韓國開發硏究
제32권 제1호(통권 제106호)

우리나라 주식형 펀드의 투자성과 평가

신 인 석
(중앙대학교 경영학부 부교수)
조 성 빈
(한국개발연구원 부연구위원)

Performance Evaluation of Equity Funds in Korea

Inseok Shin
(Assistant Professor, College of Business Administration, Chung-Ang University)
Sungbin Cho
(Research Fellow, Korea Development Institute)

* 신인석: (e-mail) ishin@cau.ac.kr, (address) Chung-Ang University, 211 Heukseok-dong Dongjak-gu, Seoul, Korea
조성빈: (e-mail) scho@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 136-701, Korea

• Key Word: 펀드성과(Fund Performance), 효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis), 마켓타이밍(Market Timing)
• JEL code: G23, G29
• Received: 2009. 8. 17 • Referee Process Started: 2009. 8. 20
• Referee Reports Completed: 2009. 12. 30

ABSTRACT

We examine performance of actively managed equity funds in Korea for the period from 2002 to 2008 and investigate if fund managers have market timing abilities. We obtain the following findings: (1) average performance of funds evaluated at net return basis(net of expenses) is statistically indistinguishable from zero; (2) average performance of funds evaluated at gross return basis(before netting expenses) exceeds benchmark market returns significantly. More importantly, when funds are grouped by their size of expenses, higher performance is matched with larger expense; (3) the regression results for decomposing positive excessive returns of large-expense funds between market timing and stock selection ability are mixed. The first two findings of the paper are consistent with the Efficient Market Hypothesis a lá Grossman and Stiglitz(1980). Concluding remarks, however, need to be reserved since sources of excessive performance of funds with large expenses are yet to be clarified.

본고에서는 2002년 1월에서 2008년 12월까지 존재한 국내 주식형 펀드를 대상으로 하여 투자성과를 평가하고 마켓타이밍 능력의 존재 여부를 검토하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 투자비용을 공제한 순수익률 기준 펀드의 초과성과는 0과 다르지 않았다. 둘째, 투자비용이 공제되기 이전 총수익률 기준 펀드의 초과성과는 통계적으로 유의하게 0을 상회하였다. 특히, 보수수준과 초과성과 간에는 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 셋째, 보수수준이 높은 그룹에서 발견된 양의 초과성과를 마켓타이밍 능력과 주식선별능력으로 구분하는 추정을 실시하였으나, 추정 결과는 일의적인 해석이 곤란하였다. 분석 결과는 일단 Grossman and Stiglitz(1980)가 상정한 정보비용이 존재하는 효율적 시장가설과 일치한다. 그러나 보수가 높은 펀드의 초과성과 창출요인이 밝혀지지 않았으므로 이 해석의 타당성에 대한 결론적 언명은 추가 연구를 필요로 한다.

Ⅰ. 서 론

최근 국내 펀드산업은 주식형 펀드를 중심으로 급속한 성장을 경험하였다. 펀드의 양적 성장은 펀드산업의 경제적 기능에 대한 근본적인 질문을 제기하게 한다. "펀드의 투자성과가 벤치마크수익률을 초과하는가?" 이 질문에는 두 가지 이론적 배경이 있다. 먼저 효율적 시장가설(Efficient Market Hypothesis)이다. Grossman(1976)과 Grossman and Stiglitz (1980)에 의하면, 정보생산비용이 존재하는 효율적 시장에서 정보우위를 얻기 위해 비용을 지불한 투자자는 그 비용만큼의 투자이익을 얻게 된다. 다음으로는 대리인 문제(agency problem)이다. 펀드산업은 투자자와 펀드매니저 사이에 존재하는 전형적인 '주인-대리인' 관계를 기반으로 한다. 만일 펀드산업에서 대리인 문제가 심각하다면 투자자에게 귀착되는 펀드의 투자성과는 그만큼 하락할 것이다. 펀드산업에서 효율적 시장가설이 성립한다면 펀드투자자에게 귀착되는 펀드투자의 순수익률(총수익률에서 비용을 제외한 투자수익률)은 벤치마크수익률과 같아야 한다. 또 비용을 공제하기 이전인 총수익률은 비용에 비례하여 벤치마크수익률을 상회하여야 한다. 반면, 대리인 문제가 심각하다면 펀드투자의 순수익률은 벤치마크수익률에도 미치지 못할 수 있다.

효율적 시장가설과 금융산업에서 대리인 문제의 중요성에 대한 시사점을 얻을 수 있다는 연구의의로 인하여, 펀드의 역사가 장기인 미국에서 펀드 투자성과에 대한 연구는 꾸준히 진행되어 왔다. 최초 연구자인 Jensen(1968)은 1945년에서 1964년까지의 자료를 사용하여 펀드투자의 순수익률이 벤치마크수익률에 미치지 못한다는 것을 발견하였다. 반면, 1970년대 자료를 사용한 Henriksson(1984), Chang and Lewellen(1984)은 벤치마크 대비 펀드의 초과성과가 0과 다르지 않다고 보고하였다. 또 Ippolito(1989)는 1965년에서 1984년까지의 자료를 사용하여 펀드투자의 순수익률이 벤치마크를 다소 상회한다는 분석 결과를 내놓았다. 이때까지의 연구는 모두 표본기간 동안 지속된 펀드만을 대상으로 하였으며, 따라서 생존편의(survivorship bias)에 노출된 것들이었다. 또한 벤치마크수익률 설정(평가모형 설정)에 있어 오류가 있다는 문제제기도 있었다(Elton et al.[1993]; Ferson and Schadt[1996]; Carhart[1997]). 이후 좀 더 포괄적인 펀드성과 자료가 입수 가능해지고 평가모형이 정교해지면서, 1990년대 중반 이후의 연구들은 공통되게 펀드 투자의 순수익률이 벤치마크수익률 수준 또는 그에 미치지 못한다는 결과를 보고하였다(Malkiel[1995]; Gruber[1996];

Carhart[1997]; Pastor and Stambaugh [2002]). 점차 펀드투자 순수익률의 벤치마크 대비 초과성과가 0이거나 음이라는 점에 대해 합의가 이루어지면서, 최근 미국 학계의 연구는 비용과 현금 등 기타 자산 보유를 감안한 펀드의 총수익률에 집중되는 모습이다. Chen, Jegadeesh, and Wermers(2000)와 Jiang, Yao, and Yu (2007)는 펀드매니저의 주식선별능력이 존재하고 주식보유 기준 펀드의 총수익률은 양의 초과성과를 보이지만, 비용과 주식 이외 보유자산의 저성과로 인해 최종 순수익률 기준 펀드성과는 벤치마크에 미치지 못한다고 보고하였다. 이는 Grossman and Stiglitz(1980)의 정보생산비용을 감안한 효율적 시장가설이 펀드산업의 행태를 설명할 수 있다는 것으로 해석되고 있다.[1)]

펀드산업의 역사가 일천한 우리나라에서 펀드의 투자성과에 대한 연구는 아직 초기단계이다. 박영규・장욱(2001)은 1998년 12월 이후 설정되고 2001년 3월 현재 존재하는 주식형 펀드를 대상으로 한 연구에서 펀드의 순투자성과가 벤치마크수익률을 상회하지 못한다고 보고하였다. 박영규(2005)도 1999년에서 2003년 말까지의 기간 중 2년 이상 지속된 주식형 펀드 표본을 대상으로 한 연구에서 펀드 순수익률에서 양의 초과성과가 없다고 보고하였다. 반면, 최종범・박영규・이종달・최영목(2005)은 2000년 7월에서 2003년 말까지의 기간 중 2년 이상 지속된 표본을 대상으로 한 연구에서 주식형 펀드들이 순수익률 기준 평균 연 3~4%의 초과성과를 달성하였다는 반대되는 결과를 보고하였다. 그러므로 우리나라의 경우 펀드 투자의 초과성과 존재 여부는 기존 연구에서 아직 해결하지 못한 연구주제이다. 또한 기존 연구는 자료와 방법론상에서 보완될 여지가 있다. 먼저 자료의 포괄성이다. 기존 연구는 표본기간이 대부분 3년 내외이고 생존편의(survivorship bias)에 노출되어 있다는 약점이 있다. 다음으로 펀드 초과성과 계산의 기초자료 문제이다. 기존 연구는 모두 펀드성과 평가에 있어 투자자에게 귀착되는 순수익률을 기준으로 하였다. 그러나 Grossman and Stiglitz(1980)의 효율적 시장가설을 평가하기 위해서는 비용이 포함된 총수익률 기준의 평가가 병행되어야 한다.

본 논문의 1차적인 목적은 기존 연구의 자료와 방법론상의 한계를 보완하면서 국내 주식형 펀드의 투자성과를 평가하는 데 있다. 분석기간은 초과성과 관련

1) 다른 한편으로는 펀드산업에서 대리인 문제가 중요한 역할을 한다는 연구 결과도 계속 발표되고 있다 (Lakonishok et al.[1991]; Chevalier and Ellison[1997, 1999]; Carhart et al.[2002]; Gaspar et al.[2006]). 그러므로 대리인 문제의 존재가 평균적인 펀드 투자성과에 어느 정도의 영향을 주는지의 문제는 여전히 논란이 되고 있는 독립된 연구주제라고 하겠다.

국내 연구 중 최장 기간인 2002년 1월에서 2008년 12월까지이며,[2] 분석기간 중 존재한 모든 펀드를 표본에 포함함으로써 생존편의 문제를 해소한다. 더불어 펀드의 투자성과로서 순수익과 총수익을 동시에 사용하여 보다 정교하게 효율적 시장가설에 대한 시사점을 검증한다.

이에 대한 주요 분석 결과는 다음과 같다. 순수익을 기준으로 펀드의 초과성과 존재 여부를 실증분석한 결과 펀드의 평균 투자성과는 일반적인 통계적 유의수준에서 0과 다르지 않았다. 이 결과는 CAPM에 기반을 둔 젠센(Jensen)의 알파, Fama and French(1993)에 의해 일반화된 3요인 모형, Ferson and Schadt(1996)가 우월성을 주장한 조건부 CAPM(Conditional CAPM) 등을 사용한 초과성과 추정에서 모두 일관되게 나타났다. 또한 펀드의 존속기간, 기타 펀드특성 등을 감안하여도 결과는 달라지지 않았다. 그러나 총수익을 기준으로 측정한 펀드 투자성과에서는 펀드보수에 비례하여 양의 초과성과가 발견되었다. 특히, 전체 펀드를 보수수준에 따라 4그룹으로 구분할 때, 상위 두 그룹 펀드의 평균 투자성과는 통계적으로 유의하게 기준수익률을 초과하였다. 이상의 분석 결과는 Grossman(1976), Grossman and Stiglitz(1980)가 이론화한 효율적 시장가설에서 정보생산자의 기능과 일치하는 것으로 해석된다. 즉, 펀드산업은 경제적 가치가 있는 정보를 생산하며 양의 초과성과를 거둔다. 그러나 양의 초과성과에 해당하는 만큼을 보수로 징구함으로써 투자자는 양의 초과성과를 누리지 못한다.

