

국내 주식형 펀드의 타이밍 능력은 존재하는가?*

김상배** · 박종구***

〈요 약〉

본 연구의 목적은 국내에서 운용되는 신탁형과 회사형을 포함한 주식형 펀드들의 시장 타이밍 능력과 변동성 타이밍 능력을 검증하는데 있다. 본 연구의 표본기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지의 기간으로, 표본 기간 동안 24개월 이상 존재한 545개의 펀드를 분석 대상으로 하였다. 분석결과, 전통적인 방법을 이용하였을 경우 소수의 펀드에서 시장 타이밍 능력과 변동성 타이밍 능력이 존재하는 것으로 나타났다. 하지만, 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap) 방법으로 도출된 '운(luck)'분포를 이용하였을 경우, 타이밍 능력이 존재하는 소수의 주식형 펀드들은 단지 '운(luck)'에 의한 것이지 '능력(skill)'에 의한 것이라고 판단하기 어렵다는 것을 발견하였다.

주제어 : 주식형 펀드, 운분포, 시장타이밍, 변동성타이밍, 부트스트랩

논문접수일 : 2008년 11월 01일 논문수정일 : 2009년 01월 09일 논문게재확정일 : 2008년 11월 02일

* 이 논문은 2008년도 경북대학교 학술연구비에 의하여 연구되었음.

** 교신저자, 경북대학교 경영학부 조교수, Email : sbkim@knu.ac.kr

*** 경북대학교 경영학부 석사과정

I. 서 론

국내의 펀드시장의 규모는 2005년 이후 주가지수의 상승으로 인해 일반 투자자의 적립식 펀드의 가입이 증가하고, 이로 인해 주식형 펀드의 수탁고가 크게 증가하기 시작하였다. 자산운용협회의 조사에 따르면, 2008년 6월에는 주식시장이 하락세를 보였지만, 주식형 펀드의 수탁고는 142.0조 원으로 동년 5월에 비해 1.67% 증가하는 추세를 보이고 있다. 이러한 사실은 일반 투자자들이 자산관리수단으로 주식형 펀드에 대한 관심이 지속적으로 증대하고 있다는 것을 보여주고 있다. 이러한 관심의 증대로 인해 국내 주식형 펀드에 대한 연구는 꾸준히 증가하고 있는 추세이다. 그러나 그동안 우리나라 주식형 펀드에 대한 연구는 주로 주식형 펀드의 성과(performance)와 펀드의 성과지속성(performance persistence)에 대한 연구에 중점을 두고 있다. 대표적인 연구로 박범진(2007), 김홍배(2007), 임웅기·우재룡(1997), 조담(1994), 윤영섭 외(2008)의 연구를 들 수 있다. 박범진(2007)은 펀드 수익률과 현금흐름 간의 관계를 분석하여, 주식형 펀드의 성과에 영향을 미치는 요인들을 분석하였다. 이러한 현금흐름을 이용한 그 외의 연구로는 박영규(2005)와 김영갑(2007)의 연구가 있다. 박영규(2005)는 현금흐름과 펀드성과를 이용하여 투자행태를 파악하고, 현금흐름과 펀드 성과는 서로 음(-)의 상관성이 있음을 주장하였다. 이에 반해 김영갑(2007)은 펀드 설정 잔고를 현금흐름의 대응치로 이용하여 지수수익률과 강한 양(+)의 상관관계가 있음을 발견하였다.

성과 지속성에 관한 김홍배(2007)의 연구에서는 우리나라 주식형 펀드의 성과의 지속성을 실증적으로 분석하였고, 추정결과 하위펀드의 경우는 단기 지속성을, 상위펀드의 경우는 2년 성과지속성을 지니고 있는 것을 발견하였다. 윤영섭 외(2008)는 우월한 정보를 가진 산업에 속한 종목에 투자를 집중하는 것이 분산투자보다 더 우수한 성과를 보인다는 것을 실증적으로 검증하였다.

일반적으로 펀드의 성과평가는 주로 두 가지 측면에서 검증이 이루어진다. 첫째는 국내 선행연구에서와 같이, 펀드가 벤치마크(benchmark)에 비해 비정상수익률(abnormal return)을 얻는지, 그리고 비정상수익률을 얻는다면, 이 비정상수익률이 얼마나 지속적인가에 대한 연구이다. 둘째, 펀드 매니저가 시장의 변화를 예측하고, 이에 대해 펀드에 편입된 주식의 비중을 적절히 조정하는가를 검증하는 것이다. 달리 표현하면, 과연 타이밍(timing) 능력을 펀드 매니저(fund manager)가 가지고 있는가를 검토하는 것이다. 성과의 지속성에 대한 연구가 일반 투자자들에게 자신들이 투자한 주식형 펀드가 성과를 얼마나 지속적으로 달성하고 있는지에 대한 정보를 제공하여 준다면, 어떤 주식형

펀드가 타이밍 능력이 있다는 것은 일반 투자자들이 주식형 펀드를 선택할 때 고려할 수 있는 또 다른 중요한 정보라고 할 수 있다. 이러한 측면에서 주식형 펀드의 투자가 증대하고 있는 상황에서 과연 우리나라 주식형 펀드가 주식시장의 변화를 정확히 예측하고, 그에 따라 포트폴리오에서 주식의 편입비중을 조정하는지를 보여주는 시장타이밍 능력(market timing ability)에 대한 연구는 중요하다고 할 수 있다.

하지만, 전통적인 방법으로 타이밍 능력(timing ability)을 검증하는 데는 여러 가지 문제가 발생할 수 있다. 만약 오직 하나의 펀드만 존재한다면, 타이밍 능력은 t -값을 이용하여 판단할 수 있다. 하지만, 일반적으로 타이밍을 측정하는 모형에서 사용되는 벤치마크는 관찰이 불가능하며, 펀드매니저의 타이밍 전략(timing strategy) 역시 관찰이 불가능하기 때문에 설정오류(specification error)가 발생할 가능성이 있다(Jiang et al., 2007).

예를 들어, 어떤 펀드 매니저가 Treynor and Mazuy(1966, 이하 TM) 모형을 이용하여 타이밍 전략을 구사하고 있을 때, 이 펀드 매니저를 Henriksson and Merton(1981, 이하 HM) 모형이나 Jensen(1968) 모형을 이용하여 평가한다면, 이 펀드매니저의 타이밍 능력이나 종목선택능력(security selection ability)은 부정확하게 평가될 가능성이 있다. 이러한 관찰 불가능한 타이밍전략의 문제 이외에도 Grinblatt and Titman(1994)은 성과를 검증하는데 있어 벤치마크 선택의 중요성을 강조하고 있다. 이러한 전략과 벤치마크에 대한 민감도(sensitivity) 이외에도 최근 Jiang et al.(2007)은 타이밍 능력은 단순히 '운(luck)'에 의해 나타날 수 있다는 점을 강조하고 있다. 예를 들어, 타이밍 능력이 없는 아주 많은 펀드들이 존재할 때, t -값을 이용하여 검증할 때, 우연히 유의한 t -값이 존재할 수 있다는 것이다.

