經營學硏究 第18卷 第1號(1988年 9月)

韓國株式市場과 美國株式市場의 分散限界檢證에 관한 比較硏究*

(A Comparative Study of Variance Bound Test in Korean and American Stock Markets)

許 昌 秀**

≪ 目 次 ≫

Ⅰ. 序 說
Ⅱ. 分散限界檢證의 基本모델
Ⅲ. 分散限界檢證의 實證分析
1. 뉴욕株式市場
2. 서울株式市場
3. 實證分析結果의 比較와 限界
Ⅳ. 分散限界檢證의 修正模型
Ⅴ. 修正模型의 實證分析
Ⅵ. 結 論
〈참고문헌〉

Ⅰ. 序 說

주식시장에서의 情報效率性은 재무관리분야에서 주요 관심대상이 되어 왔으며, 이에 관한 연구는 이론적으로 그리고 실증적으로 많은 발전을 거듭하여왔다.

1970년대까지 주식시장의 정보효율성에 대한 실증적 분석은 자본자산가격결정모델(capital asset pricang model ; CAPM)과 회귀분석(regression analysis)을 이용하여 주로 수행되어왔다. 그리고 대부분의 실증분석은 주식시장이 정보효율적이라고 결론짓고 있으며 학계와 실무계의 사람들은 이러한 결론을 별다른 거부감 없이 받아들이고 있었다.[1)]

* 본고는 1987년도 문교부 자유공모과제 학술연구조성비에 의하여 연구되었음.
** 서울시립대학교 경상대학 경영학과 조교수

1) 물론 주식시장의 정보효율성에 대해서 부정적인 실증적 증거(empirical evidence)를 제시한 연구보고도 있었으나, 정보효율성 자체에 대한 의심보다는 복합검증(joint test)의 특성에 비추어 검증모델의 부적합성(model misspecification)에서 그 이유를 찾고자 하였다. Ball (1978)이나 Watts (1978)가 한 예임.

하지만, 1970년대말과 1980년대 초에 새로운 실증분석방법인 分散限界檢證(variance bound test)을 이용하여 주식시장의 정보효율성에 관한 부정적인 실증분석결과가 발표되자 커다란 관심을 다시 불러 일으키게 되었다. 이는, 주식시장이 CMPM을 從假說(subsidiary hypothesis)로 한 실증분석의 결론과 같이 정보효율적이라면 여타의 주식가치평가모델(stock valuation model)을 從假說로 택하더라도 실증분석의 결과는 동일하여야 한다는 사실에 그 근거를 가지고 있다. 즉, 從假說의 선택에 따라서 실증분석이 상이한 결론을 나타낸다는 것은 주식시장이 비효율적이거나 당해 실증분석방법 자체가 오류를 내포하고 있다는 해석을 가능하게 한다.

분산한계검증은 전통적인 실증분석방법과는 달리 배당평가모델〔Shiller(1981a, 1981b)〕이나 수익평가모델〔LeRoy and Porter(1981)〕을 종가설로 하여 주식시장의 정보효율을 파악하고자 하는 접근방법이다. 이는 신화적으로 지지되어 아무런 의심없이 받아들여져 왔던 CAPM의 주식가치평가모델로서의 적합성(validity)이 Roll(1977)에 의해서 논리적으로 비판되어진 후에 새롭게 제시되었기 때문에 주식시장의 정보효율성에 대한 분산한계검증의 부정적인 실증결과(negative results)는 많은 주목을 끌기에 충분할 만큼 의외적으로 받아들여 졌다.

본 연구의 목적은 이와같은 분산한계검증을 서울주식시장에 실증적으로 적용하여 정보효율성 여부를 판단하고 이를 뉴욕주식시장에 대한 실증결과와 비교·분석하고자 하는 데에 있다. 자료의 제약으로 인하여 본고에서는 분산한계검증은 Shiller(1981a)가 채택한 배당평가모델에 한정하였다. 그리고, 뉴욕주식시장에 대한 실증분석은 Shiller(1981a)의 접근방법이 가지고 있는 문제점을 투자자의 계획투자기간(planning horizon)의 관점에서 수정하여 시도되었고 서울주식시장에 대한 실증분석은 실제자료의 시계열이 짧아서 Shiller(1981a)의 접근방법을 한국적 특성에 따라 조정한 후 대부분 그대로 적용하여 이루어 졌다.

분산한계검증에 대한 기본개념과 특성, CAPM을 이용한 전통적인 실증분석방법과의 비교에 따른 장단점, 검증가설(testable hypothesis)의 유도를 위한 모형화(modeling), 분산한계검증에 대한 기존 접근방법의 문제점과 비판 등은 허창수(1986)에 상술되어있으므로 본고에서는 논의의 전개상 필요한 경우를 제외하고는 간략하게 요약하거나 생략하기로 한다.

Ⅱ. 分散限界檢證의 基本모델

재무관리의 이론들은 흔히 기대치(expected value)를 대상으로 전개되어 실제자료

(market data)에 의한 실증분석에 있어서는 복합검증(joint test)의 형태를 띠는 것이 일반적이다. 정보효율성에 관한 실증분석도 예외가 아니어서 主假說(primary hypothesis)과 從假說(subsidiary hypothesis)을 복합적으로 검증하게 되는데, 이때 전자는 기대치들과의 관계를 나타내는 주식시장의 정보효율성(market efficiency)이 되고 후자는 주식가치평가모델의 적합성(validity) 등이 된다.[2)]

주식시장의 가격형성과정에 있어서 정보효율성에 대한 전통적인 실증분석방법은 Markowitz와 Tobin의 두모수 포오트폴리오이론(two-parameter portfolio theory)에서 도출된 CAPM을 종가설로서의 주식평가모델로 채택한 반면에, 분산한계검증은 배당평가모델(dividend valuation model)이나 수익평가모델(eavnings valuation model)을 종가설로 채택하고 있다.

분산한계검증의 실제적용에 있어서 종가설로 주로 이용되고 있는 배당평가모델과 수익평가모델은 각각 현실적 제약을 가지고 있다고 허창수(1986)에서 논의한 바 있다.

하지만, 유한표본기간(finite sample period) 내에서의 자료수집과 분석이 극복할 수 없는 주어진 현실이라면 배당평가모델에서의 경영통제(management control)라는 자의성이 수익평가모델에서의 관측불가능(unobservability)과 회계조작(accounting manipulation) 보다는 상대적으로 덜 심각한 문제점이라고 판단할 수 있다. 주식시장의 정보효율성에 대한 실증분석과 이에 대한 비판이 배당평가모델을 중심으로 CAPM을 이용하는 전통적인 접근방법과 비교하여 진행되고 있는 주요 이유를 여기에서 찾아 볼 수 있다.

배당평가모델은 해당기업으로 부터의 현금유출(cash outflow)에 초점을 맞추어 주식가치를 산정하는데, 미래의 불확실성 하에서 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$p(t) = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{E[\tilde{d}(s)|\phi(t)]}{\prod_{k=t}^{s}(1+E[\tilde{r}(k)|\phi(t)])} \qquad (1)$$

위에서 p(t)는 t시점에서 개별주식의 현재가치를 나타내고, $\tilde{r}(k)$는 k시점의 시장이자율로서 시간의 흐름에 따라 변화한다. $\tilde{d}(s)$는 개별주식이 청구할 수 있는 s시점에서의 배당금이며, s시점에서 해당기업이 지급한 총배당금에서 t시점의 주주들이 청구할 수 있는 부분(a portion of total dividend payments in period s accruing

2) 정보효율성의 실증분석에 있어서 종가설 중 가장 중요한 것은 주식가치평가모델의 적합성이지만 이외에도 기술적 측면에서 채택된 정규분포의 가정이나 경제모델의 완전성(perfect market) 등도 이에 포함된다.

to shareholders as of date t)을 t시점의 주주수로 나누어 산정된다. 이때 배당금은 정규지급분(regular dividends)은 물론 특별배당, 현물배당 등의 모든 현금유출을 포함하는 개념이다. 그리고, $\phi(t)$는 t시점의 정보집합으로서 무작위(random)하며, 이의 분포는 표본기간동안 동일하고 독립적(identical and independent)이라고 가정한다.

(式1)에서 p(t)는 t시점에서 이용가능한 현재와 미래의 모든 정보를 근거로 하여 합리적으로 예측(rationally expected)된 현금흐름의 현재가치로서 사전적인 이성적 주가(ex-ante rational stock price)를 의미하며, 주식시장이 정보효율적이라면 t시점에서 해당주식의 시장가격과 일치하게 된다.

한편, p(t)와는 상대적인 개념으로서 사후적인 이성적 주가(ex-post rational stock price)가 정의되어야 하는데, 이는 주식의 가치에 영향을 미치는 미래의 상황변수에 대하여 현재 완벽한 정보를 가지고 있을 때 산정되는 해당주식의 현재가치를 의미한다. 즉, 이는 기술적으로 사후에 확인된 정보를 사용하여 배당평가모델을 적용한 결과로서 기대요소(expectation operator) 없이 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$\tilde{p}^*(t) = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{\tilde{d}(s)}{\prod_{k=t}^{s}[1+\tilde{r}(k)]} \qquad (2)$$

사후적인 이성적 주가 $\tilde{p}^*(t)$는 완벽한 정보를 가지고 산정되었다는 의미에서 완전예상주가(perfect foresight price)라고 불리기도 한다.

배당과 주가의 시계열자료가 합리적으로 형성되고 또 각기간별 할인율이 정확하게 예측된다면 t시점에서 계산된 p(t)와 $p^*(t)$는 서로 일치되어야 할 것이다. (式1)과 (式2)는 이와같은 관계를 잘 암시하고 있고, 확실성의 세계를 가정한다면 p(t)와 $p^*(t)$의 일치성(equivalence)은 더욱 분명하게 드러난다.