본 논문의 두 번째 목적은 이 해석의 타당성을 추가 조사하기 위하여 과연 펀드매니저가 정보우위를 지니고 있는지를 분석하는 데 있다. 먼저 Treynor and Mazuy (1966), Henriksson and Merton(1981) 등의 방법을 따라 펀드의 양의 초과성과를 펀드매니저의 마켓타이밍(market timing) 능력에 따른 부분과 주식선별능력(security selection)에 따른 부분으로 구분하는 추정을 실시한다. 추정 결과, 펀드매니저의 마켓타이밍 능력에 대한 뚜렷한 증거는 발견되지 않았다. 또한 일부 모형의 계수 추정치가 이론적 예상과 어긋났다. 수익률에 기반을 둔 모형을 사용한 마켓타이밍 추정이 해석이 곤란한 결과를 보이는 것은 미국의 관련 연구에서도 나타났던 이례현상이다(Chang and Lewellen[1984]; Ferson and Schadt[1996]; Ferson and Warther [1996]; Edelen[1999]). 이를 설명하는 것은

2) 최근 유시용・황승규(2009)의 연구는 2001년 1월에서 2008년 5월까지의 자료를 사용하고 있어, 본 연구에 비하여 보다 긴 표본기간에 근거하고 있다. 그러나 이들이 사용한 표본은 주식편입비중 80% 이상의 공모펀드와 사모펀드를 대상으로 하고 있어 표본구성에 있어서 본 논문과 차이가 있고, 논문의 초점이 초과성과 추정이 아니라 투자주체별 펀드선별능력이어서 본 논문과의 평행 비교가 어렵다.

추후 연구과제로 남는다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석 자료와 방법론을 소개한다. 제Ⅲ장에서는 펀드투자의 성과를 분석한다. 즉, 순수익률과 총수익률을 기준으로 각각 벤치마크 대비 초과성과가 존재하는지를 검증한다. 제Ⅳ장에서는 Ⅲ장의 결과를 바탕으로 펀드매니저의 운용능력을 분석한다. 즉, 마켓타이밍 능력의 존재 여부, 주식선별능력의 존재 여부를 추정한다. 제Ⅳ장에서는 분석 결과를 요약하고 시사점을 논의한다.

Ⅱ. 자료 및 방법론

1. 자 료

가. 펀드 자료

펀드 자료는 제로인 자료를 기본자료로 하여 자산운용협회 공시자료를 통해 보완하였다. 분석 대상 펀드는 자산운용협회 분류 기준 투자신탁 중 위탁판매되는 개방형 일반 공모펀드 중에서 주식형 펀드로 한정한다.[3] 주식형 펀드 외에 주식혼합형, 채권혼합형 및 채권형 등 다른 유형의 펀드들도 주식을 일정 비율 편입하지만 주식편입비중이 주식형 펀드와 다르고 이로 인해 성과 측정의 차이가 유발될 수 있으므로 분석에서 제외하였다. 또한 주식형 펀드 중 모신탁 및 자신탁은 제외하였으며, 세제 혜택으로 인해 투자기간 등에 제한이 존재하는 펀드의 경우 제도의 변경 등에 따라 설정액이 급격하게 변동하는 효과가 있고 그 결과 수익률의 변화가 유발될 수 있으므로 분석에서 제외하였다.[4] 또한 수동적 투자를 하는 인덱스 펀드(index fund)를 제외하여 능동적 투자(active investment)를 추구하는 펀드만을 분석 대상으로 하였다.

자료는 월별 자료이며, 분석 대상 기간은 2002년 1월부터 2008년 12월까지이다. 생존기간과 관계없이 동 기간에 존재한 모든 펀드가 분석 대상이다. <Table 1>은 연도별 평균 펀드 수, 평균 잔액, 평균 펀드연령을 정리한 것이다. 연도별 펀드 수는 2004년까지 정체되어 있었으나 2005・2006년간 급증하여 두 해에 펀드신설이

3) 주식형 펀드는 약관 또는 정관상 자산총액의 100분의 60 이상(또는 연평균 60% 이상)을 주식으로 운용하는 상품이며, 사모펀드를 제외한 이유는 보수 체계 및 수준이 상이하여 운용방식이 공모펀드와 다를 수 있기 때문이다.

4) 우리나라의 경우 과거 증권시장의 안정 및 성장과 장기투자 유도, 무주택자 등에 대한 지원 등을 위해 여러 가지 세제혜택을 한시적으로 부여하였다. 이 같은 세제혜택을 부여한 상품들로는 세금우대형, 장기보유세금우대형, 장기증권투자신탁, 장기주택마련, 장기주식형, 퇴직신탁, 개인연금 등이 존재하는데, 세제상의 유인과 펀드 유출입에 대해서는 박창균・임경묵(2004)을 참조하라.

〈Table 1〉 Summary Information on Fund[1)]

Year	Number of Funds	Average Outstanding Balance[2)]	Average Fund Age[3)]
2002	183	208.83	28.33
2003	180	147.19	38.14
2004	212	151.04	40.47
2005	288	606.11	35.60
2006	371	935.44	34.96
2007	458	1378.42	36.43
2008	530	1482.99	42.20

Notes: 1) As of the end of each year.
2) In 100 million KRWON.
3) In months.

많았음을 시사한다. 이를 반영하여 펀드의 평균 연령도 두 해 동안 하락하였다.

나. 펀드 수익률 자료

펀드의 월별 순수익률은 기준가격 산정방식과 동일하게 결산이익분배율을 고려한 시간가중 성과측정방식을 적용하여 다음과 같이 계산한다.

$$R_{i,t} = \Pi_{j=1}^{n_t} R_i^j \ where \ R_i^j = \frac{P_i^j \times (1 + D_i^j)}{P_i^{j-1}}$$

$R_{i,t}$: 펀드 i의 t월 수익률,
n_t: t월 일수,
R_i^j: 펀드 i의 j일 수익률,
P_i^j: j일 기준가,
D_i^j: j일 분배율

펀드투자를 위하여 투자자가 지불해야 하는 비용은 운용보수, 판매보수, 기타보수, 유가증권매매비용 등으로 구성된다. 이 중 유가증권매매비용에 대한 정확한 정보를 구하는 것은 시기와 펀드가 현재에도 존속되는지의 여부에 따라 어려운 경우가 많았다. 이에 본 논문에서 고려하는 펀드투자비용은 유가증권매매비용을 제외한 운용보수, 판매보수, 기타보수로 구성되는 총보수에 한정한다. 보수 자료의 정확한 구축을 위해 자산운용협회와 제로인 자료를 비교하였고, 또 각 펀드의 약관 또는 투자설명서 등을 통해 보수가 확인 가능한 자료만을 분석의 대상으로 하였다. 한편, 최근 신설된 펀드 중에는 판매보수 대신 또는 판매보수에 더하여 선취수수료를 징구하는 펀드가 없지 않다. 이들 펀드의 경우 평균 투자기간을 1년으로 가정하여 선취수수료를 연간 판매보수로 환산하였다. 참고로 미국의 경우

<Table 2> Trend in Fee Structure

(Unit: %)

Year[1)]	Management Fee	Sales Fee[2)]	Other Fees	Total Fees
2002	0.647	1.641	0.050	2.338
2003	0.641	1.726	0.050	2.417
2004	0.653	1.671	0.111	2.435
2005	0.658	1.619	0.050	2.327
2006	0.665	1.563	0.050	2.278
2007	0.679	1.454	0.050	2.183
2008	0.681	1.426	0.050	2.157

Notes: 1) As of the end of each year.
2) Front-end load and Back-end load included.

Sirri and Tufano(1998), Huang et al.(2007) 등에서 평균 투자기간을 7년으로 가정하고 선취수수료의 1/7을 연간 비용으로 반영한 바 있다. <Table 2>는 총보수의 추이와 구성을 정리한 것이다. 총보수의 수준은 표본기간 중에 2.3% 내외에서 안정적이었으며, 판매보수와 운용보수의 비중도 별다른 변화가 없었다.

제로인이 제공하는 펀드 기준가는 보수가 이미 제외된 가격이다. 그러므로 총수익률은 총보수율을 이용하여 기준가로부터 계산된 순수익률에서 환산하여야 한다. 순수익률에서 총수익률의 환산은 다음의 식에 의한다.

순수익률 = 총수익률 × (1 - 총보수율)

다. 기타 자료 및 기초통계량

무위험수익률은 1년 만기 국고채수익률을 월별 수익률 자료로 환산하여 사용하였다.[5)] 시장포트폴리오의 대용치로는 KOSPI를 기본추정에서 사용한다. 강건성(robustness) 검증에서는 각 펀드별로 사전에 설정한 벤치마크를 사용한다. 펀드별 벤치마크 정보는 제로인에서 제공받았다. 3요인 모형 추정에 필요한 기업별 주가자료 및 회계자료는 WiseFN에서 추출하였다.[6)] 기업규모요인을 반영하는 SMB와 장부가치와 시장가치의 상대적

5) 상장폐지 및 시장이전 기업들에 대하여 상장폐지 시점과 시장이전 시점을 고려하여 자료에 포함하였다.
6) 3년만기 국고채수익률 및 10년만기 국고채수익률을 사용하여 분석하였으나 정성적으로 결과가 변화하지 않는다. CD수익률의 경우 2007년 하반기 이후 전 세계적인 금융위기 등으로 인해 국고채수익률과 상관관계가 낮은 모습을 보이고, 위험이 국고채에 비해 큰 이유 등으로 인해 무위험수익률로 상정하지 않았다.

<Table 3> Summary Statistics of Factors

(Unit: %)

Variables	Mean	Standard Deviation	Min	Max
$R_{m,t}$(KOSPI)	0.8142	6.8443	-23.1344	12.7090
$R_{F,t}$(Risk-Free Rate)	0.3786	0.0476	0.2701	0.4605
SMB	1.4331	5.0867	-15.2178	14.7776
HML	0.2480	4.9528	-14.1843	13.1940
Term Spread	0.0549	0.0371	0.0016	0.1618
Credit Spread	0.2716	0.0527	0.1764	0.3494
Dividend Yield	0.1567	0.0312	0.1061	0.2336
Short-term Yield	0.3378	0.0455	0.2661	0.4273

크기를 반영하는 HML을 구하기 위하여 Fama and French(1993)와 같이 다음의 과정을 거쳤다. 먼저 우선주를 제외하고 거래소에 상장되어 있는 비금융기업을 대상으로 매년 6월 말 시가총액의 중위값을 기준으로 하여 대형주와 소형주를 구분하였다. 그리고 장부가치는 보통주의 전년도 말 장부가 총액으로, 시장가치도 보통주의 전년도 말 기준 시장가치로 평가하였고, 두 가치의 비율을 기준으로 상위 30%, 중위 40%, 하위 30%의 포트폴리오를 구성하였다. 이렇게 6개의 포트폴리오를 구성한 후 해당되는 포트폴리오들의 평균을 취하여 각각 SMB와 HML을 구하였다.

분석에 사용된 주요 변수들의 기초통계량은 <Table 3>에 정리하였다.

