

## 委託證據金の變更이 株價變動率 및 株價의 暫定的 構成部分에 미치는 影響에 대한 實證的 考察\*

黃 善 雄\*\*

### 〈요 약〉

證券去來所는 시황에 따라 委託證據金率을 탄력적으로 변경·운용함으로써 시장의 수급을 조절하는 등의 시장관리수단의 하나로 이용하여 공정한 시세형성을 기하고자 설립시부터 증권회사로 하여금 매매의 위탁시 위탁증거금을 징수하도록 규정하고 증거금율을 상황에 따라 신축적으로 운용하여 1962년 이후에만도 무려 32회이상 변경하였다. 따라서 문제의 핵심은 위탁증거금징수가 주식시장에서의 과잉투기행위를 근절시키고 株價變動率(stock volatility)을 감소시켜 公正去來秩序를 확보하는데 기여하고 있는지의 여부가 된다.

이 점은 특히 美國에서 1987년 10월 소위 '검은 월요일(Black Monday)' 당시 갑작스러운 주가폭락과 시장체계의 붕괴사태이후 금융시장의 발전을 모색하는 정책당국자들과 학자들 사이에 새로운 주목을 받기 시작하였다. Salinger(1989)와 Schwert(1989)는 委託證據金率의 변경과 株價變動率의 감소와는 아무런 인과관계가 없다고 결론을 내리고 있다. 특히 Schwert는 거래일시중단시책마저도 주가변동율에 별 효과가 없다고 주장하면서 금융공황과 관련된 거래일시중단은 주가변동율을 큰 폭으로 증가시켜왔으나 금융공황을 동반하지 않은 거래일시중단은 높은 주가변동율과 무관함을 밝히고 있다. Hardouvelis(1991)는 그러나 위탁증거금율을 상승시키면 주가변동율이 낮아지며, 결과적으로 주가가 本源的價値로부터 이탈하는 현상도 줄어든다는 사실을 통계적으로 입증하고, 위탁증거금의 징수가 시장을 교란하는 악성투기행위를 억제시키는데 매우 효과적인 정책수단이라고 주장하고 있다.

본 연구는 우리나라 주식시장에서 과잉투기현상을 억제하여 시장의 안정을 확보하는 기능으로서의 위탁증거금제도에 대해 그 경제적 효과여부를 규명하는 실증분석을 행하였다. 이 논문에서는 Schwert(1989)와 Hardouvelis(1991)의 방법을 원용하여 두가지 서로 다른 방법으로 주가변동율을 측정하여 비교하였다. 통계적 기법은 기본적으로 多變量回歸分析法을 택하였다. 분석의 결과로 매우 흥미로운 實證上的 規則性을 발견하였다. 즉 현금시장(cash market)의 위탁증거금율이 높아지면 實際株價變動率과 超過株價變動率이 감소되고, 또한 流行의 경우와 마찬가지로 본원적 가치로부터의 괴리가 작아진다. 이 결과에 따르면 위탁증거금의 징수는 그 제도의 취지에 부합되고 있다. 다만 제도운용상의 이유이거나 혹은 우리나라 주식시장의 투자자들이 비합리적인 투자형태를 보임에 따라 그

\* 이 논문은 1991년도 교육부지원 한국학술진흥재단의 자유공모과제 학술연구 조성비에 의하여 연구되었음.

\*\* 中央大學 經營學科 副教授

정책적 효과는 때로 역기능적인 결과로 초래하였다. 그럼에도 불구하고 이 연구결과를 통하여 최소한 株式市場에서 위탁증거금제도는 그 제도적 의의가 여전히 있다는 사실이 확인되었다. 또한 우리나라 주식시장에서 통상 과열투기행위가 빈번히 일어나 주식시장을 교란시킴으로써 건전한 투자풍토조성에 저해된다는 저간의 우려가 매우 커왔으나 표본 기간동안에 대하여 실증분석을 한 결과 주식시장 전체적으로 볼 때 株價變動率, 특히 超過株價變動率에 미치는 영향이 그다지 심각한 정도는 아니었으며 오히려 우리나라의 주식시장은 미국시장에 비해 주가가 비교적 안정적인 수준을 유지해 왔다고 볼 수 있다.

## I. 序 論

우리나라의 주식시장에서 주식거래시 위탁증거금 부과는 大韓證券去來所시대에 실물거래와 청산거래에 있어서 위탁자는 賣渡建玉 혹은 買受建玉에 대하여 매매약정대금의 100분의 50이상에서 증권거래소(이하 ‘거래소’라고 한다)가 정하는 비율의 위탁보증금을 납부하도록 함으로써 시행되기 시작하였다.<sup>1)</sup> 위탁증거금이란 증권회사가 고객으로부터 유가증권의 매매를 위탁받는 경우 매매체결에 따른 위탁자의 의무이행을 확실하게 하기 위하여 당해고객으로부터 징수하는 현금 또는 유가증권을 말한다. 일반투자자가 유가증권을 매매하기 위해서는 필연적으로 증권회사와 위탁관계를 맺게 되는데, 이 경우 증권회사는 유가증권의 위탁매매인이 된다. 따라서 거래소에서는 증권회사로 하여금 위탁매매인의 지위에서 고객으로부터 매매 위탁을 받는 때에는 위탁증거금을 징수하도록 강제하고 있다.<sup>2)</sup>

이와 같이 거래소가 위탁증거금의 징수를 강제하는 이유로서 내세우는 것 중에서 중요한 것을 살펴보면 첫째, 주식시장에서는 유가증권의 매매를 집중적으로 신속히 처리하기 위하여 거래방법 및 결제방법 등에 있어 고도의 신용이 요구될 뿐만 아니라, 유가증권의 가격은 시장내외의 제반요인의 변동에 따라 수시로 등락하는 특수한 속성을 가지고 있기때문에 고객이 계약을 이행하지 않을 경우 증권회사는 위탁매매의 집행으로 인한 위험을 항시 안고 있어, 이에 대한 채권확보를 위하여 담보청구가

1) 美國에서는 연방정부가 1934년 연방의회에서 주식거래법(Security and Exchange Act)을 제정하면서부터 최초로 시행하였다.

2) 한국증권거래소 「受託契約準則」 제8조~제14조 참조.

요청되고 있기 때문이다. 둘째, 시황에 따라 위탁증거금의 징수율을 일정범위내에서 탄력적으로 변경하여 운용함으로써 시장의 수급을 조절하는 등의 시장관리를 위한 주요수단의 하나로 이용하여 공정한 시세형성을 기하고자 하는데 있다.<sup>3)</sup>

위에 제시한 두 가지 이유 중에서 현재 거래소가 더 비중을 두는 것은 두번째 것이 되고 있다. 즉, <표 1><sup>4)</sup>에서 보면 증권시장을 효율적으로 관리하여 가격형성의 공정성을 도모하고자 거래소는 설립시부터 증권회사로 하여금 매매의 위탁시 위탁증거금을 징수하도록 규정하고, 시세변동에 따른 손실이 있는 경우 위탁증거금의 액수를 유지하는데 필요한 위탁추가증거금을 징수하도록 하였으며, 증거금비율을 증시상황에 따라 신축적으로 운용하여 1962년 이후에만도 무려 32회 이상 변경하였다.

美國에서는 1920년대 후반의 주식시장의 경험을 바탕으로 美의회는 주식시장에서 신용을 이용한 투기행위는 피라미트-역피라미트 과정(pyramiding-depyramiding process)<sup>5)</sup>을 거쳐 시장의 변동성을 지나치게 증폭시킬지도 모른다는 결론에 도달하였다. 여기서 피라미트-역피라미트 과정에 대해 간략히 설명하면 다음과 같다. 증권회사에 의해 강제적으로 징수되는 위탁증거금이 없을 경우에는 위험험오도가 비교적 낮은 투자자들은 그들이 장래의 장세에 대해 낙관적 견해를 가질 때 거액을 차입하여 주식을 매입함으로써, 통상 경제변수들에 의해 정당화될 수 없는 가격상승을 유발하게 된다. 이러한 투기자들은 가격상승으로 인하여 증대된 그들의 富를 더 많은 주식을 매입하는데 사용하게 되고, 따라서 주식이 가격은 더욱 상승하며 이런 종류의 가격상승 작용은 반복을 거듭하게 된다. 이러한 ‘피라미트 효과’는 가격상승효과가 소멸된 후 최초로 가격이 하락세로 반전할때, 증권회사나 기타 자금대여자들이 투기자들에게 빌려준 자금에 대해 더 많은 담보를 요구하게 되면, 갑작스런 시장붕괴를 초래할 수도 있다. 이 경우 어떤 투기자들은 추가담보를 제공하지 못할 것이며, 자금대여자들은 담보로 잡은 주식을 매도하게 되고 주가는 더욱 하락하게 된다. 이러한 현상은 결과적으로 추가담보, 강제매도처분, 가격하락의 심화라는 악순환을 야기시키게 되는 것이다. 그에 따라 美의회는 위탁증거금의 부과로 차입규모에 어느정도 제한을 가하고 과도한 시장의 급변동을 방지할 수 있을 것으로 판단되어 연방지불준비위원회(Federal Reserve ; 이하 ‘FED’ 라고 한다)에 위탁증거금의 수준에 관한 전권을 위임하였으며, 1934년이래 FED는 주식에 관한 최초위탁증거금율을 23회에 걸쳐 변경하였으며, 현

3) 韓國證券去來所, 「韓國證券去來所 三十年史」, 1986.6., p.406.  
 4) 1980년대 이후의 변경조치에 대한 상세한 내용 및 배경에 대해서는 [부록 1]을 참조.  
 5) 이는 곧 ‘가속상승-가속하락 과정(accelerating process)’으로 이해된다. ‘피라미트-역 피라미트 과정’에 대한 상세한 설명은 Garbade(1982)를 참조.

재는 50%로 시행하고 있다.<sup>6)</sup>

문제의 핵심은 과연 위탁증거금정수가 주식시장에서의 과잉투기행위를 근절시키고 주가변동율(stock volatility)을 감소시켜 공정거래질서를 확보하는데 기여할 수 있는가에 달려있다고 할 수 있다. 이 점은 특히 美國에서 지난 1987년 10월 소위 ‘검은 월요일(Black Monday)’ 당시 갑작스러운 주가폭락과 시장체계의 붕괴사태이후 금융시장의 발전을 모색하는 정책당국자들과 학자들사이에 새로운 주목을 받기 시작하였다.<sup>7)</sup> 그러나 이러한 의문점에 대해 어떠한 이론에서도 결정적인 해답을 찾을 수 없는 실정이다. 투기행위가 일어나면 시장을 조성하고 유동성을 증대시킨다는 이유로 오히려 시장안정에 기여한다고 믿는 측에서는 위탁증거금제도가 오히려 주식시장의 활성화에 저해요인으로 작용한다고 주장한다. 한편, 주식시장에 아무런 규제가 없으면 불안정한 투기행위가 유발된다고 주장하는 측은 위탁증거금제도가 과잉투기행위를 방지할 수 있으며, 결과적으로 공정한 거래질서를 확보할 수 있다고 주장한다. 이러한 논란은 따라서 이론적 해결은 불가능하고 다만 실증분석의 결과에 의해서만 결말이 난다고 할 수 있을 것이다.

위탁증거금제도의 주가변동율 감소기능에 관한 실증연구는 실상 별로 많지 않다. 지금까지의 연구는 주로 위탁증거금율의 변동이 주가수준에 미치는 영향에만 초점을 맞추었으며, 위탁증거금율이 상승할 때 가격상승추세가 중지 또는 반전되는 현상을 발견하였다.<sup>8)</sup> 주가변동율을 처음 언급한 사람은 Moore(1966)로서 그는 위탁증거금제도가 주가변동율을 억제하는 데에는 무의미한 수단이라고 주장하였다. Officer(1973)도 역시 주가가 과도하게 변동하면 정책당국에 영향을 주어 공식위탁증거금율을 변경시키는 결과를 낳으나, 반대로 공식위탁증거금율의 변경이 주가변동율에 영향을 준

6) 예컨대, 위탁증거금율이 60%라면 새로이 주식을 매입하려 할 때 주식매입가격의 60% 이상을 투자자 자신의 자금에서 부담하여야 한다는 것을 의미한다. 주식매입후 주가가 상승할 경우에 투자자들은 가격상승으로 인한 차액을 자신들의 증거금계좌에서 인출하거나 혹은 추가로 더 많은 주식을 매입할 수도 있다. 그러나 후자의 경우에는 역시 60% 위탁증거금율의 적용을 받는다. 한편 주식매입후 가격이 하락할 경우에는 증거금의 보전이 요구되지 않는다. 다만 투자자의 매입주식가치가 소위 보전증거금율(maintenance margin, 1934년 이래 줄곧 25%) 미만으로 떨어질 때에는 예외로 한다. Broker들은 통상 공식보전증거금율(official maintenance margin)에 Spread를 덧붙이기도 하나, 이는 투자자들마다 다르며 때에 따라 변하기도 한다.

7) 예컨대, 1988년 5월 미 대통령에게 제출된 Brady Commission의 “Interim Report of the Working Group on Financial Markets,” 또는 Franklin Edwards(1988), Arturo Estrella (1988)등을 참조.

8) Cohen(1966), Eckardt와 Rogoff(1976), Grube, Joy, 그리고 Panton(1979), Largay(1973), Largay와 West(1973)등 참조. 특히 Lockett(1982)는 broker-dealer의 고객구좌에서 부채-자기자본비율을 조사한 결과 위탁증거금율이 負의 효과가 있음을 발견하였다.

다는 실증적 증거는 찾을 수 없다는 결론을 내리고 있다. O'Brien(1984)과 FED의 면밀한 연구결과(1984)도 비슷한 입장을 취하고 있는데, 모두 1929년 이후에는 단기적 투기과잉현상이 별로 없었다는 점을 들고 있다.

한편 Douglas(1969)의 분석결과는 이와는 정반대로서 두 변수, 즉 공식위탁증거금율과 주가변동율간에 통계적으로 매우 유의적인 負의 관계를 발견하고 이를 곧 위탁증거금부과가 주가변동율을 감소시키는데 효과가 있다는 실증적 증거라고 해석하였다. 그러나 위에 언급한 연구논문들 중 어느 것도 주가변동율과 위탁증거금율과의 관련성을 통계적으로 깊이있게 분석하지 않아 모두 연구결과의 해석에 있어서 그 한계를 찾을 수 있다.

최근에는 Salinger(1989)가 위탁증거금징수와 주식시장의 변동율과의 관계를 분석해 보았으나 위탁증거금제도의 본래취지인 주가의 과도한 변동율을 감소시키고자 하는데는 별로 기여한 바 없다는 결론을 내리고 있다. Schwert(1989)도 FED의 주장인 주가급등에 따른 변동율을 줄이기 위한 위탁증거금율 변경의 정당성여부를 실증적으로 분석해 본 결과 위탁증거금율의 변경과 주가변동율의 감소와는 아무런 인과관계가 없다고 결론을 내리고 있다. 그는 거래일시중단시책마저도 주가변동율에 별 효과가 없다고 주장하면서 금융공황과 관련된 거래일시중단은 주가변동율을 큰 폭으로 증가시켜왔으나 금융공황을 동반하지 않은 거래일시중단은 높은 주가변동율과 무관함을 밝히고 있다. 그러나 Hardouvelis(1991)는 위탁증거금율을 상승시키면 주가변동율이 낮아지며, 결과적으로 주가가 본원적가치로부터 이탈하는 현상도 줄어든다는 사실을 통계적으로 입증하고, 위탁증거금의 징수가 시장을 교란하는 악성투기행위를 억제시키는데 매우 효과적인 정책수단이라고 주장하고 있다.

본 연구는 우리나라 주식시장에서 과잉투기현상을 억제하여 시장의 안정을 확보하는 기능으로서의 위탁증거금제도에 대해 그 경제적 효과여부를 규명하는 실증분석을 행하고자 한다. 제II장에서는 위탁증거금율과 시장을 교란하는 투기행위와의 이론적 관련성을 간단히 고찰해 본다. 제III장에서는 위탁증거금과 주가변동율과의 실증적 관계를 분석함에 있어 가장 핵심이 되는 주가변동율의 측정방법에 대하여 논의하고자 한다. 이 논문에서는 Schwert(1989)와 Hardouvelis(1991)의 방법을 원용하여 두가지 서로 다른 방법으로 주가변동율을 측정하여 비교하였다. 즉, 年單位別株價變動率(annual measure of stock volatility)과 月別株價變動率(monthly measure of stock volatility)을 사용하였다.

제VI장에서는 미국의 주식시장에서 월별주가변동율과 위탁증거금율사이에는 陰의 상관관계가 존재한다는 사실을 고찰한 기존문헌들을 소개하고자 한다. 앞서 언급한

〈표 1〉 1962년 이후의 委託證據金率의 變遷(요약)

	시행날짜	비율 및 기본내용		시행날짜	비율 및 기본내용
1	62. 4. 1	50% 이상 ; 보통거래	17	86. 6.27	40% 전액현금
2	62. 5. 1	청산거래에도 적용	18	7. 5	60% 전액현금
3	63. 5. 9	45% ; 韓證개장	19	7.25	80% 전액현금
4	8. 8	60%	20	87. 3.21	관리종목 현금100%
5	64. 1.22	65%	21	4. 6	감리종목 현금 60%
6	64.10.30	34.5%	22	11.10	60% 전액현금
7	71. 6. 3	11.5% ; 대용증권허용	23	87.11.19	현금20% 대용20%
8	9.22	11.5%	24	88. 2. 1	40% 전액현금
9	72. 9.26	30%(현금) ; 40%(신용)	25	2. 5	80% 전액현금
10	75. 3.	현금 대용증권비율조정	26	2. 9	100% 전액현금
11	77. 9. 1	30% ; 면제기관 선정	27	4.29	40% 전액현금
12	80. 5. 1	현금거래시 대용인정	28	12.14	60% 전액현금
13	81. 6.17	40% 전액현금	29	89. 6. 3	40% 전액현금
14	9.29	현금20% 대용20%	30	12.13	40% 전액대용허용
15	83. 1.17	40% 전액대용 허용	31	90. 4.26	현금20% 대용20%
16	84. 4.10	면제대상확대	32	901.10.24	40% 전액현금

자료 : 韓國證券去來所 三十年史, pp.407-412와 株式 월별 각호.

