

# 내재적 거품에 관한 연구\*

## —한국 주식시장에서의 실증분석—

金圭泳\*\*

### 〈요 약〉

본 연구에서는 한국 주식시장에서의 주가행태가 Froot-Obstfeld(1991)의 내재적 거품모형(intrinsic bubbles model)과 일관성을 갖는지의 여부를 규명하기 위하여, 실질주가와 실질배당의 연별 및 분기별 시계열자료를 이용하여 실증분석을 실시하였다. 실증분석에 이용된 표본기간이 짧다는 점과 배당금 추정상의 잠재적인 오차가 본 연구의 실증분석 결과의 적극적인 해석을 제약하고 있으나, 전통적인 주가결정모형으로서의 현재가치모형은 일관성있게 기각되고 있으며, 내재적 거품모형도 한국 주식시장에서의 주가행태와 일관성을 갖지 않는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과는 우리나라 주식시장에 다음과 같은 시사점을 주는 것으로 생각된다. 기업의 배당정책이 액면 배당 일변도로 이루어지는 우리나라의 실정에 비추어 볼 때 기본적 가치(fundamentals)로서 배당을 중시하는 주가결정모형은 애초부터 한계를 가질 수 밖에 없을 것이다. 본 연구에서의 실증분석 결과가 배당의 비정상성(nonstationarity)에 의거한 주가결정모형들을 기각하는 것이라면, 앞으로의 연구과제는 우리나라의 주가행태와 일관성을 갖는 주가결정모형을 개발하는 일이 될 것이다.

## I. 서 론

Froot-Obstfeld(1991)는 배당(dividends)에만 전적으로 의존하는 특수한 형태의 합리적 거품(rational bubbles)의 존재에 의하여 주식시장에서의 주가행태(stock prices behavior)를 설명할 수 있음을 보이고 있다. 그들은 이 거품의 변동성이 모두 외생적인 경제적 기본가치(exogenous economic fundamentals)로부터 유래된다는 점에서 이를 내재적 거품<sup>1)</sup>(intrinsic bubbles)이라고

\*\* 조선대학교 경영학과 교수

\* 이 논문은 1993년도 조선대학교 학술연구조성비에 의하여 연구되었음. 필자는 유익한 논평을 해 주신 익명의 심사위원과 통계처리를 도와 주신 서강전문대학 김영빈 교수에게 감사드린다. 그러나 남아있는 오류는 어디까지나 필자 자신의 책임이다.

1) 내재적 거품이론의 이론적 문제점과 이를 해결하기 위한 대안으로서의 내재적 거품이 존재하지 않는 일반균형모형의 유도에 대해서는 김규영(1993)을 참조할 것.

명명하고 있다. 그런데 그들의 주장에 따르면 내재적 거품이 종래의 합리적 거품<sup>2)</sup>보다 주식시장에서의 추가변동성을 더욱 설득력있게 실증적으로 설명할 수 있다고 한다. 사실상, 그들의 실증분석결과에 의하면, 내재적 거품이 미국 주식시장에서의 장기적 추가변동을 아주 잘 설명하고 있는 것으로 나타나고 있다.

본 연구에서는 한국 주식시장에서의 추가행태가 Froot-Obstfeld(1991)의 내재적 거품모형과 일관성을 갖는지의 여부를 우리나라의 주가와 배당의 시계열자료를 사용하여 실증적으로 검증해 보고자 시도하였다. 이러한 시도는 다음과 같은 목적에서 출발하였다. 첫째, 효율적 자본시장가설(efficient capital market hypothesis)의 한 대안으로서 내재적 거품모형이 우리나라 주식시장에서 적용가능한 것인가를 평가함으로써 우리나라 주식시장에서의 추가행태에 적합한 추가결정모형을 모색하기 위한 실증분석의 기초자료를 제공한다. 둘째, 우리나라 주식시장에서의 내재적 거품의 존재유무를 판단할 수 있는 실증적 증거를 제시함으로써 자본자유화시대의 우리나라 증권정책의 기본방향설정을 위한 실증분석의 기초자료를 제공하고자 한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제2장에서는 Froot-Obstfeld(1991)의 내재적 거품모형을 따라 검증가능가설(testable hypothesis)이 유도된다. 제3장에서는 한국 주식시장에서의 실증분석결과가 제시될 것이다. 먼저 실증분석에 이용된 실질주가와 실질배당의 시계열자료의 추정과정을 설명하고 내재적 거품모형에 대한 검증결과를 보고한다. 마지막으로 제4장에서 본 연구의 시사점 및 한계점에 대하여 논의한다.

