

한국 주식시장에서 기대수익률의 결정요인에 관한 연구*

유범준

경영대학

<요 약>

본 연구는 국내 주식시장에서 기업의 기대수익률을 설명할 수 있는 결정요인에 관해 실증적 분석을 하는 데 연구목적을 두고 있다. 이러한 연구목적에 위해 설명변수로 규모, 장부-시장가치비율, 위험, 주가수익비율, 주가수익비율가변수, 배당수익률, 과거주식수익률, 판매액-주가비율의 8개 대체적 변수를 이용하고, 독립변수로는 연별 주식수익률, 1월 주식수익률, 그리고 2-12월 주식수익률을 이용하여 횡단적 다중회귀분석을 하였다.

연별 주식수익률에 대해 횡단적 회귀분석 결과는 모든 설명변수가 가설적 명제와 일치하는 유의적인 통계치를 보였다. 1월 주식수익률에 대한 회귀분석에서 위험과 과거주식수익률이 유의적 설명변수로 나타났고, 과거주식수익률의 모수추정치는 반전현상을 보였다. 반면, 2-12월 주식수익률에 대한 회귀분석에서는 규모, 장부-시장가치비율, 주가수익비율, 그리고 배당수익률이 유의적 설명변수로 나타났다. 이러한 대립적 분석결과는 과잉반응이 1월에 발생했으며, 주식수익률의 설명하는 데 계절적 요인이 추가적 설명변수임을 의미한다. 우리 나라 주식시장에서는 효율적 시장가설과 과잉반응가설에서 제시하는 명제가 부분적으로 함께 성립한다고 해석된다.

The Cross-Section of Expected Stock Returns: Evidence from the Korean Stock Market

Beom Joon Yu

Professor of Finance

* 본 논문은 1999년도 울산대학교 학술연구조성비에 의해 작성되었음.

<Abstract>

This paper examines the relation between stock returns, measures of risk, and several financial characteristics, including firm size, book-to-market equity ratio, dividend yield, earning-to-price ratio, earning-to-price dummy, sales-to-price ratio, and prior returns. Because of seasonal patterns detected in prior returns, we explore relations in January versus the remainder of the year.

All explanatory variables appear to be significant for annual returns. Risk and prior returns are shown to be significant for January but insignificant for February through December. Returns and size, book-to-market equity ratio, earning-to-price and dividend-to-price are significantly related in February through December. In particular, prior returns are significantly negatively related with returns in January. Such a significant negative reversal in January is consistent with overreaction, which is not subsumed by size, book-to-market equity ratio and risk.

I. 서론

자본자산가격결정모형(Capital Asset Pricing Model; 이후 CAPM)은 Sharpe(1964), Lintner (1965), Black(1972)에 의해 제시된 후 현대재무분야에서 수익-위험의 관계를 설명하는 이론적 근거로서 뿐만 아니라 실증적 모형으로 핵심적인 역할을 하여 왔다. 그러나 CAPM의 주요내용인 '기대주식수익은 위험을 나타내 주는 베타계수와 正(+)의 선형적 관계에 있다'는 명제는 시장포트폴리오가 평균-분산기준에 의해 형성된 효율적 프론티어 (efficient frontier)에 위치한다는 전제조건에서 성립되는 것이다. 따라서 CAPM은 지난 수십년동안 시장효율성의 문제와 더불어 많은 의문과 비판을 받아 왔고 [Roll(1977), Roll and Ross(1994)], 주식수익이 위험계수에 의해 예측되지 않는다는 반론의 이론적 명제와 실증적 분석결과가 오랫동안 수없이 제시되어 왔다.

대표적인 반론은 Fama and French(1992), Lakonishok, Shleifer and Vishny(1994), Davis(1994)에 의해 이루어졌는데, 개별기업의 주식수익은 위험변수보다 규모(시장가치)와 장부-시장가치비율(book equity-to market equity ratio)과 같은 두 변수에 의해 유의적으로 설명된다는 것이다. 또한, DeBondt and Thaler(1985), Jegadeesh and Titman(1993), Chopra, Lakonishok and Ritter(1992)는 과잉반응가설(overreaction hypothesis)의 입장에서 주가의 과거변동추세(price history)는 주식수익을 예측하는 데 가장 중요한 정보를 제공한다고 주장하고 있다. 기대주식수익률의 결정요인에 관한 수많은 대립적인 논의는 대체로 두 가지 측면에서 정리할 수 있다.

첫째, 기존 기대주식수익의 특성에 관한 연구에 내재되어 있는 방법론적 문제점은 부분적으로 주가자료를 잘못 이용한 편의(bias)에서 파생된다는 것이다. 즉, 주가자료가 시계열로 불충분(survival bias) 또는 자료구성내용이 부적절(data snooping bias)하거나 또는 회계자료와 주가자료가 시간적으로 서로 불일치하여 사전예측(look-ahead bias)되는 편에서 방법론적 오류가 발생한다는 것이다 [Brown, Goetzman and Ross(1995), Lo and

MacKinlay(1990)].

둘째, 기존 기대수익-위험의 관계에 관한 연구에서 모형의 예측력이 여러 종류의 편익에 의해 확대 해석되었을 가능성이 높지만, 연구결과를 본질적으로 왜곡 오도시키지 않는다는 것이다. 이러한 문제점은 효율적 시장가설과 주가과잉반응가설의 입장에서 서로 다르게 접근하고 있다. 효율적 시장가설의 입장에서는 투자자가 기대하는 위험프리미엄이 CAPM의 예측식에 의해 설명되지 않지만, 다요인모형의 예측식과는 일치한다고 주장하고 있다 [Fama and French(1992), Ball, Kothari, and Shanken(1995)]. 반면, 과잉반응가설의 입장에서는 투자자의 과잉반응현상이 주가결정에 편익과 왜곡을 초래하여 결국 기대주식수익과 위험의 균형적 관계가 성립되지 않는다고 주장하고 있다. 따라서 이 견해에서는 과잉반응현상은 효율적 시장가설이 성립되지 못하게 하는 장애요인이라고 분석하고 있다 [Chopra, Lokonishok, and Ritter(1992), Lakonishok, Shleifer and Vishny(1994), Haugen(1995)].

Fama and French(1992)는 과잉반응현상을 부분적으로 고려할 경우 과거주가추세와 주가수익률¹⁾은 추가적인 설명력을 제공하지 못하며, 특히 과거주가추세는 개별적인 회귀분석에도 실증적 설명력이 약하며 장부-시장가치비율과 규모만이 기대주식수익을 유의적으로 설명하는 변수라고 주장하고 있다. 또한 과잉반응효과는 장부-시장가치비율을 유의적인 설명변수로 나타내게 할 수 있다고 주장했다. 반면에, Chopra, Lakonishok, and Ritter(1992)는 우량주식(winners)과 불량주식(losers)을 구별하여 포트폴리오를 구성할 경우 과잉반응효과와 규모효과는 서로 중복되지 않으며 과잉반응효과가 규모효과보다 훨씬 큰 설명력이 있다고 반론을 제시하였다. 또한 Zarowin(1990)은 규모를 통제한 후 주가반전이 1월에만 나타나는 현상을 확인하였다.

