국내 주식형 펀드의 생존편의와 인플레이션 헤지에 관한 연구

홍민구*
장국현**

<요 약>

본 연구에서는 국내 주식형펀드의 생존편의에 따른 인플레이션 헤지능력 차이를 살펴보고자 하였다. 분석기간은 2002년 1월부터 2015년 3월까지이며, 표본은 평균 순자산가치(NAV)가 50억 이상이고 주식 편입비중이 80%이상 그리고 24개월 이상 펀드수익률 자료가 존재하는 국내 주식형펀드를 대상으로 하였다. 생존편의에 따른 분석을 위해 2015년 3월까지 존재하는 생존펀드와 존재하지 않는 소멸펀드로 나누어 분석하였다. 특히, 부트스트랩(bootstrap) 방법을 활용하여 인플레이션 헤지능력이 운용실력(skill)에서 기인한 것인지 또는 우연히 행운(luck)에 의해 나타난 것인지 확인하였다. 분석결과 생존펀드에서만 인플레이션 헤지능력을 확인할 수 있었으며, 이러한 생존펀드의 인플레이션 헤지능력은 운용실력(skill)에서 기인한 것으로 추정되었다. 또한 펀드 운용스타일에 따른 생존펀드의 인플레이션 헤지능력을 살펴보았을 때, 소형주와 성장주 각각, 또는 함께 운용하는 생존펀드들이 우수한 인플레이션 헤지능력을 보유한 것으로 나타났다.

주제어: 주식형 펀드, 생존편의, 인플레이션 헤지, 부트스트랩, 운용스타일

* 건국대학교 경영대학, finance7@konkuk.ac.kr
** 교신저자, 건국대학교 경영대학, khchang@konkuk.ac.kr

Ⅰ. 서 론

전 세계가 2008년 글로벌 금융위기 이후 새로운 경제 질서인 뉴 노멀(new normal)시대에 접어들었다. 그리고 뉴 노멀시대의 저성장, 저금리, 저물가는 경제주체인 기업, 정부 그리고 가계 모두에게 부정적인 영향을 미치고 있다. 특히, 세계 주요 국가들은 경기부양의 일환으로 양적완화 정책을 시행하고 있으며, 이는 지속적인 초저금리 시대가 장기적으로 유지되는데 큰 역할을 하고 있다. 또한 양적완화 정책은 시장에 통화량을 증가시켜 인플레이션에 대한 우려를 불러일으키고 있다. 이러한 배경에서 투자자는 투자목적을 달성하는데 어려움을 겪고 있다. 목표 수익률을 달성하기 위해 자산배분(asset allocation)에 있어 금리가 낮은 은행예금보다는 주식이나 채권 등 더 위험한 자산에 투자 비중을 높이게 된다. 하지만 투자자는 직접 위험자산에 대해 분석하고 선정하는데 어려움이 존재한다. 이때 주식형 펀드와 같이 포트폴리오가 이미 구성된 투자 상품에 간접 투자하는 방법은 효과적인 투자 대안이 될 수 있다. 그리고 지금과 같은 경제상황에서 펀드 투자 시 인플레이션 헤지능력은 투자자의 실질수익률 측면에서 중요하게 작용할 수 있다.

펀드의 인플레이션 헤지능력에 관한 국내 연구는 김상배(2015)가 유일하다. 그리고 대부분의 선행연구에서는 개별 주식 또는 주가지수의 인플레이션 헤지능력을 분석하였다. 대표적인 연구로 Bekaert and Wang(2010)와 Ang et al.(2012)를 들 수 있다. Ang et al.(2012)에서는 미국 주식시장에서 거래되는 개별 주식을 대상으로 인플레이션 헤지능력에 대해 실증분석 하였다. 그 결과 전체 주식시장의 인플레이션 헤지능력과는 다르게 개별 주식수익률과 인플레이션율은 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 국내에서도 이근영(2006), 이충언(2013) 등에서 주식수익률과 인플레이션 사이의 관계에 대해 보고하고 있다. 이근영(2006)에서는 실질수익률과 인플레이션 사이에 음(-)의 관계 그리고 이중언(2013)에서는 주식수익률과 기대수익률은 음(-)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다.

Ko(2011)에 따르면 1991년부터 2010년까지 국내 경제분야 및 재무분야의 저널들에서 펀드를 대상으로 많은 연구들이 발표되었다. 특히, 이 기간 발표된 국내 선행연구들의 대부분은 펀드의 경제성에 초점을 두고 있으며, 성과평가 및 지속성, 펀드 흐름, 운용스타일 등을 주제로 다루고 있다. 반면 앞서 언급한 김상배(2015)에서 소수의 국내 주식형 펀드에서 인플레이션 헤지능력을 보여주지만, 이러한 인플레이션 헤지능력도 펀드 매니저의 운용실력(skill)보다는 우연히 행운(luck)에 의해 발생하는 것으로 나타났다. 또한 펀드를 생존편의 측면에서 분석한 연구는 Brown et al.(1992)이 대표적이다. Brown et al.(1992)에서는 위험과 수익률 관계에 따라 그 펀드의 미래 생존여부가 달라진다고 보고하고 있다.

따라서 본 연구에서는 생존편의에 따라 생존펀드와 소멸펀드로 구분하여 국내 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력을 분석하고자 한다. 인플레이션 헤지능력에 대한

검증모형으로는 일반적인 회귀분석을 이용한다. 또한 회귀분석을 통한 인플레이션 헤지능력 검증에서 발생할 수 있는 표본추출오차(sampling variation)를 고려하기 위해 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션 방법을 활용한다. 부트스트랩 시뮬레이션 방법은 Kosowski et al.(2006), Jiang et al.(2007), Fama and French(2010), Cao et al.(2013a), 김상배·박종구(2009) 그리고 김상배(2015)에서 활용한 방법이며, 이를 활용해 횡단면 행운분포(cross-sectional luck distribution)를 도출하여 인플레이셔 헤지능력이 운용실력(skill)인지 또는 행운(luck)인지 구분한다. 마지막으로 펀드의 포트폴리오 구성방법에 따라 인플레이션 헤지능력 차이가 존재할 수 있다. 즉 생존편의에 따라 발생하는 인플레이션 헤지능력을 펀드 운용스타일별로 분류하여 헤지능력을 검증한다. 운용스타일에 따라 펀드를 분류하는 방법의 경우 Chan et al.(2002), 이창준·전형래(2012) 등에서 이용한 4요인 모형을 사용한다.

본 연구가 기존연구들과 비교하였을 때 갖는 차별성으로는 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력을 검증하는데 있어 생존편의에 초점을 맞추고 있다는 점이다. 기존연구들에서는 대부분 주식수익률과 인플레이션의 관계를 연구하였다. 한편 김상배(2015)에서 최초로 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력을 보고하였지만 연구대상인 주식형 펀드를 생존여부에 따라 구분하지 않고 있어 생존편의를 확인하기 어렵다. 또한 생존편의에 따른 인플레이션 헤지능력과 펀드 운용스타일의 관계를 다각적으로 살펴보았다는 점에서 기존연구들과 차이를 갖는다. 선행연구들에서는 펀드의 운용스타일을 단순히 “소형/대형” 그리고 “가치/성장”으로 분류했던 반면 본 연구에서는 “소형/대형”, “가치/성장”뿐만 아니라 “승자/패자”까지 고려하였다. 그리고 다른 운용스타일도 함께 만족하는 “소형·성장”, “소형·승자”, “성장·승자” 등을 고려한 분석도 실시하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 인플레이션 헤지능력을 판단하기 위한 연구모형과 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 설명한다. 제Ⅲ장에서는 본 연구의 대상인 주식형 펀드 자료의 특성을 살펴보고 이을 이용한 실증분석결과를 제시한다. 제Ⅳ장에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 연구 방법론

2.1 인플레이션 헤지 모형

인플레이션 헤지능력은 주식형 펀드 수익률과 인플레이션율의 관계를 통해 알 수 있다. 이를 위해 Bekaert and Wang(2010), Ang et al.(2012), 김상배(2015)에서는 펀드

수익률이 인플레이션율과 유의한 양(+)의 관계를 가질 경우 헤지능력이 있는 것으로 정의하였다. 따라서 인플레이션 헤지능력은 식(1)의 회귀분석에서 추정된 인플레이션 베타(β_i)로 판단할 수 있다.

