차분변수들에 대하여 ADF 단위근 검증과 Phillips-Perron 단위근 검증을 실시한 결과가

며 <표 1B>은 주식시장이 개방되기 시작한 1992년 1월부터 2000년 12월까지의 자료에 대하여 단위근 검증을 실시한 결과이다.

<표 1A> 단위근 검증결과(1984.1~2000.12)

|         | 최적시차 | Augmented DF(τ) |           | Phillips-Perron(Z <sub>ρ</sub> ) |           |
|---------|------|-----------------|-----------|----------------------------------|-----------|
|         |      | 수준변수            | 1차 차분변수   | 수준변수                             | 1차 차분변수   |
| KOSPI/P | 3    | -1.620          | -7.264*** | -4.157                           | -129.8*** |
| BSI     | 4    | -2.805          | -7.933*** | -14.95                           | -205.7*** |
| IP      | 3    | -2.229          | -8.577*** | -11.71                           | -251.1*** |
| M2/P    | 4    | -0.966          | -6.911*** | -0.016                           | -136.5*** |
| CBY     | 3    | -2.842          | -4.956*** | -16.21                           | -146.6*** |
| CALL    | 3    | -2.766          | -7.459*** | -13.38                           | -158.2*** |
| W/\$    | 10   | -1.783          | -4.209*** | -6.333                           | -72.16*** |
| WTI/P   | 3    | -2.989          | -7.566*** | -16.59                           | -137.3*** |
| EXP/IMP | 12   | -2.660          | -3.244**  | -63.82***                        | -238.4*** |

- 주) ① \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.  
 ② 각 시계열의 최적시차는 Akaike Information Criterion(AIC)와 Schwarz Information Criterion(SIC)를 최소화하는 시차임.  
 ③ 단위근 검증의 방정식은  $\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 t + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ 임.  
 ④ Asymptotic critical value는 Hamilton(1994)에서 이용하였음.

<표 1B> 단위근 검증결과(1992.1~2000.12)

|         | 최적시차 | Augmented DF(τ) |           | Phillips-Perron(Z <sub>ρ</sub> ) |           |
|---------|------|-----------------|-----------|----------------------------------|-----------|
|         |      | 수준변수            | 1차 차분변수   | 수준변수                             | 1차 차분변수   |
| KOSPI/P | 3    | -2.048          | -5.518*** | -7.054                           | -67.65*** |
| BSI     | 3    | -2.149          | -5.778*** | -9.804                           | -97.48*** |
| IP      | 9    | -2.778          | -3.960*** | -10.54                           | -144.8*** |
| M2/P    | 6    | -0.224          | -4.412*** | -1.753                           | -83.56*** |
| CBY     | 3    | -2.979          | -4.910*** | -14.65                           | -81.92*** |
| CALL    | 3    | -2.827          | -4.959*** | -11.16                           | -72.86*** |
| W/\$    | 10   | -2.206          | -5.327*** | -8.374                           | -49.77*** |
| WTI/P   | 5    | -1.783          | -4.929*** | -7.391                           | -91.27*** |
| EXP/IMP | 12   | -2.953          | -5.857*** | -15.52                           | -130.5*** |

- 주) ① \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.  
 ② 각 시계열의 최적시차는 Akaike Information Criterion(AIC)와 Schwarz Information Criterion(SIC)를 최소화하는 시차임.  
 ③ 단위근 검증의 방정식은  $\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 t + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ 임.  
 ④ Asymptotic critical value는 Hamilton(1994)에서 이용하였음.



단위근 검증결과는 기간이나 검증방법에 상관없이 EXP/IMP를 제외한 모든 변수들이 단위근을 가지고 있는 불안정적 시계열이며, 1차 차분한 변수들은 안정적인 시계열인 것으로 나타났다. 한편 EXP/IMP 수준변수의 경우 전기간(1984.1~2000.12) 자료에 대하여 Phillips-Perron검증에서 단위근을 가지지 않은 안정적 시계열인 것으로 나타났으나 ADF검증에서는 불안정적 시계열인 것으로 나타나 상반된 결과를 보였다. 따라서 본 연구에서 고려하는 모든 변수들은 I(1)과정을 따르는 것으로 판단하여도 무리가 없을 것으로 생각된다.

## 2. 이변량 공적분 검증

단위근 검증 결과 시계열자료가 불안정적인 것으로 나타났기 때문에 각각의 변수들이 주가와 공적분(장기균형) 관계에 있는 지를 검증하였다. 공적분(Cointegration) 관계 여부를 검토한 후에 공적분이 존재한다면 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model ; VECM)을 이용하는 것이다. 공적분의 검증 방법으로는 Engle & Granger(1987)의 방법과 Johansen(1991)의 방법을 모두 적용하였다.

