

상태-공간 모형을 이용한 한국 주식시장의 합리적 거품규모 추정

도소희 · 김동석 · 김인준 · 이회경

한국과학기술원 테크노경영대학원
서울시 동대문구 청량리동 207-43

Abstract

현재까지 행해진 주식시장 거품에 관한 연구들은 주가를 형성하는 근본요인으로서 현금배당만을 고려하고 있다. 그러나 현금배당은 경영자에 의해 조정가능하므로 진정한 기업가치를 나타내는 신호로 보기 어렵다. 따라서 본 연구에서는 기업가치를 더 정확히 반영하기 위하여 기업의 자본상에 나타나는 자금변동을 고려한 '순현금배당'을 도입한다. 상태-공간 모형과 칼만필터링 추정법을 이용하여 KOSPI 시장 자료에 대해 실증분석한 결과, 현금배당만 고려할 때와 '순현금배당'을 고려했을 때 추정된 거품이 매우 다른 양상을 보였다. 특히 한국의 금융위기시점을 고려하여 볼 때 '순현금배당'을 이용한 것이 실제 현상과 더 잘 부합하는 것으로 나타났다. 이는 주식시장의 거품을 연구하는데 있어 현금배당과 자금변동을 함께 고려하는 것이 더 정확한 추정결과를 얻을 수 있음을 시사한다.

1. 서론

경제사를 이야기하는데 있어서 거품현상은 제외할 수 없는 큰 부분을 차지하며, 그 파장 역시 막대하여 70년대 후반부터 많은 사람들의 관심의 대상이 되고 있다. 재무 모형에서 일반적으로 그 근간이 되고 있는 합리적 기대모형은 기대수익률이 고정되어 있으며 투자자들이 위험을 회피하지 않음을 가정하고 있다. 그러나 실제 데이터들은 이 모형과 부합하지 못하고, 근본 요소로부터 기인한 것으로 보기에 그 변동성이 너무 크기 때문에 그 과도한 변동성을 거품현상으로 설명하고자 하는 연구가 시작된 것이다.

일반적으로 주가의 거품은 주식시장에서 생성되는 거품이다. 이것은 주식가격이 근본 요소에 의해 결정되는 가격에서 얼마나 괴리되어 있는가에 의해 정의되고 있다. 그런데 배당할인 모형을 근간으로 하여 거품을 도입하는데 있어 현재까지의 연구들은 현금 배당만을 고려하였다. 그러나 현금배당은 경영자의 의도에 따라 조정될 수 있으며 그것은 기업의 현금 흐름의 한 부분에 불과하기 때문에 현금 배당을 이용할 경우 주가의 변동이 실제보다 과장될 가능성이 존재한다. 따라서 본 연구는 배당을 고려함에 있어서 현금 배당뿐 아니라 배당의 성격을 띠는 기업의 재무활동에 의한 자금 변동들을 모두 포함하는 "순현금배당"을 도입한다. 실증 분석에서는 KOSPI 시장의 자료에 대하여 Wu(1997)가 제시한 상태-공간 모형과 칼만필터링 추정법을

이용하여 거품의 크기를 추정하였다.

주가 거품에 관한 연구로는 과도한 변동성을 거품으로 본 Shiller(1981)의 분산한계검정, S&P지수와 Dow Jones지수를 대상으로 실증분석한 West(1987)의 연구, 주가와 배당의 자기상관과 단위근 검정, 공적분 검정을 이용한 Diva & Grossman(1988)의 연구, 마코프 변환 단위근 검정을 이용한 Hall et al.(1999)의 연구, 내재적 거품을 제시한 Froot & Obstfeld(1991)의 연구 등이 있다. 국내 연구로는 거품 프리미엄을 도입한 김규영, 정기웅(1991), 내재적 거품을 국내 자료에 적용한 김규영(1995), Wu(1997)의 방법을 국내자료에 적용한 이충언(1999)의 연구 등이 있다.

2. 연구방법

2-1. 분석 모형

본 연구에서는 Wu(1997)의 모형을 도입하였다.

자산의 수익률이 r 로 일정할 경우 합리적 기대 모형은 다음과 같다.