## II. 내재적 거품모형

내재적 거품모형은 실질주가(real stock prices)의 시계열을 실질배당금지급(real dividend payments)의 시계열에 연관시키는 단순한 조건에 의거하고 있다.<sup>3)</sup>  $P_t$ 를  $t$ 기초의 1주당 실질주가,  $D_t$ 를  $t$ 기 동안에 지급된 1주당 실질배당금, 그리고  $r$ 을 시간에 따라 변하지 않는 일정한 순간실질이자율(instantaneous real rate of interest)로 각각 정의하면, 이 조건은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$P_t = \exp(-r)E_t(D_t + P_{t+1}) \quad (1)$$

단,  $E_t(\cdot) = t$ 기초의 정보집합에 의거한 조건부 기대

$P_t$ 의 현재해(present-value solution),  $P_t^*$ 는 다음과 같이 구해진다.

2) 한국 주식시장에서의 합리적 거품의 존재여부에 대한 실증분석은 김규영-정기용(1991), 신상기(1994) 등을 참조할 것.

3) 보다 상세한 내용은 Froot-Obstfeld(1991)를 참조할 것.

$$P_t^* = \sum_{s=t}^{\infty} \exp[-r(s-t+1)] E_t(D_s) \quad (2)$$

(2) 식은 확률적 차분방정식(stochastic difference equation)인 (1)식의 한 해인데, 이는 주가를 예상되는 미래의 배당금지금액의 현재가치로 표시하고 있다. (2)식의 현재가치는 항상 존재하는 것으로 가정된다. 즉, 기대배당금의 연속복합성장률(continuously compounded growth rate)은  $r$ 보다 낮은 것으로 가정된다.

(2) 식은 통상적으로 경제이론에 의해 유일한 균형가격(a unique equilibrium price)으로 채택되고 있는데, 이는 다음과 같은 횡단성조건(transversality condition)을 적용하여 유도될 수 있다.

$$\lim_{s \rightarrow \infty} [\exp(-rs) E_t(P_s)] = 0 \quad (3)$$

(1)식은 (2)식 이외의 解들을 가질 수 있다. 이들은 (1)식을 만족하지만 (3)식을 만족하지 않는다.

$\{B_t\}_{t=0}^{\infty}$ 를 다음 조건을 만족하는 일련의 확률변수들(sequence of random variables)로 정의하자.

$$B_t = \exp(-r) E_t(B_{t+1}) \quad (4)$$

그러면,  $P_t = P_t^* + B_t$ 는 (1)식의 한 해가 되는데, 이는 주가를 미래기대배당의 현재가치와 합리적 거품의 합으로 나타내고 있다. 물론  $B_t$ 가 0이 아니면 (4)식은  $P_t$ 가 (3)식을 위반하고 있음을 함축하고 있다.

합리적 거품<sup>4)</sup>은 자산가격결정모형과 관계없는 변수들에 의해 생성된 것으로 생각될 수 있으나, 어떤 합리적 거품은 외생적인 자산가치의 기본적 결정요소(exogenous fundamental determinants of asset value)에만 의존할 수 있다. 이러한 합리적 거품은 오직 기본적 가치(fundamentals)로부터 생성되므로 내재적 거품(intrinsic bubbles)으로 명명된다. 내재적 거품은 (4)식을 만족하는 기본적 가치의 비선형함수를 구함으로써 생성된다. 위의 주가결정모형에서는 기본적 가치는 배당과정(dividend process)뿐이므로, 내재적 거품은 오직 배당에만 의존하게 된다.

