

基本的 變數와 株式收益率의 關係에 관한 實證的 研究

甘 炯 奎*

<요 약>

본 연구는 기업규모, 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 레버리지 등 기본적 변수를 사용하여 주식수익률에 유의적인 변수를 확인하고, 또한 Fama and French(1993) 등에 의해서 제시된 다요인모형(multi-factor model)이 한국주식시장에서 적용가능한지를 살펴보았다. 이를 위하여 본 연구에서는 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면회귀모형과 Black, Jensen, and Scholes (1972)의 시계열모형을 사용하였으며, 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

먼저 횡단면분석결과에 의하면, 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 현금흐름/주가 비율(C/P) 등이 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 변수로 나타났다. 그리고 통계적 의미에서는 1월효과가 존재한다고 보기 어려우나, 경제적 의미에서 1월효과가 존재하는 것으로 생각된다.

시계열분석결과에 의하면, 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인(또는 현금흐름/주가요인) 등의 3요인에 의해서 국내 주식수익률의 공통적 변동을 잘 설명할 수 있다. 즉 국내 증권시장에서도 Fama and French(1993)의 3요인모형이 성립될 수 있는 것으로 판단된다.

I. 序 論

Sharpe(1964), Lintner(1965), Black(1972) 등에 의해 개발된 資本資產價格決定模型(capital asset pricing model : CAPM)은 위험자산의 균형기대수익률이 그 자산의 수익률과 시장포트폴리오의 수익률간의 공분산(또는 베타계수)에 대해서 선형함수의 관계를 가진다는 것이다. CAPM은 모든 위험자산을 포함하는 진실한 시장포트폴리오(market portfolio)가 존재하며, 이것이 평균-분산기준하에서 효율적(mean-variance efficient)임을 전제로 성립한다. 이와 같은 CAPM에 의하면 기대수익률의 횡단면적 차이는 시장베타에 의해 충분히 설명될 수 있다.

* 충남산업대학교 경영학과 교수

** 本 論文은 1996년도 충남산업대학교 학술연구조성비의 지원으로 작성되었으며, 本 論文에 대하여 유익한 論評과 誤謬를 지적해주신 익명의 審査委員들께 깊이 감사드립니다.

그러나 기존의 많은 실증적 연구에 의하면 Sharpe-Lintner-Black의 CAPM의 내용과는 달리 시장베타 이외에 기본적 변수들(fundamental variables), 즉 기업규모(size), 장부가치/시장가치 비율(book-to-market ratio), 순이익/주가 비율(earning-to-price ratio), 현금흐름/주가 비율(cashflow-to-price ratio), 레버리지(leverage) 등이 주식수익률에 영향을 주고 있는 것으로 나타나고 있다.¹⁾

이와 같은 연구결과를 바탕으로 최근에는 여러 가지 기본적 변수들을 동시에 분석한 후, 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 요인, 즉 '가격화'된 기본적(또는 재무적) 변수를 발견하고자 하는 연구가 진행되고 있다.²⁾ 이에 관한 연구는 크게 3가지 방향으로 이루어 지고 있다.

첫째, 시장베타 이외의 유의적인 기본적 변수를 확인할 수 있으며, 그 결과 多要因模型(multi-factor model)이 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명하는 데 보다 적합하다.(Chan, Hamao, and Lakonishok(1991), Fama and French(1992, 1993, 1995, 1996a, 1996b, 1997), Davis(1994), Haugen and Baker(1996) 등)

둘째, 기본적 변수가 주식수익률에 영향을 미치지만, 이는 투자자들의 과잉반응 등 비합리적 행동에 기인한 결과이다.³⁾(DeBondt and Thaler(1985, 1987), Chopra, Lakonishok, and Ritter (1992), Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1994), Chan, Jegadeesh, and Lakonishok(1995, 1996), Porta(1996), Daniel and Titman(1997) 등)

셋째, 기본적 변수가 주식수익률에 체계적인 영향을 미칠 수 있다는 연구결과는 연구자료의 문제, 즉 資料選擇 偏倚(selection bias), 生存者 偏倚(survivorship bias), 重複資料問題(data snooping) 등에 기인한 것이다.(Kothari, Shanken, and Sloan (1995), MacKinlay(1995) 등)

우리나라의 경우도 이와 관련된 많은 연구가 진행되어 왔으며, 그동안의 연구결과에 의하면 기업규모, 순이익/주가 비율, 레버리지 등 각각의 기본적 변수가 주식수익률에 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다.⁴⁾ 그리고 실무에서도 1992년 국내 주

1) 각각의 기본적 변수와 주식수익률간의 관계를 설명한 연구로서 기업규모는 Banz(1981), Keim(1983), 장부가치/시장가치 비율은 Sattman(1980), Rosenberg, Reid, and Lanstein(1985), 순이익/주가 비율은 Basu(1983), Jaffe, Keim, and Westerfield(1989), 현금흐름/주가 비율은 Bernard and Stober(1989), Wilson(1986), 레버리지는 Bhandari(1988) 등을 들 수 있다.

2) '가격화'된 기본적 변수는 주식수익률에 공통적으로 영향을 미칠 수 있는 경제변수의 대용치로서 생각할 수 있다. 경제변수를 직접 이용하여 경제적으로 유의적인 요인을 추출하는 연구방법에 대해서는 Chen, Roll, and Ross(1986), 감형규(1991), 정기웅(1991) 등을 참조.

3) 이와 같은 연구결과는 주가에 지속적으로 영향을 미칠 수 있는 기본적 변수가 존재함을 의미한다는 점에서 첫 번째의 주장과 동일하나, 그 이유가 잘못된 기준모형(benchmark model) 때문이 아니라 시장의 비효율성 때문이라고 주장한다는 점에서 첫 번째의 주장과 다르다. 즉 기본적 변수에 의한 주식수익률의 차이, 즉 異例的 現象(market anomaly)은 效率的 市場에 반하는 증거로 해석된다.

4) 이와 관련된 다양한 연구결과는 윤영섭 외 7인, 주가변동과 이례현상, 학원사, 1994. 참조.

식시장이 외국인 투자자에게 개방된 이후 순이익, 현금흐름, 자산가치 등 기본적 변수를 중요시하는 선진 투자기법이 국내시장에 급속히 유입되어 정착되어가고 있다.

그러나 국내에서는 미국 등 선진국에 비해 기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 종합적이고 체계적인 연구는 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구의 목적은 기업 규모, 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 레버리지 등 기본적 변수를 사용하여 주식수익률에 유의적인 변수를 확인하고, 또한 Fama and French(1993) 등에 의해서 제시된 다요인모형(multi-factor model)이 한국주식시장에서 적용가능한 지를 살펴보는 데 있다⁵⁾ 이와 같이 우리나라 주식시장에서 주식수익률의 변동요인을 구체적으로 규명하는 것은 투자자에게 유용한 정보를 제공하는 동시에 주식시장이 건전한 방향으로 발전할 수 있도록 유도하는 의미있는 작업이다.

本 研究는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 기본적 변수와 주식수익률에 관한 최근의 연구결과를 살펴보고, III장에서는 실증분석에 사용될 자료 및 포트폴리오의 구성에 관하여 설명한다. 그리고 IV장에서 기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 횡단면회귀분석을 실시하고 그 결과를 분석한 후, V장에서 다요인모형의 타당성을 평가하고자 한다. 마지막으로 VI장에서는 본 연구를 요약하고 결론을 도출한다.

II. 既存의 研究

Chan, Hamao, and Lakonishok(1991)은 미국시장에서 주식수익률의 설명요인으로 주로 이용되고 있는 기업규모, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 장부가치/시장가치 비율 등 기본적 변수를 이용하여 일본시장에서 주식수익률의 횡단면적 예측가능성을 검증하였다. 실증분석결과에 의하면 일본시장에서는 장부가치/시장가치 비율이 조사된 4개의 변수 중 통계적, 경제적으로 가장 중요한 변수로 나타났으며, 현금흐름/주가 비율도 역시 기대수익률과 정(+)의 관계를 가지고 유의성이 높게 나타났다.

Fama and French(1992)는 1963년부터 1990년 동안의 금융주를 제외한 NYSE, AMEX, NASDAQ에 상장된 주식을 이용하여 시장베타, 기업규모, 레버리지, 순이익/주가 비율, 장부가치/시장가치 비율 등의 변수와 주식수익률의 관계를 살펴보았다. 그들은 기업규모와 장부가치/시장가치 비율이 평균수익률의 횡단면적 변동을 설명하는 반면, 시장베타는 1963-1990 기간동안 NYSE, AMEX, NASDAQ에 상장된 주식의 평균수익률을 설명하는 데 중요한 역할을 하지 않음을 발견하였다. 이와 같은 실증

5) 본 연구에 사용되는 기본적 변수는 그 관계에 관한 이론적 모형에 근거한 것이 아니라 기존의 연구결과를 토대로 선정된 것이다.

적 결과에 근거하여 그들은 기업규모와 장부가치/시장가치 비율 등을 중요한 위험대 용치로 사용할 수 있다고 주장하였다. 그리고 Fama and French(1993)는 Fama and French(1992)의 연구결과를 바탕으로 주식 및 채권수익률의 공통적 위험요인(가격결 정요인)을 확인한 후, 다요인모형을 제시하였다. 또한 Fama and French (1996a)는 CAPM에 의해 설명되지 않는 이례적 현상들(anomalies)의 대부분이 서로 관련되어 있 으며, 이와 같은 이례적 현상들은 Fama and French(1993)의 3要因模型(three-factor model)에 의해서 설명될 수 있음을 실증적으로 입증하였다.⁶⁾

Fama and French(1993)의 3요인모형에 대한 반론을 요약하면 다음과 같다.

첫째, CAPM에 의해 설명되지 않는 이례적 현상들은 생존자 편익에 의한 것이다. 지분의 장부가치에 관한 자료원천(COMPUSTAT 자료)은 생존의 어려움(재무적 곤경) 에 처한 高 장부가치/시장가치 기업들 중 일부(파산한 기업 등)가 포함되지 않은 불 균형적인 자료이다. 따라서 재무적 곤경에 대한 프리미엄(distress premium)은 과대계 상된 것이며, 그 결과 高 장부가치/시장가치 주식의 평균수익률도 과대계상된다. (Kothari, Shanken, and Sloan (1995) 등)

둘째, 재무적 곤경에 대한 프리미엄은 중복자료문제에 기인한 것이다. 연구자들은 평균수익률을 확인하기 위하여 사용된 표본에서 평균수익률과 관련된 변수를 추출하 고, 결정하려는 경향이 있다.(Lo and MacKinlay(1990), MacKinlay(1995) 등)

셋째, 재무적 곤경에 대한 프리미엄은 존재하나, 비합리적이라는 것이다. 투자자들 의 과잉반응(over-reaction) 결과에 의해 재무적 곤경에 처한 주식(distressed stocks)은 低評價되는 반면, 재무적 곤경에 처할 가능성이 낮아서 우량주로 인식되고 있는 성 장주식(growth stocks)은 高評價된다.(Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1994), Chan, Jegadeesh, and Lakonishok(1995, 1996) 등)

그러나 Fama and French(1996a)의 연구결과에 의하면 생존자 편익 또는 중복자료 문제가 부분적으로 존재할 수는 있으나, 그것들이 3요인모형을 기각할 정도로 영향 을 미치지 않음을 확인하였다. 그리고 Lakonishok, Shleifer, and Vishny(1994) 등에 의

6) Fama and French(1993)의 3요인 모형은 다음과 같다.

$$E(R_i) - R_f = b_i[E(R_M) - R_f] + s_i E(SMB) + h_i E(HML)$$

여기서 $E(R_M) - R_f$, $E(SMB)$, $E(HML)$: 위험의 기대프리미엄

b_i , s_i , h_i : 요인의 민감도 또는 요인부하(factor loading)

※ 기업규모요인(SMB) = 소규모기업 포트폴리오(하위 50%)의 수익률 - 대규모기업 포트폴리오(상위 50%)의 수익률

장부/시장가치요인(HML) = 高 장부/시장가치기업 포트폴리오(상위 30%)의 수익률 - 低 장부/시장가 치기업 포트폴리오(하위 30%)의 수익률

해 사용된 변수들, 즉 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 그리고 매출액성장률 등에 의해서 포트폴리오를 구성하더라도 3요인모형은 주식수익률의 횡단면적 차이를 역시 잘 설명할 수 있음을 발견하였다. 즉 3요인모형은 DeBondt and Thaler(1985)에 의해서 처음으로 제시된 장기수익률의 反轉現象을 잘 설명하는 것으로 나타났다. 그러나 3요인에 의한 위험-수익률관계는 모형일 뿐이다. 따라서 이 모형에 의해서 모든 증권과 포트폴리오의 기대수익률이 설명될 수 있는 것은 아닐 것이다. 따라서 이 모형은 Jegadeesh and Titman(1993) 등에 의해서 제시된 단기수익률의 연속성을 설명할 수 없었다.