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

여기서 P_t 는 t 시점의 실질주가, D_t 는 실질배당, E_t 는 t 시점까지의 정보를 조건으로 하는 기대값을 의미하며 r 은 필요 실제 수익률이다. 식(1)에서 유도된 주가의 동태방정식은 음의 주가를 허용하지 않지만, 현실에서 주가는 과대평가 뿐 아니라 과소 평가되는 것이 가능하다. 따라서 음의 주가를 가지는 것을 피하고 음의 거품을 허용하기 위해서 Campbell & Shiller(1988)에 따라 (1)의 로그 선형 근사치를 구하면 다음과 같다.

$$q_t = k + \rho E_t p_{t+1} + (1-\rho) d_t - p_t \quad (2)$$

q_t 는 필요실제 수익률의 로그값이고, ρ 는 주가와 주가 및 배당금의 합 간의 평균 비율, k 는 $-\ln(\rho) - (1-\rho) \ln(1/\rho - 1)$ 이며 p_t 와 d_t 는 각각 실질주가와 실질배당의 로그값이다. 말기조건을 충족되는 경우 식(2)에 대한 유일해는 다음과 같다.

$$p_t = (k - q) / (1 - \rho) + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(d_{t+i}) \quad (3)$$

이 식은 로그 주가가 미래 기대배당의 로그값의 현재가치로 이루어짐을 보이고 있다. 여기서 만약 말기조건이 만족되지 않는다면 식(3)은 특성해가 되며 이때 일반해는 식(3)에 거품항을 포함하는 다음과 같은 식이 된다.

$$\begin{aligned} p_i &= (k-q)/(1-\rho) \\ &+ (1-\rho) \sum_{j=0}^i \rho^j E_i(d_{t+j}) + b_i \\ &= p_i' + b_i \end{aligned}$$

(4)

여기서 b_i 는 동질차분방정식

$$E_i(b_i) = (1/\rho)^i b_i \quad \text{for } i=1,2,3... \quad (5)$$

을 만족하는 시계열이다. 이 거품의 존재로 인하여 시장에서의 실제 주가는 시장 근본요소에 의해 결정되는 가격과 차이를 보이게 된다.

로그 배당금 시계열은 일반적으로 비안정적이라고 가정하므로 식(4)를 차분하여 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta p_i &= (1-\rho) \sum_{j=0}^i \rho^j [E_i(d_{t+j}) \\ &\quad - E_{i-1}(d_{t+j})] + \Delta b_i \\ &= \Delta p_i' + \Delta b_i \end{aligned}$$

(6)

로그 배당금 시계열이 단위근을 가진다고 가정하면 다음의 ARIMA(h,1,0)모형으로 나타낼 수 있다.

$$\Delta d_t = \mu + \sum_{j=1}^h \phi_j \Delta d_{t-j} + \delta_t \quad (7)$$

여기서 δ_t 는 $N(0, \sigma^2)$ 의 분포를 따르는 i.i.d 오차항이라고 가정하며 자기상관 차수 h는 데이터에 의해 결정된다. 식(7)을 companion 형태로 나타내면

$$Y_t = U + A Y_{t-1} + v_t \quad (8)$$

이 되며 이 때,

$$Y_t = (\Delta d_t, \Delta d_{t-1}, \dots, \Delta d_{t-h+1})$$

$$U = (\mu, 0, \dots, 0)$$

$$v_t = (\delta_t, 0, 0, \dots, 0)$$

$$A = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 & \phi_3 & \dots & \phi_{h-1} & \phi_h \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 \end{bmatrix} \quad h \times h \text{ 행렬}$$

가 된다. Campbell & Shiller(1987)에 따르면 식(8)을 이용한 식(6)의 해는

$$\Delta p_t = \Delta d_t + M \Delta Y_t + \Delta b_t \quad (9)$$

가 되며 이 때 $M = \rho g A (I - \rho A)^{-1}$ 인 $h \times h$ 행

렬이며 $g = (1, 0, 0, \dots, 0)$ 인 h -row 벡터이다. 거품 시계열 b_t 가 선형이라 가정하면 식(5)는

$$b_t = (1/\rho) b_{t-1} + \eta_t \quad (10)$$

으로 표현되며 여기서 η_t 는 자기 상관이 없고 배당금 식(7)의 오차항과도 상관관계가 없고 평균이 0인 오차항이라 가정한다.

거품은 직접 관찰가능한 요소가 아니기 때문에 식(10)은 추정하기가 어렵다. 따라서 Wu(1997)는 이 문제를 해결하기 위해 상태-공간 모형을 구성하였다. 즉, 주가와 배당금을 나타내는 식(7)과 (8)을 관측식으로 두고 거품을 나타내는 식(10)을 상태벡터로 하여 상태-공간 모형을 구성한다. 그러면 관

찰가능한 자료인 주가 및 배당자료를 기초로 하여 매 시점의 상태벡터인 거품의 최적 추정치를 반복적으로 추정하는 칼만필터링 기법을 이용하여 추정 거품식을 얻는다.