따라서, Fama and French(1992)는 과잉반응효과와 규모효과의 분석에서 DeBondt and Thaler(1985, 1987)처럼 계절적 측면을 고려하지 않았기 때문에, 장부-시장가치비율과 과잉반응이 서로 관련성이 있는지, 나아가 과거주가변동추세, 규모, 그리고 장부-시장가치비율이 주식수익률에 미치는 영향에 관한 분석에서 문제점을 제기하고 있다 [Fant and Peterson(1995), Kothari, Shanken and Sloan(1995), Brennan, Choridia, Subrahmanyam(1998)].

최근 국내에서도 김석진, 김지영(2000)이 기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계에 대해 연구하였는데, 주식수익률의 횡단면 차이와 시계열 차이에 있어 신규상장편의와 생존편의가 미치는 영향을 서로 다른 표본특성에 따라 분석하였다. 횡단적 분석에서 표본특성에 관계없이 장부가/시가비율은 유의적 설명력을 가지며 위험계수는 비유의적 설명력을 가진다고 밝혔다. 규모는 표본에 따라 서로 다른 반응을 보였다.

이와 같은 배경에서 본 연구는 최근 선진재무분야에서 주요연구과제로 계속 대두되고 있는 기대주식수익의 결정요인에 관해 국내 주식시장을 대상으로 위험요인뿐만 아니라 기업재무특성을 나타내는 비위험요인을 중심으로 횡단적으로 실증분석하는 데 연구목적을 두고 있다. 특히, 계절적 요인에 관한 분석은 1월 효과를 중심으로 분석하고자 한다.

본 연구는 제 I절에 서론에 연구배경과 문제제기가 기술되고, 제 II절에는 변수, 자료 및 분석모형의 방법론이 제시되고, 제 III절에 예비적 분석과 본분석을 통한 실증적 분석결과를 제시하며, 제 IV절에서는 본 연구의 분석결과를 요약한다.

1) 본고에서 주가수익률(earning-to-price)은 주당 당기순이익 대비 주가(종가)의 비율을 의미한다.

II. 변수, 자료 및 분석모형

주식시장이 유동적(liquid)이고 매우 효율적(efficient)이라면, 위험(베타)계수를 단일요인으로 하여 주식수익률을 설명할 수 있겠으나 유동성이 서로 다르고, 주어진 정보집합에서 가격결정에서 편의가 일어난다면, 비위험요인이 기대주식수익률의 특성을 설명하는 데 유의적인 변수로 작용할 것이다.

이러한 견지에서 본 연구에서는 위험, 과거주식수익률, 장부-시장가치비율, 규모, 주가수익률, 배당수익률, 판매액-주가비율의 8개 요인을 중심으로 기업의 서로 다른 기대주식수익률의 결정요인을 분석하고 관련된 제반가설을 검증할 것이다.

2.1. 설명 변수

주식수익률의 2차 모멘트(second moment)인 변동성을 설명하는 요인모형이 이용하는 기업특성요인을 주식수익률의 1차 모멘트인 기대치를 설명하는 데에 이용할 수 있다. 이러한 견지에서 8개 대체적 설명변수와 기대주식수익률의 관련성에 따른 가설적 명제는 다음과 같이 제시된다.

- 1) 위험 (risk): 앞서 언급한 바와 같이 위험요인은 점점 기대주식수익률과의 관계에 있어 설명력을 잃고 있지만, 본 연구에서는 위험(베타)계수를 기대수익률의 설명요인으로 포함하여 유의성을 검증할 것이다. 본 연구에서는 원칙적으로 위험요인은 기대주식수익률과 正(+)의 관계에 있다는 가설을 설정한다.
- 2) 장부-시장가치비율 (book-to-market equity ratio): 장부가치는 기대현금흐름을 예측하므로 장부-시장가치비율은 미래기대수익에 대한 정보를 포착할 수 있다. 장부-시장가치비율은 현금흐름대용치의 현재주가수준에 대한 비율로 간주된다[Pontiff and Schall(1998), Berk(1995), Sharathchandra and Thompson(1994)]. 할인율이 변동하면 가격수준이 변동하고 나아가 장부-시장가치비율이 변동한다. 기대현금이 일정하다고 가정하면, 할인율이 증가하면서 시장가치가 감소하기에 장부-시장가치비율은 증가한다. 따라서, 현재 장부-시장가치비율과 미래기대수익은 正(+)의 관계에 있다고 추론된다.
- 3) 규모(size): Banz(1981)이후 기업규모는 위험요인과 더불어 기대수익률을 설명할 수 있는 가장 설득력있는 요인으로 제기되어 왔다. 주식의 가격이 시장에서 이성적(rationally)으로 결정된다면, 규모의 측정치는 주가에 발행주식수를 곱한 값으로 산정되기에, 서로 다른 기업의 평균수익률의 차이는 위험계수의 차이로 설명되어야 할 것이다. 따라서 규모와 장부-시장가치비율은 합리적 시장가설에 의거하여 수익률에 대한 공통위험요인(common risk factor)으로 간주되어 왔다. 그러나, 실증적으로 소규모기업이 대규모기업보다 높은 수익률을 나타내는 이상현상이 발견되어 왔다.
- 4) 주가수익비율(earning-to-price ratio): 주가수익률은 기대주식수익률을 설명한다는 기존요인들이 설명하지 못하는 부분을 대변하는 요인으로 인식되어 왔다. 대체로, 주가수익률은 기대수익률과 위험이 높은 주식에서 상대적으로 높은 비율을 나타내고 있다[Ball(1978), Basu(1983)]. 합리적 시장가설과 일치하여 주가수익비율은 장부-시장가치비율과 逆의 관계가 제시되고 있다 [Fama and French(1995)].
- 5) 주가수익비율 가변수(earning-to-ratio dummy): 주가수익률의 값이 負(-)일 경우에는

미래이익을 예측할 수 있는 변수로서 역할을 하지 못할 것이다. 따라서, 주가수익비율이 부(-)일 경우 그 효과를 측정하기 위해 주가수익비율이 음이면 1, 아니면 0의 값의 가변수를 이용한다.

