

Sharpe의 방법론을 이용한 한국 주식형펀드의 운용스타일 및 성과분석*

강 장 구 (KAIST)

이 창 준 (KAIST)**

〈요약〉

본 논문에서는 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약을 두어 각 계수를 포트폴리오의 가중치로 해석할 수 있으며, 공매도가 허용되지 않는 주식형펀드의 특성을 반영하여 각 계수에 비음수제약을 가하는 Sharpe(1992)의 스타일분석 방법론을 이용하여 국내 주식형펀드의 운용스타일 및 성과분석을 시도하였다. 논문의 주요 실증분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 국내 주식형펀드의 대형주와 성장주에 대한 노출정도가 소형주와 가치주에 비해 현저히 높지만, 주식의 시가총액비율에 비하면 오히려 펀드의 소형주와 가치주에 대한 노출정도가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 둘째, 국내 주식형펀드의 운용스타일은 시간에 따라 변하는 것으로 나타났으며 특히, 소형 스타일에 투자하는 펀드의 비율이 꾸준히 증가하였다. 셋째, 본 논문에서 사용된 두 벤치마크 포트폴리오 군에 대하여 펀드의 주별 평균초과수익률이 0.05%(연 2.60%), 0.06%(연 3.12%)로 각각 추정되어 펀드의 평균수익률이 스타일 포트폴리오의 수익률보다 높은 것으로 드러났다. 넷째, 스타일 가중치의 시간가변성을 고려한 조건부모형을 통한 성과분석에서도 국내 주식형펀드의 양의 초과수익률은 유지되었으며, Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형을 이용한 강건성 검증에서도 양의 초과수익률이 재확인되었다.

핵심 단어: Sharpe의 스타일분석, 운용스타일분석, 스타일 지속성, 성과측정, 성과지속성

JEL 분류기호: G11

* 본 연구에 대해 유익한 논평을 해주신 익명의 두 심사자에게 감사드립니다.

** 연락담당 저자. 주소: 서울특별시 동대문구 회기로 87 KAIST 금융공학 연구센터, 130-722;
E-mail: leechangjun0809@gmail.com; Tel: 02-958-3165; Fax: 02-958-3974.

투고일 2009-10-17; 수정일 1차 2010-01-19, 2차 2010-05-06; 게재확정일 2010-05-31

1. 서론

최근의 간접투자 열풍으로 인해 국내 주식형펀드 시장은 급속한 성장을 이루고 있다. 자산운용협회에 따르면, 2001년 12월 말 기준으로 약 6조 9천 억이었던 주식형펀드의 설정액이 2007년 12월 말에는 약 17배가 증가하여 114조에 이르렀다. 이와 같이 많은 투자자들이 직접투자의 대안으로 간접투자기구인 펀드를 선택함에 따라, 투자자들이 펀드선택에 앞서 펀드에 대한 정확한 정보를 확보하는 것이 그 무엇보다 중요하다.

펀드 투자에 필요한 다양한 정보 중에서 펀드의 운용스타일 및 성과에 대한 관심이 커지고 있다. 특히, 최근에는 운용스타일에 대한 관심이 증대되고 있는데 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 펀드의 운용스타일이 펀드의 성과에 직접적인 영향을 미치기 때문이다. Malkiel(1995)은 펀드의 운용 목적이 성과에 미치는 영향을 실증분석을 통해 보고하였으며, Barberis and Shleifer(2003)는 펀드의 운용스타일이 주식의 수익률에 미치는 영향을 이론적으로 설명하였다. 또한, 주식형펀드의 스타일은 주로 회사 규모 및 성장/가치 차원으로 나누어 지는데, Fama and French(1992, 1993)의 논문 이후 많은 연구들이 회사 규모 및 장부 대 시장가치의 비율이 주식수익률에 미치는 영향을 기술하고 있다. 둘째, Teo and Woo(2004)가 기술하였듯이 투자자들은 펀드를 비슷한 특성을 갖는 그룹으로 분류하려는 습성이 있다. 즉, 투자자는 투자 가능한 펀드들을 비슷한 운용스타일을 가지는 펀드 군으로 분류한 후 분산투자를 통해 위험의 감소를 추구하므로 올바른 운용스타일에 대한 정보를 확보하는 것이 중요하다.

이러한 중요성에도 불구하고, 국내시장에서 주식형펀드의 운용스타일을 다룬 논문은 드물며 성과분석에 대한 실증분석에 의하면 펀드의 양의 초과수익률 및 음의 초과수익률이 혼재되어 있다. 이에 본 연구에서는 국내 공모형 주식형펀드를 대상으로 Sharpe(1992)의 스타일분석 방법론을 이용하여 국내 주식형펀드의 운용스타일 및 성과분석을 시도한다. 본 연구의 주요 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 국내 주식형펀드의 대형주와 성장주에 대한 노출정도가 소형주와 가치주에 비해 현저히 높지만, 주식의 시가총액비율에 비하면 오히려 소형주와 가치주에 대한 노출정도가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 둘째, 국내 주식형펀드의 운용스타일은 시간에 따라 변하는 것으로 나타났다. 특히, 상대적으로 소형 스타일에 투자하는 펀드의 비율이 꾸준히 증가하였으며, 시가총액비율 증가를 통제 한 후에도 펀드의 소형 스타일에 대한 노출정도가 증가하였음이 확인되었다. 셋째, 본 논문에서 사용된 두 벤치마크 포트폴리오 군에 대하여 펀드의 주별 평균초과수익률이 0.05%(연 2.60%), 0.06%(연 3.12%)로 각각 추정되어 펀드의 평균수익률이 스타일 포트폴리오의 수익률보다 높은 것으로 드러났다. 넷째, 스타일 가중치의 시간가변성을 고려한 조건부 모형을 통한 성과분석에서도 국내 주식형펀드의 양의 초과수익률은 유지되었으며, Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형을 이용한 강건성 검증에서도 양의 초과수익률이 재확인되었다. 이는 미국시장과는 달리 이머징마켓(emerging

market)에서는 주식형펀드가 양의 초과수익을 달성할 수 있음을 시사한다.¹⁾

본 논문에서는 운용스타일 및 성과분석을 위하여 보유종목기반스타일분석(holding-based style analysis, HBSA)의 대안으로 수익률기반스타일분석(return-based style analysis, RBSA)을 이용하는데 그 이유는 다음과 같다. 첫째, HBSA의 경우에는 과거 펀드의 보유종목에 대한 정보가 필요하지만 일반 투자자는 보유종목에 대한 정보를 확보하기 어려우며, 확보하더라도 실시간 정보를 채집하기가 용이하지 않다. 또한, 펀드의 성과를 조작하기 위해 펀드 보유종목의 공표 직전에 수익률이 높은 주식을 매수하고 수익률이 낮은 주식을 매도하는 윈도우드레싱(window dressing)의 문제가 발생할 수도 있으므로 펀드 보유종목에 대한 정보를 무조건적으로 신뢰하기는 어렵다. 반면, RBSA를 사용할 경우에는 분석에 필요한 펀드의 수익률 및 벤치마크 수익률의 채집이 용이할 뿐만 아니라 상대적으로 더 신뢰할 수 있는 데이터의 확보가 가능하다. 둘째, HBSA는 특정 시점의 펀드스타일을 규명할 수 있으므로 최근의 보유종목 정보를 이용할 경우에는 정확한 스타일 분석이 가능하다. 그러나, 보유종목의 정보가 정확하지 않거나 최근 정보가 아닌 경우에는 이를 반드시 HBSA의 장점이라고 볼 수는 없다. 반면, 특정 기간 동안의 펀드 스타일을 규명하는 RBSA에서는 사용하는 자료의 기간이 길수록 펀드의 최근 스타일을 규명하기가 어렵지만 본 논문에서는 비교적 짧은 과거 자료를 이용함으로써 이 문제를 극복할 수 있다.²⁾

본 연구에서는 RBSA의 방법론 가운데 Sharpe(1992)의 이차계획법(quadratic programming)을 통해 펀드의 운용스타일 및 성과분석을 시도하였다. Sharpe의 이차계획법은 일반적인 회귀분석과는 달리 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약을 두어 각 계수를 포트폴리오의 가중치로 해석할 수 있다. 추가적으로, 공매도가 허용되지 않는 주식형펀드의 특성을 반영하여 각 계수에 비음수제약을 가한다.³⁾ 본 논문의 분석에 의하면, 제약이 있는 이차계획법과 제약이 없는 회귀분석의 설명력이 거의 유사하며 이는 추정된 계수의 해석을 용이하게 하는 본 연구의 방법론을 정당화한다. 또한, Sharpe의 방법론을 구현하기 위해서는 벤치마크 포트폴리오의 선정이 중요하다. 본 연구에서는 모닝스타(Morningstar) 및 국내 평가기관의 운용스타일 분류기준과 마찬가지로 회사규모 및 장부 대 시장가치를

1) 타이완 주식형펀드의 양의 초과수익률을 분석한 Barber et al.(2009)의 연구도 이를 뒷받침한다.

2) 미국 시장에서는 주로 3년~5년 동안의 과거 월별 수익률자료를 이용하여 펀드의 스타일을 규명하지만, 본 논문에서는 과거 1년 동안의 주별 수익률자료를 이용하여 펀드의 스타일을 규명하므로 상대적으로 최근의 펀드 스타일을 추정할 수 있다. 짧은 기간의 자료를 사용할 경우에는 펀드의 스타일이 안정적으로 추정되지 않을 가능성도 있지만, 국내 펀드의 경우에는 평균수명이 비교적 짧으므로 과거 1년 동안의 자료를 사용해도 무방하다고 판단하였다.

3) Sharpe의 이차계획법과 일반적인 회귀분석은 목적함수 등에서도 차이를 보이는데 이에 대해서는 제 3장에서 자세히 기술한다.

기준으로 하여 벤치마크 포트폴리오를 생성하였다.

한편, 성과 및 성과지속성의 측정을 위하여 본 논문에서는 비조건부 및 조건부 분석을 함께 시도하였다. 추정된 계수에 시간가변성이 존재하면 조건부 모형과 비조건부 모형을 통한 펀드의 성과분석은 서로 다른 결론을 도출할 수 있다(Person and Schadt, 1996). 본 논문의 분석결과, 스타일 포트폴리오 가중치의 시간가변성이 관찰되었으며 이는 조건부 모형을 통한 분석의 필요성을 뒷받침한다. 다만, 흔히 사용되는 정보변수인 기간스프레드(term spread), 신용스프레드(credit spread), 국채 수익률 등이 본 논문의 표본기간 동안에는 시장 초과수익률을 잘 예측하지 못하므로, 그 대안으로 Bollen and Busse(2004)의 숏-윈도우 회귀분석(short-window regression) 방법을 조건부 성과측정의 도구로 사용하였다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 우선, 제 2장에서는 운용스타일 및 성과분석을 시도한 논문을 위주로 관련문헌을 고찰한다. 제 3장에서는 본 연구의 방법론을 제시하며 제 4장에서는 실증분석에 사용된 자료에 대하여 설명한다. 제 5장에서는 운용스타일 및 성과분석에 대한 실증분석 결과를 제시하며 마지막으로 제 6장에는 본 연구의 결론과 한계점을 제시한다.

2. 관련문헌연구

2.1 HBSA와 RBSA의 비교에 관한 연구

HBSA와 RBSA를 비교한 실증논문으로는 Kaplan(2003)과 De Roon et al.(2004)의 연구가 있다. Kaplan(2003)은 2000년 1월부터 2002년 12월까지 총 1,909의 주식형펀드를 이용하여 HBSA와 RBSA를 비교하였다. 대형주와 가치주에서는 두 방법을 통해 도출된 펀드의 스타일에 큰 차이가 없었지만, 소형주와 성장주의 경우에는 큰 차이를 보였다. 추가적으로, RBSA의 경우에는 제약조건이 스타일분석의 경계로 작용하여 가치주나 소형주와 같은 공격적인 스타일을 규명하기에 어려움이 있음을 기술하였다. 한편, De Roon et al.(2004)은 1992년부터 1998년까지 18개의 펀드를 이용하여 미래의 스타일 예측력을 살펴해보았다. 평균절대편차(mean absolute deviation, MAD)를 이용하여 두 방법을 비교한 결과, HBSA의 경우 0.05, RBSA의 경우 0.15의 월별 평균절대편차를 보여 HBSA의 미래 스타일 예측력이 더 우월하다고 기술하였는데 이는 Rekenthaler et al.(2004)의 결과와 일치한다.⁴⁾ 반면, 펀드 수익률의 예측력을 비교한 결과에서는 RBSA와 HBSA의 월별 평균절대편차가 약 1.36%와 1.55%로 나타났으므로 RBSA가 더 좋은 예측력을 보였다.

4) RBSA는 최근 3년 간의 데이터를 이용하며, HBSA는 가장 최근의 보유정보를 이용하여 1개월 후의 스타일을 예측하므로 HBSA의 예측력이 우수한 것이 놀라운 결과는 아니다.

