

한국주식시장에
합리적 거품이 존재하는가
- 이론과 실증분석 -

윤 기 향

한국주식시장에 합리적 거품이 존재하는가

- 이론과 실증분석 -

1판1쇄 인쇄/2000년 7월 19일

1판1쇄 발행/2000년 7월 22일

발행처/한국경제연구원

발행인/좌승희

편집인/좌승희

등록번호/제13-53

(150-756) 서울특별시 영등포구 여의도동 28-1 전경련회관

전화(대표)3771-0001 (직통)3771-0057 팩시밀리 785-0270~1

<http://www.keri.org/>

© 한국경제연구원, 2000

한국경제연구원에서 발간한 간행물은
전국 대형서점에서 구입하실 수 있습니다.
(구입문의) 3771-0057

ISBN 89-8031-174-5

3,000원

발간사

우리나라의 주식시장은 그 동안 외형적인 성장에도 불구하고 구조적인 취약성 때문에 주가가 기업의 내재가치나 경제실적을 제대로 반영하지 못하였다는 비판이 제기되어 왔으며 최근 들어 주가의 불안정성이 증폭되면서 이러한 비판도 고조되고 있다. 정보의 효율적인 흐름을 저해하는 제도적, 관행적 요인이 주식시장에서 제거되지 않는 한 주식시장의 건전한 발전은 기대하기 어렵다. 주식시장의 건전한 발전은 기업의 원활한 자금조달을 위한 필수적인 요건이며 나아가 경제성장의 원동력이 되는 기반이다. 미국의 신경제도 증권시장에서의 자금조달 메커니즘이 원활히 기능한 데 힘입은 바 컸다는 것은 잘 알려진 사실이다. 우리나라에서도 지속적인 경제성장을 위해서는 주식시장을 통한 자금조달의 경로가 막히지 않아야 한다.

주식시장의 건전한 발전을 위해서는 주식시장의 비효율성을 제거하는 것이 무엇보다 중요하다. 기업경영과 재무상태의 투명화가 보장되어 있지 않으면 주가는 시장의 정보를 제대로 반영하지 못하기 때문에 왜곡될 수 있으며 나아가 합리적인 가격결정이 이루어지지 않고 '비이성적 열광'이 지배할 수 있다. 이러한 비합리적 구조는 주가에 거품을 불러올 수 있으며 거품이 터질 때 주식시장은 붕괴될 수 있다. 이와 같이 주식시장의 효율성은 주식시장의 구조가 건전한가를 가늠할 수 있는 잣대가 될 수 있으며, 주식시장의 효율성을 검증하는 것은 그만큼 중요한 과제이자 도전이 되고 있다.

이 연구에서는 한국의 주가에 거품이 내재되어 있는가를 조사함으로써 우리나라의 주식시장이 효율적인가를 분석하고 있다. 투자

이론 중에서도 거품의 실체를 검증한다는 것은 매우 어려운 것으로 알려져 있다. 주가의 거품은 그 특성상 주가가 매우 높은 수준에 도달한 후 터질 가능성이 없는 한 그 실체를 확인한다는 것이 쉽지 않기 때문이다. 이러한 어려움 때문에 국내에서도 한국 증시에서의 거품문제를 다루는 문헌은 극히 제한되어 있으며 현재까지 소개된 방법론도 크게 만족할 만한 성과를 거두지 못하였다고 하는 것이 솔직한 평가일 것이다.

이 연구에서 주가의 거품을 분석하기 위해 보다 정교한 모형을 개발하고 새로운 방법론을 제시한 것은 이 분야의 연구를 위해 귀중한 일조를 할 것으로 믿어 의심하지 않는다. 더구나 새로운 모형을 한국의 증시에 적용하여 한국의 주가에 있어서의 거품의 존재를 실증적으로 규명함으로써 한국 증시의 건전한 발전을 위한 정책적 제안도 아울러 제시하였다는 점에서 이 연구의 의의는 더욱 크다고 할 수 있을 것이다.

제한된 기간 내에 이 연구보고서를 작성하느라고 노고를 아끼지 않으신 본 연구원의 윤기향 초빙연구위원에게 깊은 감사를 드린다. 또한 이 연구보고서의 작성에 있어서 많은 조언을 해주신 본 연구원 금융조세연구실의 이인실 박사와 최두열 박사에게도 고마움을 표시한다. 아울러 이 연구에 필요한 자료의 작성에 많은 수고를 한 김찬준 연구조원과 최원정 연구조원에게도 감사의 뜻을 전한다.

끝으로 이 연구의 내용은 연구를 직접 수행한 연구자의 개인적인 견해이며 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

2000년 7월
한국경제연구원
원장 최승희

차 례

제1장 서 론 / 7

제2장 거품은 외생적인가 내생적인가 / 17

제3장 우리나라 주식시장의 거품에 관한 문헌 / 25

제4장 모 형 / 33

제5장 실증분석 / 39

1. 자 료 / 41
2. 거품의 측정 / 43
3. 단위근 테스트 / 50
4. 거품 테스트 / 55
 - 1) 순수한 외생적 거품 / 56
 - 2) 내생적 거품 / 57
5. 공적분 테스트 / 60
 - 1) Diba-Grossman가설 및 윤기향가설 검증 / 61
 - 2) Granger가설 검증 / 64
6. 주가와 시장기본요소간의 인과관계 : 추가적 분석 / 71

제6장 요약과 결론 / 73

참고문헌 / 79

영문초록 / 83

표 · 그림 차례

- <표 1a> 기초주가와 거품요소(1982.2-1989.4) / 44
- <표 1b> 기초주가와 거품요소(1992.1-1994.12) / 47
- <표 1c> 기초주가와 거품요소(1992.1-2000.2) / 48
- <표 2a> 단위근 테스트 결과(1982.1-1989.4) / 52
- <표 2b> 단위근 테스트 결과(1992.1-1994.12) / 53
- <표 2c> 단위근 테스트 결과(1992.1-2000.2) / 53
- <표 3> 외생적 거품모형의 테스트 결과 / 56
- <표 4> 내생적 거품모형의 테스트 결과 / 57
- <표 5a> 주가와 경기관련변수들간의
공적분관계(1982.1-1989.4) / 65
- <표 5b> 주가와 경기관련변수들간의
공적분관계(1992.1-1994.12) / 65
- <표 5c> 주가와 경기관련변수들간의
공적분관계(1992.1-2000.2) / 66
- <표 6a> 수익/주가비율(EPS/P)과 경기관련변수들간의
공적분관계(1982.1-1989.4) / 68
- <표 6b> 수익/주가비율(EPS/P)과 경기관련변수들간의
공적분관계(1992.1-1994.12) / 69
- <표 6c> 수익/주가비율(EPS/P)과 경기관련변수들간의
공적분관계(1992.1-2000.2) / 70

제1장 서론

최근 들어 주가株價가 큰 폭으로 등락을 거듭하고 있는 가운데 한국의 주식시장에 거품bubbles이 존재하느냐를 둘러싼 논쟁이 고조되고 있다. 지난 1994년 11월 정점(1110.5)에 달했던 종합주가지수는 IMF 위기의 여파로 1998년 9월에는 312.2로까지 하락하였다가 IMF 위기를 극복하고 본격적인 경기확장국면으로 접어들어 1999년 7월에는 IMF 이전의 수준(971.4)을 회복하였으며 2000년초에는 Y2K 문제에 대한 불안이 해소된 데다 새 밀레니엄에 대한 기대감으로 네 자리 숫자(1059.04, 2000년 1월 4일)의 수준을 기록하기도 하였다. IMF 위기로 주가가 바닥에 달했던 1998년 9월의 수준에 비하면 불과 1년 여만에 종합주가는 3배 가까이 상승한 셈이다. 그러나 새 밀레니엄에 대한 기대도 오래 가지 못하고 최근에는 다시 800선을 전후하여 주가가 널뛰기 장세를 벗어나지 못하고 있으며 주가의 등락폭도 점점 커지고 있다.

거품에 대한 논쟁은 비단 우리나라의 주식시장에만 국한된 현상이 아니고 미국, 영국, 독일 등 일부 선진 주식시장에서의 주가 움직임을 둘러싸고도 뜨겁게 달아오르고 있다. 미국의 나스닥(NASDAQ) 지수는 1990년초부터 1999년말까지의 10년 동안 9.8배가 상승하였으며 다우존스지수Dow Jones Industrial Average도 같은 기간 중 4.4배 가까이 상승하였다. 또한 독일의 DAX와 영국의 FTSE100지수도 1990년초부터 1999년말까지 각각 4.8배와 3배가 상승하는 등 과거 10여년 동안 주가는 많은 나라에서 고공비행을 계속하여 왔다.

최근 들어 거품논쟁에 직접적으로 불을 지핀 것은 그 동안 인터넷 관련종목이 폭등세를 보인 데 기인한다. 물론 최근 들어 미국의 나스닥시장, 한국의 코스닥시장 등에서 정보통신 관련종목들의 주가가 크게 하락함으로써 이들 시장에서 거품이 많이 빠진 상태이긴 하지만 2000년 4월까지만 하더라도 거품에 대한 우려가 팽배하였다. 월스트리트저널이 2000년 1월 18일자 특집기사에서 밝혔듯이 미국 인터넷 관련기업들의 1999년 총매출액은 소매 전문점인 K마트 1개

업체에도 미치지 못하는 300억 달러에 불과하였으나(그나마 수십억 달러의 적자를 시현), 이들 인터넷 관련주식의 시가총액은 캐나다의 GDP보다도 많은 1조 달러에 달했다. 지난 1월 12일 전경련이 발표한 한 연구보고서(“코스닥시장 급성장의 허와 실”)도 이와 비슷한 입장을 피력하였다. 그 보고서는 “새롭기술, 하나로통신, 한글과 컴퓨터 등 코스닥 기업의 시가총액이 10대 그룹에 드는 한 그룹의 총 시가총액보다 많다”고 지적하고 “매출과 이익 규모가 훨씬 큰 대기업보다 신생 벤처기업의 주가가 더 높은 것은 코스닥시장의 주가 적정선에 의문을 갖게 하며 이 같은 거품현상에 대한 보완책이 마련되어야 할 것”이라고 주장한 바 있다.

미국주가에 거품이 끼었다고 보는 견해는 그 동안 민간부문의 적자가 급증하고 있는 데다 하이테크 관련주식들에 전례 없이 투기성 자금이 몰려들고 있다는 사실을 주목한다. 실제로 지난 50년 동안 1%를 상회한 적이 없었던 미국 민간부문의 GDP에 대한 부채비율이 1999년에는 5%선을 기록한 것으로 나타났다. 많은 사람들이 이렇게 빌린 돈을 투기성 주식투자를 위해 사용함으로써 주가의 거품을 부풀린 측면이 강하다고 보는 것이다. 미국의 저명한 경제학자인 갤브레이스는 “현재의 상황은 여러 가지 면에서 1921년부터 1929년까지의 (대공황이 발발하기 전인) 번영기와 흡사하다”고 지적하면서 미국 주식시장이 붕괴될 가능성이 있다고 경고까지 하였다.

더욱이 최근 들어 경제의 국제화, 개방화가 가속화됨에 따라 주가의 국제적 동조화현상이 두드러지게 나타나고 있는데 이러한 주가의 동조화현상은 거품의 국제적 파급을 심화시킬 수 있다는 점에서 거품에 대한 관심을 더욱 고조시키고 있다. 특히 우리나라의 주가와 미국의 주가간에 동조화현상이 매우 뚜렷하게 나타나고 있어 우리나라의 주가가 경제의 기초실적fundamentals에 관계없이 움직일 수 있는 가능성마저 나타나고 있다. 증권거래소의 한 조사에 의하면 미국 다우존스지수가 3% 이상 상승하거나 하락하면 한국의 주가는

2.6%에서 3% 정도 상승하거나 하락하는 것으로 나타나고 있다. 이는 주가가 시장의 기초체력과는 관계없는 외부적 요인에 의해서 크게 영향받을 수 있다는 점에서 거품의 발생가능성을 더욱 높여주고 있다.

주가가 과열을 보인다고 해서 곧바로 주가가 거품을 내포하고 있다고 결론지을 수는 없다. 주가에 거품이 많이 끼었다고 하더라도 그것이 “폭발적 거품explosive bubbles”으로 발전하지 않는 한 주가는 일정기간 조정국면을 거쳐 다시 적정수준으로 회복될 수 있기 때문이다. 문제는 거품이 터질 가능성이 있는 경우이다. 이 경우 주식시장은 붕괴되고 경제 전체는 건잡을 수 없는 상황으로 치달을 수 있다.

일반적으로 거품은 그 존재를 직접적으로 검증한다는 것이 매우 어려운 것으로 받아들여지고 있다. 예를 들면, Evans(1991)는 “거품은 주가가 매우 높은 수준에 도달한 후 폭발할 가능성이 없는 한 실증적으로 검증할 수 없어 보인다”고 주장한다. 이러한 어려움 때문에 거품에 대한 전통적인 어프로치는 간접적인 검증방법에 의존하였다. 그 대표적인 것이 Shiller(1981a)의 “분산범위검증分散範圍檢證, variance bounds test”이다. Shiller는 그의 분산범위검증에서 주식가격의 과도한 변동성excess volatility을 거품으로 해석하였다. 이는 주식가격의 현재가現在價모형present value model이 예측하는 궤도를 이탈하는 주가의 변동은 어떤 “비관적이거나 낙관적인 시장심리의 변화 waves of pessimistic or optimistic market psychology”에 의해서 촉발된다고 보는 입장이다. 이러한 입장은 거품을 외부적인 요인에서 찾으려고 하기 때문에 그것은 외생적外生的 거품extraneous bubble모형이라고 부를 수 있다.

최근 들어 이러한 전통적인 입장과 크게 대조를 이루는 새로운 거품검증모형들이 제안되어 주목을 끌고 있다. 거품에 대한 이러한 새로운 해석은 주로 Hamilton과 Whiteman(1985), Diba와 Gross-

man(1988a, b, c), Evans(1991), 그리고 Froot와 Obstfeld(1991) 등에 의해 주도되고 있다. 이들 학자들에 의해 개발된 거품모형들은 거품을 시장의 기초요소market fundamentals에 연관시키고 있다는 점에서 전통적인 입장과 큰 차이를 보인다. 시장의 기초요소와 연관된 거품은 외생적 거품과 대비해서 내생적內生的 거품intrinsic bubbles이라고 부를 수 있을 것이다. 내생적 거품 주창자들은 거품을 주가가 배당수익과 같은 시장기초요소에 대한 새로운 정보에 대한 과잉반응의 결과로 일어나는 것으로 파악한다. Hamilton과 Whiteman(1985), Froot와 Obstfeld(1991) 등이 지적하였듯이 내생적 거품은 어떤 합리적 거품rational bubbles과 마찬가지로 자기시현적自己示顯的 기대 또는 믿음self-fulfilling expectations or beliefs에 의존한다. 그러나 내생적 거품과 외생적 거품의 중요한 차이는 내생적 거품의 자기시현적 기대는 외생적인 기분이 아니라 시장기초요소에 근거하고 있다는 점이다.

거품이 시장의 기초요소에 의존할 수 있다는 점은 처음으로 Hamilton과 Whiteman(1985)에 의해서 주가와 시장기초요소의 정상상태定常狀態, stationarity의 관점에서 논의되었다. 그들은 문헌에서 투기적 거품으로 보이는 것은 사실은 시장참여자에 의해서 관찰되는 경제의 기초요소에 대한 합리적 반응으로부터 야기될 수 있다고 본 것이다. Froot와 Obstfeld(1991)는 더 나아가 주가의 현재가모형에 의해서 설명되지 않는 부분은 배당수익과 매우 높은 양陽의 관계를 가지고 있음을 발견하였다. 내생적 거품모형의 매력적인 점은 주가와 배당수익과 같은 시장기초요소의 정상상태 특성을 규명함으로써 또는 거품과 시장기초요소간의 함수관계를 유도함으로써 거품에 대한 검증가능한 가설을 이끌어낼 수 있다는 점이다. Diba와 Grossman(1988a, b, c), 윤기향(1996)의 공적분共積分, cointegration 테스트는 전자의 예에 속하며 주가의 거품부분을 배당수익의 비선형함수로 규정한 Froot와 Obstfeld의 연구는 후자의 경우에 해당한다.

그러나 내생적 거품에 대한 기존의 방법론은 아직 만족할 만한 상태에 있다고 보기 어렵다. Evans(1991)가 비판하였듯이, Diba와 Grossman의 정상상태(또는 공적분) 테스트는 어떤 종류의 거품을 발견할 수 없다는 문제점을 안고 있다. Froot와 Obstfeld의 모수 테스트parametric test 또한 거품을 찾아내는 데 한계가 있어 보인다. 비록 Froot와 Obstfeld의 모형은 상당히 정교해 보이지만 그들의 거품 테스트에 대한 전략은 만약 주가의 배당에 대한 비율(P/D)이 현재의 배당금과 유의有意한 관계에 있으면 거품의 존재를 뒷받침하는 증거가 된다는 것이다. 보다 근본적으로는 내생적 거품에 관한 최근의 연구들은 거품을 명시적으로 측정하지 않고 주가/배당비율이나 공적분관계 등을 거품측정으로 사용하고 있다는 점에서 간접적인 테스트라고 볼 수 있다. 최근 Rappoport와 White(1991)는 주식브로커의 대출금리에 대한 프리미엄을 거품에 대한 대리측정proxy measure으로 제안한 바 있다. 그러나 Rappoport와 White의 이러한 거품측정도 자의적인 것이라고 볼 수 있다.

