한국형 헤지펀드
평가모형 도출 및 성과분석

<요약>

본 연구는 출범 3년째를 맞이한 한국형 헤지펀드에 대한 성과평가 모형을 개발하고 도출된 모형을 활용해 실제 성과를 측정하였다. 또한 개별펀드별 자산운용사별로 성과를 평가, 초과수익률을 달성하는 개별펀드와 자산운용사를 파악하였다. 이와 함께 성과와 현금흐름과의 관계 및 성과지속성을 살펴보았다.
기존의 성과평가 모형 중 위험요인 계열 5개와 운용자산스타일 계열 7개 모형에 대한 분석결과, Avramov et al. (2011) 모형이 가장 설명력이 뛰어난 것으로 밝혀졌다. 또한 이들 모형들에서 활용한 23개 변수에 대한 단계적 회귀분석을 실시, 한국적 상황에 적합한 한국형 7요인모형과 한국형 8요인모형을 도출하였다. 이 중 한국형 8요인 모형의 설명력이 56%로 가장 높게 나타났다.
이들 세 모형을 통해 한국형 헤지펀드에 대한 성과를 분석한 결과, 시장 전체적으로 양의 초과수익률을 시현하는 것으로 밝혀졌다. 예컨대 한국형 8요인 모형의 경우 월 0.95%의 초과수익률을 기록했다. 특히 시판 첫해보다 지난해 성과가 더 뛰어나 시간이 경과할수록 성과가 개선되고 있음을 보여주었다.
개별펀드별 성과분석에서는 양의 초과수익률을 보인 펀드가 더 많았지만 통계적으로 유의한 초과수익률을 보인 펀드는 20% 이내에 불과했다. 자산운용사별 성과분석에서는 유의한 초과수익률을 보인 운용사 비율이 개별펀드 비율보다 더 낮게 나타났다. 하지만 유의한 결과를 보인 2개 자산운용사의 초과수익률이 다른 운용사에 비해 상대적으로 높게 나타나 자산운용사간 운용기술의 차이가 존재함을 드러냈다.
현금흐름과 성과와의 관계에서는 펀드 성과에 따른 현금유입 현상은 관찰되었으나 현금유입에 따른 성과저하 현상은 발생하지 않았으며 수익률의 경우 월간 성과지속성이 존재하는 것으로 밝혀졌다.
본 연구는 학계나 실무계뿐 아니라 정책당국에게 상당한 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 먼저 본 연구는 헤지펀드에 대한 국내 최초의 연구이다. 본 연구에서 도출된 헤지펀드 성과모형은 향후 헤지펀드 관련 연구의 시금석 역할을 할 것으로 전망된다. 또한 본 연구는 헤지펀드 투자자나 운용사들에 대해 한국형 헤지펀드의 특성을 반영한 진정한 의미의 초과수익률 정보를 제공, 펀드 선택의 효율성이나 객관적 성과평가를 가능하게 할 것이다. 이와 함께 본 연구결과는 금융당국의 한국형 헤지펀드에 대한 추가적 규제완화를 가능하게 할 것으로 보인다. 마지막으로 성공적 3년 트랙레코드를 도출한 본 연구결과는 국민연금 등 연기금들에게 향후 한국형 헤지펀드 투자에 대한 논의의 장을 열어 주었다고 생각한다.

주제어: 헤지펀드, 한국형, 성과평가모형, 현금흐름, 성과지속성

I. 서 론

한국형 헤지펀드가 도입된 지 3년이 경과하였다. 한국에서 설립 운용되고 한국 시장에서 투자금을 모집하는 펀드를 일컫는 한국형 헤지펀드는 자본시장 활성화 차원에서 자본시장법 개정을 통해 2011년 12월 출범하였다.

12개 펀드 1,490억원으로 시작한 한국형 헤지펀드는 지난 1월말 현재 32개 펀드, 설정액 2.7조원, 총운용자산 4.5조원을 기록하면서 비교적 안정적으로 정착했다는 평가를 받고 있다. 지난해 말 설정액이나 펀드 수 증가세가 잠시 주춤하였으나 2015년 들어 다시 성장세를 이어가고 있다. 아직 롱숏위주의 단순한 투자전략, 국내 자산 위주의 자산운용, 성과가 양호한 일부 운용사로의 자금 집중현상 등 다수의 문제점이 제기되고 있다. 또한 펀드운용사나 개인투자가의 자격제한 등 각종 규제로 인해 시장규모가 당초 예상치를 크게 하회하고 있다는 분석도 이루어지고 있다. 하지만 성과면에서 국내 주식형 공모펀드나 KOSPI지수를 초과하는 안정적인 수익률을 시현하고 있고 개인 고액자산가의 투자가 증가하고 있으며 투자전략 및 투자처가 다변화되는 등 향후 시장전망을 밝게 하는 징후들이 나타나고 있다.

