

2010年 8月  
博士學位論文

중국 상하이 A주식시장의  
Hurst지수 예측효과에 관한 연구

朝鮮大學校 大學院

經營學科

韓 成

# 중국 상하이 A주식시장의 Hurst지수 예측효과에 관한 연구

A Study on the Prediction Effect of the  
Hurst Exponent in the Shang Hai Stock Market

2010년 8월 25일

朝鮮大學校 大學院

經營學科

韓 成

중국 상하이 A주식시장의  
Hurst지수 예측효과에 관한 연구

지도교수 李 翰 宰

이 논문을 경영학 박사학위 논문으로 제출함.






2010年 4月

朝鮮大學校 大學院

經 營 學 科

韓 成

# 한 성의 박사학위 논문을 인준함

위원장 조선대학교 교수 김 주 영   
위 원 조선대학교 교수 이 계 원   
위 원 조선대학교 교수 오 갑 진   
위 원 서강정보대학 교수 김 영 비   
위 원 조선대학교 교수 이 한 재 

2010년 6월

朝鮮大學校 大學院

# 【목 차】

## ABSTRACT

<b>제1장 서 론</b> .....	1
제1절 문제제기와 연구목적 .....	1
제2절 연구내용 및 구성 .....	4
<b>제2장 선행연구</b> .....	6
1. 프랙탈 구조에 관한 선행연구 .....	6
2. 거래량에 관한 선행연구 .....	8
3. 주식수익률의 설명력에 대한 선행연구 .....	12
4. 선행연구의 한계 .....	16
<b>제3장 연구 자료와 연구방법</b> .....	17
제1절 연구자료 .....	17
1. 중국 주식시장의 현황 .....	17
2. 연구자료 .....	19
제2절 연구방법 .....	20
1. Hurst지수를 관찰하는 DFA방법 .....	20
2. Panel data 분석방법 .....	22

<b>제4장 실증분석 결과</b> .....	27
제1절 시장수익률의 Hurst지수 측정결과 .....	27
제2절 분류된 Hurst지수에 대한 측정결과 .....	30
제3절 시장거래량변화의 Hurst지수 측정결과 .....	32
제4절 Hurst지수의 예측효과 분석결과 .....	35
<b>제5장 결    론</b> .....	50
<b>참고문헌</b> .....	52

## 【표 목 차】

<표 2-1> 프랙탈 구조 측면의 연구 .....	7
<표 2-2> 거래량 측면의 연구 .....	11
<표 2-3> 주식수익률의 설명력에 대한 연구 .....	15
<표 3-1> 중국 주식시장의 현황 .....	18
<표 4-1> 시장수익률의 기초통계량 .....	28
<표 4-2> 규모별 Hurst지수 .....	30
<표 4-3> 산업별 Hurst지수 .....	31
<표 4-4> 기간별 Hurst지수 .....	32
<표 4-5> 시장거래량의 기초통계량 .....	33
<표 4-6> 개별기업의 각 시점의 Hurst값의 기초통계량 .....	36
<표 4-7> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-1)로 하여 Panel data 분석 .....	38
<표 4-8> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-22)로 하여 Panel data 분석 .....	38
<표 4-9> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-44)로 하여 Panel data 분석 .....	39
<표 4-10> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-66)로 하여 Panel data 분석 .....	39
<표 4-11> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-88)로 하여 Panel data 분석 .....	40

<표 4-12> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-110)로 하여 Panel data 분석 .....	40
<표 4-13> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-132)로 하여 Panel data 분석 .....	41
<표 4-14> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-154)로 하여 Panel data 분석 .....	41
<표 4-15> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 독립변수(t-176)로 하여 Panel data 분석 .....	42
<표 4-16> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-1)로 하여 Panel data 분석 .....	43
<표 4-17> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-22)로 하여 Panel data 분석 .....	44
<표 4-18> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-44)로 하여 Panel data 분석 .....	44
<표 4-19> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-66)로 하여 Panel data 분석 .....	45
<표 4-20> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-88)로 하여 Panel data 분석 .....	45
<표 4-21> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-110)로 하여 Panel data 분석 .....	46
<표 4-22> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-132)로 하여 Panel data 분석 .....	46



<표 4-23> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-154)로 하여 Panel data 분석 .....	47
<표 4-24> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 독립변수(t-176)로 하여 Panel data 분석 .....	47
<표 4-25> Panel data 분석결과 비교 .....	48

## 【그림 목 차】

<그림 1-1> 검증과정의 흐름 .....	5
<그림 3-1> 중국 GDP 대비 주식시가총액의 변화 .....	17
<그림 3-2> 중국 A주식시장의 종합주가지수의 추이 .....	19
<그림 4-1> 시장가격과 수익률의 추이 .....	27
<그림 4-2> 시장수익률의 Hurst지수 .....	29
<그림 4-3> 시장수익률의 Hurst지수에 대한 R-square값 .....	29
<그림 4-4> 시장거래량과 거래량변화의 추이 .....	33
<그림 4-5> 시장거래량변화의 Hurst지수 .....	34
<그림 4-6> 시장거래량변화의 Hurst지수에 대한 R-square값 .....	34
<그림 4-7> Hurst값의 신뢰성 확률 .....	37

# ABSTRACT

## A Study on the Prediction Effect of the Hurst Exponent in the Shang Hai Stock Market

Han, Cheng

Advisor : Prof. Lee, Han-Jae Ph. D.

Department of Business Administration

Graduate School of Chosun University

The purpose of this study was to test the prediction effect of Hurst exponent that measured stock returns and trading volume, as the research object, in the Shanghai stock market. In this study, daily data and financial data during the period of Jan 1997 to Mar 2010, in the Shanghai A stock market, was by obtained using 通達信 software and GTA databases. Hurst exponent was measured by Detrended Fluctuation Analysis (DFA) from the stock returns and trading volume, using daily data of the ShangHai composite index and the individual companies. Following parameters were studied: i) fractal structures (stock returns and trading volume) ii) firm size, industry and financial instability in the world (before and after the subprime crisis). Finally, the approach was divided into two stages and panel data analysis were carried out, followed by comparison of the results.

The Hurst exponent, calculated from stock return of the Shang Hai composite index, for this study had the value of 0.56. Hence, the Shanghai A-share market has fractal structure and showed the characteristics of long-term memory measuring 100 cycles. In addition, the value of Hurst exponent calculated from trading volume was 0.26, implying the characteristics of short-term memory. Regarding the firm size, big companies followed Random walk where as medium and small firms had long-term memory. Industries like steel had long-term memory. Industries like tourism had short-term memory. Industries like computer had random walk. The subprime crisis has the properties of long-term memory. Higher Hurst exponent was observed for after sub-prime crisis. However, the difference was not significant. Panel data analysis showed that the Hurst values obtained from trading volume and stock returns were superior than the trading volume and stock returns. These results obtained from trading volume and stock return are consistent with the characteristics of long-term and short -term memory.

In conclusion, Hurst exponent measured in this study can be used to predict future stock returns.

**key words: Hurst exponent, DFA, Long-term memory, Short-term memory, Panel data analysis.**

2010年 8月

博士學位論文

중국 상하이 A주식시장의  
Hurst지수 예측효과에 관한 연구

朝鮮大學校 大學院

經營學科

韓 成

# 제1장 서론

## 제1절 문제제기와 연구목적

1990년 중국 상하이증권거래소 개설 후 중국의 주식시장은 괄목할 만한 성장을 이루었다. 2009년 12월에는 상하이와 심천 주식시장의 A주식의 시가총액이 3조 5,700억 달러로 일본(3조 5,300억 달러)을 뛰어넘어 세계 2위로 올라섰다.<sup>1)</sup> 계속해서 최근까지도 중국 주식시장이 세계인의 많은 관심을 받고 있는데 그 이유는 중국시장이 세계 시장에서 가장 큰 구매력을 보이고 있기 때문이다. 이는 장기적으로 중국에 대한 투자가 더욱 늘어날 것으로 기대된다. 이러한 상황 하에서 중국시장에 관심을 갖는 투자자들에게 증권 투자에 대한 적절한 정보를 제공하는 것은 의미가 있다고 사료된다.

전통적으로 주식가격 및 주식수익률은 외부 충격에 의해서 무작위로 변동하는 것으로 인식되어 왔다. 즉, 과거 정보는 오늘 아무런 의미가 없으며 가격변동은 새로운 정보에 의해 무작위로 발생하므로 주식수익률은 독립적이고 정규분포를 이루며 확률변수로서 Random walk를 따르게 된다. 이에 따라 Sharpe(1964), Lintner(1965) 그리고 Mossin(1966)에 의하여 체계화된 자본자산가격결정모형은 시장 베타만이 유일한 체계적 위험의 지표가 되는 모형으로 학계에서나 실무에서도 위험과 수익의 관계를 설명해주는 유용한 모형으로 평가를 받아 오고 있다. 이러한 CAPM에 대한 실증적 연구의 대표적인 연구자들인 Black, Jensen and Scholes(1972)와 Fama and MacBeth(1973)는 평균수익률과 베타 간에 양(+의) 관계가 존재하다고 발표하여 CAPM의 성립을 주장하였다.

그러나 무작위한 것처럼 보이는 복잡한 변동이 사실은 내부적인 비선형 동역학에 의해서 발생한다면 동역학계 자체에 내재되어 있는 변동의 원인을 규명함으로써

---

1) <http://eco.com.cn> 經濟觀察網의 통계자료를 이용함.

씨 변동을 더욱 명확하게 이해할 수 있을 것이다. 변동을 유발하는 숨겨진 내재 요인을 찾아내는데 있어서 프랙탈(fractal) 이론은 그 가능성을 제시한 유용한 방법이다.

Mandelbrot and Ness(1968)는 최초로 주식수익률이 장기기억을 갖고 있다는 사실을 밝혀내고 재무이론에 프랙탈 이론을 도입하였다. 그 이후로 프랙탈에 대한 연구는 실증분야에서 활발히 이루어져왔다. 프랙탈 이론은 여러 가지 측면을 포함하고 있지만, 주로 두 측면에 집중하고 있다. 즉, 프랙탈 구조와 프랙탈 차원이다. 시계열 자료에서 프랙탈 구조와 프랙탈 차원을 구함으로서 시계열 자료로부터 새로운 의미를 갖는 정보를 얻을 수 있게 되었다. 본 연구에서 주요 관심사항은 프랙탈 구조이다.

프랙탈 구조<sup>2)</sup>란 주어진 형체에 대한 관찰망의 크기를 달리 하여도 그 모양이 유사하게 나타나며 반복되는 현상을 의미한다. 자연에서는 해안선의 굴곡, 나뭇잎의 구조, 눈송이의 결정구조, 산 능선의 변화 형태 등이 프랙탈 구조로 알려져 있다. 시계열 자료도 산 능선의 변화에서와 같이 관찰망의 크기를 달리 했을 때 유사한 양상이 재현된다면 프랙탈 구조를 가진다고 할 수 있다. 프랙탈 구조가 있는지를 확인하는 과정은 바로 Hurst지수를 측정하는 과정이며, Hurst지수가 0.5<sup>3)</sup>가 아닐 때 시계열은 프랙탈 구조를 지니고 있는 것으로 판단한다. 시계열에서 Hurst지수를 관찰할 수 있는 방법론에는 크게 2가지가 있다. 첫 번째는 R/S(classic rescaled range analysis) 분석방법이고, 다른 하나는 DFA(Detrended Fluctuation Analysis) 방법이다. 이 두 가지 방법론들은 Hurst지수를 관측하는데 가장 널리 사용되는 방법이다. 본 연구는 Hurst지수 예측효과를 찾아내기 위하여 Peng(1994)이 제시한 DFA방법을 사용하였다.

---

2) 허성관, 서용권(2000), "혼돈이론에 의한 우리나라 주식수익률의 분석," 『경영학연구』, 제29권 제3호, p.475.

3) Hurst지수가 0.5보다 클수록 시계열 자료가 같은 경향으로 변화할 가능성이 크다는 것을 의미하고, 반대로 0.5보다 작을수록 반대로 변화할 가능성이 크다는 것을 의미한다.

한편, 주식시장에서 누구나 가장 쉽게 얻을 수 있는 시계열 자료는 주식수익률과 거래량이다. 본 연구는 이 두 가지 시계열 자료로부터 Hurst지수를 측정하였다. 본 연구의 주된 목적은 주식수익률과 거래량을 연구대상으로 Hurst지수를 측정하고 이를 통하여 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 유용한 정보를 제공할 수 있는지 여부를 검증하는 것이다.

본 연구는 다음과 같은 몇 가지 점에서 선행연구와 차이를 두고자 한다.

첫째, Hurst지수의 측정에 대한 선행연구들이(특히 중국의 선행연구들) 대부분 Hurst지수를 측정할 때(곡선의 기울기를 피팅(fitting)할 때) 최고점과 최저점 간의 곡선의 기울기를 Hurst지수로 간주함으로써 정확하게 측정되지 못하였지만, 본 연구에서는 먼저 Hurst지수에 대한 R-square값을 산출하고 R-square값의 곡선을 관찰하여 순환주기<sup>4)</sup>를 구한 다음 순환주기 내에서 기울기를 피팅하여 정확성을 향상시켰다.

둘째, 본 연구는 기업의 규모별, 산업별 그리고 전 세계에 금융불안을 초래한 서브프라임 사태를 전후로 나누어 비교하여 Hurst지수에 대한 검증을 처음으로 시도하였다.

셋째, 프랙탈과 거래량에 관한 선행연구들에 의하면 다음과 같은 몇 가지 한계점을 발견할 수 있었다. (1) 재무이론에 프랙탈 이론을 도입한 후 프랙탈 이론에 의한 대부분의 분석결과는 실제로 주식수익률을 예측하는데 있어서 유용성이 부족하다. (2) 거래량에 관한 선행연구들이 대부분 거래량과 주식수익률 간의 양(+)의 관계나 음(-)관계가 있는 것만 제시할 뿐이고, 실제로 투자자에게 유용성의 의미가 크지 않다고 사료된다. (3) 프랙탈 구조를 검증하기 위한 측정된 Hurst지수는 일정한 범위에 있어서 상호 비교될 수 있는 점에서 유용성이 있다.

본 연구는 이러한 몇 가지 점을 고려하여 선행연구와 달리 주식수익률과 거래량을 연구대상으로 개별기업의 각 시점의 Hurst값을 측정하고 Panel data분석을

---

4) 순환주기란 시계열 자료의 장기기억 특성을 가지고 있는 시간 길이이다.



통하여 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 그 예측력을 향상시킬 수 있는 결과를 제시함으로써, 투자자에게 조금이나마 도움을 줄 수 있다는데 의의가 있다.

