

기본적변수, 거시경제요인, 기업특성적 위험과 주식수익률

김성표* · 운영섭**

〈요 약〉

본 연구에서는 국내 주식시장에서 주식수익률의 횡단면 차이에 유의적인 설명력을 가지는 것으로 나타난 기본적 변수가 시장지수 베타에서는 측정되지 않은 또 다른 가격화된 위험에 대해 유용한 대응변수인지를 규명하였다.

기본적 변수들 중에서 기업규모와 장부/시장가치 비율은 주식수익률의 횡단면 차이를 설명함에 있어 독립적인 효과를 갖는 가장 유의적인 변수였다. 주식수익률의 횡단면 차이에 매우 유의적인 설명력을 가지는 것으로 나타난 거시경제요인의 요인민감도는 기업규모, 장부/시장가치 비율을 포함시 더 이상 유의적인 설명력을 가지지 못하였다. 소규모, 높은 장부/시장가치 기업은 매우 지속적인 수익성 악화를 겪고 있는 곤경기업이며, 역시 배당감소위험, 레버리지위험 및 미래 현금흐름의 불확실성으로 측정된 기업특성적 위험이 보다 큰 곤경기업이었다. 따라서 이러한 실증결과는 소규모, 높은 장부/시장가치 주식이 대규모, 낮은 장부/시장가치 주식에 비해 높은 수익률을 보이는 원인이 보다 높은 위험에 따른 보상의 결과이며, 규모변수와 장부/시장가치 비율은 이들 위험에 대한 유용한 대응치라는 '위험에 기초한 가설'을 지지하는 증거로 주장될 수 있다.

기업규모와 장부/시장가치 비율이 시장베타로는 측정되지 않는 주식가격결정에 있어 가격화된 또 다른 위험을 대리한다면 수익률에 나타난 SIZE, B/M효과는 합리적 가격결정하 APT나 ICAPM과 같은 확장된 CAPM과 모순되지 않는 하나의 증거로 볼 수 있으며, 비록 이들 변수들이 관찰 불가능한 진정한 시장베타에 대한 보다 나은 대응치라고 할지라도 이들 두 변수와 관련된 요인을 포함한 다요인가격결정모델이 시장지수만을 포함한 단일요인모델에 비해 보다 유용한 모형임을 기대할 수 있다.

* 고려대학교 경영대학 강사

** 고려대학교 경영대학 교수

*** 본 논문에 대해서 유익한 논평과 조언을 해주신 익명의 심사위원님들에게 감사드립니다.

I. 서 론

기존의 실증연구들에 따르면 주식평균수익률의 횡단면 차이는 기업특성치인 기업규모(market value:SIZE), 장부/시장가치 비율(book-to-market ratio:B/M), 이익/주가 비율(earning/price ratio:E/P), 현금흐름/주가 비율(cash flow/price ratio:C/P) 등 기본적인 변수와 관련되어 있다고 밝히고 있다. 특히, Fama와 French(1992)는 시장베타 뿐만 아니라 이들 기본적인 변수인 기업규모, 장부/시장가치 비율, 이익/주가비율 등을 종합적으로 분석한 결과 주식수익률에 대한 시장베타의 정(+)의 선형관계는 대부분 기업규모 요인에 의한 것이며, 기업규모와 관련되지 않은 시장베타는 더 이상 선형관계를 갖지 않는다고 주장하였다. 또한 기업규모와 장부/시장가치 비율 두 요인이 주식수익률에 대한 다른 요인의 영향을 대부분 포함하고 있으며, 평균 주가수익률의 횡단면 차이를 설명하는데 유일한 변수임을 주장하였다.

이러한 기본적인 변수들의 평균 주가수익률에 대한 설명력은 학자들이나 실무자들 사이에 많은 관심을 불러 일으켰으며, 기존의 재무이론에 중요한 의미를 제시하고 있다. 특히, 이들 결과는 CAPM이 옳다는 것과 시장이 효율적이라는 결합가설을 기각하는 증거로 고려되어 Sharpe(1964), Lintner(1965)의 자산가격결정모델의 타당성에 대한 의구심을 불러왔으며, 최근에는 이들 현상에 대한 원인규명과 주식수익률의 횡단면차이를 보다 잘 설명할 수 있는 대안적모델을 발견하고자 하는 시도가 진행되고 있다.

소규모 기업이 대규모 기업에 비해 보다 높은 수익률을 갖거나, 높은 B/M주식이 낮은 B/M주식에 비해 높은 수익률을 보이는 SIZE, B/M효과에 대해서 일련의 연구들은 이들 SIZE, B/M 변수들이 아마 위험증권의 가격결정에 있어 측정되지 않은 위험에 대한 대용치(proxy)일 수 있음을 주장한다.¹⁾ 이들 연구들은 차익거래가격결정모델(Ross, 1976; APT)하에서 수익률에 가격화된 거시경제요인과 SIZE, B/M간의 관련성을 분석하거나, SIZE 혹은 B/M 크기에 따라 분류된 기업들의 기업특성적 위험과 SIZE, B/M 효과간의 관계를 분석하고 있다.

결국 이러한 일련의 연구들은 기본적으로 위험자산의 횡단면 수익률의 차이를 설명하는데 있어서 전통적인 CAPM은 잘못 설정되어 있으며, 보다 완전한 위험에 기초한 자산가격결정모형이 요구된다고 보고 있다. 따라서 이러한 논의는 CAPM의 확장모델

1) 기본적인 변수들이 주식수익률에 영향을 미치고 있는 근본적인 원인에 대해서는 이러한 (1) '위험(risk)'에 기초한 가설뿐만 아니라 (2) 분석자료의 편의가설, (3) '비위험(non-risk)'에 기초한 설명으로 과잉반응가설을 지지하는 일련의 연구들이 있다(II장 참조).

인 APT나 ICAPM과 모순되지 않는 합리적인 가격결정모델의 틀 안에서 설명하려는 시도라 볼 수 있다.

국내의 경우에서도 각각의 기본적 변수들이 주식수익률에 영향을 미치고 있다는 증거가 다수 있다. 그러나 기존의 연구들이 이들 현상의 존재 가능성에 초점을 두고 있는 반면, 근본적인 원인규명에 관한 연구들은 거의 없는 실정이다. 또한 대부분의 연구들이 하나 또는 두 개의 기본적 변수만을 이용하여 주식수익률의 횡단면 차이를 설명하고 있어 이들 변수들의 설명력이 각각 독립적인 결과인지, 아니면 동일한 정보에 대해 각기 다른 방법으로 측정된 서로 관련된 변수들인지에 대해서는 자세한 정보를 제공하고 있지 못하다. 따라서 주식수익률에 대한 기본적 변수들의 영향, 즉 존재 자체에 대해서도 종합적이고 체계적인 연구 역시 필요하다고 본다.

보다 중요한 이슈로 주식수익률에 대한 이들 기업특성변수, 즉 기본적 변수의 설명력이 어떠한 원인에 의한 결과인지는 투자자들의 투자의사결정 뿐만 아니라 포트폴리오 성과평가, 자본비용 측정 등 기존의 재무이론에 대해 보다 나은 이해를 제공한다. 또한 현실적으로 보다 유용한 자산가격결정모델에 대한 대안개발에 도움을 줄 것이다.

따라서 본 연구에서는 먼저, 기본적 변수들의 주식수익률에 대한 영향에 관해 체계적이며 종합적인 분석을 통해 가장 유의적이며 독립적인 영향을 미치는 요인과 이들 요인들이 CAPM에서 측정되지 않은 또 다른 가격화된 위험에 대한 대용치일 수 있는지를 규명하고자 한다. 구체적으로 첫째, 주식수익률의 횡단면 차이에 대하여 유의적인 설명력을 가지는 것으로 나타난 기본적 변수들이 APT나 다요인가격결정모델하에서 확인된 주식수익률에 가격화된 거시경제요인의 위험(민감도)에 대해 유용한 대용치(proxy)일 수 있는지 검정하고자 한다. 즉, 국내 주식시장에서 기존 실증연구들로부터 확인된 가격화된 거시경제요인이 기본적 변수에 의해 설명된 주식수익률의 변동을 설명할 수 있는지 살펴본다. 둘째, 추가적인 증거로서 동일한 거시경제요인에 대해 기본적 변수 크기에 따라 기업들이 왜 다르게 반응하는지 구체적인 기업특성적 위험을 중심으로 살펴본다. 즉, 기본적 변수 크기에 따른 기업들의 수익성 패턴과 배당감소비용, 레버리지위험, 미래 현금흐름의 불확실성 등으로 측정된 기업특성적 위험이 주식수익률에 나타난 기본적 변수들의 효과를 설명할 수 있는지 검정한다.

본 연구의 구성은 먼저, 2장에서 '위험'에 기초한 설명을 중심으로 기존의 문헌을 고찰하고, 3장에서는 분석에 이용된 자료 및 거시경제요인과 기업특성적 위험에 대해 설명한다. 4장에서는 기본적 변수와 주식수익률의 관계뿐만 아니라 거시경제요인 민감도, 기업특성적 위험과 기본적 변수의 관계에 대한 실증결과를 논의하고, 마지막 5장에서

는 연구결과를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 선행연구 고찰

시장베타 이외에 주식의 시장가치를 추가함으로써 주식수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 있음을 보인 초기 Banz(1981)의 연구로부터 기업규모, 장부/시장가치 비율, 레버리지, 이익/주가 비율, 현금흐름/주가비율의 복합적인 영향을 종합적으로 분석한 Fama와 French(1992; FF)의 연구까지 주식수익률의 횡단면 차이를 보다 잘 설명할 수 있는 기본적 변수의 '존재'에 대해 많은 연구가 진행되었다.²⁾

한편, 시장베타 이외의 기본적 변수가 주식수익률에 영향을 미치고 있는 근본적인 원인에 대해서는 지금까지 크게 세가지 측면에서 진행되어 왔다.

첫째, 분석자료 문제로 표본선택편의(sample selection bias), 생존자오류(survivorship bias), 자료처리문제(data snooping) 등에 기인한 가상적 결과라는 주장이다.³⁾

둘째, '비위험(non-risk)'에 기초한 가설이다. 비록 시장베타 이외 다른 변수들이 체계적으로 주식수익률에 관련되어 있다는 것은 사실이나 어떤 특정 '위험'에 대한 보상이라기 보다는 투자자들의 과잉반응(overreaction)과 같은 비합리적 행동에서 기인된 결과라는 것이다.⁴⁾

셋째, '위험(risk)'에 기초한 설명이다. 기업특성변수인 이들 기본적 변수들은 투자자들이 회피하고자하는 주식가격에 가격화된 상태변수들(state variables)의 위험을 대리한다는 것이다.

이들 위험에 기초한 연구들 중 먼저, Chen(1983)은 기업규모효과는 근본적으로 APT의 요인계수(factor loading)에 의해 설명될 수 있음을 보여 위험이 기업규모효과에 대한 설명임을 주장한다. Chan, Chen과 Hsieh(1985), He와 Ng(1994)는 Chen, Roll과 Rose (1986,CRR)에 의해 실증적으로 확인된 주식수익률의 가격화된 거시경제요인을 사용하여 다요인가격결정모델하에서 기업규모효과를 보다 체계적으로 검증하였다. 검증결과, 거시경제요인을 이용한 다요인가격결정모델을 통한 위험조정후 기업규모별 수익률 차이는 이들 거시요인들의 위험을 조정하기 전에 비해 상당히 줄어들음을 보임으로

2) 초기 대표적인 연구로 Basu(1977), Banz(1981), Reinganum(1981), Rosenberg, Reid과 Lanstein (1985), Bhandari(1988), Jaffe, Keim과 Westerfield(1989) 등이 있다.

3) Roll(1981,1983), Reinganum(1982), Blume과 Stambaugh(1983), Banz와 Breen(1986), Lo와 MacKinlay(1990), Kothari, Shanken과 Sloan(1995) 등 참조.

4) DeBondt와 Thaler(1985), Lakonishok, Shleifer와 Vishny(1994), Haugen(1995), Daniel과 Titman(1997) 참조.

써 위험에 기초한 기업규모효과를 지지하고 있다.

Chan과 Chen(1991)는 배당감소비율과 부채비율과 같은 기업특성적인 위험을 이용하여 상대적으로 재무적 곤경에 처한 기업들의 수익률 움직임을 나타낼 수 있도록 곤경요인을 추출하여 분석한 결과, 평균 주가수익률에 있어 기업규모효과는 재무적 곤경요인(distress factor)에 기인한다고 주장한다.

이러한 위험에 기초한 설명에 대해 보다 체계적인 분석으로 Fama와 French (FF:1993, 1996)는 FF(1992)의 실증결과를 바탕으로 주식수익률 및 채권수익률에 가격화된 공통요인을 식별하고, 기업규모요인과 B/M요인을 포함한 3-factor모델이 주식수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 있음을 보이고 있다. 즉, 수익률에 유의적인 설명력을 보인 기본적 변수들은 대부분이 서로 관련되어 있으며, 이들 변수들의 영향은 3-factor 모델에 의해 설명될 수 있음을 실증적으로 입증하였다. 또한 기존 실증결과들이 기본적 변수들(기업규모와 B/M)이 어떻게 주식가격에 가격화될 수 있으며 경제적 의미에서 타당한 설명을 제공하지 못함에 따라 FF(1995)는 이들 두 요인 역시 기업의 펀더멘털(수익성 혹은 이익)을 결정하는 가격화된 유의적인 요인임을 밝힘으로서 주식수익률과 이들 두 요인간의 관계에 이론적, 경제적 의미를 부여하고 있다.