2-2. 추정방법

우선 로그 배당금 자료에 대해 단위근 검정을 실시하여 단위근 존재유무를 판별하고 로그 배당금 시계열을 ARIMA(h,1,0) 추정하여 자기회귀 차수 h를 결정한다. 그 후 주가식(8)과 배당식(7)을 연합하여 행렬형태의 관측식을 구성하고 거품식(10)을 상태벡터로 하여 상태-공간 모형을 구성한 후 칼만 필터링 기법을 이용하여 다섯가지 모수를 추정하게 된다. 추정되는 모수는 ρ, ϕ, μ 및 배당식(7)과 거품식(10)의 오차항의 분산들이다. 이 값들을 이용하여 식(10)에서 추정 거품 시계열을 얻게 되며, 거품이 주가에서 차지하는 비중이 얼마인지의 추이를 살펴보게 된다.

3. 실증분석

3-1. 분석 자료

분석의 대상이 되는 자료의 종류와 기간 및 개수는 표(1)에 나타나 있다. 주가에 일관적 시스템을 적용한 기간인 1985년1월부터 1999년12월까지의 월별 자료를 이용하였고 증권거래소에서 발행하는 월간지 '주식'지의 KODPI 통계 부분을 참조하였다. 모든 자료는 월말 기준이며 현금배당은 시가총액과 가중평균 배당률을 곱하여 산출하였으며, 명목값은 한국은행에서 발표하는 소비자 물가지수를 사용하여 실질값으로 변환하였다.

		현금배당 = 시가총액 × 가중평균배당률
자료	시가총액 보정 = 시가총액 + 상장 폐지 - 신규상장	순현금배당 = 현금배당 + 감자 - 유상증자 - DR발행 - 신주인수권 행사 - 합병증자 - 전환사채주식전환
기간	모든 자료의 기간은 1985/1-1999/12로 동일함. (180개)	

여 실질값으로 변환하였다.

표(1) 분석자료

본 연구는 현금배당 이외에 의미적 배당을 모두 고려하는데 의의를 두고 있다. 따라서 현금배당과 같은 방향의 흐름을 가지는 요소들은 더하고 반대방향의 흐름을 가지는 요소들은 빼 주었다. 그리고 순현금배당에서 음의 값이 발생하여 실증분석시 로 그를 취하는 것이 수리적으로 불가능하게 되어, 주가 및 배당의 로그차분 자료의 대응변수로서 성장률을 계산하여 이용하였다.

3-2. 추정모형

상태-공간 모형의 추정에 앞서 우선 실제 배당 자료를 이용하여 배당식(7)의 자기상관 차수인 h를 규명해야 한다. 순현금배당과 현금 배당 각각의 로그를 취한 시리츠에 대해 ADF(Augmented

순현금배당	시간추세	ADF통계량
log-level	포함하지 않음	-2.6237
	포함	-2.5799
log-difference	포함하지 않음	-7.4661
	포함	-7.5072

Dickey-Fuller)단위근 검정을 실시한 결과 다음을 얻었다.

현금배당	시간추세	ADF통계량
log-level	포함하지 않음	-2.2863
	포함	-1.9291
log-difference	포함하지 않음	-7.1132
	포함	-7.2352

표(2) 순현금배당 및 현금배당 시계열의 단위근 검정

단위근 검정결과 5% 유의수준에서 시간추세의 유무에 상관없이 두 경우 모두 로그 레벨에서 단위근이 존재하며 1차 차분한 경우는 단위근이 존재하지 않았다. 따라서 로그배당금 시계열은 모형의 가정과 부합하는 ARIMA(h,1,0)으로 둔다. 그리고 h값을 1부터 5까지 대입한 결과, h=1일 때 두 경우 모두 Akaike정보기준과 Schwartz 정보기준이 최소가 되었다. 따라서 로그 순현금배당과 로그 현금배당 모두 ARIMA(1,1,0)을 따르는 것으로 나타났다. h=1인 경우 성립되는 상태-공간 모형은 다음과 같다.