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i \pi_t + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

여기서, $r_{i,t}$와 π_t는 주식형 펀드 i의 월별 수익률과 월별 인플레이션율을 나타낸다. 식(1)을 통해 추정된 인플레이션 베타(β_i)는 두 가지측면에서 살펴볼 필요가 있다. 첫 번째, 인플레이션 베타(β_i)가 완전헤지능력이 있는지 여부이다. 만약 주식형 펀드 i가 인플레이션에 대해 완전한 헤지능력이 있다면 인플레이션율 변화에 펀드 수익률이 완전히 대응해야 한다. 다시 말해 인플레이션 베타(β_i)가 1이여야 한다. 하지만 Bekaert and Wang(2010)에서 지적하고 있는 것처럼 인플레이션과 완전 연동된 펀드일지라도 인플레이션 베타(β_i)가 1이 되지 않을 수 있다. 두 번째, 인플레이션 베타(β_i)의 통계적 유의성 여부가 중요하다. 주식형 펀드 i의 인플레이션 베타(β_i)가 1로 추정되더라도 통계적으로 유의하지 않다면 인플레이션 헤지능력은 없다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 인플레이션 베타(β_i)의 t-값이 유의한 양(+)의 값일 경우 주식형 펀드 i가 헤지능력이 있다고 정의하였다.[1)]

2.2 부트스트랩 시뮬레이션: 횡단면 행운분포

본 연구에서는 인플레이션 헤지능력을 알아보는데 있어 표본추출오차(sampling variation) 가능성을 최소화하기 위해 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용하였다. 특히, Kosowski et al.(2006), 김상배·박종구(2009), 김상배(2015)에서와 같이 횡단면 부트스트랩 방법을 활용하면 펀드의 인플레이션 헤지능력이 행운(luck)인지 또는 능력(skill)인지를 구별할 수 있다. 따라서 김상배(2015)에서처럼 부트스트랩을 이용하여 펀드의 인플레이션 베타가 0이라는 귀무가설 하에 인플레이션 베타의 t-값에 대한 횡단면 분포(cross-sectional distribution)를 추정하였다. 추정된 횡단면 분포는 표본추출오차를 고려하여 추정되었기 때문에 횡단면 행운분포(cross-sectional luck distribution)라고 할 수 있다. 추정된 횡단면 행운분포와 실제 t-값을 비교하여 유의한 양(+)의 값을 갖는다면 그 펀드는 인플레이션 헤지능력이 있는 것으로 판단할 수 있다.

1) 인플레이션 베타의 t-값을 헤지능력 판단기준으로 삼는 것은 몇 가지 이점이 존재한다. 우선 회귀계수에서는 특이치가 발생할 수 있는데, t-값은 이러한 회귀계수를 표준오차로 나누어줌으로써 특이치 조정이 가능하기 때문이다. 그리고 표준오차가 항상 양수이기 때문에 t-값으로 회귀계수의 부호와 유의성을 동시에 확인할 수 있다.

본 연구에서는 김상배(2015)와 같이 인플레이션 베타(β_i)의 *t*-값에 대한 횡단면 행운분포를 추정하기 위해 다음과 같이 4단계로 진행하였다.

단계1: *n*개의 주식형 펀드 수익률이 있고, 각 주식형 펀드 수익률은 서로 다른 *T*개의 관측치를 갖는다. 이때 식(1)과 같이 주식형 펀드 수익률($r_{i,t}$)을 종속변수로 인플레이션율(π_t)을 설명변수로 하는 회귀분석을 실시한다. 그리고 식 (2)와 같이 추정된 절편($\widehat{\alpha_i}$), 인플레이션 베타($\hat{\beta_i}$)의 *t*-값($t_{i,\beta}$) 그리고 잔차($\widehat{\epsilon_{i,t}}$)를 저장한다.

$$r_{i,t} = \widehat{\alpha_i} + \hat{\beta_i}\pi_t + \widehat{\epsilon_{i,t}} \quad (t = 1, 2, \cdots, T) \tag{2}$$

단계2: 1단계에서 저장한 잔차($\widehat{\epsilon_{i,t}}$)를 *b*번 부트스트랩핑하면 펀드마다 *b*개의 잔차($\widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}}$) 세트(series)를 생성한다. 그리고 생성된 잔차($\widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}}$)와 1단계에서 저장한 절편($\widehat{\alpha_i}$)을 이용하여 식(3)과 같이 인플레이션 베타(β_i)가 0인 주식형 펀드 수익률($\widetilde{r_{i,t}^{b}}$)을 생성한다. 즉, 펀드 마다 생성된 *b*개의 수익률은 인플레이션 베타(β_i)가 0이라는 귀무가설 하에 도출된 것이라고 할 수 있다. 여기서 부트스트랩핑 횟수(*J*)는 1,000번으로 설정한다.

$$\widetilde{r_{i,t}^{b}} = \widehat{\alpha_i} + \widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}} \quad (i = 1, 2, \cdots, n), (t = 1, 2, \cdots, T), (b = 1, 2, \cdots, J) \tag{3}$$

단계3: 부트스트랩 방법을 통해 생성된 주식형 펀드 수익률($\widetilde{r_{i,t}^{b}}$)을 1단계 식(2)에서와 동일하게 인플레이션율(π_t)을 설명변수로 하는 회귀분석을 실시한다. 그리고 식(4)과 같이 추정된 인플레이션 베타($\widetilde{\beta_i^{b}}$)의 *t*-값($\widetilde{t_{i,\beta}^{b}}$)을 저장한다.

$$\widetilde{r_{i,t}^{b}} = \widetilde{\alpha_i^{b}} + \widetilde{\beta_i^{b}}\pi_t + \widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}} \quad (i = 1, 2, \cdots, n), (t = 1, 2, \cdots, T), (b = 1, 2, \cdots, J) \tag{4}$$

식(4)에서 추정된 인플레이션 베타($\widetilde{\beta_i^{b}}$)는 인플레이션 베타가 0이라는 귀무가설 하의 표본추출오차에 의해 나타날 수 있는 베타 값이며, 이는 단순히 행운에 의해 나타난 추정계수로 볼 수 있다.

단계4: 3단계까지 과정을 통해 주식형 펀드 *i*는 1,000개(*J*=1,000)의 $\widetilde{t_{i,\beta}^{b}}$을 가지게 된다. 만약 *n*개의 주식형 펀드에 대해 각각 부트스트랩 시뮬레이션을 1,000번

실행하면, 실행횟수마다 *n*개의 *t*-값을 보유하게 된다. 즉, 다음과 같이 1,000개의 집합으로 $(\widetilde{t^1_{1,\beta}}, \widetilde{t^1_{2,\beta}}, \cdots, \widetilde{t^1_{n,\beta}})$, $(\widetilde{t^2_{1,\beta}}, \widetilde{t^2_{2,\beta}}, \cdots, \widetilde{t^2_{n,\beta}})$, $\cdots$, $(\widetilde{t^{1000}_{1,\beta}}, \widetilde{t^{1000}_{2,\beta}}, \cdots, \widetilde{t^{1000}_{n,\beta}})$ 나타낼 수 있다. 각 *t*-값의 집합에는 개별 펀드의 *t*-값이 존재하며, 이를 분위수(percentile)별 나누어 나타내면 각 분위수마다 횡단면 행운분포($f(\widetilde{t^b_\beta})$)가 도출된다.