그리고, 불확실성하에서 주식시장의 정보효율성을 가정하면 p(t)와 $p^*(t)$의 관계가 (式1)과 (式2)를 이용하여 다음과 같이 표현된다.

$$p(t) = E[\tilde{p}^*(t) | \phi(t)] \qquad (3)$$

위의 式에서 암시되듯이 p(t)는 현재시점에서의 정보집합(informtion set)에 근거한 $p^*(t)$의 수학적 기대치(expected value)가 된다. 정보집합 $\phi(t)$에 속한 정보변수(information variable)는 확율변수로서 이론적으로는 시간의 흐름에 따라서 그 분포가 변화하지만 여기에서는 시간의 흐름에 관계없이 일정하다고 가정하고 있다.

조건적 기대(conditional expectation)의 특성을 이용하면 (式3)은 다음과 같이

보다 구체적으로 표현될 수 있다.

$$\begin{aligned}\tilde{p}^{*}(t) &= E\left[\tilde{p}^{*}(t) \mid \phi(t)\right] + \tilde{\varepsilon}(t) \\ &= p(t) + \tilde{\varepsilon}(t)\end{aligned} \tag{4}$$

위에서 $\varepsilon(t)$는 예측오차(forecasting error)를 나타낸다. 사전적 주가인 $p(t)$가 현재의 정보집합을 충실하게 이용하여 합리적으로 결정되었다면, (式4)에서의 예측오차는 사전적 주가와 통계적으로 서로 독립(orthogonality)을 유지하여야 한다. 그리고, 예측오차의 분포는 시간의 흐름에 대하여 동일하고 독립적(identical and independent over time)이 된다.

이와같은 예측오차의 특성은 $p(t)$와 $p^{*}(t)$의 분산관계를 다음과 같은 형태로 유도한다.

$$Var[p^{*}(t)] \geq Var[p(t)] \tag{5}$$

위의 부등관계는 분산이 항상 영보다 크거나 같다는 사실에서 쉽게 이해될 수 있으며, (式5)는 주식시장의 정보효율성이 진이라고 가정한 상태에서 도출된 것이므로 분산한계검증에서 귀무가설(null hypothesis) 혹은 검증가설(testable hypothesis)의 역할을 하게 된다.[3] 즉, (式5)의 부등관계는 주식시장이 정보효율적이라면 사전적 주가의 시계열자료가 나타내는 분산(variance)은 사후적 주가의 시계열자료가 나타내는 분산을 상한(upper limit)으로 가지게 된다는 것을 의미하고 있다.

Ⅲ. 分散限界檢證의 實證分析

1. 뉴욕株式市場

뉴욕주식시장의 시계열자료에 대한 분산한계검증의 실증분석은 Shiller(1981a)에서의 접근방법과 실증결과를 간략하게 요약함으로써 대체하고자 한다.[4]

---

3) 배당평가모델에 관련되어 이외에도 두개의 다른 검증가설이 있고 또 수익평가모델에 관련된 검증가설도 있으나, 본고에서는 (式5)를 중심으로 논의를 진행하도록 한다.

4) Shiller의 접근방법에 대한 비판과 이의 수정모델은 다음 章에서 상세히 다루도록 한다.

Shiller 는 (式5)의 검증가설을 실증분석하기 위해서 두종류의 시계열자료(time series of data set)를 채택하였다. 하나는 Standard and Poor's Composite Stock Price Index와 이에 대응(matching)되는 Dividends의 시계열자료이고 표본기간은 1871년부터 1979년까지의 109년이다. 다른 하나는 수정된 Dow Jones Industrial Average와 이에 대응되는 Dividends의 시계열자료이고 표본기간은 1928년부터 1979년까지의 52년이다. 두종류의 자료는 년간기준(annual base)이며, 개별기업과 이에 대응하는 현금흐름(배당금)이 아니라 일정집합(group)의 평균주가와 평균배당금에 대한 시계열을 나타내고 있다.

그리고, (式1)과 (式5)의 기본성격에 따라서 원자료를 조정하는데, 우선 명목자료(nominal data)를 실질자료(real data)로 전환하기 위한 인플레이션 효과의 수정은 도매물가지수를 이용하였다. 다음에 분산측정(variance measurement) 의 통계학적 근거를 마련하기 위한 시계열자료의 안정성(stationarity)의 회복을 목적으로 주가와 배당의 표본시계열에서 성장성을 제거하고자 하였는데, 이때 Shiller 는 주가의 시계열이 지수적 성장(exponential growth)을 따르고 또 성장율은 표본기간 동안 변화하지 않는다고 가정하였다.

그리고, 성장율은 이와같은 가정하에서 주가의 시계열로부터 예측하여 이를 주가와 배당의 자료조정(data adjustment)에 동시에 적용하였다.

한편, 분산한계검증의 실증분석에 있어서 가장 중요한 부분은 사후적인 이성적 주가인 $p^*(t)$의 산정인데, 문제는 무한의 시계열자료(infinite series of data)가 존재하지 않는다는 현실적인 제약을 측정상의 오류를 극소화하면서 어떻게 해결하느냐에 달려 있다. Shiller는 $p^*(t)$의 산정을 위한 (式2)에서 유한표본기간의 마지막 자료에 배당 대신에 주가를 사용함으로써 이와같은 현실적 제약을 극복하고자 하였다. 이는 주식시장이 정보효율적이라면 표본기간 이후부터 무한대까지의 예상배당금액에 대한 정보가 표본기간 마지막 시점의 주가에 현재가치로서 충실히 반영되어야 한다는데 그 근거를 두고 있다. 이러한 방법에 따른 $p^*(t)$의 산정은 (式2)를 다음과 같이 변형함으로써 구체화된다.

$$p^*(t) = \Sigma_{s=t}^{T} \frac{d(s)}{(1+r)^{s-t}} + \frac{p^*(T)}{(1+r)^{T-t}} \qquad (6)$$

위에서 $p^*(T)$는 표본기간의 마지막 시점(T)에서의 사후적 주가를 나타낸다. 구체적으로 Shiller는 p^*(1979년)을 추세가 제거된 실질적 주가시계열(detrended real stock price series)의 표본기간 동안의 산술평균으로 설정하였다. 그리고,

(式6)에서의 할인율(r)은 추세가 제거된 실질적 주가시계열의 산술평균($\bar{p}$)과 배당시계열의 산술평균($\bar{d}$)을 이용하여 계산된 배당수익율($\bar{d}/\bar{p}$)로 설정하였고, 이와같은 할인율은 표본기간 동안 변화하지 않는다고 가정하였다. 끝으로, p*(t)의 분산을 산정하기 위해서 필요한 이의 사후적 시계열은 표본기간 마지막 시점에서의 p*(1979년)으로부터 역으로 그리고 축차적(recursive)으로 (式6)를 이용하여 계산된다.

하지만, Shiller가 설정한 실질평균주가로서의 p*(1979년)이 표본기간 이후의 미래 현금흐름에 대한 정보를 충분히 반영하고 있는지는 신뢰할 만한 논리적 근거를 발견하기 어렵다. 할인율에 대한 일정성 가정(constancy assumption)도 실질 이자율에 대한 Fisher effect를 그 근거로 하고 있지만, 1960년대 이후의 논의에 의하면 실질 이자율(real rate of interest) 자체도 시간의 흐름에 따라 변화하는 것으로 알려져 있다.[5)]

또, Shiller가 제시한 (式6)를 이용하여 p*(t)를 계산하면 표본기간 중의 시점에 따라서 사후적 주가에 반영되는 정보의 양이 각각 달라지게 되고, 특히 할인체계(discounting mechanism)가 각시점에서의 p*(t)에 따라서 달라져 표본예측치(sample estimate)로서의 분산의 측정에 있어서 심각한 문제점을 야기하게 된다.[6)]

어쨌든 Shiller는 그 나름대로의 접근방법을 통하여 다음과 같은 실증분석결과를 보고하고 있다.

〈표1〉 뉴욕주식시장에 대한 실증분석결과

(단위 : 달러, 배)

자 료 구 분	표본기간	Var [p(t)]	Var [p*(t)]	ratio (분산)	ratio (표준편차)
Standard and Poor's	1871-1979	2,512	80	31.4	5.6
Modified Dow Industrial	1928-1979	126,664	718	176.4	13.3

5) Mundel(1963), Tobin(1965), Fama(1981)등을 참조. 그리고, Shiller(1981a)가 제시한 나머지 두 종류의 검증가설이 별다른 주목을 받지 못하고 있는 이유중의 하나로 이와같은 할인율의 일정성 가정을 꼽을 수 있다.

6) 본고는 이와같은 문제점을 계획투자기간의 도입을 통하여 다음 章에서 수정을 시도하고자 한다.

위에서 보는 바와 같이, 두 종류의 자료에서 공히 p(t) 시계열자료의 분산이 p*(t) 시계열자료의 분산보다 훨씬 크게 나타나 귀무가설인 주식시장의 정보효율성을 부인하고 있다. 즉, 이는 검정가설로서 (式5)의 부등관계를 기각하는 내용으로서, 주식시장에서의 주가형성과정이 비이성적(irrational)이며 해당주식에 관련된 유용한 정보(relevant information)가 주식가격에 충분히 그리고 즉각적으로 반영되고 있지 않다는 것을 암시한다.

