

국내주식시장에서 거래행태의 정보로서의 역할

김나영 (한양대학교)

<연구 요약>

본 논문은 국내주식시장에서 거래행태의 정보로서 역할을 이론적으로 정리하고 2000년 1월 4일부터 2007년 12월 28일까지 일별 개별주식 자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 본 연구는 거래행태의 정보로서 역할에 중점을 두고 있기 때문에 거래행태 변수로 회전율을 사용하였다.

먼저 기금분리이론을 가정했을 때 회전율이 선형의 요인모형으로 설명됨을 주요인분해(principal component decomposition)를 통해 분석하였고 그 결과 많은 기간에서 회전율이 2요인 모형으로 설명되고 있음을 보였다.

다음으로 거래행태가 가격결정모형에 미치는 영향을 분석하기 위하여 회전율 자료를 이용하여 헤지포트폴리오의 수익률을 구성하였고, 개별종목의 기대수익률에 대한 위험요소로서 헤지포트폴리오 수익률의 역할을 회귀분석을 통해 평가하였다. 또 연구결과의 비교를 위해 CAPM 모형과 Fama and French(1992)의 SMB, HML 포트폴리오를 추가하여 동일한 회귀분석을 시행하였다. 분석결과 수익률의 횡단면적 변동을 설명하는 위험요소로서 헤지포트폴리오의 수익률이 과거 연구에서 제시된 다른 요인(SMB, HML)보다 압도적인 역할을 하고 있음을 제시하지는 못하였으나 시장수익률만을 이용했을 때와 비교해 헤지포트폴리오의 수익률을 추가했을 때 설명력은 높아졌다.

핵심단어 : 거래행태, 거래량, 회전율, 헤지포트폴리오, CAPM, 기금분리이론

1. 서론

주식가격과 함께 거래량이 주식시장의 상호작용을 설명하는 중요변수라면 거래량의 중요성은 명백하다.

그러나 전통적으로 완전경쟁시장의 가정하에서 가격결정모형과 관련된 연구는 주로 주식수익률의 다양한 행태를 설명하는데 맞춰져 거래량이 가지고 있는 의미 등은 주요분석대상이 되지 못하였다. 이러한 완전경쟁시장에서는 모든 정보가 가격에 반영되어 있기 때문에 사적 정보를 이용하여 추가적인 이익을 얻는 것은 불가능하고 시장위험(aggregate risk)만이 주식가격에 영향을 미치는 유일한 요인으로 가격수용자인 투자자는 자신의 투자활동을 통해 주가에 영향을 미칠 수 없다.

그러나 현대 재무이론은 시장은 완전하지 않고 시장에 존재하는 투자자들은 이질적인 정보(heterogeneous)를 가지고 있다는 실증적 근거를 다양한 연구를 통해 제시하고 있다(Campbell and Kyle(1993), Heaton and Lucas 1993, Wang(1993)).

시장의 불완전성과 관련된 모형은 투자자들이 가지고 있는 정보에 따라 투자자를 정보거래자(informed trader)와 무정보거래자(uninformed trader)로 분류한다. 정보거래자는 사적정보를 이용하여 추가적인 이익을 실현하고자 하는 거래동기를 갖는 반면 무정보거래자는 투자자의 개인적인 이유로 인하여 손해를 보면서도 거래에 참여하거나 다른 무정보거래자와의 거래를 통한 차익실현을 목적으로 하는 등 정보와는 무관한 거래동기를 갖는다. 따라서 투자자 사이에 존재하는 정보비대칭으로 인하여 무정보거래자는 자신의 손실을 최소화 하기 위해 정보비대칭이 작은 종목을 선호할 것이고 정보비대칭이 큰 종목일수록 정보거래자와의 거래에서 발생할 수 있는 잠재적 손실에 대해 높은 위험프리미엄을 요구할 것이다.

또한 시장에 새로운 정보가 발생했을 때 완전경쟁시장에서는 모든 투자자들이 동일한 정보를 가지고 새로운 정보는 모두 가격에 반영되어 있기 때문에 해당자산에 대한 투자자들의 기대수익률은 동일하지만 불완전시장에서는 투자자간의 정보비대칭이 존재하여 새로운 정보에 대해 서로 다른 기대수익률을 갖게 된다.

결과적으로 불완전시장에서는 시장위험 외에 개별위험(individual risk)이 균형가격에 반영되어 투자자간의 정보차이는 주식가격에 반영되게 된다. 정보적인 측면에서 투자자들 사이의 거래는 시장에 존재하는 투자자들이 서로 본질적으로 다르기 때문에 발생하는 것으로 볼 수 있기 때문에 개별자산의 거래행태는 해당종목에 대한 투자자간의 정보차이와 밀접하게

연결되어 있다. 따라서 투자자간의 정보비대칭이 존재하는 불완전시장에서 거래행태는 주시가격과 함께 가격결정모형뿐 아니라 시장의 상호작용을 설명하는 중요한 변수로 볼 수 있다.

거래행태는 개별주식별로 큰 차이를 보인다. 이러한 차이는 투자자간의 정보비대칭의 크기나, 유동성 거래(liquidity trading), 미래 수익률에 대한 기대차이 등으로 나타나는데 이는 기본적으로 불완전시장에서의 정보비대칭에 기인한다. Chordia, Huh, Subrahmanyam(2006)는 약 40 년간에 걸쳐 NYSE/AMEX 그리고 NASDAQ 의 주식들을 대상으로 거래행태에 대한 다양한 경제변수의 영향을 조사함으로써 종목별 거래행태를 결정짓는 정형화된 특성을 제시하였다.

Lo and Wang(2000)은 거래량의 행태를 설명하는 데 있어 널리 알려진 자산시장모형이 갖는 함축적인 의미를 도출하였다. 또한 CAPM 과 같은 널리 알려진 모형을 통해 개별자산 수익률의 시계열적 횡단면적 특성이 실증적으로 분석되는 것처럼 거래량에 대한 자산시장모형의 함축적 의미는 거래량의 행태를 실증분석하는 가이드라인을 제시하였다.

주시가격과 함께 거래행태와 관련된 변수는 가격결정모형을 세우고 이를 실증적으로 분석하는데 고려해야 할 핵심적인 요소임에도 불구하고 가격결정모형과 관련된 연구는 주로 주시가격이나 수익률에 집중되어 있어 개별주식의 거래행태로부터 얻을 수 있는 정보는 크게 고려하고 있지 않다. Lo and Wang(2006)은 주식의 거래량으로부터 추출한 정보를 이용하여 구성된 고유의 헤지 포트폴리오가 시장수익률과 함께 개별자산의 가격을 결정하는 주요위험요소임을 증명하고 이를 실증분석하였다.

거래행태와 관련된 연구는 선진 자본시장을 대상으로 비교적 활발히 진행된 반면 국내 주식시장에서 이와 관련한 연구는 미비한 실정이다. 거래활동을 나타내는 대표적인 변수로서 거래량에 대한 국내 연구는 주로 가격변화와 거래량의 연관성에 대한 연구, 거래량의 정보로서 역할에 관한 연구, 그리고 거래량과 거래비용의 상호 연관성에 관한 연구등에 초점을 두어왔다.

따라서 본 논문은 국내주식시장의 거래행태에 관한 연구로서 거래량의 정보로서의 역할에 중점을 두고 Lo and Wang(2000, 2006)의 이론을 국내 주식시장에 적용하여 국내 주식시장의 거래행태를 설명하는 요인모형을 설정하고 이로부터 얻는 정보가 자산가격결정모형에서 중요한 역할을 하고 있음을 실증분석을 통해 보이고자 한다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 의의를 갖는다고 할 수 있다.

첫째, 지금까지 국내 주식시장에서 거래량과 관련된 연구는 주로 주식수익률과 거래량을 이용한 투자전략이나 거래량과 주식수익률의 인과관계 분석에 초점을 두어왔다. 이들 모두

과거 주식수익률과 거래량의 시계열 행태를 이용한 주식수익률 예측력 연구 위주로 진행되어 왔을 뿐 정보로서의 거래량의 역할에 관한 연구는 거의 이루어지지 않는 실정이다.

둘째, 국내주식시장에서 거래행태로부터 얻는 정보가 개별자산의 가격을 결정하는 주요 위험요소로 작용할 수 있다면 이론적으로나 실무적으로 중요성을 지니게 될 것이고 이는 개별종목의 가격정보와 함께 거래량정보가 주식시장의 분석에 중요변수가 되고 있음을 제시하게 될 것이다.

본 논문의 구성은 다음과 같다.

제 1 장 서론에서는 연구목적과 연구의의를 간단히 서술하였고, 2 장에서는 가격결정모형과 거래행태에 관한 이론을 정리하였고 3 장은 본 연구의 분석자료를 간단히 설명하였다. 4 장은 본 연구의 분석내용과 결과를 제시하였고 5 장에서는 본 연구의 결과를 요약하였다.

2. 가격결정모형과 거래행태

주식시장 거래행태를 나타내는 측정치는 여러가지로 나타날 수 있다. 대표적으로 개별주식의 거래량(total number of share)과 회전율(turnover)을 들 수 있는데 거래량은 주식과 거래량의 관계 또는 거래량과 변동성의 관계(Campbell, Grossman, Wang(1993))를 분석하는데 주로 사용되고, 거래행태의 정보와 관련된 연구(morse(1980), Tkac(1996))는 주로 개별주식의 회전율을 사용한다. 본 연구는 거래행태의 정보로서의 역할에 중점을 두고 있기 때문에 거래행태 변수로서 회전율을 사용하기로 한다.

본 연구에 사용되는 변수들은 다음과 같이 정의한다.

N_{jt} : t 시점 주식 j 의 전체 발행주식 수.

P_{jt} : t 시점 주식 j 의 배당 전 주가

S_{jt}^i : t 시점 투자자 i 의 주식 j 보유종목 수

$X_{jt}^i = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |S_{jt}^i - S_{j,t-1}^i|$: t 시점에 거래된 주식 j 의 수

$\tau_{jt} = \frac{X_{jt}}{N_{jt}}$: 거래량 회전율 (share turnover)

$\nu_{jt} = \frac{P_{jt} X_{jt}}{P_{jt} N_{jt}}$: 거래대금 회전율 (dollar turnover)

$$\tau_i^{SW} = \frac{\sum_{j=1}^J X_j}{\sum_{j=1}^J N_j} = \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{\sum_{j=1}^J N_j} \tau_{jt} : \text{주식평균 회전율(Share-weighted turnover)}$$

$$\tau_i^{EW} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{X_{jt}}{N_j} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \tau_{jt} : \text{동일평균 회전율(equal-weighted turnover)}$$

$$\tau_i^{VW} = \sum_{j=1}^J \frac{P_{jt} N_j}{\sum_{j=1}^J P_{jt} N_j} \frac{X_{jt}}{N_j} = \sum_{j=1}^J w_{jt} \tau_{jt} : \text{가중평균 회전율(value-weighted turnover)}$$

2.1 기금분리이론과 거래행태

주식시장에서 개인투자자와 기관투자자들은 다양한 포트폴리오를 보유하고 있고 이들의 거래동기 또한 다양하여 주식의 거래행태는 시계열과 횡단면 측면에서 아주 복잡하게 나타날 수 있다. 그러나 완전경쟁시장 가정하에서 기금분리이론(mutual fund separation theorem)은 주식의 거래행태가 아주 단순하게 나타날 수 있음을 제시한다. 기금분리이론이 성립하면 모든 투자자들은 위험자산으로서 자신의 위험선호도와는 무관하게 시장포트폴리오를 선택하기 때문에 개별주식의 거래는 종목별로 차이가 없는 단순한 형태를 보인다.

먼저 개별주식 거래행태를 간단하게 이해하기 위해 포트폴리오 이론으로부터 간단한 예를 살펴보기로 하자. 주식시장은 주식 A와 주식B의 두가지 종목으로 구성되어 있고, 두 주식의 전체 발행주식수는 주식A과 주식B가 각각 10주, 30주 주가는 1만원, 5천원으로 가정하자. 또한 시장에는 투자자1과 투자자2만 존재한다고 가정하자.

