

국내 주식시장의 버블 가능성 평가

2006. 4.

연구위원 김재철
연구위원 빈기범
연구위원 송민규

한국증권연구원
Korea Securities Research Institute

序 言

2005년 중 지속적으로 상승하던 국내 종합주가지수는 2006년 1월초 한 때 1,400포인트를 넘어서는 등 주식시장 개장 이후 가장 높은 수준에 이르렀다. 과거에도 주가지수가 1,000포인트를 넘어선 적이 있었지만 기업의 실적이 뒷받침되지 않은 상황에서 높은 수준의 주가는 오래가지 못했다. 뒤늦게 주식시장에 뛰어들었던 많은 개인투자자들이 주가의 급락과 더불어 큰 손실을 입는 등 고평가되었던 주가가 급락한 후 우리는 많은 사회적 비용을 지불해야만 했다.

그런데 최근에도 거시경제 상황이 호전되지 않은 상황에서 주가가 크게 오르자 주식시장에 버블이 만들어지지 않았느냐는 우려가 커지고 있다. 실제로 멈추지 않고 상승하던 주가는 2006년 1월 중순 이후 몇 차례 급락하며 이 같은 주가 고평가론에 힘을 실어주고 있다. 한편에서는 최근의 주식시장 상황이 과거 주가 급등기와는 많이 다르다는 점을 들어 주가 고평가론을 부정하기도 한다. 1998년의 외환위기 이후 기업들의 재무구조가 강도 높은 구조조정을 거치면서 튼튼해졌으며, 지배구조도 외국인 투자자들이 선호하는 방향으로 바뀌었다는 점이 우선 지적된다. 또한 일부에서는 최근의 주가 상승에 풍부한 유동성이 큰 역할을 했음을 부인할 수는 없으나 유동성의 성격 자체도 과거와는 많이 다르다는 점을 지적한다. 적립식 투자 등 간접투자 문화가 정착되면서 보다 안정적인 자금이 주식시장으로 유입되고 있다는 것이다.

과거 은행을 통해 '안정적인 자금'을 조달했던 기업들은 금융환경의 급변으로 인해 주식시장 등 자본시장을 통한 '창의적인 자금'의 조달에 큰 관심을 보이고 있다. 따라서 자본시장의 안정적인 성장은 기업의 성장 및 거시경제의 안정을 위해 필수적인 요건이라 할 수 있다.

본 연구는 최근의 주가 수준이 버블을 동반한 고평가된 수준인지를 판단하여 자본시장의 안정에 기여하고자 작성되었다. 이를 위해 본 연구에서는 계량경제모형을 이용하여 국내 주식시장의 본원적 가치를 반영한 이론적 주가 수준을 추정함으로써 실제 주가를 평가해 볼 수 있는 근거를 마련하였다. 이와 더불어 일반적으로 주가가 고평가되어 주식시장에 버블이 형성되기 직전에 나타나는 여러 가지 징후들을 분석함으로써 계량경제모형의 한계점을 보완하였다. 본 연구의 이러한 분석은 최근에 논란이 되고 있는 주가 수준에 대해 적절한 객관적 기준을 마련해 준다는 점에서 큰 의미가 있을 것이다. 이러한 노력을 통해 본 연구가 국내 자본시장의 발전에 조금이나마 도움이 될 수 있기를 바란다. 아울러 향후 본 연구원에서는 본 보고서에서 개발된 모형을 이용한 주가 수준 평가 결과를 『계간 자본시장 포럼』을 통해 6개월마다 발표할 예정이다.

본 보고서를 작성하는데 많은 노고를 아끼지 않은 본 연구원의 김재철 박사, 빈기범 박사 및 송민규 박사에게 감사를 표하고자 한다. 또한 자료수집 및 정리에 도움을 준 박진모 연구원과 원고정리에 수고한 이수연 연구조원, 임지영 연구조원에게도 감사의 뜻을 전한다.

마지막으로 본 보고서의 내용은 연구진 개인의 의견이며, 본 연구원의 공식 의견이 아님을 밝혀둔다.

2006년 4월
한국증권연구원
원장 최도성

목 차

Executive Summary	vi
Abstract	viii
I. 서론	3
II. 버블의 개념 및 측정 방법	9
1. 버블의 개념	9
2. 버블의 측정 방법	11
III. 국내 주가 수준에 대한 평가	19
1. 계량경제모형을 이용한 평가 :	
Gordon-Froot-Obstfeld 모형	19
2. 버블 징후 분석을 통한 평가	35
IV. 결론	51
참고문헌	55
부록	61

표 목 차

<표 III-1> 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형 추정 결과	28
<표 III-2> 주가 급등기의 고객 예탁금, 신용융자 및 미수금	37
<표 III-3> 주가 급등기의 시가총액/경상GDP 비교	40
<표 IV-1> 분석 결과의 요약	52

그 립 목 차

<그림 I-1> 2005년 주요국 주식시장 지수 추이	3
<그림 III-1> 우리나라 실질 GDP와 실질 KOSPI의 추이	26
<그림 III-2> 적정 주가 구간과 실제 시장 주가	31
<그림 III-3> 2006년 말 이론적 주가 상한의 예측 확률분포	34
<그림 III-4> 2006년 말 이론적 주가 하한의 예측 확률분포	34
<그림 III-5> 국내 실질민간신용 증감률 추이	36
<그림 III-6> KOSPI 지수의 전월대비 등락률	38
<그림 III-7> 경기선행지수 및 KOSPI 추이	41
<그림 III-8> 우리나라 주식시장 평균 PER	42
<그림 III-9> 우리나라와 주요 국가 주식시장 PER 비교	44
<그림 III-10> 전체 유가증권시장의 시가총액 회전을	46
<그림 III-11> 투자주체별 상대적 매매회전을	47

약 어 표

BT	Biology Technology
GDP	Gross Domestic Product
IT	Information Technology
PER	Price Earnings Ratio
PPI	Producer Price Index
STR	Smooth Transition Regression

<Executive Summary>

최근 국내 주가는 주식시장 개장 이래 최고 수준에 이르렀다. 그런데 최근의 주가가 고평가되었고, 오래 지속될 수 없다는 우려가 많이 제기되고 있다. 이에 본 연구에서는 최근의 주가 수준이 버블을 동반한 고평가된 수준인지에 대한 판단 근거를 다양한 분석 방법을 통해 제공하고자 한다.

버블은 자산의 시장가격과 본원적 가치(fundamental value)간의 괴리가 지속되는 현상을 의미한다. 자산 가격이 급격하게 상승해도 그것이 본원적 가치를 반영하는 것이라면 버블이라고 할 수 없다. 버블은 투자자의 군중심리, 비이성적 과신 등 비합리적 행동에 의해 주로 발생한다. 그러나 합리적 판단에 필요한 정보가 부족하거나 정보 비대칭의 정도가 심한 경우 버블은 투자자의 합리적 선택에 의해서도 발생할 수 있다.

주가가 버블을 동반한 고평가된 수준인지를 평가하는 방법으로는 계량경제학적 모형을 통한 방법과 버블 징후의 분석을 통한 방법이 있다. 계량경제학적 방법은 크게 시장 주가와 본원적 가치의 비교를 통한 방법 및 주가의 급격한 변동 가능성을 주가의 시계열적 특성을 이용하여 추정하는 방법으로 구분할 수 있다. 한편, 주가가 고평가되어 주식시장에 버블이 생성되기 직전에 나타나는 버블 징후로는 다섯 가지 정도를 지적할 수 있다.

첫째, 거시총량 신용 규모가 과도하게 늘어난다. 둘째, 주가가 단기간 내에 임계치 이상으로 급격하게 상승한다. 셋째, 주가와 실물경제간의 괴리가 커진다. 넷째, 주가가 기업 본질가치를 반영한 수준보다 높게 상승한다. 다섯째, 단기매매 등 투자패턴의 변화가 나타난다.

본 연구에서는 계량경제학적 모형과 버블의 징후 분석을 병행하여 최근의 국내 주가가 버블을 동반한 고평가된 수준인지 판단한다. 우선 계량경제학적 모형 중 주식의 본원적 가치 측정을 통해 주가의 적정성을 평가하는 모형을 이용한 결과 최근의 주가 수준을 버블이라고 볼 수 없다는 결론을 도출하였다. Gordon(1962) 모형 및 Froot and Obstfeld(1991) 모형을 일부 수정하여 국내 주가에 응용한 결과 최근의 주가 수준은 이론적 주가의 상한선인 1,525포인트에 비해 여전히 낮은 것으로 나타났다. 버블 징후에 대한 분석 결과도 대체로 이러한 결론을 지지하였다. 민간신용 증가율은 비교적 안정적인 수준을 유지하고 있으며, 과거 주가 급등기에 비해서도 매우 낮은 편이다. 전월대비 주가 상승률도 버블의 임계치에 비해 낮은 수준을 유지하고 있다. 기업 수익성에 대비한 주가 수준도 과거 주가 급등기에 비해 크게 낮은 수준에 머물러 있으며 다른 나라와 비교해도 상대적으로 낮은 편이다.

결론적으로 주가가 급격하게 상승하더라도 기업의 본원적 가치를 반영하는 한 크게 우려할 필요는 없다고 본다. 다만, 최근의 주가 수준이 이론적 상한선에 빠르게 접근하고 있는데다, 일부 버블의 징후가 약하게나마 감지되고 있기 때문에 주가 수준에 대한 지속적인 관찰은 반드시 필요하다.

Abstract

Bubbles in the Korean Stock Prices?

In the last year, the Korean stock market has experienced a historic boom, raising concerns that the stock market is over-heated. The objectives of this paper are to examine whether the Korean stock market is currently over-valued.

An asset price bubble is defined as a sustained deviation of price from an asset's fundamental value, and usually said to occur when asset prices rise rapidly. Even though the asset prices rise sharply, if the fundamental value improves along with prices, we do not consider it to be a bubble. If the high level of prices cannot be justified by standard fundamental factors, we say it may be associated with a price bubble. In general, irrational behavior, such as mob psychology, irrational exuberance, and fads, is a major source of asset price bubbles. However, asset price bubbles could develop even under rational expectations when there is a deficiency or asymmetry in the distribution of information. If this is the case, it is natural that the bubbles be part of proper asset prices; so-called rational bubbles are considered in valuing the current stock prices in this paper.

In this paper, we utilize econometric models to compare market prices with theoretical stock prices that reflect fundamental values. We also analyze the specific symptoms around the peaks of stock prices using the economic variables involved.

We use an econometric model modified from Gordon (1962), Froot and Obstfeld (1991) and find that the current Korea Stock Price Index (KOSPI) is still below the theoretical upper bound, 1,525 points. The analysis on other variables such as aggregate credit and price-to-earnings ratios (PERs) also supports our empirical finding. It is difficult to discern that the stock market is over-heated. The growth rate of private aggregate credit is stable and still lower than that in the past periods of over-valuation. The monthly growth of the KOSPI has not exceeded the critical level. The PERs are also below the levels of the past periods of over-valuation and those of other developed countries.

From this analysis, we conclude that Korean stocks are not over-priced, even though prices rose quickly. However, we need to continue to carefully watch the on-going movement of prices because the KOSPI approached the theoretical upper bound rapidly and weak symptoms associated with bubbles are in evidence.

1. 서론

I. 서론

2005년 중 국내 주식시장은 최고의 활황세를 보였다. 과거에도 몇 차례 KOSPI 지수가 1,000을 넘어섰던 적이 있었지만 높은 주가 수준이 지속되지는 못했다. 반면, 2005년에는 주가가 1,000을 넘어 1,400 수준에 근접함에 따라 지수 1,000 시대에 안착하는 양상을 보였다. 2005년 중 국내 주식시장의 활황세는 다른 주요 국가 주식시장과의 비교를 통해서도 확인할 수 있다. KOSPI지수는 2005년 1월 3일 893.7에서 12월 30일에는 1379.4로 1년간 54.3%나 상승했다. 2005년 중 미국, 영국, 일본, 대만, 싱가포르, 홍콩 등 주요국 주가가 모두 상승 추세를 보이기는 했으나 각각 3.8%, 16.7%, 43.5%, 6.6%, 13.4%, 4.5% 상승하는데 그쳐 국내 주가의 상승 정도에는 미치지 못했다.

<그림 1-1> 2005년 주요국 주식시장 지수 추이



a) 각국 주가지수를 2005년 1월 3일을 100이 되게 정규화 함
 자료: Datastream

4 국내 주식시장의 버블 가능성 평가

그런데 꾸준히 상승하던 주가가 2006년 들어 몇 차례 급락하면서 불안한 움직임을 보이자 국내 주가의 고평가 가능성에 대해 상반된 주장들이 제기되고 있다. 주가 고평가 가능성을 우려하는 분석가들은 최근의 주가 급등이 기업의 본원적 가치 변화를 반영하기보다는 유동성의 유입에 따른 것이라고 주장한다. 전세계적으로 저금리 추세가 지속되면서 외국인 투자자들이 국내 주식시장에 대한 투자를 늘리고 있는데다, 국내적으로도 적당한 투자처를 찾지 못한 투자자들이 주식시장으로 몰려들고 있다는 것이다. 즉, 이들은 본원적 가치의 상승을 동반하지 않은 주가 상승은 지속될 수 없다고 주장한다.

반면 아직 국내 주가가 고평가된 수준이 아니라고 주장하는 이들은 주식시장으로의 유동성 유입이 기본적으로 기업의 본원적 가치가 상승했기 때문이라고 주장한다. 외환위기 이후 혹독한 구조조정을 거치면서 부채비율이 줄어들고 수익성이 개선되는 등 기업들의 재무구조가 튼튼해 졌을 뿐만 아니라 기업의 지배구조도 구미 투자자들이 선호하는 형태로 바뀌고 있다는 것이다. 또한 이들은 국내의 개인 투자자들이 주식시장에 투자하는 형태가 직접투자에서 적립식 투자를 포함한 간접투자로 바뀌고 있기 때문에 주식시장으로 유입되는 유동성의 성격도 근본적으로 과거와는 다르다고 주장한다.¹⁾

과거 사례를 통해 알 수 있듯이 고평가된 주가가 단기간에 급락하면 심각한 문제를 야기한다. 우선 단기적으로는 자산가치가 축소됨에 따라

1) 일반적으로 기관투자자가 개인투자자에 비해 주식에 대해 보다 장기적으로 투자하는 것으로 알려져 있다. 예를 들어서 1995년 1월에서 2005년 12월까지 국내 유가증권시장에서의 월 평균 매매회전율은 기관투자자의 경우 14.2%였는데 반해 개인투자자의 경우 47.7%에 이르렀다. 개인투자자들의 투자 패턴이 보다 단기적임을 보여 주는 수치이다. 따라서 개인투자자들이 펀드 등 간접투자를 통해 주식에 투자하면 시장 전체의 단기 매매 패턴이 축소되는 효과가 있을 것이다.

소비가 위축되는 등 경기가 침체된다. 또한 중장기적으로 볼 때 주식시장 급변동의 위험성을 체험한 투자자들이 주식시장을 외면함에 따라 기업의 체질이 변화되는 등 본원적 가치가 상승하더라도 주식시장에 대한 신뢰가 회복되기 어렵다. 국내 경제의 장기적인 성장잠재력 확보를 위해서는 주식시장을 통한 위험자본의 원활한 공급이 반드시 필요한데, 주식시장에 대한 신뢰가 회복되지 못한 상태에서는 주식시장의 역할을 기대하기 어려울 것이다.

본 보고서의 가장 큰 목적은 최근의 주가 수준이 펀더멘탈을 반영한 지속 가능한 수준인지, 아니면 버블을 동반한 고평가된 수준인지를 객관적 분석을 통해 평가해 보는데 있다. 본 보고서에서는 주가 수준의 평가를 위해 이론적 배경을 갖춘 계량경제학적 모형을 활용하되, 일반적으로 많이 제시되는 버블의 징후 분석을 통해서도 다양한 판단 근거를 제시할 것이다.