따라서 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력이 우연한 행운(luck)인지 또는 운용실력(skill)인지에 대한 통계적 유의성은 식(5)의 *p*-값을 통해 판단할 수 있다.

$$p = \frac{1}{J}\sum_{b=1}^{J} I_b \qquad I_b = \begin{cases} 1 & \text{if } f(t_\beta) > f(\widetilde{t^b_\beta}) \\ 0 & otherwise \end{cases} \tag{5}$$

여기서 $f(t_\beta)$는 식(2)에서 추정한 *n*개의 주식형 펀드 인플레이션 베타의 *t*-값($t_{i,\beta}$)에 대한 분포에서 특정 분위수에 해당되는 *t*-값을 나타낸다. 식(5)에서 $f(t_\beta) > f(\widetilde{t^b_\beta})$면 I_b는 1이고 그렇지 않으면 0이 된다. 따라서 *p*-값이 1에 가까운 값을 가질수록 인플레이션 베타가 0이라는 귀무가설 하에 도출된 횡단면 행운분포가 오른쪽에 위치한다는 것을 의미한다. 이는 결국 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력이 펀드매니저의 능력에 의한 것이라고 볼 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

3.1 자료

본 연구에서는 2002년 1월부터 2015년 3월까지 존재했던 국내 주식형 펀드들 중 평균 순자산가치(NAV) 50억 원 이상, 생존기간 2년(24개월) 이상 그리고 주식편입비중 80% 이상인 996개 펀드를 대상으로 하였다. 단, 인덱스펀드는 본 연구의 표본에서 제외하였다. 또한 생존편의(survivorship bias)에 따른 인플레이션 헤지능력을 살펴보기 위해 표본펀드를 2015년 3월까지 생존여부에 따라 생존펀드와 소멸펀드로 나누어 분석하였다. 이들 펀드들에 대한 자료는 제로인(주)에서 제공받았다. 인플레이션율은 월별 소비자물가지수 성장률을 이용하였으며, 소비자물가지수는 한국은행 경제통계시스템(ECOS)에서 다운받아 사용하였다.

<표 1> 국내 주식형 펀드의 현황

본 표는 2002년 1월부터 2015년 3월까지 국내 주식형 펀드들 중 생존기간 2년 이상, 주식편입비중 80% 이상 그리고 평균 순자산가치(NAV) 50억 원 이상인 펀드에 대한 기초통계량을 보여준다. (단, 인덱스펀드는 제외하였다.)

구분	펀드의 수	평균 수익률(월)	평균 생존기간(월)
생존펀드	836	0.64%	85.95
소멸펀드	160	1.13%	70.64
전체	996	0.72%	83.49

<표 1>에서는 표본펀드에 대한 기초통계량을 보여주고 있다. 본 연구의 표본인 국내 주식형 펀드는 총 996개이며, 2015년 3월까지 생존여부에 따라 펀드를 구분하였을 때 생존펀드는 836개, 소멸펀드 160개로 생존펀드의 수가 더 많은 것으로 나타났다. 펀드의 평균 생존기간은 생존펀드가 약 7년(=85.95/12)으로 약 6년(=70.64/12)의 평균 생존기간을 보여주는 소멸펀드보다 1년 정도 긴 것을 알 수 있다. 하지만 펀드의 평균 수익률은 소멸펀드가 생존펀드보다 더 높음을 보여주고 있다.

3.2 실증분석결과

본 연구의 목적인 생존편의에 따른 인플레이션 헤지능력 차이를 살펴보기 위해 식(1)을 생존펀드와 소멸펀드로 나누어 회귀분석을 실시하였다. <표 2>에서는 생존펀드와 소멸펀드로 나누어 분석 한 결과를 유의수준 10%, 5%, 1%에 따라 제시하고 있다. 먼저 유의수준 10%에서 생존펀드는 200개(≒24%)의 펀드가 인플레이션 헤지능력이 있는 것으로 나타났다. 반면 소멸펀드는 1개(≒0.6%)의 펀드만이 인플레이션 헤지능력이 있음을 보여주고 있다. 나머지 유의수준 5%와 1%에서도 같은 양상을 살펴볼 수 있다. 특히 생존펀드의 경우 대부분 양(+)의 인플레이션 베타 값을 보여주고 있다. 하지만 소멸펀드는 음(−) 인플레이션 베타 값을 나타내고 있다. 이는 생존여부에 따른 인플레이션 헤지능력 차이 생존편의가 존재할 수 있음을 확인할 수 있는 대목이다.

<표 2>에 제시된 결과보다 생존여부에 따른 인플레이션 헤지능력 차이를 명확하게 살펴볼 수 있는 방법은 김상배(2015)에서와 같이 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 이용하여 인플레이션 베타의 *t*-값을 추정하여 비교해 보는 것이다. 김상배(2015)에서는 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 도출한 *t*-값이 원자료 인플레이션 베타의 *t*-값보

다 오른쪽에 분포할 수 있음을 제시하고 있다. 즉, 단순한 회귀분석만으로는 표본추출오차가 존재할 수 있어 우연히 유의한 양(+)의 인플레이션 베타가 추정될 수 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서도 김상배(2015)와 마찬가지로 부트스트랩 방법을 이용하여 생존여부에 따른 인플레이션 헤지능력을 살펴볼 필요가 있다.

<표 2> 국내 주식형 펀드의 인플레이션 베타 추정결과

본 표는 2002년 1월부터 2015년 3월까지 국내 주식형 펀드들 중 생존기간 2년 이상, 주식편입비중 80% 이상 그리고 평균 순자산가치(NAV) 50억 원 이상인 펀드를 대상으로 하였다. 전체 표본펀드의 수는 996개이며, 생존펀드 836개 그리고 소멸펀드 160개이다. 개별 펀드수익률에 대해 추정된 인플레이션 베타를 10%, 5% 그리고 1% 유의수준에 따라 나누었다. 인플레이션 베타에 대한 *t*-값은 Newey-West adjusted *t*-값을 이용하였다.

구분	인플레이션 베타	유의수준		
		10%	**5%**	**1%**
생존펀드	유의한 양(+)	200	75	10
	유의하지 않는 양(+)	597	722	787
	유의하지 않은 음(-)	39	39	39
	유의함 음(-)	0	0	0
	합계	836개	836개	836개
소멸펀드	유의한 양(+)	1	0	0
	유의하지 않는 양(+)	61	62	62
	유의하지 않은 음(-)	88	95	98
	유의함 음(-)	10	3	0
	합계	160개	160개	160개

<표 3>에서는 생존여부에 따라 생존펀드와 소멸펀드로 나누어 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값을 정리한 것이다. 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값은 각 분위수(percentile)별로 구분하였으며, 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값은 각 분위수별 존재하는 1,000개의 *t*-값의 평균을 계산하였다. 생존펀드의 경우 99% 분위수를 제외한 나머지 분위수에서 원자료의 *t*-값이 부트스트랩의 *t*-값보다 큰 것을 확인할 수 있다. 그리고 *p*-값은 90% 분위수 이하에서 1에 매우 가까우며, *t*-값 또한 1.913으로 유의수준 10%(1.645)에서 유의한 것으로 나타났다. 반면 소멸펀드의 경우 모든 분위수에서 원자료의 *t*-값이 부트스트랩 *t*-값보다 작고, 동시에 *p*-값도 모두 1보다 작은 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 생존펀드의 인플레이션 헤지능력이 우연한 행운(=표본추출 오차)에 의한 결과가 아

닌 실제 능력에 의한 것임을 의미한다. 또한 소멸펀드는 인플레이션 헤지능력이 없음을 확인 시켜주고 있다. 따라서 주식형 펀드에서는 생존편의에 따른 헤지능력 차이가 있음을 알 수 있다.

