

分散限界檢證을 이용한 韓國 株式市場의 效率性 分析

羅 東 敏

Shiller에 의하여 개발된 分散限界檢證模型은 간결하고 명쾌한 模型誘導와 강력한 檢證結果에 의해 주목받아 왔으나 非現實의인 假定들을 통한 모형설계와 檢證統計量의 통계적 오류로 검증 결과의 신뢰성이 의문시되어 왔다. 이러한 문제점을 제거하기 위한 Mankiw-Romer-Shapiro (MRS)模型 역시 任意變數의 도입으로 인한 檢證力 低下와 固定期待收益率假定의 채택으로 結合假說檢證 형태를 취하게 되는 문제점을 드러냈다. 本稿는 MRS模型의 문제점을 제거하기 위하여 먼저 Lucas의 均衡資產價格模型을 이용하여 固定期待收益率假定을 완화하였고, 이에 의하여 구해진 변수들을 사용하여 合理的 期待理論의 一般關係式으로부터 새로운 檢證模型을 유도하였다.

1982~92년까지의 綜合株價指數와 대응하는 配當額의 年度別 時系列資料를 가지고 검증실험을 행하여 본 결과 韓國 株式市場에서 효율적 시장가설은 기각되었고, 이를 통하여 關聯情報가 市場價格에 제대로 반영되지 않고 있으며, 情報의 非對稱性으로 인하여 株式市場은 金融資源의 仲介機能을 효율적으로 수행하지 못하고 있음을 알 수 있었다. 따라서 한국 株式市場의 효율성을 제고하기 위하여 먼저 市場의 비효율성을 야기하는 要因들에 대한 分析과 이 분석을 통한 效率性 障礙要因을 제거하는 것이 株式市場에 대한 政府政策의 優先順位가 되어야 할 것이다.

I. 序 論

Samuelson과 Fama에 의하여 제시된 效率的 市場假說(efficient market hypothesis)

筆者: 本院 專門研究員

* 草稿를 읽고 유익한 조언을 아끼지 않으신 本院의 金俊逸·黃晟鉉 博士께 감사드리고, 原稿整理에 힘써준 朴鉉淑·全銀慶 씨께도 감사드린다.

은 巨視經濟學에서 중요한 논쟁의 대상이 되고 있다. 情報는 독립적이고 일정치 않게 움직이며 資產價格은 모든 이용가능한 關聯 情報를 충분히 그리고 즉각적으로 반영하고 있다는 效率的 市場假說下에서, 資產價格은 그 本質的 價值(fundamental value)의 最良 推定값(best estimate)이 되며 資產去來時 그 자산가격이 資源配分을 위한 정확한 신호가 된다. 실제 해당자산가격이 모든

이용가능한 관련정보를 충분히 반영하고 있으나 아니냐의 문제는 實證的인 檢證을 요하는 문제이며, 이에 따라 70년대 이후 效率的 市場假說에 관한 수많은 實證的 研究가 행하여져 왔다. 대다수의 연구들은 資本 資產價格決定模型(CAPM)을 均衡模型으로 이용하여 資本市場의 效率性을 검증하는 結合假說檢證(joint hypothesis test) 形態를 취하였고, 그 대부분은 效率的 市場假說을 지지하는 연구결과를 제시하였다. 그러나 CAPM이 Roll에 의하여 비판받아 온 이후, 채택된 均衡模型으로서 CAPM이 합당하다는 가설에 의하여 진행된 많은 연구방법과 그 검증결과들은 그 신뢰성이 의문시되어 代案으로 새로운 검증모형의 개발이 요청되었다.¹⁾

80년대초 LeRoy and Porter(1981) 그리고 Shiller(1979, 1981a) 등은 分散限界檢證(variance bound test)이라는 새로운 검증방법을 개발했다. 특히 Shiller는 이미 이론적으로 정립된 配當評價模型(dividend valuation model)을 균형모형으로 가정하여 效率的 市場假說을 검증하고 연구결과를 통하여 효율적 시장가설에 강한 의문을 제기하였다. 그러나 Shiller의 연구는 간결한 모형유도와 강력한 검증결과에도 불구하고 非現實的인 假定을 통한 모형설계와 檢證統計量의 統計

1) Roll(1977)은 CAPM이 理論的으로는 檢證可能하지만 實際的으로는 信賴性 있는 검증이 이루어지지 못하여 왔으며 미래에도 이루어질 가능성이 없다고 주장하였다.

的 誤謬 때문에 비판을 받아 왔다. 그후 Mankiw, Romer, and Shapiro(1985) 등에 의하여 모형의 개선이 있어 왔으나 아직 해결되지 않은 문제점들이 남아 있다.

本稿에서는 이러한 問題點들을 해결하는 새로운 分散限界檢證模型을 개발하고 이 모형을 이용하여 韓國 株式市場에서 효율적 시장가설을 검증하는 것을 研究의 目的으로 하고 있다. 이 연구목적을 수행하기 위하여 第II章에서 Shiller모형의 소개와 문제점을 제기하고, 第III章에서 이러한 문제점들을 해결할 새로운 분산한계검증모형을 개발한 후, 第IV章에서는 III章에서 개발한 분산한계검증모형을 이용하여 韓國 株式市場의 效率性을 검증한다. 第V章은 本稿의 結論을 담고 있다.

II. 既存 分散限界檢證模型의 檢討

Shiller模型은 3개의 假定下에서 출발한다. 그 가정들은, 첫째로 株價는 未來總配當 흐름의 現在價值(present value)의 合理的 期待值이며(가정 I), 둘째로 株式市場의 實質期待收益率(real expected rate of return on the stock market)은 기간에 관계 없이 항상 일정하며(가정 II), 셋째로 實質 總配當額은 趨勢(trend)를 가진 有限分散의 安定的 確率過程(finite-variance stationary

stochastic process)을 따른다(가정 III)는 것이다. 이 가정들하에서 시점 t 의 株當實 質市場價格 $P(t)$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$P(t) = \sum_{k=0}^{\infty} \phi^{k+1} E_t[D(t+k)]$$

$$= E_t[P(t)^*], \quad 0 < \phi < 1 \dots (1)$$

여기에서, $D(t)$ = 시점 t 의 趨勢를 除 去한 실질배당액

$$\phi = \text{기간별 固定割引要素}$$

$$= 1/(1+r)$$

E_t = 시점 t 의 市場정보에 印각한 條件附 期待值

$P(t)^*$ = 事後 合理的 株價 (ex post rational price)