바와 같이 본 논문의 기본목적이 우리나라 주식시장에서 실제로 위의 두 변수사이에 어떠한 정책적 인과관계가 존재하는지를 통계적으로 규명하는 것이기 때문에 실증 분석에서 보다 면밀한 통계적 방법을 사용하여 결론을 도출하고자 한다. 미국의 주식시장을 대상으로 연구된 기존의 많은 문헌들이 자료의 많은 부분을 효율적으로 이용하지 못하고 더구나 많은 경제변수들을 분석에서 배제시킴으로써 분석결과에 있어 偏倚를 발생시킬 수도 있었던 문제점을 여기에서는 극복하고자 한다. 따라서 모든 자료를 분석에 이용하고 또한 실증분석에서 배제되었던 변수들(특히 경제환경요인에 대한 정책당국의 규제조치와 관련한 변수들)을 효율적으로 통제하려 한다. 미국 주식시장을 대상으로 확인된 위탁증거금율과 주가변동율간의 負의 상관관계수가 우리나라에서도 적용이 가능한가는 앞서 언급한 두 가지 변동율측정치를 사용하여 확인해 본다. 통계적 기법은 기본적으로 多變量 回歸分析法을 택하였다.

제 V 장에서는 초과주가변동율과 위탁증거금율간의 관계를 고찰해 보게 되는데, 검

증에는 回歸式表記誤謬를 극복하면서 割引率을 시점별로 변화시켜 초과변동율이 존재하는가의 여부를 규명할 수 있는 회귀분석검증법을 사용한다. 나아가 위탁증거금을 축소시키는 듯한 과도한 시장행태를 고찰해 보았다. 기존연구에서 주목을 받아온 과도한 행태의 한 유형은 소위 合理的 投機거품(rational speculative bubbles) 假說이다. 제4절에서 시행한 회귀분석검증법에 따라 우리나라에서는 초과변동율이 존재하지 않고 오히려 상반된 과소변동율이 확인되었으나, 설혹 초과변동율이 탐지되었다고 할지라도 Flood-Hodrick-Kaplan(1986)에 의하면 제V장에서 시행한 바와 같은 회귀분석의 결과만으로는 초과변동율의 존재가 합리적 거품에 기인한다고 결론을 내릴 수 없다고 한다.

따라서 본 논문에서는 투자자들의 非合理的 行動假說(hypothesis of irrational behavior)을 고찰해 보았다. 여기에서는 단지 한가지 형태의 非合理性을 검토하였는데, 그것은 최근들어 Shiller(1984)나 Summers(1986)등의 학자들에 의해 제기된 바 있는 소위 流行假說(fads hypothesis)이다. 만일 流行이 존재한다면 이는 곧 多期間 주식 수익률에 負의 시계열 상관관계가 존재함을 의미한다.

제VI장에서는 위탁증거금이 서로 다른 기간별로 주식수익률을 분석하여 시계열 상관관계가 존재하는지의 여부를 조사하였다. 검증결과에 따르면, Fama와 French(1988), O'Brien(1987), 혹은 Poterba와 Summers(1987)등의 학자들에 의해 보고된 주식수익률에서의 陰의 시계열상관은 위탁증거금이 높거나 상승하는 기간에서는 비교적 약하게 관찰되었으며, 이러한 결과는 流行현상이 그러한 기간동안에는 덜 현저하다는 가설과도 일치되고 있다. 본 논문은 제VII장에서 연구결과의 요약과 함께 앞으로의 연구방향을 제시하면서 결론을 맺는다.

## II. 委託證據金과 株式市場攪亂을 誘發하는 投機行爲

위탁증거금제도가 주식시장을 불안정하게 교란시키는 투기행위를 억제하는 기능을 한다는 가설은 다음 두가지 주장에 그 이론적 근거를 두고 있다.<sup>9)</sup> 첫째로, 일부 투자자들에 의한 투기행위는 시장을 불안정하게 만들 수 있다는 것이다. 둘째는, 위탁증거금은 투기자들의 거래행위에 효과적인 제한을 가할 수 있다는 주장이다. 전자는 그럴듯 보이기는 하나 모든 경제학자들이 수용하고 있지는 않다. 예컨대, Friedman

9) Hardouvelis(1991), p.738.

(1953)의 주장에 따르면 투기자들이 자산의 가격이 쌀 때 처분하고 자산의 가격이 비쌀 때 매입함으로써 평균적으로 손실을 입게 되는 투기행위만이 시장을 불안정하게 교란시킨다는 것이다. Friedman의 입장이 많은 경제학자들에 의해 받아들여지고 있지만, 투기자들이 평균적으로 손실을 입지 않으면서도 시장을 불안정하게 하는 투기행위에 대한 이론적 모형의 구성도 가능성은 여러 학자들이 보여주고 있다.<sup>10)</sup> 이러한 경제이론적 모형에 의하면, 투기행위는 가격을 불안정하게 교란시킬 수는 있어도, 그렇다고 해서 모든 투기행위가 반드시 시장을 불안정하게 하는 것은 아니다. 사실 심화된 투기행위가 주가의 변동율에 미치는 영향은 이론적으로도 정확하게 예측할 수 없다.

위탁증거금이 시장을 불안정하게 만드는 투기행위를 억제시키는 효과가 있다는 주장도 일면 논리적 타당성을 갖고 있음은 분명하다. 재무이론에 의하면, 위험협오도가 낮은 투자자들은 포트폴리오를 구성할 때 일반적으로 그들의 보유현금보다 많은 주식을 보유하게 되고, 따라서 위탁증거금을 부과하게 되면 위험협오도가 비교적 높은 투자자들보다 더 많은 제약을 받게 된다고 한다. 그러나 실제에 있어서 위탁증거금 제도는 만일 투기행위자들이 그들이 소유하고 있는 기타자산을 팔 수 있거나, 혹은 추가비용의 부담이 없이 위탁증거금제도에 의해 부과되는 제한규정을 피해가거나, 또는 각 기업들이 목표로 하는 부채비율을 달성하기 위하여 그들의 자금조달행태를 변경하게 되면 그 실효성이 의문시될 수가 있다. 따라서 효과적인 제한규정으로서의 위탁증거금제도의 중요성은 실증분석에서 확인해 볼 수 밖에 없다. 제Ⅳ장과 제Ⅴ장에서 실증분석을 행할 때, 위탁증거금은 단순히 그 비율이 높거나 낮을 때보다도 그 비율이 변할 때 더욱 효과가 있을 것이라는 가능성으로부터 제기되는 非線形性을 염두에 두었다.

### III. 株價變動率의 測定

이 장에서는 委託證據金率과 株價變動率(stock price volatile)과의 관계를 실증분석함에 있어서 가장 핵심이 되는 주가변동율의 측정에 관하여 논의하고자 한다. 주

10) 예컨대, Hart와 Kreps(1986), DeLong, Shleifer, Summers, Waldman(1987), 그리고 Campbell과 Kyle(1988)등을 꼽을 수 있다.



가변동율을 측정하는 데는 여러가지 방법이 있겠으나 다음의 두 가지 방법을 따랐다.<sup>11)</sup>

### 1. 年單位別 株價變動率

일반적으로 주가의 등락현상에서 ‘피라밋-역피라밋 과정’은 단지 수개월정도 지속될 것으로 간주되기 때문에, 그러한 인식에 따라 통상 12개월의 기간을 이용하고 있다. 따라서 주가변동율의 측정치로 연속적인 12개월동안의 事後的 月別 實質株式 收益率의 표준편차를 사용하였다. 즉,

$$\sigma_{yt} \equiv \left[ \sum_{j=1}^{12} (R_{t-j} - R)^2 / 11 \right]^{1/2} \quad (1)$$

여기에서  $R_t$ 는 (t-1)월말부터 t월말까지의 사후적 실질수익률(배당을 포함한 명목수익률에서 소비자물가지수를 이용한 인플레이션을 제외한 수익률<sup>12)</sup>),  $R$ 은 (t-11)월말에서 t월말까지의 평균수익률을 나타낸다. 식(1)에서 계산된  $\sigma_{yt}$ 는 지난 12개월의 기간을 연속적으로 사용하여 변동율이 추정되므로 일종의 年單位別 株價變動率(annual measure of stock volatility)이라고 말할 수 있으며, 이것의 추정치와 동일한 기간동안(즉, t-11에서 t까지)의 평균위탁증거금율과 비교하게 된다.<sup>13)</sup>

### 2. 月別 株價變動率

분석결과의 정확성 및 신뢰성을 확보하기 위하여 또 다른 주가변동율 측정치를 사용하여 비교하였는데, 이것은 Schwert(1988)가 처음 사용한 방법으로서 이 측정치를

11) Hardouvelis(1991), p.739. Hsieh와 Miller(1990)가 지적한 바 있듯이 연단위별 주가변동율 측정에 있어 겹치는 자료의 사용으로 인하여 회귀분석의 잔차항에 이동평균을 발생시켜 통상최소자승법에 의한 표준오차에 불일치성을 야기시킬 우려가 있지만, 다음의 월별 주가변동율 또는 초과변동율을 사용하여 분석한 결과와 비교해 보면 결과해석에 있어 그 문제가 그리 심각하지 않음을 쉽게 알 수 있다.

12) 실질수익률을 구할 때 편의상 명목수익률( $r_t$ )에서 인플레이션( $\pi_t$ )을 차감하여 사용하나, 본 논문에서는 정확성을 기하고자 Fisher方程式을 적용하였다. 즉,  $R_t = (1 + r_t) / (1 + \pi_t) - 1$ .

13) Hardouvelis(1991)는 이러한  $\sigma_{yt}$ 의 추정을 회귀식(12개 時差의 실질수익률과 지난 12개월의 월별더미변수를 독립변수로 하고 t월의 실질수익률을 독립변수로 하는 회귀식을 추정하여 (t-11)월부터 t월까지의 잔차의 표준편차를 구하였다. 그러나 어느 방법을 택하여도 무관하며 기본적으로 매우 근사한 결과를 얻게 된다. 한편, 주가변동율은 월별초과명목수익률(즉, 사후적명목수익률에서 1개월 보유기간초에 알려진 1개월 무위험자산수익률을 제외한 수익률)을 이용하여 계산할 수도 있다. 그러나 실상 명목주가의 변동율이 항상 소비자물가지수(CPI)나 무위험자산수익률의 변동율을 압도하기 때문에 두 가지의 변동율 측정치에 따른 추정치는 거의 같게 나타난다.

이용하면 주가변동율과 위탁증거금율에 대한 월별비교가 가능하게 된다. 그 추정치는 다음과 같이  $R_t$ 를 자체의 12개 時差( $R_{t-j}$ ,  $j=1, \dots, 12$ )와 12개의 월별더미변수( $D_{it}$ ,  $i=1, \dots, 12$ )에 대해 회귀식으로 추정할 때 생기는 잔차항의 절대치의 함수로 표현된다.

$$R_t = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \beta_j R_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$\sigma_m \equiv (\Pi/2)^{1/2} |\varepsilon_t| \quad (2)$$

여기에서  $(\Pi/2)^{1/2}$ 는 대략 1.2533의 값을 가지며, 회귀식에서의 잔차가 정규분포를 이룬다는 가정하에 이러한 조정계수는 추정치  $\sigma_m$ 를 실질표준편차의 不偏推定量으로 만드는 기능을 한다. 변수  $\sigma_m$ 은 사실 그리 매끄러운 추정치라고 보기는 어렵겠지만 월별수익률에 비정상적인 변동이 발생하였을 때 이를 모두 포착할 수 있다는 점에서 연구목적과도 잘 부합된다고 할 수 있다.<sup>14)</sup> Schwert는 이 추정치가 월내의 일별수익률을 이용한 표준편차와 상관계수가 매우 높다는 사실을 확인하였다.

한가지 주목할 사실은  $\sigma_y$ 와는 달리  $\sigma_m$ 의 추정에서는 條件附평균수익률이 시간이 흐름에 따라 변하도록 허용하고 있다는 점이다. 自己回歸模型(autoregressive model)에서  $\sigma_m$ 을 사용하는 것은 Engle(1982)의 自己回歸 條件附異分散(ARCH)模型과 매우 흡사하다. 더구나, Davidian과 Carroll(1987)은  $\sigma_m$ 과 같이 표준편차식 표기가  $\varepsilon_t^2$ 을 이용한 분산식 표기보다도 훨씬 정확하다고 주장하고 있다.

### 3. 株價變動率 推定結果

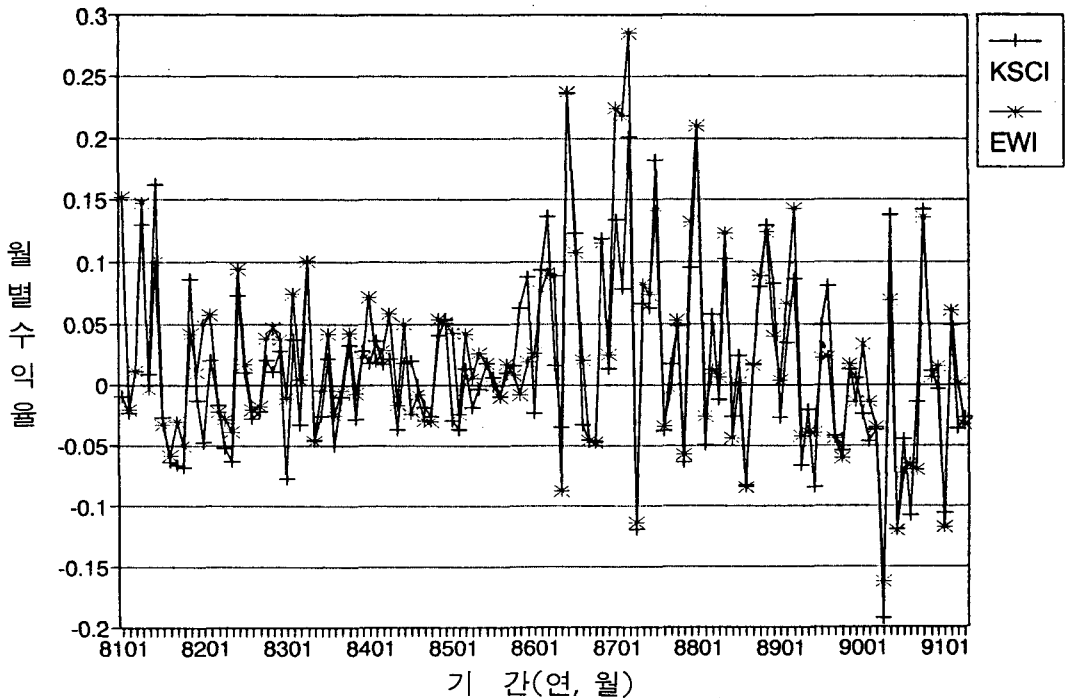
본 논문의 실증분석에서는 모두 다섯 종류의 주가지수를 사용하였는데, 韓國綜合 株價指數를 대표적인 지수로 사용하였으며 또한 기업규모별로도 위탁증거금율의 변동이 주가변동율에 미치는 영향이 서로 다를 수 있다는 가정하에 資本金規模別 指數도 분석대상으로 하여 살펴 보았다. 끝으로, 한국종합주가지수는 효율성의 측면에서 상당히 심각한 문제점을 내포하고 있다는 기존의 연구결과를 반영하고자 표본기간(1980.1~1991.4)동안에 거래소에 상장된 전종목의 개별수익률으로 구성된

14) 이 논문에서 관심대상변수는 실제(actual)변동율이 아닌 인지된(perceived)변동율이 아니다. Schwert(1988)는 인지된 변동율을 추정하기 위해서는 또 한번의 회귀식을 통한 추정을 해야 하는데 이때에는  $\sigma_{m,t-j}$ ,  $R_{t-j}$ , 그리고  $D_{it}(j=1, \dots, 12)$ 를 독립 변수로 하여 적합값을 구한다고 하였다.

同一加重株價指數를 산출하여 대비하였다.<sup>15)</sup>

[그림 1]과 [그림 2]에서는 韓國綜合株價指數(KCSI)와 同一加重指數(EWI) 등 두 주가지수의 월별수익률 및 12개월 평균수익률을 연구기간에 대하여 각각 도시하여 보았다. 이 그림을 보면 월별수익률 추이가 12개월 평균수익률의 추이보다 훨씬 변동정도가 심하게 나타났다. 한편 월별수익률 추이에서는 두 지수를 구별하기가 어려운 반면, 12개월 평균수익률구조에서는 뚜렷하게 차이가 있음을 알 수 있다. 즉, 우리나라 주식시장의 침체가 사실상 시작된 '88년 중반이후부터는 두 지수의 평균수익률에 큰 차이가 없지만 그 이전에는 거의 대부분 동일가중지수가 한국종합주가지수보다 높은 평균수익률을 나타내고 있다.

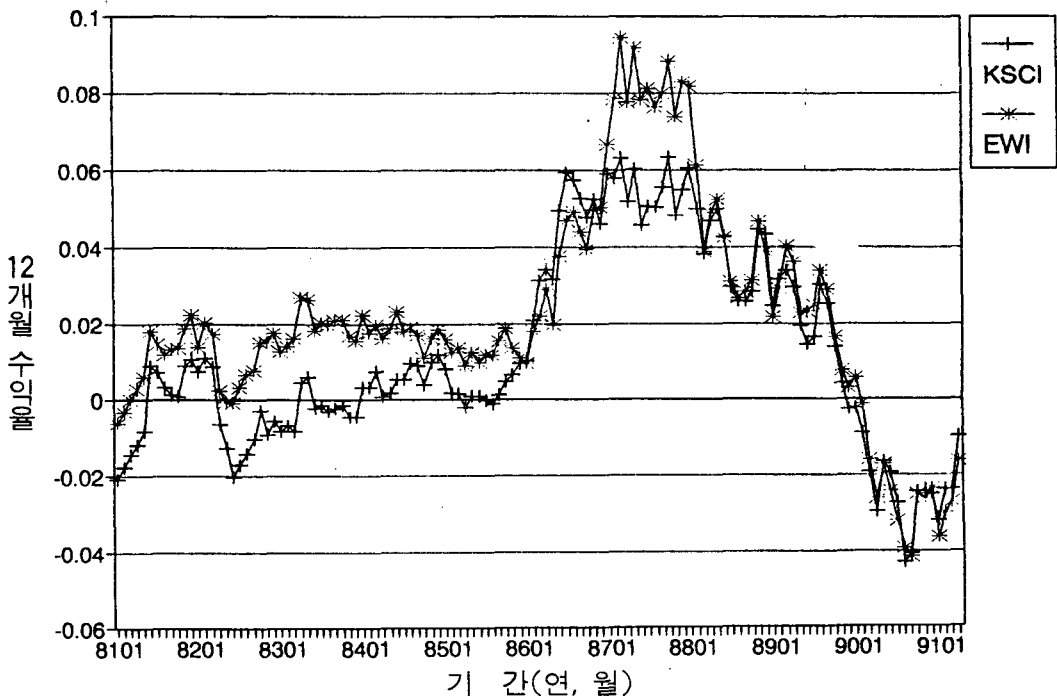
[그림 1] 韓國綜合株價指數와 同一加重指數의 月別收益率 추이



15) 한국종합주가지수가 事前的 또는 事後的 效率性에 하자가 있다는 연구결과로는 黃善雄·李逸均(1991)을 참조. 한편 金權重·黃善雄·金鎮宣(1992)은 株價反應研究(event study)를 행할 때 한국종합주가지수를 사용하여 실증분석을 행하면 超過收益率推定值에 偏倚가 생기고, 결과적으로 연구의 결론이 심각하게 誤導될 위험이 있음을 지적하였다.