본 보고서의 구성은 다음과 같다. II장에서는 버블의 개념 및 측정 방법을 논의할 것이다. III장에서는 계량경제학적 모형 및 버블의 징후 분석을 통해 국내 주가의 고평가 여부를 분석할 것이다. IV장에서는 주요 연구 결과를 요약한다.

II. 버블의 개념 및 측정방법

1. 버블의 개념
2. 버블의 측정 방법

II. 버블의 개념 및 측정 방법

1. 버블의 개념

자산 가격 버블에 대한 정의는 학자에 따라 약간씩 차이가 난다. 예를 들어서 Kindleberger(1978)는 자산 가격이 상당한 정도까지 상승했다가 급격하게 하락하는 현상을 버블로 정의하였다. 그는 보다 구체적으로 초기의 자산 가격 상승 이후 자산의 단기적인 매매를 통해 이익을 취하는 투자자(speculators)가 시장으로 유입되는 현상을 버블이라고 하였다. 그러나 Garber(1990, 2000)는 자산 가격이 본원적 가치(fundamental value)와 지속적으로 괴리를 보이는 현상을 버블이라고 정의하였다. 여기에서 본원적 가치는 보유 자산으로부터 발생하는 미래의 기대수익을 현재가치로 할인한 값이다. 그의 정의에 의하면 자산의 실제 시장가격이 본원적 가치보다 크면 양의 버블이 되며, 본원적 가치보다 작으면 음의 버블이 된다. 그런데 Garber의 정의에 의하면 자산 가격 상승이 급격하게 이루어져도 만약 그것이 본원적 가치를 반영하는 것이라면 버블이 아니다. 예를 들어, Garber(1990)는 1719~1720년의 미시시피 버블(Mississippi bubble)과 1720년의 South Sea 버블 등 역사상 버블로 간주되는 사례들이 본원적 가치의 변화로 설명 가능하기 때문에 버블로 볼 수 없다고 주장하였다.

일반적인 경제 모형에서 금융시장은 효율적이며 왜곡이 없는 것으로 가정되며, 경제주체들은 합리적인 선택을 한다. 이 경우에 균형을 벗어난 자산 가격은 충분한 정보를 가지고 있는 차익거래자(arbitrageur)에 의해 즉시 균형 상태로 돌아오기 때문에 자산 가격의 버블은 생성될 수 없다(Fama(1965)).

그러면 자산 가격의 버블은 왜 만들어지는 것인가? 일반적으로 버블은 자산 투자자들의 군중심리, 비이성적 과신 등 비합리적 행동에 기인한다고 알려져 있다. 즉, 자산 가격 버블은 자산으로부터 만들어질 미래의 수익에 대해 투자자들이 비합리적일 정도의 확신을 가짐으로써 만들어진다는 것이다.²⁾ 또한 자산의 본원적 가치에 대한 이성적 판단보다는 시류에 편승하여 투자하는 초보투자자들이 시장에 대거 참여함에 따라 시장이 한 방향으로 편향되고, 이로 인해 지속적 가격 상승이나 하락이 발생할 수 있다.

그러나 버블은 투자자들의 합리적 선택에 의해서도 발생할 수 있다. 초기에 자산 가격이 상승함에 따라 합리적인 투자자들이 자산 가격의 추가 상승을 기대함으로써 '자기실현적 기대(self-fulfilling expectations)'가 형성되고, 투자자들이 시장으로 꾸준히 유입된다는 것이다(Blanchard and Watson (1982), Santos and Woodford(1997)). 이외에 투자자들이 합리적 의사결정을 내리기 위한 정보의 절대량이 부족하거나 투자자간 정보 비대칭의 정도가 심해도 자산 가격이 본원적 가치로부터 이탈할 수 있다.³⁾ 투자자들이 자신에게 주어진 정보가 완전한 정보라고 인식하는 한 투자자들은 주어진 정보에 따라 합리적인 선택을 하게 된다. 그런데 주어진 정보가 틀렸거나 불완전하다면 투자자들이 합리적인 선택을 했음에도 불구하고 시장은 균형에서 벗어나게 된다.

위에서 언급한 바와 같이 버블은 자기실현적 특성을 지닌다. 초기에 자산 가격이 상승함에 따라 추가적인 상승에 대한 기대가 커지면 해당

2) 이러한 경우를 가장 잘 나타내 주는 사례로는 Greenspan(1996)이 1990년대 후반의 미국 주가 상승을 비이성적 과신(irrational exuberance) 때문이라고 지적한 것을 들 수 있다. Greenspan은 실물경제의 지속적인 성장과 그에 따른 과도한 낙관론으로 인해 위험이 과소평가되고 신용이 과다하게 창출된다는 점을 강조하였다.

3) 대표적 예로 1990년대의 인터넷 버블을 들 수 있다.

자산 거래를 통해 수익을 얻으려는 투자자들이 지속적으로 유입되고, 이에 따라 자산 가격이 실제로 크게 상승한다. 또한 버블은 그것이 진행 중일 때는 이를 인지하기 어려운 특성을 지닌다. 통상적으로 버블이 붕괴된 후에야 비로소 과거의 붐(boom)이 버블이었다는 사실을 인지하게 된다. 획득 가능한 모든 정보를 가지고도 자산의 본원적 가치를 정확히 측정하기 어려워 자산 가격의 상승이 펀더멘탈에 의한 영속적인 상승인지 아니면 펀더멘탈과 무관한 일시적인 상승인지를 판단하기 어렵기 때문이다.

버블은 사회적 비용을 야기한다. 우선 버블로 인해 경기의 진폭이 확대될 수 있다. 버블로 발생하는 자산효과(wealth effect)는 소비를 확대하여 경기를 부양하지만 비생산적인 부분으로의 지속적인 투자, 노동 의욕 감퇴 등을 통해 성장 잠재력을 위축시키며, 이로 인해 버블이 붕괴될 때 장기적인 경기침체를 야기하기도 한다. 또한 버블은 세대내 또는 세대간 부를 재분배하는 기능을 하기도 한다. 즉, 버블 후기 자산 보유자로부터 버블 초기 자산 보유자로의 부의 이전이 발생하는데, 버블로 인한 과도한 부의 재분배는 사회불안 요인으로 작용할 수 있다.

2. 버블의 측정 방법

가. 계량경제학 모형을 이용한 방법

버블을 측정하는 계량경제학적 방법은 크게 두 가지로 분류될 수 있다. 우선은 경제학적 직관과 이론을 바탕으로 자산의 본원적 가치와 가격간의 관계를 모형화하고 이를 추정된 후, 이 모형이 함의하는 이론적 가격과 실제 가격을 비교하여 버블을 판단하는 방법이 있을 수 있다. 다른 하나는 자산 가격의 시계열적 특성과 관련된 정보만을 가지고 통계

12 국내 주식시장의 버블 가능성 평가

적 방법론을 통해 버블을 포착해내는 방법이 있을 수 있다.

Gordon(1962)의 배당할인모형(dividend discount model) 이후 많은 연구들은 자산의 본원적 가치를 해당 자산으로부터 미래에 창출될 현금 흐름(주식의 경우 배당)의 현재가치라고 정의하고 있다. 예를 들어, Shiller(1981)의 분산한계검정(variance bounds test)은 주식의 본원적 가치가 미래의 배당소득 흐름을 기대수익률로 할인하여 계산되는 현재가치에 의해 결정된다는 가정을 바탕으로 하고 있다. 이와 같은 논의 하에서 버블은 자산의 실제 가격이 본원적 가치를 초과할 때 발생하는 현상이다.

Froot and Obstfeld(1991)는 시장이 효율적이라면 자산의 시장 가격과 본원적 가치는 장기적으로 수렴해야 하며, 본원적 가치의 변화가 시장 가격의 움직임을 설명할 수 있어야 하지만 실제 데이터로는 지지되지 못한다고 주장하였다. 그들은 버블이 장기적으로 지속될 수 없음에도 불구하고 배당할인모형으로 측정된 버블은 장기간 지속된다는 점에 주목하였다. 그들은 미래 현금흐름 및 할인율 등 자산의 펀더멘탈과 관련된 변수들의 예상치 못한 움직임까지 고려해야만 적절한 본원적 가치가 될 수 있다고 보고 이를 모형화하였다. 다른 연구자들도 유사한 의견을 제시하였다. 예를 들어, Gurkaynak(2005)은 버블에 대한 통계적 검정 방법들이 버블의 존재와 본원적 가치의 구조변화를 구분하지 못하는 한계를 가지고 있음을 지적한 바 있다. 그 이유로 Siegel(2003)은 미래 현금흐름의 예상치 못한 변화 및 적절한 할인율의 설정이 불가능하기 때문이라고 언급하였는데, 이러한 의견들은 Froot and Obstfeld(1991)의 모형이 의미하는 바와 유사하다고 볼 수 있다.

자산의 본원적 가치를 측정하지 않고 자산 가격 자체의 시계열 특성을 분석하여 어떤 시점에서 버블이 존재하는지 또는 이에 따라 자산 가격이 급격하게 떨어질 가능성이 있는지를 평가하는 방법은 순전히 통계

적인 방법론이다. 예를 들어, 생존분석(survival analysis)을 통해 버블의 존재 여부를 판단해 볼 수 있다. 이는 위험률 함수(hazard rate function)를 추론하여 현재까지 지속되어온 상태가 당장 끝날 확률을 계산하는 것으로, McQueen and Thorley(1994)에 의해 주가에 적용된 바 있다. 마르코프 국면전환모형(Markov regime switching model) 또는 STR(smooth transition regression) 모형 등을 이용하여 특정 시점이 버블 국면일 확률을 추론할 수 있다.⁴⁾ 하지만 이러한 통계적 방법론들은 자산의 본원적 가치를 고려한 분석을 수행할 수 없다는 근본적 한계를 지니고 있다. 예를 들어, 어떤 충격에 의해 자산의 본원적 가치가 급격히 상승했다가 하락하는 경우에는 시장 가격이 급변하더라도 본원적 가치의 변화를 반영했다는 측면에서 버블이라고 보기 어렵다. 그럼에도 불구하고 이러한 자산 가격 움직임을 순수한 통계적 모형을 이용해 시계열적 특성만 분석할 경우 버블로 식별될 가능성이 크다.

나. 버블 징후의 분석을 통한 방법

계량경제학적 모형을 이용하여 버블 여부를 판단하는 것은 엄밀한 이론적 배경 하에서 분석한다는 측면에서 논리적 정합성이 대단히 높다. 그러나 Gurkaynak(2005)이 언급한 바와 같이 본원적 가치를 어떻게 정의하느냐에 따라서 주가에 대한 평가가 달라질 수 있다. 따라서 이론적 배경은 약하더라도 버블 직전에 나타나는 몇 가지 대표적인 지표들의 움직임을 분석함으로써 계량경제학적 모형으로부터 도출된 결과를 보완

4) Hall et al.(1999)은 버블을 포착할 수 있는 마르코프 국면전환 단위근 검정을 제시하고 그 검정력이 낮지 않음을 보고하고 있다. STR 모형은 이산적 미관측 잠재상태의 존재를 전제한 마르코프 국면전환모형과 달리 연속적 미관측 잠재상태의 존재를 가정한다. 자세한 사항에 대해서는 Chan and Tong(1986) 또는 Teräsvirta(1994)를 참조할 수 있다.

14 국내 주식시장의 버블 가능성 평가

할 필요가 있다.

주식시장 버블과 관련된 징후들은 다음과 같다. 첫째로 과도한 통화 및 신용팽창을 들 수 있다. Kindleberger(1978)는 어떠한 주가 버블도 과도한 통화 및 신용팽창이 뒷받침되지 않고 발생할 수 없다고 하였다. 즉, 과도한 통화 및 신용팽창은 버블의 필요조건이라 할 수 있다.

둘째로, 주가의 단기간 내 급격한 변동을 들 수 있다. 과거 주가 변동으로부터 주가 변동률의 분포를 추정하여 양쪽 꼬리 5%에 해당하는 주가 변동이 발생하면 버블의 징후로 파악하는 것이다. 이러한 분석 방법은 발생확률이 극히 낮은 주가 변동을 본원적 가치의 변화를 반영하는 것이 아니라고 가정하고 있다.⁵⁾

셋째로, 실물경제 움직임과 주가의 괴리를 들 수 있다. 경기선행성을 갖는 주가가 '경제성장률+물가상승률'의 예상치를 크게 초과하여 상승하거나 경기선행지표와 괴리되어 움직이는 것도 주가 버블의 한 가지 징후일 수 있다.

넷째로, 기업 펀더멘탈과 주가와의 괴리를 들 수 있다. 기업의 본원적 가치는 6개월 정도의 단기간 내에 크게 변하기 어려우나 주가가 지나치게 급등하였다면 버블의 징후로 볼 수 있다.⁶⁾ 특정 기업의 주가가 그 기업과 유사한 특성과 수익구조를 갖는 기업들의 주가에 비해 지나치게 고평가 되었을 경우에도 버블의 징후로 볼 수 있다.

마지막으로 투자패턴의 변화도 버블의 징후가 될 수 있다. 시세차익만을 목적으로 한 투자자의 비중이 늘수록 전체 매매에서 단기매매가

5) 최희갑(2002)은 주가지수가 전년 동월대비 63.1% 상승(발생확률 5% 미만의 주가 상승)한 1986년 6월~1988년 5월 및 1999년 5월~11월의 두 기간을 버블기로 파악하였다.

6) 예를 들어, 2003년 7월 11일 미국 야후(yahoo)의 PER(price to earning ratio)는 93배에 달했다.

차지하는 비중이 증가한다. 이러한 단기 차익 추종 거래가 늘어나면 주가가 크게 상승한다. 만약 투자자들이 기업 본원적 가치의 뒷받침 없이 주가 상승세가 지속되고 있음을 인지한다면 단기간 내에 매매 차익을 실현시키려 함에 따라 단기매매의 증가는 더욱 가속화된다. 하지만 주식 시장에 미세한 충격이 발생하면 투자자금이 일시에 유출되어 주가가 급락하게 된다.⁷⁾ 초보투자자의 참여 증가도 버블의 징후가 된다. 버블이 진행되면 시장 메카니즘에 대한 정확한 이해나 본원적 가치에 대한 이성적인 판단보다는 과거의 주가 상승이 앞으로도 지속되리라는 막연한 기대를 가지고 투자하는 초보투자자의 시장참여가 증가하는 경향이 있다. Kindleberger(1978)는 신산업 태동, 신기술의 출현 등 새로운 것이 나타나면 사회구성원들이 투기적 광기(speculative mania)에 휩싸여 결국 자산 가격에 버블이 발생하고, 수많은 순진한 투자자들도 일확천금을 위해 투기대열에 뛰어들어 버블과 투기의 희생자가 된다고 주장하였다.

7) 앞에서 언급한 바와 같이 Kindleberger(1978)는 단기 차익 추종 거래자의 증가를 버블의 정의라고 한 바 있다.

III. 국내 주가 수준에 대한 평가

1. 계량경제모형을 이용한 평가 :
Gordon-Froot-Obstfeld 모형
2. 버블 징후 분석을 통한 평가

III. 국내 주가 수준에 대한 평가

본 장에서는 최근의 국내 주가가 버블을 동반한 고평가된 수준인지를 평가하기 위해 계량경제학적 모형 및 버블 징후 분석을 이용한다.

1. 계량경제모형을 이용한 평가:

Gordon-Froot-Obstfeld 모형

본 절에서는 계량경제모형을 설정하고 이를 추정하여 국내 주가의 적정성 여부를 판단한다. 사용한 모형은 Gordon(1962) 및 Froot and Obstfeld(1991)의 연구에 바탕을 두고 있다. 이 두 모형은 주식의 본원적 가치에 기초하여 적정 주가를 제시하는 등 직관적으로 이해하기 쉽고, 추정절차도 단순한 장점이 있다. 첫 번째 절에서는 이 두 모형의 이론적 배경, 모형의 설정 및 해석방법 등을 간략히 설명한다. 도출 과정 및 기술적 고려사항 등 자세한 내용은 부록에 상술하였다. 두 번째 절에서는 우리나라 자료를 이용하여 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 추정하고 이 결과를 토대로 우리나라 주가 수준의 적정성을 살펴본다. 세 번째 절에서는 추정결과를 이용해서 향후 적정한 주가 수준을 예측해 본다.

