

韓國株式市場에서의 分散限界檢證에 관한 研究

具本烈*

<요 약>

Shiller(1981)와 LeRoy-Porter(1981)에 의하여 시작된 分散限界檢證(variance bounds test)에 관한 연구는 주식시장에서 超過變動性(excess volatility)의 존재를 통하여 株式市場의 效率性を 검증하는 새로운 연구분야로서 주목을 받아왔다. 그리고 이들의 연구방법론을 응용하여 많은 效率的 市場假說의 검증에 대한 연구가 이루어져 왔다.

本 研究은 이러한 研究의 한 범주로서 韓國株式市場에서 分散限界檢證을 통하여 弱形效率性 市場假說을 檢證하고자 하였으며 이를 위하여 먼저 Shiller (1981)의 配當評價模型을 이용한 事後的인 合理的 株價인 P_t^* 의 推定方法 대신에 이 配當評價模型을 변형하여 P_t^* 를 推定하는 방법을 제시하였다. 그리고 이 P_t^* 를 기초로 Shiller(1981)의 分散限界檢證式을 변형한 分散限界檢證의 條件式을 유도하고 이에 의해 實證的 檢證을 하였다.

한편, 이러한 檢證過程에서 時系列資料의 특성상 事前的으로 필요로 하는 實際株價, P_t 와 事後的인 合理的 株價, P_t^* 에 대한 單位根檢定(unit root test)을 실시하였다. 아울러 P_t 와 P_t^* 의 線形關係의 안정성을 검정하기 위하여 共積分檢定(cointegration test)도 실시하였다.

檢證結果, Shiller(1981)의 分散限界檢證式을 변형하여 유도된 效率性條件을 만족시키는 範圍에 벗어나 韓國株式市場에서 株式市場의 非效率性を 배제할 수 없는 것으로 나타났다.

I. 序 論

Shiller(1981)와 LeRoy-Porter(1981)에 의하여 시작된 分散限界檢證(variance bounds test)에 관한 연구는 株式市場에서 超過變動性(excess volatility)의 존재를 통하여 주식시장의 效率性を 검증하는 새로운 연구분야로서 주목을 받아왔다. 이는 예기치 않은 株價의 급등이나 급락현상이 정상적인 현상인지 혹은 명확히 설명될 수 없는 過剩反應現狀인지를 파악함으로써 주식시장의 效率性を 檢證하는 방법이다.

* 忠北大學校 經營學科 教授

** 本論文은 1996년도 학술진흥재단의 공모과제연구비에 의하여 研究되었으며, 本論文을 자세히 읽고 유익한 論評과 誤謬를 지적해주신 익명의 審査委員께 깊은 감사를 드린다.

이들의 연구발표후, 分散限界檢證에 대한 연구방법론을 응용하여 많은 效率的 市場假說의 檢證에 대한 研究가 이루어져 왔다. 그러나 일반적으로 株式市場에서 인정되어온 弱形效率的 市場假說이 棄却됨에 따라 이들이 사용한 研究方法論에 대하여 많은 비판이 가하여졌다. 이들이 研究方法論에 대하여 여러 學者들에 의하여 지적되어온 주요 쟁점사항은 다음과 같다. 첫째로, 事後的인 合理的 株價(ex-post rational stock price), P_t^* 의 추정을 위해 사용되는 配當評價模型(dividend valuation model)에 대한 문제점이다. 즉 배당평가모형의 이용시에 割引率로 이용되는 實質利子率이 일정하다는 가정과 dividend smoothing현상으로 P_t^* 의 分散이 과소평가된다는 것이다. Marsh-Merton(1986)은 분산한계검증시 이용되는 할인율이 일정하다는 가정은 비현실적임을 주장하고 있다. 그리고 배당결정에 대한 經營統制(management control)의 결과로 dividend smoothing현상이 나타나기 때문에 이를 감안하면 超過變動性은 주식시장이 비효율적이기 때문이 아니라 經營統制의 결과로써 Shiller(1981)와 LeRoy-Porter(1981)의 檢證결과는 당연한 것으로써 주식시장의 弱形效率性을 지지하고 있다.

둘째로, 株價와 配當은 時系列적으로 不安定性(non-stationary)을 가진다는 것이다. Kleidon(1986), West(1988), Campbell-Shiller(1988a, 1988b), Mankiw-Romer-Shapiro(1991), LeRoy-Parke(1992)와 McDermott(1994) 등은 주가와 배당이 時計列的으로 불안정성을 가질 뿐만 아니라 유한의 分散은 존재하지 않기 때문에 Shiller(1981)의 分散限界檢證이 문제점이 있음을 주장하였다.

한편 國內의 研究로는 具孟會-鄭正鉉(1992)이 있으며 이들은 Shiller (1981)의 모형을 이용한 결과 한국주식시장에서의 超過變動性을 발견하였다. 그러나 不安定한 시계열인 P_t^* 를 有限分散을 갖기 위한 조정이 없이 분산을 구한 것과 時系列資料가 불과 17년간이기 때문에 Flavin(1983)의 小標本偏倚(small sample bias)등의 문제가 발생할 소지가 많다.

本 研究는 Shiller(1981)의 分散限界檢證과정에서 비판을 받은 위의 사항들에 대하여 개선된 方法論을 제시하고 이에 의하여 實證的 檢證을 하고자 하였다. 이를 위하여 먼저 Shiller(1981)의 配當評價模型을 이용한 事後的인 合理的 株價인 P_t^* 의 推定方法대신에 이 配當評價模型을 변형하여 P_t^* 를 推定하는 방법을 제시하였다. 그리고 이 P_t^* 를 기초로 Shiller(1981)의 分散限界檢證式을 변형한 分散限界檢證의 條件式을 유도하고 이에 의해 實證的 檢證을 하였다.

한편, 이러한 檢證過程에서 時系列資料의 특성상 事前的으로 필요로 하는 實際株

價, P_t 와 事後的인 合理的 株價, P_t^* 에 대한 安定性を 檢定하기 위하여 各 單位根檢定(unit root test)을 실시하였다. 이올러 單位根이 존재할 경우에 P_t 와 P_t^* 의 線形關係의 安定성을 檢定하기 위하여 共積分檢定(cointegration test)도 실시하였다.

II. 事後的인 合理的 株價, P_t^* 의 推定

1. P_t^* 의 推定과 分散限界檢證式의 誘導

1) P_t^* 의 推定

事後的인 合理的 株價, P_t^* 를 推定하기 위하여 各 시점 t 에서 어떤 消費財를 소비하여 個人的 效用을 極大化하려는 代表的 投資者(representative investor)가 존재한다고 假定하자. 그런데 이 투자자는 경제주체로써 어떤 代表的 企業(representative firm)을 소유하고 있으며 各 시점의 企業의 활동결과 얻는 配當金(dividend)을 통하여 그의 期待效用을 極大화한다고 假定하자. 그리고 이 투자자의 效用函數는 오목(concave)하고 時間附加的(time additive)이며 뉴만-모겐스테른(Neumann-Morgenstern)效用函數를 가지고 있다고 假定하자.