Haugen와 Baker(1996)은 기대수익률의 횡단면적인 차이를 설명할 수 있으리라 기대되는 다양한 요인들을 대상으로 주식수익률에 가격화된 공통요인이 존재하는지, 기간과 국가에 관계없이 이들 공통요인들이 안정적인지 분석한 결과 규모요인, B/M요인을 포함하여 기대수익률에 영향을 미치는 결정요인은 주요국의 주식시장에서 공통적으로 나타났다. Fama와 French(1997)은 미국이외의 주요 세계시장과 신흥국의 증권시장에서도 규모와 B/M효과를 확인하고 있으며, Davis, Fama와 French(1998)는 시장요인과 이들 두 요인을 포함한 3-factor모델을 이용한 검증결과 위험에 기초한 설명이 대체가설로 과잉반응가설에 비해 타당함을 주장하고 있다.

Jensen, Johnson와 Mercer(1997)은 SIZE, B/M이 높은 위험을 인지하도록 하는 기업특성치라면 경기 하락시 위험 투자에 대한 높은 요구수익률에 따라 SIZE, B/M프리미엄은 보다 커야함을 주장하고, 실증결과 경기침체에 따른 Fed의 확장정책기간에 대해 SIZE와 B/M효과는 유의적이고 일관된 결과를 보인 반면, 경기상승에 따른 안정화정책(긴축)시 유의적이지 않으면서도 비일관된 SIZE, B/M효과를 보여 Chan과 Chen(1991), Fama와 French (1995)와 일치하는 결과라 주장하고 있다. 즉, 소기업과 높은 장부/시장가치 비율 기업은 불리한 경제환경(조건)시 실패할 가능성이 있는 위험하고 재무적 곤경에 처한 기업이고, 따라서 이들 기업은 경기하락시 상대적으로 높은 위험프리미엄

을 제공해야됨을 주장한다.

국내의 경우에서도 각각의 기본적 변수들이 주식수익률에 영향을 미치고 있다는 증거가 다수 있다. 기업규모효과를 분석한 지청(1987)과 김선웅(1994), 기업규모와 PER효과를 동시에 분석한 최운렬과 김우중(1986), 오세경(1994), 레버리지 영향을 분석한 이원흠(1994) 등이 있으며, 특히 감형규(1997)는 기업규모, 장부/시장가치 비율, 이익/주가 비율, 현금흐름/주가비율을 동시에 분석하고 있다. 그러나 기존의 연구들은 이들 현상에 대하여 존재 가능성에 초점을 두고 있는 반면, 근본적인 원인규명에 관한 연구들은 미비한 실정이다.

Ⅲ. 자료 및 변수측정

1. 자 료

본 연구는 1980년 1월부터 1997년 3월까지를 분석대상기간으로 상장된 모든 비금융 기업을 1차 표본으로 선정하여 자료의 입수가 가능한 모든 기업을 최종 표본으로 선정하였다. 추가관련 자료의 경우 한국증권연구원에서 발간한 “KSRI-Stock Database”를 이용하였으며⁵⁾, 기업의 재무변수는 매 사업년도의 사업보고서상 재무제표를 수록하고 있는 한국상장협회의 “상장회사 Data-base”를 이용하여 변수를 추출하였다. 필요할 경우 상장회사총람 및 증권회사에서 발간하는 증권회사분석을 이용하여 자료를 확인하였다. 거시경제변수의 경우 ‘한국은행’에서 발표한 자료를 이용하였다.

구체적인 표본선정기준과 분석기간 및 분석자료의 선택기준은 다음과 같다.

첫째, 1980년 1월부터 1997년 3월까지의 분석대상기간동안 연속적으로 상장된 계속 기업 뿐만 아니라 분석 기간중에 상장폐지되거나 신규상장되는 기업을 표본 대상으로 선정하였다.⁶⁾

둘째, 금융 및 보험업 등과 같은 금융업종의 경우 분석에서 제외하였다. 이러한 금융업종의 경우 분석대상 변수인 기본적 변수의 경우 그 성격이 일반 제조업의 경우와

5) 기존의 대부분 연구에 이용된 KIS-SMAT 수익률자료의 경우 측정오차가 큰 것으로 나타났다. 이들 두 수익률 자료원천에 따른 자세한 비교는 윤평식과 김철중(1999) 참조.

6) 1990년대 이전 상장폐지종목의 경우 자료의 추적이 불가능하여 모든 상장폐지 기업을 분석에 포함시키지는 못하였다. 따라서 본 연구에서는 생존자 편의문제를 완전히 제거하지는 못하였다. 그러나 우리나라의 경우 분석대상 기간동안 평균 상장폐지 기업수는 6개로 기존연구에 따르면 이들 생존자 편의에 따른 영향은 크지 않은 것으로 보고되고 있다.

비교하여 재무제표 구성이 상이한 의미를 가진다고 보아 분석에서 제외하였다. 또한 자기자본의 장부가치가 부(-)인 기업의 경우 회귀분석시 제외하였다.

셋째, 사전적 베타의 추정을 위해 매년 3월말을 기준으로 과거 60개월(최소 24개월)의 월별 주가수익률이 이용 가능한 기업을 분석대상으로 하였다. 이러한 기준은 최소한 상장 이후 2년이 경과된 기업만이 분석에 포함되어 신규상장편의를 줄일 수 있다.

이러한 표본 선택기준에 따라 선택된 표본은 매년 3월말을 기준으로 (1) 과거 60개월간 월별 주가수익률이 이용가능하고, (2) 전년도 재무제표의 공시가 이루어진 비금융업종을 대상으로 1983년 245개 기업에서 1996년 560개사의 전체 5036개 기업을 대상으로 1983년 4월부터 1997년 3월까지 168개월의 검정기간에 대해 월별주식수익률과 기대수익률에 영향을 미칠 수 있는 제반 변수들에 대한 분석을 수행하였다.

2. 주식수익률과 기본적변수

주식수익률의 경우 보통주를 대상으로 월말 수정주가를 이용한 월별 주가수익률을 분석대상 수익률로 정의하였다. 한편, 선견자편의를 제거하기 위하여 매년 결산기말을 기준으로 3개월이 지난 후 재무제표의 사용이 가능하다고 가정하여 실증분석을 실시하였다. 따라서 $t-1$ 년도 결산기말 재무제표를 이용해 산출된 기본적 변수를 이용하여 t 년도 4월부터 $t+1$ 년도 3월까지의 월별 주가수익률을 분석하였다.

장부가치/시장가치 비율, 이익/주가 비율, 현금흐름/주가 비율은 $t-1$ 년도 매 회계연도말의 자료를 이용하여 분자를 산출하고 분모의 주가정보의 경우 $t-1$ 년도 12월말 주가를 이용하여 산출되었다. 12월 결산 법인이 아닌 기업의 경우 재무정보와 주가정보의 이용시점이 차이가 날 수 있으나 시장상황에 따른 주가변동의 영향을 제거하기 위하여 모든 기업에 대해 12월말 주가를 적용하였다(전체 분석표본중 4089개 기업이 12월 결산기업임). 한편, 기업규모변수의 경우 t 년도 3월말 기준 보통주 시장가치로 정의되었다. 자세한 측정 방법은 <표 1>의 패널 (가)와 같다.

3. 거시경제요인

본 연구에서는 산업생산변화율, 기대치 않은 인플레이션율, 기대치 않은 위험프리미엄 변화 그리고 환율변동 등 거시경제변수와 시장수익률을 주식수익률에 가격화된 상대변수로 가정하여 분석을 수행하였다(<표 1>의 패널 (나)).

CRR(1986)은 경제변수와 주가간에 함수관계가 있는 것으로 보고, 주식평가모형의

<표 1> 변수명 및 변수 측정방법(1980/4 - 1997/4)

변수명	측정방법	비고
(가) 주식수익률과 기본적 변수		
주식수익률 (R)	t기 4월부터 t+1기 3월까지의 월별수익률	보통주월말 수정주가
기업규모 (SIZE)	매년 3월말 주식수 * 매년 3월말 주시가격, (단위:천만)	보통주
장부/시장가치비율 (B/M)	회계연도말 장부가치 / 12월말 시장가치 = (자기자본 - 우선주 자본금) / (12월 종가*주식수)	보통주 자기자본
이익/주가비율 (E/P)	[회계연도말 순이익 / 12월말 시장가치] = (특별항목 제외 경상이익-세금-우선주배당금) / (12월종가*주식수)	보통주
현금흐름/주가비율 (C/P)	회계연도말 현금흐름 / 12월말 시장가치 =(이익(E)+비현금흐름비용-비현금이익)/(12월종가*주식수)	보통주
(나) 거시경제요인		
산업생산증가율 (IPIM)	$\ln(IPI_t) - \ln(IPI_{t-1})$ 단, IPI_t ; t월 산업생산지수	월별 계절조정
기대치 않은 인플레이션율 (UI)	$I_t - E(I_t t-1)$, $I_t = \ln(CPI_t) - \ln(CPI_{t-1})$ $CPI_t = t$ 월 소비자물가지수 $E(I_t t-1)$; t기 기대인플레이션율, ARIMA(1,1,1)	월별
실질이자율 (REAL)	$RGB_t - E(I_t t-1)$ 단, RGB_t ; t월 5년 만기 국채수익률	"
위험프리미엄 (URP)	$RCB_t - RGB_t$ 단, $RCB_t=3$ 년만기 보증회사채 평균수익률	"
시장수익률 (VW), (EW)	$\ln(VWI_t) - \ln(VWI_{t-1})$, VWI_t ; t기말 종합주가지수 $\ln(EWI_t) - \ln(EWI_{t-1})$, EWI_t ; t기말 동일가중평균지수	"
기대치 않은 환율변동 (FXGW)	$\ln(FX_t) - \ln(FX_{t-1})$ 단, FX_t ; t기 대미환율	"
(다) 기업특성적 위험		
수익성지수 자기자본이익률(ROE) 자산영업이익률(ROA)	$EI(t+i)/BE(t+i-1)$, $i = -3,-2,-1,0,+1,+2,+3$ $IO(t+i)/ASSET(t+i-1)$, $0 =$ 기준시점(포트폴리오 구성시점)	포트폴리오
배당감소비율 (DIV_k%)	$\frac{(\text{배당율 } k\% \text{ 감소시킨 기업수})}{(\text{포트폴리오내 전체 기업수})}$	"
부채비율 (LEV)	(부채 장부가치) / (보통주 시장가치)	"
이익 불확실성 (STD(E/P))	이익/주가비율에 대한 표준편차	"

구성요소인 미래현금흐름과 할인율에 영향을 미칠 수 있는 거시경제변수를 선정해 분

석한 결과 산업생산변화율, 예측하지 못한 인플레이션율, 예상인플레이션 수준의 변화, 예측치 못한 위험프리미엄의 변화 그리고 기간구조 스프레드변화가 주식수익률의 체계적 위험을 설명하는데 유용한 공통요인임을 보이고 있다.

국내의 경우 APT검증에 관한 일련의 실증연구들에서 수익률의 공분산구조하 요인 분석방법(factor analysis)을 통해 추출된 공통요인에 대한 경제적 의미를 살펴보기 위하여 이들 거시경제변수와 관련성을 분석하고 있다.⁷⁾ 이러한 실증분석 결과를 바탕으로 본 연구에서는 CRR의 거시경제요인의 시장지수와 대외의존도가 높은 우리나라의 경우 기대치 않은 환율변동은 미래 현금흐름뿐만 아니라 할인율에 중요한 영향을 미친다고 보아 기대치 않은 환율변동요인을 역시 포함하였다.⁸⁾

4. 기업특성적 위험

1) 수익성지수

추가적으로 동일한 거시경제요인에 대해 개별기업들이 다르게 반응하도록 하는 기업 특성적 위험이 구체적으로 무엇인지 측정하였다. 먼저, 합리적인 가격결정하에서 주식 수익률과 관련된 기본적 변수들은 기업의 펀더멘털(수익성)과 관련되어 있어야 한다. 따라서 기본적 변수의 크기에 따라 구성된 기업들의 수익성이 어떠한 특성을 가지는지 살펴보기 위하여 포트폴리오 구성시점($i=0$)을 전후해 7년($i=-3,-2,-1,0,1,2,3$)간 자기자본이익률($EI(t+i)/BE(t+i-1)$)과 총자산영업이익률($IO(t+i)/ASSET(t+i-1)$)을 수익성지수로 측정하였다(<표 1>의 (다)).

여기서, $EI(t+i)$ 의 경우 $t+i$ 기 회계연도말 당기순이익을, BE 의 경우 자기자본 장부가치를 나타내며, IO 는 영업이익을, $ASSET$ 는 총자산 장부가치를 나타내는 변수이다.

2) 기업특성적 위험

보다 직접적인 위험의 원천으로 포트폴리오 구성을 전후해 배당감소비율과 부채비율 그리고 미래 현금흐름의 불확실성(표준편차)을 기업특성적인 위험으로 측정하였다(<표 1>의 (다)). 여기서, 배당감소비율($DIV_k\%$)의 경우 포트폴리오 구성시점인 매년 t 기 3월말을

7) 이들 연구중 유인순(1986)은 주식수익률내 공통요인의 경제적의미를 분석함에 있어 CRR의 거시경제변수를 이용한 결과 산업생산증가율, 기대치 않은 인플레이션, 위험프리미엄 변동 및 시장수익률이 공통요인과 관련되어 있음을 보이고 있다.

8) 이들 선정된 거시경제변수들이 주식수익률에 체계적으로 관련되어 있다는 이론적 배경에 대해서는 CRR(1986)을 참조.

기준으로 각 포트폴리오내 $t-2$ 기에 비해 $t-1$ 기에 배당을 $k\%$ 이상 감소시킨 기업비율을, 부채비율(LEV)의 경우 $t-1$ 기 회계연도말 부채장부가액을 $t-1$ 기 12월 보통주 시장가치로 나눈 각 포트폴리오별 시장가치 부채비율을, 현금흐름의 불확실성(STD(E/P))의 경우 t 기 회계연도말 당기순이익을 $t-1$ 기 12월말 보통주 시장가치로 나눈 이익/주가 비율 시계열에 대한 표준편차를 나타낸다. 따라서 이러한 측정치들은 각 포트폴리오에 대한 위험의 정도를 나타낸다.