가. 이론적 배경 및 주가 적정구간의 설정

합리적 기대(rational expectation)하에서, 이론적인 주식의 가격은 식 (1)과 같이 미래 주가와 배당액의 합의 기대치를 현재가치로 환산한 값이다.

$$P_t = e^{-r} E_t(P_{t+1} + D_t) \tag{1}$$

P_t : t 기초에 평가된 주식의 실질가격

D_t : t 기에 걸쳐 지급된 실질 배당액

$E_t(\cdot)$: t 기초의 정보를 토대로 한 조건부 기대치

r : 실질이자율

$P_t^{PV} \equiv \sum_{s=t}^{\infty} e^{-r(s-t+1)} E_t(D_s)$ 라고 정의하고, $B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1})$ 의

조건을 만족할 때, 선형 차분방정식 (1)은 항상 다음의 식 (1)'과 같은 형태의 해를 갖게 된다.

$$P_t = P_t^{PV} + B_t \tag{1}'$$

통상 P_t^{PV} 는 주식의 본원적 가치(fundamental value), B_t 는 합리적 버블(rational bubble)이라고 부른다. P_t^{PV} 는 미래에 발생할 배당의 총합을 현재가치로 할인한 값으로, 주식 가치의 펀더멘탈(fundamental)인 배당만으로 표현되기 때문에 “본원적(fundamental)”이라 한다. 한편, B_t 가 배당 등의 펀더멘탈과 직접적 연관이 크지 않을 것으로 보아 버블(bubble)이라고 명명하지만 합리적 기대하에서 항상 나타날 수 있기 때문에 “합리적(rational)” 버블이라고 한다. 이론적으로 합리적 버블은 영보다 크거나 같으므로 이론적인 적정 주식가격은 본원적 가치보다 같거나 크다.

Gordon(1962)의 모형과 Froot and Obstfeld(1991)의 모형은 합리적 기대하에서 설정된 선형 차분방정식 (1)에서 적정한 이론적 주가를 도출하는데, 결국 Gordon(1962)은 차분방정식의 하나의 특수해(particular solution)를 구한 것이고, Froot and Obstfeld(1991)는 Gordon의 특수해를 포함하는 일반해(general solution)를 구한 것이라 할 수 있다.⁸⁾ 두

모형의 차이점은 합리적 버블에 대한 설정뿐이다. Gordon(1962)은 합리적 버블이 존재하지 않는다고 가정하고, Froot and Obstfeld(1991)은 통상의 경제환경에서 양(+의 합리적 버블이 적정 주가에 반영된다고 가정한 것이다.

많은 실증 연구는 Gordon 모형 등 버블을 감안하지 않은 모형이 실제 주가의 움직임을 설명하지 못한다고 지적하고 있으며,⁹⁾ 이론적 연구들도 경제제도의 변화, 금융거래의 정보의 비대칭성 등을 이유로 버블이 적정한 주가에 포함되어야 함을 주장한다.¹⁰⁾ 적정한 주가를 실증적으로 평가하기 위해서 합리적 버블을 고려해야 한다는 것은 설득력이 있으나 합리적 버블의 이유가 다양하고 측정하기도 어렵기 때문에 기술적으로 이를 어떻게 묘사하는가는 매우 어렵다. 이에 대해서 Froot and Obstfeld(1991)는 비교적 단순한 형태의 합리적 버블을 제시하였고, 이를 내재적 버블(intrinsic bubble)이라고 명명하였다. 그들은 합리적 버블의 일종인 내재적 버블이 포함된 모형이 약 90년간(1900-1988년)의 미국 데이터를 잘 설명하고 있음을 보였다. 본 절에서는 Gordon 모형과 Froot-Obstfeld 모형의 경제학적 의미를 살펴보고, 우리나라 주가의 적정성을 판단하기 위해서 이 모형들을 어떻게 적용할지를 살펴보고자 한다.

8) 식 (1)'은 합리적 기대하의 선형 차분방정식 (1)의 일반해(general solution)이라고 부른다. P_t^{PV} 는 일반해의 비동차 부분(nonhomogeneous part)이고, B_t 는 동차 부분(homogeneous part)이다. 초기조건(initial condition)이나 종점조건(transversality condition) 등이 있으면, 그 조건들에 의해 동차 부분이 확정되고, 이때의 일반해를 특수해(particular solution)라고 한다. Gordon 모형은 종점조건에 의해서 동차부분을 제거한 특수해로서, 일반해의 비동차 부분이다. Froot-Obstfeld 모형은 어떤 제약도 가하지 않은 일반해로, 이를 직접 추정한다.

9) Campbell and Shiller(1987), Flood and Hodrick(1990), Campbell et al.(1997) 외 다수의 연구가 있다.

10) Krugman(1998), Allen and Gale(2000), Siegel(2003), 및 Gurkaynak(2005) 등 다수의 연구들이 있다.

우선 Gordon 모형은 합리적 버블이 존재하지 않는다고 가정하고 주식의 본원적 가치만으로 주식의 적정 가치를 평가하므로 Gordon 모형에서 이론적 적정 주가 P_t 는 주식의 본원적 가치 P_t^{PV} 와 같게 된다. 합리적 버블이 존재할 경우 이론적인 적정 주식가격은 본원적 가치보다 같거나 크기 때문에 본원적 가치만으로 적정 가치를 제시하는 Gordon 모형은 적정 주가의 이론적 하한선(lower bound)을 제시한다. 즉, Gordon 모형에 제시된 주식의 본원적 가치 P_t^{PV} 보다 실제의 시장 주가 P_t^{MV} 가 낮을 경우, 주가는 이론적으로 저평가되었다고 할 수 있다.

Froot and Obstfeld(1991)는 본원적 가치만으로는 실제의 시장 주가 움직임을 설명할 수 없음을 착안하여 합리적 버블의 일종인 내재적 버블을 모형에 포함하여 이론적 적정 주가를 평가하였다. 내재적 버블 B_t^{NT} 은 배당 등의 펀더멘탈의 함수로 표현되는데, 합리적 버블의 한 형태이다. 내재적 버블을 해석할 때 주의해야 할 것이 있다. 배당의 현재 가치는 이미 본원적 가치에 모두 반영되어 있다는 점이다. 다시 말해서, 주가에서 배당의 현재가치 중 누락된 요소가 내재적 버블에 반영된다고 하는 것은 그릇된 해석이다. 내재적 버블은 경제 제도, 발전단계 등 다양한 이유를 반영한 하나의 합리적 버블에 대한 대리변수(proxy variable)라고 보는 것이 타당하다.

Gordon 모형과 Froot-Obstfeld 모형은 P_t^{FO} (Froot-Obstfeld 모형의 주가) = P_t^{PV} (Gordon 모형의 주가) + B_t^{NT} (내재적 버블)의 관계를 가진다. 즉, Froot-Obstfeld 모형은 합리적 기대하에서 이론적으로 허용될 수 있는 버블까지 적정 주가로 간주한다. 따라서 이론적인 적정 주가 P_t 는 Froot-Obstfeld 모형에서 평가된 주가보다 같거나 작아야 한다. 만약 실제 주가가 Froot-Obstfeld 모형의 추정치보다 크다면, 주가가 고평가 되었다고 평가한다.

실제로 Gordon 모형과 Froot-Obstfeld 모형을 이용하여 적정한 주가를 평가할 때는 (i) 우선 Froot-Obstfeld 모형을 추정하고 이를 Gordon 모형 부분과 내재적 버블로 분해한다. (ii) 앞에서 설명했듯이, Gordon 모형의 주가는 본원적 가치로서 이론적 주가의 명백한 하한선으로 해석한다. 그리고 본원적 가치와 내재적 버블의 합인 Froot-Obstfeld 모형의 주가는 이론적 상한선(upper bound)으로 간주한다. (iii) Gordon 모형에 의한 이론적 하한보다 실제 주가가 낮다면, 저평가되었다고 하고, Froot-Obstfeld 모형에 의한 이론적 상한보다 높다면, 고평가되었다고 판단한다. 실제 주가가 상한과 하한 사이의 구간에 위치한다면, 고평가 또는 저평가라고 말할 수 없다는 의미에서 적정하다고 할 수 있다.

Gordon-Froot-Obstfeld 모형으로 적정 주가를 판단하는 것이 직관적으로 이해하기 쉽고, 추정 방법도 용이하나, 우리나라의 분기별 KOSPI의 적정성을 판단하기에는 어려움이 있다. 기본 모형은 배당 및 배당의 함수로서 적정 주가를 평가하는데, 배당이 연중 고르게 나타나지 않으며, 실질적으로 배당이 주가치에 기여한 시점을 추적하기 어렵다는 점이다. 또한 1997년 금융위기 이후 여러 가지 이유로 배당액이 급증하였는데, 이러한 과거 자료로 미래의 배당성장률을 평가하면 주가의 본원적 가치(Gordon 모형)가 심각하게 왜곡될 우려가 있다.¹¹⁾ 이러한 배당 자료의 문제에 대한 대안으로써, 본 보고서에서는 분기별로 자료를 얻을 수 있고, 배당보다 상대적으로 안정적인 GDP를 이용하였다. GDP는 분기별로 자료가 있어 경제전체의 펀더멘탈이 실질적으로 변화한 시점이 명확하며, 모형 내에 거시경제 여건을 반영할 수 있다는 장점이 있다.

모형내에 배당 대신 GDP를 도입하기 위해서 GDP 대비 배당 비율

11) Gordon 모형이 양(+의) 주가를 묘사하기 위한 필요조건은 펀더멘탈(배당 또는 GDP)의 증가율이 실질이자율보다 작아야 한다는 것이다. 그런데 우리나라의 최근 배당 증가율이 매우 커서 추정기간내의 동 증가율의 평균이 실질이자율보다 높은 수준이고, Gordon 모형을 적용할 수 없게 된다.

이 일정하다고 가정($D_t/\text{GDP}_t = \alpha$, α 는 상수)하여 Froot-Obstfeld 모형을 변형함으로써 다음의 식 (2)와 같이 GDP로 적정 주가를 평가하는 모형을 설정하였다.¹²⁾

$$P_t = C_0\text{GDP}_t + C_1\text{GDP}_t^\lambda + \epsilon_t \quad (2)$$

식 (2)에서 GDP로 표현한 주가의 이론적 하한선은 $P_t^{\text{PV}} = C_0\text{GDP}_t$ (본원적 가치, Gordon 모형)으로 표현되며, 이론적 상한선은 $P_t^{\text{FO}} = C_0\text{GDP}_t + C_1\text{GDP}_t^\lambda$ (내재적 버블이 포함된 주가, Froot-Obstfeld 모형)로 나타낼 수 있다. 이 두 가지의 이론적 상·하한선을 추정한 후, 앞에서 언급한대로 실제 주가 P_t^{MV} 의 적정성을 판단한다. 즉, (i) $P_t^{\text{MV}} < P_t^{\text{PV}}$ 의 경우, 합리적 기대하에서 이론적 주가의 하한선인 본원적 가치 P_t^{PV} 보다도 실제 주가가 낮게 평가되어 있으므로 저평가되어 있다고 판단한다. (ii) $P_t^{\text{MV}} > P_t^{\text{FO}}$ 의 경우, 주가가 고평가되어 있다고 할 수 있다. (iii) $P_t^{\text{PV}} < P_t^{\text{MV}} < P_t^{\text{FO}}$ 일 경우, 합리적 기대하의 이론적 적정 주가인 본원적 가치 P_t^{PV} 와 내재적 버블(또는 합리적 버블)이 포함된 가치 P_t^{FO} 의 사이에 실제 주가가 존재하므로 합리적 기대하에서 실현 가능한 적정한 수준이라고 평가한다.

12) 본 연구에서는 Froot-Obstfeld 모형을 수정하여 GDP가 펀더멘털이 되는 식 (2)의 모형을 설정하여 분석하였다. 이를 도출하는 과정에 대한 자세한 사항은 부록을 참조하기 바란다. 식 (2)에는 오차항 ϵ_t 가 들어가 있는데 이는 실제 데이터를 적합시키기 위해 오차항이 없었던 이론 모형에 오차항을 허용한 것이다. 따라서 엄밀히 말하자면 식 (2)가 이론적 모형으로서 수정된 Froot-Obstfeld 모형이라 할 수는 없으며, 이론 모형의 계량경제학 버전이라 할 수 있다. 하지만 본 연구에서 혼동의 여지가 없다고 판단되어 이 둘을 특별히 구분하지 않겠다. 식 (2)에서 C_0 , C_1 , λ 이 등장하는데, 이들 의미에 관해서는 부록을 참조하기 바란다.

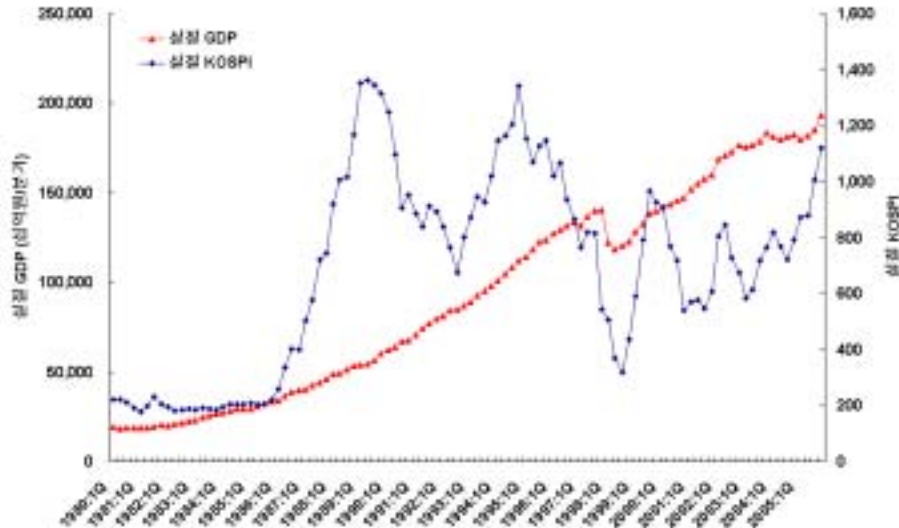
나. 우리나라 주가 수준 평가 결과

이 절에서는 앞서 설명한 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 이용하여 국내 주가 수준의 적정성 여부를 실증적으로 판단하고자 한다. 자료는 1980년 1/4분기부터 2005년 4/4분기까지의 분기별 KOSPI 지수 자료 및 GDP 자료를 사용하였다.¹³⁾ 이들 자료는 명목변수이기 때문에 해당 분기말 PPI로 디플레이트하여 실질변수로 변환한 후 분석하였다.¹⁴⁾ <그림 III-1>에는 이들의 시계열을 나타내었다. 전반적으로 실질 GDP는 외환위기 전후를 제외하곤 지속적으로 상승하는 추세이며, 실질 KOSPI는 등락을 거듭하고 있으나 최근에는 상승추세에 있다. 명목 KOSPI는 2005년 1월 17일 1,423의 역사적 최고가를 기록한 바 있다. 하지만 물가 상승률을 고려한 실질 KOSPI로는 1989년을 전후한 시기가 최고치이며, 최근의 실질 KOSPI는 이에 못 미치고 있음을 알 수 있다.

13) KOSPI 지수 자료는 한국증권선물거래소(<http://sm.krx.co.kr>)에서 구하였으며, GDP 자료는 계절조정된 시계열로서 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>)에서 구하였다.

14) PPI는 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>)에서 구하였으며, 기준 시점은 2000년이다.

