

# 경제환경의 변화가 주식시장 변동체계의 장기적 역학관계에 미치는 영향

김 태 호\* · 황 성 혜\*\*

## 논 문 초 록

시계열자료의 분석에 단위근과 공적분이론을 적용하게 되면서 관련변수들 간 장기적 관계의 구조변화 가능성에 대한 관심이 증폭되었다. 그간 경제환경의 변화로 주식·실물·외환·금융시장간 장기균형체계에 구조변화 발생 가능성이 존재하며, 이 경우 시간불변을 가정하는 기존의 공적분검정은 신뢰하기 어렵다. 본 연구는 시간불변과 가변적 관점에서 주식시장 변동체계의 장기적 역학관계와 변동성향 및 안정성에 대해 통계적으로 규명해 보았다. 분석모형에서 내생적으로 구조변환점을 결정하는 공적분검정은 주식시장 변동체계의 장기균형이 일정 기간 유지되다가 새로운 균형관계로 이동한 것으로 추정한다. 이러한 구조변화의 성향을 파악하기 위해 시변공적분모수의 가설검정 결과 장기균형은 안정적이지만 약한 임의보행 과정을 보여 시간가변 성향이 존재하는 것으로 나타났다. 단기조정을 병행한 통계적 검정을 추가로 실시한 결과 장기균형은 안정적이지만 단기조정 벡터가 급변하는 불안정성이 존재하는 것으로 검색되었다. 따라서 국내 증시 변동체계의 역학관계에 대한 통계적 검정들은 모두 장기적 안정성이 유지되는 가운데 시간가변 성향이 존재한다는 일관된 결과를 보이는 것으로 판명되었다.

핵심 주제어: 증시변동, 장기균형, 시간가변관계

경제학문헌목록 주제분류: C1, C4

투고 일자: 2010. 1. 25. 심사 및 수정 일자: 2010. 3. 19. 게재 확정 일자: 2010. 3. 30.

\* 교신저자, 충북대학교 정보통계학과 교수, e-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

\*\* NH Bank, e-mail: statist020@nonghyup.com

## I. 서 론

국내 주식시장은 규모에 비해 건전성은 뒤떨어지는 것으로 알려져 있다. 우리 경제의 해외 의존도가 높고 국내 증시는 해외 충격에 약해 불안정성이 상존하고 있기 때문이다. 증시의 건전성이 떨어지면 사회 전체에 미치는 파급효과가 크며, 경제 전반에 걸쳐 비효율성과 불안정성이 내재하게 된다. 우리나라는 그간 금융시장 자율화와 자본시장 국제화, 미국 및 선진국들의 거시경제정책 변동, 국내외 실물경제의 불안정성, 외국인 주식투자 한도액의 완화 및 철폐, 또 금리 및 환율의 규제 완화 등 변혁기를 거치게 되었다. 그 과정에서 주가와 주요 거시요인들의 관계가 장기적으로 안정적이지 또는 구조적 변화가 발생했는지, 그리고 그 성향은 어떠한지에 관심이 모아진다.

1997년 말의 외환위기로 외국인 투자자금이 급격히 유출되면서 국내 주가는 폭락하고 변동성이 심화되었으며, 이후 외국인들의 시장 참여가 국내 증시에 중요 변수로 부각되면서 한·미 증시 사이에는 본격적인 동조화관계가 성립하게 되었다. 1999년 하반기에 정보기술주의 거품이 붕괴되면서 2000년 1년 동안 다우존스지수는 1981년 이래 최대의 하락률을 기록했으며, 같은 기간 국내 경제성장률은 8%를 초과했음에도 종합주가지수는 50.9%가 하락해 1980년 지수 산정 이후 최대의 낙폭을 보였다.<sup>1)</sup> 이러한 경제와 증시여건의 심한 불균형은 기업의 구조조정과 산업 개편, 또 개방화·자율화에 따른 정보이동의 가속화로 유발된 경제 및 금융환경의 변화와 함께 국내 주식시장의 장기적 변동체계에 구조적 변화를 유발했을 가능성을 시사한다. 그러나 이를 입증하거나 시장체계의 변동성향을 분석한 연구는 아직 수행된 바 없다. 2007년 미국의 금융경색과 2008년 본격적인 금융위기 국면이 시작되면서 한국에서는 주가, 원화가치, 또 금리가 모두 하락했으나 2009년 중반기 들어 각종 경기지표들이 급격히 호전되면서 그 추세가 외환위기 때와 비슷하다는 분석이 나오고 있다. 통계청 발표만 놓고 보면 경기회복 속도가 빠를 것으로 예상되며, 외환위기 때도 같은 동향을 보인 결과 경제는 ‘V’ 자를 그리며 회복했다. 외환위기 전후 국내 주식시장 변동체계의 장기적 동향에 대한 분석은 아직 통계적 자료가 충분하지 않은 이번 금융위기 전후 증시체계의 장기적 변화에 대한 분석에 좋은 참고가

1) 경제여건에 비해 주가가 지나치게 하락하여 2000년 한 해 동안 거래소시장에서 국내 개인투자자들의 손실분은 57조원에 달했다.

될 수 있을 것으로 사료된다.

주가는 단기적으로는 여러 요인에 의해 변동하지만 장기적으로는 기업의 내재가치에 따라 변동하며 그 가치는 기업이 창출할 미래수익의 현재가치로 볼 수 있다. 기업의 미래수익 및 할인율은 거시경제변수들에 의해 영향을 받으므로 이 변수들의 변동은 주가변동의 주요 요인이 될 것이다. 이러한 관점에서 정책당국이나 경제주체들은 주가와 거시경제변수들의 관계에 대해 관심을 가지게 되며 본 연구에서는 이들의 장기적 역학구조에 대해 분석하고자 한다. 주식시장 변동체계의 장기적 관계와 구조적 변화에 대한 연구는 이론적 또 실증적 관점에서 자본시장 동적 구도의 본질에 대한 이해를 가능하게 해준다.

단위근과 공적분이론을 통해 시계열자료의 장기적 추세를 연구하게 되고 표본기간이 긴 자료를 사용하게 됨에 따라 기간 내 변수들 간 장기적 관계의 구조변화 발생 가능성에 대한 관심이 증가하게 되었다. 따라서 중요한 사건이나 정책의 변화로 인해 모형의 모수가 시간에 따라 변하는 구조변화가 분석모형에 미치는 영향을 체계적으로 분석할 필요가 있다. 본 연구와 관련하여 구조변화에 대한 연구는 아래와 같이 요약할 수 있다.

Quintos (1995)는 구조변화가 미지의 시점에서 한 번 발생한 경우 공적분관계를 나타내는 장기계수행렬의 차수(rank)가 일정한지를 보는 우도비통계량(likelihood ratio statistics)으로 구조변화의 유의성을 검정하는 방법을 제안하였다. Campos et al. (1996)은 구조변화가 발생한 안정적 시계열과 불안정한 시계열 간의 공적분관계를 검정하는 방법을 제시하였다. Seo (1998)는 변화의 시점을 모르는 공적분벡터와 오차수정모형 조정벡터의 구조변화에 대해 최우추정을 적용시킬 수 있는 새로운 검정법을 유도하였다. 서병선 (2001)은 Johansen 장기균형관계의 구조변화 검정을 통해 한국 통화수요함수의 장기안정성을 측정하고, 단기적으로 발생하는 균형조정 과정의 비선형성을 분석하였다. Bai and Perron (2003)은 순수구조변화모형(pure structural change model)과 부분구조변화모형에서 다수의 구조변환점을 효율적으로 추론하면서 신뢰구간을 설정하는 방법을 제안하였다. Hansen (2003)은 시점이 알려진 구조변화의 다양한 가설에 대한 우도비검정법(likelihood ratio test)을 도출하고, 미국 이자율의 기간구조에 적용한 결과 구조변화의 시점이 연방정부의 정책변화 시점과 일치함을 보였다. 이근영 (2003)은 벡터자기회귀모형(VAR)에 내생적 구조분기점의 존재 여부를 검토하기 위한 BLS(Bai, Lumsdaine and Stock) 검정법을

통해 외환위기 이후 아시아 국가들의 일일 주가와 환율자료 간 인과관계와 동태적 연관성에 대해 살펴보았다. 김창진·신관호(2003)는 베이지안 기법으로 1970년부터 2000년까지 미국 실업률과 인플레이션 간 장기적 관계의 구조변화를 검정한 결과 1980년대 초 이전에 구조변화가 발생했으며, 그 이후에는 공적분관계가 더 이상 성립하지 않는다고 밝혔다. 김애영(2009)은 시계열자료의 단위근검정과 공적분검정에 구조적 변화를 허용하여 구조적 단절 유무와 구조적 변화가 수출과 수입의 공적분관계에 영향을 미치는지 분석하였다.

기존의 공적분검정은 변수들의 장기적 균형관계에 따른 공적분벡터가 표본기간 동안 일정하다는 가정 하에 실시된다. 어떠한 정책 변화나 큰 사건이 발생하여 변수들의 장기적 관계에 영향을 미치면 기본가정에 위배되며, 장기균형모형 설정에 오류가 발생하게 된다. 이에 따라 공적분검정을 실시할 경우 표본기간 동안 중요한 사건으로 인해 변수들의 관계에 구조적 변화가 발생할 수 있는 상황에서 검정되어야 한다. 외환위기에 따른 경제환경의 변화로 주식, 실물, 외환, 금융시장의 장기 균형체계에 구조적 변동이 발생했을 가능성이 존재하며 따라서 시장 간 장기적 역학관계에 어떠한 영향을 미쳤는지를 분석해 볼 필요가 있다. 이에 대한 연구는 미진한 실정이므로 그 결과에 의해 최근의 세계적 금융위기가 국내 증시 변동체계에 미칠 장기적 영향도 유추해 볼 수 있을 것이다. 본 연구에서는 구조적 전환점을 외생적 충격에 의해 결정하기 보다는 분석모형 내에서 내생적으로 결정하는 모형을 이용하여 분석의 신뢰도와 현실성을 높이하고자 한다. 따라서 내생적으로 구조변화 시점을 추론하는 단위근검정과 공적분검정을 이용하여 국내 주식시장 변동체계의 장기적 특성을 규명해 보기로 한다.

## II. 주식시장 변동체계의 설정

먼저 주식, 실물, 외환, 금융시장 간에 장기적으로 균형관계가 성립되고, 외환위기를 거치면서도 지속적으로 안정성이 유지되었는지 또는 구조적 변동이 발생했는지 통계적으로 검정한다. 외환위기 전후의 기간을 잡아 국내 주식시장 개방 6개월 후인 1992년 6월부터 2004년 7월까지 12년의 월별 자료를 사용하여 분석을 수행하였다. 주가에 영향을 미치는 거시경제변수들로 그간 국내외 연구결과들에 근거하여 실물부문, 금융부문, 그리고 해외부문의 주요 변수들을 선정하였으며, 증권거래소

의 종합주가지수(KOSPI), 전경련의 기업경기실사지수(BSI), 한국은행의 실질통화량(RM2), 해외변수로는 미국의 다우존스지수(DOW), 또 엔/달러 환율(YD)로 추약된다. 이들의 조합이 여러 공적분관계의 성립과 이어지는 FM-OLS 공적분회귀식에서 가장 유의한 추정결과를 주는 것으로 나타났다.