Kothari, Shanken, and Sloan(1995)은 월간 수익률자료에 의해 추정된 베타보다 연간 수익률자료를 이용하여 추정한 베타가 베타와 평균수익률의 강한 정(+)의 관계를 더 잘 설명한다고 주장하였다. 또한 그들은 평균수익률과 장부가치/시장가치의 관계는 생존자 편익에 의해서 매우 과장되어 있다고 주장하였다. 이와 같은 주장에 대해서 Fama and French(1996b)는 생존자 편익에 의해서 평균수익률과 장부가치/시장가치의 관계를 설명할 수 없으며, 또한 연간 수익률자료를 이용하여 측정한 연간 베타를 이용하더라도 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명하기 어렵다고 반박하였다. 즉 그들은 베타만을 가지고 기대수익률을 설명할 수 없기 때문에 CAPM이 성립하지 않는다고 주장하였다.

Fama and French(1997)는 CAPM 또는 자신들에 의해 개발된 3요인모형에 의하여 산업의 자본비용을 정확하게 추정할 수 있는지를 살펴보았다. 그들의 연구결과에 의하면, 두 모형에 의한 산업의 자본비용 추정치가 부정확한 것으로 나타났다. 두 모형 모두 연간 3% 이상의 표준오차가 발생하였다. 이와 같이 높은 표준오차는 진실한 요인의 위험프리미엄에 대한 불확실성과 위험요인에 대한 산업의 요인부하(즉 위험)의 부정확한 추정치에 기인하는 것으로 나타났다. 특히 기업 또는 개별 프로젝트의 자본비용의 추정치는 훨씬 더 부정확하다고 주장하였다.

Davis(1994)는 생존자 편익이 없는 자료를 이용하여 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 과거 매출성장률 등이 1940년 7월부터 1963년 6월까지의 기간동안 실제 수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는지를 검증하였다. 그의 연구결과에 의하면 Banz and Breen(1986)에 의해 제시된 生存者 偏倚 또는 先見者 偏倚(look-ahead bias)가 연구결과에 크게 영향을 미치지 못하였다. 또한 그는 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율 등이 1940년 7월부터 1963년 6월까지의 기간동안 실제 수익률의 횡단면적 차이를 유의적으로 설명할 수

있음을 발견하였다. 또한 소규모 기업의 주식을 표본에서 제외시킬 경우에도 이러한 변수들의 설명력에서 강한 1월효과가 나타났다.

Haugen and Baker(1996)는 주식 기대수익률의 횡단면적 차이를 설명하는 요인의 존재 및 영향정도가 기간과 국가에 관계없이 안정적인 지를 살펴보았다. 그들의 연구결과에 의하면, 기존의 연구결과와 달리 기대수익률과 실제수익률이 높은 주식들은 낮은 주식에 비해 위험이 낮았으며, 주식의 기대수익률에 영향을 미치는 중요한 결정요인은 주요국의 주식시장에서 공통적으로 나타났다.

기업규모와 장부가치/시장가치 비율은 보통주의 평균수익률과 높은 상관관계를 가지고 있다. Fama and French(1993)는 기업규모, 장부가치/시장가치 비율 등과 주식수익률간의 높은 상관관계는 분산불가능한 요인의 위험에 의한 것이라고 주장하였다. 이와 같은 주장에 대하여 Daniel and Titman(1997)은 기업규모가 작고, 장부가치/시장가치 비율이 높은 주식에 대한 수익률 프리미엄은 공통적 요인에 대한 이러한 주식들의 보다 높은 민감도 때문에 나타나는 것이 아니라 그와같은 기업들이 가지고 있는 유사한 특성(예를들어 동종산업, 유사한 영업라인, 동일지역 등)에 의한 것이라는 증거를 발견하였다. 그러므로 그들은 주식수익률의 횡단면적 변동을 설명하는 것은 공분산구조가 아니라 기업자체의 특성에 기인한 것이라고 주장하였다.

III. 實證資料

1. 實證資料

본 연구는 1980년 1월부터 1995년 12월까지 16년동안 한국증권시장에 상장된 기업을 대상으로 주식수익률과 기본적 변수간의 관계에 관한 실증분석을 실시하였다. Banz and Breen(1986)에 의하면 기본적 변수에 대한 연구는 상장폐지기업 등을 표본에서 제거함으로써 발생할 수 있는 生存者 偏倚(survivorship bias)와 실제로는 일정한 기간이 지난 후 알게되는 재무제표자료를 결산기말에 바로 사용함으로써 나타날 수 있는 先見者 偏倚(look-ahead bias)에 의해서 왜곡될 수 있다. 따라서 본 연구는 생존자 편의를 제거하기 위하여 분석기간동안 연속적으로 상장된 기업들뿐만 아니라 중간에 상장폐지되거나 신규 상장되는 모든 기업들을 표본으로 삼았다.⁷⁾ 그리고 선견

7) 본 연구는 생존자 편의를 제거하기 위하여 한국신용평가(주)의 데이터베이스에 있는 상장폐지종목코드(약 50여개 종목)를 이용하여 상장폐지 종목을 추출하여 표본자료에 포함시켰다. 그러나 한신평에서 제공된 상장폐지종목코드에 포함되지 않은 일부 상장폐지종목의 경우 자료추적이 거의 불가능하여 현실적으로 포함시킬 수가 없었다. 따라서 본 연구가 생존자 편의문제를 완전히 제거했다고 보기는 어렵다.

자 편의를 제거하기 위하여 결산기말로부터 3개월이 지난 후 재무제표자료를 사용할 수 있다고 전제하여 실증분석을 실시하였다. 예를 들어 t-1년도 결산기말 재무제표자료에 의해서 산출된 기본적 변수를 이용하여 3개월 후인 t년도 4월말부터 t+1년도 3월말까지의 월별 주식수익률을 분석하였다. 이 경우 결산기말이 12월말이 아닌 기업의 경우 재무제표가 알려지는 시점이 t년도 3월말 이전이기 때문에 다소 문제가 될 수 있으나, Fama and French(1992)에 의하면 그 영향은 아주 미미하며 또한 서로 다른 결산기말을 고려하여 분석하는 경우 검증기간을 일치시킬 수 없다는 문제가 발생하게 된다. 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 표본기업을 12월 결산법인에 국한할 수도 있으나, 이 경우 자료선택에 따른 편의가 나타날 수 있다. 따라서 본 연구는 결산기말에 관계없이 모든 기업을 포함하고 검증기간을 일치시켜 실증분석하였다. 본 연구에서 사용한 표본기업의 수는 <표 1>과 같다.

<표 1> 연도별 표본기업의 수

연 도 (3월말 현재)	전체기업	12월말 결산법인	계속 상장기업	계속상장기업 (12월말 결산법인)
1980	302	214	295	209
1981	303	215	295	209
1982	305	217	295	209
1983	305	217	295	209
1984	309	220	295	209
1985	322	230	295	209
1986	335	239	295	209
1987	348	243	295	209
1988	398	278	295	209
1989	506	360	295	209
1990	635	475	295	209
1991	674	507	295	209
1992	683	513	295	209
1993	691	520	295	209
1994	687	517	295	209
1995	695	525	295	209

주 : 1) 계속 상장법인의 경우 표본기간 중(1980-1995) 계속 상장된 기업임.
 2) 12월말 결산법인의 경우 표본기간 중(1980-1995) 한 번이라도 결산기 변경이 있는 기업은 제외됨.

주식수익률은 한국신용평가(주)의 주식수익률 데이터베이스(Korea Investors Service-Stock Market Analysis Tool)를 이용하였으며, 기본적 변수의 도출에 필요한 회계자료는 동사의 재무제표 데이터베이스(Korea Investors Service-Financial Analysis System)를 이용하였다.⁸⁾

실증분석에 필요한 각 변수를 정의하면 다음과 같다.⁹⁾

- ① 월별 주식수익률
- ② 월별 시장수익률 = 종합주가지수의 월별 수익률
- ③ 자기자본의 시장가치(시가총액) = 3월말 종가 × 전년도결산기말 총발행주식수
- ④ 장부가치/시장가치 비율 = 자기자본의 장부가치/시가총액
 ※ 자기자본의 장부가치 = 자기자본총계(장부가액) - 우선주자본금(액면가액)
- ⑤ 순이익/주가 비율 = 보통주 순이익/시가총액
 ※ 보통주 순이익 = 당기순이익 - 우선주배당금
- ⑥ 현금흐름/주가 비율 = 현금흐름/시가총액
 ※ 현금흐름 = 당기순이익 - 우선주배당금 + 유형자산 감가상각비
- ⑦ 레버리지 = (총자산장부가치-자기자본장부가치)/시가총액
- ⑧ 무위험이자율 = 정기예금 중 만기가 가장 짧은 3개월 정기예금이자율을 1개월 이자율로 환산한 값

2. 포트폴리오의 構成 및 特性

매년 3월말을 기준으로 각각의 기본적 변수에 의해서 포트폴리오를 구성하였다.¹⁰⁾ 그리고 포트폴리오의 월별수익률은 4월말부터 그 다음해 3월말까지 12개월동안 매월 동일가중(equally-weighted)하여 구하였다. 전년도말의 재무제표자료는 다음해 3월말이 후에야 발표되기 때문에 선견자 편의를 제거하기 위하여 4월부터 포트폴리오의 월별 수익률을 구하였다.

8) 표본기간(1980.1-1995.12)중 결산기를 변경한 기업의 경우 당기순이익, 감가상각비 등 손익계산서 자료는 연간단위로 환산하여 사용하였다. 그리고 주가자료 및 재무제표 데이터베이스의 미흡한 자료는 상장회사협의회에서 발간하는 「상장회사총람」을 이용하여 보완하였다.

9) 기존 회계연구결과에 의하면 국내기업의 경우 이익조정수단으로 재량회계발생(예를 들어 매출채권 증감, 매입채무 증감, 재고자산 증감 등), 특별항목, 전기손익수정 등을 이용하고 있다. 그러므로 이와 같은 국내기업의 이익조정문제를 제거하기 위하여 순이익 대신 경상이익의 사용을 생각해 볼 수도 있을 것이다. 그러나 경상이익을 사용하더라도 이익조정금액 및 사용빈도가 높은 재량회계발생문제는 해결될 수 없다.

10) 표본기간은 1980.1-1995.12의 16년이나 이중 처음 3년간은 베타의 추정기간으로 사용되므로 실증분석 기간은 1983년 4월말부터 1995년 12월말까지의 총 153개월이다. 그리고 포트폴리오는 1983년 3월말부터 매년 3월말에 재구성된다.

매년 3월말에 전체 표본기업을 기업규모, 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 순이익/주가 비율(E/P), 현금흐름/주가 비율(C/P), 레버리지(LEV) 등에 의해서 음(-)의 값을 제외하고 그 크기에 따라 각각 5개의 포트폴리오를 구성하였다. 이와 같은 방법으로 구성된 포트폴리오의 특성, 즉 1983.4-1995.12 기간동안의 매년 구성된 포트폴리오의 평균값은 <표 2>와 같다.

