

韓國 株式市場에서 巨視要因은 有意한가?*

朴 塷 用** · 李 雨 憲*** · 南 輝 祐****

논문초록

본고는 한국의 주식시장에 영향을 미치는 것으로 거론되는 거의 모든 거시변수들의 변동의 대부분을 설명하는 몇 개의 주성분(principal component)을 추출한 후 이들이 한국 주식시장에 미치는 영향을 시계열 및 횡단면 상에서 Fama-French의 3요인과 비교분석하였다. 시계열 분석을 통해서 Fama-French 요인의 역할이 매우 크고 중요하지만 Fama-French 요인 그 중에서도 가장 중요한 역할을 하는 시장요인은 거시요인에 의해 상당부분 설명가능하다는 사실을 발견하였고, 횡단면 분석을 통해서 Fama-French 요인 중 규모요인(SMB)과 가치요인(HML)이 유의하며, 이들 요인 뜻지 않게 혹은 그 이상으로 거시요인이 통계적으로 유의하다는 사실을 발견하였다.

핵심 주제어: 거시요인 모형, 주성분 분석, 시계열 분석, 횡단면 분석

경제문헌 주제분류: E0, G0, C5

* 본 연구는 한국채권연구원의 지원에 의해 수행되었으며, 본고에서 제시한 모형은 한국채권 연구원의 거시요인모형(Thales)의 기초가 되었음을 밝힌다. 두 번째 저자는 경희대학교 2002년도 교원교비 해외연구파견 프로그램의 지원으로 본 연구를 수행하였음을 밝힌다. 거시경제연구회, 경희대학교, 국민대학교, 숙명여자대학교의 세미나에서 좋은 논평과 제안을 해주신 참석자들과 익명의 두 분 심사위원께 감사드리며 남아 있는 오류는 전적으로 저자들의 잘못임을 밝힌다.

** 서울대학교 경제학부 교수, e-mail: jpark@plaza.snu.ac.kr

*** 경희대학교 경제통상학부 교수, e-mail: wrhee@khu.ac.kr

**** 한국채권연구원 선임연구원, e-mail: namo0728@hotmail.com

I. 서 론

Sharpe(1964), Lintner(1965)의 CAPM 모형에서 주식의 기대수익률은 시장 β 와 양의 선형관계를 가지고, 시장 β 는 횡단면 상에서 주식의 기대수익률을 설명하기에 충분하다. 그러나 최근의 연구들은 많은 변수들이 주식의 평균수익률을 설명할 수 있다는, CAPM의 입장에서는 특이사항(anomalies)에 해당하는 사실들을 제시하고 있다. 대표적인 예를 들면, Banz(1981)는 기업규모가 작을수록 기업의 평균주가수익률이 높다는 사실을, Basu(1983)는 E/P와 횡단면 상의 평균수익률 간에 양의 관계가 존재한다는 사실을, Bhandari(1988)는 기업채무(leverage)와 평균수익률 간에 양의 관계가 존재한다는 사실을, Rosenberg, Reid and Lanstein(1985)은 장부가격/시장가격 비율이 평균수익률과 양의 관계를 가진다는 사실을, Chan, Hamao and Lakonishok(1991)은 장부가격/시장가격이 일본의 평균주가수익률을 설명함에 있어서 중요한 역할을 한다는 사실을 보여주고 있다. 그 밖에도 현금흐름(cash flow)/주가(P) 비율이 평균수익률과 양의 관계를 가지고, 판매증가율이 평균수익률과 음의 관계를 가진다는 사실 등이 제시되고 있다.

위에서 제시한 사실들은 CAPM의 입장에서는 특이사항이지만 Ross(1976)의 APT 입장에서는 굳이 특이사항이라고 할 수 없다. 위에서 언급한 변수들은 시장요인 이외에 주식수익률에 영향을 미치는 또 다른 요인들이라고 볼 수 있기 때문이다. 이러한 시각에서 Fama and French(1992, 1993, 1995, 1996)는 3요인 모형을 제시하고 있다. 그들은 시장요인, 규모요인(SMB), 가치요인(HML: 장부가격/시장가격 비율)을 고려하고 나면 기업채무, E/P, 현금흐름/주가, 판매증가율의 주식수익률에 대한 설명력은 사라진다는 것을 보여주고 있다.

본고는 Fama and French(1992)가 제시한 3요인 이외에 (기존의 연구와 실무에서 사용되는 모형들이 상대적으로 크게 주목하지 않았던) 거시요인들이 주가수익률을 설명함에 있어서 통계적으로 유의한 역할을 한다는 사실을 제시하고자 한다. 사실 매일 매일의 언론보도나 TV 뉴스는 거시변수의 발표와 주가의 움직임을 연결시키고 있다. 그럼에도 불구하고 우리들의 제한적인 지식에 의하면 거시요인들을 종합적으로 고려한 연구는 거의 없다. 최근의 일부 연구에서 거시변수들이 고려되고는 있지만 각각 특정 거시변수의 역할만 강조하고 있다. 예를 들면, Jagannathan and Wang(1986)은 노동소득의 역할을, Heaton and Lucas(2000)은 개인사업소득의 역

할을, Lettau and Ludvigson(2001a, 2001b)은 소비/총자산 비율의 역할을 강조하고 있을 뿐이다. 실무에서 많이 사용되고 있는 BARRA 모형도 26개의 요인 중 거시변수로는 환율정도를 고려하고 있을 뿐 나머지는 재무제표관련 요인과 13개의 산업요인으로 구성되어 있다.

본고는 개별 거시변수가 주가에 미치는 영향을 강조하기보다는 다수의 거시변수의 변동을 유발하는 기저요인(underlying factors)들이 주가에 미치는 영향에 초점을 맞추어 분석하고자 한다. 이를 위해 본고는 주성분 분석을 실시한다. 주성분 분석이란 주식시장에 영향을 미치는 것으로 언급되는 거의 모든 거시변수들이 유발하는 총변동의 대부분을 설명할 수 있는 몇 개의 서로 직교인 요인(factor) 또는 주성분(principal component)을 추출하는 방법이다. 몇 개의 주성분이 주식수익률에 미치는 영향을 분석함으로써 많은 수의 거시변수들을 직접 고려할 때 발생하는 여러 가지 문제(예를 들면, 자유도, 다중공선성 등)를 해결할 수 있다.

본고의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 본고에서 사용하는 주가 관련자료와 거시변수 자료를 소개한다. 제Ⅲ절에서는 거시요인의 추출과 관련하여 주성분 분석을 소개한다. 앞에서도 언급하였듯이 주성분 분석은 수많은 거시변수가 유발하는 변동 중 최대한 많은 부분을 설명할 수 있는 서로 직교인 몇 개의 요인을 추출하는 방법이다. 본고는 40개의 거시변수로부터 14개의 주성분을 추출하여 사용한다. 제Ⅳ절에서는 거시요인과 Fama and French가 사용한 세 가지 요인의 한국 주식시장에 대한 설명력을 시계열상에서 비교분석한다. 시계열 분석결과 한국 주식시장에 대한 설명력에 있어서는 Fama-French 요인의 역할이 매우 크고 중요하다는 사실을 제시한다. 그러나 Fama-French 요인 그 중에서도 가장 중요한 역할을 하는 시장위험은 거시요인에 의해 상당부분 설명가능하다는 사실을 보여준다. 제Ⅴ절에서는 거시요인과 Fama and French가 사용한 세 가지 요인의 한국 주식시장에 대한 설명력을 횡단면 상에서 비교분석한다. Fama and MacBeth(1973) 타입 횡단면 분석에서, Fama-French 요인 중 규모와 관련된 위험을 나타내는 SMB와 장부가격/시장가격과 관련된 위험(가치요인)을 나타내는 HML이 시장요인보다 유의하며, 이들 요인 못지 않게 혹은 그 이상으로 거시요인이 통계적으로 유의하다는 것을 보인다. 마지막으로 제Ⅳ절에서 간략하게 본고의 분석을 정리한 후 개선점을 지적한다.

II. 자료

1. 주식수익률

본고는 월별 자료를 사용하였으며, 산업별 및 스타일별 지수는 한국채권연구원이 KSRI CD-ROM Stock DB의 개별기업 주가수익률 자료를 가공하여 구성한 것이다. 본고에서 사용하는 8개 산업분류 코드는 <표 1>과 같다.

스타일별 수익률과 기업규모 위험을 반영하는 SMB, 장부가격/시장가격 위험을 반영하는 HML은 다음과 같이 구성하였다. 기업규모별 자산구성은 관리종목과 KOSDAQ 종목을 제외한 KOSPI 종목들을 시가총액 상위 80% (B-) 와 하위

<표 1> 산업분류 코드

8개 산업구분	세부 산업
Information Technology	전기/전자
Telecommunication	통신업
Basic Material	종이목재 화학 비금속 철강/금속
Consumer Discretionary	섬유의복 유통업 건설업 서비스업
Consumer Staple	음식료 의약품 의료정밀
Industrials	운수장비 기계 운수창고업
Utilities	전기/가스
Financials	금융업

20% (S-)로 나누었고, 장부가격(BE)/시장가격(ME)과 관련한 자산구성은 KOSPI 종목 중 BE/ME를 기준으로 상위30% (-H), 중위40% (-M), 하위30% (-L)로 나눈 후, 전체적으로 시가총액기준방식으로 6개의 지수(BH, BM, BL, SH, SM, SL)를 구성하였다. 기준시점은 1991년 1월이며, 매년 12월에 규모 및 BE/ME를 기준으로 개별 스타일에 포함된 종목들을 재구성하였다. 기업규모에 따른 수익률 차이를 반영하는 SMB는 소형(시가총액 하위 20%)에 속하는 지수수익률(SH, SM, SL)의 단순평균으로부터 대형(시가총액 상위80%)에 속하는 지수수익률(BH, BM, BL)의 단순평균을 차감하여 구하였다. BE/ME에 따른 수익률 차이를 반영하는 HML은 상위 30%에 속하는 지수수익률(BH, SH)의 단순평균으로부터 하위 30%에 속하는 지수수익률(BL, SL)의 단순평균을 차감하여 구하였다.¹⁾ 즉,

$$\begin{aligned} SMB &= \frac{(SL + SM + SH)}{3} - \frac{(BL + BM + BH)}{3} \\ HML &= \frac{(SH + BH)}{2} - \frac{(SL + BL)}{2} \end{aligned} \quad (1)$$

스타일별 자산구성은 KOSPI 종목 중 기업규모 50%, 장부가격/시장가격 50%를 기준으로 대형-고 장부가격/시장가격(대형가치주, 스타일 1), 대형-저 장부가격/시장가격(대형성장주, 스타일 2), 소형-고 장부가격/시장가격(소형가치주, 스타일 3), 소형-저 장부가격/시장가격(소형성장주, 스타일 4)로 구분하였다.

2. 거시경제변수

본고에서 사용한 거시경제변수도 기본적으로 월별 자료이다. 주가에 중요한 영향을 미칠 것으로 사료되는 39개의 거시경제변수와 경기종합선행지수를 1980년 1월부터 2001년 8월 5일 현재 가능한 기간까지 수집한 후 각각을 분석 목적에 맞도록 가공하였다. <표 2>는 본고에서 사용한 거시변수를 보고하고 있다. 분기별 자료는 q*로 표시하였다.

1) 시가총액 상위 80%를 기준으로 만들어진 SMB와 HML의 상관계수는 0.34이고, 시가총액 상위 85%를 기준으로 만들어진 SMB와 HML의 상관계수는 0.43이며, 시가총액 상위 90%를 기준으로 만들어진 SMB와 HML의 상관계수는 0.67이다.