앞서의 두가지 서로 다른 주가변동을 측정치를 이용한 추정결과는 <표 2>에 요약되어 있다. <표 2>에서 보듯이  $\sigma_y$ 와  $\sigma_m$ 모두 非正規分布를 이루고 있으나 그 정도는  $\sigma_m$ 의 경우가  $\sigma_y$ 의 경우보다 더 심각하였고, 모두 극심한 自己相關關係를 이루고 있었다. 또한 주가변동율의 크기에 있어서는 두 측정치가 서로 유사하였으나  $\sigma_m$ 이  $\sigma_y$ 보다 표준편차의 크기에서 약 2배 가량되어 훨씬 더 변동적인 반면,  $\sigma_y$ 가  $\sigma_m$ 보다 自己相關의 정도가 심했는데 그 이유는 주로  $\sigma_y$ 를 산출할 때 서로 겹치는 연간단위를 사용했기 때문인 것으로 추정된다. 일반적으로 겹치는 구간에서는 설혹 주가변동율의 시계열 상관성이 없다고 하더라도 자동적으로 11차의 移動平均을 나타낼 것이기 때문이다. 이 표에서 특히 주목할 만한 결과는, 소자본종목들이 대규모종목들보다도 훨씬 주가변동율이 크다는 통념과는 반대로 거의 대동소이하며 중기업지수가 약하게나마 가장 변동율이 심했다. 또한 동일가중지수가 주가변동율이 가장 낮게 나왔으며, 동일가중지수를 제외한 지수 모두의  $\sigma_y$ 가  $\sigma_m$ 보다 더 크다는 사실도 주목할만하다.<sup>16)</sup>

[그림 2] 韓國綜合株價指數와 同一加重指數의 12개월 平均收益率 추이



16) 미국 주식시장에서는 <표 2>의 결과와는 반대로 소자본종목들이 S&P index의 대규모종목들보다도 훨씬 주가변동율이 크며, 두 지수 모두  $\sigma_m$ 이  $\sigma_y$ 보다 더 변동율이 크게 나타났다. Hardouvelis(1991), p.740 참조.

아울러 <표 2>에서는 주가변동율과 위탁증거금율과의 대략적인 상관관계를 살펴 보았다. 두 주가변동율 측정치( $\sigma_y$ 와  $\sigma_m$ )의 非正規分布性을 감안하여 單純相關係數 대신에 順位相關係數를 계산하였다.  $\sigma_y$ 의 경우에 있어서 주가변동율과 위탁증거금율간의 順位相關係數는 모두 正의 부호를 가지며 통계적으로도 유의하였으나,  $\sigma_m$ 의 경우는 중기업지수를 제외한 모든 지수에서 같은 正의 부호를 가지나 통계적으로는 모두 유의하지 않았다. 이러한 결과로부터 단언적 결론을 내리기는 아직 이르지만 대략

<표 2> 事後的 月別 實質株價指數 收益率의 變動率의 기술통계

구 분	$\sigma_y$					$\sigma_m$					
	종합주가	동일가중	대기업	중기업	소기업	종합주가	동일가중	대기업	중기업	소기업	
평 균 (t값)	0.064 (28.99)	0.053 (12.98)	0.067 (31.16)	0.068 (33.18)	0.063 (26.55)	0.060 (12.50)	0.058 (11.68)	0.062 (12.33)	0.063 (13.58)	0.060 (12.96)	
표준편차	0.025	0.046	0.024	0.023	0.027	0.053	0.055	0.055	0.051	0.051	
왜 도	0.019	1.415	0.192	0.322	1.385	1.419	1.711	1.465	1.412	1.665	
첨 도	1.764	4.646	1.654	2.638	4.583	4.601	5.902	4.765	5.389	7.341	
최 소 값	0.024	0.001	0.034	0.023	0.023	0.001	0.001	0.002	0.001	0.000	
최 대 값	0.112	0.208	0.113	0.122	0.144	0.242	0.260	0.265	0.277	0.312	
자 기 상 관 계 수	$\rho_1$	0.971	0.359	0.965	0.956	0.956	0.120	0.351	0.065	0.175	0.168
	$\rho_2$	0.936	0.131	0.926	0.915	0.907	0.121	0.113	0.104	0.044	0.102
	$\rho_3$	0.911	0.173	0.898	0.872	0.851	0.129	0.087	0.089	0.148	0.135
	$\rho_6$	0.800	0.178	0.790	0.658	0.618	0.128	-0.045	0.142	-0.004	0.082
	$\rho_9$	0.660	0.249	0.654	0.396	0.371	0.205	0.337	0.177	0.121	0.171
	$\rho_{12}$	0.457	0.010	0.450	0.121	0.110	0.100	0.041	0.031	0.098	0.041
	$\rho_{24}$	-0.056	-0.063	0.012	-0.241	-0.040	-0.117	0.050	-0.137	0.062	-0.013
순위상관 (t-값)	0.623 (8.869)	0.251 (2.887)	0.624 (8.892)	0.561 (7.546)	0.744 (12.399)	0.070 (0.781)	0.022 (0.245)	0.059 (0.658)	-0.020 (-0.223)	0.164 (1.851)	

주) 1.  $\sigma_y$ 와  $\sigma_m$ 은 본문의 식(1)과 식(2)를 각각 참조.  $\rho_1, \dots, \rho_{24}$ 는 각각 lag 1, ..., 24에 해당하는 자기상관 계수를 나타낸다.

2. 순위상관계수의 t-통계량은 다음과 같다.

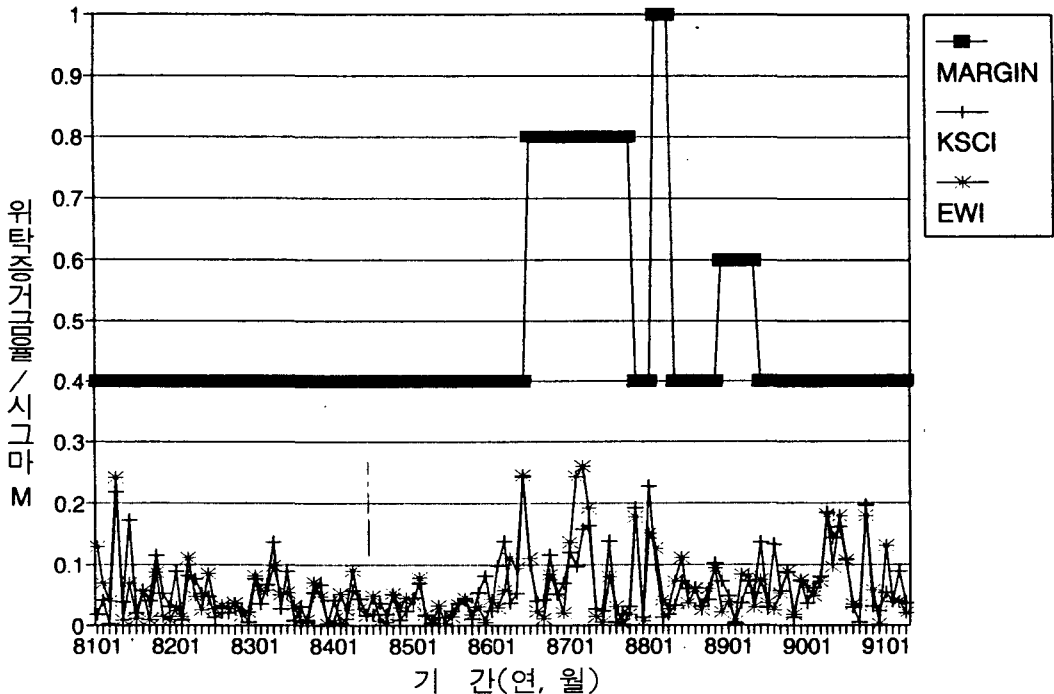
$$T_n = \frac{\sqrt{n-2} \rho}{\sqrt{1-\rho^2}} \sim t_{n-2}$$

우리나라 주식시장에서 위탁증거금율이 주가변동율을 감소시키는 정책적 도구로서의 기능을 다하지 못하고 있는 것으로 보인다. 이것은 미국 주식시장을 대상으로 연구한 Salinger(1989)나 Schwert(1989)와는 일치하나 Hardouvelis(1991)와는 정반대로 나타난 결과이다.

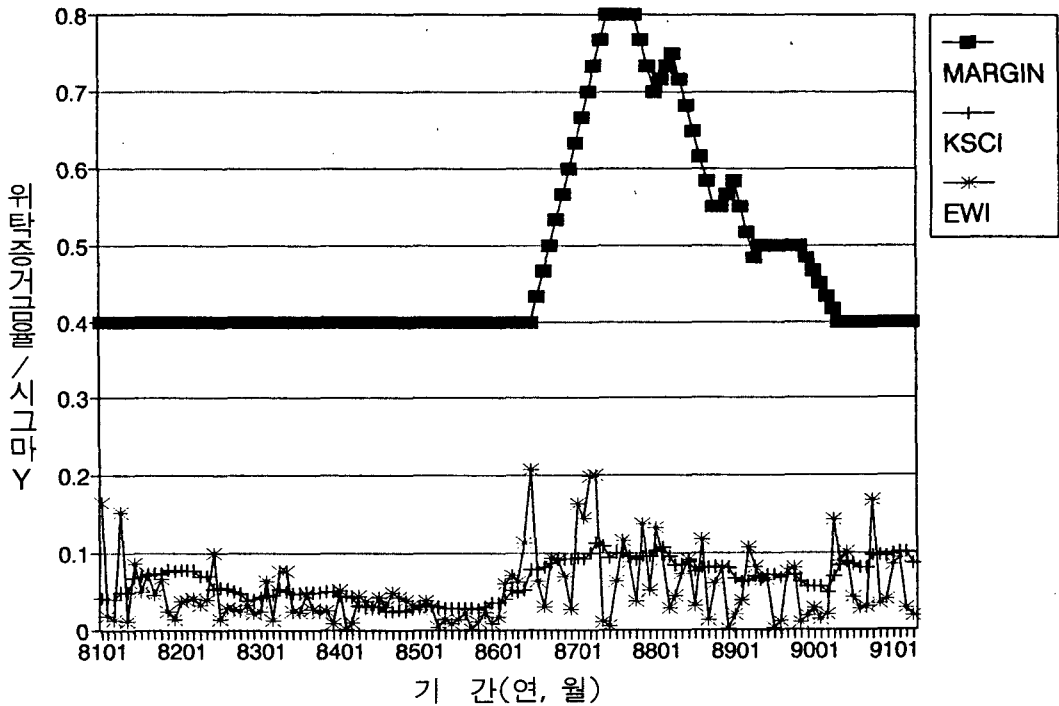
[그림 3]과 [그림 4]에서는 한국종합주가지수와 동일가중지수 등 두 종류의 주가지수로부터 산출한  $\sigma_y$ 와  $\sigma_m$ 을 각각 12개월 평균 위탁증거금율과 매월말 현재의 위탁증거금율과 대비하여 도시하였다. 이 그림을 보면 주가변동율이 그리 크지않던 기간동안에는 위탁증거금율도 변함이 없는 반면, 86년 후반부터 주가변동율이 급격히 상승하면서부터 위탁증거금율도 대폭으로 인상되었음을 알 수 있다.

그러나 한국종합주가지수와 동일가중지수 모두 위탁증거금율의 인상에도 불구하고 주가변동율은 별반 감소하고 있지 않으며 80년대말에는 공식위탁증거금율의 하락과 주가변동율의 감소현상이 함께 발생하고 있다. 특히 80년대중반 직후에는 주가변동율이 비정상적으로 높았고, 그 시절에는 위탁증거금율도 한때 100%에 이르기까지 하였다.

[그림 3] 月別株價變動率( $\sigma_m$ )과 委託證據金率의 推移分析  
(한국종합주가지수와 동일가중지수의 비교)



[그림 4] 年單位別 株價變動率( $\sigma_m$ )과 12개월평균 委託證據金率의 推移分析  
(한국종합주가지수와 동일가중지수의 비교)



#### IV. 委託證據金率과 株價變動率간의 實證的 關係

Christie(1982)는 주가수준과 주가변동율사이에 陰의 상관관계, 즉 高株價기간에는 부채비율이 낮고 그에 따라 주가변동율이 낮아진다는 사실을 발견하였다. 高株價는 위탁증거금율을 상승시키고 주가변동율을 감소시키기 때문에 위탁증거금율과 주가변동율사이에 陰의 상관관계가 존재할 가능성이 있는데, 이러한 사실이 잘못 해석되어 마치 위탁증거금율의 상승이 주가변동율 감소를 초래한다고 할 수 있다. 그러한 해석상의 오류를 피하기 위해서는 주가변동율을 위탁증거금율에 대하여 회귀분석할 때에 또 하나의 說明變數로서 時差 株價收益率을 포함시킬 필요가 있게 된다.

다음은 위탁증거금율의 변경이 주가변동율에 미치는 정책적 효과를 보다 면밀하게 살펴보기로 하자. Douglas(1969)는 그의 회귀식에서 단지 배당금의 변동만을 고려

하였고, Officer(1973)는 산업생산지수만을 분석에 이용하였으므로 검증결과에 큰 신뢰도를 부여할 수 없다. 한편 Hardouvelis(1991)는 보다 포괄적인 변수들의 사용과 정교한 통계적 기법을 사용하여 검증결과를 도출하였으므로 그의 연구결과에는 상당한 신뢰도를 부여해도 무리가 아닌 것으로 보인다. 따라서 본 논문에서는 Schwert(1989)와 Hardouvelis를 종합적으로 참고하여 보다 완전한 회귀식을 도출하여 사용하였으며, 주가변동율에 영향을 미치리라 판단되는 주식시장 내외의 추가적인 변수를 분석에 포함시켰고, 표본기간동안의 주가변동율에 관한 모든 관찰치를 이용하였다. 분석에 포함시킨 추가적인 설명변수는 다음과 같다 :

(1) 주가변동율은 시계열 상관관계가 매우 높기 때문에 시차변동율을 최우선적으로 포함시켰다. 거래소가 위탁증거금율의 변경을 고려할 때 시차변동율에 반응할 가능성은 존재할 수 있다고 판단되어 이 변수를 분석에 포함시킴으로써 그러한 가능성을 탐색할 수 있을 것이다.

(2) 그 다음에 포함시킨 변수들로는 거래소가 위탁증거금율의 변경을 결정할 때 반응을 보이는 것으로 [부록 1]에서 확인된 두개의 변수로서 주가수익률의 시차값과 주식시장 신용총액 증가율의 시차값이다.

(3) 또한 평균인플레이션율과 산업생산지수의 평균성장율을 추가하였다. 이러한 변수들은 결국 주가변동율에 대한 경제환경의 영향을 포착하고, 위탁증거금율과 주가변동율의 관계를 보다 정확히 도출시킬 것으로 판단되어 분석에 포함시켰다. 실상 거래소가 위탁증거금율에 관한 한 책임을 맡고 있지만 통화정책에는 아무런 관할권이 없는 것은 사실이다. 그러나 [부록 1]에서 보았듯이 거래소가 위탁증거금율에 관한 사항을 변경할 때의 배경상황으로서 주식시장 외적인 거시경제적 여건을 자주 고려하였음이 주목을 끌고 있다. 예컨대, 변경된 통화정책은 경제전반에 영향을 미치고, 이러한 경제상황은 다시 주가변동율을 변경시킬지도 모른다. 이런 경우에도 위탁증거금율과 주가변동율사이에는 陰의 상관관계가 발견될 수 있는데, 그것은 위탁증거금율의 변경이 효과적이기 때문이 아니라 통화정책의 동시적 변경이 주가변동율에 영향을 미쳤기 때문인 것으로 풀이될 수 있겠다.

(4) 산업생산지수 성장변동율은 배당변동율의 대용치로 이용될 수 있다.

회귀식들은 通常最小自乘法을 사용하여 추정되었으나 표준오차의 계수는 條件附異分散性을 고려하여 White(1980)의 방법으로 조정되었다. <표 3>에는 위탁증거금



율과 주가변동율의 관련성에 관한 실증분석 결과가 나타나 있다. 전체적으로 볼 때,  $\sigma_m$  회귀식들의 수정결정계수(Adj-R<sup>2</sup>)는  $\sigma_v$  회귀식들의 수정결정계수에 비해 훨씬 작은 것으로 나타났다. 이 사실은 별로 놀라운 사실이 아닌 것으로, <표 2>에서 대체적으로  $\sigma_m$ 의 표준편차가  $\sigma_v$ 의 표준편차의 약 2배가량으로 나타났는데 이것은 곧, 분산으로 환산되면 약 4배나 커짐을 의미한다.

<표 3>에 나타난 多變量回歸分析의 결과는 <표 2>에서 보여준 順位相關係數의 결과를 재확인해 주고 있다. 즉, 관념상 위탁증거금율을 상승시킬 때는 주가변동율을 감소시킬 목적으로 하는 바, 변경효과는 모든 지수에서 그와는 정반대로 나타나고 있어 주가변동율이 감소하기는 커녕 오히려 동반상승현상으로 이어지고 있는 것으로 판단된다. 예컨대,  $\sigma_v$ 를 사용한 회귀분석 결과를 보면, 위탁증거금율이 만일 10% 상승하면(예를 들어, 40%에서 50%로), 다른 변수들에 아무런 변화가 없는 한, 한국 종합주가지수 변동율이 1.04% 포인트, 동일주가지수는 0.06% 포인트, 대기업지수는 0.8% 포인트, 중기업지수는 1.02% 포인트, 그리고 소기업지수의 변동율은 그 영향이 가장 커서 2.09% 포인트 동반 상승하게 되는데, 이는 동일주가지수를 제외하고는 모두 통계적으로도 유의하게 나타났다.