수익평가모델을 바탕으로 한 LeRoy and Porter(1981)의 분산한계검증의 실증분석결과도 주식시장이 정보비효율적이라는 내용을 나타내고 있어 Shiller (1981a, 1981b)에서의 실증분석결과와 함께 큰 관심을 끌었다. 이와같은 관심의 근거로는 전통적인 실증분석방법이 종가설로서 주로 채택한 CAPM의 적합성에 대한 비판의 확산과 함께 분산한계검증이 향유하는 접근방법론상의 특성을 들 수 있다.[7)]

2. 서울株式市場

우리나라의 주식시장은 미국의 경우와는 다른 특수한 배경을 가지고 있어서 Shiller(1981a)에서의 분산한계검증을 적용하기 위해서는 약간의 변형을 필요로 하고 있다.

첫째, Shiller는 109년에 걸친 원자료를 가지고 실증분석을 행하였는데 우리나라 주식시장에서 이용가능한 자료의 표본기간은 20여년에 그치고 있다. 더구나, 시장기능이 어느정도 활성화되고 상장기업수가 제법 늘어난 기간도 최근 10년 정도에 불과한 실정이다. 이와같은 시계열자료의 양적부족은 실증분석결과의 경제적 해석에 있어서 유의성을 저하시킬 수 있는 우려를 배제할 수 없도록 한다. 이를 극복하기 위한 하나의 방법으로서 분기별 자료를 생각해볼 수 있으나 년간 1회 지급하는 배당관행으로 인하여 어려움을 가지고 있다.

둘째, 우리나라는 고도성장의 경제개발전략을 수행해 오는 과정에서 고율의 물가상승을 경험해 왔는데 반하여, 공정이자율은 기업의 금융비용을 고려하여 항상 시장이자율을 하회하도록 책정되어 왔다. 시장이자율은 측정하기도 어려울 뿐더러 표본기간 동안 시계열자료의 수집이 여의치 않아서 공정이자율[8)]을 할인율로 채택하

7) 이에 대한 상세한 논의는 허창수(1986)의 pp. 258 ~ 260을 참조

8) 할인율로서 1년만기 정기예금을 이용하였는데, 이는 배당평가모델의 기본성격상 인플레이션 효과를 포함하고 있다는 점에서 적합하지 못할 수 있다. 하지만, 공정이자율은 통제되어 결정된 것이기 때문에 인플레이션 효과는 주가나 배당의 시계열에서 직접 조정되도록 하였다.

는 외에 다른 대안이 마땅치 않은데, 이는 사후적 주가인 p*(t)의 산정과정에 있어서 통제하기 어려운 측정오차(measurement error)를 피할 수 없도록 한다.

세째, 우리나라는 액면가를 기준으로 한 배당율 중심으로 실제 배당금액이 결정되고 있는데, 이는 기업의 영업성과나 성장성 등에 대한 배당정책의 정보전달효과를 크게 제약하고 있다. 아울러, 배당락이 실시되는 시기와 주주총회에서 배당금액이 결정되는 시기 사이에 약 3개월 정도의 시차가 존재하고 대주주와 소액주주에 배당율을 차등적으로 적용하는 배당관행도 주가결정과정에 있어서 교란요인이 개재할 수 있는 여지를 허용하고 있다.

위와같은 세가지 측면을 고려하여 다음과 같은 실증설계(empirical design) 를 가지고 분산한계검증을 우리나라의 주가자료에 적용하였다.[9]

첫째, 우리나라의 주식시장은 1970년대 후반 이후에 기업공개가 활성화 되었기 때문에 Shiller가 채택한 주가지수(stock price index)보다는 다음의 조건을 동시에 충족하는 개별기업을 표본으로 선정하여 이들의 평균주가를 이용하였다.

① 1976년 이전에 상장되어 1985년까지 상장이 유지된 12월 결산기업

② 이 표본기간(10년)동안 결산기를 변경하지 않은 기업

③ 배당을 세번 이상 미지급하지 않은 기업

위와같은 조건을 모두 충족하여 표본에 포함된 상장기업은 모두 65개사로서,이중 배당을 계속하여 지급한 기업이 44개사, 1회 미지급한 기업이 11개사, 그리고 2회 미지급한 기업이 10개사로 집계되었다. 한편, 금융업에 대해서는 결산기가 3월이나 9월에서 12월로 변경된 1978년부터 1986년까지 9년 동안을 표본기간으로 하여 15개 시중은행과 지방은행을 대상으로 하였다.

둘째, 주가자료는 다음의 원칙에 따라서 수집하고 조정하였다.

① 배당부 주가를 가장 충실하게 반영하고 있는 12월말 종가를 년간기준(annual base)으로 수집하였다.

② 주식의 액면분할을 행한 상장회사는 그 분할비율에 따라서 그 이전 주가를 조정하였다.

③ 이론적으로는 유상증자나 무상증자를 고려하여 해당기업의 주가를 조정하여야 하나 증자회수가 빈번하고 이에 대한 구체적인 추적이 현실적으로 어려움이 많아 주가자료의 조정에 있어서 증자사항을 고려하지 못하였다. 하지만, 우리나라

9) 여기에서의 실증분석에 필요한 자료의 수집과 통계처리는 증권시장지(증권업협회刊)등을 이용하여 手作業에 주로 의존하였고, 이에는 백상목 석사(고려대 경영대학원)의 도움이 컸다.

의 경우에 권리부 시세의 회복이 수개월 이내에 이루어진다는 경험적 사실과 년간 주가자료를 사용하는 본고에서의 실증설계에 비추어 볼 때, 이와같은 문제점은 생각보다 덜 심각할 수 있을 것으로 예상할 수 있다.

세째, 배당자료는 다음의 원칙에 따라서 수집하고 조정하였다.

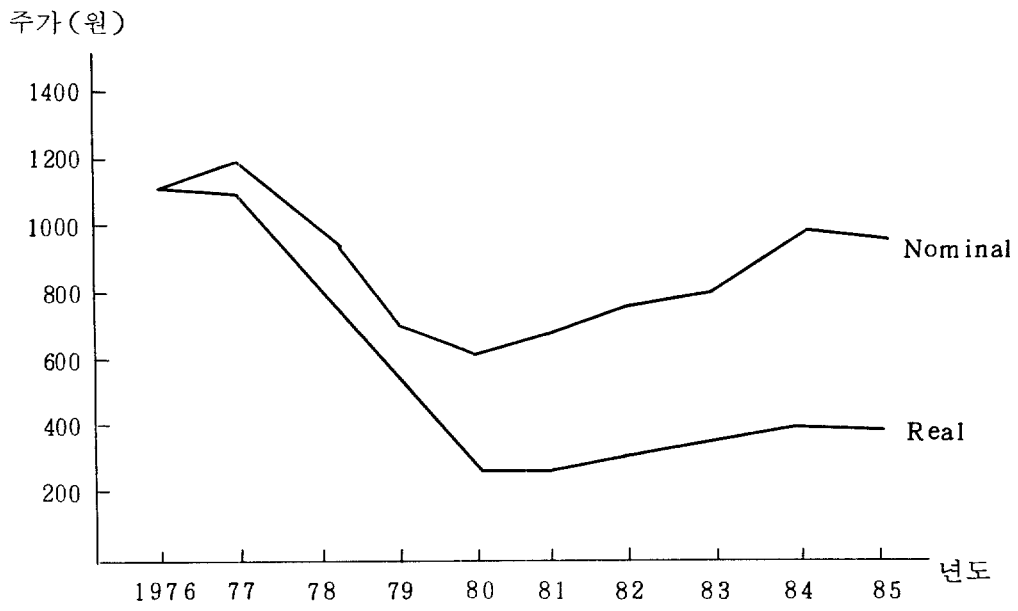
① 우리나라의 독특한 현상인 대주주와 소액주주간의 차등배당을 조정하기 위하여 당해년도의 이익잉여금처분계산서상의 총배당지급액을 당해년도말의 총발행주식수로 나누어 주당배당금액을 산정하였다. 이때, 유무상증자에 따라 회기 중에 발행된 신주와 기존 구주와의 배당금 차이는 무시하였다.

② 주식의 액면분할이 회기중에 행해졌을 경우에는 그 이전 회기의 총발행주식수를 분할비율에 따라 조정하였다.

네째, 시계열자료의 인플레이션효과에 대한 조정은 년말 도매물가지수(WPI)를 사용하였다. 그리고, p*(t)를 계산하기 위한 할인율로서 명목이자율(nominal rate of interest)를 현실적인 제약으로 인하여 사용하였으므로, 분산한계검증의 귀무가설인 (式5)를 명목가치와 실질가치의 두가지 측면에서 모두 실증분석하였다.

다섯째, Shiller가 제시한 (式6)에서의 p*(1985년)의 설정은 1985년말 종가와 주가시계열의 평균주가를 모두 채택하여 비교를 시도하였다. 전자는 표본기간 이후의 현금흐름에 대한 정보를 충실하게 반영한다는 p*(T)의 설정취지의 관점에서 그리고 후자는 급등락하는 우리나라 주식시장의 파행성을 어느정도 조정해 보고 Shiller의 접근방법을 보다 충실하게 복제(replication)해 본다는 관점에서 각각 설득력을 가질 수 있을 것이다.

