

分散性 變化가 株價에 미치는 影響과 分散性的 平均回歸速度에 관한 實證的 研究

李商彬* · 玉基律**

〈요 약〉

본 연구는 미국과 일본의 株式市場을 연구대상으로 하여 주식시장에서의 分散性 變化的 時點을 찾고 이 分散性 變化가 株價에 미치는 影響과 分散性的 平均回歸速度에 대해 실증적으로 살펴보았다. 分散性的 比較구간을 월 단위, 주 단위 및 하루 단위로 하여 分散性이 變化한 시점을 찾고 이 변화 시점을 기준으로 하여 각 單位區間에서의 分散性 變化에 대한 株價의 반응을 분석하였다. 또한 각 단위구간별로 分散性이 變化한 時點이후로 이 分散性 變化 블럭 다음의 블럭에 대한 투자자의 반응도 살펴봄으로써 分散性 變化的 平均回歸過程(mean-reverting process) 및 평균으로의 회귀가 얼마나 빨리 되는가의 여부를 알아보았다.

分散性 增加나 分散性 減少와 같은 分散性 變化가 株價에 미치는 영향은 分散性 比較 구간의 長短期에 따라 다른 결과를 보였다.

I. 序 論

Shiller(1981a,b)와 LeRoy & Porter(1981)에 의하면 株價는 미래의 배당을 일정한 割引率로 자본화하는 現價模型에 의해 예측된 것보다 더 分散性(volatility)이 크다고 한다. 이러한 비일치성에 대한 해석으로 할인율이 비정체적(nonstationary)이라고 한다. Pindyck(1984)은 이러한 超過 分散性(excess volatility)은 危險의 變化에 의해 설명될 수 있고, 이는 또 위험프리미엄의 변화를 초래한다고 주장하였다. 최근에 들어 많은 연구들에서 밝혀졌듯이 株式市場에 있어서의 分散性, 즉 危險은 시간에 따라 변한다고 한다. French, Schwert & Stambaugh(1987)는 株式市場의 分散性을 예측가능한 分散性과 예측불가능한 分散性的의 두 가지 요소로 나누어 두 分散性和 실현화된 收益率과의 關係를 추정했다. 그들은 GARCH-M 모델로 예측가능한 分散性和 收益率은

* 韓國科學技術院 經營科學科, 副教授

** 韓國科學技術院 經營科學科, 研修 研究員(Post-Doctor Program)

양의 관계를 가지고 예측불가능한 分散性和 收益率은 음의 관계를 가진다는 것을 보였다. Haugen, Talmor & Torous(1991)에 의하면, French, Schwert & Stambaugh는 分散性的 變化가 월단위 전환점(monthly transition points)에서만 일어난다고 가정하였기 때문에, 만약 월단위가 아닌 다른 시점에서 분산성의 변화가 일어난다면 이는 株式市場 分散性的 측정치 뿐만 아니라 分散性和 收益率의 관계에 대한 추정치에 있어서도 오류를 초래할 수도 있다고 하였다. 그래서 그들은 하루하루 시점을 옮겨가면서 4주 전부터 그 시점까지의 분산과 그 시점부터 4주 후까지의 분산에 차이가 있는가를 살펴보고, 만약 차이가 있다면 그 시점을 분산성의 전환점으로 보고, 그 시점에서 4주 후까지의 수익률, 그리고 그 다음 4주간의 수익률에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보았다. 이들의 연구결과에 의하면, 分散性 增加의 경우, 분산성 전환점 바로 다음 4주간의 평균 수익률은 음의 값을 가지고, 그 다음 4주간의 평균 수익률은 양의 값을 가진다. 分散性 減少의 경우, 분산성 변화시점 다음 4주간의 평균 수익률은 양의 값을 가지고, 그 다음 4주간의 평균 수익률은 음의 값을 가진다. 그러나, 이들은 변화시점 전후로의 分散性 비교구간을 4주 단위로 함으로써 株式市場의 分散性 變化가 주식수익률에 미치는 效果를 보는 데에 있어서 상대적으로 길면서도 일정한 區間으로 가정하였다. Poterba & Summers(1986)는 株式市場에 있어서의 分散性 衝擊(volatility shock)은 너무 빨리 소멸되어 버리기 때문에 장기간 할인율(long-term discount rates)에 있어서의 變化를 초래할 수 없다고 하였다. 그렇다면 분산성의 변화는 상대적으로 긴 기간까지의 수익률에 영향을 미치지 않을 것이고 또 Haugen, Talmor & Torous가 분산성 변화의 비교구간을 상대적으로 긴 4주 단위로 한 것은 株式市場에 있어서의 투자자의 반응을 살펴보는 데 왜곡을 일으킬 수 있다.

Poterba & Summers가 밝혔듯이, 株式市場의 分散性은 빨리 소멸되기 때문에 그것이 株價에 미치는 영향은 상대적으로 짧은 기간에 한한다. 그래서 Haugen, Talmor & Torous가 4주 단위로 分散性的 變化와 그것이 株價에 미치는 영향을 추정한 것은 세 가지의 문제점을 지니고 있다. 첫째로, 분산성 變化를 비교하기 위해 4주 단위의 일별 자료의 그룹으로 비교하였기 때문에, 그 달내에서(within that month) 분산성의 변화가 일어났을 때(분산의 증가에서 감소나 혹은 감소에서 증가), 각 변화는 서로 상쇄되기 때문에 실제로 분산의 변화가 상대적으로 짧은 구간에서 일어났음에도 불구하고 이 분산의 변화시점을 포착하지 못하기 때문에 그들이 이용한 4주 단위의 분산성 변화시점 포착방법은 분산성 전환의 정도를 過小推定(underestimate)하는 오류를 범할 수 있다. 둘째로, 그들은 분산성 변화에 대한 株價의 반응도 4주 단위로 했기 때문에, 실제로 분산성 변화에 대한 株價의 반응이 짧은 기간내에서는 있었는데도 불구하고 이를 과소추정하는 오류를 범할 수도 있다. 셋째로, 그들은 분산성의

변화 시점을 포착하는 방법론으로 F 통계량을 이용한다. 그러나, 만약에 資料의 分布가 정규분포가 아닐 경우, 즉 日別 株價資料의 分布와 같이 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 가지고 또한 더 뾰족한 분포를 가진다면(leptokurtic rather than normal) F 통계량은 同分散의 歸無假說을 너무 자주 棄却한다. 그러므로 분산성 변화 정도를 過大推定(overestimate)할 수 있다.