Engle & Granger의 공적분 검증은 단일방정식 접근으로 비교적 간단하고 자유도의 손실이 적은 장점이 있으나 어느 변수를 종속변수로 설정하느냐에 따라 검증결과가 바뀔 수 있는 단점이 있다. Engle & Granger 방법은 불안정 시계열의 변수들간에 장기균형을 나타내는 선형관계를 설정하고 단순회귀분석을 한 후 오차항이 안정적인 시계열을 갖는지를 검증하게 된다. 이 때 오차항의 단위근 검증은 상수항을 포함하지 않으며 계산된 오차항이 실제치가 아니라 추정치이므로 Dickey-Fuller 테이블 대신 Engle & Yoo (1987)의 임계치를 사용하여야 한다. 두 변수간의 Engle-Granger 공적분결과는 <표 2A>에 제시되어 있다.

본 연구의 전기간 데이터에서는 종속변수가 BSI이고 독립변수가 KOSPI/P인 경우에만 10%유의수준에서 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다. 공적분 관계의 존재는 장기균형관계를 의미하므로 종속변수의 선정에 독립적이어야 하나 Engle-Granger 방법의 한계점으로 지적된 것처럼 다른 결과를 나타내었다<sup>3)</sup>. 한편 주식시장 개방 이후 데이터 기간(1992.1~2000.12)에 대해서는 실질주가지수(KOSPI/P)와 기업경기전망지수(BSI) 사이에서 종속변수의 선정과 무관하게 5% 유의수준에서 장기균형관계에 있는 것으로

3) 물론, 데이터 기간이 무한하다면 종속변수의 선정에 관계없이 같은 결과가 나타낼 것이나 데이터 기간이 한정된 관계로 다른 결과를 나타내는 것이다.

나타났다. 주식시장이 개방됨에 따라 외국인 투자자의 유입으로 주식거래량이 급증하는 등 주식시장이 활성화되면서 다른 결과를 나타내는 것으로 파악할 수 있을 것이다. 필자는 주식시장개방으로 주가가 경제주체들의 경기전망에 보다 적극적으로 반응하게되면서 보다 효율화되었다고 해석하였다.<sup>4)</sup>

<표 2A> 이변량간의 Engle-Granger 공적분 검증결과

| 종속변수    | 독립변수    | 1984. 1~2000. 12           | 1992. 1~2000. 12           |
|---------|---------|----------------------------|----------------------------|
| KOSPI/P | BSI     | -2.1602 (no cointegration) | -3.4123** (cointegration)  |
| BSI     | KOSPI/P | -3.1158* (cointegration)   | -3.6703** (cointegration)  |
| KOSPI/P | IP      | -1.2999 (no cointegration) | 0.9856 (no cointegration)  |
| IP      | KOSPI/P | -1.8334 (no cointegration) | -1.8090 (no cointegration) |
| KOSPI/P | M2/P    | -1.5626 (no cointegration) | -1.5334 (no cointegration) |
| M2/P    | KOSPI/P | -2.0163 (no cointegration) | -1.1694 (no cointegration) |
| KOSPI/P | CBY     | -2.0462 (no cointegration) | -2.5343 (no cointegration) |
| CBY     | KOSPI/P | -1.3408 (no cointegration) | -2.5629 (no cointegration) |
| KOSPI/P | CALL    | -2.5368 (no cointegration) | -1.9777 (no cointegration) |
| CALL    | KOSPI/P | -1.3865 (no cointegration) | -2.2767 (no cointegration) |
| KOSPI/P | W/\$    | -2.6218 (no cointegration) | -1.3376 (no cointegration) |
| W/\$    | KOSPI/P | -2.5891 (no cointegration) | -2.2842 (no cointegration) |
| KOSPI/P | OIL/P   | -1.8523 (no cointegration) | -2.5394 (no cointegration) |
| OIL/P   | KOSPI/P | -1.5428 (no cointegration) | -2.0321 (no cointegration) |
| KOSPI/P | EXP/IMP | -2.6324 (no cointegration) | -2.5247 (no cointegration) |
| EXP/IMP | KOSPI/P | -2.7383 (no cointegration) | -2.5627 (no cointegration) |

주) ① \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

② 공적분 검증에서 오차항의 단위근 방정식은  $\Delta X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ 이며 최적 lag는 AIC와 SCI에 의해 선정되었음.

③ Engle & Yoo(1987), table3의 임계치는 샘플이 200(1984 : 1-2000 : 12)인 경우 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 3.78, 3.25, 2.98이며 샘플이 100(1992 : 1-2000 : 12)인 경우 1%, 5%, 10% 유의수준에서 각각 3.73, 3.17, 2.91이다.