〈표 2〉 거시경제변수 자료

번호	거시경제변수	자료 기간	계절 조정	출처	코드	단위 / 기준년	공표시기
1	CPI	80/01~01/07	o	BOK	AAAD2	1995=100	다음달 1일
2	PPI	80/01~01/07	o	BOK	AAAD1	1995=100	다음달 1일
3	경상유가(Dubai)	80/01~01/07	o	IFS		U\$/barrel	매일
4	건축허가면적	80/01~01/06	o	NSO		1000m ²	의의월 말
5	수출	80/01~01/06	o	BOK	AAAE31	백만 달러	다음달 1일
6	수입	80/01~01/06	o	BOK	AAAE33	백만 달러	다음달 1일
7	정부지출	80/q1~01/q1	o	BOK	HLHC1010120	십억 원	해당분기 종료후 2개월내
8	총통화	80/01~01/07	o	BOK	AAAA17	십억 원, 말잔	다음달 말
9	M3	80/01~01/05	o	BOK	AAAA1D	십억 원, 말잔	의의월 말
10	US GDP	80/q1~01/q2	sa	NSO		십억 달러	해당분기 종료후 2개월내
	US IPI	80/01~01/06	sa	NSO		1995=100	의의월 말
11	US CPI	80/01~01/07	sa	BLS	ALL ITEMS	198~984=100	다음달 중순
12	Japan GDP	80/q1~01/q1	sa	BOK	ZWJP99.B.C	십억 엔	해당분기 종료후 2개월내
	Japan IPI	80/01~01/05	sa	NSO		1995=100	의의월 말
13	Japan CPI	80/01~01/06	o	NSO		1995=100	다음달 말
14	Japan M2 (+CD)	80/01~01/07	o	B. B.	JNMSM2	말잔	다음달 초순
15	GDP	80/q1~01/q1	sa	BOK	HLSA16	십억 원	해당분기 종료후 2개월내
16	총소비지출	80/q1~01/q1	sa	BOK	HLSC11	십억 원	해당분기 종료후 2개월내
17	IPI	80/01~01/06	sa	NSO		1995=100	다음달 말
18	생산자 출하지수	80/01~01/06	sa	NSO		1995=100	다음달 말
19	생산자 재고지수	80/01~01/06	sa	NSO		1995=100	다음달 말
20	가동률지수	80/01~01/06	sa	NSO		1995=100	다음달 말

〈표 2〉 계 속

번호	거시경제변수	자료 기간	계절 조정	출처	코드	단위 / 기준년	공표시기
21	금 및 외환 보유고	80/01~01/06	x	BOK	AAAE2	천 달러	다음달 중순
22	주식거래대금	81/01~01/07	x	BOK	AAAB3	십억 원	매일
23	PHLX Index	81/01~01/07	x	B. B.	SOX	.	매일
24	KW/USD	80/01~01/07	x	BOK	BY1A1	월말	매일
25	KW/JY	80/01~01/07	x	BOK	BY2A1	(원/100엔) 월말	매일
26	US M2	80/01~01/06	sa	BOK	ZWUS59MBC	십억 달러	3개월 내
26	US M2	80/01~01/06	sa	BOK	ZWUS59MBC	십억 달러	3개월 내
27	Dow Jones	80/01~01/07	x	B. B.	INDU	.	매일
28	NASDAQ	80/01~01/07	x	B. B.	CCMP	.	매일
29	NIKKEI 225	80/01~01/07	x	B. B.	NKY	.	매일
30	순상품교역조건	88/01~01/06	x	BOK	FIEM1	1995=100	의의월 말
31	소득교역조건	88/01~01/06	x	BOK	FIEM2	1995=100	의의월 말
32	실업률	82/07~01/07	o	NSO		%	다음달 중순
33	경제활동참가율	82/07~01/07	o	NSO		%	다음달 중순
34	YCB	80/01~01/07	x	BOK	AAAB2	연리 %	매일
35	어음부도율	80/01~01/06	x	BOK	BFAA241	%	의의월 말
36	Fed. Fund Rate	80/01~01/07	x	F. R. B		연리 %	매일
37	US 3m T-Bill	80/01~01/07	x	F. R. B		연리 %	매일
38	일 Discount Rate	80/01~01/06	x	NSO		연리 % (월말)	매일
39	BSI(전망)	91/07~01/q2	o	BOK	JJABA99988		다음달 중순
	경기종합선행지수	80/01~01/06	x	NSO		1995=100	다음달 말

주: BOK(한국은행:www.bok.or.kr), NSO(통계청:www.nso.go.kr), B. B. (Bloomberg), BLS (Bureau of Labor Statistics:stats.bls.gov), F. R. B. (Federal Reserve Board: www.federalreserve.gov), IFS(International Financial Statistics:www.tax.state.ak.us), sa(계절조정 후 발표된 자료), o(계절조정이 필요하다고 본 자료), x(계절조정이 필요없다고 본 자료)

본고는 Ross(1976)가 개발한 APT(Arbitrage Pricing Theory) 모형에 입각하여 거시변수의 예상치 못한 충격을 수익률 분석에 사용하였다. 즉, 이미 알려진 정보는 주식의 초과수익률에 영향을 미치지 않는다고 보고 예상치 못한 충격을 구하여 사용하였다. 예상치 못한 충격을 구하는 방법은 여러 가지가 있겠지만 본고는 서로 성격이 다른 다수의 거시변수를 다룬다는 점에서 분석의 편의를 위해 다음의 과정을 거쳤다.

첫째, 분기별 자료는 밀접한 관련이 있는 월별 자료를 사용하여 보간(interpolation) 하였다.

둘째, 월별 자료를 구성한 후 각각의 성장률을 다음과 같이 구하였다.

$$(X\text{의 } t\text{기 성장률}) = \ln X_t - \ln X_{t-1} \quad (\ln \text{은 자연로그}) \quad (2)$$

단, 이자율이나 실업률 등과 같이 비율의 의미를 지니는 변수에 대해서는 백분율(%) 단위를 소수(decimal)로 변화시키기 위해 100으로 나누었다. 또한 연리로 발표되는 이자율 자료 등은 월리로 전환하기 위해 12로 나누었다.

셋째, 계절성(seasonality)을 지닌 것으로 생각되는 거시변수 중 원자료에서 계절조정이 되지 않은 변수는 계절조정을 하였다. 계절조정은 다음과 같이 월별 더미변수(monthly dummy variable : seasonal dummy)를 이용하였다.

$$\begin{aligned} X_t &= \mu_0 + \mu_1 D_1 + \cdots + \mu_{12} D_{12} + e_t \\ \Leftrightarrow X_t - \bar{X}_t &= \mu_1 D_1 + \cdots + \mu_{12} D_{12} + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

위의 식에서 $\sum_{i=1}^{12} \mu_i = 0$ 이고, D_i 는 i 번째 달에만 1의 값을 가지는 월별더미변수이다.

넷째, 예상치 못한 충격을 구하기 위해 (필요할 경우 계절조정이 된) 각각의 개별 자료에 대해 각 시점에서 이전 5년간의 평균(5-year moving window)을 빼주었다. 즉, 각 시점에서 이전 5년간의 평균을 예상된 부분으로 가정하였다.

마지막으로 2001년 7월까지 발표되지 않은 분기별 자료(GDP, 최종소비지출, 정

부지출, 일본 GDP)에 대해서는 월별 보간 등으로 월별 변환된 자료들을 VAR 예측을 한 후 각각의 예측값을 실제값에 대신하였다. VAR의 적정 시차는 AIC와 BIC를 사용해 구하였다.

III. 거시요인의 추출: 주성분 분석(principal component analysis)

본고에서 우리는 한국 주식시장의 산업별, 스타일별 주가수익률을 40개의 거시경제변수를 사용하여 설명하려고 한다. 이처럼 많은 수의 거시변수를 사용하면 모형의 유용성과 자유도가 크게 제약을 받게 되어 다루기 힘들어진다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 본고는 많은 수의 거시변수들이 지니는 총변동의 대부분을 설명할 수 있는 몇 개의 요인(factor) 또는 주성분(principal component)을 찾아 이들을 통해 주가수익률의 변동을 설명하는 주성분 분석 방식을택하였다.

이러한 방식은 기존의 연구(대표적으로, Chen, Roll, and Ross (1986), Fama and French (1993))와 대비해 몇 가지 차이점을 가진다.

첫째, 기존의 연구들이 하나의 변수를 사용하여 하나의 요인을 정의하거나 혹은 정확히 그 정체를 모르는 요인을 대용(proxy) 함에 비해, 본 모형은 여러 개의 경제변수를 이용해 하나의 요인을 정의한다. 예를 들어서, Chen, Roll, and Ross (1986)는 개별 거시경제변수의 예상치 못한 충격(unexpected innovation) — 산업생산 증가율, 위험보상, 이자율의 기간구조, 기대인플레이션의 변화, 예상치 못한 인플레이션을 등 — 을 각각 하나의 요인(factor)으로 보고 분석하였다. Fama and French (1993)는 주식시장을 분석하기 위해 시장위험과 관련된 시장초과수익률, 규모와 관련된 위험을 나타내는 소규모 기업과 대규모 기업의 수익률 차이, 장부가격/시장가격과 관련된 위험을 나타내는 높은 장부가격/시장가격 기업과 낮은 장부가격/시장가격 기업의 수익률 차이를 대표적 요인으로 고려하였다. 이에 반해서 본고는 수십 개의 거시변수의 결합 가운데 거시변수들의 변동을 가장 잘 설명할 수 있는 몇 개의 주성분을 주식시장을 설명하는 대표적 요인으로 간주한다.

둘째, 본고에서 실시한 주성분 분석은 40개 거시변수의 선형결합 중 거시변수의 변동을 설명하는 중요성을 기준으로 몇 개의 요인만 추출하여 사용하므로 모형의 차수를 크게 줄일 수 있고, 동시에 각각의 요인에 대해 경제적 의미를 부여할 수

있다. 기존의 연구처럼 1변수 1요인 체제를 사용하면 많은 수의 경제변수를 고려하기가 어렵다. 특히, 분석기간이 짧을 경우에는 자유도(degrees of freedom)가 크게 떨어지는 문제점이 발생한다.

셋째, 주성분 분석은 서로 직교하는 주성분을 추출함으로써 수십 개의 거시경제 변수를 사용할 때 발생하는 다중공선성(multicollinearity) 문제를 피할 수 있다. 여러 개의 거시경제변수를 설명변수로 사용할 경우, 거시경제변수의 성격상 각 변수들의 선형독립성(linear independence)이 성립하지 않는 다중공선성의 문제가 발생할 가능성이 매우 높다. 본고는 거시경제변수를 직접 설명변수로 사용하지 않고 대신 주성분 분석(principal component analysis)을 통해 구한 서로 직교하는 요인(factor)들을 설명변수로 사용함으로써 이와 같은 문제점을 미연에 방지할 수 있다.

넷째, 주식수익률을 체계적으로 예측할 수 있다. 박준용·이우현·남창우(2001)에서 보여 주듯이 주성분 자체를 VAR로 예측함으로써 미래의 주식수익률(및 위험)을 체계적으로 예측할 수 있다.²⁾

다섯째, 몇 개의 주요거시변수의 변화가 각종 수익률에 미치는 영향을 체계적으로 분석할 수 있다. 특히 거시변수들간의 내생성(연립성: simultaneity)을 고려할 수 있다(박준용·이우현·남창우(2001) 참조).

이제 주성분 분석의 구체적 내용을 살펴보자. 주성분 분석(principal component analysis)이란 여러 개($p \geq 2$)의 변수들 사이의 분산-공분산 관계를 이용하여 이 변수들의 선형결합으로 표시되는 요인 혹은 주성분을 찾고, 이 중에서 중요한 m ($\leq p$)개의 주성분으로 전체 변동의 대부분을 설명하고자 하는 다변량 분석기법이다.

$x' = (x_1, \dots, x_p)$ 를 평균 0, 공분산 행렬 Ω 을 갖는 확률벡터라 할 때 다음과 같은 $y' = (y_1, \dots, y_p)$ 을 찾아 그 중 m 개를 선택하여 사용하는 것이 우리의 목적이다.