이 연구에서 우리는 거품을 직접적으로 측정하는 모형을 개발한다. 우리는 현재가(PV)모형으로부터 명시적인 거품측정을 유도하고 이러한 거품이 와이불 분포Weibull distribution를 보이는 것으로 규정한다. 이러한 와이불 분포는 어떤 물질이 일정기간 동안 존속할 가능성 또는 어떤 기간이 지난 후 결함이 노정될 가능성을 규명하는 연구에서 흔히 사용된다. 최근 이러한 와이불 분포는 실업자가 어떤 일정한 기간이 지난 후 실업상태를 벗어날 수 있는 가능성 등을 모형duration model화하기 위하여 경제학에서 자주 사용되고 있다. 이러한 와이불 분포의 적용은 Chamberlain(1984), Elbers와 Ridder(1982), Flinn과 Heckman(1982), Heckman과 Borjas(1980), Heckman과 Singer(1982, 1984a, b), Hanore(1990), Kiefer와 Neumann(1979), Lancaster(1979, 1985), Lancaster와 Nickell(1980), Meyer(1986), Tuma(1976), 그리고 Tuma, Hannan과 Groeneveld(1979) 등

에서 찾아볼 수 있다. 투기적인 거품의 폭발과 물질(예를 들면 퓨즈)의 결함 발생burning out간에는 어떤 유사성이 있을 뿐만 아니라 측정된 거품을 와이불 분포로 규정하는 것은 거품을 실증적으로 검증하는 것을 가능하게 해주는 이점을 가지고 있다. 거품의 폭발은 드물게 일어나는 현상rare event이다. 와이불 분포는 드물게 일어나는 현상의 확률분포이다. 와이불 분포에 근거한 해저드모형hazard model은 어떤 이벤트가 발생한 이래 일정기간이 지난 후 새로운 이벤트가 발생할 가능성을 분석하는 모형이다.

이 연구는 이론적 모형과 실증적 분석으로 구성된다. 우리는 먼저 거품을 직접적으로 측정하기 위하여 “정보착오모형information error model”을 개발하고 와이불 분포에 근거한 해저드모형hazard model을 사용하여 한국의 주식시장에 “폭발적 거품”이 존재하고 있는가를 실증적으로 분석한다. Evans가 지적하였듯이 거품은 그것이 폭발할 가능성이 없는 한 그 존재를 실증적으로 검증하는 것이 거의 불가능하다. 또한 경제적인 관점에서 보더라도 오직 폭발가능성이 있는 거품만이 문제가 될 수 있다.

1980년 이후 우리나라 주식시장에 거품이 존재하였다고 의심되는 시기가 세 번 있었다. (1) 종합주가지수가 125.9에 달했던 1982년 1월에서 959.1을 정점으로 하강국면으로 접어들기 시작한 1989년 4월, (2) 종합주가지수가 바닥(625.1)에 달했던 1991년 12월부터 봉우리(1110.5)에 올랐던 1994년 11월, 그리고 (3) IMF 위기의 여파로 종합주가지수가 312.2까지 추락한 1998년 9월부터 네 자리 숫자를 회복한 2000년 1월초가 그것이다. 그러나 세 번째 대상기간은 표본수가 너무 적어 통계적 신뢰도가 낮기 때문에 세 번째 표본은 1992년부터 최근의 주가의 움직임을 포함하는 2000년 2월까지로 확대되었다. 이와 같이 이 연구에서 고려하고 있는 표본은 (1) 1982년 1월 - 1989년 4월, (2) 1992년 1월 - 1994년 12월, 그리고 (3) 1992년 1월 - 2000년 2월이다.

우리의 실증분석은 몇 가지 중요한 정책적 의미를 제시해 주고 있다. 첫째, 순수한 외생적 거품에 대한 증거는 어떤 표본에서도 발견되지 않았다. 이는 주가의 과도한 변동이 단순히 집단심리나 기분 에 의해서 촉발되지는 않았다는 증거로서 시장이 구조적으로 불안정하지 않다는 것을 의미한다. 둘째, 시장참여자는 주가에 영향을 미칠 수 있는 경기관련변수들 가운데 오직 단기금리(SR), 장기금리(LR) 및 장단기금리차(DR)에만 민감한 반응을 보였으며 이들 변수 이외의 변수들, 예를 들면, 환율(EX), 실업률(U), 주당 수익(EPS), 어음부도율(DF) 등에는 민감한 반응을 보이지 않는 것으로 나타났다. 단기금리(콜금리)는 정책금리로서 중앙은행에 의해서 조절되는 반면 장기금리(3년 만기 회사채금리)는 시장의 자금 수급상황에 의해서 결정되는 시장금리이다. 또한 장단기금리차는 시장참여자의 경제전망(3년 이내)에 대한 종합적인 지표라고 볼 수 있다. 이 연구는 금리와 경제의 장래에 대한 전망이 주가에 영향을 미치는 가장 중요한 변수라는 것을 확인해 주고 있다.

셋째, 주가의 거품부분이 금리와 장단기금리차에 민감한 반응을 보이지만 실제로 그러한 반응이 폭발적 거품으로까지 발전하였는지를 알아보기 위하여 헤저드모형을 이용한 검증을 실시하였다. 우리의 연구는 1982년부터 1989년 사이에 폭발적 거품이 존재하였다는 것을 확인하고 있지만 1992년부터 1994년까지와 1992년부터 2000년까지의 기간에 내생적內生的 거품의 존재를 지지하는 어떠한 증거도 발견하지 못하였다. 이러한 발견은 국내증시의 거품에 관한 국내문헌과도 어느 정도 일치하고 있다.

다음으로, 우리는 Diba-Grossman 과 윤기향의 정리(비선형적非線型的 공적분)와 Granger의 정리(선형적線型的 공적분)가 의미하는 시장효율성가설을 검증하였다. 먼저 만약 자산시장이 효율적이라고 한다면 서로 다른 자산의 가격은 선형적으로 공적분될 수 없다는 Granger 제안은 한국 증시에도 적용됨을 확인하였다. 다음으로 주

가와 시장기초변수(배당이나 주당 수익)간에 비선형적 공적분의 관계가 유지되면 주가에 (폭발적인) 거품이 내재되어 있지 않다는 Diba-Grossman과 윤기향의 제안도 실증분석에 의해 뒷받침되었다.

이 연구는 다음과 같이 구성된다. 제2장은 최근의 문헌을 중심으로 거품을 이론적인 측면에서 고찰한다. 제3장은 국내증시에 거품이 존재하는지를 분석한 국내문헌을 개관한다. 제4장은 거품의 측정을 위한 새로운 방법(예측오차모형)을 개발하고 와이블 분포를 사용하여 폭발적 거품을 모형화(해저드모형)한다. 제5장은 실증분석의 결과를 보고한다. 여기에서는 해저드모형을 추정하고 단위근單位根과 공적분의 기법을 사용하여 거품의 존재를 규명한다. 그리고 주가와 다른 변수간의 인과관계도 조사한다. 제6장은 이 연구의 요약과 결론을 담는다.

제2장 거품은 외생적인가 내생적인가

광의의 거품은 비합리적 거품irrational bubbles과 합리적 거품rational bubbles을 포함한다. 비합리적 거품은 시장참여자들이 거품의 존재를 인식하지 못하고 있는 경우이며 합리적 거품은 시장참여자들이 거품의 존재를 파악하고 있으면서도 앞으로 가격이 오를 것으로 예상함으로써 기업의 내재가치와는 무관하게 가격이 오르는 경우이다. 거품에 관한 연구는 주로 합리적 거품에 초점을 맞춘다. 거품에 관한 전통적인 견해는 거품의 발생을 시장참여자의 기분이나 집단심리와 같은 외부적 요인에서 찾으려고 한다. 이러한 견해를 이해하기 위하여 우리는 현재가모형 現價模型, present value model을 간단히 살펴볼 필요가 있다. 현재가(PV)모형에 따르면 현재의 주가는 배당 dividends과 같은 시장기본요소의 미래의 흐름을 이자율로 할인한 현재가와 같다. 거품에 관한 전통적인 견해는 거품을 현재가모형이 예상하는 궤도를 크게 이탈하는 주가의 변동으로 해석한다. 현재가모형은 일반적으로 다음과 같은 형태를 취한다.

$$(1) \quad P_t = \delta E_t(P_{t+1} + D_{t+1})$$

여기에서 P_t 는 시점 t 에 있어서의 주식가격, D_{t+1} 은 시점 t 와 $t+1$ 사이에 지급되는 배당금, 그리고 δ 는 할인율discount factor을 나타낸다. 할인율은 실질이자율(r)이 일정하다는 가정하에서 $1/(1+r)$ 로 주어진다.

우리는 방정식 (1)의 해解를 다음과 같이 구할 수 있다.

$$(2) \quad P_t = E_t(\sum_1^{\infty} \delta^k D_{t+k}) + \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \delta^T P_{t+T}$$

만약 말기 末期조건transversality condition을 (2)에 부과하면 다음과 같은 PV모형에 대한 해를 얻게 되며

$$(3) \quad P_t = E_t(\sum_1^{\infty} \delta^k D_{t+k})$$

거품은 다음과 같이 주어진다.

$$(4) \quad B_t = \lim_{T \rightarrow \infty} E_t \delta^T P_{t+T}$$

이와 같이 현재의 주가는 다음과 같이 두 부분으로 구성된다.

$$(5) \quad P_t = E_t(\sum_1^{\infty} \delta^k D_{t+k}) + B_t$$

여기에서 확률변수인 B_t (거품)는 다음과 같은 특성을 갖는다.

$$(6) \quad B_t = \delta E_t B_{t+1}$$

거품에 관한 전통적인 해석은 이 B_t 가 순전히 외생적(外生的)인 변수에 의존한다고 보는 것이다.

최근 들어 일부 학자들을 중심으로 거품을 새로운 각도에서 해석하고 검증하려는 노력이 활발히 이루어지고 있다. 전통적인 견해에 대한 이러한 도전은 주로 Hamilton, Whiteman, Diba, Grossman, Rappoport 등에 의해 주도되어 왔다. 거품을 시장기본요소에 대한 자기시현적 기대라는 관점에서 파악하고 있는 Hamilton과 Whiteman (1985)은 주가와 시장기본요소의 정상상태(定常狀態, stationarity)에 관한 특성을 분석함으로써 거품의 존재를 검증하는 새로운 방법을 제시하였다. Hamilton과 Whiteman은 주가가 순전히 외부적인 요인에 의해서 자기시현적인 방법으로 유도된다는 견해는 실증적으로 검증이 불가능하다고 지적하고 그들은 문헌에서 확인된 것으로 보고되는 거품에 관한 증거는 사실은 시장참여자의 시장기본요소에 대한 합리적인 반응의 결과라고 주장한다.

Hamilton과 Whiteman에 의하면 거품에 대한 실증적인 검증이 가능한 상황이 존재한다. 만약 d 번 차분(d -differencing)한 시장기본요소(예를 들면 배당)가 정상상태에 있지만 d 번 차분(差分)한 주가는 정상상태에 있지 않을 경우, 거품은 현존하게 된다. 이를 달리 표현하면 만약 주가가 배당수익보다 덜 폭발적일 경우, 거품은 존재하지 않는 것으로 결론지을 수 있다. Hamilton(1986)은 Hamilton과 Whiteman (1985)의 이러한 자기시현적 기대를 다음과 같이 모형화하였다.

$$(7) \quad P_t = \delta(D_{t+1} + E_t P_{t+1} + \Pi_t)$$

여기에서 Π_t 는 분석자(researcher)에게는 관찰되지 않는(오직 시장참

여자만 관찰하는) 확률변수이다. 이는 계량경제학적인 측면에서는 실질이자율, 위험 프리미엄, 배당금에 대한 세금 등 주가에 영향을 미치는 모든 변수들을 포괄하는 변수라고 볼 수 있다.

Diba와 Grossman(1988a)은 이러한 모형에 입각하여 실증분석을 행하였다. 그들은 식 (7)을 약간 변형한 다음과 같은 회귀방정식을 사용하였다.

$$(8) \quad P_t = \delta E_t(P_{t+1} + aD_{t+1} + \pi_{t+1})$$

여기에서 π_t 는 앞에서 언급하였듯이 시장참여자에 의해서만 관찰되는 변수이며 그것은 정상상태인 것으로 가정된다(즉 π_t 는 $I(0)$). Diba와 Grossman의 검증방법은 Hamilton과 Whiteman의 그것과 비슷하다. 위의 식에서 만약 관찰되지 않는 변수(π_t)와 1차 차분first differencing 한 배당금이 정상상태이고 1차 차분한 주가도 정상상태라고 한다면(이는 관찰되지 않는 변수는 단위근單位根, unit root을 포함하지 않고, 주가와 배당금은 각각 하나의 단위근을 포함하고 있다는 것을 의미한다. 다시 말해서 주가와 배당금은 각각 $I(1)$ 이고 π_t 는 $I(0)$ 라는 것을 의미한다), 이는 거품이 존재하지 않는다는 증거가 된다고 보는 것이다. 이를 달리 표현하면 만약 π_t 와 배당금의 1차 차분이 정상상태이고 또한 주가와 배당금이 공적분共積分, cointegration의 관계에 있다고 한다면(Engle과 Granger의 용어를 빌리면 주가와 배당은 $CI(1, 1)$), 거품은 존재하지 않는다.

그러나 그 역은 반드시 타당한 것은 아니다. Diba와 Grossman에 의하면 주가와 배당금이 공적분의 관계에 있지 않다고 해서 이를 바로 거품이 존재한다는 증거로 간주할 수는 없다고 본다. 그 이유는 주가와 배당금이 공적분되지 않은 것은 관찰되지 않는 변수(π_t)의 비정상상태nonstationarity로부터 일어날 수 있기 때문이다.

식 (7)로부터 Diba와 Grossman은 다음과 같은 추정식을 유도하고 이를 미국의 자료를 사용하여 미국의 주식시장에 거품이 존재하

는가를 검증하였다.

$$(9) \quad P_{t+1} + \gamma D_{t+1} - (1/\delta)P_t = e_{t+1} - \pi_{t+1}$$

여기에서 e 는 다음과 같이 주어진다. $e_{t+1} = P_{t+1} + \gamma D_{t+1} + \pi_{t+1} - E_t(P_{t+1} + \gamma D_{t+1} + \pi_{t+1})$. 합리적 기대가정에 따라 e 는 시계열時系列적으로 상관關連되어 있지 않기 때문에 serially uncorrelated 식 (8)에 있어서 π_{t+1} 이 정상상태라고 한다면 이는 바로 왼쪽항이 정상상태에 있다는 것을 의미하게 된다. 그들의 실증분석 결과는 $P_{t+1} + \gamma D_{t+1}$ 과 P_t 가 γ 의 값이 0.5에서 2의 범위에 있을 때 서로 공적분의 관계에 있음을 보여주고 있다. 특히 γ 의 값이 1을 취할 때 “공적분이 없다”는 귀무가설 null hypothesis은 결정적으로 기각된다. Diba와 Grossman의 실증분석은 미국의 주식시장에 거품이 존재하지 않는다는 것을 확인해준 것이다.

한편 Evans(1991)는 Diba와 Grossman의 테스트가 P+D와 P가 공적분의 관계에 있음을 근거로 거품이 존재하지 않는다고 결론짓는 것은 오류가 있을 수 있다고 비판한다. Evans는 거품이 폭발적인 경우일지라도 단위근 테스트를 적용할 때 정상상태인 것으로 나타날 수 있음을 경고하고 있다.

Froot와 Obstfeld(1991)는 거품이 배당과 같은 시장기본요소에 의해서 유발될 수 있다는 내생적內生的 거품모형을 보다 직접적인 방법으로 검증하였다. 그들은 이러한 모형을 개발하기 위하여 다음과 같은 연속형 PV모형을 사용한다.

$$(10) \quad P_t = e^{-r} E_t(D_{t+1} + P_{t+1})$$

식 (10)에 대한 해는

$$(11) \quad P_t^{PV} = \sum_t^{\infty} e^{-r(s-t)} E_t(D_s)$$

만약 말기조건이 부과되지 않는다면

$$(12) \quad P_t = P_t^{PV} + B_t$$

그들은 배당의 로그값($\ln B_t$)이 등비等比 마팅게일geometric martingale에 의해서 전개된다고 가정한다.

$$(13) \quad d_{t+1} = \mu + d_t + \xi_{t+1}$$

여기에서 μ 는 배당의 추세적 증가율이고 d 는 배당의 로그값이며 ξ 는 평균이 0이고 분산이 σ^2 인 정규 확률변수이다. 등비 마팅게일의 가정하에서 PV모형에 대한 해는 다음과 같이 주어진다.

$$(14) \quad P_t^{PV} = (e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})^{-1} D_t$$

다른 한편 거품요소는 배당금과 다음과 같은 비선형관계를 갖는 것으로 가정된다.

$$(15) \quad B(D_t) = \gamma D_t^\lambda$$

여기에서 λ 는 다음의 2차 방정식의 근根이다.

$$(16) \quad \lambda^2 \sigma^2 / 2 + \lambda \mu - r = 0$$

식 (14)와 (15)를 PV모형(식 12)에 대입하면 우리는 다음과 같은 내생적 거품에 관한 식을 얻게 된다.

$$(17) \quad P_t(D_t) = P_t^{PV} + B(D_t) = \kappa D_t + \gamma D_t^\lambda$$

여기에서 $\kappa = (e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})^{-1}$ 이다. 식 (17)은 거품이 시간이나 또는 어떤 다른 외생적 변수에 의존하지 않고 시장기본요소(배당)에 의해 유발될 수 있음을 보여주고 있다. 식 (17)을 배당금(D)으로 나누어 주고 주가의 움직임에 있어서 발생하는 오차를 반영하기 위하여 오차항을 추가하면 다음과 같은 추정방정식을 얻게 된다.

$$(18) \quad \frac{P_t}{D_t} = \gamma_0 + \gamma D_t^{\lambda-1} + \mathfrak{u}_t$$

거품이 존재하지 않는다는 귀무가설은 다음과 같은 모수적 제약 parametric restrictions을 의미한다. $\mathfrak{u}_0 = \kappa$ 와 $\mathfrak{v} = 0$. 그리고 귀무가설에 대한 대체가설(H_a)은 $\mathfrak{u}_0 = \kappa$ 와 $\mathfrak{v} > 0$ 이다. Froot와 Obstfeld는 귀무가설을 검증하기 위하여 F테스트를 사용하였는데 거품이 존재

하지 않는다는 귀무가설은 강하게 기각되었다. 그들은 미국의 자료를 사용하여 β 가 통계적으로 유의하고 양의 값을 취함을 발견하였는데 이러한 발견은 배당이 증가함에 따라 현재의 주가가 시장기본 요소를 반영하는 적정주가에 비해 과대 평가되고 있음을 의미한다.