<그림 III-1> 우리나라 실질 GDP와 실질 KOSPI의 추이



GDP로 적정 주가를 평가하는 식 (2)의 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형은 다음과 같이 추정하였다. 우선 무위험이자율의 대용치로 1년 만기 국고채 금리를 사용하였다.¹⁵⁾ 이는 연이율로 표시된 명목이자율이기 때문에 분기율로 변환하고, 분기간 PPI 증가율을 차감하여 실질 금리로 변환하였다. 이 자료를 얻을 수 있는 기간이 1991년 1/4분기부터 2005년 3/4분기까지이다. 이 기간에 대해서 평균을 취하여 $\hat{r} = 0.0186$ 을 구하였다. 실질 GDP 자료로부터 분기간 증가율을 계산하고, 그 평균과 표준편차를 이용하여 λ 를 $\hat{\lambda} = 0.6213$ 로 칼리브레이션(calibration)하였다.¹⁶⁾

15) 1년만기 국고채 금리는 한국은행(<http://ecos.bok.or.kr>)에서 구하였다.
 16) GDP 증가율의 평균과 표준편차를 각각 μ 및 σ 라고 할 때, Froot and Obstfeld(1991)과 같이, λ 는 $(\sigma^2/2)\lambda^2 + \mu\lambda - r = 0$ 을 만족하는 양(+)의 해이다. λ 는 합리적 버블이 $B_t = C_1GDP_t^\lambda$ 형태(내재적 버블)라고 할 때,

이상으로부터 식 (2)의 모수 C_0 와 C_1 을 추정해야 하는데, 이를 위해 식 (2)를 다음의 식 (3)과 같이 변형한다.¹⁷⁾

$$\frac{P_t}{\text{GDP}_t} = C_0 + C_1 \text{GDP}_t^{\lambda-1} + \eta_t \quad (3)$$

식 (3)에 $\lambda = \hat{\lambda} = 0.6213$ 을 대입한 후, 최소제곱법 OLS을 통해 C_0 및 C_1 을 추정한 결과는 <표 III-1>과 같다.¹⁸⁾

합리적 버블 조건인 $B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1})$ 를 만족하게 하는 경제 모수(deep parameter)이며, 직관적인 경제학적 의미는 분명하지 않다.

17) 이와 같이 변환하는 것은 다중공선성 가능성을 줄이기 위함이다.

18) 식 (2)의 오차항 ϵ_t 에 대해서는 표준적인 선형회귀모형의 가정이 성립한다고 가정하였다. 만일 오차항 ϵ_t 이 AR 과정 또는 MA 과정일 경우 OLS보다는 GLS를 적용하여 더욱 효율적인 추정치를 얻을 수 있다. 반면 이러한 오차항의 시계열적 특성에 대한 가정이 옳지 않을 경우 자칫 왜곡된 추론으로 이어질 수도 있다. 이에 본 연구에서는 Newey-West 추정치(Newey and West(1987))을 구해보았으나, OLS 추정치와 거의 차이가 나지 않았다. 또한 본 연구에서는 주가 적정성 평가를 위한 가장 간편한 프로시저를 채택한다는 측면에서 OLS 방법론을 채택하였다.

<표 III-1> 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형 추정 결과

	추정치
C_0	**0.0033 (2.04)
C_1	***0.3823 (3.68)
F-통계량 [p-값]	13.54 [0.0003]
R^2	11.72%

a) 아래의 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형으로부터 도출되는 식을 추정하
 되, λ 는 최소자승법 OLS를 적용하기 전에 칼리브레이션 값이 대입됨

$$\frac{P_t}{GDP_t} = C_0 + C_1 GDP_t^{\lambda-1} + \eta_t$$

b) 괄호 () 안의 수치는 해당 계수 추정치의 t-값임

c) **, ***는 각각 양측 5%, 1%에서 유의함을 나타냄

이상의 우리나라 주가에 대한 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형의 추정 결과를 볼 때, 이론적 하한의 추정치(Gordon 모형 추정치, \hat{P}_t^{PV}) 및 이론적 상한의 추정치(Froot-Obstfeld 모형 추정치, \hat{P}_t^{FO})는 다음의 식 (5)~(6)과 같다.

$$\hat{P}_t^{PV} = \hat{C}_0 GDP_t = 0.0033 \cdot GDP_t \tag{5}$$

$$\begin{aligned} \hat{P}_t^{FO} &= \hat{C}_0 GDP_t + \hat{C}_1 GDP_t^{\hat{\lambda}} \\ &= 0.0033 \cdot GDP_t + 0.3823 \cdot GDP_t^{0.6213} \end{aligned} \tag{6}$$

앞 절에서 설명한 바와 같이 식 (5)~(6)의 Gordon 하한과 Froot-Obstfeld 상한의 사이에 형성되는 구간을 적정 주가 구간으로 해

석할 수 있다. <그림 Ⅲ-2>에는 이 적정 주가 구간 및 실제 주가를 그림으로 표시하였다.

실제 주가가 적정 주가 구간의 상방으로 벗어났던 1987년 1/4분기부터 1992년 2/4분기 및 1992년 4/4분기부터 1996년 2/4분기는 주식시장이 과열되어 주가가 고평가되었던 것으로 판단된다. 과열되었던 주가는 다시 적정 주가 구간으로 급격히 회귀하고 있음에 주목할 필요가 있다.¹⁹⁾ 외환위기 직후인 1998년 2/4분기부터 3/4분기까지의 시기에는 실제 주가가 본원적 가치에도 못 미치고 있어 주식시장이 과도하게 저평가되었다고 볼 수 있다. 과도하게 저평가된 주가도 역시 이후 빠르게 적정 주가 구간으로 회복되고 있다.

최근 주가가 크게 상승했으나 여전히 적정 주가 구간 내에 위치하는 것을 볼 수 있다. 따라서 펀더멘탈을 고려할 때, 현재 주가가 과도하게 상승한 것은 아니라고 판단된다. 다만 최근 들어 주가가 빠른 속도로 적정 주가의 이론적 상한에 근접하고 있다. 분석의 가장 마지막 기간인 2005년 4/4분기의 KOSPI 지수는 명목 수준으로 1,239에 이르러 역대 최고 수준이나 이론적 적정 주가 상한인 명목 수준 1,529에는 이르지 못하고 있음을 알 수 있다.²⁰⁾ 또한 물가수준을 고려한 실질 KOSPI 지수를 보더라도 역대 최고 수준에 크게 미치지 못하고 있음을 알 수 있다. 결과적으로 최근 크게 상승하여 형성된 주가 수준을 버블 붕괴를 우려할 만한 과열로 판단하기는 어렵다고 할 수 있다. 다만 2005년 12월말부터 2006년 1월초에 걸쳐 명목 KOSPI 지수가 1,400을 넘는 등 이론적 적정 주가의 상한선에 빠른 속도로 근접하고 있어 향후 추이를 예의 주시할 필요가 있다.

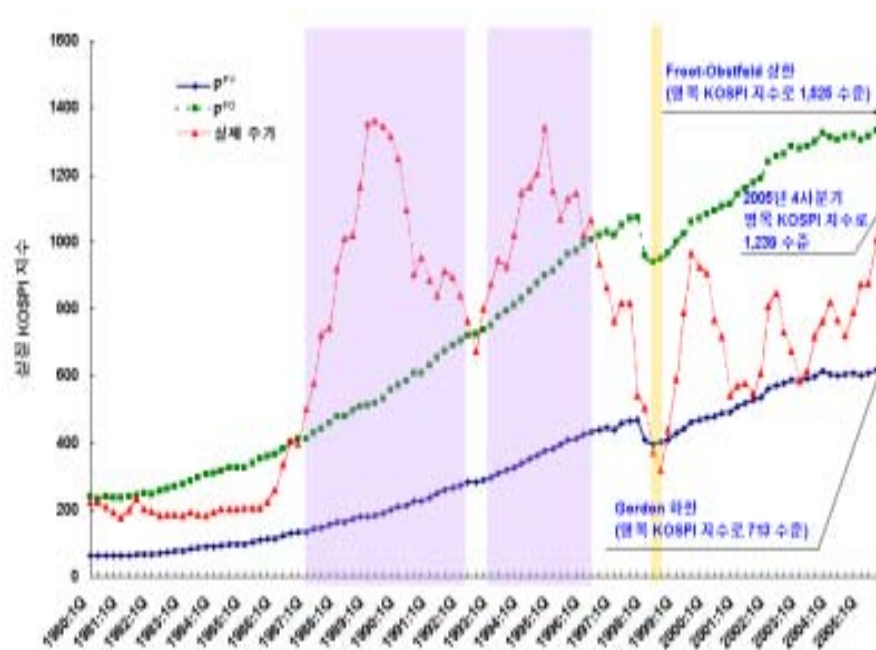
19) 이러한 상황을 흔히 버블이 붕괴되었다고 한다.

20) 만일 2005년 4/4분기 주가가 1,500선에 이르렀다 해도 펀더멘탈을 고려한다면 이를 과열로 보기 어렵다.

추정된 결과를 볼 때 주의할 것이 있다. 그림을 보면 적정 주가 구간이 시간이 흐름에 따라 확대되고 있는데, 이는 시간추세(time trend) 등의 시간변수를 인위적으로 도입하여 나타나는 현상이 아니라는 점이다. 이 모형에서 적정 주가구간의 확대는 편더멘탈인 GDP가 꾸준히 상승하고 있기 때문에 나타나는 현상이다. 만일 우리나라 경제가 정상상태(steady state)로 수렴되어 GDP가 더 이상 변하지 않는다면, 내재적 버블은 이론적으로 사라지고 적정 주가 구간은 본원적 가치로 수렴하게 될 것이다.²¹⁾ 또한, 우리나라 주가 분석 결과와 Froot and Obstfeld(1991)의 미국 자료 분석결과는 다른 특징이 있다. 우리나라 주가는 상한이나 하한에 특별히 치우치지 않고 구간 내에서 움직이는 것으로 나타나는데, 미국의 경우 상한에 상당히 치우쳐서 나타나고 있다. 이러한 양상이 선진국과 개발도상국의 체계적 차이인지 등은 분명하지 않아, 추후 연구되어야 할 것으로 생각된다.

21) Froot and Obstfeld(1991)도 이러한 사항을 언급하고 있다.

<그림 III-2> 적정 주가 구간과 실제 시장 주가



- 수정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 이용하여 분석함
- 모든 변수는 PPI로 디스플레이 하여 실질변수화함
- 분석 대상 표본기간은 1980년 1/4분기부터 2005년 3/4분기까지로 표본크기는 103임
- 추정된 P_t^{PV} 와 추정된 P_t^{FO} 사이의 구간을 적정 주가 구간으로 볼 수 있음
- 그림에서 불투명하게 표시된 시기는 각각 주가 과열 시기와 저평가 시기임

다. 우리나라 주가 수준 평가 결과

이 절에서는 2006년말 시점에서의 적정 주가 구간의 예측치를 제시하고자 한다. 주가 자체에 대한 예측치가 아닌 적정 주가 구간의 상한에 대한 예측치를 제시함으로써 펀더멘탈인 GDP의 증가를 감안하여 국내 주가가 어느 정도까지 상승 여력이 있는가를 판단해 보고자 한다. 이러한 예측을 위해 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 다시 활용한다.

앞서 추정된 Gordon-Froot-Obstfeld 모형으로부터 이론적 적정 주가 하한은 식 (5)로, 상한은 식 (6)으로 도출되었다. 이들에 대한 예측은 몬테칼로 모의실험(Monte-Carlo simulation)을 통해 이들의 확률분포를 도출함으로써 가능하다. 점예측치(point forecast)가 필요하다면, 이 분포의 평균 또는 중앙값을 취해 구할 수 있다. 이와 같은 2006년말 시점에서의 이론적 적정 주가 상·하한의 예측 확률분포를 구하기 위해 다음과 같이 몬테칼로 모의실험을 하였다.

- Step 1: 다음의 식 (7)에 따라 표본기간의 마지막 기간인 2005년 4사분기 GDP로부터 2006년 4사분기 GDP를 생성한다.²²⁾

$$GDP_{2006:4Q} = GDP_{2005:4Q} \cdot e^{4\hat{\mu} + \hat{\sigma}(\zeta_1 + \zeta_2 + \zeta_3 + \zeta_4)}$$

$$\zeta_j \text{는 독립동일분포 } N(0, 1) \text{에서 추출} \quad (7)$$

- Step 2: Step 1에서 생성된 $GDP_{2006:4Q}$ 를 식 (5)와 (6)에 대입하여 이론적 주가 상·하한 $\hat{P}_{2006:4Q}^{FO}$ 및 $\hat{P}_{2006:4Q}^{PV}$ 를 계산하여 저장한다.

²²⁾ 부록의 식 (A.3)을 이용해서 GDP를 예측한 것이다.

- Step 3: 이상의 과정을 충분히 많이 반복한 후, 저장된 $\hat{P}_{2006:4Q}^{FO}$ 및 $\hat{P}_{2006:4Q}^{PV}$ 의 히스토그램을 작성한다.²³⁾

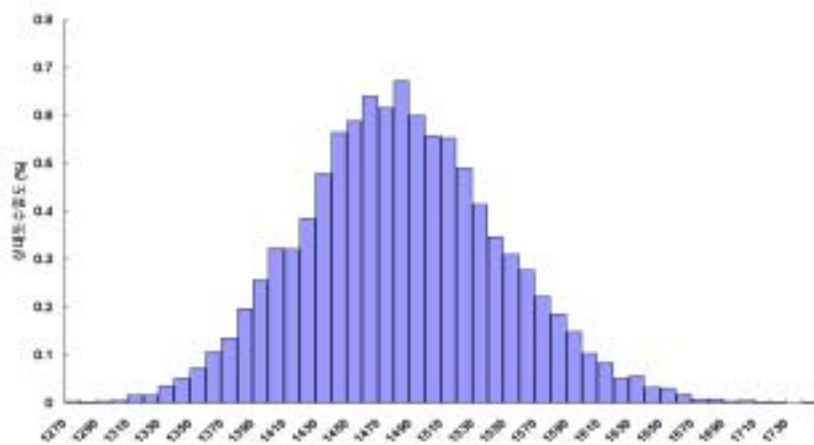
이상의 모의실험을 거쳐 도출된 이론 주가의 상·하한 예측확률분포를 <그림 III-3> 및 <그림 III-4>에 제시하였다. 상한의 예측 확률분포에서 평균은 1,475이며, 중앙값도 이와 크게 다르지 않다. 95% 예측 신뢰구간은 [1355, 1604]이다. 하한의 예측 확률분포는 평균이 697, 중앙값도 크게 다르지 않으며, 95% 예측 신뢰구간은 [627, 775]이다. 이 중 상한에 대한 예측치를 현재 물가수준을 기준으로 명목지수로 환산해서 살펴보자. 상한 예측 분포의 평균은 명목지수로 1,630 정도가 된다.²⁴⁾ 따라서 이 평균을 상한의 점예측치로 간주하면 합리적 기대하에서 올해 연말 KOSPI 지수가 1,630까지 상승할 여력이 있다고 할 수 있다.

물론 그 이후 시점에 대한 예측도 이상의 방법으로 가능하지만 예측 시점까지의 시차가 커질수록 예측 신뢰구간이 커지고, 예측 오차의 표준 오차가 커지기 때문에 현실적으로 유의미한 예측을 했다고 하기 어렵다. 따라서 더욱 먼 미래에 대한 예측은 향후 자료가 갱신 되는대로 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 재추정한 후 수행하는 것이 바람직할 것으로 판단되어 향후 연구과제로 남긴다.

23) 본 연구에서는 10,000번 반복하였다.

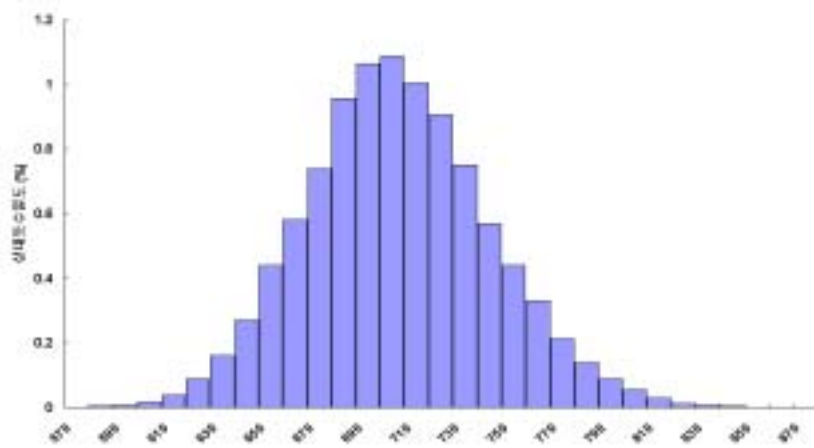
24) 95% 예측 신뢰구간은 현재 물가 기준으로 할 때 명목지수로 [1497, 1772]이다.