<표 3> 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과: 생존펀드 vs 소멸펀드

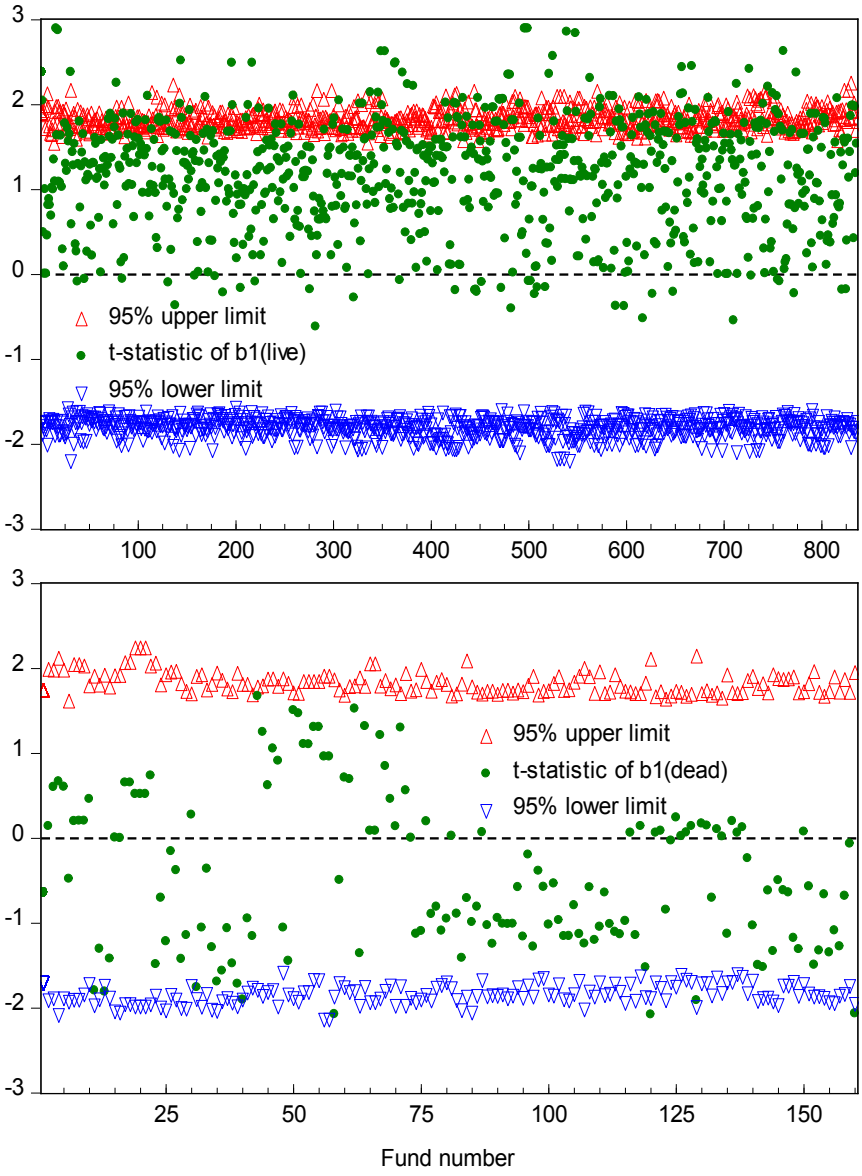
본 표는 생존펀드와 소멸펀드의 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. 생존펀드와 소멸펀드의 구분은 2015년 3월까지 존재여부에 따라 존재하면 생존펀드 존재하지 않으면 소멸펀드로 분류하였다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile	**생존펀드**			**소멸펀드**		
(%)	**원자료**	**부트스트랩**	***p*-값**	**원자료**	**부트스트랩**	***p*-값**
1	-0.241	-2.591	1.000	-2.071	-2.566	0.811
5	0.004	-1.788	1.000	-1.737	-1.792	0.477
10	0.186	-1.377	1.000	-1.481	-1.389	0.311
20	0.639	-0.900	1.000	-1.230	-0.909	0.133
40	1.080	-0.268	1.000	-0.950	-0.272	0.006
80	1.704	0.901	1.000	0.367	0.877	0.013
85	1.801	1.113	1.000	0.613	1.096	0.023
90	1.913	1.387	0.993	0.880	1.368	0.031
91	1.954	1.454	0.988	0.961	1.434	0.038
92	1.990	1.529	0.980	1.028	1.507	0.050
93	2.017	1.611	0.959	1.105	1.590	0.055
94	2.063	1.704	0.933	1.201	1.678	0.068
95	2.099	1.808	0.876	1.276	1.782	0.051
96	2.148	1.938	0.800	1.308	1.902	0.035
97	2.351	2.088	0.819	1.315	2.054	0.017
98	2.450	2.292	0.712	1.480	2.261	0.012
99	2.626	2.627	0.552	1.522	2.609	0.002

생존펀드와 소멸펀드에 대한 인플레이션 헤지능력 차이는 [그림 1]을 통해 보다 직관적으로 확인할 수 있다. [그림 1]은 개별 펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩에서 도출된 95%상한 *t*-값과 95%하한 *t*-값을 보여주고 있다. 생존펀드의 *t*-값은 대부분 0보다 크며, 부트스트랩 95%상한 *t*-값보다 위에 위치해 헤지능력이 있음을 보여주고 있다. 하지만 소멸펀드의 *t*-값은 어느 한 방향으로 쏠려있지 않고, 0을 중심으로 분포하고 있다. 특히 소멸펀드의 *t*-값은 부트스트랩 95%상한 값과 95%하한 값 사이에 위치하고 있어 인플레이션 헤지능력이 없음을 보여주고 있다.

[그림 1] 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값: 생존펀드 vs 소멸펀드

본 그림은 생존펀드(live)와 소멸펀드(dead)에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 도시한 것이다. 그림에서 ●는 개별 생존펀드와 소멸펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값이며, △과 ▽는 부트스트랩에서 도출된 *t*-값 중 95%상한 값과 95%하한 값을 나타낸다.



3.3 강건성 검정

본 연구에서는 인플레이션 베타가 0인 펀드 수익률을 생성하는데 있어 회귀분석

잔차를 이용한 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 활용하였다. 하지만 이러한 부트스트랩 방법은 Cao et al.(2013)에서 보고하고 있듯이 몇 가지 단점을 가지고 있다. 우선 회귀분석 잔차에 계열상관(serial dependence)과 이분산성(heteroscedasticity)이 존재할 수 있다. 또는 펀드들 사이의 횡단면 상관관계(cross-sectional correlation)가 있을 수 있다. 따라서 생존펀드의 인플레이션 헤지능력에 대해 강건성 검증을 실시할 필요가 있다. 이러한 점을 고려하기 위해 본 연구에서는 시이브 부트스트랩(sieve bootstrap) 방법을 추가로 실시하였다. 본 연구에서 실시하는 시이브 부트스트랩 방법은 Cao et al.(2013) 그리고 김상배(2015)와 같이 모수적 접근(parametric approach) 방법을 이용하는 측면에선 같다. 하지만 개별 펀드에서 추정한 잔차($\widehat{\epsilon_{i,t}}$)를 p-차 자기회귀과정 즉 AR(p)모형으로 설정한 부분에선 차이를 보여준다.

본 연구에서는 개별 펀드에서 추정한 잔차($\widehat{\epsilon_{i,t}}$)를 ARMA(1,1)모형 또는 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)모형으로 설정한다. ARMA(1,1)모형의 설정은 Cao et al.(2013)과 김상배(2015)에서처럼 AR(p)모형을 개별 펀드마다 다른 시차(p)로 설정해야하는 번거로움을 해결해줄 뿐 아니라 모형의 간결성 원칙을 통해 추정 모수의 수를 줄일 수 있는 이점이 있다. 또한 이분산성을 고려하기 위해 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)모형을 추가로 설정하여, 펀드 자료에서 존재할 수 있는 이분산성을 고려한다.

