

부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력에 관한 연구

김 지 혜 (건국대학교)*

장 국 현 (건국대학교)**

요 약

본 연구는 부동산 뮤추얼펀드의 성과를 평가함에 있어 펀드 매니저가 시장의 변화에 대한 예측력을 가지고 있는지를 시장타이밍 측면에서 살펴보고자 한다. 분석을 위해 1996년 1월부터 2015년 12월까지 운용기간 2년 이상인 143개 펀드의 월별 U.S. domestic Real Estate Mutual Fund 수익률 자료를 이용하였다. 또한 생존여부에 따라 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력이 차이가 있는지를 알아보하고자 자료를 2015년 12월까지 존재한 생존펀드와 존재하지 않은 소멸펀드로 나누어 포트폴리오 수준과 개별펀드 수준에서 분석을 실시하였다. 개별펀드 수준의 분석에서는 부트스트랩(bootstrap) 방법을 이용하여 펀드의 시장타이밍 능력이 펀드 매니저의 운용실력에 의한 것인지 여부를 확인해보았다. 분석결과 포트폴리오 수준에서는 시장타이밍 능력이 존재하지 않는 것으로 나타났으나 개별 펀드 수준에서는 소수의 펀드에서 시장타이밍 능력이 존재함을 확인할 수 있었다. 특히 부트스트랩 결과 해당 펀드들의 시장타이밍 능력은 행운(luck)이 아니라 펀드 매니저의 운용실력에 의한 것으로 나타났다.

Keywords: 부동산 뮤추얼펀드, 생존편의, 시장타이밍, 횡단면 행운분포, 부트스트랩

* 건국대학교 경영학과

** 교신저자, 건국대학교 경영대학, E-mail: khchang@konkuk.ac.kr,

1. 서론

1960년 미국 의회를 통해 대규모 상업용 부동산에 대한 투자가 허용된 이후 REIT 산업은 그 규모가 시가총액기준으로 2007년 \$312 billion, 2015년 8월에는 \$878 billion에 달하는 등 연 20%의 성장세를 보이고 있다. 이러한 REIT 시장의 성장은 REIT 혹은 부동산 관련 주식에 투자하는 부동산 뮤추얼펀드의 성장을 견인하였다. Shen et al. (2012)에 따르면 미국 부동산 뮤추얼펀드의 수가 1998년 38개에서 2008년 116개로 증가하였으며 순자산총액도 \$5,900 million에서 \$18,956 million으로 급격히 증가한 것으로 나타났다. 최근에는 그 수가 더욱 증가하여 2015년 기준 143개의 부동산 뮤추얼펀드가 운용 중이다.

부동산 뮤추얼펀드 시장이 성장하면서 펀드의 평가와 관련된 이슈들이 연구의 주요 관심사가 되었다. 일반적으로 펀드의 성과평가는 두 가지 측면에서 이루어진다. 첫 번째는 펀드가 벤치마크(benchmark) 대비 비정상수익률(abnormal return)을 얻는지, 또 비정상수익률이 얼마나 지속적일지를 검증하는 것이다. 두 번째는 펀드 매니저의 시장 변화에 대한 예측력을 평가하는 것이다. 다시 말해 펀드 매니저가 펀드에 편입된 주식의 비중을 적절히 조정하는 타이밍(timing) 능력을 가지고 있는가를 분석하는 것이다. 그런데 부동산 뮤추얼펀드의 성과평가와 관련된 선행연구들은 비정상수익률에 대한 검증 혹은 성과의 지속성을 검토하는데 초점을 맞추고 있어 펀드 매니저의 타이밍 능력을 분석한 연구는 거의 이루어지지 않고 있다.

부동산 뮤추얼펀드의 시장 타이밍 능력을 살펴본 연구로는 Shen et al. (2012)의 연구가 유일하다. 해당 연구에서는 미국 부동산 뮤추얼펀드와 해외 부동산 뮤추얼펀드(International Real Estate Mutual Fund)를 대상으로 각각 포트폴리오를 구성하여 시장 타이밍 능력을 살펴보았다. 분석결과 미국 부동산 뮤추얼펀드뿐 아니라 해외 부동산 뮤추얼펀드에서도 시장 타이밍이 없는 것으로 나타났다. 그러나 Shen et al. (2012)에서는 개별 펀드에 투자하는 투자자 입장에서 각 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 살펴보지 않았다. 따라서 각 부동산 뮤추얼펀드에 대한 시장타이밍 능력을 분석하는 것이 필요하다.

방법론 측면에서 Shen et al. (2012)이 사용한 시장타이밍 모형의 추정결과는 표본추출오차(sampling variation)에 의해 나타난 결과일 가능성이 존재한다. 더구나 Kosowski et al.(2007), Cuthbertson et al.(2008)이 언급했듯이 부동산 뮤추얼펀드처럼 자료의 수가 제한적이고 개별 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 계수의 분포에 대한 선행적인 가정을 하기 어려운 경우 부트스트랩 (bootstrap) 시뮬레이션 방법을 통해 그 분석결과를 해석해 볼 필요가 있을 것이다. 또한 본 연구에서 사용한 부트스트랩 방법은 횡단면 '행운(luck)'분포의

도출이 가능하여 추정된 시장타이밍 능력이 행운에 의한 것인지 펀드 매니저의 실력에 의한 것인지 판단할 수 있게 하는 장점이 있다.

부트스트랩 방법을 이용하여 펀드 매니저들의 시장타이밍 능력을 검토한 대표적 연구로는 Bollen and Busse (2001), Jiang, Yao, and Yu (2007), 김상배·박종구(2009), 김상배·정태훈(2010) 등이 있으며 대부분 주식형 펀드를 대상으로 한 연구들이다. Bollen and Busse (2001)와 Jiang, Yao, and Yu (2007)는 기존의 연구들과는 다르게 미국 주식형 펀드에서 시장타이밍 능력이 있음을 주장하였고 일부 펀드 매니저들의 시장타이밍 능력은 행운이 아니라 실력에 의한 것이라고 보고하였다. 반면 김상배·박종구(2009)와 김상배·정태훈(2010)의 국내 주식형 펀드를 대상으로 한 연구에서는 소수의 펀드에서 시장타이밍 능력이 있는 것으로 나타났으나 부트스트랩 결과 이는 실력이 아닌 행운에 의한 것이라 설명하였다. 본 연구에서도 모든 미국 부동산 펀드들을 대상으로 도출된 '행운(luck)'분포를 바탕으로 개별 부동산 뮤추얼펀드 매니저들의 시장타이밍 능력이 실력에 의한 것인지를 살펴보고자 한다.

