

국내 주식형펀드와 인플레이션 헤지

김상배* 경북대학교 경영학부 부교수

요약

본 연구에서는 2001년 1월부터 2013년 5월까지 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지 능력에 대해 살펴본다. 선행연구에서 볼 수 있듯이, 인플레이션 헤지능력은 여러 가지 방법으로 측정될 수 있지만, 본 연구에서는 Bekaert and Wang(2010)과 Ang, Biele, and Signori(2012)에서와 같이, 주식형펀드 수익률이 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 경우 그 주식형펀드는 인플레이션 헤지능력이 있다고 정의한다. 또한, 주식형펀드에서의 인플레이션 헤지능력이 펀드매니저의 능력(skill)에 기인한 것인지, 표본 추출오차(sampling variation)에 의한 운(luck)에 기인한 것인지를 구분하기 위해 부트스트랩(bootstrap)을 이용한 횡단면 운분포(cross-sectional luck distribution)을 이용한다. 분석결과, 실제 인플레이션과 기대인플레이션을 이용한 분석에서는 소수의 주식형펀드가 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났으나, 횡단면 운분포를 이용하여 검토한 결과, 이러한 결과는 펀드매니저의 능력이라기보다는 운에 의한 것으로 조사되었다. 또한, 인플레이션 베타가 시간가변적이기 때문에, 표본기간을 두 기간으로 구분하여 분석하였다. 그 결과 두 하위 표본기간 모두에서 운에 의해서 일부 주식형펀드가 인플레이션과 유의한 양(+)의 관계를 가지는 것으로 나타났다. 강건성을 검증하기 위해 시브 부트스트랩(sieve bootstrap)과 안정적 부트스트랩(stationary bootstrap)을 이용하였으며, 이 분석에서도 운에 의해, 즉 표본 추출오차에 의해, 소수의 주식형펀드에서 인플레이션과 유의한 양(+)의 관계가 나타나는 것을 나타났다. 또한, 펀드의 운용 스타일을 ‘대형/소형’ 그리고 ‘가치/성장’으로 구분하여 추정한 결과 역시 전체 표본을 이용한 분석결과와 유사하게 나타났다. 마지막으로 인플레이션 헤지능력의 지속성을 검토해 보았을 때, 국내 주식형펀드에서는 지속성이 관찰되지 않았다. 이는 투자자들이 인플레이션 헤지능력을 가진 펀드로 포트폴리오를 구성하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다.

주요단어 주식형펀드, 인플레이션 헤지, 부트스트랩, 횡단면 행운분포, 지속성

투고일 2014년 05월 13일

수정일 1차 2014년 10월 27일, 2차 2015년 12월 30일

게재확정일 2015년 01월 24일

* 교신저자, 주소 : 702-701 대구광역시 북구 대학로 80 경북대학교 ; E-mail : sbkim@knu.ac.kr ; 전화 : 053-950-7413.

Korean Equity Funds and Inflation Hedging: Skill or Luck

Sangbae Kim*

Associate Professor, School of Business Administration, Kyungpook National University

Received

13 May 2014

Revised

1st. 27 Oct. 2014, **2nd.** 30 Dec. 2014

Accepted

24 Jan. 2015

Abstract

Since the seminal work of Irving Fisher, the question of how stocks covary with inflation has been extensively examined because inflation risk erodes purchasing power and threatens investor's long-term objectives (Ang et al., 2012). Most studies found that nominal stock market returns and inflation are negatively correlated. However, there are some evidence that some non-cyclical industries tend to covary positively with inflation, even though the inflation beta is not significant. In addition, the previous literature has focused on the hedging ability of aggregate stock market indices. Recently, Ang et al. (2012) found that some stocks have the ability to be good inflation hedges, suggesting that an investor seeking to hedge inflation risk would optimally hold this firm-level constructed portfolio rather than a market-weighted index. Therefore, if equity funds construct their portfolios based on individual stocks whose returns covary strongly with inflation, those funds have the potential to provide a better inflation hedge for investors, especially who want to avoid inflation risk.

Based on this conjecture, this paper examines the inflation hedging ability of Korean equity funds during the January 2001 to May 2013 period. To measure the inflation hedging ability of individual equity funds, we compute fund-level inflation betas following Bekaert and Wang (2010), by regressing individual fund returns on inflation. This allows us to conduct an ex-post analysis of which funds provided the strongest realized covariation between fund returns and inflation. As Jiang, Yao, and Yu (2007) noted, evidence of timing ability can result simply from "luck." For instance, even if no funds have timing ability, when there are a large number of them, some will have significant timing measures based on t-statistics, due to random chance (Jiang et al., 2007)

* Corresponding Author. Address: Kyungpook National University, 80 Daehak-ro, Buk-gu, Deagu, 702-701, Korea; E-mail: sbkim@knu.ac.kr; Tel: 82-53-950-7413.

and the sampling variation. To consider this problem and identify whether the inflation hedging ability is genuine, we use the cross-sectional luck distribution, estimated using the bootstrap approach, to distinguish between skill and luck (due to sampling variation), as proposed by Kosowski et al. (2006). The advantage of the cross-sectional bootstrap approach is that it allows researchers to obtain a distribution of the inflation betas for all funds; specifically, it does not consider the luck distribution of a particular fund but, rather, considers that of all funds, which allows us to draw a statistical inference of funds in the extreme tails of the cross-sectional distribution (i.e., extreme positive inflation betas).

When using the realized and expected inflation, we find that while some Korean equity funds have inflation hedging ability, it is due more to fund managers' luck (or sampling variation) than skill.

Some previous studies have shown that inflation betas are time-varying. To consider this finding, we divide our sample period into two sub-periods ranging from January 2001 to December 2005 and from January 2006 to May 2013, respectively. This sub-period analysis shows that slightly more funds have returns that covary significantly and positively, in the second sub-period than in the first period. However, the significantly positive inflation betas in both periods are due to luck, consistent with those of the whole-period analysis.

The bootstrap procedure used by Kosowski et al. (2006) assumed that the residuals from the regression analysis were independently and identically distributed for funds. However, it is possible that the residuals have serial dependence over time or cross-sectional correlations across funds. To evaluate their effect on the bootstrap results for inflation hedging skill, we adopt the sieve and stationary bootstrap approaches. The empirical results for these two approaches do not differ from those of the previous results.

Lee and Jeon (2012) found that most Korean equity funds tend to invest in large and growth stocks relative to the KOSPI 200 index, implying that their inflation hedging ability may influence our results. To examine this effect, we divide our sample funds into their investment styles: large/small and value/growth using the Fama-French three-factor model. The results for their investment styles are consistent with those of whole sample funds. Finally, examining the persistence of Korean equity funds' inflation hedging ability reveals no persistence, indicating that it is difficult for fund investors to construct portfolios of equity funds that are good inflation hedges. Overall, our results indicate that the good inflation hedging abilities of some Korean equity funds are merely the result of luck (or due to sampling variation) rather than fund managers' skills.

Keywords Korean Equity Fund, Inflation Hedge, Bootstrap, Cross-Sectional Luck Distribution, Persistence

I. 서론

2008년 글로벌 금융위기 이후 위기 극복을 위해 투입된 막대한 유동성으로 인해 화폐적 인플레이션 압력은 커지고 있다. 인플레이션 위험은 구매력을 하락시키고, 대부자로부터 차입자로 부를 이전시키며, 실질수익률로 정해진 투자자의 장기 투자 목적을 위협할 수 있다(Ang, Bière, and Signori, 2012). 일반적으로 알려진 피셔가정(Fisher hypothesis)에 의하면, 명목수익률은 인플레이션율과 1:1의 관계를 가지며, 양(+의 상관관계를 가질 때 약한 의미에서 인플레이션 헤지능력이 있다고 판단한다. 하지만, 주가지수 수익률을 이용한 많은 선행연구에서,¹⁾ 명목 주식수익률과 인플레이션은 음(-)의 상관관계를 가지고 있다는 것을 발견하였다(e.g., Erb, Harvey, and Viskanta, 1995; Bekaert and Wang, 2010).²⁾

국내 주식형펀드는 1998년 회사형 투자신탁이 처음으로 도입되고, 2004년 적립식 펀드가 소개된 이후 펀드투자의 대중화가 이루어짐에 따라 국내 펀드시장은 지속적인 성장세를 보여주고 있다.³⁾ 금융투자협회(2010)의 조사연구인 『한·미·일 금융투자자의 투자실태 비교』에 따르면, 국내 펀드 투자자의 대다수가 금융투자 목적으로 ‘목돈마련’(58.8%)과 ‘노후자금마련’(16.2%)을 들고 있는 것으로 나타났다. 투자자의 실질구매력을 하락시키는 인플레이션 위험은 국내 투자자의 투자목적에 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 따라서, 펀드 투자자를 보호하기 위해서는 국내 주식형펀드는 인플레이션에 대한 헤지능력을 가질 필요성이 있을 것이다. 또한, 금융위기 이후 세계 각국의 양적 완화 정책으로 인플레이션에 대한 우려가 강화되는 시점에서 펀드 매니저의 인플레이션 헤지능력에 대한 검증이 필요한 것으로 판단된다. 이러한 두 가지 필요성으로 인해 본 연구에서는 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력에 대해 검토하는 것을 그 목적으로 하고 있다.

하지만, 기존의 주식수익률과 인플레이션율 사이의 관계를 검토한 연구결과에서 두 변수 사이의 음(-)의 관계를 보고하고 있지만, 펀드 매니저가 펀드의 포트폴리오를 구성하는 방법에 따라 주식형펀드가 주식시장보다 더 나은 인플레이션 헤지능력을 가질 가능성이 존재한다.