그들은 또한 거품이 어떤 외생적인 요인(예를 들면 시간)에 의해서도 유발되는가를 알아보기 위하여 (1) 선형적 추세항(t)과 시간의 존적 거품항($e^{r-\mu-\sigma^2/2}$)을 원래의 모형에 추가한 모형을 검증하였다. 추정방정식이 오직 외생적 변수만 포함한 모형은 다음과 같다.

$$(19a) \quad \frac{P_t}{D_t} = \gamma_0 + \beta_1 e^{(r-\mu-\sigma^2/2)t} + \eta_t$$

$$(19b) \quad \frac{P_t}{D_t} = \gamma_0 + \beta_2 t + \eta_t$$

미국의 주식시장에 있어서 이들 외생적 변수의 계수(β_1 , β_2)는 유의하였다. 그러나 비선형 거품항이 추정방정식에 포함될 경우 오직 거품항의 계수(β)만 유의한 것으로 나타났다.

$$(20a) \quad \frac{P_t}{D_t} = \gamma_0 + \gamma D_t^{\lambda-1} + \beta_1 e^{(r-\mu+\sigma^2/2)t} + \eta_t$$

$$(20b) \quad \frac{P_t}{D_t} = \gamma_0 + \gamma D_t^{\lambda-1} + \beta_2 t + \eta_t$$

Froot와 Obstfeld는 주가가 거품항에 비선형적으로 관련되어 있을 경우(그리고 그것이 통계적으로 유의할 경우), 이를 거품의 존재를 확인하는 증거로 해석하고 있다. 그러나 Froot와 Obstfeld의 주장에도 불구하고 P/D와 D간에 비선형적인 양의 관계가 존재한다는 사실을 들어 이를 곧 거품의 증거로 받아들이는 것은 설득력이 약하다.

제3장 우리나라 주식시장의 거품에 관한 문헌

우리나라 주식시장에 있어서의 합리적 거품에 관한 연구로서 주목되는 것은 김규영-정기웅(1991)과 이충언(1999)의 논문이 있다. 먼저 김규영-정기웅은 전통적인 외생적 거품모형을 근거로 주가를 시장내재가치 market fundamentals와 거품 프리미엄 bubble premium으로 구성된 것으로 본다.

$$P_t = P_t^* + b_t$$

여기에서 P_t^* 는 시장내재가치를 반영하는 주가이고 b_t 는 거품 프리미엄을 반영하는 부분이다. 외생적 거품모형의 전통에 따라 거품 프리미엄은 양의 부호를 가지며 시간이 지남에 따라 증가하는 것으로 가정된다. 그들은 한국의 주가에 거품이 존재하는가를 검증하기 위하여 다음과 같은 Hardouvelis(1988)모형을 사용한다.

$$R = r_f + r_p + b_p + e$$

여기에서 R = 주식의 실현 수익률, r_f = 무위험 수익률, r_p = 위험 프리미엄, b_p = 거품 프리미엄, 그리고 e = 오차항이다.

만약 투자자들의 기대가 합리적이라고 한다면 e 는 예측할 수 없으며 그 평균값은 0이다. 다시 말하면 $R - r_f$ 는 평균적으로 $r_p + b_p$ 와 같으며 $R - r_f$ 는 $r_p + b_p$ 를 추정하는데 사용할 수 있다. $r_p + b_p$ 는 관찰할 수 없기 때문에 통제가능한 변수로 다음과 같이 회귀분석모형을 설정할 수 있다.

$$R - r_f = a + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k + e$$

여기에서 $(a + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k)$ 는 $r_p + b_p$ 에 대한 대응값이다. $r_p + b_p$ 에서 b_p 만을 따로 추정해 내기 위해서 그들은 Hardouvelis를 따라 다음과 같은 두 가지 가정을 도입하고 있다. 첫째, 주가가 급등하기 이전의 기간동안에는 거품이 존재하지 않는다. 따라서 이 기간 동안 추정된 계수(a, b_1, \dots, b_k)는 위험 프리미엄을 계산하기 위하여 사용할 수 있다. 둘째, 앞에서 추정된 계수(a, b_1, \dots, b_k)는 거품이 존재하는 기간에도 불변이어서 위험 프리미엄(r_p)을 계산하는 데 사용되며 다른 한편으로 거품이 존재하는 기간에 새로 추정된 계수($a,$

$b_1^{\wedge}, \dots, b_k^{\wedge}$ 에 의해 위험 및 거품 프리미엄($r_p + b_p$)이 계산되면 이들의 차이가 거품 프리미엄을 나타낸다.

김규영-정기웅은 이러한 가정에 입각하여 두 개의 회귀방정식을 추정함으로써 거품 프리미엄을 간접적으로 계산하는 방법을 취하고 있다. 즉 먼저 주가상승 이전의 계수(a, b_1, \dots, b_k)를 추정한 다음, 기간을 한 기간(3개월 또는 1년)씩 더해 가면서 새로운 계수($a^{\wedge}, b_1^{\wedge}, \dots, b_k^{\wedge}$)를 추정하여 거품 프리미엄의 값을 다음과 같이 구하고 있다.

$$b_p = [a + b_1 X_1 + \dots + b_k X_k] - [a^{\wedge} + b_1^{\wedge} X_1 + \dots + b_k^{\wedge} X_k]$$

이때 계산된 거품 프리미엄 b_p 는 거품이 존재하는 동안 양의 값을 가지며 시간에 대한 증가함수이어야 한다. 따라서 $b_p > 0$ 이어야 할 뿐만 아니라 시간에 따라 증가하는 추세를 보이고 있음을 검증하여야만 합리적 거품이 존재한다고 할 수 있다. 이러한 가설은 다음의 회귀방정식에서 시간(TIME)의 계수가 양이 되어야 함을 의미한다.

$$b_p = c + d \text{ TIME} + u$$

김규영-정기웅은 1982년 1월부터 1991년 3월까지의 월별 자료를 사용하여 위의 모형을 추정하였다. 종속변수($R - r_f$)로서 그들은 (3개월 실현 주가수익률 - 국민주택 채권수익률/4)를 사용하고 설명변수(X_i)로서 회사채수익률과 미예측 물가변동률을 사용하였다. 미예측 물가변동률은 소비자물가지수 변동률을 시계열(ARIMA)모형을 이용하여 추정하였을 때 그 잔차를 대용치로 사용한 것이다. 그들은 회귀방정식의 계수를 보고하지 않고 다음과 같은 회귀계수의 t 값만을 보고하고 있다.

절편 : 4.01

회사채수익률 : - 3.92

미예측 물가변동 : 2.83

$$R^2 = 0.51$$

김규영-정기웅은 다음과 같이 거품 프리미엄을 구한 다음 시간 (TIME)에 대한 회귀분석을 행하였다.

(1) 1982년 1월 - 1985년 12월 기간동안 추정된 계수를 이용하여 1986년 1월 - 1991년 3월 기간의 초과수익률을 구한다. 이때 계산된 초과수익률은 거품이 존재하지 않는 위험 프리미엄이다.

(2) 1982년 1월 - 1986년 1월, 1982년 1월 - 1986년 2월,, 1982년 1월 - 1991년 3월 기간동안 각각 추정계수를 구하여 1986년 1월, 1986년 2월,, 1991년 3월의 월별 초과수익률을 구한다. 이때의 초과수익률은 위험 프리미엄과 거품 프리미엄이 포함된 값이다.

(3) (1)과 (2)에서 구한 값의 차에 의해 거품 프리미엄의 값을 구한다. 이렇게 하여 얻어진 거품 프리미엄은 1988년 3월까지의 양의 값을 갖고 그 이후부터는 양의 값과 음의 값을 번갈아 갖는 것으로 나타나고 있다.

(4) 그들은 양의 값을 갖는 1988년 3월까지의 추세를 시간에 대하여 회귀분석을 행하였는데 회귀계수의 t값은 다음과 같다. (그들은 TIME의 회귀계수의 값을 보고하지 않고 있다.)

TIME : 5.995

이와 같이 그들의 연구는 1986년 1월부터 1988년 3월까지 거품 프리미엄이 항상 양의 값을 갖고 있으며 시간에 대한 증가함수의 형태를 취하고 있는 것으로 추정되고 있으나 그 이후에는 불규칙한 변동을 보여주고 있다고 밝히고 있다. 이러한 결과를 근거로 그들은 1986년 1월부터 1988년 3월까지 우리나라의 증시에 거품현상이 존재하였다고 해석할 만큼 t값이 상당히 높다고 결론짓고 있다.

한편 이충언(1999)은 Campbell과 Shiller(1988)가 개발한 모형과 Wu(1997)가 제시한 방법을 사용하여 우리나라 주식가격에 언제 어느 정도 합리적 거품이 존재하였는가를 추정하였다. 먼저 Campbell-Shiller에 따라 그는 현재가모형을 로그 선형근사치로 전환하였다.

$$[E_t (P_{t+1} + D_t) - P_t] / P_t = r$$

이 현재가모형에 대해서 로그 선형근사치를 취하면

$$q_t = k + \rho E_t P_{t+1} + (1 - \rho) d_t - P_t$$

가 되고 이때 q 는 필요 실제수익률의 로그값인 $\ln(r)$, ρ 는 주가와 주가+배당금간의 평균비율, k 는 상수로 $-\ln(\rho)-(1-\rho) \ln(1/\rho-1)$, p_t 는 $\ln(P_t)$, d_t 는 $\ln(D_t)$, E_t 는 t 기에서 사용가능한 정보를 이용한 조건부 기대값이다.

실제 거품은 관찰되지 않기 때문에 이충언은 경제의 구조모형과 관찰된 자료를 기초로 각 기간 상태벡터state vector를 최적 추정치를 반복적으로 계산하는 칼만 필터의 기법을 이용하여 주가와 배당금 모형의 모수를 추정하고 있다. 그러나 그는 직접적으로 거품의 추정치를 보고하지 않고 있으며 또한 거품의 존재를 어떻게 검증하였는지에 관해서도 언급을 하지 않고 있어 한국 증시에 있어서의 거품의 존재가 통계적으로 유의한 것으로 확인되었는지가 확실하지 않다. 그는 다만 실제 주가와 추정된 거품간의 비율만을 그림으로 나타내면서 “이 그림에 따르면 1986년 이후부터 종합주가지수에는 유의한 거품이 지속적으로 생성되었다고 판단된다. 또한 거품은 크게 변동하면서 실질주가 변동의 20, 30%에 달하는 부분까지 설명하고 있다. 특히 1980년대 중반부터 1989년까지의 주가상승의 많은 부분이 거품에 기인하였다는 주장을 확인해 주고 있다”고 결론짓고 있다.

이상에서 우리는 한국의 주가에 거품이 끼어 있는가를 검증한 국내문헌을 간단히 살펴보았다. 이들 연구들은 몇 가지 점에서 약점을 지니고 있다. 먼저 이들 연구들은 거품을 간접적으로 측정하는 방법에 의존하고 있다. 특히 이충언의 논문은 거품을 어떻게 측정하였는지에 관해서 명확한 설명을 제시하지 않고 있다. 두 번째는 이들 연구들은 시계열 자료들의 특성에 관한 분석을 행하지 않음으로써 추정결과에 대한 신뢰도에 의문을 갖게 한다. 즉 시계열 자료들이 정상상태stationarity에 있는가 아니면 비정상상태非正常狀態에 있는가를 규명하는 것은 시계열 자료를 이용한 통계분석의 필수적인 전제조건이다. 이에 관한 분석 없이 회귀분석을 행할 경우 의사회귀擬似回歸, spurious regression의 오류를 범할 가능성이 높다. 즉 변수들이 겉

으로 보기에는 유의적^{有意的}인 관계에 있는 것처럼 보일지라도 실제로는 그러한 관계가 우연의 일치에서 오는 결과일 수도 있다. 마지막으로 그들의 실증분석 결과는 거품의 존재를 확인해 주는 증거로서 충분하지 않다.

제4장 모형

우리는 이 연구에서 거품을 측정하기 위하여 다음과 같은 현재가 (PV)모형을 사용한다.

$$(21) \quad P_t = \sum_1^{\infty} \delta^k E_t(D_{t+k})$$

여기에서 δ 는 앞에서 정의된 대로 할인율을 나타내며 그것은 $1/(1+r)$ 로 주어진다(r 은 실질이자율). 식 (21)을 한 기간 뒤로 미루면

$$(22) \quad P_{t-1} = \sum_1^{\infty} \delta^k E_{t-1}(D_{t+k-1})$$

식 (21)을 δ 로 곱해주고 그것을 식 (22)로부터 빼면 다음의 식을 얻는다.

$$(23) \quad P_{t-1} - \delta P_t = E_{t-1} \delta D_t - \sum_1^{\infty} \delta^{k+1} [E_t - E_{t-1}] D_{t+k}$$

우리는 식 (23)을 다음과 같이 다시 정리할 수 있다.

$$(24a) \quad \delta(P_t + D_t) - P_{t-1} = \sum_0^{\infty} [E_t - E_{t-1}] \delta^{k+1} D_{t+k} \quad \text{또는}$$

$$(24b) \quad P_t = (1/\delta) P_{t-1} - D_t + \sum_0^{\infty} [E_t - E_{t-1}] \delta^k D_{t+k} \quad \text{또는}$$

$$(24c) \quad P_t = (1+r) P_{t-1} - D_t + \nabla_t$$

여기에서 $\nabla_t = \sum_0^{\infty} [E_t - E_{t-1}] \delta^k D_{t+k}$ 는 미래의 배당금에 대한 시장참여자의 예측오차 합계를 현재가로 나타낸 것이다. 이러한 예측오차는 전기에 있어서의 미래 배당에 대한 예측과 새로운 정보에 근거한 현 시점에서의 미래 배당에 대한 예측의 차이를 나타낸 것으로서 이는 시장기초요소에 대한 시장참여자의 반응이다. 우리는 식 (24b)로 대표되는 모형을 “정보착오모형(information error model)”이라고 부르기로 한다.

우리가 $\nabla_t = \sum_0^{\infty} [E_t - E_{t-1}] \delta^k D_{t+k}$ 를 거품의 존재를 검증하기 위한 측정치로 사용하는 것은 몇 가지 관점에서 타당성을 갖는다. 첫째, 이러한 가정은 거품이 시장의 기본요소에 관한 새로운 정보에 대한 시장참여자의 과잉반응(또는 과소반응)이라는 견해와 그 맥을

같이한다. 두 번째로, ∇_t 는 시계열적으로 자기상관自己相關되지 않은 serially uncorrelated 확률변수이다. 이는 반복기대의 법칙law of iterated expectations으로부터 쉽게 확인할 수 있다. 셋째, Hamilton-Whiteman과 Diba-Grossman모형에서 도입되고 있는 관찰되지 않는 변수는 사실은 우리 모형에 있어서의 $\nabla_t = \sum_0^\infty [E_t - E_{t-1}] \delta^k D_{t+k}$ 와 같음을 쉽게 확인할 수 있다. 우리의 정보착오모형을 다시 쓰면

$$(25) \quad P_{t+1} = (1/\delta)P_t - E_t D_{t+1} + v_{t+1}$$

여기에서 v_{t+1} 은 $\sum_1^\infty [E_t - E_{t-1}] \delta^k D_{t+k+1}$. 이제 $E_{t+1} D_{t+1} - E_t D_{t+1} = e_{t+1}$ 로 표시하면

$$(26) \quad P_{t+1} + D_{t+1} - (1/\delta)P_t = e_{t+1} + v_{t+1}$$

식 (26)은 Diba-Grossman의 모형과 동일하다(v 를 1이라고 가정할 경우). 여기에서 $\nabla_{t+1} = e_{t+1} + v_{t+1}$ 임을 주목할 필요가 있다. (또는 Diba와 Grossman의 모형에서는 $\nabla_{t+1} = e_{t+1} - \pi_{t+1}$). 이와 같이 우리는 관찰되지 않는, 자의적인 확률변수를 도입할 필요 없이 관찰되는 주가의 변동($P_t + D_t - (1/\delta)P_{t-1}$)으로부터 직접적으로 거품의 측정치를 구할 수 있다. 우리는 이러한 거품 측정으로부터 시장참여자의 주가에 대한 기대지수(가장 낮은 값을 0으로 하여)를 산출해 낼 수 있다. (우리의 정보착오모형은 이론적인 선물가격을 구하는 모형과 매우 흡사하다. 이는 매우 흥미로운 사실로서 추가적인 연구과제가 되고 있다.)