2.2 운용스타일분석에 관한 연구

Sharpe(1992)는 12개의 벤치마크를 이용하여 펀드의 스타일 및 성과분석을 시도하였다.⁵⁾ 실증분석의 결과는 첫째, 제약조건이 없는 회귀분석, 추정된 가중치의 합을 1로 제약하는 회귀분석, 추정된 가중치의 합을 1로 제약하며 비음수조건을 추가하는 이차계획법에서 결정계수의 값이 각각 95.20%, 95.16%, 92.22%로 추정되었으며 이는 Sharpe의 제약이 모형의 설명력을 크게 감소시키지 않음을 의미한다. 둘째, 전반적으로 Sharpe의 스타일분석을 통해 추정된 펀드의 스타일은 각 펀드자체가 제시하는 스타일과 큰 차이가 없었으며 이는 수익률 자료만을 필요로 하는 Sharpe의 스타일분석 방법론의 정확성을 뒷받침한다. 마지막으로, 636개의 펀드에 대하여 월별 평균초과수익률이 약 -0.74%로 나타났으며 기존연구와 마찬가지로 미국시장에서는 펀드가 시장에 비해 양의 초과수익률을 달성하지 못함을 재확인하였다.

한편, Chan et al.(2002)는 1976년부터 1997년까지 미국의 3,336개의 주식형펀드에 대해서 HBSA를 이용하여 스타일분석을 시도하였는데 그 결과는 다음과 같다. 첫째, 펀드의 보유종목 정보를 이용하여 회사규모, 장부 대 시장가치, 과거 수익률을 각 스타일의 차원으로 정의하여 스타일분석을 실시한 결과, 대부분의 펀드 스타일은 벤치마크인 S&P 500 지수를 구성하는 주식의 스타일과 큰 차이가 없었다. 둘째, 극단적인 스타일에 투자하는 일부 펀드의 경우에는 성장주와 과거 수익률이 높은 주식에 투자하는 경향이 뚜렷하였는데, 이는 단기적인 성과를 토대로 평가 받는 펀드매니저의 특성을 반영한 결과로 해석할 수 있다. 셋째, 과거의 수익률이 좋지 않은 펀드일수록 스타일이 자주 변하는 현상이 관찰되었다.

해외시장에 비해 국내의 펀드 스타일 연구는 드물다. 진익(2008)은 주식편입비율이 90% 이상인 펀드 가운데 보유기간이 5년 이상이며 2007년 12월 기준으로 수탁고가 10억 원 이상인 펀드를 대상으로 스타일분석을 시도하였다. 연구에 의하면, 국내 펀드들은 과거 5년 간 대형 및 성장스타일을 추구해온 것으로 드러났으며, 펀드 규모, 누적 성과, 운용 경력 등이 스타일 타이밍에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. Kang et al.(2009)은 Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형으로 추정되는 각 요소의 회귀계수를 이용하여 1999년부터 2007년까지 국내 주식형펀드의 스타일을 분석하였다. 연구에 의하면 첫째, 국내 주식형펀드의 스타일은 벤치마크인 코스피 200 지수를 구성하는 200개의 주식의 스타일과 큰 차이가 없었지만 미국의 경우와 달리 대부분의 국내 주식형펀드는 대형주와 성장주에 투자하는 현상이 관찰되었다. 둘째, 매년마다 추정

5) 총 12개의 벤치마크는 4개의 미국 국내주식 벤치마크, 5개의 미국채권 벤치마크, 3개의 해외 벤치마크로 구성되어 있으며, 미국 국내주식의 경우에는 소형주, 중형주, 대형_성장주, 대형_가치주를 각각 벤치마크로 선정하였다.

되는 각 요소의 회귀계수 간의 상관계수로 펀드 스타일의 지속성을 측정된 결과, 미국시장에 비해 스타일의 지속성이 다소 미미한 것으로 관측되었으나 최근에는 특정 스타일을 유지하는 펀드의 수가 증가하는 것으로 나타났다.⁶⁾ 셋째, Chan et al.(2002)의 결과와 마찬가지로 과거 수익률이 높은 펀드일수록 운용스타일의 지속성이 높은 것으로 관측되었다.

2.3 스타일을 이용한 성과분석에 관한 연구

Davis(2001)는 1965년부터 1998년까지의 총 4,686개의 뮤추얼펀드를 대상으로 펀드의 스타일에 따른 성과 및 성과지속성을 실증분석하였다. 연구에 의하면 첫째, 분석기간 동안 양의 초과수익률을 달성한 스타일 펀드는 존재하지 않았다. 둘째, 과거 수익률이 높은 성장주와 과거 수익률이 낮은 소형주에 투자하는 펀드에서 일부 단기 성과지속성이 발견되었으나 성과는 1년 이상 지속되지 못하였다. 이 결과는 3개월과 같은 단기간 동안에는 양의 성과지속성이 뚜렷하나 분석기간이 길어질수록 성과지속성의 약화를 기술한 Bollen and Busse(2004)의 연구 결과와 일치한다.

Teo and Woo(2001)는 펀드의 성과지속성 분석에는 단순 초과수익률이 아닌 스타일 조정 수익률을 과거 성과의 지표로 사용해야 함을 주장하였다. 펀드 스타일에 대한 투자자들의 관심이 증대됨에 따라 투자할 수 있는 스타일에 제약을 두는 경우가 많으므로 성과 지표로 스타일 조정 수익률을 사용하는 것이 바람직하다는 주장이다. 이를 바탕으로 성과지속성을 분석한 결과 최대 6년까지 성과지속성이 관찰됨을 보고하였다.

Brown and Harlow(2005)는 1988년부터 2003년까지의 뮤추얼펀드를 이용하여 펀드의 스타일 변화가 펀드의 수익률에 미치는 영향을 실증분석하였다. 결정계수가 낮고, 추적오차(tracking error)가 큰 펀드일수록 스타일 변화가 빈번하다고 정의하여 실증분석한 결과, 전반적으로 특정 스타일에 지속적으로 투자하는 펀드의 수익률이 스타일 변화가 잦은 펀드의 수익률보다 높았다.⁷⁾ 추가적으로, 상승장에서는 특정 스타일을 유지하는 펀드가 우월한 성과를 보였으며 하락장에서는 오히려 스타일의 변화가 심한 펀드의 수익률이 높게 측정되었다. 결과적으로 Brown and Harlow(2005)는 포트폴리오 관리 차원에서 펀드 스타일 및 스타일 유지의 중요성을 강조하였다.

국내의 경우, 신성환(2003)은 1998년 1월부터 2001년 11월까지의 데이터를 이용하여 국내 주식형펀드의 종합주가지수 대비 평균초과수익률이 연별 -6.43%임을 기술하며 국

6) Chan et al.(2002)의 연구에서 전체 펀드를 대상으로 분석하면 회사 규모 차원의 상관계수가 0.73, 성장/가치 차원의 상관계수는 0.71으로 추정되었다. 반면, 국내의 경우에는 각각 0.41, 0.26으로 각각 추정되었다.

7) Kacperczyk et al.(2005)은 1984년부터 1999년까지 미국의 뮤추얼펀드를 이용하여 특정 산업에 집중 투자한 펀드가 잘 분산 투자된 펀드보다 위험조정 초과수익률이 더 높음을 기술하였다.

내 주식형펀드는 시장에 비해 높은 수익률을 달성하지 못함을 보고하였다. 한편, 2000년 7월부터 2003년 12월까지 데이터를 사용한 최종범 외 3인(2005)의 연구에서는 비조건부 CAPM과 Ferson and Schadt(1996)의 조건부 CAPM을 이용하여 국내 주식형펀드가 시장 대비 연별 약 3~4%의 초과수익률을 달성하고 있음을 보였으며 국내 주식형펀드 시장에서의 성과지속성이 존재함도 기술하였다. Kang et al.(2009)는 Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형을 통해 위험 조정 수익률을 측정하였는데 대부분의 국내 주식형펀드는 시장 대비 양의 초과수익률을 달성하고 있는 것으로 나타났다. 한편, Barber et al.(2009)은 Carhart(1997)의 4요소 모형으로 타이완 펀드의 성과를 분석하였는데, 월별 약 0.43%의 초과수익률을 달성함을 보고하였다. 이는, 미국시장과는 달리 이머징마켓에서는 주식형펀드가 양의 초과수익을 달성할 수 있음을 시사한다.

3. 분석 방법론

3.1 Sharpe의 스타일분석

Sharpe(1988, 1992)의 RBSA는 특정 기간 동안 실제 펀드와 가장 유사한 수익률 흐름을 나타내는 벤치마크 포트폴리오의 결합을 추정하는 통계적인 기법이다. 펀드의 수익률이 시장의 대표적인 벤치마크 수익률의 선형결합으로 나타내어진다는 가정 하에서 Sharpe의 방법론은 아래의 식을 통해 펀드의 스타일을 도출한다.

$$R_{it} = b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \cdots + b_{ik}F_{kt} + e_{it} \quad (1)$$

$$b_{i1} + b_{i2} + \cdots + b_{ik} = 1 \quad (2)$$

$$0 \leq b_{ij} \leq 1, 1 \leq j \leq k \quad (3)$$

R_{it} 는 t 시점에서 i 번째 펀드의 수익률을, $F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{kt}$ 은 t 시점에서 k 개 벤치마크 포트폴리오의 수익률을, e_{it} 는 t 시점에서 i 번째 펀드의 수익률 중에서 벤치마크 포트폴리오로 설명되지 않는 부분을 뜻한다. 식 (2)는 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약을 의미하므로 $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ 는 i 번째 펀드에 대한 각 벤치마크 포트폴리오의 가중치를 의미한다. 또한, 주식형펀드에서는 일반적으로 공매도가 허용되지 않으므로 식 (3)과 같은 비음수 제약이 추가된다. Sharpe의 스타일분석에서는 펀드의 수익률과 벤치마크 선형결합 수익률차이를 계산한 후 그 분산을 최소화하는 $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ 를 추정한다. 즉, Sharpe는 펀드의 수익률을 펀드매니저의 스타일로 인한 수익률과 종목선택으로 인한 수익률로 분해하였는데, 식 (1)에서 $b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \cdots + b_{ik}F_{kt}$ 이 스타일 수익률을, e_{it} 이 종목선택으로 인한 수익률을 각각 나타낸다. 따라서, 펀드의 성과는 펀드의 실제수익률과 스타일 포트폴리오의 차이인 e_{it} 를 통해 측정한다.

Sharpe의 스타일분석은 벤치마크 포트폴리오의 선정과 밀접한 관련이 있으며 일반적으로 벤치마크 포트폴리오는 다음의 조건을 만족해야 한다. 첫째, 벤치마크 수익률을 구성하는 각 자산은 특정 벤치마크에만 포함되어야 하며 벤치마크 포트폴리오는 전체시장 자산의 상당한 부분을 나타내야 한다. 둘째, 각 벤치마크 사이의 상관관계수가 낮아야 하며, 상관관계수가 높다면 각 벤치마크는 서로 다른 표준편차를 가져야 한다. 한편, Sharpe는 모형의 적합도를 고찰하기 위하여 아래와 같이 결정계수를 정의하였다.

$$R^2 = 1 - \frac{Var(e_{it})}{Var(R_{it})} \quad (4)$$

식 (4)에서 $Var(\cdot)$ 는 분산을 뜻한다. 식 (4)의 우변은 전체 펀드수익률의 분산 가운데 벤치마크 포트폴리오로 설명되지 않는 부분을 1에서 차감하여 계산한다. 식 (1)의 해는 이차계획법을 통해 도출되므로, 회귀분석과는 달리 e_{it} 와 벤치마크 포트폴리오 사이에 상관관계가 존재할 가능성도 있다. 이 경우에는 회귀분석의 결정계수와 식 (4)의 우변은 서로 다른 값을 가지는데, 본 논문에서는 식 (4)를 기준으로 모형의 적합도를 평가한다.

본 연구에서는 Lobosco and DiBartolomeo(1997)의 표준편차를 이용하여 각 가중치의 통계적 유의성을 검증한다. Lobosco and DiBartolomeo(1997)는 Sharpe 스타일분석에서 추정되는 모수에 대한 신뢰구간을 이론적으로 제시하고 몬테 카를로 시뮬레이션(Monte Carlo simulation)을 통해 이론적으로 제시한 방법론의 타당성을 검증하였다. 그들은 i 번째 벤치마크 포트폴리오 가중치의 표준편차를 아래와 같이 정의하였다.

$$\frac{\sigma_a}{\sigma_{b_i} \times \sqrt{n-l-1}} \quad (5)$$

σ_a 는 식 (1)의 스타일분석에서 추정된 표준편차를, σ_{b_i} 는 i 번째 벤치마크 포트폴리오의 수익률을 종속변수로 설정하고 나머지 벤치마크들의 수익률을 독립변수로 하여 스타일 분석을 실행한 경우에 추정되는 표준편차를 각각 나타낸다. n 은 스타일분석에 사용된 각 시계열자료의 개수를, l 은 식 (1)의 스타일분석에서 0가 다르게 추정된 벤치마크의 수를 각각 의미한다.

3.2 Sharpe의 이차계획법과 회귀분석의 차이점

많은 연구에서 Sharpe의 스타일분석과 회귀분석 방법을 동일하게 취급하지만, 두 방법론에는 차이가 존재한다.⁸⁾ Sharpe의 스타일분석과 회귀분석의 차이를 살펴보기 위하여

8) 이 부분은 다음 서적의 19장을 참고하였다. "Fabozzi, F., Handbook of equity style management, 3rd ed., John Wiley and Sons, Inc, Hoboken, New Jersey, 2003."