구체적인 시이브 부트스트랩 방법은 다음과 같다.

첫 번째 과정으로 부트스트랩의 1단계 식(2)에서 추정한 잔차($\widehat{\epsilon_{i,t}}$)를 이용하여 ARMA(1,1)모형 또는 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)모형을 추정하고, 그 추정계수들을 저장한다. 두 번째 과정으로 ARMA(1,1)모형 또는 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)모형에서 추정한 잔차를 이용하여 1,000번 부트스트랩핑하고 앞서 저장한 추정계수들을 이용하여 개별 펀드의 잔차($\widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}}$)를 도출한다. 이렇게 도출된 잔차($\widetilde{\epsilon_{i,t}^{b}}$)를 부트스트랩 2단계, 3단계 그리고 4단계에 적용하여 횡단면 행운분포를 추정한다.

시이브 부트스트랩을 이용하여 생존펀드에 대해 인플레이션 베타의 t-값을 추정한 결과는 <표 4>에서 확인할 수 있다. <표 4>의 ARMA(1,1)와 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)는 추정된 잔차에 적용한 모형을 나타낸다. 생존펀드의 시이브 부트스트랩 결과는 <표 3>의 생존펀드에 대한 결과와 큰 차이가 없음을 확인할 수 있다. ARMA(1,1)과 ARMA(1,1)-GARCH(1,1) 모두에서 매우 유의한 인플레이션 헤지능력이 있음을 확인할 수 있는데, 두 경우 모두 유의수준 5%의 *p*-값에서 유의한 *t*-값을 보여주고 있다. 특히, 이러한 양상은 93% 분위수까지 나타나는 것을 알 수 있다. 따라서 생존펀드의 인플레이션 헤지능력은 계열상관, 이분산성 등을 고려하였을 때도 강건하게 존재하는 것을 알 수 있다.

<표 4> 시이브 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과

본 표는 생존펀드에 대한 시이브 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. ARMA(1,1)은 시이브 부트스트랩핑에서 ARMA(1,1)을 사용한 것을 나타내며 ARMA(1,1)-GARCH(1,1)은 시이브 부트스트랩핑에서 ARMA(1,1)뿐만 아니라 이분산성도 고려하였음을 나타낸다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile (%)	원자료	ARMA(1,1)		ARMA(1,1)-GARCH(1,1)	
		부트스트랩	*p*-값	부트스트랩	*p*-값
1	-0.241	-2.599	1.000	-2.597	1.000
5	0.004	-1.777	1.000	-1.787	1.000
10	0.186	-1.367	1.000	-1.373	1.000
20	0.639	-0.888	1.000	-0.895	1.000
40	1.080	-0.258	1.000	-0.263	1.000
80	1.704	0.909	1.000	0.908	1.000
85	1.801	1.121	1.000	1.120	1.000
90	1.913	1.394	0.989	1.394	0.992
91	1.954	1.459	0.984	1.461	0.989
92	1.990	1.533	0.975	1.535	0.980
93	2.017	1.614	0.965	1.615	0.958
94	2.063	1.707	0.926	1.704	0.934
95	2.099	1.807	0.877	1.811	0.885
96	2.148	1.934	0.802	1.938	0.807
97	2.351	2.091	0.832	2.090	0.840
98	2.450	2.295	0.707	2.292	0.734
99	2.626	2.613	0.561	2.625	0.550

3.4 운용스타일에 따른 헤지능력

주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력이 생존여부에 따라 차이가 있음을 확인하였다. 특히 생존펀드와 소멸펀드의 인플레이션 헤지능력 차이는 부트스트랩 방법을 활용하였을 때 보다 명확한 차이를 보여준다. 이러한 생존펀드의 인플레이션 헤지능력은 펀드의 운용스타일에서 기인할 수 있다. 이창준·전형래(2012)의 연구결과에 따르면 국내 주식형 펀드는 대형주와 성장주에 상대적으로 쏠려있음을 보고하고 있다. 이에 따라 김상배(2015)에서도 운용스타일에 따른 인플레이션 헤지능력을 분석하였다.

따라서 본 연구에서도 생존펀드의 인플레이션 헤지능력이 펀드 운용스타일에서 기인했는지 여부를 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 생존펀드를 운용스타일에 따라 구

분하고, 구분된 생존펀드의 헤지능력을 추정해봄으로써 생존편의와 운용스타일의 관계를 알아본다.

생존펀드를 운용스타일에 따라 구분하기 위한 방법으로는 Chan et al.(2002), 고봉찬 외2(2011) 등 에서 이용한 방법을 활용하였다. 단, 본 연구에서는 이창준·전형래(2012), 이준서(2016) 등에서 모멘텀요인을 추가로 고려한 Carhart(1997)의 4요인 모형을 사용하였다. 모멘텀요인을 고려할 경우 펀드의 운용결과에 대한 사후적인 분석이 가능하다. 다음 식(6)은 생존펀드를 운용스타일을 구분하는 모형을 나타낸다.

$$r_{i,t} - r_{f,t} = \gamma_i + \gamma_i^{mkt} MKT_t + \gamma_i^{smb} SMB_t + \gamma_i^{hml} HML_t + \gamma_i^{wml} WML_t + e_{i,t} \quad (6)$$

여기서 MKT_t, SMB_t, HML_t 그리고 WML_t은 각각 시장초과수익률, 규모요인, 가치주요인 그리고 모멘텀요인을 나타낸다. 시장초과수익률은 KOSPI지수 수익률과 KOSDAQ지수 수익률을 시가총액에 따라 가중평균한 시장수익률에서 무위험이자율($r_{f,t}$)인 CD91일물의 월별수익률을 차감하여 사용하였다. 그리고 규모요인, 가치주요인 그리고 모멘텀요인은 FnGuide에서 제공되는 시가총액규모, 시장가 대비 장부가, 그리고 모멘텀 기준으로 산출된 지수를 이용하였다.

운용스타일은 각 요인의 계수 부호를 이용하여 구분한다. 우선 규모요인 추정계수(γ_i^{smb})가 양수(음수)이면 그 펀드는 소형주(대형주)에 주로 투자한다는 것을 의미하고 가치주요인 추정계수(γ_i^{hml})가 양수(음수)이면 그 펀드는 가치주(성장주)에 주로 투자한다는 것으로 해석할 수 있다. 그리고 새롭게 고려한 모멘텀요인 추정계수(γ_i^{wml})가 양수(음수)이면 그 펀드가 투자한 주식이 주로 상승(하락)했음을 확인할 수 있다.

<표 5>에서는 개별 생존펀드의 운용스타일을 소형과 대형으로 구분하여 추정한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩 시뮬레이션 *t*-값을 분위수별로 정리한 것이다. 생존하는 주식형 펀드 836개 중 소형으로 분류된 펀드는 226개, 대형으로 분류된 펀드는 610개로 대형으로 분류되어 생존하는 많은 펀드들이 대형주 위주의 운용스타일을 갖는 것으로 나타났다. 먼저 소형인 생존펀드의 *p*-값을 살펴보았을 때 97% 분위수까지 유의수준 5%를 만족하고 있다. 그리고 이때 *t*-값도 2.779로 매우 유의해 인플레이션 헤지능력이 있음을 보여주고 있다. 반면 대형인 생존펀드는 90% 분위수까지 유의수준 5%의 *p*-값을 만족하지만 *t*-값이 1.787로 유의하지 않다. 유의한 *t*-값 1.968(96% 분위수)을 갖는 경우 *p*-값은 0.624로 헤지능력이 유의하다고 보기 어렵다. 따라서 생존펀드에서도 소형주에 투자한 펀드들이 인플레이션 헤지능력이 있으며 생존펀드임에도 대형주에 투자하는 운용스타일을 가질 경우 인플레이션 헤지능력은 우연히 행운에 의해 발생한다고 볼 수 있다.