IV. 분석방법 및 실증결과

1. 기본적 변수와 주식수익률

본 장에서는 주가수익률의 횡단면 차이를 설명하기 위하여 시장포트폴리오 수익률 뿐만 아니라 기업규모(Size), 이익/주가비율(E/P), 현금흐름/주가 비율(C/P), 및 장부/시장가치 비율(B/M)등 기본적 변수를 포함하여 각 변수들에 대해 단일변량 및 다변량분석을 실시하였다. 이들 변수들의 개별적 효과 및 상호 결합된 효과를 종합적으로 분석함으로써 각기 주식수익률에 대해 독립적인 효과를 가지는지, 아니면 주가에 영향을 미치는 어떠한 동일한 정보에 대해 각기 다른 방법으로 측정된 변수인지를 살펴봄으로써 우리나라 주식수익률의 횡단면 차이를 설명함에 있어 가장 유의적이고 독립적인 영향을 미치는 변수를 규명하였다.

1) 시장베타 및 기본적 변수에 따른 포트폴리오 특성

시장베타 뿐만 아니라 각 기본적 변수별 주식수익률의 행태를 살펴보기 위하여 각각의 변수에 대해 매년(t 기) 3월말을 기준으로 5개의 포트폴리오를 재구성하여 이들 포트폴리오의 t 기 4월부터 $t+1$ 기 3월까지 월별수익률을 측정하였다. 포트폴리오 구성을 위한 개별기업의 기본적 변수의 경우 $t-1$ 기말 측정치를 이용하였으며(규모변수는 t 기 3월말 기준), 시장베타의 경우 t 기 3월말을 기준으로 과거 60개월(최소 24개월) 월별수익률에 대한 사전적(역사적) 시장베타를 이용하였다.

<표 2>의 패널(가), (나)의 경우 사전적-베타에 따른 포트폴리오 특성을 나타낸다. 가치가중지수나 동일가중지수 수익률을 시장지수로 이용할 경우, 사전적 베타에 의한 포트폴리오 구성시 사후 추정베타는 사전적 베타에 의한 순차성을 그대로 나타내고 있다. 따라서 과거 데이터로 추정된 사전적 베타는 어느 정도 사후베타에 대한 정보를 제

공하고 있음을 볼 수 있다. 그러나 종합주가지수를 시장지수로 이용한 사전적-베타에 따른 포트폴리오의 경우 베타와 수익률 사이에 오히려 부(-)의 패턴을 보이고 있다. 기업규모 역시 수익률과 뚜렷한 부(-)의 관계를 보여 이러한 베타와 수익률간의 부(-)의 관계는 단순히 기업규모와 종합주가지수 베타간의 높은 정(+)의 관계로 인한 결과일 수 있음을 유추해볼 수 있다. 한편, 단순평균시장수익률의 경우 시장베타와 주식수익률 간에는 뚜렷한 정(+) 또는 부(-)의 관계를 보이지 않고 있으며, 기업규모와는 높은 부(-)의 관계를 보이고 있다.

<표 2> 사전적 시장베타 및 기본적 변수 크기에 따라 분류된 포트폴리오의 특성 (1983/4 - 1997/3)

매년 3월말 포트폴리오를 재구성한 뒤 포트폴리오별 월별 단순평균값을 168개월동안 시계열평균한 값임. beta(vw)의 경우 각 포트폴리오 월별수익률과 종합주가지수 월별수익률의 168개월간 시계열자료를 이용한 사후적 시장베타를, beta(ew)는 동일가중지수 월별수익률을 이용한 사후적 베타를 나타냄. Return의 경우 월별수익률에 대한 시계열 평균값(%)를, firm의 경우 각 포트폴리오에 속한 기업수에 대한 최소, 평균, 최대 기업수 나타냄.

패널 (가) : 사전적 베타에 의한 포트폴리오 구성(종합주가지수)					
	1(low)	2	3	4	5(high)
Return	2.4648	2.2740	2.1535	1.9245	1.5388
beta(vw)	0.6714	0.7329	0.8409	0.8871	0.9484
SIZE(천만)	3481.65	4935.21	6847.04	8141.14	13389.11
B/M	1.6484	1.4229	1.3839	1.3497	1.3527
E/P	0.0907	0.0795	0.0793	0.0593	0.0297
C/P	0.4836	0.4444	0.4235	0.3886	0.3687
Firms	48,71.105	48,72.106	48,72.106	48,72.106	48,72.106

패널 (나) : 사전적 베타에 의한 포트폴리오 구성(동일가중평균지수)					
	1(low)	2	3	4	5(high)
Return	2.1262	2.1495	2.0422	1.9869	2.0503
beta(ew)	0.8739	0.8945	0.9660	1.0418	1.1291
SIZE	15394.12	8345.17	5579.08	4203.07	3386.69
B/M	1.5604	1.4197	1.4531	1.3655	1.3577
E/P	0.0744	0.0986	0.0760	0.0618	0.0272
C/P	0.4568	0.4521	0.4400	0.3715	0.3873

패널 (다) : 기업규모에 의한 포트폴리오 구성					
	1(small)	2	3	4	5(big)
Return	3.0856	2.3433	2.0717	1.5900	1.2765
beta(vw)	0.7844	0.7930	0.7649	0.8278	0.9122
beta(ew)	1.1496	1.0786	0.9922	0.9232	0.7656
SIZE	802.90	1614.71	2798.55	5638.79	25820.11
B/M	0.4497	0.3134	0.2891	0.2084	0.1763
E/P	-0.0021	0.0634	0.0980	0.0899	0.0883
C/P	0.4132	0.4248	0.4367	0.4109	0.4223

패널 (라) : 장부/시장가치 비율에 의한 포트폴리오 구성					
	1(low)	2	3	4	5(high)
Return	1.5098	1.7963	1.9480	2.1771	2.9153
beta(vw)	0.8472	0.8159	0.8073	0.7843	0.8276
beta(ew)	0.9276	0.9808	0.9875	0.9710	1.0383
SIZE	12572.08	7610.13	6810.92	5920.33	3975.56
B/M	0.6300	0.9785	1.2564	1.6076	2.6707
E/P	0.0055	0.0841	0.1026	0.0943	0.0510
C/P	0.2278	0.3408	0.4152	0.4719	0.6496

패널 (마) : 이익/주가 비율에 의한 포트폴리오 구성						
	≤ 0	1(low)	2	3	4	5(high)
Return	2.3709	1.7212	1.8084	1.9372	2.2266	2.4050
beta(vw)	0.9373	0.8913	0.8535	0.7942	0.7503	0.7120
beta(ew)	1.1740	1.0074	1.01217	0.9724	0.8896	0.8624
SIZE	4845.37	10303.60	8078.83	7466.76	7247.50	6599.00
B/M	1.6391	1.2409	1.2683	1.3179	1.4550	1.6859
E/P	-0.3442	0.03105	0.0705	0.1097	0.1634	0.3016
C/P	0.1332	0.31202	0.3640	0.4162	0.5046	0.7373
Firms	18,60,127	40,60,84	40,60,84	40,60,84	41,60,84	48,72,106

패널 (바) : 현금흐름/주가 비율에 의한 포트폴리오 구성						
	≤ 0	1(low)	2	3	4	5(high)
Return	2.5587	1.5934	1.7926	2.0188	2.2290	2.5833
beta(vw)	1.0129	0.8874	0.8412	0.7782	0.7864	0.7495
beta(ew)	1.2887	1.0062	1.0282	0.9469	0.9446	0.9074
SIZE	3979.47	8517.17	7333.28	7350.43	6423.36	8306.14
B/M	1.4145	1.0114	1.1608	1.3323	1.5945	2.0524
E/P	-0.6468	0.0093	0.0659	0.1049	0.1408	0.1870
C/P	-0.3297	0.1447	0.2657	0.3792	0.5337	0.9533
Firms	7,19,40	45,68,98	46,68,99	45,68,99	46,68,99	46,69,99

(다)의 기업규모에 의한 포트폴리오 구성시 기업규모가 작아짐에 따라 단조적으로 수익률이 증가하고 있음을 보여 기업규모 효과는 강하게 나타나고 있다. 한편, 동일가 증지수에 따른 시장베타 역시 기업규모가 작아질수록 커지고 있음을 볼 수 있다. 따라서 규모효과가 베타에 의한 결과인지, 기업규모 요인에 의한 현상인지 검토해 볼 필요가 있다.

그러나 (라)(마)(바)에서 보듯이 시장지수 선택에 따른 베타와는 관계가 없이 B/M, E/P, C/P가 증가할수록 포트폴리오 수익률은 증가함을 볼 수 있어 이들 기본적 변수들은 주식수익률과 관련되어 있음을 볼 수 있다.

한편, 부(-)의 E/P나 C/P의 경우 높은 수익률을 보이고 있어 일반적인 예상과 일치하고 있으며, 회귀분석시 이들 부(-)의 값을 고려해야 함을 볼 수 있다.

기본적 변수의 크기에 따라 분류된 포트폴리오 수익률 중에서 극단적인 두 포트폴리오 수익률(1과 5)의 차이를 보면, SIZE의 경우 1.8%(연간 22%), B/M이 1.4%(연간 17%), C/P가 0.99(12%), E/P가 0.68%(연간 8.2%)의 순서로 유의적인 차이를 보였다.

2) 시장베타와 기업규모

<표 3>은 기업규모와 시장지수로 동일가중평균지수를 이용한 사전적(역사적) 베타를 동시에 이용하여 구성된 25 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대한 통계치를 보여주고 있다.9) 먼저, 이들 25포트폴리오에 대한 평균수익률을 보면, 월별 및 연간보유기간 수익률은 사전적 베타 포트폴리오에 대해 기업규모가 작을수록 증가하는 패턴을 보이고 있다. 그러나 기업규모를 통제한 후 사전적 베타 포트폴리오의 경우 어떠한 수익률의 패턴을 보이지 않고 있어 기업규모와 수익률의 부(-)의 관계가 전적으로 베타에 의한 결과가 아님을 알 수 있다.

<표 3> 규모변수와 역사적 베타로 구성된 25 SIZE-pre beta 포트폴리오 특성 (1983/4-1997/3)

매년 t기 3월말 SIZE크기에 따라 5개의 그룹으로 분류한후 이들 각각의 SIZE 포트폴리오에 대해 과거 60개월(최소 24개월) 수익률로 추정된 개별기업의 역사적(사전적)베타 크기에 따라 다시 5개의 그룹으로 분류한 전체 25 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대한 특성을 보이고 있다. 각각의 수치는 이들 포트폴리오 값에 대해 168개월간 시계열 평균값임.

기업규모 순위	역사적 베타 순위											
	All	Low	2	3	4	High	ALL	Low	2	3	4	High
	월별 수익률 평균(%)						연간 보유기간수익률 평균(%)					
All		2.13	2.15	2.04	1.99	2.05		32.2	30.5	28.1	25.8	26.7
Small	3.08	3.31	3.34	2.81	3.45	2.53	44.9	50.9	51.4	39.1	50.1	33.4
2	2.34	2.24	2.88	2.17	2.36	2.06	31.3	32.7	40.8	28.4	28.7	26.1
3	2.07	2.59	2.36	1.91	2.08	1.45	28.9	38.2	33.4	26.2	28.9	18.4
4	1.59	1.66	1.70	1.53	1.48	1.58	20.8	22.3	23.1	19.1	18.6	20.9
Large	1.28	1.82	1.24	1.08	1.21	1.05	17.6	25.4	17.0	13.6	15.4	16.7
	사후적 베타(동일가중평균지수)						월별 기업규모 평균(ln(size))					
All		0.87	0.89	0.96	1.04	1.12		9.64	9.02	8.62	8.34	8.13
Small	1.15	1.01	1.12	1.14	1.23	1.24	6.69	6.32	6.40	6.38	6.31	6.33
2	1.08	0.86	1.06	1.08	1.14	1.23	7.38	7.11	7.12	7.09	7.09	7.11
3	0.99	0.89	0.92	0.97	1.05	1.11	7.93	7.67	7.65	7.63	7.67	7.64
4	0.92	0.86	0.86	0.93	0.87	1.08	8.64	8.35	8.32	8.32	8.34	8.31
Large	0.76	0.74	0.74	0.77	0.82	0.75	10.1	9.73	9.57	9.44	9.37	9.38

9) 시장지수로 종합주가지수를 이용한 경우에서도 본 연구의 결과는 크게 변하지 않았다. 구본열(1998)은 대용시장포트폴리오 효율성을 검증한 결과 종합주가지수에 비해 동일가중평균지수가 보다 우월한 지수임을 보이고 있다.

한편, 사전적 베타에 의한 순차성이 이들 사후베타에서도 그대로 나타나고 있다. 이들 25 SIZE-사전적 베타 포트폴리오 경우에서도 여전히 사후베타와 기업규모는 부(-)의 관계가 있음을 볼 수 있다. 그러나 이들 포트폴리오에 대한 평균수익률의 패턴은 기업규모에 보다 상관되어 있으며, 동일한 기업규모 포트폴리오에 대해 사후베타 크기에 따른 수익률의 일정한 패턴은 나타나지 않았다.

3) SIZE, B/M, E/P, C/P와 주식수익률

보다 정형화된 방법으로 시장베타뿐만 아니라 각 기본적 변수들의 주식수익률에 대한 개별적 설명력과 변수 상호간 관련성을 살펴보기 위하여 이들 변수들의 다양한 조합에 대해 Fama-Macbeth 횡단면 회귀식을 추정하였다. 이러한 횡단면회귀식 추정 경우 FF(1992)와 유사하게 개별기업을 대상으로 분석하였다.¹⁰⁾

$$R_{it} = \alpha_{0t} + b_{1t}\beta_{it} + b_{2t}\ln(SIZE)_{it} + b_{3t}\ln(B/M)_{it} + b_{4t}\ln(E/P(+))_{it} + b_{5t}(E/P(-))_{it} + b_{6t}\ln(C/P(+))_{it} + b_{7t}(C/P(-))_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

여기서, R_{it} , β_{it} 는 각각 개별기업 i 의 t 월 주식수익률과 추정 시장베타를 나타내며, $E/P(+)$, $C/P(+)$ 의 경우 정(+의 값을 가지는 이익/주가비율, 현금흐름/주가비율, $E/P(-)$, $C/P(-)$ 의 경우 E/P , C/P 가 부(-)의 값을 가질 경우 1, 정(+의 값을 가질 경우 0을 가지는 더미변수이다.