한편 Brown et al.(1992)과 Rohleder et al.(2011)은 펀드의 생존편의(Survivorship bias)를 성과측면에서 분석하였다. 펀드의 성과가 지속적으로 저조한 경우 해당 펀드들이 소멸되는 경향이 있으며 펀드 성과분석결과 과대평가될 가능성이 있다는 것이다. 그런데 펀드 매니저가 시장 예측력을 가지고 있다면 포트폴리오를 적절히 조절하여 시장을 잘 따라갈 수 있을 뿐 아니라 우수한 성과를 달성할 수 있을 것이다. 결국 시장타이밍 능력을 보유한 펀드가 소멸하지 않고 생존할 가능성이 더 크다고 볼 수 있을 것이다. 따라서 펀드의 생존여부와 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍의 관계를 살펴보는 것도 의미가 있을 것이다.

요약하면, 본 연구는 미국 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 추정하고 이를 횡단면 부트스트랩 방법을 통해 도출된 '행운(luck)'분포와 비교하여 펀드 매니저의 시장타이밍 능력이 실력에 의한 것인지를 분석하는데 목적을 두고 있다. 추가적으로 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력이 생존여부에 따라 차이를 나타내는지도 검토해보고자 한다. 또한 본 연구의 차별성으로는 그 동안 부동산 뮤추얼펀드 연구에서는 거의 다루어지지 않았던 펀드 매니저의 시장타이밍 능력을 추정한다는 점을 들 수 있다. 방법론적으로는 부트스트랩 방법을 적용하여 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 횡단면적으로 비교, 펀드 매니저의 타이밍 능력이 과연 실력에 의한 것인지 확인해 볼 수 있다는 것이다. 더 나아가 실제 미국 부동산 뮤추얼펀드에 투자하는 투자자들의 펀드 선택에 있어 중요한 정보를 제공할 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 추정하기 위한 모형과 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 설명한다. 3장에서는 실증분석에 사용된 자료와 분석결과들을 제시하고 4장에서 연구의 결과를 요약하고자 한다.

2. 분석 모형

2.1 시장타이밍 능력

본 연구에서는 펀드 매니저의 시장타이밍 능력을 알아보기 위해 생존여부에 따라 구성된 포트폴리오 및 개별 펀드에 대해 Treynor and Mazuy (1966)의 모형을 적용하여 분석을 실시하고 한다. 시장타이밍 능력은 펀드 매니저가 미래 시장 상황에 대한 우수한 예측 능력을 가지고 있으면 주식에 대한 투자 비중을 적절히 변화시켜 포트폴리오의 베타(β)조정할 수 있게 된다는 것이다. 따라서 펀드의 베타는 식 (1)과 같이 주식시장의 수익률과 선형 관계를 가지게 된다.

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

식 (1)을 CAPM에 대입하면, 펀드의 초과수익률은 시장 초과수익률에 대해 비선형의 관계를 가지게 된다.

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

여기서 $R_{i,t}$ 는 펀드 i 의 초과수익률, $R_{m,t}$ 는 REIT 시장의 초과수익률, α_i 는 펀드 i 의 종목선택 능력(stock selection ability), γ_i 는 펀드 i 의 시장타이밍 능력(market timing ability)을 나타낸다. α_i 와 γ_i 의 경우 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가질 때 각각 종목선택 능력 혹은 시장타이밍 능력을 가지고 있는 것으로 판단할 수 있다. Goetzmann et al.(2000) 과 김상배·박종구(2009)는 SMB와 HML 요인을 추가적으로 고려하여 시장 타이밍능력을 추정하였다¹. 따라서 본 연구에서도 선행연구와 마찬가지로 SMB와 HML 요인을 고려하고자 한다.

¹ 이들 연구에서는 SMB와 HML 등을 고려한 다요인 시장타이밍 모형을 추정할 경우 측정편의(measurement bias)를 감소시켜 시장타이밍 모형의 설명력을 증가시킨다고 보고하였다.

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

이때, $R_{m,t}$ 는 식(1)과 마찬가지로 REIT 시장의 초과수익률, SMB와 HML은 미국 주식시장에 상장된 REIT 기업을 대상으로 규모프리미엄과 가치프리미엄을 산출하였으며 구체적인 산출방법은 Fama and French(2006)와 동일하다.²

2.2 부트스트랩(Bootstrap) 방법: 횡단면 행운분포

본 연구에서 개별 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 평가하기 위해 부트스트랩 방법을 적용하였다. 일반적으로 추정치의 통계적 유의성을 검정할 때 사용되는 t -통계량의 경우 자료의 분포가 정규분포임을 가정하고 있다. 하지만 Resampling기법 중 하나인 부트스트랩 방법은 분포에 대한 특별한 가정이 필요하지 않으므로 본 연구의 시장타이밍 능력에 대한 추정치 γ_i 처럼 비정규분포(nonnormal distribution)인 경우 통계적 유의성을 검정하는데 효과적이라 할 수 있다. 더불어 Kosowski et al.(2006), 김상배·박종구(2009), 김상배(2015)에서와 같이 부트스트랩 방법을 통해 표본추출오차(sampling variation)를 고려한 횡단면 행운분포(cross-sectional luck distribution)의 추정도 가능하다. 따라서 추정된 횡단면 행운분포와 실제 t -통계량을 비교하여 펀드 매니저의 시장타이밍 능력이 과연 실력에 의한 것인지 아니면 행운에 의한 것인지를 판단할 수 있다.

구체적인 횡단면 행운분포의 추정과 통계적 유의성 판단 절차는 아래와 같다.