수익률 차이의 분산이 0이 되는 극단적인 경우를 가정하면 아래의 식이 성립한다.

$$Var(R_{it} - b_{i1}F_{1t} - b_{i2}F_{2t} - \dots - b_{ik}F_{kt}) = 0 \quad (6)$$

위 식은 모든 시점 t 에 대하여, 두 수익률의 차이가 항상 상수임을 의미한다. 만약, 모든 시점에서 펀드의 수익률과 5%의 수익률 차이를 보이는 “A 스타일 포트폴리오”가 존재한다면, Sharpe의 스타일분석은 “A 스타일 포트폴리오”를 그 해로 선정한다. 이것은 두 수익률 차이의 제곱을 최소화하는 회귀분석의 방법과는 다르다. 따라서, Sharpe의 스타일 분석에서는 펀드수익률과의 오차가 가장 작은 스타일 포트폴리오를 찾는 것이 아니라 펀드수익률과 가장 비슷한 움직임을 보이는 스타일 포트폴리오를 규명한다. 즉, Sharpe의 스타일분석에서는 펀드매니저의 능력이 스타일 포트폴리오와 거의 상수의 차이를 보인다고 가정한다.⁹⁾ 그렇지만, Sharpe의 스타일분석은 펀드의 수익률과 상관계수가 가장 큰 포트폴리오를 찾는 방법과는 다르다. 예를 들어, 특정 펀드의 수익률이 항상 “B 스타일 포트폴리오”의 2배이면, 두 수익률의 상관계수는 1이지만, 펀드의 수익률과 B 포트폴리오 수익률 차이의 분산은 최소화되지 않는다.¹⁰⁾

4. 연구의 자료

본 연구에서는 2001년부터 1월부터 2007년 12월까지 국내 공모형 주식형펀드를 대상으로 펀드의 운용스타일 및 성과를 측정한다.¹¹⁾ 우선 자산운용협회에서 제공받은 순자산 가치, 이익분배율을 이용하여 비용을 공제한 개별 펀드의 일별 수익률을 산출하였다. 다음으로 수요일~수요일 동안의 일별 수익률을 이용하여 펀드의 주별 수익률을 계산하였다.¹²⁾ 본 연구에서 주별 펀드 수익률을 사용하는 이유는 다음과 같다. 첫째, 국내 펀드의 경우에는 수익률 데이터의 기간이 미국시장에 비해 현저히 짧으므로 월간 데이터를 사용할 경우 충분하지 않은 관측치로 인해 분석이 용이하지 않다. 둘째, 주별 데이터를 사용할 경우 비교적 최근의 데이터를 통한 스타일분석이 가능하므로 분석 결과가 최근의 스타일을 잘 표

9) 물론, 펀드매니저의 스타일 변화(style rotation)가 빈번하거나 펀드매니저가 자주 바뀌는 경우에는 위의 가정이 위배될 수 있다.

10) Sharpe의 스타일분석은 제약이 있는 다변량 회귀분석(constrained multivariate regression)과도 차이를 보이는데 이에 대해서는 <Appendix>에서 자세히 다룬다.

11) 한국채권평가에서 제공하는 신용스프레드 및 기간스프레드의 데이터가 2001년부터 존재하므로 본 연구의 시작점을 2001년으로 정하였다.

12) 본 논문에서 사용하는 주식 벤치마크, 채권 벤치마크, 무위험자산의 주별 수익률은 주말 효과를 최대한 제거하기 위하여 수요일~수요일 동안의 일별 수익률을 이용하여 계산되었다. 따라서, 펀드의 수익률은 벤치마크 수익률과의 시점을 일치시키기 위하여 수요일~수요일 단위로 계산하였다.

현한다. 셋째, Lobosco and DiBartolomeo(1997)는 고빈도 데이터(high-frequency data)를 사용할수록 추정되는 가중치의 신뢰구간의 길이가 감소하므로 일별 데이터의 사용을 권장하였다. 그러나 이머징마켓에서 일별데이터는 시장미시구조적인 문제 등으로 인한 오차가 발생할 가능성이 크다.

자산운용협회는 11차 분류코드에서 주식에 투자하는 비중에 따라 주식형펀드를 5가지 종류로 분류한다. “2D”, “31”, “41”, “43”, “45”는 각각 주식에 투자한 비중이 30% 미만, 30~60%, 60~80%, 80~90%, 90% 이상인 펀드를 포함한다. 본 연구의 목적은 주식형펀드의 운용스타일분석 및 성과평がい므로 “41”, “43”, “45”에 속하는 펀드들을 추출하였다. 추가적으로, 스타일분석 및 성과측정을 위해 최소 1년 간의 수익률 자료가 존재하는 펀드만을 분석대상에 포함하였다. 또한, 현재 생존하고 있는 펀드뿐만 아니라 과거에 존재했던 모든 펀드를 포함하여 Brown et al.(1992)이 제기한 생존 편향의 문제를 최소화하였다.¹³⁾ 이러한 기준으로 선택된 총 펀드의 수는 1,961개이며, 전체 펀드의 평균수명은 약 3.57년이다.

〈표 1〉 주식형펀드 수익률 및 시장 수익률

본 표는 주식에 투자한 비중이 60% 이상인 주식형펀드를 대상으로 2001년부터 2007년까지 각 해마다 총 펀드의 수, 평균순자산(NAV), 펀드의 평균수익률, KOSPI 200 지수 수익률 및 시장 수익률을 나타낸다. 마지막 두 행은 펀드의 평균수익률, KOSPI 200 지수 수익률 및 시장 수익률의 평균 및 표준편차를 나타낸다. 펀드의 평균수익률은 NAV를 가중치로 이용하여 계산하였으며, 시장 수익률은 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 모든 주식의 가중 평균수익률을 의미한다.

년도	펀드수	평균 NAV (백만 원)	펀드평균수익률 (%)	KOSPI 200 지수 수익률(%)	시장 수익률(%)
2001	1254	7415	16.45	15.99	12.65
2002	1365	10935	10.26	4.68	-2.93
2003	1191	12593	25.08	22.92	19.17
2004	1121	11508	0.70	8.20	9.82
2005	1099	21360	60.15	54.74	59.41
2006	1138	56086	4.25	4.62	3.41
2007	914	106053	33.45	32.11	47.48
평균			21.48	20.47	21.29
표준편차			20.54	18.20	23.30

13) 성과가 좋지 않은 펀드들은 조기에 청산될 가능성이 있으므로 최소 6개월 이상 존재하는 펀드에 대해서도 추가적인 분석을 실시하였지만, 본 논문의 주요 실증분석 결과는 유지되었다.

<표 1>은 각 해마다 총 펀드의 수, 평균 NAV, 펀드의 평균수익률, KOSPI 200 지수 수익률 및 시장 수익률을 나타낸다. 시장 수익률은 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 모든 주식의 배당을 포함한 가중 평균수익률을 의미한다. 펀드의 짧은 수명으로 인하여 표본에 포함된 펀드 수의 급격한 증가는 관측되지 않았지만 평균 NAV를 통해 최근 펀드의 규모가 급격히 증가하고 있음을 짐작할 수 있다.

한편, 본 연구의 스타일분석에 사용되는 벤치마크는 크게 주식 벤치마크, 채권 벤치마크, 무위험자산으로 구성된다. 주식 벤치마크 포트폴리오의 구성을 위해, 자본시장연구원으로부터 주식수익률 자료를 제공받았으며, 장부가치는 한국신용평가사의 KISVALUE를 통해 채집하였다. Fama and French(1993)의 방법에 따라 매년 6월말, 우선 유가증권시장에 상장된 주식을 그 해 6월말 시장가치에 따라 30/40/30%로 정렬하였다. 코스닥시장에 상장된 주식은 유가증권시장에 상장된 주식의 분기점(breakpoint)에 따라 각 회사규모 그룹에 할당되었다. 다음으로 각 시장규모 그룹에 속한 주식에 대하여 지난 회계연도 장부가치 대 지난해 12월말의 시장가치의 비율에 따라 30/40/30%의 세 그룹을 생성하였다. 이와 같은 과정에 의하여 생성된 총 9개의 포트폴리오를 1년간 보유하면서 각 포트폴리오에 대하여 가중 평균수익률을 계산하였다. 또, 본 논문에서는 강건성 검증을 위하여 펀드의 성과를 Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형과 비교하는데, Fama and French의 3요소인 시장초과수익률은 배당을 포함한 유가증권시장과 코스닥시장의 가중평균수익률로, SMB(small minus big) 포트폴리오의 수익률은 위 9개의 포트폴리오의 수익률 자료를 바탕으로 회사규모가 작은 3개와 큰 3개 포트폴리오의 평균수익률의 차이로, HML(high minus low) 포트폴리오는 장부 대 시장가치가 큰 3개와 작은 3개 포트폴리오의 평균수익률의 차이로 정의하였다. Carhart(1997)의 모멘텀 요인의 수익률은 Carhart의 방법을 따라, $t-12$ 월부터 $t-2$ 월까지의 수익률이 높은 30%의 평균수익률과 수익률이 낮은 30%의 평균수익률의 차이를 t 월의 모멘텀 포트폴리오의 수익률로 정의하였다.

채권 벤치마크는 만기와 신용등급에 따라 총 4가지 포트폴리오를 한국채권평가로부터 제공받았으며, 매경BP장기지수 및 매경BP단지지수를 만기를 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오로 AAA 지수 및 BBB 지수를 신용등급을 반영하는 포트폴리오로 각각 사용하였다. 무위험수익률을 계산하기 위하여 한국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 일별 발행수익률을 사용하였다.¹⁴⁾

14) 김동철, 신성호(2006)의 연구를 반영하여 주별 보유 실현수익률을 사용하여 다른 벤치마크 수익률과의 일관성을 유지하였다. 구체적으로, t 번째 주에서 만기가 364일인 통화안정증권의 가격을 계산하고, $t+1$ 번째 주에서 만기가 357일인 통화안정증권을 가격을 각각 계산하였다. 마지막으로 두 가격을 이용하여 주별 보유 실현수익률을 계산하였다.

5. 실증분석결과

5.1 모형선택

Sharpe의 스타일분석을 위해서는 적절한 벤치마크 포트폴리오를 선정해야 하는데, Sharpe는 벤치마크 선정에 관하여 다음의 기준을 제시하였다. 첫째, 각 벤치마크 사이의 상관계수가 낮아야 하며, 상관계수가 높다면 각 벤치마크는 서로 다른 표준편차를 가져야 한다. 둘째, 벤치마크 포트폴리오는 전체 시장 자산의 상당한 부분을 나타내야 한다. 본 연구에서는 우선 4가지 벤치마크 포트폴리오 군을 선정한 후 위의 두 가지 기준에 따라 최종 벤치마크 포트폴리오 군을 선택한다.

본 연구에서는 주식형펀드의 스타일분석을 위하여 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 모든 주식을 대상으로 회사규모 및 장부 대 시장가치를 기준으로 9개 스타일 포트폴리오의 수익률 시계열 자료를 생성하였다. 벤치마크 포트폴리오는 전체시장 자산의 상당한 부분을 나타내야 하므로 현금을 나타내는 364일 통화안정증권 및 9개 스타일 포트폴리오를 독립변수로 하여 이를 모형 1로 정의한다. 그러나 9개 스타일 포트폴리오 사이의 상관계수가 높을 가능성이 크므로 9개 포트폴리오 가운데 극단적인 4개의 포트폴리오 즉, 소형_성장, 소형_가치, 대형_성장, 대형_가치 포트폴리오와 통화안정증권을 독립변수로 하여 이를 모형 2로 정의한다. 한편, 연구의 대상이 주식에 투자한 비중이 60% 이상인 펀드이므로 개별 펀드가 주식뿐만 아니라 채권에 투자할 가능성을 배제할 수 없다. 따라서, 만기 및 신용등급에 따라 총 4개의 채권 포트폴리오를 추가하여 분석을 시도한다. 즉, 모형 2에 매경BP장기, 매경BP단기, 신용등급 AAA, 신용등급 BBB 포트폴리오를 추가하여 이를 모형 3으로 정의한다. 마지막으로, 국내 주식형펀드의 경우에는 소형주에 투자하는 비율이 낮을 것으로 예상되며 미국의 주식형펀드를 대상으로 실시한 Sharpe(1995)의 결과와 비교하기 위해 소형, 중형_성장, 중형_가치, 대형_성장, 대형_가치 및 364일 통화안정증권을 독립변수로 하여 이를 모형 4로 정의한다. 소형 포트폴리오의 수익률은 Fama and French(1993)의 방법에 따라, 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치 포트폴리오 수익률의 산술평균으로 정의한다. 결과적으로, 각 모형에 사용되는 독립변수는 <표 2>와 같으며 각 모형의 추정식은 아래와 같다.

$$\text{모형 1: } R_{it} = b_{i1}SG_t + b_{i2}SB_t + b_{i3}SV_t + b_{i4}MG_t + b_{i5}MB_t + b_{i6}MV_t + b_{i7}BG_t + b_{i8}BB_t + b_{i9}BV_t + b_{i10}RF_t + e_{it} \quad (7)$$

$$\text{모형 2: } R_{it} = b_{i1}SG_t + b_{i2}SV_t + b_{i3}BG_t + b_{i4}BV_t + b_{i5}RF_t + e_{it} \quad (8)$$

$$\text{모형 3: } R_{it} = b_{i1}SG_t + b_{i2}SV_t + b_{i3}BG_t + b_{i4}BV_t + b_{i5}RF_t + b_{i6}LT_t + b_{i7}ST_t + b_{i8}AAA_t + b_{i9}BBB_t + e_{it} \quad (9)$$

$$\text{모형 4: } R_{it} = b_{i1}S_t + b_{i2}MG_t + b_{i3}MV_t + b_{i4}BG_t + b_{i5}BV_t + b_{i6}RF_t + e_{it} \quad (10)$$

〈표 2〉 각 모형에 따른 벤치마크 포트폴리오

본 표는 분석에 사용된 4가지 포트폴리오 자산군을 나타낸다. 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치, 중형_성장, 중형_혼합, 중형_가치, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치 포트폴리오는 Fama and French(1993)의 방법에 따라 시장가치 및 장부 대 시장가치 비율로 구성된 9개의 포트폴리오를 의미하며, 소형은 3개의 소형 포트폴리오의 산술평균으로 계산되었다. 매경BP장기, 매경BP단기는 만기를 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오이며, AAA, BBB는 신용등급을 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오로 한국채권평가로부터 제공받았다. 통화안정증권은 한국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 발행수익률을 통해 계산된 보유 실현 수익률을 의미한다.