- 6) 배당수익률(dividend-to-price ratio): 배당수익률은 주가수익률과 더불어 주당 배당금을 주가로 나눈 값이기에, 배당수익률과 기대주식수익률의 관계 역시 장부-시장가치 비율과 마찬가지로 '할인효과(discount effect)'로 인하여 기대주식수익률과 정(+)의 관계에 있다. 그러나 이러한 관계에는 분자인 배당률이나 장부가치가 기대현금흐름을 적절히 통제한다는 가정이 성립되어야 한다 [Fama and French(1988a)].
- 7) 과거주가추세 (price history): 효율적 시장가설에서는, 주가의 기술적 변동행태는 과잉반응의 산물이 아니라 주식자체의 위험이나 투자자의 위험민감도에 따른 위험프리미엄이 시계열로 변동하는 행태에 연유된다고 주장하고 있다 [Chen(1991)]. 반면에 과잉반응가설에서는, 주가의 단기적 또는 장기적 반전행태(reversal pattern) 그리고 중기적 관성행태(term inertia pattern)에 따른 편의로 인해 단기, 중기, 장기의 과거주가추세와 기대주식수익과는 각각 부(-), 정(+) 그리고 부(-)의 관계가 형성된다고 주장하고 있다 [Jegadeesh(1992), Ball, Kothari, and Wasley(1995); Bernard and Thomas(1989), Jegadeesh and Titman(1993)]. 따라서 과거주가추세와 기대주식수익률의 유의성 분석은 대립되는 두 가설을 검증하므로써, 시장효율성을 간접적으로 분석하는 결과가 된다. 과거주가추세에 관련된 변수로는 과거 12개월이전, 24개월이전 수익률을 각각 이용한다.
- 8) 판매액-주가비율(sales-to-price ratio): 성장잠재력은 이익과 배당금에서 보다 높은 비율로 나타난다. 이익이 많은 기업은 상대적으로 보다 높은 성장의 잠재력을 가지고 있어 높은 수익률을 기대할 수 있다. 판매액-가격비율도 성장잠재력에 대한 대응치로 이용할 수 있다.

2.2. 종속 변수

종속변수는 년별 주식수익률을 원칙으로 하지만, 주가변동의 계절적 요인을 포착하기 위하여 1월 주식수익률과 1월을 제외한 2월부터 12월까지 11개월 누적주식수익률을 병행하여 이용한다.

2.3 자료

본 연구에서 표본기업은 1980년부터 현재까지 한국증권거래소에 계속 상장되어 있고, 업종변경이나 합병, 취득, 자본잠식의 실적이 없으며 결산일을 매년 12월말로 하는 기업을 대상으로 하였다. 금융산업은 예금통화기관의 자본구조의 특성으로 표본에서 제외시켰다. 또한 관련변수의 측정치가 지나치게 예외적인 기업(outliers)은 통계적 안정성을 유지하기 위해 제외한 결과 164개 기업이 분석대상이 되었다.

분석기간은 1983년부터 1998년까지 16개년 동안을 분석기간으로 하여, 한국신용평가(주)에서 집대성한 기업재무제표자료(KIS-FAS)와 주가자료(KIS-SMAT)에 수록된 모든 기업을 대상으로 하였다.²⁾ 모든 기업자료는 회계년도의 종료이후 대부분 4개월 정도의 시차가 있는 후 일반대중에게 공시되므로 매년 4월이전에 공시된 회계자료의 유의성을 검증하기

위하여, 주식수익률은 매년 4월말 기준으로 매년 5월부터 다음 12개월 동안 단순평균수익률로 계산되었다.

회귀분석모형에서 설명변수인 규모, 장부-시장가치비율, 추가수익률, 배당수익률, 과거주가추세, 판매액-주가비율은 연별 자료가 이용되지만 위험계수는 당해년도 일별 수익률로 연별 베타계수를 산정하였다.

2.4. 분석모형

주식수익률의 결정요인을 확인하기 위해 상기에 언급한 8개 대체적 설명변수를 단계적으로 분석모형 (식 1)에 적용하였다. 이 모형은 횡단적 다중회귀식으로 통상최소자승법 (ordinary least square method)에 의해 모수를 추정한다. 따라서 Fama and MacBeth(1973)와 Fama and French(1992)에서 처럼 모수추정치의 유의성을 t-검증에 의한다.

전체회귀모형:

$$R_{it} = \alpha_0 + \gamma_1 \ln(\text{SIZE})_{it-1} + \gamma_2 \ln(\text{BE/ME})_{it-1} + \gamma_3 \text{BETA}_{it} + \gamma_4 \text{PRIOR}_{it-2,t-1} + \gamma_5 (\text{E/P})_{it-1} + \gamma_6 (\text{E/P}) D_{it-1} + \gamma_7 (\text{D/P})_{it-1} + \gamma_8 (\text{S/P})_{it-1} + \varepsilon_i, \quad (1)$$

여기서,	R_{it}	t년 기업 i 년별 또는 월별 주식수익률
	$\ln(\text{SIZE})_{it-1}$	t-1년 기업 i 자기자본의 시장가치의 자연대수
	$\ln(\text{BE/ME})_{it-1}$	t-1년 기업 i 장부가치/시장가치 비율의 자연대수
	BETA_{it}	t년 기업 i 위험(베타)계수
	$\text{PRIOR}_{it-2,t-1}$	t년 기업 i 과거 2년동안 누적주식수익률
	$(\text{E/P})_{it}$	t-1년 기업 i 주당 이익/t년 4월말 증가 비율
	$(\text{E/P}) D_{it-1}$	t-1년 기업 i 주당 이익/t년 4월말 증가 비율 E/P가 0보다 작으면 1 E/P가 0보다 크면 0
	$(\text{D/P})_{it}$	t-1년 기업 i 주당 배당금/ t년 4월말 증가 비율
	$(\text{S/P})_{it}$	t-1년 기업 i 주당 판매액/ t년 4월말 증가 비율
	α_0	절편
	γ_i	모수추정치
	ε_i	잔차,

기대주식수익률에 대한 회귀식은 (식 1)에 이용된 동일한 설명변수로 아래 (식 2)와 같이 표시하게 된다.

$$E(R_{it}) = \alpha_0 + E(\gamma_1) \ln(\text{SIZE})_{it-1} + E(\gamma_2) \ln(\text{BE/ME})_{it-1} + E(\gamma_3) \text{BETA}_{it} + E(\gamma_4) \text{PRIOR}_{it-2,t-1} + E(\gamma_5) (\text{E/P})_{it-1} + E(\gamma_6) (\text{E/P}) D_{it-1} + E(\gamma_7) (\text{D/P})_{it-1} + E(\gamma_8) (\text{S/P})_{it-1} + \varepsilon_i, \quad (2)$$

2) 해당년도 과거주식수익율을 과거 2년이전부터 산정하기에 실제 1981년도부터 주가자료를 이용하기 시작하였다.

본 연구에서는 표본기업에 대한 분석을 포트폴리오구성에 의한 접근법을 하지 않고 개별 기업자료에 의한 접근법을 이용하기에 개별기업의 특성이 포트폴리오구성에 의하여 회석될 가능성을 배제할 수 있었다. 패널자료에서 발생하는 독립변수의 자기상관성 (autoregressiveness)을 사전조사하기 위해 Durbin Watson 통계분석을 선행하였다.