여섯째, Shiller는 표본기간 동안의 주가시계열에서 나타난 지수적 성장을 추세제거(detrending)를 통하여 중화시켰는데, 본고에서는 추세제거작업을 생략하였다. 아래의 〔그림 1〕에서 보는 바와 같이, 여기에서의 표본 주가시계열은 명목주가와 실질주가가 공히 하향추세를 나타내다가 1980년을 전환점으로 하여 완만한 상승추세를 나타내고 있어, 전표본기간 동안에는 뚜렷하고 일관적인 성장형태(growth path)를 보여주고 있지 못하다. 물론 표본기간을 1980년을 기점으로 양분하여 추세제거작업을 각각 적용할 수 있으나, 후반부의 상승추세가 상당히 완만하여 추세제거작업이 거의 무의미할 수 있는 상황에서 상대적으로 급격한 하향추세를 나타내고 있는 전반부에 대한 추세제거작업은 자료조정에 있어서 불균형을 초래할 수 있다. 뿐만아니라, 해당 자료의 수가 양적으로 지나치게 적어서 추세작업 자체가 부적합할 수 있다는 측면도 간과할 수 없다.



〔그림 1〕 명목주가와 실질주가의 시계열

위와같은 실증설계에 따라서 분산한계검증을 서울주식시장에 적용한 분석결과는 다음의 〈표 2〉로써 요약할 수 있다.

〈표 2〉 서울주식시장에 대한 실증분석결과

(단위 : 원, 배)

p*(T)	구 분	Var 〔p(t)	Var 〔p*(t)〕	ratio (분 산)	ratio (표준편차)
85년말 주가	명목자료	32,605	1,419	22.98	4.79
	실질자료	99,117	4,110	24.12	4.91
표본기간평균 주가	명목자료	32,605	1,642	19.86	4.46
	실질자료	99,117	2,534	39.11	6.25

위에서 보는 바와 같이, 네종류의 접근방법에서 공히 p(t) 시계열자료의 분산이 이론적 상한인 p*(t) 시계열자료의 분산을 크게 상회함으로써 서울주식시장의 정보효율성에 대한 부정적인 실증증거(empirical evidence)를 나타내고 있다. 이는 서울주식시장이 '루머증시' 혹은 '냄비증시'라는 불명예스러운 별명을 가지고 있다는 사실에서 암시되듯이, 시장참여자들이 주가의 형성과정에 있어서 비이성적으로 행동하고 있다는 것을 의미한다.

그리고, 분산이나 표준편차의 배수(ratio)가 네종류의 자료에 있어서 큰 차이를 나타내고 있지 않은데, 이는 〔그림 1〕에서 볼 수 있듯이 명목자료와 실질자료의 시계열이 유사한 변동추세를 가지고 있다는 사실로써 쉽게 이해될 수 있다.

한편, 표본기간의 마지막 시점의 주가(terminal condition)에 대한 85년말 주가와 표본기간 평균주가의 구분도 실증분석결과에 있어서 별다른 차이를 나타내고 있지 않은데, 이는 년간주가를 이용하면서 표본기간이 10년에 불과하다는 현실적 제약으로써 설명이 가능하다.

Shiller(1981a)에서는 분석되지 않았지만 본고에서는 앞에서 언급한 표본을 상장기업의 자본금의 규모에 따라서 그리고 당해기업의 소속업종에 따라서 소표본(Sub-sample)으로 세분하여 분산한계검증을 적용하였다. 〈표 2〉에서 네종류의 자료구분이 실증분석결과의 측면에서 별다른 의미를 나타내고 있지 못하므로, 소표본에 대한 분산한계검증은 명목자료와 85년말 주가의 경우에 국한하도록 한다.

우선 자본금의 규모별 소표본에 대한 실증분석결과는 다음의 〈표 3〉으로 요약 될 수 있다.

〈표 3〉 규모별 소표본에 대한 실증분석결과

(단위 : 원, 배)

구 분	σ〔p(t)〕	σ〔p*(t)〕	ratio
소형주 (24)	160,42	42.72	3.76
중형주 (28)	154.84	39.32	3.94
대형주 (13)	418.0	40.49	10.32

주 1) 1985년말 자본금을 기준으로 하여 50억원 이하는 소형주, 50억원~150억원은 중형주, 150억원 이상은 대형주로 구분하였음.
2) 구분에서 ( )안은 각 소표본에 속하는 표본수(sample size)를 의미함.

규모별 소표본에 대한 검증결과도 앞의 전표본과 마찬가지로 주식시장의 정보비효율성을 암시하고 있는데, 대형주의 배수가 소형주나 중형주의 약 3배에 달하는 특징을 보여주고 있다. 이는, 분산한계검증의 실증분석이 적정하게 행하여 졌다면 대형주의 주가형성이 상대적으로 가장 비효율적이라는 것을 의미한다. 하지만, 대형주는 일반적으로 성장성이 높은 상장기업을 주로 포함하고 있고 이들 기업의 배당수익율은 보다 안정적인 소형주나 중형주에 비하여 상대적으로 낮다는 우리나라 주식시장의 경험적 사실에 비추어 볼 때, 대형주의 높은 배수는 주식시장의 심각한 비효율성보다는 이용가능한 자료의 유한성에서 유발되는 단순한 실증설계상의 기술적 편기(technical bias)를 반영한 것으로 이해될 수도 있다.

다음으로, 상장기업의 소속업종별 소표본에 대한 실증분석결과는 다음의 〈표 4 〉로 요약될 수 있다.

〈표 4 〉 업종별 소표본에 대한 실증분석결과

(단위 : 원, 배)

업 종		$\sigma[p(t)]$	$\sigma[p^*(t)]$	ratio
어업·광업	(2)	260.3	40.9	6.36
음 식 료	(8)	177.9	41.7	4.27
섬 유	(6)	162.7	82.1	1.98
제 지	(5)	118.8	36.1	3.29
화 학	(17)	123.2	39.2	3.14
비금속광물	(6)	230.9	50.2	4.59
금 속	(8)	236.2	41.7	5.67
전기·전자	(6)	375.6	39.2	9.58
건 설	(2)	1,245.5	156.4	7.97
도 매	(2)	290.2	41.2	7.04
운 수	(2)	309.4	33.8	9.16
금 융	(15)	97.8	89.6	1.09
기 타	(1)	215.8	47.7	4.52

주1) 업종란에서 ( )은 표본수를 의미함.

업종별 소표본에 대한 실증분석결과도 전업종의 주가형성과정이 비효율적인 것으로 나타나고 있다. 업종별 차이로는 전기·전자산업과 운수산업 등이 상대적으로 배수가 크게 나타났고 섬유산업과 금융산업이 상대적으로 배수가 작게 나타나고 있다. 하지만, 화학산업과 금융산업을 제외하고는 표본크기가 모두 10개사 미만이어서 경제학적 해석의 신뢰도가 의문시되고 있다. 그리고, 금융산업의 경우는 표본기간 동안에 주가도 거의 변화가 없었고 더구나 거래량이 수반되지 않아 정상적인 가격형성으로 보기 어려운 측면을 가지고 있다.

3. 實證分析結果의 比較와 限界

뉴욕주식시장의 정보효율성에 대한 분산한계검증의 적용은 Shiller(1981a)의 접근방법과 실증분석결과를 요약함으로써 대체하였고, 서울주식시장의 정보효율성에 대한 분산한계검증의 적용은 한국적 특수상황을 고려하여 Shiller의 접근방법을 약간 변형한 실증설계에 따라서 보다 다양하게 수행되었다.

서울주식시장의 실증분석결과를 요약하고 있는 〈표2〉에서 Shiller(1981a) 의 접근방법과 가장 가까운 분산한계검증은 실질자료와 표본기간 평균주가의 경우라고 할 수 있는데, 이때의 배수는 6.25배로서 뉴욕주식시장의 Standard and Poor's data를 대상으로 한 5.6배보다 약간 크고 Modified Dow Industrial data를 대상으로 한 13.3배보다는 훨씬 적은 수준을 나타내고 있다.

물론, 이와같은 실증분석결과는 사전적 주가시계열의 분산이 사후적 주가시계열의 분산을 크게 상회하였다는 점에서, 두 주식시장의 주가형성과정이 공히 비효율적이라는 사실을 암시하고 있다. 하지만, 뉴욕주식시장과 서울주식시장 중에서 어느시장이 보다 비효율적이냐는 검토는 제한적인 의미[10]에서 가능할 수 있다.

우선,(式1)의 배당평가모델이 암시하는 주가와 배당흐름의 대응관계(matching relation)의 관점에서 볼 때, 서울주식시장에서의 표본주가의 시계열과 뉴욕주식시장에서의 modified Dow Industrial의 주가시계열이 Standard and Poor's 주가시계열보다 상대적으로 우월하다고 생각할 수 있다. 따라서, 이 두경우의 배수를

10) 분산한계검증은 분산에 대한 표본예측치(sample estimate)끼리의 단순비교로써 이해될 수 있는데, 이는 실증분석결과의 경제적 해석에 있어서 有意性(degree of significance)의 측정을 어렵도록 한다. 특히, 독립적인 두 시장의 실증분석결과의 비교는 이와같은 유의성의 제약을 더욱 심화시킬 수 있다.

중심으로 서울주식시장과 뉴욕주식시장의 정보비효율성의 정도를 비교해 보면 전자가 후자보다 덜 비효율적이라고 판단해 볼 수 있다. 유의성의 측면에서 이와같은 비교가 제한적인 의미를 갖는다고 하더라도, 후자의 배수(13.3) 가 전자의 배수(6.25)의 두배 이상 달하고 있다는 사실은 뉴욕주식시장이 한국주식시장보다 더욱 정보비효율적이라는 비교결과에 대하여 어느정도의 유의성을 허용하고 있다고 볼 수 있다. 그리고, 이용가능한 시계열자료의 유한성을 극복하기 위한 p*(T)의 설정에 있어서 논리적으로 보다 설득력있는 1985년말 주가와 실질자료의 경우에 배수가 4.91에 그치고 있어서 Standard and Poor's 주가시계열이 가지고 있는 배수(5.6) 보다도 작다는 사실도 주목할 필요가 있다.