혹은 배당평가모형에 의하여 구해지는 理論的 株價

따라서 $P(t)$ 는 시점 t 에서 사용가능한 모든 정보에 근거하여 예측한 實質未來總配當 額의 현재가치를 의미하며, 이 가격은 효율 적 시장하에서 형성되는 시장가격을 나타낸 다. 즉 식 (1)은 이용가능한 모든 정보를 바탕으로 한 미래에 대한 合理的 豫測值인 $P(t)$ 가 本質的 價値를 나타내는 理論的 株 價 $P(t)^*$ 의 數學的 期待值와 일치하는 것을 나타낸다.²⁾ 그러므로 효율적 시장가설하에 서의 식 (1)로부터 부등식 (2)가 유도되며 부등식 (2)는 효율적 시장가설하에서 만족 되어야 한다.

$$\text{Var}[P(t)^*] \geq \text{Var}[P(t)] \dots \dots \dots (2)$$

이러한 간결하고 명쾌한 模型誘導에도 불 구하고 Shiller의 분산한계검증모형 (2)는 많은 학자들로부터 그것의 통계적 오류와 가정의 비현실성 때문에 비판받아 왔다. Flavin(1983)과 Kleidon(1986a, b)은 標本 抽出誤差(sampling error)가 Shiller의 檢證 統計量에 심각한 영향을 주어 99.9%의 第1 種 過誤(Type 1 error)의 가능성을 나타낸 다고 주장하였다.³⁾ Marsh and Merton (1986)은 Shiller의 安定的 配當흐름(stationary dividend process)가정의 비현실성을 공격하며 배당액이 非安定的 確率過程(non-stationary stochastic process)을 따를 때 Shiller모형은 더 이상 유용하지 못하다는

2) 合理的 期待值인 $P(t)$ 가 理論的 株價인 $P(t)^*$ 와 일치할 필요는 없다. $P(t)$ 는 $P(t)^*$ 와 다를 수 있고 合理的 期待論에 따르면 $P(t)^*$ 가 平均的으로 $P(t)$ 와 같을 것이라고 예측한다. 즉 豫測誤差(forecasting error) $u(t)$ 는 $u(t) = P(t)^* - P(t)$ 로 정의되며, $u(t)$ 의 기대값은 0 이 되어 合理的 期待(rational expectation)가 不偏(unbiased)하다고 가정하는 것이 타당하게 된다.

3) Flavin, Kleidon 등은 임의의 통계량의 漸近 的 分布(asymptotic distribution)가 대응하는 小標本 分布(small sample distribution)의 근사치가 아니라면 그 통계량은 잘못 해석될 수 있고 부정확한 검증 결과를 초래할 수 있다고 주장했다. 그들은 Shiller와 동일한 가정을 사용하여 Shiller모형의 통계량을 모의실험한 결과 99.9%의 第1種 過誤가 있음을 보여주었다. 따라서 Flavin 등은 Shiller의 효율적 시장 가설의 기각이 해당 주식시장의 비효율성 때문이라기보다는 Shiller 통계량의 小標本 性質 (small sample property)에서 연유할 가능성이 크다고 주장했다.

것을 보여주었다.⁴⁾ 따라서 이러한 Shiller 모형의 문제점들을 개선하기 위하여 Mankiw, Romer, and Shapiro(이하 MRS모형으로 표기)는 소표본(small sample)에서 검증통계량이 不偏(unbiased)하며 또한 안정적 확률과정의 비현실적 가정을 완화한 검증모형을 제시하였다. 그러나 MRS모형의 개발을 통하여 Shiller모형의 문제점 중 일부는 개선되었으나 任意의 變數導入과 지속적인 固定期待收益率 假定의 사용에서 문제점을 드러내고 있다.⁵⁾ 따라서 다음 章에서의 연구 방향은 비현실적인 가정 II, 가정 III을 완화시키고 Shiller모형의 統計的 誤謬를 제거하는 不偏統計量을 가지는 새로운 분산한계 검증모형을 개발하는 데 둔다.

III. 模 型

이 章에서는 MRS模型에서 개선하지 못한 문제점들을 해결하는 새로운 분산한계 검증모형을 제시한다. 이를 위하여 모형개발에 앞서 Shiller의 제II가정인 비현실적인 固定期待收益率 假定을 완화하고, 이에 의하여 구해진 變數들을 사용하는 새로운 分散限界檢證模型이 合理的 期待理論의 一般關係式으로부터 유도된다. 새로운 분산한계 검증모형은 Flavin(1983), Kleidon(1986a, b), Marsh and Merton(1986) 등에 의하여 지적되었던 Shiller모형에서의 不適切하고 非現實的인 가정들을 완화함으로써, 효율적 시장가설과 모형개발에 사용된 비현실적인 가정들의 結合假說檢證이 아닌 효율적 시장가설의 單獨假說檢證이 되어 檢證의 信賴度를 높인다.

1. 固定期待收益率 假定의 緩和

Shiller(1981a, b)는 配當評價模型에서 얻어지는 變數인 理論的 株價 $P(t)^*$ 의 값을 용이하게 구하기 위하여 그 모형의 割引要素인 $\phi (=1/1+r)$ 가 일정하다고 가정했다. 그러나 Marsh and Merton(1986) 등은 株式市場의 實質期待收益率이 항상 일정하다는 가정은 비현실적이므로 이 가정의 기초 위에 유도된 Shiller의 분산한계 검증모형은 타당성이 없으며, Shiller의 검증연구결과인

4) 財務管理나 會計學에서 일반적으로 받아들여지는 理論的·實證的 標準模型은 株價, 利益, 配當이 非安定的 過程을 따른다는 것이다. Marsh and Merton은 Shiller의 비현실적 가정인 배당의 안정확률과정 가정을 완화한다면 Shiller不等式 (2)의 不等號가 바뀌게 됨을 보여 주어 Flavin 등이 지적한 檢證統計量의 統計的 誤謬가 없다 할지라도 Shiller모형은 항상 第1種 過誤를 가진다고 주장했다.

5) 그들은 임의의 변수로 單純豫測株價(naive forecast stock price)를 사용하여 Shiller모형의 문제점 중 일부를 해결하였으나 채택된 임의의 변수로 말미암아 개발한 模型의 檢證力이 떨어지는 것이 模擬實驗에 의하여 발견되었다.