$\sigma_m$ 을 사용한 회귀분석의 결과는  $\sigma_v$ 의 경우와는 달라 동일가중지수, 대기업지수, 그리고 소기업지수에는 負의 효과를 가져온 것으로 나타났으나 모두 통계적으로 유의하지 못하여 그 정책적 효과는 미미한 것으로 보인다. 한편 종합주가지수와 소기업지수의 경우는 앞서의  $\sigma_v$ 의 경우와 같이 正의 효과를 나타냈는데 이번의 경우는 통계적으로 유의하지 못하며, 전체적으로 볼 때  $\sigma_m$ 을 사용한 분석결과에 따르면 위탁증거금율의 변경이 주가변동율에 아무런 영향을 주지 못하는 것으로 나타나고 있다. 다시 말하면, 위탁증거금율 변경이 주가변동율에 주는 즉각적 효과는 반대로 나타나거나, 긍정적 효과를 가져오더라도 그 효과의 크기는 경제적으로도 유의한 수준이 되지 못하고 있음을 의미한다. 변경의 효과가 설혹 긍정적으로 나타나는 경우라 할 지라도 그 크기는 <표 2>에서 표본에 대해 산출된 변동율의 평균 크기에 비하여 너무 작은 수준이다. 이 경우에 실제로 주가변동율은 시차값과는 陽의 상관관계(시차값의 회귀계수를 보면, 동일가중지수 : 0.262, 대기업지수 : 0.013, 중기업지수 : 0.155)를 가지므로 위탁증거금율의 주가변동율에 대한 전체적 효과는 그보다는 약간 크게 나타날 수는 있다.<sup>17)</sup>

17) 저자가 구성한 주가변동율 측정치에 추정오차가 발생하면 시차주가변동율계수를 하향 편위시키게 되어 추정계수가 달라지나, 이것은 오히려 위의 분석결과를 더욱 강하게 뒷받침하게 된다. 주가변동율의 측정오차는 기타 다른 계수에는 아무런 영향을 미치지 않는다 (Pagan과 Ullah(1988) 참조).

〈표 3〉 公式委託證據金率과 株價變動率의 關聯性에 관한 實證分析 結果

구분	$\sigma_{y,t}$					구분	$\sigma_{m,t}$				
	종합주가	동일가중	대기업	중기업	소기업		종합주가	동일가중	대기업	중기업	소기업
$\sigma_{y,t-12}$	0.146 (2.305)	-0.036 (-0.435)	0.117 (1.529)	-0.066 (-0.881)	-0.299 (-4.873)	$\sigma_{m,t-1}$	0.059 (0.606)	0.262 (2.478)	0.013 (0.134)	0.155 (1.790)	0.095 (1.082)
$\bar{M}_t$	0.104 (4.762)	0.006 (0.093)	0.080 (3.826)	0.102 (4.970)	0.209 (10.384)	$M_t$	0.006 (0.181)	-0.011 (-0.365)	-0.001 (-0.038)	-0.007 (-0.224)	0.043 (1.095)
$\bar{R}_{t-1}$	-0.227 (-2.210)	0.240 (0.820)	-0.045 (-0.513)	0.252 (1.996)	0.067 (0.632)	$R_{t-1}$	0.076 (1.124)	0.170 (2.568)	0.085 (1.146)	0.038 (0.695)	0.083 (1.588)
$\overline{MCR}_{t-1}$	0.160 (3.420)	0.205 (1.507)	0.186 (3.660)	0.069 (1.487)	0.201 (5.061)	$MCR_{t-1}$	0.221 (2.027)	0.112 (1.080)	0.213 (1.792)	-0.046 (-0.431)	0.056 (0.511)
$\bar{Y}_t$	0.898 (3.303)	1.460 (2.099)	0.792 (2.899)	0.317 (0.917)	0.430 (1.871)	$Y_t$	0.267 (1.493)	0.190 (1.201)	0.291 (1.496)	0.152 (1.112)	-0.033 (-0.244)
$\bar{\pi}_t$	1.715 (4.295)	2.957 (3.107)	1.446 (3.815)	1.634 (3.035)	-0.109 (-0.313)	$\pi_t$	-0.388 (-1.090)	-0.350 (-0.821)	-0.464 (-1.373)	-0.205 (-0.910)	-0.253 (-0.612)
$\sigma(Y_{y,t})$	0.309 (6.141)	0.476 (2.409)	0.290 (5.434)	-0.043 (-1.056)	0.007 (0.158)	$\sigma(Y_{m,t})$	0.327 (1.286)	0.153 (0.662)	0.400 (1.427)	-0.018 (-0.091)	0.037 (0.169)
Adj-R <sup>2</sup>	0.67	0.28	0.65	0.50	0.80	Adj-R <sup>2</sup>	0.09	0.21	0.04	0.18	0.12
SEE	0.014	0.039	0.014	0.016	0.012	SEE	0.050	0.049	0.054	0.046	0.048

- 주) 1.  $R_{t-1}$  = (t-2)월말부터 (t-1)월말까지 각 해당지수의 실질수익률  
 $\bar{R}_{t-1}$  =  $R_{t-12}, R_{t-11}, \dots, R_{t-1}$ 의 평균  
 $MCR_{t-1}$  = (t-2)월말부터 (t-1)월말까지 전체 증권회사가 고객에게 허용한 신용액을 주식시장의 총자본 가치로 나눈 값의 변화율  
 $\overline{MCR}_{t-1}$  =  $MCR_{t-12}, MCR_{t-11}, \dots, MCR_{t-1}$ 의 평균  
 $\sigma_{y,t-1}$  = 본문의 식(1)을 참조  
 $\pi_{t-1}$  = (t-2)월말부터 (t-1)월말까지 소비자물가상승률  
 $\bar{\pi}_{t-1}$  =  $\pi_{t-12}, \pi_{t-11}, \dots, \pi_{t-1}$ 의 평균  
 $Y_{t-1}$  = (t-2)월말부터 (t-1)월말까지 산업생산지수의 증가율  
 $\bar{Y}_{t-1}$  =  $Y_{t-12}, Y_{t-11}, \dots, Y_{t-1}$ 의 평균  
 2.  $\sigma(Y_{y,t})$ 와  $\sigma(Y_{m,t})$ 는 산업생산지수 ( $Y_t$ )의 변동율로서 각각  $\sigma_y$ 와  $\sigma_m$ 과 같은 식으로 산출된다.  
 3. 괄호( )안의 숫자들은 t 통계량을 나타낸다.  
 4.  $\sigma_{m,t}$ 를 사용한 회귀방정식에는 월별더미변수가 포함되어 있다.

기타 변수들의  $\sigma$ , 회귀계수들을 살펴보면, 종합주가지수의 경우 평균주가수익률이 낮을수록, 또한 위탁증거금 신용액이 클수록, 산업생산총액이 클수록, 인플레이션이 높을수록, 그리고 산업생산성장율의 변동율이 높을수록 주가변동율이 높게 나타났다. 그러나  $\sigma_m$  회귀계수들의 경우에는 주가수익률과 인플레이션에서 예측과는 반대로 나타났다.

여기에서 위의 결과로부터 제기되는 의문점은 한 가지로 압축된다. 왜 위탁증거금율의 변경과 주가변동율이 예측과 같이 負의 상관관계를 갖지 않고 正의 상관관계를 갖는 것일까? 가능한 추론은 다음의 두 가지 시나리오가 될 것이다. 하나는 정책결정당국이 위탁증거금율의 변경시점을 잘못 선택하여 정책변경의 효과가 실증적으로 나타나지 않을 수 있다. 이러한 시나리오는 <표 2>와 <표 3>의  $\sigma_m$ 에 대한 분석결과로부터 충분히 가능성을 알 수 있다. 한편 증권거래소의 「受託契約準則」 第9條에는 委託證據金 徵收의 例外규정을 두고 있는 바, 거래소가 필요하다고 인정하는 경우에는 위탁증거금 징수를 면제하고 있다. 이러한 면제대상기관의 폭이 매우 포괄적이고 광범위하여 현재 총 515개 기관이 면제혜택을 받고 있는 실정이다.<sup>18)</sup> 그동안 주식시장 총거래량의 상당한 비중이 기관투자자에 의하여 이루어지고 있고 또한 이들 대부분이 위탁증거금의 징수로부터 면제혜택을 받고 있는 실정을 감안하면 위탁증거금이 주가변동율에 미치는 긍정적인 정책효과를 기대하기는 매우 어려울 것으로 보인다.

또 하나의 가능성은 우리나라 투자자들의 투자심리에서 찾아볼 수 있는 것으로서, 만일 거래소측이 위탁증거금율을 변경할 때 고려한 배경으로서의 경제상황을 투자자측은 이것을 역으로 유추해석하여 향후 전망을 내림으로서 오히려 투기행위가 과열되는 현상이라고 볼 수도 있을 것이다. 즉, 증시가 침체하였다고 하여 하나의 부양조치로서 위탁증거금율을 내리더라도 투자자들은 이에 대해 역으로 해석하여 향후 증시전망이 더욱 어둡다고 판단함으로써 투자행위를 중단, 증시를 이탈함으로써 증시침체의 상태가 더욱 지속되거나, 반대로 거래소측이 증시과열현상을 진정시키기 위해 위탁증거금율을 인상하면 투자자측에서는 향후전망을 지나치게 낙관적으로 판단함으로써 투기행위가 과열될 수 있다. 어쨌든 어느 시나리오가 옳은지는 여기에서 판단하기가 어렵고 또한 이 논문의 연구범위를 벗어난다.

18) 이들을 개괄적으로 살펴보면, 정부 및 지방자치단체, 정부관리기금(33개), 은행(96개), 투자신탁(8개), 단자회사(32개), 종합금융(6개), 보험회사(48개), 증권회사(25개), 민간기금(23개), 공제단체(7개), 그리고 상호신용금고(237개)등 총 515개의 기관들이 면제대상기관에 속하고 있다. 이 중에서 민간기금을 포함한 267개의 기관은 표본기간동안에 면제혜택을 받지 못하다가 최근예야 대상에 포함되었다.

## V. 委託證據金과 株價의 超過 혹은 寡少變動率

앞장에서는 위탁증거금과 주가변동율간에는 正의 상관관계가 있음을 확인하였고, 그 결과로부터 위탁증거금에 관한 정책변경의 효과가 오히려 역작용을 하고 있다고 판단하였다. 그러나 사실 주가변동율 그 자체로서는 투기과잉현상의 직접적인 측정치로 사용할 수 없다. 투기과잉현상을 보다 정확히 확인하기 위한 측정치는 곧 초과주가변동율로서, 이것은 현재나 미래의 배당금과 할인율의 변동에 영향을 받지 않는 변동율로 정의된다. <표 5>의 회귀분석은 여러가지의 기본적인 주가결정변수의 변화를 모두 고려해서 수행되었지만, 각 표본자료의 現價를 구하지는 않았으며, 따라서 그것을 초과변동율로 간주할 수는 없으며 이를 곧 투기과열현상으로 단언해서는 안될 것이다. 이 장에서는 Scott(1985)와 Froot(1987)에 의해서 제시된 검증방법에 기초한 새로운 회귀분석접근법을 사용하여 위탁증거금율과 초과주가변동율간의 관계를 검토해 보 고자 한다.

### 1. 理論的 背景<sup>19)</sup>

초과변동율의 검증은 소위 不偏性檢證(unbiasedness test)이라 불리는合理的 期待假說을 확인하기 위한 검증방법에 그 바탕을 두고 있다. 이를 설명하면 다음과 같은데, 가령 어떠한 변수  $X$ 가 있다.  $S$ 를 변수  $X$ 에 대한 예측치라 하고,  $U$ 는 그에 따른 예측오차라 하면  $X_{t-1} \equiv S_t + U_{t-1}$ 이 된다. 만일 예측오차  $U$ 가 예측치  $S$ 와 無關하다면,  $S$ 는 공개적으로 입수가능한 정보에 기초한 변수  $X$ 의 합리적 기대치라 할 수 있다. 이때 不偏性檢證은 다음과 같은 회귀식을 이용하여 수행할 수 있다. 즉,

$$U_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 S_t + \eta_{t-1} \quad (3)$$

에서 다음의 귀무가설( $H_0 : \beta_0 = 0, \beta_1 = 0$ )을 검증하면 된다. Froot(1987)는 귀무가설에서  $\beta_1 = 0$ 가 기각될 때의 상황을 다음과 같이 풀이하였다. [부록 2]에 나타난 바와 같이 만일  $\beta_1 < 0$ 가 통계적으로 유의하면 이는 곧 초과변동율의 존재를 의미하고,  $\beta_1 > 0$ 는 반대로 寡少變動率을 의심해도 무방하다고 주장한다. 본 논문에서는 연구목적상 위탁증거금율이 낮거나 하락하는 기간에 合理性假說의 기각정도가 더 심하다는 것을

19) Hardouvelis(1991), p.749 참조.

보여주는 것으로 충분하다고 믿는다.

그러한 검증방법을 주가에 적용하기 위해서 West(1988)와 Froot(1987)의 접근방법을 응용하되 투자자들의 보유기간을 1기간으로 한정하였다. 물론 여기서 보유기간의 길이는 실증분석의 목적에 맞게 임의적으로 조정할 수가 있다. 現價模型에 따르면 이러한 투자보유기간동안의 주가는 곧 기대명목배당금( $E_t D_{t+1}$ )의 할인된 현재가치에다 그 기간말에 그 주식을 처분함으로써 기대되는 예상현금유입( $E_t P_{t+1}$ )을 합한 금액이 된다.

$$P_t = \frac{(E_t P_{t+1} + E_t D_{t+1})}{(1 + E_t R_{t+1})} \tag{4}$$

여기에서  $E_t R_{t+1}$ 는 명목할인을 혹은 명목요구수익률을 나타낸다. 식(4)를 다른 각도에서 보면, 요구수익률은 기대수익률과 같기 때문에 期待裁定利益은 존재하지 않음을 의미한다. 실제검증에서  $P_t$ 는 예측변수  $S$ 로 취급한다. 또한 변수  $X$ 는 주식을 한 기간동안 보유한 후에 기말에 처분함으로써 얻어지는 實際總現金流入의 현재가치에 해당될 것이다.

$$X_{t+1} \equiv \frac{(P_{t+1} + D_{t+1})}{(1 + E_t R_{t+1})} \tag{5}$$

그러면 요구수익률을 측정가능한 명목무위험자산수익률( $i$ )과 위험프리미엄( $E_t \theta_{t+1}$ )의 幾何sum으로 표현해 보자.<sup>20)</sup>

$$1 + E_t R_{t+1} \equiv (1 + i)(1 + E_t \theta_{t+1}) \tag{6}$$

그리고 실제명목수익률( $R_{t+1}$ )은 다음과 같이 표현된다.

$$1 + R_{t+1} \equiv \frac{(P_{t+1} + D_{t+1})}{P_t} \tag{7}$$

식(5), 식(6), 그리고 식(7)로부터 다음의 식이 도출된다.

20) 消費 CAPM에 따르면  $E_t \theta_{t+1}$ 은 실질주식수익률과 한계효용과의 공분산, 실질주식수익률과 인플레이션과의 공분산, 그리고 인플레이션과 한계효용의 공분산과도 관련이 있다.

$$\begin{aligned} X_{t+1} &\equiv P_t(1+R_{t+1})/(1+i_t)(1+E_t\theta_{t+1}) \\ &\cong P_t(1+R_{t+1}-i_t-E_t\theta_{t+1}) \end{aligned} \quad (8)$$

또한 식(4)와 식(8)로부터 예측오차( $\eta_{t+1}$ )는

$$\eta_{t+1} \equiv X_{t+1} - P_t \cong P_t(R_{t+1} - i_t - E_t\theta_{t+1}) \quad (9)$$

식(9)를 이용하면 식(3)에서와 같이  $\eta_{t+1}$ 을  $P_t$ 에 대하여 회귀분석을 할 수 있다. 이 검증방법에서의 문제점은 주가수준의 非靜態性(non-stationarity)이다.  $P_t$ 는  $\eta_{t+1}$ 의  $P_t$ 에 대한 회귀식의 양변에 모두 포함되어 있을 뿐 아니라 非靜態적이기 때문에, 회귀분석 결과는 의미가 없게 된다. 그러나 이 문제점은  $P_t/Q_t$ 가 靜態적인 어떠한 변수  $Q_t$ 를 찾아낸다면 무난히 해결할 수 있을 것이다. 즉,  $\eta_{t+1}/Q_t$ 를  $P_t/Q_t$ 에 대하여 회귀분석하면 되는 것이다. 변수  $Q_t$ 에 대한 선택은 당연히 배당금지금액이 될 것이다. Campbell과 Shiller(1987)는 株價-配當金比率이 실제로 靜態적인임을 보여주었다. 그들은 또한 本源的 價値로부터의 逸脫은 株價-配當金에 영향을 미치고 따라서 배당금지금액을 변수  $Q_t$ 대신에 사용하는 것은 統計的 檢證力이 있음을 보였다.

만일  $\eta_{t+1}$ 와  $P_t$ 사이의 상관계수가 零이 아니고 超過變動率 또는 寡少變動率이 존재한다고 가정해 보자. 그러한 현상을 일으키는 경제적 요인은 도대체 무엇일까? Flood, Hodrick과 Kaplan(1986)은 기존연구들이 흔히 일컫는 合理的 投機거품은 그러한 실증결과의 원인이 될 수 없다고 주장한다. 주가에서 거품부분  $B_t$ 는 그것이 요구수익률  $E_t R_{t+1}$ 의 비율로 성장하리라 예상된다면 합리적이다.<sup>21)</sup> 따라서 合理的 거품은 다음의 형태를 갖게 된다. 즉,

$$B_{t+1} = (1 + E_t R_{t+1}) B_t + \xi_{t+1} \quad \text{그리고} \quad E_t \xi_{t+1} = 0.$$

$\xi_{t+1}$ 은 거품에 대한 白色誤差衝擊을 의미한다. 합리적 거품이 존재한다면 예측오차 ( $\eta_{t+1} \equiv X_{t+1} - P_t$ )가 커지게 마련인데, 그 커지는 정도는 곧

$$B_{t+1}/(1 + E_t R_{t+1}) - B_t = \xi_{t+1}/(1 + E_t R_{t+1})$$

21) Hardouvelis(1988).

이며, 이것이 白色誤差이며  $P_t$ 와는 무관하다.