4) 합리적 거품이론은 높은 주가변동성을 설명할 수 있는 모형으로 관심을 끌었으나, 다음과 같은 이론적 문제점들을 내포하고 있다. 첫째, Tirole(1982)에 의하면 대표적 소비자 모형에서는 거래자들이 비합리적이거나 근시안적인 기대를 하는 경우에만 거품이 생성될 수 있다고 한다. 둘째, Diba-Grossman(1987)에 의하면 합리적 거품은 일단 붕괴되면 재발할 가능성이 전혀 없다고 한다. 한편, Tirole(1985)은 이세대모형을 이용하여 거품이 합리적 기대와 양립할 수 있음을 보이고 있으나, 이를 위해서는 주가상승률이 경제성장률보다 낮아야 한다는 비현실적인 가정이 필요하다. 물론, 내재적 거품은 합리적 거품의 특수 형태이므로 위의 비판들에서 벗어날 수 없다.

배당과정의 다음과 같은 기하적 랜덤 워크(geometric random walk)을 따른다고 가정하자.

$$d_{t+1} = \mu + d_t + \epsilon_{t+1} \quad (5)$$

단,  $\mu$  = 배당의 추세성장

$$d_t = \ln D_t$$

$\epsilon_{t+1}$  = 조건부 기대치와 분산이 각각 0과  $\sigma^2$ 인 정규확률변수

(5)식을 이용하고  $P_t$ 가 결정될때  $D_t$ 가 알려져 있다고 가정함으로써  $P_t^*$ 는 다음과 같이 구할 수 있다

$$P_t^* = kD_t \quad (6)$$

$$\text{단, } k = [\exp(r) - \exp(\mu + \sigma^2/2)]^{-1}$$

(2)식의 우변이 수렴한다고 가정하면  $r < \mu + \sigma^2/2$ 가 성립한다.

이제 함수  $B(D_t)$ 를 다음과 같이 정의하자.

$$B(D_t) = cD_t^\lambda \quad (7)$$

단,  $c$  = 임의의 상수

$\lambda$  = 다음 (8)식의 양의 근

$$\lambda^2 \sigma^2/2 + \lambda\mu - r = 0 \quad (8)$$

그러면, (7)식은 (4)식을 만족함을 다음과 같이 보일 수 있다.

$$\begin{aligned} \exp(-r)E_t [B(D_{t+1})] &= \exp(-r)E_t [cD_t^\lambda \exp\lambda(\mu + \epsilon_{t+1})] \\ &= \exp(-r)[cD_t^\lambda \exp(\lambda\mu + \lambda^2 \sigma^2/2)] \\ &= \exp(-r)[cD_t^\lambda \exp(r)] \\ &= cD_t^\lambda \\ &= B(D_t) \end{aligned} \quad (9)$$

따라서 다음과 같은 내재적 거품모형을 얻는다.

$$P(D_t) = P_t^* + B(D_t) = kD_t + cD_t^\lambda \quad (10)$$

(10)식은 (3)식을 위반하지만, 이는 기본적 가치에 의해서만 생성된다. 즉,  $P(D_t)$ 는 오직 배당만의 함수이다. (8)식에서  $r < \mu + \sigma^2/2$ 이면  $\lambda < 1$ 이 성립함을 보일 수 있다. 그리고 주가는 0의 값

을 가질 수 없으므로  $c < 0$ 이 성립하는 것으로 가정된다.

실증분석을 위하여 (1)식의 주가결정모형에 오차를 다음과 같이 허용하자.

$$P_t = \exp(-r)E_t(D_t + P_{t+1}) + \exp(-r)u_t \tag{11}$$

단,  $u_t$  = 한 기간동안의 예측가능한 초과수익률

그러면 (10)식은 다음과 같은 실증분석 모형으로 변환될 수 있다.

$$P_t = c_0 D_t + cD_t^\lambda + e_t \tag{12}$$

단,  $c_0 = k = [\exp(r) - \exp(\mu + \sigma^2/2)]^{-1}$

$$e_t = \sum_{s=t}^{\infty} \text{to inf} \exp[-r(s-t+1)]E_t(u_s)$$

(12)식의 추정모형은 독립변수간의 다중공선성(multicolliearity)때문에 기술적인 난관에 봉착하게 되므로 (12)식을 다음과 같이 변형한다.

$$P_t/D_t = c_0 + cD_t^{\lambda-1} + \eta_t \tag{13}$$

단,  $\eta_t (=e_t/D_t)$ 는 배당의 모든 시계열에 통계적으로 독립이며 기대치가 0인 것으로 가정

따라서 주가에 내재적 거품이 존재하지 않는다는 귀무가설과 내재적 거품이 존재한다는 대립가설은 다음과 같이 표시될 수 있다.