2. 방법론

가. 평균 펀드 투자성과 추정방법

본 논문의 분석초점은 일반투자자가 무작위로 펀드에 투자할 경우 기대할 수 있는 투자성과가 벤치마크수익률을 초과하는가에 있다. 이 질문에 답하기 위해서는 펀드산업의 평균 투자성과 추정이 필요하다. 주어진 자료가 패널자료이므로 평균 투자성과의 추정방법으로는, 즉 펀드산업의 평균 투자성과 추정방법으로는 전체 자료를 동질적으로 취급하여 풀링(pooling) 추정하는 방법, 개별 펀드별로 초과성과를 추정한 뒤 펀드별 추정치에서 평균 초과성과를 다시 추정하는 방법, 각 시점별로 펀드포트폴리오를 구축하고 펀드포트폴리오의 시계열 자료에서 초과

성과를 추정하는 방법 등 세 가지를 생각할 수 있다. 주가수익률에서 일반적으로 발견되는 높은 횡단면 상관관계(cross section correlation)를 감안할 때 일단 첫 번째 방법은 배제된다. 두 번째와 세 번째 방법은 균형 패널자료인 경우 추정치가 동일하고, 통계량도 유사하다(Ferson and Schadt[1996]). 그러나 본 논문에서처럼 펀드별 존속기간이 다르고(즉, 불균형 패널자료), 존속기간에 관계없이 각 시점에 존재한 모든 펀드를 추정에 포함시키려 할 경우 유일한 추정방법은 세 번째 방법이다.[7] 세 번째 방법의 실행을 위해서는 포트폴리오 구성에 있어 사용할 가중치가 선택되어야 한다. 본 논문에서는 기본추정에서는 동일가중치 포트폴리오를 기준으로 하여 분석을 실시하고, 펀드 자산을 가중치로 사용한 포트폴리오를 강건성(robustness) 검증에서 사용하도록 한다.

나. 초과성과 추정방법

펀드투자의 초과성과는 아래의 세 식에 따라 CAPM모형의 알파(α), 3요인 모형의 알파, Ferson and Schadt(1996)의 조건부 모형의 알파로 측정한다.

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta r_{m,t} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \eta_t \quad (2)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_0 r_{m,t} + B'(z_t r_{m,t}) + \xi_t \quad (3)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + B'(z_t r_{m,t}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \xi_t \quad (3\text{-}1)$$

N_t: t월 펀드 수,
$R_{i,t}$: t월 펀드 i의 수익률,
$r_{m,t}$: t월 시장포트폴리오 프리미엄(Market Premium) 또는 $(R_{m,t} - R_{F,t})$. 단, $R_{m,t}$는 시장포트폴리오 수익률, $R_{F,t}$ 무위험금리,
SMB_t: t월 SMB수익률,
HML_t: t월 HML수익률,
z_t: $Z_t - E(Z)$,
ϵ, η, ξ: 교란항

조건부 모형을 추정하기 위해서는 조건변수(conditional variable) Z_t의 지정이 필요하다. 미국 연구에서 사용된 조건

7) 전체 펀드를 몇 개의 그룹으로 나누어 분석한 Carhart(1997)의 초과성과 추정방법이 본 논문과 유사하다.

〈Table 4〉 Definition of Conditioning Variables

Variable Name	Definition
Term Spread	10-year Treasury bond yield less 1-year Treasury bill yield
Credit Spread	BBB-rated corporate bond yield less AAA-rated corporate bond yield
Dividend Yield	the dividend yield of the KOSPI index
Short-term Yield	Call rate

〈Table 5〉 Explanatory Power of Lagged Conditioning Variables for the Current Market Return

	Dependent Variable: Market Rate of Return				
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)
Constant	0.8142 (0.7512)	0.8142 (0.7467)	0.8142 (0.7266)	0.8142 (0.7253)	0.8142 (0.7170)
Term Spread(-1)	1.6971 (20.3847)				-4.7002 (28.0208)
Credit Spread(-1)		14.2919 (14.2632)			-41.1457 (28.9569)
Dividend Yield(-1)			55.7769** (23.4672)		31.0841 (29.2826)
Short-term Yield(-1)				-39.2529** (16.0428)	-70.2228** (30.7309)
R-squared	0.0001	0.012	0.065	0.068	0.1226

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

변수들은 미래 주가에 대한 예측력이 기존 연구에서 확인된 배당수익률, 단기이자율, 신용스프레드, 기간스프레드 등이다. 우리나라에서는 아직 미래 주가에 대해 예측력이 있는 변수들을 판별하는 연구가 충분히 축적되어 있지 않은 상황이므로, 본 논문에서는 Ferson and Schadt (1996)에서 사용된 조건변수들을 그대로 사용하기로 한다. 각 변수들의 정의는 <Table 4>에 정리하였다. 이들 변수들이 과연 미래 주가예측력이 있는지 추정해 보았는데, 그 결과를 <Table 5>에 정리하였다. 단기이자율이 미래 시장수익률과 음의 상관관계를 보이면서 통계적으로 유의한 수준에서 예측력을 지닌 것으로 나타났다. 배당수익률은 양의 부호를 지

니면서 미래 시장수익률을 예측하는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 단기 이자율에 비하여 약하였다. 기간스프레드는 유의성이 전혀 없었으며, 신용스프레드도 기간스프레드에 비해서는 p-값이 높았으나 유의한 수준의 예측력을 지닌 것은 아니었다.

식 (3), (3-1)은 각각 CAPM 모형인 식 (1), 3요인 모형인 식 (2)에 대한 조건부 모형이다. 그러나 엄격히 말해 식 (3-1)은 정확한 3요인 모형의 조건부 추정식은 아니다. 3요인 모형에서 SMB와 HML이 Fama and French(1993)가 주장하듯이 근본 위험요인을 대변한다고 하면, 3요인 모형의 조건부 추정에서는 시장프리미엄($r_{m,t}$)에 더하여 SMB와 HML에 대한 베타계수의 동태적인 변동이 감안되어야 한다. 반면, 식 (3-1)은 시장프리미엄 계수의 동태적 변동만이 허용되어 있다. 식 (3-1)은 형태 자체로만 놓고 보면 조건부 모형이 아니라 다요인 모형(multi-factor model)의 관점에서 해석되는 것이 적합하다. 즉, $r_{m,t}z_{m,t}$를 다요인 모형의 한 요인이라고 간주하면 식 (3-1)은 쉽게 해석된다.[8] 식 (3-1)의 현재의 형태로 표현되어 있는 것은 본 논문이 조건부 모형을 다요인 모형의 관점에서 해석하는 것을 선호하기 때문은 아니다. 단지 SMB와 HML 계수에도 동태적 변동을 허용하였을 경우의 추정 결과가 질적으로 다르지 않았으므로 지면을 절약하기 위하여 보다 간소한 형태의 (3-1)모형을 서술에 사용하기로 한다.[9]

다. 마켓타이밍 추정방법

펀드매니저의 마켓타이밍(market timing) 능력 존재 여부의 추정은 Treynor and Mazuy(1966)와 Henriksson and Merton (1981)의 모형에 의거한다. 두 모형은 초과성과 추정모형 (1), (2)에 각각 $r_{m,t}^2 = (R_{m,t} - R_{F,t})^2$과 $r_{m,t}^+ = (R_{m,t} - R_{F,t}) \times I\{(R_{m,t} - R_{F,t})>0\}$를 설명변수로 추가한다. $I\{(R_{m,t} - R_{F,t})>0\}$는 $(R_{m,t} - R_{F,t})$이 양수일 때 1을 취하는 지시함수(Indicator Function)이다. 마켓타이밍 능력의 존재는 추가된 설명변수 계수의 추정치가 양의 값을 갖는지의 여부로 평가한다. 이것은 펀드매니저의 마켓타이밍 능력을 미래 시장프리미엄에 대한 예측능력으로 평가한다는 것을 의미한다. 만일 펀드매니저가 미래 시장프리미엄에 대한 예측능력을 가지고 있다면, 펀드매니저는 양의 시장프리미엄이 예상될 때 베타를 높이는 펀드운용을 시도할 것으로 예측할 수 있다. 즉, $r_{m,t}^2 = (R_{m,t} - R_{F,t})^2$과 $r_{m,t}^+ = (R_{m,t} - R_{F,t}) \times I\{(R_{m,t} - R_{F,t})>0\}$항의 계수 추정치가 유의한 양의 값

8) 조건부 모형의 이 같은 다의적 해석은 Ferson and Schadt(1996), Ferson(2003)을 참조.
9) SMB, HML계수에 동태적 변동을 허용한 모형의 추정 결과는 부록으로 첨부하였다.

을 취할 것으로 기대할 수 있다.

마켓타이밍의 추정 역시 비조건부 모형의 추정뿐 아니라 조건부 모형에 의해서도 실시한다. Treynor and Mazuy(1966) 방식의 경우 조건부 모형 추정식은 앞의 식 (3), (3-1)에 $r_{m,t}^2 = (R_{m,t} - R_{F,t})^2$을 설명변수로 추가하는 것으로 얻어진다.

Henriksson and Merton(1981) 방식의 경우 조건부 모형인 (3)과 (3-1)의 추정식이 다소 복잡해지는데, Ferson and Schadt (1996)을 원용하여 추정식을 설정한다. 즉, Henriksson and Merton(1981) 방식에 의한 마켓타이밍 능력의 존재 여부 추정을 조건부 추정식인 (3)과 (3-1)에 추가할 때 추정식은 다음의 두 식이 된다. 마켓타이밍 능력의 존재는 추정식에서 계수 γ의 추정치가 양의 값을 갖는지의 여부로 평가한다.

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta r_{m,t} + B'(z_t r_{m,t}) + \gamma r_{m,t}^{*} + C'(z_t r_{m,t}^{*}) + \nu_t \qquad (4)$$

$$\left(\frac{1}{N_t}\sum_{i=1}^{N_t} R_{i,t}\right) = \alpha + \beta_1 r_{m,t} + B'(z_t r_{m,t}) + \gamma r_{m,t}^{*} + C'(z_t r_{m,t}^{*}) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \upsilon_t \qquad (4\text{-}1)$$

$$r_{m,t}^{*} = r_{m,t} I\{(r_{m,t} - E(r_{m,t}|Z_t)) > 0\}$$

여기서 $I(\bullet)$는 지시함수,

Ⅲ. 분석 결과

1. 펀드투자의 성과

가. 순수익률(Net Return) 기준

<Table 6>은 펀드포트폴리오의 순수익률 기준 초과성과를 추정한 결과이다. 추정은 전체 표본뿐 아니라 6개월 이상, 12개월 이상, 36개월 이상 등 일정 기간 이상 생존한 펀드만을 대상으로 한 표본에 대해서도 실시하였다. 먼저 CAPM모형을 기준으로 추정한 결과를 살펴보면, 모든 존속기간별 추정에서 펀드포트폴리오의 초과성과는 0과 다르지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 3요인 모형을 이용한 추정에서도 달라지지 않았다. 사실 3요인 모형의 추정에서 SMB와 HML 등 두 요인에 대한 계수 추정치는 부호는 예상과 일치하지만, 모두 유의성이 없을 뿐 아니라 추정치의 크기도 0에 근사하였다. 한편, <Table 6>에서 존속기간별 알파의 추정치가 대동소이하게 나타난 것은 생존편의가 크지 않음을 시사한다. 이 결과는 미국의 연구(Malkiel[1995])와 다른 것으로서 특기할 만하다. 그 이유를 밝히는 것은 본 논문의 범위를 넘어서는 것이지만, 국내 펀드의 경우 미국에 비해 모두 연령이

<Table 6> Net Return Performance of Fund Portfolio

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(5) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.2548 (0.2359)	0.2820 (0.2485)	0.2459 (0.2361)	0.2742 (0.2488)	0.2299 (0.2363)	0.2586 (0.2491)	0.2491 (0.2388)	0.2867 (0.2517)	0.2469 (0.2410)	0.2866 (0.2540)
r_m	0.9030*** (0.0345)	0.9042*** (0.0351)	0.9042*** (0.0346)	0.9055*** (0.0351)	0.9053*** (0.0346)	0.9066*** (0.0351)	0.9121*** (0.0350)	0.9139*** (0.0355)	0.9182*** (0.0353)	0.9201*** (0.0358)
SMB		0.0178 (0.0492)		0.0150 (0.0493)		0.0147 (0.0493)		0.0039 (0.0499)		0.0021 (0.0503)
HML		-0.0224 (0.0482)		-0.0227 (0.0482)		-0.0229 (0.0483)		-0.0274 (0.0488)		-0.0287 (0.0492)
R-squared	0.893	0.893	0.893	0.894	0.893	0.894	0.892	0.893	0.892	0.893

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

낮은 편이라서 아직 생존편의가 부각되지 않았기 때문일 수도 있어 보인다.