1) Ang et al.(2012)은 미국 시장에서의 개별 주식수익률과 인플레이션 사이의 관계를 분석하였다. 분석결과, 1990년 이후로 인플레이션과 양(+)의 공변동성을 가진 주식들이 존재하며, 이들은 평균적으로 낮은 인플레이션 베타를 가진 주식보다 높은 수익률을 보였다.

2) 주식수익률과 인플레이션 사이의 관계를 연구한 최근 국내연구로는 이근영(2006)과 이충언(2013) 등이 있다. 이근영(2006)은 실질수익률과 인플레이션은 음(-)의 관계를 발견하였으며, 이충언(2013)은 주식수익률은 기대인플레이션과 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 보고하고 있다.

3) 주식형펀드의 성장세로 인해 국내 주식형펀드에 대해 펀드스타일과 관련한 연구, 펀드 현금흐름과 관련한 연구 등 다양한 연구가 이루어지고 있다. 대표적인 연구로 유신익, 김동석(2012), 하연정, 백미연, 양야핑, 고광수(2014)를 들 수 있다.

예를 들어, Boudoukh, Richardson, and Whitelaw(1994)는 비경기순환(non-cyclical) 산업의 경우 인플레이션과 유의하지 않은 양(+)의 공변동성을 가진다는 것을 보여 주고 있다. 또한, Blanchard(1992)와 Bills, Klenow, Kryvtsov(2003)에서는 신선식품과 같은 원료산업의 경우 가공산업이나 서비스 산업에 비해 제품가격 설정면에서 다른 산업보다 유연성을 가지고 있으며, Bresnahan(1989)에서는 산업에 따라 시장에서 가격설정능력(market pricing power)이 다르다는 것을 발견하였다. 이러한 이유로 Ang et al.(2012)은 주가지수 수익률의 인플레이션 헤지능력은 떨어지지만, 특정한 산업분야에 속하거나 특정한 속성을 가진 기업의 경우 다른 기업보다는 더 나은 인플레이션 헤지능력을 가질 수 있다고 주장하고 있다. 이러한 선행연구들을 바탕으로 볼 때, 만약 주식형펀드가 인플레이션과 양(+)의 공변동성을 가지는 주식들로 포트폴리오를 구성하면, 주식시장보다 더 나은 인플레이션 헤지능력을 가질 수 있을 것이다.

본 연구에서는 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력을 살펴보기 위해 개별 펀드의 수익률을 인플레이션율에 대해 회귀분석을 실시한다. Jiang et al.(2007)의 연구에서는 다수의 펀드들의 시장타이밍능력(market timing ability)을 검증할 때, 실제로는 시장타이밍능력이 없으나 우연히 타이밍능력이 있는 것으로 나타나는 펀드가 존재할 수 있다고 주장한다. 즉, 뮤추얼펀드의 타이밍능력은 표본추출오차(sampling variation)로 인해 단순히 ‘행운(luck)’에 의해 나타날 수 있다는 것이다. 이러한 주장은 본 연구에서와 같이 다수의 주식형펀드들의 인플레이션 헤지능력을 검증할 때, 표본추출오차로 인해 우연히 유의한 양(+)의 인플레이션 계수를 가질 가능성이 있다는 것을 의미한다. 따라서, 회귀분석을 통해 유의한 양(+)의 인플레이션 계수를 얻을 경우, 이것이 단순히 표본추출오차에 의한 ‘행운(luck)’에 의한 것인지 아니면 펀드매니저의 ‘능력(skill)’에 의한 것인지를 구분할 필요성이 있다. 이를 위해 본 연구에서는 Kosowski, Timmerman, Wermers, and White(2006), Fama and French(2010), 김상배, 박종구(2009), 그리고 Cao, Simin, and Wang(2013a)에서와 같이 부트스트랩(bootstrap)을 이용하여 표본추출오차를 고려한 횡단면 행운분포(cross-sectional luck distribution)를 도출한다. 이 횡단면 행운분포를 이용하여 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력이 행운에 기인한 것인지 펀드매니저의 능력에 기인한 것인지를 구분한다.⁴⁾

4) Kosowski et al.(2006)과 Fama and French(2010)는 미국 뮤추얼펀드의 성과가 행운에 의한 것인지 펀드매니저의 능력에 의한 것인지를 판단하기 위해 부트스트랩을 활용하고 있다. 또한 김상배, 박종구(2009)와 Cao et al.(2013a)은 각각 국내 주식형펀드의 시장타이밍능력과 변동성타이밍능력을 검증하기 위해, 그리고 미국 뮤추얼펀드의 유동성 타이밍능력을 검증하기 위해 부트스트랩을 이용한 행운분포를 추정하였다. 이준서(2012)에서는 행운분포를 도출하지 않았지만, 국내 주식형펀드가 종목선택능력과 시장예측능력에 연구하였다.

본 연구가 인플레이션 헤지능력을 검증하는 데 있어서 기존 연구와의 차이점은 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 그동안의 연구는 주식수익률과 인플레이션과의 관계를 연구하고 있으나, 본 연구에서는 최초로 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력에 대해 연구한다. 둘째, 본 연구가 지니는 또 다른 차이점은 선행연구에서는 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression) 등을 이용하여 동태적 관계를 살펴보지만, 본 연구에서는 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap)을 이용한 행운분포를 추정함으로써, 개별 펀드의 인플레이션 헤지능력이 행운에 의한 것인지 펀드매니저의 능력에 의한 것인지를 구분한다는 점에 있다. 이러한 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력에 대한 검증은 개인 투자자의 주식형펀드 선택에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대한다.

전체 표본을 이용한 분석, 하위 표본기간을 이용한 분석 그리고 다양한 부트스트랩을 이용하여 분석, 펀드 운용스타일을 ‘대형/소형’ 그리고 ‘가치/성장’으로 구분하여 분석한 결과, 국내 주식형펀드의 경우 소수의 펀드에서 인플레이션 헤지능력이 있다고 판단할 수 있으나, 이러한 인플레이션 헤지능력은 펀드매니저의 능력보다는 표본추출오차에 의한 행운에 의한 결과라고 볼 수 있다. 추가적으로 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력에 대한 지속성을 검토한 결과, 국내 주식형펀드는 인플레이션 헤지능력에 대한 지속성을 보이지 않는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 인플레이션 헤지능력을 가진 펀드로 포트폴리오를 구성하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제 I 장인 서론에 이어, 제 II 장에서는 본 연구 모형과 연구방법론인 횡단면 부트스트랩에 대해 설명한다. 제 III 장에서는 자료와 실증분석결과에 대해 논의하고, 제 IV 장에서는 연구의 결과를 요약하고 결론을 제시한다.

II. 연구 방법론

1. 연구 모형

본 연구에서는, Bekaert and Wang(2010)과 Ang et al.(2012)에서와 같이, 펀드수익률이 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 경우에 그 주식형펀드는 인플레이션 헤지능력이 있다고

정의한다.⁵⁾ 즉, 아래의 식 (1)과 같은 회귀분석에서 도출되는 인플레이션 베타를 이용하는 인플레이션 헤지 개념을 활용한다.

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

여기서, $R_{i,t}$ 과 π_t 는 t월의 펀드 i 의 월별 수익률과 월별 인플레이션을 나타내며, $\epsilon_{i,t}$ 는 인플레이션에 의해 설명되지 않는 수익률인 회귀잔차를 나타내고 있다. 만약 $\beta_i = 1$ 이라면, 펀드 i 는 인플레이션에 대해 완전헤지를 한다고 할 수 있다. 하지만, 식 (1)을 이용한 회귀 분석에서 인플레이션과 상관관계를 가지는 중요한 변수가 제외되었을 가능성으로 인해 인플레이션에 완전 연동된 펀드라고 할지라도 β_i 가 1이 되지 않을 수 있다(Bekaert and Wang, 2010). 따라서, 본 연구에서는 β_i 가 유의한 양(+)의 값을 가지면, 펀드 i 는 인플레이션 헤지능력이 있다고 정의한다. 또한, β_i 가 유의한 음(-)의 베타를 가질 때는 인플레이션이 높은 시기에 펀드의 수익률이 낮다는 것을 의미한다.

2. 횡단면 부트스트랩

본 연구에서는 Kosowski et al.(2006), Fama and French(2010) 그리고 김상배, 박종구 (2009)에서와 같이 횡단면 부트스트랩 방법을 활용하여, 주식형펀드의 ‘행운(luck)’과 ‘능력(skill)’을 구별한다. 이를 위해 본 연구에서는 부트스트랩(bootstrap)을 이용하여 국내 주식형펀드의 인플레이션 베타가 0라는 귀무가설 하에 인플레이션 헤지능력을 나타내는 계수인 β_i 의 횡단면 분포(cross sectional distribution)를 추정한다. 이 횡단면 분포는 표본 추출오차(sampling variation)을 고려하여 추정되었기 때문에 횡단면 행운분포(cross sectional luck distribution)라고 할 수 있다. 이 행운분포와 실제 추정치를 비교하여 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 매니저가 단지 ‘행운(luck)’에 의한 것인지 아니면 진정으로 ‘능력(skill)’을 가지고 있는 것인지를 판단할 수 있다. 이러한 횡단면 행운분포를 추정할

5) Reilly, Johnson, and Smith(1970)에서는 음(-)의 실질수익률이 나타나는 경우의 수를 이용하여 어떤 증권이 시간에 따른 실질구매력을 보호한다면 인플레이션 헤지능력이 있다고 정의하고 있으며, Bodie(1976)는 인플레이션 헤지능력을 주식포트폴리오를 이용하여 채권 실질수익률의 변동성이 감소하는 정도로서 측정하고 있다.