본 연구는 이러한 問題點을 해결하고 또한 Poterba & Summers의 結論에 기초하여 분산성 변화의 비교구간을 월 단위, 주 단위, 일 단위의 세 가지로 나누고 또한 각 분산성 변화에 따른 株式市場의 반응도 세 가지 구간형태로 나누어 분산성변화가 변화시점 바로 다음 블럭(block)에서의 수익률 및 그 다음 블럭의 收益率에 어떠한 영향을 미치는가를 살펴본다. 이렇게 세 가지 구간으로 나누어 살펴보는 것은 세 가지 측면에서 주식시장을 이해하는데 도움을 준다. 첫째로, 만약에 分散性의 變化가 割引率에 영향을 주면 이는 株價에 영향을 주게 된다. Poterba & Summers는 分散性 衝擊(volatility shocks)은 빨리 소멸되어 버리기 때문에 장기간 할인율에는 영향을 주지 않는다고 했다. 그러면, 長期 株式收益率(long holding-period returns)에도 영향을 미치지 않을 것이다. 그래서 본 연구에서는 분산성 변화 비교 구간을 장기, 중기, 단기의 세 구간으로 나눔으로써 주식시장 분산성 변화의 효과가 주식시장에서 어느 정도의 기간까지 영향을 미치는가를 알 수 있다. 둘째로, 분산성 변화 블럭 다음의 블럭에 있어서의 株價의 반응을 세 구간에 따라 살펴봄으로써, 투자자가 각 區間에 따른 分散性 變化가 있었다는 것을 알고 계속해서 그 변화된 分散의 水準이 미치는 영향이 장기, 중기, 혹은 단기의 어느 기간까지 반응하는가를 살펴볼 수 있다. 이는 Scott (1987), Merville & Pieptea(1989) 그리고 Poterba & Summers(1986) 등이 實證分析한 分散性에 대한 平均回歸過程(mean-reverting process) 및 평균으로의 회귀가 얼마나 빨리 되는가의 여부를 간접적으로 살펴볼 수 있다. 즉, 만약에 어느 특정구간에서 分散性이 增加쪽으로 포착되었을 때 이 분산성의 증가가 계속해서 다음 블럭까지 유지된다고 시장에서 반응했을 경우에는, 분산성의 증가는 危險의 增加이므로 위험 프리미엄의 증가를 초래해서 높은 收益率을 기대할 것이므로 분산성 변화 블럭 다음의 블럭의 株價는 增加할 것이고, 분산성의 증가가 곧 평균으로 회귀한다고 시장에서 반응하면 분산성 변화는 이 블럭의 株價에 영향을 미치지 않을 것이다. 그러므로 본 연구에서는 분산성 변화의 단위구간을 월 단위, 주 단위, 일 단위의 세 가지로 나눔으로써, 분산성 변화의 평균회귀의 속도를 간접적으로 알 수 있다. 셋째로, 本研究에서는 미국의 주식시장 뿐만 아니라 일본의 주식시장도 연구대상으로 선정하고 있기 때문에 두 나라에 있어서 투자자의 반응을 비교해 볼 수 있다.

本研究의 구성과 대략적인 내용을 살펴보면 다음과 같다. 제 II장에서는 본 연구의

분석대상이 되는 미국과 일본의 주가지수의 출처와 주가지수수익률의 統計的 特性에 대해 알아본다. 제 III장에서는 월별 단위 및 주별 단위의 分散性 變化 時點을 찾는 方法論과 월별 단위의 분산성 변화 시점을 찾는 方法論을 설명한다. 제 IV장에서는 分散性 變化 時點을 찾아 分散性 變化가 株價에 미치는 영향을 실증분석한 후 이에 대한 經濟的 解釋에 대해 언급한다. 마지막으로 제 V장에서는 結論을 언급한다.

II. 資料 및 그 統計的 特性

株式市場에 있어서의 分散性 變化가 株價에 미치는 효과를 알아보기 위해서 미국과 일본의 株式市場을 연구대상으로 하였다. 각 나라별로 1971년부터 1990년까지의 20년에 걸친 월별 주가지수자료를 이용한다. 연구를 위해 사용된 지수는 미국의 경우 S&P 株價指數이고 일본은 Nikkei 株價指數로 資料의 出處는 Financial Times와 Asian Wall Street Journal이었다.

주가지수의 수익률은 당일지수 對 전날지수의 비의 자연로그로 정의한다. 즉, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, 여기에서 P_t 는 t 일의 주가지수이다. 월별 자료와 같은 짧은 기간에서는, 이러한 收益率의 정의는 算術 株式收益率과 거의 같다.

<표 1>에서 연구대상인 미국과 일본의 1971년부터 1990년까지의 20년간에 걸친 월별 주가지수수익률에 대한 특성을 알아본다. <표 1>은 이들 나라의 20년에 걸친 주가지수수익률의 平均, 標準偏差, 歪度(skewness), 尖度(kurtosis), 下位 5개 收益率과 上位 5개 收益率과 그 일시, 自己相關, 및 Bera-Jarque 統計值를 제시하고 있다. 1971년부터 1990년까지의 최근 20년간에 걸친 우리의 표본내에서는 收益率/分散 次元에서 본다면 일본의 주식시장이 미국의 주식시장보다 더 우월하다. <표 1>은 하위 5개 수익률과 상위 5개 수익률, 그리고 그 수익률의 일시를 보여준다. 예상한 대로 가장 낮은 수익률은 미국과 일본 모두 다 1987년 10월의 株價波動日(일명, 검은 월요일)이다. 미국은 10월 19일이었고, 일본은 미국보다 시간이 빠르기 때문에 10월 20일이었다. 가장 수익률이 높은 날은 미국의 경우 주가파동일 바로 다음날이었으나, 일본의 경우는 1990년 10월 2일로 무려 12.43%의 수익률을 기록했다. 일본의 경우는 주가파동일 다음 날에 8.89%의 收益率 增加를 기록했다. 관심을 가질만한 재미있는 사실은 미국의 경우 하위 5개 수익률 중 3개, 그리고 상위 5개 수익률 중 3개가 1987년 10월 중에 일어났다는 것이다. 그리고 하위 5개 수익률 중 나머지 2개는 모두 1987년 이후이다. 상위 수익률 나머지 두개 중 하나는 1987년 12월이고, 또 하나는 1982년 8월으로서

하위 5개 수익률과 상위 5개 수익률 10개 중 1개를 제외하고는 모두 1987년과 그 이후로서 이는 미국의 株式市場이 최근에 들어서 크게 변동하고 있다는 것을 보여준다.

〈표 1〉 株價指數收益率의 統計的 特性

통계치	나라	미 국	일 본
표본기간		1971-1990	1971-1990
표본수		5052	5626
평균		.028%	.044%
표준편차		.0099	.0092
하위 5개 수익률		- .2280(87.10.19)	- .1614(87.10.20)
		- .0864(87.10.26)	- .0799(71. 8.16)
		- .0702(88. 1. 8)	- .0684(72. 6.24)
		- .0631(89.10.13)	- .0683(90. 4. 2)
		- .0530(87.10.16)	- .0612(71. 8.19)
상위 5개 수익률		.0903(87.10.20)	.1243(90.10. 2)
		.0573(87.12.14)	.0889(87.10.21)
		.0481(87.10.29)	.0548(88. 1. 6)
		.0478(87.10.20)	.0537(87. 5.14)
		.0476(82. 8.17)	.0526(90. 8.15)
자기상관			
ρ_1		.1089	.0881
ρ_2		- .0317	- .0607
ρ_3		- .0162	.0220
ρ_4		- .0303	- .0043
ρ_5		.0200	.0069
ρ_6			- .0288
표준오차		.0143	.0134
왜도		-2.4103	- .9534
첨도		60.0298	31.5514
Bera-Jarque 값		763444.57	234211.96