效率的 市場假說의 棄却은 사실 효율적 시장 가설의 기각이라기보다는 효율적 시장가설과 비현실적인 고정기대수익률 가정과의 결합 가설검증에 대한 기각으로 보는 것이 타당하다고 주장했다. 우리는 이 가정을 완화하기 위하여 Lucas(1978)에 의하여 개발된 均衡資產價格模型(equilibrium asset pricing model)을 사용한다. Lucas의 1資產 純粹交換經濟(one asset pure exchange economy) 하에서 均衡市場價格 $P(t)$ 는 다음과 같은 오일러 式(Euler equation)으로 표시된다.

$$P(t) = E_t [\beta \{U'\{D(t)\}/U'\{D(t-1)\}\} \{P(t+1) + D(t)\}] \dots (3)^6$$

여기에서 $\beta = 1/(1+b)$ 이며, b 는 主觀的 時間選好率(subjective rate of time preference)이다. 균형시장가격 $P(t)$ 는 식 (3)을 反復計算(iterating)함으로써 다음과 같이 구해진다.

$$P(t) = E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} S(t)^{k+1} D(t+k) \right] \dots (4)$$

- 6) 여기서 우리는 資產으로 株式을, 또 그것의 產出物로서 配當을 고려하였다. 식 (3)의 유도에 관하여 더 자세한 과정은 Lucas(1978)를 참조할 것.
- 7) 利子率 r 이 고려된 純粹交換經濟下에서 限界代替率과 고려된 割引要素 $\phi (=1/1+r)$ 는 같고 이것은 그 경제활동에 참가하는 모든 경제 주체들에게 일치하여 균형을 이룬다. 따라서 우리는 한계대체율을 고려하는 시간의 적정할인요소로 사용할 수 있다.
- 8) 危險中立(risk neutrality) 假定 안에서 $S(t)^{k+1}$ 은 β^{k+1} 이 되며 이는 固定割引率과 일치하게 된다. 그러므로 固定割引率은 時間變動割引率 중 $A=0$ 이 되는 특수한 예에 속한다.

여기에서 $S(t)$ 는 限界代替率(marginal rate of substitution)을 나타내며, $S(t)^{k+1} = \beta^{k+1}U'\{D(t+k)\}/U'\{D(t-1)\}$ 이다. 割引要素 $S(t)^{k+1}$ 은 시점 t 에서의 소비와 시점 $t+k+1$ 에서의 소비 사이의 한계대체율을 나타내며 이것은 시간을 통해서 변화하는 적정한 할인요소로 고려된다.⁷⁾ 投資者의 危險回避에 대한 태도가 固定相對的 危險回避(constant relative risk aversion ; CRRA)를 취한다고 가정할 때 고정상대적 위험회피 효용함수 $U'\{C(t)\} = C(t)^{-A}$ 하에서 할인요소 $S(t)^{k+1}$ 은 다음과 같이 계산된다.

$$\begin{aligned} S(t)^{k+1} &= \beta^{k+1}U'\{D(t+k)\} \\ &\quad /U'\{D(t-1)\} \\ &= \beta^{k+1} \{D(t-1)/D(t+k)\}^A \\ &\quad \dots \dots \dots (5) \end{aligned}$$

여기에서 A 는 相對的 危險回避係數 혹은 Arrow-Pratt 固定相對的 危險回避값이라 하며 효용함수의 오목함(concavity) 정도를 나타낸다.⁸⁾

식 (1)과 식 (4)에 의하여 $P(t)^*$ 는 다음과 같이 표시된다.

$$P(t)^* = \sum_{k=0}^{\infty} S(t)^{k+1} D(t+k) \dots \dots (6)$$

配當評價模型에서 구해지는 $P(t)^*$ 와 $P(t)$ 는 이제 固定割引要素(constant discount factor)에 의해서가 아닌 時間變動割引要素(time-varying discount factor)에 의하여 割引되므로 우리는 Shiller의 고정할인요소 가정을 완화할 수 있다. 또한 Lucas의

均衡資產價格模型은 효율적 시장의 가정하에서 유도되므로 두 변수 $P(t)$ 와 $P(t)^*$ 를 우리의 檢證模型에 적용함에 있어 假定的論理的 誤謬가 발생하지 않는다. 우리는 完화된 가정하에서 구해지는 변수들을 사용하는 새로운 분산한계검증모형을 다음 節에서 유도할 것이다.

2. 新分散限界檢證模型

다음의 가정하에서 새로운 모형이 개발된다.

〈假定〉 實質市場株價는 效率的 市場에서 형성된 合理的 價格이다 $\{P(t) = E_t[P(t)^*]\}$.

위의 가정은 실질시장주가가 모든 이용가능한 관련정보를 충분히 즉각적으로 반영한 합리적인 예측가격임을 나타낸다. 이 가정과 다음에 제시되는 補助定理(lemma)에 의하여 새로운 分散限界檢證模型이 도출된다.

〈補助定理〉

만약 情報集合 I_A, I_B, I_C, I_D 가 $I_D \supset I_C \supset I_B \supset I_A$ 이고 두 變數 P 와 Q 가 $P \in I_B$ 이며 $Q \in I_B$ 이면, 다음의 관계식이 성립한다.

$$E_A(E_D P - Q)^2 = E_A(E_D P - E_C P)^2 + E_A(E_C P - E_B P)^2 + E_A(E_B P - Q)^2 + \dots \quad (7)$$

여기에서 E_t 는 시점 t 에서 활용가능한 모든 정보에 입각한 條件附 期待值이며, I_t 는 시점 t 에서 이용가능한 情報集合이다.

證明: 補助定理의 證明은 附錄 1에 있다.

I_t 가 현재부터 무한한 미래까지 배당액 흐름을 완벽히 예측하기에 충분히 큰 정보집합이라면 $P(t)^* = E_t P(t)^* = E[P(t)^*/I_t] \in I_t$ 의 관계식이 성립한다. 또한 식 (1)로부터 $P(t) = E_t P(t)^* = E[P(t)^*/I_t] \in I_t$ 가 만족되며 마찬가지로 $P(t-1) \in I_{t-1}$ 와 $I_t \supset I_t \supset I_{t-1} \supset I_0$ 가 성립하기 때문에 위의 補助定理로부터 다음의 命題가 구해진다.

〈命題 1〉

만약 假定에 정의된 대로 $P(t)^*$ 가 完全豫測株價(perfect foresight stock price)이고 $P(t)$ 와 $P(t-1)$ 이 시점 t 와 $t-1$ 의 實質市場株價라면 그리고 시장이 효율적이라면, 다음 관계식이 성립한다.

$$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 = E_0[P(t)^* - P(t)]^2 + E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 + E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 + \dots \quad (8)$$

여기에서 E_0 는 最初の 條件(initial condition)에 근거한 조건부 기대치를 나타낸다.

證明: 命題 1의 證明은 附錄 2에 있다.