<표 5> 운용스타일에 따른 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과: 소형 vs 대형

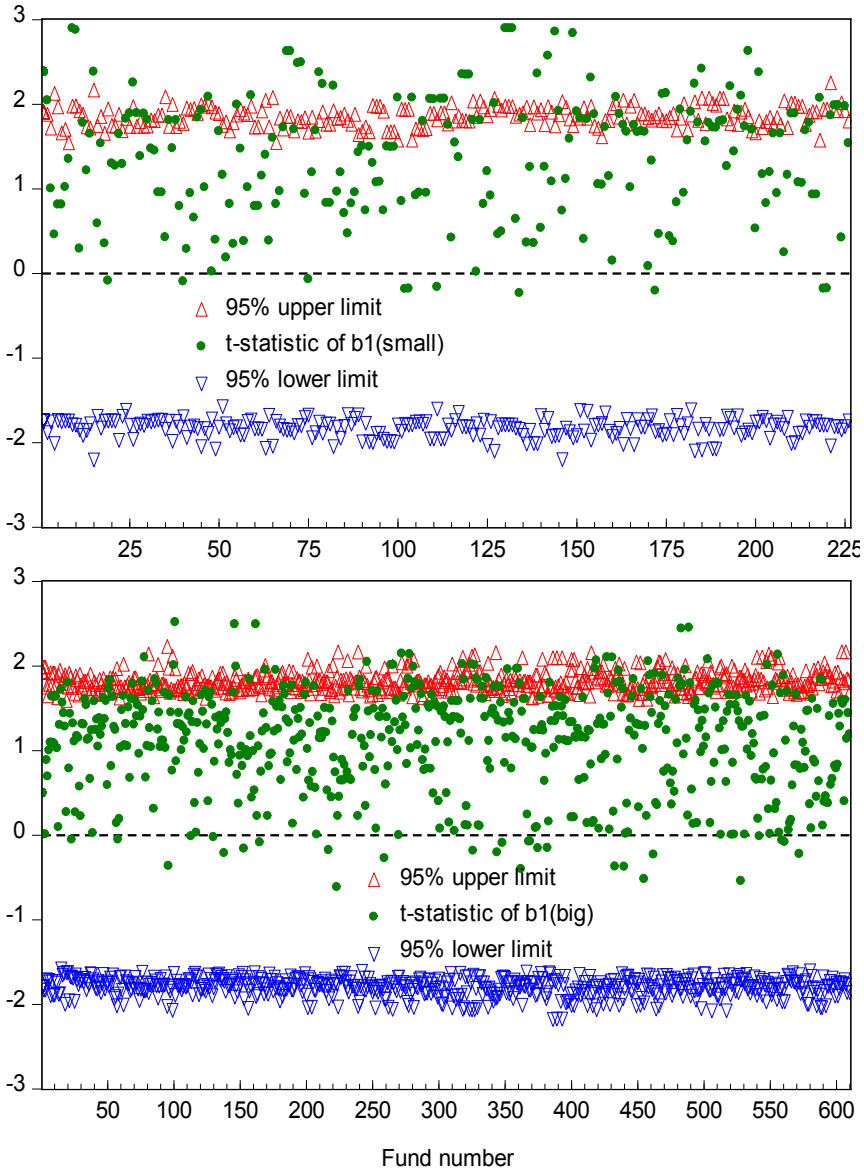
본 표는 생존펀드의 운용스타일을 소형(small)과 대형(big)으로 구분하여 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. 운용스타일의 구분은 SMB에 대한 생존펀드의 추정계수 부호가 양(+)이면 소형, 음(-)이면 대형을 기준으로 하였다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile (%)	소형(small)			대형(big)		
	원자료	부트스트랩	*p*-값	원자료	부트스트랩	*p*-값
1	-0.192	-2.630	1.000	-0.369	-2.566	1.000
5	0.021	-1.811	1.000	0.003	-1.777	1.000
10	0.375	-1.392	1.000	0.140	-1.371	1.000
20	0.779	-0.905	1.000	0.589	-0.898	1.000
40	1.165	-0.269	1.000	1.062	-0.267	1.000
80	1.986	0.909	1.000	1.608	0.897	1.000
85	2.082	1.124	1.000	1.666	1.110	0.997
90	2.307	1.399	1.000	1.787	1.382	0.955
91	2.350	1.470	1.000	1.799	1.450	0.936
92	2.366	1.543	0.999	1.827	1.524	0.902
93	2.380	1.631	0.995	1.841	1.603	0.839
94	2.416	1.724	0.987	1.852	1.697	0.741
95	2.509	1.831	0.984	1.949	1.802	0.746
96	2.626	1.961	0.969	1.968	1.923	0.624
97	2.779	2.118	0.951	2.010	2.073	0.490
98	2.877	2.323	0.907	2.067	2.276	0.317
99	2.896	2.641	0.735	2.141	2.604	0.134

[그림 2]에서는 생존펀드의 운용스타일을 소형(small)과 대형(big)으로 구분하여 추정한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 도시하고 있다. [그림 2]를 살펴보면 소형과 대형 스타일의 *t*-값이 대부분 0보다 큰 것을 확인할 수 있다. 이는 두 스타일의 생존펀드가 대부분 인플레이션 헤지능력이 있는 것을 나타낸다. 하지만 <표 5>에서 확인하였듯이 운용실력에 의한 인플레이션 헤지능력인지 행운에 의한 인플레이션 헤지능력인지에 대해선 차이를 보여주고 있다. 소형인 생존펀드에서 전체 많은 수의 인플레이션 베타의 *t*-값이 부트스트랩에서 도출된 95%상한 *t*-값보다 위에 위치하는 것을 확인할 수 있다. 반면 대형인 생존펀드에서는 인플레이션 베타의 *t*-값이 0과 부트스트랩에서 도출된 95%상한 *t*-값 사이에 대부분 분포하고 있어 헤지능력이 행운에서 기인하는 것으로 추정할 수 있다.

[그림 2] 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값: 소형 vs 대형

본 그림은 생존펀드의 운용스타일을 소형(small)과 대형(big)으로 구분하여 추정한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap)에서 도출된 *t*-값을 도시한 것이다. 그림에서 ●는 소형 및 대형 스타일 펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값이며, △과 ▽는 부트스트랩에서 도출된 *t*-값 중 95%상한 값과 95%하한 값을 나타낸다.



<표 6>은 <표 5>와 마찬가지로 생존펀드의 운용스타일을 가치와 성장으로 구분하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 생존펀드 중 가치로 분류된 펀드는 569개, 성장으로 분류된 펀드는 267개로 나타났다. 생존한 펀드 중 많은 펀드들이 가치주 위주의 운용스타일을 가지는 걸 확인할 수 있다. 두 스타일에 따른 인플레이션 헤지능력을 살펴보면 가치인 생존펀드는 유의수준 5%의 *p*-값에서 *t*-값이 1.960보다 작은

1.848을 보여주고 있어 헤지능력이 행운에 의한 것임을 알 수 있다. 반면 성장인 생존펀드는 95% 분위수에서 유의수준 5%의 *p*-값과 유의한 *t*-값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 성장주에 투자하고 있는 펀드의 인플레이션 헤지능력이 운용실력에서 기인하다고 볼 수 있다.