모형 1: 통화안정증권, 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치, 중형_성장, 중형_혼합, 중형_가치, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치

모형 2: 통화안정증권, 소형_성장, 소형_가치, 대형_성장, 대형_가치

모형 3: 통화안정증권, 소형_성장, 소형_가치, 대형_성장, 대형_가치, 매경BP장기, 매경BP단기, AAA, BBB

모형 4: 통화안정증권, 소형, 중형_성장, 중형_가치, 대형_성장, 대형_가치

R_{it} 는 t 시점에서 i 번째 펀드의 수익률을, e_{it} 는 t 시점에서 펀드의 수익률 중 종목선택 능력에 의한 수익률을 의미한다. 또, S , SG , SB , SV , MG , MB , MV , BG , BB , BV 는 각각 소형, 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치, 중형_성장, 중형_혼합, 중형_가치, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치 벤치마크 포트폴리오의 수익률을 나타내며, RF , LT , ST , AAA , BBB 는 각각 통화안정증권, 매경BP장기지수, 매경BP단기지수, AAA등급, BBB등급의 보유실현 수익률을 의미한다.

〈표 3〉의 패널 A는 연구에서 사용하는 모든 벤치마크 포트폴리오 사이의 상관계수를 패널 B는 기초통계량을 각각 나타낸다. 벤치마크 포트폴리오 사이의 상관계수와 관련하여 다음의 현상이 관찰되었다. 첫째, 전반적으로 주식(채권) 벤치마크 포트폴리오는 주식(채권) 벤치마크 포트폴리오와 강한 상관관계를 보였으며, 주식 수익률과 채권 수익률은 음의 상관관계를 보였다. 주식 포트폴리오 사이의 상관계수는 모두 0.5이상이며, 채권 벤치마크 포트폴리오 사이의 상관계수는 모두 0.7이상으로 관측되었는데, 이는 자산 사이의 높은 상관관계를 반영하여 벤치마크 포트폴리오를 선정해야 함을 의미한다.¹⁵⁾ 둘째, 주식 벤치마크 포트폴리오 중에서 소형_성장, 소형_혼합, 중형_성장, 중형_혼합 포트폴리오 사이의 상관계수는 약 0.9정도로 특히 높게 추정되었는데, 4가지 포트폴리오를 모두 사용하는 모형 1의 경우에는 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생할 것으로 예상된다. 셋째, 채권 벤치마크 포트폴리오 중에서 통화안정증권과 매경 BP단기지수 수익률의 상관

15) 미국시장에서의 상관계수를 알아보기 위하여 French 교수의 홈페이지에서 제공받은 회사 규모 및 장부 대 시장가치를 기준으로 나눈 6개의 포트폴리오를 대상으로 본 논문과 같은 기간 동안 상관계수를 계산한 결과, 소형_가치와 대형_성장 포트폴리오 사이의 상관계수가 0.72로 가장 낮게 추정되었다.

본 표의 Panel A는 분석에 사용된 모든 벤치마크 포트폴리오 사이의 상관계수를 나타내며, Panel B는 각 벤치마크 포트폴리오의 평균 수익률, 표준편차, 표준오차를 나타낸다. 포트폴리오의 평균수익률은 주별 평균수익률을 의미한다. 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치 포트폴리오는 Fama and French(1993)의 방법에 따라 시장가치 지수, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치, 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치 포트폴리오는 산술평균으로 계산되었다. 매경 장기, 매경단기 만기를 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오는 채권 벤치마크 포트폴리오로 한 국가채권평가로부터 제공받았다. 통화안정증권은 한국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 발행수익률을 통해 계산된 보유 수익률을 의미한다. 분석기간은 2001년부터 2007년까지이다.

소형	소형_성장		소형_혼합		소형_가치		중형_성장		중형_혼합		중형_가치		대형_성장		대형_혼합		대형_가치		통화안정		매경		AAA		BBB	
	성장	혼합	혼합	가치	성장	혼합	혼합	가치	성장	혼합	혼합	가치	성장	혼합	혼합	가치	성장	혼합	혼합	가치	증권	장기	단기			
Panel A: 상관계수 행렬																										
소형	1.00	0.95	0.97	0.93	0.89	0.89	0.91	0.89	0.59	0.63	0.72	-0.06	-0.13	-0.02	-0.11	-0.10										
소형_성장		1.00	0.92	0.79	0.92	0.91	0.91	0.84	0.60	0.65	0.69	-0.08	-0.14	-0.05	-0.11	-0.12										
소형_혼합			1.00	0.84	0.86	0.89	0.89	0.86	0.57	0.62	0.70	-0.04	-0.13	-0.01	-0.09	-0.09										
소형_가치				1.00	0.77	0.80	0.80	0.83	0.52	0.54	0.67	-0.04	-0.12	-0.01	-0.10	-0.07										
중형_성장					1.00	0.95	0.95	0.87	0.70	0.75	0.80	-0.08	-0.13	-0.05	-0.11	-0.13										
중형_혼합						1.00	1.00	0.90	0.67	0.75	0.79	-0.10	-0.15	-0.07	-0.14	-0.14										
중형_가치								1.00	0.61	0.70	0.81	-0.04	-0.11	-0.02	-0.09	-0.09										
대형_성장									1.00	0.80	0.75	-0.11	-0.18	-0.10	-0.15	-0.18										
대형_혼합										1.00	0.81	-0.07	-0.11	-0.05	-0.11	-0.14										
대형_가치											1.00	-0.12	-0.17	-0.09	-0.17	-0.17										
통화안정증권												1.00	0.80	0.94	0.87	0.74										
매경장기													1.00	0.75	0.96	0.79										
매경단기														1.00	0.85	0.79										
AAA															1.00	0.85	0.79									
BBB																1.00	0.87	1.00								
Panel B: 기초통계량																										
평균수익률 (%)	0.55	0.42	0.57	0.67	0.17	0.33	0.49	0.31	0.52	0.67	0.09	0.12	0.10	0.10	0.16											
표준편차	3.53	3.57	3.48	4.12	3.95	3.51	3.92	3.70	3.62	4.61	0.10	0.57	0.07	0.21	0.18											
표준오차	0.19	0.19	0.18	0.22	0.21	0.18	0.21	0.19	0.19	0.24	0.01	0.03	0.00	0.01	0.01											

〈표 4〉 각 모형의 제약에 따른 추정된 가중치 및 결정계수

본 표는 분석에 사용된 4가지 모형에 대하여 제약이 없는 회귀분석, 제약이 있는 회귀분석, 이차계획법으로 추정된 계수 및 결정계수를 나타낸다. Sharpe의 스타일분석에서는 포트폴리오 가중치를 나타내기 위하여 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약과 각 계수에 비음수제약을 부여하는데, 제약이 없는 회귀분석은 두 가지 제약을 모두 무시한 경우를, 제약이 있는 회귀분석은 계수의 합이 1이 되는 제약만 있는 경우를, 이차계획법은 두 가지 제약이 모두 있는 경우를 각각 나타낸다. 각 모형에 사용된 벤치마크 포트폴리오의 <표 2>와 동일하며, 모든 가중치는 %단위로 표시하였다. 소형_성장, 소형_혼합, 소형_가치, 대형_성장, 대형_혼합, 대형_가치 포트폴리오는 Fama and French(1993)의 방법에 따라 시장가치 및 장부 대 시장가치 비율로 구성된 9개의 포트폴리오를 의미하며, 소형은 3개의 소형 포트폴리오의 산술평균으로 계산되었다. 매경BP장기, 매경BP단기는 만기를 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오이며, AAA, BBB는 신용등급을 반영하는 채권 벤치마크 포트폴리오로 한국채권평가로부터 제공받았다. 통화안정증권은 한 국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 발행 수익률을 통해 계산된 보유 실현 수익률을 의미한다. 분석기간은 2001년부터 2007년까지이다.

	모형 1			모형 2			모형 3			모형 4		
	제약없는 회귀분석	제약있는 회귀분석	이차 계획법	제약없는 회귀분석	제약있는 회귀분석	이차 계획법	제약없는 회귀분석	제약있는 회귀분석	이차 계획법	제약없는 회귀분석	제약있는 회귀분석	이차 계획법
소형												
소형_성장	-11.44	-7.08	0.40	7.93	5.58	3.18	8.92	6.40	3.13	-14.22	-5.73	0.66
소형_혼합	3.18	1.90	0.59									
소형_가치	-6.53	-1.50	0.35	-1.95	1.37	0.95	-3.03	2.94	0.94			
중형_성장	13.95	6.59	1.61							19.66	11.00	2.68
중형_혼합	13.01	9.62	1.25									
중형_가치	2.85	3.30	1.63							7.86	6.71	3.15
대형_성장	49.99	48.21	36.49	59.34	57.68	43.08	57.52	58.04	43.15	58.21	56.72	42.85
대형_혼합	24.01	24.50	15.36									
대형_가치	-8.68	-3.75	14.66	9.24	11.11	22.30	9.64	9.19	22.35	2.23	6.83	20.33
통화안정증권	382.68	18.20	27.65	350.95	24.27	30.49	-107.95	163.41	6.05	414.97	24.48	30.33
매경BP장기							814.71	926.99	6.58			
매경BP단기							38.01	96.61	13.83			
AAA							31.74	-720.42	0.82			
BBB							-247.10	-443.16	3.16			
가중치의합	463.02	100.00	100.00	427.46	100.00	100.00	602.45	100.00	100.00	488.70	100.00	100.00
R ²	81.52	81.35	79.76	78.83	78.72	78.35	79.75	79.57	78.48	79.54	79.41	78.64

계수가 0.94, 매경 BP장기지수와 AAA 신용등급 지수 수익률 사이의 상관관계수가 0.96으로 추정되어 모형 3에서도 벤치마크 포트폴리오 사이의 높은 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 패널 B는 벤치마크 포트폴리오 수익률의 평균 및 유의성을 나타내는데, 국내 주식시장에서도 가치주의 수익률이 성장주의 수익률보다 높은 가치효과가 현저하게 나타남을 알 수 있다.¹⁶⁾

<표 4>는 각 모형에 대하여 제약이 없는 회귀분석, 제약이 있는 회귀분석, 이차계획법으로 추정된 계수 및 결정계수를 나타낸다. Sharpe의 스타일분석에서는 포트폴리오 가중치를 나타내기 위하여 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약과 비음수제약을 부여하는데, 제약이 없는 회귀분석은 두 가지 제약을 모두 무시한 경우를, 제약이 있는 회귀분석은 계수의 합이 1이 되는 제약만 존재하는 경우를, 이차계획법은 두 가지 제약이 모두 존재하는 경우를 각각 나타낸다. 우선, 각 모형 별로 제약이 가해짐에 따라 감소하는 결정계수가 미미하다. 예를 들어, 모형 2의 경우에는 제약이 없는 회귀분석과 이차계획법의 결정계수가 78.83%, 78.35%로 각각 추정되었는데, 이는 Sharpe의 두 가지 제약을 추가하더라도 모형의 설명력이 크게 감소하지 않음을 뒷받침한다.¹⁷⁾ 다음으로, 각 모형 별로 제약에 따라 추정된 계수는 다르지만, 채권 벤치마크 포트폴리오를 추가한 모형 3을 제외하면 추정된 계수의 크기 순서가 일반적으로 유지되므로 Sharpe의 제약이 비현실적이라고 해석하기 어려우며, 오히려 부과된 제약이 추정된 계수의 해석을 용이하게 한다. 마지막으로, 채권 벤치마크 포트폴리오를 추가할 경우 앞서 지적한 바대로 다중공선성으로 인해 추정된 계수를 신뢰할 수 없을 뿐만 아니라, 모형 2에 비해 결정계수의 증가도 미미하다. 마찬가지로, 모형 1과 모형 2의 이차계획법을 통해 추정된 결정계수는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다으므로 9가지 주식형 스타일 포트폴리오를 모두 사용하는 모형 1이 모형 2에 비해 뛰어난 설명력을 가지지 못하며 오히려 다중공선성의 문제를 야기할 것으로 예상된다. 결과적으로, 본 논문에서는 모형 2를 기본적인 벤치마크 포트폴리오로 설정하되, 미국시장과의 비교를 위해 모형 4에 대해서도 실증분석을 진행한다.