변수 $P(t)^*, P(t), P(t-1)$ 이 情報集合

I_t, I_t, I_{t-1} 에 의하여 펼쳐진(spanded) 空間에 놓여 있는 한 命題 1은 성립된다. 命題 1에 대한 推論으로 新分散限界檢證模型이 導出된다.

〈推論〉

시장이 효율적이라는 歸無假說下에서 다음의 3개 不等式이 만족된다.

$$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \geq E_0[P(t)^* - P(t)]^2$$

$$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \geq E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2$$

$$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \geq E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2$$

여기에서 豫想하지 못한 價格變化(unexpected change in prices 혹은 innovation in prices) $\delta_t P(t)$ 는 $\delta_t P(t) = P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}$ 이고, $E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}$ 은 豫想된 價格變化(expected change in prices)이며, $E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\} = E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)$ 로 정의된다.

- 9) 不等式 左邊의 $E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$ 는 $E_0[P(t) + u(t) - P(t-1)]^2$ 으로 표시될 수 있으며, $P(t), P(t-1)$ 과 $u(t)$ 와의 共分散은 0이므로 이는 다시 $E_0[\Delta P(t)]^2 + E_0[u(t)]^2$, 즉 株價의 實際變化의 偏差와 豫測誤差의 偏差와의 合으로 나타낼 수 있다.
- 10) 만약 配當이 不安定的 確率過程을 따르면 식 (1)에 의하여 株價도 不安定的 確率過程을 따르며, 따라서 $P(t)$ 와 $P(t)^*$ 의 分散값은 확정되지 않으므로 Shiller의 부등식 (2)는 再構成되어야 한다.

위의 3개 부등식은 효율적 시장가설의 가정 하에서 合理的 期待理論의 一般關係式을 이용하여 命題 1로부터 유도된 효율적 시장가설을 검증하는 분산한계검증모형이다. 첫째 부등식은 시점 t 의 實質市場價格이 시점 $t-1$ 의 實質市場價格보다 시점 t 의 事後 合理的 價格의 더 좋은 豫測值임을 나타낸다. 즉 더 많은 關聯情報를 이용한 市場價格이 더 좋은 예측치임을 말하며, 만일 시점 $t-1$ 에서의 市場豫測이 시점 t 에서의 市場豫測보다 나은 경우 부등식은 만족치 않게 되며 歸無假說인 效率的 市場假說이 棄却된다. 둘째 부등식은 효율적 시장하에서 株價의 豫想하지 못한 變化의 偏差가 株價의 實際變化의 偏差와 豫測誤差의 偏差와의 合보다 작음을 나타내며, 셋째 부등식은 시장이 효율적일 때 株價의 豫想된 變化의 偏差가 株價의 實際變化의 偏差와 豫測誤差의 偏差와의 合보다 작음을 나타낸다.⁹⁾

本章의 앞에서 서술한 새 검증모형의 개선점들 이외의 몇가지 특성을 언급하면 Shiller모형은 株價·配當이 安定的 確率過程을 따른다고 가정하는 데 비하여 새로운 분산한계검증모형에서는 株價의 變化率(percentage change)이 안정적 확률과정을 따르기 때문에 Shiller모형의 타당성을 위한 充分條件이 되는 配當의 안정적 확률과정의 가정을 요구하지 않는다.¹⁰⁾ 또한 이 비현실적인 안정적 확률과정의 가정을 완화함으로써 安定系列을 얻기 위하여 時系列資料(time series data)를 趨勢除去하거나 變換

할 필요가 없으므로 趨勢除去로부터 야기될 수 있는 偏倚(bias)를 피할 수 있다.¹¹⁾ Flavin(1983), Kleidon(1986a, b) 등에 의하여 비판된 Shiller의 檢證統計量의 偏倚性 問題는 MRS모형과 마찬가지로 新分散限界檢證模型에서의 검증통계량도 標本統計量의 기대치가 효율적 시장가설하에서 검증되는 통계량을 만족시키기 때문에 不偏하다. 이 성질은 다음의 命題를 통하여 증명될 수 있다.

〈命題 2〉

新分散限界檢證模型의 檢證統計量 $M1$, $M2$, $M3$ 을 다음과 같이 정의하자.

$$\begin{aligned}
 M1 &= E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - E_0[P(t)^* - P(t)]^2 \\
 &= (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t)^* - P(t)]^2 \\
 M2 &= E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 \\
 &= (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t) - E\{P(t) \\
 &\quad \quad / I_{t-1}\}]^2 \\
 M3 &= E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} \\
 &\quad \quad - P(t-1)]^2
 \end{aligned}$$

11) 趨勢除去는 심각한 統計的 問題點을 야기할 수 있다는 많은 實證的 證據가 있다. 이를 위하여 Nelson and Kang(1983)을 참조할 것.

$$\begin{aligned}
 &= (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
 &\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T [E\{P(t) \\
 &\quad \quad / I_{t-1}\} - P(t-1)]^2
 \end{aligned}$$

만약 시장이 효율적이라면 모든 표본 $\{P(t)\}_{t=1}^T$, $\{D(t)\}_{t=1}^T$ 에서 $E_0(M1) \geq 0$, $E_0(M2) \geq 0$ 그리고 $E_0(M3) \geq 0$ 이 성립한다.

證明: 命題 2의 證明은 附錄 3에 있다.

新分散限界檢證模型은 命題 2로부터 檢證統計量이 不偏推定量임이 증명되었고 제 II 장에서 언급한 Shiller모형의 비현실적인 가정인 가정 II와 가정 III을 완화하였다. 따라서 새로운 검증모형은 효율적 시장가설검증을 위한 강력한 모형이 되었다. 이 모형을 이용하여 다음 장에서는 韓國 株式市場의 效率性을 檢證한다.

IV. 資料, 變數 및 檢證結果

1. 資料

檢證에 이용되는 時系列資料는 年度別 資料이며 韓國證券去來所에서 발표하는 1982년부터 1992년까지의 綜合株價指數와 이에 대응하는 加重平均 配當收益率로부터 계산되는 配當額을 사용한다. 配當評價模型의 정

의에 따라 종합주가지수는 각년도 초의 값을 사용하였으며, 총배당액은 연말총액을 자료로 사용한다. 종합주가지수는 83년 1월 4일부터 산출방법이 다우존스방식에서 時價總額式으로 변경되었으나 75년까지 새로운 주가지수의 연속성을 고려하여 소급산출되었다. 가중평균 배당수익률은 對象種目的 現金配當金 總額을 對象種目的 時價總額으로 나누어 계산된다. 배당금 총액은 현재 90일 이내에 확정된 배당방식과 배당액을 한국증권거래소에 보고토록 되어 있으므로, 실제 92사업연도 말의 배당금 총액은 92년 9월 決算法人의 配當報告까지 포함되어 3개월의 時差가 있다. 그러나 시계열 분석에서 같은 단위의 기간을 고려함으로써 이는 무시될 수 있을 것이다. 산출된 주가지수와 배당액은 가격단위가 經常價格이므로 經濟企劃院에서 발표한 生産者物價指數를 사용하여 92년도 不變價格으로 환산하였다.