필자는 위에서 언급한 Engle-Granger방법의 한계를 고려하여 Johansen 방법을 이용하여 공적분 검증을 시행하였다. Johansen 방법은 VECM의 구조속에서 공적분벡터의

4) BSI와 KOSPI/P의 공적분관계가 주식시장의 효율성증가로 해석이 가능한지는 주식시장의 효율성에 관한 정의를 어떻게 내리느냐에 달려 있을 것이다. 주가가 시장의 모든 정보를 충분히 반영하게 되었느냐로 효율성을 정의한다면 이러한 공적분관계의 성립은 주가가 시장주체들의 경제전망을 반영하게 되었으므로 효율성 증가로 해석할 수 있을 것이다. 그러나 주가가 실질경제변수보다 경제주체들의 심리에 의해 영향받으므로 주가가 비합리적으로 움직였다고 해석할 수도 있을 것이다. 효율성과 관련된 판단은 본 연구의 범위를 벗어나므로 독자의 판단에 맡기고자 한다.

모수가 추정된다. 여기서 VECM에 대한 이해를 돕기 위해 동 모형의 도출과정에 대해 간략히 살펴보고자 한다. VECM은 다음의 식 (2)와 같은 p차 VAR모형을 기초로 하고 있다.

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_p X_{t-p} + \alpha + \varepsilon_t \quad (2)$$

단,  $X$ : 변수벡터,  $\Pi$ : 계수벡터,  $\alpha$ : 상수항 벡터,  $\varepsilon$ : 오차항 벡터

식 (2)를 1차 차분된 형태로 변환시키면 식 (3)과 같이 오차수정항( $\zeta_0 X_{t-1}$ )이 포함된 VECM의 방정식이 된다.

$$\Delta X_t = \zeta_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \zeta_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \alpha + \zeta_0 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \zeta_i &= - \left[ I_n - \sum_{j=1}^i \Pi_j \right], \quad i = 1, 2, \dots, p \\ \zeta_0 &= - \left[ I_n - \sum_{i=1}^p \Pi_i \right] \end{aligned}$$

식 (3)의 오차수정항의 계수  $\zeta_0$ 는 공적분 벡터( $\beta$ )와 조정계수<sup>5)</sup> 벡터로 구분하여 표시할 수 있는데 Johansen 공적분검증은  $\zeta_0$ 의 위수(rank)<sup>6)</sup>가  $r$ 인지 즉 공적분 관계의 수가  $r$ 개인지를 우도비검정 통계량을 통하여 검증하고 장기관계식으로 표현될 수 있는 공적분 벡터  $\beta$ 의 모수를 추정하는 것이다.

두 변수간의 Johansen 공적분결과는 <표 2B>에 제시되어 있다. BSI와 KOSPI/P간에는 기간에 무관하게 1% 유의수준에서 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다. 한편 CALL은 5% 유의수준에서 EXP/IMP는 10% 유의수준에서 전 기간 샘플(1984.1~2000.12)에 대하여 실질주가지수(KOSPI/P)와 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다. 두 가지 방법론을 이용한 이변량간의 공적분 검증결과를 종합해 보면 단일 변수로서는 기업경기전망지수(BSI)만이 주식시장개방이후의 기간에 대하여 실질주가지수(KOSPI)와 공적분 관계에 있는 것으로 나타났다. 이는 경제주체의 기대심리가 주가와 장기균형관계에 있는 유일한 변수임을 의미한다.

5) 조정계수는 공적분 관계가 시계열 변수의 동태적 움직임에 대해 얼마나 중요한 역할을 하는가를 나타냄. 즉 균형관계로 조정되는 속도를 의미하는데 계수값이 클수록 조정이 신속하게 이루어지는 것을 의미함.

6) rank는 행렬에 존재하는 선형 독립적인 행벡터나 열벡터의 수를 나타냄. 이 경우 행렬  $\zeta_0$ 의 계수가 변수의 수와 같은 경우 즉  $r=p$ (변수의 수)인 경우에는 각 시계열의 수준변수들이 모두 안정적인 계열이라는 것을 의미하고  $r=0$ 인 경우에는 수준변수간에 장기 안정적인 관계가 존재하지 않는다는 것을 의미함.

<표 2B> 이변량간의 Johansen( $\lambda_{\text{trace}}$ ) 공적분 검증결과

| 변수      |         | 1984.1~2000.12            | 1992.1~2000.12            |
|---------|---------|---------------------------|---------------------------|
| KOSPI/P | BSI     | -24.52*** (cointegration) | -27.37*** (cointegration) |
| KOSPI/P | IP      | -6.025 (no cointegration) | -8.114 (no cointegration) |
| KOSPI/P | M2/P    | -15.45 (no cointegration) | -8.291 (no cointegration) |
| KOSPI/P | CBY     | -13.48 (no cointegration) | -14.91 (no cointegration) |
| KOSPI/P | CALL    | -19.77** (cointegration)  | -13.06 (no cointegration) |
| KOSPI/P | W/\$    | -9.533 (no cointegration) | -9.502 (no cointegration) |
| KOSPI/P | WTI/P   | -11.76 (no cointegration) | -11.11 (no cointegration) |
| KOSPI/P | EXP/IMP | -17.20* (cointegration)   | -9,833 (no cointegration) |

주) ① 최적시차는 Akaike Information Criterion(AIC)를 최소화하는 시차임.