Step1. 서로 다른 T 개의 관측치를 갖는 i 개의 부동산 뮤추얼펀드 수익률이 존재한다. 각 펀드의 초과수익률($R_{i,t}$)을 종속변수로 하고 REIT 시장의 초과수익률($R_{m,t}$) 및 시장 초과수익률의 제곱을 설명변수로 하여 회귀분석을 실시한다. 추정결과인 절편($\hat{\alpha}_i$), 각 추정치($\hat{\beta}_i^{MKT}$, $\hat{\gamma}_i$)의 t -통계량($t_{i,\beta^{MKT}}$, $t_{i,\gamma}$) 그리고 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)를 식(4)와 같이 저장한다.

$$R_{i,t} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i^{MKT} R_{m,t} + \hat{\gamma}_i R_{m,t}^2 + \hat{\epsilon}_{i,t} \quad (t=1, 2, \dots, T) \quad (4)$$

² 본 연구에서 CRSP/Ziman Real Estate 자료를 이용하였으며 SMB와 HML의 구체적인 산출과정은 Fama and French(2006)와 동일하다. 즉, 전체 표본기업을 기업의 규모를 기준으로 대규모(B)와 소규모(S)로 나누고 이를 다시 BE/ME비율에 따라 가치주(H), 중간주(M), 성장주(L)로 나누어 총 6개의 포트폴리오 월평균 수익률을 구성하였다.

SMB = (SH + SM + SL)/3 - (BH + BM + BL)/3

HML = (SL + BL)/2 - (SH + BH)/2

Step 2. Step 1에서 저장한 잔차($\hat{\epsilon}_{i,t}$)를 b 번 부트스트랩하여 펀드 별로 b 개의 잔차($\widetilde{\epsilon}_{i,t}^b$)를 만든다. 새롭게 만들어진 잔차($\widetilde{\epsilon}_{i,t}^b$)와 Step 1에서 저장한 절편($\hat{\alpha}_i$), 추정치($\hat{\beta}_i^{MKT}$)를 사용하여 식(5)와 같이 시장타이밍 계수(γ_i)가 0인 펀드의 수익률($\widetilde{R}_{i,t}^b$)을 생성한다.

$$\widetilde{R}_{i,t}^b = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i^{MKT} R_{m,t} + \widetilde{\epsilon}_{i,t}^b \quad (i = 1, 2, \dots, i), (t=1, 2, \dots, T), (b=1, 2, \dots, B) \quad (5)$$

Step 3. 펀드의 시장타이밍 계수가 0일때의 표본추출오차에 의해 나타날 수 있는 시장타이밍의 계수를 추정하기 위해 Step 2에서 생성된 부동산 뮤추얼펀드의 수익률($\widetilde{R}_{i,t}^b$)을 종속변수로 하여 식(6)에 대해 회귀분석을 실시한다. 추정된 시장타이밍 계수($\widetilde{\gamma}_i^b$)의 t -통계량($\widetilde{t}_{i,\gamma}^b$)을 저장한다. 이렇게 추정된 t -통계량은 단순히 표본추출오차에 의해 얻어진 값이므로 행운에 의해 나타난 값으로 생각할 수 있다.

$$\widetilde{R}_{i,t}^b = \widetilde{\alpha}_i^b + \widetilde{\beta}_{i,\gamma}^b R_{m,t} + \widetilde{\epsilon}_{i,t}^b \quad (i = 1, 2, \dots, i), (t=1, 2, \dots, T), (b=1, 2, \dots, B) \quad (6)$$

Step 4. 위의 과정을 통해 부동산 펀드 i 는 b 개의 t -통계량($\widetilde{t}_{i,\gamma}^b$)을 가지게 된다. 만약 100개의 펀드에 대해 1,000회 부트스트랩을 실시하면 각 펀드당 1,000개의 t -통계량($\widetilde{t}_{i,\gamma}^b$)이 존재하게 된다. 이를 부트스트랩 횟수를 기준으로 나타내면 1회당 100개의 t -통계량($\widetilde{t}_{i,\gamma}^b$)을 보유하게 된다. 해당 t -통계량($\widetilde{t}_{i,\gamma}^b$)의 분위수(percentile)별 평균값을 통해 횡단면 행운분포($f(\widetilde{t}_\gamma^b)$)를 도출할 수 있다.

Step 5. 도출된 횡단면 행운분포를 통해 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력이 실력(skill)에 의한 것인지 여부는 아래 식(7)로부터 산출된 p -값으로 판단한다.

$$p = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B I_b \quad I_b = \begin{cases} 1 & \text{if } f(t_\gamma) > f(\widetilde{t}_\gamma^b) \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \quad (7)$$

이때, $f(t_\gamma)$ 는 원자료로 추정된 시장타이밍 계수의 t -통계량($t_{i,\gamma}$) 분포에서 각 분위수별 값을 의미하며 $f(t_\gamma) > f(\widetilde{t}_\gamma^b)$ 면 I_b 가 1의 값을 가지고 그렇지 않으면 0의 값을 가진다. 그러므로 $f(t_\gamma)$ 가 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력이 0이라는 귀무가설 하에서 추정된 횡단면 행운분포 $f(t_\gamma)$ 보다 오른쪽에 위치하게 되면 p -값이 1에 가깝게 추정된다. 또한 p -값이 1에 가까우면 추정된 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력은 우연한 행운에 의한 것이 아니라 펀드 매니저의 실력에 의한 것이라 볼 수 있다.

3. 실증 분석

3.1 자료

분석에 사용된 자료는 CRSP(Center for Research in Security Prices)에서 제공하는 1996년 1월부터 2015년 12월까지의 월별 U.S. domestic Real Estate Mutual Fund 수익률 자료이다. 분석을 위해 운용기간이 2년 이상인 펀드를 사용하였으며 multiple share classes 펀드의 경우는 단일 펀드화하였다. 벤치마크 자료로는 선행연구에서 가장 널리 사용되어 온 Wilshire US REIT지수의 월별 수익률을 사용하였다. 또한 생존여부를 고려한 부동산 펀드의 시장타이밍 능력을 살펴보기 위하여 포트폴리오 수준 및 개별펀드 수준에서도 분석을 실시하였다.

먼저 생존여부에 따른 포트폴리오는 자료 기간 동안 존재한 모든 펀드들을 포함한 Unbiased sample 포트폴리오, 2015년 12월에 생존 중인 펀드들로 구성된 Survivors 포트폴리오와 2015년 12월 이전에 소멸된 Non-survivors 포트폴리오로 나뉜다. 각 포트폴리오는 동일가중 및 가치가중 방식을 적용하였으므로 총 6개의 포트폴리오가 분석에 사용되었다. 포트폴리오 구성 시 순자산총액(Total Net Assets: TNA)이 누락되었을 경우 Rohleder et al.(2011)과 같이 가치가중월평균 펀드 성장률(monthly value-weighted average fund growth rate)에 따른 기하학적 보간법(geometric interpolation)을 이용하여 처리하였다. 개별 부동산 뮤추얼펀드도 포트폴리오 방법과 마찬가지로 Unbiased sample, Survivors 그리고 Non-survivors 펀드로 나누어 분석을 실시하였다.