2. 變數의 定義

모든 변수들은 效率的 市場假說下에서 정의되고 유도된다. $P(t)$ 는 시점 t 에서의 實質市場株價이고 고려되는 시점의 관측치는 綜合株價指數를 사용한다. $P(t)^*$ 는 完全豫

12) 식 (3)과 식 (5)로부터 $P(t) = S(t)^{-1} [D(t) + E\{P(t+1)/I_t\}]$ 가 구해지며 좌우변의 변수들을 이동시키면 $E\{P(t+1)/I_t\} = \{P(t)/S(t)^{-1}\} - D(t)$ 가 된다. $\delta_t P(t) = P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}$ 이므로 뒷식을 대입하면 $\delta_t P(t) = P(t) - \{P(t-1)/S(t-1)^{-1}\} + D(t-1)$ 이 구해진다.

測株價 혹은 事後合理的 株價인데, 이는 식 (6)으로부터 구해질 수 있다. 그러나 모든 未來配當의 무한한 흐름을 다 측정할 수는 없으므로 식 (6)은 다음과 같이 다시 표현된다.

$$P(t)^* = \sum_{k=0}^{(T-t)} S(t)^{k+1} D(t+k) + S(t)^{T-t} P(T) \dots\dots\dots (9)$$

이 식은 시점 T 까지 주식을 보유하고 있다가 그 시점에서의 시장가격으로 파는 投資行動을 가정하는 것으로, 효율적 시장가설하에서 $P(T)$ 는 $P(T)^*$ 의 最良 推定値이므로 우리가 가정하는 효율적 시장경제에서 식 (9)를 식 (6)의 代用式으로 사용할 수 있다. $D(t)$ 는 시점 t 에서의 실질배당액으로, 고려되는 기간동안의 綜合株價指數를 나타내는 포트폴리오에서 발생하는 총배당액이다. 변수 $\delta_t P(t)$ 는 시점 $t-1$ 에서 t 사이에 도달하는 情報의 變化에 따른 예상하지 못한 株價의 變化를 의미하며, 다음과 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \delta_t P(t) &= P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\} \\ &= P(t) - \{P(t-1)/S(t-1)^{-1}\} \\ &\quad + D(t-1) \dots\dots\dots (10)^{12)} \end{aligned}$$

변수 $E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}$ 은 시점 $t-1$ 에서 예상되는 株價變化를 나타내며, 식 (10)이 $E\{P(t)/I_{t-1}\} = \{P(t-1)/S(t-1)^{-1}\} - D(t-1)$ 로 다시 표현될 수 있으므로 다음과 같이 구해진다.

$$\begin{aligned}
E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\} &= \{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1) \\
&= \{P(t-1)/S(t-1)\} \\
&\quad - D(t-1) - P(t-1)
\end{aligned}$$

3. 檢證結果

新分散限界檢證模型은 다음의 세 不等式을 평가한다. 즉 效率的 市場假說下에서 이 세가지 부등식이 만족되어야 한다.

$$\begin{aligned}
E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
\geq E_0[P(t)^* - P(t)]^2 \quad \dots\dots (11)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
\geq E_0[\delta_t P(t)]^2 \quad \dots\dots\dots (12)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 \\
\geq E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2 \quad \dots (13)
\end{aligned}$$

〈表 1〉부터 〈表 6〉은 危險回避係數 A 의 여러가지 값에 대한 新分散限界檢證模型의 檢證결과를 나타내고 있다.¹³⁾ b 는 主觀的 時間選好率로서 利率率과의 關係를 고려하여 6%에서 12%의 값을 각 표에서 사용한다.

13) Grossman and Shiller(1981)는 Shiller의 分散限界檢證이 만족될 때 A 는 4 정도가 됨을 보여주었고, Litzenberger and Ronn(1985)은 A 값을 4.22로 계산했으며, Friend and Blume(1975)은 資本利得이 富의 유일한 確率的 要素라는 가정하에서 A 값을 약 2로 보았으며, Brown and Gibbons(1985)는 1926~81년 月別 株式收益資料로부터 A 가 약 1.75 정도 됨을 구하였다. 따라서 대부분의 檢證결과를 통해 A 는 약 2에서 4 정도임이 일반적으로 받아들여지며, 本稿에서는 보수적으로 A 를 0부터 5까지로 고려하여 檢證實驗을 실시하였다.

부등식 (11)은 각 표의 둘째와 셋째열에 구해져 있다. 위험회피계수 A 가 0일 때를 제외하고 모든 A 값에서 식 (11)이 성립하지 않음을 알 수 있고 A 가 0일 때도 그 만족 정도가 미미하여 무시할 수 있다. 즉 $P(t-1)$ 이 $P(t)$ 보다 $P(t)^*$ 의 더 좋은 豫測值임을 암시하며, 이는 더 많은 情報를 반영한 市場價格이 더 우수한 豫測值임을 나타내는 효율적 市場가설에 違背된다. 부등식 (12)는 각 표의 둘째와 넷째열과 관련이 있는데, 이 역시 A 가 0일 때를 제외하고는 모든 A 값에서 일관되게 식 (12)가 만족되지 않음을 보여주고 있다. 따라서 株價의 예상하지 않은 變化의 偏差가 주가의 實際變化의 偏差와 豫測誤差의 偏差와의 合보다 커서 효율적 市場가설이 받아들여지지 못한다. 부등식 (13)은 각 표의 둘째와 다섯째열을 표시하며, A 가 0일 때와 A 가 1일 때 몇 개의 b 값에서 부등식이 만족되나 그 이외의 경우에는 일관되게 식 (13)이 만족되지 않는다. 특히 일반적으로 받아들여지는 A 값인 $A=2$ 와 $A=4$ 사이에서는 큰 정도로 식 (13)이 위배됨을 볼 수 있어 株價의 예상된 變化의 偏差가 株價의 實際變化의 偏差와 豫測誤差의 偏差와의 合보다 커서 효율적 市場가설을 받아들일 수 없음을 알 수 있다. 그러므로 전체적으로 효율적 市場가설하에서 유도된 세 부등식이 일관되게 큰 차이로 만족되지 않기 때문에 歸無假說인 韓國 株式市場의 效率性은 棄却된다.