그러나, 뉴욕주식시장과 서울주식시장이 정보비효율적이라는 실증분석결과와 전자와 후자에 대한 정보비효율성의 정도비교는, 분산한계검증이 내포하고 있는 방법론상의 한계의 측면에서 그 해석에 있어서 신중을 기해야 한다.

분산한계검증이 가지고 있는 방법론상의 한계는 복합검증(joint test)의 특성과도 관계되는 것으로서 주식시장의 정보효율성을 복원(reinstatement) 시키고자 하는 학자들에 의하여 주로 논의되고 있다. 이와같은 논의는 소표본 편기(small sample bias), 비일정성의 할인율(nonconstant discount rate), 시계열자료의 불안정성(nonstationarity) 등의 세가지 관점에서 주로 진행되고 있다.[11] 하지만, 이들은 각각 분산한계검증에서 나타난 p(t) 시계열자료의 과잉변동성(excess volatility)을 변명할 수 있는 하나의 단서(clue)로서 이해될 수는 있으나, 기존의 부정적인 실증분석결과에 대하여 구체적으로 어느정도 영향을 미칠 수 있는지에 대해서는 명확하지 못하다는 약점을 가지고 있다. 즉, p*(t) 시계열자료의 분산이 과소평가되었다는 편기의 방향(direction of bias)은 이론적으로 명확하게 제시되고 있지만, 편기의 크기(size of bias)는 실증적으로 분명하게 제시되고 있지 않아서 과잉변동성(정보비효율성)의 반증여부에 대한 판단은 유보될 수 밖에 없다.

분산한계검증의 한계에 대한 위에서의 논의는 Shiller(1981a)에서 보고된 p(t)와 p*(t)의 시계열자료의 분산예측치(variance estimate)에 대한 회의에서 기본적으로 출발하고 있다. 다음의 Ⅳ장에서는 Shiller의 분산예측치가 가지고 있

11) 이와 관련된 참고문헌과 내용의 요약은 Hur(1985)의 Chapter Ⅲ와 허창수(1986)의 Chapter Ⅳ를 참조.

는 추가적인 문제점을 논의하고 아울러 이를 해소하기 위한 분산한계검증의 수정모형을 계획투자기간(planning horizon)의 개념을 이용하여 도출하고자 하였다. 그리고, Ⅴ장에서는 허창수(1986)에서 논의한 Shiller의 접근방법에 대한 비판과 여기에서 논의한 분산한계검증의 한계를 최대한 고려하여 Ⅳ장에서의 수정모형을 실증분석하였다. 끝으로, Ⅵ장의 결론부분에서는 Ⅲ장과 Ⅴ장의 실증분석결과를 비교하여 주식시장의 정보효율성을 분산예측치의 신뢰성을 중심으로 재조명하였다.

Ⅳ. 分散限界檢證의 修正模型

분산한계검증의 실제적용에 있어서 나타나는 가장 커다란 문제점은 관련자료의 시계열의 유한성(finiteness)에 있고, Shiller는 이를 해결하기 위하여 표본기간의 마지막 시점의 주가가 표본기간 이후의 현금흐름에 대한 정보를 집약한다고 가정하였다. 이와같은 가정은 주식시장이 정보효율적일 때 타당성을 가지고 있다고 앞에서 밝힌 바 있다.

하지만, (式6)를 이용하여 Shiller가 실제로 계산한 p*(t)의 시계열은 분산의 측정에 있어서 중요한 한계를 가지고 있다. 이는 두가지 측면에서 생각해 볼 수 있는데, 하나는 종결조건(terminal condition)으로서 p*(T)의 설정을 의미하고 다른 하나는 (式6)이 내포하고 있는 할인체계의 변동성을 뜻한다.

Shiller는 p*(1979년)으로서 추세를 제거한 실질 p(t) 시계열의 산술평균을 사용하였는데, 이는 가용자료의 유한성을 극복하기 위한 종결조건의 도입취지와는 상당한 거리를 가지고 있다. 즉, 미래의 현금흐름(배당금)에 대한 정보는 T시점에서의 주가 자체가 집약하고 있는 것이기 때문에, 표본기간 동안의 산출평균은 종결조건으로서 아무런 논리적 근거를 가지고 있지 못하다. 특히, 표본기간이 109년에 이르는 Standard and Poor's data를 대상으로 한 경우는 이와같은 문제점이 더욱 심각하게 부각될 수 있다.

다음으로 (式6)가 암시하고 있는 할인체계의 변동성은 p*(t)의 분산측정치 자체를 무의미하게 만들 수 있는 우려를 가지고 있다. 분산의 측정을 위한 암묵적인 가정(implicit assumption)은 흔히 간과되고 있는데, 이는 해당시계열자료의 모든 원소(each and every element)가 동일하고 독립적인 분포(i.i.d.)를 가져야 한다는 전제를 의미한다. Shiller의 분산예측치는, (式6)에서 암시되고 있듯이, 이와같은 암묵적인 가정에서 크게 벗어난 상태에서 산정되었다. 이는 다음의 간단한 예에서도 쉽게 설명될 수 있다.

$$p^*(1925) = \sum_{s=1925}^{1979} \frac{d(s)}{\alpha^{s-1925}} + \frac{P^*(1979)}{\alpha^{54}} \quad (7)$$

$$p^*(1950) = \sum_{s=1950}^{1979} \frac{d(s)}{\alpha^{s-1950}} + \frac{P^*(1979)}{\alpha^{29}}$$

$$P^*(1975) = \sum_{s=1975}^{1979} \frac{d(s)}{\alpha^{s-1975}} + \frac{P^*(1979)}{\alpha^{4}}$$

위에서 α는 (1+r)를 나타낸다. (式7)은 각년도의 p*(t)가 상이한 구조의 할인체계(different structure of discount factors)를 통하여 계산되고 있다는 사실을 보여주고 있다. 즉, 할인항과 배당항의 수는 p*(t)의 계산에 있어서 t에 따라 변화하고 있다. 예를들면 (식7)에서 p*(1925년)은 55개의 년간 배당금과 할인항을 가지고 있는 반면에, p*(1975년)은 5개의 년간 배당금과 할인항을 가지고 있다. 그리고, 종결조건으로서 각년도의 p*(t)의 계산에 동일하게 적용되고 있는 p*(1979년)의 할인체계도, (式7)에서 볼 수 있듯이 p*(1925년)은 54라는 지수(exponent)를 가지고 p*(1975년)은 4라는 지수를 가짐으로써 서로 다르다는 사실을 알 수 있다.

결국, 각년도의 사후적인 주가 p*(t)는 서로 상이한 양의 정보를 바탕으로 하여 계산되었다고 요약할 수 있는데, 이는 p*(t) 시계열이 동일하고 독립적인 분포(i.i.d)를 가지고 있는 주가로 구성되어 있지 않다는 것을 의미한다. 따라서, Shiller가 분산한계검증에서 사용한 p*(t) 시계열의 분산은 적합한 표본예측치로서 상당한 제약을 가지고 있으며, 이에 의한 실증분석결과도 그 해석에 있어서 상당한 주의를 요한다고 생각할 수 있다.

Shiller(1981a)에서 p*(t) 시계열의 분산예측치가 가지고 있는 위와같은 문제점은 계획투자기간(planning borizon)의 개념을 이용해서 (式6)를 다음과 같이 수정함으로써 쉽게 해결될 수 있다.

$$P^*(t) = \sum_{s=t}^{t+h} \frac{\tilde{d}(s)}{(1+r)^{s-t}} + \frac{P(t+h)}{(1+r)^{h}} \quad (8)$$

$$\tilde{P}(t+h) = \sum_{s=t+h}^{\infty} \frac{\tilde{d}(s)}{(1+r)^{s-t-h}} \quad (8a)$$

위에서, h는 계획투자기간을 뜻하고, r은 전표본기간 동안 일정(flat term structure of interest rate)하다고 가정하였다.

계획투자기간이란 금융자산의 보유기간을 의미하는데, 이는 투자가들의 최적화행위(optimizing bechavior)를 전제로 하고 있다. 재무관리분야에서의 가격결정모델은 기대효용의 극대화라는 최적화행위를 가정하여 도출되고 있는데, 주식시장의 정보효율성에 대한 실증분석에 있어서 종가설로 흔히 이용되고 있는 CAPM도 예외가 아니다. 하지만, 분산한계검증에서 종가설로 채택되고 있는 배당평가모델은 이와같은 최적화행위를 전제로 하고 있지 않은 특수한 형태의 가격결정 모델이다. 다시 말해서, 배당평가모델은 해당 주식의 본질적 가치를 나타내고 있기 때문에 그 자체로서는 실제의 가격결정(수요=공급)과 다소 거리를 가질 수 있기 때문에 CAPM과 같은 가격결정모델이 되기 위해서는 시장의 정보효율성이 전제되어야 한다. 이와같은 관점에서, 주식시장의 정보효율성에 대한 분산한계검증의 종가설로서 배당평가모델의 적합성을 이해할 수 있다. 따라서, 배당평가모델을 이용한 정보효율성의 실증분석에 있어서 (式1)의 형태대로 무한의 시장자료(market data)가 이용가능 하다면 투자가들의 최적화행위는 굳이 고려될 필요가 없다.

그러나, 실증분석에 사용되어야 할 자료가 유한하다면 가격결정모델[12]로서의 배당평가모델은 최적화행위를 고려하여야 한다. 여기에서의 계획투자기간이란 이와같은 최적화행위의 일부로서 이해될 수 있다. 투자자의 입장에서 최적 계획투자기간(optimal planning horizon)의 결정에 관한 연구는 아직 재무관리 분야에서 미진한 상태이나, 본고의 (式8)과 (式8a)에서는 h의 크기에 관계없이 유한의 계획투자기간이 존재한다는 사실로서 충분하다.