<표 6> 운용스타일에 따른 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과: 가치 vs 성장

본 표는 생존펀드의 운용스타일을 가치(value)와 성장(growth)으로 구분하여 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. 운용스타일의 구분은 HML에 대한 생존펀드의 추정계수 부호가 양(+)이면 가치, 음(-)이면 성장을 기준으로 하였다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile	가치(value)			성장(growth)		
(%)	원자료	부트스트랩	*p*-값	원자료	부트스트랩	*p*-값
1	-0.343	-2.577	1.000	-0.229	-2.594	1.000
5	-0.017	-1.785	1.000	0.132	-1.792	1.000
10	0.114	-1.378	1.000	0.232	-1.379	1.000
20	0.647	-0.901	1.000	0.534	-0.896	1.000
40	1.044	-0.269	1.000	1.182	-0.264	1.000
80	1.646	0.896	1.000	1.817	0.911	1.000
85	1.730	1.109	0.999	1.916	1.121	1.000
90	1.835	1.385	0.976	2.075	1.392	0.993
91	1.848	1.452	0.958	2.086	1.459	0.988
92	1.890	1.527	0.930	2.129	1.533	0.981
93	1.952	1.609	0.915	2.143	1.614	0.967
94	1.998	1.698	0.882	2.283	1.707	0.965
95	2.021	1.804	0.812	2.350	1.813	0.945
96	2.063	1.929	0.723	2.379	1.935	0.901
97	2.102	2.086	0.566	2.544	2.090	0.886
98	2.374	2.287	0.631	2.860	2.297	0.913
99	2.490	2.605	0.445	2.895	2.626	0.754

본 연구에서 운용스타일을 구분하는데 있어 새롭게 추가한 모멘텀요인으로 승자와 패자로 구분하여 추정한 결과를 <표 7>에 제시하고 있다. 생존펀드에서 승자로 분류된 펀드는 670개, 패자로 분류된 펀드는 166개로 나타났다. 이는 생존펀드가 투자한 주식이 상당수 상승했음을 의미한다. 승자인 생존펀드는 95% 분위수에서 유의수준 5%의 *p*-값과 2.074의 *t*-값을 보여주고 있어 인플레이션 헤지능력이 우수한 것을 알 수 있다. 그러나 패자인 생존펀드의 경우 유의수준 5%인 85% 분위수에서 *t*-값이

유의하지 않아 생존펀드임에도 불구하고 인플레이션 헤지능력이 운용실력보다는 우연히 행운에 의해 발생하는 것으로 나타났다. 따라서 승자와 패자로 구분된 생존펀드의 결과를 종합해보면 주식형 펀드가 투자한 주식의 성과는 인플레이션 헤지능력과 연관이 있음을 보여준다.

<표 7> 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과: 승자 vs 패자

본 표는 생존펀드를 승자(winner)와 패자(loser)로 구분하여 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. 운용스타일의 구분은 WML에 대한 생존펀드의 추정계수 부호가 양(+)이면 승자, 음(-)이면 패자를 기준으로 하였다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile (%)	승자(winner)			패자(loser)		
	원자료	부트스트랩	*p*-값	원자료	부트스트랩	*p*-값
1	-0.229	-2.577	1.000	-0.520	-2.602	1.000
5	0.003	-1.782	1.000	-0.001	-1.797	1.000
10	0.185	-1.376	1.000	0.187	-1.378	1.000
20	0.646	-0.900	1.000	0.443	-0.899	1.000
40	1.144	-0.269	1.000	0.931	-0.265	1.000
80	1.762	0.898	1.000	1.443	0.904	0.991
85	1.832	1.109	1.000	1.519	1.122	0.951
90	1.952	1.383	0.993	1.693	1.400	0.863
91	1.991	1.449	0.990	1.706	1.469	0.813
92	2.011	1.524	0.982	1.759	1.544	0.778
93	2.074	1.608	0.969	1.802	1.630	0.723
94	2.100	1.699	0.937	1.892	1.719	0.721
95	2.139	1.806	0.897	1.961	1.818	0.695
96	2.338	1.932	0.918	1.964	1.939	0.566
97	2.383	2.082	0.839	2.060	2.096	0.499
98	2.493	2.282	0.751	2.063	2.311	0.307
99	2.796	2.615	0.710	2.064	2.608	0.135

다음으로는 운용스타일 조합에 따른 생존펀드의 인플레이션 헤지능력을 살펴 볼 수 있다. 실제 펀드가 소형, 대형, 성장, 가치 중 하나의 주식에만 투자하지 않기 때문에 운용스타일을 조합하여 헤지능력을 살펴볼 필요가 있다. 인플레이션 헤지능력이 존재하는 운용스타일 간의 조합을 고려하여 생존펀드에서 소형과 성장의 운용스타일을 모두 만족하는 펀드를 선별하였다. 소형·성장인 생존펀드의 분류는 SMB의 추정계수 부호는 양(+) 그리고 HML의 추정계수 부호는 음(-)을 동시에 만족하는 경

우로 정의하였다.

<표 8>에서는 생존펀드의 운용스타일을 소형·성장으로 구분하여 추정한 결과를 보여주고 있다. 생존펀드 836개에서 소형과 성장을 모두 충족한 펀드는 80개에 불과한 것으로 나타났다. 이는 KOSPI와 KOSDAQ 두 주식시장에서 소규모의 성장주 수가 적거나 이러한 주식으로 운용되는 펀드들이 많지 않음을 의미한다. 소형·성장인 생존펀드는 97% 분위수까지 유의수준 5%의 *p*-값을 보여주고 있다. 또한 이때 *t*-값도 매우 유의한 것으로 나타났다. 이는 <표 5>와 <표 6>의 소형인 생존펀드 그리고 성장인 생존펀드와 거의 유사한 결과임을 알 수 있다. 하지만 원자료의 *t*-값을 비교했을 때 소형·성장인 생존펀드가 가장 큰 2.895로 나타났다. 이러한 결과는 펀드를 소형·성장주로 운용하였을 때 인플레이션 헤지능력이 가장 뛰어날 수 있음을 의미한다.

<표 8> 운용스타일에 따른 인플레이션 베타의 *t*-값 추정결과: 소형·성장

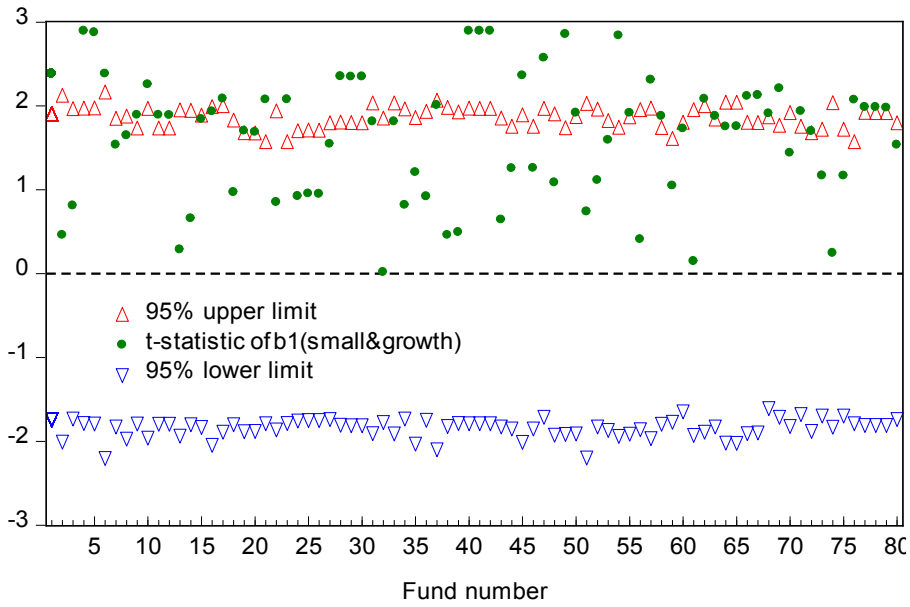
본 표는 소형·성장 운용스타일을 갖는 생존펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 각 분위수(percentile)에 따라 구한 것이다. 운용스타일의 구분은 SMB의 추정계수 부호는 양(+) 그리고 HML의 추정계수 부호는 음(-)을 동시에 만족하는 경우로 정의하였다. 부트스트랩은 각 분위수별 평균값을 나타낸다.