이러한 假定하에서 Bhattacharya-Constantinides(1991)에 따른 投資者의 期待效用을 極大化하는 最適消費支出을 구하기 위한 目的函數는 다음과 같이 세울 수 있다.

$$Max E_t \left[U(C_t - \alpha P_t) + \sum_{\tau=t+1}^T \rho^{\tau-t} U(C_\tau + \alpha D_\tau) \right] \quad (1)$$

단, E_t : 시점 t 에서 이용가능한 情報集合下에서 期待値를 나타내는 符號

$U(\cdot)$: 各 시점에서의 投資者의 效用

C_t : 시점 t 에서의 消費支出

α : 投資比率

P_t : 시점 t 에서의 株價

ρ : 時差選好率(rate of time preference)

D_τ : 시점 τ 에서의 配當金. $\tau = t+1, t+2, \dots, T$

즉, 投資者의 시점 t 에서의 最適化計劃은 그의 消費支出중에서 기업에 α 만큼 P_t 의 價格으로 投資하고 난 뒤의 純消費支出에 따른 效用과 이 投資를 통하여 다음 期부터 계속적으로 받는 配當金の 소비를 통하여 얻는 期待效用을 極大化하는 最適比率, α 를 구하는 것이다. 이를 위한 一次條件(first order condition)은 식 (1)을 α 에 대하여 미분하는 것이다. 한편 均衡狀態하에서는 α 에 대한 超過投資需要가 없으므로 $\alpha = 0$ 이 된다. 이에 따라 整理하면 다음과 같다.

$$P_t = E_t \left[\sum_{\tau=t+1}^T \rho^{\tau-t} \frac{U'(C_\tau)}{U'(C_t)} D_\tau \right] \quad (2)$$

단, $U'(\cdot) =$ 각 時點에서의 消費를 통한 限界效用

식 (2)는 기본적인 配當評價模型(dividend valuation model)으로써 배당에 근거한 資産價格決定模型을 나타내고 있다. 그리고 식 (2)는 우변항중에서 $\frac{\rho^{\tau-t} U'(C_\tau)}{U'(C_t)}$ 을 역수를 취하면 割引率이 되고 따라서 분자의 豫想配當흐름을 이 割引率로 割引한 現在價值는 결국 현재의 株價임을 의미하고 있다. 따라서 $\frac{\rho^{\tau-t} U'(C_\tau)}{U'(C_t)}$ 은 결국 Shiller(1981)가 P_t^* 을 推定하기 위하여 配當評價模型에서의 사용되었던 割引率과 동일한 의미를 가지게 된다.

그런데 위의 配當評價模型은 配當金에 근거한 가치모형이기 때문에 배당결정에 따른 經營統制의 결과로 dividend smoothing 현상이 나타날 경우에는 진정한 株式價値의 평가가 불가능할 수 있다.

한편, 식 (2)는 시점 t 에서의 情報에 기초하여 미래의 配當金에 의하여 調整되는 條件附模型(conditional model)에 의해 事後的인 合理的 期待價格인 P_t^* 를 推定하고 있다. 즉, 식 (2)에 의한 P_t^* 의 추정은 株價가 미래의 영속적인 配當金에 의하여 결정됨을 의미하기 때문에 豫想되는 현금흐름에 대한 豫測이 불충분할 경우에는 문제점이 발생한다.

이의 결과로 實際價格인 P_t 와의 괴리가 클 경우에는 진정한 分散限界檢證은 불가능함을 의미한다. 따라서 Shiller(1981)의 分散限界檢證은 이러한 문제점 하에서 推定되었기 때문에 신뢰성에 의문이 제기된다.

이러한 문제점을 해결하기 위하여 비교적 長期的인 豫想을 고려하여 P_t^* 를 推定하기보다는 비교적 短期的인 豫想 하에서 P_t^* 를 추정하는 방법을 고려하여 보기로 하자. 이를 위하여 먼저 위의 식 (2)를 變形하면 다음과 같은 관계식 이 誘導될 수 있을 것이다. 즉,

$$\begin{aligned}
 P_{t-1} &= E_{t-1} \left[\sum_{\tau=t}^T \rho^{\tau-t+1} \frac{U'(C_\tau)}{U'(C_{t-1})} D_\tau \right] \\
 &= E_{t-1} \left[\rho \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t-1})} \left\{ D_t + \sum_{\tau=t+1}^T \rho^{\tau-t} \frac{U'(C_\tau)}{U'(C_t)} D_\tau \right\} \right] \quad (3)
 \end{aligned}$$

이 된다.

그리고 식 (3)의 두 번째 식은 反復期待値의 法則(law of iterative expectation)에 의하여

$$P_{t-1} = E_{t-1} \left[\rho \frac{U'(C_t)}{U'(C_{t-1})} \left\{ D_t + E_t \left[\sum_{\tau=t+1}^T \rho^{\tau-t} \frac{U'(C_\tau)}{U'(C_t)} D_\tau \right] \right\} \right] \quad (4)$$

이 된다. 한편 위의 식 (4)를 앞의 식 (2)에 의하여 정리하고 다시 株價를 시점 t에서 고려하면

$$P_t = E_t \left[\rho \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)} (D_{t+1} + P_{t+1}) \right] \quad (5)$$

이 된다.

식 (5)는 다음절의 식 (11)에서 언급하겠지만 合理的 期待模型(rational expectation model)이다. 따라서 식 (5)의 우변항의 괄호 속의 식은 결국 식 (11)과 비교해 볼 때 P_t^* 에 해당된다. 따라서 P_t^* 를 식 (5)에 의해 해석하면 P_t^* 는 오직 다음期에 예상되는 配當金과 配當落株價의 합을 割引함으로써 결정됨을 의미한다. 따라서 이는 식 (2)의 우변항에 의한 추정보다 推定誤差를 감소시킬 수 있음을 의미한다. 그리고 식 (2)는 配當金資料에 의한 推定模型이기 때문에 年度別 분석만이 가능하다. 그러나 식 (5)는 시점별로 이용가능한 消費資料만 있으며 배당금을 이용한 年度別에 의한

분석 이외에도 分期別 혹은 月別分析이 가능함을 의미한다. 따라서 標本數의 증가가 가능하기 때문에 Flavin(1983)의 小標本偏倚問題를 해결할 수도 있을 것이다. 따라서 Shiller(1981)의 分散限界檢證시 사용되었던 식 (2)의 右邊項보다 식 (5)의 右邊項에 의한 P_t^* 를 구하는 것이 推定上 더욱 합리적이 될 수 있을 것이다.

한편 이러한 형태의 模型이 實제적으로 推定을 위하여는 投資者의 效用函數의 형태가 구체적으로 주어져야 할 것이다. 여기에서 투자자의 危險에 대한 태도가 一定 相對危險回避(CRRA)라 가정한다면

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-A}}{1-A} \quad (6)$$

단, A는 相對危險回避係數임

로 표시할 수 있다. 한편 식 (6)을 식 (5)에 代入하여 정리하면 다음과 같은 檢證 가능한 式이 誘導된다.

$$P_t = E_t \left[\rho \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-A} (D_{t+1} + P_{t+1}) \right] \quad (7)$$

따라서 시점 t에서의 事後的인 合理的 期待價格, P_t^* 은 식 (7)의 右邊項을 추정함으로써 가능할 것이다. 그런데 P_t^* 를 推定하기 위해서는 식 (7)에서 ρ 와 A를 推定하여야 한다. 이를 위하여 식 (7)을 정리하면 非線形의 오일러방정식(Euler equation)으로 표현되는 Lucas(1978)模型이 유도된다.

$$E_t \left[\rho \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-A} R_t \right] = 1 \quad (8)$$

$$\text{단, } R_t = \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}$$

이 된다.

식 (8)은 시점 t에서 이용가능한 情報를 이용하여 두 시점사이의 消費의 限界代替率에 자산의 實質收益率의 곱을 예측할 때 그 예측값과 1과의 차이는 平均적으로 0이 됨을 의미한다.

한편 식 (8)은 手段變數(instrumental variables)를 사용하는 條件附模型(conditional model)이다. 여기에서 ρ 와 A 를 추정하기 위해서는 體系方程式(system equations)속의 積率條件(moment conditions)을 구성하여 계수를 推定하는 Hansen(1982)의 一般化積率法(generalized method of moments: GMM)을 이용한다. 이는 식 (8)에서 시점 t에서의 情報集合속에 속하는 어떠한 수단변수에 의하여 豫測한다 하더라도 體系方程式(system equations)속의 誤差와의 相關關係가 0이기 때문에 예측에 도움을 줄 수 없다는 것을 의미한다. 따라서 이 경우에 手段變數를 이용하여 直交條件(orthogonality condition)을 구하고 모수를 추정하는 방법이 GMM이다. 즉 Hansen(1982)의 GMM을 이용하면 식 (8)로부터 誤差方程式(error functions) G_T 를 구하고 이로부터 다음과 같이 J_T 를 極小化하는 추정계수인 A 와 ρ 를 구할 수 있다.¹⁾

$$\text{Min } J_T = G_T' W G_T \quad (9)$$

$$\text{단, } G_T = \left[\left(\rho \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-A} R_t - 1 \right) \otimes Z \right] \text{인 } (Nq) \times 1 \text{의 벡터.}$$

여기서 R_t 는 $(N \times 1)$ 인 벡터이고 N 은 方程式의 數(즉, 株式의 數)이며 q 는 手段變數의 數임.