<그림 III-3> 2006년 말 이론적 주가 상한의 예측확률분포



- a) 몬테칼로 모의실험을 통해 구하였으며, 반복횟수는 10,000번임
- b) 분포의 평균은 1475, 중앙값은 1473, 표준편차는 64임
- c) 95% 신뢰구간은 [1355, 1604]임

<그림 III-4> 2006년 말 이론적 주가 하한의 예측확률분포



- a) 몬테칼로 모의실험을 통해 구하였으며, 반복횟수는 10,000번임
- b) 분포의 평균은 697, 중앙값은 696, 표준편차는 38임
- c) 95% 신뢰구간은 [627, 775]임

2. 버블 징후 분석을 통한 평가

본 절에서는 제2장에서 논의한 버블의 징후들이 과거의 주가 급등기와 최근의 주가 급등기에 어떤 차이가 있는지 분석한다. 여기에서는 과거 주가가 크게 상승한 후 급락하여 주식시장에 버블이 있었던 것으로 평가되는 1989년 3월, 1994년 9월, 1999년 7월, 2002년 4월을 최근의 주가 급등기(2005년 12월 기준)와 비교해 본다.²⁵⁾

가. 징후 1: 과도한 신용팽창

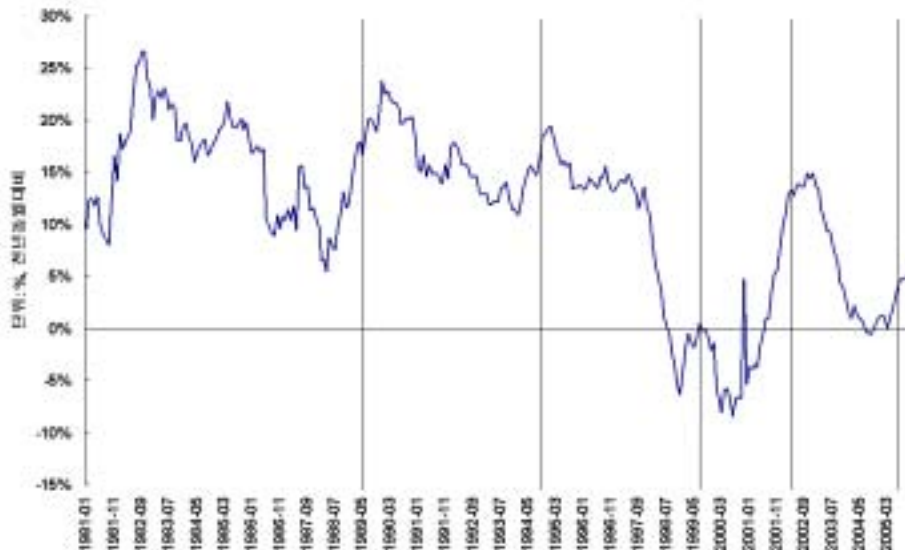
일반적으로 주식시장에 버블이 형성되기 이전에 민간신용이 크게 증가하는 것으로 알려져 있다(Kindleberger(1978)). 특히, 주식 및 부동산 등 자산 가격이 상승하기 시작하면 금융기관들이 실물경제활동에 비해 과도한 신용을 공급하게 되고, 공급된 신용에 의해 자산 가격이 추가적으로 급등하게 된다. 예를 들어서 Herrera and Perry(2001)는 아르헨티나, 브라질 등 남미 5개국의 자료를 바탕으로 각국의 주식시장에 버블이 형성되기 직전에 민간신용이 크게 증가함을 보였다.

국내의 경우에도 과거 주가가 급등하기 직전에 민간신용이 증가하는 양상을 보였다. 예를 들어, 1988년 4월에 5.5%였던 실질민간신용 증가율이 주가가 1,000에 이르렀던 1989년 3월에는 17.7%에 이를 정도로 상승

25) 이 기간들은 수개월 전부터 상승하던 종합주가지수(KOSPI)가 월 중 1,000 포인트를 넘어서기 시작했던 시점을 기준으로 선정되었다. 다만 2002년 4월은 KOSPI가 1,000포인트를 넘지 못했던 시기였으나 일반적으로 2005년에 주가가 급등하기 이전의 '직전고점'으로 평가받는 시기이기 때문에 분석 대상 시점에 포함되었다. 다만 이 기간들이 버블기였음을 증명하기 위해서는 보다 엄밀한 계량경제학적 분석이 필요하다.

한 바 있다. 주가가 1,000에 도달했던 1994년 9월 및 직전고점으로 평가 받는 2002년 4월에도 유사한 추세가 나타났다. 2005년 들어서 주가가 크게 상승함과 동시에 실질민간신용 증가율도 상승 추세를 보이고 있다. 그러나 2005년 12월을 기준으로 실질민간신용 증가율은 여전히 7%대에 머물러 있어 과거에 비해서는 민간신용의 증가 정도가 미약한 편이다.

<그림 III-5> 국내 실질민간신용 증감률 추이



- a) 소비자물가지수로 계산한 실질민간신용의 전년 동월대비 증감률
- b) 수직선은 국내 주가가 1,000을 돌파했던 시점(1989년 3월, 1992년 7월, 1994년 9월, 2005년 7월) 및 직전 고점이었던 2002년 4월을 나타냄

거시 총량 민간신용은 비교적 안정되어 있지만 주식시장 관련 신용 규모는 과거 주가 급등기에 버금갈 정도로 크게 증가하는 양상을 보이고 있다. 1999년 7월에는 신용융자 및 미수금이 3분기 전이었던 1998년 10월~12월의 월평균에 비해 2.3배 및 2.4배 높은 수준까지 급등한 바

있으며, 2002년 4월에도 유사한 양상을 보였다. 신용융자 및 미수금은 2005년 하반기에도 급등하는 양상을 보여 2005년 12월에는 3분기 전이었던 2005년 3월~5월의 월평균에 비해 2.7배 및 2.1배 높은 수준까지 급등하였다.

<표 III-2> 주가 급등기의 고객 예탁금, 신용융자 및 미수금
(단위: 십억원)

사례		고객 예탁금	신용융자 잔고	위탁자 미수금
1999년 7월 (1,000 돌파 시점)	(A) 1998.10~12 평균	3,048.8	349.5	221.6
	(B) 1999.1~3 평균	4,749.1	522.3	267.6
	(C) 1999.4~6 평균	8,468.8	702.7	435.1
	(D) 1999.7	10,555.8	804.5	538.1
	(D)/(A) (배)	3.46	2.30	2.43
2002년 4월 (직전 고점)	(A) 2001.7~9 평균	7,826.2	146.8	331.9
	(B) 2001.10~12 평균	9,235.2	168.0	579.7
	(C) 2002.1~3 평균	11,446.6	297.3	892.5
	(D) 2002.4	11,686.6	350.1	963.6
	(D)/(A) (배)	1.49	2.39	2.90
2005년 12월 (1,300 돌파 시점)	(A) 2005.3~5 평균	9,703.8	253.0	765.7
	(B) 2005.6~8 평균	10,943.7	274.5	1,234.2
	(C) 2005.9~11 평균	12,032.2	407.7	1,699.8
	(D) 2005.12	11,895.6	531.0	2,045.4
	(D)/(A) (배)	1.23	2.10	2.67

나. 징후 2: 주가의 단기간 내 급등

과거 주가로부터 주가 변동률의 확률적 가능성을 추정한 후, 발생확률 5% 미만의 주가 변동이 발생하면 버블의 징후가 있는 것으로 판단한다. 발생확률이 극히 낮은 주가 변동은 본원적 가치의 변화를 반영하는 것으로 보기 어렵기 때문이다.

<그림 III-6> KOSPI 지수의 전월대비 등락률



1980년 1월~2006년 2월까지 KOSPI 지수 전월대비 등락률(12개월 이동평균)의 분포를 근거로 하여 주가 상승의 확률적 가능성을 평가한 결과, 최근의 주가 상승은 버블을 우려할 정도로 심각한 것은 아닌 것으로 판단된다. 발생확률 5% 미만의 매우 발생하기 어려운 주가지수 상승률은 전월대비 5.34%인 것으로 추정되었는데, 2005년 12월말의 주가지수

상승률 3.60%는 이러한 임계치 수준에 이르지 못했다. 이러한 기준에 의하면 1986년 하반기 및 1999년 하반기 등 두 기간을 버블의 징후가 감지되었던 기간으로 볼 수 있다.

다. 징후 3: 실물경제 움직임과의 괴리

주가는 미래 현금흐름의 현재가치로 정의되기 때문에 경기의 선행지표 중 하나이고, 따라서 주가와 실물경기 지표간의 괴리가 나타날 수 있다. 그러나 주가가 빠르게 상승하는데도 불구하고 실물경기의 회복이 가시화되지 않아 주가와 실물경기와의 괴리가 커질수록 주가는 높은 수준을 유지하기 어려워진다.

주가가 급등하기 직전 1년 동안 경상GDP 대비 주식시장의 시가총액 비율이 얼마나 커졌는지를 분석한 결과가 <표 Ⅲ-3>에 제시되어 있다. 분석 결과를 통해 볼 때 최근에 주가가 급등하는 동안 실물경제 대비 주식시장 규모의 성장이 상당히 높은 수준임을 알 수 있다. 2004년 12월의 경상GDP대비 시가총액 비율은 2.08배였으나 2005년 12월에는 그 비율이 3.07배로 커졌다. 약 1년간 동비율이 1.48배 상승한 것이다. 이러한 시가총액/경상GDP 비율의 상승세는 1999년의 주가 급등기를 제외하면 다른 주가 급등기에 비해 높은 수준이다.

<표 III-3> 주가 급등기의 시가총액/경상GDP 비교

(단위: 배)

사례		시가총액/경상GDP
1994년 9월 (1,000 돌파 시점)	(A) 1993년 9월	1.25
	(B) 1994년 9월	1.69
	(B)/(A) (배)	1.35
1999년 7월 (1,000 돌파 시점)	(A) 1998년 7월	0.60
	(B) 1999년 7월	2.27
	(B)/(A) (배)	3.78
2002년 4월 (직전 고점)	(A) 2001년 4월	1.49
	(B) 2002년 4월	1.95
	(B)/(A) (배)	1.31
2005년 12월 (1,300 돌파 시점)	(A) 2004년 12월	2.08
	(B) 2005년 12월	3.07
	(B)/(A) (배)	1.48

- a) 월별 경상 GDP 대비 주식시장 시가총액 비율 기준
b) 월별 경상 GDP는 분기별 경상 GDP(계절조정)를 선형으로 연결하여 계산하였음. 2005년 4/4분기의 경상 GDP는 한국은행의 4/4분기 실질 GDP 성장률 및 GDP 디플레이터, 소비자물가상승률을 토대로 추정

한편 주가는 경기선행지수를 구성하는 항목 중 하나이기 때문에 소비 및 투자 등 경기 지표와는 어느 정도 괴리를 보일 수 있으나 경기선행지수와는 유사한 움직임을 보여야 한다. 그런데 주식시장에 버블이 형성되기 직전에 주가는 경기선행지수와도 괴리를 보일 수 있다.

<그림 III-7>을 통해 과거의 주가 급등기를 살펴보면, 1989년에 이러한 전형적인 양상이 나타난다. 1989년 3월에 주가는 정점에 이르렀는데 오히려 경기선행지수는 하락하던 시점이었다. 그러나 1994년, 1999년, 2002년 주가 급등기에는 경기선행지수와 주가가 괴리를 보이는 징후가 나타나지 않았다. 그런데 2005년 주가 급등기에는 주가와 경기선행지수

간의 괴리가 그 어느 때보다 두드러진다. 최근 주가 급등기에는 주가 상승 정도에 비해 경기선행지수의 상승 정도가 미약한 수준에 그치고 있음을 알 수 있다.

<그림 III-7> 경기선행지수 및 KOSPI 추이



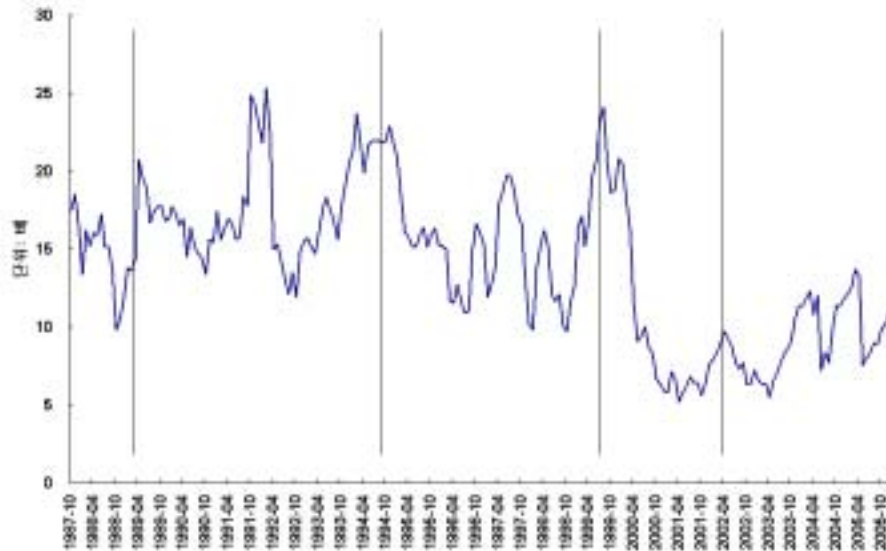
- a) 경기선행지수는 선행지수의 전년동월대비 증감률
- b) 수직선은 국내 주가가 1,000을 돌파했던 시점(1989년 3월, 1994년 9월, 1999년 7월, 2005년 7월) 및 직전 고점이었던 2002년 4월을 나타냄

라. 정후 4: 기업 본질가치(수익성)와의 관계

기업의 본원적 가치와 주가와와의 관계를 나타내는 PER(Price Earnings Ratio)는 개별 기업의 주가가 유사한 특성을 가지는 다른 기업의 주가에 비해 얼마나 고평가 또는 저평가 되었는지 판단하는데 많이 활용된다. 낮은 PER는 개별기업의 주가가 그 기업의 본원적 가치를 충분히 반영

하지 못하여 저평가되어 있음을 의미한다. 한편 PER는 국가별 주식시장 전체의 주가 수준을 평가하는데도 많이 활용되는데, 일반적으로 두 가지 단순한 방법이 활용된다. 첫째, 국가 주식시장 PER가 과거 주가 급등기와 비교하여 어느 정도 수준인지를 분석한다. 둘째, 국가 주식시장 PER를 다른 나라 주식시장 PER와 비교한다.

<그림 III-8> 우리나라 주식시장 평균 PER



a) 유가증권시장 상장주식 평균 PER (12개월 Forward PER)

b) 수직선은 국내 주가가 1,000을 돌파했던 시점(1989년 3월, 1994년 9월, 1999년 7월) 및 직전 고점이었던 2002년 4월을 나타냄

자료: Datastream

<그림 III-8>에는 국내 유가증권시장 상장주식 평균 PER의 추이가 나타나 있다. 이에 따르면, 국내 주식시장의 평균 PER는 상승 추세를 보이고 있으나 과거 주가 급등기에 비해서는 크게 낮은 수준이다. 2005

년 12월의 주식시장 PER는 주가 급등에도 불구하고 10.9배에 불과해 1999년 7월의 23.2배에 비해 크게 낮은 수준에 머물러 있다.