주가는 기업의 내재가치를 나타내며 이는 현재와 미래의 경제상황에 의해 영향을 받을 것이다. 경제주체들은 미래의 경제상황을 예측하게 되며, 이는 주가에 반영된다. 따라서 경기전망이 좋으면 경제가 확대되고 기업의 생산활동이 활발해지므로 주가를 상승시키게 되는 반면 경기전망이 비관적이면 기업의 생산활동이 위축되어 주가는 하락하게 된다. 기업의 경기동향을 파악하는데 기초적인 자료로서 경기실사지수(BSI : business survey index)는 경제활동의 주체인 기업을 대상으로 경기상황에 관한 의견을 토대로 작성되며, 현재의 경기상황을 파악하고 미래의 경기를 예측하는데 중요한 변수이다. 기업경기조사는 전통적인 경제통계로는 포착할 수 없는 경제주체의 평가와 전망을 계량화 할 수 있으므로 여러 나라에서 이용되고 있다. 장병기·최종일(2002)은 경제변수로 설명할 수 없는 경제주체들의 심리적 요소가 주가에 영향을 미칠 수 있다는 관점에서 주가, 거시경제변수 또 이들의 기대심리 간 장기균형 및 동학구조관계를 분석하였다. 분석 결과 기업경기실사지수와 같은 기대심리가 주가 결정에 가장 중요한 단일 변수인 것으로 나타났다. 주식시장과의 관계에 실물시장 변수로 경기동향을 고려할 수 있으며, 통계청에서 발표하는 월간 산업동향의 산업생산지수를 사용하기도 하지만 경기동행지수와 경기선행지수가 더 포괄적 내용을 가진 변수로 간주된다. 그러나 이들을 각기 사용하는 것보다 실제 경제주체의 현재 경기상황 파악과 미래 경기예측에 대한 내용이 동시에 함축된 기업경기실사지수를 사용한다. 김종욱(2000)은 기업경기실사지수가 선행종합지수보다 우월한 경기예측력을 가진 지표라는 실증분석 결과를 보여주었다.

주식시장 개방 이후 외국인 주식투자자금의 유입은 국내 주식에 대한 수요의 증대를 의미하므로 직접적으로 주가를 상승시키는 효과를 가진다. 반면 외국인 주식투자자금의 유입은 국내 통화량 증가나 환율의 변동 등 간접적인 경로를 통해서도 주가에 영향을 미친다. 통화량이 주가에 미치는 영향은 기간에 따라 다르다. 통화량이 증가하면 단기적으로는 이자율이 하락하여 위험조정할인율이 감소하고, 투자의 증대로 승수효과에 의한 기대현금 흐름이 증가되므로 주식가격은 상승하게 된다. 반면 장기적으로는 인플레이션과 이자율이 상승하여 위험조정수익률이 상승하

게 되고 결국 주식가격이 하락하게 된다. 일반적으로 경기호황 국면에서는 실질생산량이 증가한 결과 통화공급이 증가하면 풍부한 유동성과 경제규모의 확대에 따라 주가는 상승한다. 그러나 실질생산량의 증가 없이 통화량이 증가하게 되면 인플레이션의 원인이 되어 주가는 하락하게 된다.

김철교 외(1990)는 기업경기실사지수와 총통화(M2)가 다른 거시경제변수들과 함께 종합주가지수 및 업종지수에 미친 영향을 분석하였다. 총통화는 약세국면에서는 음의 관계로 나타나 실물경제가 뒷받침되지 않는 통화량 증가는 물가상승을 초래하여 주가를 하락시키는 것으로 나타났다. Thorbecke(1997)는 통화정책 변경이 주가변동에 미친 영향을 분석한 결과 확장적 통화정책이 주가의 상승요인임을 발견했다. 정성창·정석영(2002)은 통화와 주가 또 관련 거시경제변수들 간 장기균형관계를 분석하는데 실질통화공급량을 사용하였다. 이상규 외(2009)는 통화정책의 주식시장 파급경로에 대한 실증적 검토를 수행하였으며, 통화정책변수는 누적적으로 주식시장에 장기적 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

지청 외(2001), 박진우(2002), 또 모수원·김창범(2003)은 외환위기 이후 국내 증시의 미국 증시에 대한 동조화현상이 심화되었고 미국 주가변동이 국내 주가에 미치는 영향력이 증대되었음을 분석하였다. 외국인들이 국내 경제나 증시여건보다 미국의 경기전망에 의해 변동하며 미국의 주가를 따라 동반 이동해 가는 경향이 있기 때문이다. 특히 주가 하락기에는 국내 증시의 구조적 취약성으로 인해 시장이 침체에 빠지게 되며, 따라서 국내 경제 전반에 미치는 파장이 크다. 김태호 외(2003)는 주가의 장기적 하락기 한·미 주가지수 간 상호연계성을 분석한 결과 단기적 변동이 심한 기간에는 역학관계가 복잡한 양상을 보였으나 단기적 변동폭이 작은 기간에는 미국 증시의 선행효과가 뚜렷함을 보인 바 있다. 2000년대 들어 한·미 증시의 업종별, 종목별 동조화현상이 뚜렷해지면서 미국 증시를 단순히 외국인의 국내 주식매수에 영향을 미치는 요인으로만 볼 것이 아니라 경제구조의 근본적 변화를 반영하는 변수로 보아야 할 것이다.

한국을 포함한 아시아 국가들의 대미달러 환율은 엔/달러 환율의 변화에 크게 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 또 금융 및 자본시장의 개방, 자유화로 각국 주가의 동조화현상이 나타나면서 특히 미국 주가가 아시아 국가들의 주가에 크게 영향을 미치게 되었다. 이근영(2003)은 아시아 각국의 주가와 환율은 지역적 변수보다는 다우존스지수에 의해 크게 영향을 받는 것으로 분석하였다. 한국의 경우 엔/달

리 환율과 다우존스지수가 모두 종합주가지수와 대미달러 환율에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우리나라 증시에서 주로 인용되는 미국의 대표적 주가지수는 다우존스와 S&P 500 이 있다. 후자가 우리의 종합주가지수에 적절하게 대응되므로 국내연구에 이용되기는 하나 미국 국내에서 경기동향이나 증시변동의 척도로는 전자가 인용되므로 본 연구에서는 미국의 대표적 주가지수로 다우존스지수를 사용하기로 한다.

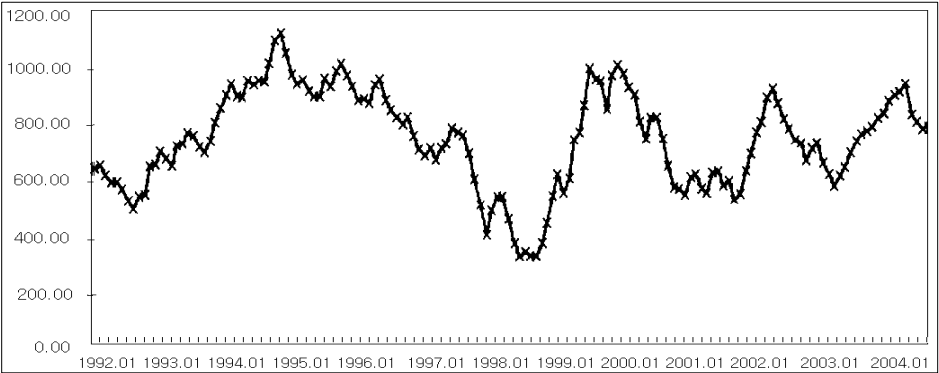
환율은 대외의존도가 높은 우리에게 중요한 변수로 수출과 수입에 영향을 미치는 기업의 가치와 주가를 변동시킨다. 주가와 환율과의 관계를 분석한 연구로는 김용선·차진섭(1999), 지호준·김영일(1999), 또 정성창(2000)이 있으며, 이대호·김응래(2000)는 아시아 국가들의 환율과 주가 간 인과관계를 분석하였다. 외환위기 이후 자유변동환율제로의 이행조치, 일일 주가변동 상하한폭 확대조치 및 외국인 주식투자한도 폐지 등과 같은 일련의 외환 및 금융시장의 적극적인 개방조치로 환율과 주가가 급격하게 움직이게 되었다. 이에 따라 환율과 주가가 우리 경제에 미치는 충격이 더욱 커졌을 뿐 아니라 이들의 관계도 변화했으리라 보인다. 환율이 평가절상되면 수출은 줄고 수입은 늘어 경상수지가 악화되면서 주가를 하락시키게 되지만 다른 한편으로는 수입물가가 떨어져 국내물가가 하락하므로 주가를 상승시키는 측면도 있다. 반면 환율이 평가절하되면 수출은 늘고 수입은 줄어 경상수지가 개선되면서 주가를 상승시키나 다른 한편으로는 수입물가가 오르며 국내물가가 상승하므로 주가를 하락시킨다.

이근영(2002)은 엔/달러 환율과 다우존스지수가 각각 종합주가지수에 영향을 미치며, 엔/달러 환율의 상승은 종합주가지수를 하락시키나 외환위기 이후에는 상승시키는 반면 다우존스지수의 상승은 항상 종합주가지수를 상승시키는 것으로 분석하였다. 한국은 대외 수출의존도가 매우 높기 때문에 엔화의 평가절하시 수출 비중이 높은 기업의 수출경쟁력이 약화되어 기업의 매출이 감소하고 이에 따른 경영악화로 주가가 하락할 수 있다. 엔/달러 환율의 변동은 변동 위험에 노출되는 수출기업의 채산성 변동을 통해 경기에 영향을 미침으로써 주가의 변동을 초래하게 된다. 일본은 거의 모든 수출시장에서 우리의 경쟁상대로 엔화의 가치 하락은 우리 수출에 타격을 주게 되므로 환율변수로 엔/달러 환율을 사용하였다.

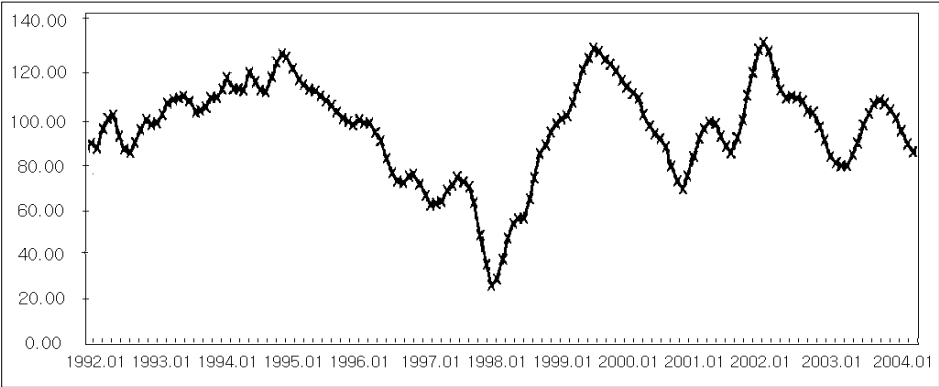
실증분석에 사용된 경제변수들의 추이는 <그림 1> ~ <그림 5>와 같다. <그림 1>의 종합주가지수는 등락을 반복하다가 1997년 말~1998년 초반을 기점으로 급락했

으나 이후 빠르게 상승하며, <그림 2>의 기업경기실사지수 또한 비슷한 움직임을 보이는 것으로 나타났다. 이들과는 달리 <그림 3>의 실질통화량은 1999년 초반까지 지속적으로 증가하다가 그 이후로는 증가세가 둔화되었으며, <그림 4>의 엔/달러 환율과 <그림 5>의 미국 다우존스지수는 어떤 뚜렷한 특징을 보이지 않는다. 표본기간 중 외환위기 발생 시점에 일부 국내 경제변수가 보인 급격한 변화는 국내 경제환경에 어떠한 구조적 변화가 발생했을 가능성을 시사해준다. 그러나 그 외의 변수들 특히 우리 경제의 영향을 벗어난 변수들에게까지 해당되지는 않으며, 글로벌 경제에서는 해외변수들도 국내 증시에 영향을 미칠 수 있으므로 증시변동체계에 구조변화가 발생하였는지 그렇다면 변수들 간의 장기적 관계에 언제 어떤 영향을 미쳤는지 검정할 필요가 있다.