일본의 경우는 하위 5개 수익률 중 2개 만이 1987년 이후이고 나머지 3개는 1970년대 초반이다. 그리고, 상위 5개 수익률 모두 87년 이후로서 이는 일본의 계속된 經濟成長의 결과로 株式市場이 최근에 들어서 上昇勢를 타고 있다는 것을 보여준다. 自己相關係數의 추정치는 미국의 경우 주 5일 거래이고 일본의 경우 주 6일 거래이기 때문에 나라별로 각 주 거래일에 따라 5차, 6차까지 自己相關係數를 추정했다. 미국과 일본의 주가지수 수익률의 자기상관을 보면, 일차 자기상관과 이차 자기상관에서 有意的이다. 왜도는 그 分布의 對稱度를 의미하며, 첨도는 분포의 뾰족한 정도(peakness)와 꼬리부분의 두터운 정도(thickness)에 의해 값이 달라진다. 분포의 正規性(normality)에 대한 많은 검정방법은 이러한 왜도와 첨도의 추정치가 0에서 얼마나 떨어져 있느냐 하는 것에 근거를 둔다. Bera & Jarque(1981)에 의해 제안된 Bera-Jarque 검정방법은 왜도와 첨도의 추정치가 0과 얼마나 유의적으로 다른가를 검정하는 結合檢定方法(joint test)이다. 분포가 정규성을 따른다는 歸無假說下에서 Bera-Jarque 통계량은 점근적(asymptotic) 카이제곱(chi square)분포를 따른다. <표 1>에서의 Bera-Jarque 통계치를 보면, 미국과 일본의 주가지수수익률의 정규성 가설은 유의적으로 棄却된다.¹⁾ 일별 주가지수수익률이 정규분포를 따르지 않는다는 것은 많은 연구결과에 의해 잘 알려진 사실이다.

III. 方法論

1. 月 單位 및 週 單位의 分散性 變化時點을 찾는 方法論

Wichern, Miller & Hsu(1976)(이후로 WMH)는 시계열 자료에서 분산의 변화점을 찾는 方法論을 제안했다. 그들은 분산의 변화가 빈번하지는 않지만 몇 곳에서 일어난다고 가정하고, 만약 분산이 자료의 어떤 그룹내에서는 一定하다고 할때 그 다음 그룹과 비교함으로써 統計的으로 分散의 變化點을 찾을 수 있다고 하였다. 그들은 분산의 변화점을 찾는 데 있어서 자료의 분포를 정규분포를 따른다고 가정하고 앞 그룹과 뒷 그룹의 분산을 F 통계량을 이용하여, 그 추정값이 통계적으로 유의적이면 分散性에 變化가 있다고 본다. 그러나, Brown & Forsythe(1974)는 만약에 자료의

1) 分布의 正規性을 檢定하는 또 다른 보편적인 檢定方法은 Kolmogorov-Smirnov 검정방법과 Shapiro-Wilk 검정방법을 들 수 있다.

분포가 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 가지고 또한 더 뾰족한 분포(leptokurtic rather than the normal)를 가진다면 F 통계량은 同分散의 歸無假說을 너무 자주 棄却한다는 것을 模擬實驗(simulation study)를 통해서 보였다. 미국과 일본의 주가지수 수익률의 분포는 정규분포를 따르지 않고 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 가지고 더 뾰족한 분포를 가진다는 것은 <표 1>의 결과에 의해 이미 설명되었다. 그래서 이 연구에서는 修正된 WMH 方法論을 이용하여 分散性的 變化時點을 포착한다.

먼저 자료가 평균 0을 가지는 N개의 標本 (R₁, ..., R_N)을 가정하자. 그리고 각 n(<N)개의 觀察值를 가지는 일련의 자료블럭을 일별수익률 자료를 하나씩 옮겨가면서 형성하자.

$$\{R_{1i}, R_{2i}\} \quad i = 0, 1, \dots, N-2n$$

여기에서 $R_{1i} = (R_{i+1}, \dots, R_{i+n}), R_{2i} = (R_{i+n+1}, \dots, R_{i+2n})$

Var(R₁)은 앞 블럭의 분산이고 Var(R₂)를 뒤 블럭의 분산이라고 할 때 歸無假說은 H₀ : Var(R₁)=Var(R₂)이다. R_{ij}(i=1(앞블럭), i=2(뒤블럭))를 i그룹의 j번째 자료라고 하자. 이럴 때,

$$Z_{ij} = |R_{ij} - R_{i.}|, \text{ 여기서 } R_{i.} = \sum_j R_{ij} / N_i$$

$$W = \sum_i N_i (Z_{i.} - Z_{..})^2 / [\sum_i \sum_j (Z_{ij} - Z_{i.})^2 / \sum_i (N_i - 1)], \tag{1}$$

여기에서 $Z_{i.} = \sum_j Z_{ij} / N_i$ 이고, $Z_{..} = \sum_i \sum_j Z_{ij} / \sum_k N_k$

R_{ij}가 서로 독립이고 동일한 분포를 가진다는 가정하에서 통계량 W는 점근적으로 (asymptotically) F(1, ∑_i(N_i-1)) 분포를 따른다. Brown & Forsythe(1974)는 평균 R_{i.}를 切捨平均(trimmed mean)으로 바꿈으로써 수정 Levene 통계량을 제시하였다.²⁾ 절사 평균을 사용하는 이유는 자료 중에 특이값(outlier)에 의해 야기되는 歪曲된 結果를 防止하기 위해서이다. 이 연구에서는 Brown & Forsythe에 의해 제안된 10% 절사 평균을 계산하여 사용한다. Brown & Forsythe는 修正 Levene 檢定方法은 자료의 분포가 정규분포보다 더 뾰족하고 두터운 특성을 가지는 이러한 자료에 適切(robust)하다고 밝혔다. 수정 Levene 방법을 이용한 수정된 WMH 방법론을 이용하기 위해

2) 관측값의 양쪽에서 일정비율 α의 極端值(extreme value)를 버린 나머지 관측값들의 평균을 100 α% 切捨平均이라 한다.

자료의 불력을 형성하는 데 있어서 미국의 경우는 月別 單位 區間의 경우 $n=22$ 로 두었고 일본의 경우는 $n=25$ 이었다. 그리고 週別 單位 區間의 경우 미국은 $n=5$ 로 했고 일본은 $n=6$ 을 이용했다. 이는 미국의 경우 토요일에는 거래가 없고 일본의 경우는 1983년 8월 이전에는 토요일 오전은 주식시장에서 거래가 이루어졌기 때문이다.³⁾

2. 하루단위 分散性 變化時點을 찾는 方法論

하루단위의 分散性 變化時點을 포착하기 위해서는 먼저 日別 分散性을 측정해야 한다. 이 연구에서는 日別 分散性을 구하기 위해 Schwert(1989)의 방법론을 이용한다.

$$R_t = \mu + \sum_{j=1}^K \hat{\beta}_j R_{t-j} + \hat{\varepsilon}_t \quad (2)$$

$$\sigma_t = (\pi/2)^{1/2} |\hat{\varepsilon}_t| \quad (3)$$

여기에서 R_t 는 t 기에 있어서의 실제 收益率이다. Schwert의 방법에 따라 식 (2)에서와 같이 t 기 전의(lagged) 收益率을 독립변수로 하여 回歸分析을 행하여 그 잔차를 추정한다.⁴⁾ 여기에서 미국의 경우는 $K=5$ 이고, 일본의 경우는 $K=6$ 이다. 잔차를 추정하여 이 잔차의 절대치에 $(\pi/2)^{1/2}$ 를 곱하면, 이 추정치는 t 기에 있어서의 주식수익률의 표준편차가 된다. Schwert에 의하면 이 추정치는 收益率의 條件 分布(conditional distribution)가 正規分布를 따를 때 불편추정량이 된다. 이 推定值를 이용하여 다음과 같이 하루 단위의 分散性 變化 時點을 찾는다.