특히 헤지펀드 도입 3년은 연기금의 투자를 가능하게 한다는 측면에서 시사하는 바가 상당히 크다고 할 수 있다. 헤지펀드의 주요 투자자가 될 수 있는 국민연금 등 대형 연기금이 헤지펀드에 투자하기 위해서는 최소 3년 이상의 운용성과(트랙레코드)가 필요하기 때문이다. 저금리시대에 주식이나 채권 등 전통자산의 수익률이 부진한 요즘 대형 연기금의 대체투자는 전 세계적 추세이다. 글로벌 헤지펀드 투자자금 중 연금이 차지하는 비중은 2006년 11%에 불과했으나 2012년 현재 22%로 6년 만에 두 배의 성장세를 나타냈다[1]. 미국 공공연금의 경우 절반이상이 헤지펀드에 투자를 시행하고 있으며 공공연기금은 투자포트폴리오에서 평균 7.8%를, 민간연기금은 10.8%를 헤지펀드에 투자하고 있다[2]. 물론 지난해 미국 최대 공적연금인 캘리포니아 공무원 퇴직연금(CalPERS)이 과도한 운용보수로 인해 헤지펀드에 대한 투자를 철회하면서 다른 연기금들도 이에 대한 투자비중 축소를 고려하고 있지만 아직도 헤지펀드가 연기금의 주요 투자처라는 사실은 틀림없다[3].

실제로 국민연금은 최근 해외 헤지펀드이기는 하지만 검토 8년 만에 헤지펀드에 대한 투자를 허용했다. 한 걸음 더 나아가 만약 국민연금이 대체투자의 일환으로 한국형 헤지펀드에 대한 투자도 시행한다면 다른 연기금들도 헤지펀드를 투자상품의 하나로 편입시킬 것이고 이 경우 한국형 헤지펀드 시장은 급성장 할 잠재력을 가질 수도 있을 것이다. 또한 학술적 연구 측면에서도 3년 또는 30개월의 기간 경과는 연구에 필요한 최소한의 시계열 자료 확보라는 차원에서 의미가 있다고 할 수 있다.

---

1) ThecityUK Hedge Funds 2013
2) https://www.managedfunds.org/hedge-fund-investors/who-invests/
3) The Wall Street Journal 2014년 10월 19일자 “Pension Funds Eye Reducing Hedge-Fund Investments”

이에 따라 본 연구에서는 출범 3년이 경과한 한국형 헤지펀드의 성과를 측정하여 향후 한국형 헤지펀드의 성공가능성을 가늠하고자 한다. 이를 위해 우선 한국시장에 적합한 성과측정 모형을 개발하고 이를 근거로 헤지펀드 시장 전체에 대한, 또는 개별 펀드에 대한 성과를 측정한다. 또한 현금흐름이 성과에 미치는 영향을 분석함으로써 성과와 현금흐름간의 관련성도 추론한다.

헤지펀드의 경우 투자대상이나 투자기법 등이 워낙 다양하여 범용적인 성과평가 모형을 도출하기가 쉽지 않다. 외국문헌에서도 일반적으로 광범위하게 활용하는 모형이 존재하기는 하지만 이 모형도 결국 각 투자기법에 대한 성과평가 모형의 통합형태라고 할 수 있다. 이에 따라 성과측정 모형은 헤지펀드 연구의 주요과제로 최근까지도 연구가 진행되고 있으며 투자지역, 투자전략에 따라 새로운 평가모형이 속속 개발되고 있다. 더구나 한국형 헤지펀드의 경우 수익률 등 각종 펀드 정보가 공식적으로 공시되고 있지 않아 성과평가 모형 개발은 더욱 어려운 과제라고 할 수 있다. 현재 헤지펀드 수익률은 언론사에서 헤지펀드들에 대해 개별적으로 자료를 수집하여 공시하고 있는 수준이며 순자산가치(NAV)의 증가분을 계산한 단순수익률을 알려주고 있다. 또한 검증된 벤치마크가 없다보니 KOSPI나 공모형 주식형펀드의 수익률과의 단순 비교를 통해 헤지펀드의 성과를 평가하고 있는 실정이다.