조건부 모형의 추정 결과는 <Table 7>에 정리하였다. 배당률, 단기채권수익률 등의 부호는 각각 양과 음으로서 예상과 일치하게 추정되었지만 유의성은 없었다. 추가된 설명변수의 유의성이 없음에 따라 초과성과 추정치에도 별다른 변화가 없음을 확인할 수 있다. 이것은 미국의 연구 결과와는 차이가 있다. 미국의 연구들에서는 조건부 변수의 계수 부호가 예상과 반대인 가운데 유의하게 추정되었고, 이로 인해 알파 추정치가 비조건부 모형에 비하여 오히려 상승하는 현상이 나타난 바 있다(Ferson and Schadt[1996]; Ferson and Warther[1996]).

나. 총수익률(Gross Return) 기준

1) 전체 표본

<Table 8>은 총수익률 기준으로 펀드의 초과성과를 추정한 결과이다. 순수익률 기준 추정 결과와는 달리 양의 초과성과(10% 유의수준에서 유의)가 추정되었다. 초과성과의 크기는 월 0.42%로서 연율로 환산하면 5.2%에 달한다. 이 결과는 존속기간에 따라 펀드 표본을 달리할 때에도 달라지지 않았다. 조건부 모형을 사용한 추정 결과는 <Table 9>에 정리하였는데, 기본모형과 질적으로 동일한 결과가 얻어졌다. 굳이 차이를 찾는다면 12개월 이상 존속기간 표본에서 초과성과의 유의성이 낮아졌다는 점이다.

〈Table 7〉 Net Return Performance of Fund Portfolio: Conditional Models

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.2683 (0.2520)	0.2949 (0.2672)	0.2570 (0.2526)	0.2846 (0.2679)	0.2365 (0.2531)	0.2645 (0.2684)	0.2458 (0.2558)	0.2845 (0.2713)	0.2461 (0.2585)	0.2872 (0.2742)
r_m	0.8910*** (0.0375)	0.8929*** (0.0382)	0.8926*** (0.0376)	0.8945*** (0.0383)	0.8942*** (0.0377)	0.8961*** (0.0383)	0.9030*** (0.0381)	0.9054*** (0.0387)	0.9084*** (0.0385)	0.9109*** (0.0392)
SMB		0.0211 (0.0506)		0.0181 (0.0508)		0.0180 (0.0509)		0.0085 (0.0514)		0.0062 (0.0520)
HML		-0.0204 (0.0501)		-0.0205 (0.0502)		-0.0208 (0.0503)		-0.0262 (0.0509)		-0.0273 (0.0514)
$r_m\times$ Term Spread	1.4821 (1.6258)	1.5893 (1.6519)	1.4452 (1.6293)	1.5434 (1.6560)	1.4289 (1.6325)	1.5274 (1.6593)	1.4229 (1.6500)	1.5038 (1.6773)	1.4442 (1.6673)	1.5206 (1.6949)
$r_m\times$ Credit Spread	-2.5357 (1.7036)	-2.6104 (1.7286)	-2.4516 (1.7073)	-2.5167 (1.7330)	-2.4289 (1.7107)	-2.4938 (1.7364)	-2.5431 (1.7290)	-2.5802 (1.7553)	-2.4443 (1.7471)	-2.4747 (1.7737)
$r_m\times$ Dividend Yield	0.9877 (1.4694)	0.8130 (1.5140)	0.9933 (1.4726)	0.8266 (1.5178)	1.0089 (1.4755)	0.8411 (1.5208)	0.9469 (1.4913)	0.7762 (1.5373)	0.9755 (1.5070)	0.8050 (1.5534)
$r_m\times$ Short-term Yield	-0.4581 (1.1844)	-0.5655 (1.2102)	-0.4412 (1.1869)	-0.5386 (1.2132)	-0.4727 (1.1893)	-0.5703 (1.2156)	-0.6813 (1.2020)	-0.7569 (1.2288)	-0.5844 (1.2146)	-0.6546 (1.2417)
R-squared	0.897	0.897	0.897	0.897	0.896	0.897	0.896	0.896	0.895	0.896

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈Table 8〉 Gross Return Performance of Fund Portfolio

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.4473* (0.2365)	0.4742* (0.2491)	0.4388* (0.2366)	0.4669* (0.2494)	0.4239* (0.2369)	0.4524* (0.2496)	0.4497* (0.2394)	0.4872* (0.2523)	0.4519* (0.2416)	0.4916* (0.2546)
r_m	0.9051*** (0.0346)	0.9062*** (0.0351)	0.9063*** (0.0346)	0.9075*** (0.0352)	0.9073*** (0.0347)	0.9086*** (0.0352)	0.9140*** (0.0350)	0.9158*** (0.0356)	0.9201*** (0.0354)	0.9220*** (0.0359)
SMB		0.0180 (0.0494)		0.0152 (0.0494)		0.0149 (0.0495)		0.0038 (0.0500)		0.0019 (0.0504)
HML		-0.0222 (0.0483)		-0.0226 (0.0483)		-0.0228 (0.0484)		-0.0273 (0.0489)		-0.0286 (0.0494)
R-squared	0.893	0.893	0.893	0.894	0.893	0.894	0.892	0.893	0.892	0.892

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

<Table 9> Gross Return Performance of Fund Portfolio: Conditional Models

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.4608* (0.2526)	0.4871* (0.2679)	0.4499* (0.2532)	0.4772* (0.2685)	0.4305* (0.2537)	0.4582* (0.2690)	0.4461* (0.2564)	0.4847* (0.2720)	0.4509* (0.2591)	0.4918* (0.2749)
r_m	0.8929*** (0.0376)	0.8949*** (0.0383)	0.8945*** (0.0377)	0.8964*** (0.0383)	0.8961*** (0.0377)	0.8981*** (0.0384)	0.9048*** (0.0381)	0.9072*** (0.0388)	0.9102*** (0.0385)	0.9127*** (0.0392)
SMB		0.0213 (0.0508)		0.0183 (0.0509)		0.0181 (0.0510)		0.0084 (0.0516)		0.0060 (0.0521)
HML		-0.0202 (0.0502)		-0.0204 (0.0503)		-0.0206 (0.0504)		-0.0260 (0.0510)		-0.0271 (0.0515)
r_m× Term Spread	1.4942 (1.6297)	1.6016 (1.6559)	1.4574 (1.6332)	1.5559 (1.6600)	1.4412 (1.6362)	1.5399 (1.6631)	1.4418 (1.6539)	1.5221 (1.6813)	1.4648 (1.6714)	1.5402 (1.6991)
r_m× Credit Spread	-2.5396 (1.7077)	-2.6148 (1.7328)	-2.4557 (1.7114)	-2.5214 (1.7371)	-2.4343 (1.7146)	-2.4998 (1.7404)	-2.5561 (1.7331)	-2.5929 (1.7595)	-2.4592 (1.7514)	-2.4889 (1.7781)
r_m× Dividend Yield	0.9977 (1.4730)	0.8235 (1.5177)	1.0033 (1.4761)	0.8369 (1.5214)	1.0182 (1.4789)	0.8507 (1.5243)	0.9640 (1.4948)	0.7944 (1.5410)	0.9947 (1.5106)	0.8258 (1.5573)
r_m× Short-termYield	-0.4540 (1.1872)	-0.5617 (1.2131)	-0.4372 (1.1898)	-0.5350 (1.2161)	-0.4697 (1.1920)	-0.5677 (1.2184)	-0.6793 (1.2049)	-0.7543 (1.2317)	-0.5815 (1.2176)	-0.6507 (1.2448)
R-squared	0.897	0.897	0.897	0.897	0.896	0.897	0.896	0.896	0.895	0.896

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

2) 보수수준별 추정

순수익률 기준 추정에서 발견되지 않았던 양의 초과성과가 총수익률 기준 추정에서 나타난 현상을 Grossman and Stiglitz(1980)의 관점에서 보면, 펀드산업이 정보를 생산하고 이 정보에 기초하여 양의 초과성과를 거둔 뒤, 그만큼을 보수로 징구한다는 해석이 가능하다. 이 해석에 의한다면 총수익률 기준 초과성과는 보수수준에 비례하여야 한다. 이를 조사하기 위하여 전체 펀드를 보수수준에 따라 4그룹으로 나누고 각 그룹별로 초과성과를 재추정하였다. <Table 10>은 기본모형을 재추정한 결과이고, <Table 11>은 조건부 모형을 재추정한 결과이다. <Table 10>은 총수익률 기준 초과성과 추정치의 유의성이 보수가 높은 펀드그룹에 집중된 현상이라는 점을 보여준다. <Table 11>은 대체로 <Table 10>의 결과와 비슷하다. 단, CAPM모형의 조건부

〈Table 10〉 Gross Return Performance of Fund Portfolio: by Total Fee Level

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.3507 (0.2314)	0.3308 (0.2408)	0.3904 (0.2502)	0.3525 (0.2605)	0.4541* (0.2347)	0.4744* (0.2470)	0.4817* (0.2490)	0.5322** (0.2623)
r_m	0.8637*** (0.0339)	0.8622*** (0.0340)	0.8988*** (0.0366)	0.8963*** (0.0367)	0.8863*** (0.0344)	0.8871*** (0.0348)	0.9275*** (0.0365)	0.9300*** (0.0370)
SMB		0.0739 (0.0477)		0.0794 (0.0516)		0.0277 (0.0489)		-0.0101 (0.0520)
HML		0.0016 (0.0467)		0.0135 (0.0505)		-0.0192 (0.0479)		-0.0342 (0.0508)
R-squared	0.888	0.891	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈Table 11〉 Gross Return Performance of Fund Portfolio: by Total Fee Level
– Conditional Models

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.4087* (0.2419)	0.3736 (0.2537)	0.4248 (0.2687)	0.3859 (0.2810)	0.4705* (0.2503)	0.4905* (0.2650)	0.4809* (0.2665)	0.5343* (0.2826)
r_m	0.8443*** (0.0360)	0.8435*** (0.0362)	0.8852*** (0.0400)	0.8844*** (0.0401)	0.8738*** (0.0372)	0.8755*** (0.0378)	0.9182*** (0.0397)	0.9212*** (0.0404)
SMB		0.0692 (0.0481)		0.0849 (0.0533)		0.0318 (0.0502)		-0.0051 (0.0536)
HML		0.0116 (0.0476)		0.0116 (0.0527)		-0.0179 (0.0497)		-0.0334 (0.0530)
r_m× Term Spread	0.9828 (1.5601)	1.1690 (1.5680)	1.6252 (1.7334)	1.8592 (1.7370)	1.5615 (1.6144)	1.6958 (1.6380)	1.5177 (1.7194)	1.5725 (1.7470)
r_m× Credit Spread	-2.3852 (1.6348)	-2.5991 (1.6409)	-2.1828 (1.8164)	-2.4462 (1.8178)	-2.6386 (1.6917)	-2.7460 (1.7142)	-2.7201 (1.8017)	-2.7172 (1.8282)
r_m× Dividend Yield	1.1151 (1.4101)	0.9808 (1.4372)	0.7963 (1.5667)	0.6168 (1.5920)	0.9860 (1.4591)	0.7947 (1.5013)	0.9166 (1.5540)	0.7446 (1.6012)
r_m× Short-term Yield	0.1894 (1.1365)	-0.0206 (1.1487)	-0.1589 (1.2628)	-0.4212 (1.2725)	-0.4757 (1.1761)	-0.6141 (1.2000)	-0.7562 (1.2526)	-0.7997 (1.2798)
R-squared	0.897	0.899	0.883	0.887	0.895	0.896	0.891	0.892

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

추정에서 알파값이 오히려 상승한 점은 이례현상이다. 이론적으로 보아 조건부 추정에서 알파값은 비조건부 추정에 비해 하락하여야 한다.