<표 1>은 미국 부동산 뮤추얼펀드의 기초통계량을 보여주고 있다. Panel A에서 연구에 사용된 자료의 수를 보고하고 있는데 1996년 1월부터 2015년 12월까지 존재한 미국 부동산 뮤추얼펀드는 총 457개였다. 하지만 Multiple share classes 펀드들이 다수 존재하는 것으로 나타나 CRSP의 포트폴리오 코드를 사용하여 단일화하였으며 최종적으로 143개의 펀드 수익률 자료를 이용하였다. 생존여부에 따라 구분하면 Survivors 펀드는 전체의 71%인 102개, Non-survivors 펀드는 29%인 41개로 Survivors 펀드의 수가 월등히 많은 것으로 나타났다. 평균 생존기간은 Survivors가 112개월(약 9년), Non-survivors는 77개월(약 6년)로 Survivors 펀드가 약 3년 이상 길게 운용되는 것으로 보인다. 각 포트폴리오의 초과수익률은 동일가중 포트폴리오보다 가치가중 포트폴리오에서 더 큰 것으로 확인되었고 전체 포트폴리오 중 Survivors 포트폴리오가 평균적으로 가장 높았다.

<표 1> 자료의 기초통계량

본 표는 분석에 사용된 미국 부동산 뮤추얼펀드 자료에 대한 기초통계량을 나타낸 것이다. Panel A는 포트폴리오 수준에 따른 기초 통계량이며 1996년 1월부터 2015년 12월까지 부동산 뮤추얼펀드 중 생존기간이 24개월 이상인 펀드를 대상으로 하였다. Number of Unique funds는 Multiple share classes 펀드를 고려하기 위해 포트폴리오 코드를 기준으로 TNA에 따른 가중치를 부여하여 단일 펀드화했을 때의 펀드 수이다. 단, 인덱스 펀드 혹은 자료기간 중 펀드유형이 바뀐 펀드는 제외하였다. Absolute TNA는 2015년 12월 기준으로 산출된 순자산총액이며 TNA의 평균은 각 펀드의 시계열 평균 TNA 값에 기초하여 계산한 것이다. Panel B는 생존여부를 고려한 개별 펀드에 대한 기초통계량을 나타낸 것이다. Kurtosis와 Skewness 값은 각 펀드의 잔차(residual)의 평균값을 나타낸 것이고 Test of normality는 각 펀드의 잔차에 대한 정규성 검정 결과에 기초한 값을 의미한다.

Panel A: Portfolio

	Unbiased sample		Survivors		Non-survivors	
	EW	VW	EW	VW	EW	VW
Number of funds	457 (100%)		365 (79.87%)		92 (20.13%)	
Number of Unique funds	143 (100%)		102 (71.33%)		41 (28.87%)	
Average fund life (months)	105		112		77	
Monthly excess return (%)						
Mean	0.7746	0.8270	0.7953	0.8383	0.5421	0.5419
Standard deviation	5.5948	5.5885	5.5930	5.5923	5.7114	5.9201
TNA(million US\$)						
Absolute in 12/2015	73,868		73,868		-	
Mean	102		121		30	
Standard deviation	279		307		92	

Panel B: Individual funds

	Unbiased sample	Survivors	Non-survivors
Mean			
Market timing(γ_i)	-0.0013	-0.0005	-0.0034
Market timing t -statistic	-0.5234	-0.4345	-0.7447
Kurtosis	8.5564	8.9387	7.6055
Skewness	-0.0644	-0.0380	-0.1301
Test of normality			
% of funds with Jarque-Bera $p < 0.1$	83.22	86.27	75.61

반면 Non-survivors 포트폴리오의 경우 평균 초과수익률은 가장 낮고 표준편차는 가장 크게 나타났다. 규모 면에서도 포트폴리오들 간의 차이를 관찰할 수 있었다. 2015년 12월 기준으로 미국 부동산 뮤추얼펀드의 TNA는 \$74,868에 달하고 있으며 이 중 Survivors에 포함된 펀드들의 경우 평균적으로 약 \$121 million의 TNA를 보유하고 있었다. 이는 약 \$30 million의 TNA를 보유하고 있는 Non-survivors 보다 4배 가량 그 규모가 더 큰 것으로 확인되었다.

Panel B는 개별 부동산 뮤추얼펀드에 대한 기초통계량을 요약한 것이다. 먼저 추정된 시장타이밍 계수와 t -통계량의 평균이 음(-)의 값을 가지는 것으로 보아 미국 부동산 뮤추얼펀드가 평균적으로 시장타이밍 능력이 떨어질 것으로 생각된다. 그 외 Skewness와 Kurtosis, Test of normality는 각 펀드의 잔차에 대한 통계량을 보고한 것이다. 따라서 미국 부동산 뮤추얼펀드는 평균적으로 왼쪽으로 꼬리가 길고 첨예한 분포를 가졌으며 대부분 정규성을 기각하는 것으로 미루어볼 때 정규분포하지 않는 것으로 나타났다.

3.2 실증분석

실증분석에서는 미국 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 알아보기 위해 포트폴리오 및 개별 펀드 수준에서 분석을 실시하였다. 더불어 시장타이밍 능력이 생존여부에 따라 차이가 있는지를 살펴보기 위해 Survivor와 Non-survivor 펀드에 대해서도 동일한 분석을 실시하였다. <표 2>는 포트폴리오 수준에서 시장타이밍 능력을 분석한 결과이다.

<표 2>에 따르면 모든 포트폴리오에서 통계적으로 $\alpha_i \leq 0$ 추정되어 미국 부동산 뮤추얼펀드 매니저들이 종목선택 능력이 떨어지는 것으로 보인다. 그 중 Non-survivors 포트폴리오의 α_i 는 음(-)으로 유의하게 추정되어 소멸된 펀드들의 경우 다수에서 벤치마크보다 낮은 수익률을 보일 것으로 예상된다.