$$\begin{vmatrix} \Delta d_t \\ \Delta p_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \mu \\ 0 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} 0 & 0 \\ 1 & -1 \end{vmatrix} \begin{vmatrix} b_t \\ b_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} 0 & c(1) \\ c(2) & c(3) \end{vmatrix} \begin{vmatrix} \Delta d_{t-1} \\ \Delta d_{t-1} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta d_t \\ 0 \end{vmatrix}$$

$$b_t = (1/\rho) b_{t-1} + \eta_t$$

3-3. 추정결과 및 해석

모수의 추정결과는 아래의 표에 나타나 있다. 통계 프로그램은 GAUSS를 이용하였으며 추정방법은 최우추정법(MLE)를 이용한 칼만필터링 기법을

모수	ρ	μ	ϕ_1	σ_δ	σ_η
추정치	1.0041	-0.1029	-0.5239	1.3615	0.9099
SE	0.0075	0.1011	0.0428	0.0543	0.0363

사용하였다.

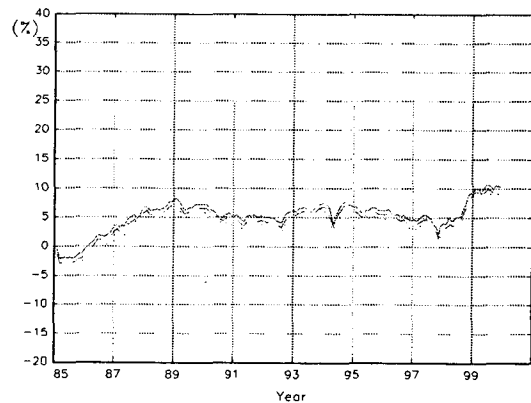
표(3) 순현금배당의 경우 모수 추정치

모수	ρ	μ	ϕ_1	σ_δ	σ_η
추정치	0.9948	0.0180	-0.2193	0.0763	0.0669
SE	0.0051	0.0057	0.0351	0.0029	0.0025

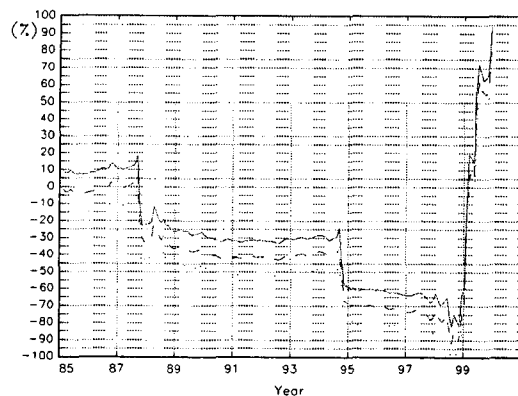
표(4) 현금배당의 경우 모수 추정치
순현금배당의 상수항을 제외한 나머지 모수들은

5%유의수준에서 모두 0이라는 귀무가설을 기각한다. 순현금배당의 경우 거품 시계열의 계수의 역수인 ρ 값이 1.0041이었고 현금배당의 경우는 1보다 작은 0.9948이었다. 두 경우, 거품식의 계수인 $(1/\rho)$ 에 대해 단위근 검정을 한 결과 모두 확률적 거품과정에 단위근이 존재하는 것으로 나타나 거품이 불안정 과정임을 보여주고 있다. 추정된 값을 토대로하여 실질 주가와 추정된 거품의 백분율을 다음의 그림으로 나타내었다.

그림(1) 현금배당만 이용한 경우 거품 백분율



그림(2) 순현금배당만 이용한 경우 거품 백분율



그림은 거품의 95% 신뢰구간을 함께 표시하고 있다. 현금배당만 이용한 경우 거품은 급격한 변동 없이 완만한 움직임을 보인다. 전체적으로 볼 때 거품은 0-10% 정도 내에서만 존재하므로 현금배당만을 이용한 결과를 본다면 우리나라 주식시장에는 급격한 투기적 거품이 생성되었다고 판단하기는 힘들다. 다만 약간의 가격 과대 평가가 지속적으로 있어온 것을 볼 수 있다. 특히 한국의 금융위기 시점과 그 이후 시점의 거품움직임을 보면 주가지수가 400이하로 하락한 금융위기 당시 거품이 다소 감소하기는 하나 여전히 양의 값을 보이며 98년들어 주가지수가 300선에 주로 머물렀을 때 거품이 지속적으로 상승하고 있는 것으로 나타난다.