3) 보수수준과 펀드별 총수익률 기준 초과성과의 관계 추정

<Table 11>이 시사하는 보수수준과 초과성과의 관계를 확인하는 방법으로서 펀드별 초과성과와 보수수준의 관계를 추정하고자 한다. 추정방법은 다음과 같다. 먼저 9개월 이상 존속 펀드를 대상으로 펀드별 CAPM과 3요인 모형을 추정하여 초과성과 알파를 추정한 후 초과성과 알파와 각 시점별 잔차를 합산하여 월별 초과성과를 펀드별로 계산한다. 그리고 펀드별 보수와 펀드규모, 펀드나이, 자금유출입 등 통제변수를 독립변수로 하고 펀드별 초과성과를 종속변수로 하여 월별 자료에 대하여 횡단면 회귀분석을 수행한 후 이를 시계열로 평균하여 추정치를 구한다.[10] 이렇게 구한 경우 표준오차는 이분산성(heteroskedasticity) 및 자기상관(autocorrelation)에 의해 과소 또는 과대 추정될 수 있으므로 이를 조정한 Newey-West 표준오차를 구하여 추정치의 유의성 여부를 확인하였다.

추정 결과는 <Table 12>에 제시되어 있는데, 총보수, 판매보수, 운용보수 모두 펀드의 초과성과와 통계적으로 유의한 관계를 갖고 있는 것으로 추정되었음을 알 수 있다.

2. 펀드매니저의 마켓타이밍 능력

펀드산업의 정보생산능력은 마켓타이밍(market timing) 능력과 주식선별능력으로 구분될 수 있다. Treynor and Mazuy (1966)와 Henriksson and Merton(1981)의 방법에 따라 두 능력의 존재 여부를 추정하여 그 결과를 <Table 13>의 Panel A와 B에 보고하였다. 마켓타이밍 계수 추정치는 부호가 음이고 대체로 유의성이 없었다. 다만, 보수수준이 낮은 그룹에서 마켓타이밍 계수 추정치의 p-값이 11~12% 수준으로서 통계적 유의성의 경계선에 있었다. 또 이들 그룹의 경우 주식선별력을 나타내는 알파값은 유의한 양의 값으로 추정되었다. 마켓타이밍 계수와 주식선별계수가 반대방향의 값을 취한다는 것은 논리적으로 설명되기 어려운 이례현상이다. 마켓타이밍 능력이 없는 펀드매니저일수록 주식선별능력은 있다는 의미가 되기 때문이다. 이 같은 이례현상은 미국의 연구 결과와 동일한 것이고(Chang and Lewellen[1984]) 또한 두 추정방법의 문제점으로 지적된 것인데

10) Chen et al.(2004), Ferris and Yan(2009), 그리고 Nanda et al.(2004) 등이 본문과 동일한 방법론을 적용하여 초과수익률을 추정하였다.

〈Table 12〉 Relationship between Gross Returns and Fee Level

	Dependent Variable: Gross Fund Return					
	CAPM Adjusted			3 Factor Adjusted		
Constant	0.1409 (0.3720)	0.1325 (0.3742)	0.1313 (0.3743)	0.0443 (0.3439)	0.0287 (0.3446)	0.0263 (0.3448)
ln(fundsize)	0.0032 (0.0149)	0.0035 (0.0149)	0.0035 (0.0149)	0.0063 (0.0137)	0.0068 (0.0138)	0.0068 (0.0138)
Fundage	-0.0003 (0.0010)	-0.0003 (0.0010)	-0.0003 (0.0010)	0.0000 (0.0009)	0.0001 (0.0009)	0.0001 (0.0009)
Flow	0.2828* (0.1620)	0.2860* (0.1620)	0.2864* (0.1618)	0.2587* (0.1372)	0.2632* (0.1370)	0.2635* (0.1367)
Total Fee	1.2272** (0.5406)			1.4054*** (0.5389)		
Sales Fee (including load)		1.1745** (0.5458)			1.2642** (0.5485)	
Sales Fee (excluding load)			1.1809** (0.5496)			1.2902** (0.5500)
Mgmt Fee		1.3687** (0.6284)	1.3702** (0.6306)		1.8228*** (0.6129)	1.8283*** (0.6143)
Load Dummy	0.0175 (0.0608)	0.0182 (0.0628)	0.0978 (0.0686)	0.0337 (0.0602)	0.0366 (0.0620)	0.1238* (0.0701)
No. of Obs	23957	23957	23957	23957	23957	23957
Average R-squared	0.101	0.105	0.105	0.104	0.108	0.108

Note: The t-statistics are adjusted for serial correlation using Newey-West (1987) lags of order two and are shown in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(Jagannathan and Korajczyk[1986]; Glosten and Jagannathan[1994]), 같은 현상이 우리나라에서도 발견된다는 점이 흥미롭다.

Ferson and Schadt(1996)는 이 이례현상이 조건부 모형을 사용하면 사라진다고 주장한 바 있다. 이에 조건부 모형을 사용한 추정을 실시하여 그 결과를 <Table 14>와 <Table 15>에 정리하였다. 마켓타이밍 계수 추정치의 p-값은 한층 하락하였지만 음의 값을 갖는 현상은 여전하다. 한편, 조건부 모형 모두에서 마켓타이밍 변수를 추가하고 추정하자 보수수준이 높은 그룹의 알파가 유의성이 없어졌다. 조건부 모형에서 초과성과의 유의성이 사라진 것은 조건부 변수의 추가에 기인하였을 수 있다. 즉, 펀드매니저가 조건부 변수에 연동하여 투자전략을 체계적으로 변경하고 이 투자전략에 의해 초과성과를

<Table 13> Estimation of Market Timing Ability

Panel A: Treynor-Mazuy Model

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.6131** (0.2783)	0.5496* (0.2847)	0.4528 (0.3057)	0.3751 (0.3119)	0.5112* (0.2867)	0.5022* (0.2957)	0.5106* (0.3044)	0.5450* (0.3141)
r_m	0.8463*** (0.0351)	0.8463*** (0.0355)	0.8946*** (0.0386)	0.8947*** (0.0389)	0.8825*** (0.0362)	0.8851*** (0.0369)	0.9256*** (0.0384)	0.9291*** (0.0392)
SMB		0.0639 (0.0479)		0.0784 (0.0525)		0.0264 (0.0498)		-0.0107 (0.0529)
HML		0.0120 (0.0470)		0.0146 (0.0514)		-0.0179 (0.0488)		-0.0336 (0.0518)
r_m^2	-0.0055 (0.0033)	-0.0048 (0.0034)	-0.0013 (0.0036)	-0.0005 (0.0037)	-0.0012 (0.0034)	-0.0006 (0.0035)	-0.0006 (0.0036)	-0.0003 (0.0037)
R-squared	0.892	0.894	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

Panel B: Henriksson-Merton Model

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.7674* (0.4001)	0.7023* (0.4021)	0.4503 (0.4368)	0.3771 (0.4387)	0.5126 (0.4097)	0.4894 (0.4159)	0.4779 (0.4348)	0.4900 (0.4416)
r_m	0.9314*** (0.0629)	0.9239*** (0.0634)	0.9085*** (0.0687)	0.9004*** (0.0692)	0.8958*** (0.0645)	0.8896*** (0.0656)	0.9269*** (0.0684)	0.9230*** (0.0697)
SMB		0.0706 (0.0477)		0.0792 (0.0520)		0.0275 (0.0493)		-0.0097 (0.0524)
HML		0.0108 (0.0473)		0.0141 (0.0516)		-0.0188 (0.0489)		-0.0353 (0.0519)
r_m^+	-0.1491 (0.1170)	-0.1373 (0.1191)	-0.0214 (0.1277)	-0.0091 (0.1299)	-0.0210 (0.1198)	-0.0055 (0.1232)	0.0014 (0.1271)	0.0156 (0.1308)
R-squared	0.890	0.893	0.880	0.884	0.890	0.891	0.888	0.888

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

거두었을 경우, 해당 조건부 변수를 추정식에 포함하면 비조건부 모형에서 나타났던 초과성과는 사라지게 된다. 이 가능성을 점검하기 위해 <Table 14, 15>에서 조건부 변수 계수의 추정치를 조사하면 신용스프레드항의 계수가 보수가 높은 펀드에서 유의하게 음의 값을 갖는 것으로 추정되었다. 이 점은 보수가 높은

〈Table 14〉 Estimation of Market Timing Ability-Conditional, Treynor-Mazuy Model

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.5557* (0.2960)	0.5031 (0.3025)	0.4384 (0.3305)	0.3814 (0.3365)	0.4863 (0.3078)	0.4895 (0.3173)	0.5051 (0.3278)	0.5444 (0.3384)
r_m	0.8398*** (0.0364)	0.8389*** (0.0368)	0.8848*** (0.0407)	0.8846*** (0.0409)	0.8733*** (0.0379)	0.8756*** (0.0386)	0.9174*** (0.0403)	0.9208*** (0.0411)
SMB		0.0669 (0.0483)		0.0849 (0.0537)		0.0318 (0.0506)		-0.0053 (0.0540)
HML		0.0160 (0.0480)		0.0115 (0.0534)		-0.0179 (0.0504)		-0.0331 (0.0537)
r_m^2	-0.0040 (0.0047)	-0.0037 (0.0047)	-0.0004 (0.0052)	0.0001 (0.0053)	-0.0004 (0.0049)	0.0000 (0.0050)	-0.0007 (0.0052)	-0.0003 (0.0053)
r_m× Term Spread	1.0382 (1.5639)	1.2041 (1.5725)	1.6303 (1.7460)	1.8580 (1.7493)	1.5675 (1.6261)	1.6956 (1.6496)	1.5268 (1.7318)	1.5752 (1.7592)
r_m× Credit Spread	-2.7678 (1.6963)	-2.9437* (1.7018)	-2.2181 (1.8938)	-2.4344 (1.8930)	-2.6799 (1.7637)	-2.7433 (1.7852)	-2.7831 (1.8783)	-2.7442 (1.9038)
r_m× Dividend Yield	0.9597 (1.4238)	0.8684 (1.4477)	0.7819 (1.5895)	0.6206 (1.6104)	0.9693 (1.4804)	0.7956 (1.5186)	0.8910 (1.5765)	0.7358 (1.6196)
r_m× Short-term Yield	-0.6340 (1.4848)	-0.7659 (1.4886)	-0.2348 (1.6576)	-0.3958 (1.6558)	-0.5645 (1.5438)	-0.6084 (1.5615)	-0.8918 (1.6441)	-0.8581 (1.6653)
R-squared	0.898	0.900	0.883	0.887	0.895	0.896	0.891	0.892