먼저 식 (2)와 (3)에서 구한 日別分散性을 이용하여 t 기에서의 분산성 σ_t 과 $t-1$ 기에서의 분산성 σ_{t-1} 과의 차이를 $V_t = \sigma_t - \sigma_{t-1}$ 로 둔다.

3) 일본의 株式市場에 있어서 토요일의 去來 與否는 時期에 따라 다소 복잡하다. 1983년 8월 이전에는 매주 토요일 거래가 이루어졌고, 1983년 8월부터 1986년 7월까지의 각 달의 둘째 토요일만 거래가 없었다. 1986년 8월부터 1989년 1월까지의 각 달의 둘째, 셋째 토요일을 제외한 토요일에는 거래가 있었고, 1989년 2월부터는 미국과 같이 토요일에는 거래가 이루어지지 않고 있다.

4) 이 研究에서는 分散이 一定하지 않을 때(heteroskedastic), 이를 修正한 最小자승법을 이용한 回歸分析을 행한다. 이 방법은 OLS을 이용했을 경우 極端值(outlier)에 의해 야기될 수 있는 推定值의 편기문제를 해결해 준다. 자세한 설명은 White(1980)나 RATS 3.0 (p. 5-4)을 참조.

$$\text{Var}(V_i) = \frac{\sum_{i=1}^T (V_i - V_{\text{mean}})^2}{(T-1)} \quad (4)$$

여기에서 $V_{\text{mean}} = \sum_{i=1}^T V_i / T$ 이고, T 는 V_i 의 갯수이다.

식 (4)에서 구한 $\text{Var}(V_i)$ 를 이용하여 V_i 가 正規分布를 따른다고 가정했을 때, 일별 분산성 변화시점은 分散性 變化가 없다는 歸無假說下에서 아래와 같이 추정한다.

$$\Pr\{V_{\text{mean}} - m(\text{Var}(V_i))^{1/2} < V_i < V_{\text{mean}} + m(\text{Var}(V_i))^{1/2}\} = 1 - \alpha \quad (5)$$

그래서 만약에 t 시점에서 V_i 가 $V_{\text{mean}} + m(\text{Var}(V_i))^{1/2}$ 보다 크면 t 시점에서 분산성이 증가했다고 보고, V_i 가 $V_{\text{mean}} - m(\text{Var}(V_i))^{1/2}$ 보다 작으면 t 시점에서 분산성이 감소했다고 본다. 이 연구에서는 $m=1.645(\alpha=10\%)$ 로 두어 분산성의 변화시점을 찾는다.

IV. 實證分析結果 및 解釋

1. 分散性 變化의 頻度

주식시장의 分散性의 變化가 株價에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위해, 먼저 각 구간에 따른 분산성 변화의 빈도를 알아본다. 5% 유의수준에서 수정된 WMH 방법론을 이용하여 분산성 변화 시점을 찾은 결과, 미국의 경우는 月別 單位 구간의 경우 분산성 증가가 227시점이 있었고 분산성 감소는 128시점이 있었다. 일본의 경우는 분산성 증가가 575시점이었고 분산성 감소는 582시점이 있었다. 週別 單位의 경우 미국은 분산성 증가가 161시점이 있었고 분산성 감소가 173시점이 있었다. 일본은 분산성 증가가 266시점이 있었고 분산성 감소는 276시점이 있었다.

月別 單位 區間이나 週別 單位 區間の 경우에는 수정된 WMH 방법론을 사용할 경우 하루 하루 시점을 옮겨가면서 분산성 변화 시점을 포착하기 때문에, 하나의 사건으로 인해 分散性 變化가 일어났는 데도 불구하고 그 사건이 겹쳐진 자료 블럭내에서(within overlapping data blocks) 일어났을 경우 계속해서 分散性 變化가 일어난 것처럼 分散性 變化의 時點을 잘못 선정하게 된다. 그러므로 다음과 같은 분산성 변화 시점에 대한 選別 過程(screening procedure)이 필요하다. 겹쳐진 자료 블럭내에서 동일한 변화(分散性 增加에서 分散性 增加, 혹은 減少에서 減少)가 일

〈표 2〉 月別區間을 變化時點으로 했을 때 인지된 分散性的 變化

分散性 增加				
	期間	變化數	앞블럭의 平均分散性	뒷블럭의 不均分散性
미국	1971-1990	34	.0061	.0118
	1971-1980	20	.0058	.0095
	1981-1990	14	.0065	.0151
일본	1971-1990	47	.0049	.0108
	1971-1980	27	.0047	.0099
	1981-1990	20	.0052	.0119
分散性 減少				
미국	1971-1990	29	.0128	.0066
	1971-1980	16	.0100	.0059
	1981-1990	13	.0161	.0075
일본	1971-1990	52	.0111	.0052
	1971-1980	30	.0106	.0053
	1981-1990	22	.0119	.0051

어났을 경우 이는 하나의 事件에 의해 분산성 변화가 일어났다고 보고 겹쳐진 자료 블럭내에서 修正 Levene 統計値가 가장 큰 시점에서 분산성 변화가 일어난 것으로 한다. 그러나 자료 블럭 밖에서 일어난 동일한 변화는 다른 사건에 의해 分散性 變化가 일어났다고 보고 分散性 變化 시점에 포함한다. 이러한 選別 過程을 거친 분산성 변화의 시점의 수와 변하기 전의 평균분산성과 변화 시점후의 평균분산성은 月別 區間의 경우 〈표 2〉에 나타나 있고 週別 區間의 경우는 〈표 3〉에 나타나 있다. 月別 區間을 자료 블럭으로 했을 경우, 선별과정을 거친 후에 미국의 주식시장에서는 분산성 증가가 선별과정을 거치기 전에는 227개 시점에서 분산성 증가가 일어난 것으로 추정되었는데 선별과정 후에는 34개 시점으로 크게 감소하였고 분산성 감소는 128개에서 29개 시점으로 감소하였다. 일본의 경우는 분산성 증가 시점이 575개에서 47개로 분산성 감소 시점은 582개에서 52개로 크게 감소하였다. 그러므로 分散性 變化

〈표 3〉 週別區間을 變化時點으로 했을 때 인지된 分散性的 變化

分散性 增加				
	期間	變化數	앞블럭의 平均分散性	뒷블럭의 不均分散性
미국	1971-1990	109	.0039	.0108
	1971-1980	49	.0038	.0105
	1981-1990	60	.0039	.0110
일본	1971-1990	139	.0035	.0100
	1971-1980	74	.0032	.0087
	1981-1990	65	.0039	.0116
分散性 減少				
미국	1971-1990	114	.0110	.0038
	1971-1980	56	.0099	.0035
	1981-1990	58	.0121	.0040
일본	1971-1990	136	.0102	.0036
	1971-1980	77	.0094	.0033
	1981-1990	59	.0112	.0040

時點에 대한 선별과정은 올바른 분산성 변화 시점을 찾는 데 꼭 거쳐야 할 단계임을 알 수 있다. 20년에 걸친 標本期間을 10년씩 두 기간으로 나누었을 경우에는 分散性 變化的 頻度數는 미국과 일본 두 나라 모두 다 1970년대가 1980년대보다 더 많았다. 그러나 변화 전과 후의 평균 분산성은 1980년대가 더 높았다. 週別 區間을 자료 블럭으로 했을 경우, 선별과정을 거친 후에 미국의 주식시장에서는 분산성 증가가 161개 시점에서 109개로 감소했고 분산성 감소는 173개에서 114개로 감소했다. 일본의 경우는 분산성 증가 시점이 266개에서 139개로, 분산성 감소는 276개에서 136개로 감소하였다. 20년에 걸친 표본기간을 10년씩 두 기간으로 나누었을 경우에는 분산성 변화의 빈도수는 일본의 분산성 증가의 경우를 제외하고는 미국과 일본 두 나라 모두 다 1970년대가 1980년대보다 더 많았다. 역시 변화 전과 후의 平均 分散性은 週別 區間으로 했을 경우에도 1980년대가 더 높았다.

