

거래량 정보와 주가 간의 관계분석*

곽병관**

< 목 차 >

I. 서론	1. 분석방법
II. 문헌고찰 및 연구내용	2. 분석자료
1. 기대수익률 결정에 관한 모형의 실증 분석	IV. 실증분석
2. 거래량 수익률의 관계에 대한 분석	1. 투입변수 간의 개략적 관계
3. 거래량 수준과 수익률 간의 횡단면적 연계	2. 횡단면 분석
III. 분석방법과 자료	V. 결론
	참고문헌
	Abstract

I. 서 론

Markowitz(1952)의 포트폴리오 이론을 바탕으로 Sharpe(1964)와 Lintner(1965)에 의해서 제안된 CAPM은 오랫동안 자산가격결정이론의 전형으로서 현대 투자이론의 중심적 위치에 확고하게 자리잡고 있다.

가격결정모형으로서의 CAPM은 기대효용이론과 위험회피자를 전제로 투자자가 투자안으로부터 얻게 되는 기대수익률은 균형시장의 조건 하에서 위험과 선형 관계를 갖게 된다는 것이 주요한 요점으로 되어 있다.

CAPM의 내용을 보면 기대수익률의 크기에 영향을 미칠 수 있는 유일한 요인은 투자안의 분산불가능 위험 또는 체계적 위험뿐으로 다른 요인은 기대수익률의 크기에 영향을 미칠 수 있는 여지가 원천적으로 배제되어 있다는 것을 알 수 있다.

CAPM의 도출이나 모형 자체는 상당히 명확하고 간결하며 모형이 의미하는 내용이 직관적으로 수긍이 가는 것이기는 하지만 현실에서 CAPM모형이 과연 성립하도록 되어 있는가 하는 것은 직접 점검해 보아야 알 수 있는 문제이기 때문에

* 이 논문은 2005년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의해 작성되었음.

** 충북대학교 경영대학 경영학부 교수

여러 연구자들에게 있어 CAPM의 실증적 검증은 오래 전부터 집중적으로 다루어져 온 과제 중의 하나로 되어 있다.

연구자들 이외에도 CAPM은 현대의 기업재무이론과도 여러 면에서 연관되어 있기 때문에 기업의 재무담당 실무자들의 관심이 집중되는 이슈일 뿐만 아니라 주식시장에서 여유자금의 운용수단으로 증권에 투자를 하는 투자자들에게도 투자안 선택에서 필수적으로 고려하여야 할 요인과 연계된 중요한 참고사항이 되어 있다.

이러한 여러 가지 이유로 인하여 그 동안 많은 연구자들 간에 현실에서 CAPM의 성립 여부에 대한 공방이 있었고 그 과정에서 시작된 이론적 보완과 실증분석 자료의 선택이나 처리, 분석의 통계적 방법의 선택 등과 관련하여 심도깊은 다양한 논의가 오늘날까지 이어져 오고 있다.(Fama and French(1992, 1993, 1996), DeBondt and Thaler(1985, 1987), Chopra, Lakonishok, and Litter(1992), Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1994), Chan, Jegadeesh, and Lakonishok(1995, 1996), Porta(1996), Daniel and Titman(1997), Kothari, Shanken, and Sloan(1995))

잘 알려져 있듯이 여러 연구자들은 Sharpe-Lintner가 제시한 원래의 형태의 CAPM이 현실에서 성립된다는 긍정적인 실증분석 결과를 대체적으로 얻지 못하였다.

연구자들은 원형의 CAPM이 현실의 자료에 의해서 입증되지 못한다는 실증분석 결과로부터 체계적 위험 베타 이외의 다른 변수들이 기대수익률에 연관을 가질 수 있을 가능성을 탐색하였고 그 결과 기대수익률은 분산불가능 위험의 척도인 베타보다도 기업규모나 부채비율, 장부가치/시장가치비율(book to market equity ratio), 수익/주가비율(earnings price ratio) 등과 같은 재무변수와 관련을 갖고 있다는 사실을 밝혀내었다.

연구자들이 기대수익률에 관련을 가질 것으로 추정하여 분석에 추가적으로 투입한 변수들은 자산의 본질적 가치에 관련이 있다고 믿어지는 기본적 요인인 재무변수들이었으나 최근에는 각 개별 투자자산의 유동성도 투자자에게 투자의 부담 요인이 될 수 있음을 고려하여 이의 기대수익률과의 관계에 대한 연구들도 진행되고 있다.

이러한 관점에서 보면 가격결정이론은 아직 완성된 것이 아니고 완성을 향해 진화하고 있다고 생각된다.

본 연구에서는 기존의 연구에서 사용된 재무변수나 시장변수 이외의 변수로서 거래량 관련 변수의 기대수익률과의 관계를 분석하고자 한다.

거래량은 주식의 본질적 가치에 영향을 줄 수 있는 기본요인은 아니다. 그러나

시장에서 투자자의 투자행태를 관찰해 보면 거래량이 투자의 불확실성, 즉 수익률의 변동성이나 일정 기간 동안의 평균수익률의 크기에 영향을 미칠 수 있다는 생각을 충분히 할 수 있다.

본 연구에서는 기존의 연구에서 사용된 분석 방법을 원용해서 시장에서 투자자들의 투자행태에서 직관적으로 관찰되는 바가 실제 자료에 의해 확인될 수 있는가를 검토하였다.

이하에서는 기존 국내외의 가격결정모형의 실증검증에 관한 개략적인 연구들을 정리해 보고 거래량과 수익률과의 기존의 연구에서 시계열적 관계나 횡단면적 관계의 가능성에 대해 생각해 보기로 한다.

II. 문헌고찰 및 연구내용

1. 기대수익률 결정에 관한 모형의 실증분석

앞에서 언급하였듯이 여러 연구자들은 실증분석에서 원형의 Sharpe-Lintner의 CAPM이 현실과 잘 부합되지 않는 듯한 결과를 얻게 되었다. CAPM에서 기대수익률의 크기를 결정짓는 유일한 요인인 베타가 현실에서는 투자안의 기대수익률을 통계적으로 만족할 만큼 설명하지 못한다는 것이다.

이에 따라 연구자들은 베타 이외의 기대수익률을 설명해 줄 수 있다고 생각되는 다른 변수들을 동원해서 투자안의 기대수익률을 해명하려는 노력을 기울여 왔다.

대표적인 몇 가지 연구들을 보면 Banz(1981)는 일찍이 기업규모가 기대수익률의 크기를 설명할 수 있는 변수임을 밝혔고 Bhandari(1988)은 부채비율과 기대수익률이 양의 관계를 가지고 있음을 알아내었다.

장부가치/시장가치 비율(book-to-market equity ratio)도 기대수익률을 설명할 수 있는 하나의 변수로 알려지고 있으며(Rosenberg, Reid, and Lanstein(1985), Chan, Hamao, and Lakonishok(1991)) 수익/주가비율(earnings-price ratio)도 기대수익률의 크기를 설명할 수 있는 속성이 있음을 알아냈다(Basu(1983)).

Fama and French(1992)는 기대수익률이 베타, 기업규모, 부채비율, 장부가치/시장가치 비율, 수익/주가비율 등의 변수에 의해서 결합적으로 설명될 수 있을 것 인가를 분석하고 있다. 이들은 기업규모와 장부가치/시장가치의 비율이 일관성 있게 기대수익률을 설명할 수 있는 속성을 가지고 있고 베타는 기대수익률을 설명에 별다른 역할을 하지 못하는 것을 밝히고 있다.

국내의 연구에서도 CAPM의 성립에 대한 실증연구는 상당히 활발히 진행되어서 많은 연구자들이 해외에서 행해진 연구와 유사한 분석이 이루어져 왔다.