〈그림 1〉 종합주가지수(KOSPI)의 추이

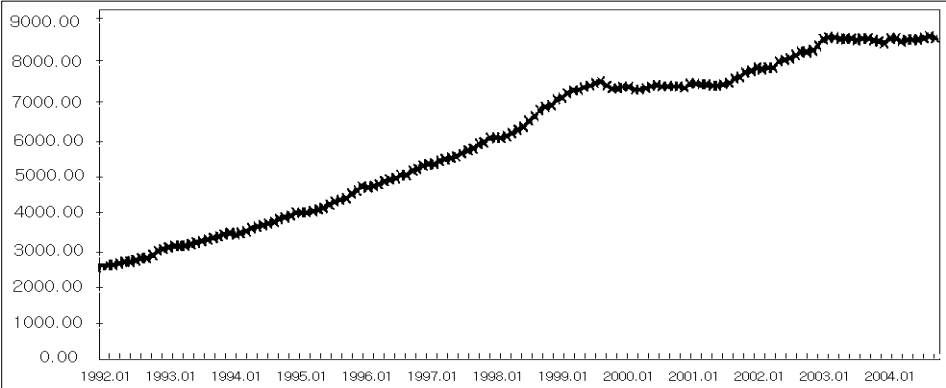


〈그림 2〉 기업경기실사지수(BSI)의 추이

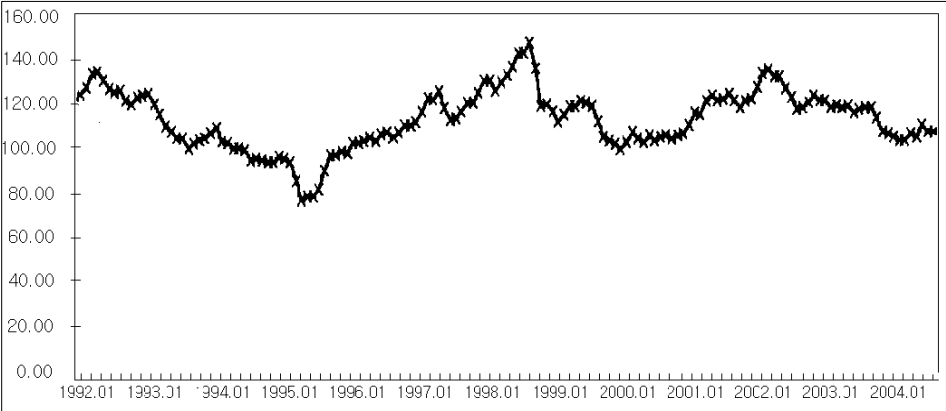




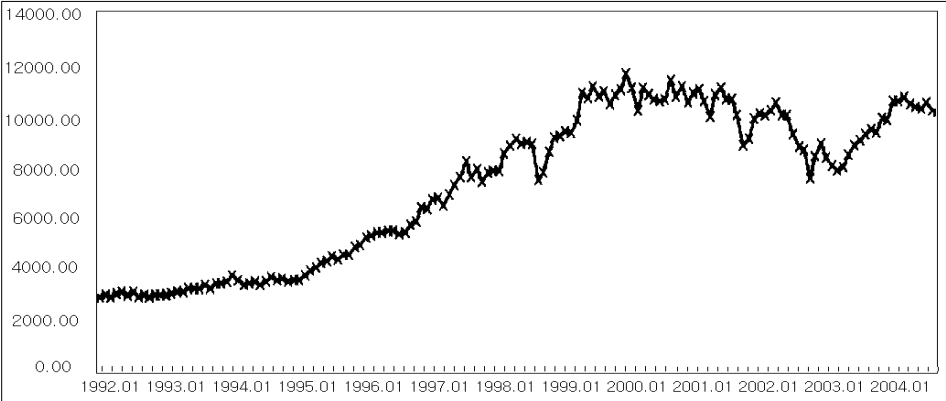
〈그림 3〉 실질통화량(RM2)의 추이



〈그림 4〉 엔/달러 환율(YD)의 추이



〈그림 5〉 다우존스지수(DOW)의 추이



Ⅲ. 구조변화 진단

1. 표준 단위근검정

우선 변수들의 정상성을 검정하기 위해 보편적으로 사용되는 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 검정법, 그리로 Phillips-Perron (PP) 검정법을 수준변수와 1차 차분변수들에 대해 적용시킨 결과는 각각 <표 1>, <표 2>와 같다. 검정모형은 상수와 추세에 없는 경우, 상수만 포함하는 경우, 또 상수와 추세가 함께 포함되는 경우의 세 가지를 모두 고려하며, 본 연구에서 \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1%에서 통계적 유의성이 있음을 나타낸다. ADF 검정의 적정 시차는 Akaike Information Criteria (AIC)와 Schwarz Information Criteria (SIC) 기준에 의해 최소값을 갖는 시차로 선정한다<sup>2)</sup>. <표 1>의 검정결과를 보면 모든 수준변수에서 단위근이 존재한다는 귀무가설이 채택되어 비정상성 시계열로 판명되지만 1차 차분변수들은 모두 유의수준 1%에서 귀무가설을 기각하므로 정상성이 회복되는 것으로 나타난다. <표 2>의 검정에서도 비슷한 결과를 얻게 되어 모든 변수들은 I(1)임을 보여준다.

<표 1> ADF 검정 결과

변수	시차	수준변수			차분변수		
		상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함	상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함
KOSPI	1	-0.49	-2.62	-2.66	-7.31***	-7.29***	-7.26***
BSI	1	0.16	-2.57	-2.69	-11.42***	-11.39***	-11.36***
RM2	2	5.14	-0.52	-2.53	-5.33***	-8.14***	-8.12***
DOW	0	1.04	-1.14	-1.55	-12.76***	-12.94***	-12.92***
YD	1	-0.51	-2.63	-2.79	-7.30***	-7.29***	-7.29***

주: 표 안의 값은 ADF 통계량의 값.

2) 검정회귀식에 포함된 변수들의 적정 시차는 최대 시차부터 시작해 F 검정통계량의 값이 유의하지 않으면 감소시키면서 랑그랑주승수(Lagrange multiplier)  $\chi^2$ 통계량에 의해 자기상관이 검색될 때까지 계속하는 방법이 있다. 통계적으로 유의하지 않은 시차를 제외시키면 추정값의 효율성을 증진시켜 더 정확한 추론을 이끈다(Said and Dickey, 1984).

〈표 2〉 PP 검정 결과

변수	수준변수			차분변수		
	상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함	상수와 추세 없음	상수 포함	상수와 추세 포함
KOSPI	-0.28	-2.12	-2.14	-8.64***	-8.61***	-8.57***
BSI	-1.49	-1.79	-1.81	-3.68***	-3.67***	-3.66**
RM2	-1.56	-2.01	-3.08	-10.15***	-10.17***	-10.13***
DOW	1.04	-1.14	-1.55	-12.76***	-12.94***	-12.92***
YD	-0.49	-2.11	-2.21	-8.69***	-8.67***	-8.65***

주: 표 안의 값은 PP 통계량의 값.

2. 구조변화를 고려한 단위근검정

표본기간 동안 구조변화가 발생한다면 정상적 시계열도 평균이 변화하거나 수준 값이 하락하여 정상성을 유지하지 못할 수 있다. 기존의 단위근 검정법은 실제 자료의 급변동을 무시하므로 시계열자료가 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각하지 못하는 확률이 높아지는 편의가 존재하며, 따라서 검정력이 낮아지게 된다(Perron, 1989). 실제 시계열자료로 분석할 경우 구체적인 구조변화 시점을 가정하기가 쉽지 않으며, 구조변화는 외생적으로 발생한다기보다는 오히려 자료 자체에 의존적이며 내생적으로 발생한다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 정책 변화나 외환위기와 같은 외생적 사건이 발생한 시점을 구조적 변환점으로 선택하지 않는다. 내생적으로 구조적 분기점을 선택하는 Zivot and Andrews(1992), 또 Perron(1997)의 단위근 검정법을 통해 시계열의 정상성 여부를 검정하기로 한다.

〈표 3〉 Zivot-Andrews 검정 결과

변수	모형 A			모형 B			모형 C		
	통계량	변화시점	시차	통계량	변화시점	시차	통계량	변화시점	시차
KOSPI	-3.445	1996.6	1	-2.929	1993.12	1	-3.629	1996.6	1
BSI	-3.439	1998.9	3	-2.313	1997.2	3	-3.442	1998.9	3
RM2	-1.729	2000.5	1	-2.831	1999.1	1	-3.650	1998.2	1
DOW	-3.905	2001.6	0	-3.372	1999.7	0	-3.993	1998.10	0
YD	-3.462	1996.9	1	2.899	2002.5	1	-3.766	1995.8	1
임계값	5% : -4.80			5% : -4.42			5% : -5.08		
	1% : -5.34			1% : -4.93			1% : -5.57		

Zivot and Andrews (1992) 가 제시한 단위근 검정모형은 절편과 기울기에서의 변화에 따라 세 가지 모형으로 구분할 수 있다. 모형 A는 절편에서의 변화, 모형 B는 기울기에서의 변화, 모형 C는 절편 및 기울기에서의 변화를 허용한다. <표 3>에서 각 모형의 단위근 검정결과를 보면 모든 변수들은 단위근이 존재한다는 귀무가설을 채택하고 있다.

Perron (1989) 에 의해 처음 도입된 구조변화를 고려한 단위근검정은 표본기간 중 확정적 추세에 구조변화가 한 번 발생했고 그 시점이 사전에 알려져 있다는 가정 하에 수행된다. Perron (1997) 은 사전에 주어진 구조변화 아래 단위근검정을 수행할 때 발생하는 문제점을 피하면서 구조변화가 자료 의존적이며 내생적으로 발생한다는 사실을 고려한 검정법을 개발하였다. 검정모형에 구조변화를 포착할 수 있는 가변수를 도입하여 단위근 존재 유무를 검정하는 방법으로 기존의 DF, ADF 검정과 동일한 방법을 사용한다. Perron (1997) 이 제안한 구조변화를 내생적으로 고려한 단위근검정은 다음의 세 가지 모형으로 설정하여 분석할 수 있다.