〈표 4〉 日別區間을 變化時點으로 했을 때 인지된 分散性的 變化

分散性 增加				
	期間	變化數	앞블럭의 平均分散性	뒷블럭의 不均分散性
미국	1971-1990	177	.0051	.0330
	1971-1980	69	.0049	.0301
	1981-1990	108	.0051	.0348
일본	1971-1990	169	.0076	.0358
	1971-1980	74	.0064	.0327
	1981-1990	95	.0086	.0383
分散性 減少				
미국	1971-1990	185	.0331	.0064
	1971-1980	65	.0304	.0056
	1981-1990	120	.0346	.0069
일본	1971-1990	164	.0371	.0090
	1971-1980	70	.0329	.0077
	1981-1990	94	.0402	.0099

日別 單位 구간의 경우 식 (2)와 (3)을 통해 日別 分散성을 구한 후 이들의 차 V_i 를 구하여 그것이 $V_{\text{mean}} + 1.645(\text{Var}(V_i))^{1/2}$ 보다 크면 分散性 增加 時點으로 보고 $V_{\text{mean}} - 1.645(\text{Var}(V_i))^{1/2}$ 보다 작으면 分散性 減少 時點으로 본다. 이러한 절차를 통해 日別 分散性 變化 時點을 찾은 결과, 미국의 경우는 분산성 증가가 188개였고 분산성 감소는 195개 시점이었다. 일본의 경우는 분산성 증가가 140개 시점이었고 분산성 감소는 143개 시점이었다. 20년에 걸친 표본기간을 10년씩 두 기간으로 나누었을 경우에는 日別 分散性 變化的 頻度數는 月別 區間과 週別 區間的 결과와는 반대로 미국과 일본 두 나라 모두 다 1980년대가 1970년대보다 더 많았다. 이러한 결과는 미국과 일본의 주식시장이 1980년대가 1970년대에 비해 월별 단위 구간이나 주별 단위 구간에 비해 상대적으로 日別 分散性的 變動이 많았다는 것을 의미한다. 그러나 여전히 변화 전과

후의 平均 分散性은 월별 구간을 이용했을 경우와 주별 구간을 이용했을 경우와 같이 1980년대가 1970년대에 비해 더 높았다.

2. 分散性의 變化와 株價와의 關係

앞에서는 세 가지 區間에 따른 分散性의 變化와 분산성 변화 시점 전후의 平均 分散性을 살펴보았다. 여기에서는 분산성의 변화가 株價에 어떠한 影響을 미치는가를 알아본다.

앞에서 언급했듯이 Shiller(1981)와 LeRoy & Porter(1981)는 株價는 미래의 배당을 일정한 割引率로 자본화하는 現가모형에 의해 예측된 것보다 分散性이 더 크다고 했다. 이러한 超過 分散性에 대한 해석으로 割引率이 비정제적(nonstationary)이라고 한다. 만약에 分散性의 變化가 割引率에 영향을 준다고 한다면 분산성 변화가 일어나는

〈표 5〉 月別區間的 分散性 變化에 대한 투자자의 반응

	分散性 增加			分散性 減少		
	사건수	첫째블럭	둘째블럭	사건수	첫째블럭	둘째블럭
미국						
1971-1990	34	-.010% (.798)	-.039% (.500)	29	.064% (.316)	.040% (.268)
1971-1980	20	-.023% (.672)	-.028% (.606)	16	.111% (.036)*	.037% (.434)
1981-1990	14	.009% (.862)	-.055% (.654)	13	.005% (.971)	.044% (.459)
일본						
1971-1990	47	.060% (.009)*	-.042% (.254)	52	-.036% (.156)	.118% (.000)*
1971-1980	27	.041% (.173)	-.038% (.317)	30	-.038% (.252)	.104% (.002)*
1981-1990	20	.086% (.017)*	-.046% (.513)	22	-.033% (.413)	.138% (.000)*

주) 1. 괄호안의 숫자는 p 값(p-value)임.

2. * : 10% 유의수준

그 구간내에서는 分散性 變化의 방향과 반대방향으로 株價가 반응할 것이라고 기대할 수 있다. 즉 분산성이 증가하면 위험이 증가하여 투자자의 요구수익률(required rate of return)을 증가시키게 되어 결국 주가는 떨어지게 된다. 그리고 투자자들이 높은 분산성이 계속해서 유지된다고 예상한다면 그들은 높은 기대수익률을 요구할 것이다. Poterba & Summers(1986)는 분산성 충격(volatility shock)은 빨리 소멸되어 버리기 때문에 장기간 할인율에는 영향을 주지 않는다고 했다. 그러면, 분산성 변화가 장기간 주식수익률(long holding-period returns)에는 영향을 미치지 않을 것이다. 그래서 본 연구에서는 장기, 중기, 단기의 세 구간 단위로 나눔으로써 株式市場 分散性 變化의 효과가 株式市場에서 어느 정도의 기간까지 영향을 미치는가를 알 수 있다. <표 5>, <표 6>과 <표 7>은 月別 區間의 분산성 변화에 대한 주가의 반응과 週別 및 日別 區間의 분산성 변화에 대한 주가의 반응에 대한 결과를 보여준다. 이 연구에서는 分散性 變化에 대한 투자자의 반응을 세 블럭으로 나눈다. 첫째 블럭은 분산성이

<표 6> 週別區間의 分散性 變化에 대한 투자자의 반응

	分散性 增加			分散性 減少		
	사건수	첫째블럭	둘째블럭	사건수	첫째블럭	둘째블럭
미국						
1971-1990	109	-.035 % (.362)	-.021 % (.656)	114	.122 % (.001)*	.056 % (.214)
1971-1980	49	-.090 % (.176)	-.092 % (.135)	56	.115 % (.015)*	.050 % (.434)
1981-1990	60	.010 % (.822)	-.038 % (.575)	58	.130 % (.023)*	.062 % (.336)
일본						
1971-1990	139	.034 % (.202)	-.094 % (.017)*	136	.040 % (.248)	.108 % (.000)*
1971-1980	74	.018 % (.619)	-.072 % (.148)	77	.042 % (.340)	.128 % (.000)*
1981-1990	65	.052 % (.186)	-.119 % (.057)*	59	.037 % (.507)	.082 % (.041)*

주) 1. 괄호안의 숫자는 p 값(p-value)임.