최용식·최도성(2000)은 부채비율과 기대수익률과의 분석을 통하여 부채비율이 기대수익률과 정의 관계를 가지고 있음을 밝혀냈고 감형규(1997)는 장부가치/시장가치 비율, 현금흐름/주가 비율이 기대수익률의 횡단면적 차이를 설명하는 변수임을 알아냈다. 김규영·김영빈(2001)은 기업규모와 장부가치/시장가치의 비율이 기대수익률의 크기를 설명할 수 있는 요인임을 밝히고 있다.

이상의 기존의 여러 연구들은 기대수익률이 자산가치에 본질적 측면에서 연관되어 있을 수 있는 대표적 재무적 변수, 즉 부채나 자기자본의 장부가치, 이익, 또는 자본시장변수인 시장가치 등과 직, 간접적으로 관계를 가지고 있지만 CAPM에서 가격결정에 결정적 역할을 하는 것으로 이야기되고 있는 체계적 위험과는 오히려 상관이 크게 있는 것 같지 않은 결과를 얻음으로서 가격결정이론의 내용과 구조에 대한 새로운 과제를 던져 주고 있다고 보여진다.

여러 연구자들은 실증분석에서 기대수익률과 연관이 있는 것으로 밝혀진 변수들이 체계적 위험의 대응적 역할을 하는 특성을 가질 수 있음을 제시하고 있어 CAPM이 여전히 가격결정모형으로서의 의미를 부여하고 있지만 베타가 기대수익률과의 관계분석에서 다른 변수의 개입이 없는 상황에서 유의성이 부정되는 결과가 얻어지는 현실을 고려하면 CAPM의 가격결정모형으로서의 중요성은 크게 손상되고 있다고 생각된다.

2. 거래량과 수익률의 관계에 대한 분석

거래량과 수익률과의 관계에 대한 연구에서 대표적인 것 중의 하나는 양자간의 시계열의 연관성에 대한 것이다.

현실의 시장에서 주식 등의 자산이 거래되는 시장의 양상을 관찰해 보면 거래의 활성도를 반영한다고 할 수 있는 거래량은 시장 전체적으로 거시적 관점에서 경제나 경기 전망에 따라서 변화하기도 하고 개별 종목별로는 각 개별 종목 고유의 투자 재료적 사유의 발생으로 인해 변화가 일어나기도 한다.

여러 연구자들은 거래량 수준의 변화는 기존의 자산가치의 변동을 초래할 수 있는 새로운 정보가 시장에 유입되고 이 정보가 확산되면서 투자자들에 의해서 가격에 경쟁적으로 반영되는 과정과 관련이 있다고 추정하고 있다.

연구자들의 주장은 부의 증대를 추구하는 투자자들은 새로운 정보가 시장에 유

입되면 거래되는 자산의 가치를 재평가하고 이를 기초로 투자자산 포트폴리오를 재조정하게 됨에 따라 거래수준의 변화가 발생하게 된다는 것이다.

유입 정보가 거래량과 시계열적으로 어떤 상관관계를 갖게 될 것인가에 대해서는 연구자들에 따라 다양한 주장을 하고 있다.

시장참여자들 사이에서 새로 유입된 정보의 확산이 순차적으로 이루어지는가 혹은 일시에 이루어지는가에 대한 가정의 상이에 따라 상관관계의 내용은 달라질 수 있고, 새로운 정보가 가지는 가치에 대한 시장참여자의 평가의 불일치 정도가 거래량에 반영되는 것으로 가정할 수 있는가의 여부에 따라서도 상관관계의 내용이 영향받을 수 있으며, 투자자들이 새로운 정보를 충분히 평가하여 포트폴리오를 재조정하지 않고 즉흥적 또는 과민 반응하고 있느냐 여부 등도 거래량과 수익률의 장, 단기 상관관계의 내용에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 가설의 내용이 어떠한가에 따라 연구자들은 거래량과 수익률의 시계열이 양 또는 음의 상관관계, 무상관 등에 대한 예측을 달리하고 있다(Copeland(1976), Jennings, Starks, and Fellinghan(1981), Clark(1973), Epps and Epps(1976), DeLong, Shleifer, Summers, and Waldmann(1990), Lakonishok and Smidt(1989) 참조).

거래량과 수익률과의 이 같은 연구에서 거래량이 어떠한 형태이든 간에 수익률과 연관을 가질 수 있다는 것을 많은 연구자들이 인식하고 있음을 알 수 있다.

3. 거래량 수준과 수익률 간의 횡단면적 연계

거래량과 수익률 간의 시계열적 관계에 대한 연구에서 거래량 수준의 변화는 일단 새로운 정보의 유입과 연관이 되어 있다는 점과 새로운 정보는 어떤 형태로 이든 기존 가격의 변화를 초래할 수 있음을 염두에 두면 횡단면적으로도 일정 단위 기간 동안의 거래량이 기간수익률의 크기에도 영향을 줄 수 있는 요인이 될 가능성을 배제할 수 없다.

거래의 상대적 수준이 높다든지 또는 낮다든지 하는 거래의 상대적 빈번도 자체가 투자자산의 미래 이득의 크기를 저절로 변화시킬 수 있는 속성을 가지고 있다고는 생각할 수 없을 것이다. 이러한 관점에서 생각해 보면 거래량 수준이 수익률과 횡단면적 관련을 가지지 않을 것처럼 생각된다.

그러나 한편으로는 그 가능성을 전적으로 배제할 수 없는데 그 이유는 거래량 수준의 변화가 새로운 정보의 유입에 기인하고 거래량 변화를 초래한 정보가 가격에 충분히 반영되어 시장이 새로운 균형에 도달하기까지 얼마간의 시간이 필요하다면 그 시간동안에는 새로운 정보의 내용에 대한 불확실성이 존재하게 되고

투자자는 이 기간 동안에 그와 같은 정보유입, 확산과정과 관련한 불확실성을 감수해야 하는 면이 있기 때문이다. 이와 같은 맥락에서 보면 거래량 수준이 수익률과 횡단면적 관계를 가질 가능성이 있을 것으로 생각된다.

예를 들어 A, B 두 종목의 주식에 최종적으로 10%의 수익률 증가를 초래할 수 있는 정보가 시장에 유입되었을 때 10%의 수익률 증가의 내용이 가격에 충분히 반영될 때까지 상대적으로 A의 거래는 B보다 월등하게 많았다고 하면 이 기간 동안 A의 정보에 대한 투자자 상호간의 의견의 불일치나 정보내용에 대한 불명확성은 B의 경우보다 상대적으로 컸다고 생각할 수 있고 결국 A의 이 기간 동안의 위험이 B보다 높았다고 생각할 여지가 있다는 것이다.

만약 이와 같은 추론이 어느 정도 옳은 것이라고 하면 각 종목의 상대적 거래의 빈번도를 측정할 수 있는 수단과 수익률 간에는 횡단면적 관계가 존재할 수 있다고 생각할 수 있다.

실제의 투자 상황에서 시장 전체적으로 미래의 경제상황에 대한 새로운 전망이나 개별 종목에 대한 호재 또는 악재에 관한 소문 등이 확산될 때 시장은 매우 유동적이 된다는 것을 투자자들은 경험하고 있다. 투자자들은 이러한 상황이 전개되면 이익의 확대나 손실의 축소를 위해 활발하게 거래를 하게 되고 그로 인해서 가격변동도 상당히 커지는 것을 흔히 관찰할 수 있다.

즉 이러한 상황에서 거래량과 가격변동이 대체적으로 증가하게 된다는 사실을 알 수 있게 되는데 가격변동의 증가로 인한 불확실성의 증가는 투자수익률의 변화에 의해 보상되어야 마땅하다는 생각을 할 수 있다.

본 연구에서는 이러한 맥락에서 수익률과 거래량 수준의 변화, 수익률의 변동성의 크기 간의 연관관계 여부에 대한 분석을 실시하였다.

Ⅲ. 분석 방법과 자료

1. 분석방법

베타와 기대수익률과의 관계를 규정하고 있는 CAPM, CAPM에 베타 이외의 설명변수-기업규모, 자기자본의 장부가치/시장가치 비율, 부채비율, 수익/주가 비율, 등-를 추가한 모형 등을 검증하는 여러 연구에서 보편적으로 많이 사용되고 있는 분석기법은 Fama and MacBeth(1973), Fama and French(1992)가 제안한 바 있는 횡단면 회귀분석방법이다.