α_{0t} , $b_{1t} \sim b_{7t}$ 의 경우 t 월에 대한 횡단면 추정계수를 나타낸다(추정계수 각각에 대해 검정기간 1983/4~1997/3까지 총 168개의 추정계수가 추정된다). 이들 추정회귀계수의 통계적 유의성을 검정하기 위하여 각각의 추정회귀계수의 시계열로부터 계산된 t -검정통계량을 이용하였다.

횡단면회귀식 추정을 위해 개별주식의 시장베타를 추정하여야 한다. 개별기업 수익률 자료를 이용시 나타나는 시장베타의 측정오차를 줄일 수 있도록 포트폴리오 접근방법에 따라 시장베타를 추정하고, 이후 포트폴리오구성을 통해 추정된 포트폴리오 베타를 각각의 포트폴리오에 속하고 있는 개별기업에 할당하여 개별기업의 시장베타로 회귀식에 이용하였다. 이러한 방법을 통한 시장베타가 개별기업 수익률 각각에 대해 시장모형을 적용한 베타보다 정확한 값을 가진다고 FF(1992)는 주장하고 있다. 여기서

10) SIZE, B/M등 기본적변수는 매월 시점에서 명확한 값을 가진다. 따라서 개별기업을 대상으로 분석시 포트폴리오 구성에 따른 이들 변수의 회석효과를 줄이고, 특히 부(-)의 E/P , C/P 값을 가지는 기업의 경우 보다 높은 수익률패턴을 보이고 있어, 선형회귀식 추정시 더미변수를 이용하여 이들 효과의 분리가 가능하다.

베타추정을 위한 포트폴리오구성 기준은 각 포트폴리오들간 수익률에 큰 차이를 보일 수 있도록 구성하여야 한다.¹¹⁾ 따라서 매년 3월말에 기업규모와 역사적 베타 크기에 따라 구성된 25 SIZE-pre beta 포트폴리오 각각의 월별수익률 시계열 자료에 대해 시장모형을 통해 검정기간 전체기간에 대하여 사후베타(post-beta)를 추정하고, 이들 각 포트폴리오 사후베타를 각 포트폴리오에 속한 개별주식에 할당하여 횡단면회귀식 추정시 독립변수로 이용하였다.¹²⁾

이러한 절차는 개별기업의 베타가 시간에 따라 기업규모나 역사적 베타가 달라질 경우 변동할 수 있음을 의미한다.

<표 4>는 개별 주식을 대상으로 시장베타와 기업특성 변수들의 다양한 조합에 대해 FM-횡단면회귀 결과를 보여주고 있다. 먼저, 변수 하나만 포함한 식(2)~(5)의 결과는 기본적 변수들이 주식수익률의 횡단면 차이를 설명하는데 있어 유의적인 변수임을 확인할 수 있다.

시장베타만을 포함한 단변량 횡단면회귀결과(1) 시장베타 프리미엄은 0.0275로 t값 2.31로 유의적이었다. 반면, 기업규모 변수를 동시에 포함한 다중회귀결과(6)의 경우 시장베타는 더 이상 통계적인 유의성을 보이지 않았으며, 규모프리미엄의 경우 -0.0059 t값 -2.84로 여전히 유의적인 설명력을 보였다. 이러한 증거는 규모변수를 포함시 시장베타는 더 이상 수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 없다는 미국의 FF(1992)의 결과와 일치하고 있다. <표 3>에서와 같이 시장베타의 유의적인 계수는 이들이 SIZE와 높은 상관관계에 따른 결과임을 추론할 수 있다.¹³⁾

장부/시장가치 비율(B/M)의 경우 추정계수 평균이 0.99%로 t값 3.86을 보이고 있어 SIZE의 경우 -0.51% t값 -2.89에 비해 보다 강하게 수익률과 상관되어 있음을 볼 수

11) 25 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대한 사후베타의 경우 SIZE나 사전적 베타 하나에 의해 포트폴리오를 구성하였을 때보다 평균수익률 뿐만 아니라 이들 사후베타의 범위는 0.74~1.24로 보다 크게 나타나고 있다. 따라서 이들 두 변수를 동시에 이용한 포트폴리오 구성이 보다 높은 검정력을 나타내리라 기대된다.

12) Chan과 Chen(1988)은 포트폴리오에 대한 전기간 추정베타의 경우 비록 진정한 포트폴리오 베타가 시간에 따라 변화하더라도 만약 이들 베타의 변화가 비례적(안정적)이라면 자산가격결정모델 검증시 유용함을 보이고 있다. 본 연구의 실증결과 25 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대한 사후베타의 경우 추정기간에 관계없이 비교적 안정적인 관계를 갖는 것으로 나타났다. 168개월 전기간 동안 추정된 시장베타는 부분기간(60개월, 84개월) 시장베타와 상관계수 0.92~0.95를 나타내었다. 따라서 부분기간 베타를 이용한 분석에서도 연구결과에는 큰 차이를 보이지 않았다.

13) 가치가중지수를 이용한 시장베타의 경우 베타 하나만 포함시 기존연구 결과와 같이 부(-)의 추정계수를 보이는 것으로 나타났다. 또한 이러한 가치가중지수 시장베타는 기업규모변수와 정(+)의 상관관계를 보였다. 한편, 다양한 진단결과 두 변수간 상관관계에 의한 다중공선성에 따른 분석결과의 편익은 없었으며, 역시 이러한 결과가 단순히 베타추정시 나타나는 변수오차(error-in-variables)문제에 기인된 결과까 아님을 볼 수 있었다.

<표 4> 시장베타 및 기본적 변수를 포함한 FM-횡단면 회귀분석 결과

(개별기업의 경우, 1983/4-1997/3)

월별 횡단면 추경회귀계수에 대한 평균값과 검정통계량을 나타냄. 개별기업 Beta의 경우 먼저, 매년 3월말 size와 역사적 beta를 이용하여 포트폴리오를 구성한 후 이들 각각의 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대해 t기 4월부터 t+1기 3월까지 12개월간 월별 포트폴리오 수익률을 측정함. 이후 이러한 절차를 매년 반복하여 전체 168개월 동안 각 개별 포트폴리오수익률 시계열자료에 대해 동일가중지수 월별수익률로 회귀하여 사후적 베타를 구하고, 이를 매월 각 포트폴리오에 속한 개별기업에 할당함. E/P(-)와 C/P(-)의 경우 더미변수로 부(-)값을 갖는 기업의 경우 1을 정(+의) 값을 갖는 기업의 경우 0을 가지는 더미변수임. 이외 변수의 경우 자연대수를 취한 값임.

모델	상수	Beta	Size	B/M	E/P(+)	E/P(-)	C/P(+)	C/P(-)
(1)	-0.64 (-0.63)	2.75 (2.31)						
(2)	6.11 (3.56)		-0.51 (-2.89)					
(3)	1.94 (3.47)			0.99 (3.86)				
(4)	1.70 (2.77)				2.95 (1.43)	0.69 (2.17)		
(5)	1.56 (2.53)						1.40 (2.31)	0.99 (2.01)
(6)	7.57 (3.08)	-0.78 (-0.62)	-0.59 (-2.85)					
(7)	5.24 (3.12)		-0.41 (-2.37)	0.83 (3.45)				
(8)	5.46 (3.17)		-0.47 (-2.70)		2.73 (1.36)	0.31 (1.05)		
(9)	5.41 (3.13)		-0.48 (-2.77)				1.37 (2.33)	0.51 (1.12)
(10)	4.94 (2.91)		-0.39 (-2.28)	0.74 (3.50)	1.55 (0.83)	0.13 (0.45)		
(11)	5.02 (2.97)		-0.41 (-2.41)	0.61 (2.82)			0.81 (1.49)	0.36 (0.79)

주) 첫 번째 숫자의 경우 매월에 대한 횡단면 회귀계수를 168개월에 대해 평균한 값임(%). 두 번째 ()의 경우 t-값을 나타냄.

있다. 이러한 결과에 대해 FF(1992)는 장부가치에 비해 시장에서 낮게 평가된 높은 B/M기업은 시장이 이들 기업을 낮은 B/M기업에 비해 상대적으로 미래 전망이 나쁘다고 평가한 결과이며, 따라서 B/M은 상대적인 곤경(relative distress)정도와 관련되어 있다고 주장한다.

한편, 이들 B/M과 SIZE를 동시에 회귀식에 포함하였을 경우 B/M과 SIZE는 모두 1% 유의수준에서 유의적인 설명력을 보여 어느 한 변수에 의해 다른 변수가 지배되지 않는 것으로 나타났다.

E/P, C/P의 경우 각각 하나만 포함하였을 경우 정(+의) E/P, C/P를 가진 기업은 이들 변수들이 커질수록 수익률도 커지고 있다. 그러나 부(-)의 값을 가진 E/P(-),

C/P(-)의 경우 역시 수익률과 (+)의 유의적인 계수를 나타내고 있다. 각각의 변수들에서 SIZE변수를 추가하였을 경우 부(-)의 값을 갖는 E/P(-), C/P(-)의 수익률에 대한 설명력은 SIZE효과에 대부분 흡수되고 있으며, SIZE와 B/M을 이들 회귀식에 포함시킬 경우 E/P, C/P는 더 이상 유의적인 설명력을 보이지 않고 있다.

따라서 이러한 증거는 E/P, C/P에 따른 수익률 변동의 상당부분이 SIZE 특히 B/M과 상관되어 있음을 주장할 수 있다.¹⁴⁾

<표 5> SUR모형을 이용한 분석결과 (25 SIZE-pre beta 포트폴리오의 경우)

매년 3월말 SIZE와 역사적(사전적)베타에 의해 구성된 25 SIZE-pre beta 포트폴리오수익률 전체 시계열에 대한 SUR모형 추정결과를 보이고 있음. 설명변수인 D(·)의 경우 각 변수에 대해 매월 해당 변수의 횡단면 평균값으로 나온 디플레이트된 표준화된 값을 이용하였음. 부(-)의 C/P기업은 표본에서 제외됨.

$$R_{pt} - R_{ft} = \alpha_0 + b_{M_p} * (R_{mt} - R_{ft}) + b_{SIZE} * D(SIZE)_{pt} + b_{B/M} * D(B/M)_{pt} + b_{C/P} * D(C/P)_{pt} + \omega_{pt} \quad p=1,2,\dots,25 \quad t=1,2,\dots,168$$

모델	상수	b _{SIZE}	b _{B/M}	b _{C/P}
(1)	0.0367 (3.7392)	-0.0361 (-3.7330)		
(2)	-0.0131 (-4.6857)		0.0133 (5.1548)	
(3)	-0.0084 (-3.2795)			0.0086 (3.7026)
(4)	0.0181 (1.6582)	-0.0282 (-2.8526)	0.0106 (4.0419)	
(5)	0.0269 (2.6018)	-0.0338 (-3.4837)		0.0074 (3.2033)
(6)	0.0172 (1.5666)	-0.0288 (-2.9163)	0.0083 (2.7407)	0.0039 (1.4544)

주) 첫번째 숫자는 추정계수를, 두 번째 ()의 경우 t-값을 나타냄.

한편, <표 5>는 시장베타를 사전적으로 추정할 필요가 없을 뿐만아니라 변수들간 상관관계를 동시에 고려할 수 있는 무관회귀모형(seemingly unrelated regration;SUR)을 이용한 25 SIZE-pre beta 포트폴리오에 대한 분석결과를 보이고 있다. 이들 결과

14) 주가수익비율과 기업규모효과를 분석한 최운열과 김우중(1986)의 연구결과에 따르면 SIZE와 P/E효과는 독립적으로 존재하나 상호간에 연관성이 있으며, P/E효과가 기업규모효과보다 더 강하게 나타나고 있음을 보이고 있다. 한편, 감형규(1997) 역시 기업규모, 장부/시장가치 비율, 이익/주가비율, 현금흐름/주가비율을 이용하여 분석한 결과 기업규모와 장부/시장가치, 현금흐름/주가비율 변수가 유의적으로 주가수익률에 상관되어 있다고 주장하고 있으며, 이러한 결과가 포트폴리오 구성 방법에 따라 민감함을 보이고 있다. 그러나 이러한 결과는 포트폴리오를 대상으로 분석시 부(-)의 값을 가지는 E/P와 C/P의 영향에 따른 결과이거나 본 연구와 상이한 자료의 사용에 따라 약간의 차이를 보이고 있다.

역시 횡단면회귀 결과와 일치하고 있다.¹⁵⁾

위의 전반적인 분석결과는 미국의 경우를 대상으로 분석한 FF(1992)의 결과와 매우 유사함을 보여 준다. 규모변수를 포함시 더 이상 시장베타는 수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 없었으며, SIZE, B/M이 수익률의 횡단면 변동을 설명함에 있어 독립적인 효과를 갖는 가장 유의적인 변수였다. 한편, SIZE와 B/M은 상호관련성(상관계수 -0.21)으로 두 변수 동시 포함시 계수값이 낮아졌다(그러나 두 변수 모두 유의적임). 따라서 평균수익률을 설명하는데 있어 두 변수는 부분적으로는 서로를 설명하는 부분이 있는 것으로 해석된다.

2. 거시경제요인 민감도와 SIZE, B/M효과

본 장에서는 주식수익률의 횡단면차이에 대해 유의적인 설명력을 보인 기본적인변수(특히, SIZE, B/M)들이 자산가격결정에 있어 중요한 위험요인의 민감도에 대해 유용한 대응치인지를 검증하였다. 즉, 거시경제요인을 이용한 다요인가격결정모형하 이들 거시경제변수들의 요인베타(민감도)가 SIZE, B/M에 따른 주식수익률의 횡단면차이를 설명할 수 있는지 아래 식(2)을 이용하여 직접 검증하였다.