## 제2절 연구내용 및 구성

본 연구는 주된 목적을 달성하기 위해 DFA 방법을 사용하여 주식수익률과 거래량의 일별자료를 연구대상으로 종합주가지수의 Hurst지수와 개별기업의 각 시점의 Hurst값을 측정하였다. 측정된 Hurst값은 미래 주식수익률을 예측하는데 활용될 수 있는지를 검증하였다. 구체적인 내용은 다음과 같다.

첫째, 중국 상하이 A주식시장 종합주가지수 수익률의 일별자료를 연구대상으로 DFA 방법을 통하여 Hurst지수를 측정하고, 중국 상하이 A주식시장에서 프랙탈 구조가 있는지를 검증하였다.

둘째, 본 연구는 먼저 기업의 규모별, 산업별 Hurst지수에 대한 검증을 실시하였고 다음 전 세계에 금융불안을 초래한 서브프라임 사태를 전후로 나누어 Hurst지수에 대한 검증을 실시하였다.

셋째, 중국 상하이 A주식시장 종합주가지수 거래량의 일별자료를 연구대상으로 DFA 방법을 통하여 Hurst지수를 측정하고, 거래량에 대한 프랙탈 구조가 있는지를 검증하였다.

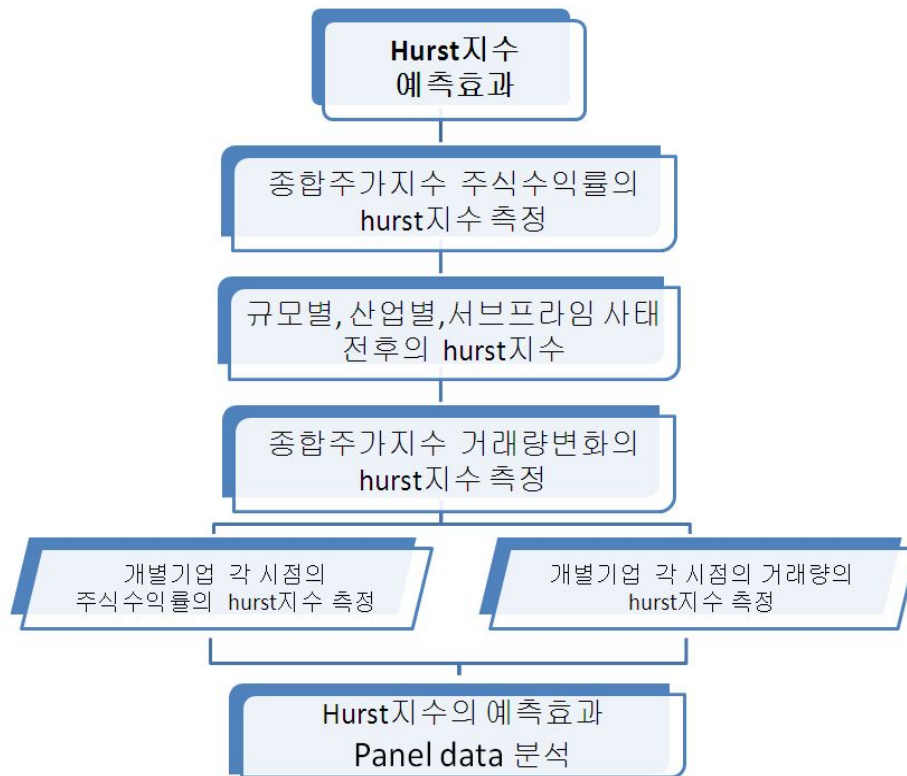
넷째, 본 연구는 주식수익률과 거래량을 연구대상으로 개별기업의 각 시점의 Hurst값을 측정하였다.

주식수익률 또는 거래량변화의 Hurst값을 독립변수로 하고, 기업규모와 장부가/시가비율, 그리고 순 주식발행의 변수들을 통제변수로 하고, 개별기업의 주식수익률을 종속변수로 하여 Panel data 분석을 실시하였으며, 주식수익률 또는 거래량 대신 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 그 예측력을 향상시킬 수 있는지를 검증하였다. 본 연구의 검증과정의 흐름을 그림으로 나타내면 다음<그림

1-1>과 같다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제1장의 서론에 이어, 제2장에서는 선행 연구를 검토한다. 제3장에서는 실증분석을 위해 사용된 자료 및 검증방법을 논의하고, 제4장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 결론을 맺는다.

<그림 1-1> 검증과정의 흐름



## 제2장 선행연구

### 1. 프랙탈 구조에 관한 선행연구

Hurst(1951)는 나일강의 저수정책의 효과를 조사하기 위해서 1907년부터 40년간에 걸쳐 저수량이 시간에 따라 평균수준에서 어떻게 변동하는가를 측정하였는데, 그 변동범위가 측정기간의 길이에 따라 변동하는 것을 발견하였다.

Mandelbrot and Ness(1968)는 최초로 주식수익률이 장기기억을 갖고 있다는 사실을 밝혀내고, Mandelbrot(1972)는 편의된 랜덤워크 움직임을 프랙탈이라고 처음 사용하였으며, 재무이론에 프랙탈 이론을 도입하였다.

프랙탈 구조의 존재 여부를 확인하고자 하는 과정은 Hurst지수를 측정하는 과정이다. Hurst지수를 측정하기 위한 시도된 방법은 다음과 같다. Hurst(1951)에 의하여 제안된 전통적 R/S방법, Lo(1991)에 의하여 제안된 수정된 R/S방법(modified R/S analysis), Geweke(1983)에 의하여 제안된 GPH방법, Peng(1994)에 의하여 제안된 DFA 분석방법, Matteo(2005)에 의하여 제안된 일반화된 Hurst지수(generalized Hurst exponent)방법 등이 있다. 이러한 방법을 이용하여 금융시계열 자료에 프랙탈 구조가 존재하는지 여부에 대하여 다양한 검증들이 이루어져 왔다.

Lobato and Savir(1998)는 미국의 주식시장에 장기기억이<sup>5)</sup> 존재하는 것을 발견하였다. 또 Skjeltorp(2000)도 노르웨이와 미국의 주식시장에 장기기억이 있다는 것을 발견하였다. Hiemstra(1997), Cajuerio(2004), Matteo(2005)등의 연구에서는 시계열자료에 장기기억성이 존재를 부정할 수 없다는 결과를 제시하였다.

한편, 김지열(2004)은 Hurst지수, V통계량, ARFIMA모형 검정방법을 사용하여

---

5) 프랙탈 구조를 검증하고자 하는 과정은 바로 Hurst지수를 측정하는 과정이며,  $0 \leq H \leq 0.5$ 일 때는 시계열이 단기기억속성(short-term memory)이 존재하는 것으로 볼 수 있고,  $0.5 \leq H \leq 1$ 인 시계열은 장기기억속성(long-term memory)이 존재한다. (H는 Hurst지수이다)

한국, 중국, 일본 등 아시아 국가들의 주식수익률이 장기기억을 가지는 것을 발견하였다. 그리고 오갑진, 엄철준과 김승환(2004)은 KOSPI가 특정 척도(100분) 이하에서 장기기억 상관성을 가지는 것을 발견하였으며 다양한 기간에 의존하지 않고 동일한 결과를 보여주는 것을 발견하였다. 엄철준과 오갑진(2005)는 과거에 비하여 최근 국제시장지수에서 관찰되는 장기기억이 정도가 낮아지는 추이를 기준으로 장기기억의 존재가 자본시장의 성숙정도 및 발전과정과 어느 정도 관련성을 갖는다는 것을 지적하였다.

또한, 吳擁政(2004), 邵全과 吳祈宗(2004)은 중국 주식시장도 프랙탈 구조를 가지고 있음을 발견하였다. 陳春暉와 李正輝(2005)는 상하이 종합주가지수가 304일 가량 평균 순환주기를 가지고 있다고 하였다. 黃兆(2007)는 중국 주식시장에서 프랙탈 구조와 장기기억 효과가 뚜렷하다고 하였다. 이상의 프랙탈 구조 측면의 연구들을 요약하면 다음 <표 2-1>과 같다.

**<표 2-1> 프랙탈 구조 측면의 연구**

저자 및 연도	주요 내용
Hurst(1951)	저수량은 시간에 따라 변동함. R/S 분석방법 도입.
Mandelbrot · Ness(1968)	최초로 주식수익률은 장기기억이 있다는 사실을 발견.
Mandelbrot(1972)	재무이론에 프랙탈 이론을 도입.
Peng(1994) 등	장기기억의 존재 여부를 확인하고자 사용된 DFA 분석방법을 제시.
Lobato · Savir(1998)	미국의 주식시장에 장기기억이 존재하는 것을 발견.
Skjeltorp(2000)	노르웨이와 미국의 주식시장에 장기기억이 있다는 것을 발견.
Hiemstra(1997), Cajuerio(2004), Matteo(2005) 등	시계열 자료에 장기기억 특성이 존재를 부정할 수 없다는 결과를 제시.
김지열(2004)	한국, 중국, 일본 등 아시아 국가들의 주식수익률은 장기기억을 가지는 것을 주장.
오갑진 · 엄철준 · 김승환(2004) 등	한국 주식시장에서 장기기억 상관성을 가지는 것을 발견.
吳擁政(2004), 邵全 · 吳祈宗(2004), 黃兆(2007) 등	중국 주식시장에서 프랙탈 구조와 장기기억 효과가 있는 것을 발견.
陳春暉 · 李正輝(2005)	상하이 종합주가지수가 304일 가량 평균 순환주기를 가지고 있음을 발견.

## 2. 거래량에 관한 선행연구

일반적으로 거래량과 가격에 관한 연구는 다음의 세 가지 범주에서 이루어져 왔다.

첫째, 거래량과 가격변화의 연관성에 관한 연구

둘째, 거래량이 정보로서의 역할을 하는가에 관한 연구

마지막으로 거래량과 거래비용의 관계에 관한 연구이다.

이 중 가장 근본적인 연구는 가격변화 혹은 가격의 변동성과 거래량과의 관계를 규명하는 것이다.

가격변동성과 거래량 간에 관계가 존재하는 현상을 설명하는 이론적 가설로는 혼합분포가설과 순차적 정보도착가설 등이 있다.

혼합분포가설에 의하면 투자자들은 어떤 정보에 대해 동일한 반응을 한다는 것을 전제하고 있다. 즉, 시장에 새로운 정보가 출현하면 수요와 공급량이 결정되고 그에 따라 가격이 변동하므로 정보에 대한 균형가격이 즉각적으로 형성된다는 것이다. 새로운 정보 발생으로 자산 가격이 결정되고 거래도 발생됨으로 인해 거래량과 변동성 모두 정보의 도착이라는 동일한 변수에 영향을 받으며 이들의 관계는 양(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타난다는 주장이라고 볼 수 있다.

Clark(1973)의 모형에서 일일가격변동은 무작위로 발생하는 거래횟수에 의한 하루 중 가격변동의 합으로 정의된다. 따라서 일일가격변동의 분산은 하루 중 거래횟수에 비례하는 확률변수가 된다. 거래량은 하루 중 거래횟수와 양(+)의 관계가 있게 되므로 결국 거래량과 가격변동성 간에 양(+)의 상관관계가 존재한다고 주장하였다.

Epps and Epps(1976)는 하루 중 거래가 발생할 때의 시장가격은 모든 거래자들의 주관적 평가액인 유보가격의 평균이라고 가정하고 유보가격이 시장가격보다 높은 투자자는 매도포지션을 취할 것이고, 낮은 투자자는 매수를 취할 것이므로

거래자 사이의 유보가격 불일치가 심할수록 거래가 활발해지면서 거래량이 늘어나며 유보가격 수정에 따른 가격변동도 심해진다고 보았다. 즉, 유보가격이 크게 수정될수록 유보가격의 평균치인 시장가격도 크게 변동하게 되는 것이다. 따라서 유보가격 불일치에 따라 가격변동과 거래량이 양(+)<sup>1</sup>의 상관관계를 가지는 것으로 나타나는 것이다. 즉, 거래량이 양(+)<sup>1</sup>의 관계에 있기 때문에 거래량과 가격변동은 양(+)<sup>1</sup>의 관계를 갖게 되는 것으로 설명하였다. 이에 반해 Tauchen and Pitts(1983)는 거래자들이 증가하면 가격변동의 분산은 줄어든다고 주장하였다. 또한 Harris(1987)는 혼합분포모형을 테스트하면서 일 중 거래체결 건수가 정보 도착에 대한 유의한 추정치임을 보였다.

Copeland(1976), Jenning(1981), Smirlock and Starks(1985) 등에 의해 제시된 순차적 정보도착가설에 의하면 거래자들은 새로운 정보를 순차적이고 확률적으로 받아들인다는 가정에서 출발한다. 모든 거래자들이 동일한 정보를 보유하고 있는 일정한 균형 상태에서 어떤 새로운 뉴스가 시장에 전달되면 거래자들은 그들의 시장수요와 공급을 변경해 나간다. 이러한 순차적 정보도착 기본모형은 Copeland(1976)에 의해 정리되었다.

또한, Kocagil and Shachmurove(1998)는 순차적 정보도착모형은 공매금지와 동일한 시점에서 거래자들 간의 정보 내용의 차이를 가정하고 있기 때문에 거래량과 가격변동 간에는 강한 양(+)<sup>1</sup>의 상관성을 갖게 된다고 주장하였다. 즉, 새로운 정보 출현에 대하여 정보 보유자는 낙관적 전망으로 수요를 증대시키는 반면, 정보를 갖지 못하는 비관론자들은 공매금지로 더욱 수요를 줄이려고 한다. 따라서 비관론자들에 의한 거래량이 낙관론자의 거래량보다 적기 때문에 거래량과 가격변동의 절대치 간에는 동시적인 양(+)<sup>1</sup>의 관계가 지지된다는 것이다.

Karpoff(1988)는 현물시장에서 거래비용차이를 가지고 거래량과 가격변동간의 관계를 검증하였다. 즉, 거래비용 면에서 현물시장의 공매수요는 제한적이고 공매는 가격하락을 기대하는 거래자들에 의해 이루어지기 때문에 시장의 총 거래량은

비대칭적인 거래비용으로 인하여 가격 상승기보다 하락기에 상대적으로 적어진다는 것이다.

또한, Lamoureux and Lastrapes(1990)는 미국증시를 이용한 분석에서 거래량이 새로운 정보를 내포하고 있음을 주장하였다.

Bessembinder and Seguin(1993)은 주가변동성과 거래량간의 동시적인 양(+)의 관계가 존재하고 있음을 제시하였다.