기금분리이론이 성립한다면 각 투자자들은 특정 비중에 따라 주식A와 주식B로 구성된 시장 포트폴리오와 무위험자산에 투자하게 된다. 이 때 시장포트폴리오는 주식A 40%와 주식B 60%로 구성되어 있고, 투자자1은 주식A를 1주 주식B를 3주 보유하고 투자자2는 주식A를 9주 주식B를 27주 보유하고 있다. 현재 투자자 2는 위험자산의 일부를 처분하기 위하여 보유하고 있는 시장포트폴리오의 1/3(주식A 3주 주식B 9주)을 처분하고자 한다. 투자자 2가 처분한 모든 주식은 투자자1이 매수한다고 가정한다. 이러한 거래 후 투자자1은 주식A와 주식B를 각각 4주 12주씩 보유하고 투자자2는 주식A와 주식B를 각각 6주 18주를 보유하고 있다.

본 예제에 해당하는 거래량 변수는 각각 $N_{1t}=10$, $N_{2t}=30$, $P_{1t}=10,000$, $P_{2t}=5,000$ 이다. 다음 <표 1>는 투자자 1, 2사이에 발생한 거래의 다양한 거래활동 측정치를 제시하고 있는데 거래된 총 12종목 75,000원 중 주식A와 주식B의 회전율은 모두 0.3으로 동일하다.

<표 1> 기금분리이론의 성립할 경우 거래결과

거래량 측정치	주식A	주식B	시장전체
거래량	3	9	12
거래대금	30,000	45,000	75,000
거래량 회전율	0.3	0.3	0.3
거래대금 회전율	0.3	0.3	0.3
종목비율	0.4	0.6	1

주식A와 주식B의 회전율이 동일하게 나타나는 현상은 우연히 발생하는 결과가 아니라 기금분리이론이 성립했을 경우 나타나는 당연한 결과로서 기금분리이론에 거래량변수가 적용될 수 있음을 시사한다. 즉 시장포트폴리오와 같이 투자자들이 보유하는 위험자산의 보유비중이 항상 동일하다면 회전율로서 측정할 수 있는 각 개별주식의 거래행태(trading activity)는 모든 위험자산이 동일해야만 한다.

이는 거래행태의 중요한 특성을 나타낼 수 있는 거래량의 다양한 측정치가 존재한다 할지라도 거래량과 가격결정모형의 관계에서 회전율(turnover)은 실증분석에 다양한 의미를 지니는 가장 적절한 측정치가 될 수 있음을 제시한다.(Lo and Wang(2000)).

다음은 거래행태와 기금분리이론의 관계를 구체적으로 살펴보기로 한다.

(1) 2-기금 분리(2-fund separation) 정리

먼저 각 개별종목의 총 발행주식수를 1로 표준화하여 (즉, $N_j=1, j=1, \dots, J$) 모든 투자자들은 무위험자산과 시장포트폴리오의 2가지 자산에 투자한다는 2-기금 분리이론을 가정한다. 시장포트폴리오를 구성하고 있는 자산의 구성은 S^M 으로 표기한다($S^M = [1 \dots 1]^T$). 2기금 분리이론에 따라 t 시점에 투자자 i 의 주식보유종목은 다음과 같이 주어진다.

$$S_t^i = h_t^i S^M = h_t^i \begin{pmatrix} 1 \\ \vdots \\ 1 \end{pmatrix}, \quad i=1, \dots, I \quad \dots\dots\dots (1)$$

h_t^i : 투자자 i 가 보유하고 있는 시장포트폴리오 비중 ($\sum_i h_t^i = 1$)

투자자 i 가 포트폴리오를 재조정해야 할 경우 기금분리이론의 가정에 따라 무위험자산과 시장포트폴리오로 구성된 두가지 종류의 자산을 이용하여 포트폴리오 재조정이 이루어지고

매입하거나 매도하는 주식은 시장포트폴리오의 구성비율에 따라 고정된다. 따라서 총발행주식수의 표준화로 인하여 거래된 주식 j 는 $S_{jt}^i - S_{jt-1}^i = h_{jt}^i - h_{jt-1}^i$ 로 표시할 수 있을 뿐 아니라 $S_{jt}^i - S_{jt-1}^i = S_{j't}^i - S_{j't-1}^i, j, j' = 1, \dots, J$ 이 된다. 그러므로 각 개별종목에 대한 투자자 i 의 거래활동은 모든 주식이 동일하다.

$$\tau_{jt} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |S_{jt}^i - S_{jt-1}^i| = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |h_{jt}^i - h_{jt-1}^i|, j, = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots (2)$$

정리 1. 2기금 정리가 성립한다면, 모든 개별주식의 회전율은 동일하다.

정리1은 시장포트폴리오의 회전율에 대한 중요한 성질을 설명할 수 있다. 가중평균회전율의 정의에 따라 시장포트폴리오의 회전율은 $\tau_t^{VW} = \sum_{j=1}^J w_{jt}^{VW} \tau_{jt} = \tau_{jt}, j, = 1, \dots, J$ 로 개별주식의 회전율과 동일하다. 즉 모든 위험자산으로 구성된 모든 포트폴리오는 개별주식과 동일한 회전율을 갖는다. 이러한 이유로 인하여 2-기금 정리가 성립할 경우 개별주식의 회전율은 다음과 같은 1-요인 모형으로 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} \tau_{jt} &= b_j \tilde{F}_t, j, = 1, \dots, J \\ \tilde{F}_t &= \tau_t^{VW}, b_j = 1 \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (3)$$

(2) K+1 기금분리 이론

다음은 K+1 기금분리이론이 성립하는 일반적인 경우를 고려한다. $S_t^k = (S_{1t}^k, \dots, S_{Jt}^k)^T, k = 1, \dots, K$ 는 k 개의 서로 다른 주식펀드로서 보유종목수를 나타낸다. 따라서 투자자 i 의 주식보유현황은 다음과 같이 주어진다.

$$\begin{pmatrix} S_{1t}^i \\ \vdots \\ S_{Jt}^i \end{pmatrix} = \sum_i^I h_{kt}^i S_t^k, i = 1, \dots, I \quad \dots\dots\dots (4)$$

이중 투자자 i 가 보유하고 있는 주식 j 는 $S_{jt}^i = \sum_{k=1}^K h_{kt}^i S_{jt}^k$ 이고 주식 j 의 회전율은 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} \tau_{jt} &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |S_{jt}^i - S_{jt-1}^i| \\ &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I \left| \sum_{k=1}^K h_{kt}^i S_{jt}^k - h_{kt-1}^i S_{jt-1}^k \right|, \quad j, = 1, \dots, J \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (5)$$

우선 거래량과 관련한 K+1 기금분리 이론을 설명하기 위해 다음과 같은 가정을 하였다.

가정 1. 개별주식 펀드 $S_t^k, k=1, \dots, K$ 는 시간의 변화에 따라 일정하다. 이 중 첫번째 펀드를 시장포트폴리오라 하고, 나머지 K개의 펀드를 헤지포트폴리오(hedging portfolio)라 한다.

가정 2. $k=1, \dots, K, i=1, \dots, I$ 에 대해 $\Delta h_{1t}^i = \tilde{h}_{1t}^i, \Delta h_{kt}^i = \lambda \tilde{h}_{kt}^i, |\tilde{h}_{kt}^i| \leq H < \infty, 0 < \lambda < 1$ 이고 $h_{1t}^i, h_{2t}^i, \dots, h_{jt}^i$ 는 연속결합확률분포를 갖는다.

이러한 가정하에서 다음 결과를 도출된다.

보조정리 1. 가정1과 가정2를 통해 주식 j의 회전율은 다음 식으로 근사 될 수 있다.

$$\begin{aligned} \tau_{jt} &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |\Delta h_{1t}^i| \\ &= \frac{1}{2} \sum_{k=2}^K \left[\sum_{i=1}^I \text{sgn}(\Delta h_{1t}^i + \Delta h_{kt}^i) \Delta h_{kt}^i \right] S_j^k, \quad j, = 1, \dots, J \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (6)$$

따라서 다음과 같이 요인을 정의 할 수 있다.

$$\begin{aligned} \tilde{F}_{1t} &\equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |\Delta h_{1t}^i| \\ \tilde{F}_{kt} &\equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I \text{sgn}(\Delta h_{1t}^i + \Delta h_{kt}^i) \Delta h_{kt}^i, \quad k, = 2, \dots, K \end{aligned} \quad \dots\dots\dots (7)$$

그러므로 주식 j의 회전율은 k-요인 모형으로 나타낼 수 있게 된다.

$$\tau_{jt} = \tilde{F}_{1t} + \sum_{k=2}^K S_j^k \tilde{F}_{kt} + o(\lambda), \quad j, = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots (8)$$

요약하면 다음과 같다

정리 2 시장에 존재하는 자산은 무위험자산과 시장포트폴리오 그리고 k-1개의

헤지포트폴리오로 구성되어 있고 헤지포트폴리오는 소량의 거래가 이루어진다고 가정할 때 각 개별주식의 회전율은 k-요인으로 나타낼 수 있다.

2.2 거래행태와 CAPM

자산가격과 함께 거래량은 자산가격결정모형을 설정하고 이를 실증적으로 분석하는 데 있어 고려해야 할 중요한 요인이다. 실증적인 관점에서도 가격과 거래량 변수의 결합행태는 자산가격과 경제적 요인사이의 관계를 설명하는 데 있어 가격의 행태만으로 설명하는 것보다 중요한 정보를 지닌다. 그러나 CAPM 과 ICAPM 과 같은 잘 알려진 자산가격결정모형의 실증분석은 주로 가격과 수익률에 초점이 맞추어져 거래량으로부터 얻을 수 있는 정보는 고려하고 있지 않다. Lo and Wang(2006)은 거래량으로부터 자산의 가격행태에 대한 중요한 정보를 추출하여 거래량과 수익률의 결합행태가 ICAPM 에서 갖는 함축적 의미를 제시하였다.

이를 구체적으로 살펴보기 위하여 먼저 $t=0,1,2,\dots$ 로 주어지는 이산적 시간의 집합으로 정의되고 J 개의 위험자산으로 구성된 시장을 고려한다. D_{jt} 는 t 시점의 주식 J 의 배당을 표시하고 $D_t \equiv (D_{1t}; \dots; D_{Jt})$ 는 배당벡터를 표시한다. $S \equiv (S_1; \dots; S_J)$ 표시되는 주식포트폴리오는 포함된 주식수로 나타나고 S_j 는 포트폴리오에 포함된 주식 J 의 주식수이다.

시장에는 여러명의 투자자가 존재하고 각 투자자는 보유하고 있는 주식수는 동일하다. 이때 각 투자자들은 다음과 같은 기대효용을 극대화 하고자 한다.

$$E_t \left[-e^{-W_{t+1}^i - (\lambda_x X_t + \lambda_y Y_t^i) D_{M+1} - \lambda_z (1+Z_t^i) X_{t+1}} \right] \dots \dots \dots (9)$$

W_{t+1}^i 는 투자자 i 의 다음기의 부(wealth), X_t, Y_t^i, Z_t^i 는 상태변수, $\lambda_x, \lambda_y, \lambda_z$ 는 상수이다.

이러한 시장의 균형상태를 도출하기 위해 균형을 다음과 같이 정의한다.

정의 1 : 균형은 가격 $\{ P_t : t=0,1,\dots \}$ 과 투자자의 주식포지션 $\{ S_t^i : i=1,\dots,I; t=0,1,\dots \}$ 으로 결정되어

1. S_t^i 는 투자자 i 의 최적화 문제의 해가되고

$$S_t^i = \arg \max E \left[-e^{-W_{t+1}^i - (\lambda_x X_t + \lambda_y Y_t^i) D_{M+1} - \lambda_z (1+Z_t^i) X_{t+1}} \right] \dots \dots \dots (10)$$

$$\text{s.t. } W_{t+1}^i = W_t^i + S_t^i [D_{t+1} + P_{t+1} - (1+r)P_t]$$

2. 주식시장은 $\sum_{i=1}^I S_t^i = S_M$ 이다.