$$H_0 : c_0 = k \text{ 그리고 } c = 0 \tag{14}$$

$$H_A : c_0 = k \text{ 그리고 } c < 0 \tag{15}$$

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 자료

본 연구의 실증분석에 사용된 통계자료는 1984년부터 1994년까지의 연별 및 분기별 종합주가지수와 배당금의 시계열<sup>5)</sup>이다. 종합주가지수의 경우 명목주가(nominal stock prices)를 실질주

5) 배당금은 현금배당(cash dividends)만을 고려하였으며, 1984년 이전에는 이익준비금의 자본전입의 경우 그 일부를 현금배당에 포함시켰기 때문에 연구의 일관성을 위하여 1984년 이전의 시계열을 제외하였다.

가(real stock prices)로 전환하기 위하여 한국증권거래소의 [주식]과 한국은행의 [조사통계월보]에 의거 매기간 초의 종합주가지수를 매기간 초의 도매물가지수(wholesale price index : WPI)를 디플레이터(deflator)로 사용하여 조정하였다. 종합주가지수의 산식은 다음 (16)식과 같이 표시될 수 있다.

$$SI_t = \frac{\sum_i P_{it} Q_{it}}{\sum_i P_{i0} Q_{i0}} \times 100 \quad (16)$$

단,  $SI_t$  = t시점에서의 종합주가지수

$P_{it}$  = t시점에서의 주식 i의 시장가격

$Q_{it}$  = t시점에서의 주식 i의 발행주식수

$P_{i0}$  = 기준시점에서의 주식 i의 시장가격

$Q_{i0}$  = 기준시점에서의 주식 i의 발행주식수

$$P_t = \frac{SI_t}{WPI_t} \quad (17)$$

배당금의 시계열은 직접적으로 관측불가능하므로 다음과 같은 절차에 의하여 간접적으로 추정하였다.<sup>6)</sup> 첫째, 종합주가지수의 산식으로 부터 기준시점에서의 주식의 시가총액을 역산한다. (16)식의 우변의 분모는 기준시점에서의 주식의 시가총액을 의미하는데, (16)식을 이에 대해 풀면 다음 (18)식이 성립된다.

$$\sum_i P_{i0} Q_{i0} = \frac{\sum_i P_{it} Q_{it}}{SI_t} \times 100 \quad (18)$$

둘째, 월별 가중평균배당수익률의 산식으로 부터 연별 배당금총액의 시계열을 역산한다. 증권거래소의 [주식]에서 발표되는 월별 가중평균배당수익률은 다음 (19)식에 의해 계산될 수 있다.

$$WADY_t = \frac{\sum_i D_{it-1} Q_{it-1}}{\sum_i P_{it} Q_{it}} \times 100 \quad (19)$$

6) 오세경(1992, 1995)도 비슷한 방법으로 월별 배당금 및 분기별 배당금을 추정하였다.

단,  $WADY_t = t$ 시점에서의 가중평균배당수익률,  
 $\sum_i P_{it} Q_{it} \equiv t$ 시점에서의 주식의 시가총액,  
 $\sum_i D_{it-1} Q_{it-1} = t$ 시점 직전 1년동안의 배당금총액

따라서 매년 1월의 가중평균배당수익률 자료를 이용하여 연별 배당금총액을 (19)식을 이용하여 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$\sum_i D_{it-1} Q_{it-1} = \frac{WADY_t \sum_i P_{it} Q_{it}}{100} \tag{20}$$

세째, 연별 배당금총액을 상장기업의 결산일과 자본금등의 정보를 이용하여 분기별로 배분한다. 즉,상장기업을 결산일에 따라 분기별로 분류하여 각 분기에 해당하는 상장기업의 자본금총액을 가중치로 하여 분기별 배당금의 시계열을 추산한다. 여기에서 배당금은 결산일 1분기후에 지급되는 것으로 가정한다.<sup>7)</sup>

네째, 가중평균배당수익률이 종합주가지수와 일관성있게 대비될 수 있도록<sup>8)</sup> (18)식에 의거 다음과 같이 수정 가중평균배당수익률을 계산한다.

$$WADY_t^* = \frac{\sum_i D_{it} Q_{it}}{\sum_i P_{i0} Q_{i0}} \times 100 \tag{21}$$

단,  $WADY_t^* = t$ 시점의 수정 가중평균배당수익률

마지막으로 명목배당금(nominal dividends)을 실질배당금(real dividends)으로 환산하기 위하여 매기간 말의 WPI를 디플레이터로 이용하였다.

$$D_t = \frac{WADY_t^*}{WPI_t} \tag{22}$$

## 2. 실증분석 결과

한국 주식시장에서의 주가결정이 내재적 거품모형에 의해 설명될 수 있는지의 여부를 규명하기 위하여 내재적 거품모형에 대한 실증분석을 실시한다.