percentile (%)	**소형·성장**		
	원자료	**부트스트랩**	***p*-값**
1	0.058	-2.539	1.000
5	0.347	-1.812	1.000
10	0.568	-1.389	1.000
20	0.936	-0.904	1.000
40	1.620	-0.271	1.000
80	2.232	0.908	1.000
85	2.351	1.114	0.998
90	2.477	1.396	0.991
91	2.651	1.468	0.993
92	2.840	1.547	0.997
93	2.854	1.628	0.993
94	2.871	1.720	0.989
95	2.886	1.822	0.981
96	2.895	1.940	0.965
97	2.895	2.082	0.934
98	2.896	2.290	0.867
99	2.896	2.546	0.738

[그림 3]에서는 소형·성장인 생존펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩에서 도출된 95%상한 *t*-값과 95%하한 *t*-값을 도시하고 있다. [그림 3]를 살펴보면 소형·성장인 생존펀드가 80개의 적은 수임에도 불구하고 *t*-값은 전부 0보다 크며, 그 중 많은 수의 펀드가 부트스트랩 95%상한 *t*-값보다 위에 위치해 있는 걸 확인할 수 있다. 이는 소형·성장인 생존펀드의 인플레이션 헤지능력이 매우 뛰어남을 직관적으로 보여주는 대목이라 할 수 있다.

[그림 3] 부트스트랩 인플레이션 베타의 *t*-값: 소형·성장

본 그림은 생존펀드에서 소형·성장(small&growth) 스타일의 펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값과 부트스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 이용해 도출된 *t*-값을 도시한 것이다. 그림에서 ● 는 소형·성장 스타일 펀드에 대한 인플레이션 베타의 *t*-값이며, △과 ▽는 부트스트랩에서 도출된 *t*-값 중 95%상한 값과 95%하한 값을 나타낸다.



Ⅳ. 요약 및 결론

2008년 글로벌 금융위기 이후 국내외 주식형 펀드의 시장규모는 꾸준히 성장하고 있다. 특히, 주요국가의 양적완화 정책에 따른 지속적인 저금리와 물가상승 위험의 증가는 투자자들로 하여금 간접 투자 비중을 높이는 요인으로 작용하고 있다. 따라

서 본 연구에서는 생존편의에 따른 국내 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력을 검증 하였다. 또한 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 활용하여 인플레이션 헤지능력이 운용실력(skill)에서 기인한 것인지 또는 그냥 행운(luck)에 의해 나타난 것인지 확인하였다. 마지막으로 펀드의 인플레이션 헤지능력과 운용스타일 사이의 관계를 살펴보고자 하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 표본기간 2002년 1월부터 2015년 3월까지 생존여부에 따라 국내 주식형 펀드를 생존펀드와 소멸펀드로 구분하여 인플레이션 헤지능력을 살펴본 결과 생존펀드에서만 인플레이션 헤지능력을 확인할 수 있었다. 특히, 소멸펀드에서는 인플레이션 베타의 부호와 유의성 모두에서 헤지능력을 뒷받침해주지 못했다. 둘째, 부트스트랩을 활용하여 생존펀드의 인플레이션 헤지능력을 분석한 결과 생존펀드의 헤지능력은 운용실력에 의한 것임을 알 수 있었다. 셋째, 펀드 운용스타일에 따른 생존펀드의 인플레이션 헤지능력을 살펴보았을 때, 소형주과 성장주 각각 또는 함께 운용하는 생존펀드들이 우수한 인플레이션 헤지능력을 보유한 것으로 나타났다. 나머지 대형과 가치인 생존펀드의 경우 행운에 의한 인플레이션 헤지능력임을 보여주었다. 마지막으로 승자와 패자로 분류된 생존펀드의 인플레이션 헤지능력을 분석한 결과 스킬면에서 상대적으로 패자보다는 승자펀드의 인플레이션 헤지능력이 더 뛰어난 것으로 추정되었다.

본 연구에서는 인플레이션 헤지능력과 주식형 펀드의 생존여부 사이에 관계를 보여주고 있어 인플레이션 위험을 고려하고 있는 투자자에게 펀드 선택에 대한 시사점을 주고 있다. 또한 주식형 펀드의 운용스타일이 인플레이션 헤지능력에 미치는 영향을 제시하고 있다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다.

참 고 문 헌

고봉찬, 장욱, 최영수, “국내 주식형 펀드의 스타일 분석과 활용,” 선물연구, 제19권, 2011, pp. 91-120.

김상배, “국내 주식형펀드와 인플레이션 헤지,” 재무연구, 제28권 제1호, 2015, pp. 135-162.

이근영, “주식수익률과 물가간의 인과관계,” 경제학연구, 제54권, 2006, pp. 189-222.

이준서, “한국형 헤지펀드 평가모형 도출 및 성과분석,” 한국증권학회지, 제45권 제1호, 2016, pp. 1-34.

이창준, 전형래, “한국 주식형 펀드의 운용스타일 지속성에 관한 연구,” 재무관리연구, 제29권, 2012, pp. 83-106.

이충언, “우리나라에서의 주가와 인플레이션의 상관관계,” 국제지역연구, 제17권, 2013, pp. 97-117.

Ang, A., M. Brière, and O. Signori, “Inflationa and Individual Equities,” *NBER working paper*, No 17798, 2012.

Bekaert, G. and E. Engstrom, “Inflation and the Stock Market: Understanding the Fed Model,” *Journal of Monetary Economics*, Vol 57, 2010, pp. 278-294.

Bekaert, G. and X. S. Wang, “Inflation Risk and the Inflation Risk Premium,” *Economic Policy*, Vol 25, 2010, pp. 755-806.

Bodie, Z., “Common Stocks as a Hedge against Inflation,” *Journal of Finance*, Vol 31, 1976. pp. 459-470.

Brown, S. J., W. Goetzmann, R. G. Ibbotson, and S. A. Ross, “Survivorship Bias in Performance Studies,” *Review of Financial Studies*, Vol 5, 1992, pp. 553-580.

Cao, C., T. T. Simin, and Y. Wang, “Do Mutual Fund Managers Time Market Liquidity,” *Journal of Financial Markets*, Vol 16, 2013a, pp. 279-307.

Cao, C., Y. Chen, B. Liang, and A. W. Lo, “Can Hedge Funds Time Market Liquidity?,” *Journal of Financial Economics*, Vol 109, 2013b, pp. 493-516.

Carhart, M., “On persistence in Mutual Fund Performance,” *Journal of Finance*, Vol 52, 1997, pp. 57-82.

Chan, L. K. C., H-L. Chen, and J. Lakonishok, “On Mutual Fund Investment Styles,” *Review of Financial Studies*, Vol 15, 2002, pp. 1407-1437.

Fama, E. and K. French, “Luck Versus Skill in the Cross-Section of Mutual Fund Returns,” *Journal of Finance*, Vol 65, 2010, pp. 1915-1947.

Jiang, G. J., T. Yao, and T. Yu, “Do Mutual Funds Time the Markets? Evidence from Portfolio Holdings,” *Journal of Financial Economics*, Vol 66, 2007, pp. 724-758.

Kim, J. H., and H. H. Ryoo, “Common Stocks as a Hedge against Inflation: Evidence from Centry-Long US Data,” *Economics Letters*, Vol 113, 2011, pp. 168-171.

Ko, K., “A Survey of Mutual Fund Studies: Implication for Korean Markets,” *Asian Reviews of Financial Research*, Vol 21, 2011, pp. 275-365.

Kosowski, R., A. Timmerman, R, Wermers, and H. White, “Can Mutual Fund ‘Stars’ Really Pick Stocks? New Evidence from a Bootstrap Analysis,” *Journal of Finance*, Vol 61, 2006, pp. 2551-2595.

Schotman, P. C., and M. Schweitzer, “Horizon Sensitivity of the Inflation Hedge of Stocks,” *Journal of Empirical Finance*, Vol 7, 2000, pp. 301-315.