본 연구의 목적은 국내에서 운용되는 주식형 펀드들의 타이밍 능력이 존재하는지를 검토하는 것이다. 많은 해외연구에서는 TM 모형과 HM 모형을 이용하여 펀드들의 타이밍 능력에 대한 연구가 많이 이루어져 왔다. 하지만 Bollen and Busse(2001)과 Comer(2006)의 연구를 제외한 대부분의 연구들에서 펀드들이 타이밍 능력(timing ability)을 가지고 있다는 데 대해 부정적인 결론을 내리고 있다. 기존의 연구에서 활용된 t -값을 이용한 검증방법은 뛰어난 특정 펀드들만을 고려할 뿐, 전체 펀드의 타이밍 능력을 고려하지 못하는 단점이 있다. 즉, 전체 펀드를 이용한 분포를 고려하지 못하는 단점을 가지고 있다. 이러한 단점을 고려하기 위해 본 연구에서는 횡단면 부트스트랩 접근법(cross sectional bootstrap approach)¹⁾을 이용하여 하나의 뛰어난 펀드의 타이밍능력이

1) 부트스트랩(bootstrap)은 비모수적 방법(nonparametric method)이다. 이 부트스트랩방법은 표본자료를 이용하여 추정된 모형이나 표본자료를 재추출(re-sampling)함으로써 검정통계량(test statistics) 혹은 추

단순히 ‘운(luck)’에 의해서 나타나는 것인지 아니면 펀드 매니저가 타이밍능력이 있는지를 검증하고자 한다.

본 연구가 국내 주식형 펀드들의 타이밍능력을 측정하는데 있어 지니는 공헌은 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 선행연구에서 알 수 있듯이, 국내 기존 연구는 펀드의 비정상수익률(abnormal return)과 이의 지속성(persistence)에 대한 연구 분야에만 치중된 경향이 있으나 본 연구는 성과평가의 또 다른 중요한 부분인 시장 타이밍(market timing) 및 변동성 타이밍(volatility timing)에 대해서 연구한다. 둘째, 본 연구가 지니는 국내외 선행연구와의 비교했을 때 가지는 가장 큰 차이점은 횡단면-부트스트랩 방법(cross-sectional bootstrap approach)²⁾을 이용한다는 것이다. 기존의 펀드의 타이밍에 대한 해외 연구들은 주로 개별 펀드들이 시장 타이밍 능력이 있는가는 검증한 것이었다면, 본 연구는 횡단면 부트스트랩 방법(cross sectional bootstrap approach)을 활용함으로써, 개별 펀드의 ‘운 분포(luck distribution)’를 유도하는 것이 아니라, 모든 펀드들을 대상으로 ‘운(luck)’분포를 유도하고, 이 분포를 개별 펀드의 타이밍 능력과 비교하는 것이다. 그리고 시장에측력이 우수한 집단의 타이밍 능력에 대한 분포와 그렇지 못한 집단의 타이밍 능력에 대한 분포를 도출하고, 이를 이용하여 과연 국내 주식형 펀드들 가운데 타이밍 능력이 존재하는지를 검토한다. 이러한 연구는 실제 개인투자자들의 주식형 펀드 선택에 중요한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

분석결과, 전통적인 방법을 이용하였을 경우 소수의 펀드에서 시장 타이밍 능력과 변동성 타이밍 능력이 존재하는 것으로 나타났으나, 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap) 방법으로 도출된 ‘운(luck)’분포를 이용하였을 경우, 타이밍 능력이 존재하는 소수의 주식형 펀드들은 단지 ‘운(luck)’에 의한 것이지 ‘능력(skill)’에 의한 것이라고 판단하기 어렵다는 것을 발견하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성 되어 있다. 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 시장 타이밍 능력을 추정하는 모형인 TM모형과 Busse(1999)가 제안한 변동성 타이밍(volatility timing) 모형을 검토하고, 횡단면 부트스트랩 방법(cross-sectional bootstrap approach)에 대해서 설명을 한다. 제 III 장에서는 자료와 실증분석결과에 대해 논의하며, 제 IV 장에서는 본 연구의 결론과 함께 연구의 한계점과 향후 연구 과제를 제시한다.

정치(estimator)의 분포를 추정할 수 있도록 하는 장점을 가지고 있다.

- 2) 횡단면 부트스트랩(cross-section bootstrap)은 Cuthbertson et al.(2008)에 의해 처음으로 뮤추얼펀드 성과평가에 적용되었다. Cuthbertson et al.(2008)는 횡단면 부트스트랩을 영국 뮤추얼펀드의 종목선택능력(α)을 측정하기 위해 횡단면 부트스트랩 방법을 활용한 반면에, 본 연구는 국내 주식형 펀드의 타이밍 능력을 검증하기 위해 횡단면 부트스트랩을 활용하는데 차이점이 있다.

II. 연구모형

펀드 매니저가 타이밍 능력을 가지고 있다는 것은 시장의 변화를 예측하고, 이에 따라 광범위한 투자군들 사이에서 동적 자산배분(dynamic asset allocation)을 하는 것을 의미한다. 달리 표현하면, 펀드 매니저는 주식시장 움직임을 예상하여 주식시장이 강세 시장이 되기 전에 주식에 대한 투자 비중을 증가시키고, 시장이 하락하기 전에 주식의 보유량을 낮춤으로써 타이밍 능력을 가질 수 있다. 기술적으로 표현하면, 타이밍 능력은 펀드 매니저가 펀드의 베타를 변경시키는 기술과 밀접한 관련이 있다. 이 장에서는 시장타이밍(market timing)과 변동성 타이밍(volatility timing) 능력을 측정하는 실증모형을 살펴보고, 횡단면 부트스트랩 방법(cross-sectional bootstrap approach)에 대해 논의한다.

1. 시장 타이밍 모형

Treynor and Mazuy(1966)의 이론에 따르면 만약 펀드매니저가 우수한 타이밍 능력을 가지고 있으며, 이 능력을 활용한다면 미래 시장 상황에 따라 포트폴리오의 베타(β)를 조절할 수 있다는 것이다. 즉, 베타는 아래 식 (1)과 같이 주식시장의 수익률과 선형 관계를 가진다는 것이다.

$$\beta_i = \beta_i^{MKT} + \gamma_i(R_{m,t}) \quad (1)$$

위의 식 (1)을 CAPM(capital asset pricing model) 모형에 대입하면, 아래의 식 (2)와 같이 개별 펀드의 초과수익률은 시장 초과수익률과 비선형의 관계를 가짐을 알 수 있다.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT}R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t}^2 + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

여기서 $R_{i,t}$ 는 t기의 펀드 i 의 초과수익률을 나타내고, α_i 는 펀드 i 의 종목선택능력(stock selection ability)을 측정하고, $R_{m,t}$ 과 $R_{m,t}^2$ 는 시장 초과수익률과 시장 초과수익률의 제곱이다. β_i^{MKT} 는 펀드의 시장 초과수익률에 대한 민감도, 즉 베타를 나타낸다. 그리고 계수 γ_i 는 펀드 i 의 시장 타이밍(market timing) 능력을 나타낸다. 이 때 만약 $\gamma_i > 0$ 이라면 펀드 i 는 성공적인 타이밍 능력을 가지고 있다는 것으로 판단할 수 있다.