먼저 기업규모에 따라 구성된 포트폴리오를 살펴보면, 기업규모가 작을수록 수익률이 높아지는 경향이 있다. 즉 기업규모와 포트폴리오 수익률간에 음(-)의 관계가 존재하였다. 한편, 시장위험을 나타내는 베타값은 기업규모가 클수록 높아지는 경향이 있다. 이는 기업규모가 클수록 시장전체의 움직임에 보다 민감하다는 것을 의미하는 것으로서 기업의 규모가 클수록 위험이 낮을 것이라는 일반적인 예상과는 다소 상반된 결과라 할 수 있다. 이와 같은 결과는 시장포트폴리오의 대응치로 사용된 한국종합주가지수(KOSPI)가 대기업을 위한 주가변동에 보다 많은 영향을 받는 시가총액식으로 작성되고, 국내의 대기업 대부분이 시장전체의 움직임과 밀접한 관련이 있는 경기변동에 상당히 민감하다는 점에 의한 것으로 판단된다.

장부가치/시장가치 비율(BE/ME)에 따라 구성된 포트폴리오를 살펴보면, BE/ME가 높을수록 수익률이 높아지는 경향이 있다. 즉 BE/ME와 포트폴리오 수익률간에 양(+)의 관계가 존재하였다. 이는 시장가치에 비해 장부가치가 높을수록 수익률이 높게 나타남을 의미한다.

순이익/시장가치 비율(E/P)에 따라 구성된 포트폴리오를 살펴보면, E/P가 높을수록 수익률이 높아지는 경향이 있다. 즉 E/P와 포트폴리오 수익률간에 양(+)의 관계가 존재하였다. 이는 주가에 비해 순이익이 높을수록, 즉 주가순이익비율(price earning ratio :PER)이 낮을수록 포트폴리오의 수익률이 높게 나타남을 의미한다.

현금흐름/시장가치 비율(C/P)에 따라 구성된 포트폴리오를 살펴보면, C/P가 높을수록 수익률이 높아지는 경향이 있다. 즉 C/P와 포트폴리오 수익률간에 양(+)의 관계가 존재하였다. 이는 주가에 비해 현금흐름이 많을수록, 포트폴리오의 수익률이 높게 나타남을 의미한다.

레버리지(LEV)에 따라 구성된 포트폴리오를 살펴보면, LEV가 높을수록 수익률이 높아지는 경향이 있다. 즉 LEV와 포트폴리오 수익률간에 양(+)의 관계가 존재하였다. 이는 LEV가 높을수록 재무위험이 높아지기 때문에 그것에 대한 보상으로 포트폴리오의 수익률이 높게 나타난다고 판단된다. 특히 다른 포트폴리오에 비해 LEV가 극단적으로 높은 포트폴리오 5의 경우 BE/ME, E/P, C/P 등이 모두 음(-)의 값을 가지고 있으며, 이는 한계기업의 특성을 나타내고 있는 것으로 볼 수 있다.

한편, BE/ME, E/P, C/P가 음(-)인 포트폴리오의 경우 기업규모는 낮으나, 레버리지는 아주 높고, 포트폴리오의 수익률이 상당히 높게 나타나는데, 이는 기업규모효과 또는 위험에 따른 보상으로 해석할 수 있다.

〈표 2〉 기본적인 변수의 특성 : 포트폴리오의 평균값(1983.4 - 1995.12)

포트폴리오	기업규모 (백만원)	BE/ME	E/P	C/P	LEV	beta	수익률
기업규모							
1(최소)	6,735.6	-1.8915	-0.5653	-0.2762	11.9232	0.6584	0.0268
2	14,702.3	1.2022	0.0248	0.2295	5.8399	0.7281	0.0202
3	26,984.2	1.2731	0.0397	0.2302	5.3602	0.7602	0.0200
4	57,583.4	1.2141	0.0844	0.2682	6.0037	0.8601	0.0176
5(최대)	319,320.6	1.0796	0.0824	0.2426	6.5838	1.0209	0.0144
BE/ME							
≤0	12,213.3	-19.5883	-3.7942	-3.2336	44.4274	0.7597	0.0250
1(최소)	101,705.1	0.5760	0.0308	0.1341	3.4704	0.9591	0.0125
2	103,984.3	0.9094	0.0761	0.2054	4.0187	0.8161	0.0167
3	112,591.5	1.1577	0.0821	0.2460	5.4438	0.8021	0.0175
4	73,457.8	1.4694	0.0930	0.2912	7.1324	0.7708	0.0218
5(최대)	49,834.3	2.4287	0.0814	0.4494	8.7932	0.7217	0.0290
E/P							
≤0	32,307.1	-4.2864	-1.5217	-1.1344	19.1963	0.8491	0.0242
1(최소)	107,596.6	1.1598	0.0290	0.1996	6.9860	0.9276	0.0133
2	102,056.6	1.1273	0.0616	0.2374	5.5227	0.8700	0.0184
3	103,704.7	1.2255	0.0961	0.2645	4.5141	0.7864	0.0201
4	97,545.2	1.2823	0.1418	0.3259	4.7133	0.7567	0.0187
5(최대)	55,398.2	1.1464	0.2901	0.4994	6.2738	0.6963	0.0245
C/P							
≤0	28,273.0	-7.1825	-2.3246	-1.9652	24.5022	0.8735	0.0231
1(최소)	113,416.5	0.9266	0.0295	0.0800	7.3365	0.9475	0.0158
2	85,962.3	1.0612	0.0782	0.1590	4.7494	0.8195	0.0160
3	65,639.8	1.2054	0.1047	0.2336	4.3673	0.7757	0.0187
4	110,493.6	1.3441	0.1317	0.3479	4.6486	0.7784	0.0223
5(최대)	76,293.7	1.2589	0.2012	0.6914	7.9733	0.7251	0.0239
LEV							
1(최소)	99,249.0	0.9078	0.1022	0.1912	1.0639	0.7858	0.0158
2	84,536.6	1.1396	0.1030	0.2460	2.2356	0.8150	0.0158
3	75,109.3	1.3702	0.0925	0.2997	3.6259	0.8038	0.0187
4	75,630.5	1.4847	0.0644	0.3134	5.9363	0.7946	0.0219
5(최대)	92,320.3	-1.9317	-0.6911	-0.3515	22.9447	0.8309	0.0266

주) 기업규모: 시가총액, BE/ME: 장부가치/시장가치 비율, E/P: 순이익/주가 비율,
C/P: 현금흐름/주가 비율, LEV: 레버리지, beta: 역사적 베타

이상의 기술적 분석결과를 요약하면, 기업규모, 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 순이익/주가 비율(E/P), 현금흐름/주가 비율(C/P), 레버리지(LEV) 등은 기업규모를 제외하고는 주식수익률과 양(+)의 관계를 가지고 있으며, 이와 같은 결과는 기존의 연구결과와 일치되는 것으로 판단된다.¹¹⁾

그리고 기본적 변수간의 상관관계를 살펴보면 <표 3>과 같다. <표 3>에서 볼 수 있는 바와 같이 순이익/주가 비율(E/P)과 현금흐름/주가 비율(C/P), 장부가치/시장가치 비율(BE/ME)과 레버리지(LEV) 등의 상관관계는 높게 나타났다.¹²⁾ 반면에 기업규모(시장가치에 자연로그를 취한 값, LME)와 다른 기본적 변수간의 상관관계는 높지 않다. 따라서 기업규모를 제외한 다른 기본적 변수들은 서로 공통적 정보를 상당부분 공유하고 있는 것으로 판단된다.

<표 3> 기본적 변수간의 상관관계(1983.4 - 1995.12)

	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV
LME	1.0000				
BE/ME	0.1795	1.0000			
E/P	0.1754	0.6549	1.0000		
C/P	0.1339	0.5988	0.9545	1.0000	
LEV	-0.1261	-0.7877	-0.5935	-0.5027	1.0000

주) LME: 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME: 장부가치/시장가치 비율, E/P: 순이익/주가 비율, C/P: 현금흐름/주가 비율, LEV: 레버리지

IV. 基本的 變數와 株式收益率 : 橫斷面 回歸分析

본 장에서는 먼저 기존 연구결과에 의해서 확인된 기본적 변수들, 즉 기업규모, 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 레버리지 등이 주식 수익률에 체계적인 영향을 미칠 수 있는 지를 Fama and MacBeth(1973)모형에 의해 검증하고자 한다. 그리고 Fama and MacBeth(1973)모형에 내포될 수 있는 變數誤差

- 11) 실증기간동안 계속 상장된 기업의 경우 포트폴리오의 특성을 살펴보면, 기업규모, 포트폴리오의 수익률 등이 전체기업에 대상으로 한 경우보다 약간 높게 나타나고 있는데, 이는 생존자 편이가 다소 존재함을 의미하는 것으로 볼 수 있다. 계속 상장된 기업에 대한 실증분석결과는 본 논문의 지면사정 상 생략함.
- 12) LEV와 BE/ME, E/P, C/P 등 사이의 상관계수가 음(-)의 값을 가지는 이유는 BE/ME, E/P, C/P 등의 값이 음(-)인 주식들의 LEV가 아주 높게 나타나고 이와 같은 관계가 LEV와의 상관계수에 아주 높은 영향을 미치기 때문이다.

問題(errors in variable)를 완화시키고, 포트폴리오의 구성방법에 따른 민감도를 살펴 보기 위하여 다음과 같이 두가지 방법으로 포트폴리오를 구성하여 실증분석을 실시 하였다.¹³⁾

첫 번째 포트폴리오의 구성방법은 기업규모(LME)와 장부가치/시장가치 비율(BE/ME)에 의한 것이다. 기업규모의 크기에 따라 5개의 포트폴리오를 구성하고, 독립적으로 장부가치/시장가치 비율이 양(+)의 값을 가지는 주식으로 그 크기에 따라 5개의 포트폴리오를 구성한 후 25개(5×5)의 LME-BE/ME 포트폴리오를 구성하였다. 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성되며, 각 포트폴리오에 속한 개별종목에 대해 동일비율로 투자한다는(equally-weighted) 전제하에 4월말부터 다음해 3월말까지의 12개월동안 각 포트폴리오의 월별수익률을 계산하였다.

두 번째 포트폴리오의 구성방법은 기업규모(LME)와 순이익/주가 비율(E/P)에 의한 것이다. 기업규모의 크기에 따라 5개의 포트폴리오를 구성하고, 독립적으로 순이익/주가 비율이 양(+)의 값을 가지는 주식으로 그 크기에 따라 5개의 포트폴리오를 구성한 후 25개(5×5)의 LME-E/P 포트폴리오를 구성하였다. 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성되며, 각 포트폴리오에 속한 개별종목에 대해 동일비율로 투자한다는(equally-weighted) 전제하에 4월말부터 다음해 3월말까지의 12개월동안 각 포트폴리오의 월별수익률을 계산하였다.