② \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

### 3. 다변량 공적분 검증

우리나라 주가에 관한 선행연구들을 살펴보면 단일 거시경제변수와 주가의 공적분관계를 보인 연구는 없으나 정성창(2000)과 김용선과 차진선(1999)은 Johansen 방법으로 Kwon & Shin(1999)은 Engle-Granger방법으로 여러 거시경제변수와 주가가 다변량 공적분관계에 있음을 보였다. 이에 본 연구는 BSI전망과 7개의 거시경제변수들을 이용하여 다변량 공적분관계를 검증하였다. <표 3A>와 <표 3B>는 Engle-Granger방법에 의한 다변량공적분 검증 결과이다. <표 3A>는 전기간 샘플에 대한 분석이며 <표 3B>는 주식시장 개방이후의 샘플기간에 대한 분석이다.

먼저 전기간 샘플에서 BSI전망과 7개의 거시경제변수를 독립변수로 하고 KOSPI/P를 종속변수로 하여 분석한 결과(모형1) 공적분관계가 성립하지 않음으로 나타났다. 이에 변수의 여러 조합으로 모형 2, 모형 3, 모형 4 등의 공적분을 검증하였으나 장기균형관계를 발견할 수 없었다.<sup>7)</sup> 이는 Kwon and Shin(1999)이 1980년 1월에서 1992년 12월까지의 기간에 대해 Engle-Granger방법으로 공적분 관계를 발견한 것과 다른 결과인데 이는 샘플 기간이 다른 것이 그 원인일 수 있을 것이다.

<표 3B>에서는 주식시장개방 이후의 기간에 대하여 다변량공적분을 검증하였다. 모든 변수를 포함한 모형 1에서는 공적분 관계를 발견할 수 없었으나 통계적으로 유의적이지 못한 변수들인 W/\$, OIL/P, EXP/IMP를 제외한 모형 2에서는 공적분 관계를 발

7) 본 고에 보고되지 않은 수많은 조합으로 다변량공적분을 검증하였으나 역시 장기균형관계를 발견할 수 없었다.

<표 3> 다변량간의 Engle-Granger 공적분 검증결과

A : 전체기간(1984.1~2000.12)

| 독립변수     | 기대 부호 | 모형 1                          | 모형 2                          | 모형 3                          | 모형 4                          |
|----------|-------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| BSI      | +     | 0.167 (1.378)                 | -                             | -                             | -                             |
| IP       | +     | 2.048 (5.935)                 | 2.292 (7.505)                 | 5.339 (19.08)                 | 5.027 (18.89)                 |
| M2/P     | ±     | -0.912(-3.294)                | -1.059(-4.176)                | -3.709(-17.46)                | -3.499(-17.58)                |
| CBY      | -     | 0.036 (2.939)                 | -                             | 0.026 (1.711)                 | -                             |
| CALL     | ±     | -0.022(-2.273)                | -                             | -0.032(-2.929)                | -                             |
| W/\$     | ±     | -2.256(-11.50)                | -2.305(-12.59)                | -                             | -                             |
| OIL/P    | -     | -0.182(-2.393)                | -                             | -                             | -                             |
| EXP/IMP  | +     | 0.854 (6.019)                 | 1.001 (7.744)                 | -                             | -                             |
| 상수항      | ±     | 22.10 (14.22)                 | 23.34 (24.64)                 | 26.27 (19.65)                 | 25.16 (21.07)                 |
| ADF test |       | -4.4968<br>(no cointegration) | -2.9572<br>(no cointegration) | -2.8789<br>(no cointegration) | -2.5289<br>(no cointegration) |