2. * : 10% 유의수준

변하기 전의 블럭(한 블럭 당 월별 구간일 경우 한 달, 주별 구간일 경우 한 주, 그리고 일별 구간일 경우는 하루)이고, 둘째 블럭은 分散性이 변한 직후의 블럭이고 셋째 블럭은 그 다음 블럭이다. <표 5>와 <표 6>을 보면 分散性 變化에 대한 투자자의 반응이 두 블럭으로 나누어져 있다. 여기에서는 첫째 블럭과 둘째 블럭의 주가 반응에 대해 살펴본다. 日別 區間일 경우에는 블럭이라기 보다는 블럭 자체가 하루이기 때문에 분산성 변화 전날을 t-1로 표기하고 분산성 변화 날을 t로 표기한다.

<표 5>에는 月別 單位 區間의 分散性 變化에 대한 분산성 변화 시점 전후의 한 달간의 평균 주식수익률과 각각의 평균 주식수익률이 0이라는 歸無假說을 검정하는 t 통계량의 p값(p-value)를 보여준다. 分散性 增加의 경우를 보면, 미국의 경우 분산성 증가 시점 바로 다음 블럭(둘째 블럭)의 평균 주식수익률은 그것이 0이라는 歸無假說을 기각하지 못한다. 그리고 20년간의 전기간을 임의로 10년씩의 기간으로 나누어서 살펴본 결과도 비유의적이다.⁵⁾ 이러한 결과는 分散性이 增加했다 하더라도 이 분산성 증가가 투자자의 要求收益率인 割引率에는 영향을 미치지 않았다는 것을 의미한다. 일본의 경우도 分散性 增加에 대한 株價의 反應이 비유의적인 결과를 나타내고 있다. 分散性 減少의 경우를 보면, 미국의 경우는 전구간에 걸쳐 비유의적인 결과를 보이는 반면, 일본의 경우는 전구간에 걸쳐 유의적인 결과를 보인다. 이는 分散性의 減少가 투자자의 割引率을 감소시켜 株價가 올라갔다는 것을 의미한다.

<표 6>은 週別 單位 區間의 分散性 變化에 대한 분산성 변화 시점 전후의 한주간의 평균 주식수익률과 그것이 0이라는 歸無假說을 검정하는 t 통계량의 p값(p-value)를 보여준다. 분산성 증가의 경우를 보면, 미국의 경우 분산성 증가 시점 바로 다음 블럭(둘째 블럭)의 평균 주식수익률은 月別 單位 區間의 결과와 마찬가지로 비유의적인 결과를 보인다. 그리고 10년 구간으로 나누어서 살펴본 결과도 비유의적이다. 이러한 결과는 週別 單位의 分散性이 增加했다 하더라도 이 분산성 증가가 투자자의 요구 수익률인 割引率에는 영향을 미치지 않았다는 것을 의미한다. 일본의 경우에는 月別

5) 1970년대의 월별 구간을 이용한 본 연구는 분산성 증가가 株價에 아무런 영향을 미치지 않았다는 결과를 나타내고 있는 데에 반해, Haugen, Talmor & Torous(1991)는 분산성 증가가 주가에 유의적인 영향을 미친다는 결과를 보였다. 이러한 결과는 분산성 변화 시점을 찾는 방법론의 차이와 방법론을 사용하는 데에 있어서 유의수준의 차이에 다소 기인한다고 할 수 있다. 앞서 언급했듯이 Haugen, Talmor & Torous는 분산성 변화 시점을 찾는 데에 있어서, 자료가 정규분포를 따르지 않을 때 동분산의 귀무가설을 너무 자주 기각하는 F 통계량을 사용하였고 본 연구에서는 자료의 非正規性에 적절한 수정 Levene 방법을 이용한 수정 WMH 방법을 사용하였다. 그리고 분산성 변화 시점을 식별하는 유의수준을 Haugen, Talmor & Torous는 1% 유의수준으로 하였고 본 연구에서는 5% 유의수준으로 하였다.

〈표 7〉 日別區間的 分散性 變化에 대한 투자자의 반응

	分散性 增加			分散性 減少		
	사건수	t-1	t	사건수	t-1	t
미국						
1971-1990	177	-.066% (.198)	-.024% (.921)	185	.208% (.382)	.043% (.498)
1971-1980	69	-.117% (.091)*	.236% (.436)	65	.220% (.488)	-.016% (.869)
1981-1990	108	-.032% (.648)	-.190% (.583)	120	.201% (.536)	.075% (.366)
일본						
1971-1990	169	-.175% (.016)*	-.683% (.008)*	164	-.042% (.878)	.166% (.068)*
1971-1980	74	.192% (.038)*	-.645% (.054)*	70	.092% (.793)	.022% (.846)
1981-1990	95	-.161% (.134)*	-.712% (.061)*	94	-.141% (.725)	.274% (.043)*

주) 1. 괄호안의 숫자는 p 값(p-value)임.

2. * : 10% 유의수준

單位 區間的 결과와는 달리 分散性 增加에 대한 株價의 반응이 음의 방향으로 유의적인 결과를 나타내고 있다. 주식수익률이 음의 방향으로 나왔다는 것은 일본의 경우는 미국과 달리 週別 單位의 분산성 증가의 경우 주식시장에서 투자자들이 할인율을 증가시키는 방향으로 수정함으로써 이 수정된 할인율로 인해 株價가 내리게 되었다는 것을 의미한다. 앞에서 언급했듯이 株價의 分散性 衝擊은 시장에서 빨리 소멸되어 버리기 때문에 장기 할인율에는 영향을 주지 않는다. 그러므로 일본과 같은 주식시장의 경우는 月別單位의 分散性 增加에 대해서는 株價의 반응을 볼 때 割引率에 영향을 주지 않았는 데에도 불구하고 週別 單位로 했을 경우에는 유의적으로 株價가 減少한 것으로 나온 것을 볼 때, Haugen, Talmor & Torous(1991)와 같이 月別 單位 區間만으로 분산성의 변화와 株價와의 관계를 보는 것은, 分散性的 變化가 단기간에 걸쳐 株價에 영향을 미쳤는 데에도 불구하고 株價가 반응하지 않은 것처럼 歪曲된 결과를 초래할 수 있다. 分散性 減少의 경우를 보면, 미국의 경우는 月別 單位 區間을 이용한 결과와 마찬가지로 전구간에 걸쳐 비유의적인 결과를 보이고, 일본의 경우는 전구간에 걸쳐

유의적인 결과를 보인다. 이는 일본의 경우 分散性的의 減少가 투자자의 割引率을 감소시켜 株價가 올라갔다는 것을 의미한다.

日別 單位 區間의 분산성 변화에 대한 분산성 변화 시점 전과 후의 평균 주식 수익률과 그것이 0이라는 歸無假說을 검정하는 t 통계량의 p값(p-value)은 <표 7>에서 보여준다. 分散性 增加의 경우를 보면, 미국의 경우 분산성 증가시의 평균 주식수익률은 월별 단위 구간, 주별 단위 구간과 마찬가지로 전기간에 걸쳐 비유의적인 결과를 보인다. 일본의 경우는 주별 단위 구간의 결과보다 分散性 增加에 대한 株價의 反應이 음의 방향으로 더 유의적인 결과를 보이고 있다. 分散性 減少의 경우를 보면, 미국의 경우는 전기간에 걸쳐 비유의적인 결과를 보인다. 일본의 경우는 앞선 두 다른 단위 구간의 결과와 같이 유의적인 결과를 보인다. 이는 일본의 경우 일별 단위의 분산성의 감소는 투자자의 割引率을 감소시켜 株價가 올랐다는 것을 의미한다.