두가지의 포트폴리오 구성방법에 따른 실증기간(1983.4-1995.12)동안 각 포트폴리오의 평균수익률은 <표 4>와 같다. <표 4>의 첫 번째 칸(LME-BE/ME 포트폴리오)을 보면, BE/ME에 관계없이 소규모 기업의 수익률이 대규모 기업의 수익률보다 높다는 기업규모효과가 나타난다. 또한 기업규모에 관계없이 BE/ME와 주식수익률의 관계는 양(+)의 관계를 가진다. 즉 BE/ME가 높을수록 주식수익률이 높아진다. 이와 같은 결과는 단일의 기본적 변수에 의해 포트폴리오를 구성한 앞의 <표 2>의 결과와 일치한다. 따라서 기업규모, BE/ME 등이 주식수익률에 독립적인 영향을 미치는 것으로 생각할 수 있다. 그리고 <표 4>의 두 번째 칸(LME-E/P 포트폴리오)을 보면, E/P에 관계없이 기업규모효과가 나타나며, 또한 기업규모에 관계없이 E/P와 주식수익률의 관계는 양(+)의 관계를 가진다. 즉 기업규모효과 및 PER효과가 동시에 존재한다. 이

13) 時系列模型에서 추정된 回歸係數(베타계수)를 횡단모형의 독립변수로 사용할 경우 발생할 수 있는 변수오차 문제를 통제하고, 개별 주식수익률에 포함되어 있는 非正常的인 騷音(noisy)을 감소시키기 위하여 포트폴리오를 구성하였다. 그러나 포트폴리오를 구성하는 경우 변수오차 문제에 의해서 발생할 수 있는 一致性(consistency) 問題는 어느정도 해결할 수 있으나 效率性(efficiency) 問題가 제기될 수 있다. 그러므로 이와 같은 효율성 문제를 줄이기 위해서는 포트폴리오간의 변동이 커지도록 포트폴리오를 구성하여야 한다. Chen, Roll & Ross(1986)는 기업규모 등에 의해 포트폴리오를 구성하는 경우 이러한 통계적인 문제들을 상당히 완화시킬 수 있다고 하였다. 이에 관한 자세한 내용은 다음을 참조.

C. Huang and R.H. Litzenberger, *Foundations for Financial Economics*, (North-Holland, 1988), pp.299-356.

와 같은 결과도 역시 단일의 기본적 변수에 의해 포트폴리오를 구성한 앞의 <표 2>의 결과와 일치한다.

<표 4> 포트폴리오의 월별 평균수익률(1983.4-1995.12)

(a) 기업규모(LME)-장부가치/시장가치 비율(BE/ME) 포트폴리오

기업규모 \ BE/ME	1(최소)	2	3	4	5(최대)
1(최소)	0.0211	0.0265	0.0188	0.0241	0.0349
2	0.0145	0.0164	0.0163	0.0211	0.0294
3	0.0148	0.0145	0.0190	0.0223	0.0291
4	0.0123	0.0171	0.0158	0.0213	0.0240
5(최대)	0.0109	0.0122	0.0178	0.0212	0.0189

(b) 기업규모(LME)-순이익/주가 비율(E/P) 포트폴리오

기업규모 \ E/P	1(최소)	2	3	4	5(최대)
1(최소)	0.0220	0.0212	0.0304	0.0267	0.0303
2	0.0144	0.0176	0.0214	0.0193	0.0238
3	0.0148	0.0253	0.0160	0.0165	0.0245
4	0.0137	0.0181	0.0203	0.0188	0.0209
5(최대)	0.0110	0.0144	0.0114	0.0161	0.0213

이상과 같은 분석결과는 통계적 검정을 실시하지 않은 기술적 분석결과에 지나지 않는다. 따라서 기본적 변수와 주식수익률의 관계를 보다 정확하게 확인하기 위해서는 통계적 검정이 수반되어야 할 것이다. 이를 위해 본 연구는 Fama and MacBeth (1973)의 횡단면회귀모형을 사용하였다.¹⁴⁾

기본적 변수가 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는지를 살펴보기 위한 횡단면회귀모형은 다음과 같다.

14) Fama and MacBeth(1973)의 횡단면회귀모형과 대체적인 방법으로 Jaffe, Keim, and Westerfield (1989), Chan, Hamao, and Lakonishok(1991) 등에 의해서 사용된 무관회귀분석(seemingly unrelated regression : SUR)기법이 있다. 그러나 베타추정을 제외하고 변수오차문제가 발생하지 않으며, 또한 Bhandari (1988) 등에 의하면 포트폴리오를 구성하는 경우 베타추정에 의한 변수오차 문제도 심각하지 않기 때문에 본 연구에서는 Fama and MacBeth(1973)모형을 사용하였다.

$$R_p = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_p + \lambda_2 LME_p + \lambda_3 BE/ME_p + \lambda_4 E/P_p + \lambda_5 C/P_p + \lambda_6 LEV_p + e_p$$

단, R_p =포트폴리오의 수익률(단, $p=1, 2, \dots, 25$)

$\hat{\beta}_p$ =포트폴리오 구성시점(매년 3월말)이전 36개월간의 자료에

의해서 추정된 베타값

LME_p =포트폴리오에 속한 주식들의 Ln (시가총액)의 평균값

BE/ME_p =포트폴리오에 속한 주식들의 BE/ME 의 평균값

E/P_p =포트폴리오에 속한 주식들의 E/P 의 평균값

C/P_p =포트폴리오에 속한 주식들의 C/P 의 평균값

LEV_p =포트폴리오에 속한 주식들의 LEV 의 평균값

e_p =포트폴리오의 殘差項

실증기간(1983.4 - 1995.12) 동안 매월 일련의 횡단면회귀분석을 앞에서 선정한 기본적 변수들의 다양한 조합에 의해 실시하였다. 실증기간동안 매월 실시된 다양한 횡단면회귀모형에 의해서 회귀계수들을 추정한 후, 그것들의 전체기간에 대한 평균값, t 값(t -value)을 구하여 기본적 변수들의 경제적, 통계적 유의성을 평가하였다.

Fama and MacBeth(1973)의 횡단면회귀모형을 기업규모(LME)-장부가치/시장가치 비율(BE/ME) 포트폴리오와 기업규모(LME)-순이익/주가 비율(E/P) 포트폴리오에 대하여 각각 실시한 결과는 <표 5>와 <표 6>에 나타나있다.

LME-BE/ME 포트폴리오에 대해서 횡단면회귀분석을 실시한 <표 5>를 보면 장부가치/시장가치 비율(BE/ME)의 경우 대부분의 모형에서 유의성 높게 나타났으며, 현금흐름/주가 비율(C/P)도 유의성이 있는 것으로 나타나고 있다. 반면, 모든 회귀모형에서 기업규모(LME) 및 베타의 유의성은 약한 것으로 나타났다. 그리고 순이익/주가 비율(E/P), 레버리지(LEV)의 유의성은 일부 모형에서만 나타나기 때문에 그 유의성을 판단하기 어렵다. 그리고 각 회귀계수의 부호를 살펴보면, 베타와 기업규모는 음(-)의 값을 가지고 있으나 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가비율, 레버리지는 양(+)의 값을 가지고 있다. 각 회귀계수의 부호는 베타의 회귀계수를 제외하고는 일반적인 예상과 일치하였다. 즉 기업규모가 낮을수록, 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가비율, 레버리지 등이 높을수록 주식수익률이 높아짐을 의미한다. 그리고 베타의 회귀계수(즉 시장의 위험프리미엄)가 예상과 달리 음(-)의 부호를 가지는 것은 앞의 <표 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 기업규모가 높을수록 베타값이 커지기 때문인 것으로 판단된다.

LME-E/P 포트폴리오에 대해서 횡단면회귀분석을 실시한 <표 6>을 보면 앞의 <표 5>와는 달리 일부 모형에서만 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 현금흐름/주가 비율(C/P) 등의 유의성이 나타나고 있으나, 레버리지(LEV)의 유의성은 대부분의 모형에서 높게 나타나고 있다. 또한 기업규모(LME)의 경우 통계적 유의성은 여전히 약하지만, LME-BE/ME 포트폴리오의 경우에 비해 통계적 유의성을 나타내고 있는 t값이 대체로 높게 나타나고 있다. 이와 같이 포트폴리오의 구성방법에 따라 포트폴리오의 수익률에 유의적인 변수가 다소 다르게 나오는 이유는 포트폴리오의 구성방법에 따라 회귀계수가 불안정하기 때문인 것으로 판단된다. 그러나 회귀계수의 값 또는 부호는 LME-BE/ME 포트폴리오의 경우와 거의 일치하였다. 다시 말하면, 포트폴리오의 구성방법에 따라 회귀계수의 값 또는 부호는 거의 변하지 않으나, 통계적 유의성은 민감하다고 볼 수 있다.

그리고 1월효과의 존재여부를 살펴보기 위하여 표본을 1월과 2월-12월로 구분하여 동일한 실증분석을 실시하였다. 이에 대한 실증분석결과의 요약표는 다음의 <표 7>에 제시하였다.¹⁵⁾

1월에 대한 횡단면회귀분석결과인 <표 7>에서 1월 또는 2월-12월에서의 회귀계수의 부호는 대부분 전체기간에 대한 것과 거의 일치하였으나, 그 통계적 유의성은 약하게 나타났다. 그러나 1월의 회귀계수와 2월-12월의 회귀계수의 절대값을 비교해보면 1월의 회귀계수의 절대값이 2월-12월에 비해 상당히 높게 나타나고 있다. 즉 통계적인 의미에서는 1월효과가 존재하지 않는 것으로 보이나, 경제적인 의미에서는 1월효과가 존재하는 것으로 판단된다.

이상의 횡단면회귀분석결과를 종합하면, 국내 주식시장의 경우 짧은 실증기간의 제약으로 인하여 정확한 결론을 내리기는 어려우나 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 현금흐름/주가 비율(C/P) 등이 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 변수라 할 수 있다.¹⁶⁾ 그러나 이와 같은 분석결과는 포트폴리오의 구성방법에 따라 다소 민감한 것으로 판단된다.¹⁷⁾ 그리고 통계적 의미에서는 1월효과가 존재한다고 보기 어려우나, 경제적 의미에서 1월효과가 존재하는 것으로 생각된다.

15) 1월과 2월~12월 각각에 대한 자세한 횡단면회귀분석결과에 대해서는 <부록 1>~<부록 4>를 참조할 것.

16) Chan, Hamao, and Lakonishok(1991)의 실증분석결과에 의하면 일본시장에서는 장부가치/시장가치 비율이 조사된 4개의 변수 중 통계적, 경제적으로 가장 중요한 변수로 나타났으며, 현금흐름/주가 비율도 역시 기대수익률과 정(+)의 관계를 가지고 유의성이 높게 나타났다.

17) 지면의 제약으로 인하여 본 논문에는 포함시키지 않았으나, 계속 상장기업 그리고 전체기간(1983.4-1995.12)을 두 개의 소기간(1983.4-1989.3, 1989.4-1995.12)으로 나누어 동일한 횡단면회귀분석을 실시하였다. 그 실증결과는 계속 상장기업의 경우 전체기업의 결과와 거의 유사하였으나, 통계적 유의성은 약간 높게 나왔다. 이와 같은 결과는 생존자 편의에 의한 것으로 판단된다. 그리고 두 개의 소기간으로 나누어 실시한 결과는 첫 번째 소기간(1983.4-1989.3)에 비해 두 번째 소기간(1989.4-1995.12)에서 기본적인 변수들의 유의성이 보다 높게 나왔다. 이는 횡단면회귀분석결과가 실증기간에도 민감한 결과라 할 수 있다.

〈표 5〉 LME-BE/ME 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(1983.4 - 1995.12) :
매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R^2}$
0.0320 (2.68)**	-0.0157 (-1.37)						0.1639
0.0452 (2.15)*		-0.0025 (-1.43)					0.2394
0.0109 (1.71)			0.0089 (3.57)**				0.0797
0.0177 (2.72)**				0.0330 (1.35)			0.0673
0.0153 (2.29)**					0.0268 (2.16)*		0.0571
0.0147 (2.16)*						0.0020 (1.87)	0.0860
0.0457 (2.15)*	-0.0097 (-1.20)	-0.0018 (-0.95)					0.2876
0.0338 (1.61)		-0.0023 (-1.32)	0.0087 (3.53)**				0.3317
0.0433 (2.02)*		-0.0027 (-1.46)		0.0435 (1.96)*			0.2927
0.0401 (1.91)		-0.0026 (-1.47)			0.0328 (2.94)**		0.3039
0.0444 (2.13)*		-0.0031 (-1.71)				0.0023 (2.71)**	0.3184
0.0348 (1.64)		-0.0024 (-1.30)	0.0067 (2.98)**	0.0143 (0.70)			0.3543
0.0365 (1.74)		-0.0024 (-1.36)	0.0056 (1.73)		0.0052 (0.32)		0.3540
0.0357 (1.70)		-0.0024 (-1.37)	0.0073 (2.86)**			0.0005 (0.71)	0.3670
0.0367 (1.72)		-0.0025 (-1.34)	0.0048 (2.13)*	0.0195 (0.97)		0.0005 (0.73)	0.3894
0.0371 (1.76)		-0.0024 (-1.35)	0.0037 (1.24)		0.0092 (0.59)	0.0006 (0.94)	0.3875

주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.