시장타이밍 능력 추정결과에 따르면 1 factor뿐 아니라 3 factor를 고려한 모형에서도 γ_i 가 통계적으로 유의하게 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타나지 않아 시장타이밍 능력이 존재하지 않는 것으로 생각된다. 이는 미국 부동산 뮤추얼펀드로 포트폴리오를 구성하여 시장타이밍 능력을 살펴보았던 Shen et al.(2012)의 연구결과와 일치하는 내용이다. 대부분의 포트폴리오에서 γ_i 가 5% 혹은 1% 유의수준에서 음(-)의 유의한 값을 가져는 것으로 추정되었다. 이는 미국 부동산 뮤추얼펀드를 운용하는 펀드 매니저들이 미래 시장 상황을 잘못 예측하여 REIT 시장이 상승할 때 베타가 0이거나 음(-)인 자산을 매수하고 REIT 시장이 하락할 때 오히려 베타가 높은 자산을 매수하여 시장과 반대 방향으로 펀드를 운용했을 가

능성을 시사하고 있다. 하지만 포트폴리오를 구성하여 시장타이밍 능력 분석할 경우 실제로 시장타이밍 능력이 있는 펀드라 할지라도 다수의 시장타이밍이 없는 펀드들에 의해 그 특성이 상쇄될 가능성이 있다. 또한 펀드 투자자의 경우 투자 의사결정에 있어 개별 펀드를 대상으로 투자 여부를 고려하는 만큼 각 부동산 뮤추얼펀드에 관한 분석도 필요할 것으로 보인다.

<표 2> 생존여부에 따른 포트폴리오의 시장타이밍 능력 추정결과

본 표는 생존여부에 따라 구성된 포트폴리오의 시장타이밍 계수를 추정한 결과이다. 자료의 기간(1996년 1월부터 2015년 12월까지)동안 생존기간이 2년 이상인 미국 부동산 뮤추얼펀드를 대상으로 하였으며 인덱스펀드 및 펀드 유형이 전환된 경우는 제외하였다. 각 포트폴리오는 동일가중 및 가치가중 방식을 적용하여 생성하였고 가중치는 TNA 비중에 따라 부여하였다. 시장타이밍 계수의 유의성을 검증하기 위해 Newey-West adjusted t-statistic을 이용하였다.

Equal-weighted

	1 factor			3 factor				
	α_i	β_i^{MKT}	γ_i	α_i	β_i^{MKT}	γ_i	β_i^{SMB}	β_i^{HML}
Unbiased sample	0.0036 (0.119)	0.8989 (142.978)	-0.0010 (-2.734)	-0.0175 (-0.563)	0.8986 (128.486)	-0.0012 (-3.671)	0.0275 (2.038)	0.0288 (2.320)
Survivors	0.0260 (0.997)	0.8996 (166.161)	-0.0009 (-3.060)	0.0093 (0.342)	0.8990 (151.158)	-0.0011 (-3.947)	0.0216 (1.548)	0.0254 (2.188)
Non-survivors	-0.1997 (-1.750)	0.8701 (29.499)	-0.0013 (-1.138)	-0.2554 (-2.323)	0.8664 (26.735)	-0.0020 (-1.992)	0.0677 (2.216)	0.0915 (2.104)

Value-weighted

	1 factor			3 factor				
	α_i	β_i^{MKT}	γ_i	α_i	β_i^{MKT}	γ_i	β_i^{SMB}	β_i^{HML}
Unbiased sample	0.0330 (1.030)	0.9078 (169.200)	-0.0004 (-2.054)	0.0208 (0.650)	0.9067 (163.096)	-0.0006 (-2.866)	0.0157 (1.111)	0.0231 (2.172)
Survivors	0.0437 (1.410)	0.9087 (157.142)	-0.0003 (-2.300)	0.0358 (1.119)	0.9074 (157.724)	-0.0005 (-2.696)	0.0100 (0.634)	0.0197 (2.093)
Non-survivors	-0.2303 (-1.630)	0.9000 (23.225)	-0.0005 (-0.288)	-0.2783 (-2.057)	0.8920 (22.392)	-0.0014 (-0.968)	0.0562 (1.421)	0.1110 (2.121)

<표 3> 개별 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력 추정결과

본 표는 개별 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 계수를 추정한 결과이다. 자료의 기간 (1996년 1월부터 2015년 12월까지)동안 생존기간이 2년 이상인 미국 부동산 뮤추얼펀드를 대상으로 하였으며 인덱스펀드 및 펀드 유형이 전환된 경우는 제외하였다. 전체 143개의 펀드를 생존여부에 따라 Survivors (102개) 혹은 Non-survivors (41개) 펀드로 구분하여 시장타이밍 계수를 추정하여 유의수준별 (10%, 5%, 1%) 펀드 수를 표기한 것이다. 시장타이밍 계수의 유의성을 검증하기 위해 Newey-West adjusted t-statistic을 이용하였다.

	시장타이밍 능력 (γ_i)	1 factor			3 factor		
		10%	5%	1%	10%	5%	1%
Unbiased sample	유의한 양(+)	12	8	5	13	12	7
	유의하지 않은 양(+)	45	49	52	45	46	51
	유의하지 않은 음(-)	50	55	71	55	59	68
	유의한 음(-)	36	31	15	30	26	17
	합계	143					
Survivors	유의한 양(+)	11	8	5	13	12	7
	유의하지 않은 양(+)	32	35	38	32	33	38
	유의하지 않은 음(-)	34	38	49	36	40	45
	유의한 음(-)	25	21	10	21	17	12
	합계	102					
Non- survivors	유의한 양(+)	1	0	0	0	0	0
	유의하지 않은 양(+)	13	14	14	13	13	13
	유의하지 않은 음(-)	16	17	22	19	19	23
	유의한 음(-)	11	10	5	9	9	5
	합계	41					

<표 3>은 143개의 Unbiased sample 및 생존여부를 고려해 나눈 Survivors, Non-survivors 펀드를 대상으로 식 (2)와 (3)을 추정한 결과를 제시한 것이다. 유의수준 10%에서 Unbiased sample 펀드의 경우 12개 (1 factor), 13개 (3 factor)의 소수의 펀드에서 시장타이밍 능력이 있는 것으로 나타났다. Survivors와 Non-survivors 펀드의 분석 결과를 함께 살펴보면 Unbiased sample 펀드에서 시장타이밍 능력이 있었던 펀드들이 거의 모두 Survivors 펀드에 속해 있음을 알 수 있다. Non-survivors 펀드의 경우 시장타이밍 계수 (γ_i)가 양(+)인 것은 거의 존재하지 않고 음(-)의 값을 나타내는 펀드가 다수인 것으로 확인되었다. 이는 유의수준 5%와 1%에서도 동일하게 관찰된다. 따라서 생존여부에 따라 미국

부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력에 차이가 있음을 알 수 있다.