2) 일부 독자는 주식시장이 효율적이면 어떻게 미래의 주가를 예측할 수 있는가 반문할지 모른다. 그러나 위험보상이 시간에 따라 가변적이거나 (time varying risk premium), 투자자들이 비합리적으로 행동하여 (fads) 주식수익률이 평균회귀 현상(mean reversion)을 보이면 주가가 예측가능함은 잘 알려져 있는 사실이다. 물론 주가가 예측 가능하다는 사실이 주식시장에서 초과수익을 얻을 수 있음을 의미하는 것은 아니다.

$$\begin{aligned}
 y_1 = l_1' x &= l_{11}x_1 + l_{12}x_2 + \cdots + l_{1p}x_p \\
 y_2 = l_2' x &= l_{21}x_1 + l_{22}x_2 + \cdots + l_{2p}x_p \\
 &\vdots \\
 y_p = l_p' x &= l_{p1}x_1 + l_{p2}x_2 + \cdots + l_{pp}x_p
 \end{aligned} \tag{4}$$

위의 식으로부터 y 의 공분산 행렬은 $l' \Omega l$ 이 됨을 알 수 있다. 결국 주성분 분석은 y_i 가 x 의 가중합이라는 의미를 갖기 위해 $l' l = 1$ 이라는 제약조건을 주고 새로운 변수 y 의 공분산을 극대화하는 가중치 행렬 l 을 찾는 문제로 요약 가능하다. 즉,

$$\max_l \{ l' \Omega l - \lambda(l' l - 1) \} \quad (\text{단, } \lambda \text{는 라그랑지 승수}) \tag{5}$$

이 문제의 일계조건으로부터 $(\Omega - \lambda I_p)l = 0$ 이라는 식이 유도되고, $|l| \neq 0$ 이 아닌 의미 있는 해를 갖기 위해서는 $|\Omega - \lambda I_p| = 0$ 이 만족되어야 함을 알 수 있다 (I_p 는 p 차 단위행렬이고, $|\cdot|$ 은 행렬식을 의미한다). 이 문제를 풀면 $\lambda_1 \geq \cdots \geq \lambda_p$ 와 같은 p 개의 해를 구할 수 있고, 각각의 해는 공분산 행렬 Ω 의 특성근(eigenvalue)이며 동시에 l_i 는 λ_i 에 대응하는 길이 1의 특성벡터(eigenvector)로서 $\lambda_i = l_i' \Omega l_i \equiv E(y_i^2)$ 를 만족함을 쉽게 확인할 수 있다. 따라서 y_i 는 서로 직교하고, 그에 대응하는 λ_i 는 y_i 의 분산이 되며, p 개의 주성분 중 처음의 m 개로 설명되는 전체 변동의 비율은 다음과 같다.

$$\frac{\lambda_1 + \cdots + \lambda_m}{\lambda_1 + \cdots + \lambda_p} \tag{6}$$

본고는 제Ⅱ절에서 구한 각 거시변수의 예상치 못한 충격(unexpected innovation)을 x 로 보고 주성분 분석을 실시하였다. 이때 극단적인 움직임으로 인하여 전체 변동의 대부분이 하나의 변수에 의해 좌우되는 상황을 피하기 위해 공분산 행렬 대신 공분산 행렬을 각각의 분산으로 정규화(normalize) 한 상관 행렬(correlation matrix)을 사용하였다. 주어진 자료의 상관 행렬로부터 구한 특성근을 보면 <표 3>과 같다.

〈표 3〉 주성분 분석결과

ID	특성근	누적 (%)
1	4.59	0.12
2	4.05	0.22
3	3.15	0.30
4	3.01	0.38
5	2.34	0.44
6	2.09	0.49
7	1.67	0.54
8	1.59	0.58
9	1.50	0.62
10	1.47	0.65
11	1.32	0.69
12	1.21	0.72
13	1.13	0.75
14	1.02	0.77
15	0.96	0.80
16	0.82	0.82
17	0.81	0.84
18	0.74	0.86
19	0.67	0.88
20	0.61	0.89
21	0.52	0.90
22	0.50	0.92
23	0.45	0.93
24	0.44	0.94
25	0.39	0.95
26	0.34	0.96
27	0.26	0.97
28	0.24	0.97
29	0.20	0.98
30	0.18	0.98
31	0.16	0.99
32	0.13	0.99
33	0.12	0.99
34	0.10	0.99
35	0.08	1.00
36	0.05	1.00
37	0.05	1.00
38	0.02	1.00
39	0.02	1.00

〈표 4-1〉 거시요인의 성격

거시요인	성격
Factor 1	생산지수, 금리요인
Factor 2	국내경기(소비, GDP, 정부지출) 요인
Factor 3	해외주식시장요인
Factor 4	국내경기(재고, 실업, 어음부도) 요인
Factor 5	외환보유고 및 환율요인
Factor 6	유가 및 국내외 물가요인
Factor 7	일본경제요인
Factor 8	국내 및 미국통화요인
Factor 9	정부지출요인
Factor 10	수출입요인
Factor 11	주식거래대금 및 교역조건요인
Factor 12	건축허가면적 및 경제활동참가율요인
Factor 13	기업경기요인
Factor 14	경기선행지수요인

〈표 4-2〉 주요거시요인 특성벡터의 계수

		1	2	3
Factor 1	거시변수	생산출하지수	자동률지수	YCB
	계수	-0.32	-0.30	0.27
Factor 2	거시변수	최종소비지출	GDP	정부지출
	계수	-0.43	-0.41	-0.34
Factor 3	거시변수	Dow Jones	NASDAQ	PHLX index
	계수	-0.34	-0.33	-0.31
Factor 4	거시변수	어음부도율	생산재고지수	실업률
	계수	0.32	-0.32	0.28
Factor 5	거시변수	외환보유고	KW/JY	KW/USD
	계수	0.45	-0.44	-0.37

위에서 구한 주성분 중 몇 개를 선택할 것인가는 통상적인 방법에 따라서 특성근이 1 이상인 경우로 제한하였다.³⁾ 그 결과 13개의 요인을 구하였으며,⁴⁾ <표 3>에서 보듯이 13개의 요인은 전체 변동의 약 75% 이상을 설명하고 있다.

본고는 위에서 구한 주성분 이외에 추가적으로 경기선행지수를 포함하였다. 경기선행지수는 거시경제변수처럼 예상치 못한 충격을 구한 후 앞에서 구한 13개의 요인과 직교하는 잔차를 정규화하여 사용하였다. 이렇게 구한 잔차는 13개 요인으로 설명되지 않는 경기선행지수가 지닌 순수한 설명 부분을 의미하게 된다. 따라서 결국 본고에서 실제 이용하는 요인의 개수는 경기선행지수까지 포함한 14개가 된다.

각 요인은 개별 거시변수에 곱해지는 가중치(특성 벡터의 원소)의 절대적 크기와 부호에 의해 경제적 의미를 부여할 수 있다(<표 4-1> 및 <표 4-2> 참조). 예를 들면, 어떤 요인(요인 3)이 미국의 다우지수와 나스닥지수에 의해 크게 영향을 받으면, 이것을 해외주식시장요인이라고 부를 수 있다. 이해를 돋기 위해 5개 주요거시요인의 특성벡터 중 계수의 절대값이 가장 큰 3개의 거시변수를 <표 4-2>에 보고하고 있다.

IV. 거시요인의 설명력: 시계열 분석

본절에서는 거시요인의 한국 주식시장에 대한 시계열 상의 설명력을 분석한다. 비교를 위해 Fama-French (1993)가 사용한 주식시장 요인의 설명력도 보고한다. Fama-French가 사용한 주식시장 요인은 시장요인, 규모요인(SMB), 가치요인(HML)이다. 시장요인은 종합지수 수익률-무위험 수익률로 구하였으며, 무위험 수익률은 1년 만기 정기예금 금리를 사용하였다. SMB와 HML의 측정은 제Ⅱ절에서 설명하였다.

-
- 3) 특성근의 개수는 Campbell, Lo and MacKinlay (1997)에 제시된 방법을 따라서 검정할 수 있다. 그러나 본고는 거시변수의 변동을 유의하게 설명하는 특성근의 개수가 몇 개인가 보다는 거시요인이 주식시장을 얼마나 잘 설명하는가에 관심이 있으므로 특성근의 개수에 관한 검정은 실시하지 않았다.
- 4) 14번째 요인은 특성근이 1.02이지만 여러 가지 경우를 분석해본 결과 특성근이 1보다 큰 요인들이 13개인 경우가 일반적이어서 배제시켰다.

〈표 5〉 Fama-French 3요인 시계열 분석결과(1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t}$$

	<i>a</i>	<i>r</i>	<i>s</i>	<i>h</i>	F(<i>r</i> = <i>s</i> = <i>h</i> =0)	F(<i>s</i> = <i>h</i> =0)	R ²
산업1	0.02*	1.37**	0.15	-0.30**	93.30**	7.89**	0.78
	(2.40)	(11.14)	(1.83)	(-2.83)			
산업2	0.03*	0.91**	-0.42**	-0.05	27.19**	8.26**	0.50
	(2.09)	(5.22)	(-2.96)	(-0.38)			
산업3	-0.00	0.92**	0.06	0.06	211.70**	4.66*	0.89
	(-0.35)	(22.68)	(1.33)	(1.84)			
산업4	-0.01*	0.92**	0.14**	0.17**	167.71**	21.85**	0.86
	(-2.16)	(18.61)	(2.71)	(2.97)			
산업5	-0.01	0.77**	0.32**	-0.01	58.70**	16.01**	0.68
	(-1.25)	(11.02)	(5.94)	(-0.18)			
산업6	-0.01*	1.02**	0.28**	-0.02	121.62**	15.38**	0.82
	(-2.21)	(20.11)	(5.53)	(-0.44)			
산업7	0.00	0.77**	-0.16	0.12*	40.65**	2.59	0.60
	(0.22)	(9.50)	(-1.84)	(2.01)			
산업8	-0.00	0.97**	-0.10	0.25*	40.55**	3.61*	0.60
	(-0.09)	(5.21)	(-0.83)	(2.48)			
스타일1	0.00	1.05**	-0.07	0.30**	155.75**	17.67**	0.85
	(0.40)	(10.16)	(-0.94)	(3.51)			
스타일2	0.00	1.01**	-0.01	-0.07	516.35**	5.30**	0.95
	(0.44)	(33.64)	(-0.50)	(-1.82)			
스타일3	-0.00	0.94**	0.58**	0.26*	152.48**	97.88**	0.85
	(-0.03)	(13.53)	(5.77)	(2.07)			
스타일4	-0.01	0.92**	0.56**	-0.10	103.63**	52.16**	0.79
	(-0.84)	(17.24)	(6.97)	(-0.88)			

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 *t*값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

<표 5>는 표본기간 동안(1994년 7월~2001년 7월) Fama-French 요인이 산업별 지수수익률, 스타일별 지수수익률을 어느 정도 설명하는가 보고하고 있다. 회귀식은 다음과 같다.⁵⁾

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \alpha(R_{m,t} - R_{f,t}) + \beta SMB_t + \gamma HML_t + e_{i,t} \quad (7)$$

산업별 지수수익률의 경우에는 세 요인의 설명력이 최소 50%에서 최고 89%에 이르고, 스타일별 지수수익률의 경우에는 세 요인의 설명력이 최소 79%에서 최고 95%에 이르고 있다. 이것은 Fama-French 요인이 한국 주식시장의 움직임을 매우 잘 설명하고 있음을 의미한다. Fama-French 요인은 설명력이 높을 뿐만 아니라 F 통계량에서 보듯이 세 요인 모두 1% 수준에서 유의하다. 또한 시장요인을 제외한 SMB와 HML의 설명력도 F 통계량에서 보듯이 대부분의 경우 1% 수준에서 유의하다.

SMB와 HML의 부호도 기존 연구와 합치하는 결과를 보이고 있다.⁶⁾ 즉, 기업규모와 수익률 간의 음의 관계와 장부가격/시장가격과 수익률 간의 양의 관계가 확인되고 있다.⁷⁾ 기업규모와 관련된 위험을 나타내는 SMB는 소형주(스타일 3, 4)에 통계적으로 유의하게 양의 효과를 미친다. 즉, 소형주는 기업규모와 관련된 위험으로 인해 위험보상을 요구하는 것이다. 장부가격/시장가격과 관련된 위험을 나타내는 HML은 가치주(스타일 1, 3)에는 통계적으로 유의하게 양의 효과를 미치고, 성장주(스타일 2)에는 통계적으로 유의하게 음의 효과를 미친다. 이것은 가치주는 장부가격/시장가격과 관련된 위험으로 인해 양의 위험보상을 요구하는 것을 의미한다.

마지막으로 주목할 것은 산업1, 2, 4, 6의 경우 상수항이 통계적으로 유의하게

5) 본절에서 시행한 분석은 모든 자료를 폴링하여 회귀분석을 한 것이 아니라 개별 산업별, 스타일별로 따로 따로 시계열 분석을 한 것이다.