Q_{t+1} 은 주식의 초과수익을 나타낸다. 즉 $Q_{t+1} \equiv D_{t+1} + P_{t+1} - (1+r)P_t$ 이 되고, $Q_{jt+1} \equiv D_{jt+1} + P_{jt+1} - (1+r)P_{jt}$ 은 주식 j 의 초과수익을 나타낸다. Q_{t+1} 과 구분되는 R_{jt+1} 는 주식의 초과수익을 가격으로 나눈 값으로 ($R_{jt+1} \equiv Q_{jt+1} / P_{jt}$) 수익률을 의미한다.

그러므로 균형의 정의에 따라 다음의 정리는 시장의 균형에 대한 해를 제시한다.

정리 3. 시장의 균형은 다음과 같은 유일한 선형모형으로 나타낼 수 있다.

$$P_t = -a - bX_t \quad \dots\dots\dots (11)$$

$$S_t^i = (1/I - \lambda_y Y_t^i) S_M - [\lambda_y (b' \iota) Y_t^i + \lambda_z Z_t^i] (\sigma_{QQ})^{-1} \sigma_{QX} \quad \dots\dots\dots (12)$$

ι : vector of ones

$$\sigma_{QQ} = \sigma_{DD} - (b\sigma_{XD} + \sigma_{DX}b') + \sigma_X^2 bb' \quad \dots\dots\dots (13)$$

$$\sigma_{QX} = \sigma_{DX} - \sigma_X^2 b \quad \dots\dots\dots (14)$$

$$a = \frac{1}{r} (\bar{\alpha} \sigma_{QQ} S_M + \lambda_z \sigma_{QX}), \quad \bar{\alpha} = 1/I$$

$$b = \lambda_X [(1+r) + (\lambda_z \sigma_{XD} S_M)]^{-1} \sigma_{DD} S_M$$

정리 3 이 나타내는 시장의 균형은 직관적으로 살펴볼 수 있다. 투자자의 효용함수는 투자자의 부와 주식의 가격변화에 직접적으로 영향을 받는다. 즉 투자자가 주식을 보유하지 않더라도 효용함수는 주식의 가격에 영향을 받는다. 따라서 시장의 속성(market spirits)은 투자자의 주식수요에 영향을 미치고 이는 기대수익률로 나타날 수 있다. 투자자 i 에 대한 시장의 속성은 $\lambda_x X_t + \lambda_y Y_t^i$ 로 측정할 수 있다. 만일 $\lambda_x X_t + \lambda_y Y_t^i$ 가 양(+)의 값을 갖는다면 시장의 수익이 높을 때 투자자 i 는 양의 효용을 얻는다. 따라서 이러한 시장상황은 주식을 보유하는 것이 투자자에게 큰 매력을 주지 못한다. 그러나 만일 $\lambda_x X_t + \lambda_y Y_t^i$ 이 음(-)의 값을 갖는다면 이러한 시장상황에서 투자자는 주식을 보유하는 것을 매력적으로 느끼게 된다. 이 때 x_t 로 나타나는 시장의 속성은 시장의 주식수요에 영향을 미치고 따라서 주식의 균형가격에 영향을 미치게 된다. 즉 이러한 효용함수가 주어졌을 때 x_t 는 주식의 균형가격에 선형의 영향을 미친다. 이와는 대조적으로 y_t^i 로 측정되는 투자자 고유의 차이는 시장에서 서로 상쇄되어 주식의 균형가격에 영향을 주지 않지만 투자자의 주식보유현황에 영향을 미친다.

이러한 시장의 균형모형에 따른 주가 수익률과 거래량의 행태를 살펴보기로 한다. 우선 주식의 초과수익벡터(이하 수익이라고 표시)는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$Q_{t+1} = ra + (1+r)bX_t + \tilde{Q}_{t+1} \quad \dots\dots\dots (15)$$

이 때 $\tilde{Q}_{t+1} \equiv D_{t+1} - bX_{t+1}$ 는 주식의 기대치 못한 초과수익 벡터를 나타내고 평균이 0 인 *I.I.D* 이다. 위 식은 주식의 기대수익률이 시간에 따라 변화하고 단일 상태변수 x_t 로 도출될 수 있음을 제시한다.

투자자의 보유주식은 다음의 식으로 나타낼 수 있다.

$$S_t^i = h_{M_t}^i S_M + h_{H_t}^i S_H \quad \forall i = 1, 2, \dots, I \quad \dots\dots\dots (16)$$

$$h_{M_t}^i \equiv (1/I) - \lambda_Y Y_t^i, \quad h_{H_t}^i \equiv \lambda_Y (b' S_M) Y_t^i - \lambda_Z Z_t^i, \quad \dots\dots\dots (17)$$

$$S_H = (\sigma_{QQ})^{-1} \sigma_{QX} \quad \dots\dots\dots (18)$$

위 식은 투자자들의 주식투자에 2-기금정리가 성립하고 있음을 언급한다. 즉 모든 투자자들은 시장포트폴리오 S_M 과 헤지포트폴리오 S_H 의 두가지 공통의 펀드에 투자한다.

이러한 주식의 수익구조와 투자자의 포트폴리오는 거래량과 수익률의 행태에 대한 몇가지 흥미로운 명제를 제시한다. 먼저 시변하는 서로 다른 위험 선호도 사이에서 투자자는 최적의 주식보유구조를 달성하기 위하여 거래를 한다. 이 때 주식거래는 회전율로 측정될 수 있다.

$$\tau_{jt} \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |(h_{M_t}^i - h_{M_{t-1}}^i) + (h_{H_t}^i - h_{H_{t-1}}^i) S_{Hj}|, \quad \forall j = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots (19)$$

명제 1. 헤지포트폴리오가 시장포트폴리오에 비해 상대적으로 소량 거래될 때, 투자자의 주식보유에 대한 2기금 분리이론에 따라 회전율을 2-요인으로 나타낼 수 있다.

$$\tau_t \approx S_M F_{M_t} + S_H F_{H_t} \quad \dots\dots\dots (20)$$

$$F_{M_t} \equiv \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I |h_{M_t}^i - h_{M_{t-1}}^i|, \quad F_{H_t} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^I (h_{H_t}^i - h_{H_{t-1}}^i) \text{sgn}(h_{M_t}^i - h_{M_{t-1}}^i) \quad \dots\dots\dots (21)$$

주식 j 의 회전율인 τ_{jt} 를 살펴보면 두번째 요인이 헤지포트폴리오의 주식비중에 비례한다.

따라서 명제 1 에서 회전율을 설명하는 두가지 공통요인인 F_{M_t} 와 F_{H_t} 를 실증적으로 식별할 수 있다면 두번째 요인에 영향을 미치는 주식의 특성을 통해 헤지포트폴리오를 구성할 수 있다. 이러한 헤지포트폴리오는 수익률의 행태를 이해하는데 있어 중요한 속성을 가지고 있다.

식(18)의 헤지포트폴리오의 정의에 따르면 헤지포트폴리오의 수익률이 미래 시장수익률의 최적의 예측치를 제시함을 쉽게 알 수 있다. Q_{Mt+1} 과 Q_{Ht+1} 은 각각 t+1 기의 시장포트폴리오와 헤지포트폴리오의 수익을 나타낸다.

$$Q_{Mt+1} = S'_M Q_{t+1}, \quad Q_{Ht+1} = S'_H Q_{t+1} \quad \dots\dots\dots (22)$$

임의의 포트폴리오 S 에 대하여 시기의 수익은 ($Q_{St} \equiv S'_t Q_t$)은 다음기의 시장 수익의 예측치 역할을 한다.

$$Q_{Mt+1} = \delta_0 + \delta_1 Q_{St} + \varepsilon_{Mt+1} \quad \dots\dots\dots (23)$$

포트폴리오 S 의 예측력은 다음 회귀분석의 R^2 로 측정할 수 있는데 R^2 를 극대화 하는 포트폴리오는 헤지 포트폴리오이다.

명제 2. 헤지포트폴리오의 초과수익 S_H 는 미래 시장에 대한 최적 예측치를 제공한다.

다음으로 개별주식수익에 대한 헤지포트폴리오의 예측력을 고려해 볼 수 있다.

Q_{pt+1} 은 주식포트폴리오의 수익을 나타내고, $\bar{Q}_{pt+1} \equiv E_t[Q_{pt+1}]$ 는 t 시점의 조건부 기대치, \bar{Q}_p 는 비조건부 기대치, 그리고 $\tilde{Q}_{pt+1} \equiv Q_{pt+1} - \bar{Q}_{pt+1}$: t+1 시점의 예상치 못한 수익이다. 그리고 \tilde{Q}_{Mt+1} 과 \tilde{Q}_{Ht+1} 는 각각 시장포트폴리오와 헤지포트폴리오의 기대치 못한 수익이고 $\sigma_M^2 \equiv Var[\tilde{Q}_{Mt+1}]$, $\sigma_H^2 \equiv Var[\tilde{Q}_{Ht+1}]$, $\sigma_{MH} \equiv Cov[\tilde{Q}_{Mt+1}, \tilde{Q}_{Ht+1}]$ 는 조건부 분산과 공분산을 나타낸다. 따라서 정리 1로부터 다음을 도출할 수 있다.

$$\bar{Q} = \bar{\alpha} \sigma_{QQ} + \lambda_2 \sigma_{QX} \quad \dots\dots\dots (24-1)$$

$$\bar{Q}_M = \bar{\alpha} \sigma_M^2 + \lambda_2 \sigma_{MH} \quad \dots\dots\dots (24-2)$$

$$\bar{Q}_H = \bar{\alpha} \sigma_H^2 + \lambda_2 \sigma_H^2 \quad \dots\dots\dots (24-3)$$

이 때 $\sigma_M^2 = S'_M \sigma_{QQ} S_M$, $\sigma_H^2 = \sigma_{XQ} (\sigma_{QQ})^{-1} \sigma_{QX}$, $\sigma_{MH} = i' \sigma_{QX}$ 으로 위의 식들은 기대수익의 횡단면적 변동을 나타낸다.

위 식을 이해하기 위해 먼저 $X_t = 0, \forall t$ 의 특별한 경우를 고려해보자. 이 경우 수익은 시간에 대해 I.I.D.이다. 주식의 위험은 시장 포트폴리오와 공분산으로 측정될 수 있기 때문에 다음과 같은 결과를 얻을 수 있다.

명제 3 $X_t = 0$ 일 때, $\forall t$ 에 대해

$$E_t[\tilde{Q}_{t+1} | \tilde{Q}_{Mt+1}] = \beta_M \tilde{Q}_{Mt+1} \quad \dots\dots\dots (25)$$

$$\beta_M \equiv Cov[\tilde{Q}_{t+1}, \tilde{Q}_{M+1}] / Var[\tilde{Q}_{M+1}] = \sigma_{DD}t / (i' \sigma_{DD}t) \quad \dots\dots\dots (26)$$

$$\bar{Q} = \beta_M \bar{Q}_M, \quad \bar{Q}_M = \bar{\alpha} \sigma_M^2 \geq 0 \quad \dots\dots\dots (27)$$

이 경우 수익에 대해 CAPM이 성립하고, 이는 수익률에 대해서도 성립하게 된다.