때, 본 연구에서는 Kosowski et al.(2006)과 Fama and French(2010) 그리고 김상배, 박종구(2009)와 마찬가지로 β_i 의 t-값이 β_i 보다 나은 통계적 특성을 가지고 있기 때문에⁶⁾ 인플레이션 베타인 β_i 보다는 β_i 의 t-값을 이용한다. 보다 구체적으로, 부트스트랩 이용하여 횡단면 행운분포를 추정하는 절차는 다음과 같이 4단계로 나눌 수 있다.

1단계 : n개의 주식형펀드가 존재하며, 각 주식형펀드는 T개의 관측치가 있다고 가정한다.

각각의 펀드들에 대해 다음 식 (2)와 같은 회귀모형을 추정하고, 추정된 벡터 $(\hat{\alpha}_i, \hat{\epsilon}_{i,t})$ 를 저장 한다.

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \pi_t + \hat{\epsilon}_{i,t} \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (2)$$

2단계 : 부트스트랩을 이용하여 1단계에서 추정된 T개의 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)를 1,000번 무작위표본 (random sample), $\tilde{\epsilon}_{i,t}^B$ ($t = 1, 2, \dots, T; B = 1, 2, \dots, 1,000$)을 추출한다. 이렇게 부트스트랩을 통해 추출된 잔차($\tilde{\epsilon}_{i,t}^B$)와 1단계에서 저장한 $\hat{\alpha}_i$ 를 이용하여 다음의 식 (3)과 같이 인플레이션 베타가 0인 펀드 i 의 수익률을 생성한다.

$$\tilde{R}_{i,t}^B = \hat{\alpha}_i + \tilde{\epsilon}_{i,t}^B \quad (i = 1, 2, \dots, n, B = 1, 2, \dots, 1,000) \quad (3)$$

위의 식 (3)에서 볼 수 있듯이, 부트스트랩을 통해 새로이 추정된 각 펀드의 수익률($\tilde{R}_{i,t}^B$)은 $\beta_i = 0$ 이라고 가정하기 때문에, 인플레이션 베타가 0이라는 귀무가설 하에 도출된 것이라고 할 수 있으며, 이 과정을 모든 펀드에 대해 반복하여 추정한다.

3단계 : 2단계에서 추정된 각 펀드의 수익률 $\tilde{R}_{i,t}^B$ 와 식 (1)을 이용하여 $\tilde{\beta}_i$ 의 값을 재추정하고,

$\tilde{\beta}_i$ 의 t-값(\tilde{t}_{β})를 저장한다. 이 때 각 펀드는 부트스트랩 횟수인 1,000개의 $\tilde{\beta}_i$ 의

6) 일반적으로 회귀계수는 비논리적인 특이치 등으로 인해 회귀계수의 t-값보다 상대적으로 넓은 범위에서 존재할 수 있다. 이러한 현상이 나타날 때, 표준오차(standard error)로 나누어 줌으로써 이러한 비논리적 특이치에 대한 조정이 가능하다. 본 연구에서는 Newey-West adjusted t-값을 이용한다. 이에 대한 보다 자세한 내용은 Kosowski et al.(2006) 그리고 Hall(1992)을 참조하기 바란다.

t-값을 가진다. 또한, 재추정된 $\tilde{\beta}_i$ 는 인플레이션 베타가 0이라는 귀무가설하에 표본추출오차에 의해 나타날 수 있는 베타값을 보여주며, 이것은 단순히 ‘행운’에 의해 나타난 추정계수로 볼 수 있다.

4단계 : 1~3단계의 과정을 통해 n개의 펀드는 각각 1,000개의 $\tilde{\beta}_i$ 의 t-값을 가지게 된다.

이를 이용하여 전체 펀드를 고려한 횡단면 행운분포(cross-sectional luck distribution)를 도출한다. 횡단면 행운분포를 도출하기 위해 부트스트랩 시뮬레이션 회수별로 n개 펀드의 $\tilde{\beta}_i$ 의 t-값을 분위수(percentile)별로 구분하며, 이를 통해 각각의 분위수에는 1,000개의 $\tilde{\beta}_i$ 의 t-값이 포함된다. 분위수별 $\tilde{\beta}_i$ 의 t-값들을 이용하여, 분위수별 인플레이션 베타의 횡단면 행운분포($f(\tilde{t}_{\beta_i})$)를 도출할 수 있다.

펀드들의 인플레이션 헤지능력이 행운(luck)인지 능력(skill)인지에 대한 통계적 유의성을 판단하기 위해 Jiang et al.(2007)의 연구와 유사하게 p-값을 계산하여 통계적 유의성을 검증한다. 구체적으로, 어떤 펀드의 인플레이션 헤지능력을 가지고 있다고 할 때(i.e., $\beta_i > 0$), 이 인플레이션 헤지능력이 행운(혹은 표본추출오차)에 의해서 나타난 것인지를 판단할 필요성이 있다. 이를 위해 위의 1~4단계를 통해 인플레이션 헤지능력이 0이라는 귀무가설하에 도출된 횡단면 행운분포와 표본자료를 통해 추정된 실제 인플레이션 베타를 비교한다. 예를 들어, 표본자료를 이용하여 추정된 인플레이션 베타의 t-값의 분포 $f(t_{\beta})$ (예를 들어 95% 분위수의 값)와 부트스트랩을 통해 추정된 인플레이션 베타의 횡단면 행운분포인 $f(\tilde{t}_{\beta_i})$ (95% 분위수에 대한 행운분포)가 주어져 있다고 가정하자. 이 때, 각 분위수별 p-값은 아래의 식 (4)와 같이 인플레이션 계수가 0이라는 귀무가설하의 부트스트랩을 통해 도출한 횡단면 행운분포와 표본자료를 통해 도출한 횡단면 분포를 비교함으로써 추정할 수 있다. 즉, 이러한 비교를 통해 양(+)의 인플레이션 베타가 표본추출오차에 의한 것인지를 판단할 수 있다.

$$p = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^n I(f(t_{\beta}) > f(\tilde{t}_{\beta_i})) \quad (4)$$

위의 식 (4)에서 $I(f(t_\beta) > f(\tilde{t}_\beta))$ 는 $f(t_\beta)$ 가 $f(\tilde{t}_\beta)$ 보다 크면, 1의 값을 가지고, 그렇지 않은 경우는 0의 값을 가진다. 또한, B는 부트스트랩의 횟수(1,000)이다. 만약, 식 (4)을 통해 계산된 각 분위수별 인플레이션 베타의 p-값이 1에 가까운 값을 가지면, 각 분위수에서 표본자료에서 추정된 인플레이션 계수가 인플레이션 헤지능력이 0이라는 귀무가설하에 도출된 횡단면 행운분포보다 오른쪽에 위치한다는 것을 의미하며, 이는 표본추출오차에 의해 우연히 나타나는 것이 아니라 펀드매니저의 능력(skill)에 의한 것이라고 볼 수 있다.

Ⅲ. 표본자료 및 분석결과

1. 표본자료

본 연구는 총 1,003개의 국내 주식형펀드를 대상으로 분석하였다. 구체적으로 2001년 1월부터 2013년 5월까지 존재했던 주식형펀드들 가운데 평균 순자산가치(NAV)가 50억 원 이상이고, 주식 편입비중이 80% 이상이며, 24개월 이상 펀드수익률 자료가 존재하는 펀드들을 선택한 다음, 이들 펀드들 가운데 모펀드, 자펀드 그리고 종류형 펀드 등과 같이 동일한 포트폴리오를 가지는 펀드가 존재하는 경우, 설정일이 가장 빠른 펀드만을 표본에 포함시켰다. 또한, 인덱스펀드를 제외하였다. 본 연구에서는 생존편의(survivorship bias)를 고려하기 위해 생존펀드와 소멸펀드를 모두 포함한다. 이들 펀드에 대한 자료는 제로인(주)에서 제공 받았다. 월별 인플레이션율은 월별 소비자물가지수의 성장률로 추정하였으며, 소비자물가

〈표 1〉 표본펀드의 현황

본 표는 표본펀드의 개괄적 현황을 보여주고 있다. 표본기간(2001년 1월부터 2013년 5월) 동안 존재한 모든 국내 주식형펀드들 가운데 생존기간이 2년 이상, 주식편입비중이 80% 이상, 그리고 평균 순자산가치(NAV)가 50억 원 이상인 주식형펀드를 분석 대상으로 하며, 인덱스펀드는 제외하였다. 이들 펀드의 자료는 제로인(주)에서 제공받았으며, 생존편의(survivorship bias)를 고려하기 위해 소멸펀드도 표본자료에 포함하였다.

	펀드의 수	평균 수익률	평균 생존기간(월)
생존펀드	808	0.939%	83.943
소멸펀드	195	1.656%	72.651
전체	1,003	1.063%	81.748

지수⁷⁾는 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)에서 입수하였다.

표본펀드의 기초통계량은 <표 1>에 제시되어 있다. 먼저 펀드의 수와 평균 생존기간은 생존펀드가 소멸펀드보다 높은 것으로 나타났고, 평균수익률은 생존펀드가 소멸펀드보다 낮은 것으로 조사되었다.