이 방법의 요체는 검증대상 모형들이 기대수익률을 사용하여 규정되어 있는 반면, 실증분석에 동원될 수 있는 자료의 수익률은 일정기간 단위-월, 연 등-별로 되어 있기 때문에 단위 기간별로 횡단면 분석을 한 후 그 결과로 얻어진 각 단위 기간 별 회귀계수들의 전체 검증기간 평균치가 통계적으로 0인지 아닌지에 의해 기대수익률을 매개로 하여 규정된 모형의 타당성을 검증하는 것이다.

이러한 방법에 의해 모형을 검증할 때 모형에 투입되는 독립변수들 중에서 베타 이외의 변수들의 값은 주어진 데이터베이스의 재무자료나 자본시장 자료를 직접 사용하기 때문에 데이터베이스의 내용이 정확한 것이라면 별 다른 문제는 생각할 수 없지만 베타의 경우는 추정된 값을 사용하게 되기 때문에 추정에 따른 오차가 최소로 되게 하기 위한 여러 가지 고려가 필요하게 된다.

Fama and MacBeth(1973)는 베타 추정의 오류를 최소화 하고 효과적인 검증을 위해 개별 종목 단위로 구한 베타를 사용해 모형을 검증하지 않고 개별 종목의 베타의 크기에 의해 포트폴리오를 구성하고 이렇게 구성된 포트폴리오들에 의해 모형을 검증하고 있다.²⁾

본 연구에서도 거래량을 발행주식수로 나누어 계산되는 거래빈도나 수익률분포의 표준편차로 정의한 수익률의 분산정도 등이 수익률에 횡단면적 연관을 가지고 있는지를 단위 기간-분 연구에서는 월 단위-별로 분석하고 단위기간별 분석결과 전체가 평균적으로 기간 수익률과 이들 변수 간에 통계적으로 연관관계를 인정할 수 있는 뒷받침이 되는지를 검증하였다.

2. 분석자료

본 연구에서 분석에 투입한 자료는 일단 자본시장자료로 국한하였는데 이들 자료는 종속변수로 사용될 수익률과의 시간적 매칭 문제에서 논란이 크게 없는 점이 특징이라 할 수 있다.

앞서 여러 연구자들이 사용하여 온 장부가치/시장가치 비율, 수익/주가 비율, 부채비율 등의 재무자료는 정기보고서 상에서 얻어진 수치에 의해 값이 결정되게 되어 월별 횡단면 분석을 할 경우 월별 수익률과 이들 변수들을 대응시킬 때 얼마의 시간간격이 적당한가를 주관적으로 판단해야 하는 문제가 있다. 결산기가 같

2) Fama and MacBeth(1973)는 포트폴리오를 구성하고 베타를 계산할 때에도 포트폴리오에 포함되는 개별종목들을 선택하는데 사용되는 개별 종목들의 베타를 계산하는 기간(portfolio formation period)과 포트폴리오의 베타를 계산하는 기간(estimation period)을 달리하여 오류발생을 최소화함으로써 좀 더 정확한 베타를 계산하기 위한 배려를 하고 있다. 또한 포트폴리오 간의 베타값들의 차이가 확대될 수 있게 개별 종목 베타의 크기에 따라 포트폴리오를 구성하고 있다.

다고 하더라도 정기보고서의 공시는 기업마다 상당한 차이가 있고 시장효율성 연구의 입장에서 보면 이러한 차이는 논란의 대상이 될 수 있다. 물론 공시 재무자료들은 본질적으로 수익률에 충분히 중요한 역할을 할 수 있는 요인이기 때문에 이에 대한 고려도 필수적이라고 할 수 있지만 이들을 포함하는 것은 일단 본 연구에서 제외하였다.

실증검증은 1985년부터 2006년까지 한국증권선물거래소의 유가증권시장에 상장되어 있었고 표준산업분류에 의해 제조업으로 분류된 기업들 중에서 적어도 6년 이상 연속 상장이 되었던 기업들의 수익률 자료나 자본시장 자료에 의해서 수행되었다.³⁾

이와 같은 자료의 선택은 분석대상 기간 중 상장폐지 기업을 제외함으로써 발생할 수 있는 생존자편의(生存者偏倚)의 문제를 회피하기 위한 고려의 결과이다.

6년 이상 연속 상장이 된 기업의 자료가 분석대상이 된 이유는 베타추정에 5년간의 월 수익률이 필요했고 횡단면 분석에서 추정된 각 베타에 대응되는 수익률은 6년째의 월 수익률이었기 때문이다.

수익률자료나 자본시장 자료는 한국신용평가정보(주)의 Kis Value 2의 데이터베이스와 (주)FnGuide의 DataGuide Pro의 데이터베이스에 의해 수집되었다.

<표 1> 연도 별 분석 대상기업 수

연도	기업수	연도	기업수
1990	187	1999	367
1991	195	2000	376
1992	194	2001	384
1993	220	2002	389
1994	275	2003	394
1995	342	2004	381
1996	363	2005	396
1997	377	2006	397
1998	377		

3) 본 연구에서 분석은 공식적인 상장폐지 등에 따라 과거에 상장되었지만 현재 거래되지 않는 종목을 찾아 따로 데이터를 수집하지 않고 데이터베이스 상에서 6년 이상 연속해서 분석자료가 수록된 기업을 대상으로 하였다. 따라서 전체기간 동안 연속 상장되지 않고 기간 중간에 새로이 상장된 기업이라 하더라도 2006년 12월을 기준으로 과거 6년 이상 상장되어 연속적으로 거래가 있었다고 하면 분석대상 종목으로 포함되었다.

<표 1>은 매년 횡단면 분석에 사용된 기업의 현황을 보여준다.

분석에 사용된 구체적 자료는 각 종목의 월별 수익률, 베타 값, 각 기업의 총시장가치, 각 종목의 거래빈번도를 측정하기 위한 상대적 거래량 회전율(월간 거래량을 발행주식수로 나누어 구함.), 월간 일일 수익률의 표준편차, 상대적 거래빈번도(상대적 거래량 회전율을 월간 일일수익률의 표준편차로 나눈 값) 등이 사용되었다.

횡단면 분석에서 기업규모는 주식의 월평균 총시장가치의 자연대수값을 사용하였다. 거래의 상대적 빈번도를 측정하는 수단은 매월의 거래량을 발행주식수로 나눈 값의 자연대수값을 사용하였다. 이 이외에도 월간 수익률변화의 불확실성 정도를 가늠하기 위한 수익률의 분산정도는 월간 일일수익률 분포의 표준편차가 이용되었다.

IV. 실증분석

본 연구의 실증분석에서는 앞에서 제시한 변수들을 사용하여 매월 기준으로 수익률을 종속변수로 하는 다중선형회귀분석을 하고 그 결과 얻어진 회귀계수들이 기대수익률을 매개로 정의되는 모형의 성립을 보장할 수 있는가를 통계적으로 확인하는 분석방법을 사용하였다.

1. 투입변수 간의 개략적 관계

횡단면 분석에 앞서 분석에 투입되는 변수들의 관계를 개략적으로 파악하기 위해 변수들 간의 상관관계를 살펴보았다. <표 2>는 본 연구에서 수익률을 설명하는 변수로 채택된 변수간의 상관관계를 보여주고 있다.

표의 내용을 보면 베타는 다른 변수들과 양의 상관을 보이고 있고 기업규모는 베타 이외의 변수들과 음의 상관을 보이고 있다. 기업규모가 베타와 양의 상관을 보이는 것은 국내의 감형규(1997)의 연구에서도 보고된 바가 있는 내용으로 양자간에 음의 관계가 있다는 Fama and French(1992)의 연구결과와는 다른 한국증권시장에서의 특이한 점으로 보인다.