16) 가치주의 수익률은 성장주의 수익률보다 평균 0.31% 높게 나타났으며, 수익률의 차이의 t 값은 3.77로 추정되어 통계적으로 유의한 차이를 보였다.

17) 즉, 국내 주식형펀드의 전체 펀드 수익률 중 운용스타일이 차지하는 부분이 약 80%, 종목 선택능력이 차지하는 부분이 약 20%로 추정되어, 미국 주식형펀드를 대상으로한 Sharpe (1992, 1995)의 연구에 비해 결정계수의 값이 다소 낮게 추정되었다. Sharpe(1992)는 1985년 1월에서 1989년 12월까지 Vanguard 그룹이 제공한 펀드의 월별수익률을 이용하여 같은 분석을 시도하였는데, 제약이 있는 회귀분석의 경우에는 결정계수의 값이 95.20%, 이차계획법의 경우에는 92.22%로 계산되어 본 논문보다 결정계수의 값이 높았다. 이는, 국내시장의 경우에는 스타일 투자가 아직 널리 보급되지 않았으며 월별 데이터를 대신하여 상대적으로 오차가 큰 주별 데이터를 사용한 것에서 기인한 것으로 해석된다.

5.2 펀드스타일 및 운용스타일 지속성

5.2.1 국내 주식형펀드의 운용스타일

국내 주식형펀드의 전반적인 스타일 분포를 알아보기 위하여 1년 이상의 수익률 자료가 존재하는 1,961개의 펀드를 대상으로 식 (8)과 식 (10)의 계수를 이차계획법으로 추정하였다.

〈표 5〉 전체기간 동안 추정된 가중치 및 통계적 유의성

본 표의 Panel A는 전체기간 동안 모형 2를 이용하여 추정된 각 벤치마크 포트폴리오의 가중치평균과 펀드 별 가중치의 표본표준편차 그리고 가중치가 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율을 나타낸다. 가중치평균은 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치의 산술평균으로 계산되었으며, 표본표준편차는 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치를 표본으로 한 표준편차를 의미한다. 한편, 각 펀드 별로 추정된 가중치의 표준편차는 Lobosco and DiBartolomeo(1997)의 방법을 따라 식 (5)를 통해 계산하였다. Panel B는 통화안정증권을 제외한 각 펀드의 가중치평균과 각 벤치마크 포트폴리오를 구성하는 주식의 시가총액비율 및 두 비율의 차이와 비율 차이의 t -값을 나타낸다. diff는 펀드의 가중치평균과 주식의 시가총액비율의 차이를 의미한다. 각 벤치마크의 시가총액비율은 벤치마크 포트폴리오에 편입된 주식의 시가총액의 합을 전체 주식의 시가총액의 합으로 나누어 계산하였다. 한편, 소형_성장, 소형_가치, 대형_성장, 대형_가치 포트폴리오는 Fama and French(1993)의 방법에 따라 시장가치 및 장부 대 시장가치 비율로 구성된 포트폴리오를 의미한다. 통화안정증권은 한국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 발행수익률을 통해 계산된 보유 실현 수익률을 의미한다. 분석기간은 2001년부터 2007년까지이다.

Panel A: 추정된 계수 및 계수의 유의성					
	소형_성장	소형_가치	대형_성장	대형_가치	통화안정증권
가중치평균(%)	3.18	0.95	43.08	22.30	30.49
표본표준편차	0.17	0.08	0.40	0.29	0.53
가중치가 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율(%)					
p-value < .10	10.12	1.02	92.39	89.99	91.36
p-value < .05	7.51	0.61	91.52	88.81	90.29
p-value < .01	4.96	0.00	90.24	85.69	87.23
Panel B: 펀드의 가중치와 주식의 시가총액 비율의 차이 및 유의성					
	소형_성장	소형_가치	대형_성장	대형_가치	
펀드의 가중치평균(%)	4.57	1.37	61.98	32.08	
주식의 시가총액비율(%)	0.59	0.60	69.06	29.75	
diff(%)	3.99	0.76	-7.08	2.33	
t-값	16.72	8.15	-17.35	4.99	

〈표 5〉의 Panel A는 모형 2를 이용하여 추정된 각 벤치마크 포트폴리오의 가중치평균과 펀드 별 가중치의 표본표준편차 그리고 가중치가 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의

비율을 나타낸다.¹⁸⁾ 가중치평균은 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치의 산술 평균으로 계산되었으며, 표본표준편차는 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치를 표본으로 한 표준편차를 의미한다. 각 펀드에 대하여 추정된 가중치의 표준편차는 Lobo-sco and DiBartolomeo(1997)의 방법을 따라 식 (5)를 통해 계산하였다. 펀드의 각 스타일에 대한 편입 비중의 고저는 각 스타일 포트폴리오를 구성하는 주식의 시가총액비율과 비교하여 논해야 하므로 Panel B에서는 통화안정증권을 제외한 각 펀드의 가중치평균과 각 벤치마크 포트폴리오를 구성하는 주식의 시가총액비율 및 두 비율의 차이와 비율 차이의 t -값을 계산하였다.¹⁹⁾ diff는 펀드의 가중치평균과 주식의 시가총액비율의 차이를 의미한다. <표 5>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 펀드의 대형주와 성장주에 대한 노출 정도가 소형주와 가치주에 대한 노출정도보다 현저히 높지만, 주식의 시가총액비율에 비하면 오히려 소형주와 가치주에 대한 투자 비중이 상대적으로 높았다. 예를 들어, 소형_성장주의 시가총액비율에 비해 주식형펀드의 소형_성장주에 대한 노출정도는 3.99% 높았으며 이는 통계적으로 유의하게 추정되었다. 이 결과는 진익(2008) 및 Kang et al.(2009)의 연구결과와 배치되는데 펀드의 각 스타일에 대한 편입 비중을 주식의 시가총액비율과 비교하여 논하였기 때문으로 해석된다.²⁰⁾ 즉, 절대적인 비율은 낮지만 소형주나 가치주에 투자하는 펀드의 비율이 소형주나 가치주의 시가총액비율에 비해 상대적으로 높음을 의미한다. 둘째, 통화안정증권에 투자하는 비율이 약 30%로 높게 추정되었다. 통화안정증권은 모형 2에서 사용되는 유일한 채권 벤치마크 포트폴리오이므로, 다른 채권 스타일의 효과가 통화안정증권 스타일로 추정된 것으로 해석할 수 있다. 채권 벤치마크 포트폴리오가 추가된 <표 4>의 모형 3에서 추정된 통화안정증권의 비율이 약 6%로 감소한 점이 이를 뒷받침한다. 또, 적절한 투자대상을 찾지 못한 펀드매니저가 보유하고 있는 현금의 양이 많은 것으로 해석할 수도 있다. 셋째, 대형_성장, 대형_가치, 통화안정증권의 가중치는 대부분 통계적으로 유의하게 추정되었다. 분석대상 펀드 중 80% 이상의 펀드는 위 3가지 스타일 가중치의 값이 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 추정되었다. 반면, 소형_성장의 경우에는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율이 약 10%이다.

18) 모형 4를 이용한 결과는 모형 2의 결과와 유사하며, 공간을 절약하기 위하여 생략하였다.

19) 만약 대형주의 시가총액 비중이 70%이며 펀드의 대형주에 대한 노출정도가 65%이면 상대적으로 펀드의 대형주 투자비율이 낮은 것으로 해석하는 것이 바람직하다. 이 점과 관련하여 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

20) 또한, 본 논문에서 주식의 시가총액비율을 계산할 때에 유가증권시장 및 코스닥 시장에 상장된 모든 주식을 대상으로 한 점도 원일일 수 있으나 유가증권시장에 상장된 주식만을 이용한 분석에서도 비슷한 결론이 도출되었다. 다만, Kang et al.(2009)는 대부분 대형주로 구성된 KOSPI 200을 구성하는 200개의 주식을 이용하여 대부분의 펀드가 대형주 및 성장주에 투자하는 것을 실증적으로 보였다.

5.2.2 국내 주식형펀드의 운용스타일 변화 및 지속성

<표 5>는 전체 기간의 수익률 데이터를 이용하여 국내 주식형펀드의 운용스타일을 분석한 결과이다. 그러나, 각 펀드의 스타일 벤치마크 포트폴리오의 가중치는 시간에 따라 변할 가능성이 크므로 이를 살펴보기 위하여 매년마다 각 펀드의 가중치를 추정하였다.²¹⁾ <표 6>의 Panel A는 모형 2에 대하여 매년마다 추정한 각 벤치마크 포트폴리오의 가중치평균과 가중치평균의 시간가변성에 대한 t -값을 나타낸다.²²⁾ 가중치평균은 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치의 산술평균으로 계산되었으며, 가중치평균의 시간가변성에 대한 t -값은 각 스타일 별로 t 년과 $t+1$ 년의 가중치평균이 동일하다는 귀무가설에 대한 t -값을 의미한다. 첫째, 전반적으로 통화안정증권의 가중치가 감소하였는데 이는 주식형펀드의 주식투자비율의 증가 또는 주식에 투자하는 펀드 가운데 특정 스타일을 유지하는 펀드 비율의 증가 때문으로 해석된다. 둘째, 스타일 가중치평균의 시간가변성에 대한 t -값이 대부분 유의하여 가중치평균의 시간가변성이 확인되었으며 특히, 소형 스타일에 대한 노출정도가 증가하는 것으로 나타났다. 그러나, 가중치의 시간가변성의 원인이 각 벤치마크 포트폴리오에 대한 시가총액비율 변화에 기인한 것인지를 확인하기 위하여 시가총액비율의 변화를 통제한 후 추정된 가중치의 시간가변성을 살펴봐야 한다.

Panel B는 t 년과 $t+1$ 년 사이의 각 스타일 별 펀드 % 가중치 증가와 시가총액비율 % 증가의 차이 및 차이에 대한 t -값을 나타낸다. 펀드의 % 가중치 증가는 $t+1$ 년의 스타일 가중치와 t 년의 스타일 가중치의 차이로 정의하며, 시가총액비율 % 증가는 $t+1$ 년의 각 스타일 별 시가총액비율과 t 년의 시가총액비율의 차이로 정의된다. 소형주에 대한 t -값이 대부분 양으로 유의하며, 이는 시가총액비율 증가를 통제한 후에도 펀드에 소형주에 대한 노출정도가 증가하였음을 의미한다.²³⁾ 예를 들어, 2004년에서 2005년 사이에 펀드의 소형주에 대한 노출정도가 소형주의 시가총액비율의 증가보다 4.72% 더 증가하였으며, 이는 통계적으로 유의하게 추정되었다.

21) Ferson and Schadt(1996)의 방법에 따라 스타일 가중치를 과거 정보변수의 일차함수로 가정하는 조건부모형을 사용할 수도 있다. 그러나, 본 논문의 표본기간 동안 흔히 사용되는 정보변수인 기간스프레드, 신용스프레드, 국채 수익률 등이 시장 초과수익률을 잘 예측하지 못하는 것으로 나타났으므로, 본 논문에서는 그 대안으로 Bollen and Busse(2004)의 숫원도우 회귀분석 방법을 사용하여 스타일 가중치의 시간가변성 및 펀드의 성과를 측정한다.

22) 모형 4를 이용한 결과는 모형 2의 결과와 유사하며, 공간을 절약하기 위하여 생략하였다. 또한, 해마다 추정한 경우에도 전체기간의 결과와 마찬가지로 주식의 시가총액 비율에 비해 소형주와 가치주에 대한 펀드의 투자 비중이 상대적으로 높았다.

23) 2007년 분석결과에서 나타난 소형주에 대한 노출정도는 Sharpe(1995)와 Chan et al.(2002)에서 나타난 비율과 유사하며 이는 국내에서도 다소 공격적인 소형주에 대한 노출정도가 꾸준히 증가하고 있음을 의미한다.

〈표 6〉 각 해마다 추정된 가중치의 시간가변성 및 통계적 유의성

본 표의 Panel A는 모형 2에 대하여 매년마다 추정한 각 벤치마크 포트폴리오의 가중치평균과 가중치평균의 시간가변성에 대한 t -값을 나타낸다. 가중치평균은 각 펀드의 벤치마크 포트폴리오에 대한 가중치의 산술평균으로 계산되었으며, 가중치의 시간가변성은 각 스타일 별로 t 년과 $t+1$ 년의 가중치평균이 동일하다는 귀무가설에 대한 t -값을 의미한다. Panel B는 t 년과 $t+1$ 년 사이의 각 스타일 별 펀드 % 가중치 증가와 시가총액비율 % 증가의 차이 및 차이에 대한 t -값을 나타낸다. 펀드의 % 가중치 증가는 $t+1$ 년의 스타일 가중치와 t 년의 스타일 가중치의 차이로 정의하며, 시가총액비율 % 증가는 $t+1$ 년의 각 스타일 별 시가총액비율과 t 년의 시가총액비율의 차이로 정의한다. 한편, 소형_성장, 소형_가치, 대형_성장, 대형_가치 포트폴리오는 Fama and French(1993)의 방법에 따라 시장가치 및 장부 대 시장가치 비율로 구성된 포트폴리오를 의미한다. 통화안정증권은 한국은행에서 제공하는 364일 통화안정증권의 발행수익률을 통해 계산된 보유 실현 수익률을 의미한다. 분석기간은 2001년부터 2007년까지이다.