모형 I 절편에서의 변화를 허용한 경우 (IO 모형)

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases} \quad D(T_b)_t = \begin{cases} 1, & t = T_b + 1 \\ 0, & t \neq T_b + 1 \end{cases} \quad 1 < T_b < T$$

$T_b$  : 구조변화 발생 시점     $k$  : 시차항의 개수

모형 II 절편 및 기울기에서의 변화를 허용한 경우 (IO 모형)

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$

$$DT_t = \begin{cases} t, & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}$$

모형 III 기울기에서의 변화를 허용한 경우 (AO 모형)

1단계:  $y_t = \mu + \beta t + \gamma DT^* + \tilde{y}_t$

$$DT^* = \begin{cases} (t - T_b), & t > T_b \\ 0, & t \leq T_b \end{cases}$$

2단계:  $\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \epsilon_t$

절편항에서의 변화를 허용한 모형 I에서  $DU_t$ 와  $D(T_b)_t$ 는 가변수들을 나타내고 단위근 존재 여부는  $\alpha = 1$  인지를 검정한다. 통상의 OLS로 추정할 수 있으며 ARMA과정이 AR과정에 의하여 잘 근사화 된다.<sup>3)</sup> 모형 II에서  $DT_t$ 는 구조변화 시점  $T_b$ 에서 절편항의 변화 외에도 기울기의 변화인 추세 이동까지 고려한 가변수이다.  $\alpha = 1$ 이라는 귀무가설 하에서  $t$ 통계량을 사용하여 단위근 존재 유무를 검정한다. 모형 I과 모형 II는 절편과 기울기의 변화가 서서히 발생한다고 가정하여 innovational outlier (IO) 모형이라 하며,  $\Delta y_{t-i}$ 는 시계열의 자기상관을 제거하여  $\epsilon_t$ 는 분산이  $\sigma^2$ 인 백색오차항이다. 모형 III은 구간에 따른 기울기의 변화를 허용하고, 이 변화는 급격하게 발생한다고 가정하여 additive outlier (AO) 모형이라 한다. 모형의 단위근검정은 두 단계로 이루어지며 우선 첫 단계에서의 회귀식을 이용하여 가능한 모든 구조변화 시점에 대해 추세를 제거한다. 그리고 기울기의 변화를 검정하기 위해 첫 단계의 식에서 얻은 추정오차를 사용하여 둘째 단계의 식을 OLS로 추정한 후 귀무가설  $\alpha = 1$ 에 대한  $t$ 검정을 수행한다.

Perron 검정의 결과는 <표 4> ~ <표 6>과 같다. 단위근 검정모형의 절편항에서 구조변화를 허용한 모형 I, 절편 및 기울기에서의 변화를 고려한 모형 II, 또 기울기에서의 변화를 고려한 모형 III에 대한 단위근 검정결과는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못한다.

<표 4> Perron 검정 결과(모형 I)

변수	$t_{\alpha}^*$	시차	변화시점	$t_{\alpha,\theta}^*$	시차	변화시점
KOSPI	-4.53	7	1997.6	-4.54	7	1997.6
BSI	-4.43	10	1998.1	-4.37	10	1998.3
RM2	-2.99	6	1998.6	-2.99	6	1998.4
DOW	-3.89	0	1999.2	-3.89	0	1999.6
YD	-3.89	11	1998.7	-2.35	8	1998.7
임계값	1% : -5.70,      5% : -5.10,      10% : -4.82					

주: 구조변화 시점은  $t_{\alpha}^*$ ,  $t_{\alpha,\theta}^*$  값이 최소가 될 때 선택.

3) Said and Dickey(1984) 참조.

〈표 5〉 Perron 검정 결과(모형 II)

변수	$t_{\alpha}^*$	시차	변화시점	$t_{\alpha,\gamma}^*$	시차	변화시점	$t_{\alpha, \gamma }^*$	시차	변화시점
KOSPI	-4.34	7	1997.6	-3.42	7	1997.10	-3.51	7	1997.6
BSI	-4.99	4	1997.8	-4.39	10	1998.10	-4.39	10	1998.10
RM2	-4.46	10	1998.4	-1.77	6	1998.4	-4.46	10	1998.4
DOW	-4.12	12	1998.8	-2.97	0	2000.4	-3.77	0	1998.7
YD	-2.91	8	1998.10	-2.68	8	1998.4	-1.85	8	1998.8
임계값	1% : -6.21,			5% : -5.55,			10% : -5.25		

주: 구조변화 시점은  $t_{\alpha}^*$  ,  $t_{\alpha,\gamma}^*$  ,  $t_{\alpha,|\gamma|}^*$  값이 최소가 될 때 선택.

〈표 6〉 Perron 검정 결과(모형 III)

변수	$t_{\alpha}^*$	시차	변화시점	$t_{\alpha,\gamma}^*$	시차	변화시점
KOSPI	-3.66	7	1999.2	-3.26	7	1998.3
BSI	-3.84	10	1997.1	-3.29	10	1998.2
RM2	-3.54	6	1999.12	-3.27	6	1999.7
DOW	-3.08	0	2000.2	-3.03	0	2000.4
YD	-2.69	8	2000.8	-2.68	8	2000.2
임계값	1% : -5.28,      5% : -4.65,      10% : -4.38					

주: 구조변화 시점은  $t_{\alpha}^*$  ,  $t_{\alpha,\gamma}^*$  값이 최소가 될 때 선택.

실제 단위근 검정결과는 시차 선정, 검정모형, 구조변화 포함 여부에 따라 민감하게 반응하므로 본 연구에서는 모든 경우에 대해 시계열의 정상성 여부를 검토하였다. 구조변화를 고려한 Zivot-Andrews 검정과 Perron 검정의 각 단위근 검정모형에서 모든 변수들이 단위근을 갖는다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 이러한 결과는 구조변화를 고려하지 않은 ADF와 PP 검정이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 않는 방향으로 편향되지 않았음을 입증한다. 따라서 모든 수준변수가 단위근이 존재하는 비정상성 변수들임을 강건하게 보여준다. 4)

4) Chaudhuri and Wu (2003)는 시장변동에서 오는 구조변화를 무시하면 주가지수들이 임의보행으로 특징지워지는 잘못된 추론을 이끌 수 있음을 지적했다.

3. 장기균형관계의 구조변화 검정

단위근검정의 결과 모든 변수들이 비정상성 시계열로 판명됨에 따라 공적분검정을 실시한다. 공적분벡터의 시간불변성 가정으로 인해 선행연구들은 공적분관계를 안정적 장기균형관계로 해석해 왔으나 외생적 충격이 영향을 미치면 구조적 변화가 발생할 수 있으며, 이 경우 장기균형으로의 복귀가 지체되거나 또는 이루어지지 않게 된다. 따라서 구조변화를 고려하지 않은 기존의 공적분 검정결과는 신뢰할 수 없으며, 분석결과는 실제 현상과 차이를 보일 수 있다. 표본기간 중 발생한 구조변화의 시점을 구체적으로 알지 못하므로 구조변화를 내생적으로 고려하는 공적분 검정법을 이용한다.

본 연구에서는 Banerjee et al. (1992) 그리고 Zivot and Andrews(1992)의 검정이 다변량으로 확장된 Gregory and Hansen(1996)의 공적분검정을 활용하기로 한다. 이 검정은 Engle-Granger 공적분 검정모형에서 절편이나 기울기에 내생적 구조변화를 허용함으로써 변수들의 공적분관계를 포착할 수 있는 장점이 있다. 먼저 비정상 시계열인 변수들의 공통확률추세를 보기 위한 Engle-Granger 공적분 검정 결과는 <표 7>과 같으며, 공적분회귀식을 추정하여 얻은 잔차가 안정적인지 CRDW, DF, ADF 통계량을 이용하여 검정하였다.<sup>5)</sup> ADF검정에서의 적정 시차는 통상적인 AIC와 SIC 기준에 의해 4로 선정한다.

<표 7> Engle-Granger 검정 결과

$$KOSPI_t = a_0 + a_1BSI_t + a_2RM2_t + a_3DOW_t + a_4YD_t$$

	CRDW	DF	ADF
검정통계량	0.314	-3.536	-3.778
임계값	5% : 0.386    1% : 0.511	5% : -4.48    1% : -5.02	5% : -4.43    1% : -4.97

주: 임계값은 Engle-Yoo(1987) 참조.

<표 7>의 검정결과를 보면 모든 통계량이 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하지 않으므로 국내 주가와 관련 변수들 간에는 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 만약 표본기간 내 외생적 충격이 발생하여 변수들의 장기적 관계에 영향

5) CRDW 검정의 가설은 d 값이 2가 아니라 0이다.

을 미쳤다면 기존의 검정결과는 신뢰할 수 없으므로 Gregory-Hansen 검정법을 이용하여 구조변화의 존재를 식별하기로 하며, 구조변화가 발생한 경우 그 시점을 파악한다.<sup>6)</sup> Gregory and Hansen(1996)이 제안한 구조변화를 고려한 공적분 검정모형은 표준공적분모형을 기준으로 상수의 변화(C), 상수의 변화에 추세 도입(C/T), 상수·기울기의 변화(C/S), 상수·기울기·추세의 변화(C/S/T) 등 네 가지 형으로 구분할 수 있다.

$$\text{표준공적분모형 : } y_t = \mu + \alpha' x_t + e_t$$

$$C : y_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \alpha' x_t + e_t$$

$$C/T : y_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \beta t + \alpha' x_t + e_t$$

$$C/S : y_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \alpha'_1 x_t + \alpha'_2 x_t \psi_{t\tau} + e_t$$

$$C/S/T : y_t = \mu_1 + \mu_2 \psi_{t\tau} + \beta_1 t + \beta_2 t \psi_{t\tau} + \alpha'_1 x_t + \alpha'_2 x_t \psi_{t\tau} + e_t$$

$$t = 1, 2, \dots, n$$

$y_t = I(1)$  또  $e_t : I(0)$ 이며, 여기서  $y$ 는 상수변수(scalar variable)로 종합주가지수를 나타낸다면  $x$ 는 나머지 변수들의 벡터이다.  $\psi$ 는 공적분검정에서 구조변화를 모형화하기 위한 가변수로서 아래와 같이 정의된다.

$$\psi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [n\tau] \\ 1 & \text{if } t > [n\tau] \end{cases} \quad \tau \in (0, 1) : \text{전체기간에 대한 구조변화 시점,}$$

[ ] : 정수집합

$\mu_1, \alpha_1$ 은 각각 구조변화 이전의 상수, 기울기의 계수를, 그리고  $\mu_2, \alpha_2$ 는 구조변화로 인한 변화를 나타내며,  $\alpha$ 는 기울기 계수 또  $\beta$ 는 시간의 경과에 따른 상수의 변화를 가리킨다.

C는 상수  $\mu$ 에서의 변화로 공적분관계에서 수준변화(level shift)가 모형화 되며, 장기균형식의 수평이동을 나타낸다. C/T는 장기균형식이 수평이동을 하되 상수의

6) Gregory-Hansen 공적분검정은 변수들 사이에 공적분관계가 성립되지 않는다는 귀무가설을 공적분관계에 구조변화가 존재한다는 대립가설에 대해 검정한다.



변화폭이 시간의 경과에 따라 변화하는 경우이며, 이는 상수의 변화에 시간추세를 도입하여 모형화 된다. C/S는 장기균형식이 수평이동을 하면서 기울기까지 변화하는 경우로 상수의 변화와 동시에 기울기 계수의 변화로 모형화된다. C/S/T에서  $\beta_1$ 은 구조변화 이전의 추세계수이며,  $\beta_2$ 는 구조변화 이후의 변화를 나타낸다.

내생적 구조변화가 고려된 공적분 검정통계량은 세 가지가 고려된다. 모든 가능한 구조변화 시점  $\tau$ 에서 위의 모형들을 최소제곱추정하여 산출된 잔차의 1차계열 상관계수를 편의 수정해 사용하는 Phillips(1987)의 두 검정통계량  $Z_\alpha(\tau)$ 와  $Z_t(\tau)$ , 그리고 ADF 검정통계량  $ADF(\tau)$ 이다. 이 검정통계량 중에서 가장 작은 값들이  $ADF$ ,  $Z_t$  및  $Z_\alpha$  통계량으로 채택되며,<sup>7)</sup> 각각  $ADF^*$ ,  $Z_t^*$  또  $Z_\alpha^*$ 로 정의된다. Gregory-Hansen 검정은 구조변화가 고려되지 않은 공적분회귀모형에서의  $ADF(\tau)$ ,  $Z_t(\tau)$ ,  $Z_\alpha(\tau)$  검정통계량이 최소값을 가질 때 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각하게 되며, 그 시점을 장기균형관계에서의 구조변환점으로 추론하게 된다.