6) 이하 모든 표에서 t값은 White(1980)의 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값이다.

7) 주식(equity)의 시장가격은 현재 및 미래의 배당금의 현재가치 혹은 수입(earnings)의 현재 가치에 의해 결정된다고 볼 수 있다. 따라서 주식의 요구수익률(required rate of return)이 높거나 수입(earnings)의 흐름이 지속적으로 낮으면 주식(equity)의 시장가격은 낮게 된다. 시장가격이 낮다는 것은 시장가치로 평가한 기업규모가 작고, 장부가격/시장가격 비율이 높은 것을 의미한다. 따라서 기업규모가 작거나 장부가격/시장가격 비율이 높으면 높은 수익률을 요구한다고 볼 수 있다(Fama and French(1995) 참조).

0과 다르다는 것이다. 이것은 한국 주식시장에서 Fama-French 요인이 모든 위험을 반영하지는 못하고 있다는 것을 의미한다. 만약 Fama-French 요인이 초과수익률을 결정하는 모든 위험을 반영한다면 상수항은 0이 되어야 한다.

<표 6>은 거시요인이 산업별 지수수익률, 스타일별 지수수익률, 종합지수 수익률을 어느 정도 설명하는가 보고하고 있다. 회귀식은 다음과 같다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + e_{i,t}, \quad b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14}) \quad (8)$$

산업별 지수수익률의 경우에는 거시요인의 설명력이 최소 20%에서 최고 43%에 이르고, 스타일별 지수수익률의 경우에는 거시요인의 설명력이 최소 24%에서 최고 49%에 이르고 있으며, 종합지수 수익률의 경우에는 거시요인이 시장수익률의 50%를 설명하고 있다. 이로부터 거시요인도 한국 주식시장의 움직임을 상당히 잘 설명하고 있다는 것을 알 수 있다. 다만 <표 5>와 비교해 볼 때 Fama-French 요인보다는 설명력이 크게 떨어짐을 알 수 있다. 비록 Fama-French 요인보다는 설명력이 떨어지지만 F 통계량에서 알 수 있듯이 14개 거시요인은 모두 통계적으로 1% 수준에서 유의하게 각종 수익률을 설명하고 있다. 표에서 보듯이 14개 거시요인 중 제1요인-제5요인, 제10요인, 제11요인은 대부분의 경우 설명력이 통계적으로 유의함을 알 수 있다.⁸⁾ 주목할 것은 모든 산업과 스타일에서 상수항이 통계적으로 유의하게 0과 다르지 않다는 것이다. 이것은 거시요인들이 산업별, 스타일별 초과수익률과 관련된 위험을 거의 다 반영하는 것을 의미한다.

8) 거시요인 1-5, 10, 11은 <표 4-1>에서 보듯이 각각 생산지수, 금리요인; 국내경기(소비, GDP, 정부지출) 요인; 해외주식시장요인; 국내경기(재고, 실업, 어음부도) 요인; 외환보유고 및 환율요인; 수출입요인; 주식거래대금 및 교역조건요인이다. 이들 요인들은 국외연구는 물론 국내연구에서도 중요성이 제기되어 왔다. 이 분야의 많은 연구 중 일부만 예를 들면, 장병기·최종일(2000)은 BSI의 중요성을, 지호준·김영일(1999)은 환율의 중요성을, 김종권(1999)은 통화증가율과 산업생산 증가율의 중요성을, 조담·이승준(2000)은 이자율 및 환율의 중요성을 강조하고 있다.

〈표 6〉 거시요인 시계열 분석결과(1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + e_{i,t}, \quad b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	산업1	산업2	산업3	산업4	산업5	산업6	산업7	산업8
<i>a</i>	0.03 (1.29)	0.03 (1.73)	0.01 (0.59)	-0.00 (-0.20)	-0.01 (-0.73)	-0.01 (-0.67)	0.01 (0.58)	0.01 (0.42)
<i>b</i> ₁	-0.02 (-1.06)	-0.04* (-2.23)	-0.03* (-2.45)	-0.04** (-3.24)	-0.02 (-1.78)	-0.03 (-1.95)	-0.02 (-1.74)	-0.06** (-2.89)
<i>b</i> ₂	0.05** (2.69)	0.03 (1.74)	0.05** (3.74)	0.05** (3.83)	0.04** (3.00)	0.05** (3.61)	0.03** (2.70)	0.05** (3.94)
<i>b</i> ₃	-0.03** (-2.60)	-0.03* (-2.28)	-0.02 (-1.64)	-0.01 (-1.31)	-0.02* (-2.51)	-0.03* (-2.35)	-0.02* (-1.97)	-0.03* (-2.33)
<i>b</i> ₄	0.04** (2.90)	0.04* (2.02)	0.02** (2.97)	0.02* (2.55)	0.02* (2.31)	0.02* (2.40)	0.02* (1.97)	0.03* (2.37)
<i>b</i> ₅	-0.08** (-3.02)	-0.07** (-5.09)	-0.03* (-2.11)	-0.02 (-1.70)	-0.02 (-1.65)	-0.03 (-1.92)	-0.04** (-2.83)	-0.03 (-1.73)
<i>b</i> ₆	-0.02 (-1.50)	-0.04* (-2.40)	-0.00 (-0.01)	0.01 (0.70)	-0.01 (-0.60)	0.00 (-0.18)	0.00 (0.12)	-0.00 (-0.30)
<i>b</i> ₇	0.02 (1.13)	0.00 (0.35)	0.01 (0.86)	-0.00 (-0.36)	-0.01 (-0.44)	0.00 (0.04)	0.01 (1.12)	0.02 (1.40)
<i>b</i> ₈	0.00 (0.27)	0.03* (2.00)	0.01 (0.61)	0.00 (0.38)	-0.01 (-0.55)	-0.01 (-0.59)	0.02 (1.79)	0.00 (0.17)
<i>b</i> ₉	-0.03* (-2.37)	-0.01 (-0.30)	-0.01 (-1.81)	-0.02 (-1.62)	-0.01 (-1.18)	-0.01 (-1.40)	0.00 (0.25)	-0.00 (-0.07)
<i>b</i> ₁₀	-0.00 (-0.06)	0.01 (0.35)	-0.02** (-2.76)	-0.04** (-3.97)	-0.03** (-3.48)	-0.04** (-3.63)	-0.02 (-1.77)	-0.04** (-3.10)
<i>b</i> ₁₁	-0.04** (-2.86)	-0.02 (-0.91)	-0.02** (-2.94)	-0.03** (-3.75)	-0.03** (-2.82)	-0.03** (-3.01)	-0.02 (-1.28)	-0.02 (-1.65)
<i>b</i> ₁₂	-0.00 (-0.04)	-0.00 (-0.20)	-0.01 (-0.93)	-0.01 (-1.27)	-0.00 (-0.46)	-0.01 (-0.84)	-0.01 (-0.88)	-0.02 (-1.22)
<i>b</i> ₁₃	-0.01 (-0.46)	0.00 (0.04)	-0.01 (-0.92)	-0.01 (-1.20)	-0.01 (-0.90)	-0.01 (-0.67)	-0.02 (-1.38)	-0.02 (-1.02)
<i>b</i> ₁₄	-0.00 (-0.17)	0.00 (0.22)	0.01 (1.20)	0.01 (1.18)	0.00 (0.37)	0.00 (0.15)	0.01 (0.60)	0.01 (0.42)
F(<i>b</i> ₁ =...= <i>b</i> ₁₄ =0)	4.44**	2.92**	4.95**	5.62**	3.60**	4.47**	2.50**	3.76**
\bar{R}^2	0.36	0.24	0.40	0.43	0.30	0.37	0.20	0.32

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 *t*값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 6〉 거시요인 시계열 분석결과 (1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + Macro\ Factor_t b + e_{i,t}, \quad b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	스타일1	스타일2	스타일3	스타일4	KOSPI
a	0.01 (0.77)	0.00 (0.35)	0.01 (0.45)	-0.01 (-0.40)	0.01 (0.54)
b ₁	-0.06** (-4.28)	-0.03* (-2.26)	-0.05** (-3.33)	-0.04* (-2.31)	-0.04** (-3.03)
b ₂	0.06** (4.43)	0.04** (3.77)	0.04* (2.28)	0.04* (2.42)	0.05** (4.00)
b ₃	-0.02 (-1.82)	-0.03** (-2.74)	-0.01 (-0.87)	-0.03 (-1.82)	-0.02** (-2.62)
b ₄	0.03** (3.02)	0.03** (3.88)	0.03 (1.92)	0.01 (1.39)	0.03** (3.48)
b ₅	-0.04** (-3.11)	-0.05** (-3.29)	-0.02 (-1.24)	-0.02 (-0.86)	-0.04** (-3.09)
b ₆	-0.00 (-0.15)	-0.01 (-1.53)	0.02 (1.46)	0.01 (0.53)	-0.01 (-0.96)
b ₇	0.01 (1.05)	0.01 (0.56)	-0.01 (-0.69)	-0.00 (-0.05)	0.01 (0.75)
b ₈	0.00 (0.20)	0.01 (0.96)	-0.01 (-0.98)	-0.01 (-1.20)	0.01 (0.99)
b ₉	-0.01 (-0.83)	-0.01 (-1.45)	-0.02 (-1.55)	-0.02 (-1.67)	-0.01 (-1.71)
b ₁₀	-0.03** (-2.93)	-0.01 (-1.54)	-0.04** (-2.76)	-0.02 (-1.43)	-0.02* (-2.35)
b ₁₁	-0.03* (-2.38)	-0.02** (-3.19)	-0.04** (-3.36)	-0.04** (-4.04)	-0.02** (-3.41)
b ₁₂	-0.02 (-1.82)	-0.00 (-0.29)	0.00 (0.29)	-0.00 (-0.01)	-0.01 (-0.77)
b ₁₃	-0.03* (-2.14)	-0.00 (-0.30)	-0.03 (-1.75)	-0.01 (-0.89)	-0.01 (-0.77)
b ₁₄	0.01 (1.30)	0.00 (0.34)	0.01 (0.91)	0.01 (0.60)	0.00 (0.49)
F(b ₁ =...=b ₁₄ =0)	6.71**	6.15**	4.09**	2.94**	6.78**
\bar{R}^2	0.49	0.46	0.34	0.24	0.50