## 2. 實證分析 結果

위에서 언급한 이론적 기초에 바탕을 두어 실증분석을 수행하였는데 다음의 회귀식을 사용하여 合理性으로부터의 逸脫을 검증하였다.

$$(R_t - i_{t-k}) \text{Log}(P_{t-k}/D_{t-k}) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(P_{t-k}/D_{t-k}) + \varepsilon_t \quad (10)$$

$K$ 는 투자보유기간의 개월수이며,  $i_{t-k}$ 는  $(t-k)$ 월말에 관찰한 무위험자산의  $k$ 개월 만기수익률이다.  $P_{t-k}$ 는  $(t-k)$ 월말의 주가이고,  $D_{t-k}$ 는 기간  $(t-k-35)$ 에서  $(t-k)$ 까지의 평균배당금을 나타낸다. 株價-平滑配當比率(price-smoothed dividend ratio)는 본원적 가치로부터의 일탈을 측정할 때 株價-配當金比率보다 더 나은 통계량이며 그것 역시 靜態的이다.<sup>22)</sup> 관찰불가능한 위험프리미엄은 위의 회귀식에서 제외되어 있음에 주목할 필요가 있다. 따라서 오차항은 잡음뿐만 아니라  $E_{t-k}\theta_t(P_{t-k}/d_{t-k})$ 항도 포함하고 있을 것이다. 그 결과로서 계수추정치에는 偏倚가 있을지도 모르나 그러한 偏倚는 초과변동율을 추정함에 있어 오히려 逆作用을 함을 나중에 보여주려 한다.

분석에 사용한 자료를 설명하면 다음과 같다. 먼저 무위험자산수익률의 대응치로서는 국공채 또는 보증사채수익률이 타당성을 가질 것이나 매 시점마다  $k$ 개월 만기수익률을 구하기는 현실적으로 불가능하기 때문에 편의상 정기예금이자율을 사용하였다. 그러나 이것이 연구결과의 도출에 문제를 야기시키리라고는 생각되지 않는다. 이 논문에서의 분석은 개별종목에 대해서가 아닌 시장 전반적인 영향을 고려하여 수행되고 있고 앞서의 분석이 다섯개의 지수를 대상으로 하고 있는데, 주가자료로는 한국종합주가지수와 관련된 加重平均株價를 사용하였다. 따라서 식(11)에 따른 분석은 오로지 한국종합주가지수에 대해서만 실시되었다.

<표 4>는 서로 다른 보유기간에 대해서 회귀식 (10)을 사용하여 분석한 결과를 요약한 것이다. 서로 겹치는 예측기간을 사용하였기 때문에 오차항에 移動平均過程을 발생시키므로 그에 맞게 通常最小自乘法에 따른 표준오차를 조정하였음에 유의하여야 한다. 즉, 移動平均過程의 길이가 통상 이론적인 것보다 길므로 조정방법은 잔차의

22)  $P_t/d_t$ 의 첫번째 차이(first difference)를 그 자체의 lagged first difference에 회귀분석함으로써 靜態性검증을 실시하였으며, lagged level의  $t$ -통계량은 -3.1로 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하였다 (Fuller(1976), p.373 참조).

自己相關函數를 검토하여 결정하였다.

$\beta_0=0$ 와  $\beta_1=0$ 의  $\chi^2$ 통계량으로 豫測合理性和 零의 위험프리미엄이라는 合同歸無假說을 검증할 수 있다. 예상한대로, 이러한 합동귀무가설은 기각되었다. 기울기계수  $\beta_1$ 은 모든 투자보유기간에 걸쳐 陽數로 나타났고 통계적으로도 유의하였다. Froot (1987)의 해석을 빌면 이것은 위험프리미엄이 일정하다는 가정하에 과소변동율이 존재한다는 것을 의미한다. 이 결과는 미국의 경우와는 반대이며, 제한적이기는 하나 우리나라 주식시장의 주가변동율이 매우 크다는 통념과는 다른 완전히 새로운 증빙자료를 제시하고 있다. Hardouvelis(1991)의 연구에서는 기울기계수  $\beta_1$ 이 거의 모든 보유기간에 대해 통계적으로 유의한 陰數로 나타나 이것을 바탕으로 미국 주식시장에는 초과변동율이 존재하고 있다는 주장을 하였다. Scott(1985)는 훨씬 더 긴 보유기간에 대해서도 연구하였고 결과도 Hardouvelis의 결과와 흡사하나, 그는 그러한 결과로부터 단지 現價模型을 기각하였을 뿐 초과변동율에 기인하는 것으로 해석하지는 않았다.

〈표 4〉에는 앞서의 회귀분석에서 배제시킨 위험프리미엄  $E_{t-k}\theta_t(P_{t-k}/d_{t-k})$  항의 대응치를 독립변수  $P_{t-k}/d_{t-k}$ 에 회귀분석한 결과도 함께 나타나 있다. 첫번째로 사용한 대응치는 보유기간을 3개월로 했을 때 회귀식 (10)의 잔차항의 변동율에 기초를 두고 있다.<sup>23)</sup> 변동율 측정치는 잔차항의 절대값에 비례하지만, 결과는 그 대신 식(1)을 이용하여 산출한 표준편차를 적용한 경우와 비슷하였다. 여러 학자들 중에서 특히 Malkiel(1975)과 Pindyck(1984)는 주가변동율과 자기자본프리미엄은 陽의 상관관계에 있다고 주장한다. Merton(1980)도 유사한 가정을 도입하고 있다.

그러나 Poterba와 Summers(1986)는 변동율은 변동율에 가해지는 衝擊이 그리 오래 지속되지는 않기 때문에 위험프리미엄의 좋은 대응치는 아니라고 주장하고 있다. 이러한 이유도 있고 또한 정확성을 기하기 위하여 또 하나의 대응치로서 매월말 회사채평균수익률과 산업금융채권수익률의 차이(spread)를 사용하였다. 분석결과한결같이 위험프리미엄대응치는 독립변수와 正의 상관관계에 있으며, 이러한 결과로부터 알 수 있는 사실은 분석에서 위험프리미엄을 포함시킨다면 오히려 과소변동율을 나타내는 陽數인  $\beta_1$ 의 값이 더욱 통계적으로 유의하게 커질 수 있음을 보여준다.

〈표 4〉는 또한 과소변동율과 관련된 결과의 해석과 맥을 같이하는 증거를 보여주고 있다. 기울기계수  $\beta_1$ 의 추정치는 보유기간에 비례하여 증가하는데, 이것은 수익률이

23) 보유기간을 1개월로 했을때의 잔차항을 이용하는 것이 논리적으로 더 합당하나 1개월만기 무위험자산수익률의 대응치가 적절하지 않아 편의상 3개월만기 회귀식을 사용하였다.



〈표 4〉 韓國綜合株價指數를 사용한 株價變動率 過渡性與否의 檢證結果

회귀식 : $(R_t - i_{t-k}) \ln(P_{t-k}/D_{t-k}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{t-k}/D_{t-k}) + \varepsilon_t$						
보유기간 (k)	표본기간	$\beta_0$	$\beta_1$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE	$\chi^2$ 통계량(1) $\beta_0 = \beta_1 = 0$
3개월	80. 3~91.4	-0.166 (-1.774)	0.091 (2.383)	0.03	0.415	4.424 [0.035]
6개월	80. 6~91.4	-0.192 (-1.609)	0.142 (2.784)	0.03	0.656	5.186 [0.023]
9개월	80. 9~91.4	-0.169 (-1.242)	0.188 (2.918)	0.03	0.935	5.265 [0.022]
12개월	80.12~91.4	-0.168 (-1.106)	0.221 (2.841)	0.03	1.222	4.848 [0.028]
24개월	81.12~91.4	-0.155 (-0.093)	0.658 (5.233)	0.10	2.556	13.159 [0.000]
36개월	82.12~91.4	0.354 (2.325)	1.490 (7.649)	0.28	3.654	33.973 [0.000]
회귀식 : $\theta_{t-1} \ln(P_{t-1}/D_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(P_{t-1}/D_{t-1}) + u_t$						
위험대용치①	(1)	-0.016 (-3.706)	0.009 (6.099)	0.24	0.012	34.516 [0.000]
	(2) 월별더미		0.009 (6.602)	0.20	0.012	40.108 [0.000]
위험대용치②		-0.028 (-3.650)	0.007 (2.650)	0.05	0.020	7.478 [0.006]

주)  $R_t$  = (t-k)월말부터 t월까지의 배당을 포함한 주식의 명목수익률.

$i_{t-k}$  = (t-k)월말 k개월만기 정기예금이자율. 여기에서 이자율은 年算化않되었음.

$P_{t-k}$  = (t-k)월말의 지수에 포함된 주식가격의 평균.

$d_{t-k}$  = (t-k)월말 이전의 평균배당금.

$\theta_{t-k}$  = (t-1)월말의 위험프리미엄. 위험대용치 ①은 보유기간 3개월의 회귀식에서의 잔차에 1.2533을 곱하여 절대값을 취하였다. 두번째의 회귀식은 상수항을 대신하여 월별더미변수를 포함시켰다. 위험대용치 ②는 회사채평균 수익률과 산업금융채권수익률의 차이(spread)를 사용하였다.

$\chi^2$ 통계량아래의 괄호[ ]안의 숫자들은 유의수준을 가리킨다. 기타 괄호( )안의 숫자는 t-통계량을 나타낸다.

年算化시키지 않았기 때문에 나타난 결과이다. 만일 수익률을 年算化했다면 기울기 계수가 거의 동일하였을 것이다. 따라서 초과변동율에 관한 분석결과는 정확하다고 볼 수 있고, 測定誤謬 때문에 쉽게 분석결과를 의미없는 것으로 무시해버리는 일은 없게 된다. Flood, Hodrick과 Kaplan(1986)에 따르면, 만일 測定誤謬가 할인율에 영향을 준다면 그 영향은 장기투자보유기간에서 누적되는 경향이 있다고 한다. 그들은 이러한 사실을 이용하여 West(1988)의 초과변동율에 관한 실증결과는 현가모형의 기각정도가 보유기간이 길어짐에 따라 커진다는 사실로 미루어 測定誤謬를 범하고 있다고 주장한다. Flood, Hodrick과 Kaplan이 지적한 바와 같이 West의 검증방법에서는 多期間 割引要素를 구하기 위하여 單一期間 割引要素를 복리로 환산하였기 때문에 測定誤謬가 누적되게 된다. 그러나 본 논문에서 실시한 검증에서는 시장에서 결정된 할인 요소들을 사용하였기 때문에 그러한 문제점을 내포하고 있지 않다. 결론적으로 現價模型을 기각하지 못함은 바로 寡少變動率에서 비롯하는 것이라고 해석해도 무방할 것이다.

다음으로, 초과변동율에 대한 위탁증거금율의 영향을 알아보기 위하여 다음의 회귀분석을 실시하였다.

$$(R_t - i_{t-k}) PD_{t-k} = \beta_0 + \beta_H H_t PD_{t+k} + \beta_L L_t PD_{t-k} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$PD_{t-k} = \text{Log}(P_{t-k}/D_{t-k})$$

여기에서  $H_t(L_t)$ 는 더미변수로서  $(t-k-1)$ 월말부터  $t$ 월말까지의 평균위탁증거금율이 50%보다 높으면(낮거나 같으면) 1.0의 값을 갖게 된다. 만일 위탁증거금율이 과잉투기를 억제하는 효과가 있다면, 초과변동율은 위탁증거금율이 낮은 기간동안에 더욱 현저해야 할 것이다. 또한  $\beta_H$ 계수보다  $\beta_L$ 계수가 陰으로 더 커야 한다.

〈표 5〉의 상단에 회귀분석의 결과가 나타나 있다. 위탁증거금율이 투기과잉을 억제한다는 가설과 일치하여  $\beta_H$ 계수보다  $\beta_L$ 계수가 작으며 보유기간이 6개월~24개월에서는 심지어 陰으로 나타났다. 또한  $\beta_L$ 계수와  $\beta_H$ 계수가 동일하다는 귀무가설은 모든 보유기간에 걸쳐 기각되었다. 여기에 사용한 더미변수기법은 위탁증거금율의 초과변동율에 미치는 영향을 분석함에 있어 차라리 量的이라기 보다는 質的인 결과를 제공한다는데 주목하여야 한다. 표본기간동안 위탁증거금율이 단지 21번밖에 변하지 않았고 그중 상당한 회수는 동일한 달에 발생하였으며, 더구나 위탁증거금율의 인상 혹은 하락이 아닌 단순한 현금과 대용비율의 변경도 여러차례 발생하였기 때문에

〈표 5〉 委託證據金率과 株價變動率 過渡性與否의 檢證結果(한국종합주가지수)

회귀식 : $(R_t - i_{t-k})PD_{t-k} = \beta_0 + \beta_H H_t PD_{t-k} + \beta_L L_t PD_{t-k} + \epsilon_t$ $PD_{t-k} = \text{Ln}(P_{t-k}/D_{t-k})$							
보유기간 (k)	$\beta_0$	$\beta_H$	$\beta_L$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE	$\chi^2$ 통계량(2) $\beta_H = \beta_L$	
3개월	0.010 (0.108)	0.115 ( 3.217)	0.003 ( 0.064)	0.15	0.387	24.202 [0.000]	
6개월	0.102 (1.028)	0.232 ( 5.590)	-0.033 (-0.747)	0.34	0.543	55.673 [0.000]	
9개월	0.213 (1.925)	0.344 ( 6.998)	-0.080 (-1.443)	0.44	0.713	75.691 [0.000]	
12개월	0.177 (1.737)	0.568 (11.621)	-0.099 (-1.755)	0.60	0.789	115.160 [0.000]	
24개월	0.292 (3.049)	1.375 (12.098)	-0.121 (-1.691)	0.72	1.437	144.350 [0.000]	
36개월	0.464 (3.821)	2.153 (10.061)	0.182 ( 1.368)	0.60	2.731	93.779 [0.000]	
회귀식 : $(R_t - i_{t-k})PD_{t-k} = \beta_0 + \beta_P \text{POS}_t PD_{t-k} + \beta_C \text{CON}_t PD_{t-k} + \beta_N \text{NEG}_t PD_{t-k} + \epsilon_t$ $PD_{t-k} = \text{Ln}(P_{t-k}/D_{t-k})$							
보유기간 (k)	$\beta_0$	$\beta_P$	$\beta_C$	$\beta_N$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE	$\chi^2$ 통계량(3) $\beta_P = \beta_C = \beta_N$
3개월	-0.146 (-1.610)	0.179 (3.117)	0.079 (2.061)	0.032 (0.773)	0.08	0.402	14.480 [ 0.002]
6개월	-0.281 (-2.260)	0.171 (2.601)	0.201 (3.529)	0.105 (1.973)	0.05	0.651	9.438 [0.024]
9개월	-0.277 (-1.834)	0.194 (2.488)	0.263 (3.100)	0.200 (2.817)	0.03	0.938	6.452 [0.092]
12개월	-0.066 (-0.479)	0.235 (2.313)	0.136 (1.575)	0.198 (2.262)	0.02	1.226	6.007 [0.111]
24개월	-0.036 (-0.296)	1.530 (9.934)	0.141 (1.924)	0.538 (3.764)	0.31	2.237	45.249 [0.000]
36개월	0.459 (3.249)	1.690 (8.411)	0.175 (1.616)	1.504 (6.007)	0.31	3.570	40.668 [0.000]

- 주) 1. 각 기호의 의미는 〈표 6〉을 참조.  $H_t(L_t)$ 는 더미변수로서  $(t-k+1)$ 월부터  $t$ 월까지의 평균위탁 증거금율이 50%를 초과하면(초과하지 않으면) 1.0의 값을 취한다. 또한  $\text{POS}_t(\text{CON}_t$  혹은  $\text{NEG}_t)$ 도 더미변수로서 이것은  $(t-k)$ 월부터  $t$ 월사이에서 만일 위탁증거금율이 상승(불변 또는 하락)하면 각각 1.0의 값을 취한다.
2.  $\chi^2$ 통계량아래의 괄호[ ]안의 숫자들은 유의수준을 가리킨다. 기타 괄호( )

안의 숫자는  $t$  통계량을 나타낸다.

표본자료로부터 정확한 量的 정보를 추출하기가 매우 어려우며, 특히 보유기간이 긴 경우에는 더욱 그러하다.

위탁증거금율의 영향을 알아보기 위하여 표본을 나누어 분석하는 또 다른 접근법은 다음과 같다.

$$(R_t - i_{t-k})PD_{t-k} = \beta_0 + \beta_P POS_t PD_{t-k} + \beta_C CON_t PD_{t-k} + \beta_N NEG_t PD_{t-k} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$PD_{t-k} = \text{Log}(P_{t-k}/D_{t-k})$$

여기서  $POS_t$ (그리고  $CON_t$ ,  $NEG_t$ )는 더미변수로서 만일 위탁증거금율이  $(t-k)$ 월 말부터  $t$ 월 말 사이에 상승(불변 또는 하락)하였으면 1.0의 값을 취한다. 이러한 접근법으로 위탁증거금율의 초과변동율에 미치는 영향에 있어 非線形가능성을 타진할 수 있게 된다. 예컨대, 만일 장기적으로 투자자들이 위탁증거금제도에 따른 규제를 적당히 빠져나가는 방법을 찾아낸다 하더라도, 위탁증거금율이 상승할 때에는 규제가 여느때보다 더 구속력이 있으며 따라서 초과변동율은 더 낮아질 것이다.

<표 5>의 하단에 그 결과가 요약되어 있다.  $\beta_1$ 계수는 여전히 陰數이며 통계적으로 유의하다.  $\beta_P$ 계수에 따르면 위탁증거금율이 상승할 때에 초과변동율에 미치는 영향이 훨씬 크다는 것을 나타낸다. 모든 투자보유기간에 대해  $\beta_P$ 계수의 값은 陽數이고 통계적으로 유의한데, 이것은 초과변동율이 이러한 기간중에는 아주 낮거나 거의 존재하지 않음을 의미한다.  $\beta_N$ 계수에 따르면 위탁증거금율이 하락할 때에 초과변동율에 미치는 영향이 훨씬 크다는 것을 나타낸다.  $\beta_N$ 계수가 만일 陰數이면 그것은 투자자들이 더 많이 차입하기 위해서 그들이 새로이 획득한 여유를 서둘러 사용함을 의미하며, 따라서 단기적으로 변동율이 예상보다 더 높아지게 된다. 그러나 이 표에서 도출된  $\beta_N$ 계수의 값은 陽數이고 3개월을 제외하고는 거의 모두 통계적으로 유의한데, 이것은 초과변동율이 이러한 기간중에도 낮아짐을 의미한다. 이러한 결과는 앞서의 <표 6>의 분석결과를 재확인해주고 있으며, 특히 여기서  $\beta_N$ 계수의 절대값이  $\beta_P$ 계수의 절대값만큼은 크지 않음을 주목할 필요가 있다. 이것은 직관과도 일치하는 것인데, 위탁증거금율이 더욱 투기억제적인 방향으로 변경될 때 더욱 非線形的인 영향을 관찰할 수 있음을 나타낸다.