거품의 폭발을 연속적 확률변수 T 로 그리고 T 의 확률밀도함수 probability density function(pdf)를 $f(t)$ 라고 한다면, 주가에 대한 낙관적인 예측 또는 기대가 어떤 특정한 시점(t)까지 존속할 확률($z(t)$)은 다음과 같이 주어진다.

$$(27) \quad z(t) = \Pr(T > t) = \int_t^\infty f(t) dt = 1 - F(t)$$

여기에서 $F(t)$ 는 누적 확률밀도함수cumulative pdf이다. 그러면 거품

이 $T=t$ 로부터 $T=t+\Delta t$ 기간 중에 터지게 될 조건부 확률은

$$(28) \quad \Pr(\text{거품이 } t \text{와 } t+\Delta t \text{ 사이에 폭발함}) / \Pr(\text{거품이 } t \text{ 이전에 폭발하지 않았음})$$

$$= [F(t+\Delta t) - F(t)] / [1 - F(t)]$$

$$= [F(t+\Delta t) - F(t)] / z(t)$$

이제 어떤 특정시점에서 거품이 터질 가능성을 $\theta(t)$ 라고 한다면 이 $\theta(t)$ 를 아주 작은 시간단위(Δt)로 곱할 경우 조건부 확률의 법칙 law of conditional probability에 의해서 그것은 앞의 조건부 확률과 같아야 한다. (우리는 거품이 터질 가능성을 폭발률bursting rate 또는 폭발가능성이라고 부를 것이다. 뒤에서 보는 바와 같이 $\theta(t)$ 는 1보다 클 수 있기 때문에 우리는 그것을 폭발확률이라는 용어 대신에 폭발가능성이라는 용어를 쓰기로 한다.)

$$(29) \quad \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \theta(t) = [F(t+\Delta t) - F(t)] / z(t)$$

식 (29)로부터 $\theta(t)$ 는 다음과 같이 주어진다.

$$(30) \quad \theta(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} [F(t+\Delta t) - F(t)] / \Delta t [1/z(t)]$$

$$= F'(t) / z(t) = f(t) / z(t) = f(t) / [1 - F(t)]$$

따라서 거품의 폭발가능성은

$$(31) \quad \theta(t) = - \frac{z'(t)}{z(t)} = - \frac{d \ln z(t)}{dt}$$

우리는 식 (31)로부터 확률밀도함수(pdf)를 다음과 같이 유도할 수 있다.

$$(32) \quad \ln z(t) = - \int \theta(t) dt + \ln c$$

$$z(t) = ce^{-\int \theta(t) dt}$$

$$F(t) = 1 - ce^{-\int \theta(t) dt}$$

만약 $f(t)$ 가 다음과 같은 와이불 분포Weibull distribution를 보인다고 한다면

$$(33) \quad f(t) = at^{\alpha-1} \exp(-\lambda t^\alpha)$$

거품의 폭발가능성은 다음과 같이 주어진다.

$$(34) \quad \theta(t) = at^{\alpha-1}$$

식 (34)가 시사하는 것처럼 $\theta(t)$ 는 1보다 클 수 있다. 그 이유는 $\theta(t)$ 를 Δt 로 곱한 값이 조건부 확률과 같기 때문이다.

거품의 폭발가능성($\theta(t)$)은 α 의 값에 따라 증가할 수도 있고 감소할 수도 있다. 우리는 세 가지 가능성을 상정할 수 있다.

(1) 만약 α 가 1보다 클 경우, 폭발률은 시간의 흐름과 더불어 증가하며 따라서 거품이 터질 가능성은 커진다.

(2) 만약 α 가 1과 같을 경우 폭발률은 시간의 흐름과 관계없이 일정하며 거품이 터질 가능성도 일정하게 된다.

(3) 만약 α 가 1보다 작을 경우, 폭발률은 시간의 흐름과 더불어 감소하며 따라서 거품이 터질 가능성은 점점 작아진다.

식 (34)는 거품의 폭발가능성이 시장의 기본요소에 의존하지 않기 때문에 그것은 순수한 외생적 거품모형에 해당한다. 우리는 최근 관심을 끌고 있는 내생적 거품의 존재를 검증하기 위하여 식 (34)에 내생적 거품요소를 가미한 다음과 같은 모형을 검증할 것이다.

$$(35a) \quad \theta(t) = at^{\alpha-1} \exp(X' \beta) \\ = \Psi_1(t) \Psi_2(X') : \text{일반 거품모형}$$

$$(35b) \quad \theta(t) = \exp(X' \beta) \\ = \Psi_2(X') \text{ with } \Psi_1(t) = 1 : \text{순수한 내생적 거품 모형}$$

$$(35c) \quad \theta(t) = at^{\alpha-1} \\ = \Psi_1(t) \text{ with } \Psi_2(X') = 1 : \text{순수한 외생적 거품 모형}$$

여기에서 X는 거품에 영향을 미칠 수 있는 변수들의 집합이다. 기업의 현재와 미래의 영업실적에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 포함

하며 이러한 변수들은 다음 장에서 자료를 논할 때 자세히 언급될 것이다.

제5장 실증분석

1. 자 료

우리가 이 연구에서 사용한 자료(월별 자료)는 주가를 측정하는 변수와 주가에 영향을 미칠 수 있는 “경제의 상태state of the economy”에 관한 변수들이다. 먼저 주식시장의 동향을 나타내는 변수들은 종합주가지수(KOSPI), 주가/수익비율(PER), 수익/주가비율(EPS/P) 등을 포함한다. 종합주가지수는 단순주가평균치를 사용하였으며 주가/수익비율은 전종목을 포함하는 비율이다. 우리나라에서 배당금 dividends이 현재의 주가를 반영하는 시장의 기본요소로서 적절한 지표가 될 수 있느냐에 관해서는 논란의 여지가 있다. 잘 알려진 대로 우리나라의 증권거래소 상장기업이나 코스닥(KOSDAQ)의 등록기업들은 배당금을 결정할 때 현재의 시가를 기준으로 하지 않고 액면가를 기준으로 하기 때문에 현재의 주가가 배당금의 미래의 흐름을 반영한다고 보기는 어렵다. 이러한 이유로 배당금보다는 주당 기업 수익earnings per share(EPS)이 현재가모형을 검증하기 위한 보다 적절한 변수가 되는 것으로 보여지며 우리는 나중에 그에 대한 이론적 근거를 논의하게 될 것이다.

경제의 상태를 나타내는 변수(우리는 이들 변수들을 경기관련변수라고 부르기로 한다)들을 할인율discount factor에 관련된 변수와 시장기본요소market fundamentals에 관련된 변수로 구분할 수 있다. 전자에 해당하는 변수들은 단기금리short-term interest rates, 장기금리long-term interest rates, 장단기금리차, 환율exchange rate을, 그리고 후자에 속하는 변수들은 주당 수익(EPS)과 실업률unemployment 및 어음부도율default rate을 포함한다. 우리는 이러한 변수들에 관한 자료들을 한국은행이 발간하는 경제통계연보 등에서 구하였다.

장단기금리차는 때로는 기간 프리미엄term premium이라고 불리는 데, 그것은 앞으로의 경제에 대한 예측을 나타낸다. 잘 발달된 채권 시장에서는 단기금리는 정책금리를 반영하지만 장기금리는 시장참

여자의 경제에 대한 예측 또는 기대expectations를 내포한다. 이자율의 기간구조term structure of interest rates를 설명하는 기대가설expectations theory에 의하면, 장기금리는 미래의 단기금리의 기하평균과 같다. 앞으로 경기가 좋아질 것으로 예상되면 시장참여자는 인플레이션이 상승하고 그에 따라 단기금리도 상승할 것으로 예상하기 때문에 현재의 장기금리도 오르게 된다. 한편 앞으로 경제가 침체될 것으로 예상되면 시장참여자는 인플레이션이 낮아지고 단기금리도 떨어질 것으로 기대하며 그 결과 현재의 장기금리도 하락추세를 보이게 된다. 이와 같이 장단기금리차는 앞으로의 경제실적과 인플레이션에 대한 시장참여자의 예측을 나타내는 종합적인 지표라고 볼 수 있다.

우리는 단기금리를 측정하기 위하여 콜금리를 사용하였다. 그러나 금리가 실질적으로 자율화된 시점이 1988년이었으며 그 이전까지는 콜금리가 시장요인에 의해서 결정되지 않았기 때문에 1988년 이전까지의 단기금리는 자금의 수급에 관한 시장상황을 정확히 반영한다고 보기가 어렵다. (1982년 1월부터 1988년 11월까지의 상업어음에 대한 할인율을 단기금리로 사용하였다. 한국은행 통계연보 등은 1988년 12월부터 1991년 12월까지 월별 콜금리를 발표하지 않고 있기 때문에 우리는 동 기간 중 단기금리는 콜금리의 연평균치에 근거하였다.) 장기금리의 측정으로서 3년 만기 회사채금리를 사용하였다. 자본거래의 자유화가 촉진됨에 따라 환율의 주가에 대한 영향(또는 그 역)이 강해지는 것으로 분석되고 있다. 따라서 주가의 움직임 분석함에 있어서 환율은 무시할 수 없는 변수가 되고 있다. 환율은 월별 평균치인 대미환율을 사용하였다.

이 연구의 주요목적은 우리나라 주가에 거품이 끼어 있는냐를 검증하는 데 있다. 1980년 이후 우리나라 증시에 거품이 존재하였다고 의심되는 시기는 세 번 있었다. 첫번째는 1982년 1월 125.9에 달했던 종합주가지수가 1989년 3월 정점(965.9)에 이르기까지 꾸준히 상승

한 후 1991년 12월에 바닥인 625.1까지 하락한 시기이다. 두 번째는 1992년 1월부터 반등하기 시작한 주가가 1994년 9월 처음으로 네 자리 숫자를 기록한 후 1994년 11월 1110.5를 정점으로 하여 그 이후 하강국면으로 접어든 시기이다. 세 번째 시기는 IMF위기의 여파로 주가가 1998년 9월 312.2까지 곤두박질하였다가 2000년 1월초 네 자리 숫자까지 수직으로 상승한 시기이다. 그러나 세 번째 기간은 샘플 규모가 너무 적어 거품을 검증하기에는 부적절하기 때문에 우리는 금리가 완전히 자율화되기 시작한 1992년 1월부터 최근(2000년 2월)까지의 기간을 대상으로 거품의 존재 여부를 검증하기로 한다. 이와 같이 이 연구는 세 개의 표본을 대상으로 이 시기에 한국 증시에 거품이 존재하였는지의 여부에 초점을 맞춘다: (1) 1982년 1월 - 1989년 3월, (2) 1992년 1월 - 1994년 12월, 그리고 (3) 1992년 1월 - 2000년 2월.

2. 거품의 측정

우리는 먼저 정보착오모형으로부터 시장의 기본요소에 의해서 설명되지 않은 주가의 변동(거품요소)을 측정하였다. 주가가 과대 평가되었느냐 또는 과소 평가되었느냐는 주가의 수준 그 자체만으로는 평가할 수 없으며 그 어떤 기준(주가의 적정수준)에 비해 현재의 주가가 너무 높게 책정되었느냐 아니면 너무 낮게 책정되었느냐를 따져 보아야 한다. 우리의 정보착오모형이 이러한 기준을 제공한다. 현재의 주가가 정보착오모형이 예측하는 수준보다 높으면 그것은 고평가되어 있고 낮으면 저평가되어 있다고 말할 수 있다. 우리는 현재의 주가를 두 부분으로 분리하여 $P_t = -D_t + (1/\delta) P_{t-1}$ 에 의해서 설명되는 부분을 기초주가(fundamental stock price)로, 그리고 정보착오모형이 예상하는 궤도를 벗어나는 부분을 거품요소로 정의한다.

정보착오모형(식 25)이 보여주듯이 이 회귀방정식에 있어서의 잔차 殘差, residuals가 거품요소를 측정한다.

이 연구에서 우리는 시장기본요소로 배당금(D)을 사용하는 대신에 주당 수익(EPS)을 사용하였다. 이는 앞에서 언급되었듯이 한국의 상장기업과 등록기업들은 배당을 실시할 때 현재의 주가를 기준으로 하지 않고 액면가를 기준으로 하기 때문이다. 이와 같이 현재의 주가와 배당금간에는 상호 연관성이 약하다. 배당이 기업수익의 일정비율($D_t = \alpha EPS_t$)이라고 가정할 경우 배당금 대신에 기업수익을 사용하더라도 그 결과에 큰 차이가 없다. 이는 결국 P_t 를 αEPS_t 와 P_{t-1} 에 대해서 회귀분석을 하는 것과 마찬가지로이기 때문이다. (D를 사용할 경우, 그 계수는 1로 고정되지만 EPS를 사용할 경우 그 계수가 1로 고정되지 않는다는 차이만 있다.) 정보착오모형을 추정 한 결과는 <표 1>에 나와 있다.

<표 1a> 기초주가와 거품요소(1982.2 - 1989.4)

시기	주 가	기초주가	거품요소
1982.2	125.5	134.4	- 8.8
3	129.1	133.9	- 4.8
4	123.1	137.7	- 14.6
5	114.2	131.3	- 17.1
6	117.5	122.0	- 4.5
7	121.2	125.4	- 4.2
8	124.1	129.2	- 5.1
9	118.0	132.0	- 14.0
10	118.9	125.8	- 6.9
11	122.2	126.6	- 4.4
12	124.7	130.1	- 5.3
1983.1	119.9	132.6	- 12.7
2	121.4	127.6	- 6.2
3	120.6	129.1	- 8.5
4	125.2	128.4	- 3.2
5	128.0	133.1	- 5.1

<표 1a> 계속

시 기	주 가	기초주가	거품요소
6	1239	135.7	- 11.8
7	1229	131.3	- 8.4
8	122.1	130.3	- 8.2
9	119.0	129.3	- 10.3
10	118.2	126.0	- 7.8
11	119.8	125.0	- 5.2
12	119.5	126.7	- 7.2
1984.1	118.6	126.2	- 7.6
2	129.8	125.4	4.4
3	129.1	137.1	- 8.0
4	133.2	136.5	- 3.3
5	131.7	140.5	- 8.8
6	133.5	138.7	- 5.2
7	133.2	140.6	- 7.4
8	135.1	140.4	- 5.3
9	134.7	142.4	- 7.7
10	132.2	142.1	- 9.9
11	132.9	139.5	- 6.6
12	138.3	140.2	- 1.9
1985.1	140.0	145.8	- 5.7
2	135.7	147.3	- 11.6
3	134.3	142.7	- 8.3
4	136.1	141.1	- 5.0
5	133.2	142.9	- 9.7
6	137.4	139.9	- 2.5
7	135.8	144.2	- 8.4
8	136.5	142.6	- 6.1
9	136.3	143.2	- 6.9
10	140.2	143.2	- 3.0
11	145.3	147.5	- 2.2
12	156.4	153.3	3.1
1986.1	157.5	163.9	- 6.4
2	168.8	165.2	3.6
3	187.8	176.8	11.1
4	206.0	196.1	9.9
5	209.6	214.6	- 5.0

<표 1a> 계속

시 기	주 가	기초주가	거품요소
6	239.3	218.5	20.8
7	260.2	249.0	12
8	268.2	270.2	- 2.0
9	262.0	278.4	- 16.4
10	243.6	272.2	- 28.6
11	257.0	253.6	3.4
12	273.3	266.8	6.5
1987.1	289.1	282.7	6.4
2	320.5	299.1	21.5
3	365.9	332.2	33.7
4	368.7	378.8	- 10.0
5	384.0	381.7	2.3
6	387.3	397.8	- 10.5
7	454.0	401.5	52.5
8	484.0	469.8	14.2
9	481.5	500.6	- 19.1
10	509.4	497.8	11.6
11	477.5	526.3	- 48.8
12	488.7	494.5	- 5.8
1988.1	579.5	506.5	73.0
2	644.6	599.4	45.2
3	624.9	666.0	- 41.1
4	643.5	647.1	- 3.6
5	673.3	666.3	7.0
6	711.0	696.7	14.3
7	696.8	735.5	- 38.7
8	693.4	721.3	- 27.8
9	675.1	717.6	- 42.5
10	713.4	699.2	14.2
11	778.2	738.1	40.1
12	884.3	804.2	80.1
1989.1	884.2	912.8	- 28.6
2	902.2	912.5	- 10.3
3	965.9	930.5	35.4
4	959.1	995.5	- 36.4

<표 1b> 기초주가와 거품요소(1992.1 - 1994.12)

시 기	주 가	기초주가	거품요소
1992.1	639.8	702.7	- 62.9
2	651.3	697.2	- 45.9
3	615.8	681.0	- 65.2
4	588.4	644.9	- 56.5
5	589.3	631.8	- 42.5
6	564.5	645.9	- 81.4
7	523.0	636.0	- 112.0
8	496.3	611.4	- 115.1
9	537.1	595.2	- 58.1
10	544.9	626.9	- 82.0
11	645.1	668.8	- 23.7
12	650.3	736.8	- 86.5
1993.1	696.3	722.8	- 26.5
2	668.8	736.6	- 67.8
3	645.9	721.4	- 75.5
4	713.5	715.3	- 1.8
5	719.8	753.2	- 33.4
6	760.4	749.5	10.9
7	752.0	767.1	- 15.1
8	708.5	765.9	- 57.4
9	692.5	739.8	- 47.3
10	733.0	718.0	15.0
11	798.4	734.0	64.4
12	848.8	782.4	66.4
1994.1	890.4	824.1	66.3
2	933.3	876.4	56.9
3	889.2	897.0	- 7.8
4	884.0	875.1	8.9
5	942.3	891.6	50.8
6	926.7	914.2	12.5
7	944.7	896.5	48.2
8	938.9	913.3	25.6
9	1002.4	932.8	69.6
10	1085.3	959.5	125.9
11	1110.5	999.2	111.3
12	1040.7	997.3	43.4

<표 1c> 기초주가와 거품요소(1992.1 - 2000.2)