시간에 따라 X_t 가 변화하는 보다 일반적인 경우, 시장상황의 변화로 인한 추가적인 위험이 존재한다. 그러므로 이러한 위험은 $Q_{H+1} = S'_H Q_{t+1}$ 로 표시되는 헤지포트폴리오의 수익으로 나타낼 수 있다. 이 경우 주식의 위험은 시장포트폴리오와 관련된 위험과 헤지포트폴리오와 관련된 위험으로 나타낼 수 있다. 즉 시장에는 시장위험과 시장상황의 변화에 따른 위험의 두가지의 위험요인이 존재하게 된다. 그러므로 주식의 기대수익률은 이 두가지 위험과 그에 따른 위험 프리미엄으로 결정되게 된다. 그 결과 다음과 같은 정리를 얻을 수 있다.

명제 4 X_t 가 시간에 따라 변하면

$$E_t[\tilde{Q}_{t+1} | \tilde{Q}_{M+1}, \tilde{Q}_{H+1}] = \beta_M \tilde{Q}_{M+1} + \beta_H \tilde{Q}_{H+1} \quad \dots\dots\dots (28)$$

$$(\beta_M, \beta_H) \equiv Cov[\tilde{Q}_{t+1}, (\tilde{Q}_{M+1}, \tilde{Q}_{H+1})] \{Var[(\tilde{Q}_{M+1}, \tilde{Q}_{H+1})]\}^{-1} \quad \dots\dots\dots (29)$$

$$= (\sigma_{QM}, \sigma_{QH}) \begin{pmatrix} \sigma_M^2 & \sigma_{MH} \\ \sigma_{MH} & \sigma_H^2 \end{pmatrix}^{-1} \quad \dots\dots\dots (30)$$

는 주식의 시장베타와 헤지베타를 나타내는 벡터이다. 그리고 주식의 기대수익은 다음을 만족한다.

$$\bar{Q} = \beta_M \bar{Q}_M + \beta_H \bar{Q}_H \quad \dots\dots\dots (31)$$

$$\bar{Q}_M = \bar{\alpha} \sigma_M^2 + \lambda_Z \sigma_{MH}, \quad \bar{Q}_H = \bar{\alpha} \sigma_{MH} + \lambda_Z \sigma_H^2$$

그러므로 주식의 위험은 시장포트폴리오와 관련된 베타와 헤지포트폴리오와 관련된 베타로 측정된다. 시장포트폴리오에 대한 기대수익은 시장위험프리미엄이 되고 헤지포트폴리오에 대한 기대수익은 동태적인 위험프리미엄이 된다.

시장상황이 일정하다면 ($X_t = 0, \forall t$), 시장 위험프리미엄 \bar{Q} 는 항상 양의 값을 갖는다. 그러나 시장이 변화하는 상황에서 시장의 위험프리미엄이 항상 양의 값을 갖지는 않는다. 특히 σ_{MH} 가 음의 값으로 유의하다면, \bar{Q} 는 음의 값이 될 수 있다. 이는 위험프리미엄이 시장 수익과 투자자의 한계효용의 공분산으로 결정되기 때문이다. 특히 시장수익률과 투자자의 부가 양의 상관관계라면 시장포트폴리오에 대해 양의 프리미엄을 갖게되고, 반대로 시장 수익률과 효용함수를 나타내는 상태변수 X_t 가 음의 상관관계라면 음의 프리미엄을 갖는다. 따라서

시장포트폴리오에 대한 전체 프리미엄은 이 두가지 요인의 합으로 나타날 수 있는데 만일 두번째 요인이 지배적이라면 프리미엄은 음의 값이 된다.

그러므로 헤지포트폴리오를 실증적으로 식별할 수 있다면, 헤지포트폴리오의 수익은 두번째 위험요인을 제공한다. 또한 주식간의 기대수익률의 횡단면적 차이 또한 시장위험과 시장상황의 변화에 따른 동태적 위험의 두가지 위험요소로서 설명되고 시장베타와 헤지베타로서 측정될 수 있다.

3. 분석자료

본 논문의 분석기간은 2000년 1월 4일부터 2007년 12월 28일까지 한국증권선물거래소에서 거래된 총 974 종목 중 100일 이상의 거래자료를 가지고 있는 826 종목을 주 분석대상으로 하였다. 분석에 사용된 데이터로는 FnGuide 가 제공하는 개별주식의 수익률, 시가총액, 거래량, 거래대금, 발행주식수, 주식가격과 한국증권선물거래소의 KOSPI 지수의 일별자료를 이용하였다. Lo and Wang(2000, 2006)은 1962년부터 2004년까지 총 2,217 주의 주별 자료를 사용하였으나 본 논문은 국내주식시장의 자료수집 한계로 인하여 2000년 1월 4일부터 2007년 12월 28일까지 총 1,969 일의 일별 자료를 이용하였다.

이러한 자료를 이용하여 다음과 같이 거래행태를 나타내는 변수를 구성하였다.

N_{jt} : t 시점 주식 j 의 전체 발행주식 수.

P_{jt} : t 시점 주식 j 의 주가

X_{jt}^i : t 시점에 주식 j 의 거래량

$\tau_{jt} = \frac{X_{jt}^i}{N_{jt}}$: 개별주식의 회전율 (share turnover)

$\tau_t^{EW} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \frac{X_{jt}^i}{N_j} = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \tau_{jt}$: 동일평균 회전율 (equal-weighted turnover)

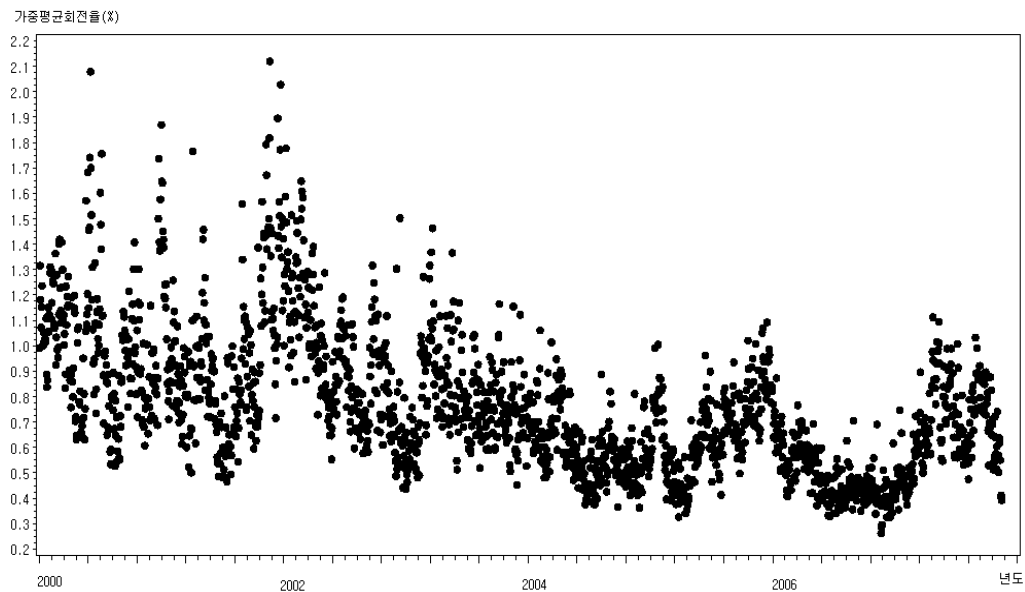
$\tau_t^{VW} = \frac{\sum_{j=1}^J \frac{P_{jt} N_j}{\sum_{j=1}^J P_{jt} N_j} \frac{X_{jt}^i}{N_j}}{\sum_{j=1}^J \frac{P_{jt} N_j}{\sum_{j=1}^J P_{jt} N_j} \tau_{jt}}$: 가중평균 회전율 (value-weighted turnover)

분석기간동안 분석에 사용된 전체 개별종목의 횡단면적 거래행태를 직관적으로 파악하는 것은 어렵지만, 시장전체에 대한 거래행태는 가중평균회전율과 동일평균회전율지수로부터 관찰할 수 있다. <그림 1>과 <표 2>는 시장전체 거래행태의 특성을 나타내고 있다.

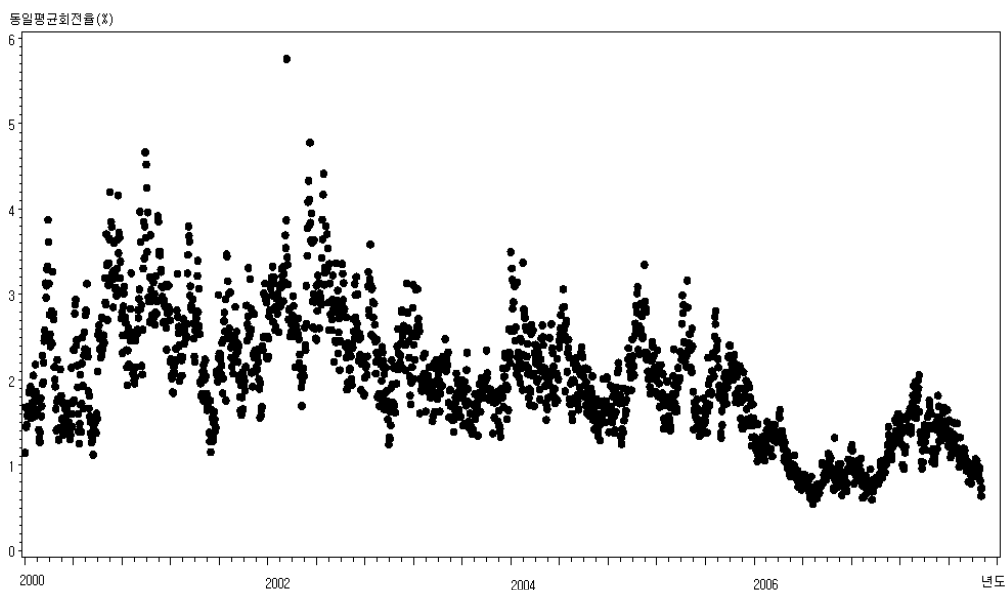
그림 1(a)와 (b)는 각각 가중평균회전율과 동일평균회전율을 나타내는데 두가지 모두 비슷한 행태를 보이고 있으나 가중평균회전율은 최소 0.26 에서 최대 2.12 사이의 값을 갖는 반면 동일평균회전율은 0.55 에서 5.76 사이의 값을 보이고 있다. 이러한 가중평균회전율과 동일평균회전율 사이의 차이는 기업규모가 작은 종목이 높은 회전율을 가질 수 있음을 제시한다.

[그림 1] 시장전체의 거래행태

(a) 가중평균회전율



(b) 동일평균회전율



<표 2>는 2000년 1월 4일부터 2007년 12월 28일까지 회전율지수의 요약통계량을 보여주고 있다. vwto, ewto, vwret, ewret 는 각각 가중평균회전율, 동일평균회전율, 가중평균수익률, 동일평균수익률을 나타낸다. 먼저 표 2 (a)는 분석기간 전체의 요약통계량으로 가중평균회전율과 동일평균회전율의 평균은 각각 0.76%와 1.99%이고 표준편차는 각각 0.25, 0.74 로 변동계수는 각각 2.71 과 2.69 이다. 가중평균수익률과 동일평균 수익률지수의 변동계수(coefficient of variation)는 0.061 과 0.057 으로 회전율의 변동계수가 수익률보다 훨씬 크다. 즉 분석기간동안 수익률에 비해 시장의 거래행태의 변동성이 높게 나타났다. 또한 가중평균회전율과 동일평균회전율의 자기상관계수는 시차 1 의 0.84 와 0.92 로 시작하여 시차 10 에서는 0.63 과 0.74 로 서서히 감소하고 있다. 이는 회전율 지수가 확률추세(stochastic trend)나 단위근(unit root)등이 존재할 수 있는 비안정적(nonstationarity) 시계열임을 제시한다. 회전율 자료의 이러한 비안정성 문제를 해결하기 위하여 분석기간을 1 년간의 하부기간으로 나누어 실증분석을 시행하였다. 표 2 (b)는 2000년부터 2007년까지 연도별 각 지수에 대한 요약통계량으로 두가지 회전율 지수 모두 2000년에 비해 2007년의 회전율 평균과 표준편차가 감소하였다.