Abhyankar(1995), Fung and Patterson(1999)은 캐나다 달러 및 독일 마르크 등 5개 외환선물시장에서의 변동성 및 거래량 간의 변동성 이전효과를 분석한 결과 유로달러 선물시장의 경우 거래량이 변동성에 대하여 영향을 미치고 있으며 외환선물시장의 경우 변동성이 거래량에 대한 예측력을 지니고 있음을 주장하였다. Darrat(2003)등은 미국증시를 이용한 연구의 결과 주가와 거래량 간에 서로 영향을 미치고 있음을 보고하였다.

한편, Watanabe(2001)는 NIKKEI 225 주가지수선물시장의 변동성 및 거래량간의 관계를 분석한 결과 변동성과 거래량 간에는 양(+)의 관계가 있으며 변동성과 미결제약정 간에는 음(-)의 관계가 있음을 제시하였다. 홍정효(2006)는 2000년 1월 4일부터 2005년 12월 19일까지 일본증시를 대표하는 NIKKEI 225 주가지수의 일별 시계열 자료를 이용하여 일본 증시의 거래량, 수익률 및 변동성 간의 동태적인 관계를 분석하였다. 분석결과 전체분석기간 동안 NIKKEI 225 주가지수 수익률과 변동성은 NIKKEI 225 거래량에 대한 영향력을 미치고 있으며 거래량은 수익률과 변동성에 대한 가격발견기능이 존재하고 있지 않은 것으로 나타났다. Huang and Yang(2001)은 대만증시에서 거래량과 변동성 간의 관계를 실증 분석한 결과 거래량 정보가 변동성의 지속성에 영향을 미치고 있음을 제시하였다.

또한 김규영과 김영빈(1996)은 한국 주식시장에서 거래량이 주가의 예측변수로서 활용될 수 있다는 기존주장과는 일관성을 갖지 않음을 보였다. 박종원과 장욱(1997)은 거래량이 주식 수익률 자체를 예측하는 정보효과를 가지고 있는지 만일

그렇다면, 거래량과 주식 수익률의 구체적인 관계와 거래량이 갖는 정보효과의 크기는 어떠한지에 대해 분석하였다. 연구결과 한국 주식시장에서의 거래량은 미래 주식수익률을 유의적으로 설명하고 있다고 주장하였다. 최용식(1997)의 연구는 기술적 분석차원에서 중요한 투자지표로 자주 활용되고 있는 거래량이 한국 주식시장에서 주가변화와 어떤 관계에 있는지 분석하였다. 분석결과 주가와 거래량은 양방향 인과관계를 보여 주었는데, 거래량이 주가변화에 미치는 것보다 주가변화가 거래량에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 장경천과 정현용(1998)은 한국 주식시장에서 거래량이 증가한 주식들에서 수익률의 반전현상이 존재하며, 거래량이 감소한 주식들에서는 약한 수익률의 반전현상이 존재한다고 발표하였다. 박영규와 장순영(2003)는 한국주식시장에서 거래량을 중심으로 주식수익률 간의 선도-지연효과가 존재하는지를 분석한 결과 거래량에 의한 주식수익률의 선도-지연효과는 미국시장과는 달리 매우 약하게 존재하는 것으로 나타났다.

한편, Wang(2004)은 1994년부터 2000년까지 중국주식시장의 거래량자료를 이용하여 거래량과 기대수익률의 관계를 분석한 결과 과거의 높은(낮은) 거래량을 갖는 기업들로 구성된 포트폴리오가 가장 낮은(높은) 기대수익률을 얻을 수 있는 것을 발견했다. 거래량과 기대수익률의 음(-)의 상관관계가 있고 주식수익률이 과거의 주식수익률, 기업규모 그리고 장부가/시가비율의 영향을 받는 것을 발견했다. 또한, 최근 중국에서 Panel data 분석법을 이용한 거래량에 대한 연구가 많은 관심이 집중 하고 있다. 대표적인 연구는 李捷瑜(2006), 修孟華와 仲卓(2006) 등의 연구가 있다. 이상의 거래량 측면의 연구들을 요약하면 다음 <표 2-2>과 같다.

<표 2-2> 거래량 측면의 연구

저자 및 연도	주요 내용
Clark(1973)	거래량과 가격변동성 간에 양(+)의 상관관계가 존재한다고 주장.
Epps and Epps(1976)	유보가격이 크게 수정될수록 유보가격의 평균치인 시장가격도 크게 변동하게 되는 것이다. 따라서 유보가격 불일치에 따라 가격변동과 거래량이 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타남.



Copeland(1976), Jenning (1981), Smirlock · Starks (1985)	순차적 정보도착가설을 제시.
Kocagil · Shachmurove (1998)	순차적 정보도착가설에 의해 거래량과 가격변동 간에는 강한 양(+)의 상관성을 갖게 된다고 주장.
Karpoff(1988)	시장의 총 거래량은 비대칭적인 거래비용으로 인하여 가격 상승기보다 하락기에 상대적으로 적어진다.
Lamoureux · Lastrapes (1990)	미국증시를 이용한 분석에서 거래량이 새로운 정보를 내포하고 있음을 주장.
Watanabe(2001)	NIKKEI 225 주가지수선물시장에서 변동성과 거래량 간에는 양(+)의 관계가 있으며 변동성과 미결제약정 간에는 음(-)의 관계가 있음을 제시.
홍정효(2006)	NIKKEI 225 주가지수 가격발견기능이 존재하고 있지 않다.
Huang · Yang(2001)	대만증시에서 거래량정보가 변동성의 지속성에 영향을 미치고 있음을 제시.
김규영 · 김영빈(1996)	한국 주식시장에서 거래량이 주가의 예측변수로서 활용될 수 있다는 기존주장과는 일관성을 갖지 않다.
최용식(1997)	거래량이 주가변화에 미치는 것보다 주가변화가 거래량에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타남.
박영규 · 장순영(2003)	주식수익률의 선도-지연효과는 미국시장과는 달리 매우 약하게 존재.
Wang(2004)	중국주식시장에서 거래량과 기대수익률의 음(-)의 상관관계가 있음.
李捷瑜(2006), 修孟華, 仲卓(2006) 등	Panel data 분석법을 이용하여 거래량에 대한 연구에 많은 관심이 집중.

### 3. 주식수익률의 설명력에 대한 선행연구

1980년대에 들어와 CAPM의 성립과 베타의 유용성에 대한 의문을 제기하는 연구들이 발표되었는데, 그들은 베타이외의 다른 변수들이 기대수익률을 추가적으로 설명한다는 증거들을 제시하였다.

Banz(1981)는 시장가치가 베타와 더불어 횡단면 평균수익률을 설명하고 있다고 주장하고, 기업규모와 평균수익률 간에는 강한 음(-)의 관계가 있다는 사실을 발견하였다. Rosenberg, Reid and Lanstein(1985)은 미국 주식의 평균수익률은 장부가/시가비율과 양(+)의 관계가 있다는 사실을 발견하였다. Basu(1983)는 수익-주가비율

(E/P)이 규모와 베타를 포함하는 검증에서 미국 주식의 횡단면 평균수익률을 설명하는데 도움을 주고, 평균수익률과 E/P 간에 양(+)의 관계가 있다고 주장하였다. 그리고 Bhandari(1988)는 레버리지와 평균수익률 간의 양(+)의 관계를 발견하였다.

Fama and French(1992)는 베타, 기업규모, 그리고 장부가/시가비율의 변수들과 주식수익률 간의 관계를 분석하였다. 그들은 1963년부터 1990년까지의 기간 동안의 자료를 이용하여 횡단면 회귀분석을 실시한 결과에서 베타와 주식수익률 간의 관계는 통계적으로 유의하지 않으며, 회귀계수 값도 음(-)의 값을 가진다고 발표하였다. 다만 1963년부터 1976년까지의 단기간 동안에만 회귀계수 값이 양(+)의 값으로 나타났으나 유의하지 못하다고 발표하였다. 반면에 베타 대신 기업규모와 장부가/시가비율들이 베타가 설명하지 못하는 주식수익률의 횡단면 차이를 설명하는 유용한 변수라고 주장하였다.

Fama and French(1993, 1995, 1996)는 기업규모와 장부가/시가비율의 요인을 포함하는 3요인 모형이 미국 주식시장에서 성립함을 보이고, 주식시장에서 3요인 모형의 유용성을 주장하였다. Davis, Fama and French(2000)도 1929년부터 1997년까지의 기간 동안 미국 주식시장에서 3요인 모형이 설명력이 있다는 증거를 발견하여 그 동안 논란이 되어 온 1973년 이전의 기간에서도 3요인 모형의 성립을 주장하였다.

주식발행에 관한 미국의 선행연구 결과에서 Stigler(1964), Ritter(1991), Loughran and Ritter(1995)는 기업의 주식발행 이후 평균수익률이 하락하는 것으로 발표하였다. 그리고 Baker and Wurgler(2000)는 미국 주식시장의 자료를 이용하여 1928년부터 1997년까지 분석한 결과, 새로운 주식발행과 부채발행이 미국 주식시장의 시장수익률에 대한 예측변수라고 주장하였다. 또한, 주식발행의 주가 예측력에 관한 선행연구들로 Weiss(1989), Peavy(1990), Jain and Kini(1994), Loughran and Vijh(1997), Cornett, Mehran and Tehranian(1998), Teoh, Welch and Wong(1998), 그리고 Ahn and Shivadasani(1999) 등이 있다. 최근에 Pontiff

and Woodgate(2008)는 미국 주식시장에서 1970년 이후에 주식발행이 횡단면 주식수익률을 강하게 예측하는 변수라고 주장하였다. Fama and French(2005, 2008)에 의하면 주식의 수량이 증가하는 순 주식발행(Nat share issue)은 기대 현금흐름에 대한 독립된 정보를 갖고 있어 미래 기대수익률의 예측에 대한 예측력을 향상시킬 수 있다고 주장하였다.

한편, 한국에서 주식수익률에 대한 연구들도 많이 발표되었다. 감형규(1997)는 한국 주식시장에서 1980년부터 1995년까지 상장된 모든 기업을 대상으로 분석한 결과, 장부가/시가비율은 주식수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 있는 유의한 변수지만, 기업규모는 주식수익률에 대한 설명력이 없다고 주장하였다. 반면에 송영철, 이진근(1997)은 한국 주식시장의 1980년부터 1995년까지의 자료를 사용하여 분석한 결과, 기업규모가 주식수익률을 설명하는 유의한 변수이고, 장부가/시가비율은 추가적인 설명력을 제공하지 못한다고 주장하였다.

김석진과 김지영(2000)은 한국 주식시장에서 규모효과와 장부가/시가비율의 효과가 존재하는지와 3요인 모형이 유용한지를 1990년부터 1997년까지의 자료를 이용하여 검증하였다. 그들은 횡단면 분석결과에서 규모효과가 존재한다고 주장하였으며, 시계열 분석결과에서 시장요인, 기업규모 그리고 장부가/시가비율 요인이 모두 주식수익률을 설명하는 유의한 변수라고 주장하고, 한국 주식시장에서도 3요인 모형이 주식수익률을 설명함에 있어서 유용한 것이라고 주장하였다.

안제욱, 김규영(2009)은 1987년 7월부터 2006년 6월까지의 자료를 이용하여 한국 주식시장에서 장부가/시가비율과 주식발행이 미래 기대수익률을 예측하는지 여부를 검증하였다. 분석결과 기대수익률에 대한 주식발행의 정보가 독립적으로 미래 기대수익률의 예측에 영향이 있음을 발견하였다.

중국 주식시장에서 주식수익률의 설명력에 대한 많은 실증연구들도 실시하였다. 何治國(2001)은 장부가/시가비율은 베타보다 설명력이 더 강하다고 하였다. 范龍振, 余世典(2002)은 Fama-French의 3요인모형이 중국 주식시장에서 주식수익률을

설명할 수 있다고 하였다. 또 楊旻, 騰召學(2003), 孟慶順(2004), 游丹(2008)의 연구에 따르면, Fama-French의 3요인모형은 CAPM보다 중국주식시장에서 포트폴리오의 기대수익률에 대한 설명력을 더 향상시킨다고 주장하였다. 한편, 李萌(2003)은 장부가/시가비율과 수익률은 정비례 관계를 맺고 있지만 기업규모에 대한 설명력은 없다고 했다. 그러나 賀炎林(2008)은 기업규모, 장부가/시가비율은 중국 주식시장에서 포트폴리오의 수익률을 완전하게 설명할 수 없다고 하였다. 또한, 李敏, 何理(2009)는 1996년부터 2008년까지의 중국 상하이, 심천 A주식을 대상으로 Fama and French(2008)의 분석법을 따라 주식 기대수익률의 결정요인에 대한 분석하였다. 분석결과 기업규모, 장부가/시가비율, 주식의 증분, 장부가치의 증분은 주식 기대수익률에 대해 설명력이 강하게 나타났다. 그러나 주식발행의 증분은 주식수익률에 대해 올바른 설명을 하지 못한다고 주장하였다. 이상의 주식수익률의 설명력에 관한 연구들을 요약하면 다음 <표 2-3>과 같다.

**<표 2-3> 주식수익률의 설명력에 대한 연구**

저자 및 연도	주요 내용
Banz(1981)	기업규모와 평균수익률 간에는 강한 음(-)의 관계가 있다는 사실을 발견.
Rosenberg, Reid · Lanstein (1985)	미국 주식의 평균수익률은 장부가/시가비율과 양(+)의 관계가 있다는 사실을 발견.
Basu(1983)	평균수익률과 E/P 간에 양(+)의 관계가 있다고 주장.
Bhandari(1988)	레버리지와 평균수익률 간의 양(+)의 관계를 발견.
Fama · French(1992)	베타 대신 기업규모와 장부가/시가비율들이 주식수익률의 횡단면 차이를 설명하는 유용한 변수라고 주장.
Fama · French(1993, 1995, 1996, 2000)	기업규모와 장부가/시가비율의 요인을 포함하는 3요인 모형이 미국 주식시장에서 유용성을 주장.
Stigler(1964), Ritter(1991), Loughran · Ritter(1995)	기업의 주식발행 이후 평균수익률이 하락하는 것으로 발표.
Baker · Wurgler(2000)	새로운 주식발행과 부채발행이 미국 주식시장의 시장수익률에 대한 예측변수라고 주장.
Pontiff · Woodgate(2008)	미국 주식시장에서 주식발행이 횡단면 주식수익률을 강하게 예측하는 변수라고 주장.
Fama · French(2005, 2008)	순 주식발행은 미래 기대수익률의 예측에 대한 예측력을 향

	상시킬 수 있다고 주장.
김형규(1997)	장부가/시가비율은 주식수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 있는 유의한 변수지만, 기업규모는 주식수익률에 대한 설명력이 없다고 주장.
김석진, 김지영(2000)	3요인 모형이 주식수익률에 대한 유용한 것이라고 주장.
안제욱·김규영(2009)	주식발행의 정보가 독립적으로 미래 기대수익률의 예측에 영향이 있음을 발견.
何治國(2001)	장부가/시가비율은 베타보다 설명력이 더 강하다고 주장.
范龍振·余世典(2002), 楊旻騰召學(2003), 游丹(2008) 등	Fama-French의 3요인모형이 중국주식시장에서 기대수익률에 대한 설명력을 더 향상시킨다고 주장.
李萌(2003)	장부가/시가 비율과 수익률은 정비례 관계를 맺고 있지만 기업규모에 대한 설명력은 없다고 주장.
李敏, 何理(2009)	기업규모, 장부가치/시가비율, 주식의 증분, 장부가치의 증분은 기대수익률에 대한 설명력이 강하지만, 주식발행의 증분은 기대수익률에 대해서 설명하지 못하는 것을 주장.