Goetzmann et al.(2000)은 SMB와 HML 요인을 결합한 다요인 TM 모형을 이용할 경우 측정편의(measurement bias)를 감소시킬 수 있어 시장 타이밍 모형의 설명력을 증가시킬 수 있다는 것을 발견하였다. 이들의 결과를 바탕으로 본 연구에서도 아래의 식 (3)과 같이 SMB와 HML 요인을 결합한 3요인 TM 모형을 이용한다.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t}^2 + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

2. 변동성 타이밍 모형

식 (1)과 식 (2)에서 볼 수 있듯이 다른 점들이 모두 동일하다고 가정을 할 때, 시장의 변화를 제대로 예측하는 펀드매니저는 시장의 변동성이 증가할 것으로 예상될 때, 시장 노출도(market exposure)를 줄이려고 할 것이다. 다시 말해, 변동성 타이밍 모형은 시장 변동성의 변화에 대해 펀드 매니저가 어떻게 베타를 조정하는지를 보여 준다.

펀드의 변동성 타이밍에 대한 검증은 Busse(1999)에 의해 처음으로 제안되었고 실증적으로 검증되었다. Busse(1999)는 Taylor의 근사법(Taylor's approximation)으로부터 다음과 같은 변동성 타이밍 모형을 도출하였다.

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t} (\sigma_{m,t} - \overline{\sigma_m}) + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기서, $\sigma_{m,t}$ 는 시장변동성이고 이것은 실제 변동성³⁾에 의해 측정되었다. 그리고 $\overline{\sigma_m}$ 는 시장변동성의 평균을 의미한다. 식 (4)에서 γ_i 가 음(-)의 값을 가질 때 성공적 변동성 타이밍(volatility timing) 능력을 가지고 있는 것으로 해석할 수 있다. 이는 우수한 변동성 타이밍 능력을 가진 펀드매니저라면, 시장의 위험이 증가할 때 펀드의 베타를 감소시킴으로써 위험에 대한 노출도를 감소시켜야 한다는 것을 의미한다.

위의 식 (4)로 표현된 변동성 타이밍 모형 역시 SMB와 HML 요인을 결합하여, 아래의 식 (5)와 같이 3요인 변동성 타이밍 모형을 검토한다.

3) Busse(1999)의 경우 EGARCH 모형을 이용하여 월별 시장변동성을 추정하였으나, 본 연구에서는 표본 자료의 수가 작은 관계로 실제 변동성을 추정하기 위해 KOSPI의 일별 수익률을 이용한다. 보다 구체적으로 설명하면, KOSPI의 월 변동성은 다음의 식으로 추정된다.

$$\sigma_{m,t} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (KOSPI_{i,t} - \overline{KOSPI_t})^2}{n-1}} \quad \text{여기서, } n \text{은 } t \text{월의 거래일수를 나타냄.}$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i^{MKT} R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t} (\sigma_{m,t} - \overline{\sigma_m}) + \beta_i^{SMB} SMB_t + \beta_i^{HML} HML_t + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

3. 횡단면-부트스트랩 방법

본 연구의 의의 중 하나는 타이밍능력을 검토한 기존 연구와 달리 횡단면 부트스트랩 방법(cross-sectional bootstrap approach)을 활용하는데 있다. 이 횡단면 부트스트랩 방법을 활용함으로써, ‘운(luck)’으로부터 ‘능력(skill)’을 구별할 수 있다. 본 연구에서는 펀드 매니저의 타이밍 능력이 단지 ‘운(luck)’에 기인한 것인지 아니면 ‘능력(skill)’에 의한 것인지를 구분하기 위해 먼저 부트스트랩(bootstrap)을 이용하여 ‘운(luck)’ 분포를 추정한다. 즉, 부트스트랩을 이용하여 타이밍 능력이 없다는 귀무가설 하에 타이밍 능력을 나타내는 계수인 γ_i 의 횡단면 분포(cross sectional distribution)를 추정한다. 이 ‘운(luck)’ 분포와 실제 추정치를 이용하여 과연 뛰어난 타이밍능력을 보여주는 매니저가 단지 ‘운(luck)’에 의해 이러한 통계적 결과가 도출된 것인지 아니면 진정으로 ‘능력(skill)’을 가지고 있는 것인지를 판단할 수 있다. 보다 자세히 설명하면 부트스트랩 이용하여 횡단면 분포를 얻는 절차는 다음과 같이 4단계⁴⁾로 나뉘어진다.

1단계 : n개의 주식형 펀드가 존재한다고 가정하자. 각각의 펀드들에 대해 다음과 같은 회귀모형을 추정하고, 이 때, 벡터 $\{\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i^{MKT}, \hat{\epsilon}_{i,t}\}$ 를 저장한다.

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i^{MKT} R_{m,t} + \gamma_i R_{m,t}^2 + \hat{\epsilon}_{i,t} \quad (6)$$

2단계 : 추정된 회귀모형에서 추정된 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)들을 이용하여 부트스트랩 방법으로 3,000번 무작위표본(random sample), $\tilde{\epsilon}_{i,t}^p$ ($p = 1, 2, \dots, 3,000$)을 추출한다. 첫 번째 단계에서 저장한 추정된 $\hat{\alpha}_i$ 와 $\hat{\beta}_i^{MKT}$ 와 부트스트랩 방법으로 재추출(resampling)된 잔차 $\tilde{\epsilon}_{i,t}^p$ 를 이용하여 아래의 식 (7)과 같이 부트스트랩으로 생성된 각 펀드의 수익률을 추정한다.

4) 식 (2)부터 식 (5)까지 모두 동일한 절차를 이용하기 때문에, 여기서는 식 (2)을 이용한 절차만을 설명한다. 본 연구에서는 Kosowski et al.(2007)과 같이 Efron(1979)의 부트스트랩을 이용한다.

$$\widetilde{R}_{i,t}^p = \widehat{\alpha}_i + \beta_i^{\widehat{MKT}} R_{m,t} + 0 \times R_{m,t}^2 + \widetilde{\epsilon}_{i,t}^p \quad (i = 1, \dots, n, p = 1, 2, \dots, 3,000) \quad (7)$$

식 (7)에서 알 수 있듯이, 새로이 추정된 각 펀드의 수익률($\widetilde{R}_{i,t}^p$)은 $\widetilde{\gamma}_i = 0$ 이라고 가정함으로 인해 시장 타이밍 능력이 없다는 귀무가설 하에 도출된 것이라고 할 수 있다. 이 과정을 모든 펀드에 대해 반복하여 추정한다.

3단계 : 부트스트랩 시뮬레이션(bootstrap simulation)에 의해 만들어진 각 펀드에 대한 수익률 $\widetilde{R}_{i,t}^p$ 와 식 (6)을 이용하여 $\widetilde{\gamma}_i (i=1, 2, \dots, n)$ 의 값을 재 추정한다. 새롭게 추정된 $\widetilde{\gamma}_i$ 는 2단계에서 알 수 있듯이, 시장 타이밍 능력이 없다는 귀무가설 하에 추정된 것으로, $\widetilde{\gamma}_i$ 는 0을 중심으로 분포하게 되며, 이 분포는 ‘운(luck)’에 의한 분포라는 것을 알 수 있다.