한편, 순현금배당을 이용한 경우 결과를 보면, 전자와 매우 큰 차이를 보인다. 일단 대부분의 구

간에서 음의 거품을 보이고 있고 그 움직임이 어느 시점들을 기준으로 크게 변하고 있다. 그러한 큰 변화가 일어난 시점은 순현금배당이 급격히 감소한 시점과 일치하였다. 음의 거품이 자산가격을 과소평가하고 있는 것으로 해석할 수 있다면 순현금배당을 이용한 경우는 89년부터 94년 후반기까지 주가가 원래 가치의 약 2/3정도로 과소평가 되고 있었다고 할 수 있다. 80년대 후반기의 경우 우리나라가 극도의 활황기였다고 간주되어 왔고 주가지수도 1000을 넘어서는 행태를 보였지만, 이는 주어진 배당금을 고려해 본다면 시가 총액이 더 높아야 함을 의미하며, 이것은 주가 지수가 1000을 넘더라도 그것은 순현금배당을 고려했을 때 그 가치가 과소평가된 것이었다고 해석할 수 있다. 95년부터 98년 말까지도 마찬가지이다. 특히 금융위기 시점에는 주가가 원래가치의 1/2정도로 평가되어 가장 낮은 거품을 보이고 있고 99년 초반 이후 99년 말까지 주가지수가 다시 1000을 넘어서면서 거품은 다시 양의 값으로 급격히 치솟고 있다. 이것은 시가총액은 급격히 성장한데 반해 순현금배당은 오히려 심하게 감소하여 매우 급한 증감형태를 보이는 것으로 그 원인을 설명할 수 있다. 이러한 차이로 미루어 보아 현금배당만을 이용한 경우는 분석 결과가 실제 금융위기 당시의 상황과 거리가 있어 보이며 실제 현상을 잘 설명하지 못하는 것으로 나타나며 따라서 현금배당 이외의 자금변동들을 고려하는 것이 거품의 추정에 있어 더욱 정확성을 기할 수 있음을 시사한다.

4. 결론

자산 가격의 현가모형은 곧 미래 배당흐름의 현재가치의 총합이 현재의 가격임을 의미하며 말기 조건이 충족되지 않아서 실제 가격이 이 가치를 벗어나는 피리가 생기는 현상을 거품으로 보았다. 그런데 현가모형을 이루는 근본 요소인 배당을 고려함에 있어서 현금배당만을 생각하는 것이 그 타당성에 있어 문제가 제기되었고, 본 연구의 실증분석을 통하여 관련 연구들의 필요성이 제시되었다.

앞으로는 이러한 새로운 형태의 배당을 거품모형에서 고려하기 위한 방법론과 모형의 수정에 관한 연구가 필요할 것으로 생각되며, 자료 확보측면에서 더욱 용이한 개별 기업 및 개별 산업에 활용할 수 있는 방안을 모색하는 것도 필요하다고 본다.

<참고문헌>

김규영, 정기웅, 합리적 거품에 관한 연구 한국 주식시장에서의 실증 분석, 재무연구, 1991, 제4호,

93~115.

김규영, 내재적 거품에 관한 연구 한국 주식시장에서의 실증 분석, 재무관리연구, 1995, 제1호, 19~32.

이충언, 우리나라 주식시장의 합리적 거품 규모 추정, 금융학회지, 1999, 제4권, 제2호, 147~168.

Campbell, J.Y. and R.J. Shiller, Cointegration and Tests of Present Value Models, *Journal of Political Economy*, Oct 1987, Vol.95, 1062~1088.

Campbell, J.Y. and R.J. Shiller, The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors, *Review of Financial Studies*, 1988, Vol.1, 195~228.

Diba, B.T. and H.I. Grossman, Explosive Rational Bubbles in Stock Prices?, *The American Economic Review*, Jun 1988, Vol.78, 520~530.

Froot, K.A. and M. Obstfeld, Intrinsic Bubbles : The Case of Stock Prices, *The American Economic Review*, Dec 1991, Vol.81, 1189~1214.

Hall, S.G., Z. Psaradakis and M. Sola, Detecting Periodically Collapsing Bubbles : A Markov-Switching Unit Root Test, *Journal of Applied Econometrics*, Mar/Apr 1999, Vol.14, 143~154.

Shiller, R.J., Do Stock Prices Move Too Much to Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?, *The American Economic Review*, Jun 1981, Vol.71, 421~436.

West, K.D., A Specification Test for Speculative Bubbles, *Quarterly Journal of Economics*, Aug 1987, Vol. 102, 553~580.

Wu, Y., Rational Bubbles in the Stock Market : Accounting for the U.S. Stock-Price Volatility, *Economic Inquiry*, Apr 1997, Vol.35, 309~319.