#### 4. 선행연구의 한계

이상의 선행연구들은 검토하면 몇 가지 한계점이 있는 것을 볼 수 있다. 구체적으로 프랙탈 구조에 측면의 연구들을 살펴보면, 대부분이 Hurst지수를 측정할 때 (곡선의 기울기를 피팅할 때) 최고점과 최저점 간의 곡선의 기울기를 Hurst지수로 간주함으로써 정확하지 못하는 것을 알 수 있다. 또한, 거래량에 관한 측면의 선행연구들이 대부분 거래량과 주식수익률 간의 양(+)의 관계나 음(-)관계가 있는 것만 제시할 뿐이고, 실제적으로 투자자에게 유용성의 의미가 크지 않다고 사료된다. 그리고 주식수익률의 설명력에 대한 선행연구들은 대부분이 시계열 회귀분석과 횡단면 회귀분석만 실시하였지만, 시계열과 횡단면의 분석의 특징을 모두 갖춘 두 분석을 동시에 실시할 수 있는 패널자료 분석은 별로 많지 않다. 본 연구는 상술한 선행연구의 한계를 극복하고 아직까지 검증되지 아니한 Hurst지수의 예측효과에 대하여 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 유용한 정보를 제공할 수 있는지를 검증하였다.

## 제3장 연구 자료와 연구방법

### 제1절 연구자료

#### 1. 중국 주식시장의 현황

1990년 12월 상하이 증권거래소를 개설한 이래 1991년 4월 심천 증권거래소 개설, 1992년 중국 증권 감독관리 위원회의 설립 그리고 1998년 증권법의 발표 등으로 중국 주식시장은 매우 빠르게 발전해왔다. 중국 주식시장은 제도나 규모 등의 측면에서 많은 발전이 이루어지면서 기업의 자금조달, 자원의 효율적인 배분 등 국민경제에서 중요한 역할을 수행하고 있다.

<그림 3-1>, <표 3-1>과 같이 통계자료에 의하면 2009년 12월까지 상하이 증권거래소와 심천 증권거래소에 상장된 회사총수는 1,718개에 달하며, 시가총액은 243,939.12억 위안에 달하고, GDP 대비 시가총액비율은 72.7%에 달하고 있다. 중국 주식시장은 20년간에 상장주식수, 시가총액, GDP 대비 시가총액비율 등 모든 면에서 지속적으로 증가하고 있다.

<그림 3-1> 중국 GDP 대비 주식시가총액의 변화



주) 자료는 National Bureau of Statistics of China(<http://www.stats.gov.cn>)의 통계자료를 이용함.

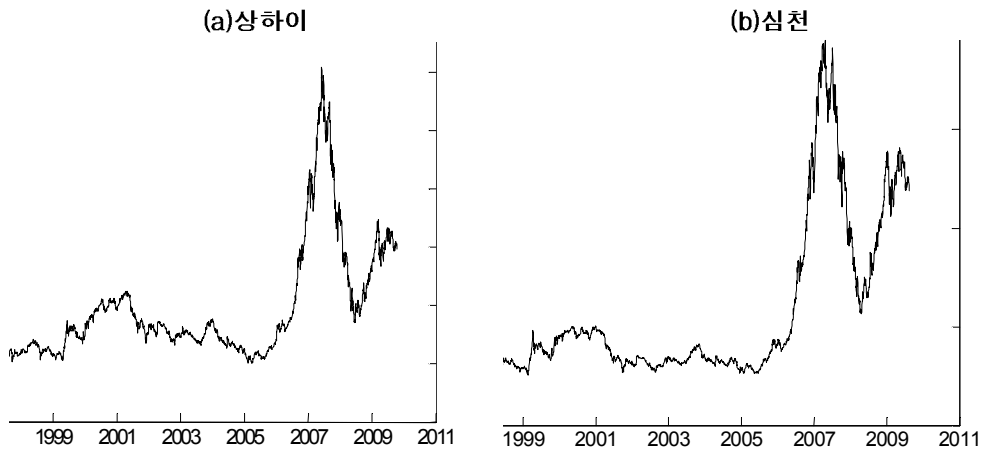
<표 3-1> 중국 주식시장의 현황

연도	상장회사총수	GDP(억 위안)	시가총액(억 위안)	시 가 총 액 /GDP(%)
1991	14	21,782	109	0.5
1992	53	26,924	1,048	3.9
1993	183	35,334	3,522	10.0
1994	291	48,198	3,691	7.7
1995	323	60,794	3,474	5.7
1996	530	71,177	9,842	13.8
1997	745	78,973	17,529	22.2
1998	851	84,402	19,506	23.1
1999	949	89,677	26,471	29.5
2000	1,088	99,215	48,091	48.5
2001	1,160	109,655	43,522	39.7
2002	1,224	120,333	38,329	31.9
2003	1,287	135,823	42,457	31.3
2004	1,377	159,878	37,056	23.2
2005	1,381	183,085	32,430	17.7
2006	1,434	211,924	89,403	42.2
2007	1,550	249,531	327,141	131.1
2008	1,625	300,670	121,367	40.4
2009	1,718	335,353	243,939	72.7

주) 자료는 중국 증권 감독관리 위원회(<http://www.csrc.gov.cn>)와 National Bureau of Statistics of China(<http://www.stats.gov.cn>)의 통계자료를 이용함.

<그림 3-2>는 상하이 증권거래소 종합주가지수의 1990년 12월 19일부터 2010년 3월 15일까지의 추이와 심천 증권거래소 성분지수의 1991년 4월 3일부터 2010년 3월 15일까지의 추이를 보여주고 있다.

<그림 3-2> 중국 A주식시장의 종합주가지수의 추이



- 주) 1) a는 1990년 12월 19일부터 2010년 3월 15일까지 상하이종합주가지수 일별자료의 추이  
2) b는 1991년 4월 3일부터 2010년 3월 15일까지 심천성분지수 일별자료의 추이  
3) 자료는 通達信소프트웨어를 이용함.

## 2. 연구자료

본 연구에서 개별기업의 일별자료는 通達信소프트웨어를 이용하며, 개별기업들의 회계자료는 GTA Databases에서 추출한다. 본 연구의 표본기간으로는 1997년 1월 2일<sup>6)</sup>부터 2010년 3월 15일까지의 기간을 선택하고, 표본대상으로는 중국 상하이A주식시장의 종합주가지수와 지속적으로 상장된 기업들을 선정한다. 다만, 개별기업 거래량변화의 Hurst값을 계산하기 위하여 1997년 이후로 상장된 기업이 제외한다.

6) 1997년 1월을 시작점으로 선정한 이유는 중국 주식시장은 1996년 12월 26일부터 가격 제한폭 제도가 실시되었기 때문이다.



## 제2절 연구방법

### 1. Hurst지수를 관찰하는 DFA방법

프랙탈 구조가 있는지를 결정하는 Hurst지수를 계산하는 일은 쉬운 일이 아니다. 따라서 Hurst지수를 계산하기 위한 여러 방법들이 소개되었다. Peng(1994)에 의하면 DFA 방법은 R/S 분석방법과 같은 연구방법으로는 잘못된 결과를 얻을 수 있기 때문에 이를 제거하고 비정상적인 신호에서 적절한 자기 유사성을 얻을 수 있는 방법이라고 하였다. DFA 방법론을 3단계로 나누어서 살펴보면 다음과 같다.<sup>7)</sup>

제1단계는 식(1)과 같이 자료의 평균값을 빼준 값을 누적한다.

$$Y(k) = \sum_{t=1}^N (X_t - X_{mean}) \quad (1)$$

여기서  $X_{mean}$ 은 전체 시계열의 평균값

$t, k = 1, 2, \dots, N$

이러한 누적과정은 본래의 자료를 자기 유사과정으로 바꾸어 주는 과정이다.

제2단계는 누적된 시계열을 같은 길이  $n$ 의 박스로 나누어준다. 또 각각의 길이  $n$ 의 박스 안에 최소자승법을 통해서 추세를 계산한다. 박스 안에서의 최소자승선은  $y_n(k)$ 로 표시한다. 그리고 각각의 박스 안에서 누적된  $Y(k)$ 에서  $y_n(k)$ 을 빼서 각각의 박스 안에서 추세를 제거한다.

---

7) 오갑진, 엄철준과 김승환(2004), "한국주식시장의 장기기억상관성: DFA방법을 중심으로," 『金融工學研究』 제3권 제2호, pp.137-138.

$$F(n) = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{k=1}^N (Y(k) - y_n(k))^2} \quad (2)$$

여기서  $Y(k)$ 는 누적된 값이다.

$y_n(k)$ 는  $k$  번째 박스 안에서의 최소자승값.

마지막으로 단계1, 2를 모든 척도에서 반복해서 계산한다. 그러면 아래와 같은 식(3)이 성립된다.

$$F(n) = cn^H \quad (3)$$

여기서  $n$ 은 척도이고,  $C$ 는 상수,  $H$ 는 Hurst지수이다.

$$\log_{10} F(n) = \log_{10} C + \log_{10} n \quad (4)$$

여기서 기울기  $H$ 가 시계열의 장기기억 특징을 나타내는

Hurst지수다.

$H=0.5$ 일 때의 상관성 척도는 0으로서 이러한 시계열은 확률과정을 따르는 것으로 간주 할 수 있지만,  $0.5 \leq H \leq 1$ 일 때 Hurst지수가 0.5보다 클수록 시계열 자료가 같은 경향으로 변화할 가능성이 크다는 것을 의미하고 시계열은 장기기억속성(long-term memory)이 존재한다.  $0 \leq H \leq 0.5$ 일 때는 Hurst지수가 0.5보다 작을수록 반대로 변화할 가능성이 크다는 것을 의미하고 시계열은 단기기억속성(short-term memory)이 존재하는 것으로 본다.

## 2. Panel data 분석방법

패널자료 분석(Panel data analysis)이란 패널자료를 이용하여 시계열과 횡단면의 분석의 특징을 모두 갖춘 두 분석을 동시에 실시할 수 있는 분석방법이다. 여기서 패널자료는 횡단면적인 자료와 시계열적인 자료에서 획득할 수 있는 정보를 모두 가지고 있으며, 단순한 시계열 자료나 특정한 시점의 횡단면 자료보다 상대적으로 관찰 자료의 수가 증가되므로 신뢰성이 더 있는 추정치를 얻을 수 있다. 그리고 패널자료 분석방법은 시계열과 횡단면의 정보를 동시에 이용할 수 있어 다중공선성 문제가 적으며 회귀계수 추정의 효율성이 크다는 장점이 있다. 패널자료 분석방법은 다양한 추정모형이 있는데 추정모형의 선택에 따라 결과가 달라질 수 있다. 일반적으로 추정모형의 선택은 다음 같은 순서에 따른다<sup>8)</sup>.

어떤 종속변수인  $Y_{i,t}$ 와  $k$ 개 설명변수의 다중회귀모형은 다음과 같다.

$$Y_{i,t} = a_{i,t} + \beta_{i,t} X'_{i,t} + u_{i,t}$$

여기서  $X'_{i,t} = (x_{1,i,t}, x_{2,i,t}, \dots, x_{k,i,t})$ ,  $k$ 는 설명변수의 개수이다.

$i=1, 2, \dots, N$ (횡단면개수)

$t=1, 2, \dots, T$ (시계열개수)

그러면 먼저 다음과 같은 값들을 구한다.

$$W_{xx,i} = \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)'$$

$$W_{xy,i} = \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)' (y_{i,t} - \bar{y}_i)$$

$$W_{yy,i} = \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - \bar{y}_i)^2$$

---

8) 高鐵梅(2009), 『計量經濟分析方法與建模』, 清華大學出版社. pp.319-323.

간차항제곱합  $S_1 = \sum_{n=1}^N (W_{yy,i} - W'_{xy,i} W^{-1}_{xy,i} W_{xy,i})$

$$W_{xx} = \sum_{n=1}^N W_{xx,i}, \quad W_{xy} = \sum_{n=1}^N W_{xy,i}, \quad W_{yy} = \sum_{n=1}^N W_{yy,i}$$

간차항제곱합  $S_2 = W_{yy} - W'_{xy} W^{-1}_{xx} W_{xy}$

$$T_{xx} = \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)'$$

$$T_{xy} = \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)' (y_{i,t} - \bar{y}_i)$$

$$T_{yy} = \sum_{n=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{i,t} - \bar{y}_i)^2$$

간차항제곱합  $S_3 = T_{yy} - T'_{xy} T^{-1}_{xx} T_{xy}$

다음은 F-검정통계량을 계산한다.

$$F_1 = \frac{(S_2 - S_1)/((N-1)k)}{S_1/(NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)k, N(T-k-1)] \quad (5)$$

$$F_2 = \frac{(S_3 - S_1)/((N-1)(k+1))}{S_1/(NT - N(k+1))} \sim F[(N-1)(k+1), N(T-k-1)] \quad (6)$$

마지막으로 가설검정의 과정을 통하여 추정모형이 선택된다.