3. 分散性的의 變化와 平均回歸

여기에서는 분산성의 변화 시점이후로 이 분산성 변화 블록 다음의 블록(셋째 블록, 日別 區間의 경우 t+1)에 대한 투자자의 반응을 알아본다. 株價의 分散性 변화 시점후의 셋째 블록에 대한 株價의 반응을 세 가지 구간에 따라 살펴봄으로써, 투자자가 각 구간에 따른 분산성 변화가 있었다는 것을 알고 계속해서 그 변화된 분산의 수준이 미치는 영향이 한 달, 한 주, 혹은 하루의 어느 기간까지 반응한다고 예상하는지의 여부를 살펴볼 수 있다. 이는 Scott(1987), Merville & Pieptea(1989) 그리고 Poterba & Summers(1986) 등이 실증분석한 분산성에 대한 平均回歸過程(mean-reverting process) 및 평균으로의 회귀가 얼마나 빨리 되는가의 여부를 간접적으로 살펴볼 수 있다. 앞에서 언급한 바와 같이, 만약에 어느 특정 구간에서 分散性이 增加쪽으로 포착되었을 때 이 분산성의 增加가 계속해서 다음 블록까지 유지된다고 시장에서 예측했을 경우에는, 分散性的의 增加는 危險의 增加이므로 위험프리미엄의 증가를 초래해서 높은 收益率을 기대할 것이므로 株價는 감소할 것이고, 분산성의 증가가 곧 평균으로 회귀한다고 시장에서 반응하면 셋째 블록에 있어서 株價는 변화가 없을 것이다. 그러므로 본 연구에서는 分散性 變化의 단위구간을 월단위, 주단위, 하루단위의 세 가지로 나눔으로써, 分散性 變化의 평균회귀의 속도를 간접적으로 알 수 있다.

<표 8>을 보면 月別 單位 區間 뿐만 아니라 週別 區間 및 日別 區間의 分散性 變化에 대한 셋째 블록의 평균 주식수익률과 각각의 평균 주식수익률이 0이라는 歸無假說을 검정하는 t 통계량의 p값을 보여준다. 月別 區間의 경우 분산성 증가라는 事件이 일어났을 경우를 보면, 미국의 경우 전기간에 걸쳐 셋째 블록의 평균 주식수익률이

〈표 8〉 각 區間別 分散性 變化에 대한 셋째 블럭의 투자자의 반응

	分散性 增加			分散性 減少		
	月別區間	週別區間	日別區間	月別區間	週別區間	日別區間
미국						
1971-1990	.029 % (.462)	.056 % (.210)	-.018 % (.909)	.050 % (.273)	.099 % (.023)*	.166 % (.130)
1971-1980	.065 % (.263)	-.030 % (.666)	.101 % (.521)	.014 % (.724)	.200 % (.003)*	.122 % (.469)
1981-1990	-.022 % (.656)	.126 % (.030)*	-.095 % (.698)	.094 % (.305)	.001 % (.989)	.190 % (.184)
일본						
1971-1990	.060 % (.034)*	.063 % (.033)*	.088 % (.615)	.033 % (.124)	-.014 % (.710)	.062 % (.686)
1971-1980	.054 % (.108)	.075 % (.058)*	.258 % (.166)	-.004 % (.889)	-.025 % (.554)	.231 % (.304)
1981-1990	.068 % (.177)	.049 % (.272)	-.044 % (.873)	.084 % (.005)*	-.000 % (.997)	-.064 % (.760)

주) 1. 괄호안의 숫자는 p 값(p-value)임.

2. * : 10% 유의수준

0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다. 이러한 結果에 의하면 분산성이 앞달에 증가했다 하더라도 미국의 투자자들은 이 높은 분산성은 곧 평균으로 회귀할 것이라고 예상하기 때문에 한 달간의 평균 주식수익률에는 영향을 미치지 않았다고 할 수 있다. 일본의 경우는 分散性 增加에 대한 셋째 블럭에서의 株價의 반응이 미국과는 달리 양의 평균수익률로 유의적인 결과를 나타내고 있다. 이 결과에 의하면 일본의 투자자들은 분산성이 앞달에 增加했을 경우 이 높은 분산성은 평균으로 회귀(mean reverting)하는 데에는 다소 시간이 걸린다고 예상하기 때문에, 이 높은 분산성으로 인한 危險의 보상으로 기대 주식수익률이 증가했다고 할 수 있다. 分散性 減少의 경우를 보면, 일본의 1980년대의 결과를 제외하고는 미국과 일본 모두 비유의적인 결과를 보인다. 일본의 1980년대의 결과는 株價가 오히려 增加한 것으로 나왔다.

週別 單位 區間의 分散性 變化가 셋째 블럭의 주식수익률에 미치는 영향을 보면, 분산성 증가의 경우를 보면, 미국의 경우 평균 주식수익률은 月別 單位 區間과는 달리 1980년대의 기간에서는 주식수익률이 증가한 것으로 나왔다. 이러한 결과는 分散性

變化에 대해 투자자들이 반응하는 평균회귀속도를 아는데 도움을 준다. 이 기간에 있어서는 미국의 투자자는 분산성이 증가하였을 경우 이 높은 분산성이 평균으로 회귀하는데 한 주 이상은 걸리며 한 달 정도의 긴 시간을 요구하는 것은 아니다라고 하는 그럴듯한 해석을 할 수 있다. 이러한 재미있는 결과는 본 연구에서 분산성 변화와 주가의 관계를 알아보는데 있어서 여러 단위 구간을 선정하여 살펴봄으로써 투자자들이 분산성의 변화에 대해 주식시장에서 어떻게 반응하는가에 대해 더욱 풍부한 정보를 준다. 분산성 감소의 경우는 미국의 경우 전기간과 1970년대의 기간에 걸쳐 평균 주식수익률이 증가하는 결과를 보였다. 이는 1970년대의 기간에서는 분산성 감소 후 다음 블럭에서는 오히려 分散性이 增加한다고 투자자들이 과잉반응했다고 볼 수 있다. 일본의 경우는 비유의적인 결과를 보였다.

일별 단위 구간의 분산성 변화에 대한 분산성 변화 시점 t 다음날인 $t+1$ 일의 평균 주식수익률과 그것이 0이라는 歸無假說을 검정하는 t 통계량의 p 값도 <표 8>에서 보여준다. 分散性 增加의 경우를 보면, 미국과 일본 모두 다 전기간에 걸쳐 $t+1$ 일의 평균 주식수익률은 비유의적인 결과를 보인다. 分散性 減少의 경우도 마찬가지로 $t+1$ 일의 평균 주식수익률은 그것이 0이라는 귀무가설을 기각하지 못한다. Poterba & Summers(1988)는 주식시장 분산성의 대부분은 一時的인(transitory) 부분과 豫測可能한(predictable) 부분으로 이루어져 있다고 하였다. 다소 긴 기간에 있어서는 주식시장의 분산성은 일시적인 부분과 예측가능한 부분의 두 부분으로 이루어져 있지만, 상대적으로 짧은 기간에서는 분산성은 주로 일시적인 부분으로 이루어져 있다. 일별 단위의 분산성의 변화가 $t+1$ 일의 주가에 영향을 미치지 않은 본 연구의 결과는 미국이나 일본의 株式市場에 참여하고 있는 투자자들은 하루하루의 分散性의 增加라든지 減少 등의 사건이 있었을 경우에 이것을 分散性의 變化라기 보다는 일종의 분산성의 일시적인 부분에 의해 이루어진 衝擊으로 反應했다는 것을 의미하며, 이 경우에 이러한 일시적인 충격은 期待收益率에 영향을 미치지 않는다.