구조변화가 전체 표본기간의 초기와 말기에 발생할 경우 공적분 검정통계량의 행위가 정상적으로 나타나지 않을 가능성이 있다. 이러한 끝구간 문제를 피하기 위해 자료의 처음과 끝 15%씩을 제외하고 구조변화의 발생 가능성을 분석한다. 따라서  $((0.15n], [0.85n])$ 의 구간에서  $ADF^*$ ,  $Z_t^*$ ,  $Z_\alpha^*$  통계량들을 계산하며,<sup>8)</sup> 결과는 <표 8>과 같이 요약된다. <표 8>의  $ADF^*$  검정결과를 보면 네 가지 구조변화감지 모형에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 모두 유의수준 1%에서 기각하므로 주식시장 변동체계는 장기적 균형관계가 성립한다. 앞에서 구조변화를 고려하지 않는 공적분 검정결과와는 상치되며, 장기균형관계에서 발생한 구조변화는  $\tau \in (0.46, 0.53)$ 에 해당하는 1998년 1월에서 11월의 시기로 나타난다.<sup>9)</sup>  $Z_t^*$  검정결과를 보면 C와 C/T 모형은 5% 유의수준에서, 또 C/S와 C/S/T 모형은 10% 유의수준에서 공적분관계가 존재하며, 1998년 5월에서 9월에 구조변화가 발생한 것으

7) Gregory and Hansen(1996) 참조(p. 106).

8) Gregory and Hansen(1996) 참조(p. 104).

9) Engle-Granger의 ADF 통계량과 Gregory-Hansen의  $ADF^*$  통계량이 모두 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설을 검정하므로 두 통계값 중 어느 하나도 귀무가설을 기각한다면 변수들 간에 장기관계가 존재함을 뜻한다. 즉 전자는 귀무가설을 기각하지 않으나 후자는 기각한다면 공적분벡터에 구조적 변화가 존재함을 의미한다.

로 식별된다.  $Z_{\alpha}^*$  검정결과를 보면 C와 C/T모형만 각각 유의수준 5%와 10%에서 공적분관계가 존재하며, 구조적 변화는 1998년 5월 또는 7월에 발생한 것으로 나타난다.

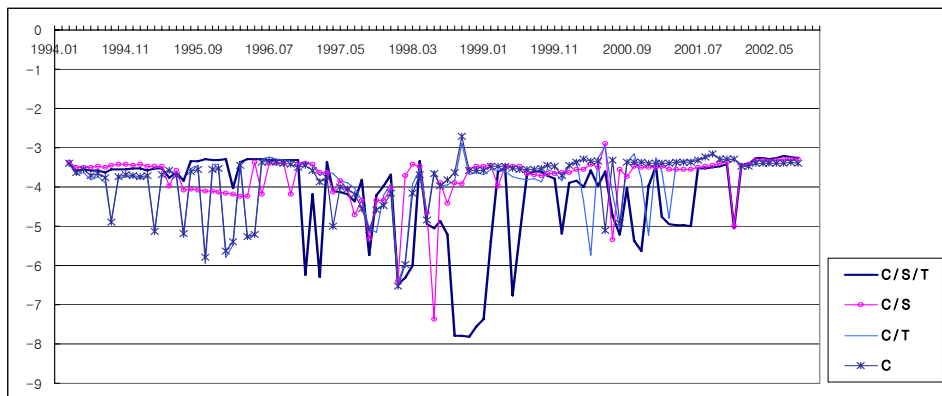
〈표 8〉 Gregory-Hansen 검정 결과

	검정통계량	임계값			변화시점
		10%	5%	1%	
$ADF^*$					
C	-6.516***	-5.31	-5.56	-6.05	1998.1
C/T	-6.424***	-5.59	-5.83	-6.36	1998.1
C/S	-7.373***	-6.17	-6.41	-6.92	1998.7
C/S/T	-7.824***	-6.58	-6.84	-7.31	1998.11
$Z_t^*$					
C	-6.043**	-5.31	-5.56	-6.05	1998.5
C/T	-6.104**	-5.59	-5.83	-6.36	1998.7
C/S	-6.318*	-6.17	-6.41	-6.92	1998.7
C/S/T	-6.683*	-6.58	-6.84	-7.31	1998.9
$Z_{\alpha}^*$					
C	-63.000**	-54.38	-59.40	-70.18	1998.5
C/T	-63.803*	-60.12	-65.44	-76.95	1998.7
C/S	-66.815	-72.56	-78.52	-90.35	
C/S/T	-73.138	-82.30	-94.00	-100.69	

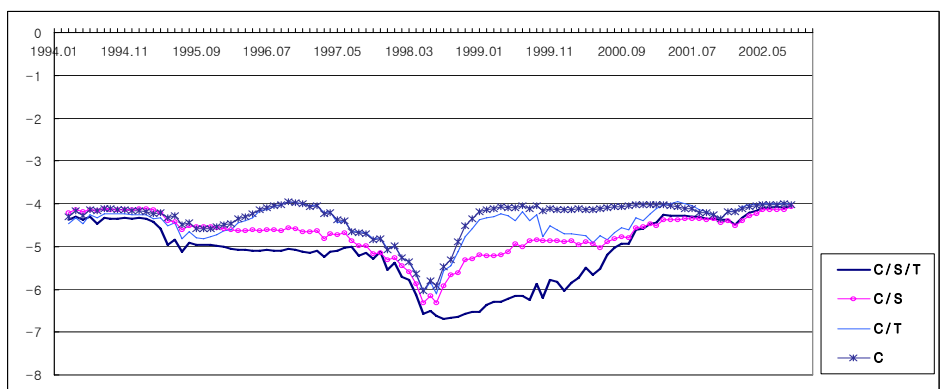
주: 1)  $ADF^*$  검정에서의 적정 시차는 AIC, SIC기준에 의해 1로 선정됨.  
2) Gregroy-Hansen 공적분검정의 임계값은 Gregory-Hansen (1996)을 참조.  
3) 변화시점은 표본크기에서의 비율로 나타냄.

구조변화를 고려하지 않은 Engle-Granger 검정에서는 공적분이 존재하지 않지만 구조적 변화를 고려한 Gregory-Hansen 검정에서는 공적분관계가 통계적으로 유의하게 존재한다. 즉 표본기간 동안 발생한 구조적 변화가 변수들의 장기적 균형 관계에 영향을 미쳤으며, 구조변화를 고려한 공적분검정을 시행해야 타당한 결과를 얻게 된다는 사실을 보여준다.  $ADF(\tau)$ ,  $Z_t(\tau)$ ,  $Z_{\alpha}(\tau)$  통계량의 추이는 〈그림 6〉 ~ 〈그림 8〉과 같으며, 검정통계량이 최소가 되는 시점이 변수들의 장기적 관계에 구조변화가 발생한 시점으로 간주된다.

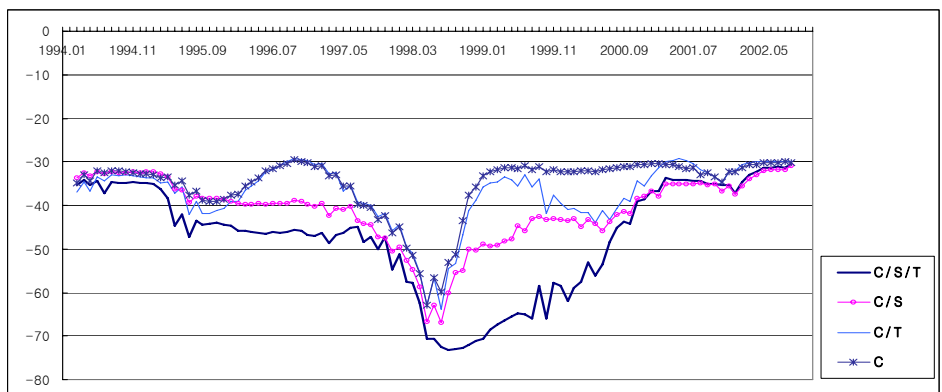
〈그림 6〉  $ADF(\tau)$  통계량의 추이



〈그림 7〉  $Z_t(\tau)$  통계량의 추이



〈그림 8〉  $Z_\alpha(\tau)$  통계량의 추이



〈그림 6〉에서는 C/S/T 모형에서  $ADF^*$  통계량이 절단된 표본기간의 53%에 해당하는 시점인 1998년 11월에 최소가 되는 것으로 나타난다. 따라서 이 시점에 국내 주식시장 변동체계의 장기균형관계에 구조적 변화가 발생했음을 시사한다. 〈그림 7〉에서는 역시 C/S/T 모형에서  $Z_t^*$  통계량이 절단된 표본기간의 51%에 해당되는 시점인 1998년 9월에 최소가 된다. 또 〈그림 8〉에서는 C/T 모형에서  $Z_\alpha^*$  통계량이 1998년 7월에 최소가 되어 각각 변수들 간 장기적 관계에 구조적 변동이 발생한 것을 알 수 있다. 따라서 주가와 관련 경제변수들 사이에는 장기적 균형관계가 일정 기간 유지되다가 외환위기 발생 후 경제·경영 환경의 변화로 인해 새로운 균형관계로 이동했으며, 그 시점은 1998년 하반기로 모아진다. Gregory-Hansen 검정은 구조변동 자체의 특징과 의미에 대해서는 유익한 정보를 제공하지 않는다. 따라서 국내 주식시장 변동체계의 장기적 역학구도와 성향을 파악하기 위해서는 추가로 통계적 검정을 실시해야 한다.

#### 4. 장기균형의 안정성 검정

국내시장에서는 개방화와 관련된 가격 형성의 자율화가 지속적으로 이루어져 왔다. 특히 외환위기 이후 독자적으로 가격이 형성되던 외환·증권·금융 등 각 시장 간에 연계가 이루어져 시장변수들의 상호연관성이 심화되었으며, 국내외 시장 간 정보의 이동도 신속해지면서 시장의 변동폭이 커지게 되었다. 이러한 경제환경의 변화는 표본기간 동안 국내외 주가와 관련 경제요인들 간 장기적 관계의 변동성향에 영향을 주었을 것으로 사료된다. 주가와 관련 변수들의 장기적 관계에 구조적 변화가 발생한다면 공적분백터의 안정성에 영향을 미칠 가능성이 있으며, 따라서 이를 검정하기 위해 Hansen(1992)의 검정통계량을 활용하기로 한다.<sup>10)</sup> Phillips and Hansen(1990)이 제안한 FM-OLS(fully modified OLS)로 공적분회귀식을 추정 후, 도출된 잔차에 근거해 구한 Hansen 검정통계량들의 통계적 유의성 여부에 따라 장기균형관계가 안정적인지를 규명한다.<sup>11)</sup>

10) Hansen(1992)의 검정통계량은 같은 귀무가설을 각각 다른 네 가지 대립가설을 검정하는 것으로 요약된다. 그 중  $F_{m1}$ 검정은 구조변화 시점이 알려져 있는 표본분할형이지만 현실적으로 거의 없는 경우에 해당되므로 본 연구에서는 제외한다.