Z = 手段變數의 벡터로써 시점 t에서의 情報集合속의 부분집합으로써 $(q \times 1)$ 임.

\otimes = 크로네커 곱(Kronecker product)

W = 對稱的 陽定值 加重行列(symmetric positive definite weighting matrix)

위에서 구한 J_T 에 標本의 數를 곱하면 J-統計量이 구해지고 이는 自由度가 [(方程式의 數)*(手段變數의 數)-推定母數의 數]인 漸近的 χ^2 分佈를 하는 것으로 알려져 있다.²⁾

1) GMM의 推定方法에 대하여는 Hansen(1982), Hansen-Singleton(1982)을 참고하면 될 것이므로 자세한 설명은 여기서는 생략함.

2) 여기에서의 推定을 위한 자료는 市場收益率에 의해 모형을 推定하기 때문에 方程式의 수는 1개가 된다.

이제 식 (9)로부터 A와 ρ 가 推定되면 식 (7)을 이용하여 반복적으로 推定함으로써 期間別 P_t^* 의 추정치가 가능하다. 즉, 식 (7)의 우변항으로부터

$$P_t^* = \rho \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-A} (D_{t+1} + P_{t+1}) \quad (10)$$

이 되어 期間別 P_t^* 를 推定할 수 있다.

2) 分散限界檢證式의 誘導

合理的 期待下에서 市場이 效率的이라면

$$P_t = E_t[P_t^*] \quad (11)$$

이 될 것이다. 즉 식 (11)에서 實際株價인 P_t 는 미래에 대한 투자자들의 주관적인 豫測值로서 이용가능한 모든 정보를 바탕으로 한 P_t^* 의 數學的인 期待値와 일치함을 나타내고 있다.

그런데 不確實性하에서 合理的 期待에 입각한 P_t , 즉 $E_t[P_t^*]$ 가 事後的인 株價인 P_t^* 와 일치하리라는 보장이 없기 때문에 P_t 와 P_t^* 사이에는 차이가 발생한다. 즉,

$$\mu_t = P_t^* - P_t \quad (12)$$

가 된다. 여기서 μ_t 는 豫測誤差(forecasting error)이며 이는 이용할 수 있는 모든 情報를 이용하더라도 제거할 수 없으며 平均이 0인 確率變數이다.

한편, Shiller(1981)는 식 (12)로부터 다음과 같은 分散限界檢證式을 유도하였다. 즉,

$$\text{Var}(P_t^*) \geq \text{Var}(P_t) \quad (13)$$

이 된다. 식 (13)은 合理的 期待假說에 의할 경우, 환언하면 市場이 效率的이라 가정하면 기대되는 관계식이다. 즉 주식시장이 효율적이라면 合理的 期待下에 기초하여

예측한 株價의 分散은 사후적인 합리적 株價의 分散보다 크지 않으며 따라서 $Var(P_t^*)$ 이 分散限界(variance bound)가 된다는 것이다.

그런데 식 (13)의 分散限界檢證式의 假定은 P_t 와 P_t^* 가 有限分散을 가질 경우에 만 검증가능하다. 따라서 이들이 時系列적으로 安定的이 유지되지 않을 경우에는 有限分散을 갖지 못하여 식 (13)에 의한 分散限界檢證은 무의미하다. 이러한 문제점을 제거하기 위하여 식 (13)에 기초한 변형된 分散限界檢證式을 誘導하기로 하자. 이를 위하여 식 (13)의 左邊項을 식 (12)의 관계식으로부터 정리하면

$$Var(\mu_t) + 2Cov(P_t^*, P_t) - Var(P_t) \geq Var(P_t) \quad (14)$$

이 誘導된다. 따라서 식 (14)를 정리하면

$$\frac{Cov(P_t^*, P_t)}{Var(P_t)} \geq 1 + (-1/2) \frac{Var(\mu_t)}{Var(P_t)} \quad (15)$$

이 된다. 그런데 식 (15)의 左邊項은 從屬變數를 P_t^* 로 하고 獨立變數를 P_t 로 하는 回歸模型의 기울기인 β 계수를 나타낸다. 그리고 우변항의 두번째 식은 標本의 數가 증가됨에 따라 漸近的으로 0에 收斂할 것이기 때문에 우변항 전체는 1에 收斂할 것이다. 따라서 식 (15)의 分散限界檢證을 위한 條件式은 β 계수가 1보다 같거나 커야 할 것이다.

한편 Shiller(1981)는 株式市場의 效率性 條件을 만족하기 위해서 $Cov(P_t, \mu_t) = 0$ 임을 假定하여 식 (13)의 分散限界檢證式을 유도하였다. 이러한 가정하에서 식 (12)의 관계를 이용하면 식 (15)의 左邊項의 β 계수는 결국 1보다 클 수가 없다.

이상의 결과를 종합하면 分散限界檢證을 통한 株式市場의 效率性 檢證은 다음과 같은 절차를 통하여 실시할 수 있다. 즉, 回歸模型인

$$P_t^* = \alpha + \beta P_t + \eta_t \quad (16)$$

단, α = 절편

β = 回歸係數

η_t = 시점 t의 誤差項

에서 株式市場이 弱形效率의 일 경우에는 절편, α 가 0이고 기울기인, β 가 1이 되어야 할 것이다. 즉, 절편이 0이고 기울기가 1일 경우에는 株價의 변동성이 分散限界의 範圍내에 존재하며 이는 합리적 변동을 의미한다. 그러나 超過變動性이 존재하여 주식시장이 非效率의 이라면 위의 歸無假說을 棄却할 것이다.

이상과 같이 주식시장의 超過變動性의 존재는 식 (16)을 회귀분석을 이용하여 F -검정을 하면 될 것이다. 그러나 이러한 檢證이 시행되기 전에 먼저 P_t^* 와 P_t 가 각각 單位根이 존재하는가에 대한 검정이 이루어져야 한다. 이는 대부분의 經濟變數는 不安定한 時系列을 나타내며 따라서 주가의 움직임도 單位根을 가짐이 증명되고 있기 때문이다.³⁾ 그러므로 P_t^* 와 P_t 간에 單位根檢定도 없이 단순히 回歸分析을 실시할 경우, 만약 이들간에 단위근이 존재한다면 虛構的 回歸(spurious regression)의 결과를 가져올 가능성이 있다.

그러나 이와 같은 檢定過程에서 P_t^* 와 P_t 가 단위근을 갖더라도 회귀분석을 할 경우에 虛構的 回歸現狀이 발생하지 않을 수도 있다. 즉, 이들이 一次差分(first differencing)에 의해 안정적(stationary)인 時系列을 갖고 또한 線形結合函數로 표현되는 誤差項인 $\nu_t = P_t^* - \beta P_t$ 이 단위근을 갖지 않으면 가능하다.⁴⁾ 이러한 변수들은 서로 共積分되어 있다고 말하고 이러한 검정을 共積分檢定(cointegration test)이라고 한다. 따라서 分散限界檢證을 위하여 우선 單位根檢定과 共積分檢定에 대하여 살펴 보아야 할 것이다.

2. P_t 와 P_t^* 의 單位根檢定과 共積分檢定節次

1) P_t^* 와 P_t 의 單位根(unit root) 檢定節次

식 (16)의 線形關係를 살펴보기 위하여 먼저 P_t 와 P_t^* 들의 단위근검정을 통하여 時系列의 安定性(stationarity)여부를 조사하여야 한다. 이는 대부분의 巨視經濟變數들이 $I(1)$ 인 것으로 고려하면 株價도 差分을 통한 안정적인 時系列인가를 검정할 필요가 있다. 單位根에 대한 檢定方法은 여러가지가 있으나 가장 일반적으로 사용되고

3) Granger(1966), Box and Jenkins(1976)과 Nelson-Plosser(1982) Phillips(1986) 등의 論文 참조.