III. 분석결과

3.1. 예비적 통계분석

3.1.1 변수의 기술적 통계치

본 연구는 주식수익률의 결정요인을 설명하기 위해 설정한 1983년부터 1998년까지 16년의 연구분석기간을 대상으로 변수에 대해 기술적 통계분석을 선행하였다. <표 1>에 나타난 주요변수의 통계치를 살펴보면, 과거 16년동안 모든 표본기업의 년평균주식수익률은 0.237로 년평균시장수익률 0.136에 비해 10%나 높은 수익률을 보여 주고 있다. 년평균수익률의 최고치는 3.840, 최소치는 -2.236으로 큰 차이를 나타냈다. <표 2>에서 월별 평균주식수익률을 좀더 자세히 살펴보겠으나, 2-12월 평균누적수익률은 11개월에 대한 누적평균이기에 월별평균으로 환산하여도 1월은 다른 월에 비해 상대적으로 훨씬 높은 수익률 0.089를 나타내고 있다.

위험계수 통계치 역시 164개 표본기업에 대한 단순평균치이지만 0.785로 시장위험계수보다 낮은 평균치를 보여 주고 있지만, 최소치는 -8.600 최대치는 4.935로 매우 큰 범위를 가지고 있으며 표준편차는 0.746로 나타내고 있다. 주가수익률의 평균치는 0.12로 주가-이익배수(price-to-earning ratio:PER)로 환산하면 8.333으로 나타나 우리 나라 주식전체적으로 외국에 비해 저평가되어 있음을 암시하고 있다. 주가수익률이 0보다 적을 경우는 의미가 없으므로 음(-)의 값을 0으로 대치한 평균치는 1.119이고 음의 효과에 가변수의 평균치는 0.171로 나타났다.

< 표 1 > 변수의 기술적 통계치

변수	관찰치	평균	표준편차	최소치	최대치
년평균주식수익률	2624	0.237	0.575	-2.236	3.840
년평균시장수익률	2624	0.136	0.340	-0.480	0.722
1월 평균주식수익률	2624	0.089	0.241	-1.000	3.300
1월 평균시장수익률	2624	0.047	0.144	-0.099	0.507
2-12월 평균주식수익률	2624	0.147	0.511	-2.152	3.740
2-12월 평균시장수익률	2624	0.088	0.279	-0.534	0.584
과거누적주식수익률(2년)	2624	0.457	0.744	-2.685	4.484
과거누적주식수익률(1년전)	2624	0.194	0.517	-2.236	3.095
과거누적주식수익률(2년전)	2624	0.263	0.459	-2.021	3.095
위험	2624	0.785	0.746	-8.600	4.935
규모(자연대수)	2624	24.22	1.557	19.499	31.040
장부-시장가치비율	2624	0.963	0.032	0.812	1.136
주가수익비율	2624	0.119	0.214	0.000	3.595
주가수익비율(가변수)	2624	0.171	0.376	0.000	1.000
배당수익률	2624	0.067	0.066	0.000	0.680
판매액-추가비율	2624	0.008	0.015	0.000	0.250

* 분석기간 : 1983년부터 1998까지.

3.1.2. 상관관계분석

<표 2>에서는 모든 설명변수와 종속변수간의 상관관계를 분석한 Pearson 상관분석통계치를 제시하였다. 종속변수로는 년별 주식수익률(YRI), 1월 주식수익률(JRI)과 2-12월 주식수익률(FDRI)이 이용되었고, 설명변수로는 규모(ME), 장부-시장가치비율(BEME), 위험(BETA), 주가수익률(EP), 배당수익률(DP), 판매액-추가비율(SP), 과거누적주식수익률(PRIOR), 추가적으로 과거 1년전 주식수익률(LRI)과 2년전 주식수익률(LLRI)이 이용되었다.

우선 년별 주식수익률에 대해 1월 주식수익률과 2-12월 주식수익률은 각각 0.458과 0.907의 높은 상관관계를 보인 반면, 과거주식수익률과는 -0.049의 낮은 상관관계를 보였다. 또한 년별 표본기업 주식수익률과 시장전체수익률의 상관계수는 0.642, 1월 표본기업 주식수익률과 시장전체 주식수익률의 상관계수는 0.452, 2-12월 표본기업 주식수익률과 시장전체수익률의 상관계수는 0.564로 나타났다. 과거주식수익률은 해당년도 t년 기준 과거 2년동안(t-1년, t-2년) 누적주식수익률에 해당되기에 이를 t-1년과 t-2년으로 각각 구분하여 년별주식수익률과의 상관관계도 분석한 결과, 직전년도인 t-1년의 주식수익률(LRI)이 t-2년 주식수익률(LLRI) 보다 모든 변수와 높은 상관관계를 보이고 있다. 과거주식수익률이 해당년도의 추가변동추세와 부(-)의 관계를 보이는 것은 과잉반응가설과도 일치하는 결과라고 해석된다. 규모와 장부-시장가치비율의 설명변수가 다른 기업재무변수보다 높은 상관관계를 보여, 주식수익률의 결정요인에 관한 기존연구에 나타난 바와 같이 이 두 변수는 가장 설명력이 높을 가능성을 보여 주고 있다. 위험을 나타내는 베타 계수는 상관계수 0.045에 통계적으로 5%에서 유의하였다. 그러나 위험계수는 다른 기업 재무특성요인보다 년별 주식수익률과 상대적으로 낮은 상관관계를 보이고 있다. 대체로, 추가수익비율, 배당

수익률, 판매액-주가비율 모두 년별 주식수익률과 통계적으로 0.01 에서 正(+)의 유의적인 상관관계를 보이고 있다.

1월 주식수익률과 설명변수와의 상관관계를 보면, 과거주가변동추세가 다른 변수보다 주식수익률과 유의적인 상관관계를 보인 반면, 규모, 장부-시장가치비율, 주가수익비율, 판매액-주가비율은 비유의적인 상관관계를 보이고 있다. 위험계수는 년별 주식수익률의 경우와 달리 1월 주식수익률과 보다 높은 상관관계를 나타내고 있다.

2-12월 누적주식수익률에 대한 상관분석에서 1월 주식수익률의 경우와 달리 베타계수와 과거주가변동추세가 비유의적인 통계치를 규모, 장부-시장가치비율, 주식수익률은 유의적인 통계치를 제시하고 있다.

결론적으로, 년별 주식수익률을 1월과 2-12월 주식수익률로 구분할 경우, 상반되는 상관관계를 보이고 있으며 중복성으로 인해 각 개별적 설명변수의 독립적이고 분명한 상관관계를 확인하기가 어려워 유추해석이 필요하며 보완적으로 요인분석을 행하였다.