시 기	주 가	기초주가	거품요소
1992.1	639.8	691.6	- 51.8
2	651.3	690.1	- 38.8
3	615.8	679.2	- 63.4
4	588.4	643.0	- 54.6
5	589.3	627.0	- 37.7
6	564.5	638.6	- 74.1
7	523.0	625.0	- 102.0
8	496.3	597.6	- 101.3
9	537.1	579.3	- 42.2
10	544.9	613.0	- 68.1
11	645.1	648.4	- 3.3
12	650.3	723.2	- 72.9
1993.1	696.3	712.9	- 16.6
2	668.8	733.0	- 64.2
3	645.9	715.4	- 69.4
4	713.5	706.0	7.5
5	719.8	749.9	- 30.1
6	760.4	748.1	12.3
7	752.0	770.3	- 18.3
8	708.5	767.7	- 59.2
9	692.5	738.1	- 45.6
10	733.0	717.2	15.8
11	798.4	738.2	60.3
12	848.8	790.2	58.6
1994.1	890.4	833.9	56.5
2	933.3	884.4	48.9
3	889.2	909.5	- 20.3
4	884.0	883.1	0.9
5	942.3	895.4	47.0
6	926.7	925.2	1.5
7	944.7	907.8	36.9
8	938.9	924.9	14.0
9	1002.4	939.6	62.8
10	1085.3	973.6	111.7
11	1110.5	1022.1	88.4
12	1040.7	1025.5	15.2

<표 1c> 계속

시 기	주 가	기초주가	거품요소
1995.1	965.3	958.5	6.8
2	929.7	900.6	29.1
3	942.4	886.6	55.8
4	902.7	908.6	- 5.9
5	884.2	894.8	- 10.6
6	884.3	876.9	7.4
7	945.7	881.4	64.3
8	916.9	932.1	- 15.2
9	971.2	915.5	55.7
10	999.0	954.8	44.2
11	957.3	973.5	- 16.2
12	918.1	938.3	- 20.2
1996.1	866.1	907.1	- 41.0
2	874.8	869.1	5.7
3	857.4	875.6	- 18.2
4	920.2	855.3	64.9
5	942.6	883.5	59.1
6	867.7	890.5	- 22.8
7	832.2	828.5	3.7
8	805.4	795.6	9.8
9	783.4	768.7	14.7
10	806.7	744.6	62.1
11	740.9	765.2	- 24.3
12	690.6	708.4	- 17.8
1997.1	669.6	681.8	- 12.2
2	698.1	657.6	40.5
3	656.7	668.0	- 11.3
4	694.3	629.4	64.9
5	713.1	655.8	57.3
6	765.2	679.2	86.0
7	752.3	716.0	36.3
8	740.5	702.7	37.8
9	676.5	689.1	- 12.6
10	584.1	636.9	- 52.8
11	494.1	566.7	- 72.6
12	390.3	516.5	- 126.2

<표 1c> 계속

시 기	주 가	기초주가	거품요소
1998.1	475.2	451.6	236
2	525.2	512.2	130
3	523.0	547.8	- 24.8
4	444.2	525.6	- 81.3
5	356.3	470.4	- 114.1
6	313.3	402.4	- 89.1
7	327.8	370.7	- 42.9
8	312.8	373.8	- 61.0
9	312.2	358.6	- 46.4
10	358.8	363.8	- 5.0
11	429.2	407.9	21.3
12	524.7	462.8	61.9
1999.1	597.6	530.5	67.1
2	533.0	577.6	- 44.6
3	586.2	533.4	52.8
4	721.1	599.9	121.3
5	745.4	763.3	- 17.9
6	841.4	783.4	58.0
7	971.4	875.3	96.7
8	933.1	985.7	- 52.6
9	926.9	970.5	- 43.6
10	828.6	964.7	- 136.1
11	950.1	908.4	46.7
12	984.5	993.7	- 9.2
2000.1	952.5	1027.1	- 74.6
2	902.7	979.7	- 77.0

3. 단위근 테스트

시계열 자료를 분석할 때 시계열 변수가 정상상태의 특성을 갖는가를 확인하는 것이 중요하다. 만약 어떤 변수가 정상상태에 있지 않을 경우 그를 기초로 한 회귀분석은 의사회귀(spurious regression)의 오류를 범할 수 있다. 정상상태는 몇 가지 다른 의미로 정의될 수 있

지만, 일반적으로 널리 사용되고 있는 정의는 “공분산 정상상태 covariance stationarity”이다. 어떤 변수가 이러한 의미에서 정상상태에 있다는 것은 그것이 단위근 unit roots을 내포하고 있지 않다는 것을 의미한다. 흔히 시계열분석에서 이러한 특성은 I(0)integrated of order zero로 특징지어진다. 따라서 어떤 변수가 정상상태에 있느냐를 검증하는 것은 곧바로 그러한 변수가 단위근을 포함하고 있느냐를 검증하는 것과 동일하다.

단위근을 검증하는 방법으로서 몇 가지 테스트가 있다. 가장 대표적인 것으로서 (1) Dickey-Fuller(DF) 테스트 및 확장된 Dickey-Fuller(Augmented DF) 테스트와 (2) Phillips-Perron(PP) 테스트를 들 수 있다. Phillips와 Perron(1987, 1988)이 보다 일반화된 단위근 검증방법을 개발하기 전에는 Dickey-Fuller 테스트가 널리 사용되었다. 그러나 Dickey-Fuller 테스트는 몇 가지 약점을 지니고 있는 것으로 알려져 있다. 무엇보다도 Dickey-Fuller 테스트 결과는 오차항의 자기상관自己相關, autocorrelation 과 이분산성異分散性, heteroskedasticity에 의해서 영향을 받을 수 있다. Phillips-Perron 테스트는 오차가 시계열적으로 상관되어 있고serially dependent, 이분산적으로 분포되었다는 것을 인정하는 보다 일반적인 단위근 검증방법이다. Phillips-Perron 테스트는 다음과 같은 세 가지 형태의 단위근을 검증한다.

- (a) $y_t = \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t$
- (b) $y_t = \hat{\mu}^* + \hat{\alpha}^* y_{t-1} + \hat{u}_t^*$
- (c) $y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta} (t - T/2) + \hat{\alpha} y_{t-1} + u_t$

이러한 단위근 테스트를 위한 Phillips-Perron 통계량은 다음과 같다.

$Z(t_{\hat{\alpha}})$ for $H_0 : \hat{\alpha} = 1$ in (a)
 $Z(t_{\hat{\alpha}^*})$ for $H_0 : \hat{\alpha}^* = 1$ in (b)
 $Z(t_{\hat{\alpha}})$ for $H_0 : \hat{\alpha} = 1$ in (c)

$Z(\hat{\alpha})$ for $H_0 : \alpha^* = 0$ and $\alpha^* = 1$ in (b)

$Z(\hat{\beta})$ for $H_0 : \beta = 0, \beta = 0$ and $\alpha = 1$ in (c)

$Z(\hat{\alpha})$ for $H_0 : \beta = 0$ and $\alpha = 1$ in (c)

우리는 여기에서 보다 보편적인 단위근 생성과정인 (b)와 (c)를 대상으로 한다. $Z(\hat{\alpha})$ 테스트는 단위근의 귀무가설과 함께 다른 가설을 합동으로 검증하기 때문에 이는 이 연구의 고려대상이 되지 않으며 여기에서 우리가 사용하는 통계량은 $Z(\hat{\alpha}_0)$ 와 $Z(\hat{\alpha}_1)$ 이다. 우리는 Phillips-Perron 테스트와 함께 “확장된” Dickey-Fuller(ADF) 테스트를 사용하여 이 연구에서 사용되는 변수들이 단위근을 내포하고 있는가를 검증하였다. 그 결과는 <표 2>에 요약되어 있다.

<표 2a> 단위근 테스트 결과(1982.1 - 1989.4)

변 수	Phillips-Perron 테스트		Dickey-Fuller 테스트	
	$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$	$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$	$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$	$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$
(1) 주가	t for $\alpha = 3.86$	t for $\alpha = -0.45$	t for $\alpha = 2.97$	t for $\alpha = 0.21$
(2) PER	t for $\alpha = 0.61$	t for $\alpha = -2.08$	t for $\alpha = 0.84$	t for $\alpha = -1.69$
(3) 주당 수익	t for $\alpha = 0.16$	t for $\alpha = -1.15$	t for $\alpha = -1.33$	t for $\alpha = -1.61$
(4) 거품	t for $\alpha = -7.75^*$	t for $\alpha = -9.03^*$	t for $\alpha = -1.82$	t for $\alpha = -2.60$
(5) 단기 금리	t for $\alpha = -6.10^*$	t for $\alpha = -6.62^*$	t for $\alpha = -6.57^*$	t for $\alpha = -7.76$
(6) 장기 금리	t for $\alpha = -5.79^*$	t for $\alpha = -5.30^*$	t for $\alpha = -3.44^*$	t for $\alpha = -3.37$
(7) 장단기 금리차	t for $\alpha = -3.16^*$	t for $\alpha = -3.15$	t for $\alpha = -15.4^*$	t for $\alpha = -3.09$
(8) 환율	t for $\alpha = -0.62$	t for $\alpha = 0.35$	t for $\alpha = -2.15$	t for $\alpha = -1.52$
(9) 실업률	t for $\alpha = -2.87^*$	t for $\alpha = -3.01$	t for $\alpha = -0.49$	t for $\alpha = -2.02$
(10) 어음 부도율	t for $\alpha = -3.50^*$	t for $\alpha = -4.58^*$	t for $\alpha = -2.74$	t for $\alpha = -3.48^*$

주 : 1) *는 5% 수준에서 유의함.

2) Critical value(5%) : (1) Phillips-Perron 테스트 : -2.86 for $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$; -3.41 for $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$ (2) Dickey-Fuller 테스트 : -2.89 for $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$; -3.45 for $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t$

<표 2b> 단위근 테스트 결과(1992.1 - 1994.12)

변 수	Phillips-Perron 테스트		Dickey-Fuller 테스트	
	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$
(1) 증가	t for $\alpha = -0.01$	t for $\alpha = -2.88$	t for $\alpha = 0.09$	t for $\alpha = -2.85$
(2) PER	t for $\alpha = 0.21$	t for $\alpha = -1.92$	t for $\alpha = 0.35$	t for $\alpha = -2.53$
(3) 주당 수익	t for $\alpha = -2.65$	t for $\alpha = -2.73$	t for $\alpha = -2.38$	t for $\alpha = -2.44$
(4) 가품	t for $\alpha = -1.76$	t for $\alpha = -3.82^*$	t for $\alpha = -0.32$	t for $\alpha = -3.57^*$
(5) 단기 금리	t for $\alpha = -2.40$	t for $\alpha = -2.26$	t for $\alpha = -2.36$	t for $\alpha = -2.18$
(6) 장기 금리	t for $\alpha = -2.32$	t for $\alpha = -1.09$	t for $\alpha = -2.39$	t for $\alpha = -0.95$
(7) 장단기 금리차	t for $\alpha = -3.24^*$	t for $\alpha = -3.54^*$	t for $\alpha = -3.24^*$	t for $\alpha = -3.50^*$
(8) 환율	t for $\alpha = -3.33^*$	t for $\alpha = -0.56$	t for $\alpha = -1.93$	t for $\alpha = -0.28$
(9) 실업률	t for $\alpha = -1.93$	t for $\alpha = -1.98$	t for $\alpha = -3.12^*$	t for $\alpha = -3.04$
(10) 어음 부도율	t for $\alpha = -1.87$	t for $\alpha = -2.79$	t for $\alpha = -1.97$	t for $\alpha = -2.83$

<표 2c> 단위근 테스트 결과(1992.1 - 2000.2)

변 수	Phillips-Perron 테스트		Dickey-Fuller 테스트	
	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$	$y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$
(1) 증가	t for $\alpha = -1.37$	t for $\alpha = -1.33$	t for $\alpha = -1.67$	t for $\alpha = -1.65$
(2) PER	t for $\alpha = -2.30$	t for $\alpha = -2.21$	t for $\alpha = -2.54$	t for $\alpha = -2.47$
(3) 주당 수익	t for $\alpha = -0.86$	t for $\alpha = -0.26$	t for $\alpha = -1.27$	t for $\alpha = -0.86$
(4) 가품	t for $\alpha = -5.59^*$	t for $\alpha = -5.56^*$	t for $\alpha = -3.61^*$	t for $\alpha = -3.55^*$
(5) 단기 금리	t for $\alpha = -1.97$	t for $\alpha = -2.24$	t for $\alpha = -1.54$	t for $\alpha = -1.77$
(6) 장기 금리	t for $\alpha = -2.76$	t for $\alpha = -2.87$	t for $\alpha = -2.77$	t for $\alpha = -2.92$
(7) 장단기 금리차	t for $\alpha = -2.57$	t for $\alpha = -2.64$	t for $\alpha = -0.74$	t for $\alpha = -0.81$
(8) 환율	t for $\alpha = -1.57$	t for $\alpha = -2.37$	t for $\alpha = -1.39$	t for $\alpha = -2.26$
(9) 실업률	t for $\alpha = -1.27$	t for $\alpha = -2.01$	t for $\alpha = -0.84$	t for $\alpha = -1.73$
(10) 어음 부도율	t for $\alpha = -4.84^*$	t for $\alpha = -5.79^*$	t for $\alpha = -2.27$	t for $\alpha = -3.25$

검증결과를 보면 두 테스트간에 상당한 차이가 존재함을 발견할 수 있다. 이를 요약하면 Phillips-Perron 테스트가 5%의 유의수준에서 보다 광범위하게 “단위근이 존재한다”는 귀무가설을 기각한 반면 ADF 테스트는 5%의 유의수준에서 대부분의 변수들이 단위근을 갖고 있음을 보여준다. 앞에서 언급되었듯이, Dickey-Fuller 테스트는 몇 가지 문제점을 가지고 있기 때문에 이 연구에서 우리는 Phillips-Perron 테스트의 결론을 따르기로 한다. 또한 단위근 생성과정 (b) ($y_t = \alpha^* + \alpha^* y_{t-1} + u_t^*$)는 일부 변수에 있어서 잘 정의되지 않고 있기 때문에 우리는 생성과정 (c)를 기준으로 단위근 존재 여부를 검증하기로 한다.

<표 2>에서 알 수 있는 바와 같이 단위근 테스트는 표본에 따라 약간 다른 결과를 보여준다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

샘플 I(1982.1 - 1989.4)

- (1) 정상상태인 변수들 : 거품요소(BB), 단기금리, 장기금리, 어음부도율
- (2) 비정상상태 변수들 : 주가, PER, EPS, 장단기금리차, 환율, 실업률

샘플 II(1992.1 - 1994.12)

- (1) 정상상태인 변수들 : 거품요소, 장단기금리차
- (2) 비정상상태 변수들 : 주가, PER, EPS, 단기금리, 장기금리, 환율, 실업률, 어음부도율

샘플 III(1992.1 - 2000.2)

- (1) 정상상태인 변수들 : 거품요소, 어음부도율
- (2) 비정상상태 변수들 : 주가, PER, EPS, 단기금리, 장기금리, 장단기금리차, 환율, 실업률

1982년 1월부터 1989년 4월까지의 기간(샘플 I) 중 단기금리와 장기금리가 단위근을 포함하지 않은 것으로 나타난 것은 약간 의외의 결과로 보인다. 왜냐하면 선진 경제에서의 금리는 단위근을 내포하

고 있는 것으로 분석되고 있기 때문이다. 이러한 결과는 우리나라의 금리정책과 관련이 있는 것으로 보인다. 이 기간은 우리나라의 시장금리가 자율화되기 이전의 기간으로서 시장금리와 정책금리가 자원의 효율적 배분을 제대로 반영하지 못했을 가능성이 높으며 그 결과 금리구조가 왜곡되었을 가능성이 있다.

단위근을 내포하고 있는 변수들은 비정상상태 변수들이기 때문에 회귀분석을 행할 때 이들 변수들을 단위근을 갖고 있지 않은 변수들과 동일하게 취급할 수 없다. 이들 변수들을 정상상태로 전환하지 않고 회귀분석을 할 경우 그것은 사과와 오렌지를 서로 비교하는 것과 마찬가지로의 결과를 가져올 수 있다. 회귀분석에서 이러한 위험은 “의사회귀(spurious regression)”로 알려져 있음은 앞에서 살펴본 바와 같다. 우리는 단위근을 내포하고 있는 변수들을 정상상태로 만들기 위하여 이들 변수들의 1차 차분(first differences)을 설명변수로 사용하였다. Phillips-Perron의 단위근 테스트는 1차 차분된 이들 변수들(ΔEPS , ΔSR , ΔLR , ΔEX , ΔU , ΔDR)이 모두 정상상태임을 보여주고 있다.

4. 거품 테스트

주가의 거품은 그것이 폭발할 가능성이 있을 때에 한하여 거품의 실체를 확인할 수 있으며 설사 거품처럼 보일지라도 그것이 폭발할 가능성이 없을 때에는 거품으로서의 문제가 되지 않는다. 다시 말해서 거품이 존재하느냐에 대한 판단기준은 거품이 폭발할 가능성이 있느냐에 의존한다. 헤저드모형에서 살펴보았듯이 헤저드모형에서의 α 계수가 1보다 클 때에 한하여 거품의 폭발가능성이 증가한다. 우리는 이 연구에서 순수한 외생적 거품과 함께 거품이 시장의 기본 요소에도 의존하는지를 검증하기 위하여 내생적 거품모형을 검증하

였다. 해저드모형이 비선형함수이기 때문에 이를 추정하기 위하여 비선형 2단계 최소자승추정방법nonlinear 2 stage least squares method을 사용하였다.

1) 순수한 외생적 거품

순수한 외생적 거품은 현재와 미래의 경제(또는 경영)실적이 아니라 시장참여자들의 집단심리, 기분 또는 충동에 의해서 유발되는 거품이다. 이는 해저드모형(식 35c)에서의 계수 α 가 1보다 크고 그것이 통계적으로 유의하면 거품이 시장의 기본요소와 관계없는 외부적인 요인에 의해서 유발되고 터질 가능성이 있다고 결론지을 수 있다.

$$\text{외생적 거품모형} : BB_t = \alpha t^{\alpha-1}$$

<표 3> 외생적 거품모형의 테스트 결과

모 형	1982.1 - 1989.4	1992.1 - 1994.12	1992.1 - 2000.2
$BB_t = \alpha t^{\alpha-1}$	$\alpha = 0.994$ (t = 97.09)	$\alpha = 0.997$ (t = 40.788)	$\alpha = 0.999$ (t = 105.15)

위의 실증결과로부터 알 수 있는 바와 같이 α 의 계수가 세 기간 모두 1에 미치지 못하고 있다. 이는 바로 거품이 시장참여자의 집단 심리 또는 충동에 의해 폭발적 거품으로 발전될 가능성이 없다는 것을 말해주는 것으로서 이는 설사 주가가 과대 평가 또는 과소 평가 되어 있는 것처럼 보이더라도 그러한 증시의 과열이 외생적 요인(기분이나 집단심리)에 의해서 유발될 가능성은 희박하다는 것을 의미한다.