계획투자기간의 존재에 대한 근거로서 다음의 두가지 관점을 간단하게 생각해 볼 수 있다.

첫째, 투자기회(investment opportunity)가 시간의 흐름에 따라 변화한다는 사실은 미래의 특정시점에서 투자대상의 전환을 위하여 소유하고 있는 금융자산을 처분해야 하므로 유한의 계획투자기간을 갖도록 유도한다. 즉, 현재 시점에서의 최적 투자안은 미래 시점에서(혹은 예측의 오류에 의해서) 비최적(sub-optimal)으로 전락할 수 있다.

둘째, 현재의 투자는 미래의 궁극적인 소비를 위한 저축을 뜻하므로 미래의 특정시

12) 분산한계검증에서 귀무가설은 주식시장의 정보효율성을 전제하고 유도되므로 배당평가모델은 가격결정모델이 될 수 있다.

점에서 계획된 혹은 강요된 현금수요를 충족시키기 위하여 보유금융자산을 처분해야 한다는 점에서 유한의 계획투자기간을 갖게 된다. 특히, 실물자산보다 금융자산을 투자대상으로 선택하는 경우에는 환금성(marketability)의 측면에서 미래의 특정시점에 계획된 혹은 강요된 소비기회를 갖고 있는 예가 보다 일반적이다.

계획투자기간의 개념을 Shiller의 (式6)에 적용해 보면, 109년이나 52년의 표본기간 중의 어느시점에서 투자결정을 하더라도 청산시점(liquidation date)은 모두 1979년말이라고 암묵적으로 가정되고 있다. 이는 계획투자기간이 표본기간의 시점선택에 따라서 계속 변화하고 있다는 것을 의미한다. 그리고, 이와같은 계획투자기간의 변동성은 p*(t) 시계열자료의 i.i.d.의 유지를 크게 저해함으로써 분산한계검증의 실증분석에 있어서 심각한 문제점을 야기하게 된다.

반면에, (式8)과 (式8a)를 이용하여 계산된 p*(t) 시계열자료는 분산예측치의 산정에 있어서 통계학적인 적합성을 크게 향상시키고 있다. 이는 다음의 예에서도 쉽게 파악될 수 있다.

$$P^*(1900) = \sum_{s=1900}^{1907} \frac{\bar{d}(s)}{(1+r)^{s-1900}} + \frac{P(1907)}{(1+r)^7} \tag{9}$$

$$P^*(1910) = \sum_{s=1910}^{1917} \frac{\bar{d}(s)}{(1+r)^{s-1910}} + \frac{P(1917)}{(1+r)^7}$$

$$P^*(1920) = \sum_{s=1920}^{1927} \frac{\bar{d}(s)}{(1+r)^{s-1920}} + \frac{P(1927)}{(1+r)^7}$$

(式9)는 h가 7년이라고 가정되었을 때 p*(t)의 계산방식의 예를 제시한 것이다. 위에서 볼 수 있듯이 각년도의 p*(t)는 7개의 배당금자료와 1개의 청산가격이라는 동일한 정보량에 근거하여 계산되고 있다. 그리고, 할인율의 체계도 각각의 p*(t)의 계산에 있어서 동일한 형태가 적용되고 있다. 이는 (式8)에 의하여 계산된 각년도의 p*(t)는 Shiller의 경우와는 달리 동일한 분포(identical distribution)를 갖게 된다는 것을 의미한다.

한편 (式6)에 의한 p*(t)의 계산은 t의 진행에 따라서 부분합(partial sum)의 방식이 완벽하게 적용되고 있는데, (式8)을 이용하면 이와같은 부분합의 문제가 크게 완화될 수 있다. 이의 설명을 위해서 p*(m)과 p*(n)을 상정하면, Shiller의 경우에는 축차적 계산방법이 암시하듯이 [m > n]의 범위내에서 p*(m)의

계산을 위해서 사용된 정보(최종주가와 배당자료 등)는 p*(n)의 계산을 위해서 사용된 정보의 완벽한 부분집합(subset)이 된다. 즉, 부분합의 방식에 의해서 계산된 각년도의 p*(t)는 상호의존적이어서 독립적인 분포를 기대할 수 없다. 반면에, 수정모형의 경우에는 (式9)의 예에서 볼 수 있듯이 p*(n)의 계산에 이용되는 정보는 p*(n-h+1)과 p*(n+h-1) 사이의 p*(t)의 계산에 이용되는 정보와 부분적으로 중복될 뿐 다른 년도의 p*(t)의 계산에 이용되는 정보와는 완벽하게 상이한 내용을 유지하고 있다. 따라서, (式8)에 근거하여 계산된 각년도의 p*(t)는 일정한 범위를 제외하고는 독립적인 분포(independent distribution)을 가지고 있다고 볼 수 있다.

뿐만 아니라, 가용자료의 유한성을 극복하기 위하여 도입된 종결조건의 측면에서도 (式8)은 계획투자기간이 완료되는 시점에서의 청산가격(liquidation price)을 그대로 사용함으로써 Shiller의 평균주가보다 훨씬 우월한 논리적 근거를 확보하고 있다.

결론적으로, 계획투자기간의 도입에 의한 수정모형은 i.i.d. 와 종결조건의 측면에서 Shiller의 접근방법이 내포하고 있는 문제점을 효과적으로 완화하여 주식시장의 정보효율성에 대한 분산한계검증에 있어서 분산예측치의 유의성을 크게 개선 하였다고 판단할 수 있다.

V. 修正模型의 實證分析

수정모형의 실증분석은 뉴욕주식시장을 대상으로 하여 수행되었으며 서울주식시장은 가용자료의 현실적 제약으로 인하여 여기에서는 제외하였다.

계획투자기간은 투자자 입장에서의 최적치를 파악할 수 없다는 점에서 h를 변동시키면서 실증분석을 행하였다. 표본기간은 1926년 1월에서부터 1983년 12월까지의 58년간이며, 분석자료로는 이 기간 동안의 분기별주가와 분기별배당을 사용하였다.[13] 따라서, 계획투자기간의 설정은 1분기(3개월)에서부터 232분기 (696개월)까지 가능하다.

표본은 두가지를 사용하였다. Sample One은 표본기간 동안 주가형성의 누락을 한번

13) 資料源은 CRSP(Center for Research in Securities Prices)의 master file이며, 이로부터 월별자료를 추출하여 분기별 자료로 변환하였다.

도 경험하지 않은 뉴욕증권거래소(New York Stock Exchange;NYSE)의 상장기업으로서 91개사가 잔존하였다. 하지만, Sample One은 분석자료의 안정성과 배당평가모델이 요구하는 대응관계[14]의 측면에서 장점을 가지고 있는 반면에, 표본기간 동안 상장폐지나 도산 등을 허용하지 않는다는 점에서 잔존편기(survival bias)를 허용한다는 단점을 가지고 있다.

이와같은 잔존편기의 문제점을 해결하기 위하여, Sample Two는 1925년 12월 현재 NYSE에 상장된 기업 499개를 모두[15] 포함하면서 표본기간 동안 상장폐지나 도산 등을 허용하였다. 하지만 상장폐지나 도산이 허용되면 분석자료의 일관성이 표본기간 동안 유지될 수 없으므로, 이와같은 문제점을 완화하기 위하여 동표본에 속한 기업의 총재산(wealth)을 분석대상으로 택하고 해당기업의 청산재산(residual wealth of the bankrupt firms)은 잔존기업(surviving firms)의 주식에 시장가치를 가중치로 한 비율에 따라서 재투자되는 것으로 가정한다. 이와같은 Sample Two의 표본내용은 다음과 같이 요약될 수 있다.

(10)

$$\text{Initial Wealth (in December, 1925)} = \sum_{i=1}^{499} P_i$$

$$\text{Wealth}(t) = \sum_{m=1}^{S} P_m(t)\cdot \text{Factor}(t),\ t=2,232$$

$$\text{Factor}(t) = \text{Factor}(t-1)*\left[1+\frac{\sum_{j=1}^{B} P_j(t-1)\cdot \text{Factor}(t-1)}{\sum_{k=1}^{S} P_k(t-1)\cdot \text{Factor}(t-1)}\right],\ t=2,232$$

$$\text{Factor}(1)=1$$

위에서, S는 표본기간 각시점에서의 잔존기업의 수를 의미하고 B는 표본기간 각시점에서의 탈락기업(leaving firms)의 수를 뜻한다. (식 10)에서 계산되는 wealth(t)는 사전적 주가인 p(t)와 대응되는 개념으로서, Sample One의 경우보다는 못하지만 분석자료의 일관성과 배당평가모델의 대응관계를 상당한 수준에서 만족시키고 있다고 평가할 수 있다.