< 표 2 > 변수간의 상관분석

	YRI	YRM	JRI	JRM	FDR1	FDRM	PRIOR	LRI	LRI	BETA	ME	BEME	EP	D	DP	LSP
YRI	1.000															
YRM	0.642*	1.000														
JRI	0.458*	0.288*	1.000													
JRM	0.446*	0.594*	0.452*	1.000												
FDR1	0.907*	0.586*	0.043**	0.288*	1.000											
FDRM	0.550*	0.909*	0.116	0.206*	0.564*	1.000										
PRIOR	-0.049**	0.063*	-0.152*	-0.291*	0.016	0.228*	1.000									
LRI	-0.045**	0.123*	-0.116*	-0.260*	0.003	0.285*	0.793	1.000								
LLRI	-0.029	-0.036	-0.116*	-0.178*	0.022	0.048**	0.726*	0.157*	1.000							
BETA	0.045**	-0.024	0.113*	0.067*	-0.002	-0.064*	-0.071*	-0.064*	-0.071**	1.000						
ME	-0.218*	-0.231*	0.026	0.132*	-0.258*	-0.350*	-0.150*	-0.191*	-0.150	-0.191*	1.000					
BEME	0.225*	0.254*	-0.025	-0.059*	0.265*	0.340*	-0.047*	0.059*	-0.144*	0.002	-0.543*	1.000				
EP	0.115*	0.062*	-0.035	-0.066*	0.146*	0.110*	0.160*	0.159*	0.087*	-0.089*	-0.278*	0.179*	1.000			
D	0.011	-0.013	0.046**	0.114*	-0.009	-0.075*	-0.228*	-0.197*	-0.147*	-0.023	-0.011*	0.257*	-0.253*	1.000		
DP	0.128*	0.171*	-0.078*	-0.175*	0.181*	0.298*	0.196*	0.216*	0.074*	-0.041**	-0.374*	0.307*	-0.469*	-0.372*	1.000	
SP	0.108*	0.103*	-0.006	-0.020	0.124*	0.135*	-0.052*	0.008	-0.095*	0.026	-0.245*	0.411*	0.169*	0.072*	0.168*	1.000

주) YRI 년평균수익률 YRM 년평균시장수익률 YRI 년평균수익률 JRM1 1월 평균수익률 JRM1 1월 평균시장수익률
 FDR1 2-12월 평균수익률 FDRM 2-12월 평균시장수익률 PRIOR 과거누적추가수익률(2년) LRI 과거추가수익비율(1년전)
 LLRI 과거추가수익율(2년전) ME 위험 ME ME 장부-시장가치비율
 EP 추가수익비율 D 추가수익비율(기변수) DP 배당수익률
 SP 판매액-주기비율

* 유의수준 0.01 ** 유의수준 0.05

3.1.3. 요인분석

대체적 설명변수에 대한 요인분석(factor analysis)의 결과는 <표 3>에서 콤퓨내러티(communality)값, 요인적재량(factor loading), 분산설명정도로 제시되고 있다. 요인분석에 의한 유의적인 요인수는 아이겐값(eigen value)을 기준으로 하거나 총분산중에서 요인이 설명해 주는 정도로 결정할 수 있다. 아이겐값은 요인이 설명해 주는 분산의 정도를 말하는 데 아이겐값이 1이상이면 1개 요인이 1개 변수이상을 설명해 준다고 해석할 수 있다. 따라서 대체적 설명변수에 대해 요인분석을 한 결과 요인 1의 아이겐값은 2.334, 요인 2는 1.655, 요인 3은 1.08로 나타나 3개 요인이 설명력이 있다고 분석되었다. 요인적재량은 각 변수와 요인간의 상관관계를 나타내 주는 데 절대치가 0.3이상에 적재량이 유의성이 있다고 보면, 3개 요인 모두에 유의적인 설명변수는 없고 규모, 장부-시장가치비율과 과거주가 변동추세가 요인 1과 요인 2에 가장 설명력이 있는 변수로 간주되고 있다. 위험을 나타내는 베타계수는 요인 3에만 유의적으로 포함되고 요인 1과 요인 2에는 가장 유의성이 없는 변수로 나타났다. 또한 모든 요인적재량을 제곱하여 합한 콤퓨내러티값은 분석결과 추출된 요인들에 의해서 설명되는 특정변수의 분산을 말한다. 결론적으로, 8개의 대체적 설명변수 가운데 규모(ME), 장부-시장가치비율(BEME) 그리고 과거주가변동(PRIOR)의 변수가 주식수익률의 설명하는 데 가장 유효한 변수로 해석되고 있다.

< 표 3 > 대체적 설명변수의 측정치에 대한 요인분석

대체적 설명변수의 콤퓨내러티값							
ME	BEME	BETA	EP	D	DP	SP	PRIOR
0.691	0.753	0.754	0.736	0.701	0.500	0.395	0.754

대체적 설명변수의 요인에 대한 적재량

	요인 1	요인 2	요인 3
ME	-0.746	-0.254	0.264
BEME	0.676	0.538	0.075
BETA	-0.165	0.043	0.851
EP	0.639	-0.346	0.077
D	-0.146	0.810	-0.240
DP	0.737	-0.363	0.077
SP	0.299	0.138	0.305
PRIOR	0.260	-0.493	-0.291

대체적 설명변수의 아이젠값

1	2	3	4	5	6	7	8
2.334	1.655	1.080	0.854	0.726	0.596	0.404	0.348

요인에 의해 설명되는 분산

요인 1	요인 2	요인 3
2.334	1.655	1.080

주)	ME	규모(자연대수)	BEME	장부-시장가치비율
	BETA	위험계수	EP	주가수익비율
	D	주가수익비율 (가변수)	DP	배당수익률
	SP	판매액-주가비율	PRIOR	과거주가수익률(2년)

* 분석기간 : 1983년부터 1998까지.

3.1.4. 월별 주식수익률 통계치

본 연구에서 주식수익률의 결정요인을 분석하는 데 주요변수로 고려하고 있는 계절적 요인으로서 1월 효과의 가능성을 살펴보기 위해 표본기업의 과거 16년동안 월별 주식수익률에 대한 기술적 통계분석을 하였다.

우선, <표 4>에 나타난 바와 같이 1월의 월별 평균주식수익률 0.088은 다른 월보다 높은 수익률을 보이고 있으며 월별수익률이 가장 낮은 8월의 월별평균수익률 -0.027보다 0.115이나 높은 수익률을 보이고 있다. 이러한 8월 월별평균주식수익률은 월평균주식수익률 0.021보다 4배가 높은 수익률에 해당된다. 월별 시장전체평균수익률 역시 1월이 0.047로 가장 높으며 8월이 -0.026으로 가장 낮았다. 1월에서 표본기업뿐만 아니라 시장전체 월별 주식수익률이 가장 높게 나타났다면 1월이라는 계절적 요인이 주식수익률을 설명하는 데 중요한 영향을 미친다고 해석된다.