2. 실증분석결과

본 연구의 목적은 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력을 검증하는 데 있다. 이를 위해 식 (1)과 같이 개별 펀드의 월별 수익률을 월별 소비자물가지수의 성장률로 계산된 인플레이션율에 대해 회귀분석하였으며, 분석결과는 <표 2>에 제시되어 있다. <표 2>를 살펴보면, 예를 들어 유의수준을 95%로 설정하였을 때, 1,003개의 펀드 가운데 33개의 펀드가 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지고 있는 것으로 나타났다. 이 결과는 국내 주식형펀드 가운데 소수의 펀드가 인플레이션 헤지능력이 있는 것으로 판단할 수 있다. 또한, 95% 유의수준으로 판단할 때, 기존의 연구(e.g., 이충언, 2013)에서 발견한 주식시장 수익률과 인플레이션 사이의 음(-)의 관계가 소수의 주식형펀드에서만 나타났으며, 대다수의 주식형펀드는 인플레이션과 독립적인 관계를 가지는 것으로 조사되었다.

<표 2> 국내 주식형펀드의 인플레이션 베타 추정결과

본 표는 개별 펀드의 인플레이션 베타에 대한 유의수준별 추정결과를 요약한 것이다. 표본기간(2001년 1월부터 2013년 5월) 동안 존재한 모든 국내 주식형펀드를 가운데 생존기간이 2년 이상, 주식편입비중이 80% 이상, 그리고 평균 순자산가치(NAV)가 50억 원 이상인 주식형펀드를 분석 대상으로 하며, 인덱스펀드는 제외하였다. 이들 펀드의 자료는 제로인(주)에서 제공받았으며, 생존편의(survivorship bias)를 고려하기 위해 생존펀드와 소멸펀드를 모두 표본자료에 포함하였다. 인플레이션 베타의 각 유의수준별 유의성(양측검증)을 판단하기 위해 Newey-West adjusted t-값을 이용하였다.

(단위: 개)

유의수준	99%	95%	90%
유의한 양(+)	5	33	92
유의하지 않은 양(+)	694	666	607
유의하지 않은 음(-)	303	298	286
유의한 음(-)	1	6	18

<표 2>에서 제시된 결과는 t-값을 이용한 전통적인 방법으로 그 결과를 판단한 것이다. 이러한 결과는 Kosowski et al.(2006), Jiang et al.(2007)과 김상배, 박종구(2009)에서

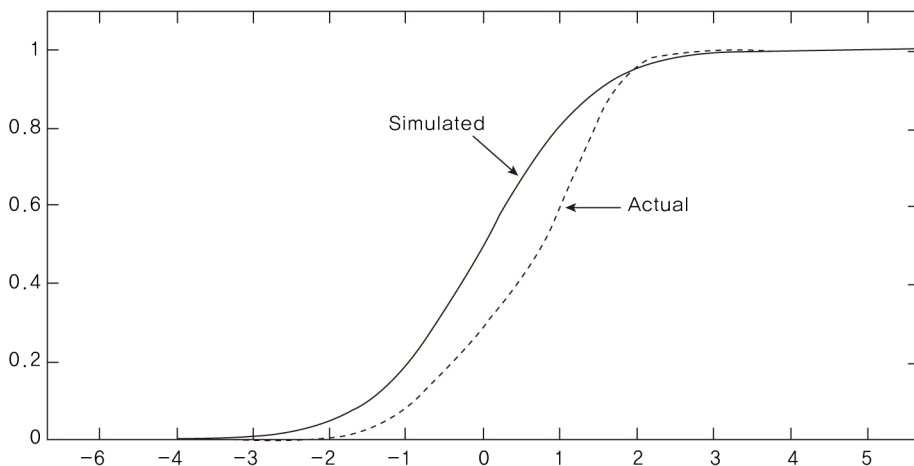
7) 본 연구에서는 이충언(2013)에서와 계절조정되지 않은 소비자물가지수를 활용한다.

지적인 바와 같이 행운에 의해(즉, 표본추출오차에 의해) 우연히 인플레이션 베타가 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타날 가능성이 있다. 이러한 점을 검토하기 위해 본 연구에서는 2장에서 설명한 바와 같이 부트스트랩 시뮬레이션을 이용한 횡단면 행운분포를 추정한다. 이 때 행운분포는 ‘인플레이션 베타가 0’이라는 귀무가설 하에 도출된 1,000개의 시뮬레이션된 펀드 수익률을 이용하여 도출하였다.

〈그림 1〉은 원자료를 이용하여 추정한 인플레이션 베타의 t-값과 시뮬레이션을 이용하여 생성된 인플레이션 베타의 t-값의 분포를 보여주고 있다. 인플레이션 베타의 t-값이 약 1.8 이하일 때는 원자료를 이용한 t-값이 시뮬레이션을 통해 도출된 t-값보다 오른쪽에 위치하지만, t-값이 약 1.8보다 커질 경우 시뮬레이션을 통해 도출한 t-값이 오른쪽에 분포한다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 원자료를 이용한 인플레이션 베타의 분포는 시뮬레이션을 통해 추정된 인플레이션 베타의 분포보다 좀 더 평균 근처에 밀집되어 있음을 의미한다. 따라서, 〈표 2〉에 나타난 유의한 양(+)의 인플레이션 계수를 가지는 주식형펀드는 우연히 나타났을 가능성이 있음을 보여주고 있다.

〈그림 1〉 인플레이션 베타의 t-값의 누적 Kernel 밀도 추정치

아래의 그림은 인플레이션 베타의 누적 Kernel 밀도함수를 나타내고 있다. 이 때 점선(실선)은 1,003개의 주식형펀드에 대한 인플레이션 베타의 t-값의 분포(부트스트랩 시뮬레이션에 의해 추정된 인플레이션 베타의 t-값)에 대한 Kernel 밀도의 추정치를 나타낸다. 본 연구에서는 Kernel 밀도를 추정하기 위해 Gaussian Kernel을 이용하였다.



보다 구체적으로 살펴보기 위해 인플레이션 베타의 t-값을 각 분위수별로 구분하여 살펴볼

필요성이 있다. <표 3>은 국내 주식형펀드 자료를 이용한 원자료와 부트스트랩 시뮬레이션을 이용한 추정결과를 정리한 것이다. 표본기간은 전체 표본기간과 하위 표본기간으로 구분한 결과를 나타내고 있다.⁸⁾ 또한, 하위 표본기간 동안의 분석에서는 1년 이상 존재한 펀드를 대상으로 분석한다.

<표 3> 인플레이션 베타의 t-값 추정결과

아래의 표는 전체 표본기간과 하위 표본기간별 원자료의 인플레이션 베타의 t-값과 시뮬레이션을 통해 도출된 인플레이션 베타의 t-값을 비교한 것이다. ‘표본기간 I’은 2001년 1월부터 2005년 12월까지이며, ‘표본기간 II’는 2006년 1월부터 2013년 5월까지이며, 하위 표본기간 동안 12개월 이상 존재한 펀드를 대상으로 한다. 또한, 표에서 ‘원자료’는 표본자료를 이용한 추정된 t-값을 분위수별로 나타낸 것이며, p-값은 식 (4)를 이용하여 추정된 결과이다.

percentile	전체 표본기간		표본기간 I		표본기간 II	
	원자료	p-값	원자료	p-값	원자료	p-값
1	-1.703	1.000	-2.387	1.000	-0.604	1.000
2	-1.579	1.000	-2.096	1.000	-0.372	1.000
3	-1.358	1.000	-1.949	1.000	-0.266	1.000
4	-1.270	1.000	-1.835	0.995	-0.135	1.000
5	-1.185	1.000	-1.795	0.987	-0.032	1.000
10	-0.881	1.000	-1.658	0.241	0.437	1.000
20	-0.367	1.000	-1.434	0.000	0.794	1.000
80	1.443	1.000	-0.043	0.000	1.618	1.000
90	1.625	0.997	0.436	0.000	1.816	1.000
95	1.814	0.152	0.663	0.000	1.968	0.576
96	1.909	0.083	0.956	0.000	2.007	0.222
97	1.965	0.005	1.137	0.000	2.067	0.035
98	2.018	0.000	1.318	0.000	2.162	0.004
99	2.191	0.000	2.495	0.001	2.304	0.000

<표 3>에서 전체 표본기간 동안의 분석결과를 살펴보면, 90% 분위수 이하에서는 원자료를 이용한 인플레이션 베타의 t-값이 부트스트랩 시뮬레이션에서 나타난 평균보다 크며, p-값 또한 1에 가까이 나타나고 있다. 이는 <그림 1>에서 볼 수 있듯이, 90% 분위수 이상에서는 전체적으로 원자료를 이용한 인플레이션 베타가 시뮬레이션을 통해 나타난 베타보다 오른쪽에 위치한다는 것을 의미한다. 하지만, 이들의 t-값은 1.625보다 작기 때문에 이들 펀드가 인플레이션 헤지능력을 가지고 있다고 보기는 어렵다. 일반적인 판단기준으로 활용되고 있는

8) 개별 주식의 인플레이션 베타는 시간가변적이기 때문에(Ang et al., 2012), 본 연구에서는 2006년을 기준으로 표본기간을 2006년 이전과 이후로 구분하였다.

95% 유의수준을 적용한다면, t -값은 1.96보다 커야할 것이다. 이 기준을 적용하여 <표 3>을 살펴보면, 97% 이상의 분위수에서 1.965 이상의 t -값을 보여주고 있어, 이들 펀드의 경우 인플레이션 헤지능력이 있는 것으로 나타났다. 하지만, 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 추정된 p -값으로 판단할 때, 이들은 행운분포의 왼쪽에 위치하고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 이들 주식형펀드는 펀드매니저의 능력에 의한 것이기 보다는 단지 우연히 표본추출 오차에 의한 ‘행운(luck)’에 의해 나타난 결과라고 볼 수 있다.