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

펀드의 운용에서 펀드매니저들이 보다 적극적으로 시장상황 변동을 반영하였고(이 경우 신용스프레드 상승에 의해 장세 약화가 예상될 경우 베타를 감소시키는 전략), 상대적으로 우수한 성과를 거두었다는 해석과 일치한다. 그러나 반면 'r_m^*× 배당수익률'의 계수 추정치가 유의하게 음의 값으로 추정되었다. 이는 배당수익률 상승으로 시장수익률의 상승이 예상될 때 펀드매니저들이 오히려 베타를 감소시켰다는 의미로서 직관과 어긋난다. 배당수익률의 계수 추정치가 이례적인 부호를 취하는 것은 미국의 연구 결과와 같다(Ferson and Warther[1996]; Edelen [1999]). 미국의 연구자들은 이 현상을 펀드의 투자자금 유출입이 펀드매니저의

〈Table 15〉 Estimation of Market Timing Ability-Conditional, Henriksson-Merton Model

	Total Fee ≤1.5		1.5< ≤2.0		2.0< ≤2.5		2.5<	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.4934 (0.3750)	0.4782 (0.3791)	0.2941 (0.4097)	0.2810 (0.4132)	0.3514 (0.3876)	0.3640 (0.3936)	0.3269 (0.4142)	0.3565 (0.4195)
r_m	0.8606*** (0.0769)	0.8656*** (0.0776)	0.8756*** (0.0840)	0.8811*** (0.0846)	0.8649*** (0.0794)	0.8643*** (0.0806)	0.9004*** (0.0849)	0.8952*** (0.0859)
SMB		0.0481 (0.0490)		0.0609 (0.0534)		0.0122 (0.0509)		-0.0268 (0.0542)
HML		0.0108 (0.0482)		0.0041 (0.0525)		-0.0233 (0.0500)		-0.0394 (0.0533)
r_m*	-0.0425 (0.1253)	-0.0505 (0.1278)	0.0356 (0.1369)	0.0292 (0.1392)	0.0317 (0.1295)	0.0397 (0.1326)	0.0465 (0.1384)	0.0639 (0.1414)
r_m× Term Spread	0.9801 (2.6534)	0.8748 (2.6806)	1.6392 (2.8987)	1.5441 (2.9216)	1.2826 (2.7421)	1.3595 (2.7829)	1.1262 (2.9302)	1.3175 (2.9661)
r_m× Credit Spread	-4.0108 (2.6544)	-4.0115 (2.6734)	-4.8556* (2.8998)	-4.8557 (2.9136)	-4.9774* (2.7431)	-4.9753* (2.7753)	-5.1363* (2.9314)	-5.1332* (2.9580)
r_m× Dividend Yield	2.8006 (2.1466)	2.5829 (2.1783)	3.6907 (2.3451)	3.3882 (2.3741)	3.1688 (2.2183)	3.0406 (2.2614)	2.9649 (2.3706)	2.9925 (2.4103)
r_m× Short-term Yield	-0.2351 (1.6626)	-0.4750 (1.6924)	-1.0849 (1.8163)	-1.3907 (1.8445)	-1.4288 (1.7182)	-1.4954 (1.7569)	-1.6988 (1.8361)	-1.5725 (1.8726)
r_m*×Term Spread	-1.0478 (3.2887)	-0.5895 (3.3485)	-1.3399 (3.5928)	-0.7982 (3.6495)	-0.5397 (3.3987)	-0.5278 (3.4762)	-0.3617 (3.6319)	-0.7506 (3.7051)
r_m*× Credit Spread	1.4932 (3.4334)	1.3697 (3.4609)	3.3815 (3.7509)	3.2139 (3.7719)	3.3191 (3.5482)	3.2573 (3.5928)	3.6278 (3.7917)	3.6575 (3.8294)
r_m*× Dividend Yield	-5.8709* (3.2125)	-5.3189 (3.2977)	-8.3069** (3.5095)	-7.6774** (3.5941)	-6.0850* (3.3199)	-6.1326* (3.4235)	-5.7814 (3.5477)	-6.3291* (3.6488)
r_m* ×Short-term Yield	-3.5844 (2.9445)	-3.0625 (3.0145)	-2.8089 (3.2167)	-2.1779 (3.2855)	-1.4153 (3.0429)	-1.3632 (3.1295)	-1.1802 (3.2517)	-1.5736 (3.3355)
R-squared	0.907	0.908	0.898	0.900	0.905	0.906	0.901	0.902

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

운용에 가하는 제약이 있기 때문에 나타나는 왜곡으로 해석하였다. 그 이유가 무엇이든지 조건부 모형의 추정 결과는 깨끗한 해석이 곤란해 보인다.

Ⅳ. 강건성 검증

1. 설정액 기준 가중평균 포트폴리오 사용

기본모형에서 펀드포트폴리오는 펀드 규모와 관계없이 동일한 가중치를 적용하여 구축한 것이다. 이것은 매월 투자자가 펀드규모와 관계없이 동일한 금액을 모든 펀드에 투자한다는 가정이다. 그러나 투자자는 각 펀드의 규모에 비례하여 투자금액을 결정하는 '금액가중평균 포트폴리오(value-weighted portfolio)'를 구성할 수도 있다. 특히, 우수한 운용성과를 지닌 펀드로 자금이 유입되고(Sirri and Tufano[1998]), 그에 따라 우수 펀드의 규모가 상대적으로 큰 경향이 나타날 수 있다. 이 경우 동일가중치 펀드포트폴리오는 금액가중치 포트폴리오에 비하여 펀드투자의 초과성과를 낮게 추정하는 경향이 있게 된다. 과연 이 문제가 존재하는지를 보기 위하여 동일가중치 대신 설정액을 가중치로 하여 펀드포트폴리오를 구성한 뒤 펀드 투자의 초과성과를 재추정하였고, 그 결과를 <Table 16>에 정리하였다. 먼저 순수익률 기준 초과성과 추정치를 보면 동일가중평균에 비하여 다소 상승하였다. 그러나 여전히 CAPM과 3요인 모형의 알파 추정치가 통계적으로 0과 다르지 않았다. 총수익률 기준 초과성과 추정치의 경우에도 동일가중치 포트폴리오의 경우와 질적으로 동일하였다.

2. 펀드별 벤치마크 사용

벤치마크의 설정오류가 심각한 초과성과의 추정 오류로 연결될 수 있는지에 대한 논란은 오랜 기간 지속되어 왔다(Roll [1971]; Lehman and Modest[1987]; Admati et al.[1986]; Conner and Korajczyk[1991]; Grinblatt and Titman[1989]). 펀드의 초과성과 측정과 관련하여 Elton, Gruber, Das, and Hlavka(1993)는 벤치마크의 설정오류가 초과성과 추정에서 심각한 오류를 가져올 수 있다고 주장한 바 있다. 이론적으로는 만일 각 펀드가 지향하고 있는 벤치마크가 다르다면 이 정보를 무시하고 동일한 시장포트폴리오를 사용한 초과성과 추정은 분명히 추정오류를 낳을 수 있는 잠재적 소지가 있다. 그러므로 만일 개별 펀드별 벤치마크에 대한 구체적 정보가 있다면 이를 활용하여 초과성과를 추정하는 것이 타당하다는 논리가 가능하다. 이를 감안하여 추가적인 강건성 검증으로서 펀드별로 사전에 운용 계획서에서

〈Table 16〉 Reestimating Performance of Fund Portfolio: Value-weighted Portfolio

Panel A: Net Return Performance										
	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.2988 (0.2594)	0.3613 (0.2729)	0.2988 (0.2594)	0.3613 (0.2729)	0.2990 (0.2595)	0.3615 (0.2730)	0.3116 (0.2589)	0.3736 (0.2724)	0.3197 (0.2615)	0.3866 (0.2750)
r_m	0.9304*** (0.0380)	0.9335*** (0.0385)	0.9304*** (0.0380)	0.9335*** (0.0385)	0.9302*** (0.0380)	0.9334*** (0.0385)	0.9293*** (0.0379)	0.9324*** (0.0384)	0.9293*** (0.0383)	0.9327*** (0.0388)
SMB		-0.0138 (0.0541)		-0.0138 (0.0541)		-0.0139 (0.0541)		-0.0147 (0.0540)		-0.0189 (0.0545)
HML		-0.0422 (0.0529)		-0.0422 (0.0529)		-0.0422 (0.0529)		-0.0417 (0.0528)		-0.0445 (0.0533)
R-squared	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.878	0.879
Panel B: Gross Return Performance										
	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.5016* (0.2600)	0.5640** (0.2736)	0.5016* (0.2600)	0.5641** (0.2736)	0.5023* (0.2601)	0.5647** (0.2736)	0.5176** (0.2595)	0.5795** (0.2731)	0.5273** (0.2621)	0.5942** (0.2756)
r_m	0.9325*** (0.0381)	0.9356*** (0.0386)	0.9325*** (0.0381)	0.9356*** (0.0386)	0.9324*** (0.0381)	0.9355*** (0.0386)	0.9314*** (0.0380)	0.9345*** (0.0385)	0.9314*** (0.0384)	0.9348*** (0.0389)
SMB		-0.0139 (0.0542)		-0.0139 (0.0542)		-0.0140 (0.0542)		-0.0149 (0.0541)		-0.0191 (0.0546)
HML		-0.0421 (0.0530)		-0.0421 (0.0530)		-0.0420 (0.0530)		-0.0416 (0.0529)		-0.0444 (0.0534)
R-squared	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.880	0.881	0.878	0.879

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

선언한 벤치마크를 시장포트폴리오의 대용치로 하여 추정하였다.

추정 결과는 <Table 17>에 정리하였다. 추정 결과는 KOSPI를 벤치마크로 사용한 기본모형 추정 결과와 대동소이하였다. 모든 존속기간에서 펀드포트폴리오의 초과성과는 0과 다르지 않다는 결과가 얻어졌다. 베타의 추정치는 이전과 비교하여

〈Table 17〉 Reestimating Performance of Fund Portfolio: Against Preannounced Target Benchmark Portfolio

Panel A: Net Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.2461 (0.2489)	0.2732 (0.2611)	0.2370 (0.2486)	0.2655 (0.2609)	0.2209 (0.2485)	0.2500 (0.2608)	0.2250 (0.2507)	0.2588 (0.2632)	0.2158 (0.2537)	0.2516 (0.2664)
r_m	0.9171*** (0.0373)	0.9189*** (0.0377)	0.9187*** (0.0372)	0.9205*** (0.0376)	0.9199*** (0.0372)	0.9218*** (0.0376)	0.9249*** (0.0374)	0.9271*** (0.0379)	0.9315*** (0.0379)	0.9337*** (0.0384)
SMB		0.0413 (0.0517)		0.0383 (0.0517)		0.0381 (0.0516)		0.0337 (0.0521)		0.0324 (0.0527)
HML		-0.0266 (0.0506)		-0.0271 (0.0506)		-0.0275 (0.0506)		-0.0301 (0.0510)		-0.0313 (0.0516)
R-squared	0.881	0.882	0.881	0.883	0.882	0.883	0.882	0.883	0.880	0.882

Panel B: Gross Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor	CAPM	3 Factor
α	0.4386* (0.2495)	0.4655* (0.2617)	0.4299* (0.2492)	0.4582* (0.2615)	0.4149* (0.2491)	0.4437* (0.2614)	0.4255* (0.2513)	0.4592* (0.2638)	0.4207 (0.2543)	0.4565* (0.2670)
r_m	0.9192*** (0.0373)	0.9210*** (0.0377)	0.9208*** (0.0373)	0.9226*** (0.0377)	0.9220*** (0.0373)	0.9238*** (0.0377)	0.9269*** (0.0375)	0.9291*** (0.0380)	0.9335*** (0.0380)	0.9358*** (0.0385)
SMB		0.0416 (0.0518)		0.0386 (0.0518)		0.0383 (0.0518)		0.0337 (0.0522)		0.0323 (0.0529)
HML		-0.0265 (0.0508)		-0.0269 (0.0507)		-0.0273 (0.0507)		-0.0300 (0.0512)		-0.0313 (0.0518)
R-squared	0.881	0.882	0.881	0.883	0.882	0.883	0.882	0.883	0.880	0.882

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

모든 표본에서 다소 상승하였지만 특기할 만한 정도는 아니다. 이 점은 과연 펀드들이 운용계획서에서 선언한 벤치마크를 충실히 지키고 있는지에 의문을 제기한다. Sensoy(2009)에 의하면, 미국 펀드의 경우 운용계획서에서 선언한 벤치마크를

실제로 따르지 않는 예가 적지 않은데, 우리나라도 이 가능성이 없지 않은 것으로 보인다.