하지만 Jiang et al.(2007)이 지적했듯이 개별 펀드의 시장타이밍 능력 분석 시 회귀분석의 결과로 도출된 시장타이밍 계수는 표본추출오차에 의해 발생된 값일 가능성이 존재한다. 다시 말해, 실제로는 해당 펀드들이 시장타이밍 능력이 없음에도 행운에 의해 시장타이밍 능력이 있는 것으로 나타날 수 있다는 것이다. 특히 본 연구의 대상인 미국 부동산 뮤추얼펀드처럼 정규분포를 따르지 않을 경우 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 통해 시장타이밍 계수의 유의성 여부를 판단하는 것이 더 효과적일 것으로 판단된다.

<표 4> 부트스트랩 시장타이밍 능력의 t -통계량 추정결과

본 표는 개별 부동산 뮤추얼펀드를 대상으로 시장타이밍 계수의 t -통계량과 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 추정된 t -통계량을 분위수(percentile)별로 나타낸 것이다. 생존여부에 따른 분석 결과를 살펴보기 위해 전체 143개의 Unbiased sample 펀드와 102개의 Survivors 펀드, 41개의 Non-survivors 펀드에 대해 각각 분석을 실시하였다. 부트스트랩의 t -통계량은 각 분위수의 평균값을 의미한다.

Panel A: Unbiased sample

Percentile (%)	1 factor			3 factor		
	t -statistic	Bootstrapped t -statistic	p -value	t -statistic	Bootstrapped t -statistic	p -value
1	-6.606	-3.659	0.0020	-4.980	-3.257	0.0080
5	-4.207	-2.426	0.0000	-3.786	-2.235	0.0000
10	-2.621	-1.834	0.0030	-2.709	-1.716	0.0000
20	-2.032	-1.191	0.0000	-1.800	-1.122	0.0010
40	-0.779	-0.362	0.0090	-0.643	-0.341	0.0330
80	0.993	1.172	0.1740	0.911	1.103	0.1350
85	1.245	1.457	0.1540	1.058	1.363	0.0520
90	1.473	1.832	0.0640	1.562	1.702	0.2580
91	1.510	1.925	0.0430	1.626	1.788	0.2330
92	1.676	2.027	0.0930	1.904	1.885	0.5250
93	1.742	2.136	0.0780	1.997	1.987	0.5300
94	1.868	2.269	0.0990	2.179	2.103	0.6090
95	2.303	2.423	0.3860	2.533	2.233	0.8580
96	2.368	2.607	0.2750	2.652	2.396	0.8050
97	2.956	2.844	0.6300	2.936	2.592	0.8570
98	3.705	3.164	0.8510	3.375	2.866	0.8870
99	4.569	3.690	0.8900	4.115	3.310	0.9250

Panel B: Survivors

Percentile (%)	1 factor			3 factor		
	<i>t</i> -statistic	Bootstrapped <i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistic	Bootstrapped <i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
1	-7.235	-3.624	0.0020	-5.047	-3.194	0.0100
5	-4.324	-2.468	0.0000	-3.619	-2.250	0.0010
10	-2.503	-1.878	0.0230	-2.710	-1.742	0.0000
20	-1.956	-1.226	0.0010	-1.734	-1.146	0.0040
40	-0.853	-0.384	0.0120	-0.639	-0.358	0.0750
80	1.183	1.188	0.5150	0.989	1.110	0.2860
85	1.267	1.479	0.2230	1.443	1.373	0.6170
90	1.711	1.861	0.3300	1.989	1.718	0.8480
91	1.736	1.957	0.2690	2.098	1.805	0.8610
92	1.825	2.062	0.2500	2.244	1.898	0.8870
93	2.311	2.172	0.6730	2.543	2.000	0.9580
94	2.354	2.303	0.5940	2.622	2.115	0.9410
95	2.393	2.457	0.4720	2.706	2.251	0.9050
96	3.123	2.637	0.8550	3.003	2.406	0.9430
97	3.612	2.869	0.9060	3.310	2.600	0.9480
98	4.108	3.178	0.9280	3.659	2.856	0.9350
99	4.888	3.645	0.9280	4.433	3.249	0.9590

Panel C: Non-survivors

Percentile (%)	1 factor			3 factor		
	<i>t</i> -statistic	Bootstrapped <i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value	<i>t</i> -statistic	Bootstrapped <i>t</i> -statistic	<i>p</i> -value
1	-4.323	-3.062	0.0690	-4.495	-2.799	0.0230
5	-3.332	-2.151	0.0240	-3.797	-2.046	0.0060
10	-2.635	-1.639	0.0120	-2.650	-1.576	0.0040
20	-2.127	-1.066	0.0000	-1.998	-1.021	0.0010
40	-0.746	-0.309	0.0470	-0.639	-0.292	0.0960
80	0.575	1.094	0.0420	0.457	1.047	0.0200
85	0.654	1.352	0.0170	0.584	1.293	0.0120
90	1.032	1.672	0.0420	0.889	1.584	0.0200
91	1.137	1.755	0.0430	0.983	1.664	0.0250
92	1.243	1.837	0.0680	1.076	1.744	0.0320
93	1.317	1.934	0.0710	1.132	1.834	0.0310