4단계 : 각 펀드들로부터 추정된 $\widetilde{\gamma}_i (i=1, 2, \dots, n)$ 의 값들을 최고 높은 값($\widetilde{\gamma}_{\max}$)에서 가장 낮은 값($\widetilde{\gamma}_{\min}$)으로 정렬한다. 이렇게 높은 값에서 낮은 값의 순으로 정렬 하는 것은 하나의 펀드의 분포만을 고려하는 것이 아니라 n개의 펀드를 고려한 ‘운 분포(luck distribution)’을 도출하기 위한 것이다. 본 연구에서는 ‘운(luck)’ 분포를 도출하기 위해 위의 과정을 3,000번 반복한다.

위에서 설명한 4단계 과정을 통해 본 연구는 가장 잘 시장을 예측하는 펀드매니저와 예측력이 가장 나쁜 펀드매니저의 ‘운(luck)’ 분포, $f(\widetilde{\gamma}_i)$ 를 도출할 수 있으며, 이를 이용하여 각 펀드의 타이밍 능력이 펀드매니저의 ‘운(luck)’인지 ‘능력(skill)’인지를 확인할 수 있다. 만약 시장 타이밍(변동성 타이밍)의 경우, 원자료를 이용하여 추정된 $\widehat{\gamma}_i$ 가 부트스트랩을 이용하여 추정된 $\widetilde{\gamma}_i$ 의 분포의 95% 신뢰구간의 오른쪽(왼쪽)에 위치한다면, 이 펀드는 타이밍 능력이 95% 유의수준에서 ‘운(luck)’ 기인 한다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 본 연구에서 사용된 부트스트랩 분석 기법에서 γ_i 의 값을 이용하지 않고 γ_i 의 t-값을 이용한다. 이는 γ_i 의 t-값은 γ_i 보다 나은 통계적 특성이 있기 때문이다. 일반적으로 γ_i 를 이용하여 타이밍 능력을 측정하지만, 이 γ_i 는 상대적으로 넓은 범위에서 존재할 수 있다. 이를 개선하기 위해 t-값의 통계적 특성을 이용한다. 즉, 표준오차(standard error)를 이용하여 타이밍 계수(timing coefficient), γ_i 를 나누어 줌으로써 비

논리적인 특이치가 나왔을 때 이들에 대한 조정이 가능해 진다(보다 자세한 내용은 Kosowski et al., 2007, Cuthbertson et al., 2008, Hall, 1992을 참조). 특히 본 연구에서는 4번째 단계에서 볼 수 있듯이, Cuthbertson et al.(2008)과 같이 가장 뛰어난 예측력을 가진 펀드들을 이용한 횡단면 분포, $f(\tilde{\gamma}_i)$ 를 도출함으로써 하나의 뛰어난 펀드의 분포를 이용하는 것이 아니라 개별 시뮬레이션(simulation)에서 가장 뛰어난 펀드들을 이용한 펀드의 분포를 도출함으로써, $f(\tilde{\gamma}_i)$ 분포는 하나의 펀드를 이용하여 추정된 ‘운(luck)’ 분포가 아니라 모든 펀드를 이용하여 도출된 ‘운(luck)’에 관한 정보를 포함하고 있다는 것이 기존 연구와 차이점을 가진다고 할 수 있다.

본 연구에서는 펀드들의 타이밍 능력 ‘운(luck)’ 인지 ‘능력(skill)’ 인지를 판단하기 위해 아래와 같이 95% 신뢰구간을 추정하여 이용한다.

$$95\% \text{ lower bound} : \text{mean}\tilde{\gamma}_{best} - 1.96\sigma(f(\tilde{\gamma}_{best})) \quad (8)$$

$$95\% \text{ upper bound} : \text{mean}\tilde{\gamma}_{best} + 1.96\sigma(f(\tilde{\gamma}_{best})) \quad (9)$$

식 (8)과 식 (9)에서 $\tilde{\gamma}_{best}$ 는 3천 회 시뮬레이션 이후의 시장 예측력이 가장 뛰어난 펀드들의 타이밍 계수의 t -값이며, $\text{mean}\tilde{\gamma}_{best}$ 는 3,000회 시뮬레이션 이후 최고의 타이밍 계수의 t -값의 부트스트랩 평균을 나타낸다. 그리고 $\sigma(f(\tilde{\gamma}_{best}))$ 는 3,000회 시뮬레이션 후의 최고의 타이밍 계수의 t -값의 부트스트랩 표준오차(bootstrap standard error)이다. 이외에도 본 연구에서는 전체 펀드의 타이밍능력의 분포에서 상위집단 펀드(상위 95% 펀드와 상위 90% 펀드)와 하위집단 펀드(가장 나쁜 예측력을 가진 펀드, 하위 5%, 그리고 상위 10% 펀드)들의 t -값의 분포 역시 도출한다. 이들 t -값의 분포를 이용하여 본 연구에서는 국내 주식형 펀드의 타이밍 능력의 유의성을 평가한다.

III. 자료 및 분석결과

본 연구는 표본기간(2001년 1월부터 2007년 12월) 동안 거래되었던 한국의 신탁형 및 회사형 펀드를 포함한 국내 모든 주식형 펀드를 분석 대상으로 한다.⁵⁾ 이들 펀드의 수익률 자료는 한국 펀드평가원에서 제공받았으며, 표본 자료의 현황은 <표 1>에 나타

5) 본 연구의 통계적 분석을 위해 Matlab7이 이용되었다.

나 있다. 표본 기간 중에 거래되었던 신탁형 및 회사형 펀드의 수는 총 1,904개로 나타났다. 이 가운데 본 연구에서는 24개월 이상 거래되었던 펀드를 대상으로 한다. 따라서 생존기간이 24개월 미만인 1,341개의 신탁형 펀드와 18개의 회사형 펀드를 분석대상에서 제외하였다. 분석대상에 포함된 513개의 신탁형 펀드 가운데 생존펀드(live fund)는 249개 그리고 소멸펀드(defunct fund)는 264개로 나타났다. 그리고 회사형 펀드의 경우는 생존펀드와 소멸펀드가 각각 17개와 15개로 나타났다. 본 연구에서는 Brown et al.(1992), Elton et al.(1996) 그리고 김홍배(2007)에서 지적한 것과 같이 생존펀드(live fund)만을 분석대상으로 함으로써 발생할 수 있는 생존편의(survivorship bias)를 고려하기 위해 생존펀드와 소멸펀드를 모두 고려한다. 특히 Chen and Liang(2006)은 타이밍능력이 떨어지는 펀드의 경우 타이밍능력이 높은 펀드보다 사라질 가능성이 높다면, 오직 생존펀드만을 이용한 결과로 추론할 경우 타이밍능력에 대한 추정치(estimate)는 편의(bias)될 수 있다고 주장하였다.

<표 1> 표본 펀드의 현황

표본기간(2001년 1월~2007년 12월) 동안 거래되었던 신탁형과 회사형 펀드를 포함한 국내 주식형 펀드를 분석대상으로 한다. 이 때 펀드 수익률 자료는 한국펀드평가원에서 제공받았다. 총 1,904개의 펀드들 가운데 생존기간이 24개월(2년) 미만인 펀드는 분석의 대상에서 제외되었으며, 24개월 이상 존재했던 펀드는 총 545개이다.