Panel A: 매년마다 추정된 계수 및 계수의 시간가변성							
가중치평균 (%)	년도	소형_성장	소형_가치	대형_성장	대형_가치	통화안정증권	R2
	2001	1.73	0.60	37.41	15.62	44.64	0.81
	2002	2.31	0.82	55.82	14.88	26.18	0.83
	2003	2.73	0.45	51.60	16.02	29.20	0.80
	2004	1.77	0.87	56.06	16.69	24.61	0.85
	2005	5.67	0.87	33.45	30.12	29.89	0.77
	2006	4.42	3.88	38.57	27.99	25.14	0.83
	2007	7.14	2.05	37.85	37.65	15.31	0.85
가중치평균의 시간가변성(t -값)							
	2001~2002	2.32	2.10	39.80	-5.52	-37.56	
	2002~2003	2.08	-3.42	-15.51	2.90	10.94	
	2003~2004	-1.77	2.55	7.67	0.71	-6.81	
	2004~2005	13.80	-0.40	-41.79	32.62	16.19	
	2005~2006	-10.21	10.93	10.48	-5.80	-5.31	
	2006~2007	7.25	-4.66	-4.17	20.25	-13.88	
Panel B: 펀드의 각 스타일 별 가중치 변화와 시가총액비율 변화의 차이(%) 및 t -값							
	년도	소형	대형	성장	가치		
	2001~2002	-1.11 (-1.27)	1.11 (1.27)	5.42 (9.39)	-5.42 (-9.38)		
	2002~2003	0.97 (2.60)	-0.98 (-2.60)	1.77 (6.72)	-1.77 (-6.72)		
	2003~2004	-1.29 (-0.07)	1.29 (0.07)	1.18 (3.27)	-1.18 (-3.27)		
	2004~2005	4.72 (7.64)	-4.72 (-7.64)	-15.31 (-19.95)	15.31 (19.95)		
	2005~2006	1.17 (2.32)	-1.17 (-2.32)	1.32 (0.17)	-1.32 (-0.17)		
	2006~2007	1.00 (2.51)	-1.00 (-2.51)	1.16 (0.72)	-1.16 (-0.72)		

본 절에서는 추가적으로 국내 주식형펀드의 운용스타일 지속성을 추가적으로 살펴보고자 한다. 최근에는 많은 펀드들이 투자 스타일을 제시하고 있으며, 잦은 스타일 변화를 위해서는 많은 거래비용이 발생하므로 펀드 스타일의 지속성이 관찰된 가능성이 있다. 반면, 시장 타이밍을 잘 이용하는 펀드매니저는 적절하게 스타일을 변화시켜 수익률을 창출할 가능성도 있으므로 펀드 스타일의 지속성 여부는 흥미로운 질문이다.

운용스타일의 지속성을 살펴보기 위하여 본 연구에서는 Idzorek and Bertsch(2004)의 방법론을 이용하였다. 구체적으로, 우선 2001년부터 2007까지 매년 1년 동안의 펀드수익률 자료를 이용하여 스타일 가중치를 추정한다. K 개 벤치마크 포트폴리오의 평균가중치를 $\bar{c}_1, \bar{c}_2, \dots, \bar{c}_K$ 라 하며, i 번째 펀드의 추정된 가중치를 $c_{i1}, c_{i2}, \dots, c_{iK}$ 라 한다. 이제, 각 펀드의 평균운용스타일로부터의 거리를 아래와 같이 정의한다.

$$i \text{ 펀드의 평균스타일로부터의 거리} = \sqrt{(c_{i1} - \bar{c}_1)^2 + (c_{i2} - \bar{c}_2)^2 + \dots + (c_{iK} - \bar{c}_K)^2} \quad (11)$$

모형 2의 경우에는 $K=5$ 이며, 모형 4의 경우에는 $K=6$ 이다. 다음으로, t 년과 $t+1$ 년에 모두 존재하는 펀드에 대하여, t 년에서 각 펀드의 평균스타일로부터의 거리를 정렬하여 백분위 순위를 정한 후 이와 $t+1$ 년의 백분위 순위와의 상관계수 및 평균절대편차(MAE)를 통해 전반적인 펀드 스타일의 지속성을 살펴본다. 추가적으로, 회사규모 스타일의 지속성을 살펴보기 위하여 각 모형에서 추정된 전체 소형 스타일의 가중치와 대형 스타일의 가중치를 계산한 후 식 (11)을 이용하여 평균 회사규모 스타일로부터의 거리를 측정한다. 성장 및 가치 스타일의 경우에도 전체 성장 스타일의 가중치와 가치 스타일의 가중치를 계산한 후 식 (11)을 이용한다. 즉, 회사규모와 성장 및 가치 스타일의 지속성을 계산하는 경우에 $K=2$ 이다.

<표 7>의 Panel A와 B는 각각 모형 2와 모형 4의 결과를 나타낸다. **는 5% 유의수준에서 유의한 상관계수를 나타내며 대부분의 상관계수는 통계적으로 유의하게 추정되었다. 우선, 전체 스타일의 지속성을 살펴보면 모형 2의 경우에는 평균상관계수가 0.62, 모형 4의 경우에는 0.64로 추정되어 전반적으로 펀드의 백분위 순위가 유지됨을 확인할 수 있다.²⁴⁾ 회사규모에 대해서는 모형 2와 모형 4의 상관계수가 각각 0.58, 0.59로 추정되었으며, 성장 및 가치 스타일의 상관계수는 각각 0.51, 0.53으로 계산되어 전체 스타일 뿐만 아니라 특정 스타일의 지속성도 관측되었다. 성장 및 가치 스타일의 상관계수가 회사규모의 상관계수보다 다소 낮게 추정되었는데, 펀드의 성장 및 가치 스타일을 장부 대 시장가치로만

24) t 년도와 $t+1$ 년도의 백분위 순위를 통해 펀드의 운용스타일 지속성을 관측한 결과, 특히 2002년과 2003년 사이에 강한 지속성이 나타났다. 또, 백분위 순위가 아주 높은 펀드와 백분위 순위가 아주 낮은 펀드 사이에서 특히 강한 스타일 지속성이 관찰되었다.

측정한 것과 관련이 있을 수 있다. 즉, 서로 다른 펀드매니저가 각기 다른 기준으로 성장 및 가치주를 분류하지만, 본 논문에서는 장부 대 시장가치를 그 기준으로 사용하였으므로 실제 스타일의 지속성보다 낮게 추정될 가능성이 있다.

〈표 7〉 전체 스타일 및 각 스타일의 지속성

본 표의 Panel A와 B는 모형 2와 4에 대하여 Idzorek and Bertsch(2004)의 방법론을 이용하여 계산된 t 년과 $t+1$ 년의 백분위 순위의 상관계수 및 평균절대편차(MAE)를 나타낸다. 우선, 2001년부터 2007까지 매년 1년 동안의 펀드수익률 자료를 통해 각 펀드 스타일의 가중치를 추정 한 후에 식 (11)을 이용하여 각 펀드의 평균운용스타일로부터의 거리를 계산한다. 다음으로, t 년과 $t+1$ 년에 모두 존재하는 펀드에 대하여, t 년에서 각 펀드의 평균스타일로부터의 거리를 정렬하여 백분위 순위를 정한 후 t 와 $t+1$ 년의 백분위 순위와의 상관계수 및 평균절대편차(MAE)를 계산한다. 각 Panel의 첫 번째 행은 전체 스타일의 지속성을, 두 번째 행과 세 번째 행은 회사규모 스타일 및 성장, 가치 스타일의 지속성을 각각 나타낸다. **는 5% 유의수준에서 유의한 상관계수를 나타낸다.

Panel A: 모형 2							
전체 스타일							
	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	전체기간
상관계수	0.59**	0.74**	0.68**	0.49**	0.60**	0.56*	0.62**
MAE	0.19	0.14	0.17	0.23	0.19	0.20	0.18
회사규모							
상관계수	0.53**	0.71**	0.72**	0.28	0.65**	0.53**	0.58**
MAE	0.20	0.15	0.15	0.28	0.17	0.21	0.19
성장/가치							
상관계수	0.55**	0.67**	0.55**	0.43**	0.43**	0.34	0.51**
MAE	0.21	0.16	0.21	0.24	0.23	0.26	0.21
Panel B: 모형 4							
전체 스타일							
	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	전체기간
상관계수	0.64**	0.75**	0.69**	0.52**	0.62**	0.57**	0.64**
MAE	0.18	0.14	0.16	0.22	0.18	0.20	0.18
회사규모							
상관계수	0.57**	0.70**	0.72**	0.29	0.67**	0.52**	0.59**
MAE	0.19	0.15	0.15	0.28	0.17	0.21	0.19
성장/가치							
상관계수	0.53**	0.65**	0.54**	0.46**	0.51**	0.43**	0.53**
MAE	0.21	0.17	0.21	0.23	0.21	0.23	0.21

5.3 펀드의 성과 및 성과지속성

5.3.1 국내 주식형펀드의 성과

〈표 8〉 추정된 초과수익률 및 통계적 유의성

본 표는 모형 2, 모형 4, Fama and French(1993)의 3요소 모형 및 Carhart(1997)의 4요소 모형을 통해 추정된 평균초과수익률, 추정된 초과수익률 중 양수와 음수의 비율 및 통계적으로 유의하게 추정된 초과수익률의 비율을 나타낸다. 추가적으로, 각 모형의 결정계수를 마지막 행에 나타내었다. 각 모형에서 평균 초과수익률은 각 펀드의 초과수익률을 산술평균하여 계산하였다. 또한 모형 2와 모형 4에서 추정된 가중치의 표준편차는 Lobosco and DiBartolomeo (1997)의 방법을 따라 식 (5)를 통해 계산하였다. 통계적으로 유의하게 추정된 초과수익률의 비율은 각 양수 (음수)의 초과수익률을 갖는 펀드 중에서 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율을 의미한다. 분석기간은 2001년 1월부터 2007년 12월까지이다.

	모형 2	모형 4	Fama French(1993)	Carhart(1997)
평균 초과수익률(%)	0.049	0.059	0.057	0.055
양(음)의 초과수익률 비율 및 통계적으로 유의하게 추정된 비율				
양수	0.73	0.77	0.73	0.70
p-value < .10	0.15	0.17	0.29	0.17
p-value < .05	0.06	0.08	0.18	0.10
p-value < .01	0.02	0.02	0.05	0.03
음수	0.27	0.23	0.27	0.30
p-value < .10	0.14	0.12	0.14	0.12
p-value < .05	0.09	0.09	0.09	0.08
p-value < .01	0.06	0.05	0.04	0.04
R ²	0.78	0.79	0.81	0.82

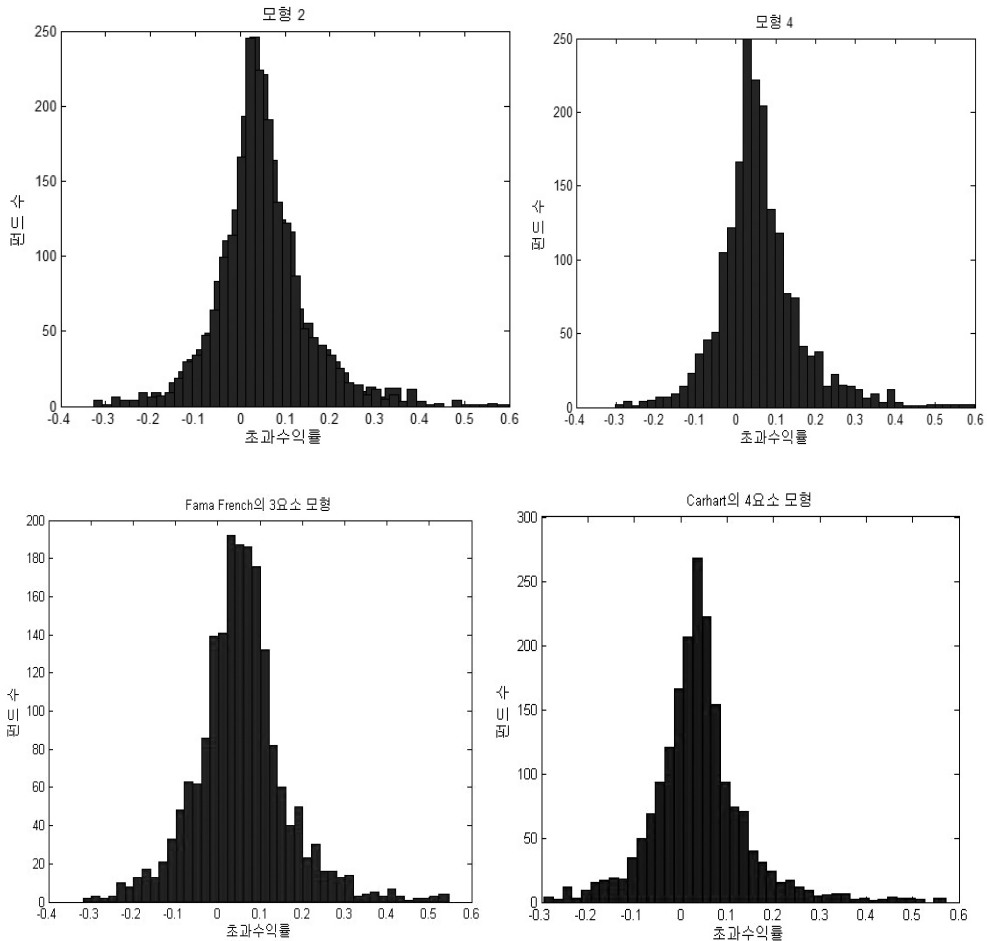
〈표 8〉의 제 1, 2열은 모형 2와 모형 4를 통해 추정된 평균초과수익률과 통계적으로 유의하게 추정된 초과수익률의 비율을 나타낸다.²⁵⁾ 실증분석의 결과를 요약하면 첫째, 두 모형의 경우에 주별 평균초과수익률이 0.05%(연 2.60%), 0.06%(연 3.12%)로 추정되어 펀드의 수익률이 스타일 포트폴리오의 수익률보다 높은 것으로 드러났으며, 초과수익률이 양수인 펀드의 비율이 전체펀드의 73%, 77%로 각각 추정되었다. 둘째, 모형 2의 경우에는 양의 초과수익률을 가지는 펀드 중 약 15%와 음의 초과수익률을 가지는 펀드 중 약 14%가 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 모형 4에서도 비슷한 결과를 보였다. 〈그림 1〉의 첫 번째 행은 개별펀드에 대하여 추정된 주별 초과수익률의

25) 모형 2와 모형 4의 평균초과수익률은 식 (8)과 식 (10)의 잔차항의 평균을 각각 의미한다.