한편, 국가 주식시장의 PER를 다른 나라 PER와 비교하기 위해서는 약간 조정된 비교 방법이 필요하다. 국가간 PER를 단순 비교할 경우 국가별 경제발전 및 자본시장 발전 단계, 국가별 고유 위험도 등을 제대로 반영하지 못하기 때문이다.

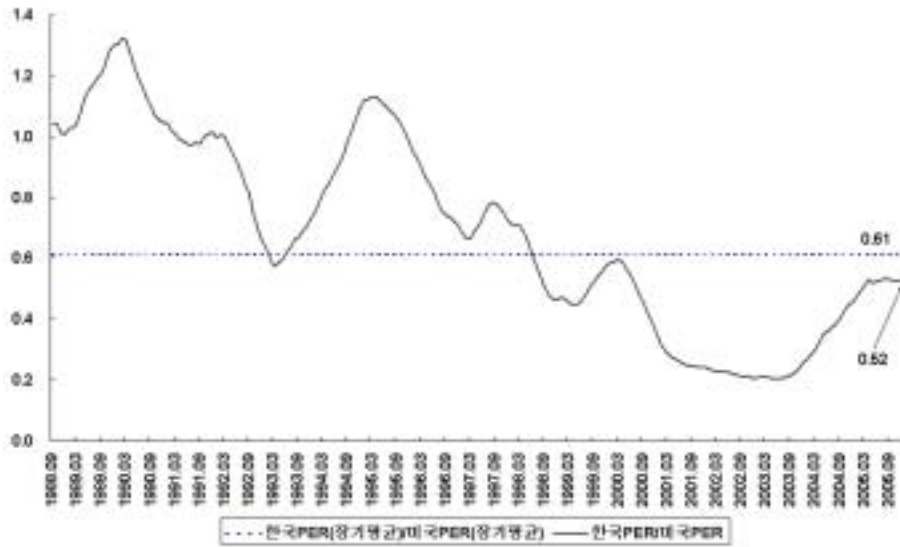
여기에서는 국내 주식시장의 PER를 다음과 같은 과정을 통해 여타 주요 국가 주식시장의 PER와 비교하였다. 먼저 비교 대상국 PER의 장기평균 대비 우리나라 PER의 장기평균 비율을 계산한다. 다음으로 평가 대상 기간의 비교 대상국 PER 대비 우리나라 PER의 비율을 앞에서 계산한 두 국가간 PER 비율의 장기평균치와 비교한다. 비교 대상국으로는 미국, 영국 및 홍콩을 선정하였다.²⁶⁾

비교 결과는 <그림 III-9>에 제시되어 있다. 국내 주식시장 PER의 장기평균은 14.05배로 미국(23.03배), 영국(19.40배), 홍콩(14.82배) 대비 비율이 각각 0.61, 0.72, 0.95 수준이었다. 즉, 국내 주식시장 PER는 장기적으로 미국, 영국, 홍콩 주식시장의 PER 대비 각각 61%, 72%, 95% 수준을 유지함을 의미한다. 시장이 효율적이라고 가정할 때 이러한 장기적인 비교치는 국가별 경제 환경의 차이를 반영한 수준이라고 가정해도 무방할 것이다. 최근 비교 대상국 PER 대비 국내 주식시장 PER의 비율은 빠르게 상승하고는 있으나 여전히 장기평균 수치에 비해서는 낮은 편이다. 2005년 12월 기준 미국, 영국, 홍콩 PER 대비 우리나라 주식시장 PER 비율은 각각 0.52, 0.71, 0.63으로 장기평균에 비해서는 낮다.

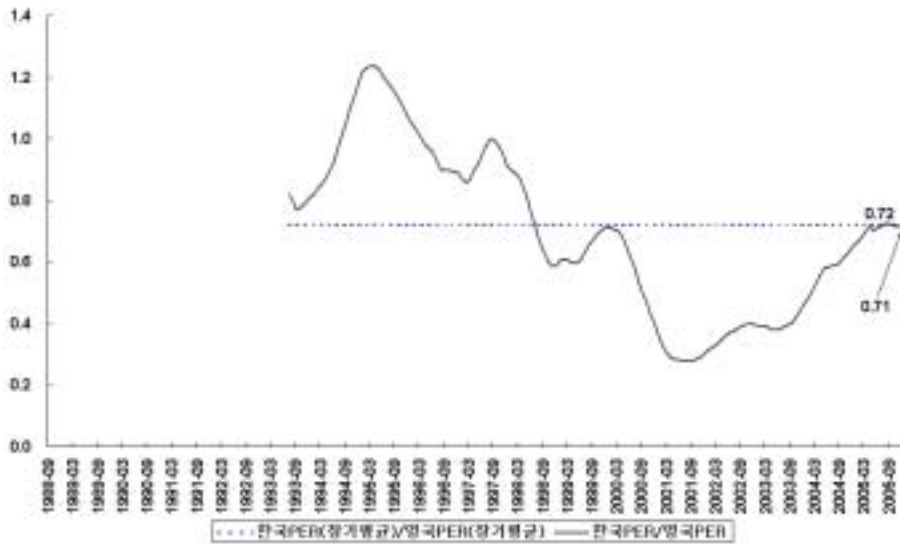
26) 계산 기간은 1987년 10월~2005년 12월까지로 하였다(단, 영국은 1993년 7월~2005년 12월). 국내 주식시장은 KOSPI(유가증권시장), 미국, 영국 및 홍콩은 각각 S&P500, FTSE100, HANGSENG 지수를 기준으로 하였다.

<그림 III-9> 우리나라와 주요 국가 주식시장 PER 비교

(A) 한국-미국



(B) 한국-영국



(C) 한국-홍콩



- a) 주요 국가 주식시장 PER 대비 우리나라 주식시장 PER의 비율을 그린 것임 단 수익 예측치의 오차와 계절성을 반영하여 12개월 이동평균한 수치를 이용하였음. 각 그림에서 수평선은 주요 국가 주식시장 PER의 장기평균 대비 우리나라 주식시장 PER의 장기평균 비율임
- b) 우리나라 주식시장은 KOSPI(유가증권시장), 미국, 영국 및 홍콩은 각각 S&P500, FTSE100, HANGSENG 지수 기준임

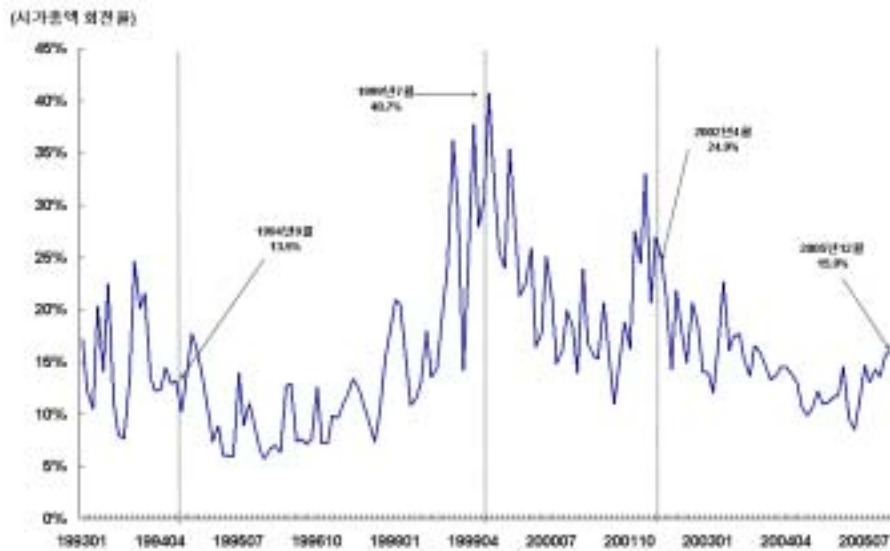
자료: Datastream

마. 징후 5 : 단기매매

주가 급등기에 나타나는 단기매매 패턴은 작은 충격에도 주식시장이 급변하는 요인이 될 수 있다. 특히, 주가가 주식의 본원적 가치보다 높은 수준으로 상승하여 지속될 수 없다는 판단이 내려지면 단기 차익을 추종하는 단기매매가 확대된다.

<그림 III-10>를 보면 과거 주가 급등기에 거래소 상장주식의 매매회전율이 크게 상승하는 경향을 보였는데, 최근에도 매매회전율의 상승 추세가 나타나고 있다. 2004년 8월에 9.9%에 불과했던 거래대금 기준 매매회전율(이하 시가총액 회전율)은 2005년 12월에는 15.9%까지 상승하였다.

<그림 III-10> 전체 유가증권시장의 시가총액 회전율



자료: 증권선물거래소

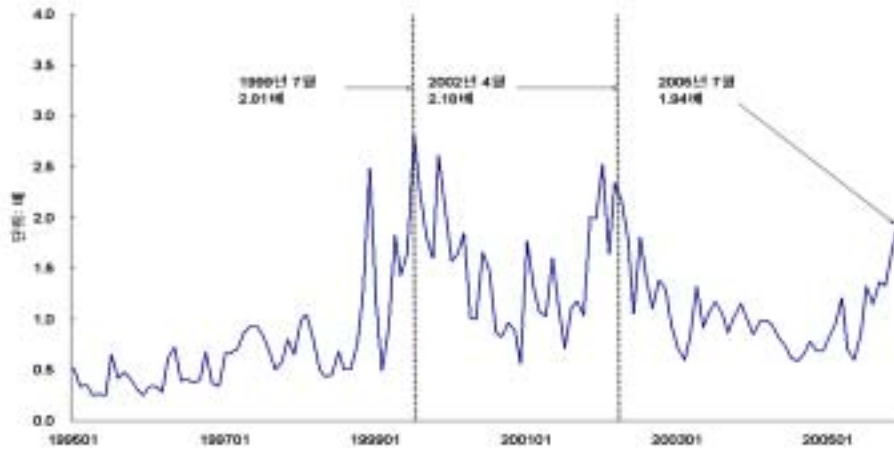
거래대금을 기준으로 한 투자주체별 매매회전율도 1999년 및 2002년의 주가 급등기에 비해서는 낮지만 빠르게 상승하는 추세를 보이고 있다.²⁷⁾ 개인의 매매회전율은 2004년 8월에 전 기간 평균 매매회전율의

27) 거래대금을 기준으로 한 투자주체별 월간 매매회전율은 다음과 같은 공식에 의해 계산되었다. 시가총액 회전율 = $\{(\text{월간매도액} + \text{매수액}) / 2\} / \{(\text{직전 연말 보유 주식가액} + \text{당기말 보유 주식가액}) / 2\}$. 단, 2005년도의 월간 매매회전율은 당기말(2005년말) 보유 주식가액 자료가 없어서 분모로 직전 연말

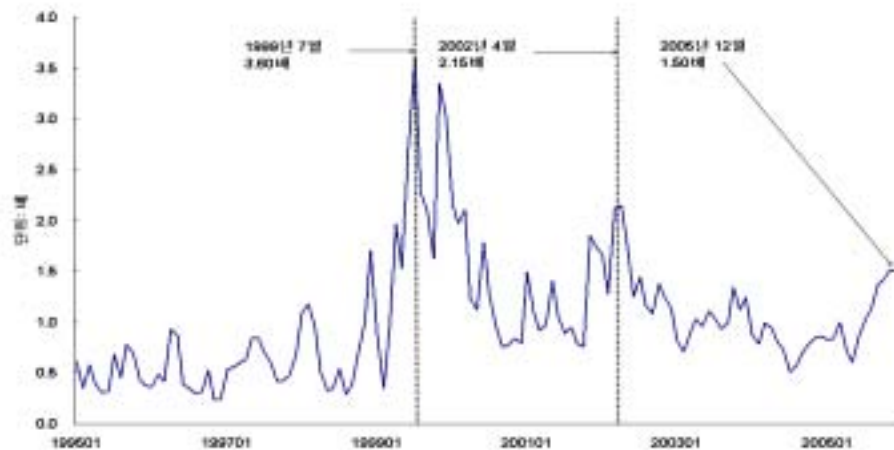
0.59배에 불과하였으나 2005년 7월에는 1.94배까지 상승하였다. 기관투자자 및 외국인 투자자의 투자 패턴에도 유사한 양상이 발견되었다.

<그림 III-11> 투자주체별 상대적 매매 회전율

(A) 개인투자자

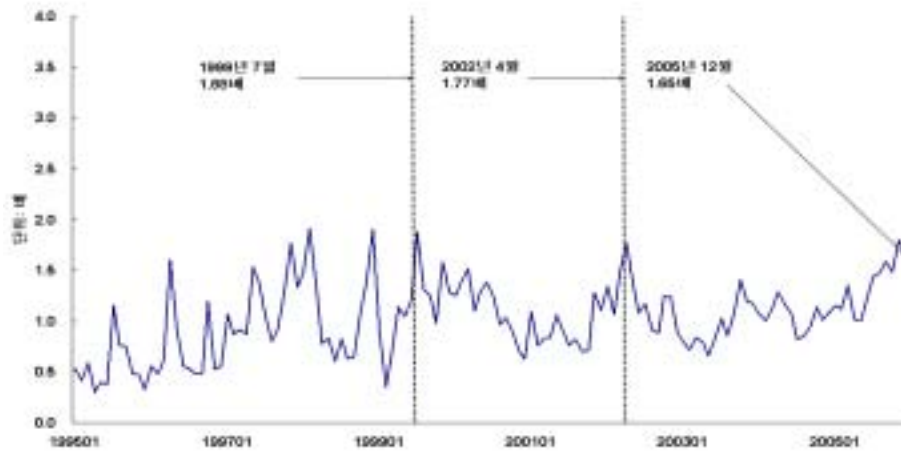


(B) 기관투자자



보유 주식가액을 사용하여 계산하였다.

(C) 외국인투자자



- a) 상대적 매매회전율 = 월별 매매회전율을 1995년 1월~2005년 7월의 평균 매매회전율로 나눈 값
 - b) 투자 주체별 매매회전율을 전 기간 평균으로 나누어 표준화한 이유는 투자 주체별 매매회전율 추이를 동일한 기준으로 비교하기 위함임
- 자료: 증권선물거래소

IV. 결론

IV. 결론

최근 국내의 주가 수준은 주식시장 개장 이래 가장 높은 수준에 이르렀다. 주가가 급등하면서 주식시장 버블에 대한 우려가 커지고 있으나 대부분의 논쟁들은 명확한 근거를 가지지 못한 채 전개되고 있다.

이에 본 보고서에서는 최근 국내의 주가 수준이 버블을 동반한 고평가된 수준인지를 판단하기 위해 명확한 이론적 틀에 기초한 계량경제학적 방법을 이용하였다. 본 보고서의 계량경제학적 방법론은 기본적으로 주식의 본원적 가치를 측정하여 실제 주가와 비교한 Gordon(1962) 및 Froot and Obstfeld(1991)의 연구에 바탕을 두고 있다. 본 연구에서는 Gordon의 모형으로부터 도출한 주가 수준을 이론적 주가의 하한선으로 설정하였다. 즉, 기업이 창출하는 미래 현금흐름의 현재가치가 이론적 주가의 하한선이라고 보았다. 다음으로 Froot-Obstfeld 모형으로부터 도출한 주가 수준을 이론적 주가의 상한선으로 설정하였다. 이론적 주가의 상한선은 Gordon 모형으로부터 도출한 하한선에 미래 배당의 예기치 못한 움직임 등이 반영된 내재적 버블을 포함한 주가 수준으로 정의된다. 최근의 주가 수준을 이론적 주가의 상한선과 비교한 결과 2005년에 주가가 큰 폭으로 상승하였음에도 불구하고 실제 주가 수준은 이론적 주가의 상한선에 미치지 못했다. Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 이용하여 추정된 국내 주가의 이론적 상한선은 2005년 4/4분기를 기준으로 평균 1,525 수준인 것으로 나타났다. 2005년 4/4분기의 실제 주가가 평균 기준으로는 1,239, 기말 기준으로는 1,379 수준이었던 것을 고려하면 실제 주가가 모형을 통해 추정된 주가의 이론적 상한선에 비해 여전히 낮았다. 결국, 최근의 주가는 급격한 상승세에도 불구하고 아직 버블이라고 판단하기는 어려운 수준이라 할 수 있다. 이러한 결론은 버블 징후의 분석을 통해서도 상당 부분 지지된다. 일반적으로 많이 이용되는 몇 가

지 지표들을 이용하여 버블의 징후들을 분석한 결과 전반적으로 과거 주가 급등기에 비해 버블의 징후가 뚜렷하지 않은 것으로 나타났다.