< 표 4 > 월별 평균주식수익률 통계치

월별	구 분	관찰치	평균	표준편차	최소치	최대치
1월	표본기업	2624	0.088	0.239	-1.000	3.300
	시장전체	16	0.047	0.144	-0.099	0.507
2월	표본기업	2624	0.025	0.165	-0.518	3.929
	시장전체	16	-0.000	0.052	-0.099	0.096
3월	표본기업	2624	0.054	0.172	-0.536	2.263
	시장전체	16	0.023	0.078	-0.139	0.209
4월	표본기업	2624	-0.000	0.156	-0.641	0.892
	시장전체	16	-0.000	0.079	-0.181	0.122
5월	표본기업	2624	0.012	0.142	-0.760	0.912
	시장전체	16	0.007	0.091	-0.211	0.156
6월	표본기업	2624	-0.019	0.115	-0.666	0.783
	시장전체	16	-0.023	0.050	-0.114	0.061
7월	표본기업	2624	0.032	0.142	-0.547	1.411
	시장전체	16	0.040	0.076	-0.076	0.184
8월	표본기업	2624	-0.027	0.138	-0.595	-2.383
	시장전체	16	-0.026	0.057	-0.105	0.103
9월	표본기업	2624	-0.003	0.107	-0.605	1.021
	시장전체	16	0.007	0.051	-0.087	0.112
10월	표본기업	2624	0.028	0.157	-0.812	1.407
	시장전체	16	0.028	0.121	-0.272	0.300
11월	표본기업	2624	0.036	0.234	-0.788	3.950
	시장전체	16	0.015	0.077	-0.133	0.138
12월	표본기업	2624	0.013	0.181	-0.834	1.816
	시장전체	16	0.023	0.083	-0.103	0.244
월평균	표본기업	37848	0.021	0.164	-1.000	3.950
	시장전체	16	0.007	0.100	-0.828	0.507

* 분석기간 : 1983년부터 1998까지.

3.2. 회귀분석결과

본 연구는 기대주식수익률이 기업마다 서로 특성을 확인하기 위해 8개 대체적 설명 변수를 이용하여 단계적으로 년별 주식수익률, 1월 주식수익률 그리고 2-12월 누적수익률에 대해 횡단적 회귀분석(cross-sectional regression analysis)을 실행하였다. 이에 대한 전체 회귀식은 앞서 (식 1)에 제시된 바와 같으며, 단일설명변수에서 단계적으로 대체적 설명변수를 증가하면서 주식수익률에 회귀분석하였다.

3.2.1. 년별 주식수익률에 대한 분석결과

년별 주식수익률에 대한 회귀분석결과는 <표 5>에 제시되었는데, 모든 대체적 설명변수가 가설적 명제와 일치하는 유의적인 통계치를 보였다. 규모변수는 년별 주식수익률과 설명변수의 수에 관계없이 부(-)의 모수추정치로 보여 규모가 작은 기업이 큰 기업보다 상대적으로 높은 주식수익률을 보이는 규모효과가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 장부-시장가치비율은 년별 주식수익률과 정(+)의 관계를 보인 반면, 과거주가변동추세는 부(-)의 반응을 보여 과잉주가반응가설의 명제대로 주가의 반전현상(reversal)을 보였다.³⁾ 뿐만 아니라 주가수익비율, 배당수익률, 판매액-주가비율은 단일회귀모형(simple regression model)에서 모두 년별 주식수익률과 통계적으로 유의적인 정(+)의 관계를 보이고 있다. 주식수익률의 특성에 관한 연구에서 가장 논란이 많았던 위험에 관한 베타계수는 단일회귀모형에서는 모수추정치가 0.035, p-값이 0.048로 통계적으로 다소 약한 유의적 반응을 나타났다. 위험계수는 축소회귀모형(reduced regression model)뿐만 아니라 전체회귀모형(full regression model)에서는 0.01 유의수준에서 유의적으로 나타나 김석진 김지영(2000) 연구에서 베타가 비유의적 하다는 결과와 상치되고 있다.

단일회귀모형, 축소회귀모형의 통계치는 전체회귀모형의 통계치와 거의 일치하는 결과를 보이고 있다. 전체회귀모형에서 배당수익률과 판매액-주가비율만 단순회귀모형과 달리 비유의적으로 나타났다. 모든 모형에서 자기상관성을 나타내는 Durwin-Watson통계치는 패널자료인 설명변수가 자기상관이 없음으로 나타났다.⁴⁾

3.2.2. 1월 주식수익률에 대한 분석결과

1월 주식수익률에 대한 회귀분석결과는 <표 6>에 제시되어 있는데, 규모, 장부-시장가치비율, 판매액-주가비율은 년별 주식수익률에서와 달리 비유의적 통계치를 보이고 있다. 반면에, 위험과 과거주가수익률은 유의수준 1%에서 통계적으로 매우 유의적 통계치를 보이고 있다. 규모와 장부-시장가치비율은 설명변수가 증가하면서 단일회귀모형과 달리 5% 수준에서 유의적으로 나타나는 혼합된 설명력을 보이지만, 위험과 과거주가변동의 변수는 기타 설명변수에 관계없이 여전 강한 설명력을 보이고 있다. 회귀모형에 따른 절편의 유의성을 회귀모형에 따라 비교해 볼 경우 규모와 장부-시장가치비율이 설명변수로 포함될 경

3) 과거주가변동추세는 과거 2년동안 누적주식수익률을 이용하였는데, 2년을 중기 기간으로 본다면 2차적 반전현상은 양(+)이므로 음(-)의 반응은 과잉반응현상을 부정하는 통계치에 해당된다.

4) 모든 회귀분석에서 Durwin-Watson의 통계치가 2.000-정도에 머무러 1차 자기상관이 없다고 분석되어 <표 5-7>에 통계치를 제시하지 않았다.

우 절편은 비유의적으로 나타나는 경향이 있어 두 변수에 의해 설명되지 않는 부분이 크다는 것을 의미한다. 따라서, 규모와 장부-시장가치비율은 1월 주식수익률에 대한 회귀분석에서 위험과 과거주식수익률보다 훨씬 설명력이 떨어지는 것으로 해석된다.

특히, 1월 주식수익률에 대한 과거주식수익률의 회귀반응은 음(-)의 유의적 모수추정치를 회귀모형의 형태에 관계없이 공동적으로 보이고 있어 1월에 과대반응현상(overreaction)이 있음을 의미하고 있다.