분포를 나타내는데, 미국시장과 달리 국내의 경우에는 주식형펀드가 벤치마크에 비해 양의 초과수익률을 달성하고 있음을 보여준다.²⁶⁾

〈그림 1〉 초과수익률의 분포

본 그림은 첫 번째 행은 모형 2와 모형 4를 통해 추정된 개별 펀드의 주별 초과수익률의 분포를 나타낸다. 두 번째 행은 Fama and French(1993)의 3요소 모형과 Carhart(1997)의 4요소 모형을 통해 추정된 개별 펀드의 주별 초과수익률의 분포를 나타낸다.



추가적으로, 추정된 초과수익률의 강건성 검증을 위하여 제약이 있는 Sharpe의 이차계 획법을 펀드 성과분석에서 가장 많이 사용되는 Fama and French(1993)의 3요소 모형

26) Jensen(1968), Ippolito(1989), Elton et al(1993), Malkiel(1995), Carhart(1997) 등은 미국 시장에서 펀드의 성과가 시장에 비해 좋지 않음을 보고하였다.

및 Carhart(1997)의 4요소 모형과 비교하였다.²⁷⁾ Fama and French의 3요소 모형 및 Carhart의 4요소 모형을 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i RMRF_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{it} \quad (12)$$

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_i RMRF_t + s_i SMB_t + h_i HML_t + m_i UMD_t + e_{it} \quad (13)$$

$R_{it} - R_{ft}$ 는 i 펀드의 t 시점에서의 초과수익률을, $RMRF_t$, SMB_t , HML_t 는 각각 Fama and French의 3요소인 시장초과수익률, 시장규모가 작은 기업들과 큰 기업들의 수익률 차이, 장부 대 시장가치가 큰 기업들과 작은 기업들의 수익률 차이를 각각 의미한다. UMD_t 는 과거 1년 동안 수익률이 높은 기업과 낮은 기업의 수익률 차이로서 Carhart의 모멘텀 요소를 의미한다. <표 8>의 제 3, 4열은 Fama and French의 3요소 모형과 Carhart의 4요소 모형을 통해 추정된 평균초과수익률인 Jensen의 알파와 통계적으로 유의하게 추정된 Jensen의 알파의 비율을 나타낸다. 우선, 제약이 없는 Fama and French 및 Carhart 모형의 결정계수가 제약이 있는 모형 2와 모형 4의 결정계수보다 다소 높게 추정되었으며, 양의 초과수익률을 가지는 펀드에 대하여 유의하게 추정된 펀드의 비율 또한 높았다. 그렇지만, 평균 초과수익률의 크기는 유사하게 추정되어 국내 주식형펀드의 벤치마크 대비 성과 우월성을 재확인하였다. 다만, Carhart의 4요소 모형의 경우가 Fama and French의 3요소 모형에 비해 다소 낮은 초과수익률을 보였는데, 이는 국내시장에서도 모멘텀 요소가 양의 초과수익률의 일부를 설명하고 있음을 나타낸다.

제 5.2.2절을 통해 보고된 국내 주식형펀드의 스타일 가중치의 시간가변성은 펀드 성과의 측정에도 영향을 미친다. 즉, 스타일 가중치가 시간 가변적인 경우에는 조건부 모형과 비조건부 모형을 통해 도출되는 펀드의 성과는 다를 수 있으며 조건부 모형을 사용하는 것이 바람직하다. 본 논문에서는, Bollen and Busse(2004)의 방법에 따라 특정 기간동안 스타일 가중치를 상수로 가정하여 추정하는 숏-윈도우 회귀분석을 통해 해마다 펀드의 성과를 측정한다.

<표 9>는 모형 2와 모형 4에 대하여 해마다 추정된 평균초과수익률과 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율을 나타낸다. 첫째, 각 해마다 추정된 결정계수가 전체 기간 동안의 결정계수인 78%, 79%보다 다소 높게 추정되었는데 이는 스타일 가중치의 시간가변성을 뒷받침한다. 둘째, 2004년과 2005년을 제외하면 전반적으로 국내 주식형펀드는 양의 초과수익률을 보이고 있으며 이는 <표 8>의 결과와 일치한다. 다만, 2004년에는 주별 -0.08~

27) 본 연구에서의 개별펀드 수익률은 해당수익이 포함된 수익률이므로 배당의 효과를 반영하기 위하여 시장수익률의 대응치로서 배당을 포함한 유가증권시장과 코스닥시장의 가중평균 수익률을 사용하였다. 이 점과 관련하여 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원께 감사드린다.

0.09%의 초과수익률을 나타냈는데 이는 <표 1>의 결과와 일치한다. 결과적으로 <표 8> 및 <표 9>를 통해 국내 주식형펀드가 벤치마크 대비 양의 초과수익률을 달성하고 있음을 확인하였다.

<표 9> 각 년도 별로 추정된 초과수익률 및 통계적 유의성

본 표는 모형 2와 모형 4에 대하여 해마다 추정된 평균초과수익률, 추정된 초과수익률 중 양수와 음수의 비율, 결정계수(R^2), 통계적으로 유의하게 추정된 초과수익률의 비율을 나타낸다. 각 모형에서 평균 초과수익률은 각 펀드의 초과수익률을 산술평균하여 계산하였다. 또한 추정된 가중치의 표준편차는 Lobosco and DiBartolomeo(1997)의 방법을 따라 식 (5)를 통해 계산하였다. 통계적으로 유의하게 추정된 초과수익률의 비율은 각 양수 (음수)의 초과수익률을 갖는 펀드 중에서 통계적으로 유의하게 추정된 펀드의 비율을 의미한다. 분석기간은 2001년 1월부터 2007년 12월까지이다.

모형 2							
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
평균 초과수익률(%)	0.03	0.09	0.08	-0.09	-0.05	0.00	0.04
R^2	0.81	0.83	0.80	0.85	0.77	0.83	0.86
양수	0.61	0.81	0.78	0.19	0.31	0.47	0.66
p-value < .10	0.05	0.04	0.17	0.04	0.10	0.05	0.09
p-value < .05	0.03	0.02	0.08	0.02	0.02	0.03	0.04
p-value < .01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.00	0.01	0.01
음수	0.39	0.19	0.22	0.81	0.69	0.53	0.34
p-value < .10	0.10	0.13	0.14	0.30	0.21	0.08	0.12
p-value < .05	0.07	0.10	0.11	0.16	0.14	0.07	0.11
p-value < .01	0.05	0.09	0.07	0.06	0.06	0.05	0.07
모형 4							
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
평균 초과수익률(%)	0.02	0.09	0.08	-0.08	-0.01	0.01	0.06
R^2	0.82	0.83	0.81	0.85	0.79	0.84	0.86
양수	0.58	0.81	0.79	0.22	0.41	0.54	0.71
p-value < .10	0.05	0.04	0.18	0.07	0.15	0.07	0.11
p-value < .05	0.03	0.02	0.09	0.04	0.05	0.04	0.06
p-value < .01	0.00	0.00	0.02	0.01	0.01	0.01	0.02
음수	0.42	0.19	0.21	0.78	0.59	0.46	0.29
p-value < .10	0.10	0.14	0.15	0.27	0.10	0.08	0.12
p-value < .05	0.07	0.10	0.11	0.13	0.06	0.07	0.11
p-value < .01	0.05	0.09	0.08	0.05	0.03	0.05	0.09

5.3.2 국내 주식형펀드의 성과지속성

본 절에서는 Bollen and Busse(2004)의 방법론을 따라 국내 주식형펀드의 성과지속성을 검증한다. 구체적으로, 아래의 회귀분석을 통해 성과지속성을 검증한다.

$$Perf_{p,t} = \alpha_t + \beta_t Perf_{p,t-1} + \varepsilon_{p,t} \quad (14)$$

위 식에서 $Perf_{p,t}$ 와 $Perf_{p,t-1}$ 는 t 시점과 $t-1$ 에서 p 펀드의 켄센의 알파를 나타낸다. 만약, 식 (14)에서 β_t 가 유의한 양의 값을 가지면 과거 시점에서 켄센의 알파가 양 (음)인 펀드는 미래에도 양 (음)의 켄센의 알파를 가지게 되며 이는 성과의 지속성이 존재함을 의미한다. 본 논문에서는 2001년부터 2007년까지 각 해마다 켄센의 알파를 추정하였으므로 1년 단위로 펀드의 성과지속성을 검증하는데, <표 10> Panel A의 각 열은 그 결과를 나타낸다. 또한, 마지막 열은 전체 데이터를 누적하여 회귀분석을 한 결과로 이를 통해 전체 기간 동안 펀드의 성과지속성을 검증할 수 있다. 모형 2와 모형 4에서 모든 기간 동안에 β_t 가 유의한 양의 값을 가지므로 국내 주식형펀드에 성과지속성이 존재함을 알 수 있다. 다음으로, 과거 성과에 따라 펀드의 성과지속성을 검증하기 위하여 과거 시점에서의 켄센의 알파가 양 (음)인 펀드만을 대상으로 식 (14)의 회귀분석을 시도하였는데, <표 10>의 Panel B (C)는 그 결과를 나타낸다. Panel B, 모형 2의 경우에는 2005년과 2006년 사이의 β_t 가 유의한 음의 값을 가지며 모형 4의 경우에는 유의하지 않은 양의 값을 가지는데 이는 2005년에 성과가 좋은 펀드들의 2006년 성과는 좋지 않음을 의미한다. 그러나, 이를 제외한 다른 모든 기간 동안에는 β_t 가 모두 유의한 양의 값을 가지므로 성과가 우수한 펀드들 사이에 성과지속성이 존재한다. Panel C의 경우에도 모든 기간 동안 β_t 가 양의 값을 가지며, 일부 기간을 제외하면 β_t 가 모두 유의하므로 성과가 좋지 않은 펀드들 사이에서도 성과지속성이 존재한다. 결론적으로, 국내 주식형펀드에는 성과지속성이 존재하는 것으로 나타났으며 이는 신성환(2003) 및 최종범 외 3인(2005)의 선행연구의 결과와 일치한다.

6. 결론

최근 국내시장에서 주식형펀드에 대한 관심이 증가함에 따라 투자자들에게 펀드의 운용스타일 및 성과에 대한 올바른 정보를 제공하는 것이 그 무엇보다 중요하다. 이에 본 논문에서는 국내 공모형 주식형펀드를 대상으로 운용스타일 및 성과와 성과지속성을 분석하였다. 운용스타일 및 성과분석을 위하여 HBSA의 대안으로 RBSA를 이용하였다. 특히, 본 연구에서는 RBSA의 방법론 가운데 Sharpe(1992)의 이차계획법을 통해 펀드의 운용스타일 및 성과분석을 시도하였다. 추정된 계수의 합이 1이 되는 제약을 두어 각 계수를

포트폴리오의 가중치로 해석할 수 있으며, 공매도가 허용되지 않는 주식형펀드의 특성을 반영하여 각 계수에 비음수제약을 가하는 이차계획법의 설명력이 회귀분석의 설명력과 큰 차이가 없었으며 이는 추정된 계수의 해석을 용이하게 하는 본 연구의 방법론을 정당화하였다.

〈표 10〉 성과지속성

본 표는 모형 2와 모형 4에 대하여 $t+1$ 년의 초과수익률을 종속변수로 하고, 상수항과 t 년의 초과수익률을 독립변수로 하여 회귀분석을 실시한 결과 추정된 베타, 베타의 t -통계량, 그리고 회귀분석의 결정계수를 각각 나타낸다. 모형 2와 모형 4에 대하여 Panel A는 전체 펀드를 대상으로 분석한 결과를, Panel B, C는 t 년의 초과수익률이 양수인 경우와 t 년의 초과수익률이 음수인 경우에 분석된 결과를 각각 나타낸다.