수익률의 분산정도를 나타내는 변수로서 월간 일일수익률분포의 표준편차는 거래빈번도인 상대적 거래량회전율이나 상대적 거래빈번도 등과 정의 상관관계를 보

이고 있다.

<표 2> 변수 간의 상관관계

	베타	기업규모	거래빈번도	수익률 분산정도	상대적 거래빈번도
베타	1				
기업규모	0.12460	1			
거래빈번도	0.24954	-0.54009	1		
수익률 분산정도	0.24560	-0.24964	0.51409	1	
상대적 거래빈번도	0.19766	-0.18787	0.95487	0.23613	1

기업규모 : 자기자본 시장가치의 자연대수값

수익률의 분산정도 : 월간 일일수익률분포의 표준편차의 자연대수값

거래빈번도 : (월간거래량/발행주식수)의 자연대수값

상대적 거래빈번도 : (거래빈번도/월간 일일수익률분포의 표준편차)의 자연대수값

이러한 상관관계는 일정기간 동안의 가격의 불확실성이 그 기간의 거래량과 어떤 형태가 되었든 간에 정의 관계가 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 양자간에 성립하는 정의 관계에 대한 구체적인 메커니즘을 밝히는 것은 본 연구의 범위에 포함되지 않았으나 수익률과 거래량의 시계열에 관한 여러 연구결과들에서 새로운 정보의 시장유입이 그 원인의 하나가 될 수 있음을 짐작할 수 있다고 생각한다.

<표 3>은 수익률의 크기가 개략적으로 각 변수들과 어떤 관계를 가지고 있는가를 파악하기 위해 매월 몇 가지의 주요 변수들의 값을 크기에 따라 5개의 그룹으로 분류한 후 각 그룹의 수익률을 비롯한 다른 변수의 값이 어떠한가를 조사하기 위해서 작성한 분류표이다.

수익률, 베타, 기업규모, 거래빈번도, 수익률의 분산정도, 상대적 거래빈번도 등, 분석대상 종목들의 각 변수값들을 매월 단위로 수집하여 이들을 각 변수값의 크기에 따라 5개의 그룹으로 분류한 후 각 그룹의 변수값 평균치를 계산한 것이다. 그룹 1은 가장 작은 값을 갖는 종목들로 구성되었고 그룹 5는 가장 큰 값을 갖는 종목들로 구성되었다.

예를 들어 첫 번째 분류기준인 베타의 경우 다음과 같은 작업을 통해 표가 작성되었다.

- 먼저 매월 베타의 크기에 따라 분석대상 종목들을 베타를 기준으로 일단 5개의 그룹으로 분류한다.
- 다음에 이렇게 분류한 5개 그룹에 속해 있는 종목들의 수익률, 베타, 기업규

모, 거래빈번도, 상대적 거래빈번도 자료의 월별 평균을 계산한다.

- 이와 같은 작업을 전체 분석기간 동안 월별로 반복하여 각 분류 그룹의 분석 변수의 전체 기간 평균치를 계산한다.

기업규모나 거래빈번도, 수익률의 분산정도, 상대적 거래빈번도 등에 의한 분류도 같은 방법에 의해 표가 작성되었다.

<표 3>에서 베타값은 Fama and French(1973)의 방식에 의해 계산된 값이다. 즉 t시점의 월 수익률에 대응되는 베타값은 t월 이전 5년간의 월 수익률 자료에 의해 다음의 회귀모형을 통해 얻어진 회귀계수의 값이다.

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (1)$$

여기서 R_{mt} 로는 가치가중지수인 종합주가지수 수익률이 사용되었다.

기업규모는 매월의 평균주식가치총액(average equity market value)의 자연대수값이 사용되었다.

거래빈번도는 매월 각 종목의 거래량을 발행주식수로 나눈 값의 대수값으로 각 종목의 매월의 거래빈번도를 측정하고자 하는 목적의 변수이다. 수익률의 분산정도는 각 종목의 월별 일일수익률분포의 표준편차이다.

상대적 거래빈번도는 각 종목의 월별 거래빈번도를 월별 일일수익률의 표준편차로 나눈값의 자연대수값으로서 수익률의 분산정도를 고려한 거래빈번도를 측정하고자 도입한 변수이다.

<표 3>에서 베타를 기준으로 한 분류결과를 관찰해 보면 베타가 수익률과는 특별한 관계가 없는 듯하지만 기업규모를 비롯해 나머지 변수들과는 대체적으로 정의 관계가 있는 듯이 보인다. 그러나 다른 변수들의 크기를 기준으로 한 분류에서는 다른 변수들이 베타와 뚜렷한 정의 관계가 성립되는 것 같은 결과를 보이지는 않고 있다. 예를 들어 기업규모나 거래빈번도의 크기에 의해 종목들을 분류했을 때 기업규모나 거래빈번도가 크게 되면 베타의 크기가 커진다고 단언할 정도의 결과가 얻어지지 않는다는 것이다.

<표 3> 각 변수 크기에 따라 분류한 포트폴리오의 특성

	수익률	베타	기업규모	거래빈번도	수익률 분산정도	상대적 거래빈번도
베타						
1	0.030052	0.39480	24.1975	-2.20754	0.032949	1.37453
2	0.028877	0.65236	24.3514	-1.58962	0.033259	1.97284
3	0.028707	0.80556	24.4838	-1.48867	0.033291	2.04861
4	0.032862	0.95126	24.6236	-1.44293	0.034913	2.05512
5	0.029532	1.22142	24.9996	-1.20945	0.036631	2.23077
기업규모						
1	0.044629	0.74902	22.8105	-1.04678	0.042043	2.29595
2	0.028760	0.79573	23.7488	-1.15857	0.035369	2.32968
3	0.025946	0.77367	24.3598	-1.62318	0.032127	1.95382
4	0.025709	0.80195	25.0580	-1.88877	0.031940	1.68925
5	0.025101	0.90649	26.6756	-2.21591	0.029609	1.41705
거래빈번도						
1	0.001839	0.67484	24.8243	-3.73106	0.027613	0.02209
2	0.013535	0.79430	24.8772	-2.41380	0.029098	1.24997
3	0.025381	0.84224	24.7278	-1.68979	0.032445	1.85650
4	0.045463	0.86706	24.3907	-0.84523	0.037428	2.56713
5	0.063751	0.84733	23.8283	0.73890	0.044457	3.98389
수익률 분산정도						
1	0.000005	0.73940	24.8794	-2.52541	0.018932	1.55142
2	0.004367	0.79432	24.8421	-2.00191	0.026079	1.71870
3	0.014363	0.82340	24.6910	-1.63811	0.031704	1.88307
4	0.034896	0.83560	24.4069	-1.25127	0.038965	2.06242
5	0.096523	0.83359	23.8178	-0.52036	0.055343	2.46944
상대적 거래빈번도						
1	0.011300	0.67734	24.7287	-3.66183	0.031872	-0.04645
2	0.017732	0.80136	24.8449	-2.38350	0.030850	1.23097
3	0.026073	0.84336	24.7548	-1.69458	0.032514	1.86616
4	0.043601	0.86020	24.4512	-0.88101	0.035420	2.59304
5	0.051276	0.84352	23.8744	0.67980	0.040400	4.03550

기업규모 : 자기자본 시장가치의 자연대수값

수익률의 분산정도 : 월간 일일수익률분포의 표준편차

거래빈번도 : (월간거래량/말행주식수)의 자연대수값

상대적 거래빈번도 : (거래빈번도/월간 일일수익률분포의 표준편차)의 자연대수값

기업규모에 의한 분류는 기업규모가 수익률, 거래빈번도, 수익률의 분산정도와 부의 관계를 가지는 것으로 보이는 결과가 얻어지고 있고 상대적 거래빈번도와는 앞의 변수들만큼은 아니지만 대체적으로 부의 관계가 성립하는 듯한 결과가 얻어

졌다.