2) 내생적 거품

우리는 거품이 시장의 기본요소에 의해서 유발되는가를 알아보기 위하여 주가에 영향을 미치는 시장기본요소의 모든 가능한 집합들을 헤저드모형에 포함시켰다. 이들 변수들은 주당 수익(EPS), 단기

<표 4> 내생적 거품모형의 테스트 결과

모형	1982.1 - 1989.4	1992.1 - 1994.12	1992.1 - 2000.2
$BB_t = \alpha t^{\beta-1} \exp(\beta SR_t)$	$\alpha = 1.082$ (t = 20.345) $\beta = -3.826$ (t = -1.668)	$\alpha = 0.998$ (t = 41.043) $\beta = 7.175$ (t = 0.805)	$\alpha = 0.999$ (t = 104.89) $\beta = -0.408$ (t = -0.131)
$BB_t = \alpha t^{\beta-1} \exp(\beta LR_t)$	$\alpha = 0.994$ (t = 96.591) $\beta = -4.727$ (t = -0.670)	$\alpha = 1.001$ (t = 42.875) $\beta = 20.688$ (t = 1.272)	$\alpha = 0.998$ (t = 104.73) $\beta = -4.079$ (t = -0.993)
$BB_t = \alpha t^{\beta-1} \exp(\beta DR_t)$	$\alpha = 1.057$ (t = 46.740) $\beta = -9.190$ (t = -2.810)	$\alpha = 1.025$ (t = 48.030) $\beta = -14.159$ (t = -1.775)	$\alpha = 0.999$ (t = 106.45) $\beta = -6.196$ (t = -1.636)
$BB_t = \alpha t^{\beta-1} \exp(\beta_1 DR_t + \beta_2 SR_t)$	$\alpha = 1.260$ (t = 17.049) $\beta_1 = -46.185$ (t = -3.617) $\beta_2 = -11.794$ (t = -3.607)	$\alpha = 1.029$ (t = 33.582) $\beta_1 = -15.129$ (t = -1.327) $\beta_2 = -2.907$ (t = -0.271)	$\alpha = 0.999$ (t = 105.53) $\beta_1 = -7.883$ (t = -1.580) $\beta_2 = -2.797$ (t = -0.660)
$BB_t = \alpha t^{\beta-1} \exp(\beta_1 DR_t + \beta_2 LR_t)$	$\alpha = 1.172$ (t = 22.001) $\beta_1 = -25.520$ (t = -2.505) $\beta_2 = -6.045$ (t = -3.313)	$\alpha = 1.031$ (t = 15.885) $\beta_1 = -19.810$ (t = -0.797) $\beta_2 = 20.016$ (t = 0.395)	$\alpha = 0.999$ (t = 105.53) $\beta_1 = -5.085$ (t = -1.287) $\beta_2 = -2.797$ (t = 0.660)

금리(SR), 장기금리(LR), 장단기금리차(DR), 환율(EX), 실업률(U), 어음부도율(DF) 등이다. 이들 변수들 가운데 거품(모든 표본에서 정상상태), 장단기금리차(표본 II에서 정상상태), 어음부도율(표본 I과 III에서 정상상태)을 제외하고는 모든 변수들이 단위근을 내포하고 있어 이를 제거하기 위하여 1차 차분을 취하였다. 이제 정상상태 변수로 전환된 변수들을 사용하여 세 개의 표본기간 중 한국 증시에 거품이 존재하였는가를 해저드모형을 사용하여 검증하였다. 내생적 거품모형의 추정결과는 <표 4>에 나와 있다.

$$\text{내생적 거품모형 : } BB_t = \alpha t^{\alpha-1} \exp(X' \beta)$$

우리의 실증분석은 몇 가지 재미있는 결과를 보여준다. 첫째, 내생적 거품이 1982년 1월부터 1989년 4월까지의 기간(표본 I)동안 존재한 것이 확인된 점이다. 내생적 거품은 주가가 시장기본요소에 관한 정보에 지나치게 민감한 반응을 보인 경우이다. 이 기간동안 시장참여자들은 단기금리, 장기금리 및 장단기금리차의 변동에 민감한 반응을 보인 것으로 나타났다. 단기금리(콜금리)는 중앙은행에 의해서 조정되는 정책금리인 반면 장기금리(3년 만기 회사채)는 시장의 요인, 즉 시장에서 자금의 수요와 공급에 의해서 결정되는 시장금리이다. 우리는 시장참여자들이 단기금리나 장기금리의 움직임에 따라 그들의 포트폴리오 구성을 재조정할 때 그들은 반드시 경제의 장래전망(즉 장단기금리차)도 함께 고려한다는 점을 주목할 필요가 있다. 이러한 사실은 단기금리나 장기금리만이 해저드모형의 설명변수로 포함될 경우 이들 변수의 계수들은 5% 수준에서 유의하지 않았지만 장단기금리차도 함께 설명변수로 포함될 경우 모든 변수의 계수들은 5% 수준에서 유의하였다. 장단기금리차는 경제의 장래에 대한 종합적인 예측치이다. 즉 그것은 앞으로 경제가 좋아질 것인가 나빠질 것인가, 인플레이션압력이 높아질 것인가 낮아질 것인가 등 장래의 경제에 대한 시장참여자의 예측을 종합하는 지표이다. 주가의 거품요소가 이러한 변수에 민감한 반응을 보인다는 것은 당

연히 예상되는 결과라고 볼 수 있다.

또한 해저드모형에서의 계수들은 모두 올바른 부호를 갖고 있는 것으로 나타났다. 먼저 금리의 계수는 모두 음의 부호를 가지고 있다. 이는 금리가 상승하면 미래의 주가에 대한 기대는 점점 낮아진다는 것을 의미한다. 또한 장단기금리차의 계수도 음의 부호를 가지고 있다. 이는 바로 장기금리와 단기금리의 차이가 벌어지면 거품 프리미엄이 작아진다는 것을 의미한다. 장단기금리차가 벌어진다는 것은 인플레이션의 압력이 높아진다는 것을 의미하며 그에 따라 시장참여자는 앞으로 금리가 인상될 가능성도 높아질 것으로 예상할 것이다.

금리와 장단기금리차 이외의 변수들, 즉 환율, 주당 수익(EPS), 실업률, 어음부도율 등은 주가의 과도한 변동(거품부분)을 설명하지 못하는 것으로 나타났다. 시장참여자들이 환율, 주당 수익, 실업률 등에 과도한 반응을 보이지 않는 것은 의외인 것처럼 보인다. 특히 경제의 국제화가 가속화됨에 따라 환율과 주가의 움직임도 점점 밀접한 관계를 갖는 것으로 알려지고 있다. 그러나 조사대상 기간 중 주가의 고평가 또는 저평가는 환율의 변동에 의해서 크게 영향을 받지 않은 것으로 나타났다.

이제 우리의 관심은 금리와 장단기금리차에 대한 시장참여자의 민감한 반응이 폭발적인 거품으로까지 발전하였는가 하는 점이다. 폭발적 거품의 존재는 α 계수가 1보다 큰 경우이다. 시장기본요소들을 포함한 내생적 거품모형에서 거품의 폭발가능성을 측정하는 α 계수는 첫번째 표본(1982.1 - 1989.4)에서만 1보다 큰 것으로 나타났으며 나머지 두 개의 표본(1992.1 - 1994.12, 1992.1 - 2000.2)에서는 거의 1에 가깝던지(1992.1 - 1994.12) 아니면 1보다 작은 것(1992.1 - 2000.2)으로 나타났다. 먼저 첫번째 표본에서 α 계수는 1.244로 1을 크게 상회하였으며 또한 5%의 유의수준에서 유의하였다. 이는 1982년 1월부터 1989년 4월의 기간동안 내생적 거품이 존재하였으며 이

기간 중 시장참여자들은 금리와 장단기금리차의 변동에 과도한 반응을 보였다는 것을 의미한다. 한편 나머지 두 개의 표본기간 중 거품 프리미엄이 시장기본요소, 즉 금리와 장단기금리차에 의해서 유발되었다는 증거는 발견되지 않았다. 즉 이들 변수들의 계수는 모두 5%의 수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다.

우리는 한국 주식시장에서의 거품과 관련하여 다음과 같이 결론 지을 수 있다. 우리나라의 주식시장에서 거품이 집단심리 또는 충동과 같은 외부적인 요인에 의해서 촉발되었다는 증거는 없다. 그러나 시장참여자들은 시장금리와 미래의 경제전망에 대한 새로운 정보에 민감한 반응을 보이는 것으로 나타났으며 1982년 1월부터 1989년 4월까지의 기간동안 이러한 반응이 주가를 폭발적인 거품으로까지 몰고갔다.

5. 공적분 테스트

여기에서는 주가가 경기관련변수들과 공적분(cointegration)의 관계에 있는가를 분석한다. 어떤 변수들이 공적분의 관계에 있다는 것은 그들 변수들이 비록 비정상상태에 있지만 이들 변수들이 결합될 경우 변수들의 결합 그 자체는 정상상태에 이를 수 있으며 이 경우 이들 변수들이 공적분의 관계에 있다고 말한다. 그 경제적 의미는 같은 차분의 비정상상태(예를 들어 이들이 d 차 차분하여야 정상상태에 이른다(integrated of order d 고 가정하자)에 있는 경제변수들이 어떤 공통추세(共通趨勢, common trend)에 의해서 같이 움직이는 경향이 있을 때 이들 변수들이 결합될 경우 비정상상태의 요소들이 상쇄되어 정상상태에 도달할 수 있다는 것이다. 이와 같이 변수 X 와 Y 가 공적분의 관계에 있다는 것은 곧 그들이 장기적인 균형관계(long-run equilibrium)에 있다는 것을 의미하게 된다.

공적분을 검증하는 데에는 Engle-Granger의 잔향근거 테스트 residual-based tests와 Johansen-Juselius의 최우도 테스트 maximum likelihood tests가 광범위하게 사용되고 있다. Engle-Granger의 테스트는 다시 단순 Engle-Granger 테스트(EG)와 “확장된” Engle-Granger 테스트 Augmented Engle-Granger(AEG) tests가 있다. Engle-Granger 테스트는 비정상상태에 있는 변수들간의 공적분 회귀방정식 cointegrating regression equation으로부터 잔향을 구하여 잔향이 단위근을 포함하고 있는지를 Dickey-Fuller 테스트를 사용하여 조사함으로써 공적분 여부를 검증하는 방법이다. 만약 잔향이 단위근을 내포하고 있으면 이는 변수들간의 결합이 아직도 정상상태에 있지 않다는 것을 의미하는 것으로서 그들 변수들이 공적분 共積分의 관계에 있지 않다는 증거가 된다. 만약 잔향이 단위근을 포함하고 있지 않으면 변수들의 결합이 바로 정상상태(I(0))에 있다는 것을 의미하기 때문에 변수들간의 공적분관계를 확인하는 증거가 된다. 이러한 Engle-Granger의 방법은 각 변수들의 수준 level of variables을 이용하지 않음으로써 각 변수들이 갖고 있는 중요한 정보를 충분히 활용하지 못한다는 비판을 받고 있다.

한편 Johansen의 방법은 각 변수들의 수준을 공적분 회귀방정식에 포함시킴으로써 Engle-Granger 테스트가 갖는 약점을 극복하지만 Johansen 테스트의 결과는 각 변수들의 지연항 lag term을 어떻게 결정하느냐에 따라 테스트의 결과가 크게 달라질 수 있다는 약점을 가지고 있다. 이 연구에서는 Johansen 테스트의 이러한 결함 때문에 “확장된” Engle-Granger 테스트를 사용하기로 한다.

1) Diba-Grossman가설 및 윤기향가설 검증

자산시장의 효율성 market efficiency과 공적분의 관계에 관해서는 서로 상이한 두 개의 정리가 있다. 하나는 Granger 정리 Granger Theo-

rem인데 이는 만약 자산시장이 효율적이라고 한다면, 어떤 상이한 두 개의 자산의 가격은 서로 공적분될 수 없다는 제안이다. 만약 자산 X와 자산 Y의 가격이 선형적 공적분(linear cointegration)의 관계에 있다고 한다면 이는 이들 두 자산의 가격이 장기적인 균형관계를 유지한다는 것을 의미하는 것이기 때문에 결국 한 자산의 가격의 움직임을 보고 다른 자산의 가격을 예측하는 것이 가능하게 되어 효율성 가설에 배치되기 때문이다(윤기향(1996) 참조).

그러나 Diba와 Grossman(1988a), 그리고 윤기향(1996)은 주식시장이 효율적일 경우 주가와 시장기초요소간에 일정한 비선형적 공적분관계(nonlinear cointegration)가 존재함을 증명하였다. 따라서 이와 같은 비선형적 공적분관계가 존재할 경우 이는 오히려 자산시장의 효율성과 부합된다고 볼 수 있다.

먼저 Diba와 Grossman(1988a)은 오직 시장참여자만 관찰하고 분석자에게는 관찰되지 않는 변수를 도입하여 주가와 시장기초요소간에 다음과 같은 공적분관계를 유도하였다.

$$P_{t+1} + \gamma D_{t+1} - (1/\delta)P_t = e_{t+1} - \eta_{t+1}$$

Diba와 Grossman은 왼쪽항의 변수들이 서로 공적분의 관계에 있으면 거품이 존재하지 않는다는 제안을 하였다. 그러나 윤기향(1996)은 시장참여자만 관찰하는 인위적인 변수를 도입하지 않고 현재가모형으로부터 다음과 같은 기초주가에 관한 공적분관계를 유도하였다.

$$P_{t+1} = (1/\delta)P_t - E_t D_{t+1} + v_{t+1}$$

여기에서 v_{t+1} 은 미래의 시장기초요소(배당금이나 주당 수익)에 대한 시장참여자의 예측오차 합계를 현재가로 평가한 것이다. 이와 같이 정보착오모형에서는 $P_{t+1} + E_t D_{t+1} - (1/\delta)P_t$ 가 공적분의 관계에 있으면 결국 거품요소가 정상상태에 있다는 것을 의미하기 때문에 폭발적 거품이 존재하지 않는다는 증거가 된다. 우리는 배당금이 주당

수익(EPS)에 대한 일정한 비율이 된다는 가정하에 다음과 같은 공적분방정식을 추정하고 이를 Phillips-Perron 테스트에 근거한 “확장된” Engle-Granger(AEG) 테스트를 사용하여 비선형적 공적분을 검증하였다.

$$P_{t+1} + \theta \text{EPS}_{t+1} - (1/\delta) P_t = \alpha_{t+1}$$

테스트 결과는 다음과 같다.

표본 I

(1) $y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 7.75, critical t value(5%) = - 2.86

(2) $y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 9.03, critical t value(5%) = - 3.41

표본 II

(1) $y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 1.76, critical t value(5%) = - 2.86

(2) $y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 3.82, critical t value(5%) = - 3.41

표본 III

(1) $y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 5.59, critical t value(5%) = - 2.86

(2) $y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + u_t$

t통계량 = - 5.56, critical t value(5%) = - 3.41

이와 같이 주가와 시장기초요소간에 비선형적 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 5%의 유의수준에서 모든 표본에서 기각되었다(귀무가설은 1% 수준에서도 기각되었으며 오직 예외는 표본 II에서 추세항(t)이 없는 단위근 생성과정에서만 발견됨). 이는 바로 주식시장에 폭발적 거품이 존재하지 않는다는 간접적인 증거가 된

다. (이러한 결과는 앞의 헤저드모형에서 표본 II와 표본 III에 있어서 폭발적 거품이 존재하지 않았다는 결론과 부합되지만 표본 I에서는 내생적 거품이 존재한다는 결론과는 어긋난다. 그러나 우리는 공적분에 근거한 거품의 검증은 간접적인 테스트이기 때문에 그 결과가 의미하는 것을 명확히 이해할 필요가 있다.)

2) Granger가설 검증

여기에서는 주가와 경기관련변수들간에 선형적인 공적분관계가 있는가를 검증한다. 이러한 테스트는 거품의 존재를 직접적으로 검증하는 것은 아니며 다만 자산시장이 효율적이라고 한다면 두 개의 자산가격은 서로 공적분될 수 없다는 Granger 정리를 검증하려는 것이다. 우리는 3개의 표본을 대상으로 이러한 공적분의 관계를 분석하였다.

(1) 주가와 경기관련변수들간의 공적분

주가가 비정상상태 변수이기 때문에 주가와 비정상상태 경기관련 변수들간에 공적분관계가 존재할 수 있다. 이를 위해 주당 수익(EPS), 단기금리(SR), 장기금리(LR), 인플레이션율(INF), 환율(EX), 실업률(UE), 어음부도율(DF) 가운데 비정상상태에 있는 변수들과 주가간의 공적분관계를 조사하였다. 우리가 앞의 단위근 테스트에서 살펴본 대로 주가와 이들 비정상상태에 있는 변수들이 공적분의 관계에 있다면 주가와 이들 변수들간에 장기적인 균형관계에 있다는 것을 의미하며 따라서 주가의 움직임을 이들 변수들로부터 예측할 수 있기 때문에 이는 시장효율성가설과 상치된다. 단기금리(표본 I), 장기금리(표본 I), 장단기금리차(표본 II), 및 어음부도율(표본 I과 III)은 정상상태 변수들이기 때문에 주가와 이들 변수들간의 공적분 검증은 의미가 없다.