B : 주식시장 개방이후(1992.1~2000.12)

|          | 기대 부호 | 모형 1                          | 모형 2                         | 모형 3                          | 모형 4                          |
|----------|-------|-------------------------------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|
| BSI      | +     | 1.040 (8.946)                 | 1.031 (9.354)                | -                             | -                             |
| IP       | +     | 2.145 (5.199)                 | 2.314 (8.346)                | 3,271 (9.355)                 | 3,395 (8.243)                 |
| M2/P     | ±     | -1.551(-4.236)                | -1.551(-7.744)               | -2.672(-12.27)                | -2.443(-9.635)                |
| CBY      | -     | -0.039(-3.025)                | -0.031(-2.876)               | -0.008 (0.569)                | -                             |
| CALL     | ±     | 0.037 (3.422)                 | 0.035 (3.260)                | 0.034 (3.122)                 | -                             |
| W/\$     | ±     | 0.362 (1.236)                 | -                            | -                             | -                             |
| WTI/P    | -     | 0.085 (0.942)                 | -                            | -                             | -                             |
| EXP/IMP  | +     | -0.316(-1.741)                | -                            | -                             | -                             |
| 상수항      | ±     | 8.054 (4.182)                 | 9.643 (5.465)                | 23.85(19.59)                  | 20.04 (15.48)                 |
| ADF test |       | -4.4968<br>(no cointegration) | -4.7622**<br>(cointegration) | -2.9940<br>(no cointegration) | -2.0260<br>(no cointegration) |

주) ① ( )안은 t통계량이며 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

② 공적분 검증에서 오차항의 단위근 방정식은  $\Delta X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \sum \gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ 이며 최적 lag는 AIC와 SCI에 의해 선정되었음.

③ 공적분 여부를 검증하는 ADF test는 Engle and Yoo(1987), table 3으로부터 이용할 수 있다. 샘플이 100일 경우 5% 유의수준은 변수가 9, 6, 5, 3일 때 각각 5.30 4.63, 4.36, 3.62가 된다(필자의 추정에 의한 계산)

견할 수 있었다. 한편 모형에서 BSI를 제거하고 공적분 검증을 실시한 결과 모형3이나 모형4에서 볼 수 있듯이 공적분 관계는 존재하지 않았다.<sup>8)</sup> Engle & Granger 방법에

의한 공적분 검증 결과를 보면 주식시장 개방이후에 BSI전망치가 포함될 경우에만 주가와 장기균형관계가 성립하는 것으로 나타나 주식시장에서 경제주체들의 기대심리가 중요한 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 장기균형관계가 성립하는 <표 3B>의 모형2의 결과를 보면 모든 변수가 통계적으로 유의적이며 부호도 경제이론에 모순되지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 Johansen방법을 이용하여 <표 3A>와 <표 3B>의 모든 모형에 대하여 다변량 공적분을 시행하였다. 그 결과 공적분 벡터의 수는 시차의 선택과 밀접한 관계가 있음을 알 수 있었다. 또한 Gonzalo(1994)에서 지적한 바대로 자유도가 충분하지 않아 최적시차의 선택에 문제가 있는 것을 발견할 수 있었다. 본 연구는 공적분 검증에 앞서 최적시차의 길이를 결정하기 위하여 VAR모형에서 AIC를 적용한 결과 적정시차를 판명하고 그 시차를 Johansen의 공적분 검증에 적용하였다. VAR모형에서 AIC에 의해 최적시차가 3개월로 결정된 경우 VECM모형에 적용되는 시차는 2개월이 된다. <표 4>는 Johansen방법에 의한 다변량 공적분결과를 나타낸다. Engle-Granger 방법에 의한 결과와 달리 KOSPI/P, IP, M2/P 등 3변수를 사용하는 경우를 제외하고는 1개 이상의 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타났다. 제한된 분량으로 본 고에서 자세히 보고하지는 않으나 시차의 선택이나 변수의 선택에 따라 추정계수나 부호가 상당히 변하는 것으로 나타났다. 다변량 변수를 사용하면서 VAR을 토대로 최우추정법을 사용하는 경우 자유도의 손실이 심각한 오류를 야기할 수 있음을 의미하는 것이다.

<표 4> Johansen( $\lambda_{trace}$ )검증에 의한 공적분 벡터의 수

| 변 수  | 1984.1~2000.12 | 1992.1~2000.12 |
|--|----------------|----------------|
| KOSPI/P, BSI, IP, M2/P, CBY, CALL, W/S, WTI/P, EXP/IMP | (표 3A 모형 1) 3  | (표 3B 모형 1) 3  |
| KOSPI/P, IP, M2/P, W/\$, EXP/IMP                       | (표 3A 모형 2) 1  |                |
| KOSPI/P IP, M2/P, CBY, CALL                            | (표 3A 모형 3) 2  |                |
| KOSPI/P IP, M2/P                                       | (표 3A 모형 4) 0  | (표 3B 모형 4) 0  |
| KOSPI/P BSI, IP, M2/P, CBY, CALL                       |                | (표 3B 모형 2) 2  |
| KOSPI/P IP, M2/P, CBY, CALL                            |                | (표 3B 모형 3) 2  |

8) 본 고에 보고되지 않은 수많은 조합으로 다변량공적분을 검증하였으나 역시 BSI 없이는 장기균형 관계를 발견할 수 없었다.