## VI. 委託證據金과 株價의 暫定的 構成部分

앞서의 章에서 주가의 초과변동율은 위탁증거금율이 낮거나 하락할 때에 더 커짐을 알아보았다. 이러한 초과변동율은 합리적 거품에 기인하는 것으로 볼 수 없기 때문에 위탁증거금제도가 어느정도 완화시키는 것으로 보이는 非合理的 投資行態를 따로 분리시켜 보는 것은 매우 흥미있는 일이 될 것이다. 이 章에서는 비합리적 투자행태의 하나인 소위 流行假說(fads hypothesis)을 검토해 보고자 한다.

流行假說에 따르면, 많은 투자자들은 集團本能에 의하여 행동함으로써 주가를 서서히 본원적 가치로부터 이탈시킨다고 한다.<sup>24)</sup>

바꾸어 말해서, 認識誤謬의 自己相關 정도가 매우 큰 교란거래자(noise traders)들도 역시 주가를 서서히 본원적 가치로부터 이탈시킨다. 이렇게 주가가 본원적 가치로부터 이탈하는 정도는 보유기간이 단기일 때는 그 크기가 작으나 소멸하기까지는 오랜 시간이 소요되므로, 합리적인 투자자들도 재정거래를 통하여 그러한 주가의 괴리를 완전히 없애 버릴 수는 없다.

Summers(1986)는 그러한 특성을 지닌 株價逸脫現狀은 수년간의 자료를 분석하더라도 탐지하기가 매우 어렵다고 주장한다. 그는 株價에 自己相關係數가 거의 1.0에 가까운 잠정적 구성부분이 포함된 것을 예로 들고 있다. 그러한 잠정적 구성부분은 현실적으로 確率步行(random walk)과의 구별이 불가능하지만 주가를 본원적 가치로부터 장기간 동요시키고 있다. Fama와 French(1988)는 주가가 비합리적 투자행태에 의해 장기간 동요하는 것은 단기적으로는 탐지하기가 어렵지만 多期間수익율에 負의 自己相關關係를 발생시킨다는 사실을 알고 실증분석을 통하여 그 증빙자료를 제시하였다.

물론, 多期間수익율에 負의 自己相關이 존재한다고 해서 市場의 效率性이 반드시 부정될 수는 없다. 왜냐하면 負의 상관계수는 시점에 따라 변하는 할인율을 사용하는 모형에 의해서도 산출될 수 있기 때문이다. Fama와 French는 이러한 후자의 시각을 지지하였지만, 다른 여러 학자들은 그러한 실증결과를 바탕으로 效率的 市場假說을 부정하였다 (Lehmann(1988) 혹은 Campbell 과 Shiller(1988) 참조). 본 논문에서는 사실 연구목적상 시간에 따라 변하는 할인율때문이라는 견해에는 별로 관심이 없다. 다만 위탁증거금율이 多期間수익율의 自己相關에 미치는 영향을 살펴보기 전에 다 음의 회귀식을 사용하여 負의 自己相關이 존재함을 확인한 기존연구를 그대로 반

24) 이러한 集團本能의 한 예로서 雷同賣買현상을 꼽을 수 있다.

복시행해 보았다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k} + \varepsilon_t \quad (13)$$

여기에서  $R_t$ 는  $(t-k)$ 월말부터  $t$ 월말까지의 배당을 포함한 실현수익율이며,  $k$ 의 값으로는 앞서와 마찬가지로 3, 6, 9, 12, 24, 그리고 36을 취하였다. <표 6>과 <표 7>은 실질수익율과 초과명목수익율을 이용하여 다섯가지의 지수를 대상으로 분석한 결과의 요약이다. 한국종합주가지수를 이용한 회귀분석에서 기울기계수( $\beta_1$ ) 추정치는 3개월과 24개월을 제외하고는 모두 통계적으로 유의하였다. 특히 보유기간이 36개월일 때에는 기울기계수의 추정치가 陰數이며 통계적으로 매우 유의하게 나타났다.

동일가중지수의 경우에도  $\beta_1$ 계수의 결과가 크게 다를 바 없어 거의 모두 통계적으로 유의하였는데 이번에는 24개월에서도 유의한 陰數를 나타냈다. 다섯가지의 지수를 이용한 결과를 서로 대비해 보면 한가지 흥미로운 사실이 발견된다. 즉, 종합주가지수의 결과와 대기업지수의 결과가 매우 유사한 반면, 동일가중지수와 소기업지수의 결과가 역시 흡사하며, 이는 지수의 산출구조상 각각의 성격을 나타내는 당연한 귀결이라고 하겠다. 다만 중기업지수는 예외적으로 초단기(6개월미만)와 장기(24개월 이상)에서 陰의 自己相關을 나타냈다.

多期間수익율을 사용한 회귀분석에서 계수가 비교적 통계적으로 유의한 결과는 Fama와 French(1988)의 결과와도 일치한다. 전체적으로 <표 6>과 <표 7>에 의하면 미국의 주식시장에서 多期間수익율에 陰의 상관관계가 존재한다고 보고한 기존 연구들의 결과는 우리나라 주식시장에서는 그대로 적용되기가 어렵고 오히려 그 반대현상을 발견할 수 있다. 즉, 미국 주식시장에서는 단기간의 주가등락이 매우 심하여 초과변동율이 존재하는 반면, 우리나라 주식시장에서는 일단 상승세를 타면 상당기간 비슷한 상황이 전개되는가 하면 반대로 하락세 역시 상당히 오랜동안 지속되어 장기침체현상이 두드러지게 나타나 비교적 과소변동율이 존재하게 된다고 볼 수 있다.

$$R_t = \beta_0 + \beta_H H_t R_{t-k} + \beta_L L_t R_{t-k} + u_t \quad (14)$$

$$R_t = \beta_0 + \beta_P \text{POS}_t R_{t-k} + \beta_C \text{POS}_t R_{t-k} + \beta_N \text{NEG}_t R_{t-k} + v_t \quad (15)$$

여기서  $H_t(L_t)$ 는 더미변수로서  $(t-2k-1)$ 월말부터  $t$ 월말까지의 평균위탁증거금율이 50%보다 클(낮거나 같을) 때는 1.0의 값을 취한다. 그리고  $\text{POS}_t(\text{CON}_t, \text{NEG}_t)$ 도 역시 더미변수로서  $(t-k)$ 월말부터  $t$ 월말까지에서 위탁증거금율이 상승(불변 또는 하락)했을 때 각각 1.0의 값을 취한다.

〈표 6〉 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分 存在與否의 檢證結果  
(한국종합주가지수와 동일가중지수의 비교분석)

회귀식 :  $R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k} + \varepsilon_t$       k : 보유기간

한국종합주가지수								
보유기간	실질수익률				초과명목수익률			
	$\beta_0$	$\beta_1$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE	$\beta_0$	$\beta_1$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE
3개월	0.026 (2.431)	0.142 (1.632)	0.01	0.125	0.026 (2.381)	0.136 (1.547)	0.01	0.126
6개월	0.041 (2.559)	0.385 (5.507)	0.14	0.185	0.044 (2.646)	0.317 (4.752)	0.09	0.195
9개월	0.042 (1.895)	0.549 (7.453)	0.26	0.241	0.045 (2.042)	0.525 (7.572)	0.24	0.248
12개월	0.057 (1.937)	0.570 (8.701)	0.27	0.313	0.053 (1.742)	0.539 (7.452)	0.23	0.325
24개월	0.506 (5.796)	0.038 (0.551)	-0.01	0.824	0.538 (6.072)	-0.043 (-0.608)	-0.01	0.840
36개월	1.160 (7.713)	-0.244 (-2.971)	0.02	1.315	1.312 (8.673)	-0.449 (-6.199)	0.08	1.325
동일가중주가지수								
3개월	0.051 (3.774)	0.151 (1.738)	0.02	0.147	0.051 (3.788)	0.145 (1.683)	0.01	0.147
6개월	0.095 (4.562)	0.269 (3.552)	0.06	0.235	0.105 (4.809)	0.189 (2.933)	0.03	0.243
9개월	0.102 (3.827)	0.476 (4.906)	0.19	0.305	0.106 (4.206)	0.467 (5.049)	0.19	0.304
12개월	0.179 (4.573)	0.392 (5.248)	0.12	0.421	0.177 (4.537)	0.368 (4.822)	0.11	0.424
24개월	1.037 (8.394)	-0.137 (-2.311)	0.01	1.034	1.150 (9.157)	-0.228 (-3.814)	0.04	1.047
36개월	1.995 (9.939)	-0.173 (-1.675)	0.01	1.687	2.380 (11.046)	-0.365 (-4.379)	0.06	1.747

주) 1.  $R_t$  : (t-k)월말부터 t월까지의 배당을 포함한 주식의 수익률. 실질수익률은 명목수익률과 소비자물가상승율을 Fisher방정식에 적용하여 구한다. 초과명목수익률은 명목수익률로부터 만기까지가 k개월인 정기예금이자율을 차감한 수익률을 말한다.

2. 괄호( )안의 숫자는 t 통계량을 나타낸다.

〈표 7〉 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分 存在與否의 檢證結果  
(기업규모별지수의 비교분석)

$$\text{회귀식} : R_t = \beta_0 + \beta_1 R_{t-k} + \varepsilon_t$$

k : 보유기간

대기업 주가지수								
보유기간	실질수익률				초과명목수익률			
	$\beta_0$	$\beta_1$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE	$\beta_0$	$\beta_1$	Adj-R <sup>2</sup>	SEE
3개월	0.021 (1.910)	0.202 (2.314)	0.03	0.130	0.020 (1.832)	0.205 (2.335)	0.03	0.131
6개월	0.034 (2.036)	0.427 (5.789)	0.17	0.196	0.035 (2.035)	0.378 (5.315)	0.13	0.208
9개월	0.038 (1.569)	0.544 (7.674)	0.27	0.266	0.041 (1.658)	0.517 (7.709)	0.24	0.277
12개월	0.049 (1.521)	0.583 (9.551)	0.29	0.342	0.045 (1.354)	0.547 (8.212)	0.25	0.360
24개월	0.488 (4.944)	0.055 (0.793)	-0.01	0.929	0.511 (5.085)	-0.008 (-0.113)	-0.01	0.957
36개월	1.187 (6.990)	-0.333 (-4.676)	0.04	1.501	1.306 (7.696)	-0.499 (-6.381)	0.10	1.532
중기업 주가지수								
3개월	0.036 (2.994)	-0.020 (-0.221)	-0.01	0.136	0.036 (2.958)	-0.039 (-0.446)	-0.01	0.139
6개월	0.069 (3.762)	0.052 (0.678)	-0.01	0.198	0.074 (3.860)	-0.041 (-0.560)	-0.01	0.204
9개월	0.076 (3.409)	0.289 (3.126)	0.06	0.240	0.080 (3.735)	0.262 (2.828)	0.05	0.243
12개월	0.122 (4.156)	0.235 (3.152)	0.04	0.300	0.114 (3.874)	0.173 (2.104)	0.01	0.308
24개월	0.463 (7.112)	-0.021 (-0.233)	-0.01	0.574	0.510 (7.842)	-0.164 (-2.279)	0.02	0.567
36개월	0.896 (9.168)	-0.108 (-0.902)	-0.00	0.848	1.091 (11.304)	-0.484 (-5.398)	0.09	0.806
소기업 주가지수								
3개월	0.035 (2.718)	0.106 (1.203)	0.00	0.148	0.036 (2.706)	0.090 (1.047)	0.00	0.147
6개월	0.065 (3.421)	0.219 (2.387)	0.04	0.228	0.069 (3.551)	0.140 (1.877)	0.01	0.231
9개월	0.093 (3.509)	0.286 (3.460)	0.07	0.305	0.089 (3.656)	0.296 (3.661)	0.07	0.293
12개월	0.176 (4.336)	0.134 (2.137)	0.01	0.403	0.154 (4.012)	0.115 (1.787)	0.00	0.390
24개월	0.619 (7.809)	-0.063 (-1.144)	-0.01	0.704	0.668 (8.751)	-0.174 (-3.380)	0.02	0.678
36개월	1.157 (10.775)	-0.043 (-0.376)	-0.01	0.997	1.374 (12.590)	-0.251 (-2.297)	0.03	0.982

주) 표기 및 기타 주석은 앞서의 〈표 6〉을 참조.



〈표 8〉과 〈표 9〉에 실질수익율과 초과명목수익율을 각각 사용해서 회귀식 (14)를 사용하여 분석을 한 결과가 나타나 있다. 한국종합주가지수를 대상으로 분석한 결과는 매우 흥미롭다. 〈표 6〉에서 그 추정치가 陽數였던  $\beta_L$ 계수가 이제는 위탁증거금율이 낮을 때( $\beta_L$ ) 보유기간 12개월과 24개월에서 陰數로 나타났으며 특히 보유기간이 24개월이상일 때에는 통계적으로도 유의해졌다.  $\beta_H$ 계수는 〈표 8〉의  $\beta_L$ 계수의 경우와 마찬가지로 나타났다. 결과적으로 귀무가설  $H_0: \beta_L = \beta_H$ 는 보유기간이 3개월인 경우를 제외하고는 기각되었다. 다른 지수의 경우도 앞서의 〈표 6〉, 〈표 7〉과 대비하여 보면 한국종합주가지수의 경우와 비슷한 양상을 보이고 있는데, 이러한 결과를 종합하여 보면 위탁증거금율이 낮은 기간동안에 流行이 특히 현저하다는 假說을 강력하게 뒷받침하고 있다.

〈표 10〉과 〈표 11〉에는 회귀식 (15)를 이용한 분석결과가 나타나 있다. 위탁증거금율의 변동상황을 이렇게 구분해서 보면 계수의 부호는 앞서의 〈표 6〉과 〈표 7〉에서의  $\beta_L$ 추정치와 비슷하지만 여기에서는 실질수익률과 초과명목수익률을 사용한 결과 모두  $\beta_P$ 의 추정치가  $\beta_N$ 의 추정치보다 훨씬 陽으로 크고 통계적으로도 훨씬 유의한 양상을 관찰할 수가 있다. 이러한 결과는 위탁증거금율이 상승함으로써 流行을 어느정도 완화시키고, 반면에 위탁증거금율이 하락할 때는 流行이 이전보다 더 橫行하며 투기과잉현상을 유발시킨다는 가설을 뒷받침하고 있다.

〈표 8〉 委託證據金과 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分과의 關係  
(한국종합주가지수와 동일가중지수의 비교분석)

$$회귀식 : R_t = \beta_0 + \beta_H H_t R_{t-k} + \beta_L L_t R_{t-k} + u_t$$

한국종합주가지수										
보유 기간	실질수익률					초과명목수익률				
	$\beta_H$	$\beta_L$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_H = \beta_L$	Aji- $R^2$	SEE	$\beta_H$	$\beta_L$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_H = \beta_L$	Adj- $R^2$	SEE
3개월	0.197 (1.679)	0.073 (0.511)	3.173 [0.205]	0.01	0.125	0.187 (1.631)	0.073 (0.491)	2.861 [0.239]	0.01	0.127
6개월	0.534 (5.639)	0.137 (1.076)	26.009 [0.000]	0.17	0.182	0.506 (5.406)	0.067 (0.599)	20.325 [0.000]	0.13	0.191
9개월	0.684 (6.955)	0.063 (0.473)	51.035 [0.000]	0.32	0.232	0.682 (6.887)	0.095 (0.725)	48.045 [0.000]	0.30	0.238
12개월	0.710 (9.828)	-0.217 (-1.270)	61.898 [0.000]	0.38	0.289	0.778 (9.121)	-0.066 (-0.562)	59.319 [0.000]	0.37	0.295
24개월	0.301 (3.314)	-0.369 (-5.821)	17.361 [0.000]	0.13	0.767	0.270 (2.831)	-0.391 (-6.017)	17.321 [0.000]	0.13	0.782
36개월	0.012 (0.072)	-0.392 (-7.961)	4.898 [0.086]	0.03	1.307	-0.342 (-2.147)	-0.493 (-9.644)	9.649 [0.008]	0.07	1.330
동일가중주가지수										
3개월	0.209 (1.811)	0.004 (0.033)	4.378 [0.112]	0.02	0.147	0.213 (1.829)	-0.022 (-0.164)	4.596 [0.100]	0.02	0.146
6개월	0.392 (3.646)	-0.082 (-0.767)	17.751 [0.000]	0.11	0.229	0.354 (3.679)	-0.211 (-2.110)	16.764 [0.000]	0.11	0.233
9개월	0.521 (4.498)	0.040 (0.255)	35.381 [0.000]	0.23	0.299	0.533 (4.537)	-0.056 (-0.367)	39.115 [0.000]	0.25	0.292
12개월	0.382 (4.468)	-0.518 (-2.009)	32.173 [0.000]	0.21	0.399	0.405 (4.319)	-0.520 (-2.301)	34.969 [0.000]	0.23	0.393
24개월	0.126 (1.456)	-0.513 (-6.098)	24.040 [0.000]	0.18	0.943	0.104 (1.162)	-0.548 (-6.729)	29.930 [0.000]	0.22	0.946
36개월	0.289 (1.212)	-0.451 (-8.220)	12.923 [0.002]	0.10	1.603	0.214 (0.791)	-0.571 (-9.284)	18.176 [0.000]	0.15	1.660

주) 각 기호의 의미는 〈표 6〉을 참조. H(L)는 더미변수로서 (t-2k-1)월부터 t월  
까지의 평균위탁증거금율이 50%를 초과하면(초과하지 않으면) 1.0의 값을 취한다.  
괄호( )안의 숫자는 t 통계량을, 그리고  $\chi^2$ 통계량의 아래에 있는 괄호 [ ]의  
숫자들은 유의수준을 나타낸다.