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_{LS} \ln(SIZE)_i + \lambda_{LBM} \ln(B/M)_i + \lambda_{URP} \hat{\beta}_{i,URP} + \lambda_{UI} \hat{\beta}_{i,UI} + \lambda_{IPIM} \hat{\beta}_{i,IPIM} + \lambda_{FXGW} \hat{\beta}_{i,FXGW} + \lambda_M \hat{\beta}_{i,Market} + \varepsilon_p \quad (2)$$

여기서, R_i 는 기업 i 의 월별수익률을 나타내며, $\hat{\beta}$ 는 거시경제요인에 대한 추정베타, 즉 주식수익률에 대한 요인민감도이다. λ 의 경우 횡단면회귀식의 추정계수로 각 개별 경제요인에 대한 위험프리미엄을 나타낸다. 이들 횡단면회귀식으로부터 추정된 각각의 λ 추정치에 대한 168개의 시계열추정치를 이용하여 이들 위험프리미엄이 0이라는 귀무가설에 대해 t-검정을 수행하였다.

한편, 다요인모형을 이용한 횡단면회귀식 추정을 위해서는 주가수익률에 대한 각 상

15) SUR모형을 이용해 기업규모효과와 PER효과를 연구한 오세경(1994)은 PER효과는 유의성 있게 존재하였으나 기업규모효과와 PER효과의 경우 유의성이 낮을 뿐만 아니라 정(+)의 부호도 보이고 있다. 그러나 이러한 결과는 기간별 설명변수의 수준을 통제하지 않음에 따라 나타난 결과라 추측된다. 분석기간동안 주가가격의 급격한 상승(하락)은 기본적인변수들이 기간별로 급격한 변화를 가짐을 볼 수 있다. 따라서 이들 변수들의 수준에 있어 기간별 변동을 수정하지 않고 SUR모형에 따라 각 변수에 대해 하나의 점추정치를 추정할 경우 잘못된 결과를 제시하게 된다(Chan, Hamao와 Lakonishok:1991). 예를 들어 기업규모에 따라 5개의 포트폴리오구성시 가장 낮은 규모포트폴리오 경우 1983년 125.57(천만)에서 1995년 1659.46(천만)으로 16배, 가장 큰 규모포트폴리오의 경우 1983년 2091.79(천만)에서 1995년 38479.9(천만)의 18배로 기간별 매우 큰 차이를 보였다.

태변수들의 민감도(베타)의 추정이 필요하다. 개별기업 주식수익률에 대한 거시경제요인 베타의 경우 역시 앞서의 사후 시장베타 추정방법과 유사하게 Chan과 Chen(1988)의 방법에 따라 전체 검정기간 사후베타(full-period post beta)를 이용하였다. 구체적으로, 매년 t 기 3월말 기업규모와 장부/시장가치 비율 크기에 따라 각각 5개의 그룹으로 분류한 후 이들 조합으로부터 25 SIZE-B/M 포트폴리오에 대한 월별 단순평균수익률을 t 기 4월부터 $t+1$ 기 3월까지 측정하였다. 이러한 절차를 매년 반복하여 전체 168개월 동안의 각 포트폴리오 월별수익률 시계열을 종속변수로 다요인베타를 추정하였다. 이러한 절차에 따라 추정된 요인베타를 매월 각 포트폴리오에 속한 개별기업에 할당하여 횡단면회귀식의 설명변수로 이용하였다. 따라서 거시경제요인에 대한 개별기업의 요인 민감도는 기업규모나 장부/시장가치 비율이 달라질 경우 역시 변동할 수 있음을 의미한다.¹⁶⁾

1) 거시경제요인과 주식수익률

먼저, 주가수익률에 영향을 미치는 공통요인 또는 상태변수들로서 정의된 거시경제변수 시계열에 대한 기술통계량을 보면(표 생략), 시장지수를 제외한 거시경제변수의 경우 유의적인 자기상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 또한 기대치 않은 인플레이션율이나 실질이자율의 변동 그리고 산업생산지수 증가율의 경우 계절성을 보이고 있는 것으로 나타났다. CRR(1986)에서 지적되었듯이 이러한 상태변수들에 있어 자기상관관계는 주가수익률에 대한 이들 경제요인들의 민감도(베타)추정시 변수추정오차(error-in-variables)를 가져올 수 있으며, 이러한 오차로 인해 수익률에 대한 베타 설명력의 통계적 유의수준은 하향편의됨을 예상할 수 있다.

거시경제변수들간 상관계수의 경우 기대치 않은 인플레이션율과 실질이자율은 거의 완전한 부(-)의 상관관계를 보였다. 이들 두변수 이외의 경제변수들간의 상관관계는 최고 -0.23으로 낮은 값을 보여 어느 변수도 다른 변수에 의해 지배되지 않는 것으로 기대할 수 있다. 따라서 다중공선성 문제를 제거하고 주식수익률에 대한 개별 경제요인들의 영향을 살펴보기 위하여 실질이자율을 제외한 산업생산지수 성장률, 기대치 않은 인플레이션율, 위험프리미엄의 변화, 환율변동 및 시장지수수익률을 주식수익률에 가격

16) 기업규모와 장부/시장가치 비율에 의한 포트폴리오 구성시 평균수익률 차이가 가장 크게 나타났다. 따라서 이들 두 변수에 의한 포트폴리오 구성시 보다 높은 검정력을 보이리라 기대한다. 또한 거시경제요인 민감도와 기업규모, 장부/시장가치 효과를 검정할 본 장의 연구목적과 보다 일치한다. 한편, 개별기업이 아닌 포트폴리오를 대상으로 분석한 결과는 개별기업을 대상으로 한 분석결과와 매우 일치하였다.

화된 경제요인으로 선정하여 최종분석에 이용하였다.

<표 6>은 매년 3월말 SIZE와 B/M 크기에 따라 구성된 25 SIZE-B/M 포트폴리오 평균수익률에 대해 거시경제요인 위험(베타)을 이용한 FM-횡단면 회귀결과를 보이고 있다.

1983년 4월부터 1997년 3월까지의 전기간의 경우 시장요인 위험을 제외한 거시경제요인의 다요인베타에 대한 횡단면 추정결과 이들 요인위험에 대한 프리미엄은 매우 유의적인 값을 나타내 선정된 거시경제요인들이 주식수익률에 가격화된 공통요인임을 확인할 수 있다. UI, IPIM, FXGW의 경우 정(+)의 유의적인 위험프리미엄을 보이는 반면에 URP의 경우 유의적이지 않았다.¹⁷⁾ 특히 UI에 대한 정(+)의 프리미엄의 경우 본 실증결과는 주식시장이 명목자산에 대한 헷지(hedge)기능을 수행하지 못함을 의미한다. 즉, 보통주의 인플레이션 헷지기능에 대해 많은 논란이 있어 왔으나 기대치 않은 인플레이션율에 대한 정(+)의 위험프리미엄은 다른 요인이 일정하다면 인플레이션으로 인한 구매력 감소를 보상받기 위해 보다 높은 수익률을 요구한다고 볼 수 있다.

부분기간에 대한 분석결과 역시 상태변수의 위험프리미엄은 전기간 결과에서 나타난 부호와 일치된 결과를 보이고 있으나, 부분기간 I (1983/4-1990/3)의 경우 이들 거시경제변수의 유의성은 낮게 나타났다.

환율변동과 관련된 위험프리미엄의 경우 1990년대 이전기간에 비해 1990년대 이후 기간에서 가장 크게 증가하고 있음을 볼 수 있어 일반적인 예상과 일치하는 결과를 나타내고 있다. 즉, 1990년대 이후 자본시장의 개방과 환율변동폭의 상승에 따라 이들 위험의 상대적 증대로 주식시장에서 영향력이 증대된 것과 일치하는 결과로 해석할 수 있다.

한편, (2)와 (3)과 같이 시장지수 베타를 포함시킨 다요인베타모형의 추정결과 가치가중지수에 의한 시장베타의 경우 어떠한 유의적인 값을 보이지 않았으며, 모든 거시경제변수 베타는 시장베타를 포함하지 않았을 때와 유사한 크기의 프리미엄을 가지는 것으로 나타났다. 한편, 동일가중지수 수익률을 시장포트폴리오로 이용한 시장베타는 정(+)의 유의적인 프리미엄을 나타내고 있다. 그러나 시장베타를 통제한 이후에도 UI 베타는 유의적인 값을 보이고 있으며, 동일가중지수의 시장베타의 설명력은 앞서의 결과와 같이 SIZE와 높은 부(-)의 상관관계에 기인된다고 유추된다.

17) 3년만기 보증회사채수익률과 5년만기 국채수익률 차이로 정의된 URP의 경우 채무불이행위험에 따른 수익률차이를 나타내는 데는 한계가 있으며, 오히려 많은 실증연구들에서 보증회사채의 수익률을 무위험채권수익률로 이용됨을 고려할 때 이들 변수는 기간프리미엄에 대한 (-)값을 나타낸다고 간주할 수도 있다. 따라서 URP요인에 대한 위험프리미엄의 경우 해석상 주의가 필요하다고 본다.

<표 6> 거시경제베타를 이용한 다요인모형 횡단면 추정결과
(개별기업을 대상으로 ; 1983/4 - 1997/3)

월별 횡단면 추정회귀계수에 대한 평균값과 검정통계량을 나타냄. β_{VW} , β_{EW} 은 시장지수로 각각 종합 주가지수와 동일가중지수 수익률을 이용한 시장베타를, β_{UPR} 의 경우 5년만기 국채수익률에서 3년만기 은행보통 회사채수익률을 차감한 위험프리미엄에 대한 민감도를, β_{UI} 는 기대치 않은 인플레이션에 대한 민감도를, β_{IPIM} 과 β_{FXGW} 는 각각 기대치 않은 산업생산지수 성장률과 환율변동에 대한 민감도를 나타냄.

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_1 \hat{\beta}_{i,URP} + \lambda_2 \hat{\beta}_{i,UI} + \lambda_3 \hat{\beta}_{i,IPIM} + \lambda_4 \hat{\beta}_{i,FXGW} + \lambda_5 \hat{\beta}_{i,Market} + \varepsilon_i$$

	λ_0	β_{URP}	β_{UI}	β_{IPIM}	β_{FXGW}	β_{VW}	β_{EW}	ADJ.R ²
(가) 전기간 (1983/4 - 1997/3)								
(1)	0.0162 (2.554)	0.0017 (0.853)	0.0047 (2.878)	0.0107 (2.166)	0.0071 (2.652)			0.0530
(2)	0.0311 (1.960)	0.0023 (1.096)	0.0048 (2.918)	0.0090 (1.808)	0.0064 (2.364)	-0.0269 (-1.515)		0.0567
(3)	-0.0137 (-1.223)	0.0021 (1.021)	0.0026 (1.864)	0.0054 (1.348)	0.0013 (0.710)		0.0341 (2.653)	0.0622
(나) 부분기간 I (1983/4 - 1990/3)								
(1)	0.0247 (2.874)	0.0009 (0.282)	0.0038 (1.410)	0.0086 (1.032)	0.0031 (1.124)			0.0500
(2)	0.0365 (1.808)	0.0013 (0.464)	0.0039 (1.445)	0.0073 (0.848)	0.0026 (0.934)	-0.0159 (-0.682)		0.0529
(3)	0.0059 (0.360)	0.0011 (0.349)	0.0024 (1.035)	0.0054 (0.763)	-0.0005 (-0.200)		0.0253 (1.310)	0.0588
(다) 부분기간 II (1990/4 - 1997/3)								
(1)	0.0076 (0.822)	0.0026 (0.971)	0.0057 (2.962)	0.0128 (2.397)	0.0110 (2.431)			0.0561
(2)	0.0257 (1.045)	0.0034 (1.062)	0.0058 (2.947)	0.0107 (2.098)	0.0103 (2.202)	-0.0378 (-1.412)		0.0605
(3)	-0.0334 (-2.248)	0.0031 (1.162)	0.0028 (1.802)	0.0055 (1.357)	0.0031 (1.288)		0.0430 (2.518)	0.0656

주) 첫 번째 숫자의 경우 매월에 대한 횡단면 회귀계수를 평균한 값임. 두 번째 ()의 경우 이들 회귀계수 시계열에 대한 t-값을 나타냄.

2) 거시경제요인 민감도와 SIZE, B/M효과

<표 7>은 거시경제요인 베타를 이용한 다요인가격결정 모델에 대해 SIZE와 B/M을 포함한 다양한 횡단면회귀 추정결과를 보이고 있다. 이들 모형에 대한 추정결과는 <표 7>에서 나타난 다요인모델의 추정회귀계수와와의 비교를 통해 SIZE, B/M의 추가수익률 설명력에 대한 몇 가지 의미있는 결과를 살펴볼 수 있다.