거래빈번도에 의한 분류에서는 거래빈번도가 수익률을 비롯해 수익률의 분산정도, 상대적 거래빈번도 등과 정의 관계에, 그리고 기업규모와는 앞의 변수들만큼 관계를 가지지 않는 듯한 결과가 얻어지고 있다.

수익률의 분산정도에 의한 분류는 수익률의 분산정도가 수익률을 비롯해 거래빈번도와 상대적 거래빈번도와 정의 관계에, 기업규모와는 부의 관계를 가지는 듯이 보이는 결과가 얻어진다는 것이 관찰된다.

상대적 거래빈번도에 의한 분류는 상대적 거래빈번도가 수익률, 거래빈번도와 정의 관계가 있는 듯한 결과를 보이지만 기업규모와는 별다른 관계를 가지고 있지 않은 듯한 결과가 얻어지고 있다.

이상의 분류표적인 분석을 통한 관찰은 통계적 확신을 제공해 주는 것은 아니기 때문에 이들 변수 간의 좀 더 확실한 관계는 통계적 판단을 가능하게 하는 분석방법이 동원되어야 할 것이다.

이하에서는 수익률과 여러 변수들 간의 횡단면분석을 실시하여 이들 간에 성립되는 관계가 통계적으로 확인될 수 있는 것인가를 살펴보고자 한다.

2. 횡단면 분석

횡단면 분석에 투입되는 자료 중에서 가장 문제가 되는 것이 베타의 값이다. 데이터베이스 등을 통해서 직접적으로 주어지는 다른 변수들의 값과 달리 베타값은 통계적 추정을 통해서 얻어야 하게 되어 있다. 잘 알려져 있듯이 진정한 베타값의 추정은 이론적으로도 논란이 많을 뿐만 아니라 통계적으로도 추정과정에서 오류가 개입될 여지도 적지 않아서 추정에 대한 세심한 주의가 요구되기도 한다.

베타 추정에서 오류를 최소화하는 방안의 하나가 포트폴리오를 구성해서 포트폴리오 단위의 베타를 추정하는 것이다. 그러나 포트폴리오를 구성할 때 규모와 관련하여 주의하지 않으면 횡단면 분석에서 문제가 발생할 수 있음이 지적되고 있다.

Fama and French(1992)는 Chan and Chen(1988) 등의 연구를 통해 기업규모와 베타 간에 매우 높은 정의 관계가 성립함을 인식하고 횡단면 분석을 포트폴리오 단위로 할 때 포트폴리오의 구성을 기업규모에 따라 하게 되면 베타와 수익률이 실제로는 특별한 상관관계를 가지고 있지 않더라도 횡단면 분석에서는 베타와 수익률이 관계가 있다는 결론을 얻을 가능성이 발생할 수 있다는 점을 알았다.

이러한 문제점을 극복하기 위한 방안으로 Fama and French(1992)는 기업규모와 사전적 베타의 크기 모두를 사용하는 2원분류(two way classification) 방식에 의한 포트폴리오를 구성해서 문제를 해결하고 있다.

그러나 본 연구의 자료에서는 앞에서 <표 2>에서 기업규모와 베타의 상관관계가 크지 않고 <표 3>의 내용에서 살펴보면 수익률과 기업규모, 베타 사이에는 안정적으로 관계가 성립한다고 명확하게 이야기하기에는 모호한 점이 있어 굳이 이러한 방법에 의한 베타 추정을 할 이유가 그리 커 보이지는 않는다.⁴⁾

그럼에도 불구하고 종목별 베타의 추정에는 상당한 크기의 추정오류 발생 가능성이 지적되고 있고 국내외 여러 선행연구들이 기업규모-베타에 의해서 분석종목들을 2원분류하여 포트폴리오를 구성하고 이렇게 생성된 포트폴리오들에 의한 횡단면 검증을 수행하고 있으므로 본 논문에서도 이러한 관례에 따라 분석종목들을 매달 기업규모와 베타의 크기에 의해 각각 5개 단계의 그룹으로 분류함으로써 총 25개 포트폴리오를 구성하고 이 포트폴리오들의 자료에 의해서 횡단면 검증을 실시하였다.

분석은 1차적으로 각 포트폴리오의 월별 수익률과 이에 대응되는 베타 추정치, 주식의 총시장가치, 거래량의 상대적 회전율, 월별 일일수익률 분포의 표준편차 등에 의한 다음과 같은 식으로 표시되는 선형회귀분석을 월별로 실시하는 것이다.

$$\begin{aligned} R_{it} = & \tilde{\gamma}_{0t} + \tilde{\gamma}_{1t} \hat{\beta}_{i,t-1} + \tilde{\gamma}_{2t} LME_{i,t} + \tilde{\gamma}_{3t} LVTR_{i,t} + \tilde{\gamma}_{4t} LRVTR_{i,t} \\ & + \tilde{\gamma}_{5t} LSTD_{i,t} + \tilde{\eta}_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 \tilde{R}_{it} : 종목 i의 t월 수익률

$\hat{\beta}_{i,t-1}$: 종목 i의 수익률 R_{it} 에 대응되는 베타값(t월 이전의 60개월의 수익률 자료로 식 (1)에 의해 구한 계수 추정치)

LME_{it} : 종목 i의 t월의 자기자본 시장가치의 자연대수값

$LVTR_{it}$: 종목 i의 t월 거래량을 발행주식수로 나눈 값(거래량 회전율)의 자연대수값

$LRVTR_{it}$: 종목 i의 t월의 거래량 회전율을 t월의 일일수익률 분포의 표준편차로 나눈 값의 자연대수값

$LSTD_{it}$: 종목 i의 t월의 일일수익률 분포의 표준편차의 자연대수값

$\tilde{\eta}_{it}$: 잔차

위 식에서 $LVTR$ 는 거래의 빈번도를 측정하는 변수로 사용되었고 $LRVTR$

4) Chan and Chen(1988)의 분석자료에서는 베타와 기업규모와의 상관계수가 -0.988로 상반의 방향이나 크기가 본 연구의 자료와 많은 차이가 있다.

은 상대적 거래빈번도를 측정하는 변수로 사용되었다.

거래량과 수익률 시계열간의 관계에 대한 여러 연구에서 거래량이 수익률 시계열과 어떤 형태가 되든 간에 관계를 가진다는 연구결과로부터 거래량 수준의 변화는 현실의 투자자에게는 투자가치 변화에 대한 정보인 동시에 불확실성의 원천이 될 수 있으므로 일정기간 동안의 자산의 수익률의 크기가 거래량 수준과 관계를 가진다고 생각하는 것은 자연스럽다고 할 수 있다. 이러한 맥락에서 일정기간 동안의 거래량을 발행주식수로 나눈 값을 거래량 수준의 변동을 파악할 수 있는 수단, 즉 거래빈번도를 측정하는 변수로 채택하여 이 변수가 수익률과 연관관계를 갖고 있는지를 살펴보고자 하였다.

또한 수익률분포가 매우 넓게 퍼져 있는 양상으로 불확실성이 매우 높을 때에는 거래가 활발하게 이루어지지 않으면 투자자가 보유종목을 처분함으로써 신속하게 투자상태로부터 벗어나고자 하여도 쉽게 목적인 바를 이루기 어렵게 될 수 있다. *LRVTR*는 이러한 측면에서 일종의 유동성을 측정하는 변수의 개념 하에 도입하였다.

따라서 이러한 추론이 옳은 것이라면 *LVTR*과 *LRVTR*은 수익률과의 관계가 서로 다를 것으로 생각할 수 있다.

*LSTD*는 수익률의 분산정도를 나타내는 변수로서 월간 일일수익률분포의 표준편차의 자연대수값에 의해서 측정하였다. 시장에 유입된 정보가 충분히 이해관계자들에 의해서 평가되어 주가가 가격에 반영되기 전의 상태에서는 정보내용이 가지는 가치에 관한 불명확성이 존재할 수 있고 이러한 불명확성은 자산의 고유한 위험과는 다른 성격을 가지고 있으며 수익률의 표준편차는 이를 반영하고 있다는 가정에서 도입한 변수이다.