	신탁형		회사형	
	생존펀드	소멸펀드	생존펀드	소멸펀드
24개월 이상	249	264	17	15
소계	513		32	
24개월 미만	1,341		18	
계	1,854		50	

본 연구에서는 식 (3)과 (5)에서 볼 수 있듯이, Fama-French의 규모프리미엄인 SMB와 가치프리미엄인 HML을 이용한다. 이들 SMB와 HML을 계산하기 위해 기업규모와 장부가/시장가(BE/ME)비율을 이용한다. 구체적으로 2001년 1월부터 2007년 12월까지 국내 유가증권시장(KOSPI)에 상장된 주식들 중에서 6월 말에 양(+)의 장부가치를 가지는 기업들을 대상으로 기업규모와 BE/ME 비율을 이용하여 6개의 포트폴리오(SG, SN, SV, BG, BN, BV)를 구성한다. 여기서 기업규모는 보통주 발행주식수에 6월 최종 거래일의 종가를 곱한 보통주의 시장가치를 사용하고, BE/ME 비율은 보통주의 장부가

치를 보통주의 시장가치로 나눈 값을 사용하며, 이 때 보통주의 장부가치는 자본총계에서 우선주 자본금을 뺀 값으로 이용한다.

포트폴리오의 구성방법은 첫째, 기업규모 기준으로 분석 대상의 전체표본기업들의 중간 기업규모 이상인 기업들을 대규모(B)로 분류하고, 중간 기업규모 이하인 기업들을 소규모(S)로 분류한다. 둘째, 2개의 포트폴리오를 다시 3개의 BE/ME비율 기준으로 상위 30%, 중간 40%, 하위 30%로 분류하고 각각 가치주(V), 중간주(N), 성장주(G) 그룹으로 구성하여, 총 6개의 포트폴리오(SG, SN, SV, BG, BN, BV)를 만든다. 셋째, 6개의 포트폴리오의 구성시점은 6월말 다음 달인 7월부터 다음 해 6월까지로 12개월이며 각 포트폴리오는 2007년 12월까지 매년 재구성한다. 그리고 매년 재구성된 각 포트폴리오의 월평균 수익률을 계산한다. 다음으로 6개의 포트폴리오의 월평균 수익률을 이용하여 Fama and French(2006)와 김규영·김영빈(2007)에서와 같이 규모프리미엄인 SMB와 가치프리미엄인 HML의 식 (10)와 식 (11)과 같이 계산된다.

$$SMB = (SG + SN + SV)/3 - (BG + BN + BV)/3 \quad (10)$$

$$HML = (SV + BV)/2 - (SG + BG)/2 \quad (11)$$

단, SMB = 기업규모 프리미엄

HML = 가치프리미엄

SG, SN, SV = 소규모 주식의 성장주, 중간주, 가치주의 포트폴리오의 월평균 수익률

BG, BN, BV = 대규모 주식의 성장주, 중간주, 가치주의 포트폴리오의 월평균 수익률

시장수익률의 대용변수로는 FnGuide를 통해 수집한 KOSPI 수익률을 이용하고 무위험수익률로는 CD91일물 수익률을 이용한다.

제 II장에서 언급되었듯이 본 연구에서는 국내 주식형 펀드들이 타이밍 능력을 검증할 하기 위해 4가지 모형(식 (2), 식 (3), 식 (4) 및 식 (5))을 이용하여 추정한다. 구체적으로 설명하면, 본 연구에서는 시장타이밍 능력을 추정하기 위해 식 (2)와 식 (3)과 같이 TM 모형과 이를 확장한 3요인 모형을 활용하며, 변동성 타이밍(volatility timing) 능력을 추정하기 위해 Busse(1999)의 변동성 타이밍 모형과 이를 3요인 모형으로 확장한 모형인 식 (4)와 식 (5)를 이용한다. 이렇게 시장 타이밍 모형과 변동성 타이밍 모형

에 SMB와 HML을 추가한 확장된 모형을 활용하는 것은 Goetzmann et al.(2000)의 연구에서 SMB와 HML을 추가한 다요인 모형을 이용할 때 측정편의(measurement bias)을 줄여 주기 때문에 타이밍 능력을 측정하는데 설명력을 향상시킨다고 발견되었기 때문이다.

<표 2> 타이밍 계수 추정 결과

아래 표는 TM의 시장 타이밍 모형인 식 (2)와 식 (3), 그리고 Busse(1999)에서 제시된 변동성 타이밍 모형인 식 (4)와 식 (5)를 이용하여 총 545개의 펀드(신탁형 및 회사형)에 대한 추정결과를 요약한 것이다. 이 때 95% 유의수준을 기준으로 판단하였으며, 사용된 t-값은 Newey-West adjusted t-값이다.

(단위 : 개)

	시장 타이밍		변동성 타이밍	
	one factor	three factor	one factor	three factor
유의한 양(+의 타이밍 계수	32	35	46	66
비유의한 양(+의 타이밍 계수	287	283	363	346
비유의한 음(-의 타이밍 계수	209	208	127	125
유의한 음(-의 타이밍 계수	17	19	9	8

<표 2>는 총 545개의 주식형 펀드에 대한 시장 타이밍 모형(market timing model)과 변동성 타이밍 모형(volatility timing model)의 추정결과를 요약한 것이다. 시장 타이밍 모형의 경우 γ_i 가 0보다 유의하게 큰 값을 가질 때 시장 타이밍 능력이 있다고 볼 수 있다. 그러므로 545개의 펀드 가운데 단일요인 모형인 TM 모형⁶⁾을 이용하였을 경우 32개의 펀드만이 타이밍 능력이 있는 것으로 나타났으며, SMB와 HML을 포함하는 3요인 모형의 경우 35개의 펀드가 시장 타이밍 능력이 있는 것으로 조사되었다. 이에 반해 변동성 타이밍 모형의 경우 γ_i 가 0보다 유의하게 작을 때 타이밍능력이 있는 것으로 해석할 수 있다. 추정결과 단일 요인 변동성 타이밍 형에서는 9개의 펀드만이, 그리고 3요인 변동성 타이밍 모형에서는 8개의 펀드만이 변동성 타이밍 능력이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국내 펀드들의 경우 소수의 펀드만이 시장 타이밍 능력(market timing ability)과 변동성 타이밍 능력(volatility timing ability)을 가지고 있다는 것을 알 수 있다.

<표 2>에서 나타난 결과는 전통적인 추정결과를 제시한 것이다.⁷⁾ 하지만 이러한 결

6) 본 연구에서는 시장 타이밍을 측정하는 HM 모형을 이용하여 추정하였으나, 그 결과는 TM 모형의 추정 결과는 거의 유사하여 그 결과를 제시하지 않았다. HM 모형의 추정결과를 저자에게 요청할 수 있다.

과는 Jiang et al.(2007)과 Cuthbertson et al.(2008)에서 지적한 바와 같이 우연히 발생했을 가능성을 가지고 있다. 이외에도 펀드 수익률은 시계열 상관관계(serial correlation)와 변동성의 군집화(volatility clustering)에 따른 문제 그리고 중복자료(data snooping) 문제가 나타날 수 있다. 이러한 점들을 고려하여 본 연구에서는 비모수적 통계기법(non-parametric approach)인 부트스트랩 접근법(bootstrap approach)을 이용한다.