#### 4. 벡터오차수정모형(VECM)

본 연구에서는 우리나라의 주가와 기대심리의 동태적 관계를 규명하고자 공적분관계가 분명한 두 변수(KOSPI/P, BSI) 모형과 <표 3B>의 모형2를 이용하여 각각 VECM을 추정하였다. VECM모형에서 자유도의 손실을 고려하여 Engle-Granger 방법에 의해 추정된 장기균형관계를 사용하였으나 Johansen 방법에 의해 추정된 계수<sup>9)</sup>를 사용하여도 다소 계수의 차이는 있으나 유사한 결과를 나타내는 것으로 나타났다. <표 5A>는 두 변수(KOSPI/P와 BSI)모형을 이용한 벡터오차수정모형의 추정결과이다.

<표 5A> 이변량 벡터오차수정모형 추정결과

| 변 수                    | $\Delta KOSPI/P_t$  | $\Delta BSI_t$    |
|------------------------|---------------------|-------------------|
| 오차수정항                  | -0.1318(-3.6767)*** | 0.0642(1.9847)**  |
| $\Delta KOSPI/P_{t-1}$ | 0.3997 (4.1686)***  | 0.4312(4.4863)*** |
| $\Delta KOSPI/P_{t-2}$ | 0.0061 (0.0555)     | 0.0680(0.6169)    |
| $\Delta BSI_{t-1}$     | -0.1018(-0.9719)    | 0.1097(1.0446)    |
| $\Delta BSI_{t-2}$     | -0.1154(-1.2733)    | 0.1658(1.8244)*   |

주) ① \*, \*\* \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

두 변수 모두 오차수정항이 통계적으로 유의적인 것으로 나타나 장기균형으로부터 이탈에 대하여 두 변수 모두가 반응하여 조정되는 것으로 나타났다. 장기균형에 대한 조정 반응은 실질주가지수가 2배정도 크게 반응하는 것으로 나타났다. 그러나 단기조정은 BSI변화에 대한 KOSPI/P의 반응보다는 KOSPI/P의 변화에 대한 BSI의 반응이 큰 것으로 나타났다. <표 5A>의 분석결과를 종합해 보면 실질주가지수와 기업경기전망지수는 상호 Granger 인과관계에 있는 것으로 나타났다.

<표 5B>는 <표 3B> 모형 2를 이용한 벡터오차수정모형의 추정결과이다. 6개의 변수들 중 오차수정항이 통계적으로 유의적인 변수는 KOSPI/P와 BSI 뿐인 것으로 나타났다. 즉 실질주가지수와 기업경기전망지수 만이 장기균형으로부터 이탈에 반응하여 장기균형으로 조정되어 간다는 것이다. 한편 전체적으로 단기변동에 대한 경제변수의 반응은 즉각적이지 못한 것으로 나타난다. 1기와 2기전의 단기변동에 대한 경제변수의 반응을 나타내는 총 72개의 계수들 중 7개의 계수가 5% 유의수준에서 7개의 계수가 1% 유

9) Johansen에 의해 추정된 공적분 벡터의 수가 1개 이상 존재할 경우 아이겐값이 가장 큰 공적분 벡터를 사용한다. 이 때 <표 3B> 모형2의 장기균형식은  $KOSPI = 6.121 + 1.749 * BSI + 1.119 * IP - 0.605 * M2/P - 0.089 * CBY + 0.084 * CALL$ 로 나타났다.

의수준에서 통계적으로 의미있음을 나타냈다.