[표 2] 회전율지수의 요약통계량

(a) 전체 요약통계량

	vwto	ewto	vwret	ewret
평균	0.76	1.99	0.11	0.09
표준 편차	0.28	0.74	1.80	1.57
첨도	1.55	0.20	3.42	8.77
왜도	1.07	0.45	-0.35	-1.07
분위수				
Min	0.26	0.55	-11.85	-13.34
5%	0.41	0.85	-2.86	-2.50
10%	0.45	1.00	-2.01	-1.63
25%	0.56	1.47	-0.78	-0.49
50%	0.72	1.93	0.18	0.24
75%	0.91	2.47	1.05	0.86
90%	1.12	2.96	2.09	1.52
95%	1.29	3.25	2.76	2.14
Max	2.12	5.76	8.42	8.44

자기상관계수

1	0.84	0.92	0.03	0.09
2	0.77	0.89	-0.06	0.01
3	0.75	0.87	0.01	0.10
4	0.73	0.84	0.00	0.03
5	0.72	0.82	-0.04	-0.07
6	0.69	0.79	0.01	-0.06
7	0.66	0.77	-0.03	0.00
8	0.64	0.76	0.01	0.02
9	0.65	0.75	-0.02	-0.01
10	0.63	0.74	-0.01	-0.01

(b) 연도별 요약통계량

	vwto	ewto	vwret	ewret	vwto	ewto	vwret	ewret
	2000				2004			
평균	0.99	2.29	-0.14	-0.07	0.61	2.05	0.10	0.06
표준 편차	0.25	0.71	2.83	2.61	0.14	0.42	1.48	0.91
왜도	0.80	0.49	-0.11	-0.27	0.78	0.75	-0.40	-1.37
첨도	1.40	-0.64	0.93	2.11	0.43	0.49	1.49	6.56
	2001				2005			
평균	0.95	2.51	0.22	0.18	0.63	2.04	0.22	0.32
표준 편차	0.30	0.62	2.13	1.98	0.15	0.41	1.05	1.00
왜도	1.01	0.51	-0.55	-1.78	0.18	0.48	-0.20	-0.88
첨도	0.98	0.37	4.21	11.09	-0.50	-0.14	0.40	1.71
	2002				2006			
평균	0.99	2.79	0.04	-0.03	0.53	1.07	0.06	0.03
표준 편차	0.28	0.57	2.02	1.63	0.16	0.31	1.15	1.19
왜도	0.81	0.97	-0.11	-0.83	1.27	0.93	-0.39	-1.87
첨도	0.53	2.85	0.72	3.37	1.35	0.56	0.70	7.70
	2003				2007			
평균	0.78	1.96	0.15	0.03	0.64	1.21	0.18	0.16
표준 편차	0.19	0.36	1.65	1.29	0.18	0.32	1.45	1.27
왜도	0.93	0.74	-0.03	-0.28	0.29	0.29	-0.55	-1.58
첨도	1.09	0.60	0.78	2.94	-0.67	-0.63	3.19	13.44

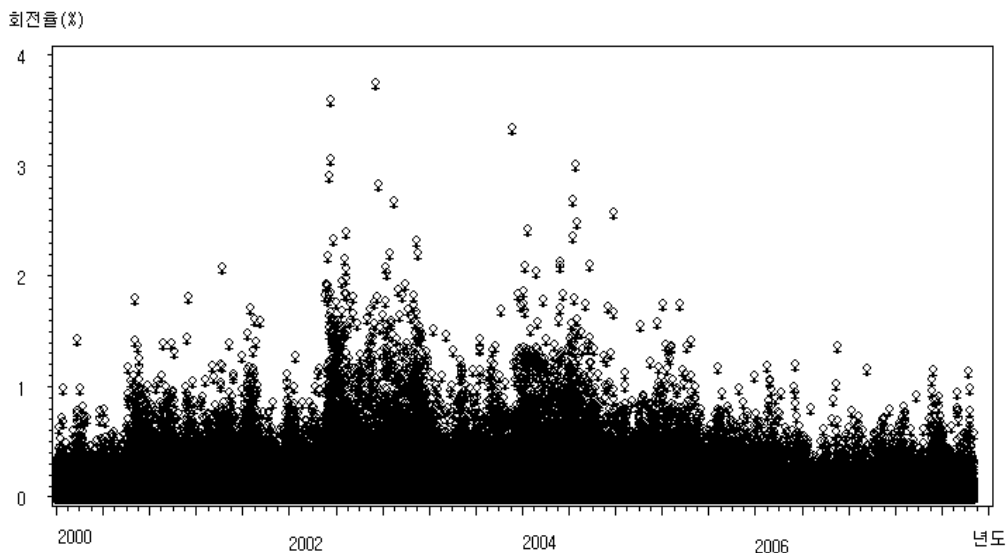
4. 연구내용

4.1 거래량의 요인모형

포트폴리오 이론에 따라 회전율이 선형의 요인모형으로 설명될 수 있다는 점은 실증분석의 방향을 제시한다. Lo and Wang(2000)은 기금분리이론이 성립한다면 회전율은 요인모형으로 나타날 수 있음을 제시하였고 이러한 내용은 2 장에서 설명하였다. 그러므로 2000 년 1 월 4 일부터 2007 년 12 월 28 일까지 일별 개별주식 이용하여 이를 실증적으로 분석하고자 한다.

먼저 2 기금분리이론이 성립한다면 모든 개별주식은 시장전체의 회전율과 동일한 회전율을 갖는 1 요인 모형으로 나타낼 수 있다. <그림 2>는 개별주식의 회전율로서 기간별로는 큰 변동이 없는 전체적으로는 안정적인 행태를 보이고 있으나 각 시점에 따라 개별종목의 회전율은 0%에서 약 4% 값으로 큰 차이를 보이고 있다. 특히 2002 년에서 2004 년 사이 개별주식간의 회전율은 큰 차이를 보이고 있다. 2 기금분리 이론이 성립한다면 모든 개별주식은 동일한 회전율을 갖기 때문에 개별주식별로 다양한 회전율을 보이는 <그림 2>는 국내 주식시장에서 2 기금분리이론이 기각됨을 제시한다.

[그림 2] 개별주식의 회전율



K+1 기금분리이론이 성립한다면 회전율은 K-요인의 선형모형으로 나타난다. 따라서 공분산 행렬을 분해하는 주요인분석(principal components analysis)을 이용하여 회전율이 요인구조로 나타날 수 있음을 조사하였다.

만일 회전율이 K-요인 모형으로 나타날 수 있다면, 처음 K 개의 주요인은 회전율에 존재하는 대부분의 시계열 변동을 설명해야만 한다. 즉

$$\tau_j = \alpha_j + \delta_1 F_{1t} + \dots + \delta_K F_{Kt} + \varepsilon_{jt}, \quad E[\varepsilon_{jt} \varepsilon_{j't'}] = 0 \text{ for any } j \neq j' \dots\dots\dots (32)$$

이때 회전을 $\tau_t \equiv [\tau_{1t} \dots \tau_{Jt}]'$ 의 공분산 행렬 Σ 은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\text{var}[\tau_t] \equiv \Sigma = Q\Theta Q^T \dots\dots\dots (33)$$

$$\Theta = \begin{pmatrix} \theta_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \theta_2 & \dots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ 0 & \dots & 0 & \theta_N \end{pmatrix} \dots\dots\dots (34)$$

이 때 θ 는 Σ 의 대각성분에 고유값(eigenvalue)를 포함하고 Q 는 이에 대응하는 고유벡터(eigenvectors)이다. 여기서 각 고유값은 회전의 각 고유값에 대응하는 주요인 전체 변동에서 차지하는 부분으로 해석할 수 있다. 만일 식(32)가 성립한다면 공분산행렬 Σ 는 K 개의 고유값을 갖고 남은 $N-K$ 개의 고유값은 0 에 근사하게 된다. 그러므로 Σ 의 고유값의 크기는 회전을 설명하는 요인의 수(K)의 척도로 사용할 수 있다.

주요인 분석을 시행하는데 있어 장애사항은 공분산 행렬 Σ 를 추정해야한다는 점이다. 만일 분석에 사용된 종목의 수가 분석기간보다 크다면 공분산행렬의 추정치는 비정칙(singular)적이 된다. 본 분석에서는 회전의 비안정성 문제를 해결하기 위해 분석기간을 1 년 단위로 두기 때문에 분석자료(826 종목)는 분석기간(약 270 일)보다 훨씬 큰값을 가지고 있다. 따라서 공분산 행렬을 추정하는데 발생하는 문제점을 해결하기 위해 회전을 베타를 이용하여 10 개의 포트폴리오를 구성하였다.

회전 베타는 다음과 같은 회귀분석을 통하여 가중평균회전 베타와 동일평균회전 베타를 추정하였다.

$$\begin{aligned} \tau_{jt} &= \alpha_{\tau j} + \beta_{\tau j}^{vw} \tau_t^{vw} + \varepsilon_{jt}, \quad j = 1, \dots, J \\ \tau_{jt} &= \alpha_{\tau j} + \beta_{\tau j}^{ew} \tau_t^{ew} + \varepsilon_{jt}, \quad j = 1, \dots, J \end{aligned} \dots\dots\dots (35)$$

τ_t^{vw}, τ_t^{ew} : 가중평균회전, 동일평균회전

$\beta_{\tau}^{vw}, \beta_{\tau}^{ew}$: 가중평균회전베타, 동일평균회전베타

분석기간의 전기 하위기간에 추정된 회전 베타값을 이용하여 10 개의 회전 베타포트폴리오를 구성하였고 각 기간별 관측치를 이용하여 $\hat{\Sigma}$ 을 추정하고 $\hat{\Sigma}$ 에 대한 주요인분해를 시행하였다.

<표 3>은 회전율 베타를 이용하여 구성된 포트폴리오의 주요인분해(principal component decomposition) 결과이다. 분석결과 가중평균베타 포트폴리오와 동일평균베타 포트폴리오에서 전반적으로 첫번째와 두번째 주요인이 전체 변동의 약 50%이상을 설명하고 있다. 가중평균베타 포트폴리오의 경우 2001, 2003 년, 2007 년에는 회전율을 설명하는 적정요인의 수는 2 개이고 2005 년과 2006 년은 3 개의 요인, 2002 년과 2004 년에는 4 개로 나타났다. 반면 동일평균베타로 구성된 포트폴리오는 회전율이 2002 년은 3 개의 요인 2003 년과 2004 년은 4 개의 요인 나머지 4 개의 기간은 2 개의 요인으로 설명되는 것으로 나타나고 있다.

[표 3] 회전율베타로 정렬한 포트폴리오 공분산의 고유값(eigenvalue)

	f1	f2	f3	f4	f5	f6	f7	f8	f9	f10	주요인수
가중평균베타로 구성된 포트폴리오											
2001	0.53	0.11	0.09	0.08	0.06	0.04	0.03	0.02	0.02	0.02	2
2002	0.29	0.17	0.11	0.10	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04	0.03	4
2003	0.30	0.22	0.10	0.09	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04	0.03	2
2004	0.25	0.16	0.14	0.11	0.09	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04	4
2005	0.39	0.14	0.13	0.07	0.06	0.05	0.05	0.04	0.04	0.03	3
2006	0.43	0.12	0.11	0.08	0.06	0.05	0.05	0.04	0.03	0.02	3
2007	0.57	0.14	0.07	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01	2
동일평균베타로 구성된 포트폴리오											
2001	0.52	0.17	0.10	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.02	0.01	2
2002	0.35	0.16	0.13	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.03	0.02	3
2003	0.24	0.20	0.11	0.11	0.08	0.07	0.06	0.05	0.04	0.03	4
2004	0.22	0.19	0.13	0.10	0.08	0.08	0.06	0.05	0.05	0.03	4
2005	0.43	0.16	0.09	0.07	0.06	0.06	0.05	0.04	0.02	0.02	2
2006	0.50	0.12	0.08	0.07	0.05	0.04	0.04	0.03	0.03	0.03	2
2007	0.60	0.11	0.07	0.05	0.05	0.03	0.03	0.02	0.02	0.02	2

CRSP 의 개별종목을 대상으로 한 Lo and Wang(2000)의 주요인분해분석 결과는 전체 하위기간에서 개별종목의 회전율이 2 요인 모형으로 설명할 수 있음을 보였다.