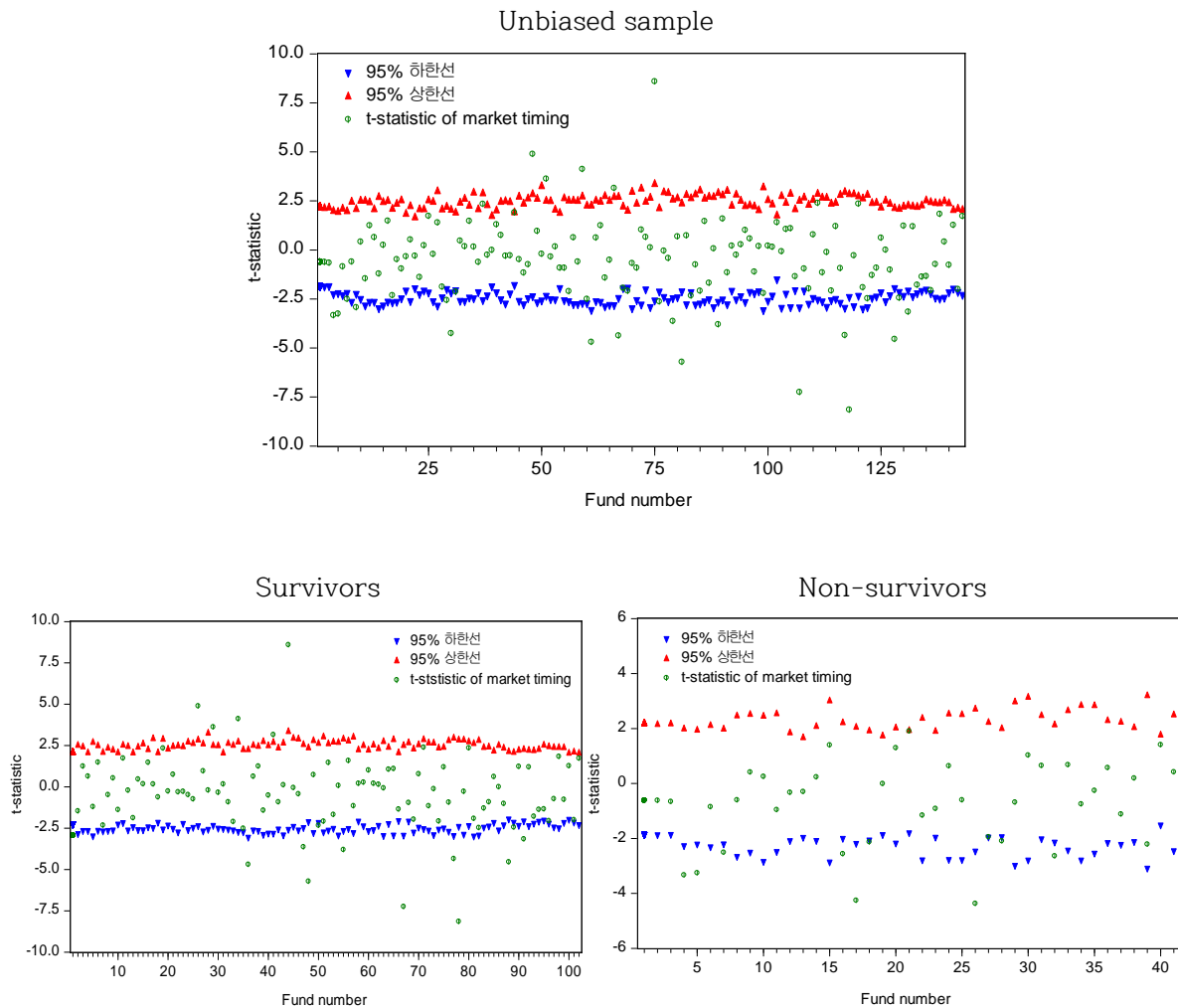
94	1.358	2.044	0.0590	1.151	1.934	0.0260
95	1.400	2.155	0.0520	1.171	2.035	0.0190
96	1.404	2.325	0.0250	1.233	2.179	0.0110
97	1.408	2.496	0.0120	1.296	2.322	0.0090
98	1.509	2.747	0.0130	1.379	2.540	0.0040
99	1.707	3.078	0.0180	1.484	2.831	0.0030

<표 4>는 개별 펀드들을 대상으로 분석한 시장타이밍 계수의 t -통계량과 부트스트랩을 통해 도출된 t -통계량을 분위수별로 나타낸 것이다. 여기서 p -값은 해당 분위수에서 시장 타이밍 계수의 t -통계량이 부트스트랩의 t -통계량보다 큰 값을 갖는 비율을 의미하게 된다. 그러므로 p -값이 1에 가깝게 추정되었다면 개별 펀드의 시장타이밍 계수의 t -통계량이 표본추출오차를 고려한 부트스트랩의 t -통계량보다 대부분 큰 값을 가지므로 이는 행운이 아니라 실력에 의한 것으로 볼 수 있다. Unbiased sample 펀드의 경우 대부분의 분위수에서 분위수에서 p -값이 0.9이하를 나타내 부동산 뮤추얼펀드가 시장타이밍 능력이 없는 것으로 보이나 3 factor로 추정된 99% 분위수에서는 p -값이 0.9250으로 1에 가까운 값으로 추정되었다. 따라서 소수이기는 하지만 미국 부동산 뮤추얼펀드에서도 시장타이밍 능력이 존재하며 이는 행운이 아닌 실력에 의한 것으로 생각할 수 있다.

전체 부동산 뮤추얼펀드를 생존여부에 따라 구분하여 살펴보면 뚜렷한 차이를 확인할 수 있다. Survivors 펀드의 경우 1 factor는 98% 이상, 3 factor는 96% 이상의 분위수에서 p -값이 1에 가깝게 나타났다. 반면 Non-survivors 펀드의 경우 모든 분위수에서 p -값이 1보다 매우 작은 값을 보며 소멸펀드에서는 시장타이밍 능력이 떨어지는 것으로 판단된다. 즉, 미국 부동산 뮤추얼펀드 중 시장타이밍 능력이 있는 펀드는 Survivors 펀드에만 존재하며 소수이기는 하지만 해당 펀드들의 시장타이밍 능력은 펀드 매니저의 우수한 시장 예측력에서 기인한 것이라 볼 수 있을 것이다.

<그림 1> 부트스트랩 시장타이밍 능력의 t -통계량

본 그림은 개별 부동산 뮤추얼펀드를 대상으로 시장타이밍 계수의 t -통계량과 부트스트랩 시뮬레이션을 통해 추정된 t -통계량의 95% 상한선과 하한선을 나타낸 것이다. 생존여부에 따른 분석 결과를 살펴보기 위해 전체 143개의 Unbiased sample 펀드와 102개의 Survivors 펀드, 41개의 Non-survivors 펀드에 대해 각각 동일한 분석을 실시하였다.