7) 배당금 시계열의 추정상 가장 큰 문제점은 상장기업의 배당금 지급일을 정확하게 파악하기가 매우 어렵다는 점이다.

8) (21)식의 우변의 분모가 (16)식의 우변의 분모와 일치하여야 주가와 배당간의 관계분석이 의미를 가질 것이다.

〈표 1〉 연별 배당과정의 단위근 검증

변 수	$\beta_1$	
	추세선이 있는 경우	추세선이 없는 경우
$d_t$	-0.503775 (-3.17397)	-0.639745 (-5.89001)

주: 1)  $\beta_1$ 값은 다음 회귀식에 의거 추정되었음.

추세선이 있는 경우:  $\Delta d_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_t + \beta_2 t + v_{t+1}$

추세선이 없는 경우:  $\Delta d_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 d_t + v_{t+1}$

2) 표준오차는 잔차가 MA(4)라는 가정하에서 계산되었으며, ()안의 수치는  $\beta_1 = 0$  이라는 귀무가설에 대한 Phillips-Perron의 통계량 값 임.

〈표 2〉 분기별 배당과정의 단위근 검증

변 수	$\beta_1$	
	추세선이 있는 경우	추세선이 없는 경우
$d_t$	-1.395742 (-49.32033)	-1.395032 (-49.42209)

주: 1) 〈표 1〉의 주와 동일함.

2) \*\*\* 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

(1) 배당과정의 검증

제2장에서 살펴본 바와 같이 내재적 거품모형을 유도하는데 있어서 필수불가결한 가정은 배당과정이 (5)식과 같이 기하적 랜덤 워크를 따른다는 것이다. 본 연구에서는 우리나라의 연별 및 분기별 배당금의 시계열자료를 이용하여 Phillips-Perron(1988)에 따라 단위근 검증을 실시하였다.

〈표 1〉과 〈표 2〉에서 알 수 있는 바와 같이 우리나라에서 배당과정이 기하적 랜덤 워크를 따른다는 귀무가설은 분기별 배당금자료의 경우에 기각되고 있다. 따라서 (6)식이 우리나라의 경우에 적용되기는 힘들 것으로 생각된다. 우리나라에서 기업의 배당정책이 선택변수(choice variable)라기 보다는 액면배당이라는 제약된 관행에 의해 이루어지고 있으므로 배당은 예측이 가능하다는 점에 비추어 보면 이는 결코 놀라운 결과가 아닐 것이다.

(2) 내재적 거품모형의 검증

제2장에서 (13)식은 주가가 배당변화에 대하여 과민반응을 보일 수 있음을 나타내고 있다. (13)식은 또한 주가배당비율(price dividend ratios)이 비정상과정(nonstationary process)을 따



〈표 3〉 연별 주가와 배당금의 공적분 회귀분석 결과

회귀방정식	공적분계수(b)	R <sup>2</sup>	DW	d f
$P_t = a + bD_t + e_t$	71.5242	0.497	0.92	9
$D_t = a + bP_t + e_t$	0.0069	0.497	1.52	9
$p_t = a + b d_t + e_t$	1.9014	0.495	0.76	9
$d_t = a + b p_t + e_t$	0.2603	0.495	1.41	9

주 : 1) 공적분 회귀분석은 OLS에 의해 추정되었음.  
 2) 회귀분석의 표본기간은 1984년 1994년임.  
 3)  $k = (1.198492 - 2.718281^{-0.67567 + 0.008632})^{-1} = 1.454587$