<표 5a> 주가와 경기관련변수들간의 공적분 관계(1982.1 - 1989.4)

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 통계량
(1) 주가-주당 수익	$P_t = -374.77 + 18.125 \text{ EPS}_t$ (t) (-10.820) (20.427) $P_t = -359.40 + 4.575 t + 12280 \text{ EPS}_t$ (t) (-22.742) (18.042) (23.706)	$t = -1.696$ 임계(5%) = -3.17 $t = -1.929$ 임계(5%) = -3.62
(2) 주가-환율	$P_t = 1948.9 - 2.072 \text{ EX}_t$ (t) (6.918) (-5.883) $P_t = 1489.0 + 8.134 t - 1.944 \text{ EX}_t$ (t) (38.729) (68.014) (-41.054)	$t = -0.156$ 임계(5%) = -3.17 $t = -3.197$ 임계(5%) = -3.62
(3) 주가-인플레이션	$P_t = 144.74 + 83.204 \text{ INF}_t$ (t) (10.675) (19.815) $P_t = 23.002 + 3.918 t + 55.488 \text{ INF}_t$ (t) (1.184) (7.466) (11.209)	$t = -1.151$ 임계(5%) = -3.17 $t = -0.789$ 임계(5%) = -3.62
(4) 주가-실업률	$P_t = 739.57 - 121.52 \text{ U}_t$ (t) (9.349) (-5.836) $P_t = 322.92 + 7.819 t - 21.823 \text{ U}_t$ (t) (0.427) (12.092) (-1.445)	$t = 1.963$ 임계(5%) = -3.17 $t = -0.244$ 임계(5%) = -3.62

<표 5b> 주가와 경기관련변수들간의 공적분 관계(1992.1 - 1994.12)

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(1) 주가-주당 수익	$P_t = 146.67 + 11.693 \text{ EPS}_t$ (t) (0.358) (1.501) $P_t = 392.08 + 14.858 t + 1.779 \text{ EPS}_t$ (t) (2.486) (14.121) (0.581)	$t = 0.0007$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.702$ 임계(5%) = -3.62
(2) 주가-단기금리	$P_t = 1371.9 - 4744.9 \text{ SR}_t$ (t) (6.144) (-2.758) $P_t = 404.23 + 15.400 t + 552.57 \text{ SR}_t$ (t) (3.436) (13.049) (0.680)	$t = -0.211$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.895$ 임계(5%) = -3.62
(3) 주가-장기금리	$P_t = 1368.4 - 4370.2 \text{ LR}_t$ (t) (7.781) (-3.492) $P_t = 218.23 + 17.056 t + 1628.4 \text{ LR}_t$ (t) (1.968) (13.407) (2.426)	$t = -0.081$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.875$ 임계(5%) = -3.62

<표 5b> 계속

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(4) 주가- 환율	$P_t = -4978.7 + 7.216 EX_t$ (t) (-3.074) (35.44) $P_t = 3868.9 + 18627 t - 4.342 EX_t$ (t) (4.811) (15.569) (-4.211)	$t = -0.947$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.772$ 임계(5%) = -3.62
(5) 주가- 어음부도율	$P_t = 291.64 + 3347.8 DF_t$ (t) (3.140) (5.187) $P_t = 517.83 + 15874 t - 365.44 DF_t$ (t) (10.183) (10.312) (-0.760)	$t = -1.888$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.814^*$ 임계(5%) = -3.62
(6) 주가- 인플레이션	$P_t = 654.28 + 18.356 INF_t$ (t) (3.863) (0.635) $P_t = 297.48 + 15239 t + 313.14 INF_t$ (t) (5.068) (17.063) (3.336)	$t = -0.127$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.925$ 임계(5%) = -3.62
(7) 주가- 실업률	$P_t = 934.80 - 68.944 U_t$ (t) (4.939) (-0.932) $P_t = 427.05 + 15.167 t + 288.29 U_t$ (t) (5.408) (14.495) (0.735)	$t = -0.285$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.825$ 임계(5%) = -3.62

<표 5c> 주가와 경기관련변수들간의 공적분관계(1992.1 - 2000.2)

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(1) 주가- 단기금리	$P_t = 919.09 - 1480.2 SR_t$ (t) (15.425) (-3.151) $P_t = 1070.4 - 1.914 t - 1958.9 SR_t$ (t) (13.361) (-2.722) (-4.018)	$t = -1.925$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2.119$ 임계(5%) = -3.62
(2) 주가- 장기금리	$P_t = 1023.5 - 2161.0 LR_t$ (t) (12.136) (-3.435) $P_t = 1224.5 - 2.092 t - 2915.1 LR_t$ (t) (11.635) (-2.993) (-4.452)	$t = -1.740$ 임계(5%) = -3.17 $t = -1.829$ 임계(5%) = -3.62
(3) 주가- 주당 수익	$P_t = 130.47 + 12.735 EPS_t$ (t) (1.797) (8.593) $P_t = 94.353 + 0.419 t + 13.059 EPS_t$ (t) (1.082) (0.752) (8.442)	$t = -2.055$ 임계(5%) = -3.17 $t = -1.989$ 임계(5%) = -3.62

<표 5c> 계속

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 통계량
(4) 주가 - 장단기금리차	$P_t = 727.18 + 1333.4 DR_t$ t (322.59) (1.285) $P_t = 776.90 - 1.068 t + 1586.4 DR_t$ t (19.451) (-1.503) (1.519)	$t = -1898$ 임계(5%) = -3.17 $t = -1969$ 임계(5%) = -3.62
(5) 주가 - 환율	$P_t = 1170.2 - 0.456 EX_t$ t (16.766) (-6.333) $P_t = 1316.6 + 4.196 t - 0.830 EX_t$ t (19.619) (5.832) (-8.830)	$t = -2095$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2443$ 임계(5%) = -3.62
(6) 주가 - 실업률	$P_t = 918.24 - 51.678 U_t$ t (26.464) (-5.866) $P_t = 876.16 + 2.532 t - 75.593 U_t$ t (24.745) (3.296) (-6.817)	$t = -1882$ 임계(5%) = -3.17 $t = -2313$ 임계(5%) = -3.62

예상했던 대로 주가와 경기관련변수들간에 “공적분의 관계가 없다”는 귀무가설은 5%의 유의수준에서 모두 수용되었으며 이러한 현상은 모든 변수와 모든 표본에서 공통적으로 확인되고 있다. 이러한 실증분석 결과는 주가가 단기금리나 장기금리, 환율, 실업률 그 어느 거시경제변수와도 장기적인 균형관계를 갖고 있지 않다는 것을 의미한다. 다시 말해 우리가 과거의 단기금리나 장기금리, 또는 환율 등 거시경제변수의 움직임으로부터 앞으로의 주가를 예측하는 것이 가능하지 않다는 것을 말해준다. Granger 정리에 따르면 주가와 이들 변수가 공적분의 관계에 있지 않다는 사실은 주식시장이 효율적이라는 간접적인 증거가 된다.

(2) 수익/주가비율(EPS/P)과 거시경제변수간의 공적분관계

Campbell과 Shiller(1988)는 주가가 거시경제변수에 의해서 설명되지 못한다고 할지라도 배당/주가비율(D/P)은 주식의 장기적인 수익률을 나타내는 것으로서 배당성장률과 유의적인 관계에 있음을

밝혀냈다. 우리가 배당이 주당 수익(EPS)의 일정한 비율이라고 가정할 경우 수익/주가비율(EPS/P)도 경기관련변수와 어떠한 관계가 있을 것으로 기대할 수 있다. 이를 위하여 우리는 수익/주가비율이 앞에서 살펴본 경기관련변수들과 장기적인 균형관계를 유지하고 있는가를 분석하였다. 만약 수익/주가비율이 이들 거시경제변수들과 공적분의 관계에 있다면 이들 거시경제변수들의 움직임을 조사함으로써 수익/주가비율을 예측하는 것이 가능하다. 그러나 우리의 실증 분석 결과(표 6)는 수익/주가비율도 어떠한 거시경제변수와 공적분의 관계를 갖고 있지 않음을 보여준다. 이러한 결과는 모든 표본에서 확인되고 있다.

<표 6a> 수익/주가비율(EPS/P)과 경기관련변수들간의 공적분관계 (1982.1 - 1989.4)

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(1) EPS/P-주당 수익	$(EPS/P)_t = 0.301 - 0.003 EPS_t$ (t) (12.878) (-5.598) $(EPS/P)_t = 0.289 - 0.003 t + 0.001 EPS_t$ (t) (60.985) (-44.508) (6299)	t = - 2.174 임계(5%) = - 3.17 t = - 2.317 임계(5%) = - 3.62
(2) EPS/P-환율	$(EPS/P)_t = 0.226 - 0.00006 EX_t$ (t) (2.091) (-0.461) $(EPS/P)_t = 0.402 - 0.003 t - 0.0001 EX_t$ (t) (19.136) (-47.459) (-4.300)	t = - 0.805 임계(5%) = - 3.17 t = - 2.315 임계(5%) = - 3.62
(3) EPS/P-인플레이션	$(EPS/P)_t = 0.213 - 0.020 INF_t$ (t) (27.861) (-8.507) $(EPS/P)_t = 0.319 - 0.003 t - 0.004 INF_t$ (t) (86.173) (-33.894) (-3.985)	t = - 1.670 임계(5%) = - 3.17 t = - 2.249 임계(5%) = - 2.150
(4) EPS/P-실업률	$(EPS/P)_t = 0.037 + 0.038 U_t$ (t) (1.416) (5.627) $(EPS/P)_t = 0.319 - 0.003 t - 0.001 U_t$ (t) (31.749) (-36.362) (-0.676)	t = - 1.182 임계(5%) = - 3.17 t = - 1.925 임계(5%) = - 3.62

**<표 6b> 수익/주가비율과 경기 관련 변수들간의 공적분관계
(1992.1 - 1994.12)**

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(1) EPS/P-단기금리	$(EPS/P)_t = 0.020 + 0.048 SR_t$ (t) (0.960) (2.606) $(ER/P)_t = 0.100 - 0.001 t - 0.031 SR_t$ (t) (6.782) (-8.653) (-0.304)	t = - 0.635 임계치(5%) = - 3.17 t = - 1.952 임계치(5%) = - 3.62
(2) EPS/P-장기금리	$(EPS/P)_t = 0.021 + 0.365 LR_t$ (t) (1.316) (3.152) $(EPS/P)_t = 0.118 - 0.001 t - 0.137 LR_t$ (t) (8.152) (-8.623) (-1.573)	t = - 0.273 임계치(5%) = - 3.17 t = - 2.012 임계치(5%) = - 3.62
(3) EPS/P-주당 수익	$(EPS/P)_t = 0.059 + 0.0003 EPS_t$ (t) (1.543) (0.352) $(EPS/P)_t = 0.037 - 0.001 t + 0.001 EPS_t$ (t) (2.178) (-12.016) (3.539)	t = - 0.389 임계치(5%) = - 3.17 t = - 2.538 임계치(5%) = - 2.150
(4) EPS/P-환율	$(EPS/P)_t = 0.653 - 0.0007 EX_t$ (t) (4.708) (-4.189) $(EPS/P)_t = 0.019 - 0.001 t + 0.0001 EX_t$ (t) (0.151) (-7.289) (0.623)	t = - 1.202 임계치(5%) = - 3.17 t = - 1.941 임계치(5%) = - 3.62
(5) EPS/P-어음부도율	$(EPS/P)_t = 0.104 - 0.229 DF_t$ (t) (10.771) (-3.408) $(EPS/P)_t = 0.081 - 0.002 t + 0.146 DF_t$ (t) (14.073) (-9.166) (2.672)	t = - 1.370 임계치(5%) = - 3.17 t = - 2.349 임계치(5%) = - 3.62
(6) EPS/P-실업률	$(EPS/P)_t = 0.067 + 0.002 U_t$ (t) (3.887) (0.297) $(EPS/P)_t = 0.111 - 0.001 t - 0.006 U_t$ (t) (11.638) (-10.325) (-1.670)	t = - 0.515 임계치(5%) = - 3.17 t = - 1.903 임계치(5%) = - 3.62
(7) EPS/P-인플레이션	$(EPS/P)_t = 0.084 - 0.002 INF_t$ (t) (5.553) (-0.821) $(EPS/P)_t = 0.114 - 0.001 t - 0.003 INF_t$ (t) (14.904) (-10.950) (-2.622)	t = - 0.602 임계치(5%) = - 3.17 t = - 2.052 임계치(5%) = - 2.052

<표 6c> 수익/주가비율과 경기관련 변수들간의 공적분관계
(1992.1 - 2000.2)

공적분변수	공적분 회귀방정식	Engle-Granger 테스트를 위한 t통계량
(1) EPS/P-단기금리	$(EPS/P)_t = 0.061 + 0.052 SR_t$ (t) (12.271) (1.320) $(EPS/P)_t = 0.064 - 0.00003 t + 0.043 SR_t$ (t) (9.193) (-0.564) (1.023)	t = - 2580 임계(5%) = - 3.17 t = - 2560 임계(5%) = - 3.62
(2) EPS/P-장기금리	$(EPS/P)_t = 0.044 + 0.180 LR_t$ (t) (6.518) (3.564) $(EPS/P)_t = 0.042 + 0.00002 t + 0.187 LR_t$ (t) (4.779) (0.336) (3.404)	t = - 2450 임계(5%) = - 3.17 t = - 2463 임계(5%) = - 3.62
(3) EPS/P-주당 수익	$(EPS/P)_t = 0.065 + 0.00005 EPS_t$ (t) (8.345) (0.335) $(EPS/P)_t = 0.070 - 0.00006 t - 0.0001 EPS_t$ (t) (7.478) (-0.939) (-0.059)	t = - 2609 임계(5%) = - 3.17 t = - 2584 임계(5%) = - 3.62
(4) EPS/P-장단기 금리차	$(EPS/P)_t = 0.065 + 0.209 DR_t$ (t) (36.928) (25.63) $(EPS/P)_t = 0.069 - 0.00008 t + 0.228 DR_t$ (t) (22.048) (-1.470) (2.782)	t = - 2524 임계(5%) = - 3.17 t = - 2513 임계(5%) = - 3.62
(5) EPS/P-환율	$(EPS/P)_t = 0.043 + 0.00003 EX_t$ (t) (6.907) (4.187) $(EPS/P)_t = 0.026 - 0.0005 t + 0.00007 EX_t$ (t) (4.900) (-8.008) (9.558)	t = - 2220 임계(5%) = - 3.17 t = - 2485 임계(5%) = - 3.62
(6) EPS/P-실업률	$(EPS/P)_t = 0.057 + 0.003 U_t$ (t) (18.917) (3.983) $(EPS/P)_t = 0.063 - 0.0003 t + 0.006 U_t$ (t) (22.274) (-5.589) (7.115)	t = - 3050 임계(5%) = - 3.17 t = - 3868 임계(5%) = - 3.62
(7) EPS/P-인플레이션	$(EPS/P)_t = 0.056 + 0.002 INF_t$ (t) (13.937) (3.052) $(EPS/P)_t = 0.055 + 0.00002 t + 0.002 INF_t$ (t) (8.778) (0.288) (3.983)	t = - 2056 임계(5%) = - 3.17 t = - 2075 임계(5%) = - 3.62

6. 주가와 시장기본요소간의 인과관계 : 추가적 분석

이 장에서 우리는 Granger의 인과관계 테스트causality tests를 사용하여 경기관련변수들의 과거의 역사past history가 현재의 주가를 설명하는 데 도움이 되는가를 분석한다. 이러한 인과관계의 분석은 거품의 존재에 관한 직접적인 검증이 아니기 때문에 그에 관한 통계치는 제시하지 않고 그 결과만을 간단히 보고하기로 한다. Granger에 의하면 “변수 Y가 그 자신의 과거의 움직임에 의해서 설명되는 것보다 변수 X의 과거의 움직임을 추가할 때 보다 잘 설명될 경우 변수 X는 변수 Y에 대하여 Granger의 의미에서 원인이 된다.”

우리는 이 연구에서 두 가지 형태의 Granger 테스트를 실시하였다. 경기관련변수가 Granger의 의미에서 주가에 대해서 원인이 되는가와 경기관련변수가 수익/주가비율(EPS/P)에 대해서 원인이 되는가를 검증하였다. 우리가 후자의 경우에도 관심을 갖는 것은 잘 알려진 논문에서 Campbell과 Shiller(1988)가 주가는 거시경제변수들에 의해서 설명(Granger 의미에서의 인과관계)되지 않지만 배당/주가비율(D/P)은 일부 거시경제변수에 의해서 설명(인과관계)된다는 연구결과를 발표하였기 때문이다.

먼저 주가와 경기관련변수들간의 인과관계를 살펴보면 모든 변수(즉 EPS, 단기금리, 장기금리, 장단기금리차, 환율, 실업률)가 Granger 의미에서 주가의 변동에 대한 원인이 되지 않음이 확인되고 있다. 만약 주식시장이 효율적이라고 한다면 현재의 주가는 현 시점에서 이용가능한 모든 정보(경기관련변수들의 과거의 움직임까지 포함하여)를 반영하고 있기 때문에 경기관련변수의 과거의 역사가 현재의 주가를 설명할 수 없다는 것은 당연한 결과이다.

우리는 피드 백feedback(역인과관계) 테스트도 검토하였다. 여기에서 한 가지 특기할 사항은 주가가 환율에 대하여 Granger 의미에서의 원인이 되고 있다는 점이다. 우리나라의 주가가 상승할 것으로

예상되면 외국인의 투자자금이 한국으로 몰려 원화가치가 상승(환율이 하락)할 가능성이 높다. 이러한 가능성은 우리의 실증분석에 의해서 확인되고 있다. 이는 정책적인 측면에서 매우 중요한 의미를 갖는다. 왜냐하면 환율이 주가와 인과관계를 갖는다고 한다면 우리나라 정책당국의 환율관리를 더욱 복잡하고 어렵게 만들 수 있기 때문이다.