〈표 9〉 委託證據金과 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分과의 關係  
(기업규모별지수의 비교분석)

$$\text{회귀식} : R_t = \beta_0 + \beta_H H_t R_{t-k} + \beta_L L_t R_{t-k} + u_t$$

대기업 주가지수										
보유 기간	실질수익률					초과명목수익률				
	$\beta_H$	$\beta_L$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_H = \beta_L$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE	$\beta_H$	$\beta_L$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_H = \beta_L$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE
3개월	0.255 (1.807)	0.175 (1.269)	5.568 [0.062]	0.03	0.131	0.220 (1.787)	0.188 (1.304)	5.708 [0.058]	0.03	0.132
6개월	0.522 (4.903)	0.270 (1.744)	27.926 [0.000]	0.18	0.195	0.501 (4.646)	0.220 (1.639)	22.459 [0.000]	0.14	0.206
9개월	0.656 (6.358)	0.165 (1.180)	46.200 [0.000]	0.29	0.261	0.632 (6.284)	0.224 (1.853)	41.168 [0.000]	0.26	0.273
12개월	0.743 (10.167)	-0.095 (-0.632)	61.063 [0.000]	0.38	0.321	0.794 (9.466)	0.046 (0.488)	56.864 [0.000]	0.36	0.355
24개월	0.290 (3.256)	-0.315 (-5.287)	12.941 [0.002]	0.09	0.882	0.261 (2.723)	-0.323 (-5.245)	12.055 [0.002]	0.09	0.911
36개월	-0.308 (-2.271)	-0.346 (-7.280)	5.047 [0.080]	0.03	1.508	-0.735 (-3.776)	-0.405 (-8.771)	12.940 [0.002]	0.10	1.530
중기업 주가지수										
3개월	0.083 (0.706)	-0.132 (-0.993)	1.579 (0.454)	-0.00	0.136	0.057 (0.514)	-0.140 (-1.049)	1.476 [0.478]	-0.00	0.139
6개월	0.286 (2.514)	-0.232 (-2.737)	9.911 (0.007)	0.06	0.192	0.217 (2.209)	-0.300 (-3.589)	9.883 [0.007]	0.06	0.198
9개월	0.521 (4.033)	-0.252 (-2.124)	30.611 (0.000)	0.20	0.222	0.548 (4.318)	-0.266 (-2.230)	33.103 [0.000]	0.22	0.221
12개월	0.379 (4.438)	-0.689 (-4.194)	35.914 (0.000)	0.24	0.267	0.392 (4.173)	-0.613 (-3.549)	30.108 [0.000]	0.20	0.277
24개월	0.227 (2.888)	-0.482 (-5.394)	22.412 (0.000)	0.17	0.522	0.144 (1.889)	-0.544 (-5.488)	24.838 [0.000]	0.18	0.517
36개월	0.323 (1.498)	-0.444 (-7.599)	11.133 (0.004)	0.09	0.808	-0.042 (-0.201)	-0.695 (-10.572)	17.867 [0.000]	0.15	0.783
소기업 주가지수										
3개월	0.123 (1.066)	0.066 (0.520)	1.557 [0.459]	-0.00	0.149	0.124 (1.178)	0.017 (0.137)	1.394 [0.498]	-0.00	0.147
6개월	0.287 (2.083)	0.067 (0.718)	7.775 [0.021]	0.04	0.228	0.256 (2.425)	-0.090 (-1.140)	6.369 [0.041]	0.03	0.229
9개월	0.327 (3.026)	0.132 (1.192)	10.679 [0.005]	0.07	0.305	0.363 (3.707)	0.056 (0.518)	13.334 [0.001]	0.08	0.291
12개월	0.178 (2.427)	-0.174 (-1.158)	4.592 [0.101]	0.02	0.401	0.165 (1.639)	-0.221 (-1.305)	4.330 [0.115]	0.02	0.387
24개월	0.147 (1.698)	-0.448 (-5.538)	16.993 [0.000]	0.12	0.657	0.085 (0.822)	-0.515 (-6.146)	21.908 [0.000]	0.16	0.628
36개월	0.276 (1.543)	-0.463 (-8.840)	14.710 [0.001]	0.12	0.932	0.181 (1.189)	-0.630 (-12.928)	21.850 [0.000]	0.18	0.903

주) 각 기호의 의미는 〈표 8〉을 참조.

〈표 10〉 委託證據金과 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分과의 關係 (실질수익률과 초과명목수익률을 사용한 한국종합주가지수와 동일가중주가지수의 비교분석)

$$\text{회귀식} : R_t = \beta_0 + \beta_P \text{POS}_t R_{t-k} + \beta_C \text{CON}_t R_{t-k} + \beta_N \text{NEG}_t R_{t-k} + u_t$$

한국종합주가지수													
보유 기간	실질수익률						초과명목수익률						
	$\beta_P$	$\beta_C$	$\beta_N$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_P = \beta_C = \beta_N$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE	$\beta_P$	$\beta_C$	$\beta_N$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_P = \beta_C = \beta_N$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE	
3개월	0.531 (1.14)	0.093 (1.07)	0.171 (0.95)	4.860 [0.182]	0.01	0.125	0.271 (0.87)	0.111 (1.16)	0.158 (0.96)	2.812 [0.422]	-0.00	0.127	
6개월	0.686 (4.90)	0.306 (3.04)	0.233 (1.88)	25.964 [0.000]	0.16	0.182	0.572 (4.40)	0.240 (2.30)	0.194 (1.57)	17.377 [0.001]	0.10	0.194	
9개월	0.757 (4.54)	0.598 (4.01)	0.321 (3.79)	46.602 [0.000]	0.29	0.237	0.669 (5.37)	0.573 (3.53)	0.344 (3.87)	40.573 [0.000]	0.25	0.246	
12개월	0.627 (5.75)	0.754 (7.74)	0.440 (4.31)	43.404 [0.000]	0.28	0.312	0.549 (5.26)	0.744 (6.28)	0.434 (3.76)	36.450 [0.000]	0.23	0.325	
24개월	5.448 (4.71)	1.756 (3.53)	0.051 (0.78)	27.658 [0.000]	0.20	0.736	-0.031 (-0.01)	2.350 (4.74)	-0.111 (-1.37)	5.356 [0.148]	0.02	0.829	
36개월	-2.498 (-1.48)	3.527 (3.71)	-0.263 (-2.69)	6.031 [0.110]	0.03	1.306	-3.281 (-3.22)	0.090 (0.04)	-0.365 (-4.05)	13.471 [0.004]	0.10	1.312	
동일가중주가지수													
3개월	0.309 (1.04)	0.150 (1.56)	0.015 (0.07)	3.498 [0.321]	0.00	0.148	0.160 (0.71)	0.158 (1.58)	0.014 (0.07)	3.085 [0.379]	0.00	0.148	
6개월	0.705 (4.80)	0.298 (2.33)	0.068 (0.89)	16.239 [0.001]	0.10	0.231	0.574 (4.53)	0.199 (1.82)	0.033 (0.41)	9.431 [0.024]	0.05	0.240	
9개월	0.496 (3.25)	1.200 (5.65)	0.278 (4.16)	56.681 [0.000]	0.34	0.276	0.489 (3.56)	1.190 (4.81)	0.290 (4.19)	52.767 [0.000]	0.32	0.278	
12개월	0.426 (4.74)	1.100 (3.77)	0.363 (3.71)	26.450 [0.000]	0.17	0.410	0.399 (4.49)	1.084 (2.85)	0.356 (3.34)	21.354 [0.000]	0.14	0.417	
24개월	2.544 (4.39)	-0.807 (-2.59)	-0.082 (-1.42)	32.153 [0.000]	0.23	0.914	2.705 (2.99)	-1.507 (-4.33)	-0.189 (-3.15)	30.254 [0.000]	0.21	0.949	
36개월	1.267 (2.43)	-2.723 (-3.71)	-0.168 (-1.72)	9.969 [0.019]	0.07	1.634	0.180 (0.33)	-2.138 (-6.29)	-0.364 (-4.17)	12.215 [0.007]	0.09	1.719	

주) 각 기호의 의미는 〈표 8〉을 참조. POS(NEG)는 더미변수로서 (t-k)월부터 t월까지의 평균위탁증거금율이 상승(하락)하면 각각 1.0의 값을 취한다. 괄호( )안의 숫자는 t 통계량을 나타내며, 한편  $\chi^2$ 통계량아래 괄호[ ]안의 숫자들은 유의수준을 가리킨다.

〈표 11〉 委託證據金과 株式價格의 構成에 있어서 暫定部分과의 關係 (실질수익률과 초과명목수익률을 사용한 기업규모별지수의 비교분석)

$$회귀식 : R_t = \beta_0 + \beta_P POS_t R_{t-k} + \beta_C CON_t R_{t-k} + \beta_N NEG_t R_{t-k} + u_t$$

대기업 주가지수													
보유 기간	실질수익률						초과명목수익률						
	$\beta_P$	$\beta_C$	$\beta_N$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_P = \beta_C = \beta_N$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE	$\beta_P$	$\beta_C$	$\beta_N$	$\chi^2$ 통계량 $\beta_P = \beta_C = \beta_N$	Adj- R <sup>2</sup>	SEE	
3개월	0.613 (1.19)	0.157 (1.81)	0.178 (1.22)	7.794 [0.050]	0.04	0.130	0.358 (1.01)	0.187 (1.93)	0.167 (1.21)	6.102 [0.107]	0.02	0.132	
6개월	0.685 (5.09)	0.321 (3.02)	0.317 (2.39)	30.642 [0.000]	0.19	0.194	0.591 (4.79)	0.286 (2.51)	0.286 (2.17)	22.977 [0.000]	0.14	0.207	
9개월	0.777 (5.77)	0.501 (3.51)	0.379 (4.39)	45.502 [0.000]	0.28	0.263	0.672 (6.17)	0.489 (3.28)	0.396 (4.46)	38.844 [0.000]	0.24	0.277	
12개월	0.656 (5.74)	0.626 (8.54)	0.485 (4.38)	45.726 [0.000]	0.29	0.343	0.557 (4.92)	0.617 (7.26)	0.480 (3.87)	38.036 [0.000]	0.24	0.362	
24개월	-0.082 (-0.06)	1.891 (3.28)	-0.007 (-0.09)	3.727 [0.293]	0.01	0.923	-2.092 (-1.88)	1.285 (2.60)	0.002 (0.02)	12.798 [0.005]	0.08	0.912	
36개월	-2.971 (-2.81)	2.684 (3.23)	-0.279 (-2.75)	12.624 [0.006]	0.09	1.460	-1.975 (-2.90)	2.535 (2.25)	-0.431 (-4.17)	16.869 [0.001]	0.13	1.508	
중기업 주가지수													
3개월	0.195 (0.69)	-0.037 (-0.39)	-0.047 (-0.17)	0.524 [0.914]	-0.02	0.137	-0.030 (-0.15)	-0.041 (-0.42)	-0.023 (-0.09)	0.149 [0.985]	-0.02	0.140	
6개월	0.466 (3.42)	-0.003 (-0.03)	-0.054 (-0.51)	4.011 [0.260]	0.01	0.197	0.271 (1.97)	-0.096 (-0.93)	-0.096 (-0.93)	2.415 [0.491]	-0.00	0.204	
9개월	0.450 (2.52)	0.389 (1.92)	0.082 (0.90)	13.759 [0.003]	0.08	0.238	0.410 (2.90)	0.288 (1.24)	0.107 (1.07)	10.306 [0.016]	0.06	0.242	
12개월	0.186 (1.87)	0.346 (1.31)	0.249 (2.65)	6.003 [0.111]	0.02	0.302	0.124 (1.16)	0.081 (0.23)	0.232 (2.24)	3.209 [0.360]	0.00	0.310	
24개월	3.096 (5.45)	-0.260 (-1.29)	0.045 (0.79)	30.615 [0.000]	0.22	0.505	3.250 (2.54)	-0.377 (-0.98)	-0.120 (-1.71)	10.140 [0.017]	0.06	0.554	
36개월	1.987 (3.81)	0.062 (0.02)	-0.080 (-0.70)	6.604 [0.086]	0.04	0.831	-0.508 (-1.02)	-2.376 (-4.29)	-0.480 (-5.17)	14.894 [0.002]	0.11	0.799	
소기업 주가지수													
3개월	-0.087 (-0.32)	0.128 (1.31)	-0.105 (-0.35)	2.084 [0.555]	-0.01	0.149	-0.107 (-0.45)	0.118 (1.20)	-0.116 (-0.43)	1.849 [0.604]	-0.01	0.147	
6개월	0.493 (2.46)	0.282 (2.00)	-0.039 (-0.45)	10.096 [0.018]	0.05	0.227	0.335 (1.97)	0.210 (1.78)	-0.088 (-1.01)	5.570 [0.135]	0.02	0.230	
9개월	0.275 (2.27)	0.818 (4.06)	0.024 (0.41)	27.822 [0.000]	0.18	0.287	0.299 (2.41)	0.839 (3.79)	0.037 (0.58)	28.468 [0.000]	0.18	0.275	
12개월	0.061 (0.91)	0.587 (2.67)	0.097 (1.24)	6.821 [0.078]	0.03	0.399	0.042 (0.59)	0.617 (2.26)	0.095 (1.13)	5.795 [0.122]	0.02	0.387	
24개월	1.299 (4.40)	-0.190 (-1.07)	-0.082 (-1.77)	27.613 [0.000]	0.20	0.629	1.224 (3.17)	-0.565 (-3.09)	-0.172 (-3.66)	23.715 [0.000]	0.17	0.626	
36개월	1.833 (7.79)	1.634 (1.93)	-0.055 (-0.53)	19.107 [0.000]	0.15	0.916	1.764 (6.54)	-2.786 (-4.56)	-0.233 (-2.39)	19.671 [0.000]	0.15	0.917	

주) 각 기호의 의미는 <표 8>과 <표 10>을 참조

## VII. 結 言

이 논문에서는 매우 흥미로운 實證上의 規則性을 발견하였다. 즉, 현금시장(cash market)의 위탁증거금율이 높아지면 실제주가변동율과 초과주가변동율이 감소되고, 또한 流行의 경우와 마찬가지로 본원적 가치로부터의 괴리가 작아진다.

위탁증거금제도가 多期間수익율의 自己相關에 영향을 미치는 지의 여부를 알아보기 위하여 앞서의 회귀식 (11) (12)와 유사한 접근방법으로 분석을 하였다. 표본기간에서 관찰된 모든 자료를 두 가지 즉, 위탁증거금의 高低에 따라, 또는 위탁증거금율이 상승했느냐 하락했느냐에 따라 구분을 하였다. 그리고 다음과 같은 회귀분석을 실시하였다.

따라서, 증권거래소의 「受託契約準則」에 규정된 위탁증거금의 징수는 그 제도의 취지에 부합되고 현금시장에서의 위탁증거금 징수는 주식시장을 불안정하게 하고 심지어는 교란시키는 투기행위를 억제하는 역할을 하는 것으로 보인다. 다만 제도 운용상의 이유이거나 혹은 우리나라 주식시장의 투자자들이 비합리적인 투자행태를 보임에 따라 그 정책적 효과는 때로 역기능적인 결과를 초래하였음을 확인하였다. 더구나 대부분의 기관투자자들이 거래소의 규정에 의하여 위탁증거금 징수로부터 면제받음으로써 애초부터 정책효과는 반감될 수 밖에 없기 때문에 실증분석에서 이러한 결과가 도출되었을 가능성도 매우 농후하다. 사실 이러한 제도적 특혜의 배경에는 기본적으로 면제혜택을 받고 있는 기관투자자는 합리적으로 투자행위를 하고 항상 주식시장의 안정에 기여한다고 하는 암묵적 가정에 기초한다고 해도 과언이 아닐 듯 싶다. 그러나 그 결과로 정책시행의 효과는 예상보다 줄어들거나 오히려 반대효과도 발생할 수 있다는 점을 정책결정 담당자는 깊이 인식하여야 할 것이다. 그럼에도 불구하고 이 연구결과를 통하여 최소한 現金株式市場에서 위탁증거금제도는 그 제도적 의의가 여전히 있다는 사실이 확인되었다.

또한 우리나라 주식시장에서 통상 과열투기행위가 빈번히 일어나 주식시장을 교란시킴으로써 건전한 투자풍토조성에 저해된다는 저간의 우려가 매우 커왔으나 표본기간동안에 대하여 실증분석을 한 결과 주식시장 전체적으로 볼 때 주가변동율, 특히 초과주가변동율에 미치는 영향이 그다지 심각한 정도는 아니었으며 오히려 우리나라의 주식시장은 미국시장에 비해 주가가 비교적 안정적인 수준을 유지해 왔다고 볼 수 있다. 이와 같은 분석은 당연한 귀결로서 미국의 경우를 보면 1987년 10월의 소위 '검은 월요일'의 주가폭락사태이래, 주가지수에 기초한 계약들이 거래되는 派生的 市場의 역할에 관하여 뜨거운 논쟁이 있어 왔다. 사실 주가지수의 先物과

옵션시장은 유동성을 제공하여 주고 큰 기관투자자들에게 위험회피수단을 마련해 준다는 점에서 높이 평가되고 있다. 그러나 그러한 시장들은 동시에 現金市場으로 전파되는 과도한 가격변동율을 야기시킨다는 의심을 받고 있다 (Harris(1988) 참조).

최근에 우리나라에도 주가지수선물의 도입에 대하여 활발히 논의되고 있고 장차 옵션상품도 고려될 것인 바, 그러한 상품들이 투자자들에게 여러가지의 위험회피수단을 제공한다는 긍정적인 측면도 물론 있으나 미국의 경우에서 보다시피 초과주가변동율에 지대한 영향을 미칠 수도 있다는 부정적인 측면도 있기 때문에 신상품들의 도입과 함께 주식시장의 안정을 확보할 수 있는 여러가지 정책적 대응방안도 아울러 강구되어야 한다고 본다. 본 논문의 결과를 토대로 하여 조만간 도입이 검토되고 있는 派生的 契約에 부과될 위탁증거금이 派生的 市場과 現金株式市場에서의 가격변동율에 어떠한 영향을 미칠 것인지를 연구해 보는 일은 매우 현실적인 과제가 될 것이다. 재무이론에서 보면, 오늘날까지 派生的 株式市場에서의 위탁증거금징수의 기본적인 취지는 주가변동율이 주어진 外生變數라는 가정하에 계약이행불능 가능성과 파생적시장이 붕괴되는 위험을 최소화하기 위한 것이다. 그러나 지난 50여년 동안 미국 現金株式市場에서의 경험이 보여주듯이 위탁증거금제도는 시장에서 과도한 가격변동율 그 자체를 감소시키는 추가적 기능을 담당하는 매우 중요한 제도의 하나로도 인식이 되어야 할 것이기 때문이다.