4) 不安定한 時系列을 가진 X_t 가 安定性이 회복되기 까지에 필요한 差分횟수를 d 라 할 때 X_t 는 d 次積分(integrated of order d : $I(d)$)된 時系列이라 부르며 $X_t \sim I(d)$ 라 표기한다. 따라서 $I(0)$ 가 아닌 時系列은 확률적 추세를 가진 不安定한 時系列이다.

있는 Dickey-Fuller의 ADF(augmented Dicky-Fuller)檢定에 의해 실행하고자 하며 이의 檢定模型은 다음과 같다.⁵⁾

$$S_t = \gamma_1 S_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_{1k} \Delta S_{t-k} + \epsilon_{1t} \quad (17)$$

단, S_t 는 P_t 혹은 P_t^* 를 의미함

γ_1 = 共積分檢定을 위한 推定係數

δ_{1k} = 差分追加項의 k次數의 推定係數

$\Delta S_{t-k} = S_t - S_{t-k}$ ϵ_{1t} = 시점 t의 誤差項

식 (17)에서 單位根의 존재에 대한 검정은 $\gamma_1 = 1$ 이라는 歸無假說(null hypothesis)의 검정에 달려있다. 그러나 Dicky-Fuller(1979)에 의하면 歸無假說하에서 검정통계량이 0을 중심으로 한 標準分布(t-분포)를 갖지 않고 負의 값으로 치우친 非標準分布에 따르기 때문에 각각의 임계치에 대한 P-값은 이들이 작성한 統計量을 이용하여 구하였다.⁶⁾

만약 위의 식 (17)의 歸無假說이 채택되어 單位根이 존재하는 경우에는 一次差分인 ΔP_t 와 ΔP_t^* 가 安定的인 時系列을 갖는가에 대한 檢定이 필요하다. 이는 다음節에서 설명될 共積分檢定の 전제조건이 되기 때문이다.

따라서 ΔP_t 와 ΔP_t^* 들에 대한 ADF검정을 하기 위하여 다음과 같은 回歸式을 推定한다.

$$\Delta S_t = \gamma_2 \Delta S_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_{2k} \Delta \Delta S_{t-k} + \epsilon_{2t} \quad (18)$$

단, ΔS_t 는 ΔP_t 혹은 ΔP_t^* 를 의미함

γ_2 = 共積分檢定을 위한 推定係數

δ_{2k} = 差分追加項의 k次數의 推定係數

$\Delta \Delta S_{t-k} = \Delta S_t - \Delta S_{t-k}$ ϵ_{2t} = 시점 t의 誤差項

5) 절편 및 確定的 時間趨勢를 모형속에 포함여부에 따라 γ_1 의 推定方法은 세가지 형태의 回歸式을 설정할 수 있다. 그런데 이 3가지 방법을 모두 사용하여 推定한 결과, γ_1 의 推定係數와 有意性에 동일한 결과를 얻었으며 따라서 본문에는 常數項과 時間趨勢를 포함하지 않는 回歸式을 이용하여 나타난 결과에 대해서만 分析하고자 한다.

6) 本 研究에 사용된 統計패키지는 TSP version 4.3에 의하였다.

식 (18)에서 單位根의 존재에 대한 검정은 $\gamma_2 = 1$ 이라는 歸無假說의 검정에 달려 있다. 한편, 식 (17)과 식 (18)에서 확장된 회귀식의 시차, 즉 差分追加項(augmented terms)의 次數決定은 Akaike情報基準(Akaike information criterion: AIC)에 의하였다. AIC는 다음과 같이 정의된다.

$$AIC = T \log(\hat{\sigma}_P^2) + 2K \quad (19)$$

단, T : 標本の 수

K : 推定할 母數의 수

$\hat{\sigma}_P^2 = SSE/(T-K)$ 여기에서 SSE 는 推定模型의 誤差自乘合을 의미함.

AIC는 最尤推定法에 의해서 추정되는 모수에 의해 결정되는 誤差自乘合(error sum of squares)에 의하여 AIC가 적을수록 좋은 모형이 된다. 따라서 모형선택의 입장에서 AIC의 값이 最小가 되는 모형을 선택해야 한다.

2) 共積分(cointegration) 檢定節次

위의 각각 P_t 와 P_t^* 들에 대하여 一次差分을 통해 안정성이 유지되면 이들간에 共積分(cointegration)의 관계가 존재하는가를 검정한다. 공적분개념은 Granger(1981)가 처음 경제학에 도입하였는데 그후 Engle-Granger (1987)가 여러가지 共積分 檢定方法을 제시하였으며 Johansen(1988)이 多變數의 경우까지를 개발한 것을 계기로 연구가 본격화되어져 왔다.

Engle-Granger(1987)에 의하면 일차차분된 時系列들 사이의 어떤 線形結合이 존재하여 그 선형결합이 안정적인 時系列이 된다면 이들은 공적분되어 있다고 한다. 共積分이 되어 있다는 것은 변수들간에 공통의 確率的 趨勢가 존재하여 共積分結合을 통하여 時系列들의 확률적 추세가 제거됨을 의미한다. 따라서 P_t 와 P_t^* 들이 개별적으로는 單位根을 가져 不安定한 움직임을 보이고 있지만 이들 사이에 공적분이 존재할 경우에는 長期的으로는 일정한 均衡關係를 유지하며 같이 움직이고 있음을 의미한다.

실제로 P_t 와 P_t^* 들간의 共積分關係를 추정하기 위하여 이들간에 절편없는 회귀 분석을 실시한 다음 이때 형성되는 回歸誤差項, $\nu_t (= P_t^* - \beta P_t)$ 에 기초하여 檢定(residual-based test)하는 Engle-Granger 방법을 적용하였다. 따라서 回歸誤차가 $I(0)$ 이 되도록 하는 즉, 安定的인 時系列이 되도록 하는 β 가 존재하는 경우에 두 時系列간에는 共積分이 성립한다고 할 수 있다. 檢定結果, 만약 P_t 와 P_t^* 가 共積分되어 있을 경우에 그 公積분결합의 係數(公積분벡터)는 $[1 - \beta]$ 이 된다.

그리고 本 研究은 위의 Engle-Granger(1987)의 共積分檢定외에 Johansen(1988, 1991)의 最尤共積分檢定(maximum likelihood cointegration test)을 이용하여 P_t 와 P_t^* 사이의 公積분關係를 살펴보고자 하였다. Johansen의 最尤共積分檢定은 Engle-Granger(1987)의 檢定방법보다 좀 복잡하지만 檢定力(power)이 우월하며 특히 變數가 3이상인 경우 公積분의 개수까지 알려주기에 더욱 널리 이용되고 있다.

Johansen의 最尤共積分檢定은 P 차원의 가격벡터를 $I(1)$ 이라 가정하고 이 벡터의 自己回歸模型(vector auto-regressive model : VAR model)과 이로부터 구해진 誤差修正模型(error correction model : ECM)을 이용하여 이들 全體誤差의 積率行列(product moment matrix)을 구성한 후 固有值(eigenvalue)를 구해 共積分의 존재여부를 확인하는 방법이다.

그리고 公積분의 개수의 有意性에 대한 檢정은 尤度比率統計量(likelihood ratio statistic)으로

$$\text{trace 통계량} = -T \sum_{i=r+1}^P \ln(1 - \lambda_i) \quad (20)$$

단, $\lambda_i = i$ 번째의 固有值

에 의하여 判別된다. trace 통계량은 선형독립인 共積分벡터가 r 개 존재한다는 歸無假說(즉, $\text{rank}=r$)과 P 개 이하가 존재한다는 對立假說(즉, $\text{rank} \leq p$)의 尤度比率統計量이다. 이 통계량은 표준분포를 갖지 못하고 單位根檢定에서와 같은 非標準分布를 갖는다. 따라서 이 통계량의 임계치에 대한 p -값은 Osterwald-Lenum(1992)를 이용하였다. Johansen의 最尤公積분檢定에서 차분추가항의 차수의 결정은 單位根檢定에서와 같이 AIC에 의해 선택하였다.