3.2.3. 2-12월 주식수익률에 대한 회귀분석결과

년별 주식수익률을 1월과 2-12월 주식수익률로 구분하여 회귀분석하는 것은 주식수익률을 설명하는 데 계절적 요인을 1월 효과로 구별하기 위한 것이다. 2-12월 주식수익률에 대한 회귀분석결과는 1월에 주식수익률에 대한 회귀분석결과와 상반되는 통계치를 보여주고 있다. 즉, 1월 주식수익률에 유의적 설명변수는 비유의적으로, 비유의적 설명변수는 유의적으로 반전되는 현상을 나타냈다. 2-12월 주식수익률의 경우 규모, 장부-시장가치비율, 주가수익률, 배당수익률이 유의적 설명력을 보여 1월의 경우 상반되는 분석결과를 보이고 있다. 이와 같은 반전은 국내 주식시장에서 1월 효과가 존재하며, 과잉반응효과가 1월을 중심으로 발생했다는 Zarowin (1990)의 분석결과와 일치하는 사실이다.⁵⁾ 뿐만 아니라 위험요인과 배당수익률이 1월에만 유의적 설명력이 있으며, 반대로 장부-시장가치비율과 주식수익률도 1월을 제외한 2-12월에 설명력이 있다고 추론할 수 있다. 간략히 말하면, 주식수익률의 결정요인에 관한 기존연구에서 계절적 요인을 고려치 않는다면, 설명변수의 예측력에 방법론적 편의를 초래할 위험이 있다고 할 수 있다[Fant and Peterson(1995)].

5) 최홍식(1994)은 국내 주식시장에서 특히 중형주에서 1월 효과가 존재한다고 밝혔다.

< 표 5 > 횡단적 회귀분석 통계치

종속변수: 년별 주식수익률

질편	ME	BEME	BETA	EP	D	DP	SP	PRIOR	LRI	LLRI
	2.174*	-0.080*								
	-3.633*	4.016*								
	0.209*		0.035**							
	0.185			0.340*	0.066**					
	0.162*					1.113*				
	0.201*						-0.038*			
	0.254*							-0.038**		
	0.253*								-0.046**	-0.028
	-0.886	-0.057*	2.601*							
	-0.868	-0.056*	2.521*	0.055*						
	-0.508	-0.062*	2.316*	0.054*				-0.049*		
	-0.729	-0.058*	2.444*	0.054*	-0.070**			-0.062*		
	-0.718	-0.058*	2.419*	0.058*	-0.066	0.049		-0.063*		
	-0.713*	-0.058*	2.413*	0.054*	-0.068	0.049	0.030	-0.063*		

주) ME 규모(자연대수) BEME 장부-시장가치비율 BETA 위험계수
 EP 추가수익비율 D 추가수익비율 (가변수) DP 배당수익률
 SP 판매액-추가비율 PRIOR 과거누적추가수익률(2년) LRI 과거추가수익률(1년전)
 LLRI 과거추가수익률(2년전)
 * 분석기간 1983년부터 1998년까지

< 표 6 > 횡단적 회귀분석 통계치

종속변수: 1월 주식수익률

절편	ME	BEME	BETA	EP	D	DP	SP	PRIOR	LRI	LLRI
-0.009	0.004									
0.269		-0.186								
0.060			0.036*							
0.088*				-0.028	0.025**					
0.108*						-0.285*				
0.090*							-0.107			
0.112*								-0.049*		
0.112*									-0.046*	-0.053*
0.129	0.002	-0.112								
0.324	-0.001	0.232	0.037*							
0.689*	-0.007**	-0.414**	0.036*					-0.050*		
0.728*	-0.007	-0.490*	0.036*	0.004	0.017			-0.048*		
0.682*	-0.009**	-0.380**	0.036*	0.022	0.002	-0.215**		-0.047*		
0.667*	-0.009**	-0.363	0.036*	0.022	0.002	-0.215**	-0.091	-0.047*		

주) ME 규모(자연대수) BEME 장부-시장가치비율 BETA 위험계수
 EP 추가수익비율 D 추가수익비율 (가변수) DP 배당수익률
 SP 판매액-추가비율 PRIOR 과거누적추가수익률(2년) LRI 과거추가수익률(1년전)
 LLRI 과거추가수익률(2년전)

* 분석기간 1983년부터 1998년까지

IV. 결론과 요약

본 연구는 국내 주식시장에서 기대수익률이 기업마다 서로 다른 차별적 특성을 설명할 수 있는 결정요인에 관해 실증적 분석하는 데 연구목적을 두고 있다. 이러한 연구목적을 위해 설명변수로 규모, 장부-시장가치비율, 위험, 주가수익비율, 주가수익비율가변수, 배당수익률, 과거주가수익률, 판매액-주가비율의 8개 대체적 변수를 이용하고, 독립변수로는 년별 주식수익률, 1월 주식수익률, 그리고 2-12월 주식수익률을 이용하여 변수의 설명력과 이에 관련된 가설적 명제를 검증하였다. 횡단적 회귀분석은 통산최소자승법에 의해 모수를 추정하고 유의성을 t-검증하였다.

본 연구의 실증적 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 년별 주식수익률과 설명변수간의 상관관계분석에서 거의 모든 설명변수가 유의적인 상관계수를 보였는데, 년별 주식수익률과 규모 장부-시장가치비율이 상대적으로 높은 상관계수를 위험이 상대적으로 낮은 상관계수를 보였다. 그러나 계절적 요인을 구별하면, 설명변수간에 유의성에서 서로 상반되는 통계치를 보였다. 특히 과거주식수익률이 1월 주식수익률과 높은 상관관계를 보여 계절적 요인에 대한 유의성을 암시해 주고 있다.

둘째, 설명변수에 대한 요인분석에서 3개 요인이 유의적인 요인수로 나타났다. 이 3개 요인과 모두 공동적으로 유의적인 설명변수는 없으며, 규모, 장부-시장가치비율과 과거주식수익률이 2개의 요인과 유의적으로 결합하고 있었다.

셋째, 년별 주식수익률에 대해 횡단적 회귀분석 결과는 설명변수의 가설적 명제와 일치하였고 모든 설명변수가 유의적인 반응을 보였다.

넷째, 1월 주식수익률에 대한 회귀분석에서 위험과 과거주식수익률인 유의적 설명변수로 나타났는데 과거주식수익률은 년별 수익률과 유의적인 음(-)의 반전현상을 보였다. 반면, 2-12월 주식수익률에 대한 회귀분석에서는 규모, 장부-시장가치비율, 주가수익비율, 그리고 배당수익률이 유의적 설명변수로 나타났다. 이러한 대립적 분석결과는 과잉반응이 1월에 발생했으며, 기대주식수를 설명하는 데 계절적 요인을 주요변수로 인정하게 한다. 특히 최근 연구에서 논란의 초점이 되고 있는 위험계수는 1월에만 매우 유의적인 제한성을 보여 주었다. 이러한 결과를 종합해 보면, 우리 나라 주식시장에서는 효율적 시장가설과 과잉반응가설에서 제시하는 명제가 각각 부분적으로 함께 성립하고 있다고 해석된다.