표본기간 I(2001년 1월~2005년 12월)과 표본기간 II(2006년 1월~2013년 5월)로 구분하여 추정한 결과를 살펴보면, 추정된 인플레이션 베타의 t -값을 두 표본기간으로 나누어 비교해 볼 때, 전반적으로 인플레이션 베타의 분포는 표본기간 II에서 표본기간 I보다 오른쪽으로 이동한 것으로 판단된다. 구체적으로, 추정계수의 유의성을 판단하는 유의수준을 95%(t -값 1.96)를 기준으로 판단할 때, 표본기간 I에서는 99% 분위수 이상에서 유의한 양(+)의 인플레이션 베타가 나타나는 반면에, 표본기간 II에서는 95% 분위수 이상에서 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 펀드가 나타나고 있다.⁹⁾ 하지만, 행운분포를 통해 도출한 p -값과 비교해 보았을 때, 표본기간 I의 99% 이상의 분위수와 표본기간 II의 95% 이상의 분위수에서의 양(+)의 인플레이션 베타는 펀드매니저의 능력이라기보다는 행운에 의해 나타난 결과라는 알 수 있으며, 이는 전체 표본기간을 이용한 결과와 유사한 결과를 보여주고 있다.¹⁰⁾¹¹⁾

3. 강건성 검정

이상의 분석결과는 식 (1)을 회귀분석하고, 회귀잔차의 부트스트래핑을 통한 분석에 기초하고 있다. 이러한 분석은 Cao, Chen, Liang, and Lo(2013b)에서 주장하듯이, 인플레이션

9) 표본기간 I에서 평균 인플레이션율은 0.262%, 표준편차는 0.416%이며, 표본기간 II에서 인플레이션율의 평균과 표준편차는 각각 0.243%와 0.341%로 나타났다. 두 표본기간의 인플레이션율의 평균 차이를 검증하였을 때, 평균의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타났다.

10) 전통적인 피셔가설은 명목수익률과 기대인플레이션 사이의 관계로 설명하고 있다. 본 연구에서 기대인플레이션은 이충언(2013)과 같이 AR(1) 모형을 활용하여 추정하였으며, 추정결과는 <표 3>의 결과와 유사하기 때문에 생략하였으며, 기대인플레이션을 이용한 결과는 저자에게 요청할 수 있다.

11) 이상에서의 분석에서는 인플레이션율을 독립변수로 설정한 회귀분석으로, 위험을 통제하지 않는 문제를 가지고 있을 수 있다. 이러한 점을 감안하기 위해 Fama and French의 3요인 모형을 이용하여 분석을 실시하였다. 시장초과수익률, SMB 그리고 HML에 대한 정의는 본장의 제 4절에 나타나 있다. 분석결과, 인플레이션율만을 독립변수로 설정한 분석 결과와 유사하기 때문에 제외하였다. 3요인을 추가한 분석결과는 저자에게 요청할 수 있다. 이러한 점을 지적해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

베타를 추정하기 위한 회귀분석에서의 잔차에서 존재할 수 있는 계열상관(serial dependence) 혹은 펀드들 사이의 횡단면 상관관계(cross-sectional correlation)를 고려하지 못하는 단점을 가지고 있다. 이러한 점을 고려하기 위해 본 연구에서는 Kosowski et al.(2006)과는 다른 두 가지 부트스트랩 방법을 적용하여 분석하고자 한다. 첫 번째 방법은 Cao et al.(2013b)에서와 같이 모수적 접근방법(parametric approach)인 시이브 부트스트랩(sieve bootstrap)을 이용하는 것이다. 이 방법에서는 행운분포를 도출하기 위해 1단계에서 도출한 개별 펀드의 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)를 이용하여 부트스트래핑하는 것이 아니라, 두 가지 과정을 거쳐서 개별펀드의 잔차의 무작위 표본인 $\widetilde{\epsilon}_{i,t}^B$ 를 도출한다. 첫 번째 과정에서는 1단계에서 도출한 개별 펀드의 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)를 이용하여 p-차 자기회귀과정인 AR(p) 모형을 추정한다. 이 때 최적 시차는 Akaike Information Criterion(AIC)를 이용하여 결정하며, 이 때, 각 시차변수의 회귀계수값과 AR(p) 모형의 잔차를 저장한다. 두 번째 과정에서는 AR(p) 모형에서 도출한 잔차를 1,000번 부트스트랩하고, 이렇게 부트스트랩된 잔차와 첫 번째 과정에서 저장한 시차변수의 회귀계수를 이용하여 개별펀드의 잔차의 무작위 표본인 $\widetilde{\epsilon}_{i,t}^B$ 를 도출한다. 이렇게 추정된 무작위 표본($\widetilde{\epsilon}_{i,t}^B$)을 3단계와 4단계 과정에 적용하여 행운분포를 추정한다.

두 번째 방법은 Kim and In(2012)와 김상배(2013)에서 활용한 Politis and Romano(1994)의 안정적 부트스트랩(stationary bootstrap)과 Politis and White(2004)의 알고리즘을 활용하는 방법이다. 이 방법에서는 제 II장에서 설명한 4가지 단계 중 2단계에서 추정하는 $\widetilde{R}_{i,t}^p$ 를 식 (1)을 회귀분석하여 도출한 잔차를 이용하여 추정하는 것이 아니라 Fama and French(2010)와 유사하게 $\widetilde{R}_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\beta}_i \pi_t$ 라는 방법을 이용하여 인플레이션 베타가 0이라는 귀무 가설을 충족시킨다. 이렇게 추정된 $\widetilde{R}_{i,t}$ 와 설명변수인 π_t 를 안정적 부트스트랩을 통해 동시에 1,000번 재추출한다. 이 과정을 통해 추정된 $\widetilde{R}_{i,t}$ 와 $\widetilde{\pi}_t^p$ 를 이용하여 횡단면 행운분포를 추정한다.

시이브 부트스트랩과 안정적 부트스트랩을 이용한 인플레이션 베타에 대한 추정결과는 <표 4>에 나타나 있다. <표 4>을 살펴보면, 원자료에서는 소수의 펀드에서 인플레이션 헤지 능력이 있는 것으로 나타나지만, 이러한 결과는 펀드매니저의 능력이라기보다는 행운에 의한 것이라는 것을 알 수 있다. 이 결과는 <표 3>의 결과와 유사하다.

〈표 4〉 시이브 부트스트랩과 안정적 부트스트랩을 이용한 추정결과

아래 표는 시이브 부트스트랩과 안정적 부트스트랩을 이용한 추정결과이다. 표에서 ‘원자료’는 표본자료를 이용한 추정된 t-값을, ‘평균’은 시뮬레이션을 통해 추정된 인플레이션 베타의 t-값을 각각 분위수별로 평균한 것이며, p-값은 식 (4)를 이용하여 추정하였다.

percentile	시이브 부트스트랩			안정적 부트스트랩		
	원자료	평균	p-값	원자료	평균	p-값
1	-1.703	-2.642	1.000	-1.703	-2.887	1.000
2	-1.579	-2.279	1.000	-1.579	-2.486	1.000
3	-1.358	-2.055	1.000	-1.358	-2.244	1.000
4	-1.270	-1.889	1.000	-1.270	-2.070	1.000
5	-1.185	-1.761	1.000	-1.185	-1.931	1.000
10	-0.881	-1.329	1.000	-0.881	-1.475	1.000
20	-0.367	-0.829	1.000	-0.367	-0.959	1.000
80	1.443	1.027	1.000	1.443	0.855	1.000
90	1.625	1.527	0.947	1.625	1.369	1.000
95	1.814	1.962	0.029	1.814	1.820	0.489
96	1.909	2.091	0.015	1.909	1.959	0.299
97	1.965	2.254	0.000	1.965	2.139	0.046
98	2.018	2.476	0.000	2.018	2.387	0.000
99	2.191	2.834	0.000	2.191	2.817	0.000

4. 주식형펀드의 운용스타일에 따른 인플레이션 헤지 분석

서론에서 언급하였듯이, 일반적으로 주가지수의 명목수익률은 인플레이션과 음(-)의 관계를 가지는 것으로 알려져 있다. 이창준, 전형래(2012)의 연구 결과에서 볼 수 있듯이, 국내 주식형 펀드는 KOSPI200보다 대형주와 성장주에 쏠림현상이 상대적으로 심한 것으로 나타났다. 이런 경우, 이상의 결과는 대형주와 성장주의 인플레이션 헤지능력에 영향을 받았을 가능성이 있다. 따라서, 주식형펀드의 운용스타일에 따라 펀드를 구분하고, 각 운용스타일에서의 인플레이션 헤지능력을 검토할 필요성이 있다. 본 연구에서는 국내 주식형펀드의 운용스타일을 구분¹²⁾하기 위해 Chan, Chen, and Lakonishok(2002)이 이용한 방법 가운데 하나인 다음 식 (5)와 같은 Fama and French의 3요인 모형을 활용한다.

12) 고봉찬, 장욱, 최영수(2011)에서 볼 수 있듯이, 펀드의 스타일을 분석하는 방법은 펀드 수익률을 벤치마크지수들의 조합으로 구성된 회귀모형을 이용하는 수익률기반 스타일 분석(Return-based style analysis)와 펀드 구성종목을 벤치마크 구성종목과 비교하는 포트폴리오 스타일 분석(Portfolio-based style analysis)로 구분된다. 본 연구에서는 이창준, 전형래(2012), 유신익, 김동철(2012)에서와 마찬가지로 수익률기반 스타일 분석을 실시한다.