그러나 Lo and Wang(2000)의 연구결과처럼 국내 주식시장의 개별주식 회전율이 2 요인 모형으로 나타남을 단언할 수 없지만 3 요인, 4 요인모형에 비해 많은 기간이 2 요인 모형으로 설명되고 있다.

4.2 정보로서의 거래행태

(1) 헤지 포트폴리오 구성

거래행태가 가격결정모형에 미치는 정보로서의 영향을 실증분석하기 위한 첫번째 단계는 회전율자료를 이용하여 헤지포트폴리오를 구성하는 것이다. 2.2의 명제 1은 회전율이 회전율은 2요인 모형으로 나타나며 이중 두번째 요인인 F_{Ht} 는 헤지포트폴리오를 구성하는 주식 j 의 비중을 의미한다. 4.1의 연구결과 국내 주식시장의 회전율이 2요인 모형으로 설명할 수 있다고 단언할 수 없지만 많은 기간에서 2요인 모형으로 설명되기 때문에 명제 1에 따라 헤지포트폴리오를 구성하고자 한다.

그러나 2요인 모형은 회전율의 데이터 생성 과정을 가장 잘 설명하는 근사적인 모형이고, 또한 이 두가지 공통요인은 실질적으로 관측불가능하다. 따라서 보다 현실적인 측면에서 회전율을 2요인 모형을 나타낸다.

$$\tau_{jt} = F_{Mt} + \theta_{Hj} F_{Ht} + \varepsilon_{jt}, \quad j = 1, \dots, J \quad \dots\dots\dots (36)$$

여기서 F_{Mt} 와 F_{Ht} 는 시장포트폴리오와 헤지포트폴리오의 거래와 관련된 두가지 요인이고 θ_{Hj} 는 헤지포트폴리오를 구성하는 주식 j 의 비중을 나타낸다. 그리고 ε_{jt} 는 오차항으로 개별종목별로는 서로 독립임을 가정한다.

F_{Mt} 와 F_{Ht} 를 식별할 수 있는 이론적인 근거가 충분하지 않기 때문에 이를 설명하기 위하여 시장의 동일평균회전율과 주식평균회전율을 이용하였다. 이 두가지 회전율은 다음과 같다.

$$\tau_t^{EW} \equiv \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \tau_{jt} = F_{Mt} + n^{EW} F_{Ht} + \varepsilon_t^{EW} \quad \dots\dots\dots (37-1)$$

$$\tau_t^{SW} \equiv \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} \tau_{jt} = F_{Mt} + n^{SW} F_{Ht} + \varepsilon_t^{SW} \quad \dots\dots\dots (37-2)$$

$$n^{EW} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \theta_{Hj} \quad n^{SW} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \frac{N_j}{N} \theta_{Hj} \quad \dots\dots\dots (38)$$

위 식의 간단한 연립은 다음과 같은 개별종목의 회전율과 이 두가지 회전율 사이의 관계를 제시한다

$$\tau_{jt} = \beta_{\tau j}^{SW} \tau_t^{SW} + \beta_{\tau j}^{EW} \tau_t^{EW} + \varepsilon_{jt} \quad \dots\dots\dots (39)$$

$$\beta_{\tau_j}^{EW} = \frac{\theta_{Hj} - n^{SW}}{n^{EW} - n^{SW}} \quad \beta_{\tau_j}^{SW} = \frac{n^{EW} - \theta_{Hj}}{n^{EW} - n^{SW}} \quad \dots\dots\dots (40)$$

$$\beta_{\tau_j}^{EW} + \beta_{\tau_j}^{SW} = 1, \quad \forall j, \quad \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \beta_{\tau_j}^{EW} = 1 \quad \dots\dots\dots (41)$$

따라서 FnGuide 의 거래량 데이터를 이용하여 다음과 같은 회귀분석을 추정함으로써 $\{\beta_{\tau_j}^{EW}\}$ $\{\beta_{\tau_j}^{SW}\}$ 를 실증적으로 추정한다.

$$\begin{aligned} \tau_{jt} &= \beta_{\tau_j}^{SW} \tau_t^{SW} + \beta_{\tau_j}^{EW} \tau_t^{EW} + \varepsilon_{jt}, \quad j=1, \dots, J \\ \text{s.t. } &\beta_{\tau_j}^{EW} + \beta_{\tau_j}^{SW} = 1 \quad \dots\dots\dots (41) \\ &\sum_{j=1}^J \beta_{\tau_j}^{EW} = J \end{aligned}$$

추정된 $\{\hat{\beta}_{\tau_j}^{EW}\}$ 을 이용하면 다음과 같은 방식으로 헤지포트폴리오를 구성하는 주식비중의 추정값을 나타낼 수 있다.

$$\hat{\theta}_{Hj} = (n^{EW} - n^{SW}) \hat{\beta}_{\tau_j}^{EW} + n^{SW} \quad \dots\dots\dots (42)$$

그러나 식 (42)에는 여전히 추정해야 할 두 가지 변수 η^{EW} , η^{SW} 가 남아있다. 만일 F_{Ht} 값의 크기를 재조정할 경우 $\{\theta_{Hj}\}$ 또한 적절하게 조정된다면 식 (42)는 변하지 않는다. 게다가 이 두가지 요인(η^{EW} , η^{SW})이 선형결합으로 변환될 때 식 (42)는 $\{\theta_{Hj}\}$ 를 적정한 상수로 조정하여 나타낼 수 있다. 따라서 헤지포트폴리오 $\{\theta_{Hj}\}$ 를 다음과 같은 규모변수로 정의한다.

$$n^{SW} = 1 \quad \dots\dots\dots (43-1)$$

$$n^{EW} - n^{SW} = \phi \quad \dots\dots\dots (43-2)$$

따라서 헤지포트폴리오를 구성하는 J 요인은 다음과 같다.

$$\hat{\theta}_{Hj} = \phi \hat{\beta}_{\tau_j}^{EW} + 1 \quad \dots\dots\dots (44)$$

만일 $\phi=0$ 이면, 포트폴리오는 시장전체 발행 주식에 대해 동일한 비율의 주식을 보유하고 이는 시장포트폴리오를 의미한다.

이러한 과정의 실증분석을 위해 먼저 식(37-1)-(37-2)에 따라 두 가지 회전율을 산출하고 연도별로 동일가중평균회전율지수와 주가중평균 회전율 지수에 대해 식 (41)의 회귀분석을 시행하여 β^{EW} , β^{SW} 를 추정하였다.

<표 4>는 이 회귀분석에 대한 요약통계량으로 각 해당년도 개별주식 회전율을 가중평균회전율과 동일평균회전율에 대해 회귀분석하여 추정한 계수 $\{\hat{\beta}^{ew}\}$, $\{t_{-\hat{\beta}^{ew}}\}$ 와 t -값 그리고 R^2 의 평균과 표준편차를 나타내고 있다.

[표 4] 거래량 베타의 요약통계량

		2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
$\hat{\beta}^{ew}$	mean	0.98	1.07	0.93	1.06	1.01	1.04	1.01	0.88
	S.D	2.32	4.45	3.32	6.65	5.82	4.11	4.45	4.72
$t_{-\hat{\beta}^{ew}}$	mean	1.39	2.41	1.63	0.35	— 0.35	0.99	0.85	0.71
	S.D	3.1	2.85	1.73	1.78	1.96	2.19	1.59	1.76
$\hat{\beta}^{sw}$	mean	0.08	0.07	0.01	0	0.04	— 0.08	0.03	0.13
	S.D	1.96	1.92	0.99	2.39	4.72	3.53	3.18	3.53
$t_{-\hat{\beta}^{sw}}$	mean	0.4	0.08	— 1.29	0.42	0.91	0.3	0.39	0.57
	S.D	2.96	3.06	2.14	1.37	2	2.14	1.9	1.95
R^2	mean	12.82	12.74	5.98	4.53	6.03	7.65	12.76	11.04
	S.D	11.65	10.79	5.72	6.16	7.17	7.36	13.32	10.19
표본크기		730	738	727	704	698	687	684	684

다음은 헤지포트폴리오를 구성하는 절차를 살펴보기 위해 다음과 같은 변수를 정의한다.

$V_{jt}(k)$: 하qn 기간 k 에 존재하는 주식 j 의 t 시점 시가총액

$Q_{jt}(k)$: 주식 j 의 초과수익(이하 수익이라함)

$R_{jt}(k)$: 주식 j 의 초과 수익률 (이하 수익률이라 함)

$\theta_j(k)$: k 시점에 헤지포트폴리오를 구성하는 주식 j 의 비중

“조사기간(testing period)”에 해당하는 하부기간 k 의 헤지포트폴리오에 포함된 주식 j 는 “추정기간(estimation period)”인 하부기간 $(k-1)$ 의 1/3 이상 동안 거래량 자료를 가지고 있어야 한다. 이 조건을 만족시키는 종목 중 특이값을 제거하기 위해 거래량 베타값 크기 기준으로 상·하위 0.5%이상의 종목을 제거한다. $J_t(k)$ 는 이 두가지 기준을 만족하는 종목으로

하부기간 k 의 t 시점에 가격과 수익률 자료를 가지고 있는 종목집합을 표시한다. 그러므로 하부기간 k 의 t 시점 헤지포트폴리오는 다음과 같이 주어진다.

$$\theta_{Hjt}(k) = \begin{cases} \hat{\theta}_{Hjt}, & j \in J_t(k) \\ 0, & j \notin J_t(k) \end{cases} \dots\dots\dots (45)$$

t 시점의 헤지포트폴리오 수익 (dollar return of the hedge portfolio)은 다음과 같고,

$$Q_{Ht}(k) \equiv \sum_j \theta_{Hjt}(k) V_{jt-1}(k) R_{jt}(k) \dots\dots\dots (46)$$

수익률은 다음과 같다

$$R_{Ht}(k) \equiv \frac{Q_{Ht}(k)}{V_{Ht-1}(k)} \dots\dots\dots (47)$$

이 때

$$V_{Ht-1}(k) \equiv \sum_j \theta_{Hjt}(k) V_{jt-1}(k) \dots\dots\dots (48)$$

는 헤지포트폴리오의 가치 (the value of the hedging portfolio)이다.

위와 같은 절차를 걸쳐 모수 ϕ 에 따른 헤지포트폴리오의 수익과 수익률을 산출할 수 있다. 이때 ϕ 의 값은 조정되어야 하는데 최적의 ϕ 를 산출하기 위해 2.2 장에서 제시한 헤지포트폴리오의 명제 (2)를 이용한다. 명제 (2)에 따르면 헤지포트폴리오의 수익률은 미래 시장수익률에 대한 최적의 예측치이기 때문에 주어진 ϕ 값에 헤지포트폴리오의 수익 R_{Ht} 또는 Q_{Ht} 을 구하여 다음과 같은 회귀분석을 시행할 한다.

$$R_{Mt+1} = \delta_0 + \delta_1 \{R_{Ht} \text{ or } Q_{Ht}\} + \varepsilon_{Mt+1} \dots\dots\dots (49)$$

이때 위의 회귀식의 R^2 를 극대화하도록 ϕ 값을 변화하여 최적의 ϕ 를 추정하고 이를 이용하여 헤지포트폴리오의 수익률(수익)인 R_{Ht} 또는 Q_{Ht} 를 결정한다.