물론 수익률의 표준편차에는 CAPM에서 가격결정에 영향을 줄 수 없는 것으로 되어있는 분산가능위험도 포함되어 있다. 또한 이로 인해 이 변수의 가격결정과정에서의 역할이 인정된다면 CAPM의 타당성이 근본적으로 영향받는 셈이 되기 때문에 횡단면 분석에서 이 변수의 도입은 신중한 고려가 있어야겠지만 일단 이하에서 행해지는 횡단면 분석에서 일차적으로 이 변수가 유의성을 갖는지를 검토하는 차원에서 이 변수를 설명변수로 선택하였다.

현실시장에서 이 변수의 가격결정에서의 역할이 인정된다면 수익률의 표준편차로 표시되는 투자의 총위험의 구성요소들은 다시 검토되어야 할 필요성이 있다 할 것이다.

현실 투자상황 하의 투자자가 시장에 정보가 유입과정에서 직면하게 되는, 정보

내용의 불확정성과 관련한 위험은 자산 자체의 위험과는 연관이 없으나 현실에서 분명히 존재하는 것이고 정보유입이 발생한 기간의 수익률과 연계되는 것이 마땅하다 할 것이다. 만약 이 변수의 유의성이 인정되고 체계적 위험의 유의성이 부정된다면 이 변수가 대표하는 위험은 위에 언급한 속성의 위험이라고 간주할 수 있다고 생각한다.

검증은 매월 단위의 식(2)의 선형회귀분석을 행하여 얻은 회귀계수의 값에 의해 다음과 같은 관계가 성립될 수 있는가를 판단하는 것이다.

$$E(\mathcal{R}_i) = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{\beta}_i + \gamma_2 LME_i + \gamma_3 LVTR_i + \gamma_4 LRVTR_i + \gamma_5 LSTD_i \quad (3)$$

위의 관계의 성립이 인정되기 위해서는 매월 횡단면 회귀분석의 결과로 얻어진 회귀계수들의 값의 평균치가 0으로 판단되지 않아야 된다. 즉 통계적으로

$$E(\tilde{\gamma}_{1t}), E(\tilde{\gamma}_{2t}), E(\tilde{\gamma}_{3t}), E(\tilde{\gamma}_{4t}), E(\tilde{\gamma}_{5t}) \neq 0 \quad (4)$$

가 되어야 (3)의 선형식 성립이 인정되는 것이다.

<표 4>는 상기 식(3)에서 독립변수들을 취사선택하여 다양한 선형회귀분석을 시행했을 때 얻어진 결과를 정리한 것이다. 이하에서는 <표 4>의 내용에 대한 검토를 하고자 한다.

2.1 베타와 기업규모

<표 4>의 내용을 개략적으로 살펴보면 베타나 기업규모 변수는 상대적으로 유의성이 없는데 반하여 거래빈번도나 수익률의 분산정도, 상대적 거래빈번도 변수 등은 설명변수로 단독으로 쓰일 때나 베타나 기업규모와 같이 결합하여 설명변수로 사용될 때나 한결같이 매우 유의적인 값을 가져서 횡단면 분석에서 수익률을 설명하는 기능을 상당히 안정적으로 행한다는 것을 알 수 있다.

베타의 값이 유의적이지 못하다는 결과는 국내외적으로 여러 연구에서 밝혀진 바이나 기업규모의 경우에도 횡단면 분석에서 기대수익률을 설명하는데 있어 의미있는 역할을 하지 못한다는 것은 의외의 결과라 할 수 있다.

<표 4> 월별 횡단면 분석에 의한 각 변수의 회귀계수 추정치평균

beta	LME	LVTR	LRVTR	LSTD	$Adj R^2$
-0.0000224 (-0.00)					0.121
	-0.0042457 (-1.76)				0.196
		0.0109057*** (3.35)			0.13
			0.0089851*** (3.15)		0.105
				0.0639210*** (3.87)	0.191
0.0014349 (0.19)	-0.0037794 (-1.55)				0.326
-0.097305 (-1.20)		0.0095259** (2.70)			0.241
-0.0048805 (-0.6)			0.0063701* (2.08)		0.216
-0.0078576 (-1.08)				0.0583639*** (3.61)	0.276
-0.0131721 (-1.61)	0.0002371 (0.09)	0.0090953*** (3.73)			0.354
-0.0045628 (-0.56)	-0.0020753 (-0.79)		0.0039472 (1.56)		0.35
-0.0134941 (-1.84)	0.0052028*** (2.87)			0.0857115*** (6.10)	0.380
	-0.0013644 (-0.58)	0.0076234*** (3.56)			0.284
	-0.0027513 (-1.09)		0.0045239* (2.08)		0.271
	0.0036307* (2.15)			0.0783616*** (4.94)	0.308

LME : 자기자본의 시장가치

LRVTR : 상대적 거래빈번도

LVTR : 거래빈번도

LSTD : 수익률의 분산정도

$Adj R^2$: 평균 결정계수

*, **, *** :10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의

표의 내용을 검토해 보면 베타는 자체로서 뿐만 아니라 다른 변수들-기업규모, 거래빈번도, 수익률의 분산정도 등-과 조합을 하였을 때에도 기대수익률에 평균적으로 유의적인 관계를 갖지 못하는 것으로 분석되고 있다.

이러한 결과는 국내외의 서로 다른 시장의 자료들을 이용한 동일한 목적의 분석에서 여러 연구자들이 얻은 결과들과 궤를 같이하는 것이다. 재무이론에서 차지하는 CAPM의 비중을 감안하면 실증분석에서 베타의 유의성이 확인이 안 되는

문제는 결코 가볍게 지나칠 일이 아니고 이론적이나 실증적인 측면에서 원인규명에 대한 계속적 검토가 이루어져야 함을 보여주고 있다 할 것이다.

또한 본 연구의 분석에서는 베타의 계수추정치가 유의성을 갖지 못할 뿐만 아니라 계수추정치의 평균값이 대체적으로 음의 값을 갖는 결과를 얻었는데 계수추정치는 CAPM에서는 위험프리미엄으로 되어 있다. 따라서 이 값이 음의 값을 갖는다는 것은 CAPM의 타당성이 부정될 수 있는 결정적 증거일 수 있다.⁵⁾

<표 5> 수익률의 분산정도와 기업규모에 따라 분류한 포트폴리오의 수익률

	규모에 따른 구분						
	순위		1	2	3	4	5
	전체		0.044629	0.028760	0.025946	0.025709	0.025101
수익률 분산정도에 따른 구분	1	0.000005	-0.00386	0.00253	-0.00158	-0.00086	0.00374
	2	0.004367	-0.00621	0.00231	0.00725	0.00616	0.01209
	3	0.014363	0.00193	0.00892	0.01209	0.01545	0.03360
	4	0.034896	0.01613	0.02662	0.04222	0.04377	0.04521
	5	0.096523	0.09283	0.09350	0.10106	0.09917	0.09587

기업규모의 경우 외국의 여러 연구들에서는 기업규모가 크면 기대수익률은 상대적으로 작아진다는 연구결과들이 얻어지고 있어서 기대수익률과 기업규모 간에 상당히 안정적으로 관계가 인정되고 있다. 그러나 국내의 연구에서는 이에 대한 연구결과들이 외국에서와 같이 일관적 결과가 얻어지지 않고 있다.⁶⁾

본 연구의 앞서의 <표 3>에 의하면 기업규모의 크기에 따라 종목들을 분류할 때 기업규모가 큰 그룹의 평균수익률 값이 작게 되어 있어 평균수익률과 기업규모 양자 간에 음의 관계가 있어 보이지만 그룹 3, 4, 5의 수익률의 차가 미미한 것을 보면 실제로는 그 관계가 통계적으로 인정될 만큼은 되지 않을 가능성이 있는 것으로 보인다. 이러한 추정은 <표 4>의 횡단면 분석에서도 확인되는데 기업규모 변수 *LME*는 대체적으로 기대수익률 설명에서 유의성을 갖지 못하고 횡단면 분

5) 국내의 여러 연구에서도 베타의 계수추정치 평균값이 음의 값을 갖는 경우도 많이 보고되고 있어 이의 원인규명에 대한 노력도 필요하다고 할 것이다. 감형규(1997)의 경우 대체적으로 음의 값, 김규영·김영빈(2001)의 경우 설명변수조합에 따라 엇갈림을, 유범준(2000)은 양의 값을 보고하고 있다.