2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지

3) $adj\overline{R^2}$: 조정된 결정계수의 평균값

4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

〈표 6〉 LME-E/P 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(1983.4-1995.12) :
매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R^2}$
0.0304 (2.61)**	-0.0155 (-1.33)						0.1418
0.0504 (2.41)*		-0.0030 (-1.74)					0.2336
0.0184 (2.76)**			0.0009 (0.37)				0.0258
0.0167 (2.52)*				0.0363 (1.89)			0.0814
0.0136 (1.93)					0.0286 (2.12)*		0.0754
0.0150 (2.31)*						0.0020 (2.61)**	0.0714
0.0435 (2.09)*	-0.0124 (-1.21)	-0.0014 (-0.74)					0.2795
0.0498 (2.34)*		-0.0031 (-1.74)	0.0007 (0.33)				0.2660
0.0450 (2.06)*		-0.0028 (-1.57)		0.0302 (1.53)			0.3319
0.0401 (1.77)		-0.0025 (-1.38)			0.0216 (1.57)		0.3208
0.0449 (2.14)*		-0.0029 (-1.66)				0.0018 (2.38)*	0.3089
0.0461 (2.06)*		-0.0030 (-1.66)	0.0009 (0.47)	0.0305 (1.57)			0.3498
0.0404 (1.73)		-0.0027 (-1.50)	0.0016 (0.77)		0.0260 (1.87)		0.3382
0.0393 (1.82)		-0.0031 (-1.80)	0.0064 (2.47)*			0.0026 (2.69)**	0.3451
0.0418 (1.87)		-0.0026 (-1.44)	0.0021 (1.05)	0.0296 (1.35)		0.0001 (0.15)	0.3906
0.0383 (1.63)		-0.0025 (-1.37)	0.0034 (1.64)		0.0157 (1.00)	0.0005 (0.74)	0.3751

주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.

2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지

3) $adj\overline{R^2}$: 조정된 결정계수의 평균값

4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

(표 7) 1월 효과에 대한 검증결과 (1983.4-1995.12) :
 매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)¹⁸⁾

	절편	LME	BE/ME	C/P	$adj\overline{R}^2$
LME-BE/ME 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과					
1월	0.1736 (1.33)	-0.0120 (-1.14)	0.0082 (0.48)	0.0334 (0.44)	0.3565
2~12월	0.0249 (1.26)	-0.0016 (-0.93)	0.0054 (1.67)	0.0029 (0.17)	0.3538
LME-E/P 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과					
1월	0.1394 (0.99)	-0.0077 (-0.75)	-0.0082 (-0.94)	0.0261 (0.36)	0.3294
2~12월	0.0319 (1.43)	-0.0023 (-1.29)	0.0024 (1.16)	0.0260 (1.87)	0.3390

- 주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.
 2) LME: 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME: 장부가치/시장가치 비율,
 C/P: 현금흐름/주가 비율
 3) $adj\overline{R}^2$: 조정된 결정계수의 평균값
 4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

V. 多要因模型의 檢證 : 時系列 回歸分析

여기에서는 Black, Jensen, and Scholes(1972)의 시계열모형을 이용하여 Fama and French(1993)의 3요인모형이 국내 주식시장에서도 적용가능한 지를 살펴보고자 한다. 여기서는 Fama and French(1993)에 의해서 제시된 모형(모형 1)뿐만 아니라 IV장의

18) V장의 다요인모형에 대한 잔차를 기준으로 다음과 같이 1월효과(January effect)를 검증할 수 있다.

$$Res_{jt} = a_j + b_j Jan_t + e_{jt}$$

여기서 Res_{jt} : 3요인모형에 의해서 회귀분석하여 얻어진 포트폴리오 j의 t월 잔차 (residuals) ($j = 1, \dots, 25$)

Jan_t : t월이 1월이면 1, 그이외의 월이면 0인 더미변수

a_j, b_j : 회귀식의 절편, 기울기

위 모형은 3요인모형에 의해서 설명되지 않는 부분(잔차)의 계절적인 패턴이 존재하는지를 검증하기 위한 모형이다. 이 모형에 의한 회귀분석결과를 요약하면 1월에 대한 더미변수(Jan)의 기울기인 b 값은 모두 양(+)이고 그것의 t값도 대부분 2.00이상으로 통계적 유의성을 가지고 있었다. 따라서 1월의 주식수익률이 다른 월의 주식수익률보다 높다는 1월효과와 경우 3요인모형에 의해서도 설명되지 않는 것으로 판단된다.

횡단면회귀분석결과 유의성이 있는 것으로 확인된 현금흐름/주가 비율(C/P)을 사용한 모형(모형 2)도 동시에 검증하고자 한다. 본 연구에 사용된 두 개의 시계열모형은 다음과 같다.

$$\text{모형 1 : } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{BE/MEt}$$

$$\text{모형 2 : } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{C/Pt}$$

여기서 R_{pt} = t월에서의 포트폴리오 p의 수익률

R_{ft} = t월에서의 3개월 정기예금이자율을 1개월이자율로 환산한 값

R_{mt} = t월에서의 종합주가지수 수익률

R_{LMEt} = t월에서의 기업규모에 의해서 5개의 포트폴리오를 구성한 후, 기업 규모가 가장 작은 포트폴리오의 수익률에서 가장 큰 포트폴리오 수익률을 차감한 값

$R_{BE/MEt}$ = t월에서의 BE/ME가 양(+)인 주식들에 의해서 5개의 포트폴리오를 구성한 후, BE/ME가 가장 높은 포트폴리오의 수익률에서 가장 낮은 포트폴리오수익률을 차감한 값

$R_{C/Pt}$ = t월에서의 C/P가 양(+)인 주식들에 의해서 5개의 포트폴리오를 구성한 후, C/P가 가장 높은 포트폴리오의 수익률에서 가장 낮은 포트폴리오수익률을 차감한 값

위의 두 모형에서 $R_{mt} - R_{ft}$ 는 시장요인으로서 시장위험 1단위에 대한 가격(즉 프리미엄)을 의미하며, R_{LMEt} 는 기업규모요인으로서 기업규모에 따른 위험 1단위에 대한 가격을 의미한다. 그리고 $R_{BE/MEt}$ 는 장부가치/시장가치요인으로서 장부가치/시장가치에 따른 위험 1단위에 대한 가격을 의미하며, $R_{C/Pt}$ 는 현금흐름/주가요인으로서 현금흐름/주가에 따른 위험 1단위에 대한 가격을 의미한다.

두 시계열모형을 기업규모(LME)-장부가치/시장가치 비율(BE/ME) 포트폴리오와 기업규모(LME)-순이익/주가 비율(E/P) 포트폴리오에 대하여 각각 실시한 결과는 <표 8> ~ <표 11>에 나타나있다.

기업규모(LME)-장부가치/시장가치 비율(BE/ME) 포트폴리오에서 모형 1에 의한 시계열분석결과인 <표 8>을 보면, 시계열모형의 절편(α_0)이 통계적으로 유의적이지 못하기 때문에 모형 1이 국내 주식시장에서도 현실적으로 성립한다고 볼 수 있다. 또한 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인 등의 회귀계수, 즉 β_1 , β_2 , β_3 가

대부분의 경우 통계적으로 아주 유의하며, 조정된 결정계수 ($adjR^2$)도 모두 0.7이상으로 아주 높은 경향이 있다. 기업규모요인의 기울기인 β_2 는 BE/ME에 관계없이 기업규모가 낮을수록 높아진다. 즉 다른 요인이 일정할 때, 기업규모가 낮을수록 주식의 기대수익률이 높게 나타난다는 것을 의미한다. 그리고 장부가치/시장가치요인의 기울기인 β_3 는 기업규모에 관계없이 BE/ME가 높을수록 높아진다. 즉 다른 요인이 일정할 때, BE/ME가 높을수록 주식의 기대수익률은 높게 나타난다는 것을 의미한다. 결론적으로 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인 등 3요인에 의해서 국내 주식수익률의 공통적 변동을 잘 설명할 수 있다.

그리고 기업규모(LME)-장부가치/시장가치 비율(BE/ME) 포트폴리오에서 모형 2에 의한 시계열분석결과인 <표 9>를 보면, 시계열모형의 절편(α_0)이 통계적으로 유의적이지 못하기 때문에 모형 2도 역시 국내 주식시장에서 현실적으로 성립하는 것으로 보인다. 또한 시장요인, 기업규모요인, 현금흐름/주가요인 등의 회귀계수, 즉 β_1 , β_2 , β_3 가 대부분의 경우 통계적으로 상당히 유의하며, 조정된 결정계수 ($adjR^2$)도 대부분 0.7이상으로 상당히 높은 경향이 있다. 따라서 시장요인, 기업규모요인, 현금흐름/주가요인 등 3요인에 의해서도 국내 주식수익률의 공통적 변동을 설명할 수 있다.

기업규모(LME)-순이익/주가 비율(E/P) 포트폴리오에서 모형 1에 의한 시계열분석결과인 <표 10>을 보면, 시계열모형의 절편(α_0)이 통계적으로 유의적이지 못하기 때문에 모형 1이 국내 주식시장에서 현실적으로 성립한다고 볼 수 있다. 또한 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인 등의 회귀계수, 즉 β_1 , β_2 , β_3 가 대부분의 경우 통계적으로 아주 유의하며, 조정된 결정계수 ($adjR^2$)도 대부분 0.7 이상으로 아주 높은 경향이 있다. 따라서 포트폴리오구성방법에 관계없이 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인 등 3요인에 의해서 국내 주식수익률의 공통적 변동을 잘 설명할 수 있다고 판단된다.