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \gamma_i + \gamma_i^{mkt} MKT_t + \gamma_i^{smb} SMB_t + \gamma_i^{hml} HML_t + e_{i,t} \quad (5)$$

여기서, MKT_t , SMB_t 그리고 HML_t 은 각각 시장초과수익률, 소형주와 대형주의 수익률 차이 그리고 가치주와 성장주의 수익률 차이를 나타내는 Fama and French 3요인이다. 시장수익률은 KOSPI지수 수익률과 KOSDAQ지수 수익률을 각각의 시가총액으로 가중평균한 가중평균수익률을 나타내며, 무위험수익률($R_{f,t}$)로는 한국은행 경제통계 시스템(ECOS)에서 제공하는 CD91일물의 월별수익률을 활용하였다. 또한, SMB_t 그리고 HML_t 은 KOSPI와 KOSDAQ 시장에 존재하는 비금융업 기업을 대상으로 김상배, 박종구(2009)와 동일한 방법으로 추정하였다. 개별기업에 대한 주가는 FnGuide database에서 구하였다. 식 (5)에서 γ_i^{smb} 의 추정치가 양수(음수)이면, 그 펀드는 소형주(대형주)에 주로 투자한다는 것을 의미한다. 마찬가지로, γ_i^{hml} 에 대한 추정치가 양수(음수)이면 가치주(성장주)에 주로 투자하는 펀드라는 것을 의미한다.

표본 펀드를 식 (5)를 이용하여 운용스타일에 따라 구분하기 이전에, 3요인 모형에 대한 회귀계수의 분포를 측정하고, 벤치마크 지수의 3요인에 대한 회귀계수를 추정하였다. 본 연구에서는 Chan et al.(2002)과 유사하게, 2002년 말에 이전 24개월 동안의 월별 수익률을

〈표 5〉 추정된 회귀계수의 분포

아래의 표는 개별 펀드와 벤치마크 지수를 이용하여 도출한 Fama and French의 3요인에 대한 추정계수를 나타낸다. 2002년부터 2012년까지 매년 말 이전 24개월 동안의 월별 수익률을 이용하여 식 (5)를 추정하고, 추정된 계수의 크기에 따라 10개의 그룹으로 구분한다. 각 그룹에서의 추정된 계수를 매 추정시기에서 포함된 펀드의 수를 이용하여 가중평균하였다. 표에서 LV, LG, SV, SG는 각각 MFI 대형가치 스타일 지수, 대형성장 스타일 지수, 소형가치 스타일 지수, 소형성장 스타일지수를 나타낸다.

Panel A : 국내 주식형펀드의 분포

	1 (low)	2	3	4	5	6	7	8	9	10 (high)
MKT	0.70	0.83	0.88	0.91	0.94	0.97	0.99	1.01	1.05	1.23
SMB	-0.36	-0.20	-0.15	-0.13	-0.10	-0.07	-0.03	0.01	0.07	0.28
HML	-0.25	-0.09	-0.04	-0.01	0.02	0.05	0.08	0.11	0.17	0.49

Panel B : 벤치마크 지수의 분포

	LV	LG	SV	SG	KOSPI	KOSPI200
MKT	0.96	1.00	1.10	1.14	1.00	1.00
SMB	-0.06	-0.16	0.49	0.52	-0.05	-0.11
HML	0.07	-0.06	0.25	-0.33	-0.01	-0.02

이용하여 식 (5)를 추정하고, 3요인에 대한 추정된 계수의 크기에 따라 펀드를 10개의 그룹으로 구분하였으며, 이 때 최소 12개월 동안의 수익률 자료가 존재하는 펀드만을 포함시켰다. 이러한 방법을 2012년 말까지 매년 반복하였다. <표 5>에 나타난 추정된 계수값은 11번의 추정과정에서 포함된 펀드의 수를 이용하여 가중평균한 값을 나타내고 있다. 벤치마크 지수에 대한 결과 역시 동일한 과정을 통해 추정되었다. 벤치마크지수로는 KOSPI지수, KOSPI200지수, 그리고 고봉찬, 장욱, 최영수(2011)의 연구에서 이용한 네 가지 매경 에프엔가이드 지수(Maekyeong FnGuide Index: MFI)를 활용하였다. 네 가지 MFI 지수는 대형가치(large-cap value: LV), 대형성장(large-cap growth: LG), 소형가치(small-cap value: SV) 그리고 소형성장(small-cap growth: SG)과 같은 스타일 지수이다.¹³⁾

<표 5>의 결과를 살펴보면, KOSPI200의 경우 SMB에 대한 추정계수가 -0.11로 나타났다. 이 숫자를 펀드의 분위수별로 나타난 결과와 비교하면, 5분위수 이하의 펀드가 KOSPI200보다 대형주를 많이 보유한 것으로 판단된다. 또한 HML의 경우, KOSPI200은 -0.02를 보여주고 있으며, 4분위수 이상에 존재하는 펀드에서 이 보다 높은 값을 보여주고 있다. 이러한 결과는 이창준, 전형래(2012)의 연구결과와 동일한 것으로, 많은 국내 주식형펀드들이 KOSPI200지수보다는 대형주와 성장주에 쏠림현상이 상대적으로 심하다는 것을 의미한다. 또한, MFI 대형지수와 비교해 보았을 때, LV지수(MFI 대형가치 스타일지수)와 비교해 보면, 4분위수 이하의 펀드는 LV지수보다 더 많은 대형주를 보유하고 있으며, LG지수(MFI 대형성장 스타일지수)와 비교해 보면, 2분위수 이하의 펀드들이 더 많은 대형주를 보유하고 있음을 알 수 있다. LV지수와 SV지수(MFI 소형가치 스타일지수)를 이용하여 살펴보면, 7분위수 이상의 펀드에서 LV지수보다 많은 가치주를 보유하고 있으며, SV지수보다는 거의 모든 펀드에서 더 많은 가치주를 보유하고 있는 것으로 나타났다. 이상의 결과는 많은 펀드들이 대형주와 가치주에 쏠림현상을 보이고 있다는 것을 의미하지만, 벤치마크 지수보다 소형주와 성장주를 많이 보유한 펀드가 존재한다는 것을 의미한다.

<표 5>의 결과에서 국내 주식형펀드를 벤치마크지수와 비교했을 때 소형주와 성장주에 주로 투자하는 펀드가 존재한다는 것을 보여주고 있기 때문에, 주식형펀드를 운용스타일에 따라 ‘대형/소형’, 그리고 ‘가치/성장’으로 구분하여 각 운용스타일에 속한 펀드들의 인플레이션 베타를 추정하였으며, 그 결과는 <표 6>과 <표 7>에 나타나 있다.

13) MFI 스타일 지수에 대한 자세한 설명은 고봉찬, 장욱, 최영수(2011)를 참조하기 바란다.

〈표 6〉 운용스타일(대형/소형)에 따른 인플레이션 베타의 t-값 추정결과

아래의 표는 운용스타일을 ‘대형’과 ‘소형’으로 구분하여 인플레이션 베타를 추정한 결과이다. 운용스타일을 구분하기 위해, 전체 표본기간 동안의 전체 펀드의 월별 수익률을 이용하여 식 (5)를 추정하고, SMB에 대한 추정계수 값의 부호에 따라 구분하였다. 개별 펀드에 대한 추정계수(γ_i^{smb}) 값의 부호가 양(+)이면 소형, 부호가 음(-)이면 대형으로 구분하였다. ‘원자료’는 표본자료를 이용한 추정된 t-값을 분위수별로 나타낸 것이고, ‘평균’은 시뮬레이션을 통해 추정된 인플레이션 베타의 t-값을 분위수별로 평균한 것이며, p-값은 식 (4)를 이용하여 추정한 결과이다.

percentile	대형			소형		
	원자료	평균	p-값	원자료	평균	p-값
1	-1.790	-2.798	1.000	-1.406	-2.827	1.000
2	-1.643	-2.396	1.000	-1.375	-2.507	1.000
3	-1.377	-2.185	1.000	-1.240	-2.208	1.000
4	-1.283	-2.008	1.000	-1.176	-2.071	1.000
5	-1.213	-1.886	1.000	-1.152	-1.900	1.000
10	-0.846	-1.441	1.000	-0.974	-1.454	1.000
20	-0.362	-0.929	1.000	-0.372	-0.943	1.000
80	1.429	0.934	1.000	1.597	0.954	1.000
90	1.576	1.448	0.962	1.911	1.464	1.000
95	1.726	1.898	0.036	2.070	1.909	0.822
96	1.764	2.022	0.009	2.110	2.082	0.563
97	1.792	2.201	0.000	2.202	2.223	0.473
98	1.883	2.416	0.000	2.398	2.516	0.354
99	1.973	2.816	0.000	2.825	2.841	0.541

〈표 6〉은 개별 펀드의 운용스타일을 ‘대형’과 ‘소형’으로 구분하였고, ‘대형’으로 분류된 펀드의 수는 760개, ‘소형’으로 분류된 펀드는 243개로 나타났다. 이들 펀드를 이용하여 인플레이션 베타를 추정하였다. 원자료를 이용한 t-값을 살펴보면, 95% 유의수준에서 운용스타일이 대형인 펀드의 경우 99% 분위수에서만 유의한 양의 값을 보여주고 있지만, 소형인 펀드의 경우 95% 분위수 이상에서 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 이들의 p-값을 살펴보면, 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 〈표 3〉과 〈표 4〉와 유사한 것으로, 펀드매니저의 능력으로 인해 인플레이션 헤지능력을 가지는 것이 아니라, 행운에 의한 것(즉, 표본추출오차에 의한 것)을 알 수 있다.