결론적으로 주가가 급격하게 상승하더라도 기업의 본원적 가치를 반영하는 한 크게 우려할 필요는 없다고 본다. 다만, 최근의 주가 수준이 이론적 상한선에 빠르게 접근하고 있는데다, 일부 버블의 징후가 감지되고 있기 때문에 주가 수준에 대한 지속적인 관찰은 반드시 필요하다.²⁸⁾

<표 IV-1> 분석 결과의 요약

버블의 발생 원인	<ul style="list-style-type: none"> - 투자자의 군중심리, 비이성적 과신 등 비합리적 행동 - 정보 부족, 정보 비대칭 상황에서의 투자자의 합리적 선택의 결과 	
버블의 측정 방법	<p>계량경제학적 방법</p> <ul style="list-style-type: none"> - 내재가치 측정을 통한 방법 <ul style="list-style-type: none"> · Gordon(1962) 모형 · Froot and Obstfeld(1991) 모형 - 자산가치의 급격한 변화 가능성 측정을 통한 방법 	<p>버블 징후의 파악</p> <ul style="list-style-type: none"> - 과도한 통화 및 신용 팽창 - 단기간의 주가 급변동 - 실물경제 움직임과의 괴리 - 주가와 기업 본질가치간 괴리 - 투자패턴의 변화
국내 주식시장 분석 결과	<ul style="list-style-type: none"> - Froot-Obstfeld 모형에 의한 검증 결과 2005년 4/4분기 현재 버블이라고 볼 수 없다는 결과 도출 · 단, 최근 주가는 적정 주가의 상한선에 빠른 속도로 근접 	<ul style="list-style-type: none"> - 버블이 없다는 징후 <ul style="list-style-type: none"> · 신용규모 안정 · 임계치보다 낮은 주가상승률 · 기업수익성에 비하여 저평가 - 버블 가능성을 보여주는 징후 <ul style="list-style-type: none"> · 주식 관련 신용팽창 · 실물경제와의 괴리 · 단기매매 패턴 크게 증가
결론	<ul style="list-style-type: none"> - 최근의 주가수준을 버블이라고 규정할 수는 없으나 일부 징후는 감지되는 바, 시장 동향을 면밀 하게 주시할 필요가 있음 	

28) 본 연구원에서는 향후 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 이용한 주가 수준 평가 결과를 『계간 자본시장 포럼』을 통해 6개월마다 발표할 예정이다.

참고문헌

참 고 문 헌

- 최희갑, 2002, "최근 자산가격 동향과 버블화 가능성", 삼성경제연구소.
- Allen, Franklin and Douglas Gale, 2000, "Financial Contagion," *Journal of Political Economy* 108, 1-33.
- Blanchard, Olivier and Mark Watson, 1982, "Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets," in Paul Wachter (ed.), *Crises in the Economic and Financial Structure*, Lexington, MA: Lexington Books, 295-315.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay, 1997, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, 1987, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy* 95, 1062-1088.
- Chan, K. S. and H. Tong, 1986, "On Estimating Thresholds in Autoregressive Models," *Journal of Time Series Analysis* 7, 179-190.
- Diba, Behzad T. and Herschel I. Grossman, 1988a, "Explosive Rational Bubbles in Stock Price?" *American Economic Review* 78, 520-530.
- _____, 1988b, "The Theory of Rational Bubbles in Stock Prices," *Economic Journal* 98, 746-754.
- Fama, Eugene, 1965, "The Behavior of Stock-Market Prices," *Journal of Business* 38, 34-105.

- Flood, Robert P. and Robert J. Hodrick, 1990, "On Testing for Speculative Bubbles," *Journal of Economic Perspectives* 4, 85-101.
- Froot, Kenneth A. and Maurice Obstfeld, 1991, "Intrinsic Bubbles: The Case of Stock Prices," *American Economic Review* 81, 1189-1214.
- Garber, Peter M., 1990, "Famous First Bubble," *Journal of Economic Perspectives* 4, 35-54.
- _____, 2000, *Famous First Bubbles: the Fundamentals of Early Manias*, MIT Press.
- Gordon, Myron J., 1962, *The Investment, Financing and Valuation of the Corporation*, Richard D. Irwin, Burr Ridge, Illinois.
- Greenspan, Alan, 1996, "The Challenge of Central Banking in a Democratic Society," Remarks at the Annual Dinner and Francis Boyer Lecture of the American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington, D.D., 5 December.
- Gurkaynak, Refet S., 2005, "Econometric Tests of Asset Price Bubbles: Taking Stock," Finance and Economics Discussion Series 2005-04, Federal Reserve Board.
- Hansen, Lars P. and Kenneth J. Singleton, 1983, "Stochastic Consumption, Risk Aversion and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy* 91, 249-265.
- Herrera, S. and G. Perry, 2001, "Tropical Bubbles: Asset Prices in Latin America, 1980-2001," Policy Research Working Paper, World Bank.

- Hall, Stephen G., Zacharias Psaradakis, and Martin Sola, 1999, "Detecting Periodically Collapsing Bubbles: A Markov-Switching Unit Root Test," *Journal of Applied Econometrics* 14, 143-154.
- Kindleberger, Charles P., 1978, *Manias, Panics and Crashes: A History of Financial Crises*, New York: Basic Books.
- Krugman, Paul, 1998, "What Happened to Asia?" <http://web.mit.edu/krugman>.
- Ljungqvist, Lars and Thomas J. Sargent, 2000, *Recursive Macroeconomic Theory*, MIT Press.
- Lucas, Robert E., Jr., 1978, "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica* 46, 1426-1446.
- McQueen, Grant and Steven Thorley, 1994, "Bubbles, Stock Returns, and Duration Dependence," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 29, 379-401.
- Newey, W and K. West, 1987, "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55, 703-708.
- Santos, Manuel and Michael Woodford, 1997, "Rational Asset Pricing Bubbles," *Econometrica* 65, 19-57.
- Shiller, Rober J., 1981, "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review* 71, 421-436.
- Siegel, Jeremy J., 2003, "What is an Asset Price Bubble? An Operational Definition," *European Financial Management* 9, 11-24.

Simon, Carl P. and Lawrence Blume, 1994, *Mathematics for Economists*,
W.W. Norton & Company Inc.

Teräsvirta, T., 1994, "Specification, Estimation, and Evaluation of
Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of American
Statistical Association* 89, 208-218.

Tirole, Jean, 1982, "On The Possibility of Speculation under Rational
Expectation," *Econometrica* 50, 1163-1181.

_____, 1985, "Asset Bubbles and Overlapping Generations,"
Econometrica 53, 1499-1528.

부 록

<부록> 적정 주가 평가 모형의 이론적 배경

제Ⅲ장의 실증 분석에서는 Gordon 모형 및 Froot-Obstfeld 모형을 이용하여 설정한 계량모형을 이용하였다. 아래 부록에서는 Froot and Obstfeld(1991)를 참조하여 이 두 모형이 도출되는 과정, 경제학적 의미 및 기술적 고려사항 등을 상술한다.

두 모형 모두 합리적 기대(rational expectation)하에서 설정된 선형 차분방정식으로부터 적정한 이론적 주가를 도출하는데, 결국 Gordon 모형은 차분방정식의 하나의 특수해(particular solution)이고 Froot-Obstfeld 모형은 Gordon 모형의 특수해를 포함하는 일반해(general solution)이다. 따라서 부록 1절에서 두 모형이 도출되는 기본모형인 합리적 기대하의 차분방정식을 소개하고, 2절에서는 Gordon 모형을 상술하며, 3절에서는 Froot-Obstfeld 모형을 설명한다.

1. 합리적 기대하의 이론적 주가

합리적 기대하에서 이론적 주가는 식 (A.1)과 같이 미래 주가와 배당액의 합의 기대치를 현재가치로 환산한 값이다.

$$P_t = e^{-r} E_t(P_{t+1} + D_t) \quad (\text{A.1})$$

P_t : t 기 초에 평가된 주식의 실질가격

D_t : t 기에 걸쳐 지급된 실질 배당액

$E_t(\cdot)$: t 기 초의 정보를 토대로 한 조건부 기대치

r : 실질이자율

상기 합리적 기대하의 차분방정식을 풀면 이론적 주가를 계산할 수 있는데, 통상적인 차분방정식처럼 식 (A.1)도 무수히 많은 해를 갖는다.²⁹⁾ 이때, $P_t^{PV} \equiv \sum_{s=t}^{\infty} e^{-r(s-t+1)} E_t(D_s)$ 라고 정의하고,³⁰⁾ $B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1})$ 의 조건을 만족하는 경우, 선형 차분방정식 (A.1)은 항상 다음의 식 (A.2)과 같은 형태의 해를 갖게 된다.

$$P_t = P_t^{PV} + B_t \quad (\text{A.2})$$

통상 P_t^{PV} 는 주식의 본원적 가치(fundamental value), B_t 는 합리적 버블(rational bubble)이라고 부르는데, 이론적 주가 P_t 는 본원적 가치와 합리적 버블의 합으로 구성되며, 도출되는 과정에서 알 수 있듯이 합리적 기대 조건인 식 (A.1)을 만족한다.

식 (A.2)은 합리적 기대하의 선형 차분방정식 (A.1)의 일반해(general solution)라고 부른다. P_t^{PV} 는 일반해의 비동차 부분(nonhomogeneous part)이고, B_t 는 동차 부분(homogeneous part)이다. 초기조건(initial condition)이나 종점조건(transversality condition) 등이 있으면, 그 조건들에 의해 동차 부분이 확정되고, 이때의 일반해를 특수해(particular solution)라고 한다.

구체적으로 설명하면, P_t^{PV} 는 기술적으로는 일반해 (A.2)의 비동차 부분인데, 위의 정의된 바와 같이 주식 가치의 펀더멘탈(fundamental)인 배당에 의한 미래 현금흐름만으로 표현되기 때문에 '본원적(fundamental)'이라 한다. 한편, 단순한 차분방정식 (A.1)만을 고려한다면, B_t 가 배당 등의 펀더멘탈과 직접적 연관이 크지 않을 것으로 보아 버블(bubble)이라

29) 초기조건(initial condition) 또는 종점조건(transversality condition) 등에 따라 특수해(particular solution)가 바뀐다. 선형 차분방정식의 해법에 관한 자세한 내용은 Simon and Blume(1994) 등을 참고하라.

30) 전방반복법(forward iteration method)으로 구할 수 있다.

고 명명하지만 합리적 기대하에서 항상 나타날 수 있기 때문에 ‘합리적’ 버블이라고 한다. Lucas(1978), Hansen and Singleton(1983) 등의 표준적인 소비기반 자산가격모형(consumption based asset pricing model)을 보더라도 합리적 버블은 본원적 가치와 함께 최적 1계조건(first order condition)을 만족하여 이론적으로 특별한 가정이 없다면 이를 완전히 배제할 수 없음을 암시한다.³¹⁾ 결국, 이론적으로 합리적 버블은 0 또는 양수이므로 이론적인 적정 주식가격은 본원적 가치보다 같거나 크다.

2. 본원적 가치(fundamental value)와 주가(Gordon 모형)

합리적 버블이 존재하지 않는 경우, 주가는 본원적 가치만으로 구성된다. 즉, 모든 기간 t 에 대해서 $B_t = 0$ 일 때, $P_t = P_t^{PV}$ 이다. 이 것은 선형 차분방정식 (A.1)의 하나의 특수해(particular solution)인데, 통상 $\lim_{T \rightarrow \infty} e^{-rT} E_t(P_T) = 0$ 인 종점조건(transversality condition)을 가정하여 일반해의 동차부분인 B_t 는 0이 되므로 비동차부분만으로 구성된다.³²⁾ 위와 같은 종점조건은 기존의 많은 이론적 연구들에 기반을 둔 것으로, 시장이 완전할 경우 아주 먼 미래의 주가를 현재가치로 환산한 값이 0으로 수렴한다는 의미이다.³³⁾

31) 대표인(representative agent)으로 소비기반 자산가격모형을 구성하고, 최적 1계 조건을 이용하면,

$$P_t = E_t \left[\sum_{j=1}^{\infty} \beta^j \frac{u'(C_{t+j})}{u'(C_{t+j-1})} D_{t+j} \right] + \lim_{K \rightarrow \infty} E_t \left[\beta^K \frac{u'(C_{t+K})}{u'(C_{t+K-1})} P_{t+K} \right]$$

로 표현되며, 우변의 두 번째 항이 합리적 버블에 해당한다.

32) 경제학적 의미를 감안하여 종점조건을 no bubble condition 또는 no Ponzi game condition이라고도 부른다.

33) Tirole(1982, 1985), Diba and Grossman(1988) 등 다수의 연구가 있으며, Campbell and MacKinlay(1997) 및 Ljungqvist and Sargent(2000) 등에 직

특히, 식 (A.3)과 같이 배당금 D_t 가 기하학적 랜덤워크(geometric random walk)를 따른다고 가정할 때, $P_t = P_t^{PV} = \kappa D_t$ 로 표현된다.³⁴⁾ 이것이 주식의 가치가 배당에 비례하여 평가된다고 하는 Gordon(1962)의 성장 모형(growth model)이고,³⁵⁾ 본 보고서에서는 본원적 가치를 Gordon 모형을 이용하여 측정한다.

$$\ln D_{t+1} = \mu + \ln D_t + \xi_{t+1}, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{A.3})$$

많은 실증연구는 Gordon 모형 등 버블을 감안하지 않은 본원적 가치 모형이 현실 데이터를 설명하지 못함을 보이고 있어 Gordon 모형 자체만으로는 적정 주가를 설명하기에 적절하지 않다.³⁶⁾ 본 보고서에서는 Gordon 모형으로 평가된 주식의 본원적 가치를 적정 주가로 보지 않고, 적정 주가의 이론적 하한선(lower bound)로서 해석한다. 그 이유는 앞 절에서 언급하였듯이, 합리적 버블이 양수이므로 여러 이유로 합리적 버블의 존재를 인정할 때,³⁷⁾ 이론적 적정 주가는 Gordon 모형에서 제시되고 있는 값보다 같거나 크기 때문이다. 즉, 실제 주가가 Gordon 모형이 제시하는 값보다 작을 경우, 음(-)의 버블을 인정하지 않는 한,³⁸⁾ 이론적으로 저평가되어 있다고 할 수 있다.

정리하면, 주식의 본원적 가치는 Gordon 모형으로 측정하며, 이를 이론적 적정 주가의 하한선으로 삼는다. 즉, 실제 주가가 이보다 낮을

관적 설명이 되어 있다.

34) 여기서 κ 는 주가-배당비율로서 $1/(e^r - e^{\mu + \sigma^2/2})$ 로 계산된다.

35) 이는 Gordon(1962)의 모형에 확률적 요인을 감안한 형태이다.

36) Campbell and Shiller(1987), Flood and Hodrick(1990), Campbell, Lo and McKinlay(1997)의 다수의 연구가 있다.

37) 다음 절을 참조하라.

38) 합리적 버블은 앞의 종점조건에서 보듯이 먼 미래의 주가의 현가 개념이다. 따라서 주식이 음(-)의 가격을 갖지 않는 이상, 합리적 버블 또한 음(-)의 값을 가질 수 없다.

경우 저평가되어 있다고 판단한다.