제2장에서 설명된 것과 같이, 본 연구에서는 각각의 펀드 수익률에 대해 부트스트랩 시뮬레이션(bootstrap simulation)을 통해 각 펀드별로 3,000개의 시뮬레이션된 수익률을 생성한다. 이 때 시뮬레이션을 통해 생성된 수익률은 ‘타이밍 능력이 없다’는 귀무가설 하에 도출된 것이다. 이렇게 생성된 수익률을 이용하여 펀드들의 ‘운(luck)’ 분포를 도출할 수 있다. 특히, ‘운(luck)’ 분포를 도출할 때, 타이밍 능력을 측정할 수 있는 타이밍 계수(γ_i)를 이용하지 않고, t-값이 지나는 통계적 특성으로 인해 γ_i 의 t-값을 이용한다.

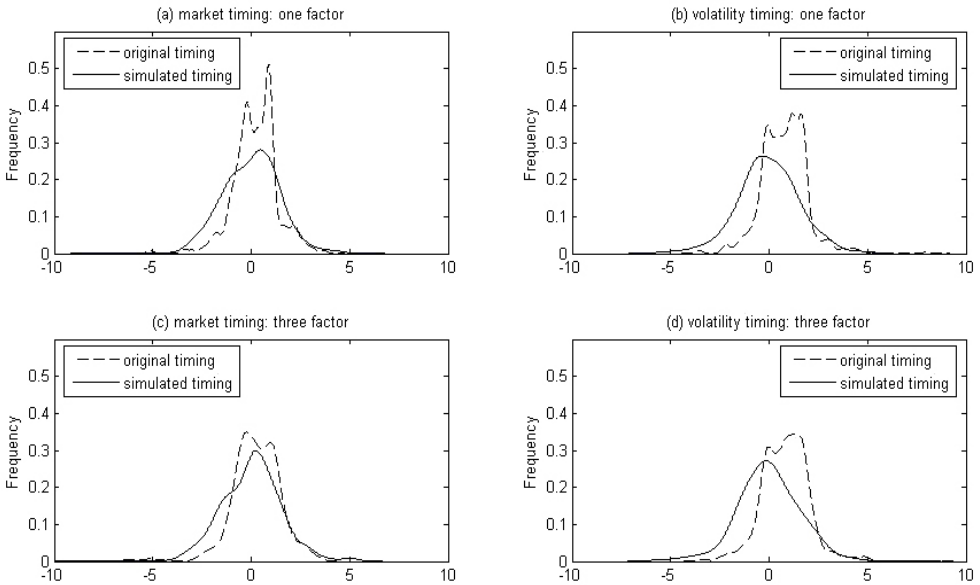
[그림 1]은 Jiang et al.(2007)에서와 같이 타이밍 능력이 없다는 귀무가설 하에서 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 통해 도출된 $\tilde{\gamma}_i$ 와 원자료를 이용한 추정치 $\hat{\gamma}_i$ 의 t-값 분포의 Kernel 밀도 함수(Kernel density function)를 추정한 것이다. 실선으로 표시된 부트스트랩 시뮬레이션된 Kernel 분포를 통해 얼마나 많은 펀드들이 우연히 타이밍 능력(timing ability)을 가지고 있는 것으로 기대할 수 있는지를 보여준다. 즉, 타이밍 능력이 없다는 귀무가설하에 도출된 ‘운(luck)’분포를 나타내고 있다. 이 ‘운(luck)’분포와 원자료의 분포를 비교함으로써, 펀드의 타이밍 능력이 존재하는지 여부를 판단할 수 있다. 달리 표현하면, ‘운(luck)’분포와 실제 추정치를 비교하여 펀드매니저들이 과연 ‘타이밍 능력’을 가지고 있는지를 판단할 수 있다.

[그림 1]은 원자료의 분포와 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 생성된 타이밍의 분포를 보여주고 있다. 전반적으로 원자료의 시장 타이밍 능력(market timing ability)은 부트스트랩 시뮬레이션된 분포보다 가운데 많이 집중되어 있는 것으로 나타났다. 시장 타이밍 모형의 경우 γ_i 가 0보다 유의하게 큰 값을 가질 때 시장 타이밍 능력이 있다고 볼 수 있다. 이러한 관점에서 볼 때 시장 타이밍 계수의 분포가 가운데 집중되어 있다는 것은 국내 주식형 펀드들의 경우 <표 2>의 결과와 같이 시장 타이밍 능력이 떨어지는 것으로 판단될 수 있다. 시장 타이밍의 분포가 가운데 집중되어 있는 반면에 변동성 타이밍(volatility timing)의 경우는 시뮬레이션된 분포보다 오른쪽으로 치우친 분포를 보여주고 있다. 시장 타이밍계수가 유의한 양(+)의 값을 가질 때 타이밍 능력이 있다는

7) 본 연구에서는 Newey-West adjusted t값을 활용한다.

[그림 1] 시장 타이밍과 변동성 타이밍 t-값의 Kernel 밀도 추정치

아래의 그림에서 그림 (a)는 시장타이밍 능력을 측정하기 위해 TM의 단일 모형을 이용한 추정결과이고, 그림 (c)는 시장타이밍 능력을 추정하기 위해 3요인 모형을 활용한 결과이다. 이와 마찬가지로 그림 (b)와 (d)는 변동성 타이밍 능력을 추정하기 위해 단일요인 모형과 3요인 모형의 추정결과를 보여준다. 이 때, 점선은 545개의 표본 펀드에 대한 t-값의 분포에 대한 Kernel 밀도에 대한 추정치를, 실선은 부트스트랩 시뮬레이션에 의해 추정된 γ_i 의 t-값의 분포에 대한 Kernel 밀도에 대한 추정치를 나타낸다. 이 Kernel 밀도를 추정하기 위해 본 연구에서는 Gaussian Kernel을 이용하였다.

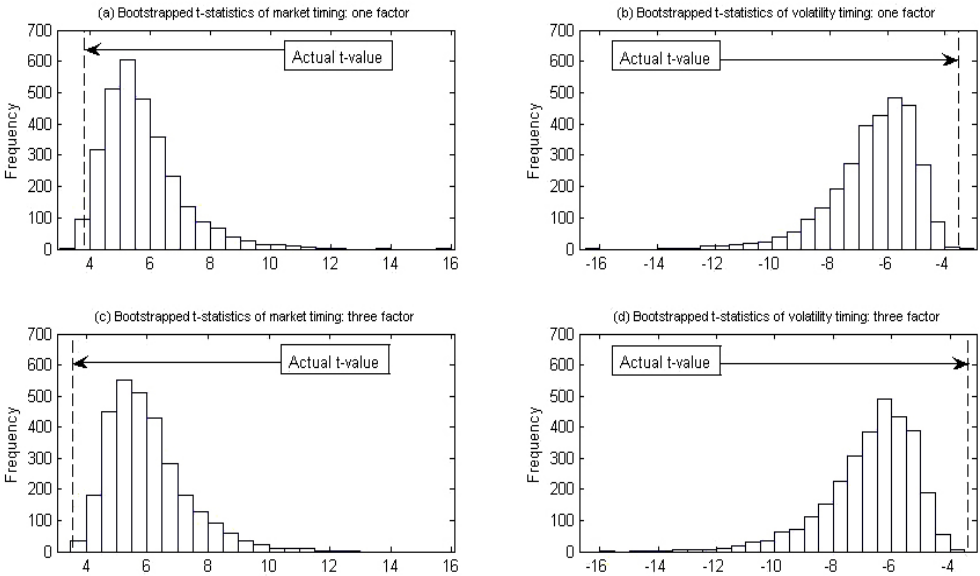


판단하는 것과는 달리 변동성 타이밍은 유의한 음(-)의 값을 가질 때 타이밍 능력이 있다고 할 수 있다. 이러한 점에서 볼 때, 변동성 타이밍 능력이 존재하기 위해서는 왼쪽으로 치우친 분포를 가질 필요성이 있으나, 국내 주식형 펀드들은 오른쪽으로 치우친 분포를 보여 <표 2>의 결과와 마찬가지로 변동성 타이밍 능력이 떨어지는 것으로 보인다.