〈표 7〉은 〈표 6〉과 마찬가지로 개별 펀드의 운용스타일을 ‘가치’와 ‘성장’으로 구분하였고, ‘가치’로 분류된 펀드의 수는 729개, ‘성장’으로 분류된 펀드는 274개로 나타났다. 추정결과는 〈표 7〉에서 볼 수 있듯이, 〈표 6〉의 결과와 유사한 결과를 보여주고 있다.¹⁴⁾

14) 표본기간을 두 개의 하위 표본기간(표본기간 I과 표본기간 II)로 구분하여 추정하였을 때, 〈표 6〉과 〈표 7〉의 결과와 유사한 결과가 나타나, 본문에 보고하지 않는다. 하위 표본기간에서의 운용스타일에 따른 인플레이션 베타 추정결과는 저자에게 요청할 수 있다.

〈표 7〉 운용스타일(가치/성장)에 따른 인플레이션 베타의 t-값 추정결과

아래의 표는 운용스타일을 ‘대형’과 ‘소형’으로 구분하여 인플레이션 베타를 추정한 결과이다. 운용스타일을 구분하기 위해, 전체 표본기간 동안의 전체 펀드의 월별 수익률을 이용하여 식 (5)를 추정하고, HML에 대한 추정계수 값의 부호에 따라 구분하였다. 이 때, 추정계수가 양(+)이면 ‘가치’, 부호가 음(-)이면 ‘성장’으로 구분하였다. ‘원자료’는 표본자료를 이용한 추정된 t-값을 분위수별로 나타낸 것이고, ‘평균’은 시물레이션을 통해 추정된 인플레이션 베타의 t-값을 분위수별로 평균한 것이며, p-값은 식 (4)를 이용하여 추정한 결과이다.

percentile	가치			성장		
	원자료	평균	p-값	원자료	평균	p-값
1	-1.670	-2.790	1.000	-1.819	-2.824	1.000
2	-1.478	-2.424	1.000	-1.670	-2.411	1.000
3	-1.297	-2.199	1.000	-1.382	-2.173	1.000
4	-1.210	-2.014	1.000	-1.368	-2.053	1.000
5	-1.155	-1.886	1.000	-1.277	-1.902	1.000
10	-0.907	-1.445	1.000	-0.771	-1.446	1.000
20	-0.423	-0.933	1.000	0.074	-0.936	1.000
80	1.315	0.936	1.000	1.625	0.947	1.000
90	1.504	1.451	0.754	1.926	1.452	1.000
95	1.684	1.896	0.008	2.109	1.914	0.878
96	1.726	2.027	0.001	2.191	2.065	0.776
97	1.773	2.215	0.000	2.297	2.190	0.727
98	1.820	2.440	0.000	2.452	2.435	0.559
99	1.965	2.806	0.000	2.829	2.849	0.500

5. 인플레이션 헤지능력의 지속성

이상의 결과를 정리하면, 전체 표본기간과 하위 표본기간에서 소수의 펀드가 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 이를 부트스트랩을 이용한 횡단면 행운분포와 비교해 보았을 때, 이들 펀드들이 인플레이션 헤지능력이 있다는 것은 표본추출오차에 의해, 즉 행운에 의해 나타난 결과로 해석할 수 있다. 장국현(2004)에 의하면, 상관관계의 시간 가변성은 표본추출오차에 의해 나타날 수 있음을 보고하고 있다. 이러한 점에 착안하여, 본 연구에서는 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력이 지속성을 가지는지에 대해 분석하였다.

인플레이션 헤지능력의 지속성을 분석하기 위해, 2002년부터 매년 말 과거 2년 동안의 자료(최소 12개월 이상의 자료가 있는 펀드만을 포함)를 이용하여 개별 펀드의 인플레이션 베타를 추정하고, 이들 가운데 유의한 양(+)의 값을 가지는 펀드를 선정하였으며, 이들 펀드를 1년 동안 보유하는 것으로 설정하였다. 이들 펀드들로 동등가중 포트폴리오를 구성하였으며,

첫 번째 포트폴리오를 구성하는 시기는 2002년 말이고, 마지막 구성시기는 2012년 말로, 총 11번의 포트폴리오 구성시기를 가진다. 마지막 구성시기에서는 표본기간이 2013년 5월 까지 이기 때문에 보유기간을 5개월로 설정하였다. 또한, 생존편의를 고려하기 위해 포트폴리오의 보유기간 동안 소멸한 펀드에 대한 가중치는 다른 펀드에 할당된다.

〈표 8〉은 2002년부터 2012년까지 각 시기별로 90%와 95% 유의수준에서 유의한 펀드의 수, 이전 시기와 현재 시기에 동시에 포함된 펀드의 수, 그리고 각 시기별 전체 펀드의 수를 보여주고 있다. 추정결과를 살펴보면, 2006년까지는 유의한 펀드의 수가 아주 적거나 없는 것으로 나타났으며, 2007년부터 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 펀드의 수가 증가하기 시작하는 것으로 나타났다. 하지만, 2011년과 2012년에는 그 수가 아주 작다는 것을 알 수 있다.

〈표 8〉 추정시기별 포함된 펀드에 대한 통계량

아래의 표는 2002년부터 2012년까지 매년 말에 이전 24개월 동안의 월별 수익률을 이용하여 추정된 인플레이션 베타에 대한 결과를 제시하고 있다. 두 번째와 세 번째 열을 각 추정시기별 90%와 95% 유의수준에서 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 펀드의 수를, 네 번째와 다섯 번째 열에서는 유의수준별로 이전 추정시기와 현재 추정시기에 동시에 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 보이는 펀드의 수를, 여섯 번째와 일곱 번째에서는 추정시기별 포함된 전체 펀드의 수와 이전 추정시기와 현재 추정시기에 동시에 포함된 펀드의 수를 나타내고 있다.

	유의한 양(+)의 값을 가진 펀드 수		유의한 양(+)의 값을 가진 펀드 수(중복)		추정시기별 전체 펀드 수	중복된 펀드의 수
	90%	95%	90%	95%		
2002	0	0	-	-	224	-
2003	0	0	0	0	256	217
2004	0	0	0	0	310	243
2005	9	8	0	0	361	294
2006	0	0	0	0	512	337
2007	109	40	0	0	592	475
2008	152	64	34	3	670	557
2009	90	30	37	8	720	669
2010	100	40	23	3	761	709
2011	2	2	0	0	803	759
2012	34	13	1	1	837	783

95%의 유의수준을 기준으로 이전 추정시기와 현재 추정시기에 동시에 포함된 펀드의 수를 살펴보면, 2009년에 8개로 가장 많은 것으로 나타났다. 하지만, 그 비율은 3.69%로 아주 작은 비율을 보이고 있다(90% 유의수준에서도 2009년이 가장 높은 37개의 펀드를 보이고

있으며, 그 비율은 17.05%임). 이러한 결과는 Ang et al.(2012)과 유사하게 국내 주식형펀드의 인플레이션 베타가 추정되는 시기에 따라 많은 변동을 보인다는 것을 의미하며, 또한 인플레이션 헤지능력을 가진 펀드로 포트폴리오를 구성하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다.

〈표 9〉는 90%와 95% 유의수준에서 인플레이션 헤지능력이 있는 펀드의 인플레이션 헤지 능력에 대한 지속성을 검증한 결과이다.¹⁵⁾ 추정결과를 살펴보면, 90%와 95% 유의수준을 기준으로 구성된 두 개의 동등가중 포트폴리오 모두에서 유의하지 않는 양(+)의 인플레이션 베타를 보여주고 있다. 따라서, 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력의 지속성은 존재하지 않는다는 것을 의미하며, 또한 이는 Ang et al.(2012)과 유사하게 인플레이션 헤지능력을 가진 펀드로 포트폴리오를 구성하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다.

〈표 9〉 유의수준별 인플레이션 헤지능력의 지속성

아래의 표는 2002년부터 2012년까지 매년 말에 이전 24개월 동안의 월별 수익률을 이용하여 추정된 인플레이션 베타를 이용하여, 90%와 95% 유의수준에서 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 펀드들을 선정하였다. 이들 펀드들의 다음 1년 동안의 월별 수익률을 이용하여 동등가중 포트폴리오를 구성한 다음, 식 (1)을 이용하여 이들 동등가중 포트폴리오의 인플레이션 베타를 추정한 결과이다. ()는 Newey-West adjusted t-값을 나타낸다.

유의수준	α	β	R^2
95%	0.114 (0.093)	1.363 (0.964)	0.007
90%	0.085 (0.069)	1.399 (0.986)	0.007

IV. 요약 및 결론

본 연구의 목적은 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력을 검증하는 것이다. 이를 위해 표본기간(2001년 1월~2013년 5월) 동안 24개월 이상 존재한 1,003개의 주식형펀드를 대상으로 한다. 표본펀드는 평균 순자산가치, 주식 편입비중, 생존기간 등을 고려하여 선정하였으며, 인덱스펀드는 표본펀드에서 제외되었다. 또한, 생존편의를 고려하기 위해 생존

15) 〈표 8〉에서 볼 수 있듯이 유의한 양(+)의 인플레이션 베타가 존재하지 않는 연도의 다음 12개월 동안의 자료는 실증분석에서 제외하였다.

펀드와 소멸펀드를 모두 포함하였다.

개별 펀드의 인플레이션 헤지능력을 검증할 때, 본 연구에서는 Bekaert and Wang(2010)과 Ang et al.(2012)에서와 같이 펀드수익률이 인플레이션과 양(+)의 관계를 가지는 경우, 그 주식형펀드는 인플레이션 헤지능력이 있다고 정의하였다. 이러한 정의를 바탕으로 개별 펀드수익률을 인플레이션율에 회귀분석하는 방법으로 개별 펀드의 인플레이션 헤지능력을 추정하였다. 이러한 개별 펀드에 대한 회귀분석 과정에서 Jiang et al.(2007)이 지적한 바와 같이 표본추출오차에 의해 우연히 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 경우가 발생할 수 있기 때문에, 이를 고려하기 위해 본 연구에서 다양한 부트스트랩을 이용한 행운분포를 추정하고, 이 행운분포를 이용하여 행운(luck)과 능력(skill)을 구분하였다.