<표 7> SIZE, B/M 및 거시경제요인을 이용한 횡단면회귀식 추정결과
(개별기업을 대상으로 ; 1983/4 - 1997/3)

$$R_i = \lambda_0 + \lambda_{LS} \ln(SIZE)_i + \lambda_{BM} \ln(B/M)_i + \lambda_{URP} \hat{\beta}_{i,URP} + \lambda_{UI} \hat{\beta}_{i,UI} + \lambda_{IPIM} \hat{\beta}_{i,IPIM} + \lambda_{FXGW} \hat{\beta}_{i,FXGW} + \lambda_M \hat{\beta}_{i,Market} + \epsilon_i$$

	λ_0	$\ln(SIZE)$	$\ln(B/M)$	β_{URP}	β_{UI}	β_{IPIM}	β_{FXGW}	β_{vw}	Adj.R ²
(가) 전기간 (1983/4 - 1997/3 ; 168개월)									
(4)	0.0517 (3.161)	-0.0040 (-2.382)	0.0069 (3.492)						0.0631
(5)	0.0465 (2.423)	-0.0042 (-2.552)	0.0071 (3.524)					0.0088 (0.5770)	0.0672
(6)	0.0560 (3.527)	-0.0047 (-2.929)		0.0034 (1.617)	0.0029 (2.033)	0.0037 (0.910)	0.0003 (0.184)		0.0673
(7)	0.0166 (2.626)		0.0081 (4.297)	-0.0023 (-1.171)	0.0026 (1.748)	0.0042 (0.953)	0.0061 (2.331)		0.0623
(8)	0.0461 (2.897)	-0.0034 (-2.176)	0.0071 (3.813)	-0.0006 (-0.293)	0.0016 (1.146)	0.0000 (0.004)	0.0013 (0.692)		0.0754
(9)	0.0246 (1.178)	-0.0034 (-2.162)	0.0078 (4.375)	-0.0020 (-0.988)	0.0012 (0.900)	0.0017 (0.421)	0.0022 (1.164)	0.0208 (1.241)	0.0778

(나) 부분기간 I (1983/4 - 1990/3 ; 84개월)

(5)	0.0439 (2.439)	-0.0023 (-1.147)	0.0045 (2.007)						0.0493
(8)	0.0409 (2.244)	-0.0023 (-1.167)	0.0047 (2.268)	-0.0012 (-0.336)	0.0015 (0.644)	0.0009 (0.131)	-0.0008 (-0.316)		0.0685

(다) 부분기간 II (1990/4 - 1997/3 ; 84개월)

(5)	0.0594 (2.172)	-0.0057 (-2.117)	0.0093 (2.863)						0.0768
(8)	0.0513 (1.958)	-0.0046 (-1.848)	0.0094 (3.077)	-0.0000 (-0.013)	0.0016 (1.153)	-0.0008 (-0.249)	0.0034 (1.285)		0.0822

주) 첫 번째 숫자의 경우 매월에 대한 횡단면 회귀계수를 평균한 값임. 두 번째 ()의 경우 이들 회귀계수 시계열에 대한 t-값을 나타냄.

먼저, (4), (5)의 경우 이전의 분석결과와 동일하게 시장베타의 포함 유무와 관계없이 분석표본의 경우 SIZE, B/M은 각각 t값이 -2.5와 3.5로 주식수익률의 횡단면차이에 대해 매우 유의적인 설명력을 가짐을 확인할 수 있다.

(6)의 경우 거시경제요인을 이용한 다요인모형에 SIZE변수를 추가함에 따라 거시경제요인 베타의 횡단면 주식수익률 설명력은 현격히 떨어졌으며, β_{IPIM} , β_{FXGW} 의 추정계수는 거의 유의적인 값을 보이지 못하였다. 따라서 SIZE는 이들 상태요인 위험에 대한 추가수익률 설명력을 포함하고 있음을 유추할 수 있다.¹⁸⁾

18) 미국의 경우 SIZE가 거시경제요인의 민감도와 매우 상관되어 있음을 보인 Chan, Chen과 Hsieh(1985)나 He와 Ng(1994)결과와 일치한다. 다만, 이들은 SIZE가 산업생산위험과 위험프리미엄 변화에 보다 상관되어 있음을 주장한다.

(7)과 같이 거시경제위험에 대한 다요인모델에 B/M변수를 추가할 경우 거시경제요인 민감도에 대한 추정계수값은 β_{FXGW} 를 제외하고 β_{URP} , β_{UI} , β_{IPIM} 의 경우 현격히 줄어들음을 볼 수 있다.

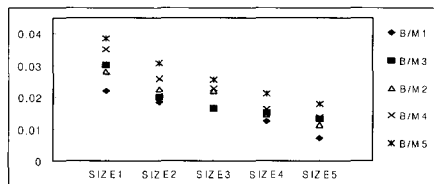
한편 (8)과 같이 SIZE와 B/M을 동시에 포함하였을 경우 어떠한 거시경제요인 위험도 유의적인 설명력을 가지지 못하였다. 그러나 SIZE와 B/M변수의 추정계수는 t값이 각각 -2.2와 3.8로 지속적으로 유의적임을 볼 수 있다. 시장지수 베타의 경우 역시 거시경제요인을 이용한 다요인모형 추정에서와 같이 지수선택에 관계없이 위의 결과를 크게 변화시키지 못하는 것으로 나타났다.

따라서 이러한 실증결과는 먼저, (1) 거시경제요인으로 선정된 기대치 낮은 산업생산지수 성장률(IPIM), 기대치 낮은 인플레이션율(UI), 위험프리미엄 변동(URP) 그리고 기대치 낮은 환율변동(FXGW)은 주식수익률의 횡단면 차이를 설명함에 있어 유의적으로 가격화된 공통요인이며, (2) SIZE, B/M은 추가수익률에 대한 거시경제요인의 설명력을 대부분 포함함으로써 거시경제위험에 대한 유용한 대용치(proxy) 역할을 수행할 수 있음을 유추할 수 있다.¹⁹⁾

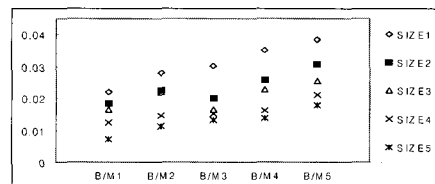
3. 기업특성적 위험과 SIZE, B/M효과

지금까지 거시경제요인을 중심으로 기본적 변수 특히, 소규모, 높은 장부/시장가치

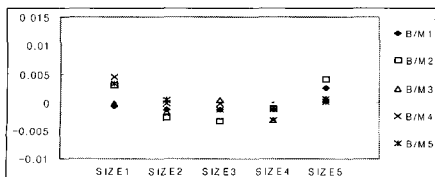
19) 선정된 거시경제요인을 이용한 다요인모델이 수익률변동을 기술하는데 적합한 모형이라면 횡단면회귀에 따른 추정잔차는 위험조정후 초과수익률로 해석될 수 있으며, 만약 거시경제요인을 고려한 이후에도 SIZE, B/M효과가 지속적이라면 이러한 결과는 추정 잔차시계열에 나타날 것이다. 분석결과 잔차에 나타난 SIZE, B/M효과는 거시경제요인을 고려할 경우 현격히 줄어들음을 볼 수 있었다. 아래 (A-1), (B-1)은 25 SIZE-B/M 포트폴리오별 수익률에 대한 168개월 시계열평균값을 나타내며, (A-2), (B-2)는 이들 수익률에 대한 거시경제요인 베타를 포함하는 횡단면회귀식 추정후 포트폴리오별 잔차에 대한 시계열평균임.



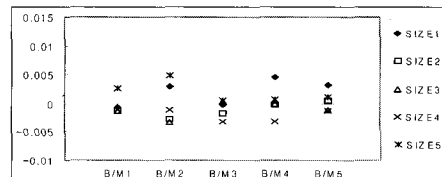
(A-1)



(B-1)



(A-2)



(B-2)

주식이 보다 높은 평균수익률을 보이는 하나의 이유가 자산가격결정에 있어 중요한 이들 위험요인에 대해 다른 민감도를 가지기 때문임을 보았다. 본 장에서는 추가적인 증거로서 동일한 거시경제요인에 대해 개별기업들이 다르게 반응하도록 하는 기업특성적 위험의 원인이 구체적으로 무엇인지 살펴보고, 추가수익률에 나타난 SIZE와 B/M효과가 이들 위험에 대한 보상의 결과인지를 검증하였다.

1) SIZE-B/M 포트폴리오의 수익성

주식수익률에 나타난 SIZE, B/M효과가 어떠한 측정된지 않은 가격화된 또다른 위험에 대한 보상이라면, 합리적인 가격결정하에서 SIZE, B/M은 기업의 수익성과 관련되어 있어야 한다.

<표 8>과 <그림 1>은 매년 3월말 SIZE, B/M 크기에 따라 각각 중위값을 기준으로 ① 소규모-낮은 장부/시장가치 포트폴리오(small SIZE-low B/M;SL) ② 소규모-높은 장부/시장가치 포트폴리오(small SIZE-high B/M;SH) ③ 대규모-낮은 장부/시장가치 포트폴리오(big SIZE-low B/M;BL) ④ 대규모-높은 장부/시장가치 포트폴리오(big SIZE-high B/M;BH)의 4 SIZE-B/M 포트폴리오에 대해 포트폴리오 구성시점($i=0$)을 기준으로 구성전 3년(-3, -2, -1)과 구성후(+1,+2,+3) 3년에 대해 자기자본이익률과 총자산영업이익률로 측정된 수익성지수와 평균수익률을 보이고 있다.

분석결과 소규모-높은 장부/시장가비율 포트폴리오(SH)는 대규모-낮은 장부/시장가비율 포트폴리오(BL)에 비해 포트폴리오 구성 전후 7년에 대해 지속적으로 낮은 수익성을 보이고 있으며, 구성전 2년부터 구성후 2년까지 5년간 통계적으로 유의적인 차이를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 소규모-높은 B/M기업이 지속적으로 낮은 이익을 가지는 곤경기업임을 주장한 Fama와 French(1995)의 주장과 일치하는 결과이다.

주식수익률의 경우 구성시점을 기준으로 3년후까지 지속적으로 SH가 BL에 비해 높은 수익률을 나타내었으며, 포트폴리오 구성 이후 2년까지 통계적으로 유의적인 차이를 보이고 있어 우리나라의 경우 이들 SIZE, B/M효과는 최소 2년까지 지속적으로 나타남을 볼 수 있다.

SIZE, B/M에 따른 수익성과 주식수익률의 지속성은 SIZE, B/M효과가 Lakonishok 등(1994)에 의해 제시된 투자자들의 비합리적인 행동 즉, 과거성평가 미래에도 지속되리란 단순한 투자전략(naive strategy)에 기인된 결과라는 비합리적 시장에 기초한 과잉반응가설과는 일치되지 않는 하나의 증거로 볼 수 있으며, 지속적인 수익성 악화에 따라 상대적으로 재무적 곤경 가능성이 높은 소규모-높은 장부/시장가비율 기업들에

대해 투자자들이 보다 높은 기대수익율을 요구함에 따른 결과로 ‘위험에 기초한 가설’과 보다 일치하고 있음을 추론할 수 있다.

<표 8> 포트폴리오 구성시점을 전후한 수익성지수, 월평균 추가수익률
(1983/4-1997/3)

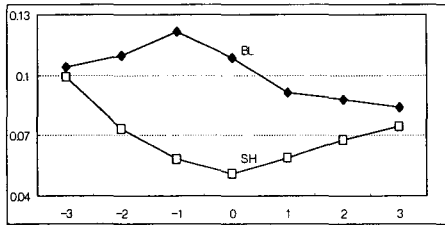
매년 3월말 SIZE와 B/M에 따라 각각 중위값을 기준으로 2개의 그룹을 구성하고 이들 그룹들로부터 4개의 SIZE-B/M 포트폴리오를 구성하였다(소규모-낮은 B/M주식;SL, 소규모-높은 B/M주식;SH, 대규모-낮은 B/M주식; BL, 대규모-높은 B/M주식;BH). SIZE는 t기 3월말 보통주 시장가치를, B/M의 경우 t-1기 회계연도말 보통주 장부가치를 t-1기 12월말 보통주 시장가치로 나눈 비율을 나타낸다. 매년 각 포트폴리오에 대해 포트폴리오 구성기간(i=0)뿐만 아니라 이들 포트폴리오의 구성시점 전후 3년(i=-3,-2,-1,+1,+2,+3)에 대해 자기자본이익률과 총자산영업이익률로 측정된 수익성지수와 월별 포트폴리오 단순평균수익률을 산정한후 14년에 대해 평균한 값을 보이고 있다. 각 포트폴리오에 대한 자기자본이익률의 경우 t+i기 포트폴리오내 개별기업의 당기순이익(EI(t+i))을 합한 값을 t+i-1기 회계연도말 개별기업의 자기자본 장부가치(BE(t+i-1))를 합한 값을 나누어 측정되었다. 총자산영업이익률의 경우 t+i기 포트폴리오내 개별기업 영업이익(IO(t+i))합계를 개별기업 총자산(ASSET(t+i-1))을 합한 금액으로 나눈 비율로 측정되었다. 패널(다)의 포트폴리오 월평균수익률의 경우 매년 포트폴리오구성 시점과 이를 전후한 3년에 대해 해당연도의 4월부터 다음해 3월까지 12개월간 월평균수익률 산정하고 이를 14개년에 대해 평균한 값을 나타냄.