<표 3>은 신탁형 펀드와 회사형 펀드를 포함한 전체 국내 주식형 펀드 자료를 이용하여 원자료와 부트스트랩 시뮬레이션을 이용하여 추정한 결과이다. 먼저 시장 타이밍부터 살펴보면, 원자료의 시장 타이밍(market timing) 능력은 90% 이상의 분위수(percentile)에서 1.97이상의 t-값을 보여주고 있어 타이밍 능력이 있는 것으로 나타났다. 특히 가장 나쁜 타이밍능력을 보여주는 펀드는 단일요인 모형에서 -5.20 그리고 3요인 모형에서 -6.50의 t-값을 보여주고 있어 시장의 변화를 예측하지 못한다는 것을 보여주고 있다. 하지만, 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 추정된 평균과 95% 신뢰구간의 하한(lower

[그림 2] 우수한 타이밍 능력에 대한 t-값의 히스토그램

아래의 그림은 시장과 변동성 타이밍 능력이 없다는 귀무가설 하에 부트스트랩 시뮬레이션에 의해 도출된 γ_i 의 t-값의 히스토그램을 나타내고 있다. 특히, 이 히스토그램은 3,000번 시뮬레이션을 통해 가장 뛰어난 타이밍능력을 가진 펀드들만을 선택하여 도출한 ‘운(luck)’분포라고 할 수 있다. 아래 그림에서 점선은 원자료를 통해 추정된 가장 뛰어난 타이밍능력을 가지는 펀드의 t-값(actual t-value로 표시되었음)을 나타내고 있다. 이 때 그림 (a)는 시장타이밍 모형인 TM 모형을 활용한 단일모형을 이용한 추정결과이며, 그림 (c)는 시장타이밍 모형을 3요인 모형으로 확장한 것이다. 그림 (b)와 (d)는 변동성 타이밍 모형의 추정결과를 나타내면, 각각 단일요인 모형과 3요인 모형의 추정결과를 나타낸다.



bound)과 상한(upper bound)을 고려하여 판단해 볼 때 모든 분위수(percentile)에서 타이밍 능력이 있는 것으로 판단하기는 어려워 보인다. 달리 표현하면, 모든 분위수에서 원자료의 결과는 ‘운(luck)’분포의 95% 신뢰구간에 포함되어 있어, 시장 타이밍 능력이 있는 것으로 보이는 것은 단지 우연히 ‘운(luck)’에 의해서 나타난 결과라고 볼 수 있다.

변동성 타이밍의 경우도 시장 타이밍과 유사한 결과를 보여주고 있다. 특히, <표 2>의 결과에서 국내 주식형 펀드에서 변동성 타이밍이 유의한 음(-)의 값을 보이는 경우는 단일 요인의 경우 9개의 펀드가 그리고 3요인 모형의 경우는 8개의 펀드만이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과와 마찬가지로 <표 3>의 Panel B에서 95% 이하의 분위수(percentile)에서는 모두 양의 값을 보여주고 있다. 가장 우수한 펀드의 경우도 [그림 2]의 결과와 마찬가지로 모두 전체적인 분포의 오른쪽에 위치하고 있어 변동성 타이밍(volatility timing) 능력이 있다는 것으로 나타나는 것은 단순히 ‘운(luck)’에 의

<표 3> 모형별의 타이밍 측정 결과

신탁형과 회사형 펀드를 포함한 국내 주식형 펀드의 수익률 자료를 이용한 추정결과이다. 패널 A는 시장타이밍 모형의 추정결과를 단일요인 모형과 3요인 모형의 추정결과를 제시하고 있으며, 패널 B는 변동성 타이밍 모형의 추정결과를 단일모형과 3요인 모형의 결과를 나누어 제시하고 있다. 이 표에서 원자료는 원자료를 이용하여 추정된 t-값을 분위수별로 정리한 것이며, 평균은 부트스트랩 시뮬레이션 추정결과에 따른 각 분위수별 평균 t-값을 나타내고 있다. 하한과 상한은 3,000번 시뮬레이션 결과를 이용하여 각 분위수별로 식 (8)과 (9)을 적용하여 추정하였다.

		Percentile					best
		worst	5%	10%	90%	95%	
Panel A : 시장 타이밍							
one factor	원자료	-5.20	0.10	0.19	1.97	2.36	3.82
	평균	-5.65	0.08	0.16	2.30	2.86	5.72
	하한	-8.08	0.04	0.11	2.00	2.44	3.19
	상한	-3.22	0.13	0.22	2.60	3.28	8.26
three factor	원자료	-6.50	0.10	0.19	2.04	2.63	3.57
	평균	-5.98	0.09	0.17	2.41	3.01	6.01
	하한	-8.58	0.04	0.11	2.10	2.57	3.43
	상한	-3.38	0.13	0.23	2.73	3.46	8.58
Panel B : 변동성 타이밍							
one factor	원자료	7.99	2.89	2.05	0.26	0.13	-3.52
	평균	6.59	3.19	2.54	0.17	0.09	-6.48
	하한	3.58	2.71	2.20	0.11	0.05	-9.35
	상한	9.60	3.68	2.87	0.23	0.13	-3.60
three factor	원자료	8.36	3.05	2.28	0.28	0.14	-3.38
	평균	6.78	3.25	2.59	0.18	0.09	-6.73
	하한	3.65	2.76	2.25	0.11	0.05	-9.81
	상한	9.92	3.73	2.92	0.24	0.14	-3.65

한 것이라는 결과라고 할 수 있다.

IV. 요약 및 결론

본 연구는 국내에서 운용되는 신탁형과 회사형을 포함한 주식형 펀드들의 타이밍 능력을 검증하였다. 표본기간은 2001년 1월에서 2007년 12월까지의 기간으로, 표본 기간동안 24개월 이상 존재한 545개의 펀드를 대상으로 하였다. 표본 펀드는 Brown et al.(1992) 과 Elton et al.(1996)이 지적한 것과 같이 생존펀드(live fund)만을 분석대상으로 함으

로써 발생할 수 있는 생존편의(survivorship bias)를 고려하여 266개의 생존펀드(신탁형 249개, 회사형 17개)와 279개의 소멸펀드(신탁형 264개, 회사형 15개)로 구성되어 있다.