## 참 고 문 헌

- 金權重·黃善雄·金鎮宣, 「株價指數의 效率性과 超過收益率推定值의 偏倚」, 中央大  
學校 Working Paper, 1992.
- 池 清, 「우리나라 證券市場에서의 企業規模效果에 관한 實證的 研究」, 證券學會誌  
第9輯, 1987, 1-38.
- 黃善雄, 「效率的 市場假說과 變則的 月中效果에 관한 研究: 美國과 韓國 株式市場  
에서의 實證分析」, 財務研究 第4號, 1991, pp.17-46.
- 黃善雄·李逸均, 「資本資產포트폴리오의 效率性에 대한 多變量 檢證」, 證券學會誌  
第13輯, 1991, 357-401.
- 韓國上場會社協議會, 「上場」, 各號.
- 韓國上場會社協議會, 「上場協」, 各號.
- 韓國銀行, 「調查統計月報」, 各號.
- 韓國證券去來所, 「賣買關聯規程集」, 1991.2.
- 韓國證券去來所, 「證券統計年譜」, 各號.
- 韓國證券去來所, 「株式」, 各號.
- 韓國證券去來所, 「韓國證券去來所 三十年史」, 1986.6.
- Bickel, Peter J. and Kjell A. Doksum, *Mathematical Statistics : Basic Ideas and Selected Topics*, Holden Day, Inc. : San Francisco, 1977.
- Black, Fischer, "Studies of Stock Price Volatility Changes," *Proceedings of the 1976 Meetings of the Business and Economics Section, American Statistical Association*, 1976, 177-181.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Cointegration and Tests of Present Value Models," *Journal of Political Economy*, vol. 95 (October 1987), 1062-1088.
- Campbell, John Y. and Robert J. Shiller, "Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends," *Journal of Finance*, vol. 43 (July 1988), 661-676.
- Christie, Andrew A., "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances : Value, Leverage and Interest Rate Effects," *Journal of Financial Economics*, vol. 10 (December 1982), 407-432.
- Douglas, George W., "Risk in the Equity Markets : An Appraisal of Market Efficiency," *Yale Economic Essays* (Spring 1969), 3-45.
- Eckardt, Walter L. Jr. and Donald L. Rogoff, "100% Margins Revisited," *Journal*



- of Finance*, vol. 31 (June 1976), 996-1000.
- Engle, Robert F., "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, vol. 50 (July 1982), 987-1007.
- Estrella, Arturo, "Consistent Margin Requirements : Are They Feasible ? " *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, vol. 13, no. 2 (Summer 1988), 61-79.
- Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, "Permanent and Temporary Components of Stock Prices," *Journal of Political Economy*, vol. 96 (April 1988), 246-273.
- Federal Reserve System, Board of Governors, *A Review and Evaluation of Margin Requirements* (Decemebr 1984) Staff Study.
- Ferris, S. and D. Chance, "Margin Requirements and Stock Market Volatility," *Economic Letters*, vol. 28 (1988), 251-254.
- Flood, Robert P., Robert J. Hodrick, and Paul, Kaplan, "An Evaluation of Recent Evidence on Stock Market Bubbles," *NBER Working Paper*, no. 1971 (July 1986).
- French, Kenneth R., G. Schwert, and Robert F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, vol. 19 (1987), 3-29.
- Friedman, Milton, "The Case for Flexible Exchange Rates," in *Essays in Positive Economics*, Chicago : University of Chicago Press, 1953.
- Froot, Kenneth A., "Tests of Excess Forecast Volatility in the Foreign Exchange and Stock Markets," *NBER Working Paper*, no. 2362 (August 1987).
- Garbade, Kenneth D., "Federal Reserve Requirements : A Regulatory Initiative to Inhibit Speculative Bubbles," in Paul Wachtel ed., *Crisis in Economic and Financial Structure*, Lexington : Lexington Books, 1982.
- Godfrey, L. G., "Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regression Include Lagged Dependent Variables," *Econometrica*, November, vol. 46 (1978), 1303-1310.
- Granger, C. W. J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, vol.37 (1969), 424-438.
- Grube, R. Corwin, O. Maurice, Joy, and B., Panton, Don "Market Responses to Federal Reserve Changes in the Initial Margin Requirement," *Journal of Finance*, vol. 34 (June 1979), 659-674.

- Hansen, Lars P., "Large Sample Properties of Generalized Methods of Moments Estimators," *Econometrica*, vol. 50 (July 1982), 1029-1054.
- Hardouvelis, Gikas A., "Evidence on Stock Market Speculative Bubbles : Japan, United States, and Great Britain," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, , vol. 13(2) (Summer 1988), 4-16.
- Hardouvelis, Gikas A., "Margin Requirements, Volatility, and the Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review* (1991).
- Hart, Oliver D. and David M. Kreps, "Price Destabilizing Speculation," *Journal of Political Economy*, vol. 94 (October 1986), 927-952.
- Hsieh, David A. and Merton H. Miller, "Margin Regulation and Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, vol. 45, no. 1 (March 1990), 3-29.
- Kupiec, Paul H., "Initial Margin Requirements and Stock Returns Volatility : Another Look," Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series #53, 1989.
- Largay, James A. and Robert J. West, R. Richard, "Margin Changes and Stock Price Behavior," *Journal of Political Economy*, vol. 81 (March/April 1973), 328-329.
- Lehmann, Bruce N., "Fads, Martingales, and Market Efficiency," *NBER Working Paper*, no. 2533 (March 1988).
- Lo, Andrew W. and Craig A. McKinlay, "Stock Prices do not Follow Random Walks : Evidence from a Simple Specification Test," *Review of Financial Studies*, Spring vol. 1 (Spring 1988), 41-66.
- Luckett, Dudley G., "On the Effectiveness of the Federal Reserve's Margin Requirement," *Journal of Finance*, vol. 37 (June 1982), 783-795.
- Lütkepohl, Helmut, Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer-Verlag: Berlin, 1991.
- Maddala, G. S., Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge : Cambridge University Press, 1983.
- Moore, Thomas G., "Stock Market Margin Requirements," *Journal of Political Economy*, vol. 74 (April 1966), 158-167.
- Newey, Whitney K. and Kenneth D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, vol. 55 (May 1987), 708-708.

- O'Brien, James M., "Speculative Bubbles in Stock Prices and the Need for Margin Requirements," Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, presented at the AFA meetings, Decemebr 1984.
- O'Brien, James M., "Testing for Transient Elements in Stock Prices, Mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve System, Decemebr 1987.
- Officer, R. R., "The Variability of the Market Factor of the New York Stock Exchange," *Journal of Business*, vol. 46 (July 1973), 434-453.
- Pagan, Adrian and Ullah, Aman, "The Econometric Analysis of Models with Risk Terms," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3 (1988), 87-105.
- Pindyck, Robert S., "Risk, Inflation and the Stock Market," *American Economic Review*, vol. 76 (December 1986), 1142-1151.
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, "The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations," *American Economic Review*, vol. 76 (Decemebr 1986), 1142-1151.
- Poterba, James M. and Lawrence H. Summers, "Mean Reversion in Stock Prices : Evidence and Implications," *Journal of Financial Economics*, vol. 22 (1987), 27-60.
- Salinger, Michael A., "Stock Market Margin Requirements and Volatility : Implications for Regulation of Stock Index Futures," *Journal of Financial Services Research*, vol. 3 (1989), 121-138.
- Schwert, G. William, "Margin Requirements and Stock Volatility," *Journal of Financial Services Research*, vol. 3 (1989), 153-164.
- Scott, Luis O., "The Present Value Model of Stock Prices : Regression Tests and Monte Carlo Results," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 2 (November 1985), 457-510.
- Shiller, Robert J., "Stock Prices and Social Dynamics," *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2 (Fall 1984), 457-510.
- Summers, Lawrence H., "Does the Stock Market Rationally Reflect Fundamental Values ?," *Journal of Finance, Proceedings*, vol. 41 (July 1986), 591-600.
- West, Kenneth D., "Dividend Innovations and Stock Price Volatility," *Econometrica*, vol. 56 (January 1988), 37-61.
- White, H., "A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity," *Econometrica*, vol. 48 (May 1980), 817-838.

[부록 1] 1980년 이후의 委託證據金 措置內容

조치일자	조치내용	조치배경 및 사항	조치전후 증가추이	비 고
1981. 6.17	대용40% → 현금40% (위탁증거금중 대용증권 납부한도 100% → 0%)	조치배경 및 사항 • 최근2개월동안 증가금등 (종합지수 25.7% 상승) • 건설주중심의 일부과열	142.89 → 139.59 → 134.83 (6/6) (6/17) (6/18) → 이후 상승세 지속	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 증시과열 진정조치
1981. 9.29	현금40% → 현금20% 대용20% (위탁증거금중 대용증권 납부한도 0% → 50%)	• 7/7 이후 추가과열 (종합지수 21.0% 하락) • 추가금등 이후 통화긴축 정책등으로 하락세	137.11 → 135.14 → 132.39 (9/28) (9/29) (9/30) → 이후 일시반등후 장기침체	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 하락증시에 대한 부양조치
1983. 1.17	현금20% → 대용40% 대용20% (위탁증거금중 대용증권 납부한도 50% → 100%)	• 거래어음사기사건 및 금융 실명제 실시 기본방향 발표 등으로 증시의 장기침체	120.86 → 121.36 → 121.20 (1/15) (1/17) (1/18) → 이후 침체장세의 지속	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 장기침체증시의 활성화조치
1986. 6.27	대용40% → 현금40% (위탁증거금중 대용증권 납부한도 100% → 0%)	• '86년부터 3저현상, 국제 수지흑자기록 등으로 주가 급등, 과열장세 : 최근의 2개월간 25.7% 상승	250.68 → 248.33 → 243.56 (6/26) (6/27) (6/28) → 이후 상승세의 지속	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 증시과열 진정조치
1986. 7. 5	현금40% → 현금60% (전액 현금)	• 증시과열지속 : 6/27 이후 4.4% 상승	259.22 → 262.32 → 262.41 (7/4) (7/5) (7/7) → 이후 일시적 진정 · 조정	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 증시과열 진정조치
1986. 7.25	현금60% → 현금80% (전액 현금)	• 추가금등기미 • 일시조정후 주가계상승 급등기미 : 4일간 5.4% 상승 • 관리종목의 주가과열 · 급등 : 최근 2주간 18.3% 상승	266.69 → 266.03 → 269.58 (7/24) (7/25) (7/26) → 이후 월말까지 급등지속	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 증시과열 진정조치
1987. 3.21	관리종목위탁증거금을 대용100% → 현금100% (관리종목에 대한 대용 증권 납부한도 0%)	• 관리종목에 대한 규제틀 강화		• 대상종목 : 관리종목 • 증시과열 진정조치
1987. 4. 6	관리종목위탁증거금을 80% → 60% (전액 현금)	• 세계증시혼란 및 대통령 선거를 앞둔 불안심리의 고조로 시장침체 : 최근 2주간 6.7% 하락 • 증시부양을 위한 안정화 대책발표(11/9)	498.26 → 490.03 → 484.24 (11/9) (11/10) (11/11) → 이후 하락세의 지속	• 대상종목 : 관리제외 전종목 • 증시안정화대책의 일환
1987.11.10	현금80% → 현금60% (전액 현금)			

1987.11.19	현금60%→현금20% 대용20% (위탁증거금 중 대용증권 납부한도0%→50%)	• 1차증시안정화대책에도 하락지속: 1차조치후 8.4% 하락 • 2차증시안정화대책(11/18) • 대통령선거이후 추가금등 파열양상 연초대비 20.7%상승	474.78→482.08→473.09 (11/18)(11/19)(11/20) →이후 대통령선거일까지 하락세 지속(12/17)	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시안정화대책의 일환
1988. 2. 1	현금20%→현금40% 대용20% (위탁증거금 중 대용증권 납부한도 50%→0%)	• 과열진정을 위한 증시안정 화대책 발표(2/3)	633.58→653.51→640.88 (1/30)(2/1)(2/2)	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시파열 진정조치
1988. 2. 5	위탁증거금을 40%→80%		632.37→621.26→633.86 (2/4)(2/5)(2/6)	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시안정화대책의 일환
1988. 2. 9	위탁증거금을 80%→100% (전액 현금)	• 증시안정화대책 발표에도 추가금등: 3일간 4.9%의 상승	621.42→655.00→646.16 (2/8)(2/9)(2/10) →이후 진정·조정장세	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시파열 진정조치
1988. 4. 29	위탁증거금을 100%→40% (전액 현금)	• 13대총선(4/26)후 추가금락 으로 투자분위기의 위축: 총선지후 4.0%하락	633.24→649.88→647.18 (4/28)(4/29)(4/30) →이후 장세의 안정	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 규제완화조치
1988.12.14	위탁증거금을 40%→60% (전액 현금)	• 풍부한 시중유동성 등으로 추가금등: 1개월간 22.1% 상승	911.35→922.56→908.47 (12/13)(12/14)(12/15) →이후 금등세 진정	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시파열 진정조치
1989. 6. 3	위탁증거금을 60%→40% (전액 현금)	• 지수최고치기록(4/1)후 하락세 지속: 8.2% 하락 • 노사분규, 경기하향추이 등 증시여건의 악화	925.04→921.04→901.46 (6/2)(6/3)(6/5) →이후 하락세 지속	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 하락증시에 대한 증시부양 조치
1989.12.13	현금40%→대용40% (위탁증거금 중 대용증권 납부한도 0%→100%)	• 공급과잉, 향후경제불안 등으로 증시하락 지속: 1개월 9.4%하락 • 증시안정화대책(12/12)	879.46→915.72→928.10 (12/12)(12/13)(12/14) →이후 증시안정세	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시안정화대책의 일환
1990. 4. 26	대용40%→대용20% 현금20% (위탁증거금 중 대용증권 납부한도 100%→50%)	• 12/12증시안정화조치후 미수금의 금등 • 경제불안등으로 추가의 지속적 하락: 연초대비 16.9% 하락	755.07→726.11→748.86 (4/25)(4/26)(4.27)	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 미수금 억제조치
1990.10.24	현금20%→현금40% 대용20% (전액 현금)	• 10/10담보부족계좌정리이후 추가금의 금등: 24.1% 상승	765.55→796.77→767.06 (10/23)(10/24)(10/25)	• 대상종목: 관리제외 전종목 • 증시파열 진정조치

(자료: 한국증권거래소)

## [부록 2] 超過變動率의 統計的 檢證

$\sigma^2(i)$ 을 변수  $i$ 의 분산,  $\rho$ 는  $U$ 와  $S$ 의 상관계수, 그리고  $\phi$ 를  $X$ 와  $S$ 의 상관계수라 하자. Froot(1987)에 의거하여,  $\sigma^2(X)$ 와  $\phi$ 를 일정하게 유지하면서 예측변수  $S$ 에 대한 mean-preserving spread를 취해보자. 만일 mean-squared prediction error  $\sigma^2(U)$ 이 증가하면 (감소하면),  $S$ 는 변수  $X$ 에 대한 지나치게(과소하게) 변동적인 예측으로 정의된다. 이러한 정의로부터 본문에 수록된 정의를 다음과 같이 유도해 낼 수 있다.

$$\phi\sigma(S)\sigma(X) \equiv \text{Cov}(X,S) = \sigma^2(S) + \rho\sigma(S)\sigma(U) \text{이므로,}$$

$$\phi\sigma(X) = \sigma(S) + \phi\sigma(U) \text{이다.}$$

그리고

$$\delta\sigma^2(U)/\delta\sigma(S) = 2\{\sigma(S) - \phi\sigma(X)\}$$

$\phi\sigma(X)$ 대신에  $\sigma(S) + \rho\sigma(U)$ 를 대입하면,  $\delta\sigma^2(U)/\delta\sigma(S)$ 는  $-2\rho\sigma(U)$ 로 단순화된다. 따라서 변수  $U$ 와  $S$ 간의 상관계수가 陰數(陽數)이면, 그것은 과다한(과소한) 예측변동을 의미한다. 변수  $X$ 와  $S$ 에 대한 자료가 주어진다면, 변수  $S$ 가 변수  $X$ 의 합리적, 지나치게 변동적, 혹은 과소하게 변동적인 예측치인지 쉽게 구분할 수 있는데, 이 경우 바로 회귀식  $U = \beta_0 + \beta_1 S + \eta$ 를 실행하여  $\beta_1$ 이 각각 零, 陰數, 혹은 陽數인지를 확인하면 된다.

그 많은 추가변동율의 검증에 관한 연구논문들이 위의 회귀분석검증방법과 어떠한 연관이 있을까? Froot(1987)가 상세히 설명하고 있으나, 여기서 간략하게 요약해보면 다음과 같다.  $X$ 는 추가, 그리고  $S$ 는 완벽한 예측가격이라고 하자. 추가변동율 검증에서는 예측치  $S$ 와 예측오차  $U$ 와의 상관계수  $\rho$ 가 零이라는 合理性假說을 기각한다 (Scott(1985) 참조). 만일  $U$ 와  $S$ 간의 상관관계가 零이라면,  $\sigma^2(X) = \sigma^2(S) + \sigma^2(U)$ 이며, 따라서  $\sigma^2(X) > \sigma^2(S)$ 이다. 추가변동율을 연구한 문헌들은  $\sigma^2(X) = \sigma^2(S) + \sigma^2(u)$ 이며, 따라서  $\sigma^2(X) > \sigma^2(S)$ 이다. 추가변동율을 연구한 문헌들은  $\sigma^2(X)$ 와  $\sigma^2(S)$ 의 직접적인 추정치를 사용하여 앞서의 不等式이 성립하지 않음을 발견한다. 즉, 실증적으로는

$$\sigma^2(X) < \sigma^2(S) \Leftrightarrow \sigma^2(U) + 2\rho\sigma(U)\sigma(S) < 0$$

$$\Leftrightarrow \text{plim } \beta_1 \equiv \rho\sigma(U)/\sigma(S) < -(1/2)\{\sigma(U)/\sigma(S)\}^2$$

따라서 본문의 不偏性檢證 (3)에 비추어 볼 때, 기존 논문들의 추가변동율검증은 기울기계수  $\beta_1$ 이  $-(1/2)\{\sigma(U)/\sigma(S)\}^2$  보다 현저히 작다는 것을 간접적으로 발견한 셈이 된다. 확실히, 不偏性檢證 (3)은 초과변동율검증에는 더 일반적인 방법이 된다. 왜냐하면 이 방법에서는 단지 기울기계수  $\beta_1$ 이 零보다 작으면 충분하기 때문이다.

다음으로, 合理性假說을 검증하기 위한 두번째 추가변동율검증방법은  $\sigma^2(X) > \sigma^2(S)$ 가 성립하는가를 확인하는 것이다. 본 논문의 不偏性檢證 (3)에 비추어, 이 不等式이 성립하지 않음은 곧 다음을 의미한다.

$$\sigma^2(X) < \sigma^2(S) \Leftrightarrow \sigma^2(S) + 2\rho\sigma(U)\sigma(S) < 0$$

$$\Leftrightarrow \text{plim } \beta_1 \equiv \rho\sigma(U)/\sigma(S) < -(1/2)$$

여기서  $\sigma_1$ 이  $-(1/2)$ 보다 현저히 작아야 하는 것은  $\beta_1$ 이 零보다 현저히 작음을 요구하는 것보다 더 엄격한 제약조건이 된다.