하부기간인 2001년부터 2007년까지 R^2 를 극대화하는 ϕ 값은 R_{Ht} 의 경우 각각 -5.5, 7.75, -13.75, 18.75, -3.5, 43, 18 이고 Q_{Ht} 는 -3.5, -6.5, -0.5, -9.75, -2.25, 131.25, 32.5 이다. 이렇게 추정된 ϕ 를 통해 구성된 헤지포트폴리오의 수익률과 수익에 대한 요약통계량을 <표 5>에 제시하였다.

(2) 개별자산을 설명하는 위험요인으로서 헤지포트폴리오 수익률

다음은 2.2 장의 명제 4 에서 제시하는 개별종목의 기대수익률에 대한 위험요소로서 헤지포트폴리오 수익률의 역할을 평가하기 위하여 회귀분석을 분석을 시행하고자 한다.

회귀분석의 기본절차는 Fama and MacBeth(1973)의 과정과 동일하다. 먼저 “포트폴리오 형성기간(portfolio formation period)”동안의 회귀분석을 통해 시장 베타계수를 추정한 후 이를 이용하여 “추정기간(estimation period)”인 다음 하부기간에 포트폴리오를 구성한 후 다시 베타를 추정한다. 이렇게 추정된 베타를 이용하여 “조사기간(testing period)”인 다음 하부기간에 수익률 자료를 이용하여 전 하위기간에 구성된 베타의 설명력을 조사한다.

Fama and MacBeth(1973)의 연구에서는 7년의 포트폴리오 형성기간, 5년의 추정기간, 3년의 조사기간동안 월별 자료를 이용하였고 Lo and Wang(2006)은 주별 자료를 대상으로 포트폴리오 형성기간, 추정기간, 조사기간 모두 5년으로 설정하였다. 그러나 본 연구는 일별 자료를 대상으로 포트폴리오 형성기간, 추정기간, 조사기간을 각각 1년으로 설정하였다.

먼저 포트폴리오 형성기간에 각 개별주식에 대해 다음과 같은 회귀분석을 시행하였고, 이때 사용되는 개별종목은 포트폴리오 형성기간, 추정기간, 조사기간에 모두 존재하는 종목만을 이용하였다.

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j^M R_{Mt} + \beta_j^H R_{Ht} + \varepsilon_{jt} \quad \dots\dots\dots (50)$$

여기서 R_{Mt} 는 KOSPI 지수의 수익률이고, R_{Ht} 는 헤지포트폴리오의 수익률이다. 추정기간의 개별종목을 포트폴리오 형성기간의 회귀분석을 통해 추정된 $\{\hat{\beta}_i^M\}$ 과 $\{\hat{\beta}_i^H\}$ 을 이용하여 정렬한 후 100 개의 포트폴리오를 형성하였다. 그리고 추정기간의 100 개의 포트폴리오를 이용하여 2 개의 베타를 재추정한 후 조사기간동안 이 베타값을 설명변수로 다음과 같은 횡단면 회귀분석을 시행한다.

$$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t} \hat{\beta}_p^M + r_{2t} \hat{\beta}_p^H + \eta_{pt} \quad \dots\dots\dots (51)$$

여기서 R_{pt} 는 포트폴리오 p 를 구성하는 개별주식들의 동일가중평균 수익률이고 $\hat{\beta}_p^M$ 와 $\hat{\beta}_p^H$ 은 추정기간에 구성된 포트폴리오 수익률을 이용한 회귀분석 추정계수이다.

(51)의 회귀분석은 조사기간의 각 시점(일별)에 대해 시행되었고 그 결과 추정계수 $\{ \hat{r}_{0t} \}$, $\{ \hat{r}_{1t} \}$, $\{ \hat{r}_{2t} \}$ 는 시계열 자료의 형태로 나타난다.

본 연구는 일별자료를 이용하고 있기 때문에 동일한 횡단면 회귀분석을 시행한 기존의 연구결과와 비교하는 데는 어려움이 따를 수 있다. 그러므로 분석결과의 비교를 위해 본 회귀분석 과정을 4 가지 모형에 추가적으로 적용하였다. 먼저 설명변수로 시장수익률만을 사용한 기본 CAPM 모형을 회귀분석 하였고, Fama and French(1992)의 SMB 포트폴리오와 HML 포트폴리오를 헤지포트폴리오 수익률의 대응치로 둔 2 요인모형으로 회귀분석을 하였다. 그리고 시장수익률과 함께 SMB 포트폴리오와 HML 포트폴리오 수익률을 이용한 3 요인 모형에 대해서도 본 연구와 동일한 분석을 시행하였다.

$$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt} \dots\dots\dots (52)$$

<표 6>은 각 하부기간동안 본 연구에 사용된 KOSPI 수익률, 헤지포트폴리오 그리고 SMB 포트폴리오와 HML 포트폴리오 수익률의 상관관계를 나타내고 있다.

[표 5] 헤지포트폴리오의 수익에 대한 요약통계량

통계량	Entire	sample period						
		2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
exret								
mean	1856308	9335.743	445797.3	273604.7	880532.2	1071972	10569708	-275784
sd	51825240	2118009	4182391	3995276	18359546	5445503	101921984	89455784
skew	0.21	-0.02	0.12	-0.22	0.22	-0.09	0.57	-0.87
kur	17.38	1.88	1.06	0.38	1.61	0.65	2.33	3.92
hret								
mean	0.35	0.01	-0.14	0.04	0.85	0.00	-0.40	2.07
sd	13.21	0.13	0.86	3.40	12.15	0.01	4.47	32.30
skew	34.33	9.03	-2.92	9.79	15.64	-0.02	-10.81	15.67
kur	1275.30	109.03	18.07	148.18	246.01	-0.01	125.97	245.63

[표 6] 각 수익률의 상관관계

	kospi	hret	exret	smb	hml	vwto	swto
2001							
kospi	100.0	8.8	7.0	19.3	-11.1	10.4	1.2
hret	8.8	100.0	-49.5	-22.5	-20.3	4.6	-5.0
exret	7.0	-49.5	100.0	36.5	-5.2	-1.6	0.7
smb	19.3	-22.5	36.5	100.0	0.9	27.2	23.7
hml	-11.1	-20.3	-5.2	0.9	100.0	-5.4	6.9
vwto	10.4	4.6	-1.6	27.2	-5.4	100.0	74.4
swto	1.2	-5.0	0.7	23.7	6.9	74.4	100.0
2002							
kospi	100.0	0.0	6.2	4.3	-0.1	15.4	3.3
hret	0.0	100.0	-14.0	-8.7	1.9	-17.3	5.6
exret	6.2	-14.0	100.0	24.0	-7.8	-9.5	-0.3
smb	4.3	-8.7	24.0	100.0	-58.9	19.4	9.3

hml	-0.1	1.9	-7.8	-58.9	100.0	-10.5	-9.5
vwto	15.4	-17.3	-9.5	19.4	-10.5	100.0	23.2
swto	3.3	5.6	-0.3	9.3	-9.5	23.2	100.0

2003

kospi	100.0	-2.1	98.5	70.8	-62.1	24.8	15.3
hret	-2.1	100.0	-3.1	-4.4	-1.5	1.5	-1.2
exret	98.5	-3.1	100.0	73.6	-58.6	23.0	13.6
smb	70.8	-4.4	73.6	100.0	-37.6	7.9	-1.4
hml	-62.1	-1.5	-58.6	-37.6	100.0	-7.3	-17.3
vwto	24.8	1.5	23.0	7.9	-7.3	100.0	60.3
swto	15.3	-1.2	13.6	-1.4	-17.3	60.3	100.0

2004

kospi	100.0	6.7	60.3	80.9	-79.7	-8.3	-3.2
hret	6.7	100.0	5.0	9.1	-6.1	13.0	1.1
exret	60.3	5.0	100.0	54.3	-49.0	-4.6	-1.5
smb	80.9	9.1	54.3	100.0	-82.0	-2.0	3.0
hml	-79.7	-6.1	-49.0	-82.0	100.0	5.0	2.7
vwto	-8.3	13.0	-4.6	-2.0	5.0	100.0	63.7
swto	-3.2	1.1	-1.5	3.0	2.7	63.7	100.0

2005

kospi	100.0	88.9	93.4	28.6	-13.9	8.0	0.0
hret	88.9	100.0	97.9	39.9	-15.6	15.7	8.2
exret	93.4	97.9	100.0	37.5	-16.7	14.5	5.0
smb	28.6	39.9	37.5	100.0	-49.5	1.9	-0.4
hml	-13.9	-15.6	-16.7	-49.5	100.0	24.8	22.4
vwto	8.0	15.7	14.5	1.9	24.8	100.0	65.6
swto	0.0	8.2	5.0	-0.4	22.4	65.6	100.0

2006

kospi	100.0	9.8	-17.3	54.0	-59.6	-3.0	-3.1
hret	9.8	100.0	-15.2	12.6	-8.3	-13.9	-14.6
exret	-17.3	-15.2	100.0	-33.8	33.0	7.2	11.1
smb	54.0	12.6	-33.8	100.0	-39.4	10.2	6.9
hml	-59.6	-8.3	33.0	-39.4	100.0	1.8	5.8
vwto	-3.0	-13.9	7.2	10.2	1.8	100.0	88.5
swto	-3.1	-14.6	11.1	6.9	5.8	88.5	100.0

2007

kospi	100.0	-14.4	-28.5	65.2	-51.9	-1.5	3.5
hret	-14.4	100.0	-15.2	-10.1	-4.3	9.9	8.5
exret	-28.5	-15.2	100.0	-34.7	42.8	-13.2	-12.6
smb	65.2	-10.1	-34.7	100.0	-65.3	19.6	8.3
hml	-51.9	-4.3	42.8	-65.3	100.0	-15.1	-1.8
vwto	-1.5	9.9	-13.2	19.6	-15.1	100.0	74.8
swto	3.5	8.5	-12.6	8.3	-1.8	74.8	100.0

<표 7>은 2003년부터 2007년까지 5개의 조사기간동안 시행한 횡단면 회귀분석의 결과를 요약하였다. 첫번째 패널은 2003년의 조사기간에 대응하는 결과로 CAPM을 지지하는 근거를 찾기는 힘들다. 예를 들어 시장수익률에 대한 베타계수인 $\{\hat{r}_{1t}\}$ 는 0.01%이고 t 값은 1.11, 그리고 평균 R^2 는 1%이다. 그러나 회귀식에 헤지포트폴리오 베타 $\hat{\beta}_t^H$ 가 추가됐을 때 $\{\hat{r}_{2t}\}$ 의 계수가 유의적이지는 않지만 R^2 는 4%로 증가하였다. 헤지포트폴리오의 수익을 추가한 2요인 회귀분석결과와 SMB와 HML을 추가한 회귀분석 역시 비슷한 결과를 보이고 있다. 나머지 하위기간인 2004년-2007년 역시 이와 비슷한 결과를 보이고 있다.