6) 감형규(1997), 최용식·최도성(2000)은 음의 관계를 보고하고 있으나 유의성은 없는 것으로 분석하고 있고, 김규영·김영빈(2001)의 경우 유의적 음의 관계를 보고하고 있다.

석에서 부호는 음의 값을 갖는 것으로 파악되고 있다.

다만 기업규모변수 LME 가 $LSTD$ 와 결합하였을 때 회귀계수추정치 평균값의 t 값이 상당한 유의수준을 갖게 되는 것은 특이한 점으로 볼 수 있다.

<표 3>에서 수익률의 분산정도에 따라 종목들을 그룹화하고 다른 변수들의 그룹 평균치를 계산한 결과를 보면 분산정도가 크면 수익률이 크게 된다는 것을 확인할 수 있는데 동시에 분산정도가 크면 기업규모가 작아지는 것을 알 수 있다. 단순히 이 표만을 보면 기업규모와 수익률은 서로 음의 관계에 있어야 할 것처럼 보인다. 그러나 기업규모가 수익률의 분산정도와 함께 수익률을 설명하는 설명변수로 되어 있을 때에 기업규모의 설명변수에 대한 관계는 좀더 세심한 분석을 해야 할 것으로 보인다.

<표 5>는 분석종목들을 매월 수익률의 분산정도와 기업규모에 따라 각각 5단계로 2원 분류하여 전체 분석기간을 통틀어 각 그룹의 평균수익률을 계산한 것이다. 표에서 분석종목들을 규모에 따라 5개 그룹으로 분류한 다음 각 그룹을 다시 수익률의 분산정도에 따라 5개의 그룹, 즉 하위 그룹을 만들었을 때 분산정도가 큰 하위그룹의 수익률 평균치의 값이 대체적으로 커진다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 <표 4>에서 기업규모 LME 와 수익률의 분산정도 $LSTD$ 가 설명변수로 결합되었을 때 $LSTD$ 의 계수추정치 평균이 양의 값을 갖는다는 것을 뒷받침하는 것이라 할 수 있다.

<표 5>를 가로로 보았을 때 즉 수익률의 분산정도에 따라 먼저 5개 그룹으로 종목들을 분류하고 이를 다시 규모에 따라 5개 그룹으로 분류하였을 때 평균수익률의 크기들을 비교해 보면 앞서의 경우와 같은 정도는 아니지만 규모가 커지면 수익률도 대체적으로 커지는 경향을 관찰할 수 있다. 즉 수익률 분산정도에 따른 일차적 5개 그룹의 분류 중 제1그룹이외의 2, 3, 4, 5그룹의 경우 이들을 다시 규모에 따라 구분할 경우 규모가 커지면 대체적으로 평균수익률이 커지는 경향이 있음을 볼 수 있다. 이와 같은 결과에서 <표 4>에서 LME 가 $LSTD$ 와 결합되었을 때 LME 변수의 계수추정치의 값도 양의 값을 갖게 되는 것으로 짐작할 수 있다 할 것이다.

2.2 거래빈번도, 상대적 거래빈번도, 수익률의 분산정도

<표 4>에서 거래빈번도나 상대적 거래빈번도, 수익률의 분산정도를 나타내는 변수는 상당히 안정적으로 기대수익률을 설명한다는 것을 확인할 수 있다. 이들 변수는 설명변수로서 단독으로 사용되는 경우는 물론이고 베타와 기업규모와 함

계 결합하여 사용될 때에도 대체적으로 유의성이 높아서 이들 변수들이 기간 수익률의 크기에 평균적으로 유의한 연관관계를 갖는다는 것을 부정하기 어렵다는 것을 알 수 있다.

특히 거래빈번도 $LVTR$ 나 수익률의 분산정도 $LSTD$ 는 베타와 기업규모 변수와 결합되어도 매우 높은 수준의 유의성을 유지하고 있다.

이와 같은 결과는 현실의 시장에서 발견되는 현상을 잘 설명하는 것으로 생각된다. 거래량 수준이 증가한다는 것은 투자자들의 부 또는 투자수익률에 영향을 미칠 사건 또는 정보가 발생되었다는 것으로 해석할 여지가 있고 이러한 사건 또는 정보가 이해관계자의 거래행위를 통해서 적정히 시장의 가격에 반영되어 시장이 다시 균형에 도달할 때까지는 시장 내지 정보의 불명확성과 관련한 불확실성이 존재하게 되어 수익률분포가 좀더 불안정하게 될 수 있다고 할 수 있다.

즉, 거래량과 수익률의 시계열분석에 관한 연구 결과—가치관련 정보의 시장유입이 거래량 수준에 변화를 가져오며 거래량수준의 변화는 수익률과 연관이 있다는—로부터 정보유입으로부터 새로운 시장균형에 도달할 때까지 자산 자체와 관련된 불확실성이외에도 시장상황 내지 정보의 불확정성과 연계된 불확실성이 존재해서 이 기간 동안의 수익률 분포는 이를 반영하게 되고 투자자가 얻게 되는 이 기간 동안의 평균수익률도 이에 대응되어 결정되는 것으로 보인다는 것이다. 이와 같은 추정엔 베타가 유의성을 갖지 못함으로써 좀더 설득력을 가진다고 생각된다.

이러한 맥락에서 본 연구에서 분석의 결과는 현실 시장에서 투자자의 투자행태와 투자의 불확실성을 연계하는데 유용한 것으로 사용될 수 있을 것이다.

본 연구에서 유동성과 관련한 특성을 가지고 있다고 가정하였던 상대적 거래빈번도 변수 $LRVTR$ 은 분석에서 이러한 가정과는 별 상관성이 없는 것과 같은 결과를 보여주고 있다.

애초에 이 변수는 단위 분산정도 당 거래의 활발성을 측정할 수 있는 속성을 가져 이 값이 크면 수익률의 분산정도에 대비해서 상대적으로 거래가 활발하여 유동성이 상대적으로 높은 것으로 생각할 수 있고 이는 유동성과 관련한 위험이 상대적으로 작아져 수익률은 이 변수와 음의 관계를 가질 것으로 추측하였다. 그러나 분석결과는 이와 같은 추측이 옳지 않음을 보여주고 있다.

<표 2>에서의 변수간의 상관관계를 보면 거래량을 발행주식수로 나누어 구한 거래빈번도와 거래빈번도를 월간 일일수익률의 표준편차로 다시 나눈 값인 상대적 거래빈번도가 상관계수의 값이 1에 가깝다는 사실에서 상대적 거래빈번도 변수 $LRVTR$ 이 거래빈번도 $LVTR$ 과 그다지 다르지 않은 속성을 가지고 있음을

알 수 있다.

이와 같은 두 변수 간의 상관관계로부터 거래량이 증가하면 대체적으로 수익률 분포의 분산정도도 따라서 커지기 때문에 $LRVTR$ 변수가 유동성과 관련한 속성을 가늠하는 도구로서의 역할에 관한 애초에 가정한 바는 적정한 것이 아님을 알 수 있다. 역으로 생각하면 불확실성이 증가하면 이를 해소하기 위한 거래가 더욱 증가하기 때문에 애초에 $LRVTR$ 변수에 대해 가정한 속성이 나타나지 않는 것이라 볼 수 있을 것이다.