3. 내재적 버블(intrinsic bubble)을 포함한 주가 평가모형 (Froot and Obstfeld(1991) 모형)

Gordon 모형 등 본원적 가치로만 주가를 평가하는 방식은 합리적 버블인 B_t 를 0이라고 가정함으로써 이루어지는 것인데, 합리적 버블은 개념적으로 많은 현상을 내포할 수 있기 때문에 단순히 버블이 존재하지 않는다고 주장하는 것은 지나치게 현실을 단순화한 것이다. 개념적으로 Gordon 모형으로 설명하지 못하는 많은 현실적인 문제들이 잠재적으로 합리적 버블을 모형 내에 고려해야하는 이유가 될 수 있다. 예를 들어, 경제주체의 선호체계의 변화(Siegel(2003)), 본원적 가치의 구조적 변화(Gurkaynak(2005)), 예측하기 어려운 제도상의 변화 등을 생각할 수 있다. 특히, Krugman(1998)은 금융산업의 발전 정도와 버블이 연관되어 있을 가능성을 주장하였으며, Allen and Gale(2000)은 금융중개(financial intermediary)의 정보 비대칭성으로 발생하는 버블이 자산가격에 반영될 수 있음을 이론적으로 제시하였다.

적정한 주가를 실증적으로 평가하기 위해서 합리적 버블을 고려해야 한다는 것은 설득력이 있으나 합리적 버블의 이유가 다양하고 측정하기도 어렵기 때문에 기술적으로 이를 어떻게 묘사하는가는 매우 어려운 문제이다. 이에 대해서 Froot and Obstfeld(1991)는 비교적 단순한 형태의 합리적 버블을 제시하였고, 그들의 모형이 약 90년간(1900-1988년)의 미국 데이터를 잘 설명할 수 있음을 보였다. 따라서 본 보고서에서는 합리적 버블을 포함한 적정 주가를 Froot and Obstfeld(1991)의 모형을 이용하여 측정한다.

Froot and Obstfeld(1991)는 합리적 버블을 펀더멘탈의 비선형함수로 나타내고, 이를 내재적 버블(intrinsic bubble)이라고 명명하였다. 구체적으로 이 모형에서 내재적 버블은 $B_t = c_1 D_t^\lambda$ 로 표현된다.³⁹⁾ 이러한 내재적 버블은 $B_t = e^{-r} E_t(B_{t+1})$ 조건을 만족하므로 차분방정식 (A.1)을 만족하는 합리적 버블이며, 펀더멘탈인 배당 D_t 에 의존하므로 '내재적(intrinsic)'이다. 내재적 버블을 해석할 때 주의해야 할 것이 있다. 배당의 현재가치는 이미 본원적 가치에 모두 반영되어 있다는 점이다. 다시 말해서, 주가에서 배당의 현재가치 중 누락된 요소가 내재적 버블에 반영된다고 하는 것은 그릇된 해석이다. 내재적 버블은 경제 제도, 발전단계 등 다양한 이유를 반영한 하나의 합리적 버블에 대한 대리변수(proxy variable)라고 보는 것이 타당하다.

Froot-Obstfeld 모형에 의한 적정 주가는 다음의 식 (A.4)로 나타낼 수 있다. 이론적으로 $c_0 D_t$ 는 Gordon 모형의 κD_t 와 마찬가지로 선형 차분방정식 (A.1)의 일반해의 비동차 부분(nonhomogeneous part)이며,⁴⁰⁾ $c_1 D_t^\lambda$ 는 내재적 버블로서 일반해의 동차 부분(homogeneous part)이다. 즉, Froot-Obstfeld 모형의 적정 주가는 선형 차분방정식 (A.1)의 일반해로서, 본원적 가치(Gordon 모형)과 내재적 버블의 합인 것이다.

$$P_t = c_0 D_t + c_1 D_t^\lambda + \epsilon_t \quad (\text{A.4})$$

$c_0 D_t$: Gordon 모형에서의 본원적 가치

$c_1 D_t^\lambda$: Froot-Obstfeld 모형에서의 내재적 버블

39) c_1 은 적절한 상수이며, λ 는 차분방정식 (A.1)의 특성근(characteristic root)으로 구체적 계산과정은 추정절차에 상술한다.

40) Gordon 모형의 경우 동차 부분을 0이라고 가정하므로 비동차 부분만으로 특성근(particular solution)을 구성한다.

실제로 이 모형을 추정할 때에는 다중공선성 문제를 감안하여 아래의 식 (A.5)와 같이 변형하여 추정하며, 오차항 η_t 는 회귀분석에 필요한 표준적인 특성을 지닌다고 가정한다.

$$\frac{P_t}{D_t} = c_0 + c_1 D_t^{\lambda-1} + \eta_t \quad (\text{A.5})$$

추정대상 회귀식이 도출된 과정에서 명백하듯이, 추정된 결과는 적정 주가를 평가할 수 있는 두 가지 기준을 동시에 나타낸다. 하나는 Gordon 모형의 본원적 가치 $P_t^{\text{PV}} (=c_0 D_t)$ 이며, 또 다른 하나는 Froot-Osfield 모형의 내재적 버블이 포함된 주가 $P_t^{\text{FO}} (=c_0 D_t + c_1 D_t^\lambda)$ 이다. 실제 주가의 적정성을 이 두 가지 이론적 가격으로 평가할 때, 세 가지의 가능성이 있다. 즉, 실제 주가를 P_t^{MV} 라고 할 때, (i) $P_t^{\text{MV}} < P_t^{\text{PV}} < P_t^{\text{FO}}$, (ii) $P_t^{\text{PV}} < P_t^{\text{MV}} < P_t^{\text{FO}}$, (iii) $P_t^{\text{PV}} < P_t^{\text{FO}} < P_t^{\text{MV}}$ 등의 세 가지 가능성이 있다.⁴¹⁾

첫 번째, (i)의 경우, 실제 주가가 명백히 저평가되어 있다고 할 수 있다. 합리적 기대하에서 이론적 주가의 하한선인 본원적 가치 P_t^{PV} 보다도 낮게 평가되어 있으므로 저평가되어 있다고 판단할 수 있는 것이다. 두 번째, (ii)의 경우, 본원적 가치 P_t^{PV} 를 기준으로 생각할 때, 고평가되어 있으나 내재적 버블(또는 합리적 버블)이 포함된 가치 P_t^{FO} 보다는 저평가되어 있다. 이론적으로 볼 때, 저평가라고도 할 수 없고, 고평가라고도 할 수 없는 수준이다. 세 번째, (iii)의 경우, 주가가 고평가되어 있다고 할 수 있다. 본원적 가치 P_t^{PV} 및 내재적 버블이 포함된 가치 P_t^{FO}

41) 이론적 모형이 현실에 부합할 경우, c_0 및 c_1 의 부호는 양(+)이며, $P_t^{\text{PV}} < P_t^{\text{FO}}$ 가 성립한다. 아울러 여기서 세 가지 가능성을 감안할 때 등호는 편의상 생략하였다.

등 두 가지 이론적 값을 기준으로 고평가되어 있다.

Gordon 모형의 주가와 Froot-Obstfeld 모형의 주가는 합리적 버블에 대한 설정은 서로 다르나 모두 합리적 기대조건인 차분방정식 (A.1)을 만족하는 적정 주가를 제시한다. 따라서 위의 두 번째 경우처럼 실제 주가가 두 개의 기준 가치에 위치할 경우, 적정 수준들 사이에 위치한다는 점에 착안하여 주가가 이론적으로 높지도 낮지도 않은 이해할만한 수준이라고 판단하여 적정한 수준이라고 부르기로 한다. 또한 세 번째 경우에서 보듯이, Froot-Obstfeld 모형이 명백한 주식의 고평가를 말할 수 있으므로 이를 이론적 주가의 상한선(upper bound)라고 해석한다. 다시 말해서, Gordon 모형의 주가와 Froot-Obstfeld 모형의 주가로 주가의 적정성을 판단하는 구간(band)을 구성하고, 이 구간보다 실제 주가가 낮거나 높으면 저평가 또는 고평가되어 있다고 판단한다.

여기서 Gordon-Froot-Obstfeld 모형에 의한 구간을 주가의 적정구간으로 판단하는 또 다른 이유는 이 구간의 장기적인 점근적 특성(asymptotic property) 때문이다. 이론적으로 볼 때, Froot and Obstfeld(1991)에서 보여주듯이, 경제가 정상상태(steady state)에 도달하는 등 펀더멘탈의 성장이 멈출 경우(식 (A.3)에서 $\mu = 0$), 주가의 적정구간은 축소되어 장기적으로는 Gordon 모형과 Froot-Obstfeld 모형은 일치하여 두 개의 모형이 동일한 적정 주가를 제시한다.

Gordon-Froot-Obstfeld 모형으로 적정 주가를 판단하는 것이 직관적으로 이해하기 쉽고 추정 방법도 용이하나 우리나라의 분기별 KOSPI지수의 적정성을 판단하기에는 어려움이 있다. 우선 배당이 연중 고르게 나타나지 않으며, 실질적으로 배당이 펀더멘탈에 기여한 시점을 추적하기 어렵다는 점이다. 또한 1997년 금융위기 이후 여러 가지 이유로 배당액이 급증하였는데, 이러한 과거 자료로 배당의 확률과정 (A.3)을 추정하면 배당성장률 μ 가 매우 큰 값으로 추정된다. 구체적으로, 금융위

기 이전 배당액의 증가율은 명목가치 기준 평균 3.3%이나 금융위기 이후 동 증가율은 42.9%로 무위험 이자율을 크게 상회하여 Gordon 모형에서의 주식의 본원적 가치가 심각하게 왜곡될 가능성이 있다.⁴²⁾ 만일, 현재의 폭발적인 배당의 증가가 멈추고 배당이 현재보다 상대적으로 안정화되면 Gordon-Froot-Obstfeld 모형을 직접 이용할 수 있을 것으로 예상된다.

이러한 배당 자료의 문제에 대한 대안으로써, 본 논문에서는 분기별로 자료를 얻을 수 있고, 배당 자료보다 상대적으로 안정적인 국내총생산(GDP) 자료를 이용하였다. GDP는 분기별로 자료가 있어 경제전체의 펀더멘탈이 실질적으로 변화한 시점이 명확하며, 모형 내에 거시경제 여건을 반영할 수 있다는 장점이 있다.

모형내에 배당 대신 GDP를 도입하기 위해서 GDP 대비 배당 비율이 일정하다고 가정($D_t/GDP_t = \alpha$, α 는 상수)한다. 그리고 $D_t = \alpha GDP_t$ 를 식 (A.5)에 대입하면 Froot-Obstfeld 모형은 식 (A.6)으로 변형되며, 이는 GDP로 적정 주가를 평가하는 모형이 된다.

$$\frac{P_t}{GDP_t} = C_0 + C_1 GDP_t^{\lambda-1} + \eta_t \quad (A.6)$$

구체적인 추정 절차는 Froot and Obstfeld(1991)을 참조하면 되는데, 약술하면 다음과 같다.

- Step 1: 무위험 이자율 r 을 계산한다.
- Step 2: 아래의 식 (A.7)을 추정하여 μ 와 σ^2 의 추정치를 계산한다.

42) Gordon 모형이 양(+)의 주가를 묘사하기 위한 필요조건은 펀더멘탈(배당 또는 GDP)의 증가율이 실질이자율보다 작아야한다는 것이다. 그런데 우리나라의 최근 배당 증가율이 매우 커서 추정기간내의 동 증가율의 평균이 실질이자율보다 높은 수준이고, Gordon 모형을 적용할 수 없게 된다.

$$\ln \text{GDP}_{t+1} = \mu + \ln \text{GDP}_t + \xi_{t+1}, \quad \xi_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (\text{A.7})$$

- Step 3: 아래의 λ 에 대한 방정식 식 (A.8)을 풀어서 해를 구하고
이중 양(+)의 근을 특성근 $\hat{\lambda}$ 로 채택한다.⁴³⁾

$$(\sigma^2/2)\lambda^2 + \mu\lambda - r = 0 \quad (\text{A.7})$$

- Step 4: 식 (A.6)에서 C_0, C_1 을 추정한다.

식 (A.6)은 $D_t = \alpha \text{GDP}_t$ 를 식 (A.5)에 대입하여 얻어지며, 추정식의 도출과정에서 명백하듯이 이론적으로 $c_0 = \alpha C_0, c_1 = \alpha^\lambda C_1^\lambda$ 의 관계를 갖는다. 추정식을 이용하면, GDP로 표현한 본원적 가치(Gordon 모형)추정치는 $\hat{P}_t^{\text{PV}} = \hat{C}_0 \text{GDP}_t$ 로 표현되며, 내재적 버블이 포함된 주가 추정치는 $\hat{P}_t^{\text{FO}} = \hat{C}_0 \text{GDP}_t + \hat{C}_1 \text{GDP}_t^{\hat{\lambda}}$ 로 나타낼 수 있다.

이상의 두 가지 추정된 이론적 가치는 앞에서 배당으로 설정된 모형으로 설명한대로 적정 주가 수준을 판단하는 기준이 된다. 즉, Gordon 모형의 주가 \hat{P}_t^{PV} 와 Froot-Obstfeld 모형의 주가 \hat{P}_t^{FO} 로 주가의 적정성을 판단하는 구간을 구성하고, 이 구간보다 실제 주가가 낮거나 높으면 저평가 또는 고평가되어 있다고 판단한다.

43) 실제로 음(-)의 특성근도 나오는데, 이를 채택하지 않는 것은 음의 특성근과 관련된 합리적 버블이 펀더멘탈이 0일 경우에 무한대(∞)로 폭발하는 비현실적 특성 때문이다.

4. 요약

부록에서는 Froot and Obstfeld(1991)를 참조하여 제3장의 실증 분석에서 사용한 Gordon 모형 및 Froot-Obstfeld 모형의 도출과정 및 어떻게 이 모형들이 적정 주가의 판단에 적용되는지를 설명하였다. 두 모형 모두 합리적 기대하에서 설정된 확률적 선형 차분방정식에서 적정한 이론적 주가를 도출하는데, 결국 Gordon 모형은 차분방정식의 하나의 특수해이고 Froot-Obstfeld 모형은 Gordon 모형의 특수해를 포함하는 일반해이다.⁴⁴⁾

두 모형 모두 경제주체의 합리적 기대로 설명되는 적정한 이론적 주가를 제시하며, 이론적 차이는 합리적 버블에 대한 설정뿐이다. 즉, Gordon 모형은 합리적 버블이 존재하지 않는다고 가정하고, Froot-Obstfeld 모형은 통상의 경제 환경에서 양(+)의 합리적 버블이 적정 주가에 반영된다고 가정한다. 특히, Froot-Obstfeld 모형은 합리적 버블의 하나의 형태로서 내재적 버블을 제시하는데, 이 버블은 경제 제도의 변화, 경제의 발전단계 등 다양한 이유를 반영한 합리적 버블의 하나의 대리변수이라고 보는 것이 타당하다.

내재적 버블을 B_t^{NT} 라 하면, (Froot-Obstfeld 모형의 주가)=(Gordon 모형의 주가)+ B_t^{NT} 의 관계를 가진다. 따라서, Froot-Obstfeld 모형을 추정하고 이를 Gordon 모형부분과 내재적 버블로 분해하여 해석한다. Gordon 모형의 주가는 이론적 주가의 명백한 하한선으로 해석하고, Froot-Obstfeld 모형의 주가는 이론적 상한선으로 간주한다. 즉, 실제 주가가 Gordon 모형의 추정치보다 작을 경우에는 주가가 저평가되었다고

44) Gordon 모형은 중점조건에 의해서 동차부분을 제거한 특수해로서, 일반해의 비동차 부분이다. Froot-Obstfeld 모형은 어떤 제약도 가하지 않은 일반해로, 이를 직접 추정한다.

하고, Froot-Obstfeld 모형의 추정치보다 클 경우 주가가 고평가되었다고 판단한다. 실제 주가가 Gordon-Froot-Obstfeld 모형의 상·하한선의 구간에 있을 때에는 적절한 수준이라고 판단한다. 우리나라의 자료를 이용하여 이 모형들을 추정할 때에는 해당 자료의 몇 가지 문제점 때문에 국내총생산(GDP)를 이용하여 추정하였다.