[표 7] 횡단면 회귀분석 결과

모형	통계량	\hat{r}_{0t}	\hat{r}_{1t}	\hat{r}_{2t}	\hat{r}_{3t}	R^2
2003년 (247일)						
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	0.01			0.01
	S.D(%)	1.27	0.13			0.01
	t-stat	0.80	1.11			
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HQ} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.08	0.46	0.44		0.04
	S.D(%)	0.85	3.70	4.66		0.04
	t-stat	1.54	1.93	1.47		
($\Phi = -3.5$)						
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HR} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.04	0.37	-0.11		0.03
	S.D(%)	1.21	3.68	1.32		0.03
	t-stat	0.54	1.56	-1.35		
($\Phi = -5.5$)						
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.04	0.17	-0.04		0.08
	S.D(%)	0.71	2.95	0.79		0.08
	t-stat	0.84	0.89	-0.78		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.04	-0.28	0.08		0.06
	S.D(%)	0.83	2.50	0.80		0.06

	t-stat	0.76	-1.74	1.49		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.05	0.04	0.10	0.01	0.10
	S.D(%)	0.70	2.62	0.77	0.86	0.07
	t-stat	1.07	0.21	2.03	0.15	2.03

2004 년 (249 일)

$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	0.01			0.01
	S.D(%)	1.27	0.13			0.01
	t-stat	0.80	1.11			
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HQ} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.06	-0.01	-0.10		0.03
	S.D(%)	0.73	1.23	3.43		0.03
($\Phi = -6.5$)	t-stat	1.22	-0.08	-0.45		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HR} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.09	-0.02	0.07		0.03
	S.D(%)	0.83	1.10	7.64		0.03
($\Phi = -7.75$)	t-stat	1.72	-0.35	0.14		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	0.02	0.03		0.03
	S.D(%)	0.76	1.24	0.47		0.03
	t-stat	1.50	0.27	1.08		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.10	-0.04	-0.02		0.04
	S.D(%)	0.78	1.36	0.62		0.04
	t-stat	2.08	-0.48	-0.52		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.02	0.09	0.01	0.05	0.05
	S.D(%)	0.68	1.25	0.63	0.58	
	t-stat	0.51	1.17	0.35	1.26	

2005 년 (249 일)

$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.34	-0.01			0.01
	S.D(%)	1.01	0.08			0.02
	t-stat	5.24	-1.07			
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HQ} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.35	-0.05	-1.23		0.03
	S.D(%)	0.95	1.19	19.99		0.03
($\Phi = -0.5$)	t-stat	5.86	-0.64	-0.97		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HR} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.35	-0.04	-0.19		0.05
	S.D(%)	0.89	1.22	14.31		0.05
($\Phi = -13.75$)	t-stat	6.24	-0.53	-0.21		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.38	-0.10	-0.03		0.06
	S.D(%)	0.98	1.16	0.62		0.06

	t-stat	8.70	-1.83	-1.12		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.26	0.13	0.02		0.06
	S.D(%)	0.85	1.49	0.65		0.06
	t-stat	4.77	1.36	0.49		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.31	0.05	0.03	-0.09	0.07
	S.D(%)	0.81	1.26	0.73	0.69	0.06
	t-stat	5.94	0.57	0.54	-2.12	

2006 년 (247 일)

$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.03	0.01			0.01
	S.D(%)	1.20	0.05			0.01
	t-stat	0.43	1.56			
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HQ} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	-0.03	-0.08		0.07
	S.D(%)	0.86	1.23	6.49		0.06
($\Phi = -9.75$)	t-stat	1.23	-0.37	-0.19		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HR} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.08	-0.05	0.00		0.07
	S.D(%)	0.83	1.19	0.02		0.07
($\Phi = 18.75$)	t-stat	1.58	-0.61	-0.25		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.03	0.00	0.03		0.06
	S.D(%)	0.89	1.21	0.42		0.07
	t-stat	0.57	-0.06	1.07		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	-0.01	0.03		0.07
	S.D(%)	0.73	1.33	0.73		0.07
	t-stat	1.49	-0.10	0.55		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.08	-0.01	0.04	-0.02	0.08
	S.D(%)	0.76	1.20	0.62	0.42	0.07
	t-stat	1.57	-0.09	0.96	-0.61	

2007 년 (246 일)

$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.16	0.00			0.01
	S.D(%)	1.29	0.05			0.01
	t-stat	1.95	-0.65			
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HQ} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	0.10	1.00		0.06
	S.D(%)	0.93	1.46	#####		0.06
($\Phi = -2.25$)	t-stat	1.20	1.08	0.10		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HR} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.10	0.07	-0.34		0.04
	S.D(%)	0.93	1.22	8.91		0.03
($\Phi = -3.5$)	t-stat	1.62	0.90	-0.60		

$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.03	0.00	0.03	0.06	
	S.D(%)	0.89	1.21	0.42	0.07	
	t-stat	0.57	-0.06	1.07		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.07	-0.01	0.03	0.07	
	S.D(%)	0.73	1.33	0.73	0.07	
	t-stat	1.49	-0.10	0.55		
$R_{pt} = r_{0t} + r_{1t}\hat{\beta}_p^M + r_{2t}\hat{\beta}_p^{SMB} + r_{3t}\hat{\beta}_p^{HML} + \eta_{pt}$	Mean(%)	0.11	0.06	0.01	-0.01	0.09
	S.D(%)	0.85	1.16	0.66	0.60	0.08
	t-stat	2.02	0.79	0.34	-0.20	

본 분석결과는 수익률의 횡단면적 변동을 설명하는 위험요소로서 과거 연구에서 제시된 다른 요인(SMB, HML)보다 헤지포트폴리오의 수익률이 압도적인 역할을 하고 있음을 제시하지는 못하고 있다. 그러나 시장수익률만을 이용했을 경우에 비해 헤지포트폴리오의 수익률을 추가했을 때 수익률의 횡단면적 변동에 대한 설명력은 높아졌다. 따라서 이러한 결과는 헤지포트폴리오가 선행연구들에서 제시된 다른 공통요인과 비교할 만한 성과를 가지고 있다는 것이고 이는 향후 자산가격결정모형과 관련된 다양한 연구에 새로운 지침을 제공한다는 데 의의를 가질 수 있다.

5. 결론

본 논문은 국내주식시장의 거래행태에 관한 연구로서 거래량의 정보로서 역할에 중점을 두고 있다. 이를 위해 국내 주식시장의 거래행태를 설명하는 요인모형을 설정하고 이로부터 얻는 정보가 자산가격결정모형에서 중요한 역할을 하고 있음을 2000년 1월 4일부터 2007년 12월 28일까지 일별 개별주식 이용하여 이를 실증적으로 분석하고자 하였다.

Lo and Wang(2000)은 포트폴리오 이론을 통해 기금분리이론이 성립한다면 회전율이 선형의 요인모형으로 설명될 수 있음을 제시하였는데 이러한 내용을 국내주식시장의 일별 자료를 이용하여 실증적으로 분석하였다. 그 결과 개별주식의 회전율은 기간별로 큰 변동 없이 전체적으로 안정적인 행태를 보이고 있으나 각 시점에 따라 개별종목의 회전율은 0%에서 약 4% 값으로 큰 차이를 보이고 있어 국내 주식시장에서 2 기금분리이론이 기각되었다. 따라서 k 기금 분리이론을 가정하여 주요인분해(principal component decomposition)를 통해 회전율의 요인구조를 살펴보고 그 결과 국내 주식시장의 개별주식 회전율이 2 요인 모형으로 나타남을

단언할 수 없지만 3 요인, 4 요인모형에 비해 많은 기간이 2 요인 모형으로 설명되고 있음을 보였다.

다음으로 거래행태가 가격결정모형에 미치는 영향을 분석하기 위해 회전율 자료를 이용하여 헤지포트폴리오의 수익률을 구성하였다. Lo and Wang(2006)은 회전율로부터 얻은 정보를 이용하여 추출한 헤지포트폴리오의 수익률이 개별종목의 기대수익률에 대한 위험요소로서 역할을 함을 제시하였다. 이러한 헤지포트폴리오의 역할을 평가하기 위하여 Fama and MacBeth(1973)의 회귀분석을 시행하였고, 또 연구결과의 비교를 위해 CAPM 모형과 Fama and French(1992)의 SMB, HML 포트폴리오를 추가하여 동일한 회귀분석을 시행하였다. 그 결과 헤지포트폴리오의 수익률이 과거 연구에서 제시된 다른 요인(SMB, HML)보다 수익률의 횡단면적 변동을 설명하는 위험요소로서 압도적인 역할을 하고 있음을 제시하지는 못하였으나 시장수익률만을 이용했을 경우와 비교해 헤지포트폴리오의 수익률을 추가했을 때 수익률의 횡단면적 변동에 대한 설명력은 높아졌다.

국내주식시장에서 거래행태로부터 얻는 정보가 개별자산의 가격을 결정하는 주요 위험요소로 작용할 수 있다면 이론적으로나 실무적으로 중요성을 지니게 될 것이다. 따라서 회전율로부터 추출한 헤지포트폴리오의 수익률을 추가했을 때 수익률의 횡단면적 변동에 대한 설명력이 높아졌다는 본 연구결과는 기존의 선행연구들에서 제시된 다른 공통요인과 비교할 만한 성과를 가지는 것으로 볼 수 있다. 이는 개별종목의 가격정보와 함께 거래량 정보가 자산가격결정모형과 관련된 다양한 연구에 새로운 지침을 제공한다는 데 의의를 가질 수 있다.

참고문헌

- 공재식, 1997, 한국주식시장에서의 거래량 정보효과에 관한 연구, 재무연구, 13, 37-68.
- 국찬표, 정완호, 2001, 주식거래량 증감의 정보효과에 관한 실증연구, 증권학회지, 29, 87-115.
- 김인준, 김동석, 도원탁, 1999, 가격변화와 거래량의 관계에 관한 연구: 시장미시구조의 영향, 증권학회지, 24, 273-300
- 박영규, 장순영, 2003, 한국주식시장에서의 거래량에 의한 선도-지연효과 연구, 증권학회지, 32(2), 105-139
- 최용식, 1997, 주가와 거래량의 인과관계 및 주식거래량의 정보가치, 증권금융연구, 3, 63-89.
- 최종연, 나인철, 1998, 한국 주식시장에서의 선도/지연 효과에 관한 실증 연구, 증권학회지, 23, 89-118.
- Campbell, J., Grossman, S., and J. Wang, 1993, Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns, Quarterly Journal of Economics, 56, 3-28
- Campbell, J., and Kyle, A., 1993, Smart Money, Noise Trading and Stock Price Behavior, Review of Economic Studies, 60, 1-34
- Chordia, T., Huh and Subrahmanyam, 2007, The Cross-Section of Expected Trading Activity, Review of Financial Studies, 20, 709-738
- Chordia. T., R. Roll, and Subrahmanyam, 2000, Commonality in Liquidity, Journal of Financial Economics, 56, 3-28
- Fama, Eugene F., and James D. Macbeth, 1973, Risk, Return, and equilibrium: Empirical tests, Journal of Political Economy, 81, 607-636
- Fama, Eugene F., and Kenneth French, 1992, The cross section of expected stock returns, Journal of Finance, 47, 427-465
- Gallant, R., P. Rossi, and G. Tauchen, 1992, Stock prices and Volume, Review of Financial Studies, 5, 199-242
- Grundy, B., and McNichols, M., 1989, Trade and the Revelation of Information through Prices and Direct Disclosure, Review of Financial Studies, 2(4), 495-526
- Heaton, J., and Lucas, D., 1996, Evaluating the Effects of Incomplete Markets on Risk Sharing and Asset Pricing, Journal of Political Economy, 104(3) 443-487
- Karpoff, J., 1987, The Relation between Price Changes and Trading Volume : A Survey, Journal of Financial and Quantitative Analysis, 22, 109-126
- Lo, Andrew W., and Jiang Wang, 2000, Trading Volume: Definitions, Data Analysis, and Implications of Portfolio Theory, Review of Financial Studies, 13, 257-300

Lo, Andrew W., and Jiang Wang, 2006, Trading Volume: Implications of an Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Journal of Finance* , 61, 2805–40

Merton, R., 1973, An Intertemporal Capital Asset Pricing Model, *Econometrica*, 41, 867–887

Merton, R., 1987, A Simple Model of Capital market Equilibrium with Incomplete Information, *Journal of Finance*, 42, 483–510

Michaelis, R., and J. Vila, 1996, Trading Volume with Private Valuation : Evidence from the Ex-Dividend Day, 9(2), 471–509

Morse, Dale., 1980, Asymmetrical Information in Securities Markets and Trading Volume, 5, 1129–1148

Ross, S., 1978, Mutual Fund Separation in Financial Theory—The Separating Distributions, *Journal of Economic Theory*, 17, 254–286

Tkac, Paula A., 1999, A trading Volume Benchmark : Theory and Evidence, 34(1), 89–114

Wang, Jiang., 1994, A Model of Competitive Stock Trading Volume, 102, 127–168