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 7〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과
 (거시요인과 3요인은 상호직교(mutually orthogonal), 1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	산업1	산업2	산업3	산업4	산업5	산업6	산업7	산업8
<i>a</i>	0.03*	0.03*	0.01	-0.00	-0.01	-0.01	0.01	0.01
	(2.50)	(1.99)	(1.40)	(-0.48)	(-0.93)	(-1.07)	(0.78)	(0.48)
<i>b</i> ₁	-0.02*	-0.04**	-0.03**	-0.04**	-0.02**	-0.03**	-0.02*	-0.06**
	(-2.28)	(-2.72)	(-6.30)	(-8.14)	(-3.80)	(-4.94)	(-2.41)	(-3.38)
<i>b</i> ₂	0.05**	0.03	0.05**	0.05**	0.04**	0.05**	0.03**	0.05**
	(6.99)	(1.73)	(12.34)	(13.35)	(6.49)	(10.30)	(4.56)	(4.11)
<i>b</i> ₃	-0.03**	-0.03**	-0.02**	-0.01**	-0.02**	-0.03**	-0.02**	-0.03**
	(-4.86)	(-3.07)	(-4.61)	(-3.99)	(-4.30)	(-4.73)	(-2.75)	(-3.21)
<i>b</i> ₄	0.04**	0.04*	0.02**	0.02**	0.02**	0.02**	0.02**	0.03*
	(4.64)	(2.53)	(4.20)	(4.29)	(3.81)	(3.39)	(3.06)	(2.47)
<i>b</i> ₅	-0.08**	-0.07**	-0.03**	-0.02**	-0.02**	-0.03**	-0.04**	-0.03
	(-7.16)	(-4.45)	(-8.40)	(-8.28)	(-3.95)	(-6.43)	(-5.23)	(-1.91)
<i>b</i> ₆	-0.02**	-0.04**	-0.00	0.01	-0.01	-0.00	0.00	-0.00
	(-2.60)	(-2.59)	(-0.02)	(1.75)	(-0.81)	(-0.28)	(0.16)	(-0.39)
<i>b</i> ₇	0.02**	0.00	0.01**	-0.00	-0.01	0.00	0.01*	0.02
	(3.06)	(0.40)	(2.95)	(-1.30)	(-0.93)	(0.11)	(2.01)	(1.63)
<i>b</i> ₈	0.00	0.03*	0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.02*	0.00
	(0.42)	(2.48)	(1.41)	(0.95)	(-0.74)	(-1.11)	(2.25)	(0.21)
<i>b</i> ₉	-0.03**	-0.01	-0.01**	-0.02**	-0.01	-0.01*	0.00	-0.00
	(-3.60)	(-0.41)	(-3.10)	(-2.84)	(-1.31)	(-1.96)	(0.38)	(-0.09)
<i>b</i> ₁₀	-0.00	0.01	-0.02**	-0.04**	-0.03**	-0.04**	-0.02*	-0.04**
	(-0.10)	(0.46)	(-6.68)	(-8.65)	(-5.23)	(-6.89)	(-2.19)	(-3.53)
<i>b</i> ₁₁	-0.04**	-0.02	-0.02**	-0.03**	-0.03**	-0.03**	-0.02	-0.02
	(-4.20)	(-1.18)	(-4.88)	(-8.62)	(-3.39)	(-4.68)	(-1.87)	(-1.86)
<i>b</i> ₁₂	-0.00	-0.00	-0.01**	-0.01**	-0.00	-0.01	-0.01	-0.02
	(-0.09)	(-0.19)	(-2.70)	(-3.42)	(-0.67)	(-1.49)	(-1.36)	(-1.82)
<i>b</i> ₁₃	-0.01	0.00	-0.01	-0.01*	0.01	-0.01	-0.02	-0.02
	(-0.77)	(0.05)	(-1.59)	(-2.45)	(-1.08)	(-1.06)	(-1.92)	(-1.23)
<i>b</i> ₁₄	-0.00	0.00	0.01	0.01**	0.00	0.00	0.01	0.01
	(-0.36)	(0.31)	(1.94)	(2.69)	(0.38)	(0.25)	(0.89)	(0.56)
<i>r</i>	0.10**	0.07**	0.07**	0.07**	0.05**	0.08**	0.07**	0.07**
	(14.75)	(4.66)	(17.05)	(22.63)	(7.21)	(14.96)	(8.52)	(5.20)
<i>s</i>	0.01	-0.05**	0.01*	0.02**	0.04**	0.03**	-0.01	-0.00
	(1.14)	(-3.71)	(2.48)	(4.53)	(6.14)	(5.71)	(-1.50)	(-0.34)
<i>h</i>	-0.03*	0.01	0.00	0.01*	-0.01	-0.01	0.02*	0.03*
	(-2.50)	(0.49)	(1.05)	(2.26)	(-1.10)	(-1.72)	(2.55)	(2.45)

〈표 7〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과
(거시요인과 3요인은 상호직교(mutually orthogonal), 1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_m, t - R_f, t) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$\vec{b} = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	스타일1	스타일2	스타일3	스타일4
<i>a</i>	0.01 (1.32)	0.00 (1.41)	0.01 (1.08)	-0.01 (-0.92)
<i>b</i> ₁	-0.06** (-7.05)	-0.03** (-10.00)	-0.05** (-8.13)	-0.04** (-5.59)
<i>b</i> ₂	0.06** (8.89)	0.04** (18.27)	0.04** (4.37)	0.04** (5.79)
<i>b</i> ₃	-0.02** (-3.73)	-0.03** (-11.77)	-0.01* (-2.29)	-0.03** (-4.76)
<i>b</i> ₄	0.03** (3.77)	0.03** (11.80)	0.03** (3.08)	0.01* (2.54)
<i>b</i> ₅	0.04** (-5.69)	-0.05** (-13.50)	-0.02** (-4.37)	-0.02** (-2.59)
<i>b</i> ₆	-0.00 (-0.28)	-0.01** (-4.36)	0.02** (3.70)	0.01 (1.04)
<i>b</i> ₇	0.01* (1.99)	0.01** (3.22)	-0.01* (-2.05)	-0.00 (-0.13)
<i>b</i> ₈	0.00 (0.40)	0.01** (3.16)	-0.01 (-1.91)	-0.01* (-2.30)
<i>b</i> ₉	-0.01 (-1.45)	-0.01** (-4.71)	-0.02* (-2.57)	-0.02* (-2.48)
<i>b</i> ₁₀	-0.03** (-5.02)	-0.01** (-4.64)	-0.04** (-6.02)	-0.02** (-2.70)
<i>b</i> ₁₁	-0.03** (-3.90)	-0.02** (-11.16)	-0.04** (-6.52)	-0.04** (-7.87)
<i>b</i> ₁₂	-0.02** (-4.74)	-0.00 (-1.04)	0.00 (0.75)	-0.00 (-0.02)
<i>b</i> ₁₃	-0.03** (-3.57)	-0.00 (-1.18)	-0.03** (-3.36)	-0.01 (-1.81)
<i>b</i> ₁₄	0.01* (2.31)	0.00 (1.46)	0.01 (1.50)	0.01 (0.90)
<i>r</i>	0.08** (12.06)	0.08** (24.25)	0.07** (13.97)	0.07** (10.79)
<i>s</i>	0.01 (0.95)	-0.00 (-1.74)	0.07** (8.67)	0.06** (8.28)
<i>h</i>	0.03** (4.44)	-0.01 (-1.49)	0.02* (1.99)	-0.02 (-1.82)

〈표 7〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과
 (거시요인과 3요인은 상호직교(mutually orthogonal), 1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	F ($b_1=\dots=b_{14}=r=s=h=0$)	F ($r=s=h=0$)	F ($b_1=\dots=b_{14}=0$)	\bar{R}^2
산업1	19.47**	47.93**	13.38**	0.79
산업2	5.50**	11.45**	4.22**	0.48
산업3	37.41**	95.45**	24.98**	0.88
산업4	41.14**	97.97**	28.96**	0.89
산업5	10.20**	24.25**	7.19**	0.65
산업6	22.17**	55.80**	14.96**	0.81
산업7	7.21**	19.77**	4.52**	0.56
산업8	7.57**	14.90**	6.00**	0.57
스타일1	32.89**	66.75**	25.63**	0.87
스타일2	97.97**	236.62**	68.26**	0.95
스타일3	28.58**	79.05**	17.76**	0.85
스타일4	20.60**	65.22**	11.04**	0.80

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 7〉은 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인이 함께 고려될 때 산업별 지수수익률, 스타일별 지수수익률을 어느 정도 설명하는가 보고하고 있다. 회귀식은 다음과 같다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t}. \quad (9)$$

산업별 지수수익률의 경우에는 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인의 설명력이 최소 48%에서 최고 89%에 이르고, 스타일별 지수수익률의 경우에는 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인의 설명력이 최소 80%에서 최고 95%에 이르고 있다. F 통계량에서 보듯이 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인은 거

〈표 8〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과(1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	산업1	산업2	산업3	산업4	산업5	산업6	산업7	산업8
<i>a</i>	0.03*	0.03	0.00	-0.01	-0.02	-0.02	0.00	-0.00
	(2.12)	(1.68)	(0.22)	(-1.79)	(-1.19)	(-1.46)	(0.12)	(-0.24)
<i>b</i> ₁	0.02*	-0.01	0.00	-0.00	0.00	0.01	0.01	-0.02
	(1.97)	(-0.59)	(0.74)	(-0.99)	(0.27)	(0.90)	(1.43)	(-1.48)
<i>b</i> ₂	-0.00	-0.02	0.01	0.00	0.01*	0.01*	-0.01	-0.00
	(-0.29)	(-1.29)	(0.93)	(1.18)	(2.03)	(2.03)	(-1.46)	(-0.01)
<i>b</i> ₃	0.01	-0.01	0.01	0.01**	-0.00	0.00	-0.00	-0.01
	(0.58)	(-1.27)	(1.52)	(2.59)	(-0.77)	(0.41)	(-0.53)	(-1.02)
<i>b</i> ₄	0.00	0.02	-0.00	-0.01	-0.00	-0.01	-0.00	-0.00
	(0.22)	(1.13)	(-0.59)	(-1.78)	(-0.10)	(-0.85)	(-0.48)	(-0.04)
<i>b</i> ₅	-0.02*	-0.03	0.01	0.01**	-0.00	0.00	0.00	0.02
	(-1.99)	(-1.79)	(1.57)	(4.13)	(-0.07)	(0.56)	(0.40)	(1.00)
<i>b</i> ₆	-0.01	-0.02	0.01	0.01*	-0.01	-0.00	0.01	0.00
	(-1.26)	(-1.13)	(1.12)	(2.41)	(-1.18)	(-0.08)	(1.32)	(0.39)
<i>b</i> ₇	0.01	-0.01	0.00	-0.01*	-0.01	-0.00	0.00	0.01
	(1.46)	(-0.92)	(1.06)	(-2.49)	(-0.90)	(0.62)	(0.52)	(1.09)
<i>b</i> ₈	-0.00	0.01	0.00	0.00	-0.00	-0.01	0.01	-0.01
	(-0.25)	(0.66)	(0.10)	(0.11)	(-0.16)	(-0.99)	(0.78)	(-0.59)
<i>b</i> ₉	-0.01	0.01	-0.00	-0.00	-0.00	0.00	0.02*	0.01
	(-1.87)	(0.40)	(-0.30)	(-0.28)	(-0.27)	(-0.21)	(2.24)	(0.98)
<i>b</i> ₁₀	0.02*	0.01	-0.00	-0.01**	-0.01	-0.02**	-0.00	-0.01
	(2.11)	(1.13)	(-0.54)	(-3.18)	(-1.72)	(-2.60)	(-0.04)	(-0.92)
<i>b</i> ₁₁	-0.00	-0.01	0.00	-0.00	-0.01	-0.00	0.00	0.00
	(-0.52)	(-0.43)	(0.86)	(-0.49)	(-0.87)	(-0.45)	(0.58)	(0.27)
<i>b</i> ₁₂	0.00	0.02	-0.00	-0.01*	-0.01	-0.01	0.00	-0.00
	(0.24)	(1.24)	(-1.18)	(-2.17)	(-1.29)	(-1.53)	(0.32)	(-0.26)
<i>b</i> ₁₃	-0.00	0.01	-0.00	-0.00	-0.00	-0.00	-0.01	-0.01
	(-0.46)	(0.37)	(-0.21)	(-0.53)	(-0.55)	(-0.27)	(-0.92)	(-0.46)
<i>b</i> ₁₄	-0.00	-0.01	0.01	0.01	0.00	0.00	-0.00	-0.00
	(-0.40)	(-0.47)	(1.24)	(1.85)	(0.63)	(0.25)	(-0.11)	(-0.20)
<i>r</i>	1.35**	0.81**	0.97**	0.97**	0.70**	1.01**	0.86**	0.94**
	(14.49)	(4.38)	(17.46)	(23.20)	(7.45)	(15.31)	(8.20)	(5.00)
<i>s</i>	0.19*	-0.48**	0.09	0.15**	0.34**	0.29**	-0.18	-0.13
	(2.08)	(-3.63)	(1.95)	(3.54)	(5.33)	(5.40)	(-1.91)	(-1.16)
<i>h</i>	-0.27*	0.05	0.03	0.09*	-0.05	-0.08	0.15*	0.25*
	(-2.50)	(0.49)	(1.05)	(2.26)	(-1.10)	(-1.72)	(2.55)	(2.45)