3. 운용스타일별 추정

유사한 문제로서 운용스타일별로 펀드를 구분하여 성과를 추정하는 것이 보다 정확한 추정방법이라는 비판이 있을 수 있다. 이를 감안하여 전체 펀드그룹을 공격형 운용펀드(주식편입비중 80% 이상)와 성장형 운용펀드(주식편입비중 60~80%)로 구분하여 두 그룹의 초과성과를 각각 추정하였다. 추정 결과는 <Table 18>과 <Table 19>에 정리하였다. 순수익률을 기준으로 할 경우 유의한 양의 초과성과가 발견되지 않는 반면, 총수익률 기준 추정에서는 유의한 양의 초과성과가 나타나는 점은 전체 펀드를 대상으로 한 추정 결과와 다르지 않다. 다만, 성장형 펀드의 일부에서 순수익률 기준 추정에서도 양의 초과성과가 나타난다.

V. 결 론

본 논문은 2002년 1월에서 2008년 12월까지 존재한 국내 주식형 펀드를 대상으로 하여 투자성과를 평가하고 마켓타이밍 능력의 존재 여부를 검토하였다. 주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 모든 투자비용을 공제한 순수익률 기준 펀드의 초과성과는 0과 다르지 않았다. 둘째, 투자비용이 공제되기 이전 총수익률 기준 펀드의 초과성과는 통계적으로 유의하게 0을 상회하였다. 연율로 환산할 경우 국내 주식형 펀드는 평균적으로 연 5.2%의 초과성과를 거두는 것으로 추정되었다. 셋째, 보수수준별로 전체 펀드를 4그룹으로 나누고 총수익률 기준 펀드 투자성과를 평가한 결과, 양의 초과성과는 보수가 높은 두 그룹에 기인한 것으로 나타났다. 넷째, 보수수준이 높은 그룹에서 발견된 양의 초과성과를 Treynor and Mazuy(1966)와 Henriksson and Merton (1981)의 방법에 따라 마켓타이밍 능력과 주식선별능력으로 구분하는 추정을 실시하였으나, 추정 결과는 일의적인 해석이 곤란하였다.

이상의 분석 결과는 일단 Grossman and Stiglitz(1980)가 상정한 정보비용이 존재하는 효율적 시장가설과 일치한다. 보수를 펀드산업이 정보를 생산하기 위하여 지출하는 정보비용으로 해석할 때, 보수가 높은 펀드일수록 정보우위에 기인한 높은 초과성과(총수익률 기준 양의 초과성과)가 기대된다. 그러나 이 초과성과는 보수를 공제할 때 사라진다(순수익률 기준 0의 초과성과). 그러나 보수가 높은 펀드의 초과성과 창출요인이 밝혀지지 않았으므로 이 해석의 타당성에 대한

〈Table 18〉 Reestimating Performance of Fund Portfolio: by Investment Style
(Aggressive Type – Equity Holding 80% over)

Panel A: Net Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor
α	0.2472 (0.2357)	0.2746 (0.2484)	0.2383 (0.2359)	0.2672 (0.2487)	0.2245 (0.2365)	0.2543 (0.2492)	0.2399 (0.2395)	0.2799 (0.2524)	0.2370 (0.2415)	0.2792 (0.2545)
r_m	0.9006*** (0.0345)	0.9018*** (0.0350)	0.9021*** (0.0345)	0.9034*** (0.0351)	0.9035*** (0.0346)	0.9048*** (0.0352)	0.9129*** (0.0351)	0.9148*** (0.0356)	0.9183*** (0.0354)	0.9203*** (0.0359)
SMB		0.0151 (0.0492)		0.0125 (0.0493)		0.0122 (0.0494)		0.0030 (0.0500)		0.0010 (0.0504)
HML		-0.0221 (0.0482)		-0.0227 (0.0482)		-0.0234 (0.0483)		-0.0290 (0.0489)		-0.0302 (0.0493)
R-squared	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.892	0.893	0.892	0.892

Panel B: Gross Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor
α	0.4409* (0.2363)	0.4680* (0.2490)	0.4324* (0.2365)	0.4610* (0.2493)	0.4196* (0.2370)	0.4492* (0.2498)	0.4412* (0.2401)	0.4810* (0.2530)	0.4430* (0.2421)	0.4851* (0.2552)
r_m	0.9026*** (0.0346)	0.9038*** (0.0351)	0.9042*** (0.0346)	0.9054*** (0.0352)	0.9055*** (0.0347)	0.9068*** (0.0352)	0.9149*** (0.0351)	0.9168*** (0.0357)	0.9202*** (0.0354)	0.9223*** (0.0360)
SMB		0.0153 (0.0493)		0.0127 (0.0494)		0.0123 (0.0495)		0.0029 (0.0501)		0.0008 (0.0506)
HML		-0.0219 (0.0483)		-0.0225 (0.0483)		-0.0232 (0.0484)		-0.0289 (0.0490)		-0.0301 (0.0495)
R-squared	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.893	0.892	0.893	0.892	0.892

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

결론적 언명은 추가 연구를 필요로 한다. 미국의 연구 결과와 마찬가지로 전통적인 방법의 마켓타이밍과 주식선별능력 판별로는 이에 대한 만족스러운 실증 결과를 도출할 수 없었다. 이 점이 본 논문의 주요 한계이자 향후 연구방향이라고 하겠다.

〈Table 19〉 Reestimating Performance of Fund Portfolio: by Investment Style
(Growth Type – Equity Holding 60~80%)

Panel A: Net Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor
α	0.3647 (0.2404)	0.3201 (0.2503)	0.3612 (0.2402)	0.3152 (0.2501)	0.3411 (0.2393)	0.2920 (0.2490)	0.4028* (0.2353)	0.3470 (0.2455)	0.4015* (0.2406)	0.3477 (0.2511)
r_m	0.9192*** (0.0352)	0.9170*** (0.0354)	0.9185*** (0.0352)	0.9162*** (0.0354)	0.9193*** (0.0351)	0.9169*** (0.0352)	0.8959*** (0.0345)	0.8934*** (0.0348)	0.9127*** (0.0353)	0.9103*** (0.0355)
SMB		0.0607 (0.0497)		0.0604 (0.0496)		0.0621 (0.0494)		0.0457 (0.0487)		0.0490 (0.0498)
HML		0.0240 (0.0507)		0.0251 (0.0506)		0.0272 (0.0504)		0.0357 (0.0497)		0.0334 (0.0508)
R-squared	0.894	0.896	0.894	0.896	0.895	0.897	0.893	0.894	0.892	0.894

Panel B: Gross Return Performance

	Total Sample		(1) Sample of Funds survived longer than 6 months		(2) Sample of Funds survived longer than 12 months		(3) Sample of Funds survived longer than 24 months		(4) Sample of Funds survived longer than 36 months	
	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor	CAPM	3Factor
α	0.5382** (0.2409)	0.4935* (0.2507)	0.5347** (0.2407)	0.4886* (0.2505)	0.5147** (0.2398)	0.4656* (0.2494)	0.5818** (0.2357)	0.5263** (0.2459)	0.5788** (0.2411)	0.5253** (0.2515)
r_m	0.9210*** (0.0353)	0.9188*** (0.0355)	0.9202*** (0.0353)	0.9180*** (0.0355)	0.9211*** (0.0352)	0.9187*** (0.0353)	0.8973*** (0.0345)	0.8948*** (0.0348)	0.9142*** (0.0353)	0.9118*** (0.0356)
SMB		0.0616 (0.0498)		0.0614 (0.0497)		0.0631 (0.0495)		0.0464 (0.0488)		0.0497 (0.0499)
HML		0.0238 (0.0508)		0.0250 (0.0507)		0.0270 (0.0505)		0.0354 (0.0498)		0.0331 (0.0509)
R-squared	0.894	0.896	0.894	0.896	0.894	0.897	0.893	0.894	0.892	0.894

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

참 고 문 헌

박영규, 「펀드 투자자와 펀드매니저의 투자행태에 관한 연구」, 『재무연구』, 제18권 제1호, 2005, pp.31~67.

박영규 · 장욱, 「국내 주식형 펀드시장에 대한 성과평가연구」, 『증권학회지』, 제29권, 2001, pp.117~143.

박창균 · 임경묵, 『자본시장 발전을 위한 정책과제: 장기채권시장과 자산운용업을 중심으로』, 연구보고서 2004-16, 한국개발연구원, 2004.

유시용 · 황승규, 「국내 펀드시장에서 투자주체별 펀드선정능력에 관한 연구」, 재무금융 공동심포지엄 발표자료, 2009.

최종범 · 박영규 · 이종달 · 최영목, 「조건부 성과평가 모형을 이용한 국내 주식형 펀드의 성과 지속성 검증에 관한 연구」, 증권학회 정기학술발표회, 2005.

Admati, R. A., S. Bhattacharya, P. Pfleiderer, and S. A. Ross, "On Timing and Selectivity," *Journal of Finance*, Vol. 41, No. 3, 1986, pp.715~730.

Carhart, M., "On The Persistence of Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, Vol. 52, No. 1, 1997, pp.57~82.

Carhart, M., J. N. Carpenter, A. N. Lynch, and D. K. Musto, "Mutual Fund Survivorship," *Review of Financial Studies*, Vol. 15, No. 5, 2002, pp.1439~1463.

Chang, E. C. and W. G. Lewellen, "Market Timing and Mutual Fund Investment Performance," *Journal of Business*, Vol. 57, No. 1, 1984, pp.57~72.

Chen, H. L., N. Jegadeesh, and R. Wermers, "The Value of Active Mutual Fund Management: An Examination of The Stockholdings and Trades of Fund Managers," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 35, No. 3, 2000, pp.343~368.

Chen, Joseph, Harrison Hong, Ming Huang, and Jeffrey Kubik, "Does Fund Size Erode Performance? The Role of Liquidity, Organization," *American Economic Review*, Vol. 94, No. 5, 2004, pp.1276~1302.

Chevalier, J. and G. Ellison, "Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 6, 1997, pp.1167~1200.