3) 分散限界檢證의 節次

檢定過程을 통하여 위의 조건들이 모두 만족된다면 식 (16)을 이용하여 回歸分析을 실시하고 이를 이용한 F -검정을 실시함으로써 分散限界檢證을 시행할 수 있다. 즉, 식 (16)을 非制約된 模型(unrestricted model)으로 하고 $\alpha = 0$ 과 $\beta = 1$ 이라는 제약을 가한 制約된 模型(restricted model)과의 F -檢定을 시행하면 될 것이다. 따라서 歸無假說이 채택되면 分散限界條件에 만족되어 株式市場의 弱形效率性이 支持될 것이며 반대의 경우에는 棄却될 것이다. 따라서 結合歸無假說인, $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ 에 대한 檢定統計量은

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/q}{(SSE_U)/df_U} \sim F_{q, T-2} \quad (21)$$

단, SSE_R = 制約된 模型下에서의 誤差自乘合

SSE_U = 非制約된 模型下에서의 誤差自乘合

q = 非制約된 模型과 制約된 模型의 推定係數의 差

df_U = 非制約된 模型의 自由度로써 $T-2$

이 된다.

III. 實證的 研究結果

1. 標本の 選定과 資料蒐集

本 研究의 推定에 사용된 統計資料의 標本期間은 1980년 1월부터 1995년 12월까지 16년 동안의 分期別 資料이며 따라서 總 標本數는 64개이다. 分期別 市場收益率은 韓國綜合株價指數를 이용하여 산출하였다. 韓國綜合株價指數는 韓國信用評價(株)의 株式收益率file을 기초로 하였으며 韓國綜合株價 指數上의 理論配當金을 구하기 위해서 필요한 年度別 理論配當落時勢는 證券去來所의 統計資料에 의하였다. 그리고 이들을 實質收益率로 전환하기 위해 消費者物價指數(consumer price index: CPI)를 디플레이터(deflator)로 사용하였다.

Lucas(1978)模型의 추정을 위한 1인당 總實質消費支出(real per capita consumption)資料는 다음과 같은 절차를 취하여 구하였다. 즉 韓國銀行이 발행하는 『조사통계월보』에 의하여 非耐久性消費(nondurable)와 서비스(service)부문을 합한 소비지출을 總人口로 나누고 여기에다 1990년 不變市場價格(constant market value)으로 조정 한 값을 1인당 總實質消費支出의 변수로 사용하였다.

마지막으로 手段變數(instrumental variables)로 사용되는 分期別 債券超過收益率은 한국은행의 『조사통계월보』의 회사채수익률자료에 定期預金利率을 차감한 후 이를 CPI로 조정 한 값으로 사용하였다.

2. 實證的 研究結果

1) A, ρ 의 推定과 P_i^* 의 推定

相對危險回避係數 A와 時差選好率 ρ 는 앞 장의 식 (9)에 의해 GMM을 이용하여 추정하였다. 추정과정에서 사용된 手段變數로는 상수항(C), 市場收益率(KOSPI) 그리고 회사채수익률에서 무위험이자율을 차감한 債券超過收益率(BOND)을 사용하였다. 추정에 사용된 手段變數의 시차는 각각 시차 1, 시차 3, 시차 5에 의하여였으며 따라서 3개의 모형이 추정된다. <표-1>은 이의 推定結果를 나타내고 있다.

<표-1> GMM추정에 의한 相對危險回避係數 및 割引率의 推定

手段變數 時差數	A	ρ	J-통계량	p-값	자유도	D-W 값
1	0.5072 (3.133) ¹⁾	0.9640 (7.04)	2.825	0.0928	1	1.809
3	0.4177 (4.177)	0.9728 (13.49)	7.451	0.1892	5	1.793
5	0.3396 (4.803)	0.9692 (14.36)	11.671	0.2325	9	1.795

1) ()는 t-값을 나타냄

<표-1>에서 보는 바와 같이 常數項과 時差 1의 세 개의 手段變數인 상수항, KOSPI(-1) 및 BOND(-1)를 이용한 경우에 A와 ρ 는 각각 0.5072와 0.9640이며 이의 t-값은 각각 3.133과 7.04로써 매우 유의적인 것으로 나타나고 있다. 한편 模型의 適合性 檢證에서 J-통계량의 값은 2.825로써 이의 P-값은 9.28%이며 따라서 5%의 유의수준에서 非有意的이기 때문에 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다. 따라서 A의 계수의 有意性和 모형의 適合性이 있는 것으로 사료된다.

그리고 常數項과 時差 1에서 時差 3까지의 세 개의 手段變數인 상수항, KOSPI(-1)-KOSPI(-3) 및 BOND(-1)-BOND(-3)을 이용한 경우에 A와 ρ 는 각각 0.4177과 0.9728이며 이의 t-값은 각각 4.177과 13.49로써 매우 유의적인 것으로 나타나고 있다. 한편 模型의 適合性 檢證에서 J-통계량의 값은 7.451로써 이의 P-값은 18.92%이며 따라서 5%의 유의수준에서 非有意的이기 때문에 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다.

마지막으로 常數項과 時差 1에서 時差 5까지의 세 개의 手段變數인 상수항, KOSPI(-1)-KOSPI(-5) 및 BOND(-1)-BOND(-5)를 이용한 경우에 A와 ρ 는 각각 0.3396과 0.9692이며 이의 t-값은 각각 4.803과 14.36으로써 매우 유의적인 것으로 나타나고 있다. 한편 模型의 適合性 檢證에서 J-통계량의 값은 11.671로써 이의 P-값은 23.25%로서 5%의 유의수준에서 非有意的이기 때문에 모형이 적합하다는 歸無假說을 棄却시키지 못하고 있다.

결론적으로 Lucas模型의 推定係數는 모두 유의적이며 이는 계수가 價格化要因(priced factor)으로써 의미가 있음을 의미한다. 그리고 모형의 적합성 검증도 J-통계량의 값을 볼 때 모형의 適合度가 의미가 있으며 이는 手段變數의 時差가 증가함에 따라 적합도가 더욱 높아짐을 알 수 있다. 그리고 推定된 A의 값은 0이면 投資者는 위험중립적이라 할 수 있으며 0보다 크면 클수록 危險回避度가 낮음을 의미하는데 <표-1>에서 A값이 0.34-0.51사이에 있음을 볼 때 우리나라의 투자자의 危險回避度는 대체로 낮은 수준에 있다고 할 수 있다. 그리고 割引率을 나타내는 ρ 의 값이 0.9640-0.9728사이에 있고 이는 3개월의 割引率이라는 사실을 고려할 때 經濟的 意味도 있다고 할 수 있다.

한편, 模型의 適合性이 높다는 것은 推定된 A와 ρ 에 의하여 식 (10)으로부터 推定되는 P_t^* 의 유의성이 높다는 것을 의미한다. 따라서 P_t^* 는 株式市場에서 반영되는 모든 情報를 충분히 반영하는 均衡價格이라 말할 수 있다.

전체 64개의 標本에서 最大의 手段變數의 數인 5개를 고려한 후 GMM에 의하여 推定한 결과 3개의 模型에 대하여 각각 55개의 P_t^* 가 생성되었으며 이에 대응되는 P_t 에 의해 單位根檢定, 共積分檢定 및 分散限界檢證을 시행하였다.

2) P_t 와 P_t^* 의 單位根檢定과 共積分檢定の 分析結果

(1) P_t 와 P_t^* 의 單位根檢定の 分析結果

P_t 와 P_t^* 사이의 共積分分析에 앞서 P_t 와 P_t^* 의 각각의 時系列에 대하여 單位根의 존재여부를 확인하는 것이 필요하다. 이를 위하여 식 (17)을 이용하여 ADF검정을 실시하였다.7) 한편 Johansen(1988)의 共積分 檢定技法이 기본적으로 I(1)인 변수들을 대상으로 하기 때문에 P_t 와 P_t^* 들이 각각 I(1)인가를 檢定해야 할 것이다. 그리고 差分追加項의 次數를 결정하기 위해서 P_t 와 P_t^* 들에 대하여 식 (19)에 의해 AIC가 가장 작은 값을 분석대상의 模型으로 이용하였다. 이에 대한 결과가 <표-2>에 나타나 있다. 즉 AIC에 의한 檢定結果 差分追加項의 次數가 4인 경우에 AIC가 가장 작았기 때문에 이 자료만 <표-2>에 나타내고 分析에 사용하였다.