〈표 8〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과(1994.7-2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	스타일1	스타일2	스타일3	스타일4
<i>a</i>	-0.00 (-0.05)	-0.00 (-0.31)	-0.00 (-0.37)	-0.01 (-1.45)
<i>b</i> ₁	-0.02** (-2.57)	0.01** (2.60)	-0.01* (-2.26)	-0.01 (-0.93)
<i>b</i> ₂	0.00 (0.47)	-0.00 (-0.30)	0.01 (0.84)	0.01 (1.39)
<i>b</i> ₃	-0.00 (-0.17)	-0.00 (-0.29)	0.01 (1.43)	0.00 (0.12)
<i>b</i> ₄	-0.00 (-0.33)	0.01* (2.09)	0.00 (0.28)	-0.01* (-2.03)
<i>b</i> ₅	0.01 (0.90)	-0.00 (-0.94)	0.01 (1.56)	0.01 (1.62)
<i>b</i> ₆	0.00 (0.74)	-0.00 (-1.14)	0.01 (1.13)	-0.00 (-0.10)
<i>b</i> ₇	0.01 (0.96)	-0.00 (-1.31)	-0.00 (-0.70)	0.00 (0.21)
<i>b</i> ₈	-0.01 (-1.11)	-0.00 (-0.41)	-0.00 (-0.07)	-0.00 (-0.48)
<i>b</i> ₉	0.01 (0.87)	0.00 (0.07)	-0.00 (-0.59)	-0.01 (-0.95)
<i>b</i> ₁₀	-0.00 (-0.16)	0.00 (1.36)	-0.01 (-1.02)	0.00 (0.78)
<i>b</i> ₁₁	0.00 (0.57)	-0.00 (-0.52)	-0.00 (-0.30)	-0.01 (-1.53)
<i>b</i> ₁₂	-0.01 (-1.80)	0.00 (1.75)	-0.00 (-0.79)	-0.01 (-1.78)
<i>b</i> ₁₃	-0.01 (-1.96)	0.00 (0.98)	-0.01 (-1.84)	-0.01 (-1.17)
<i>b</i> ₁₄	0.01 (0.95)	-0.00 (-0.32)	0.01 (1.69)	0.01 (1.61)
<i>r</i>	1.02** (11.73)	1.01** (24.21)	0.92** (14.67)	0.92** (11.65)
<i>s</i>	-0.05 (-0.88)	-0.02 (-0.94)	0.60** (8.00)	0.59** (9.59)
<i>h</i>	0.27** (4.44)	-0.05 (-1.49)	0.17* (1.99)	-0.14 (-1.82)

〈표 8〉 거시요인과 Fama-French 3요인의 시계열 분석결과(1994.7~2001.7)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a + \text{Macro Factor}_t b + r(R_{m,t} - R_{f,t}) + sSMB_t + hHML_t + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	$F(b_1=\dots=b_{14}=r=s=h=0)$	$F(r=s=h=0)$	$F(b_1=\dots=b_{14}=0)$	\bar{R}^2
산업1	19.47**	47.93**	1.60	0.79
산업2	5.50**	11.45**	0.93	0.48
산업3	37.41**	95.45**	0.89	0.88
산업4	41.14**	97.97**	2.80**	0.89
산업5	10.20**	24.25**	0.62	0.65
산업6	22.17**	55.80**	0.97	0.81
산업7	7.21**	19.77**	0.62	0.56
산업8	7.57**	14.90**	0.80	0.57
스타일1	32.89**	66.75**	1.82	0.87
스타일2	97.97**	236.62**	1.36	0.95
스타일3	28.58**	79.05**	1.15	0.85
스타일4	20.60**	65.22**	1.37	0.80

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

시요인만 고려하든, Fama-French 요인만 고려하든, 함께 고려하든 모두 1% 수준에서 유의하다. 그러나 〈표 5〉와 비교해 볼 때 설명력에서는 거의 차이가 없다. 이것은 Fama-French 요인을 고려하고 나면 거시요인의 추가적 설명력은 거의 없다는 것을 의미한다.

〈표 8〉은 Fama-French 요인을 고려하고 나면 거시요인의 추가적 설명력은 거의 없다는 것을 확인하기 위해 Fama-French 요인을 거시요인에 직교시키지 않고 직접 사용한 경우이다. 즉, 〈표 7〉과 동일한 회귀식을 사용하되 거시요인과 Fama-French 요인을 직접 경주(horse race) 시킨 것이다. 표에서 보듯이 14개 거시요인은 산업4의 수익률을 설명할 때를 제외하고는 통상적 수준에서 유의하지 않다. 이것은 Fama-French 요인을 거시요인에 직교시키지 않으면 즉, Fama-French 요인이 가진 정보를 모두 사용하면 거시요인은 추가적 설명력을 지니지 못함을 의미한다.

이상의 분석 결과는 시계열 상의 모형의 설명력에 관한 한 거시요인보다는 Fama-French 요인이 훨씬 중요함을 시사하고 있다. 일단 Fama-French 요인을 고

려하고 나면 거시요인의 추가적인 설명력은 거의 없는 것으로 보인다. 그러나 이것 이 거시요인이 중요하지 않다는 것을 의미하는 것은 아니다. Fama-French 요인은 각기 시장, 기업규모, 장부가격/시장가격과 관련된 위험을 나타낸다. 그러나 각각의 위험의 원천이 무엇인가는 설명하지 않고 있다. Fama and French는 (설득력 있는 증거는 제시하지 못했지만) 이들 요인 특히, 장부가격-시장가격 비율 요인 혹은 가치요인 (value factor) 이 기업의 재무상태악화 (financial distress) 를 반영하는 체계적 거시위험과 관련되어 있다고 주장하고 있다. 그러나 이들 요인 특히 가치요인이 다각화 (diversification) 로 제거할 수 없는 체계적 거시위험요인을 반영하는지 혹은 투자자들의 비합리적 행동을 반영하는지에 관해서는 논란이 계속되고 있다. 예를 들어서, Lakonishok, Schleifer and Vishny (1994) 는 가치요인은 체계적 거시위험과는 관련이 없고, 단지 투자자들이 과거의 기업수익이 앞으로도 상당기간 계속될 것으로 지나치게 낙관적으로 추정하는 비합리성과 관련되어 있다고 주장하고 있다. 이에 대해서 최근에 Liew and Vassalou (2001) 는 가치요인이 미래의 GDP를 예측함을 보이고, Lettau and Ludvigson (2001a, 2001b) 은 가치요인이 소비자들의 소비 및 자산선택과 관련된 체계적 위험과 밀접히 관련되어 있다는 증거를 제시하고 있다.

본고는 Fama-French 요인이 나타내는 위험의 원천은 결국 거시요인이 아닌가 혹은 적어도 Fama-French 요인이 나타내는 위험의 일부분은 거시요인에 기인하는 것 이 아닌가를 확인하기 위해 Fama-French 요인을 거시요인에 회귀하였다. <표 9> 는 Fama-French 요인을 14개 거시요인에 회귀한 결과이다. 회귀식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{Fama-French Factor}_{i,t} &= a + \text{Macro Factor}_t b + e_{i,t}, \\ b' &= (b_1, b_2, \dots, b_{14}) \end{aligned} \tag{10}$$

표에서 보듯이 거시요인은 시장위험의 50%, 기업규모 위험의 14%, 장부가격/시장가격 비율과 관련된 위험의 15%를 설명하고 있다. 또한 F 통계량의 값으로부터 알 수 있듯이 시장위험을 설명함에 있어서는 통계적으로 1% 수준에서 유의하고, 기업규모와 장부가격/시장가격 위험을 설명함에 있어서는 5% 수준에서 유의하다. 이것은 Fama-French 요인의 상당부분을 거시요인이 설명할 수 있음을 의미 한다. 거시요인의 이러한 역할은 주성분 분석으로 추출한 거시요인 대신 거시변수 자체를 사용하면 더욱 분명해 진다. 보고하지는 않았지만 Fama-French 요인을 40

개 거시변수 자체에 회귀하면, 거시변수는 총합적으로 시장위험의 68%를 설명하며, 통계적으로도 1% 수준에서 유의하다는 것을 알 수 있다.

이상의 시계열 분석으로부터 우리는 한국의 주식시장을 설명함에 있어서 시계열상의 설명력의 측면만 보면 Fama-French 요인의 역할이 매우 크고 중요하지만, Fama-French 요인 그 중에서도 가장 중요한 역할을 하는 시장요인은 거시요인에 의해 상당부분 설명가능하다는 사실을 알 수 있다.

〈표 9〉 거시요인에 대한 Fama-French 3요인 시계열 분석결과(1994.7~2001.7)

$$Fama-French Factor_{i,t} = a + Macro Factor_t b + e_{i,t},$$

$$b' = (b_1, b_2, \dots, b_{14})$$

	$R_m - R_f$	SMB	HML
a	0.01 (0.54)	0.00 (0.08)	0.02 (1.17)
b_1	-0.04** (-3.03)	-0.00 (-0.04)	-0.02 (-1.75)
b_2	0.05** (4.00)	-0.02* (-1.98)	0.02 (1.52)
b_3	-0.02** (-2.62)	-0.00 (-0.21)	0.02 (1.36)
b_4	0.03** (3.48)	0.00 (0.24)	0.02 (1.04)
b_5	-0.04** (-3.09)	0.02 (1.47)	-0.01 (-0.50)
b_6	-0.01 (-0.96)	0.03** (3.04)	0.01 (1.55)
b_7	0.01 (0.75)	-0.02 (-1.79)	-0.01 (-1.16)
b_8	0.01 (0.99)	-0.03* (-2.51)	-0.00 (-0.60)
b_9	-0.01 (-1.71)	-0.00 (-0.01)	-0.02 (-1.40)
b_{10}	-0.02* (-2.35)	-0.02 (-0.94)	-0.04 (-1.44)
b_{11}	-0.02** (-3.41)	-0.02* (-2.12)	-0.02* (-2.08)
b_{12}	-0.01 (-0.77)	0.03* (2.41)	-0.01 (-1.00)
b_{13}	-0.01 (-0.77)	-0.00 (-0.19)	-0.02* (-2.04)
b_{14}	0.00 (0.49)	-0.01 (-0.89)	0.01 (0.93)
F ($b_1=\dots=b_{14}=0$)	6.78**	1.84*	2.00*
\bar{R}^2	0.50	0.14	0.15

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

V. 횡단면 분석

본절에서는 거시요인의 한국 주식시장에 대한 설명력을 횡단면 상에서 분석한다. 비교를 위해 Fama-French(1993)가 사용한 주식시장 요인의 설명력도 보고한다. Fama-French 요인 가운데 시장요인은 시계열 분석에서 주가수익률에 대해 높은 설명력을 보일지 모른다. 횡단면 분석에서는 그 유의성이 크게 떨어지는 것으로 알려져 있다. Reinganum(1981), Lakonishock and Shapiro(1986), Chen, Roll and Ross(1986), Fama and French(1992)도 이 점을 확인하고 있다. 이러한 주장을 한국 주식시장에서 확인하기 위해 본고는 Fama and MacBeth(1973) 타입 회귀분석을 시도하였다.

시장요인에 대한 횡단면 분석은 다음의 2단계로 시행된다. 1단계에서 1996년 4월부터 2000년 3월까지 5년간의 자료를 사용하여 다음의 시계열 회귀선을 먼저 추정한 후,

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + r_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + u_{i,t}, \quad (11)$$

다음 단계에서 추정된 계수 \hat{r}_i (factor loading)를 사용하여 2000년 4월부터 2001년 3월까지 12개월 동안 매월 다음의 횡단면 분석을 시행한다.

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = \alpha + \theta_{k,m} \hat{r}_i + e_{i,t+k}, \quad k=1, \dots, 12. \quad (12)$$

횡단면 분석에서 얻은 추정계수 $\hat{\theta}_m$ 은 요인위험보상(factor risk premium)을 나타낸다. 요인위험보상이란 해당 요인에 대한 노출(beta)이 1이고 다른 요인에 대한 노출은 0인 자산구성이 요구하는 위험보상을 의미한다. 만약 시장요인이 개별주식의 수익률 혹은 개별주가를 횡단면 상에서 결정하는 데 중요한 역할을 한다면 요인위험보상의 추정치 $\hat{\theta}_m$ 은 통계적으로 유의하게 0과 달라야 한다. <표 10>에서 보듯이 $\hat{\theta}_m$ 은 12개 횡단면 분석 중 1/3에 해당하는 경우에만 통계적으로 유의하게 0과 다르다. 또한 횡단면 상에서의 설명력도 매우 낮아서 결정계수가 가장 높을 때 6%에 불과하다. 이러한 결과는 Chen, Roll, and Ross(1986), Fama and French(1992) 등의 발견이 한국자료에서도 확인됨을 의미한다.