〈표 4〉 분기별 주가와 배당금의 공적분 회귀분석 결과

회귀방정식	공적분계수(b)	R <sup>2</sup>	DW	d f
$P_t = a + bD_t + e_t$	9.6341	0.015	0.10	42
$D_t = a + bP_t + e_t$	0.0016	0.015	2.59	42
$p_t = a + b d_t + e_t$	0.0338	0.006	0.05	42
$d_t = a + b p_t + e_t$	0.1742	0.006	2.68	42

주 : 1) 공적분 회귀분석은 OLS에 의해 추정되었음.  
 2) 회귀분석의 표본기간은 1984년 1994년임.  
 3)  $k = (1.046889 - 2.718281^{-2.930102 + 0.378942})^{-1} = 1.01058793$

르며, 배당과 양의 상관관계를 갖는 것으로 예측하고 있다. 이러한 내재적 거품모형의 함축을 실증적으로 검증하기에 앞서 주가의 현재가치모형을 검증하였다.

주가가 현재가치모형에 의해 결정된다면 제2장의 (6)식과 (14)식으로 부터 알 수 있는 바와 같이,  $P_t$ 와  $D_t$ 가 (1,1)차의 공적분관계에 있으면(cointegrated of order(1,1)) 공적분 회귀분석(cointegrating regression)에 의한 추정 결과, 기울기의 회귀계수는  $k$ 와 일치하여야 한다.

또한 (6)식은 배당금에 대한 주가의 탄력도가 1임을 시사하고 있으므로,  $p_t = \ln P_t$ 와  $d_t = \ln D_t$ 가 (1,1)차의 공적분관계에 있으면, 공적분 회귀분석의 기울기 계수는 1과 같아야 한다.

공적분 회귀분석의 경우 최소자승법(ordinary least squares : OLS)에 의한 회귀계수 추정<sup>9)</sup>은 일치성이 있으나(consistent) 소수표본에서 편의를 가지므로(biased), 회귀계수의 범위를 구하기 위하여  $P_t$  ( $p_t$ ) 를  $D_t$  ( $d_t$ ) 에 투사한 다음에 설명변수와 종속변수를 뒤바꾸어 역회귀(reverse regression)를 실시한다.

이러한 공적분 회귀분석의 결과는 〈표 3〉과 〈표 4〉에 요약되어 있다.

9) Davidson-Mackinnon(1993) 717-718을 참조할 것.

〈표 5〉 연별 주가배당비율들에 대한 단위근 검증

변 수	$\beta_1$	
	추세선이 있는 경우	추세선이 없는 경우
Spread $P_t - 1.454587D_t$	-0.375141 (-2.53217)	-0.243066 (-1.56812)
주가 : 배당비율 $P_t / D_t$	-1.098809 (-7.90550)	-0.147226 (0.57357)
Log주가 : 배당비율 $p_t - d_t$	-0.679140 (-5.78477)	-0.123570 (-0.26592)

주 : 1)  $\beta_1$  값은 다음 회귀식에 의거 추정되었음.

추세선이 있는 경우 :  $\Delta x_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta_2 t + vt + 1$

추세선이 없는 경우 :  $\Delta x_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 x_t + vt + 1$

2) 표준오차는 잔차가 MA(4)라는 가정하에서 계산되었으며, ()안의 수 치는  $\beta_1 = 0$  이라는 귀무가설에 대한 Phillips-Perron의 통계량 값임.

연별 시계열자료의 경우 〈표 3〉에서 볼 수 있는 바와 같이 주가는 현재가치모형이 시사하는 것보다 훨씬 민감하게 배당의 변화에 반응하고 있다. 첫번째 회귀방정식에서 k의 추정치인 공적분계수는 71.5242로  $k=1.454587$ 보다 훨씬 크다. k는 (6)식의 정의에 의하여 표본으로부터 기하평균주식수익률, 배당의 추세성장 그리고 배당의 조건부 분산 등을 추정하여 계산된다. 두 번째 회귀방정식의 경우에는 이 추정치가 약  $145 (= 1/0.0069)$ 로 더욱 커진다. 세번째 및 네번째 회귀방정식의 경우에도 공적분계수가 1.9에서 3.8사이의 값을 가짐으로써 현재가치모형이 시사하는 값인 1을 크게 상회하고 있다.