Campbell과 Shiller(1988)는 단기금리는 배당/주가비율(D/P)에 대한 Granger 원인이 되지 않지만, 배당증가율 dividend growth은 배당/주가비율에 대한 Granger 원인이 된다는 것을 발견하였다. 그러나 우리의 연구결과는 한국의 주식시장에 있어서 기업수익 증가율 growth of earnings이 수익/주가비율(EPS/P)에 대해서 Granger 의미에서 원인이 된다는 증거를 찾을 수 없다.

제6장 요약과 결론

최근 한국의 증시가 롤러 코스터와 같은 장세를 되풀이하는 가운데 주가에 대한 거품 논쟁이 가열되고 있다. 이러한 거품 논쟁은 비단 우리나라에서뿐만 아니라 미국과 다른 선진주식시장에서의 주가의 움직임을 둘러싸고도 활발히 전개되어 왔다. 그 동안 미국경제가 신경제(new economy)의 기치 아래 미국 역사상 최장(10년)의 경기확장 국면을 구가하고 있는 것과 발맞추어 미국의 주가가 고공비행을 계속하여 왔으며(물론 최근에는 정보통신관련주를 중심으로 주가의 조정이 이루어지고 있지만), 그에 따라 세계 주요국가의 주가도 미국 주가와 동반 상승하는 활황 장세를 보여왔다. 이러한 활황이 거품을 반영한 것이냐 아니면 실적을 반영한 것이냐를 둘러싸고 논쟁이 고조되어 온 것은 정보통신관련주에 대한 투자자들의 '비이성적 열광'에 크게 기인한다. 이 연구의 목적은 거품의 검증을 위한 새로운 이론적 모형을 개발하고 이를 한국의 주식시장에 적용하여 거품의 존재여부를 실증적으로 분석하는 데 있다.

우리는 거품의 검증을 위하여 현재가모형으로부터 정보착오모형(information error model)을 개발하고 이로부터 주가를 시장의 기본요소를 반영하는 부분(기초주가)과 이러한 기초주가에 비해 과대평가 또는 과소평가된 부분(거품요소)으로 나누었다. 우리는 거품의 실체를 확인하기 위하여 주가로부터 분리된 거품부분이 폭발할 가능성이 있느냐에 초점을 맞추었다. 우리는 거품요소가 터질 가능성이 있는가를 검증하기 위하여 확률변수인 거품요소가 와이불 분포를 보이는 것으로 규정하고 이러한 와이불 분포로부터 거품의 폭발가능성을 검증하기 위한 해저드모형을 개발하였다.

이러한 해저드모형을 사용하여 우리는 순수한 외생적 거품(집단 심리 또는 충동과 같은, 외부적인 요인에 의해서 주가가 과도하게 변동하는 현상)과 내생적 거품(주가가 배당이나 시장금리와 같은 시장기본요소의 변동에 지나치게 민감하게 반응하는 현상)을 검증하였다. 1980년 이후 한국 증시에 거품이 존재하였다고 의심되고 있는

시기는 세 번 있었다. (1) 1982년 1월 - 1989년 4월, (2) 1992년 1월 - 1994년 12월, 그리고 (3) 1998년 9월 - 2000년 1월이 그 시기이다. 우리는 이 세 개의 표본을 사용하여 이 기간동안 거품이 존재하였는지의 여부를 검증하였는데 세 번째 기간은 표본수가 너무 적어 금리가 자율화된 1992년 1월부터 2000년 2월까지의 기간을 대상으로 하였다.

먼저 외부적 요인에 의해서 주가가 기초주가(적정수준)로부터 이탈하여 지나치게 높게 평가되었다는 증거를 찾아볼 수 없었다. 즉 순수 외생적 거품의 가능성은 모든 표본에서 배제되었다. 두 번째로 우리나라의 주가가 많은 경기관련변수들 가운데서 금리와 장단기금리차에 매우 민감한 반응을 보였지만 그것이 폭발가능한 거품(즉 내생적 거품)으로까지 발전하였다는 증거는 첫번째 표본(1982.1 - 1989.4)에서만 확인되었으며 나머지 표본에서는 발견되지 않았다. 이와 같이 우리는 1980년대 후반 발생한 주가의 급등세의 많은 부분은 거품에 의해서 유발되었다고 결론지을 수 있으며 이러한 발견은 이전의 연구들의 결론과 일치한다. 그러나 1990년대 중반과 IMF위기 후 가파르게 올랐던 주가에 거품이 끼었다는 주장은 실제 자료에 의해서 뒷받침되지 않았다. 이는 바로 이 기간 중 주가의 수준이 현재가모형이 예상하는 적정수준을 지나치게 벗어났다고는 볼 수 없다는 것을 의미한다.

두 번째로, 우리는 공적분관계를 검증하기 위한 전단계로 각 변수들이 단위근을 내포하고 있는가를 Phillips와 Perron이 개발한 방법을 사용하여 조사하였다. 일반적으로 Phillips-Perron 테스트는 Dickey-Fuller 테스트에 비해 몇 가지 장점을 갖고 있는 것으로 알려져 있다. Phillips-Perron 테스트 결과에 의하면 거품요소(전표본), 단기금리(표본 I), 장기금리(표본 II), 장단기금리차(표본 II), 어음부도율(표본 I 및 III)에서만 단위근이 존재하지 않았으며(즉 이들 변수들은 $I(1)$), 그 밖의 변수들은 모두 하나의 단위근을 보유(즉 이들

변수들은 $I(0)$ 라고 있는 것으로 밝혀졌다. 어떤 변수가 단위근을 보유하지 않는다는 것은 그것이 정상상태 변수라는 것을 의미한다.

우리는 이러한 단위근 테스트를 근거로 비정상상태 변수들에 대한 공적분관계를 검증하였다. 이러한 공적분 테스트는 비록 이들 변수들이 비정상상태라고 하더라도 이들 변수들간의 결합 그 자체는 정상상태에 있을 수 있음을 알아보기 위한 것이다. 우리는 두 가지 서로 다른 의미를 갖는 공적분관계를 조사하였다. 하나는 Granger (1987)정리에 관한 것으로서 이는 만약 자산시장이 효율적이라고 한다면 두 개의 서로 다른 자산의 가격은 선형적으로 공적분될 수 없다는 제안이다. 다른 하나는 Diba-Grossman(1988a, b, c)과 윤기향 (1996)정리에 관한 것으로서 이는 만약 주가와 시장기본요소가 비선형적인 공적분의 관계를 갖는다면 주가에 거품이 존재하지 않는다는 제안이다. 이와 같이 주가와 시장기본요소간의 비선형적 공적분은 시장효율성을 뒷받침하는 것인 데 반하여 주가와 시장기본요소간의 선형적 공적분은 시장효율성을 부인하는 의미를 갖는다.

우리는 먼저 주가와 시장기본요소간의 비선형적 공적분관계를 검증하였는데 이러한 비선형적 공적분관계는 크게 유의한 것으로 나타났다. 이와 같이 우리의 공적분검증의 결과는 우리나라의 주식시장에 거품이 존재하지 않는다는 것을 간접적으로 확인해 주고 있다. 다음으로 (1) 주가(P)와 다른 경기관련변수들간의 선형적 공적분관계와, (2) 수익/주가비율(EPS/P)과 경기관련변수들간의 선형적 공적분관계를 조사하였다. 우리의 실증분석 결과는 이러한 Granger 정리가 한국주식시장에도 타당함을 확인해 주고 있다. 주가는 이 연구에서 고려된 어떠한 경기관련변수들과도 선형적인 공적분의 관계를 유지하고 있지 않음이 확인되었으며 수익/주가비율(EPS/P)에 관해서도 동일한 결론에 도달하였다.

그러나 한 가지 명심하여야 할 점은 시장이 효율적이라고 한다면 현재의 주가(P)가 다른 경기관련변수들과 공적분의 관계를 갖지 않

지만 그 역은 반드시 타당한 것이 아니라는 점이다. 다시 말해 주가가 경기관련변수들과 공적분의 관계에 있지 않다는 사실은 시장이 효율적이라는 직접적인 증거가 되지 않는다는 점이다. 주가와 경기관련변수들간에 공적분의 관계가 없다는 것은 시장효율성 가설에 대한 직접적인 테스트가 아니기 때문에 이를 가지고 한국의 주식시장이 효율적이라는 결론을 내리기는 어렵다. 우리는 주가와 다른 변수들간의 인과관계(因果關係)에 대해서도 동일한 말을 할 수 있다. 즉 시장이 효율적이라고 한다면 현재의 주가가 다른 변수의 과거의 움직임으로부터 설명될 수 없지만, 주가와 다른 거시경제변수간의 인과관계가 없다는 사실 자체만으로는 시장이 효율적이라는 증거가 될 수 없다는 점이다. 시장의 효율성가설을 검증하기 위하여는 보다 직접적인 테스트가 필요하다.

우리는 부수적으로 Granger의 인과관계를 사용하여 현재의 주가 및 수익/주가비율이 다른 경기관련변수의 움직임에 대한 과거의 정보로부터 예측될 수 있는가를 살펴보았다. 우리의 실증분석 결과는 경기관련변수의 과거의 움직임이 현재의 주가를 예측하는 데 전혀 도움이 되지 않음을 보여주고 있다. 즉 어떠한 경기관련변수들도 주가에 대해서 Granger 의미에서 원인이 되지 않는다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 주식시장이 효율적이면 당연히 예상되는 결론이다. 한 가지 특기할 만한 점은 환율이 주가에 대하여 Granger 의미에서 원인이 되지 않지만 주가가 환율에 대해서는 원인이 되고 있다는 점이다. 이는 과거의 주가의 움직임이 현재의 환율을 설명하는데 도움이 된다는 것을 의미한다. 이는 환율정책의 운용과 관련하여 중요한 정책적 의미를 갖는다.

참고문헌

- 김규영 · 정기용, 「합리적 거품에 관한 연구-한국 주식시장에서의 실증분석」, 『재무연구』, 제4호, 1991, pp.93-115.
- 이충연, 「우리나라 주식시장의 합리적 거품규모 추정」, 『금융학회誌』, 제4권 제2호, 1999, pp.147-168.
- Campbell, John Y., “Stock Returns and the Term Structure,” *Journal of Financial Economics*, 18, 1987, pp.373-399.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, 95, 1987, pp.1062-1088.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1, 1988, pp.195-228.
- DeLong, David N. and Charles H. Whiteman, “The Temporal Stability of Dividends and Stock Prices: Evidence from the Likelihood Function,” *American Economic Review*, 81, 1991, pp.600-617.
- Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman, “Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?,” *American Economic Review*, 78, 1988a, pp.520-529.
- Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman, “Rational Inflationary Bubbles,” *Journal of Monetary Economics*, 21, 1988b,

pp.35-46.

- Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman, "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices," *Economic Journal*, 98, 1988c, pp.746-754.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger, "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-276.
- Evans, George W., "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset prices," *American Economic Review*, 81, 1991, pp.922-930.
- Fama, Eugene F., "Efficient Capital Markets: II," *Journal of Finance*, 46, 1991, pp.1575-1671.
- Froot, Kenneth A. and Maurice Obstfeld, "Intrinsic Bubbles : The Case of Stock Prices," *American Economic Review*, 81, 1991, pp.1189-1214.
- Grossman, Sanford J. and Robert J. Shiller, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," *American Economic Review*, 71, 1981, pp.222-227.
- Hamilton, James D., "On Testing for Self-fulfilling Speculative Price Bubbles," *International Economic Review*, 27, 1986, pp.545-552.
- Hamilton, James D. and Charles H. Whiteman, "The Observable Implications of Self-fulfilling Expectations," *Journal of Monetary Economics*, 16, 1985, pp.353-373.
- Hardouvelis, G.A., "Evidence on Stock Market Speculative Bubbles : Japan, the United States, and Great Britain," *FRB of NY Quarterly Review*, Vol.13, No.2, Summer, 1988.
- Johansen, Soren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors,"

Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 1988, pp. 231-254.

Johansen, Soren, "Estimation and Hypothesis Testing of Co-integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551-1580.

Johansen, Soren and Katarina Juselius, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration--With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, pp.169-210.

Nelson, Charles R. and Charles I. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp.139-162.

Perron, Pierre, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Further Evidence from a New Approach," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp.297-332.

Perron, Pierre and Peter C.B. Phillips, "Does GNP Have a Unit Root?," *Economics Letters*, 23, 1987, pp.139-145.

Phillips, Peter C.B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, 55, 1987, pp.277-301.

Phillips, Peter C.B. and Pierre Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 74, 1988, pp.535-547.

Rappoport, Peter and Eugene N. White, "Was There a Bubble in the 1929 Stock Market?," NBER Working Paper No.3612, 1991.

Shiller, Robert J., "Do Stock Prices Move Too Much To Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, 71, 1981a, pp.421-436.

- Shiller, Robert J., "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency," *Journal of Finance*, 36, 1981b, pp.291-311.
- Summers, Lawrence H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamentals?," *Journal of Finance*, 41, 1986, pp. 591-601.
- Wu, Yangru, "Rational Bubbles in the Stock Market : Accounting for the U.S. Stock-Price Volatility," *Economic Inquiry*, April 1997, pp.309-319.
- Yuhn, Ky H., "Tests for Linear and Nonlinear Cointegration in the PV Model," *Applied Financial Economics*, 1996.
- Yuhn, Ky H., "Stock Returns and Inflation Volatility : A Dynamic Model," *Journal of Political Economy*(under review), 1999b.
- Yuhn, Ky H., "Financial Integration and Market Efficiency : Some International Evidence from Cointegration Tests," *International Economic Journal*, 11, 1997.
- Yuhn, Ky H., "Globalization, Stock Valuation, and Market Efficiency," Conference Paper at the 7th International Conference on the Korean Economy, 1996.
- Yuhn, Ky H. and James McCown, "The Dividend-Price Ratio and Conditional Volatility," Working Paper, Florida Atlantic University, 2000.

Testing for Rational Bubbles in the Korean Stock Market : Theory and Empirical Evidence

by Ky H. Yuhn

As Korean stock prices have recently shown wide gyrations, there has been heated debate surrounding the presence of bubbles in Korean stock prices. Unfortunately the literature on bubbles in the Korean stock market is few and far between. The purpose of this study is to establish theoretical foundations for rational bubbles and to provide empirical evidence on the presence of rational bubbles in the Korean stock market.

There has been also a resurgence of interest in bubbles in stock prices primarily through the work of Hamilton and Whiteman (1985), Diba and Grossman (1988a, b, c), Evans (1991), Froot and Obstfeld (1991), and others. The bubble models elaborated by these authors represent a significant departure from the conventional paradigm in that they reinterpret rational bubbles in terms of market fundamentals. These bubbles may be termed intrinsic bubbles, as opposed to extraneous bubbles in the traditional view. It has been widely believed that bubbles do not lend easily themselves to direct testing. The attractive feature of the intrinsic bubble specification may be found in its ability to

derive testable implications for bubbles by investigating the stationarity properties of stock prices and dividends or by parameterizing a specific bubble relationship as a function of market fundamentals.

However, the existing approach to intrinsic bubbles still remains unsatisfactory. As Evans criticizes, Diba and Grossman's stationarity tests are unable to detect an important class of rational bubbles. The ability of Froot and Obstfeld's parametric tests to discover bubbles is also doubtful. The essence of their tests is that if the price-dividend ratio is significantly (and nonlinearly) related to current dividends, the hypothesis of no bubbles is rejected. More fundamentally, the recent tests for intrinsic bubbles may be characterized as being indirect in that explicit measures of bubbles are not directly related to market fundamentals.

In this study we formulate an information error model which allows one to derive bubble measures in a straightforward manner. This study provides a new method of testing for bubbles by specifying bubble measures as the Weibull distribution. This study is the first attempt to apply the Weibull distribution to the test of rational bubbles. There is not only a parallel between the burst of a speculative bubble and a material's burning out, but also there is a good reason to believe that measured bubbles can be appropriately modeled as the Weibull specification. A bubble is a rare event. Like other rare events, bubbles can be approached in terms of the instantaneous rate at which an event occurs after duration t since some prior event has occurred.

There were three episodes when bubbles were suspected to

disrupt Korean stock price movements over the past two decades or so : (1) 1982.1 - 1989.3, (2) 1992.1 - 1994.12, and (3) 1998.9 - 2000.1. Since the size of the third sample is too small, we have extended the observations of the third sample period from January 1992 to February 2000. Our empirical analysis reveals that there is no evidence for extraneous bubbles in the Korean stock market. However, there indeed exist intrinsic bubbles during the 1982.1-1989.3 period, but no evidence for the presence of intrinsic bubbles is found during the 1992.1-1994.12 and 1992.1-2000.2 periods. These findings appear to be in accordance with previous studies on rational bubbles in the Korean stock market. Thus, we can conclude that a considerable portion of stock price hikes observed in the latter part of the 1980s was attributable to the bubble component.

We have also conducted two different cointegration tests : One is concerned with the Granger (1987) theorem, and the other is concerned with the Diba-Grossman (1988a, b, c) and Yuhn (1996, 1997) theorems. Granger theorem states that if the stock market is efficient, the prices of two assets cannot be cointegrated (= linear cointegration). On the other hand, Diba-Grossman and Yuhn theorems postulate that stock prices are cointegrated with market fundamentals in a nonlinear fashion if there is no bubble premium in stock prices (nonlinear cointegration). We have accepted the null hypothesis of no linear cointegration between stock prices and economic variables, but rejected the null hypothesis of no nonlinear cointegration between stock prices and market fundamentals. These results appear to corroborate our findings based on the hazard model.