〈표 10〉 시장요인(Market Factor) 횡단면 분석결과(1996.4~2001.3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + r_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + u_{i,t}$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = \alpha + \theta_{k,m} \hat{r}_i + e_{i,t+k}$$

k	α	θ_m	\bar{R}^2
1	-0.11** (-5.97)	-0.03 (-1.72)	0.01
2	-0.11** (-3.97)	0.00 (0.12)	0.00
3	0.05** (2.69)	-0.00 (-0.19)	0.00
4	-0.06** (-2.71)	0.02 (0.93)	0.00
5	0.26** (3.86)	-0.09 (-1.42)	0.00
6	0.04 (1.73)	-0.08** (-3.90)	0.02
7	-0.09** (-3.61)	-0.08** (-3.41)	0.02
8	0.04 (1.40)	-0.03 (-1.21)	0.00
9	-0.10** (-2.94)	0.02 (0.65)	0.00
10	0.07* (2.09)	0.21** (5.63)	0.06
11	0.11** (3.64)	-0.02 (-1.13)	0.00
12	-0.04* (-2.28)	-0.06** (-2.99)	0.01

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) R_i 는 KOSPI에 포함된 607개 개별 종목의 수익률이다.

〈표 11〉 미시요인(SMB, HML) 횡단면 분석결과 (1996.4-2000.3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_{i,t}$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = \alpha + \theta_{k,s} \hat{s}_i + \theta_{k,h} \hat{h}_i + e_{i,t+k}$$

k	α	θ_s	θ_h	F ($\theta_s = \theta_h = 0$)	\bar{R}^2
1	-0.13** (-10.80)	0.03 (1.94)	-0.04** (-3.10)	7.58**	0.02
2	-0.10** (-6.86)	-0.07** (-4.95)	0.05** (2.96)	20.31**	0.06
3	0.07** (5.06)	-0.06** (-4.60)	0.02 (1.65)	12.26**	0.04
4	-0.10** (-5.54)	0.08** (3.77)	0.03 (1.64)	13.52**	0.04
5	0.04 (1.12)	0.31** (6.63)	-0.02 (-0.49)	38.23**	0.11
6	-0.01 (-0.83)	-0.02 (-1.17)	-0.02 (-1.03)	1.18	0.00
7	-0.10** (-5.98)	-0.05** (-2.92)	-0.05** (-2.90)	9.11**	0.03
8	0.00 (0.10)	0.08** (3.35)	-0.05** (-2.58)	12.96**	0.04
9	-0.09** (-5.90)	-0.06** (-3.10)	0.06** (3.81)	6.03**	0.02
10	0.20** (7.82)	-0.02 (-0.88)	0.12** (3.95)	11.09**	0.04
11	0.06* (1.99)	0.06 (1.32)	-0.01 (-0.39)	1.15	0.00
12	-0.09** (-7.28)	0.03* (2.20)	-0.03 (-1.89)	4.78**	0.02

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) R_i 는 KOSPI에 포함된 607개 개별종목의 수익률이다.

사실 이러한 결과가 크게 놀라운 것은 아니다. 시장요인은 개별 종목 혹은 산업별, 스타일별 주식수익률의 공행성은 잘 설명할지 모르나 개별 종목들의 차별화된 움직임을 설명하는 데는 한계가 있을 수 있다. 오히려 거시요인이나, Fama-French 요인 가운데서도 시계열 분석에서는 설명력이 떨어지는 SMB나 HML이 횡단면 상에서 개별 종목들의 차별화된 움직임을 잘 설명할 수도 있다.

<표 11>은 Fama-French 요인 중 SMB와 HML에 대한 Fama and MacBeth 탑입 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 미시요인(SMB, HML)에 대한 회귀분석은 다음의 2단계로 구성되어 있다.

$$\begin{aligned} R_{i,t} - R_{f,t} &= \mu_i + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_{i,t}, \\ R_{i,t+k} - R_{f,t+k} &= \alpha + \theta_{k,s} \hat{s}_i + \theta_{k,h} \hat{h}_i + e_{i,t+k}, \quad k=1, \dots, 12. \end{aligned} \quad (13)$$

표에서 보듯이 SMB, HML의 경우, 12개 횡단면 분석 중 10개의 경우에 요인위험보상이 통계적으로 1% 수준에서 유의성을 보이고 있고, 결정계수의 값도 0%에서 11%의 값을 가진다. 이것은 SMB와 HML이 횡단면 분석에서 시장요인보다 그 유의성이 높다는 기존의 연구결과를 확인시켜 주는 결과이다.

<표 12>는 거시요인에 대한 Fama and MacBeth 탑입 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 거시요인에 대한 회귀분석은 다음의 2단계로 구성되어 있다.

$$\begin{aligned} R_{i,t} - R_{f,t} &= \mu_i + Macro\ Factor_t b_i + u_{i,t}, \quad b'_i = (b_{i,1}, b_{i,2}, \dots, b_{i,14}), \\ R_{i,t+k} - R_{f,t+k} &= c + d_k' \hat{b}_i + e_{i,t+k}, \quad d'_k = (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14}), \\ k &= 1, \dots, 12. \end{aligned} \quad (14)$$

표에서 보듯이 거시요인들의 경우, 12개 횡단면 분석 중 11개의 경우 위험요인보상이 통계적으로 5% 또는 1% 수준에서 유의성을 보이고 있으며, 결정계수의 값도 평균 약 6%, 최고 15%에 달하고 있다. <표 10-11>과 비교할 때 Fama and MacBeth 탑입 회귀분석에서는 거시요인의 유의성이 두드러진다는 것을 알 수 있다.⁹⁾

9) <표 12>의 두 번째 표 마지막 열에 보고한 평균은 각각의 추정계수의 12개월 평균과 t값을

〈표 12〉 거시요인(Macro Factors) 횡단면 분석결과(1996.4~2000.3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + \text{Macro Factor}_t b_i + u_{i,t}, \quad b_i' = (b_{i,1}, b_{i,2}, \dots, b_{i,14})$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = c + d_k' \hat{b}_i + e_{i,t+k}, \quad d_k' = (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14})$$

<i>k</i>	1	2	3	4	5	6
<i>c</i>	-0.09** (-4.58)	-0.09** (-4.06)	0.06** (3.00)	-0.05* (-2.07)	0.16* (2.25)	0.04 (1.71)
<i>d₁</i>	0.68** (3.84)	-0.28 (-1.21)	-0.08 (-0.38)	0.08 (0.29)	1.94** (3.26)	0.89** (3.40)
<i>d₂</i>	-0.53* (-2.51)	0.40 (1.85)	0.24 (1.14)	-0.18 (-0.64)	-2.34** (-3.41)	-0.10 (-0.38)
<i>d₃</i>	-0.64** (-2.68)	-0.48* (-2.22)	-0.14 (-0.63)	-0.19 (-0.65)	0.76 (0.90)	0.49 (1.62)
<i>d₄</i>	0.49** (2.64)	-0.01 (-0.02)	-0.12 (-0.63)	0.43* (2.12)	0.73 (0.94)	-0.84** (-2.95)
<i>d₅</i>	-0.58** (-2.78)	-0.56* (-2.12)	0.08 (0.35)	-0.62 (-1.89)	0.56 (-1.17)	-0.61 (-1.92)
<i>d₆</i>	-0.02 (-0.11)	0.30 (1.47)	0.43* (2.16)	-0.27 (-1.25)	-2.04** (-4.58)	-0.55 (-1.72)
<i>d₇</i>	0.16 (0.64)	0.12 (0.38)	0.43 (1.70)	0.12 (0.38)	-1.08 (-1.38)	0.17 (0.56)
<i>d₈</i>	-0.28 (-1.25)	-0.35 (-1.17)	-0.44 (-1.83)	0.41 (0.70)	1.74** (2.68)	0.04 (0.15)
<i>d₉</i>	0.83** (3.97)	0.20 (0.63)	-0.16 (-0.69)	0.44 (0.82)	0.98* (2.01)	-0.34 (-1.39)
<i>d₁₀</i>	0.06 (0.28)	0.16 (0.59)	0.09 (0.40)	-0.07 (-0.19)	1.51 (1.91)	0.21 (0.55)
<i>d₁₁</i>	0.78** (3.57)	0.84** (3.47)	0.24 (1.13)	-0.28 (-0.56)	-2.44** (-2.92)	-0.37 (-1.30)
<i>d₁₂</i>	0.10 (0.50)	-0.44 (-1.93)	-0.25 (-0.94)	-0.24 (-0.94)	-0.72 (-1.04)	0.09 (0.38)
<i>d₁₃</i>	-0.00 (-0.01)	-0.10 (-0.35)	-0.61* (-2.52)	0.08 (0.25)	0.44 (0.60)	0.19 (0.61)
<i>d₁₄</i>	0.01 (0.06)	-0.09 (-0.37)	0.14 (0.61)	0.32 (1.31)	0.86 (1.51)	0.13 (0.42)

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 *t*값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) *R_i*는 KOSPI에 포함된 607개 개별 종목의 수익률이다.

보고한 것이다. 표에서 보듯이 대부분의 경우 12개월 평균값이 통계적으로 유의하지는 않다. 이것은 매월의 추정값의 표준편차가 크기 때문이다.

〈표 12〉 거시요인(Macro Factors) 횡단면 분석결과(1996.4~2000.3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + \text{Macro Factor}_t b_i + u_{i,t}, \quad b_i' = (b_{i,1}, b_{i,2}, \dots, b_{i,14})$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = c + d_k' \hat{b}_i + e_{i,t+k}, \quad d_k' = (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14})$$

<i>k</i>	7	8	9	10	11	12	평균
<i>c</i>	-0.08** (-3.33)	-0.00 (-0.07)	-0.09** (-3.16)	0.13** (3.37)	0.09 (1.79)	-0.08** (-3.66)	-0.00 (-0.05)
<i>d</i> ₁	0.66* (2.28)	0.55 (1.77)	-0.12 (-0.48)	-1.12** (-2.76)	1.92* (2.01)	0.75** (4.11)	0.49 (1.93)
<i>d</i> ₂	-0.01 (-0.03)	0.00 (0.01)	0.02 (0.04)	1.55** (3.78)	0.12 (0.36)	-0.28 (-1.27)	-0.09 (-0.36)
<i>d</i> ₃	0.07 (0.23)	0.38 (1.16)	-0.13 (-0.54)	-0.96* (-2.04)	0.51 (1.21)	0.52* (2.53)	0.02 (0.10)
<i>d</i> ₄	-0.00 (-0.00)	0.41 (1.08)	-0.04 (-0.17)	-0.12 (-0.37)	0.76* (2.20)	0.06 (0.35)	0.15 (1.13)
<i>d</i> ₅	0.32 (1.36)	-0.30 (-0.69)	-0.98** (-3.38)	0.57 (1.25)	-0.41 (-1.22)	-0.31 (-1.38)	-0.33** (-2.57)
<i>d</i> ₆	-0.32 (-0.98)	-0.35 (-1.31)	0.55 (1.55)	-0.51 (-1.46)	-0.75 (-1.56)	-0.30 (-1.37)	-0.32 (-1.63)
<i>d</i> ₇	0.58* (1.98)	-0.94 (-1.94)	0.02 (0.06)	0.89 (1.66)	-0.12 (-0.22)	-0.36 (-1.59)	-0.00 (-0.01)
<i>d</i> ₈	-1.01** (-4.03)	0.63* (2.26)	0.02 (0.06)	-0.54 (-1.32)	0.67* (2.21)	-0.12 (-0.54)	0.06 (0.31)
<i>d</i> ₉	-0.32 (-1.39)	0.32 (1.10)	-0.30 (-1.13)	0.04 (0.11)	0.06 (0.18)	0.42* (2.01)	0.18 (1.43)
<i>d</i> ₁₀	-0.12 (-0.44)	-0.00 (-0.01)	1.03* (2.56)	-0.56 (-1.11)	0.12 (0.27)	0.61* (2.43)	0.25 (1.58)
<i>d</i> ₁₁	0.18 (0.75)	-0.16 (-0.38)	0.18 (0.38)	0.36 (0.86)	-0.66 (-1.85)	-0.48 (-1.94)	-0.15 (-0.61)
<i>d</i> ₁₂	-0.69** (-2.85)	0.72 (1.80)	-0.28 (-1.03)	0.39 (0.92)	0.03 (0.09)	-0.14 (-0.68)	-0.12 (-0.99)
<i>d</i> ₁₃	-0.14 (-0.50)	-0.47 (-0.82)	-0.08 (-0.24)	0.28 (0.54)	0.17 (0.48)	0.35 (1.31)	0.01 (0.08)
<i>d</i> ₁₄	-0.39 (-1.78)	0.20 (0.59)	-0.26 (-0.63)	0.46 (0.98)	0.41 (1.20)	0.05 (0.24)	0.15 (1.57)

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 *t*값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) *R*_i는 KOSPI에 포함된 607개 개별 종목의 수익률이다.