	-3	-2	-1	i=0	+1	+2	+3
패널 (가) EI(t+i) / BE(t+i-1) 자기자본이익률							
SL	0.0667	0.0746	0.0744	0.0795	0.0865	0.0723	0.0763
SH	0.0987	0.0754	0.0629	0.0588	0.0601	0.0700	0.0777
BL	0.1060	0.1115	0.1215	0.1105	0.0922	0.0902	0.0846
BH	0.0849	0.0786	0.0730	0.0629	0.0612	0.0553	0.0603
SH-BL	-0.0051	-0.0367*	-0.0632*	-0.0578*	-0.0321*	-0.0206**	-0.0053

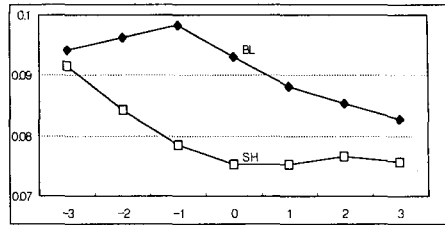
패널 (나) IO(t+i) / ASSET(t+i-1) 총자산영업이익률							
SL	0.0908	0.0912	0.0885	0.0885	0.0840	0.0840	0.0827
SH	0.0918	0.0847	0.0785	0.0768	0.0761	0.0772	0.0789
BL	0.0946	0.0957	0.0989	0.0937	0.0882	0.0852	0.0812
BH	0.0868	0.0818	0.0779	0.0741	0.0726	0.0694	0.0685
SH-BL	-0.0028	-0.0119*	-0.0199*	-0.0178*	-0.0130*	-0.0088**	-0.0070

	-3	-2	-1	0	1	2	3
패널 (다) 월평균 추가수익률							
SL	2.436	2.631	2.184	2.171	2.323	2.075	2.038
SH	2.188	1.862	1.539	2.971	2.700	2.732	2.573
BL	2.836	3.029	2.485	1.284	1.403	1.470	1.549
BH	2.175	2.059	2.209	1.884	1.913	2.026	1.900
SH-BL	-0.646**	-1.129*	-0.939*	1.633*	1.299*	1.251**	1.046

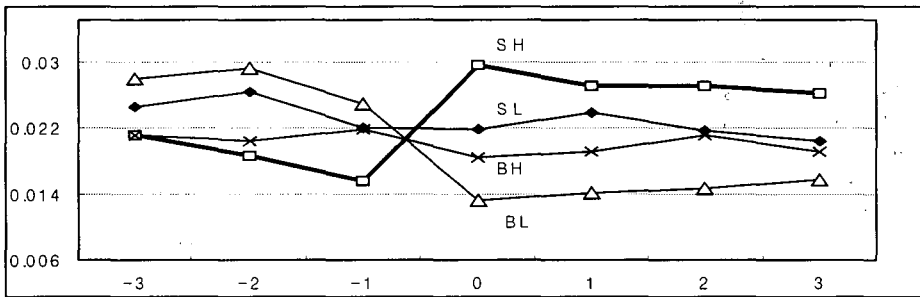
주) *, ** 각각 5%, 10% 유의수준을 나타냄.



(가) 자기자본이익률



(나) 총자산영업이익률



(다) 월평균 주가수익률

[그림 1] 포트폴리오구성 시점을 전후한 수익성지수 및 월평균 주가수익률

2) 기업특성적 위험과 SIZE, B/M효과

보다 직접적인 위험의 원천으로서 이들 SIZE-B/M 포트폴리오에 대해 배당감소기업 비율과 부채비율 그리고 미래 현금흐름의 불확실성(표준편차) 등으로 측정된 기업특성적인 위험을 측정하였다. 일반적으로 배당의 급격한 감소는 기업이 재무곤경에 처했거나, 미래 현금흐름에 대한 성과가 낮거나 불확실성이 높은 기업임을 예측할 수 있다. 또한 높은 부채비율 기업일수록 재무적 곤경에 처할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 따라서 이러한 분석은 주식수익률에 나타난 SIZE, B/M효과에 대한 구체적인 위험원천 뿐만 아니라 Chan과 Chen(1988), He와 Ng(1994), FF(1992, 1995) 등에 의해 주장되었듯이, SIZE, B/M이 주식수익률에 가격화된 또다른 위험요인으로 상대적 곤경요인에 대한 민감도를 대리하는지 살펴볼 수 있다<표 9>.

분석결과 포트폴리오별 미래 이익에 대한 불확실성으로 측정된 이익표준편차의 경우 SH(소규모-높은 장부/시장가치 기업)가 가장 큰 값을 보이고 있어 미래 현금흐름에 대한 불확실성이 큰 위험기업이었다. BL(대규모-낮은 장부/시장가치 기업)과 차이 검증 결과 1% 유의수준에서 이들 위험에 차이가 유의적임을 확인할 수 있다. 한편, 레버리

지로 측정된 재무위험의 경우 역시 SH기업이 유의적으로 높은 레버리지를 가진. 재무 위험기업임을 볼 수 있었으며, 포트폴리오내 전기에 비해 배당금을 50%이상, 30%이상 또는 10%이상 감소시킨 기업비율의 경우 모든 경우에서 소규모-높은 B/M기업이 크게 나타났다.

이러한 결과는 SIZE, B/M효과가 이들 기업특성적 위험과 매우 관련되어 있으며, 역시 이들 위험에 대한 보상으로 소규모, 높은 장부/시장가치 기업은 보다 높은 주식수익률을 나타낸다는 '위험'에 기초한 설명과 일치하는 증거다.

<표 9> SIZE-B/M 포트폴리오별 위험특성치(1983-1997)

매년 t기 3월말 SIZE와 B/M 크기에 따라 구성된 4개의 SIZE-B/M 포트폴리오에 대한 위험특성치를 14개년에 대해 평균한 값임. STD(E/P)의 경우 t기 당기순이익을 t-1기 12월말 보통주 시장가치로 나눈 주가수익비율에 대한 14개년간 표준편차를 나타냄. LEV의 경우 t-1기 회계연도말 부채장부가액을 t-1기 12월 보통주 시장가치로 나눈 각 포트폴리오별 부채비율을, DIV_k의 경우 각 포트폴리오내 t-2기에 비해 t-1기에 배당을 k% 이상 감소시킨 기업비율을 평균한 값임.

	평균 기업수	이익표준편차 STD(E/P)	부채비율 (LEV)	배당감소기업비율(DIV_k)		
				-50% ^{a)}	-30%	-10%
SL	78	0.104	3.23	0.077	0.120	0.223
SH	102	0.119	6.31	0.107	0.163	0.256
BL	102	0.060	2.84	0.045	0.093	0.177
BH	79	0.070	5.81	0.066	0.131	0.224
SH-BL	-	0.060* [3.97]	3.47* (3.45)	0.057* (3.30)	0.071* (3.53)	0.079* (3.77)

주) a) 배당감소비율을 나타냄. * 1% 유의수준에서 유의적임.

[] 정규분포 가정하 두 집단 분산에 대한 F-값임. ()은 t-값을 나타냄.

보다 정형화된 검정으로 재무레버리지, 배당감소비율 및 이익의 불확실성으로 측정된 기업특성적 위험치들이 그 자체가 어떠한 가격화된 위험을 나타낸다고 가정하여, 이들 변수를 직접 가격방정식에 포함하여 횡단면회귀분석을 수행하였다.

먼저, 기업 위험특성치와 SIZE, B/M간의 횡단면 상관관계에 대한 평균값을 보면, 분석기간에 관계없이 B/M은 LEV와 0.63~0.69의 가장 강한 상관관계를 보였으며, SIZE의 경우 STD(E/P)와 -0.56~-0.57, DIV와 -0.43~-0.49의 높은 상관관계를 보였다. 또한 STD(E/P)의 경우 모든 독립변수와 상관되어 있음을 볼 수 있다. 또한 이러한 상관관계는 분석기간에 관계없이 부분기간에 대해서도 매우 안정적인 값을 보이는 것으로 나타났다(<표 10>의 (가)).

(나)의 추정식 (1), (2), (3)은 각각 하나의 위험특성치를 포함한 횡단면회귀 추정계수

평균값과 t-값을 나타낸다. DIV는 추정계수 평균이 1.71%, t값 3.09로 매우 유의적인 설명력을 보였으며, 역시 LEV, STD(E/P)는 각각 추정계수 평균값이 0.94, 0.70으로 t값 5.52, 3.52로 매우 유의적이었다. 따라서 이러한 기업 위험특성치들은 SIZE, B/M 크기에 따른 포트폴리오 수익률의 횡단면 차이를 설명하는데 매우 유의적인 변수임을 확인하였다.

<표 10> 기업 위험특성치를 이용한 25 SIZE-B/M 포트폴리오에 대한 횡단면회귀식 추정결과 (1983/4-1997/3)

(가)의 경우 매년 각 변수들의 상관계수를 14개년동안 평균한 값을 나타냄. (나)의 경우 매년 3월말 SIZE, B/M 크기에 따라 구성된 25 SIZE-B/M 포트폴리오수익률에 대한 횡단면회귀식 추정결과임. DIV, LEV 및 STD(E/P)는 각각 포트폴리오별 배당감소 기업비율, 부채비율 그리고 미래 이익에 대한 표준편차를 나타낸다. 이들 변수의 경우 SIZE, B/M과 일관되게 회귀식추정시 자연대수를 이용하였다.

	SIZE	B/M	DIV	LEV	STD(E/P)
B/M	-0.038				
DIV	-0.465	0.152			
LEV	-0.146	0.657	0.200		
STD(E/P)	-0.564	0.314	0.332	0.406	
RY	-0.185	0.245	0.154	0.231	0.205

추정식 : $R_p = \lambda_0 + \lambda_{SIZE}SIZE + \lambda_{B/M}B/M + \lambda_{DIV}DIV + \lambda_{LEV}LEV + \lambda_{STD}STD(E/P) + \epsilon_p$					
	$\widehat{\lambda}_{SIZE}$	$\widehat{\lambda}_{B/M}$	$\widehat{\lambda}_{DIV}$	$\widehat{\lambda}_{LEV}$	$\widehat{\lambda}_{STD(E/P)}$
(1)			0.0171 (3.097)		
(2)				0.0094 (5.528)	
(3)					0.0070 (3.524)
(4)	-0.0025 (-1.506)		0.0002 (0.025)		0.0029 (2.381)
(5)		0.0041 (1.401)		0.0053 (1.657)	
(6)	-0.0028 (-1.661)	0.0063 (3.342)	0.0059 (1.111)	-0.0020 (-5.636)	0.0002 (0.236)

주) 첫 번째 숫자의 경우 매월에 대한 횡단면 회귀계수를 평균한 값임. 두 번째 ()의 경우 이들 회귀계수 시계열에 대한 t-값을 나타냄.

위에서 SIZE는 STD(E/P)와 DIV와 매우 상관되어 있으며, B/M의 경우 LEV와 강한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 이들 변수들이 동일한 기저위험 (underlying risk)을 대리하기 때문이라 가정할 수 있다. 추정식(4)와 같이 SIZE와 DIV,

STD(E/P)를 동시에 포함한 횡단면 회귀분석결과 이들 추정계수 값은 현저히 떨어졌으며, 역시 추정계수에 대한 t값의 경우 SIZE, DIV는 더 이상 유의적인 설명력을 나타내지 못하였다. 다만, STD(E/P)의 경우 추정계수 크기의 현저한 감소에도 불구하고 여전히 유의적인 설명력을 보이고 있다. 이러한 결과는 (가)의 상관관계에서 보듯이 STD(E/P)는 SIZE와 보다 밀접한 관계를 보이고 있으나 B/M 또는 LEV와 역시 높은 상관관계를 보이고 있어 SIZE 이외 이들 변수들의 주식수익률에 대한 설명력을 STD(E/P)는 부분적으로 포함하고 있기 때문으로 유추된다. (5)의 경우 B/M과 LEV에 대해 동일한 결과를 나타냈다. (6)과 같이 모든 변수를 포함한 추정결과 SIZE, B/M을 포함시 이들 기업 위험특성치들의 수익률 설명력은 더욱 감소하여 유의적이지 않음을 볼 수 있다.

1983/4-1990/3과 1990/4-1997/3의 부분기간에 대한 분석결과와의 경우 전기간과 비교해 그 의미에는 차이가 없었다. 다만 부분기간 I의 경우 앞에서 SIZE, B/M효과가 낮게 나타났듯이 이들 위험 특성치들의 횡단면수익률 차이에 대한 설명력 역시 낮게 나타났다. 이러한 결과는 앞서의 거시경제요인을 이용한 다요인모형 추정결과와 일치하며, 위험에 기초한 SIZE, B/M효과를 지지하는 증거로 간주할 수 있다.²⁰⁾

3) 상대적 곤경요인(relative distress factor)과 주식수익률

위의 분석결과는 기업특성적 위험치들이 주식시장에서 가격화된 위험에 대한 대응치로서 유용하게 이용될 수 있다고 가정하여 직접 가격방정식에 이용하였다.²¹⁾ 그러나 이들 위험특성치들이 CAPM이나 APT와 같은 자본자산가격결정모델에서 가격화된 공통요인에 대한 민감도(베타)를 직접적으로 의미하지는 않는다. 따라서 본 장에서는 Chan과 Chen(1991), He와 Ng(1994)의 방법과 유사하게 배당지급과 부채비율을 기초로 재무적 곤경에 처한 한계기업의 주가수익률의 행태를 나타낼 수 있는 포트폴리오를 구성한 다음 이들 포트폴리오 단순평균 월별수익률(MAR)로부터 정상적인 기업들로 구

20) 부분기간 I에 대한 하나의 설명으로 1990년 이전기간의 경우 주식시장의 고성장기간으로 이들 기간에 있어 곤경에 따른 상대적인 위험차이는 크지 않음을 가정할 수 있고, 따라서 이들 기간에 대해서는 위험에 따른 수익률에 대한 횡단면차이 설명력은 낮게 나타남을 추론할 수 있다. 분석결과 각 연도별 SH(소규모-높은 B/M주식)과 BL(대규모-낮은 B/M주식) 포트폴리오에 대한 위험특성치들의 차이는 1990년 이후 대체로 커짐을 볼 수 있었다.

21) 이러한 분석의 장점은 SIZE, B/M에 따른 수익률차이에 대한 보다 직접적인 위험원천을 이해하는데 도움을 줄 수 있을 뿐만 아니라, 이들 기업특성적 위험의 경우 특정 시점에서 쉽게 관찰될 수 있다는 것이다. 또한 다요인베타와 같이 일정기간 시계열자료에 대한 추정이 불가피함에 따른 측정오차문제를 제거할 수 있는 장점이 있다.

성된 포트폴리오 단순평균 월별수익률(NOR)을 차감하여 상대적 곤경요인프리미엄(DIS)에 대한 시계열자료를 추정하였다. 이후 이들 시계열자료를 이용하여 소규모 또는 높은 장부/시장가비율 기업이 보다 높은 평균수익률을 보이는 이유가 이들 곤경요인에 대해 보다 민감하기 때문인지 직접 검정하였다.