분기별 시계열자료의 경우에도 비슷한 결과를 보이고 있다. 그러나 〈표 4〉의  $R^2$ 와 DW값이 시사하는 것처럼 회귀식의 아주 낮은 설명력과 높은 자기상관등이 통계적으로 의미있는 해석을 제약하고 있다.

이러한 회귀계수의 추정치들이 현재가치모형과 양립할 수 있는지의 여부를 검증하기 위하여,  $(P_t - kD_t)^{10}$ ,  $(P_t / D_t)$  그리고  $(p_t - d_t)$  등 여러가지 주가배당비율(price dividend ratio)의 추정치를 살펴보기로 한다. 현재가치모형에 의해 주가가 결정된다면, 즉 (14)식이 성립한다면 각종 주가배당비율들의 단위근 검증(unit-root test)결과 이 비율들의 비정상성(nonstationarity)이 기각되어야 할 것이다.

주가배당비율들의 Phillips-Perron(1988)의 방법론을 이용한 단위근 검증결과는 〈표 5〉와 〈표 6〉에 요약되어 있다.

10) Campbell-Shiller(1988)에 의해 제안된 주가배당비율의 측정치임.

〈표 6〉 분기별 주가배당비율들에 대한 단위근 검증

변 수	$\beta_1$	
	추세선이 있는 경우	추세선이 없는 경우
Spread $P_t - 1.01058793D_t$	-0.085402 (-5.25469)	-0.047646 (-2.71360)
주가 : 배당비율 $P_t / D_t$	-1.360046*** (-44.47004)	-1.270741*** (-49.07462)
Log주가 : 배당비율 $p_t - d_t$	-1.389964*** (-49.80536)	-1.259666*** (-53.82138)

주 : 1) 〈표 5〉의 주와 동일함.  
 2) \*\*\* 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함

〈표 7〉 회귀방정식 :  $P_t \text{ over } D_t = c_0 + cDt^{t-1} + \eta t$ 의 추정

$c_0$	$c$	$R^2$	DW	df
46.410142* (5.722)	3.9739633 E13 (0.361)	0.0143	0.569	9

주 : 1) (8)식을 이용하여 계산된  $\lambda$ 값은 15.48071로서 이 값이 주어진 것으로 가정하여 (13)식을 추정하였음.  
 2) ()안은  $c_0 = 0, c = 0$ 이라는 귀무가설에 대한  $t$ 값임.  
 3) \* 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

〈표 5〉에서 볼 수 있는 바와 같이 연별 시계열자료의 경우 주가배당비율의 비정상성을 여섯 가지중 어느 경우에도 기각할 수 없었다. 따라서 이는 현재가치모형과 일관성을 갖지 않는 결과로 해석될 수 있다. 그러나 분기별 시계열자료의 경우에는 〈표 6〉에서 처럼 여섯가지중에서 네가지 경우에 주가배당비율의 비정상성을 1% 유의수준에서 기각할 수 있었다.

마지막으로, 한국주식시장에서의 주가와 배당의 시계열이 내재적 거품모형과 일관성을 갖는지의 여부를 검증하였다. 주가가 내재적 거품모형에 의해 결정된다면 제2장의 (15)식이 성립할 것이다. 그러므로, (13)식과 같이 회귀방정식을 설정하여 추정된 회귀계수  $c$ 가 통계적으로 유의하게 양의 값을 가지는지의 여부를 규명하였다.

분기별 시계열자료의 경우에는 주가배당비율의 비정상성이 기각되어 현재가치모형과 일관성을 가지므로, 연별 시계열자료의 경우에만 OLS를 이용하여 (13)식을 추정하였다.<sup>11)</sup> 그 결과는 〈표 7〉에 요약되어 있는데, 이에 의하면 우리나라에서는 내재적 거품모형이 지지되지 않고 있다.

11) 자기상관과 조건부 이분산성을 고려하면 Newey-West(1987)에 의해 표준오차를 수정할 필요가 있으나, 본 연구에서는 내재적 거품모형의 기각이 현저하므로 이를 생략하였다.

## IV. 결 론

본 연구에서는 한국주식시장에서의 주가행태가 Froot-Obstfeld(1991)의 내재적 거품모형과 일관성을 갖는지의 여부를 실질주가와 실질배당의 연별 및 분기별 시계열자료를 이용하여 실증적으로 검증해보고자 시도하였다.