가설1:  $H_1 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$

가설2:  $H_2 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$

$$\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N$$

만약,  $F_2$ 는 F분포(5%유의수준, 범위는  $[(N-1)(k+1), N(T-k-1)]$ )의 임계치보다 작으면, 가설2를 받아들이고, 설명변수와 종속변수 간에 횡단면적 차이 및 시계열적 차이가 없다고 보는 통합회귀모형(pooled regression model)을 채택한다. 아니면 가설2가 기각되고, 계속해서 만약  $F_1$ 은 F분포(5%유의수준, 범위는  $[(N-1)k, N(T-k-1)]$ )의 임계치보다 작으면, 가설1을 받아들이며, 설명변수와 종속변수 간에 횡단면적 차이를 반영하는 절편변화모형(variable cross-section model)을 채택한다. 만약  $F_1$ 은 F분포(5%유의수준, 범위는  $[(N-1)k, N(T-k-1)]$ )의 임계치보다 크면, 계수변화모형(variable coefficient model)을 선택한다. 통합회귀모형, 절편변화모형과 계수변화모형은 다음과 같다.

$$y_i = \alpha + x_i\beta + u_i \text{ (pooled regression model)} \quad (7)$$

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta + u_i \text{ (variable cross-section model)} \quad (8)$$

$$y_i = \alpha_i + x_i\beta_i + u_i \text{ (variable coefficient model)} \quad (9)$$

그리고 가설1을 받아들이고, 절편변화모형(variable cross-section model)을 채택한 후, Hausman(1978)검정의 과정에 따라 고정효과모형(fixed effect model. 절편변화모형과 같다)과 확률효과모형(random effect model:  $y_i = \alpha_i + x_i\beta + v_i + u_i$  여기서  $v_i$ 는 랜덤변량)으로 분류된다.

본 연구는 패널자료 분석을 실시하기 위하여 이용되는 통제변수들은 다음과 같다.

1) 기업의 시장가치(ME, market value equity)

$$ME_{it} = N_{it} \times P_{it} \quad (10)$$

여기서,  $ME_{it}$ : t일 기업i의 시장가치.

$N_{it}$ : t일 기업i의 보통주 발행주식수.

$P_{it}$ : t일 기업i의 주가.

2) 장부가/시가비율 (BE/ME, book-market value equity)

$$BE/ME_{it} = \frac{BE_{it}}{ME_{it}} = \frac{BE_{it}}{N_{it}P_{it}} \quad (11)$$

여기서,  $BE/ME_{it}$ : t일 기업i의 장부가/시가비율.

$BE_{it}$ : t일 기업i의 장부상 자기자본 총계.

$ME_{it}$ : t일 기업i의 시장가치.

3) 순 주식발행(Net Stock Issue: NS)<sup>9)</sup>

$$NS_{t-k,t} = \ln\left(\frac{ME_t}{ME_{t-k}}\right) - \ln\left(\frac{M_t}{M_{t-k}}\right) \quad (12)$$

---

9) Fama and French(2005)에 의하면 주식을 발행하는 기업들은 과거에 영업이익이 발생하였을 경우, 투자를 확대시키는 경향이 있고, 반대의 경우에는 기업이 자사주를 매입한다는 것이다. 그러므로 순 주식발행은 기대현금흐름에 대한 구별된 정보를 갖고 있어 기대수익률의 예측력의 향상에 도움을 줄 수 있을 것으로 사료된다.

여기서  $NS_{t-k,t}$ : t일 기업 i의 발행주식수의 증분.<sup>10)</sup>

$ME_t$ : t일 기업 i의 시장가치.

$ME_{t-k}$ : t일에서 k일 전의 기업 i의 시장가치.

$M_t$ : t일 기업 i의 주가.

$M_{t-k}$ : t일에서 k일 전의 기업 i의 주가.

---

10) 본 연구에서 k는 300일로 취한다.

## 제4장 실증분석 결과

### 제1절 시장수익률의 Hurst지수 측정결과

본 연구는 중국 상하이 A주식시장에서 프랙탈 구조가 있는지를 검정하였는데 이를 위한 분석과정은 다음과 같다.

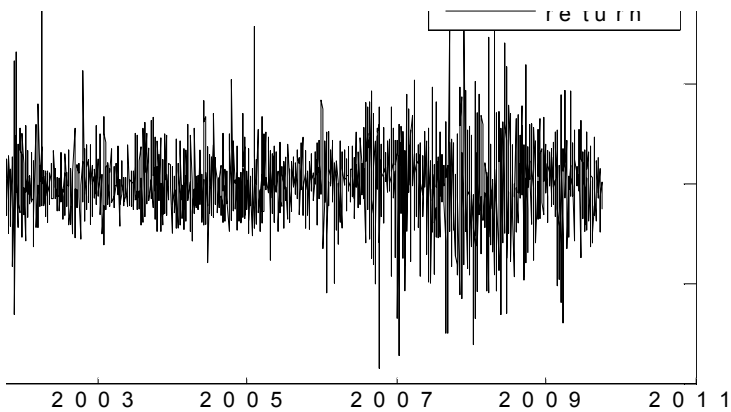
먼저 중국 상하이 A주식시장의 종합주가지수의 일별자료를 이용하였는데 분석 기간은 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지이다. 본 연구에서 검증에 이용된 수익률은 식(13)과 같이 자연대수를 취한 수익률이다.

$$R_t = (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \times 100 \quad (13)$$

여기서  $R_t$  는 수익률의 자연대수 값이다.

$P_t$  는 t일 종가이다.

<그림 4-1> 시장가격과 수익률의 추이





<표 4-1> 시장수익률의 기초통계량

구 분	가격	수익률
평균	1940.89	0.0368
중간값	1600.43	0.0795
최대값	6092.06	9.4014
최소값	876.48	-9.3353
표준편차	977.40	1.7458
왜 도	1.9311	-0.2129
첨 도	6.5463	7.1484
Jarque-Bera	3653.13***	2310.148***

주) 1) 여기서 수익률은 식(13)에 의한 자연대수 값을 취한다.

2) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

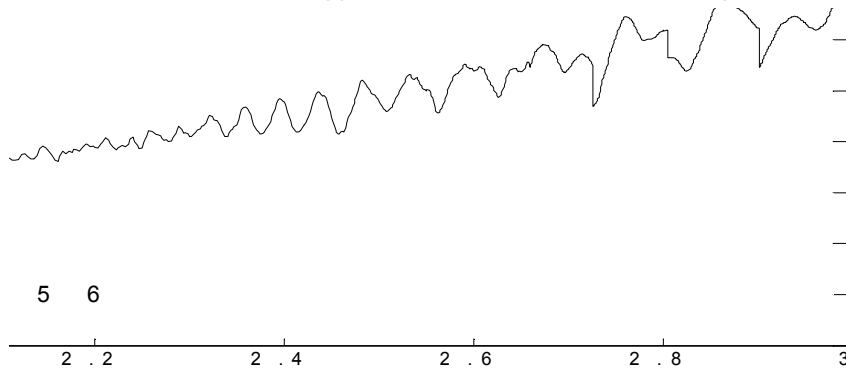
3) JB( $JB = \frac{n-m}{6} [S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2]$ )는 통계자료의 정규성을 분석하는 과정이다.

검증하기 전에 분석에 사용되는 자료에 대한 기초통계량 분석을 실시하였으며 그 결과가 <그림 4-1>과 <표 4-1>에 제시되어 있다. 전체분석기간 동안 상하이 종합주가지수의 평균수익률은 0.037이며 양(+)으로 나타났고, 왜도는 -0.213, 첨도는 7.146의 값을 지니고 정규분포에 비해 왼쪽으로 편향이면서 뾰족한 첨예분포를 있다고 판단된다. 그리고 Jarque-Bera통계량도 1%유의수준에서 정규분포를 기각한다.

다음은 식(1), 식(2), 식(3) 그리고 식(4)에 의하여 DFA방법을 실시하고 중국 상하이 종합주가지수의 일별자료에 적용하였다. 그 결과는 다음과 같다.

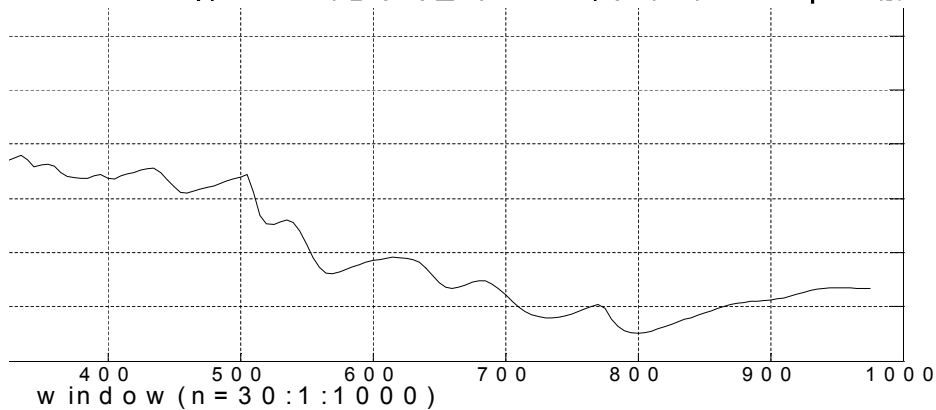
<그림 4-2>에서 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지 전체구간의 시계열 자료를 대상으로 Hurst지수를 산출하였다. Hurst지수가 0.56값을 나타내며, 이에 따라 중국 상하이 A주식시장에서 장기기억의 특징을 가지고 있다는 것을 알 수 있다. 한편, 'H=0.56' 일 때 특정한 척도는 100일이다.

<그림 4-2> 시장수익률의 Hurst지수



한편, 정확한 척도  $n$ 을 검증하기 위하여 <그림 4-3>과 같이 구간(window) 'n=30'부터 'step=1'로 'n=1000'까지 DFA방법을 반복해서 산출된 R-square값의 곡선을 그렸다. 살펴보면 전체 R-square값은 0.93<sup>11)</sup>보다 크다는 것을 알 수 있고, 산출된 Hurst지수가 신뢰성이 있는 것을 확인 하였다. 그리고 'n≈100'일 이후로는 선이 우하 방향으로 기울고 있는 것을 발견하였다. 따라서 n의 값을 100으로 취하는 것을 의미 있는 것이다. 즉, 중국 상하이 A주식시장 장기기억의 순환주기 길이는 대략적으로 100일 정도이다.

<그림 4-3> 시장수익률의 Hurst지수에 대한 R-square값



11) R-square값은 0.9보다 크면, 산출된 Hurst지수가 신뢰성이 있는 것을 판단될 수 있다.

## 제2절 분류된 Hurst지수에 대한 측정결과

본 연구는 시계열 자료로부터 산출된 Hurst지수가 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 그 예측효과가 있는지를 검증하기 위하여 중국 상하이 A주식시장에 각 규모별, 산업별 지수 자료를 선정하고 기업의 규모, 산업별 그리고 전 세계에 금융불안을 초래한 서브프라임 사태 전후로 나누어 Hurst지수의 예측효과에 대한 검증을 실시하였다.

<표 4-2> 규모별 Hurst지수

구분	Hurst지수	평균수익률	t-Statistic
대규모	0.50	0.085*	1.692
중규모	0.55	0.125*	1.901
소규모	0.57	0.089*	1.657

주) 1) 대, 중, 소규모 자료는 각각 규모별 지수 자료를 이용함.

2) 대규모표준은 평균 발행주식수가 809,915.4만주, 중규모표준은 평균 발행주식수가 12,334.4만주, 소규모표준은 평균 발행주식수가 2,523.27만주이다.

3) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

<표 4-2>에서 중소규모 기업은 장기기억의 속성을 지니고 있는 것을 알 수 있으며, 대규모 기업은 Random walk를 따르는 것을 발견하였다. 이는 Arbel and Strebel(1983)에 제시된 경시효과(the neglected-firm effect)와 일치한다고 볼 수 있다. 즉, 큰 규모 기업은 기관투자자로부터 관심을 많이 받고 있어서 관련된 정보가 널리 알려져 있기 때문에 위험도 상대적으로 적다. 이에 따라 주가의 움직임은 예측할 수 없으나 Random walk 과정을 따른다. 그리고 Amihud and Mendelson(1986)이 제시한 유동성효과(liquidity effect)에 의해서도 이런 현상들을

설명할 수 있다. 한편, 대중소규모 기업의 평균수익률은 각각 0.085, 0.125, 0.089 값으로 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 장기기억의 속성을 가지고 있는 중규모 기업의 Hurst값은 0.55이며 소규모 기업의 Hurst값을 보다 작기 때문에 상대적으로 위험이 크다.

<표 4-3> 산업별 Hurst지수

산업별	Hurst지수	평균수익률	t-Statistic
제지인쇄 (造紙印刷)	0.60	0.086*	1.886
농림목어 (農林牧漁)	0.58	0.134	1.459
운반물류 (運輸物流)	0.57	0.113	1.180
석탄석유 (煤炭石油)	0.57	0.110	1.114
화학공업과 섬유(化工化纖)	0.57	0.108	1.249
기타 (其他)	0.56	0.104	1.100
비철금속 (有色金屬)	0.55	0.105	0.944
기계 (機械)	0.54	0.118	1.309
관광업 (旅遊酒店)	0.54	0.107	1.058
전자정보 (電子信息)	0.54	0.073	0.760
공수공기 (供水供氣)	0.54	0.103	1.074
부동산 (房地產)	0.54	0.133	1.805
컴퓨터 (計算機)	0.53	0.148*	1.678
무역(外貿)	0.52	0.149	1.367
은행 (銀行)	0.51	0.128	1.366
통신(通信)	0.51	0.098	1.106
공정건설 (工程建築)	0.51	0.099	1.176
방직복장 (紡織服裝)	0.50	0.134	1.382
의약 (醫藥)	0.50	0.149*	1.818
철강 (鋼鐵)	0.50	0.105*	1.738
전력 (電力)	0.50	0.087	1.047
건축자재 (建材)	0.49	0.158*	1.676
상업체인 (商業連鎖)	0.48	0.112	1.370
전기 (電器)	0.47	0.147*	1.665
양조식품 (釀酒食品)	0.44	0.130*	1.638

주) 1) 여기서, 산업별 자료는 각각 산업별 지수 자료를 이용함.

2) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

<표 4-3>에 통해서 보면 절반 이상의 산업은 장기기억의 속성을 지나고 있는

것을 알 수 있으며, 반대로 전기, 양조식품 등 산업은 단기기억의 속성을 지나고 있는 것을 알 수 있다. 철강, 건축자재, 은행 등 큰 규모 산업은 Random walk를 따르는 것을 발견하였다. 그리고 제지인쇄, 컴퓨터, 의약, 철강, 건축자재, 전기, 양조식품 등 산업의 평균수익률은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다.

<표 4-4> 기간별 Hurst지수

구분	전체검증기간	2007. 7. 8이전	2007. 7. 8이후
Hurst지수	0.56	0.57	0.59

주) 2007년 7월 8일은 서브프라임 사태의 초래한 시간이다.

<표 4-4>에서 전체검증기간으로 볼 때는 장기기억의 속성을 지니고 있는 것을 알 수 있으며 서브프라임 사태 전후에도 장기기억의 속성을 가지고 있는 것을 발견하였다. Hurst값은 서브프라임 사태 전후에 별 큰 차이가 없다는 것을 알 수 있다.