11) Hansen(1992)은 FM 추정량을 사용하여 공적분회귀모형에서 모수의 불안정성에 대한 LM

Johansen 검정은 자기회귀 시차나 특이 관측값 등에 의한 모형의 선택에 비교적 예민하게 반응하여 표본의 크기가 작은 경우 추정결과가 불안정할 가능성이 크다. FM-OLS 공적분 추정은 OLS로 공적분벡터를 추정하지만 Johansen 검정에 비해 효율적이고 불편추정값을 주므로 변수들의 공적분관계를 보다 정확하게 규명할 수 있다. 변수들의 선형관계를 나타내는 공적분회귀식을 FM-OLS에 의해 추정한 결과는 <표 9>와 같다. FM-OLS 사용 과정에서 공적분회귀식의 공분산모수를 추정하기 위해 세 가지 커널함수(kernel function)를 적용하였다. 커널에 따라 추정된 공적분벡터, 상수항의 계수와 부호는 별다른 차이가 나지 않음을 확인할 수 있다.

<표 9> FM-OLS에 의한 공적분벡터 추정결과

$$KOSPI_t = b_1BSI_t + b_2RM2_t + b_3DOW_t + b_4YD_t + b_5$$

	kernel		
	Quadratic Spectral	Parzen	Bartlett
$b_1$	5.969 (1.398)	6.077 (1.419)	6.004 (1.334)
$b_2$	0.021 (0.031)	0.021 (0.031)	0.026 (0.029)
$b_3$	0.014 (0.019)	0.014 (0.020)	0.017 (0.019)
$b_4$	-8.508 (2.358)	-8.458 (2.393)	-8.053 (2.248)
$b_5$	11.183 (3.429)	11.040 (3.480)	10.372 (3.269)

주: 괄호 안의 값은 표준오차를 나타냄.

국내 주식시장 변동체계의 장기균형관계를 추정한 결과에 의하면 주가는 엔/달러 환율만 제외하고는 나머지 변수들과 모두 양의 장기적 관계를 갖는 것으로 나타나 모든 계수들의 부호가 현실에서 기대하는 바와 일치한다. 기존의 연구들은 장기적 균형관계가 안정적이라 가정하고 분석하지만 외생적 사건의 영향을 받으면 안정성이 반드시 유지될 수 없음은 간과해 왔다. 장기균형관계의 안정성을 진단한 Hansen의 통계적 검정결과는 <표 10>에 제시되며, 커널의 종류에 따른 공적분벡터의 안정성 검정통계량은 별다른 차이가 없음을 확인할 수 있다.<sup>12)</sup>

검정의 대표본분포를 유도하였다.

12) 자세한 사항은 Hansen(1992) 참조.

〈표 10〉 장기안정성 검정결과

	$L_c$	$Mean F$	$SupF$
Quadratic Spectral	0.529 (0.20)	8.438 (0.07)	13.713 (0.20)
Parzen	0.547 (0.20)	9.122 (0.05)	14.318 (0.20)
Bartlett	0.552 (0.20)	8.375 (0.08)	14.083 (0.20)

주: 괄호안의 값은 p-value값을 나타냄 (p-value 0.20는 >=0.20을 나타냄).

Hansen 검정은 모두 같은 귀무가설을 검정하지만 대립가설의 선택에 따라 다르다.<sup>13)</sup>  $SupF$  검정은 공적분모수가 표본기간 동안 안정적이라는 귀무가설을 미지의 시점에서 공적분 모수벡터에 급격한 이산형 변동이 있었다는 대립가설에 대해 검정한다.<sup>14)</sup>  $L_c$  검정과  $Mean F$  검정은 동일한 귀무가설을 공적분 모수벡터에 임의보행형 변동이 있다는 대립가설에 대해 검정한다.<sup>15)</sup> 〈표 10〉에 요약된 검정결과를 보면  $L_c$ ,  $Mean F$ , 또  $SupF$  통계량은 모두 5% 유의수준에서 공적분관계가 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 나타났다.<sup>16)</sup> 반면  $Mean F$  통계량은 다른 두 통계량과 달리 10% 유의수준에서는 장기균형의 안정성이 기각되어 변수들의 관계를 정의하는 공적분벡터의 변동이 점진적인 임의보행 과정임을 시사한다. 따라서 주가와 관련변수들 간에는 장기적 균형관계가 안정적으로 유지되지만 약한 시간가변 성향이 존재함을 알 수 있다. Hansen 검정에 사용된  $F$  통계량의 추이는 〈그림 9〉에서 보듯이 1998년 하반기에 최대값에 이르지만  $SupF$  통계량의

13) Darbha(2002, p. 35)는 Hansen 검정통계량을 다음과 같이 요약한다 : “The  $SupF$  statistic tests for the null of cointegration with no regime shifts against the alternative of cointegration with a discrete shift in the parameter vector at an unknown point, while the  $Mean F$  and  $L_c$  statistics test for the null of cointegration against the alternative of a random walk type variation in the parameter vector.”

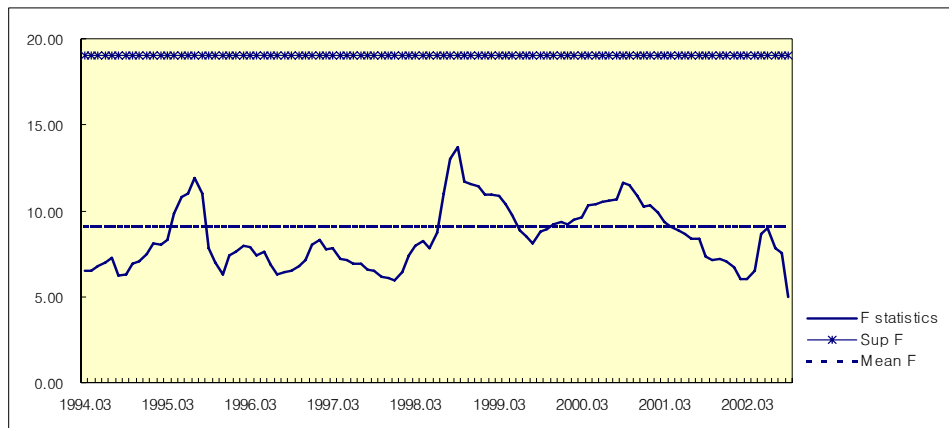
14) 검정통계량이 무한대로 발산하게 되는 끝구간문제를 피하기 위한 가장 적절한 검정구간으로 는 Andrews(1993)의 제안을 따르기로 한다.

15) 공적분 모수벡터의 변화가 표본기간 동안 더 안정적일수록  $Mean F$ 에 비해  $L_c$ 가 더 적합한 검정으로 나타난다.

16)  $L_c$  검정통계량은 끝구간문제가 발생하지 않으며  $SupF$ 와  $Mean F$  검정통계량에 비해 수월하게 계산된다.

5% 임계값에는 못 미치는 것으로 나타났다. 따라서 외환위기 충격으로 국내 증시 변동체계의 장기균형에 이산형 급변동이 발생하지는 않았음을 확인할 수 있다.

〈그림 9〉 F 통계량의 시간별 변화



장기균형이 존재한다고 해서 반드시 시간불변적 관계가 성립하지는 않음을 보았다. 장기균형관계는 단기조정 과정에서 발생하는 충격에 영향을 많이 받지 않지만 그렇다고 독립적일 수 없다. 단기조정이 상태의존적이어서 장기균형에서 벗어나 불균형이 오래 지속되면 장기균형으로 복귀할 확률도 줄어들 것이다. 따라서 장기균형관계의 검정결과를 이용하면서 단기조정에 대한 분석을 병행해 다른 각도에서 장기균형의 안정성을 검정해 보기로 한다.

Hansen(1992)이 OLS 추정량에서 오차를 제거하는 FM 추정량을 사용하는데 반해 Seo(1998)는 Johansen(1988)의 최우추정량에 기초한 장기균형의 안정성 검정방식을 제안하였다. Johansen 공적분 검정법은 모든 변수를 연립방정식체계 내의 내생 변수로 간주하며, 우도비검정을 바탕으로 여러 개의 공적분관계를 식별할 수 있다. 국내 주가와 관련 변수들 간 Johansen 공적분검정을 보면 〈표 11〉의  $\lambda_{max}$  검정과 〈표 12〉의 Trace 검정에서 모두 세 개의 공적분관계가 존재한다는 일치된 결과를 주어 장기균형관계가 성립함을 알 수 있다. Johansen 검정은 전체 표본기간 동안 공적분벡터가 공적분공간(cointegration space)에서 일정하다는 가정 아래 실시되지만 장기균형관계의 식별에는 적합해도 안정성까지 보장해 주지는 않는다. 따라서 Seo(1998)가 제안한 공적분벡터와 단기조정벡터의 구조변화를 검정하는 방법을 이

용하여 장·단기적 안정성을 진단하기로 하며, 공적분벡터는 정규화 조건에 의해 식별된다고 가정한다.<sup>17)</sup>

〈표 11〉  $\lambda_{\max}$  검정 결과

가 설	$\lambda_{\max}$	10%	5%	1%
$H_0 : r=0 \quad H_1 : r \geq 1$	43.475***	30.90	33.46	38.77
$H_0 : r=1 \quad H_1 : r \geq 2$	29.319**	24.73	27.07	32.24
$H_0 : r=2 \quad H_1 : r \geq 3$	24.692**	18.60	20.97	25.52
$H_0 : r=3 \quad H_1 : r \geq 4$	5.491	12.07	14.07	18.63

〈표 12〉 Trace 검정 결과

가 설	Trace	10%	5%	1%
$H_0 : r=0 \quad H_1 : r=1$	104.638***	64.84	68.52	76.07
$H_0 : r \leq 1 \quad H_1 : r=2$	61.162***	43.95	47.21	54.46
$H_0 : r \leq 2 \quad H_1 : r=3$	31.844**	26.79	29.68	35.65
$H_0 : r \leq 3 \quad H_1 : r=4$	7.151	13.33	15.41	20.04

〈표 13〉에서 장기균형의 안정성 검정결과를 보면 Ave-LM, Exp-LM, Sup-LM 통계량은 각각 7.663, 4.974, 15.254 이며, 모두 5% 유의수준의 임계값 이내에 있다. 따라서 변수들 간 장기균형관계가 안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하게 되므로 장기적 안정성을 만족하게 된다. 반면 단기조정에 대한 안정성을 검정하는 Ave-LM, Exp-LM, Sup-LM 통계량은 각각 15.847, 11.103, 28.539 이며, 모두 유의수준 5% 임계값을 초과하므로 국내 주가와 관련변수들의 관계는 단기적으로 불안정함을 알 수 있다. 따라서 국내 주가와 경제주체의 기대심리, 실질통화량, 미국 주가, 그리고 엔/달러 환율 간의 균형관계는 장기적으로 안정성을 유지하지만 단기적으로는 불안정하다는 검정결과가 나온다.

17) Seo (1998)는 공적분벡터와 조정벡터에서의 구조변화를 검정하는 랑그랑주승수 통계량을 정의하였다.