본 연구는 기존 연구와 두 가지 차이점을 가지고 있다. 첫째, 기존 국내 연구는 펀드의 비정상수익률(abnormal return)과 이의 지속성(persistence)에 대한 연구 분야에만 치중된 경향이 있으나 본 연구는 성과평가의 또 다른 중요한 부분인 시장 타이밍(market timing) 및 변동성 타이밍(volatility timing)에 대해서 검토한다. 둘째, 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap) 방법을 활용하여, 타이밍 능력에 대한 ‘운(luck)’ 분포를 도출하고, 이를 이용하여 과연 국내 주식형 펀드들이 시장 타이밍 능력이나 변동성 타이밍 능력을 가지고 있는지를 검토하는 것이다.

본 연구의 결과를 요약하면 아래와 같다.

먼저 전통적인 방법을 이용한 분석결과, 소수의 펀드에서 시장 타이밍 능력이 존재하는 것으로 나타났으며, 변동성 타이밍 능력 또한 소수의 펀드에서 존재하는 것으로 나타났다. 보다 구체적으로, 시장 타이밍의 경우 단일요인 모형에서는 32개의 펀드가 그리고 3요인 모형에서는 35개의 펀드가 시장 타이밍 능력이 있는 것으로 나타났다. 이에 반해 변동성 타이밍 능력의 경우 단일모형에서는 9개의 펀드가 그리고 3요인 모형에서는 8개의 펀드가 변동성 타이밍 능력이 있는 것으로 조사되었다.

두 번째로 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap) 방법을 이용하여 도출된 ‘운(luck)’분포를 바탕으로 평가해 보았을 때, 전통적인 방법에 의해 타이밍 능력이 있는 것으로 나타난 소수의 주식형 펀드들은 단지 ‘운(luck)’에 의한 것이지 진정으로 ‘능력(skill)’에 의한 것이라고 판단하기 어렵다는 것을 발견하였다.

이 연구의 한계점으로는 월간 자료를 이용하는데 있다. Bollen and Busse(2001)의 연구결과에 따르면, 일간 자료를 이용하였을 때 시장 타이밍(market timing) 능력이 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 점을 고려할 때, 향후 연구에 일간 자료를 사용하여 분석한 결과는 본 연구의 결과와 차이가 날 수 있을 것이다. 그리고 펀드를 채권형 펀드, 주식형 펀드, 채권주식 혼합형, 주식채권 혼합형 등으로 보다 세분하여 분석을 수행한다면 각 펀드의 운용상의 특징에 따라 다른 결과가 나올 수도 있을 것이다. 이러한 한계점을 보완하면 국내 펀드들의 타이밍 능력에 대해 보다 나은 설명을 할 수 있을 것으로 기대된다.

참 고 문 헌

- 김규영, 김영빈, “CAPM이 가치프리미엄을 설명하는가? : 한국 주식시장에서의 실증분석”, 대한경영학회지, 제20권 제2호, 2007, 667-689.
- 김영갑, “펀드 현금흐름과 추가수익률”, 산업경제연구, 제20권 제3호, 2007, 1027-1046.
- 김홍배, “주식형 펀드의 성과 지속성”, 산업경제연구, 제20권 제3호, 2007, 1007-1025.
- 박범진, “한국주식시장에서 주식형 펀드의 성과결정요인에 관한 연구”, 재무관리연구, 제24권 제1호, 2007, 85-107.
- 박영규, “펀드 투자자와 펀드매니저의 투자행태에 관한 연구”, 재무연구, 제18권 제1호, 2005, 31-67.
- 윤영섭, 손판도, 김성신, “집중된 펀드의 성과가 더 우수한가? : 한국펀드시장에서의 증거”, 2008년도 5개공동학회 공동학술연구발표회, 2008.
- 임응기, 우재룡, “투자신탁 주식형 펀드의 주식보유 자료를 이용한 투자성과평가”, 증권학회지, 제20집, 1997, 139-180.
- 조 담, “우리나라 주식형 펀드의 투자성과에 관한 실증연구”, 재무관리연구, 제12권 제2호, 1994, 109-130.
- Bollen, N. P. B., and J. A. Busse, “On the timing ability of mutual fund managers,” *Journal of Finance*, 56, (2001), 1075-1094.
- Brown, S., W. Goetzmann, R. Ibbotson, and S. Ross, “Survivorship bias in performance studies,” *Review of Financial Studies*, 5, (1992), 553-580.
- Busse, J. A., “Volatility timing in mutual funds : Evidence from daily returns,” *Review of Financial Studies*, 12, (1999), 1009-1041.
- Chen, Y., and B. Liang, “Do market timing hedge funds time the market?” Working paper, 2006.
- Comer, G., “Hybrid mutual funds and market timing performance,” *Journal of Business*, 79, (2006), 771-797.
- Cuthbertson, K., D. Nitzsche, and N. O’Sullivan, “UK mutual fund performance : Skill or luck?” *Journal of Empirical Finance*, 15, (2008), 613-634.
- Efron, B., “Bootstrap methods : Another look at the Jackknife,” *Annals of Statistics*, 7, (1979), 1-26.
- Elton, E., M. Gruber, and C. Blake, “Survivorship bias and mutual fund performance,”

- Review of Financial Studies*, 9, (1996), 1097-1120.
- Fama, E. and K. French, "The Value Premium and the CAPM", *Journal of Finance*, 61, (2006), 2163-2185.
- Goetzmann, W. N., J. Ingersoll, and Z. Ivkovic, "Monthly measurement of daily timers," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35, (2000), 257-290.
- Grinblatt, M. and S. Titman, "A study of monthly mutual fund returns and performance evaluation techniques," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, (1994), 419-444.
- Hall, P., *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, New York : Springer-Verlag, 1992.
- Henriksson, R. D., and R. C. Merton, "On market timing and investment performance. II. Statistical procedures for evaluating forecasting skills," *Journal of Business*, 54, (1981), 513-533.
- Jensen, M., "The performance of mutual funds in the period 1945~1964," *Journal of Finance*, 23, (1968), 389-416.
- Jiang, G. J., T. Yao, and T. Yu, "Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings," *Journal of Financial Economics*, 66, (2007), 724-758.
- Kosowski, R., N. Y. Naik, and T. Melvyn, "Do hedge funds deliver alpha? A Bayesian and bootstrap analysis," *Journal of Financial Economics*, 84, (2007), 229-264.
- Treynor J. L., and K. K. Mazuy, "Can mutual funds outguess the market?" *Harvard Business Review*, 44, (1966), 131-136.

Is There Timing Ability in Korean Equity Funds?

Sangbae Kim* · Jonggoo Park**

〈abstract〉

The purpose of this study is to examine market timing and volatility timing abilities in Korean equity funds by distinguishing 'skill' and 'luck' for individual funds. In this study, we use the funds, which exist more than consecutive 24 month non-overlapping periods. This procedure leaves 545 funds among total 1,904 funds during sample period January 2001 to December 2007. To derive the 'luck' distribution, the cross-sectional bootstrap approach is adopted. From our results, it is found that when the traditional regression approach is adopted, only few Korean equity funds possess market timing and volatility timing abilities. However, based on the 'luck' distributions, which are derived from cross-sectional bootstrap approach, it is found that market timing and volatility timing abilities of Korean equity funds are merely from 'luck' rather than 'skill'.

Keywords : Equity Fund, Luck Distribution, Market Timing, Volatility Timing, Bootstrap

* Assistant Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University.

** School of Business Administration, Kyungpook National University.