### 제3절 시장거래량변화의 Hurst지수 측정결과

본 연구는 또 거래량을 연구대상으로 거래량의 시계열 자료가 프랙탈 구조가 있는지를 검증하였는데 이를 위한 분석과정은 다음과 같다.

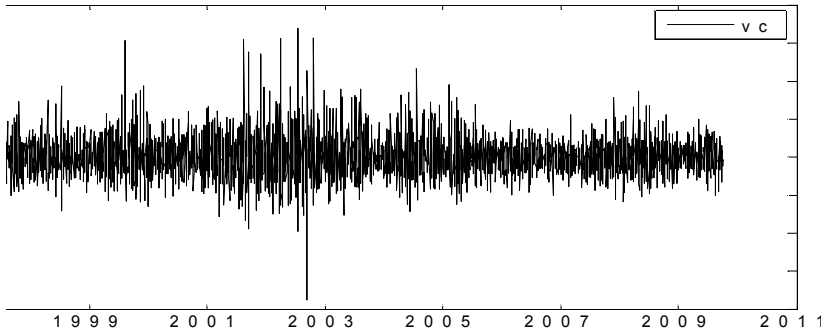
먼저, 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지의 중국 상하이 A주식시장의 종합주가에 이용된 거래량 자료는 식(14)과 같이 처리하였다.

$$VC_t = \ln V_t - \ln V_{t-1} \quad (14)$$

여기서  $VC_t$  는 거래량변화이다.

$V_t$  는 t일 거래량이다.

<그림 4-4> 시장거래량과 거래량변화의 추이



분석하기 전에 사용되는 자료에 대한 기초통계량 분석을 실시하였으며 그 결과가 <그림 4-4>와 <표 4-5>에서 제시되어 있다. 전체분석기간 동안 상하이 종합주가지수의 거래량변화의 평균은 0.001이며 양(+)으로 나타났고, 최대값은 1.695, 최소값은 -1.875, 왜도는 0.649, 첨도는 7.148의 값을 지니고 정규분포에 비해 오른쪽으로 편향하면서 뾰족한 첨예분포가 있다고 판단된다. 그리고 Jarque-Bera통계량도 1% 유의수준에서 정규분포를 기각한다.

<표 4-5> 시장거래량의 기초통계량

구 분	거래량	거래량변화
평균	38908073	0.0010
중간값	14787085	-0.0132
최대값	3.03E+08	1.6945
최소값	1426899	-1.8752
표준편차	49360410	0.2603
왜 도	1.7759	0.6493
첨 도	5.4208	7.1483
Jarque-Bera	2455.07***	2509.91***

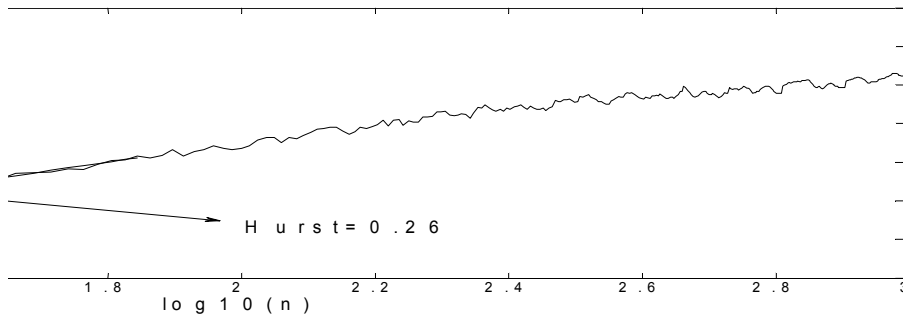
주) 1) 여기서 수익률은 식(13)에 의한 자연대수 값을 취한다.

2) \*\*\*: 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

3)  $JB(JB = \frac{n-m}{6} [S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2])$ 는 통계자료의 정규성을 분석하는 과정이다.

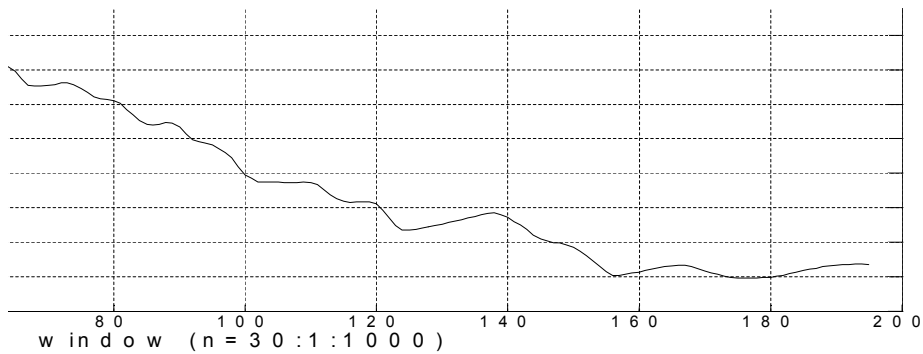
다음은 식(1), 식(2), 식(3) 그리고 식(4)에 의하여 DFA방법을 사용하여 중국 상하이 종합주가지수 거래량의 일별자료를 적용하였다. 그 결과는 <그림 4-5>와 <그림 4-6>과 같다.

<그림 4-5> 시장거래량변화의 Hurst지수



<그림 4-5>에서는 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지 전체구간의 시계열자료를 대상으로 hurst지수를 산출하였다. Hurst지수가 0.26값을 나타내며, 이에 따라서 중국 상하이 A주식시장에서 거래량변화는 단기기억의 특징을 가지고 있는 것을 발견하였다. 다른 말로 표현하면, 거래량변화는 과거치와 음(-)의 관계를 지니고 있는 것을 알 수 있다.

<그림 4-6> 시장거래량변화의 Hurst지수에 대한 R-square값



한편, 이 결과에 대하여 신뢰성을 검증하기 위하여 <그림 4-6>과 같이 구간(window) 'n=30'부터 'step=1'로 'n=1000'까지 DFA방법을 반복해서 산출된 R-square값의 곡선을 그렸다. 살펴보면 전체 R-square값은 0.96보다 크다는 것을 알 수 있고, 산출된 Hurst지수가 신뢰성이 있는 것을 확인 하였다.

#### 제4절 Hurst지수의 예측효과 분석결과

본 연구는 Hurst지수가 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 그 예측력을 향상시킬 수 있는지를 검증하기 위하여 Panel data 분석법을 이용하였다. 다음과 같이 2단계 접근법으로 나누어 검증하였다.

분석하기 전에 먼저 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지 중국 상하이 A주식시장에 계속적으로 상장되어 있는 257개의 상장기업들의 주식수익률과 거래량을 연구대상으로 이동구간 'window=2000, step=1'으로 하여 개별기업의 각 시점의 주식수익률과 거래량변화의 Hurst값을 구하였다. 구한 개별기업의 각 시점의 Hurst값에 대한 기초 통계량은 <표 4-6>과 같이 나타났다.

<표 4-6>에서 주식수익률의 Hurst값의 평균은 0.54, 최소값은 0.42로 나타나며, 따라서 중국 상하이 A주식시장에서 지속적으로 상장되어 있는 257개 기업의 주식수익률은 대부분이 장기기억의 특징을 가지고 있는 것을 발견하였다. 즉, Hurst지수가 0.5보다 크기 때문에 주식수익률은 같은 경향으로 변화할 가능성이 크다는 것을 확인할 수 있다. 한편, 거래량변화의 Hurst값의 평균은 0.22, 최대값은 0.32로 나타나며, 따라서 중국 상하이 A주식시장에서 지속적으로 상장되어 있는 257개 기업의 거래량변화는 전부다 단기기억의 특징을 가지고 있는 것을 발견하였다. 다른 말로 표현하면, Hurst지수가 0.5보다 작기 때문에 거래량은 반대방향으로 변화할 가능성이 크다는 것을 알 수 있다.



<표 4-6> 개별기업의 각 시점의 Hurst값의 기초통계량

	평균	중앙값	최소값	최대값	표준편차
주식수익률의 Hurst값	0.536	0.532	0.417	0.632	0.0010
거래량변화의 Hurst값	0.215	0.214	0.154	0.316	0.0189

그리고 식(15)에 의하여 개별기업의 각 시점의 주식수익률과 거래량변화의 Hurst값의 유의성에 대하여 검정을 실시하였다.

$$CP = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \theta \begin{cases} 1 & R\text{-square} > 0.95 \\ 0 & R\text{-square} \leq 0.95 \end{cases} \quad (15)$$

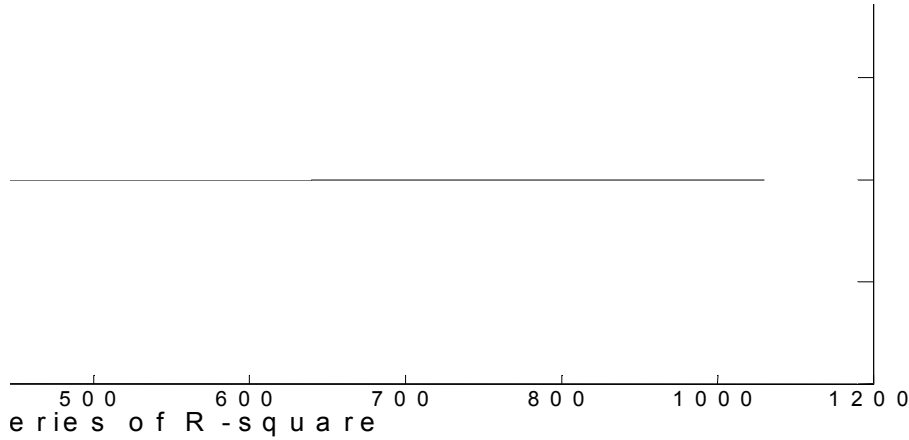
여기서 CP(confidence probability)는 Hurst값의 신뢰성의 확률함수이다.

N은 기업의 개수이다.

<그림 4-7>은 DFA방법을 이용하여 구한 개별기업의 각 시점 Hurst의 R-square값이 식(12)에 의하여 0.95보다 큰 확률의 곡선이다. 살펴보면 전체기간에 따라 CP값은 모두 1로 나타났다. 즉, 257개의 기업을 대상으로 이동구간 'window=2000, step=1'에 의하여 구한 개별기업의 각 시점의 주식수익률과 거래량변화<sup>12)</sup>의 Hurst값은 신뢰성이 있음을 나타냈다.

12) 주식수익률과 거래량변화의 Hurst값의 R-square값은 각 시점의 확률이 1일 때문에 그림은 중첩되었다

<그림 4-7> Hurst값의 신뢰성 확률



다음, 1단계에서 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을 각각 독립변수로 하고 Panel data 분석을 실시한 다음, 두 결과를 비교하였다. 분석은 식(10), 식(11)을 이용하여 추정된 기업규모와 B/M비율 그리고 식(12)을 이용하여 추정한 순 주식 발행의 변수들을 통제변수<sup>13)</sup>로 하고, 개별기업의 주식수익률의 일별자료를 종속 변수로 하였다. 그리고 기간 흐름에 따라 두 결과를 비교할 수 있도록 본 연구는 상하이 A주식시장 장기기억의 순환주기 길이(100일) 중심으로 t-1일, t-22일, t-44일, t-66일, t-88일, t-110일, t-132일, t-164일과 t-176일의 자료를 사용하였다. 본 연구에서는 식(7)에 의하여 통합회귀모형<sup>14)</sup>을 채택하였다.

패널자료 분석방법을 이용하여 통합회귀분석을 실시한 결과는 <표 4-7>, <표 4-8>, <표 4-9>, <표 4-10>, <표 4-11>, <표 4-12>, <표 4-13>, <표 4-14> 그리고 <표 4-15>와 같다.

13) 1980년대에 들어서 효율적 시장가설에 대한 많은 의문이 제기되었다. 그리고 많은 실증연구들에서 주식수익률은 시장베타 이외에 기업규모, 장부가/시가비율, 수익/주가비율, 레버리지, 순 주식발행 등 과도 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 발견하였다. 그 가운데 기업규모, 장부가/시가비율, 순 주식발행 등 변수들이 많은 인정을 받고 왔다.

14) 본 연구에서 절편변화모형과 계수변화모형을 선택하는 것은 의미가 없음. 이에 따라  $F_2$  대한 검증을 생략함.