LME , $LVTR$, $LRVTR$ 세 변수들은 여러 가지로 얽혀 있는 문제가 있기 때문에 이들 변수 사이에는 상관정도가 높을 수밖에 없고 이로 인해 이들 변수들이 동시에 수익률을 설명하는 변수로 사용되어 횡단면 분석이 시행되는 것은 적절하지 못한 것이다. <표 4>에서는 제시되어 있지 않지만 세 변수 중 두 변수가 같이 설명변수로 사용되어도 결정계수의 값의 평균이 현저하게 저하되어서 공선성으로 인한 문제가 적지 않다는 것을 확인할 수 있었다.

V. 결 론

본 연구에서는 주식시장에서 투자자들의 투자행태와 이와 관련된 시장움직임에서 관찰되는 바가 가격 또는 수익률에 반영되는가를 분석하였다.

실제의 시장에서 투자자들은 여러 정보에 민감하게 반응하여 주식을 매매거래하고 있다. 시장에 정보가 유입되면 투자자들은 그 정보의 내용이나 정보의 원천 등을 고려하여 정보의 자산가치에 대한 영향정도를 판단하고 자신의 부를 증대하기 위한 매매거래를 하게 되며 그 과정에서 정보는 확산된다.

그러나 시장에 유입된 정보가 확산되는 속도나 양상은 일률적으로 정해진 것이 아니어서 상황에 따라 다르게 된다고 볼 수 있다. 정보가 완전히 확산되어 시장이 새로운 균형에 도달하기 전에는 정보의 불명확성 내지 불확정성과 관련한 불확실성이 존재한다고 할 수 있는데 이러한 불확실성은 자산자체의 불확실성과는 별개의 것이라 볼 수 있다.

투자자의 입장에서는 이러한 불확실성도 감안하여 투자를 한다는 점을 생각한다면 이에 대한 보상도 어떠한 형태로이든 이루어져야 할 것으로 생각된다.

본 연구에서는 일정기간 동안의 평균수익률이 그 기간의 거래빈번도와 자산수익률분포와의 관계를 분석함으로써 실제 투자상황에서 투자자산 자체의 위험이의

에도 위에서 언급한 위험이 보상되는가를 분석하였다.

분석방법은 CAPM의 검증에서 널리 사용되고 있는 Fama and French(1992)의 횡단면 분석 방법을 사용하였다.

횡단면 분석에 의한 실증검증에서 베타나 기업규모와 같이 전통적으로 기대수익률의 차이를 설명하는데 사용되는 변수들은 검증자료로 쓰인 한국증권선물거래소의 데이터에서는 주식의 기대수익률의 크기 차이를 설명할 수 있는 능력이 통계적으로 확인되지 않았다.

반면에 거래빈번도와 수익률분포의 분산정도는 평균적으로 자산간 기간수익률 크기 차이를 설명함에 있어 매우 높은 유의성을 가지고 있음을 확인할 수 있었다. 이 변수들은 변수 자체로서 뿐만 아니라 베타나 기업규모와 같은 변수와 결합되었을 때에도 변함없이 높은 유의성이 유지되었다.

참고문헌

1. 감형규, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구,” 재무관리연구, 제14권 제2호(1997), pp.21~56.
2. 김규영·김영빈(2001), “한국주식시장에서 기대수익률의 결정요인은 무엇인가?” 증권학회지 제28권 제1호, pp.57~85.
3. 공재식(1997), “한국주식시장에서의 거래량 정보효과에 관한 연구,” 재무연구 제13호, pp.37~68.
4. 국찬표·정완호(2001), “주식거래량 증감의 정보효과에 관한 실증연구,” 증권학회지 제29집, pp.87~115.
5. 유범준(2000), “한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인에 관한 연구,” 경영학연구논문집(울산대학교) 제7권 제2호, pp.1~23.
6. 이한재·김영빈(2006), “시장수익률과 기대수익률의 결정요인-한국 주식시장에서의 실증분석-,” 산업경제연구 제19권 제5호, pp.2051~2069.
7. 최용식·최도성(2000), “타인자본 의존도가 보통주의 기대수익률에 미치는 영향,” 경영연구 제15권 제1호, pp.1~25.
8. Basu, S.(1983), “The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks : Futher Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12, pp.129~156.
9. Bhandari, L. C.(1988), “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns : Empirical Evidence,” *Journal of Finance* 43, pp.507~528.
10. Chan, Louis K., and Nai-fu Chen(1988), “An Unconditional asset-pricing test and the role of firm size as an instrumental variable for risk,” *Journal of Finance* 43, pp.309~325.
11. Chan, Louis K., Y. Hamao, and J. Lakonishok(1991), “Fundamentals and Stock Returns in Japan,” *Journal of Finance* 46, pp.1467~1484.
12. Chan, Louis K., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok(1995), “Evaluating the Performance of Value versus Glamour Stocks : The Impact of Selection Bias,” *Journal of Financial Economics* 38, pp.269~296.
13. Chopra, N., J. Lakonishok, and J. R. Ritter(1992), “Measuring Abnormal Performance : Do Stock Overreact?,” *Journal of Financial Economics* 31, pp.235~268.

14. Clark, P.(1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variances for Speculative Prices," *Econometrica*, Vol.41, pp.135~155.
15. Copeland, T. E.(1976), "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31, pp.1149~1168.
16. Daniel, K. and S. Titman(1997), "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* 52, pp.1~33.
17. DeBondt, W. and R. Thaler,(1985), "Does the Stock Market Overreact?," *Journal of Finance* 40, pp.793~805.
18. Delong, J., A. Schleifer, L. Summers, and B. Waldmann.(1990), "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation," *Journal of Finance*, vol.45, pp.379~395.
19. Epps, T. W., and M. L. Epps(1976), "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis," *Econometrica*, Vol.44, No.2, pp.305~321.
20. Fama, E. F. and K. R. French(1992), "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, 47, pp.427~465.
21. _____(1993), "Common Risk Factors in the Returns of the Stock and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, pp.3~56.
22. _____(1995), "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns," *Journal of Finance*, 50, pp.131~155.
23. _____(1996), "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance*, 51, pp.55~84.
24. Fama, E. F. and J. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests,"(1973), *Journal of Political Economy*, 81, pp.607~636.
25. Jennings, R. H., L. T. Starks, and J. C. Fellingham(1981), "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival," *The Journal of Finance*, Vol.36, No.1, pp.143~161.
26. Kothari, S. P., J. Shanken, and R. G. Sloan(1995), "Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Return," *Journal of Finance*, 50, pp.185~224.
27. Lakonishok, J., and S. Schmidt(1989), "Past Price Changes and Current

- Volume," *The Journal of Portfolio Management*, Vol.15, pp.18~24.
28. Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny(1994), "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance* 49, pp.1541~1578.
29. Lintner, J.(1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Assets in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, Vol.47 No.1, pp.13~37.
30. Markowitz, H.(1952), "Portfolio Selection," *Journal of Finance*, Vol.7 no.1, pp.77~99.
31. Porta, R. L.(1996), "Expectations and the Cross-Section of Stock Returns," *Journal of Finance* 51, pp.1715~1742.
32. Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein(1985), "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management* 11, pp.9~17.
33. Sharpe, W.(1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol.19 No.3, pp.425~442.

Abstract

An Analysis of the Relationship between Stock Prices and Trading Volume

Kwak, Byung-gwan*

Since Capital Asset Pricing Model(CAPM) was proposed in the early 1960s by William Sharpe(1964) and John Lintner(1965) researchers have investigated the validity of the model. The results of empirical researches do not show that expected returns of stocks seem to be determined solely by systematic risk of the stocks as predicted by CAPM.

In this paper the relationship between transaction volume and expected returns of stocks was investigated. Empirical cross-sectional analysis about the data collected from Stock Market of Korea Exchange shows transaction volume and variability of stock returns play an important role in pricing assets. The well-known variables which were used traditionally to explain the differences of expected returns among stocks such as the size and beta of a stock seems to be unimportant in pricing assets.

Key Words : expected return, transaction volume, variability of return

* Professor, College of Business, Chungbuk National University