〈表 1〉 危險回避係數 A 가 0일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	86714	75929	32870	545
7	77892	69753	33114	809
8	70750	65121	33413	1128
9	65021	61775	33766	1501
10	60481	59498	34173	1928
11	56943	58111	34635	2410
12	54249	57463	35151	2946

〈表 2〉 危險回避係數 A 가 1일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	51392	78834	68723	37010
7	48344	77186	70872	39185
8	46209	76372	73106	41444
9	44823	76233	75422	43786
10	44051	76640	77822	46212
11	43783	77487	80306	48722
12	43929	78686	82874	51315

〈表 3〉 危險回避係數 A 가 2일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	53804	105385	220619	190032
7	51868	104125	227430	196880
8	50631	103518	234386	203872
9	49964	103437	241485	211008
10	49762	103780	248729	218288
11	49937	104463	256117	225712
12	50417	105417	263648	233280

〈表 4〉 危險回避係數 A 가 3일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	66637	134578	642977	613757
7	64174	132357	660350	631179
8	62405	130802	677990	648869
9	61208	129793	695897	666825
10	60482	129230	714071	685048
11	60143	129033	732511	703538
12	60121	129133	751219	722295

〈表 5〉 危險回避係數 A 가 4일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	89228	169200	1676163	1648009
7	84971	164918	1716761	1688666
8	81559	161462	1757877	1729843
9	78854	158697	1799513	1771537
10	76742	156511	1841667	1813751
11	75127	154810	1884340	1856484
12	73932	153516	1927532	1899735

〈表 6〉 危險回避係數 A 가 5일 때 分散限界檢證結果(1982~92)

b	$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2$	$E_0[P(t)^* - P(t)]^2$	$E_0[\delta_t P(t)]^2$	$E_0[E\{\Delta P(t)/I_{t-1}\}]^2$
6	137673	227190	4060325	4031830
7	129282	218608	4151293	4122955
8	122128	211252	4243301	4215020
9	116032	204943	4336349	4308125
10	110842	199530	4430437	4402270
11	106428	194887	4525564	4497454
12	102684	190905	4621732	4593679

V. 結 論

本 研究는 Shiller와 MRS의 檢證模型에서의 문제점, 특히 假定의 非現實性을 完化하여 현실세계에 적용·해석가능한 模型을 만들며, 또한 기존모형에서의 통계적 오류를 제거하는 데 그 목적을 두었다. 合理的 期待理論의 一般關係式을 통하여 새로 도출된 모형은 기존 모형의 문제점들을 제거할 수 있었고, 이 모형을 통하여 韓國 株式市場을 조사한 결과 모든 利子率에서 거의 일관되게 부동산 (11), (12)와 (13)이 만족되지 않아 歸無假說인 韓國 株式市場의 效率的 市場假說은 棄却되었다.

한국 주식시장의 효율적 시장가설이 기각된 것은 몇가지 이유로 설명할 수 있겠다. 첫째, 새로 유도된 模型은 效率的 市場假說과 Lucas의 均衡資產價格模型의 結合模型이므로, 효율적 시장가설의 기각이 시장이 효율적임에도 불구하고 Lucas모형의 기각으로부터 기인할 수 있다. 그러나 비현실적인 상태인 $A=0$ 일 때, 즉 株式市場의 實質期待

收益率이 항상 일정할 때는 가설이 받아들여지나 실질기대수익률이 변화하는 때에 가설이 기각되므로 첫째 기각이유는 그 설득력을 잃는다. 둘째, $P(t)^*$ 의 계산오차(estimation error)에서 가설이 기각될 수 있다. 理論的으로 조작된 $P(t)^*$ 의 값이 模型의 檢證力을 떨어뜨려 시장이 효율적임에도 불구하고 효율적 시장가설이 기각될 수 있으므로 모형의 개선을 위하여 변수 $P(t)^*$ 가 제거된 모형의 개발이 요청된다. 셋째, 사용하는 年度別 時系列資料의 標本의 수가 11개로 너무 작아 檢證결과에 대한 信賴度가 떨어져 가설이 기각될 수 있다. 따라서 分期別 혹은 月別 시계열자료를 사용하여 標本의 수를 늘리는 방법이 고려될 수 있겠으나, 株價指數에 대응하는 總配當額을 恣意的으로 조작함으로써 配當評價模型에 의하여 구해지는 理論的 株價인 $P(t)^*$ 값의 신뢰성이 낮아져 결과적으로 檢證力을 떨어뜨리게 되어 또 다른 문제점을 발생시키므로 부족한 標本크기하에서 檢證실험을 하였다. 이 問題는 연도별 자료의 충분한 蓄積이 이루어지면 自然히 해결될 것이다.¹⁴⁾ 넷째, 모형에서 정의된 情報集合이 理論과 實際에서 서로 차이가 있으므로 효율적 시장가설이 기각될 수 있다. 모형에서는 같은 시점에서의 情報 集합은 같은 것으로 정의하였으나 실제에는 각 經濟主體들이 다른 情報集합을 소유하기 때문에 정의된 모형이 說明力을 잃어 모형이 기각될 수 있다. 이것은 결국 市場價格이 모든 이용가능한 정보를 반영한다는 假정에

14) 43년간(1947~89) Standard and Poor's composite stock price index의 年度別 時系列資料를 사용하여 美國 株式市場의 效率性을 분석한 결과 $A=0$ 일 때를 제외한 모든 A 값에서 效率的 市場假說을 支持하는 것으로 나타나 他模型을 이용한 대다수의 研究결과와 동일함을 보여주었다. 이 경우 標本크기가 상당히 크므로 檢證결과 의 신뢰성이 유지될 수 있다.

어긋나 시장의 非效率性을 나타내므로 귀무가설인 효율적 시장가설에 위배되어 기각되며, 이 네번째 棄却理由가 Samuelson과 Fama에 의하여 제시된 효율적 시장가설의 기각과 일치하는 것이다.