<표 5B> 다변량 벡터오차추정모형 추정결과

|                        | $\Delta KOSPI/P_t$ | $\Delta BSI_t$  | $\Delta IP_t$   | $\Delta M2/P_t$ | $\Delta CBY_t$ | $\Delta CALL_t$ |
|------------------------|--------------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|-----------------|
| 오차수정항                  | -0.198(-2.94)**    | 0.159 (2.93)**  | 0.023 (1.12)    | -0.010(-0.90)   | -0.625(-0.59)  | -0.206(-0.17)   |
| $\Delta KOSPI/P_{t-1}$ | 0.503 (4.45)**     | 0.115 (1.26)    | 0.044 (1.29)    | -0.029(-1.54)   | -2.830(-1.59)  | -0.471(-0.24)   |
| $\Delta KOSPI/P_{t-2}$ | 0.060 (0.50)       | 0.055 (0.56)    | 0.064 (1.74)    | 0.025 (1.24)    | 2.891 (1.51)   | 2.525 (1.20)    |
| $\Delta BSI_{t-1}$     | -0.040(-0.30)      | 0.060 (0.57)    | -0.008(-0.20)   | 0.015 (0.70)    | -4.493(-2.15)* | -6.001(-2.63)** |
| $\Delta BSI_{t-2}$     | -0.107(-1.10)      | 0.195 (2.49)**  | 0.029 (0.99)    | 0.039 (2.40)*   | 0.808 (0.53)   | -1.128(-0.67)   |
| $\Delta IP_{t-1}$      | 0.518 (1.51)       | 0.384 (1.40)    | -0.360(-3.45)** | 0.002 (0.04)    | -3.497(-0.65)  | 1.413 (0.24)    |
| $\Delta IP_{t-2}$      | 0.075 (0.22)       | -0.204(-0.74)   | -0.109(-1.04)   | -0.086(-1.51)   | 10.64 (1.97)*  | 7.957 (1.34)    |
| $\Delta M2/P_{t-1}$    | -0.107(-0.17)      | 0.435 (0.87)    | 0.120 (0.63)    | 0.232 (2.24)*   | 0.121 (0.01)   | 0.138 (0.01)    |
| $\Delta M2/P_{t-2}$    | 0.492 (0.83)       | -0.075(-0.16)   | 0.387 (2.17)*   | 0.124 (1.28)    | -8.943(-0.97)  | -14.56(-1.44)   |
| $\Delta CBY_{t-1}$     | 0.019 (2.14)*      | -0.044(-6.08)** | -0.001(-0.22)   | -0.006(-3.83)** | 0.126 (0.89)   | 0.458 (2.95)**  |
| $\Delta CBY_{t-2}$     | 0.017 (1.56)       | -0.003(-0.30)   | 0.003 (0.81)    | 0.000 (0.10)    | -0.334(-1.91)* | -0.138(-0.72)   |
| $\Delta CALL_{t-1}$    | -0.010(-1.27)      | 0.003 (0.54)    | -0.004(-1.47)   | 0.001 (1.02)    | 0.026 (0.21)   | -0.000(-0.00)   |
| $\Delta CALL_{t-2}$    | -0.004(-0.52)      | 0.005 (0.75)    | -0.001(-0.36)   | -0.000(-0.01)   | 0.101 (0.85)   | -0.143(-1.10)   |
| 상수항                    | -0.010(-0.85)      | -0.109(-1.20)   | 0.004 (1.18)    | 0.008 (3.99)**  | -0.054(-0.30)  | 0.027 (0.14)    |

주) ① \*, \*\*는 각각 5%, 1%에서 통계적으로 유의함.

## IV. 결 언

본 연구는 공적분(Cointegration)검증과 벡터오차추정모형(VECM)을 이용하여 우리나라 증권시장에서 주가와 거시경제변수 및 경제주체들의 기대심리 간의 장기균형 및 동태적 관계를 분석하였다. 분석결과에 의하면 BSI 전망치와 같은 경제주체들의 심리가 주가결정에 가장 중요한 단일변수인 것으로 나타났다. 이변량 공적분검증을 실시한 결과 주식시장 개방이후 기간에 대하여 Engle-Granger방법, Johansen 방법 모두에서 KOSPI/P와 BSI가 장기균형관계에 있는 것으로 나타난 반면 KOSPI/P와 장기균형관계를 분명히 나타내는 다른 거시경제변수는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 또한 Engle-Granger방법에 의한 다변량 공적분분석에서도 BSI가 포함된 경우에만 KOSPI/P와 장기균형관계에 있는 것으로 나타났으며 BSI를 제외한 거시경제변수의 조합은 KOSPI/P와 공적분관계에 있지 않은 것으로 나타났다.

두 변수(KOSPI/P, BSI)의 벡터오차추정모형으로 동태적 관계를 분석한 결과, 두 변수 모두의 오차수정항이 통계적으로 유의하여 장기균형으로부터 이탈에 대하여 상호 조정하는 것으로 나타났으며 조정 반응은 실질주가지수가 2배정도 빠른 것으로 나타났



다. 한편 다변량(KOSPI/P, BSI, IP, M2/P, CBY, CALL)의 벡터오차수정모형의 분석 결과에서는 KOSPI/P와 BSI의 오차수정항만이 통계적으로 유의하게 나타나 이들 변수만이 장기불균형에 대하여 조정하는 것으로 나타났다. 분석결과를 종합해 보면 실질주가지수와 기업전망지수가 상호 Granger 인과관계에 있으며 단일 변수로는 기업경기전망지수가 주가와 가장 강한 장기동학관계에 있는 것을 알 수 있다. 이는 실제로 펀드매니저와 같은 주식투자자들이 BSI나 CSI와 같은 경제주체들의 심리지수를 중요한 투자 가이드로 사용하고 있는 것과 일맥상통한다.