<표-2> P_t 및 P_t^* 들의 單位根檢定

$$H_0: \gamma_1 = 1$$

$$\text{推定模型: } S_t = \gamma_1 S_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_{1k} \Delta S_{t-k} + \varepsilon_{1t}$$

구분	P_{t-1}	$P_{t-1}^* [1]$	$P_{t-1}^* [3]$	$P_{t-1}^* [5]$
γ_1 계수	0.9965	0.9971	0.9983	0.9994
t-값	-0.1832	-0.1894	-0.0865	-0.0276
p-값	0.6201	0.6360	0.6547	0.6750
AIC	11.4388	11.5669	11.5129	11.4670
(차분추가항)	(4)	(4)	(4)	(4)

* $P_{t-1}^* [\cdot]$ 에서 []속의 1,3,5는 식 (9)에서 추정된 手段變數의 時차를 의미함

7) 誤差項의 異分散까지도 고려하여 單位根檢定을 하는 Philips-Perron(1988)의 PP檢定도 아울러 실시한 결과, ADF檢定結果와 별 차이가 없어 本文에서는 모두 ADF檢定結果에 의해 分析하고자 하였다.

<표-2>에서 보는 바와 같이 P_t 의 경우 γ_1 의 係數가 0.9965이고 t-값은 -0.1832이며 이의 p-값은 0.6201로써 單位根이 존재한다는 歸無假說을 棄却할 수 없음을 나타내고 있다. 그리고 P_t^* 의 경우에도 3개의 모든 P_t^* 의 p-값이 0.6360, 0.6547 및 0.6750으로써 모두 單位根을 가진다는 歸無假說을 棄却할 수 없는 것으로 나타나고 있다.

따라서 P_t 와 P_t^* 의 一次差分의 경우에 單位根을 가지는 가에 대한 檢定이 필요한데, 이는 식 (18)에 의하여 ADF검정을 실시하였다. 이를 위하여는 우선 差分追加項의 次數를 결정하여야 하는데 ΔP_t 와 ΔP_t^* 들에 대하여 식 (19)에 의해 AIC가 가장 작은 값을 분석대상의 모형으로 이용하였다. 이 결과 差分追加項의 次數가 3인 경우에는 手段變數가 1과 3일 때 AIC가 가장 작았으며 次數가 4인 경우에는 ΔP_t 와 手段變數가 4일 때 AIC가 가장 작았기 때문에 이를 分析時에 사용하였다. 이에 대한 결과는 <표-3>에 나타나 있다.

<표-3> ΔP_t 및 ΔP_t^* 들의 單位根檢定

$$H_0: \gamma_2 = 1$$

$$\text{推定模型: } \Delta S_t = \gamma_2 \Delta S_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_{2k} \Delta \Delta S_{t-k} + \varepsilon_{2t}$$

구분	ΔP_{t-1}	$\Delta P_{t-1}^*[1]$	$\Delta P_{t-1}^*[3]$	$\Delta P_{t-1}^*[5]$
γ_2 계수	0.3887	0.4545	0.4611	0.3764
t-값	-2.4135	-2.0459	-2.0505	-2.3154
p-값	0.0152	0.0390	0.0386	0.0198
AIC	11.4069	11.5021	11.4959	11.4613
(차분추가항)	(4)	(3)	(3)	(4)

* $\Delta P_{t-1}^*[\cdot]$ 에서 []속의 1,3,5는 식 (9)에서 추정된 手段變數의 時差를 의미함

<표-3>에서 보는 바와 같이 ΔP_t 의 경우 γ_2 의 계수가 0.3887이고 t-값은 -2.4135이며 이의 p-값은 0.0152로써 5%의 有意水準에서 單位根의 존재를 棄却하는 것으로 나타나고 있다. 그리고 ΔP_t^* 의 경우에도 3개의 모든 ΔP_t^* 의 p-값이 0.0390, 0.0386 및 0.0198으로써 모두 5%의 유의수준에서 單位根을 가진다는 歸無假說을 棄却하는 것으로 나타나고 있다.

이상의 <표-2>와 <표-3>을 고려할 때 P_t 와 P_t^* 들은 單位根을 가진다는 歸無假說을 棄却하지 못하지만 이를 一次差分한 ΔP_t 와 ΔP_t^* 들은 單位根을 가진다는 歸無假說을 棄却함에 따라 이들은 모두 一次積分(I(1))된 時系列로 보여진다.

(2) P_t 와 P_t^* 의 共積分檢定の 分析結果

앞 절에서 설명된 바와 같이 P_t 와 P_t^* 의 두 변수들은 모두 一次積分[I(1)]된 불안정한 時系列로 보여진다. 따라서 이들간의 공적분관계를 검정하기 위하여는 P_t 와 P_t^* 간에 回歸分析을 실시한 다음 이때 형성되는 誤差項, $\nu_t (= P_t^* - \beta P_t)$ 를 이용하여 ADF검정하는 Engle-Granger(1987)의 共積分檢定方法과 P_t 와 P_t^* 에 의한 2차원의 VAR模型을 기본모형으로 하고 이를 誤差修正模型형태로 변형하여 이들의 관계로부터 檢定하는 Johansen(1988)의 共積分檢定方法이 있으며 本研究은 두 방법을 모두 적용하였다.

共積分檢定을 위하여는 우선 차분추가항의 차수를 결정하여야 하는데 P_t 와 P_t^* 들에 대하여 식 (19)로부터 AIC가 가장 작은 값을 분석대상의 模型으로 이용하였다. 그런데 Engle-Granger의 경우에는 差分追加項의 차수가 4인 경우에 그리고 Johansen의 경우에는 差分追加項이 3인 경우에 AIC가 가장 작았기 때문에 이를 분석시에 사용하였다.

먼저 手段變數가 時差 1을 가질 경우에 Engle-Granger의 ADF검정에 의한 결과는 아래의 <표-4>와 같다. <표-4>의 ADF검정 결과에서 보는 바와 같이 θ 계수가 0.2450, t-값이 -2.7989이며 이의 p-값이 0.0050으로써 1%의 有意水準에서 共積分이 존재하지 않는다는 歸無假說을 棄却하고 있다. 따라서 P_t 와 P_t^* 간에 공적분이 존재하는 것을 알 수 있다.

<표-4> P_t 와 P_t^* 의 共積分檢定結果(手段變數가 時差1을 가질 경우)

(1) ADF 檢定結果

$$H_0: \theta = 1$$

$$\text{推定模型} : \nu_t = \theta \nu_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_k \Delta \nu_{t-k} + \psi$$

θ	t-값	p-값	AIC	차분추가항
0.2450	-2.7989	0.0050	11.3036	4

(2) Johansen 檢定結果

고유치	rank	trace통계량	p-값	AIC	차분추가항
0.9612	$r = 0$	130.1511	0.0032		
0.0044	$r \leq 1$	0.1771	0.7576	17.4918	3

이러한 사실은 Johansen의 共積分檢定에서도 동일한 결과를 얻고 있다. 즉 <표-4>의 Johansen 檢定結果에서 보는 바와 같이 rank가 0일 때 P_t 및 P_t^* 들간의 공적분이 존재한다는 歸無假說은 고유치가 0.9612이고 식 (20)에 의한 trace통계량이 130.1511이고 이의 p-값이 0.0032로써 1%의 有意水準에서 棄却된다. 그러나 rank가 1일 때 P_t 및 P_t^* 들간의 공적분되어 있다는 歸無假說은 고유치가 0.0044, trace통계량이 0.1771이고 이의 p-값이 0.7576으로써 棄却되지 않는 것으로 나타나고 있다. 따라서 rank가 1일 때 P_t 와 P_t^* 들간에는 共積分이 되어 있는 것으로 보이며 P_t 와 P_t^* 들간의 공통의 確率的 趨勢를 갖고 長期的으로 균형을 유지하고 있는 것으로 보인다.

다음은 手段變數의 時差가 3을 가질 경우에 ADF검정에 의한 Engle-Granger경우에
는 결과는 아래의 <표-5>와 같다. <표-5>의 ADF검정 결과에서 보는 바와 같이 θ 계
수가 0.2410이고 t-값이 -2.8457이고 이의 p-값이 0.0043으로써 1%의 有意水準에서 共
積分이 존재하지 않는다는 歸無假說을 棄却하고 있다. 따라서 P_t 와 P_t^* 간에 공적
분이 존재하는 것을 알 수 있다.