**<표 4-7> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-1)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-1}$ (주식수익률)	0.0101***	5.688	0.1079
$ME_{t-1}$ (기업규모)	-0.0738***	-3.697	
$BM_{t-1}$ (장부가/시가비율)	0.0257	1.520	
$NS_{t-1}$ (순 주식발행)	0.0201	0.505	
$HR_{t-1}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.5759	-1.252	0.0456
$ME_{t-1}$ (기업규모)	-0.0803***	-4.062	
$BM_{t-1}$ (장부가/시가비율)	0.0246	1.350	
$NS_{t-1}$ (순 주식발행)	0.0281	0.688	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-8> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-22)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-22}$ (주식수익률)	0.0058**	2.394	0.0723
$ME_{t-22}$ (기업규모)	-0.0891***	-4.059	
$BM_{t-22}$ (장부가/시가비율)	0.0142	0.827	
$NS_{t-22}$ (순 주식발행)	0.0519	1.183	
$HR_{t-22}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.6222	-1.293	0.0511
$ME_{t-22}$ (기업규모)	-0.0891***	-4.080	
$BM_{t-22}$ (장부가/시가비율)	0.0107	0.591	
$NS_{t-22}$ (순 주식발행)	0.0438	1.003	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-9> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-44)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-44}$ (주식수익률)	-0.0081	-0.569	0.0344
$ME_{t-44}$ (기업규모)	-0.1025***	-4.463	
$BM_{t-44}$ (장부가/시가비율)	-0.0036	-0.206	
$NS_{t-44}$ (순 주식발행)	0.0203	0.447	
$HR_{t-44}$ (주식수익률의 Hurst 값)	-0.4364	-0.929	0.0566
$ME_{t-44}$ (기업규모)	-0.1089***	-4.681	
$BM_{t-44}$ (장부가/시가비율)	-0.0085	-0.488	
$NS_{t-44}$ (순 주식발행)	0.0160	0.358	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-10> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-66)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-66}$ (주식수익률)	-0.0021	-1.000	0.0593
$ME_{t-66}$ (기업규모)	-0.1013***	-4.361	
$BM_{t-66}$ (장부가/시가비율)	-0.0223	-1.368	
$NS_{t-66}$ (순 주식발행)	-0.0228	-0.514	
$HR_{t-66}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.4908	-1.028	0.0703
$ME_{t-66}$ (기업규모)	-0.1048***	-4.330	
$BM_{t-66}$ (장부가/시가비율)	-0.0254	-1.489	
$NS_{t-66}$ (순 주식발행)	-0.0181	-0.413	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-11> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-88)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-88}$ (주식수익률)	0.0026	1.204	0.0376
$ME_{t-88}$ (기업규모)	-0.1157***	-4.701	
$BM_{t-88}$ (장부가/시가비율)	-0.0242	-1.403	
$NS_{t-88}$ (순 주식발행)	0.0037	0.078	
$HR_{t-88}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.4755**	-2.154	0.0749
$ME_{t-88}$ (기업규모)	-0.1188***	-4.638	
$BM_{t-88}$ (장부가/시가비율)	-0.0283	-1.567	
$NS_{t-88}$ (순 주식발행)	0.0002	0.005	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-12> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-110)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-110}$ (주식수익률)	0.0052	0.545	0.0571
$ME_{t-110}$ (기업규모)	-0.1302***	-4.689	
$BM_{t-110}$ (장부가/시가비율)	-0.0217	-1.094	
$NS_{t-110}$ (순 주식발행)	0.0206	0.403	
$HR_{t-110}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.6705***	-2.762	0.0715
$ME_{t-110}$ (기업규모)	-0.1342***	-4.787	
$BM_{t-110}$ (장부가/시가비율)	-0.0273	-1.309	
$NS_{t-110}$ (순 주식발행)	0.0255	0.497	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-13> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-132)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-132}$ (주식수익률)	-0.0045	0.651	0.0363
$ME_{t-132}$ (기업규모)	-0.1307***	-4.298	
$BM_{t-132}$ (장부가/시가비율)	-0.0294	-1.251	
$NS_{t-132}$ (순 주식발행)	0.0500	0.808	
$HR_{t-132}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.6125	-1.189	0.0514
$ME_{t-132}$ (기업규모)	-0.1361***	-4.337	
$BM_{t-132}$ (장부가/시가비율)	-0.0348	-1.396	
$NS_{t-132}$ (순 주식발행)	0.0469	0.762	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-14> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-154)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-154}$ (주식수익률)	-0.0043	-0.199	0.0304
$ME_{t-154}$ (기업규모)	-0.1313***	-3.314	
$BM_{t-154}$ (장부가/시가비율)	-0.0341	-1.083	
$NS_{t-154}$ (순 주식발행)	0.0330	0.406	
$HR_{t-154}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.6769	-0.814	0.0466
$ME_{t-154}$ (기업규모)	-0.1384***	-3.390	
$BM_{t-154}$ (장부가/시가비율)	-0.0403	-1.253	
$NS_{t-154}$ (순 주식발행)	0.0301	0.369	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-15> 주식수익률과 주식수익률의 Hurst값을  
독립변수(t-176)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$RETURN_{t-176}$ (주식수익률)	-0.0015	1.392	
$ME_{t-176}$ (기업규모)	-0.1323*	-1.628	0.0448
$BM_{t-176}$ (장부가/시가비율)	-0.0332	-0.507	
$NS_{t-176}$ (순 주식발행)	0.0342	0.204	
$HR_{t-176}$ (주식수익률의 Hurst값)	-0.6947	-0.412	
$ME_{t-176}$ (기업규모)	-0.1396*	-1.659	0.0532
$BM_{t-176}$ (장부가/시가비율)	-0.0389	-0.583	
$NS_{t-176}$ (순 주식발행)	0.0331	0.197	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

위에 표에서 기업규모는 거의 1%(t-176일 10%) 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖고 있다. 주식수익률은 t-1일과 t-22일 경우에만 양(+)의 값으로 나타났고, t값은 각각 1%와 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 그리고 주식수익률의 Hurst값은 t-88일과 t-110일 경우에 각각 5%와 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖고 있는 것을 발견하였다.

다음, 2단계에서 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을 각각 독립변수로 하고 Panel data 분석을 실시한 다음, 두 결과를 비교하였다. 분석은 식(10), 식(11)을 이용하여 추정된 기업규모와 B/M 비율 그리고 식(12)을 이용하여 추정한 순 주식발행의 변수들을 통제변수로 하고, 개별기업의 주식수익률의 일별자료를 종속 변수로 하였다. 그리고 기간 흐름에 따라 두 결과를 비교할 수 있도록 본 연구는

상하이 A주식시장 장기기억의 순환주기 길이(100일) 중심으로 t-1일, t-22일, t-44일, t-66일, t-88일, t-110일, t-132일, t-164일과 t-176일의 자료를 사용하였다. 본 연구에서는 식(7)에 의하여 통합회귀모형을 채택하였다.

패널자료 분석방법을 이용하여 통합회귀분석을 실시한 결과는 <표 4-16>, <표 4-17>, <표 4-18>, <표 4-19>, <표 4-20>, <표 4-21>, <표 4-22>, <표 4-23> 그리고 <표 4-24>와 같다.

**<표 4-16> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-1)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-1}$ (거래량변화)	-0.7566**	-2.109	0.0699
$ME_{t-1}$ (기업규모)	-0.0638***	-4.207	
$BM_{t-1}$ (장부가/시가비율)	0.0376	2.755	
$NS_{t-1}$ (순 주식발행)	0.0164	0.585	
$HV_{t-1}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0977***	-2.588	0.0732
$ME_{t-1}$ (기업규모)	-0.0644***	-4.320	
$BM_{t-1}$ (장부가/시가비율)	0.0271	2.004	
$NS_{t-1}$ (순 주식발행)	0.0163	0.597	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.



**<표 4-17> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-22)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-22}$ (거래량변화)	-0.2494**	-2.142	0.0608
$ME_{t-22}$ (기업규모)	-0.0520***	-3.298	
$BM_{t-22}$ (장부가/시가비율)	0.0223	1.638	
$NS_{t-22}$ (순 주식발행)	0.0161	0.554	
$HV_{t-22}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0170***	-3.450	0.0735
$ME_{t-22}$ (기업규모)	-0.0529***	-3.345	
$BM_{t-22}$ (장부가/시가비율)	0.0197	1.431	
$NS_{t-22}$ (순 주식발행)	0.0188	0.652	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-18> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-44)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-44}$ (거래량변화)	-0.5933	-1.111	0.0335
$ME_{t-44}$ (기업규모)	-0.0612***	-3.886	
$BM_{t-44}$ (장부가/시가비율)	0.0110	0.801	
$NS_{t-44}$ (순 주식발행)	0.0057	0.198	
$HV_{t-44}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0268	-1.544	0.0615
$ME_{t-44}$ (기업규모)	-0.0631***	-4.005	
$BM_{t-44}$ (장부가/시가비율)	0.0098	0.705	
$NS_{t-44}$ (순 주식발행)	0.0099	0.344	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-19> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-66)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-66}$ (거래량변화)	-0.2158	-0.411	0.0393
$ME_{t-66}$ (기업규모)	-0.0655***	-4.187	
$BM_{t-66}$ (장부가/시가비율)	0.0062	0.462	
$NS_{t-66}$ (순 주식발행)	-0.0160	-0.551	
$HV_{t-66}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0289	-1.153	0.0414
$ME_{t-66}$ (기업규모)	-0.0653***	-4.137	
$BM_{t-66}$ (장부가/시가비율)	0.0077	0.561	
$NS_{t-66}$ (순 주식발행)	-0.0117	-0.409	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-20> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-88)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-88}$ (거래량변화)	0.2056	0.381	0.0388
$ME_{t-88}$ (기업규모)	-0.0689***	-4.551	
$BM_{t-88}$ (장부가/시가비율)	0.0068	0.501	
$NS_{t-88}$ (순 주식발행)	-0.0009	-0.029	
$HV_{t-88}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0013	-0.051	0.0426
$ME_{t-88}$ (기업규모)	-0.0702***	-4.590	
$BM_{t-88}$ (장부가/시가비율)	0.0079	0.571	
$NS_{t-88}$ (순 주식발행)	-0.0005	-0.017	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-21> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-110)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-110}$ (거래량변화)	0.1028	0.189	0.0477
$ME_{t-110}$ (기업규모)	-0.0674***	-4.340	
$BM_{t-110}$ (장부가/시가비율)	0.0034	0.249	
$NS_{t-110}$ (순 주식발행)	0.0064	0.199	
$HV_{t-110}$ (거래량변화의 Hurst값)	0.0055	0.227	0.0626
$ME_{t-110}$ (기업규모)	-0.0654***	-4.162	
$BM_{t-110}$ (장부가/시가비율)	0.0035	0.258	
$NS_{t-110}$ (순 주식발행)	0.0045	0.142	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-22> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-132)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-132}$ (거래량변화)	0.2222	0.396	0.0348
$ME_{t-132}$ (기업규모)	-0.0653***	-4.219	
$BM_{t-132}$ (장부가/시가비율)	-0.0020	-0.149	
$NS_{t-132}$ (순 주식발행)	0.0105	0.323	
$HV_{t-132}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0144	-0.531	0.0418
$ME_{t-132}$ (기업규모)	-0.0656***	-4.205	
$BM_{t-132}$ (장부가/시가비율)	-0.0040	-0.293	
$NS_{t-132}$ (순 주식발행)	0.0049	0.151	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.  
 \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-23> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-154)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-154}$ (거래량변화)	0.2834	0.501	0.0301
$ME_{t-154}$ (기업규모)	-0.0782***	-5.411	
$BM_{t-154}$ (장부가/시가비율)	-0.0151	-1.092	
$NS_{t-154}$ (순 주식발행)	0.0104	0.326	
$HV_{t-154}$ (거래량변화의 Hurst값)	-0.0338	-1.392	0.0414
$ME_{t-154}$ (기업규모)	-0.0775***	-5.346	
$BM_{t-154}$ (장부가/시가비율)	-0.0158	-1.134	
$NS_{t-154}$ (순 주식발행)	0.0063	0.200	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

    \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

    \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

**<표 4-24> 거래량변화와 거래량변화의 Hurst값을  
독립변수(t-176)로 하여 Panel data 분석**

Variable	계수	t-Statistic	R-square
$VC_{t-176}$ (거래량변화)	0.7193	1.285	0.0416
$ME_{t-176}$ (기업규모)	-0.0810***	-5.551	
$BM_{t-176}$ (장부가/시가비율)	-0.0178	-1.250	
$NS_{t-176}$ (순 주식발행)	0.0119	0.384	
$HV_{t-176}$ (거래량변화의 Hurst값)	0.0038	0.150	0.0569
$ME_{t-176}$ (기업규모)	-0.0773***	-5.276	
$BM_{t-176}$ (장부가/시가비율)	-0.0173	-1.207	
$NS_{t-176}$ (순 주식발행)	0.0122	0.400	

주) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

    \*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

    \* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

위에 표에서 기업규모는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖고 있는 것을 알 수 있다. 거래량변화는 t-1일과 t-22일 경우에만 음(-)의 값으로 나타났고, t값은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 그리고 거래량변화의 Hurst값도 t-1일과 t-22일 경우에 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 갖고 있는 것을 발견하였다.

<표 4-25> Panel data 분석결과 비교

	RETURN	HR	VC	HV
t-1	0.0101*** (5.688)	-0.5759 (-1.252)	-0.7566** (-2.109)	-0.0977*** (-2.588)
t-22	0.0058*** (2.394)	-0.6222 (-1.293)	-0.2494** (-2.142)	-0.0170*** (-3.450)
t-44	-0.0081 (-0.569)	-0.4364 (-0.929)	-0.5933 (-1.111)	-0.0268 (-1.544)
t-66	-0.0021 (-1.000)	-0.4908 (-1.028)	-0.2158 (-0.411)	-0.0289 (-1.153)
t-88	0.0026 (1.204)	-0.4755** (-2.154)	0.2056 (0.381)	-0.0013 (-0.051)
t-110	0.0052 (0.545)	-0.6705*** (-2.762)	0.1028 (0.189)	0.0055 (0.227)
t-132	-0.0045 (0.651)	-0.6125 (-0.898)	0.2222 (0.396)	-0.0144 (-0.531)
t-154	-0.0043 (-0.199)	-0.6769 (-0.814)	0.2834 (0.501)	-0.0338 (-1.392)
t-176	-0.0015 (1.392)	-0.6947 (-0.412)	0.7193 (1.285)	0.0038 (0.150)

주) 1) 관호 안은 t값이다.

2) \*\*\*:1% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\*\* : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

\* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함.

상술한 결과를 요약하면 <표 4-25>와 같다. 첫째, <표 4-25>에서 주식수익률 대신 주식수익률의 Hurst값은 장기기억의 순환주기 길이(100일)의 부근에 음(-)의 값으로 나타났고, t값은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 보였다. 둘째, 거래

량변화 대신 거래량변화의 Hurst값은 거래량변화와 같이 t-1일과 t-22일 경우에도 통계적으로 유의하게 나타났지만 t값으로 볼 때는 통계적으로 더 유의하게 나타났다. 셋째, 주식수익률의 Hurst값과 거래량변화의 Hurst값은 전부다 음(-)의 값으로 나타났다. 그리고 이 결과와 주식수익률은 장기기억 특징을 지니고 있고 거래량은 단기기억 특징이 있는 것과 일치한다.

## 제5장 결 론

본 연구는 주식수익률과 거래량을 연구대상으로 Hurst지수를 측정하고 측정된 Hurst지수가 미래 주식수익률을 예측하는데 있어서 그 예측효과가 있는지 여부에 대하여 검증하였다. 본 연구의 표본기간으로는 1997년 1월 2일부터 2010년 3월 15일까지의 기간을 선택하였고, 通達信소프트웨어와 GTA Databases에서 중국 상하이 A주식시장의 일별자료 그리고 회계자료를 수집하였다. 본 연구는 DFA 방법을 사용하여 주식수익률과 거래량의 일별자료를 연구대상으로 종합주가지수와 개별기업의 각 시점의 Hurst값을 측정하고 주로 다음과 같은 네 가지의 내용을 검증하였다. 첫째, 중국 상하이 A주식시장에서 프랙탈 구조가 있는지를 검증하였다. 둘째, 기업의 규모별, 산업별 그리고 전 세계에 금융불안을 초래한 서브프라임 사태 전후로 나누고 Hurst지수에 대한 검증을 실시하였다. 셋째, 중국 상하이 A주식시장의 거래량에 대한 프랙탈 구조가 있는지를 검증하였다. 넷째, 2단계 접근법으로 나누고 Panel data 분석을 실시한 다음, 두 결과를 비교하였다. 검증결과는 다음과 같이 요약될 수 있다.