그리고 기업규모(LME)-순이익/주가 비율(E/P) 포트폴리오에서 모형 2에 의한 시계열분석결과인 <표 11>를 보면, 시계열모형의 절편(α_0)이 통계적으로 유의적이지 못하기 때문에 모형 2도 역시 국내 주식시장에서도 현실적으로 성립할 수 있다. 또한 시장요인, 기업규모요인, 현금흐름/주가요인 등의 회귀계수, 즉 β_1 , β_2 , β_3 가 대부분의 경우 통계적으로 상당히 유의하며, 조정된 결정계수 ($adjR^2$)도 대부분 0.7이상으로 상당히 높은 경향이 있다. 그리고 기업규모요인의 기울기인 β_2 는 E/P에 관계없이 기업규모가 낮을수록 높아진다. 즉 다른 요인이 일정할 때, 기업규모가 낮을수록 주식의 기대수익률은 높게 나타난다는 것을 의미한다. 그리고 현금흐름/주가요인의 기

〈표 8〉 시계열회귀분석 결과(1983.4-1995.12) : LME-BE/ME 포트폴리오

모형 1 : $R_{bt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{BE/MEt}$

기업규모 \ BE/ME	(최소)					(최대)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
	α_0					$t(\alpha_0)$				
1(최소)	0.0007	0.0028	-0.0058	-0.0029	0.0065	0.19	0.97	-1.62	-0.95	2.38
2	-0.0025	-0.0016	-0.0061	-0.0017	0.0008	-0.60	-0.45	-1.70	-0.52	0.23
3	0.0045	-0.0022	-0.0025	-0.0028	0.0014	1.18	-0.63	-0.75	-0.88	0.44
4	0.0025	0.0012	-0.0020	-0.0013	-0.0054	0.73	0.33	-0.71	-0.41	-1.53
5(최대)	0.0013	-0.0011	0.0014	0.0007	-0.0020	0.45	-0.43	0.55	0.19	-0.66
	β_1					$t(\beta_1)$				
1(최소)	0.9353	1.0603	0.9474	0.9197	1.0027	18.92	26.84	19.28	21.86	26.61
2	0.9637	0.8877	0.8916	0.8443	0.8743	16.96	18.23	18.14	18.42	19.10
3	0.9582	0.8764	0.8752	0.9456	0.8492	18.18	18.37	19.34	21.50	19.57
4	0.9787	0.9214	0.9235	0.8925	0.9935	20.87	18.46	23.44	21.13	20.38
5(최대)	0.9790	0.8885	0.9666	1.0896	1.0497	25.17	26.74	28.15	22.89	25.76
	β_2					$t(\beta_2)$				
1(최소)	1.1009	1.0812	0.9553	0.9135	0.9370	21.17	26.02	18.49	20.65	23.65
2	0.7394	0.7887	0.7125	0.6618	0.5253	12.38	15.40	13.79	13.73	10.92
3	0.6248	0.5669	0.5341	0.5136	0.4321	11.28	11.30	11.22	11.10	9.47
4	0.3809	0.4442	0.3060	0.2260	0.1810	7.72	8.47	7.39	5.09	3.53
5(최대)	-0.0026	0.0263	-0.0279	0.0291	-0.0411	-0.06	0.75	-0.77	0.58	-0.96
	β_3					$t(\beta_3)$				
1(최소)	-0.4623	-0.2975	-0.1184	0.0709	0.1205	-6.26	-5.04	-1.61	1.13	2.14
2	-0.4138	-0.3677	-0.0321	0.0485	0.5057	-4.87	-5.05	-0.44	0.71	7.39
3	-0.7278	-0.2616	0.0612	0.2574	0.5233	-9.24	-3.67	0.90	3.92	8.07
4	-0.5807	-0.2384	-0.0179	0.3429	0.7350	-8.29	-3.20	-0.30	5.43	10.09
5(최대)	-0.3188	-0.0639	0.1259	0.2721	0.3553	-5.49	-1.29	2.45	3.83	5.84
	$s(e)$					$adjR^2$				
1(최소)	0.0423	0.0338	0.0420	0.0360	0.0322	0.83	0.90	0.82	0.86	0.90
2	0.0485	0.0416	0.0420	0.0392	0.0391	0.72	0.77	0.77	0.78	0.81
3	0.0450	0.0408	0.0387	0.0376	0.0371	0.74	0.73	0.76	0.81	0.81
4	0.0401	0.0427	0.0337	0.0361	0.0417	0.77	0.71	0.79	0.77	0.79
5(최대)	0.0332	0.0284	0.0293	0.0407	0.0348	0.82	0.83	0.84	0.78	0.82

주 : 1) $R_{mt} - R_{ft}$ = 시장요인, R_{LMEt} = 기업규모요인, $R_{BE/MEt}$ = 장부가치/시장가치요인
 2) α_0 : 회귀식의 절편, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: 회귀계수, $t(\cdot)$: t값
 3) $s(e)$: 회귀식의 표준오차
 4) $adjR^2$: 조정된 결정계수

〈표 9〉 시계열회귀분석 결과(1983.4-1995.12) : LME-BE/ME 포트폴리오

$$\text{모형 2 : } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{C/Pt}$$

기업규모	BE/ME (최소)					(최대)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
	α_0					$t(\alpha_0)$				
1(최소)	-0.0042	0.0018	-0.0065	-0.0035	0.0066	-1.07	0.65	-1.85	-1.21	2.48
2	-0.0058	-0.0043	-0.0080	-0.0029	0.0026	-1.34	-1.18	-2.32	-0.92	0.80
3	-0.0019	-0.0057	-0.0030	-0.0018	0.0038	-0.40	-1.59	-0.95	-0.58	1.18
4	-0.0032	-0.0015	-0.0020	0.0003	-0.0007	-0.80	-0.42	-0.72	0.09	-0.17
5(최대)	-0.0030	-0.0025	0.0026	0.0045	0.0013	-0.98	-1.05	1.04	1.25	0.41
	β_1					$t(\beta_1)$				
1(최소)	0.9150	0.9860	0.9281	0.9619	1.0422	15.68	24.06	17.85	22.29	26.71
2	0.9142	0.8382	0.9337	0.8938	0.9972	14.44	15.46	18.45	19.17	21.12
3	0.8870	0.8840	0.9112	1.0060	0.9610	13.13	16.88	19.43	21.75	20.36
4	0.9393	0.9166	0.9174	0.9665	1.1136	15.91	16.87	22.12	21.45	18.64
5(최대)	0.9892	0.9065	0.9756	1.0769	1.0796	22.10	26.02	26.49	20.56	22.94
	β_2					$t(\beta_2)$				
1(최소)	0.9398	1.0104	0.9216	0.9172	0.9607	18.54	28.39	20.41	24.47	28.34
2	0.6120	0.6784	0.6779	0.6532	0.6474	11.13	14.41	15.42	16.13	15.79
3	0.3923	0.4655	0.5376	0.5769	0.5668	6.68	10.23	13.20	14.36	13.82
4	0.1860	0.3581	0.3026	0.3139	0.3900	3.63	7.59	8.40	8.02	7.51
5(최대)	-0.1267	-0.0072	0.0141	0.1372	0.0750	-3.26	-0.24	0.44	3.02	1.84
	β_3					$t(\beta_3)$				
1(최소)	-0.0648	-0.2939	-0.0743	0.1712	0.1579	-0.86	-5.55	-1.11	3.07	3.13
2	-0.1866	-0.1885	0.1747	0.2020	0.4852	-2.28	-2.69	2.67	3.35	7.95
3	-0.2633	0.0422	0.1456	0.2380	0.4388	-3.02	0.62	2.40	3.98	7.20
4	-0.1384	-0.0098	-0.0245	0.2906	0.4641	-1.81	-0.14	-0.46	4.99	6.01
5(최대)	0.0550	0.0767	0.0318	-0.0636	0.1085	0.95	1.70	0.67	-0.94	1.78
	$s(e)$					$adjR^2$				
1(최소)	0.0474	0.0333	0.0422	0.0350	0.0317	0.78	0.90	0.82	0.87	0.90
2	0.0514	0.0440	0.0411	0.0378	0.0383	0.69	0.74	0.78	0.79	0.82
3	0.0548	0.0425	0.0381	0.0375	0.0383	0.62	0.71	0.77	0.81	0.79
4	0.0479	0.0441	0.0337	0.0366	0.0485	0.67	0.69	0.79	0.77	0.72
5(최대)	0.0363	0.0283	0.0299	0.0425	0.0382	0.79	0.83	0.84	0.76	0.79

주 : 1) $R_{mt} - R_{ft}$ = 시장요인, R_{LMEt} = 기업규모요인, $R_{C/Pt}$ = 현금흐름/주가요인
 2) α_0 : 회귀식의 절편, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: 회귀계수, $t(\cdot)$: t값
 3) $s(e)$: 회귀식의 표준오차
 4) $adjR^2$: 조정된 결정계수

〈표 10〉 시계열회귀분석 결과(1983.4-1995.12) : LME-E/P 포트폴리오

$$\text{모형 1 : } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{BE/MEt}$$

기업규모 \ BE/ME	(최소)					(최대)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
	α_0					$t(\alpha_0)$				
1(최소)	-0.0078	-0.0024	0.0076	0.0011	0.0026	-1.66	-0.61	2.05	0.29	0.74
2	-0.0060	-0.0034	-0.0004	-0.0021	0.0009	-1.38	-0.90	-0.11	-0.58	0.23
3	-0.0051	0.0019	-0.0025	-0.0009	0.0018	-1.18	0.35	-0.75	-0.26	0.45
4	-0.0027	0.0001	-0.0012	0.0018	0.0016	-0.78	0.04	-0.33	0.49	0.42
5(최대)	-0.0024	0.0010	-0.0011	0.0009	0.0020	-1.02	0.38	-0.50	0.33	0.52
	β_1					$t(\beta_1)$				
1(최소)	1.0967	0.9540	1.0057	0.8342	0.8379	16.95	17.93	19.75	15.92	17.44
2	1.0030	0.9094	0.8813	0.8221	0.8104	16.89	17.44	16.96	16.22	14.60
3	1.0798	1.0733	0.8746	0.7547	0.7598	18.21	14.27	18.77	16.05	13.67
4	1.0714	1.0141	0.8709	0.8564	0.7983	22.80	25.67	17.27	16.86	15.09
5(최대)	1.0355	0.9607	0.9129	0.9314	0.9447	32.45	27.90	28.87	24.90	17.48
	β_2					$t(\beta_2)$				
1(최소)	0.9984	0.8949	1.0489	0.7997	0.7277	14.68	15.99	19.59	14.51	14.40
2	0.7680	0.7191	0.7423	0.6303	0.4667	12.30	13.11	13.58	11.82	8.00
3	0.6049	0.7019	0.5304	0.4857	0.3470	9.70	8.87	10.83	9.83	5.94
4	0.4090	0.3595	0.3221	0.2590	0.1760	8.28	8.65	6.07	4.85	3.17
5(최대)	0.0401	0.0438	-0.0451	0.0039	-0.0154	1.19	1.21	-1.36	0.10	-0.27
	β_3					$t(\beta_3)$				
1(최소)	0.0958	-0.1286	-0.3093	0.1277	0.3086	0.99	-1.62	-4.06	1.63	4.30
2	-0.2381	-0.1296	-0.0775	0.0007	0.2177	-2.68	-1.66	-1.00	0.01	2.62
3	-0.1910	-0.0389	-0.1226	-0.0923	0.3278	-2.16	-0.35	-1.76	-1.31	3.95
4	-0.2510	-0.0919	0.2226	-0.0069	0.2166	-3.58	-1.56	2.95	-0.09	2.74
5(최대)	-0.1483	-0.1078	-0.0859	0.0427	0.2994	-3.11	-2.09	-1.82	0.76	3.71
	$s(e)$					$adjR^2$				
1(최소)	0.0553	0.0455	0.0435	0.0448	0.0411	0.78	0.79	0.83	0.77	0.80
2	0.0508	0.0446	0.0444	0.0433	0.0474	0.72	0.75	0.75	0.72	0.66
3	0.0507	0.0643	0.0398	0.0402	0.0475	0.72	0.64	0.74	0.68	0.63
4	0.0401	0.0338	0.0431	0.0434	0.0452	0.78	0.82	0.70	0.66	0.62
5(최대)	0.0273	0.0294	0.0270	0.0320	0.0462	0.88	0.84	0.85	0.80	0.68

주 : 1) $R_{mt} - R_{ft}$ = 시장요인, R_{LMEt} = 기업규모요인, $R_{BE/MEt}$ = 장부가치/시장가치요인
 2) α_0 : 회귀식의 절편, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: 회귀계수, $t(\cdot)$: t값
 3) $s(e)$: 회귀식의 표준오차
 4) $adjR^2$: 조정된 결정계수

<표 11> 시계열회귀분석 결과(1983.4-1995.12) : LME-E/P 포트폴리오

$$\text{모형 2 : } R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + \beta_1 [R_{mt} - R_{ft}] + \beta_2 R_{LMEt} + \beta_3 R_{C/Pt}$$