<표-5> P_t 와 P_t^* 의 共積分檢定結果(手段變數가 時差3을 가질 경우)

(1) ADF 檢定結果

$$H_0: \theta = 1$$

$$\text{推定模型} : \nu_t = \theta \nu_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_k \Delta \nu_{t-k} + \psi_t$$

θ	t-값	p-값	AIC	차분추가항
0.2410	-2.8457	0.0043	11.2927	4

(2) Johansen 檢定結果

고유치	rank	trace통계량	p-값	AIC	차분추가항
0.9622	$r = 0$	134.5480	0.0036		
0.0043	$r \leq 1$	0.1760	0.7582	17.0734	3

이러한 사실은 Johansen의 共積分檢定에서도 동일한 결과를 얻고 있다. 즉 <표-5>
의 Johansen 檢定結果에서 보는 바와 같이 rank가 0일 때 P_t 및 P_t^* 들간의 공적분
이 존재한다는 歸無假說은 고유치가 0.9622, trace통계량이 134.5480이고 이의 p-값이
0.0036으로써 1%의 有意水準에서 棄却된다. 그러나 rank가 1일 때 P_t 및 P_t^* 들간

의 공적분되어 있다는 歸無假說은 고유치가 0.0043, trace통계량이 0.1760이고 이의 p-값이 0.7582로써 棄却되지 않는 것으로 나타나고 있다.

다음은 手段變數의 時差가 5를 가질 경우에 ADF검정에 의한 Engle-Granger경우에 는 결과는 아래의 <표-6>와 같다. <표-6>의 ADF검정 결과에서 보는 바와 같이 θ 계 수가 0.2396이고 t-값이 -2.8636이고 이의 p-값이 0.0040으로써 1%의 有意水準에서 共積分이 존재하지 않는다는 歸無假說을 棄却하고 있다. 따라서 P_t 와 P_t^* 간에 공적 분이 존재하는 것을 알 수 있다.

<표-6> P_t 와 P_t^* 의 共積分檢定結果(手段變數가 時差5를 가질 경우)

(1) ADF 檢定結果

$$H_0: \theta = 1$$

$$\text{推定模型: } \nu_t = \theta \nu_{t-1} + \sum_{k=1}^M \delta_k \Delta \nu_{t-k} + \psi_t$$

θ	t-값	p-값	AIC	차분추가항
0.2396	-2.8636	0.0040	11.2716	4

(2) Johansen 檢定結果

고유치	rank	trace통계량	p-값	AIC	차분추가항
0.9631	$r = 0$	138.8219	0.0043		
0.0043	$r \leq 1$	0.1818	0.7551	16.6039	3

이러한 사실은 Johansen의 共積分檢定에서도 동일한 결과를 얻고 있다. 즉 <표-6>의 Johansen 檢定結果에서 보는 바와 같이 rank가 0일 때 P_t 및 P_t^* 들간의 공적분이 존재한다는 歸無假說은 고유치가 0.9631, trace통계량이 138.8219이고 이의 p-값이 0.0043으로써 1%의 有意水準으로 기각된다. 그러나 rank가 1일 때 P_t 및 P_t^* 들간

의 공적분이 존재한다는 歸無假說은 고유치가 0.0043, trace통계량이 0.1818이고 이의 p-값이 0.7551로써 棄却되지 않는 것으로 나타나고 있다.

3) 分散限界檢證의 結果分析

앞 節의 檢定結果들을 요약하면 P_t 와 P_t^* 들간에 回歸分析을 하더라도 虛構的 回歸의 문제는 발생하지 않을 것이다. 따라서 分散限界檢證을 통한 株式市場의 效率性 分析을 위하여 먼저 식 (16)을 이용한 P_t^* 들과 P_t 간의 回歸分析을 실시하였다. 그리고 이 模型에 의한 誤差自乘合 (SSE_U)과 株式市場의 效率性 條件인 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 이라는 制約을 가할 경우의 誤差自乘合 (SSE_R)을 각각 구하고 식 (21)을 이용하여 F -값을 구하였다. 그리고 이를 통하여 分散限界檢證을 통한 株式市場에서의 效率性 分析을 실시하였다.

그리고 위의 歸無假說인 $\alpha = 0$, $\beta = 1$ 이라는 株式市場의 效率性 條件을 만족한다는 것은 앞 節의 共積分檢定에서 共積分벡타가 [1 -1]이 되어야 함을 의미한다. 이상의 두가지 檢定에 대한 結果가 <표-7>에 나타나 있다.

<표-7> 分散限界檢證의 結果

$$H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$$

$$\text{非制約된 模型} : P_t^* = \alpha + \beta P_t + \eta_t$$

手段變數 時差數	α	β	F -값 ¹⁾	Johansen의 공적분벡터
1	27.3050 (1.5030) ²⁾	0.9318 (31.080)	4.086	[1 -0.9562]
3	27.5218 (1.5172)	0.9418 (30.466)	3.782	[1 -0.9663]
5	27.3970 (1.5264)	0.9396 (31.733)	4.152	[1 -0.9639]

1) $H_0 : \alpha = 0, \beta = 1$ 에 대한 F -값임. $F_{0.05, 1, 53} = 4.02$ 이고 $F_{0.10, 1, 53} = 2.81$ 임

2) ()는 t -값을 나타냄

<표-7>에서 보는 바와 같이 手段變數의 時差가 1을 가질 경우에 회귀모형의 檢定過程을 통하여 볼 때 β 계수가 0.9318이고 이의 t -값은 31.080이 되어 매우 유의적이다. 그리고 F -檢定을 실시한 결과 F -값이 4.086으로써 $\alpha = 0$ 과 $\beta = 1$ 이라는 歸無假說을 5%의 유의수준에서 棄却하고 있다. 따라서 分散限界條件에 만족되지 않아 株式市場의 弱形效率性を 기각하고 있으며 이는 超過變動性이 존재함을 의미한다.

그리고 手段變數의 時差가 3을 가질 경우에 회귀모형의 檢定過程을 통하여 볼 때 β 계수가 0.9418이고 이의 t -값은 30.466이 되어 매우 유의적이다. 그리고 F -檢定을 실시한 결과 F -값이 3.782으로써 $\alpha = 0$ 과 $\beta = 1$ 이라는 歸無假說을 10%의 유의수준에서 棄却하고 있다.

마지막으로 手段變數의 時差가 5를 가질 경우에 회귀모형의 檢定過程을 통하여 볼 때 β 계수가 0.9396이고 이의 t -값은 31.733이 되어 매우 유의적이다. 그리고 F -檢定을 실시한 결과 F -값이 4.152로써 $\alpha = 0$ 과 $\beta = 1$ 이라는 歸無假說을 5%의 유의수준에서 棄却하고 있다.

한편 <표-7>에서 Johansen의 공적분벡터의 係數들도 回歸模型의 기울기들과 마찬가지로 1보다 작아 동일한 결론을 보이고 있어 이상의 分散限界의 檢證結果를 뒷받침하고 있다.

結論적으로 이는 P_t 의 變動性보다 P_t^* 의 變動性보다 작기 때문에 합리적 변동이라 할 수 없으며 따라서 超過變動性이 존재한다. 이는 주가가 이론적으로 설정된 범위를 벗어나 韓國의 株式市場이 弱形非效率的이라는 증거를 제시하고 있다. 이러한 사실은 具孟會-鄭正鉉(1992)의 연구와 동일한 결과를 보이고 있다.

그러나 이러한 實證的 결과로써 한국주식시장이 弱形非效率的이라고 단정하기에는 다음과 같은 限界點이 존재한다. 즉 本研究도 역시 Shiller (1981)의 연구처럼 검증기간 동안의 割引率이 일정함을 가정하고 있다. 그리고 투자자의 相對危險回避係數도 역시 일정함을 假定하고 있다. 나아가 P_t^* 의 가격추정을 위하여 Lucas(1978) 模型을 이용하였는데 이 모형의 타당성과 市場效率性的의 검증은 財務論에서 자주 거론되는 結合檢證(joint hypothesis)결과의 해석에 대한 制約을 피할 수 없는 문제점이 있다.