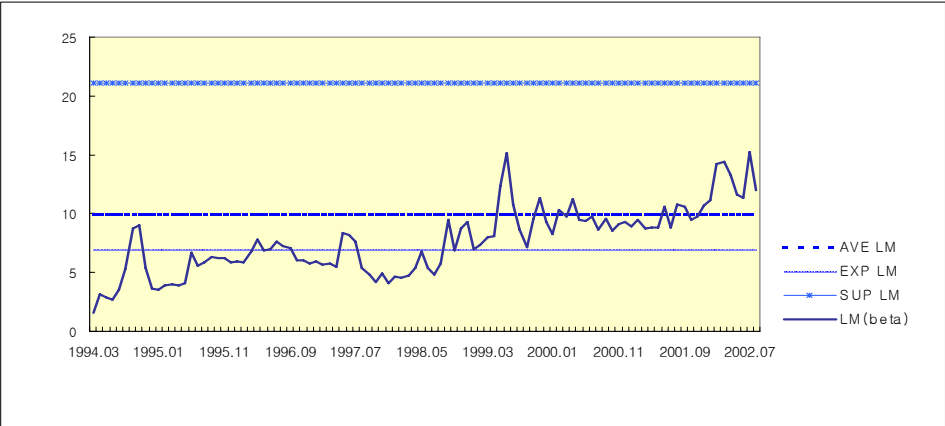
〈표 13〉 Seo 장·단기 안정성검정 결과

		장기균형관계 ( $LM_{\beta}$ )	단기조정벡터 ( $LM_{\alpha}$ )	전체 ( $LM_{\beta\alpha}$ )
통계량	Ave-LM	7.663	15.847	23.510
	Exp-LM	4.974	11.103	14.798
	Sup-LM	15.254	28.539	34.784
임계값	Ave-LM	10.18	9.01	22.57
	Exp-LM	7.02	6.13	14.71
	Sup-LM	21.19	18.35	37.16

주: 1) 장기균형관계에 대한 임계값은 Seo (1998)를 참조.  
2) 단기조정벡터에 대한 임계값은 Andrews (1993)와 Andrews and Ploberger (1994)를 참조.  
3) 임계값은 유의수준 5%에서의 값을 나타냄.

〈그림 10〉은 장기균형에 대한 LM통계량의 시간별 변화를 보여주며 1999년 중반에 LM통계량이 정점에 이르지만 Sup-LM통계량의 임계값에는 미치지 못하므로 변수들 간 장기균형관계는 안정적으로 유지되는 것을 확인할 수 있다.

〈그림 10〉 장기균형에 대한 LM통계량의 시간별 변화

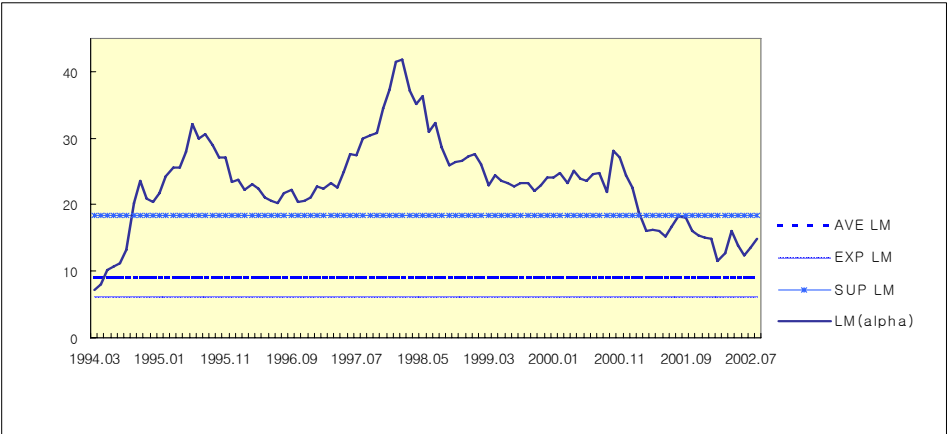


단기조정에 대한 LM통계량의 시간별 변화를 나타내는 〈그림 11〉에서 외환위기 직후인 1997년 말, 1998년 초반을 전후로 하여 LM 통계량이 정점에 이르고 Sup-LM 통계량의 임계값을 초과함을 알 수 있다. 따라서 외환위기로 국내 주가와

관련변수들 간의 관계에 단기적으로는 불안정성이 도입되었음을 확인할 수 있다.

앞의 각 검정들 간 연계관계는 다음과 같이 정리할 수 있다. 기존의 연구에서 공적분관계가 성립되지 않는다는 검정결과는 장기적 안정성이 존재하지 않는다는 증거로 고려되었다. 기존의 공적분검정에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각 할 수 없다는 것은 모수의 불안정성이 이산형 이동에 기인할 뿐 아니라 임의보행형 변화일 때도 부합된다. 경제환경의 급변이 모수벡터의 이동을 가져올 수 있으나 이것이 안정된 장기적 관계가 없다는 것을 의미하지는 않는다. 변수들은 공적분 관계에 있을 수 있고 공적분벡터는 어느 시점 이동한 것일 수 있으므로 공적분벡터가 시간 불변이라고 가정하는 표준 공적분검정은 구조변화 감지에는 검정력이 낮다 (Gregory and Hansen, 1996). 따라서 변수들 간 공적분관계가 없다는 귀무가설을 표본기간 동안 미지의 시점 공적분관계에 구조변화가 발생했다는 대립가설에 대해 검정하는 방안이 제안된다. Gregory-Hansen 공적분검정은 표본기간 중에 발생한 공적분체계에서의 구조변화와 시점을 구체적으로 알기 위해 적용하는 검정법이다. Engle-Granger 공적분 검정모형에서 절편이나 기울기에 내생적 구조변화를 허용함으로써 변수들 간의 공적분관계를 포착할 수 있는 장점이 있으나 공적분벡터의 특징과 의미에 대한 유익한 정보가 제공되지 않는다는 한계가 있다 (Darbha, 2002).

〈그림 11〉 단기조정에 대한 LM통계량의 시간별 변화



변수들 간 장기적 관계에 구조적 변동이 발생한다면 장기균형관계의 안정성에 영향을 미칠 수 있으므로 안정성 여부를 검정하는데 Hansen 검정통계량을 이용한다.

구조변화에 대한 기존의 연구들은 원래 비정상성 변수 모형은 고려하지 않았으나 Hansen 검정법은 선행연구의 검정통계량들을 공적분회귀식의 관점에서 검정할 수 있다. Hansen 검정법은 Gregory-Hansen 검정법과는 달리 공적분벡터의 성향과 유의성 및 안정성에 대한 정보를 제공해 주고 F 통계량의 추이는 시각적으로 구조변화에 대한 정보를 제공한다는 장점이 있으나 각 검정통계량들의 결과가 때로는 일치하지 않을 수 있다.<sup>18)</sup> Hansen 검정은 FM 추정량에 근거하는데 반해 Seo 검정은 벡터자기회귀모형의 최우추정량을 사용하며 두 방식은 구조변화 시점의 선택이 임의로 이루어지지 않고 비정상성의 자료에 적용할 수 있으므로 장기균형관계의 안정성을 검정하는데 적합하다. 장기균형관계는 단기조정 과정에서 발생하는 충격의 영향과 독립적 일 수 없으며, 단기조정이 더더 불균형이 오래 지속 될수록 장기균형의 회복은 늦어진다. 따라서 장기균형 검정결과를 이용하면서 단기조정에 대한 분석을 병행한 안정성 검정이 제안된다. Seo 검정은 공적분벡터와 단기조정벡터의 구조변화를 검정하는 방법을 이용해 변수들 간 균형관계의 장단기 안정성을 진단하며, 공적분모형의 장기 안정성을 측정하고 장기균형으로 수렴해 가는 단기균형 조정과정을 파악할 수 있다.

#### IV. 결 론

단위근과 공적분이론이 장기자료의 분석에 사용되면서 기간 내 관련변수들 간 장기적 역학관계와 구조적 변화의 발생 가능성에 관심이 모아지게 되었다. 그간의 연구들은 공적분벡터가 표본기간 동안 일정하다는 가정에서 추정한 공적분관계를 변수들의 안정적 장기균형관계로 해석해 왔다. 그러나 장기균형관계가 존재해도 유일하지 않을 수 있으며, 또 중요한 사건의 영향을 받게 되면 안정성이 유지되기 어렵다는 사실은 간과해 왔다. 표본기간 중 구조변화가 발생하여 공적분관계에 영향을 미치면 시간불변 가정 하에 시행되는 기존의 공적분검정은 검정력이 약해지고 결과는 신뢰할 수 없게 된다. 이에 따라 본 연구에서는 시간불변적 관점 및 시간가변적

18) Hansen(1992, p.332)은 이를 다음과 같이 설명한다: "There is no reason why all three tests should reject(or not reject) at a particular level of significance in a particular sample. The tests are looking in different directions and will have more power against some alternatives than others".

관점에서 국내 주식시장 변동체계의 장단기 역학관계와 동적 안정성에 대해 구체적으로 분석해 보았다.

표본기간 동안 금리 및 환율의 규제 완화, 자본시장의 국제화, 선진국들의 거시경제정책의 변경, 국내외 경기 불안정 등으로 인해 실물, 금융 및 외환시장에 변화를 가져오고, 따라서 국내 주가와 관련요인들 간 장기적 관계에 구조변화가 발생했을 가능성이 존재한다. 본 연구에서는 표본기간 동안 발생할 수 있는 구조적 변화를 분석모형 내에서 내생적으로 전환점을 결정하는 공적분검정을 활용, 국내 주식시장 변동체계의 장기적 균형관계 및 변동성향을 규명하고 장·단기적 안정성을 통계적으로 검정해 보았다.

기존의 단위근검정과 구조적 변화를 고려한 단위근검정의 결과 모든 변수들이 비정상성 시계열로 확인되었다. 이에 따라 실시한 Engle-Granger 검정에서 주가와 관련 거시요인들 사이에는 공적분관계가 성립되지 않는 것으로 나타난다. 그러나 Engle-Granger 검정모형에서 절편, 기울기에 내생적 구조변화를 허용하여 변수들의 공적분관계를 포착하는 Gregory-Hansen 검정에서는 구조변화가 존재하는 공적분관계가 성립한다. 이는 기존의 검정이 구조변화에 대한 검정력이 약하므로 구조변화를 고려한 공적분검정을 시행해야 타당한 결과를 얻게 된다는 사실을 입증해 준다. 주가와 이에 영향을 미치는 주요 거시요인들 간에는 장기적 균형관계가 일정 기간 유지되다가 경제·경영환경의 변화에 따라 1998년 하반기경 새로운 균형관계로 이동한 것으로 추정된다.

Gregory-Hansen 공적분검정은 구조변화의 성향과 의미 파악에 한계가 있으므로 FM-OLS 공적분벡터 추정을 실시하였으며, 이를 근거로 공적분벡터의 안정성에 대한 Hansen 검정법을 적용하였다. 공적분관계를 나타내는 계수들의 부호는 현실과 일치하는 것으로 추정되며, 장기균형은 안정성을 유지하지만 약한 임의보행 성향을 보여 시간가변성도 존재하는 것으로 검정되었다. 장기균형관계는 단기조정 과정에서 발생하는 충격과 독립적일 수 없으므로 장기균형과 단기조정에 대한 분석을 병행하여 장단기 안정성을 추가로 검정하였다. Seo의 세 가지 검정통계량은 변수들의 장기균형관계가 안정적이라는 귀무가설을 채택하는 반면 단기조정벡터가 안정적이라는 귀무가설은 기각한다. 단기조정벡터의 안정성 검정통계량은 외환위기 발생 직후인 1997년 말, 1998년 초반을 전후로 급격한 변동을 보이는 것으로 나타난다. 즉 변수들의 관계는 장기적으로는 안정성을 유지하지만 단기적으로는 불안정함을

검정결과는 보여준다.