효율적 시장가설의 기각으로부터 모든 이용가능한 정보가 시장가격에 제대로 반영되지 않으며, 이는 각 경제주체들이 다른 크기의 정보집합을 소유함에 기인한다는 것을 알 수 있다. 각 경제주체들이 다른 크기의 정보집합을 갖는 이유는 세가지로 크게 나눌 수 있는바, 첫째로 情報利用能力의 差異에서 정보집합의 크기가 다를 수 있으며, 둘째로 서로 다른 情報利用者間에 情報費用負擔能力과 支出의 差異에서 기인할 수 있으며, 셋째로 公示制度, 企業會計制度, 信用情報制度 등 情報關聯制度의 미비로 情報에

의 同等한 接近이 불가능할 때 일어날 수 있다. 이러한 경우 情報의 非對稱性이 일어나 株式市場은 金融資源의 仲介機能을 效率的으로 수행할 수 없게 된다. 그러므로 시장의 효율성이 달성되어 配分·運營面에서 효율성이 이루어지기 위해서는 먼저 시장의 비효율성을 야기하는 要因分析이 따라야 할 것이며, 이 分析을 통하여 效率性 障礙要因을 제거하는 것이 株式市場政策의 優先順位가 되어야 할 것이다. 株價에 영향을 주는 經濟變數의 變化에 따라 政策決定을 하는 것보다 이 변수들의 변화에 관련된 정보들이 投資者들에게 卽刻的으로 均等하게 전달되며, 이 전달된 相關정보들을 투자자들이 올바르게 평가하여 주가에 반영할 수 있도록 市場의 效率性 提高次元의 政策開發이 先行되는 것이 바람직하다.

〈附 錄 1〉

[證 明]

$$E_D P - Q = E_D P - E_C P + E_C P - E_B P + E_B P - Q$$

양변을 제곱하고 條件附 期待值 E_A 를 취하면,

$$\begin{aligned} E_A(E_D P - Q)^2 &= E_A(E_D P - E_C P)^2 + E_A(E_C P - E_B P)^2 + E_A(E_B P - Q)^2 \\ &\quad + 2E_A\{(E_D P - E_C P)(E_C P - E_B P)\} \dots\dots\dots (i) \\ &\quad + 2E_A\{(E_C P - E_B P)(E_B P - Q)\} \dots\dots\dots (ii) \\ &\quad + 2E_A\{(E_D P - E_C P)(E_B P - Q)\} \dots\dots\dots (iii) \end{aligned}$$

$I_D \supset I_C \supset I_B \supset I_A$ 이고 條件附 期待符號(conditional expectation operator)는 $E_j E_k = E_{\min(j, k)}$ 를 만족시키므로,

식 (i)은,

$$\begin{aligned} 2E_A\{(E_D P - E_C P)(E_C P - E_B P)\} &= 2E_A\{E_B(E_D P - E_C P)(E_C P - E_B P)\} \\ &= 2E_A\{(E_B P - E_B P)(E_C P - E_B P)\} = 0 \end{aligned}$$

식 (ii)는,

$$\begin{aligned} 2E_A\{(E_C P - E_B P)(E_B P - Q)\} &= 2E_A\{E_B(E_C P - E_B P)(E_B P - Q)\} \\ &= 2E_A\{(E_B P - E_B P)(E_B P - Q)\} = 0 \end{aligned}$$

식 (iii)은,

$$\begin{aligned} 2E_A\{(E_D P - E_C P)(E_B P - Q)\} &= 2E_A\{E_B(E_D P - E_C P)(E_B P - Q)\} \\ &= 2E_A\{(E_B P - E_B P)(E_B P - Q)\} = 0 \end{aligned}$$

을 만족한다.

따라서 식 (i), (ii)와 (iii)은 0의 값을 가지기 때문에

$$E_A(E_D P - Q)^2 = E_A(E_D P - E_C P)^2 + E_A(E_C P - E_B P)^2 + E_A(E_B P - Q)^2 이 성립한다.$$

〈附 錄 2〉

[證 明]

$$P(t)^* - P(t-1) = P(t)^* - P(t) + P(t) - E_{t-1}P(t) + E_{t-1}P(t) - P(t-1) \dots\dots\dots (i)$$

식 (i)의 양변을 제곱하고 조건부 기대치 E_0 를 취하면,

$$\begin{aligned} E_0\{P(t)^* - P(t-1)\}^2 &= E_0\{P(t)^* - P(t)\}^2 + E_0\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}^2 \\ &\quad + E_0\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}^2 \\ &\quad + 2E_0[\{P(t)^* - P(t)\}\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}] \dots\dots\dots (ii) \\ &\quad + 2E_0[\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \dots\dots\dots (iii) \\ &\quad + 2E_0[\{P(t)^* - P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \dots\dots\dots (iv) \end{aligned}$$

$I_t \supset I_{t-1} \supset I_0$ 이고 조건부 기대부호는 $E_j E_k = E_{\min(j, k)}$ 를 만족시키므로,

식 (ii)는,

$$\begin{aligned} &2E_0[\{P(t)^* - P(t)\}\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}] \\ &= 2E_0[E_{t-1}\{P(t)^* - P(t)\}\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}] \\ &= 2E_0[E_{t-1}P(t)^* - E_{t-1}P(t)]\{P(t) - E_{t-1}P(t)\} \\ &= 2E_0[\{E_{t-1}(E_t P(t)^*) - E_{t-1}P(t)\}\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}] \\ &= 0 \end{aligned}$$

식 (iii)은,

$$\begin{aligned} &2E_0[\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\ &= 2E_0[E_{t-1}\{P(t) - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\ &= 2E_0[\{E_{t-1}P(t) - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\ &= 0 \end{aligned}$$

식 (iv)는,

$$2E_0[\{P(t)^* - P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}]$$

$$\begin{aligned}
&= 2E_0[E_{t-1}\{P(t)^* - P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\
&= 2E_0[\{E_{t-1}P(t)^* - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\
&= 2E_0[\{E_{t-1}(E_t P(t)^*) - E_{t-1}P(t)\}\{E_{t-1}P(t) - P(t-1)\}] \\
&= 0
\end{aligned}$$

을 만족한다.

따라서 식 (ii), (iii)과 (iv)는 0의 값을 가지므로,

$$E_0[P(t)^* - P(t-1)]^2 = E_0[P(t)^* - P(t)]^2 + E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 + E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2$$

가 성립한다.

여기에서 정의에 의하여 $E[P(t) / I_{t-1}] = E_{t-1}P(t)$ 이다.