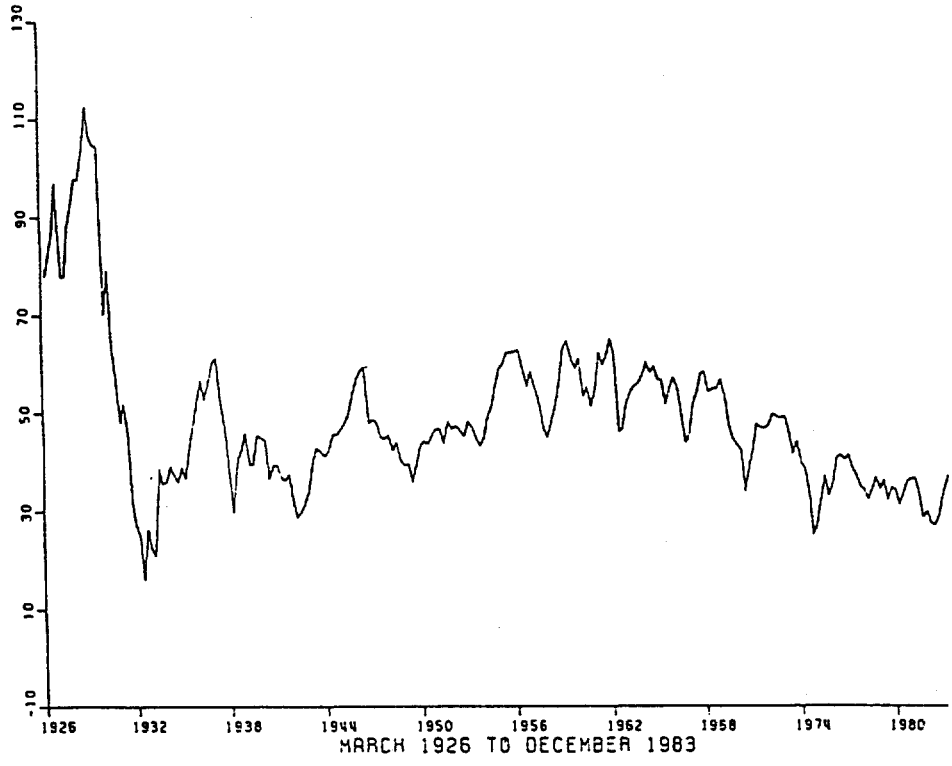
---

14) 대응관계의 측면에서 Shiller(1981a)에서의 Standers and poor's 주가지수를 비판한 내용은허창수 (1986)의 pp. 263 ~ 264를 참조.

15) 실제로는 503개 기업이 상장되어 있으나, 캐나다 달리로 자료가 수록된 4개 기업은 평균주가 산정의 편의상 제외하였다.

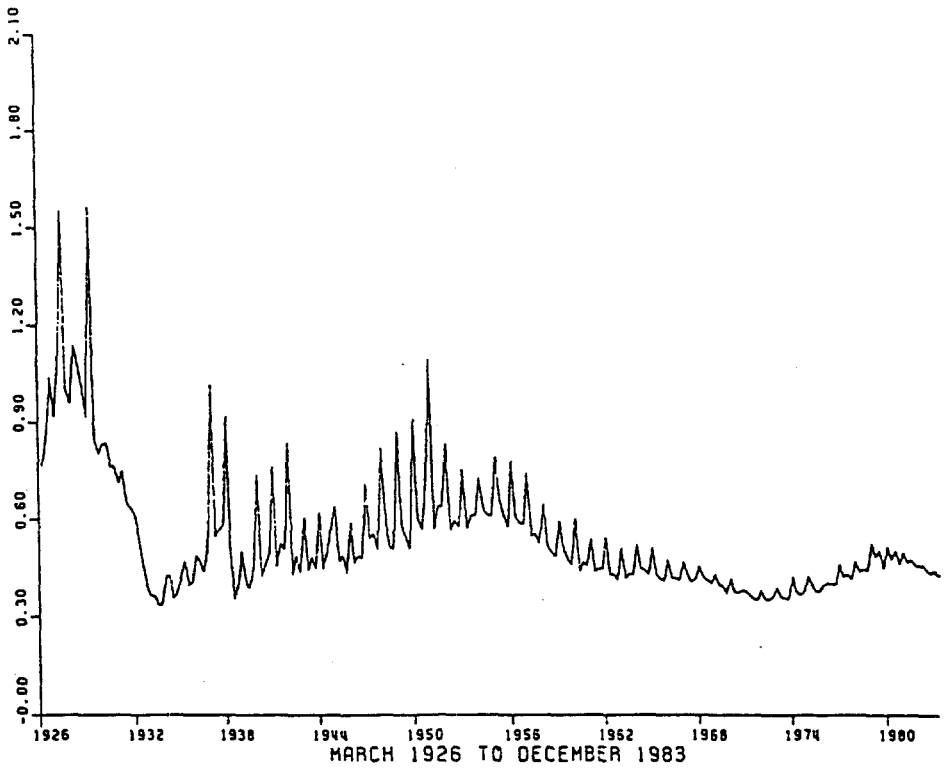
이와같은 Sample One과 Sample Two를 대상으로한 분산한계검증의 실증분석에는 추세를 제거하지 않은 명목자료를 그대로 사용하였다. 두종류의 표본의 관계자료는 다음의 각 그림에서 보는 바와 같이 시간의 흐름에 따른 변화추세가 뚜렷한 유형(pattern)을 나타내 주고 있지 않다. 그리고, 두 표본의 배당자료가 시간의 흐름에 따라서 Shiller (1981a)의 경우보다 훨씬 큰 변동성(variation)을 보여 주고 있다는 사실은 분산한계검증의 관점에서 흥미로운 특징이라고 할 수 있다.

(U. S. Doller)



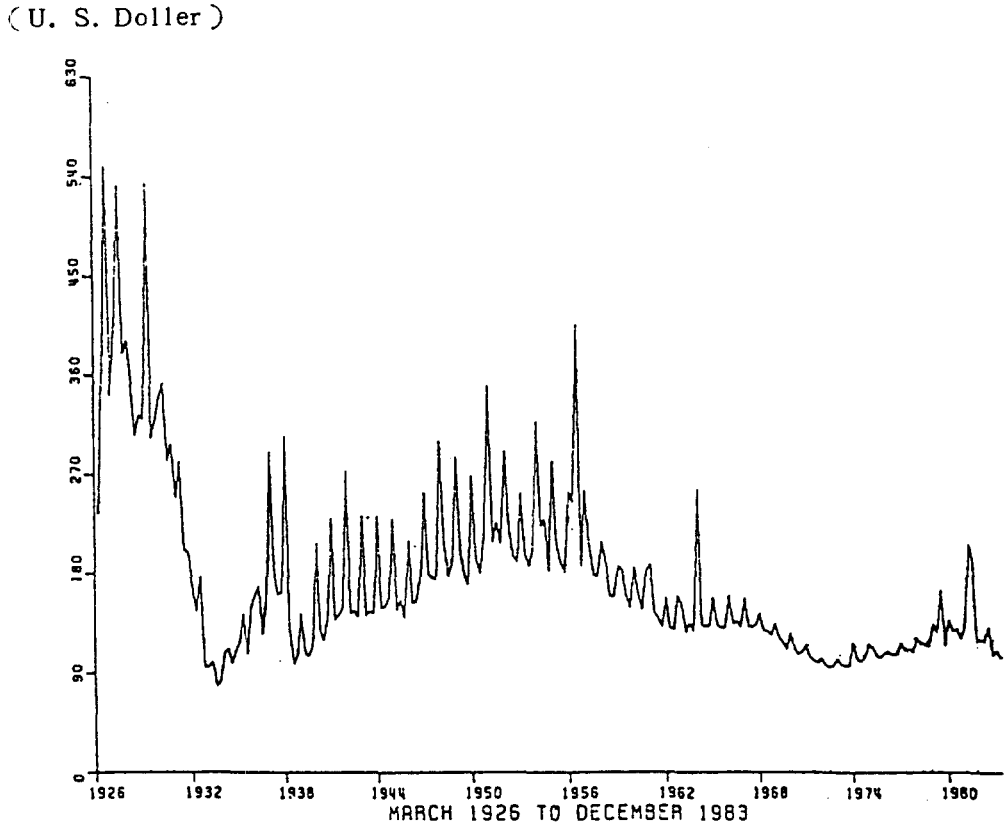
〔그림 2〕 Sample One 주가의 산술평균시계열

(U. S. Doller)



〔그림 3 〕 Sample One 배당의 산술평균시계열

〔그림 4 〕 Sample Two 총재산(wealth)의 시계열



〔그림 5〕 Sample Two 총배당(gross dividend)의 시계열

여기에서의 실증분석은 명목자료를 대상으로 하였으며 할인율로서는 단기재무성증권 (Treasury bills ; TB)의 만기수익을 채택하였다. TB의 만기수익율은 실질이자율과 인플레이션율의 합으로 이해되고 있는데, Shiller의 경우와는 달리 원자료에 대한 인플레이션효과의 조정을 명목이자율을 사용함으로써 할인과정에서 함께 처리하였다. 표본기간 동안 할인율의 변동을 허용하면 (式8)과 (式8a)는 다음과 같이 변형된다.

$$P^{*}(t) = \sum_{s=t+1}^{t+h} \frac{\tilde{d}(s)}{\prod_{k=t+1}^{s}[1+r(k)]} + \frac{\tilde{P}(t+h)}{\prod_{k=t+1}^{t+h}[1+r(k)]} \qquad (11)$$

$$\tilde{P}(t+h) = \sum_{s=t+h+1}^{\infty} \frac{\tilde{d}(s)}{\prod_{k=t+h+1}^{s}[1+r(k)]} \qquad (11a)$$

계획투자기간 h는 1분기(3개월)부터 144분기(432개월)까지에 걸쳐 변화시키면서 분산한계검증을 시도하였는데, 이의 실증분석결과는 검정가설인 (식5)의 부등관계가 계획투자기간의 장단에 따라 변화한다는 흥미로운 사실을 나타내고 있다. 이는 실증분석결과에 따른 주식시장의 정보효율성의 성립여부에 대한 경제적 해석이 계획투자기간의 장단에 따라 달라져야 한다는 것을 의미한다. 현재 주식시장의 가격형성에 영향을 미치고 있는 계획투자기간의 크기(최적치)를 명확하게 파악할 수 없는 상황에서, 이와같은 실증분석결과의 해석은 상당한 주의를 필요로 한다 수정모형을 이용한 분산한계검증의 실증분석결과는 다음의 〈표5〉로 요약할 수 있다.