기업규모	BE/ME (최소)					(최대)				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
	α_0					$t(\alpha_0)$				
1(최소)	-0.0059	-0.0039	0.0060	-0.0003	0.0029	-1.27	-1.02	1.62	-0.08	0.89
2	-0.0069	-0.0048	-0.0023	-0.0047	-0.0010	-1.62	-1.29	-0.62	-1.40	-0.29
3	-0.0047	0.0008	-0.0049	-0.0039	0.0011	-1.14	0.16	-1.46	-1.19	0.31
4	-0.0033	-0.0006	-0.0008	-0.0005	0.0004	-0.99	-0.22	-0.23	-0.16	0.13
5(최대)	-0.0023	-0.0011	-0.0030	0.0009	0.0028	-1.06	-0.45	-1.33	0.35	0.73
	β_1					$t(\beta_1)$				
1(최소)	1.0762	0.9538	0.9449	0.9163	0.9359	15.80	16.88	17.34	17.78	19.67
2	0.9459	0.9045	0.9062	0.8949	0.9376	15.15	16.32	16.63	17.94	18.72
3	1.0033	1.0904	0.8980	0.8064	0.8924	16.62	13.78	18.27	16.85	17.35
4	1.0017	1.0034	0.9362	0.9202	0.9050	20.66	23.97	17.97	18.11	18.05
5(최대)	0.9830	0.9815	0.9349	0.9450	1.0267	30.70	27.01	28.22	24.03	18.40
	β_2					$t(\beta_2)$				
1(최소)	1.0451	0.8472	0.9665	0.8031	0.7898	17.66	17.25	20.42	17.94	9.11
2	0.7100	0.6736	0.7001	0.5914	0.4794	13.09	13.99	14.79	13.65	1.02
3	0.5749	0.6782	0.4722	0.4236	0.3977	10.97	9.87	11.06	10.19	8.90
4	0.3531	0.3311	0.3698	0.2221	0.1993	8.38	9.10	8.17	5.03	4.58
5(최대)	0.0131	-0.0075	-0.0889	0.0125	0.0520	0.47	-0.24	-3.09	0.37	1.07
	β_3					$t(\beta_3)$				
1(최소)	-0.0885	0.0044	-0.2376	0.3330	0.3909	-1.00	0.06	-3.38	5.00	6.36
2	-0.2251	-0.0149	0.1059	0.2999	0.5148	-2.79	-0.21	1.50	4.65	7.96
3	-0.3071	0.0723	0.1015	0.2170	0.5326	-3.94	0.71	1.60	3.51	8.02
4	-0.2766	-0.0401	0.2599	0.2628	0.4306	-4.42	-0.74	3.86	4.00	6.65
5(최대)	-0.2102	0.0901	0.0940	0.0541	0.3253	-5.08	1.92	2.19	1.06	4.51
	$s(e)$					$adjR^2$				
1(최소)	0.0553	0.0459	0.0442	0.0418	0.0386	0.78	0.78	0.82	0.80	0.83
2	0.0507	0.0450	0.0442	0.0405	0.0406	0.72	0.74	0.75	0.76	0.75
3	0.0490	0.0642	0.0399	0.0388	0.0417	0.74	0.64	0.74	0.70	0.71
4	0.0393	0.0340	0.0423	0.0412	0.0407	0.79	0.82	0.71	0.69	0.69
5(최대)	0.0260	0.0295	0.0269	0.0319	0.0453	0.89	0.84	0.85	0.81	0.69

주 : 1) $R_{mt} - R_{ft}$ = 시장요인, R_{LMEt} = 기업규모요인, $R_{C/Pt}$ = 현금흐름/주가요인
 2) α_0 : 회귀식의 절편, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$: 회귀계수, $t(\cdot)$: t값
 3) $s(e)$: 회귀식의 표준오차
 4) $adjR^2$: 조정된 결정계수

을기인 β_3 는 기업규모에 관계없이 C/P와 아주 높은 정(+)의 상관관계를 가지고 있는 E/P가 높을수록 높아지는 경향이 있다.¹⁹⁾ 즉 다른 요인이 일정할 때, C/P가 높을수록 주식의 기대수익률은 높게 나타난다고 할 수 있다. 그러므로 시장요인, 기업규모요인, 현금흐름/주가요인 등 3요인에 의해서도 포트폴리오구성방법에 관계없이 국내 주식수익률의 공통적 변동을 잘 설명하는 것으로 볼 수 있다.

이상의 시계열분석결과를 종합하면, 국내 증권시장에서도 포트폴리오의 구성방법에 관계없이 Fama and French(1993)의 3요인모형이 성립하는 것으로 판단된다.

VI. 結 論

기존의 많은 실증적 연구에 의하면 Sharpe-Lintner-Black의 CAPM의 내용과는 달리 시장베타 이외에 기본적 변수들(fundamental variables), 즉 기업규모(size), 장부가치/시장가치 비율(book-to-market ratio), 순이익/주가 비율(earning-to-price ratio), 현금흐름/주가 비율(cashflow-to-price ratio), 레버리지(leverage) 등이 수익률에 영향을 주는 것으로 나타나고 있다. 우리나라의 경우도 이와 관련된 많은 연구가 진행되어 왔으며, 그동안의 연구결과에 의하면 기업규모, 순이익/주가 비율, 레버리지 등 각각의 기본적 변수가 주식수익률에 영향을 미치고 있는 것으로 나타나고 있다. 그리고 실무에서도 1992년 국내 주식시장이 외국인 투자자에게 개방된 이후 순이익, 현금흐름, 자산가치 등 기본적 변수를 중요시하는 선진 투자기법이 국내시장에 급속히 유입되어 정착되고 있다.

그러나 국내에서는 미국 등 선진국에 비해 기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 종합적이고 체계적인 연구는 미흡한 실정이다. 따라서 본 연구는 기업규모, 장부가치/시장가치 비율, 순이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율, 레버리지 등 기본적 변수를 사용하여 주식수익률에 유의적인 변수를 확인하고, 또한 Fama and French (1993) 등에 의해서 제시된 다요인모형(multi-factor model)이 한국주식시장에서 적용가능한 지를 살펴보았다. 본 연구에서는 기본적변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증 분석을 위하여 Fama and MacBeth(1973)의 횡단면회귀모형을 사용하였으며, 다요인모형의 검증을 위하여 Black, Jensen, and Scholes(1972)의 시계열모형을 사용하였다.

19) E/P와 C/P는 아주 높은 정(+)의 상관관계를 가지고 있기 때문에 E/P가 높을수록 C/P가 높다고 보아도 무리가 없을 것이다.

먼저 횡단면회귀분석결과에 의하면, 국내 주식시장의 경우 짧은 실증기간의 제약으로 인하여 정확한 결론을 내리기는 어려우나 장부가치/시장가치 비율(BE/ME), 현금흐름/주가 비율(C/P) 등이 주식수익률의 횡단면적 차이를 설명할 수 있는 유의적인 변수로 나타났다. 그러나 이와 같은 분석결과는 포트폴리오의 구성방법에 따라 다소 민감한 것으로 판단된다. 그리고 통계적 의미에서는 1월효과가 존재한다고 보기 어려우나, 경제적 의미에서 1월효과가 존재하는 것으로 생각된다.

그리고 시계열분석결과에 의하면, 시장요인, 기업규모요인, 장부가치/시장가치요인(또는 현금흐름/주가요인) 등의 3요인에 의해서 국내 주식수익률의 공통적 변동을 잘 설명할 수 있다. 즉 국내 증권시장에서도 Fama and French(1993)의 3요인모형이 성립될 수 있는 것으로 판단된다.

본 연구의 결과는 CAPM, APM 등 기존의 균형가격결정모형의 현실적 적용의 문제점을 해결할 수 있는 모형을 개발하는 데 기여할 것이다. 또한 주식수익률에 영향을 미치는 다양한 변수들을 확인하고 검증해봄으로써 주식시장의 공정한 가격형성기능을 보다 제고할 수 있다. 그리고 이와 같은 연구가 축적됨으로써 보다 정확한 주식가격결정모형의 도출에 대한 시사점을 제시할 수 있을 것이다. 특히 본 연구는 증권실무자들에 의해서 널리 활용되어온 기본적 분석에 대한 이론적, 실증적 근거를 제시함으로써 실제 증권투자시 적극 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

그러나 실증분석기간이 불충분하여 실증결과를 일반화하는 데는 그 한계가 있다. 국내 주식시장의 역사가 일천하고 그나마 신빙성있는 자료의 수집이 근래에 와서야 가능해졌으므로 최근자료에만 의존하지 않을 수 없었다.

〈부록 1〉 LME-BE/ME 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(1월) :
 매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R^2}$
0.0811 (1.01)	-0.0206 (-0.29)						0.1021
0.1700 (1.26)		-0.0109 (-1.01)					0.2602
0.0533 (1.75)			0.0132 (0.93)				0.0672
0.0579 (1.86)				0.1283 (0.97)			0.0593
0.0501 (1.53)					0.0951 (1.49)		0.0429
0.0482 (1.41)						0.0046 (1.03)	0.0888
0.1731 (1.23)	-0.0140 (-0.43)	-0.0105 (-0.82)					0.2683
0.1580 (1.19)		-0.0106 (-0.99)	0.0121 (0.89)				0.3429
0.1797 (1.36)		-0.0123 (-1.15)		0.0968 (0.84)			0.3010
0.1631 (1.23)		-0.0112 (-1.05)			0.0768 (1.40)		0.3033
0.1735 (1.29)		-0.0126 (-1.13)				0.0061 (1.44)	0.3607
0.1732 (1.30)		-0.0118 (-1.10)	0.0166 (1.44)	-0.0428 (-0.38)			0.3538
0.1736 (1.33)		-0.0120 (-1.14)	0.0082 (0.48)		0.0334 (0.44)		0.3565
0.1665 (1.25)		-0.0116 (-1.05)	0.0028 (0.21)			0.0037 (1.45)	0.3928
0.1841 (1.38)		-0.0132 (-1.19)	0.0051 (0.52)	-0.0063 (-0.06)		0.0046 (1.74)	0.4018
0.1779 (1.37)		-0.0127 (-1.17)	-0.0045 (-0.35)		0.0619 (1.02)	0.0032 (1.23)	0.4050

주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.

2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
 장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지

3) $adj\overline{R^2}$: 조정된 결정계수의 평균값

4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

〈부록 2〉 LME-BE/ME 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(2월-12월)
 매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t 값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R^2}$
0.0278 (2.51)*	-0.0153 (-1.40)						0.1692
0.0346 (1.75)		-0.0018 (-1.07)					0.2376
0.0072 (1.15)			0.0086 (3.49)**				0.0808
0.0143 (2.19)*				0.0249 (1.03)			0.0680
0.0123 (1.85)					0.0210 (1.71)		0.0584
0.0119 (1.74)						0.0018 (1.62)	0.0857
0.0348 (1.77)	-0.0093 (-1.12)	-0.0011 (-0.61)					0.2892
0.0232 (1.18)		-0.0016 (-0.96)	0.0084 (3.45)**				0.3307
0.0317 (1.56)		-0.0018 (-1.05)		0.0390 (1.77)			0.2920
0.0297 (1.49)		-0.0019 (-1.11)			0.0291 (2.60)**		0.3039
0.0335 (1.71)		-0.0023 (-1.32)				0.0020 (2.33)*	0.3148
0.0230 (1.15)		-0.0016 (-0.89)	0.0059 (2.62)**	0.0192 (0.96)			0.3544
0.0249 (1.26)		-0.0016 (-0.93)	0.0054 (1.67)		0.0029 (0.17)		0.3538
0.0246 (1.25)		-0.0017 (-0.98)	0.0076 (3.03)**			0.0002 (0.31)	0.3648
0.0242 (1.20)		-0.0016 (-0.88)	0.0048 (2.06)*	0.0217 (1.07)		0.0002 (0.25)	0.3883
0.0251 (1.26)		-0.0015 (-0.90)	0.0044 (1.44)		0.0047 (0.29)	0.0004 (0.59)	0.3860

- 주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.
 2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
 장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지
 3) $adj\overline{R^2}$: 조정된 결정계수의 평균값
 4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