본 연구가 선행연구와 가지는 차이점은 두 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 선행연구에서는 주식시장 수익률과 인플레이션과의 관계를 연구하고 있으나, 본 연구에서는 최초로 주식형 펀드의 인플레이션 헤지능력에 대해 연구한다. 둘째, 선행연구에서는 벡터자기회귀 모형(Vector Autoregression: VAR) 등을 이용하여 동태적 관계를 살펴보지만, 본 연구에서는 횡단면 부트스트랩(cross-sectional bootstrap)을 이용하여 모든 펀드들을 대상으로 행운 분포를 추정함으로써, 개별 펀드의 인플레이션 헤지능력이 행운에 의한 것인지 펀드매니저의 능력에 의한 것인지를 구분한다는 점이다.

본 연구의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 실제 인플레이션율과 기대 인플레이션율을 이용하여 개별 펀드의 인플레이션 헤지능력을 추정한 결과, 소수의 펀드에서 인플레이션 베타가 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 하지만, 이들을 표본추출오차를 반영한 횡단면 행운분포와 비교해 보았을 때, 유의한 양(+)의 베타를 가지는 펀드는 펀드매니저의 능력보다는 행운에 기인한 것으로 나타났다.

둘째, 표본기간을 표본기간 I(2001년 1월~2005년 12월)과 표본기간 II(2006년 1월~2013년 5월)로 구분하여 개별 펀드의 추정하였다. 그 결과 95% 유의수준을 기준으로 할 때, 표본기간 I에서는 상위 1%에 속하는 펀드만이 인플레이션 헤지능력이 있으나, 표본기간 II에서는 상위 5%의 펀드에서 인플레이션 헤지능력이 있는 것으로 나타났다. 하지만, 전체 표본기간의 결과와 유사하게, 두 하위 표본기간 모두에서 유의한 양(+)의 인플레이션 베타를 가지는 개별 펀드들은 행운에 의한 것으로 추정되었다.

셋째, Kosowski et al.(2006)과 같이 회귀잔차를 부트스트래핑하여 분석할 경우, 잔차에서 존재할 수 있는 계열상관(serial dependence) 혹은 펀드들 사이의 횡단면 상관관계(cross-sectional correlation)를 고려하지 못하는 단점을 가지고 있다. 이 점을 고려하기 위해 시이브 부트스트랩과 안정적 부트스트랩을 활용하여 분석하였으며, 분석결과는 잔차만을 부트스트랩한 경우와 차이를 보이지 않았다.

넷째, 펀드 운용스타일을 Chan et al.(2002) 방법으로 대형/소형 그리고 가치/성장으로 구분하여 추정한 결과, 이전의 추정결과와 유사하게 소수의 펀드에서 인플레이션 베타가 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났지만, 이들을 표본추출오차를 반영한 횡단면 행운분포와 비교해 보았을 때, 유의한 양(+)의 베타를 가지는 펀드는 펀드매니저의 능력 보다는 행운에 기인한 것으로 나타났다.

다섯째, 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력이 지속성을 검토하였을 때, 국내 펀드의 인플레이션 헤지능력은 지속성을 보이지 않는 것으로 나타났다. 이는 Ang et al.(2012)과 유사하게 인플레이션 헤지능력을 가진 펀드로 포트폴리오를 구성하기는 쉽지 않다는 것을 의미한다. 또한, 국내 주식형펀드의 인플레이션 헤지능력은 표본추출오차에 의해 영향을 받고 있는 것으로 보인다.

참고문헌

- 고봉찬, 장 욱, 최영수, “국내 주식형 펀드의 스타일 분석과 활용,” *선물연구*, 제19권 (2011), pp. 91-120.
(Translated in English) Kho, B. C., U. Chang, and Y. Choi, “Style Analysis and Its Application of Domestic Mutual Funds,” *Korean Journal of Futures and Options*, Vol. 19 (2011), pp. 91-120.
- 김상배, “오류발견율을 이용한 국내 주식형 펀드의 유동성 타이밍능력 검증,” *금융공학연구*, 제12권 (2013), pp. 1-25.
(Translated in English) Kim, S., “False Discoveries in Liquidity Timing of Korean Equity Funds,” *Korean Journal of Financial Engineering*, Vol. 12 (2013), pp. 1-25.
- 김상배, 박종구, “국내 주식형 펀드의 타이밍 능력은 존재하는가?,” *재무관리연구*, 제26권 (2009), pp. 93-112.
(Translated in English) Kim, S. and J. Park, “Is There Timing Ability in Korean Equity Funds?,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 26 (2009), pp. 93-112.
- 유신익, 김동철 “국내 주식형 뮤추얼펀드의 스타일, 성과 및 시장예측 능력에 대한 분석,” *재무연구*, 제25권 (2012), pp. 409-450.
(Translated in English) Yoo, S. I. and D. Kim, “Style, Performance, Market Timing of Equity Mutual Funds in Korea,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 25 (2012), pp. 409-450.
- 이근영, “주식수익률과 물가간의 인과관계,” *경제학연구*, 제54권 (2006), pp. 189-222.
(Translated in English) Lee, K. Y., “Causal Relationships between Stock Returns and Inflation: The Case of Korea,” *Kyong Je Hak Yon Gu*, Vol. 54 (2006), pp. 189-222.

- 이준서, “펀드시장의 구조적 변화와 주식형 펀드의 시장예측 및 종목선택 능력,” 재무연구, 제25권 (2012), pp. 1-36.
(Translated in English) Yi, J., “The Impact of Structural Changes on Timing Abilities and Selectivity Skills of Equity Fund Managers,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 25 (2012), pp. 1-36.
- 이창준, 전형래, “한국 주식형 펀드의 운용스타일 지속성에 관한 연구,” 재무관리연구, 제29권 (2012), pp. 83-106.
(Translated in English) Lee, C. and H. Jeon, “On the Investigation of Investment Style Consistency in Korean Equity Funds,” *Korean Journal of Financial Management*, Vol. 29 (2012), pp. 93-112.
- 이충언, “우리나라에서의 주가와 인플레이션의 상관관계,” 국제지역연구, 제17권 (2013), pp. 97-117.
(Translated in English) Lee, C. E., “Stock Returns and Inflation in Korea,” *International Area Studies Review*, Vol. 17 (2013), pp. 97-117.
- 장국현, “아시아 외환시장의 점프위험과 이분산성 및 시변상관관계에 관한 연구,” 재무연구, 제17권 (2004), pp. 103-133.
(Translated in English) Chang, K-H., “Jump Risk, Heteroscedasticity and Time-Varying Correlations in Asian Foreign Exchange Markets,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 17 (2004), pp. 103-133.
- 하연정, 백미연, 왕야핑, 고희수, “주식형 펀드 성과와 순현금흐름의 지속성 : 탐색적 연구,” 재무연구, 제27권 (2014), pp. 257-296.
(Translated in English) Ha, Y., M. Paek, Y. Wang, and K. Ko, “Equity Fund Performance and Flow Persistence: Exploratory Analysis,” *Asian Review of Financial Research*, Vol. 27 (2014), pp. 257-296.
- Ang, A., M. Bière, and O. Signori, “Inflation and Individual Equities,” *NBER working paper*, No. 17798 (2012).

- Bekaert, G. and X. S. Wang, "Inflation Risk and the Inflation Risk Premium," *Economic Policy*, Vol. 25 (2010), pp. 755–806.
- Bils, M., P. J. Klenow, and O. Kryvtsov, "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 27 (2003), pp. 2–9.
- Blanchard, O. J., "Price Desynchronisation and Price Level Inertia," *NBER working paper*, No. 900 (1982).
- Bodie, Z., "Common Stocks as a Hedge against Inflation," *Journal of Finance*, Vol. 31 (1976), pp. 459–470.
- Boudoukh, J., M. Richardson, and R. F. Whitelaw, "Industry Returns and the Fisher Effect," *Journal of Finance*, Vol. 49 (1994), pp. 1595–1615.
- Bresnahan, T., "Empirical Studies of Industries with Market Power," Eds. in Schmalensee R. and R. Willig, *Handbook of Industrial Organization*, Vol. 2 (1989), North-Holland, Amsterdam.
- 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.
- 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.
- Erb, C. B., C. R. Harvey, and T. E. Viskanta, "Inflation and World Equity Selection," *Financial Analysts Journal*, Vol. 51 (1995), pp. 28–42.
- 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.
- Hall, P., *The Bootstrap and Edgeworth Expansion*, (1992), New York: Springer-Verlag.
- Jiang, G. J., T. Yao, and T. Yu, "Do Mutual Funds Time the Market? Evidence from Portfolio Holdings," *Journal of Financial Economics*, Vol. 66 (2007), pp. 724–758.
- Kim, S. and F. In, "False Discoveries in Volatility Timing of Mutual Funds," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 36 (2012), pp. 2083–2094.
- 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.
- Politis, D. N. and H. White, “Automatic Block–Length Selection for the Dependent Bootstrap,” *Econometric Reviews*, Vol. 23 (2004), pp. 53–70.
- Politis, D. N. and J. P. Romano, “The Stationary Bootstrap,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89 (1994), pp. 1303–313.
- Reilly, F. R., G. L. Johnson, and R. E. Smith, “Inflation, Inflation Hedges, and Common Stocks,” *Financial Analysts Journal*, Vol. 26 (1970), pp. 104–108.