Chevalier, J. and G. Ellison, "Career Concerns of Mutual Fund Managers," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 2, 1999, pp.389~432.

Conner, G. and R. Korajczyk, "The Attributes Behavior and Performance of U.S. Mutual Funds," *Review of Quantitative Finance and Accounting,* Vol. 1, No. 1, 1991, pp.4~25.

Edelen, R. M., "Investor Flows and The Assessed Performance of Open-end Mutual Funds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 53, Issue 3, 1999, pp.439~466.

Elton, E. J., M. J. Gruber, S. Das, and M. Hlavka, "Efficiency with Costly Information: A Reinterpretation of Evidence from Managed Portfolios," *Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 1, 1993, pp.1~22.

Fama, E. and K. French, "Common Risk Factors in The Returns on Bonds and Stocks," *Journal of financial Economics*, Vol. 33, No. 1, 1993, pp.3~56.

Ferson, W. E., "Tests of Multifactor Pricing Models, Volatility Bounds and Portfolio Performance," Ch. 12, in G. M. Constantinides, M. Harris, and R. M. Stulz (eds.), *Handbook of the Economics of Finance*, Elsevier, North Holland, 2003.

Ferson, W. E. and R. Schadt, "Measuring Fund Strategy and Performance in Changing Economic Conditions," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, 1996, pp.425~461.

Ferson, W. E. and V. A. Warther, "Evaluating Fund Performance in a Dynamic Market," *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 6, 1996, pp.20~28.

Ferris, S. P. and X. Yan, "Agency Costs, Governance, and Organizational Forms: Evidence from the Mutual Fund Industry," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 33, 2009, pp.619~626.

Gaspar, J. M., M. Massa, and P. Matos, "Favoritism in Mutual Fund Families? Evidence on Strategic Cross-Fund Subsidization," *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1, 2006, pp.73~104.

Glosten, L. and R. Jagannathan, "A Contingent Claims Approach to Performance Evaluation," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 1, 1994, pp.133~166.

Grinblatt, M. and S. Titman, "Portfolio Performance Evaluation: Old Issues and Insights," *Review of Financial Studies*, Vol. 2, No. 3, 1989, pp.393~421.

Grossman, S. J., "On the Efficiency of Competitive Stock Markets Where Traders Have Diverse Information," *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, 1976, pp.573~585.

Grossman, S. J. and J. E. Stiglitz, "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 1980, pp.393~408.

Gruber, M. J., "Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds," *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 3, 1996, pp.783~810.

Henriksson, R. D., "Market Timing and Mutual Fund Performance: An Empirical Investigation," *Journal of Business*, Vol. 57, No. 1, Part 1, 1984, pp.73~96.

Henriksson, R. and R. Merton, "On Market Timing and Investment Performance II: Statistical Procedures for Evaluating Forecasting Skills," *Journal of Business*, Vol. 54, No. 4, 1981, pp.513~533.

Ippolito, R. A., "Efficiency with Costly Information: A Study of Mutual Fund Performance, 1965-1984," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 1, 1989, pp.1~23.

Jagannathan, R. and R. Korajczyk, "Assessing the Market Timing Performance of Managed Portfolios," *Journal of Business*, Vol. 59, 1986, pp.217~236

Jensen, M. C., "The Performance of Mutual Funds in The Period 1945-1964," *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 2, 1968, pp.389~416.

Jiang, G. J., T. Yao, and T. Yu, "Do Mutual Funds Time The Market? Evidence from Portfolio Holdings," *Journal of Financial Economics*, Vol. 86, Issue 3, 2007, pp.724~758.

Lakonishok, J., A. Shleifer, R. Thaler, and R. W. Vishny, "Window Dressing by Pension Fund Managers," *American Economic Review*, Vol. 81, No. 2, 1991, pp.227~231.

Lehman, B. and D. Modest, "Mutual Fund Performance Evaluation: A Comparison of Benchmarks and Benchmark Comparisons," *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 2, 1987, pp.233~265.

Malkiel, B. G., "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991," *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 2, 1995, pp.549~572.

Nanda, Z. Vikram, Jay Wang, and Lu Zheng, "Family Values and the Star Phenomenon: Strategies of Mutual Fund Families," *Review of Financial Studies*, Vol. 17, 2004, pp.667~698.

Pastor, L. and R. F. Stambaugh, "Mutual Fund Performance and Seemingly Unrelated Assets," *Journal of Financial Economics*, Vol. 63, Issue 3, 2002, pp.315~349.

Roll, R., "Sensitivity of Performance Measurement Index Choice Commonly Used Indices," Working Paper, University of California, 1971.

Sensoy, B., "Performance Evaluation and Self-designated Benchmark Indexes in the Mutual Fund Industry," *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, 2009, pp.25~39.

Sirri, E. R. and P. Tufano, "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 5, 1998, pp.1589~1622.

Treynor, J. L. and K. K. Mazuy, "Can Mutual Funds Outguess The Market," *Harvard Business Review*, Vol. 44, Issue 4, 1996, pp.131~136.

<Appendix>

〈Table A-1〉 Net Return Performance of Fund Portfolio: Conditional Models – Alternative Specification

	Total Sample	(1) Sample of Funds survived longer than 6 months	(2) Sample of Funds survived longer than 12 months	(3) Sample of Funds survived longer than 24 months	(4) Sample of Funds survived longer than 36 months
α	0.3108 (0.2895)	0.2973 (0.2904)	0.2758 (0.2911)	0.2871 (0.2944)	0.2869 (0.2974)
r_m	0.8838*** (0.0422)	0.8859*** (0.0423)	0.8877*** (0.0424)	0.8968*** (0.0429)	0.9019*** (0.0433)
SMB	0.0136 (0.0589)	0.0114 (0.0591)	0.0120 (0.0593)	0.0019 (0.0599)	-0.0005 (0.0605)
HML	-0.0193 (0.0542)	-0.0196 (0.0544)	-0.0198 (0.0545)	-0.0240 (0.0551)	-0.0244 (0.0557)
r_m× Term Spread	1.4446 (1.8869)	1.4008 (1.8928)	1.3849 (1.8972)	1.3387 (1.9183)	1.3482 (1.9383)
r_m× Credit Spread	-2.7044 (1.9050)	-2.6064 (1.9109)	-2.5841 (1.9153)	-2.6842 (1.9366)	-2.5967 (1.9568)
r_m× Dividend Yield	0.5304 (1.7649)	0.5772 (1.7704)	0.6061 (1.7745)	0.5935 (1.7942)	0.6302 (1.8129)
r_m× Short-term Yield	-0.8390 (1.4168)	-0.7856 (1.4212)	-0.7974 (1.4245)	-0.9756 (1.4403)	-0.8722 (1.4553)
SMB × Term Spread	-0.4771 (1.9708)	-0.5301 (1.9769)	-0.5557 (1.9815)	-0.7193 (2.0036)	-0.8039 (2.0244)
SMB × Credit Spread	0.7389 (2.2330)	0.6422 (2.2399)	0.5381 (2.2451)	0.3963 (2.2701)	0.2840 (2.2937)
SMB × Dividend Yield	0.1150 (2.3258)	-0.0049 (2.3330)	-0.1095 (2.3384)	-0.1398 (2.3644)	-0.2030 (2.3890)
SMB × Short-term Yield	0.6538 (2.4479)	0.5249 (2.4555)	0.3926 (2.4612)	0.1846 (2.4886)	0.0246 (2.5145)
HML × Term Spread	-0.6257 (2.2450)	-0.6145 (2.2519)	-0.5741 (2.2572)	-0.6047 (2.2823)	-0.6183 (2.3060)
HML× Credit Spread	0.1537 (2.2804)	0.1960 (2.2875)	0.1312 (2.2928)	0.1976 (2.3183)	0.0909 (2.3424)
HML × Dividend Yield	-1.0752 (2.5830)	-1.0231 (2.5911)	-1.0176 (2.5971)	-1.0994 (2.6259)	-1.2204 (2.6533)
HML× Short-term Yield	-1.4657 (2.7889)	-1.3801 (2.7976)	-1.4148 (2.8041)	-1.3422 (2.8352)	-1.4766 (2.8648)
R-squared	0.899	0.898	0.898	0.897	0.897

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

〈Table A-2〉 Gross Return Performance of Fund Portfolio: Conditional Models – Alternative Specification

	Total Sample	(1) Sample of Funds survived longer than 6 months	(2) Sample of Funds survived longer than 12 months	(3) Sample of Funds survived longer than 24 months	(4) Sample of Funds survived longer than 36 months
α	0.5029*	0.4898*	0.4695	0.4872	0.4915
	(0.2902)	(0.2911)	(0.2918)	(0.2950)	(0.2982)
r_m	0.8857***	0.8879***	0.8897***	0.8986***	0.9036***
	(0.0423)	(0.0424)	(0.0425)	(0.0430)	(0.0434)
SMB	0.0138	0.0116	0.0122	0.0018	-0.0007
	(0.0591)	(0.0593)	(0.0594)	(0.0601)	(0.0607)
HML	-0.0191	-0.0194	-0.0197	-0.0239	-0.0243
	(0.0544)	(0.0545)	(0.0547)	(0.0553)	(0.0558)
r_m× Term Spread	1.4547	1.4112	1.3952	1.3543	1.3649
	(1.8914)	(1.8972)	(1.9014)	(1.9228)	(1.9430)
r_m× Credit Spread	-2.7065	-2.6088	-2.5877	-2.6948	-2.6090
	(1.9095)	(1.9153)	(1.9196)	(1.9411)	(1.9616)
r_m× Dividend Yield	0.5420	0.5886	0.6165	0.6130	0.6517
	(1.7691)	(1.7745)	(1.7784)	(1.7984)	(1.8173)
r_m× Short-term Yield	-0.8332	-0.7801	-0.7930	-0.9713	-0.8671
	(1.4202)	(1.4245)	(1.4277)	(1.4437)	(1.4589)
SMB × Term Spread	-0.4823	-0.5347	-0.5602	-0.7191	-0.8031
	(1.9755)	(1.9816)	(1.9859)	(2.0083)	(2.0294)
SMB × Credit Spread	0.7433	0.6468	0.5435	0.4007	0.2869
	(2.2383)	(2.2451)	(2.2501)	(2.2754)	(2.2993)
SMB × Dividend Yield	0.1077	-0.0121	-0.1161	-0.1445	-0.2086
	(2.3313)	(2.3384)	(2.3436)	(2.3700)	(2.3949)
SMB × Short-term Yield	0.6519	0.5232	0.3918	0.1855	0.0260
	(2.4538)	(2.4613)	(2.4667)	(2.4944)	(2.5207)
HML × Term Spread	-0.6234	-0.6123	-0.5716	-0.5949	-0.6067
	(2.2503)	(2.2572)	(2.2622)	(2.2876)	(2.3117)
HML× Credit Spread	0.1617	0.2032	0.1385	0.2063	0.0984
	(2.2858)	(2.2928)	(2.2979)	(2.3237)	(2.3482)
HML × Dividend Yield	-1.0697	-1.0180	-1.0128	-1.0948	-1.2161
	(2.5892)	(2.5971)	(2.6028)	(2.6321)	(2.6598)
HML× Short-term Yield	-1.4658	-1.3813	-1.4155	-1.3366	-1.4710
	(2.7956)	(2.8041)	(2.8103)	(2.8419)	(2.8718)
R-squared	0.899	0.898	0.898	0.897	0.897

Note: Standard errors in parentheses.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1