<그림 1>은 앞서 설명한 <표 4>의 결과를 보다 직관적으로 이해하기 위해 시장타이밍 계수의 t -통계량, 부트스트랩으로 도출된 t -통계량의 95% 상한선과 하한선을 함께 표시한 것이다. Unbiased sample 펀드의 경우 대부분 시장타이밍 능력이 떨어지는 것으로 나타났다. 하지만 95% 상한선을 벗어난 소수의 펀드가 존재하는 것으로 보아 일부 부동산 뮤추얼펀드는 실력에 의한 시장타이밍 능력을 가지고 있다고 보여진다. 생존여부에 따른 차이를 알아보고자 Survivors 와 Non-survivors 펀드로 나누어 살펴본 결과 시장타이밍 능력이 존재하는 펀드들은 Survivors에서만 관찰되었고 Non-survivors에서는 전혀 관찰할 수 없었다.

4. 결 론

1960년 이후 미국의 REIT 및 부동산 시장의 성장과 뮤추얼펀드 시장의 활성화에 힘입어 부동산 뮤추얼펀드 상품들이 발전하기 시작했다. 최근에는 그 규모가 \$73,868 million 에 달하며 2015년 기준 총 457개 (143개의 Unique funds)의 부동산 뮤추얼펀드가 운용 중이다. 이렇게 펀드시장이 성장하면서 학문적으로는 펀드의 평가와 관련된 연구들이 증가하게 되었다. 하지만 부동산 뮤추얼펀드 분야의 경우 연구가 펀드의 성과 및 성과지속성 분석에 집중되어 있어 시장타이밍 능력과 관련해서는 거의 연구가 이루어지지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 포트폴리오 수준과 개별 부동산 뮤추얼펀드 수준에서 시장타이밍 능력을 추정하고 생존여부와 관련성을 검토해 보았다. 특히 개별 펀드의 시장타이밍 능력을 분석함에 있어서는 부트스트랩 시뮬레이션 방법을 적용하여 펀드 매니저의 시장타이밍 능력이 행운에 의한 것인지 아니면 실력에 의한 것인지 확인하였다.

분석에 사용된 표본은 1996년 1월부터 2015년 12월까지 존재한 미국 부동산 뮤추얼펀드로 총 143개의 수익률 자료이다. 생존여부에 따라 구분하면 각각 Survivors 펀드는 102개 (71%), Non-survivors 펀드는 41개(29%)이며 미국 부동산 뮤추얼펀드의 수익률은 정규 분포하지 않는 것으로 나타났다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 포트폴리오 수준에서의 시장타이밍 능력 추정결과에 의하면 추정계수 γ_i 가 대부분 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 시장타이밍 능력이 존재하지 않는 것으로 확인되었다. 둘째, 개별 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력을 추정해본 결과 소수의 펀드에서 시장타이밍 능력이 있는 것으로 나타났다. 특히, Unbiased sample 펀드에서 시장타이밍 능력이 존재한 펀드들이 거의 Survivors 펀드에 속해 있어 생존여부에 따라 미국 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력에 차이가 있음을 짐작할 수 있었다. 셋째, 부트스트랩을 활용하여 개별 부동산 뮤추얼펀드들의 시장타이밍 능력을 분석한 결과 Survivors 펀드의 시장타이밍 능력이 펀드매니저의 운용 실력에서 비롯된 것임을 알 수 있었다.

본 연구를 통해 펀드의 생존여부와 미국 부동산 뮤추얼펀드의 시장타이밍 능력 사이의 관계를 살펴볼 수 있었으며 투자자에게는 펀드 선택과 관련한 고려사항을 제시한다는 점에서 연구의 의의가 있을 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 김상배, 박종구. 2009. "국내 주식형 펀드의 타이밍 능력은 존재하는가?" 재무관리연구, 26(2), 93-112.
- 김상배, 정태훈. 2010. "국내 주식형 펀드의 수익률 타이밍과 변동성 타이밍 능력에 관한 연구." 경제분석, 16(2), 87-116.
- 김상배. 2015. "국내 주식형펀드와 인플레이션 헤지." 재무연구, 28(1), 135-162.
- Bollen, N. P. B., and Busse, J. A. 2001. "On the timing ability of mutual fund managers." *The Journal of Finance*, 56(3), 1075-1094.
- Brown, S., Goetzmann, W., and Ross, S. 1992. "Survivorship bias in performance studies." *Review of Financial Studies*, 5(4), 553-580.
- Cuthbertson, K., Nitzsche, D., and O'Sullivan, N. 2008. 'UK mutual fund performance: Skill or luck?' *Journal of Empirical Finance*, 15(4), 613-634.
- Fama, E. and French, K. 2006. "The Value Premium and CAPM." *Journal of Finance* 61(5), 2163-2185
- Goetzmann, W. N., Ingersoll Jr, J., and Ivković, Z. 2000. "Monthly measurement of daily timers." *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35(3), 257-290.
- Jiang, G. J., Yao, T., and Yu, T. 2007. "Do mutual funds time the market? Evidence from portfolio holdings." *Journal of Financial Economics*, 86(3), 724-758.
- Kosowski, R., Naik, N. Y., and Teo, M. 2007. "Do hedge funds deliver alpha? A Bayesian and bootstrap analysis." *Journal of Financial Economics*, 84(1), 229-264.
- Kosowski, R., Timmermann, A., Wermers, R., and White, H. 2006. "Can mutual fund "stars" really pick stocks? New evidence from a bootstrap analysis." *Journal of Finance*, 61(6), 2551-2595.
- Rohleder, M., Scholz, H., and Wilkens, M. 2011. "Survivorship bias and mutual fund performance: Relevance, significance, and methodical differences." *Review of Finance*, 15(2), 441-474.
- Shen, Y. pin, Lu, C., and Lin, Z. H. 2012. "International Real Estate Mutual Fund Performance: Diversification or Costly Information?" *Journal of Real Estate*

Finance and Economics, 44(3), 394-413.

Treynor, and Mazuy. 1966. "Can mutual funds outguess the market?" *Harvard Business Review*, 44, 131-136.