본 연구는 주가수익률을 설명하는 데 있어서 경제주체들의 기대심리를 이용한 초기 연구로서 그 의미가 있을 것이다. 경제주체들의 기대심리를 이용한 추후에 많은 연구가 진행될 수 있을 것으로 기대한다. 주가와 거시경제변수간의 관계에 대한 정립된 이론모형이 없는 상황에서 경제상황을 단지 정성적으로 예측하는 심리변수를 정립된 이론으로 유도하기는 어려울 것이나 이는 추후의 중요한 연구과제가 될 것으로 판단된다. 한편 정성적 판단지표로서 사용되는 BSI 지수가 얼마나 투자자들의 심리적 요인들을 대변하고 있는 지는 다소 의문이 있을 수 있으나 현재 이용 가능한 최선의 지표일 것이다.

본 고에서는 제시하지 않았으나 이러한 경제주체들의 심리가 주가와 강한 관계를 가지는 것은 우리나라의 경우에 한정될지 모른다. 필자가 일부 선진국의 데이터를 이용하여 공적분 관계를 분석해 본 결과 선진국에서는 기대심리보다 거시경제변수가 주가와 더욱 강한 관계를 보이는 것으로 나타났다. 따라서 국제비교는 추후 연구방향이 될 수 있을 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김형규, “주식의 가격결정요인에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제8권 제2호, 1991, 131-164.
- 권영준, 김성태, 이흥, 신기철, “한국종합주가지수 예측모형 비교”, 증권학회지, 제12집, 1990, 375-402.
- 김용선, 차진섭, “주가와 거시경제변수의 관계 분석”, 한국은행, 조사연구, 99-12, 1999.
- 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, 155-170
- 김철교, 박정옥, 백용호, “제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제12집, 1990, 347-375.
- 이상재, “주요 거시경제변수가 주가에 미치는 동태적 효과”, 동서경제연구소, 1993.
- 정성창, “우리나라 증권시장과 거시경제변수-VECM을 중심으로”, 재무관리연구, 제17권 제1호, 2000, 137-159.
- 정기용, “거시경제변수와 주가-한국 주식시장에서의 실증분석”, 재무관리연구, 제8권 제12호, 1991, 111-129.
- Bittingmayer, George, “Stock Returns, Real Activity, and the Trust Question,” *Journal of Finance*, (Dec. 1992), 1701-1730.
- Canova, Fabio, and G. D. Nicolo, “Stock returns and real activity : A Structural approach,” *European Economic Review*, 39(1995), 981-1015.
- Chen, N, R. Roll, and S. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, 59, No.3, (July 1986), 383-403.
- Choi, Jongmoo J., S. Hauser, and K. J. Kopecky, “Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 countries,” *Journal of Banking & Finance*, 23, 1999, 1771-1792.
- Chopra, Vijay Kumar and Lin, Patricia, “Improving Financial Forecasting : Combing Data with Intuition,” *Journal of Portfolio Management*, (Spring 1996), 97-105.
- Cutler, David M., J. M. Poterba, and L. H. Summers, “What Moves Stock Prices?,” *Journal of Portfolio Management*, (Spring 1989), 4-11.
- Elton, E. J. & M. Gruber, “A multi-index risk model of the Japanese Stock Market,” *Japan and the World Economy*, 1988, 21-44.

- Engle, Robert F. and Byung Sam Yoo, "Forecasting and testing in Co-integrated Systems," *Journal of Econometrics*, Vol.35, 1987, 143-159.
- Engle, R. F. & C. W. Granger, "Co-integrated and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol.55, 1987, 251-276.
- Fama, E. and W. Schwert, "Asset Returns and Inflation," *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 115-146.
- Fama, E., "Multiperiod Consumption-Investment Decision," *American Economic Review*, 60, 1970, 163-174.
- Fama, E., "Stock Returns, Real Activity, Inflation and Money," *American Economic Review*, 71, 1981, 545-565.
- Fama, E., "Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity," *Journal of Finance*, 55, 1990, 1089-1108.
- Gonzalo, Jesus, "Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships," *Journal of Econometrics*, 60, 1994, 203-233.
- Hamao, Y., "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Japan and the World Economy*, 1988, 45-61.
- James, C., S. Koreisha, and M. Partch, "A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates," *Journal of Finance*, 50, 1985, 1375-1384.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, 1551-1580.
- Johansen, S. and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-with Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, 169-210.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, 231-254.
- Jones, Charles M. and Kaul, Gautam, "Oil and the Stock Market," *Journal of Finance*, (June 1996), 463-491.
- Kwon, Chung S. and Tai S. Shin, "Cointegration and Causality between Macroeconomic Variables and Stock Market Returns," *Global Finance Journal*, 10, No.1, 1999, 71-81.

Lee, Bong-Soo, "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rate, Real Activity, and Inflation," *Journal of Finance*, 47(1992), 1591-1603.

Phillips, P. C. B., "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica* 59 (1991), 283-306.

Schwert, G., "Stock Returns and Real Activity : A Century of Evidence," *Journal of Finance*, 45(1990), 1237-1257.