첫째, 중국 상하이 A주식시장의 종합주가지수 수익률을 연구대상으로 산출된 Hurst지수의 값은 0.56으로 나타남에 따라 프랙탈 구조를 지니고 있음을 물론 장기기억의 특징이 있다는 것을 알 수 있으며, 장기기억의 순환주기는 100일이다. 또한, 종합지수의 거래량을 연구대상으로 산출된 Hurst지수의 값은 0.26이며, 단기기억의 특징을 가지고 있다는 것을 발견하였다.

둘째, 기업의 규모별로 관찰된 Hurst지수의 예측효과는 중소기업은 장기기억의 속성을 지니고 있는 것을 알 수 있으며, 대규모 기업은 Random walk를 따르는 것을 발견하였다. 이는 Arbel and Strebel(1983)에 제시된 경시효과(the neglected-firm effect)와 Amihud and Mendelson(1986)이 제시한 유동성효과

(liquidity effect)에 의하여 이런 현상들을 이해할 수 있다. 산업별로 볼 때는 절반 이상의 산업은 장기기억의 속성을 지나고 있는 것을 알 수 있으며, 반대로 전기, 양조식품 등 산업은 단기기억의 속성을 지나고 있는 것을 알 수 있다. 철강, 건축자재, 은행 등 큰 규모 산업은 Random walk를 따르는 것을 발견하였다. 기간별로 볼 때는 전체검증기간 내에서 장기기억의 속성을 지나고 있는 것을 알 수 있으며 서브프라임 사태 전후에도 장기기억의 속성을 가지고 있는 것을 발견하였다. Hurst값은 서브프라임 사태 전후에 별 큰 차이가 없다는 것을 알 수 있다.

셋째, Panel data 분석을 실시하여 주식수익률 대신 주식수익률의 Hurst값은 장기적으로 통계적 유의성을 보였고, 거래량변화 대신 거래량변화의 Hurst값은 단기적으로 통계적 유의성을 보여주고 있다. 이 결과와 주식수익률은 장기기억 특징을 지나고 있고 거래량변화는 단기기억 특징이 있는 것으로 나타났다.

결론적으로 보면, 본 연구에서 측정된 Hurst값은 미래 주식수익률을 예측하는데 그 예측효과가 활용될 수 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 본 연구는 중국 상하이 A주식시장에서 상장된 기업만 연구대상으로 한 한계점이 있어서, 앞으로는 A, B주식의 전체를 연구대상으로 한 연구가 필요하다고 사료된다. 그리고 앞으로는 본 연구에서 채택한 통제변수 뿐만 아니라, 다양한 재무 변수를 고려하여 연구결과의 일반화 가능성을 높일 수 있는 추가적 연구가 필요하다고 생각된다.



## 【참 고 문 헌】

- 김형규(1997), “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구,” 『재무관리 연구』, 제14권 제2호, 21-55.
- 김규영·김영빈(1996), “주가와 거래량간의 선형 및 비선형 인과관계: 한국 주식 시장에서의 실증분석,” 『재무연구』, 제12호, 1-20.
- 김석진·김지영(2000), “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계,” 『재무 연구』, 제13집 제2호, 21-47.
- 김지열(2004), “동북아 주식시장에서의 장기기억에 관한연구,” 『東北亞經濟研究』, 제16권 제1호, 37-72.
- 박종원·장욱(1997), “주식수익률 예측에 있어 거래량이 갖는 정보효과,” 『증권금융연구』, 1-34.
- 박영규·장순영(2003), “한국주식시장에서의 거래량에 의한 선도-지연효과 연구,” 『증권학회지』, 제32집, 2호, 105-139.
- 송영출·이진근(1997), “자기자본비용의 추정에 관한 연구,” 『재무관리연구』, 제14집 제3호, 157-181.
- 안제욱·김규영(2009), “장부가/시가 비율과 주식발행이 주식수익률에 미치는 영향에 대한 연구: 한국 주식시장에서의 실증분석,” 『산업경제연구』, 제22권, 제2호, 537-559.
- 엄철준·오갑진(2005), “주식가격변화의 상대적 효율성에 관한 실증연구: KOSPI와 S & P500 시장지수를 중심으로,” 『産業經濟研究』, 제18권 제6호, 2859-2878.
- 오갑진·엄철준·기승환(2004), “한국주식시장의 장기기억상관성: DFA방법을 중심으로,” 『金融工學研究』, 제3권 제2호, 135-145.
- 장경천·정현용(1998), “역투자전략과 상대적세력 투자전략을 이용한 거래량의

- 정보효과분석," 『증권학회지』, 제22집, 73-109.
- 최용식(1997), "주가와 거래량의 인과관계 및 주식거래량의 정보가치," 『증권금융연구』, 63-92.
- 허성관·서용권(2000), "혼돈(Chaos)이론에 의한 우리나라 주식수익률의 분석," 『경영학연구』, 473-497.
- 홍정효(2006), "일본 증시의 거래량, 수익률 및 변동성간의 동적관계에 관한연구," 『産業經濟研究』, 제19권 제5호, 1941-1953.
- 陳春暉·李正輝(2005), "重標極差法在上海股票市場有效性分析中的應用," 『統計與決策』, 2005年4月 140-143.
- 范龍振·余世典(2002), "中國股票市場的三因子模型," 『系統工程學報』, 2002年12月, 537-546.
- 高鐵梅(2009), 『計量經濟分析方法與建模』, 清華大學出版社. pp319-323.
- 賀炎林(2008), "基于狀態轉移信息對FF三因子模型的改進," 『中國管理科學』, 2008年第1期, 7-15.
- 何治國(2001), "中國股市風險因素實證研究," 『經濟評論』, 2001年第3期, 81-85.
- 黃兆(2007), "基于分形理論的上証指數收益率淺析," 『財會研究』, 2007年12期, 54-55.
- 李捷瑜(2006), "股票收益与交易量的動態關係研究來自不同估計方法的証据," 『南方經濟』, 2006年 第1期.
- 李萌(2003), "我國股票市場風險因素研究," 『中國煤炭經濟學院學報』, 2003年6月, 35-56.
- 李敏·何理(2009), "分拆 B/M 指標對上市公司股票收益解釋力的改進性研究," 『財經問題研究』, 2009年第11期, 61-68.
- 孟慶順(2004), "上海股票市場的FF三因子模型," 『北華大學學報』, 2004年6月, 79-81.
- 邵全, 吳祈宗(2004), "信息經濟环境下基于分形的投資收益率統計分布研究," 『情報科學』, 第22卷 第9期, 1048-1050.

- 佟孟華·仲卓(2006), "基于面板数据對中國股市价量關係的實証研究," 『河北經貿大學學報』, 第27卷 第5期.
- 吳擁政(2004), "重標極差法及其應用," 『理論新探』, 2004年第8期, 23-24.
- 楊旻·滕召學(2003), "中國A股市場股票投資組合特征分析與Fama-French三因子模型," 『杭州師範學院學報(社會科學版)』, 2003年第2期, 14-19.
- 游丹(2008), "Fama-French三因子模型在中國A股房地產板塊的實證研究," 『電子科技大學學報』, 2008年第11期, 199-200.
- Abhyankar, A. H.(1995), "Trading-round-the clock: Return, volatility and volume spillovers in the Eurodollar futures markets," *Pacific-Basin Finance Journal*, 75-92.
- Ahn, D. H. and A. Shivdasani(1999), "Long-term Returns following Seasoned Equity Issues: Bad Performance or Bad Model?," *Working Paper*, University of North Carolina.
- Arbel, A. and P. Strebel(1983), "Pay attention to neglected firms," *Journal of Portfolio Management*, 2, 37-42.
- Amihud, Y. and Mendelson H.(1986), "Asset pricing and the bid-ask spread," *Journal of Financial Economics*, 17, 223-249.
- Baker, M. and J. Wurgler(2000), "The Equity Share in New Issues and Aggregate Stock Returns," *Journal of Finance*, 55, 2219-2257.
- Banz, R. W.(1981), "The relationship between return and market value of common stocks," *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, pp. 3-18.
- Basu, S.(1983), "The Relationship between Earning Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, 12, 129-156.
- Bessembinde, H. and P. J. Seguin(1993), "Price volatility, trading volume, and

- market depth: evidence from the futures markets," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 21-39.
- Bhandari, L. C.(1988), "Debt/equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence," *Journal of Finance*, 43, 507-528.
- Black, F., M. C. Jensen, and M. Scholes(1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests," in M. Jensen, ed: *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger, New York.
- Cajuerio, D. O. and B. M. Tabak(2004), "Ranking Efficiency for Emerging Equity Market," *Chaos, Solitons and Fractals*, 22, 349-352.
- Clark, P. K.(1973), "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices," *Econometrica*, 41, 133-155.
- Copeland, T.(1976), "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31, 135-155.
- Cornett, M. M., H. Mehran and H. Tehranian(1998), "Are Financial Markets Overly Optimistic about the Prospects of Firms that Issue Equity? Evidence from Voluntary versus Involuntary Equity Issuances by Banks," *Journal of Finance*, 53, 2139-2159.
- Darrat, A. F., S. Rahman and M. Zhong(2003), "Intraday trading volume and return volatility of the DJLA stocks: A note," *Journal of Banking and Finance*, 27, 2035-2043.
- Davis, J., E. Fama and K. French(2000), "Characteristics, Covariances, and Average Returns: 1929-1997," *Journal of Finance*, 55, 389-406.
- Epps. T. W. and Epps. M. L.(1976), "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distribution Hypothesis," *Econometrica* 44, 305-321.

- Fama, E. and K. French(1992), "The Cross-section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 47, 427-465.
- Fama, E. and K. French(1993), "Common Risk Factors in the Returns of the Stock and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. and K. French(1995), "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns," *Journal of Finance*, 50, 131-155.
- Fama, E. and K. French(1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance*, 51, 55-84.
- Fama, E. and K. French(2005), "Financing decisions: Who issues stock?," *Journal of Financial Economics*, 76, 549-582.
- Fama, E. and K. French(2008), "Average Returns, B/M, and Share Issues," working paper, *Journal of Finance*.
- Fama, E. and J. MacBeth(1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Fung, H. G. and G. A. Patterson(1999), "The dynamic relationship of volatility, volume, and market depth in currency futures markets," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9, 33-59.
- Hausman, J. and W. Taylor(1978), "Panel Data and Unobservable Individual Effects," *Econometrica*, 49, 1377-1398.
- Harris, L.(1987), "Transaction Data Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 127-141.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones(1997), "Another Look at Long Memory in Common Stock Returns," *Journal of Empirical Finance*, 373-401.
- Huang, B. N. and C. W. Yang(2001), "An empirical investigation of trading volume and return volatility of the Taiwan Stock Market," *Global Finance Jo*

urnal, 12, 55-77.

- Hurst, H. E.(1951), "Long Term Storage Capacity of Reservoirs," *Transactions of the American Society of Civil engineers*, 116, 770-799.
- Jain, B. A. and O. Kini(1994), "The Post-issue Operating Performance of IPO firms," *Journal of Finance*, 49, 1699-1726.
- Jennings, R., Starks, L. and Fellingham, J.(1981), "An Equilibrium Model of Asset Tradingwith Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 36, 143-161.
- Kocagil, A. E. and Shachmurove, Y.(1998), "Return-volume dynamics in futures markets," *The Journal of Futures Markets*, 18, 399-426.
- Karpoff, Joathan K.(1988), "Costly Short Sales and the Correlation of Returns with Volume," *Journal of Financial Research*, Vol. 11(3), 173-188.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny(1994), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance*, 49, 1541-1578.
- Lamoureux, C. G. amd Lastrapes, W. D.(1990), "Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects," *The Journal of Finance*, 45, 221-229.
- Lintner, J.(1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, 47, 13-37.
- Lo, A. W.(1991), "Long-term memory in stock market prices", *Econometrica* 59(5). 1279-1313.
- Lobato, N. and N. G. Savir(1998), "Real and Spurious Long-Memory Properties of Stock-Market Data," *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 261-268.

- Loughran, T. and Ritter, J.(1995), "The New Issues Puzzle," *Journal of Finance*, 50, 23-51.
- Loughran, T. and Vijh, A.(1997), "Do Long-term shareholders Benefit from Corporate Acquisitions?," *Journal of Finance*, 52, 1765-1790.
- Mandelbrot. B. B.(1972), "Statistical Methodology for Non-Periodic Cycles: From the Covariance to R/S Analysis," *Annals of Economic and Social Measurement*, 259-290.
- Mandelbrot. B. B. and J. W. Van Ness(1968), "Fractional Brownian Motions, Fractional Noises and Applications ", *SIAM. Review*. 10, 422-437.
- Matteo, T. D., T. Aste and M. M. Dacorogna(2005), "Long-term Memories of Developed and Emerging Market: using the Scaling Analysis to Characterize their Stage of Development", *Journal of Banking and Finance*, 29, 827-851.
- Mossin, J.(1966), "Equilibrium in a Capital Asset Market," *Econometrica*, 34, 768-783.
- Peavy, J. W.(1990), "Returns on Initial Public Offerings of Closed-end Funds," *Review of financial Studies*, 3, 695-708.
- Peng, CK., S. V. Buldyrev, S. Havlin, H. E. Stanley, and A. L. Goldberger(1994), "Mosaic organization of DNA nucleotides", *Earlier Volumes Physical Review* 49, 231-248.
- Pontiff, Jeffrey and Artemiza, woodgate(2008), "Share issuance and cross-sectional return," *Journal of Finance*, 63, 921-945.
- Ritter, J. R.(1991), "The Long-run Performance of Initial Public Offerings," *Journal of Finance*, 46, 3-27.
- Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein(1985), "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management*, 11, 9-17.

- Sharpe, W. F.(1964), "Capital Asset Price: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Skjeltorp, J. A.(2000), "Scaling in the Norwegian Stock Market," *Physica A*, No. 28 3, 486-528.
- Smirlocl, M. and Starks, L.(1985), "A Further Examination of Stock Price Changes and Transaction Volume," *Journal of Financial Research*, 8, 217-225.
- Stigler, G. J.(1964), "Public Relation of the Securities Markets," *Journal of Business*, 37, 117-142.
- Tauchen, G. and Pitts, M.(1983), "The Price Variability-Volume Relationship in Speculative markets," *Econometrica* 102, 127-168.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong(1998), "Earnings Management and the Under-performance of Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics*, 50, 63-99.
- Wang, C. Y.(2004), "Relative strength strategies in China's stock market: 1994-2000," *Pacific-Basin Finance Journal*. 12, 159-177.
- Watanabe, T.(2001), "Price volatility, trading volume, and market depth: evidence from the Japanese stock index futures market," *Applied Financial Economics*, 11, 651-658.
- Weiss, K.(1989), "The Post-offering Price Performance of Closed-end Funds," *Journal Management*, 18, 57-67.