〈표5〉 수정모형의 실증분석결과

(단위 : 분기)

	계획투자기간(h)의 구간	
	Var[p*(t)]≥, Var[p(t)]	Var[p*(t)] < Var[p(t)]
Sample One	46 ~ 125	1 ~ 45 126 ~ 144
Sample Two	65 ~ 92	1 ~ 64 93 ~ 144

위에서 볼 수 있는 바와같이, Sample One의 경우에는 계획투자기간이 46분기와 125분기 사이에 있을 때 그리고 Sample Two의 경우에는 계획투자기간이 65분기와 92분기 사이에 있을 때 귀무가설인 (식5)를 기각하지 않는 실증적 증거(empirical evidence)를 나타내 주고 있다. 한편, 계획투자기간이 이와같은 구간을 벗어나는 경우에는 Ⅲ장에서의 실증분석 결과와 같이 뉴욕주식시장의 가격형성과정이 정보비효율적이라고 해석되어야 한다.

하지만, 복합검증(joint test)의 입장에서 〈표5〉를 검토해 볼 때 시장에서 실제로 활용되고 있는 투자자들 사이의 지배적인 계획투자기간이 파악되고 있지 않는 한 실증분석 결과의 명확한 해석은 조건부적일 수 밖에 없다. 즉, (식5)를 기각하지 않는 계획투자기간의 구간이 실제로 주식시장에서 지지를 받고 있지 않다면 정보효율적이라고 해석할 수 없으며, 마찬가지 논리로 (식5)를 기각하는 계획투자기간의 구간도 실재로 주식시장에서 지지를 받고 있지 못하다면 정보비효율적이라고 해석할 수 없다.

수정모형의 실증분석결과가 가지는 가장 중요한 의미는 주식시장의 정보효율성에 대한 실증적 해석은 계획투자기간의 크기에 따라서 달라질 수 있다는 점이다. 따라서, 뉴욕주식시장의 정보효율성에 대하여 Shiller가 보고한 부정적인 실증분석결과는 그 경제적 해석이 일단은 유보되어야 할 것이다. 이와같은 관점은 Shiller의 접근방법을 대부분 복제(replication)하여 서울주식시장에 적용한 Ⅲ장에서의 부정적인 실증분석결과의 경제적 해석에서도 중요한 의미를 가질 수 있다.

Ⅵ. 結　論

분산한계검증은 주식시장의 정보효율성을 실증적으로 분석하기 위한 새로운 접근방법으로서 배당평가모델을 종가설로 채택하고 있다. 그리고, 이는 CAPM을 종가설로 채택한 전통적인 접근방법에 비하여 독특한 성격을 가지고 있기 때문에, Shiller(1981a)에서 보고된 정보효율성에 대한 부정적인 실증분석결과는 전통적인 접근방법의 실증분석결과와 다르다는 점에서 많은 주목을 끌게 되었다.

이와같은 배경에서 본고는 분산한계검증을 Shiller의 접근방법을 대부분 복제하여 서울주식시장에 적용하였다. 우리나라에서의 실증분석결과는 뉴욕주식시장에서와 마찬가지로 정보효율성에 대하여 부정적인 실증적 증거를 나타내고 있다. 하지만, 서울주식시장과 뉴욕주식시장의 주가형성과정이 비효율적이라고 결론짓기에는 분산한계검증에 대한 Shiller의 접근방법은 여러가지 심각한 문제점을 내포하고 있다. 이러한 문제점은 분산예측치의 산정에 필요한 배당평가모델의 대응관계와 $p^*(t)$의 분포가 충족시켜야 하는

특성(i.i.d)에 주로 관련되어 있다.

Shiller가 가지고 있는 이와같은 문제점은, 계획투자기간(planning horizon)의 개념을 도입하여 (식 6)을 변형한 수정모형을 통해서 크게 완화되고 있는데, 수정모형을 이용한 주식시장의 정보효율성에 대한 실증분석결과는 계획투자기간의 크기에 따라서 변화한다는 새로운 사실을 나타내고 있다. 그런데, 시장에서 실제로 적용되고 있는 최적 계획투자기간에 대한 명확한 파악이 현실적으로 어려운 현재의 시점에서, 수정모형에 대한 실증분석결과의 경제적 해석은 상당한 주의를 필요로 한다.

본고에서 시도된 수정모형에 의한 분산한계검증의 중요한 의미는, 적극적으로 주식시장의 정보효율성을 복원(reinstatement)시키지는 못하였지만 소극적으로 주식시장의 정보비효율성에 대한 Shiller의 실증분석결과의 유의성을 크게 약화시켰다는 사실에서 찾아볼 수 있다. 우리나라의 경우에는 시계열자료의 양적제한으로 인하여 수정모형에 의한 실증분석을 시도하지 못하였지만, 뉴욕주식시장에서의 정보효율성에 대한 이와같은 해석이 동일하게 설득력을 가질 수 있을 것이다.

參 考 文 獻

허창수, 1986, "주식시장에서의 정보효율성," 증권학회지, 제 8 집.

Ball, R., 1978, "Anomalies in Relationships between Securities' Yields and Yield-Surrogates," *Journal of Financial Economics*, 6 (June/September), 103-126.

Brealey, R.A., and Myers S., 1984, *Principles of Corporate Finance*, 2nd ed., McGraw Hill Company, New York, NY.

Brenner, M., 1977, "The Effect of Model Misspecification on Tests of the Efficient Market Hypothesis," *Journal of Finance*, 32, 57-66.

Copeland, B.L., and J.F. Weston, 1983, *Financial Theory and Corporate Policy*, 2nd ed., Addison-Wesley Publishing Company, Reading, MA.

Fama, E.F., 1965, "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 38 (January), 34-105.

Fama, E.F., 1970, "Efficient Capital Markets: A Review of THeory and Empirical Work" *Journal of Finance*, 25, 383-416.

Fama, E.F., 1976, *Foundations of Finance*, Basics Books, Inc., New York.

Fama, E.F., 1977, "Risk-Adjusted Discount Rates and Capital Budgeting Under Uncertainty," *Journal of Financial* Economics, 5, 3-24.

Fama, E.F., 1981, "Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money," *American Economic Review*, September, 545-565.

Flavin, M.A., 1983, "Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment or the Empirical Evidence," *Journal of Political Economy*, 91(6), 929-956.

Grossman, S.J., and R.J. Shiller, 1981, "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices," *American Economic Review*, 71(2), 222-227.

Hansen, L.P. and K.J. Singleton, 1983, "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns," *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.

Hur, C.S., 1985, "Variance Bound Test: A New Approach," Ph.D. Dissertation, Ohio State University.

Kleidon, A.W., 1983, "Stock Prices as Rational Forecasters of Future Cash Flows," Working Paper 5346, Standord University.

LeRoy, S.F., and C.J. La Civita, 1981, "Risk Aversion and the Dispersion of Asset Prices," *Journal of Business*, 54(4), 535-574.

LeRoy, S.F., and R.D. Porter, 1981, "The Present-Value Relation: Test Based on Implied Variance Bounds," *Econometrica*, 49(3), 555-573.

Lintner, J., 1956, "Distribution of Incomes of Corporations among Dividends, Retained Earnings, and Taxes," *American Economic Review*, XLVI (May), 97-113.

Long, Jr., J.B., 1981, Discussion, *Journal of Finance*, 36, 304-307.

Lucas, R.E., Jr., 1978, "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 46 (November), 1429-1445.

Marsh, T.A., and R.C. Merton, 1983, "Aggregate Dividend Behavior and Its Implications for Tests of Stock Market Rationality" Mimeograph, MIT.

Meese, R.A., and K.J. Singleton, 1982, "One Unit Roots and the Empirical Modeling of Exchange Rates," *Journal of Finance*, 37, 1029-1035.

Michener, R.W., 1982, "Variance Bounds in a Simple Model of Asset Pricing," *Journal of Political Economy*, 90(1), 166-175.

Miller, M.H., and F. Modigliani, 1961, "Dividend Policy, Growth and the Valuation of Shares," *Journal of Business*, October, 411-433.

Mundell, R., 1963, "Inflation and Real Interest," *Journal of Political Economy*, June, 280-283.

Roll, R., 1977, "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests: Part I," *Journal of Financial Economics*, 4.

Ross, S.A., 1977, "The Determination of Financial Structure: The Incentive-Signalling Approach," *Bell Journal of Economics*, Spring, 23-40.

Samuelson, P.A., 1965, "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review*, 6, 41-49.

Shiller, R.J., 1979, "The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models or the Term Structure," *Journal of Political Economy*, 87 (December), 1190-1219.

Shiller, R.J., 1981a, "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 71(3), June, 421-436.

Shiller, R.J., 1981b, "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency," *Journal of Finance*, XXXVI(2), May, 291-311.

Shiller, R.J., 1983, "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?: Reply," *American Economic Review*, 73(1), 236-237.

Summers, L.H., 1982, "Do We Really Know That Financial Markets Are Efficient," NBER Working Paper #994.

Tobin, J., 1985, "Liquidity Preference as Behavior Towards Risk," *Review of Economic Studies*, 65-86.

Tobin, J., 1965, "Money and Economic Growth," *Econometrica*, 33 (October), 671-684.

Watts, R.L., 1978, "Systematic 'Abnormal' Returns after quarterly earnings announcements," *Journal of Financial Economics*, 6 (June/September), 127-150.