이상에서의 實證分析結果에 의하면, 분산성 변화의 平均回歸速度의 측면에서 볼 때, 미국의 투자자들은 分散性이 增加하였을 경우 이 높은 분산성이 평균으로 회귀하는데 한 주 이상은 걸리며 한 달 정도의 긴 시간을 요구하는 것은 아니며, 일본의 경우는 높은 분산성이 평균으로 회귀하는 데 한 달 정도의 기간을 요구한다고 할 수 있다. 分散性이 減少하는 경우에는 어떤 특정기간에 있어서는 투자자들이 낮은 분산성이 平均으로 回歸하기 보다는 오히려 增加할 수 있다고 過剩反應하는 결과를 보였다. 이러한 결과는 높은 분산성과 낮은 분산성이 평균으로 회귀하는 過程이 다를 수 있다는 것을 의미한다. 이러한 높은 分散性과 낮은 分散性의 非對稱的 回歸過程은 앞으로의 研究에 재미있는 관심거리가 될 수 있다.

V. 結 論

본 연구는 分散性의 變化가 株價에 어떠한 영향을 미치는가에 대해 살펴보았다. 分散性 變化의 비교 구간을 월 단위, 주 단위 및 하루 단위로 하여 分散性이 變化한 시점을 찾고 이 變化 시점을 기준으로 하여 각 단위 구간에서의 분산성 變化에 대한 株價의 반응을 살펴보았다. 分散性 비교 구간의 장단기의 차이에 따라 분산성 變化 시점 바로 다음 블럭의 주식수익률에 미치는 영향이 달랐다. 특히 일본의 경우는 月別 單位 구간의 경우, 分散性 增加라는 사건이 주식수익률에 영향을 미치지 않은 것으로 나왔지만 週別 單位 구간의 경우에는 分散性 增加라는 사건이 株價를 떨어뜨리는 결과를 보였다. 이는 分散性 變化와 같은 사건이 株式市場에서 어느 정도의 기간까지 株價에 영향을 미치는가에 대한 정보를 준다. 또한 이 연구는 각 단위 구간별로 分散性의 變化 時點 이후로 셋째 블럭에 대한 투자자의 반응도 살펴봄으로써 분산성에 대한 평균회귀과정 및 평균으로의 회귀가 얼마나 빨리 되는가의 여부를 알아보았다. 月別 單位 구간의 경우 미국은 셋째 블럭의 평균 주식수익률은 전기간에 걸쳐 비유의적인 결과를 보였다. 이러한 결과는 分散性이 앞달에 증가했다 하더라도 미국의 투자자들은 이 높은 分散性은 곧 평균으로 회귀할 것이라고 예상했기 때문이다. 일본의 경우는 분산성 증가에 대한 셋째 블럭에서의 株價의 반응이 미국과는 달리 양의 평균수익률로 유의적인 결과를 나타내고 있다. 이 결과에 의하면 일본의 투자자들은 分散性이 앞달에 증가했을 경우 이 높은 分散性이 평균으로 회귀하는 데에는 다소 시간이 걸린다고 예상하기 때문에, 이 높은 分散性으로 인한 危險의 보상으로 기대 주식수익률이 증가했다고 할 수 있다. 週別 單位 구간의 分散性 增加의 경우를 보면, 미국의 경우 평균 주식수익률은 月別 單位 구간과는 달리 1980년대의 기간에서는 주식수익률이 증가한 것으로 나왔다. 이러한 결과는 분산성 變化에 대해 투자자들이 반응하는 평균회귀속도를 아는데 도움을 준다. 분산성 變化와 주가의 관계를 알아 보는데 있어서 여러 단위 구간을 선정하여 살펴보는 것은 투자자들이 분산성의 變化에 대해 주식시장에서 어떻게 반응하는가에 대한 풍부한 정보를 준다. 일별 단위 구간의 경우는 分散性 增加 및 減少의 사건 모두에 대해서, 미국과 일본 모두 다 전기간에 걸쳐 $t+1$ 일의 평균 주식수익률은 비유의적인 결과를 보인다. 이는 미국이나 일본의 주식시장에 참여하고 있는 투자자들이 하루하루의 分散性의 增加라든지 減少 등의 사건이 있었을 경우에 이것을 分散性의 變化라기 보다는 일종의 충격으로 볼 경우에 이러한 일시적인 충격은 기대수익률에 영향을 미치지 않는다고 할 수 있다.

요컨대, 分散性 變化가 株價에 미치는 영향을 분석하는 데 있어서, 비교 구간을

장단기로 분류하여 분석한 이 研究의 結果는 분산성의 변화가 주가에 어느 정도의 기간까지 영향을 미치는지 또한 變化된 分散性이 얼마나 빨리 平均으로 回歸하는지의 여부를 實證的으로 밝힘으로써 주식시장에 참여하는 투자자들의 意思決定에 도움을 줄 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- Bera, A. K. and C. M. Jarque, "An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals," Australian National University Working Paper in Econometrics 40 (1981), Canberra.
- Brown, M. B. and A. B. Forsythe, "Robust Tests for the Equality of Variance," Journal of the American Statistical Association 69 (1974), 364-367.
- French, K. R., G. W. Schwert and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," Journal of Financial Economics 19 (1987), 3-29.
- Haugen, R. A., E. Talmor and W. N. Torous, "The Effect of Volatility Changes on the Level of Stock Prices and Subsequent Expected Returns," Journal of Finance 46 (1991), 985-1007.
- LeRoy, S. F. and R. D. Porter, "The Present Value Relation : Tests Based on Implied Variance Bounds," Econometrica 49 (1981), 555-574.
- Merville, L. J. and D. R. Piepeta, "Stock Price Volatility, Mean-Reverting Diffusion, and Noise," Journal of Financial Economics 24 (1989), 193-214.
- Pindyck, R., "Risk, Inflation, and the Stock Market," American Economic Review 74 (1984), 335-351.
- Poterba, J. M. and L. H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," American Economic Review 76 (1986), 1142-1151.
- _____, "Mean Reversion in Stock Prices : Evidence and Implications," Journal of Financial Economics 22 (1988), 27-59.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time," Journal of Finance 44 (1989), 1115-1153.
- Scott, L. O., "Option Pricing When the Variance Changes Randomly : Theory, Estimation, and an Application," Journal of Financial and Quantitative Analysis 22 (1987), 419-438.
- Shiller, R., "Do Stock Prices Move Too Much To Be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," American Economic Review 71 (1981a), 421-436.
- _____, "The Use of Volatility Measures in Assessing Market Efficiency," Journal of Finance 36 (1981b), 291-304.
- White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," Econometrica 48 (1980), 817-838.

Wichern, D. W., R. B. Miller and D. A. Hsu, "Changes of Variance in FirstOrder Autoregressive Time Series Models-with an Application," Journal of the Royal Statistical Society, Series C (Applied Statistics) 25 (1976), 248-256. (RATS, VAR Econometrics Version 3.0, Inc., Evanston, IL : 1989.)