본 연구결과는 현대재무분야에서 기대주가수익률의 결정요인과 관련하여 새로이 정립되어 가고 있는 자본자산가격결정모형, 효율적 시장가설 그리고 주가과잉반응가설을 비롯한 제반관련가설에 대한 의미있는 기초자료를 제시할 것이다. 또한 우리 나라 주식시장에 특유한 결정요인이 확인된다면 국내 기업재무분야에서 자본비용추정뿐만 아니라 포트폴리오 전략 그리고 자본예산편성 등에 새로운 시야를 제시할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김규영 이상빈 (1989). “한국주식시장에서 주식예측은 불가능한가 - 랜덤워크가설의 검증을 중심으로-.” 증권학회지 11, pp.1-13.
- 김석진 김지영 (2000). “기업규모와 장부가/시가 비율과 주식수익률의 관계.” 재무연구 13, pp.21-27.
- 김규영 배재봉 (1994). “한국 주식수익률의 시계열적 종속성에 관한 연구.” 재무연구 8, pp. 1-29.
- 김희집 남상구 조지호 이건중 배창모 박준 윤정용 (1988). “우리나라 증권시장에서의 주가의 과잉반응에 관한 연구.” 증권학회지 10, 한국증권학회, pp.1-25.
- 윤영섭 선우석호 강효석 최홍식 외 (1994). 주가변동과 이례현상, 학현사.
- 최운열 김우중 (1986). “주가수익비율과 기업규모가 주가에 미치는 영향.” 증권학회지 8, pp.153-176.
- Banz, R. (1981). “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock.” *Journal of Financial Economics* 9, pp.3-18.
- Ball, R., S.P. Kothari and J. Shanken. (1995). “Problems in Measuring Portfolio Performance: An Application to Contrarian Investment Strategies.” *Journal of Financial Economics* 38, pp.79-107.
- Basu, S. (1983). “The Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence.” *Journal of financial Economics* 12, pp.129-156.
- Bernard, V. and J. Thomas (1989). “Post-Earnings Announcement Drift: Delayed Price Response or Risk Premium.” *Journal of Accounting Research* 27, pp.1-36.
- Black, F. (1972). “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing.” *Journal of Business* 45, pp.444-455.
- Brennan, M., T. Chordia, A. Subrahmanyam. (1998). “Alternative Factor Specifications, Security Characteristics and the Cross-Section of Expected Stock Returns.” *Journal of Financial Economics* 49, pp.345-373.
- Breen, W. and R. Korajczyk. (1995). “On Selection Biases in Book-to-Market Based Tests of Asset Pricing Models.”
- Brown, S., W. Goetzmann and S. Ross. (1999), “Survival.” *Journal of Finance* 50, pp.853-873.
- Campbell, J., A. Lo and A. MacKinlay. (1997). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Chan, K.C. (1988). “On the Contrarian Investment Strategy.” *Journal of Business* 61, pp. 147-163.
- Chan, K.C. and Naifu-Chen. (1991). “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms.” *Journal of Finance* 46, pp.1467-1484.
- Chopra, N., J. Lakonishok and J. Ritter. (1992). “Measuring Abnormal Performance: Do Stocks Overreact?” *Journal of Financial Economics* 43, pp.235-268.

- Daniel, K. and S. Titman. (1995). "Evidence on the Characteristics of Cross-Sectional Variation in Stock Returns." Working Paper, University of Chicago.
- Davis, J. (1994). "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-compustat evidence." *Journal of Finance* 49, pp.1579-1593.
- De Bondt, W. and R. Thaler. (1985). "Does the Stock Market Overreact?" *Journal of Finance* 40, pp.793-805.
- _____ . (1987). "Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality." *Journal of Finance* 42, pp.557-81.
- Elton, E. (1998). "Expected Return, Realized Return and Asset Pricing Tests." *Journal of Finance* 54.
- Fant, L.F. and D.R. Peterson (1995). "The Effects of Size, Book-to-Market Equity, Prior Returns, and Beta on Stock Returns: January Versus the Remainder of the Year." *Journal of Financial Research* 18, pp.129-142.
- Fama, E. (1991). "Efficient Capital Markets II." *Journal of Finance* 46, pp.1575-1617.
- _____ and K.R. French (1992). "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance* 47, pp.427-465.
- _____ (1993). "Common Risk Factors in the Returns on Bonds and Stocks." *Journal of Financial Economics* 33, pp.3-56.
- Fama, E. and J. MacBeth (1973). "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests." *Journal of Political Economy* 81, pp.607-636.
- Ferson, W. and C. Harvey. (1999). "Conditioning Variables and the Cross-Section of Stock Returns." *Journal of Finance* 54.
- French, K.R., W. Schwert, and R. Stambaugh. (1987). "Expected Stock Return and Volatility." *Journal of Financial Economics* 19, pp.3-29
- Haugen, R.A.(1995) *The New Finance*, Prentice Hall.
- Jaffe, J., D.B. Keim, and R. Westerfield. (1989). "Earnings Yields, Market Values, and Stock Returns." *Journal of Finance* 44, pp.135-148.
- James, D.L. (1994). "The Cross-Section of Realized Stock Returns: The Pre-Compustat Evidence." *Journal of Economics* 49, pp.1579-1593.
- Jegadeesh, N.N. (1990). "Evidence of Predictable Behavior of Security Returns." *Journal of Finance* 45, pp.881-898.
- _____ and S. Titman. (1993). "Returns to Buying Winners and Selling Losers." *Journal of Finance* 48, pp.65-91.
- Keim, D.B. (1983). "Size-Related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence." *Journal of Financial Economics* 12, pp.13-32.
- Kothari, S. and J. Shanken. (1997) "Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis." *Journal of Financial Economics* 44, pp.169-203.
- Kothari, S.P., J. Shanken, and R.G. Sloan. (1995). "Another Look at the Cross-Section of Expected Stock Returns." *Journal of Finance* 50, pp.185-224.
- Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny. (1994). "Contrarian Investment, Extrapolation

- tion, and Risk." *Journal of Finance* 49, pp.1541-1578.
- Lewellen, J., (1999). "The Time-Series Relations Among Expected Return, Risk, and Book-to-Market." *Journal of Financial Economics* 54, pp.5-43.
- Lo, A.W. and C. MacKinlay. (1990). "Data-Snooping Biases in Tests of Asset Pricing Models." *The Review of Financial Studies* 3, pp.432-467.
- La Porta, R. (1996). "Expectations and the Cross-Section of Stock Returns." *Journal of Finance* 51, pp.1715-1742.
- Pontiff, J. and L. Schall. (1998). "Book-to-Market Ratios as Predictions of market Returns." *Journal of Financial Economics* 49, pp.141-160.
- Roll, R. (1977). "A Critique of the Asset Pricing Theory's-Part 1: On Past and Potential Testability of the Theory." *Journal of Financial Economics* 4, pp.129-176.
- Roll, R. and S. Ross. (1994). "On the Cross-Sectional Relation Between Expected Returns and Betas." *Journal of Finance* 49, pp.101-121.
- Titman, S. and R. Wessels. (1988). "The Determinants of Capital Structure Choice." *Journal of Finance* 43, pp.1-19.
- Zarowin, P. (1990). "Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, pp.113-125.