〈부록 3〉 LME-E/P 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(1월) :
 매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R}^2$
0.0878 (1.05)	-0.0340 (-0.43)						0.1250
0.1646 (1.28)		-0.0101 (-1.01)					0.2390
0.0784 (2.09)			-0.0200 (-2.10)*				0.0321
0.0620 (1.84)				0.0466 (0.48)			0.0660
0.0558 (1.57)					0.0506 (0.67)		0.0732
0.0346 (1.10)						0.0086 (2.99)*	0.0574
0.1342 (1.05)	-0.0412 (-0.66)	-0.0047 (-0.41)					0.2784
0.1725 (1.31)		-0.0092 (-0.90)	-0.0231 (-2.80)*				0.2876
0.1609 (1.21)		-0.0097 (-0.95)		0.0191 (0.19)			0.3242
0.1475 (1.08)		-0.0086 (-0.83)			0.0238 (0.32)		0.3129
0.1514 (1.22)		-0.0111 (-1.14)				0.0073 (2.71)*	0.2898
0.1635 (1.19)		-0.0090 (-0.88)	-0.0140 (-1.89)	0.0223 (0.23)			0.3458
0.1394 (0.99)		-0.0077 (-0.75)	-0.0082 (-0.94)		0.0261 (0.36)		0.3294
0.1599 (1.27)		-0.0109 (-1.13)	-0.0104 (-1.25)			0.0054 (1.56)	0.3231
0.1615 (1.20)		-0.0086 (-0.85)	-0.0143 (-1.91)	0.0528 (0.46)		-0.0008 (-0.20)	0.3689
0.1393 (1.01)		-0.0074 (-0.71)	-0.0098 (-1.10)		0.0391 (0.48)	-0.0009 (-0.24)	0.3514

주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.
 2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
 장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지
 3) $adj\overline{R}^2$: 조정된 결정계수의 평균값
 4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

〈부록 4〉 LME-E/P 포트폴리오의 횡단면회귀분석결과(2월-12월) :
매월의 횡단면회귀분석에 의해 추정된 회귀계수의 평균값(t값)

절편	beta	LME	BE/ME	E/P	C/P	LEV	$adj\overline{R}^2$
0.0256 (2.42)*	-0.0139 (-1.28)						0.1432
0.0407 (2.04)*		-0.0024 (-1.43)					0.2331
0.0133 (2.09)*			0.0026 (1.14)				0.0253
0.0128 (1.97)*				0.0354 (1.84)			0.0827
0.0100 (1.44)					0.0267 (2.01)*		0.0756
0.0133 (2.04)*						0.0015 (1.85)	0.0726
0.0358 (1.80)	-0.0100 (-1.01)	-0.0012 (-0.62)					0.2796
0.0393 (1.95)		-0.0026 (-1.49)	0.0027 (1.28)				0.2642
0.0351 (1.68)		-0.0022 (-1.28)		0.0312 (1.58)			0.3326
0.0310 (1.42)		-0.0020 (-1.12)			0.0214 (1.56)		0.3214
0.0359 (1.77)		-0.0022 (-1.29)				0.0014 (1.72)	0.3106
0.0361 (1.70)		-0.0025 (-1.41)	0.0022 (1.11)	0.0312 (1.60)			0.3501
0.0319 (1.43)		-0.0023 (-1.29)	0.0024 (1.16)		0.0260 (1.87)		0.3390
0.0290 (1.40)		-0.0025 (-1.45)	0.0078 (2.90)**			0.0024 (2.34)*	0.3469
0.0317 (1.47)		-0.0021 (-1.18)	0.0035 (1.73)	0.0276 (1.26)		0.0002 (0.26)	0.3924
0.0297 (1.31)		-0.0021 (-1.17)	0.0045 (2.16)*		0.0137 (0.87)	0.0007 (0.90)	0.3771

주 : 1) 포트폴리오는 매년 3월말에 재구성됨.

2) beta : 역사적 베타, LME : 기업규모(시가총액)에 자연로그를 취한 값, BE/ME : 장부가치/시
장가치 비율, E/P : 순이익/주가 비율, C/P : 현금흐름/주가 비율, LEV : 레버리지

3) $adj\overline{R}^2$: 조정된 결정계수의 평균값

4) * : 5% 수준에서 유의, ** : 1% 수준에서 유의.

참 고 문 헌

- 김형규, “주식의 가격결정요인에 관한 실증적 연구,” 재무관리연구, 제8권 제2호, 1991, 131-164.
- 국찬표, 구분열, 현대재무론, 비봉출판사, 1994.
- 운영섭 외7인, 주가변동과 이례현상, 학현사, 1994.
- 정기웅, “거시경제변수와 주가 : 한국주식시장에서의 실증분석,” 재무관리연구, 제8권 제2호, 1991, 73-97.
- Banz, R. W., “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics* 9, (Mar. 1981), 3-18.
- Banz, R. W. and W. Breen, “Sample-Dependent Results Using Accounting and Market Data : Some Evidence,” *Journal of Finance* 41, (Sep. 1986), 779-793.
- Basu, S., “The Relationship Between Earnings Yield, Market Value and Return for NYSE Common Stocks : Further Evidence,” *Journal of Financial Economics* 12, (Mar. 1983), 129-156.
- Bernard, V. and T. Stober, “The Nature and Amount of Information in Cash Flows and Accruals,” *Accounting Review* 64, (Oct. 1989), 624-652.
- Bhandari, L. C., “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns : Empirical Evidence,” *Journal of Finance* 43, (June 1988), 507-528.
- Black, F., “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing,” *Journal of Business* 45, (July 1972), 444-455.
- Black, F., M. Jensen, and M. Scholes, “The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests,” *In Studies in the Theory of Capital Markets*, edited by M. Jensen, (N.Y. : Praeger Publishers, 1972), 79-121.
- Breeden, D. T., “An Intertemporal Asset Pricing Model With Stochastic Consumption and Investment Opportunities,” *Journal of Financial Economics* 7, (Sep. 1979), 256-296.
- Chan, K. C. and N. F. Chen, “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms,” *Journal of Finance* 46, (Sep. 1991), 1467-1484.
- Chan, K. C., N. F. Chen, and D. A. Hsieh, “An Exploratory Investigation of the Firm Size Effect,” *Journal of Financial Economics* 14, (Sep. 1985), 451-471.

- Chan, Louis K. C., Y. Hamao, and J. Lakonishok, "Fundamentals and Stock Returns in Japan," *Journal of Finance* 46, (Sep. 1991), 1467-1484.
- Chan, Louis K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, "Evaluating the Performance of Value versus Glamour Stocks : The Impact of Selection Bias," *Journal of Financial Economics* 38, (July 1995), 269-296.
- Chan, Louis K. C., N. Jegadeesh, and J. Lakonishok, "Momentum Strategies," *Journal of Finance* 51, (Dec. 1996), 1681-1713.
- Chang, E. C. and M. Pinegar, "Stock Market Seasonals and Prespecified Multifactor Pricing Relations," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, (Dec. 1990), 517-533.
- Chen, N. F., "Financial Investment Opportunities and the Macroeconomy," *Journal of Finance* 46, (Jun. 1991), 529-554.
- Chen, N. F., R. Roll, and S. A. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business* 59 (July 1986), 383-403.
- Chopra, N., J. Lakonishok, and J. R. Ritter, "Measuring Abnormal Performance : Do Stock Overreact?," *Journal of Financial Economics* 31, (April 1992), 235-268.
- Cook, T. and M. Rozeff, "Size and Earnings/Price Ratio Anomalies : One Effect or Two?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19, (Dec. 1984), 449-466.
- Cox, J. C., J. E. Ingersoll, Jr., and S. A. Ross, "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices," *Econometrica* 53, (Mar. 1985), 768-783.
- Daniel, K. and S. Titman, "Evidence on the Characteristics of Cross Sectional Variation in Stock Returns," *Journal of Finance* 52, (Mar. 1997), 1-33.
- Davis, J. L., "The Cross-Section of Realized Stock Returns : The Pre-COMPUSTAT Evidence," *Journal of Finance* 49, (Dec. 1994), 1579-1593.
- DeBondt, W. and R. Thaler, "Does the Stock Market Overreact?," *Journal of Finance* 40, (July 1985), 793-805.
- DeBondt, W. and R. Thaler, "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality," *Journal of Finance* 42, (July 1987), 557-581.
- Dechow, P. M. and R. G. Sloan, "Returns to Contrarian Investment Strategies : Tests of Naive Expectations Hypotheses," *Journal of Financial Economics* 43, (Jan. 1997), 3-27.

- Elton, E. J. and M. J. Gruber, *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis*, 5th ed. (John Wiley & Sons, 1995).
- Fama, E. F. and K. R. French, "Dividend Yields and Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 22, (Oct. 1988), 3-25.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Business conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 25, (Nov. 1989), 23-49.
- Fama, E. F. and K. R. French, "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 47, (June 1992), 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics* 33, (Feb. 1993), 3-56.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns," *Journal of Finance* 50, (Mar. 1995), 131-155.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *Journal of Finance* 51, (Mar. 1996a), 55-84.
- Fama, E. F. and K. R. French, "The CAPM is Wanted, Dead or Alive," *Journal of Finance* 51, (Dec. 1996b), 1947-1958.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics* 43, (Feb. 1997), 153-193.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, "Risk, Return and Equilibrium : Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 81, (May 1973), 607-636.
- Haugen, R. A. and N. L. Baker, "Commonality in the Determinants of Expected Stock Returns," *Journal of Financial Economics* 41, (1996), 401-439.
- Huang, C. and R. H. Litzenberger, *Foundations for Financial Economics*, (North-Holland, 1988).
- Jeffe, J., D. Keim, and R. Westerfield, "Earnings Yields, Market Values and Stock Returns," *Journal of Finance* 44, (Mar. 1989), 135-148.
- Jegadeesh, N. and S. Titman, "Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency," *Journal of Finance* 48, (Mar. 1993), 65-91.
- Keim, D., "Size Related Anomalies and Stock Return Seasonality : Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Economics* 12, (Mar. 1983), 13-32.

- Keim, D. B. and R. F. Stambaugh, "Predicting Returns in the Stock and Bond Markets," *Journal of Financial Economics* 17, (Sep. 1986), 357-390.
- Kothari, S. P., J. Shanken, and R. G. Sloan, "Another Look at the Cross-section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance* 50, (Mar. 1995), 185-224.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance* 49, (Dec. 1994), 1541-1578.
- Lintner, J., "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics* 47, (Feb. 1965), 13-37.
- Lo, A. and A. C. MacKinlay, "Data-Snooping Biases in Tests of Financial Asset Pricing Models," *Review of Financial Studies* 3, (1990), 431-467.
- MacKinlay, A. C., "Multifactor Models Do Not Explain Deviations from the CAPM," *Journal of Financial Economics* 38, (May 1995), 3-28.
- Markowitz, H., *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, (Wiley, New York, 1959)
- Merton, R. C., "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41, (Sep. 1973), 867-887.
- Porta, R. L., "Expectations and the Cross-Section of Stock Returns," *Journal of Finance* 51, (Dec. 1996), 1715-1742.
- Reinganum, M. R., "Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values," *Journal of Financial Economics* 9, (Mar. 1981), 19-46.
- Roll, R., "A Critique of the Asset Pricing Theory's Tests," *Journal of Financial Economics* 4, (Mar. 1977), 129-176.
- Roll, R. and S. A. Ross, "An Empirical Investigation of the Arbitrage Pricing Theory," *Journal of Finance* 35, (Dec. 1980), 1073-1103.
- Rosenberg, B., K. Reid, and R. Lanstein, "Persuasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management* 11, (1985), 9-17.
- Ross, S. A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory* 13, (Dec. 1976), 341-360.
- Sattman, D., "Book Values and Stock Returns," *The Chicago MBA : A Journal of Selected Papers* 4, (1980), 25-45.

- Sharpe, W. F., "Capital Asset Prices : A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance* 19, (Jan. 1964), 425-442.
- Wilson, P., "The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows : Combined Evidence at the Earnings Announcement and Annual Report Release date," *Journal of Accounting Research, Supplement*, (1986), 165-200.