〈附 錄 3〉

[證 明]

$$\begin{aligned}
E_0(M1) &= (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{[P(t) + u(t) - P(t-1)]^2\} \\
&\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{[P(t) + u(t) - P(t)]^2\} \\
&= (1/T) \sum_{t=1}^T [E_0\{[P(t) - P(t-1)]^2\} + E_0\{u(t)^2\}] \\
&\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{u(t)^2\} \\
&= (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{[P(t) - P(t-1)]^2\} \geq 0
\end{aligned}$$

$E_0(M2) \geq 0$ 을 증명하기 위하여 $M2'$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned}
M2' &= (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t) - P(t-1)]^2 - (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 \\
E_0(M2) - E_0(M2') &= (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) + u(t) - P(t-1)]^2 \\
&\quad - (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& -(1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) - P(t-1)]^2 \\
& + (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 \\
& = (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) + u(t) - P(t-1)]^2 \\
& \quad - (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) - P(t-1)]^2 \\
& = (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{u(t)\}^2 \geq 0 \quad \dots\dots\dots (i)
\end{aligned}$$

식 (i)로부터, $E_0(M2) \geq E_0(M2')$ (ii)

附錄 4의 식 (vii)로부터, $E_0(M2') \geq 0$ (iii)

그러므로 만약 식(ii)와 식(iii)이 만족된다면, 식(iv)를 演繹할 수 있다.

$$E_0(M2) \geq 0 \quad \dots\dots\dots (iv)$$

같은 방법으로, $E_0(M3) \geq 0$ 을 증명하기 위하여 $M3'$ 를 다음과 같이 정의한다.

$$\begin{aligned}
M3' &= (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t) - P(t-1)]^2 - (1/T) \sum_{t=1}^T [E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 \\
E_0(M3) - E_0(M3') &= (1/T) \sum_{t=1}^T E_0\{u(t)\}^2 \geq 0 \quad \dots\dots\dots (v)
\end{aligned}$$

식 (v)로부터, $E_0(M3) \geq E_0(M3')$ (vi)

附錄 4의 식 (ix)로부터, $E_0(M3') \geq 0$ (vii)

같은 방법으로, 식 (iv)와 식 (vii)에 의하여

$$E_0(M3) \geq 0 \quad \dots\dots\dots (viii)$$

이 성립한다.

〈附 錄 4〉

$E_0(M2') \geq 0$ 이고 $E_0(M3') \geq 0$ 임을 證明하라.

여기에서

$$M2' = E_0[P(t) - P(t-1)]^2 - E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2$$

$$M3' = E_0[P(t) - P(t-1)]^2 - E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2$$

[證 明]

$$P(t) - P(t-1) = [P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}] + [E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)] \dots\dots\dots (i)$$

$E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\}] = E_0\{E_{t-1}P(t)\} = E_0P(t)$ 이기 때문에,

$$E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}][E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]$$

$$= [E_0P(t) - E_0P(t)][E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)] = 0 \dots\dots\dots (ii)$$

식 (i)의 양변에 제곱한 다음, E_0 를 취하고 식 (ii)를 이용하면

$$E_0[P(t) - P(t-1)]^2 = E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 + E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 \cdot (iii)$$

等式 (iii)으로부터 식 (iv)와 식 (v)가 성립한다.

$$E_0[P(t) - P(t-1)]^2 - E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2$$

$$= E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 = M2' \geq 0 \dots\dots\dots (iv)$$

$$E_0[P(t) - P(t-1)]^2 - E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2$$

$$= E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 = M3' \geq 0 \dots\dots\dots (v)$$

식 (iv)로부터,

$$M2' = E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 = (1/T) \sum_{t=1}^T [E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 \dots\dots (vi)$$

그러므로, $E_0(M2') = (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[E\{P(t)/I_{t-1}\} - P(t-1)]^2 \geq 0 \dots\dots\dots (vii)$

식 (v)로부터,

$$M3' = E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 = (1/T) \sum_{t=1}^T [P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 \dots\dots\dots (viii)$$

그러므로, $E_0(M3') = (1/T) \sum_{t=1}^T E_0[P(t) - E\{P(t)/I_{t-1}\}]^2 \geq 0 \dots\dots\dots (ix)$

따라서 식 (vii)과 식 (ix)로부터 $E_0(M2') \geq 0$ 과 $E_0(M3') \geq 0$ 이 만족된다.

▷ 参 考 文 献 ◁

<p>Campbell, J.Y. and R.J. Shiller, "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends", <i>Journal of Finance</i>, 1988, pp. 661~676.</p> <p>_____, "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors", <i>The Review of Financial Studies</i>, 1988, pp.195~228.</p> <p>Flavin, M.A., "Excess Volatility in the Financial Markets : A Reassessment of the Empirical Evidence", <i>Journal of Political Economy</i>, 91, 1983, pp.929~956.</p> <p>Kleidon, A.W., "Bias in Small Sample Tests of Stock Price Rationality", <i>Journal of Business</i>, 59, 1986a, pp.237~261.</p> <p>_____, "Variance Bounds Tests and Stock</p>	<p>Price Valuation Models", <i>Journal of Political Economy</i>, 94, 1986b, pp.953~1001.</p> <p>LeRoy, S.F. and R.D. Porter, "The Present-Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds", <i>Econometrica</i>, 49, 1981, pp.555~574.</p> <p>Lucas, Jr. R.E., "Asset Prices in an Exchange Economy", <i>Econometrica</i>, 46, 1978, pp.1429~1445.</p> <p>Mankiw, N.G., D. Romer, and M.D. Shapiro, "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility", <i>Journal of Finance</i>, 40, 1985, pp.677~689.</p> <p>Marsh, T.A. and R.C. Merton, "Aggregate Dividend Behavior and Its Implications for Tests of Stock Market Rationali-</p>
---	---

- ty”, Sloan School Working Paper No. 1475~1483, 1983.
- _____, “Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality of Stock Market Prices”, *American Economic Review*, 76, 1986, pp.483~498.
- _____, “Dividend Behavior for the Aggregate Stock Market”, *Journal of Business*, 60, 1987, pp.1~40.
- Roll, R., “A Critique of the Asset Pricing Theory’s Tests : on Past and Potential Testability of the Theory”, *Journal of Financial Economics*, 4, 1977, pp.129~176.
- Shiller, R.J., “The Volatility of Long-term Interest Rates and Expectations Models for the Term Structure”, *Journal of Political Economy*, 87, 1979, pp.1190~1219.
- _____, “Do Stock Prices Move too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?” *American Economic Review*, 71, 1981a, pp.421~436.
- _____, “The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency”, *Journal of Finance*, 36, 1981b, pp.291~304.
- _____, “Stock Prices and Social Dynamics”, *Brookings Paper on Economic Activity*, 1984, pp.457~498.
- Summers, L.H., “Do We Really Know That Financial Markets Are Efficient?” *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 994*, 1982.
- West, K.D., “Bubbles, Fads and Stock Price Volatility Tests : A Partial Evaluation”, *Journal of Finance*, 43, 1988, pp.639~656.