IV. 結 論

本 研究는 Shiller(1981)가 美國의 株式市場에서 超過變動性的의 존재를 검증할 때 문제점으로 지적되어온 配當評價模型을 이용한 P_t^* 의 추정방법 대신에 개선된 추정

방법을 제시하고 또한 개선된 分散限界檢證의 연구방법론을 제시하고 이에 의하여 實證的 檢證을 하고자 하였다.

이를 위하여 本 研究는 Shiller(1981)의 配當評價模型을 이용한 事後的인 合理的 株價인 P_t^* 의 推定方法대신에 이 配當評價模型을 변형한 模型을 이용하여 P_t^* 를 推定하는 방법을 제시하였다. 이 模型을 이용하면 消費資料로부터 P_t^* 를 推定할 수 있다. 따라서 配當評價模型과는 달리 分期別이나 月別資料의 사용이 가능하기 때문에 標本의 크기를 확장할 수 있어 이로부터 小標本偏倚문제를 감소시킬 수 있었다.

그리고 Shiller(1981)의 分散限界檢證式을 변형한 檢證式을 유도하여 이에 의한 分散限界條件을 제시함으로써 Shiller의 分散限界檢證方法을 개선하고자 하였다.

이러한 檢證過程에서 時系列資料의 安定性を 檢정하기 위하여 實際株價와 合理的 株價에 대해 각각, 單位根檢定을 실시하고 또한 이들의 선형관계의 安定性を 檢정하기 위하여 共積分檢定을 실시하였다.

韓國綜合株價指數를 이용하여 위의 절차에 따라 分散限界檢證을 시행한 결과, Shiller(1981)의 分散限界檢證式을 변형하여 유도된 效率性條件을 만족시키는 範圍에 벗어나 韓國의 株式市場이 弱形非效率的이라는 증거를 제시하고 있다. 그러나 앞절에서도 언급하였듯이 이러한 實證的 結果에 의하여 弱形非效率的이라고 단정하기에는 本 研究에 제시되었던 여러 가지의 假定을 만족한 경우에만 가능할 것이다.

참 고 문 헌

- 具孟會, 鄭正鉉, “株價의 變動性을 이용한 韓國株式市場의 效率性檢證,” 韓國財務管理學會, 第9卷 第1號, 1992, pp. 135-175.
- 鞠燦杓, 具本烈, 現代財務論, 飛峰出版社, 1994.
- 金亮宇, “Johansen에 의한 共積分技法에 의한 時系列分析,” 韓國銀行金融經濟研究所, 業務參考資料 第3號, 1992년5월.
- 朴柱虎, “原油先物市場과 現物市場의 動態의 統合 및 效率性,” 韓國先物學會 春季學術發表會. 1996년5월.
- 李種元, 李相敦, RATS를 이용한 計量經濟分析, 第21章, 博英社, 1995.
- 許昌秀, “韓國株式市場과 美國株式市場의 分散限界檢證에 관한 比較研究,” 經營學研究, 18, 1988년9월, pp.9-39.
- 許昌秀, “株式市場에서의 情報效率性,” 韓國證券學會 證券심포지움發表論文, 1987.
- Bhattacharya, S., and G.M. Constantinides, *Theory of Valuation*, Rowman & Littlefield Publishers, Inc., 1991.
- Board, J., G. Bulkeley, and I. Tonks, “A Cross-sectional Variance Bounds Test,” *Economic Letters*, 42, 1993, pp. 373-77.
- Box, G.E.P., and G.M. Jenkins, *Time Series Analysis Forecasting and Control*, [revised edition], San Francisco, Holden Day, 1976.
- Breeden, D.T., “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Financial Economics*, 7, 1979, pp. 265-96.
- Campbell, J.Y., and R.J. Shiller, “Cointegration and Tests of Present Value Models,” *Journal of Political Economy*, 95, October 1987, pp. 1062-87.
- Campbell, J.Y., and R.J. Shiller, “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends,” *Journal of Finance*, 43, 1988a, pp. 661-76.
- Campbell, J.Y., and R.J. Shiller, “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, 1, 1988b, pp. 195-228.
- Cochrane, J.H., “Explaining the Variance of Price-Dividend Ratios,” *Review of Financial Studies*, 5, 1992, pp. 243-80.

- Dicky, D.A., and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, 1979, pp. 427-31.
- Dokko, Y., "Dividend Smoothing and Stock Valuation: An Appraisal of Present Value Model Tests," 1993년 10월, 韓國財務學會 發表論文.
- Engle, R.E., and C.W.J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, 1987, pp. 251-76.
- Flavin, M., "Excess Volatility in the Financial Markets: A Reassessment of the Empirical Evidence," *Journal of Political Economy*, 91, 1983, pp. 929-56.
- Fuller, W.A., *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, N.Y., 1976.
- Gills, C., and S.F. LeRoy, "Econometric Aspects of the Variance-Bounds Tests : A Survey," *Review of Financial Studies*, 4, 1991, pp. 753-91.
- Granger, C.W.J., "The Typical Spectral Shape of an Economic Variable," *Econometrica*, 34, 1966, pp. 150-161.
- Granger, C.W.J., "Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, 16, 1981, pp. 121-130.
- Grossman, S.J., and R.J. Shiller, "The Determinants of the Variability of the Stock Market Prices," *American Economic Review*, 71, October 1981, pp. 222-27.
- Hansen, L.P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, 1982, pp. 1029-54.
- Hansen, L.P., and K.J. Singleton, "Generalized Instrumental Variables Estimators of Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 50, 1982, pp. 1269-86.
- Huang, Chao-Hsi, and L.H. Ederington, "Variance Bound Tests of Bond Market Efficiency," *Journal of Financial Research*, 16, Summer 1993, pp. 89-106.
- Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S., "Estimation and Hypotheses of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp. 1551-1580.
- Kleidon, A.W., "Variance Bounds Tests and Stock Price Valuation Models," *Journal of Political Economy*, 94, October 1986a, pp. 953-1001.
- Kleidon, A.W., "Bias in Small-Sample Tests of Stock Price Rationality," *Journal of Business*, 59, April 1986b, pp. 237-61.

- LeRoy, S.F., and W.R. Parke, "Stock Price Volatility: Tests Based on the Geometric Random Walk," *American Economic Review*, 82, September 1992, pp. 981-92.
- LeRoy, S.F., and R. Porter, "The Present Value Relation: Tests based on Implied Variance Bounds," *Econometrica*, 49, May 1981, pp. 555-674.
- Lucas, Jr., R.E., "Asset Prices in an Exchange Economy," *Econometrica*, 46, 1978, pp. 1429-45.
- Mankiw, N.G., D. Romer, and M.D. Shapiro, "An Unbiased Reexamination of Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, 40, July 1985, pp.677-88.
- Marsh, T.A., and R.C. Merton, "Dividend Variability and Variance Bounds Tests for the Rationality for the Stock Market Prices," *American Economic Review*, 76, June, 1986, pp.483-98.
- McDermott, C.J., "Excess Volatility: A Testing Strategy," *Economic Letters*, 44, 1994, pp. 35-41.
- McDonald, J.A., "On Estimating Stock Market Volatility: An Exploratory Approach," *Journal of Financial Research*, 18, 1995, pp. 449-463.
- Nelson, C.R. and C. Plosser, "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, 10, 1982, pp. 139-162.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Fractiles of the Asymptotic Distribution of the Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, 1992, pp. 461-472.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335-346.
- Phillips, P.C.B., "Understanding Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 33, 1986, pp. 331-340.
- Shiller, R.J., *Market Volatility*, MIT Press, Cambridge, MA., 1989.
- Shiller, R.J., "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *American Economic Review*, 71, June 1981, pp. 421-36.
- Timmermann, A., "Cointegration Tests of Present Value Models with A Time-Varying Discount Factor," *Journal of Applied Econometrics*, 10, 1995, pp. 17-31.
- West, R.F., "Bubbles, Fads, and Stock Price Volatility Tests: A Partial Evaluation," *Journal of Finance*, 43, January 1988, pp. 639-56.