본 연구에서 발견된 실증분석결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 배당과정에 대한 단위근 검증결과, 분기별 배당금의 시계열자료를 이용한 경우에 배당의 비정상성이 기각되었다. 우리나라에서는 기업의 배당정책이 선택변수라기 보다는 액면배당이라는 제약된 관행에 의해 이루어지고 있으므로 시가배당이 이루어지는 선진국의 내재적 거품모형을 우리나라에 적용하는 것은 시기상조라는 해석이 가능하다고 할 수 있다.

둘째, 각종의 주가배당비율에 대한 통계적 분석 결과, 내재적 거품모형이나 현재가치모형 모두 우리 주식시장에서의 주가행태와 일관성을 갖지 않는 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과들은 우리나라 주식시장에 다음과 같은 시사점을 주는 것으로 생각된다. 우리나라처럼 기업의 배당정책이 액면배당 일변도로 이루어지는 경우에는 기본적 가치로서 배당을 중시하는 주가결정모형은 애초부터 한계를 가질 수 밖에 없을 것이다. 본 연구에서의 실증분석결과가 배당의 비정상성에 의거한 주가결정모형들을 기각하는 것이라면, 앞으로의 연구과제는 우리나라의 주가행태와 일관성을 갖는 주가결정모형을 개발하는 것이 될 것이다.

본 연구는 다음과 같은 한계점을 갖고 있다. 우선 표본기간의 시계열이 1984년부터 1994년까지로 상당히 짧다는 점을 들 수 있다. 이는 우리나라의 자본시장 역사가 선진국에 비해 일천하다는 점에서 불가피한 것으로 생각된다. 또한 배당금 추정상의 잠재적인 오차가 본 연구의 실증분석 결과의 적극적인 해석을 제약하고 있음을 지적하지 않을 수 없다.

## 참 고 문 헌

- 김규영, “위험회피, 배당과정 전환과 균형주가,” 재무연구, 제6호, 1993, 155—164.
- , “한국주식시장에서 주가는 비합리적으로 결정되는가?” 재무관리연구, 제10권 제2호, 1993, 239—262
- 김규영, 정기웅, “합리적 거품에 관한 연구—한국주식시장에서의 실증분석—” 재무연구 제4호 1991.
- 신상기, “거품과 주가 변동성 검증,” 증권학회지 제17집, 1994, 1—47.
- 오세경, “새로운 검증방법론을 이용한 효율적 시장가설의 검증,” 증권학회지, 제14집, 1992, 93—144
- , “주가변동결정요인에 대한 실증분석,” 서울대학교 증권금융연구소 Finance Workshop 발표 논문, 1995.
- 한국은행, 조사통계월보, 각호
- 한국증권거래소, 주식, 각호
- Campbell, J. Y. and R. J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy* 95(October 1987), 1067—1088
- Davidson, R. and J. G. Mackinnon, *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press : New York, 1993.
- Diba, B. T. and H. I. Grossman, “On the Inception of Rational Bubbles,” *Quarterly Journal of Economics* (August 1987). 697—700
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Auto-regressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74(1979), 427—431.
- Froot, K. A. and M. Obstfeld, “Intrinsic Bubbles : The Case of Stock Prices,” *American Economic Review* 81(December 1991), 1189—1214.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, Second ed., Macmillan:New York, 1993.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press: Princeton, 1994.
- Harvey, A., *The Econometric Analysis of Time Series*, Second ed., Phillip Allan: London, 1990.
- Newey, W. K. and K. West, “A Simple, Positive Semi-definite, Heterosced-asticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econo-metrica* 55 (May 1987), 703—708
- Phillips, P. C. B., “Time Series Regression with Unit Roots,” *Econometrica* 55(March 1987), 277—302
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika* 75 (June 1988) 335—346.

- Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld, *Econometric Models and Economic Fore-casts*, Third ed., McGraw-Hill : New York, 1991.
- Tirole, J., "On the Possibility of Speculation under Rational Expectations," *Econometrica* 50 (1982), 1163—1181.
- , "Asset Bubbles and Overlapping Generations," *Econometrica* 53 (1985), 1499—1528.
- West, K. D., "Bubbles, Fads, and Stock Price Volatility Tests : A Partial Evaluation," *Journal of Finance* 43(July 1988), 639—655.