〈표 12〉 거시요인(Macro Factors) 회귀분석 결과(1996.4~2000.3)

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + \text{Macro Factor}_t b_i + u_{i,t}, \quad b_i' = (b_{i,1}, b_{i,2}, \dots, b_{i,14})$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = c + d_k' \hat{b}_i + e_{i,t+k}, \quad d_k' = (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14})$$

k	$F (d_1 = \dots = d_{14} = 0)$	\bar{R}^2
1	5.61**	0.10
2	3.34**	0.05
3	2.28**	0.03
4	3.61**	0.06
5	8.93**	0.15
6	4.66**	0.08
7	5.93**	0.10
8	2.52**	0.03
9	1.74*	0.02
10	4.94**	0.08
11	1.07	0.00
12	3.36**	0.05

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t 값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) R_i 는 KOSPI에 포함된 607개 개별종목의 수익률이다.

이러한 결과는 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인을 모두 고려할 때도 확인할 수 있다. 〈표 13〉은 이들 모든 요인들에 대한 Fama and MacBeth 탑입 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 거시요인과 그에 직교한 Fama-French 요인에 대한 회귀분석은 다음의 2단계로 구성되어 있다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \mu_i + \text{Macro Factor}_t \beta_i + r_i (R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + u_{i,t},$$

$$\beta_i' = (\beta_{i,1}, \beta_{i,2}, \dots, \beta_{i,14}).$$

$$R_{i,t+k} - R_{f,t+k} = c + d_k' \hat{\beta}_i + \theta_{k,m} \hat{r}_i + \theta_{k,s} \hat{s}_i + \theta_{k,h} \hat{h}_i + e_{i,t+k}, \quad (15)$$

$$d_k' = (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14}),$$

$$k = 1, \dots, 12.$$

표에서 보듯이 거시요인들의 경우에는 12개 횡단면 분석 중 7개의 경우 위험요인 보상이 통계적으로 1% 수준에서 유의성을 보이고 있고, Fama-French 요인의 경우에는 12개 횡단면 분석 중 8개의 경우에 위험요인보상이 통계적으로 5% 또는 1% 수준에서 유의성을 보이고 있다. 이들 모든 요인들을 고려한 경우 결정계수의 값도 평균 약 7%, 최고 18%에 이르고 있다. 이러한 결과는 SMB나 HML이 Fama and MacBeth 타입 횡단면 분석에서 통계적으로 유의한 설명력을 보인다는 Fama and French(1992)의 결과를 확인시켜주는 동시에 거시요인도 횡단면 분석에서 통계적으로 유의한 설명력을 보인다는 새로운 사실을 보여주는 것이다.

〈표 13〉 거시요인과 Fama-French 3요인(상호직교) 횡단면 분석결과(1996.4~2000.3)

$$\begin{aligned}
 R_{i,t} - R_{f,t} &= \mu_i + \text{Macro Factor}_t \beta_i + r_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_i \text{SMB}_t + h_i \text{HML}_t + u_{i,t}, \\
 \beta'_i &= (\beta_{i,1}, \beta_{i,2}, \dots, \beta_{i,14}), \\
 R_{i,t+k} - R_{f,t+k} &= c + d_k' \hat{\beta}_i + \theta_{k,m} \hat{r}_i + \theta_{k,s} \hat{s}_i + \theta_{k,h} \hat{h}_i + e_{i,t+k}, \\
 d'_k &= (d_{k,1}, d_{k,2}, \dots, d_{k,14}), \\
 k &= 1, \dots, 12.
 \end{aligned}$$

k	$F(all=0)$	$F(d_1=\dots=d_{14}=0)$	$F(\theta_m=\theta_s=\theta_h=0)$	\bar{R}^2
1	5.61**	5.42**	6.24**	0.11
2	3.63**	1.16	6.22**	0.07
3	2.68**	1.30	5.05**	0.05
4	3.49**	2.50**	2.89*	0.07
5	8.66**	5.36**	8.94**	0.18
6	3.90**	4.53**	1.88	0.08
7	5.03**	5.08**	1.27	0.10
8	2.84**	1.42	5.99**	0.05
9	1.80*	1.41	2.08	0.02
10	4.44**	3.51**	3.47**	0.09
11	0.98	1.03	1.32	0.00
12	3.29**	3.09**	5.05**	0.06

주: 1) ()는 이분산일치 표준오차를 사용하여 구한 t 값을 나타낸다.

2) *는 5%, **는 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) R_t 는 증권거래소에 포함된 607개 개별종목의 수익률이다.

이상의 분석으로부터 우리는 Fama-French 가운데 시장요인은 한국의 주식수익률에 대한 시계열 분석에서는 거시요인에 비해 높은 설명력을 보이지만, 횡단면 분석에서는 거시요인에 비해 그 유의성이 매우 떨어진다는 것을 알 수 있다.

VI. 결 론

지금까지 우리는 우선, 시계열 분석을 통해 한국 주식시장에 대한 설명력에 있어서는 Fama-French 요인의 역할이 매우 크고 중요하지만, Fama-French 요인 그 중에서도 가장 중요한 역할을 하는 시장위험은 거시요인에 의해 상당부분 설명가능하다는 사실을 제시하였다. 다음으로, 횡단면 분석을 통해 Fama-French 요인 중 규모요인(SMB)과 가치요인(HML)이 시장요인보다 유의하며, 이들 요인 못지 않게 혹은 그 이상으로 거시요인이 통계적으로 유의하다는 사실을 제시하였다.

후속연구와 관련하여 본고의 여러 가지 문제점 중 한가지만 지적하면 다음과 같다. 본고는 횡단면 분석을 함에 있어서 기존 재무관리 문헌처럼 각종 스타일(예를 들면, 산업별, 규모별, 장부가격/시장가격 비율별)로 포트폴리오를 구성한 후 횡단면 분석을 하지 않고 개별종목을 대상으로 횡단면 분석을 실시하였다. 기존 재무관리 문헌들이 포트폴리오를 구성한 후 횡단면 분석을 하는 이유는 기본적으로 측정오차를 줄이기 위함이다. 많은 경우 개별종목을 대상으로 횡단면 분석을 하면 1단계 추정에서 발생한 측정오차로 인해 2단계 추정에서 유의한 결과를 얻기 어렵기 때문이다. 본고는 무려 14개에 달하는 거시요인 및 Fama-French의 3요인을 고려하고 있다. 이들 요인들을 횡단면에서 분석하려면 최소한 수십 개의 포트폴리오를 구성해야 한다. 그러나 한국채권연구원에서 제공한 포트폴리오가 시계열 분석에서 사용한 12개에 불과하여 부득이 개별종목을 대상으로 분석을 하였다. 그럼에도 불구하고 거시요인이나 규모요인, 가치요인 등이 횡단면 분석에서 통계적으로 유의하게 나온 것은 사실 놀라운 결과이다. 그렇다 하더라도 다양한 기준으로 많은 수의 포트폴리오를 구성하여 횡단면 분석을 하고 본고의 결과를 확인하는 것은 의미 있는 작업이 될 것이며 이는 후속연구로 남긴다.

■ 참고문헌

1. 김종권, “주식수익률에 대한 거시경제변수의 영향분석,”『재무관리연구』, 제16권 제1호, 1999, pp.155~170.
2. 박준용·이우현·남창우, “거시요인모형 Thales 매뉴얼,” 한국채권연구원, 2001.
3. 장병기·최종일, “주가·거시경제변수의 장기균형 관계: Cointegration을 중심으로,”『재무 관리연구』, 제18권 제12호, 2000, pp.125~144.
4. 조남·이승준, “주식수익률 조건부변동성의 외생적 결정요인: 이자율 및 환율변동 등의 영향을 중심으로,”『재무연구』, 제13권 제1호, 2000, pp.161~186.
5. 지호준·김영일, “환율과 주가의 관계: 국제적 실증비교,”『재무관리연구』, 제16권 제1호, 1999, pp.261~281.
6. Banz, Rolf W., “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks: Further Evidence,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, 1981, pp.3~18.
7. Basu, Sanjoy, “The Relationship Between Earnings Yield, Market Value, and Return for NYSE Common Stocks: Further Evidence,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 12, 1983, pp.129~156.
8. Bhandari, Laxmi Chand, “Debt/Equity Ratio and Expected Common Stock Returns: Empirical Evidence,” *Journal of Finance*, Vol. 43, 1988, pp.507~528.
9. Campbell, John Y., Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay, *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press, 1997.
10. Chan, Louis K. C., Yasushi Hamao and Josef Lakonishok, “Fundamentals and Stock Returns in Japan,” *Journal of Finance*, Vol. 46, 1991, pp.1739~1789.
11. Chen, Nai-Fu, Richard Roll, and Stephen A. Ross, “Economic Forces and the Stock Market,” *Journal of Business*, Vol. 59, No. 3, 1986, pp.383~403.
12. Fama, Eugene F. and James D. MacBeth, “Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests,” *Journal of Political Economy*, Vol. 38, 1973, pp.607~636.
13. Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, 1992, pp.427~465.
14. ———, “Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, 1993, pp.3~56.
15. ———, “Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 1, 1995, pp.131~155.
16. ———, “Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies,” *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 1, 1996, pp.55~84.
17. Heaton, John and Deborah Lucas, “Portfolio Choice and Asset Prices: The Importance of Entrepreneurial Risk,” *Journal of Finance*, Vol. 55, 2000, pp.1163~1198.
18. Jagannathan, Ravi and Zhenyu Wang, “The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns,” *Journal of Finance*, Vol. 51, 1996, pp.3~53.
19. Lakonishok, Josef and Alan C. Shapiro, “Systematic Risk, Total Risk, and Size as

- Determinants of Stock Market Returns," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, 1986, pp. 115~132.
20. Lakonishok Josef, Shleifer Andrei and Robert W. Vishny, "Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk," *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, pp. 1541~1578.
 21. Lettau Martin and Sydney Ludvigson, "Consumption, Aggregate Wealth, and Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 56, 2001a, pp. 815~849.
 22. ———, "Resurrecting the (C) CAPM: A Cross-Sectional Test When Risk Premia Are Time-Varying," *Journal of Political Economy*, Vol. 109, 2001b, pp. 1238~1287.
 23. Liew Jimmy and Maria Vassalou, "Can Book-to-Market, Size and Momentum be Risk Factors that Predict Economic Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, 2000, pp. 221~245.
 24. Lintner, John, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, 1965, pp. 13~37.
 25. Reinganum, M., "A New Empirical Perspective on the CAPM," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 16, 1981, pp. 439~462.
 26. Rosenberg, B., Reid, K. and R. Lanstein, "Pervasive Evidence of Market Inefficiency," *Journal of Portfolio Management*, Vol. 11, 1985, pp. 9~17.
 27. Ross, Stephen A., "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, 1976, pp. 341~360.
 28. Sharpe, William F., "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol. 19, 1964, pp. 425~442.
 29. White, Halbert L., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 817~838.

Are Macroeconomic Factors Significant in Korean Stock Market?

Joon Y. Park* · Wooheon Rhee** · Changwoo Nam***

Abstract

We extract fourteen macroeconomic factors from forty macroeconomic time series, and compare the effects of macroeconomic factors on Korean stock market with those of Fama and French's three factors. Through time series regressions, we find that the explanatory power of Fama and French's three factors dominates those of macroeconomic factors. However, we also find that most of the explanatory power of the market factor, which provides the strongest explanatory power in time series regressions, can be explained by the macroeconomic factors. Through cross-section regressions, we find that the size factor (SMB) and the value factor (HML) are statistically significant pricing factors, and that macroeconomic factors are no less significant pricing factors than SMB and HML.

Key Words: macroeconomic factors, Korean stock market, principal components, time series analysis, cross-section regression

* Professor, School of Economics, Seoul National University

** Professor, School of Economics and International Trade, Kyunghee University

*** Research Fellow, Korea Fixed Income Research Institute