각 검정결과를 종합하면 다음과 같이 요약할 수 있다. 국내 주식시장 변동체계는 Gregory-Hansen 검정에 의하면 장기적으로 균형관계가 성립되지만 외환위기 후 경제·경영환경의 변화에 따라 새로운 균형관계로 이동한 것으로 나타났다. 이는 Hansen 검정에 의해 장기균형은 안정성이 유지되지만 시간가변 성향을 지닌 것으로 진단되며, Seo 검정에 의해 장기적으로는 안정이 유지되는 가운데 단기적 불안정성이 내포되어 있는 것으로 검정되었다. 따라서 국내 주식시장 변동체계는 장기적으로 균형을 이루며 안정성이 유지되지만 시간가변성이 존재하는 일관된 성향의 통계적 역학구도를 보이는 것으로 판명되며, 외환위기로 증시체계의 장기균형에 이산형 급변동이 발생하지는 않았음을 확인할 수 있다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 김애영, “한국의 수출과 수입 사이에 공적분관계가 존재하는가?,” 『국제경제연구』, 제15권 제1호, 2009, pp. 181-204.  
(Translated in English) Kim, Aiyong, “Are Korean Exports and Imports Cointegrated?,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 15, No. 1, 2009, pp. 181-204.
2. 김용선·차진섭, “주가와 거시경제변수간의 관계 분석,” 『한국은행 조사연구자료』, 99-12, 1999.  
(Translated in English) Kim, Yongsun and J. Cha, “Relations between Macroeconomic Variables and Stock Price,” *The Bank of Korea*, Working Paper, 99-12, 1999.
3. 김종욱, “기업경기조사 결과의 경기에측력에 관한 실증분석: 한국은행 BSI를 중심으로,” 『한국은행 조사통계월보』, 2000, pp. 24-47.  
(Translated in English) Kim, Jong Wook, “The Relationship between Business Survey Results and the Growth Rate of GDP: The Bank of Korea's Experience,” *The Bank of Korea, Monthly Bulletin*, March 2000, pp. 24-47.
4. 김창진·신관호, “인플레이션의 구조변화에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제51권 제4호, 2003, pp. 367-389.  
(Translated in English) Kim, Changjin and K. Shin, “A Study on the Structural Break in the Inflation Dynamics,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 51, No. 4, 2003, pp. 367-389.

5. 김철교 · 박정옥 · 백용호, “제 경제지표가 종합 및 업종지수에 미치는 영향에 관한 연구,” 『증권학회지』, 제12집, 1990, pp. 347-374.  
(Translated in English) Kim, C., J.W. Park and Y.H. Baek, “A Study for the Effect of Various Economic Indicators on the Composite and Individual Industry Indices,” *The Journal of Korean Securities Association*, Vol. 12, 1990, pp. 347-374.
6. 김태호 · 유경아 · 김진희, “주가의 전반적 하락기 국내외 증시 변동간의 연관관계 분석,” 『한국경영과학회지』, 제28권 제1호, 2003, pp. 11-23.  
(Translated in English) Kim, Taeho, K. Yu and J. Kim, “An Analysis of the Interrelationship between the Domestic and Foreign Stock Market Variations over the Depressed Market Period,” *Journal of the Korean Operations Research and Management Science Society*, Vol. 28, No. 1, 2003, pp. 11-23.
7. 모수원 · 김창범, “아시아 신흥공업국과 미국주식시장의 상호의존성,” 『국제경영연구』, 제14권 제1호, 2003, pp. 79-94.  
(Translated in English) Mo, Soowon and C. Kim, “The Interdependence among the Stock Markets of Asian NICs and the United States,” *International Business Journal*, Vol. 14, No. 1, 2003, pp. 79-94.
8. 박진우, “미국 주가가 한국 주가에 미치는 영향에 관한 분석,” 『국제경영연구』, 제13권 제2호, 2002, pp. 241-258.  
(Translated in English) Park, Jinwoo, “The Impact of the U.S. Stock Market on the Korean Stock Market Returns,” *International Business Journal*, Vol. 13, No. 2, 2002, pp. 241-258.
9. 서병선, “통화실종과 한국 통화수요함수의 장기안정성검정,” 『계량경제학보』, 제12권 제3호, 2001, pp. 83-117.  
(Translated in English) Seo, Byeong Seon, “The Care of the Missing Money and the Test for the Long-run Stability of the Demand Function for Money in Korea,” *Journal of The Korean Econometric Society*, Vol. 12, No. 3, 2001, pp. 83-117.
10. 이근영, “환율과 주가간의 인과관계 분석,” 『경제학연구』, 제50권 제4호, 2002, pp. 231-266.  
(Translated in English) Lee, Keunyeong, “An Analysis of Causality between Exchange Rates and Stock Prices,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 50, No. 4, 2002, pp. 231-266.
11. \_\_\_\_\_, “주가와 환율의 동태분석: 아시아 국가들의 경우,” 『국제경제연구』, 제9권 제3호, 2003, pp. 259-290.  
(Translated in English) Lee, Keunyeong, “The Analysis of Dynamic Relations between Stock Prices and Exchange Rates in Asian Countries,” *Kukje Kyungje Yongu*, Vol. 9, No. 3, 2003, pp. 259-290.
12. 이대호 · 김응래, “환율과 주가 간의 인과관계 분석: 금융위기를 경험한 아시아 국가를 중심으로,” 『무역학회지』, 제25권 제1호, 2000, pp. 151-168.  
(Translated in English) Lee, Daeho and E. Kim, “An Analysis on Causality Between Exchange Rate and Stock Price: The Case of Asia Countries Experienced Foreign Exchange Crisis,” *Korea Trade Review*, Vol. 25, No. 1, 2000, pp. 151-168.
13. 이상규 · 김양우 · 우준명, “통화정책과 주식수익률의 관계에 대한 실증분석과 시사점: 한국의 경우,” 한국은행 금융경제연구원, 『금융경제연구』, 제360호, 2009.

- (Translated in English) Lee, Sang Kyu, Y. Kim and J. Woo, "An Empirical Analysis of the Relationship between Monetary Policy and Stock Returns in Korea and Its Implications," *Institute for Monetary and Economic Research*, Bank of Korea, Working Paper No. 360, 2009.
14. 장병기 · 최종일, "주가 · 기대심리 · 거시경제변수의 장기균형관계: Cointegration을 중심으로," 『채무관리연구』, 제18권 제2호, 2000, pp.125-144.  
(Translated in English) Chang, Byoungky and J. Choi, "Long-term Relationships of KOSPI, BSI, and Macro Economic Variables," *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 18, No. 2, 2000, pp.125-144.
  15. 정성창, "우리나라 증권시장과 거시경제변수: VECM을 중심으로," 『채무관리연구』, 제17권, 제1호, 2000. pp.137-159.  
(Translated in English) Jung, Sungchang, "Korean Stock Price Index and Macroeconomic Forces: The Focus of VECM," *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 17, No. 1, 2000, pp.137-159.
  16. 정성창 · 정석영, "구조적 변화를 고려한 주가지수와 거시경제변수와의 장기균형관계," 『채무연구』, 제15권 제2호, 2002, pp.205-235.  
(Translated in English) Jung, Sungchang and S. Chung, "Long-Run Relationship of Stock Prices and Macroeconomic Variables with a Structural Break," *The Korean Journal of Finance Association*, Vol. 15, No. 2, 2002, pp.205-235.
  17. 지 청 · 조 담 · 양채열, "우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향," 『증권학회지』, 제28집, 2001, pp.1-20.  
(Translated in English) Jee, Chung, D. Cho and C. Yang, "Information Impacts of U. S. Stock Price Changes on Korean Stock Prices," *The Journal of Korean Securities Association*, Vol. 28, 2001, pp.1-20.
  18. 지호준 · 김영일, "환율과 주가의 관계: 국제적 실증비교," 『채무관리연구』, 제16권 제1호, 1999, pp.261-281.  
(Translated in English) Ji, Hojun and Y. Kim, "Causal Relation Between Stock Markets and Foreign Exchange Market: The International Evidence," *The Korean Journal of Financial Management*, Vol. 16, No. 1, 1999, pp.261-281.
  19. Andrews, D.W.K., "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, Vol. 61, 1993, pp.821-856.
  20. Andrews, D.W.K. and W. Ploberger, "Optimal Tests When a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative," *Econometrica*, Vol. 62, 1994, pp.1383-1414.
  21. Bai, J. and P. Perron, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp.1-22.
  22. Banerjee, A., R.L. Lumsdaine, and J.H. Stock, "Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypotheses: Theory and International Evidence," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp.271-287.
  23. Campos, J., N.R. Ericsson, and D.F. Hendry, "Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp.187-220.
  24. Chaudhuri, Kausik and Yangru Wu, "Random Walk versus Breaking Trend in Stock

- Prices: Evidence from Emerging Markets," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 27, 2003, pp. 575-592.
25. Darbha, Gangadhar, "Testing for Long-run Stability — an Application to Money Multiplier in India," *Applied Economics Letters*, Vol. 9, 2002, pp. 33-37.
26. Engle, R.F. and B.S. Yoo, "Forecasting and Testing in Co-integrated System," *Journal of Econometrics*, Vol. 35, 1987, pp. 143-159.
27. Gregory, A.W. and B.E. Hansen, "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 99-126.
28. Hansen, B.E., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp. 321-335.
29. Hansen, P.R., "Structural Changes in the Cointegrated Vector Autoregressive Model," *Journal of Econometrics*, Vol. 114, 2003, pp. 261-295.
30. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
31. Perron, P., "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 57, 1989, pp. 1361-1401.
32. \_\_\_\_\_, "Further Evidence on Breaking Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, Vol. 80, 1997, pp. 355-385.
33. Phillips, P.C.B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 277-301.
34. Phillips, P.C.B. and B.E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies*, Vol. 57, 1990, pp. 99-125.
35. Quintos, C.E., "Sustainability of the Deficit Process with Structural Shifts," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 13, 1995, pp. 409-417.
36. Said, S.E. and David A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, 1984, pp. 599-607.
37. Seo, B.S., "Tests for Structural Change in Cointegrated Systems," *Econometric Theory*, Vol. 14, 1998, pp. 222-259.
38. Thorbecke, William, "On Stock Market Returns and Monetary Policy," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 2, 1997, pp. 635-654.
39. Zivot, E. and Andrews, D., "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp. 251-270.



## Impact of Changes in Economic Conditions on Long-Run Structural Mechanism of Stock Market System

Tae Ho Kim\* · Sung Hye Hwang\*\*

### Abstract

As unit root and cointegration theories are applied to the long-run time series, it is increasingly interested in the possibility of the structural change in the long-run relationship of the related variables for the sample period. Changes in economic conditions in the past suggest the possibility of the structural break in the long-run equilibrium between the stock and related markets, thus conventional time-invariant cointegration tests are not likely to be effective. This study explicitly investigates the characteristics of the long-run structural mechanism and the dynamic stability of the domestic stock market system from the time-variant and the time-invariant viewpoints. Residual based tests for cointegration that allow for the possibility of structural break indicate a stable, but time-varying, long-run equilibrium between the markets. Test statistics for parameter stability characterize the cointegrating relations as stable but gradually evolving random walk process. When the short-run adjustment process is included in testing the stability, the long-run relation turns out to be stable while the short-run relation is unstable. Hence the statistical tests consistently demonstrate the stable cointegrating relation, with slightly time-variant effect, in the domestic stock market system.

**Key Words:** stock market variation, long-run equilibrium, time variant relation

---

*Received: Jan. 25, 2010. Revised: March 19, 2010. Accepted: March 30, 2010.*

\* Professor, Department of Information Statistics, Chungbuk National University, #410 Seongbong-ro, Cheongju, Chungbuk 361-763, Korea, Phone: +82-43-261-2258, e-mail: thkim@chungbuk.ac.kr

\*\* Assistant Manager, Management Information Team, National Agricultural Cooperation Federation, Yangjae 2-dong, Seocho-gu, Seoul 137-132, Korea, Phone: +82-2-2059-3917, e-mail: statist020@nonghyup.com