<표 11> 10 SIZE 포트폴리오, 10 B/M 포트폴리오에 대한 월별수익률평균 및 곤경요인 베타(민감도) 추정치 (1983/4-1997/3)

MAR는 매년 3월말 현재 t-1기에 비해 t기 배당을 30%이상 감소시킨 기업과 t-1기 회계연도말 부채비율(총부채/자기자본 시장가치)이 전체기업중 상위 20%내에 포함된 기업을 동시에 만족하는 기업들을 대상으로한 한계기업 포트폴리오(월평균 35개)를 나타내며, NOR은 동일시점에서 배당의 감소없이 부채비율이 중위값 이하인 정상기업 포트폴리오(월평균 41개)를 나타냄. DIS는 (MAR-NOR)로 상대적 곤경요인으로 정의됨. VW, EW의 경우 시장지수 수익률로 각각 가치가중 종합주가지수 수익률과 동일가중지수 수익률을 나타냄. (나)의 추정베타의 경우 곤경요인에 대한 포트폴리오 민감도(베타)를 나타냄.

(가) 포트폴리오지수 수익률							
	VW	EW	MAR	NOR	DIS(MAR-NOR)	MAR-VW	MAR-EW
평균수익률	0.0127*	0.0216*	0.0247*	0.0185*	0.0062	0.0119**	0.0031
표준편차	0.0695	0.0746	0.1094	0.0753	0.0838	0.0854	0.0614

(나) SIZE, B/M 크기별 수익률 및 곤경요인 민감도(베타) 추정치						
포트폴리오	기업규모			장부/시장가치 비율		
	평균수익률	추정베타	표준오차	평균수익률	추정베타	표준오차
1	0.0342	0.4714	0.0845	0.0143	0.1457	0.0715
2	0.0283	0.3726	0.0791	0.0162	0.1503	0.0673
3	0.0250	0.3018	0.0765	0.0169	0.2089	0.0703
4	0.0222	0.2225	0.0772	0.0192	0.1694	0.0691
5	0.0219	0.1832	0.0714	0.0185	0.2189	0.0682
6	0.0198	0.1955	0.0712	0.0210	0.2328	0.0703
7	0.0173	0.1950	0.0692	0.0241	0.2213	0.0696
8	0.0151	0.1659	0.0654	0.0197	0.2551	0.0670
9	0.0128	0.1239	0.0637	0.0263	0.3198	0.0710
10	0.0128	0.0957	0.0672	0.0325	0.3997	0.0767

주 : *, **는 각각 1%, 5% 수준에서 유의적임.

<표 11>은 이들 곤경요인프리미엄과 SIZE 또는 B/M 크기에 따라 구성된 포트폴리오 수익률에 대한 이들 곤경요인의 베타(민감도)를 보이고 있다. 먼저 (가)의 경우 곤경요인 추출을 위해 구성된 한계기업 포트폴리오 시계열 평균수익률의 경우 2.47%로 시장지수 수익률이나 정상기업포트폴리오 수익률에 비해 보다 높은 값을 보임으로써 위험과 수익률간의 일반적인 기대와 일치하였다. (나)는 곤경요인(DIS)을 이용한 각 SIZE별 또는 B/M별 크기로 구성된 10개의 포트폴리오 수익률에 대한 요인민감도이다.

근경요인에 대한 추정베타의 경우 SIZE가 작아질 수록 수익률은 커지고 이들 베타는 단조적으로 증감함을 볼 수 있으며, B/M이 클수록 근경요인에 대한 추정베타는 수익률과 함께 증가됨을 볼 수 있다. 따라서 이러한 결과는 우리나라의 경우에서도 주식수익률에 나타난 SIZE, B/M효과가 FF(1992, 1995)에서 주장되었듯이 기업의 상대적 곤경위험과 매우 상관되어 있음을 주장할 수 있다.²²⁾

부분기간에 대한 분석결과 역시 기업특성적 위험을 직접 이용한 앞서의 분석결과와 같이 부분기간Ⅱ(1983/4-1990/3)에 비해 부분기간 I (1990/4-1997/3)의 경우 이들 근경요인의 영향력은 낮게 나타났다.

V. 결 론

본 연구에서는 국내 주식시장에서 주식수익률의 횡단면 차이에 유의적인 설명력을 가지는 것으로 나타난 기본적 변수가 시장베타에서는 측정되지 않은 또 다른 가격화된 위험에 대해 유용한 대용변수인지를 규명하였다.

먼저, 기본적 변수들 중에서 기업규모와 장부/시장가치 비율은 주식수익률의 횡단면 차이를 설명함에 있어 독립적인 효과를 갖는 가장 유의적인 변수였다. 수익률과 관련된 이익/주가비율, 현금흐름/주가비율의 설명력은 이들 두 변수에 의해 상당부분 흡수되었으며, 시장베타는 규모변수를 포함시 더 이상 수익률의 횡단면 차이를 설명할 수 없었다.

둘째, 분석에 선정된 거시경제요인은 주식수익률의 횡단면 차이에 매우 유의적인 설명력을 가졌으며, 규모변수와 장부/시장가치 변수를 포함시 이들 거시경제요인의 요인 민감도는 더 이상 유의적인 설명력을 가지지 못하였다. 특히, SIZE는 산업생산변동율, 환율변동에 따른 요인민감도와 밀접한 관계를 가지는 것으로 나타났으며, B/M의 경우 위험프리미엄변동, 기대치 낮은 인플레이션변화에 따른 요인민감도와 보다 관련되어 있었다. 따라서 SIZE와 B/M은 이들 주식수익률에 가격화된 거시경제요인 민감도와 매우 관련되어 있음을 주장할 수 있다.

셋째, 추가적인 증거로서 동일한 거시경제요인에 대해 SIZE, B/M 크기에 따라 기업

22) SIZE 또는 B/M 크기에 따라 구성된 포트폴리오 수익률에 대해 근경요인뿐만 아니라 시장지수를 포함 다요인베타 추정의 경우에서도 이들 근경요인에 대한 베타는 SIZE와 B/M 크기에 따라 동일한 패턴을 보였다. 또한 근경요인 민감도를 이용한 횡단면회귀결과 근경요인은 유의적으로 주식수익률의 횡단면차이를 설명하였으며, 이러한 근경요인베타의 설명력은 SIZE, B/M을 포함시 대부분 SIZE, B/M효과에 흡수되는 것으로 나타났다.

들이 왜 다르게 반응하는지 기업특성적 위험을 중심으로 살펴본 결과, 소규모, 높은 장부/시장가치 기업은 매우 지속적인 수익성 악화를 겪고 있는 곤경기업이었으며, 역시 배당감소위험, 레버리지위험 및 미래 현금흐름의 불확실성으로 측정된 기업특성적 위험이 보다 큰 기업이었다. 횡단면 회귀분석결과 이들 기업특성적 위험은 SIZE, B/M 크기에 따른 포트폴리오 수익률의 횡단면 차이를 유의적으로 설명하였으며, SIZE는 배당감소위험과 미래 현금흐름 불확실성, B/M의 경우 재무레버리지 위험과 보다 관련되어 있는 것으로 나타났다.

이러한 실증결과는 소규모, 높은 장부/시장가치 주식이 대규모, 낮은 장부/시장가치 주식에 비해 높은 수익률을 보이는 원인이 보다 높은 위험에 따른 보상의 결과이며, 규모변수와 장부/시장가치 비율은 이들 위험에 대한 유용한 대응치라는 '위험에 기초한 가설'을 지지하는 증거로 주장될 수 있다.

따라서 기본적 변수, 특히 기업규모와 장부/시장가치 비율이 시장베타로는 측정되지 않는 주식가격결정에 있어 가격화된 또 다른 위험을 대리한다면 수익률에 나타난 SIZE, B/M효과는 합리적 가격결정하 APT나 ICAPM과 같은 확장된 CAPM과 모순되지 않는 하나의 증거로 볼 수 있다. 또한 비록 이들 변수들이 관찰 불가능한 진정한 시장베타에 대한 보다 나은 대응치라 할지라도 이들 두 변수와 관련된 요인을 포함한 다요인가격결정모델이 시장지수만을 포함한 단일요인모델에 비해 보다 유용한 모형임을 기대할 수 있다.

그러나 이러한 실증결과가 주식수익률에 대한 기본적 변수의 설명력에 대해 '위험에 기초한 가설'을 지지하는 증거이나, 투자자의 과잉반응과 같은 비합리적 행위에 의한 '비위험에 기초한 가설'을 완전히 부정하지는 못한다. 따라서 추후 연구에서는 이들 두 대립가설을 동시에 검정할 수 있는 분석모형의 개발과 비위험에 기초한 가설에 대한 검정이 필요하다.

참 고 문 헌

- 감형규, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적연구”, 재무관리연구, 제14권 2호, 1997.
- 구본열, “한국증권시장에서 대용시장포트폴리오효율성의 GMM에 대한 다변량 검증”, 재무관리연구, 제15권 1호, 1998, 1-30.
- 유인순, “재정가격결정 모형의 경제적 의미, 경영학연구”, 제15권 2호, 1986.
- 윤영섭, 선우석호, 강효석, 김선용, 오세경, 이원흠, 장하성, 최홍식, 주가변동과 이례현상, 학현사, 1994.
- 윤평식, 김철중, “우리나라 주식수익률 데이터베이스의 신뢰성에 관한 연구 : KIS-SMAT 와 KSRI- SD”, 춘계 학술연구 발표회, 1999.
- 지청, “우리나라 증권시장에서의 기업규모효과에 관한 실증적 연구”, 증권학회지, 제9집, 1987.
- 최운렬, 김우중, “주가수익비율과 기업규모가 주가에 미치는 영향”, 증권학회지, 제8집, 1986.
- Banz, Rolf W., “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics* 9, 1981, pp.3-18.
- Banz, Rolf W., and William J. Breen, “Sample dependent results using accounting and market data ; Some evidence,” *Journal of Finance* 41, 1986, pp.779-793.
- Basu, Sanjoy W., “The relationship between earnings yield, market value, and return for NYSE common stocks: Further evidence,” *Journal of Financial Economics* 12, 1983, pp.129-156.
- Bhandari, Laxmi Chand, “Debt/Equity ratio and expected common stock returns : Empirical evidence,” *Journal of Finance* 43, 1988, pp.507-528.
- Chan, K. C. and Nai-fu Chen, “An Unconditional Asset-Pricing Test and the Role of Firm Size as Instrumental Variable for Risk,” *Journal of Finance* 43, 1988, pp.309-325.
- Chan, K.C. and Nai-fu, Chen, “Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms,” *Journal of Finance* 46, 1991, pp.1467-1483.
- Chan, K. C., Nai-fu Chen and Hshieh, David, “An exploratory investigation of the firm size effect,” *Journal of Financial Economics* 14, 1985, pp.451-471.

- Chan, Louis K. C., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, "Fundamentals and stock returns in Japan," *Journal of Finance* 46, 1991, pp.1739-1764.
- Chen, N., "Some empirical test of the theory of arbitrage pricing," *Journal of Finance* 38, 1983, pp.1393-1414.
- Chen, Nai-fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, "Economic Forces and the Stock Market," *Journal of Business* 59, 1986, pp.383-403.
- Chen, Nai-fu, Feng Zhang, "Risk and Return of Value Stocks," *Journal of Business* 71, 1998, pp.501-535.
- Daniel, Kent, and Sheridan Titman, "Evidence on the characteristics of cross-sectional variation in stock returns," *Journal of Finance* 52, 1997, pp.1-33.
- Davis, James, Eugene F. Fama, and Kenneth R. French, "Characteristics, Covariances, and Average Returns : 1929-1997," Working paper, 1998.
- DeBondt, Werner F. M. and Richard H. Thaler, "Does the stock market overreact," *Journal of Finance* 40, 1985, pp.793-805.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, "The cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance* 47, 1992, pp.427-465.
- _____, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics* 33, 1993, pp.3-56.
- _____, "Size and book-to-market factors in earnings and returns," *Journal of Finance* 50, 1995, pp.131-155.
- _____, "Multifactor explanations of asset pricing anomalies," *Journal of Finance* 51, 1996, pp.55-84.
- _____, "Value versus Growth : The International Evidence," Working paper, 1997.
- Haugen, Robert A., *The New Finance: The case Against Efficient Markets*, Prentice-Hall, Englewood cliffs, N.J., 1995.
- Haugen, Robert A., and Nardin L. Baker, "Commonality in the determinants of expected stock returns," *Journal of Financial Economics* 41, 1996, pp.401-439.
- He, Jia, and Lilian K. Ng, "Economic Force, Fundamental variables, and Equity Returns," *Journal of Business* 67, 1994, pp.599-609.
- Jaffe, J., D. B. Keim and R. Westerfield, "Earnings yields, market value and stock returns," *Journal of Finance* 44, 1989, pp.135-148.

- Jensen, Gerald R., Robert R. Johnson, and Jeffrey M. Mercer, "New Evidence on Size and Price-to-Book Effects in Stock Return," *Financial Analysts Journal*, Nov/Dec., 1997, pp.34-42.
- Kothari, S. P., Jay Shanken, and Richard G. Sloan, "Another look at the cross-section of expected stock returns," *Journal of Finance* 50, 1995, pp.185-224.
- Lakonishok, Josef, Andrei Shleifer, and Robert W. Vishny, "Contrarian investment, extrapolation, and risk," *Journal of Finance* 49, 1994, pp.1541-1578.
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, "Data-snooping biases in tests of financial asset pricing models," *Review of Financial Studies* 3, 1990, pp.431-467.
- Reinganum, M., "Misspecification of capital asset pricing ; Empirical anomalies based on earnings' yield and market value," *Journal of Financial Economics* 9, 1981, pp.19-46.
- Roll, R., "A possible explanation of the small firm effect," *Journal of Finance* 36, 1981, pp.879-888.
- _____, "On computing mean returns and the small firm premium," *Journal of Financial Economics* 12, 1983, pp.371-386.
- Rosenberg, B., Reid, K., and Lanstein, R., "Persuasive evidence of market inefficiency," *Journal of Portfolio Management* 11, 1985, pp.9-17.