모형 2							
Panel A: 전체 펀드							
	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	전체기간
베타	0.46	0.31	0.30	0.50	0.18	0.38	0.36
t-value	9.83	7.73	7.83	14.14	8.27	6.47	21.28
R ²	0.09	0.05	0.06	0.22	0.09	0.06	0.08
Panel B: 지난해 알파 > 0인 펀드							
베타	0.48	0.24	0.13	0.44	-0.20	0.46	0.26
t-value	6.66	6.32	2.72	6.94	-2.76	3.60	8.91
R ²	0.06	0.04	0.01	0.25	0.03	0.04	0.03
Panel C: 지난해 알파 < 0인 펀드							
베타	0.55	0.36	1.17	0.50	0.27	0.18	0.50
t-value	6.36	1.80	10.33	9.76	11.20	2.23	15.35
R ²	0.11	0.01	0.40	0.14	0.22	0.01	0.10
모형 4							
Panel A: 전체 펀드							
	2001~2002	2002~2003	2003~2004	2004~2005	2005~2006	2006~2007	전체기간
베타	0.44	0.30	0.27	0.42	0.19	0.38	0.32
t-value	8.99	7.61	7.43	11.82	7.66	6.49	18.28
R ²	0.08	0.05	0.06	0.16	0.08	0.06	0.06
Panel B: 지난해 알파 > 0인 펀드							
베타	0.46	0.23	0.17	0.51	0.03	0.51	0.28
t-value	6.30	6.36	3.22	7.93	0.49	4.51	9.99
R ²	0.06	0.04	0.01	0.27	0.00	0.05	0.03
Panel C: 지난해 알파 < 0인 펀드							
베타	0.49	0.34	0.85	0.40	0.32	0.11	0.45
t-value	5.00	1.61	11.16	6.75	10.33	1.26	11.86
R ²	0.06	0.01	0.44	0.07	0.22	0.00	0.07

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 국내 주식형펀드의 대형주와 성장주에 대한 노출정도가 소형주와 가치주에 비해 현저히 높지만, 주식의 시가총액비율에 비하면 오히려 펀드의 소형주와 가치주에 대한 노출정도가 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 둘째, 국내 주식형펀드의 스타일은 시간에 따라 변하는 것으로 나타났으며 특히, 상대적으로 대형주에 비해 여전히 낮지만 소형 스타일에 투자하는 펀드의 비율이 꾸준히 증가하였다. 셋째, 본 논문에서 사용된 두 벤치마크 포트폴리오 군에 대하여 펀드의 주별 평균초과수익률이 0.05%(연 2.60%), 0.06%(연 3.12%)로 각각 추정되어 펀드의 수익률이 스타일 포트폴리오의 수익률보다 높은 것으로 드러났다. 넷째, 스타일 가중치의 시간가변성을 고려한 조건부 모형을 통한 성과분석에서도 국내 주식형펀드의 양의 초과수익률은 재확인되었다. 이는 미국시장과는 달리 이머징마켓에서는 펀드매니저가 초과수익률을 달성할 수 있음을 시사한다. 하지만, 양의 초과수익률을 달성하는 원인에 대해서는 추가적인 실증분석이 요구된다.

마지막으로, 상대적으로 짧은 평균수명을 가지는 펀드들이 본 연구의 실증분석에 사용된 점이 본 연구의 한계점이라 할 수 있다. 스타일 및 성과분석에 사용된 펀드의 평균수명이 3.57년으로 비교적 짧았는데, 이는 미국시장에 비해 상대적으로 짧은 역사를 갖는 국내 펀드 시장의 특성에서 기인한 것으로 보인다. 하지만, 운용스타일 및 성과지속성을 좀 더 확실하게 살펴보기 위해서는 상대적으로 긴 펀드자료의 채집이 필요하다. 예를 들어, 본 연구에서는 펀드의 양의 성과지속성이 관측되어 펀드매니저의 존재를 정당화 하였지만, 실증분석의 결과를 뒷받침하기 위해서는 보다 긴 기간의 시계열자료가 요구된다.

참 고 문 헌

- 김동철, 신성호, “한국주식시장의 1월 효과와 정보불확실성 위험”, 증권학회지, 제35권 제4호 (2006), pp. 73-102.
- 신성환, “국내 주식 및 채권 펀드를 통한 위탁투자에 관한 연구”, 증권학회지, 제32권 제3호 (2003), pp. 165-190.
- 진 익, “실현 수익률에 기초한 유형분류 및 평가”, FnGuide, 2008.
- 최종범, 박영규, 이종달, 최영목, “조건부 성과평가 모형을 이용한 국내 주식형펀드의 성과지속성 검증에 관한 연구”, 한국증권학회 학술발표회, 2005.
- Barber, B., Y. Lee, Y. Liu, and T. Odean, 2009, Just how much do individual investors lose by trading?, *Review of Financial Studies* 22, pp. 609-632.
- Barberis, N. and A. Shleifer, 2003, Style investing, *Journal of Financial Economics* 68, pp. 161-199.
- Bollen, N. and J. Busse, 2004, Short-term persistence in mutual fund performance, *Review of Financial Studies* 18, pp. 569-597.
- Brown, K. and W. V. Harlow, 2005, Staying the course: Performance persistence and the role of investment style consistency in professional asset management, *Working paper*.
- Brown, S. and W. Goetzmann, 1997, Mutual fund styles, *Journal of Financial economics* 43, pp. 373-399.
- Brown, S., W. Goetzmann, R. Ibbotson, and S. Ross, 1992, Survivorship bias in performance studies, *Review of Financial Studies* 5, pp. 553-580.
- Carhart, M., 1997, On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- Chan, L., H. Chen, and J. Lakonishok, 2002, On mutual fund investment styles, *Review of Financial Studies* 15, pp. 1407-1437.
- Davis, J., 2001, Mutual fund performance and manager style, *Financial Analysts Journal* 57, pp. 19-27.
- De Roon, F., T. Nijman, and J. Horst, 2004, Evaluating style analysis, *Journal of Empirical Finance* 11, pp. 29-53.
- Elton, E., M. Gruber, S. Das, and M. Hlavka, 1993, Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios, *Review of Financial Studies* 6, pp. 1-22.
- Fabozzi, F., 2003, Handbook of equity style management, 3rd ed., John Wiley and Sons, Inc, Hoboken, New Jersey.

- Fama, E. F. and K. R. French, 1992, The cross-section of expected stock returns, *Journal of Finance* 47, pp. 427-465.
- Fama, E. F. and K. R. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, pp. 3-56.
- Person, W. and R. Schadt, 1996, Measuring fund strategy and performance in changing economic conditions, *Journal of Finance* 51, pp. 425-461.
- Idzorek, T. M. and F. Bertsch, 2004, The style drift score, *Journal of Portfolio Management* 31, pp. 76-83.
- Ippolito, R., 1989, Efficiency with costly information: A study of mutual fund performance, *Quarterly Journal of Economics* 104, pp. 1-24.
- Jensen, M., 1968, The performance of mutual funds in the period 1945-1964, *Journal of Finance* 23, pp. 389-416.
- Kacperczyk, M., C. Sialm, and L. Zheng, 2005, On the concentration of actively managed equity mutual funds, *Journal of Finance* 60, pp. 1983-2011.
- Kang, J., C. Lee, and D. Lee, 2009, Equity Fund Style and Performance Persistence in an Emerging Market: Evidence from Korea, *Working paper*.
- Kaplan, P., 2003, Holdings-based and returns-based style models, *Morningstar research paper*.
- Lobosco, A. and D. DiBartolomeo, 1997, Approximating the confidence intervals for Sharpe style weights, *Financial Analysts Journal* 53, pp. 80-85.
- Malkiel, B., 1995, Returns from investing in equity funds: 1971 to 1991, *Journal of Finance* 50, pp. 549-572.
- Rekenthaler, J., M. Gambera, and J. Charlson, 2004, Estimating portfolio style: A comparative study of portfolio-based fundamental analysis and returns-based style analysis, *Morningstar research paper*.
- Sharpe, W. F., 1988, Determining a Fund's Effective Asset Mix, *Investment Management Review* November/December, pp. 59-69.
- Sharpe, W. F., 1992, Asset allocation: Management style and performance measurement, *Journal of Portfolio Management* Winter, pp. 7-19.
- Sharpe, W. F., 1995, The styles and performance of large seasoned U.S. mutual funds, *Online Publication*.
- Teo, M. and S. Woo, 2001, Persistence in style-adjusted mutual fund returns, *Working paper*.
- Teo, M. and S. Woo, 2004, Style effects in the cross-section of stock returns, *Journal of Financial Economics* 74, pp. 367-398.

〈Appendix〉

Sharpe의 스타일분석과 제약이 있는 다변량 회귀분석(constrained multivariate regression)의 차이를 살펴보기 위하여 아래의 회귀분석을 살펴보자.

$$R_{it} = \alpha_i + b_{i1}F_{1t} + b_{i2}F_{2t} + \cdots + b_{ik}F_{kt} + e_{it} \quad (A1)$$

$$b_{i1} + b_{i2} + \cdots + b_{ik} = 1 \quad (A2)$$

$$0 \leq b_{ij} \leq 1, 1 \leq j \leq k \quad (A3)$$

R_{it} 는 t 시점에서 i 번째 펀드의 수익률을, $F_{1t}, F_{2t}, \dots, F_{kt}$ 은 t 시점에서 k 개 벤치마크 포트폴리오의 수익률을, e_{it} 는 t 시점에서 i 번째 펀드의 수익률 중에서 벤치마크 포트폴리오로 설명되지 않는 부분을 뜻한다. 주어진 $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ 에 대하여 추정되는 절편인 $\hat{\alpha}_i$ 는 아래와 같이 계산된다.

$$\hat{\alpha}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(R_{it} - \sum_{s=1}^k \hat{b}_{is} F_{st} \right) \quad (A4)$$

n 은 스타일분석에 사용된 각 시계열자료의 개수를 의미한다. 식 (A4)을 식 (A1)에 대입하면 식 (A1)의 회귀분석은 아래의 식 (A5)를 최소화하는 방법론과 동일하며 이는 결과적으로 Sharpe의 스타일분석의 목적함수와 같다.

$$\sum_{p=1}^n \left[R_{ip} - \sum_{j=1}^k b_{ij} F_{jp} - \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(R_{it} - \sum_{s=1}^k b_{is} F_{st} \right) \right]^2 = Var \left[R_{ip} - \sum_{j=1}^k b_{ij} F_{jp} \right] \quad (A5)$$

즉, 절편항을 추가하여 제약식이 있는 다변량 회귀분석을 통해 구한 $b_{i1}, b_{i2}, \dots, b_{ik}$ 의 값은 Sharpe의 스타일분석을 통해 추정한 모수의 값과 일치한다. 다만, 결과적으로 회귀분석에서는 아래의 식 (A6)을 펀드의 수익률을 가장 잘 설명하는 포트폴리오로 정의하지만, Sharpe의 스타일분석에서는 식 (A7)을 스타일 포트폴리오로 정의한다.

$$\hat{\alpha} + \hat{b}_{i1}F_{i1} + \hat{b}_{i2}F_{i2} + \cdots + \hat{b}_{ik}F_{ik} \quad (A6)$$

$$\hat{b}_{i1}F_{i1} + \hat{b}_{i2}F_{i2} + \cdots + \hat{b}_{ik}F_{ik} \quad (A7)$$

따라서, 제약식이 있는 다변량 회귀분석을 통해 도출된 선형결합 포트폴리오에서 절편항을 차감하면 Sharpe의 스타일 포트폴리오와 동일한 결과를 유도할 수 있다.

Investment Styles and Performance Persistence of Equity Funds in Korea Using Sharpe's style analysis*

Jangkoo Kang

KAIST

Changjun Lee**

KAIST

Abstract

This paper investigates the investment styles and performance persistence of equity funds in Korea using Sharpe (1992)'s style analysis methodology. Unlike the regression analysis, both the portfolio and positivity constraints are imposed in style analysis proposed by Sharpe. The empirical findings documented in this paper are as follows: First, relative to the market capitalization of stocks in each style portfolio, equity funds in Korea have high exposure to the small and value stocks, though the absolute exposure of large and growth stocks are higher than that of small and value stocks. Second, the investment styles are time-varying. Especially, funds that invest in small stocks have increased over the last seven years. Third, using the two style benchmark portfolios, equity funds create the abnormal annual return of 2.60% and 3.12%, respectively. Finally, outperformance of equity funds in Korea is confirmed using the conditional performance measurement. For robustness check, we employ the famous Fama and French three-factor model (1993) and Carhart four-factor model (1997) as our performance measure and the outperformance is still present.

Keywords: Sharpe's Style Analysis; Investment Styles; Shifts in Investment Styles; Performance Measurement; Performance Persistence

JEL Classification: G11

* We are grateful to two anonymous referees for helpful comments.

** Corresponding Author. Address: KAIST Financial Engineering Research Center, 87 Hoegiro, Dongdaemun-Gu, Seoul, Korea, 130-722; E-mail: leechangjun0809@gmail.com; Tel: +82-2-958-3165; Fax: +82-2-958-3974.