따라서 본 연구에서는 진정한 의미의 수익률인 벤치마크 대비 초과수익률을 산출하기 위해 한국형 헤지펀드에 적합한 성과측정 모형을 개발한다. 연구에서는 Fama French(1993)의 위험요인(factor)계열과 Fung and Hsieh(2004)의 운용자산스타일(ABS:asset based style)계열, 그리고 한국적상황 반영 계열로 구분하여 총 14개의 성과평가 모형에 대해 적합성 분석을 실시한다. Fama French 위험요인 계열은 전통적인 자산의 위험요인으로 알려지고 있는 변수들을 조합한 모형이고 Fung and Hsieh의 운용자산스타일 계열은 헤지펀드 투자전략에 따른 위험요인으로 활용되고 있는 변수들을 조합한 모형이다. 또한 한국적상황 반영 계열은 앞의 위험요인 계열과 운용자산 스타일 계열에서 활용되었던 변수에 대해 기존 국내 문헌연구를 토대로 한국적 상황에 적합하도록 변수를 수정해 개발된 모형이다. 위험요인 계열로는 롱숏전문요인(LS), Fama French 3요인(FF3) Fama Frech 3요인의 한국판(FF3_K), Carhart(1997)의 4요인(Carhart), 그리고 Fama French 5요인(FF5) 등 5가지모형이 있다. 운용자산스타일 계열로는 Fung and Hsieh(2004)의 7요인모형(FH7), Fung and Hsieh 7요인 모형의 파생상품판(FH7_F), Avramov et al.(2011)의 경제적요인(AVR), Park(2014)의 6요인(Park), Abugri and Dutta(2010)의 신흥시장 요인(AD), Abugri and Dutta의 한국판(AD_K), 그리고 선물지표활용(Future)등 총 7가지 모형이 있다. 한국적상황 반영 계열은 기존 연구를 토대로 헤지펀드 수익률을 설명할 수 있을만한 후보변수를 24가지 추출, 전체에 대한 단계적 회귀분석을 통해 도출된 한국형 7요인모형(한국 7)과 후보변수들을 동일한 성격별로 재분류하여 하부변수별로 단계적회귀분석을 실시한 한국형 8요인모형(한국 8)등 2가지 모형이 있다.

성과평가 모형이 도출되면 이를 활용하여 한국형 헤지펀드에 대한 성과평가를 실시한다. 성과측정은 시장전체와 개별펀드별로 구분하여 이루어진다. 시장전체의 성과평가를 위해 활용되는 월별 수익률은 펀드들의 동일가중치(equal weighted)를 통한 포트폴리오와 규모가중치(value weighted)를 통한 포트폴리오로 구분하여 계산된다. 표본기간을 통합하여 검증을 실시할 뿐만 아니라 연도별로 구분하여서도 성과를 측정한다. 이를 위해 월별로 헤지펀드 수익률을 집단화(cluster) 하여 회귀분석을 실시한다. 또한 개별펀드별로도 성과측정을 실시한다. 통계적으로 유의한 양의 초과수익률을 시현하는 펀드의 비율을 산출함으로써 개별펀드 측면에서의 한국형 헤지펀드의 성과를 분석한다. 이와 함께 펀드를 자산운용사별로도 구분, 이에 대한 성과평가도 실시한다. 이를 통해 자산운용사별로 실제로 운용성과의 차이가 발생하는지를 알아본다.

다음으로 펀드성과와 현금흐름간의 관련성에 대해 살펴본다. 헤지펀드의 성과와 현금흐름간의 관계는 성과에 따른 현금흐름과, 현금흐름에 따른 성과가 다소 상이한 결과를 도출하는 것으로 알려져 있다. 즉 성과가 좋은 경우 현금유입이 많아진다는 것은 공통된 연구결과인 반면 현금유입에 따른 성과에 대해서는 성과가 개선된다는 주장과 악화된다는 주장이 상반되게 존재한다. 한국형 헤지펀드의 경우에는 어떤 관계가 성립되는지 살펴본다.

이 밖에 헤지펀드 성과의 영향을 미치는 요인에 대해 살펴보아야 하지만 자료제약상 이는 다음 연구주제로 넘기기로 한다. 즉 헤지펀드는 보유하고 있는 고유의 특성에 따라 성과가 상당히 좌우되는 것으로 알려지고 있다. 이는 헤지펀드가 뮤추얼펀드와 구별되는 독특한 특징으로 펀드 설정 및 환매와 관련하여 다양한 조항들이 존재한다. 예를 들어 펀드 설정과 관련해서 최소투자자금(minimum investment amount)의 제한이 있으며 환매와 관련해서는 환매금지기간(lockup period)이나 환매소요기간(redemption notice period), 배당소요기간(payout period) 등 자금의 유출입을 제한하는 조항들이 다수 존재한다. 또한 펀드매니저의 보수와 관련해서도 성과보수(incentive fee), 목표수익률(hurdle rate), 고수위조항(highwater mark)등의 조건도 펀드별로 상이하다. 하지만 현재 한국형 헤지펀드의 경우 사모펀드로써 펀드의 성과나 특징을 공식적으로 집계하는 곳이 없으며 이에 따라 본 연구에서도 수익률 자료만을 제공받아 연구를 진행하였다. 펀드 성과에 대한 특징분석이 이루어지지 못한 것은 본 연구의 한계점이라고 할 수 있다.

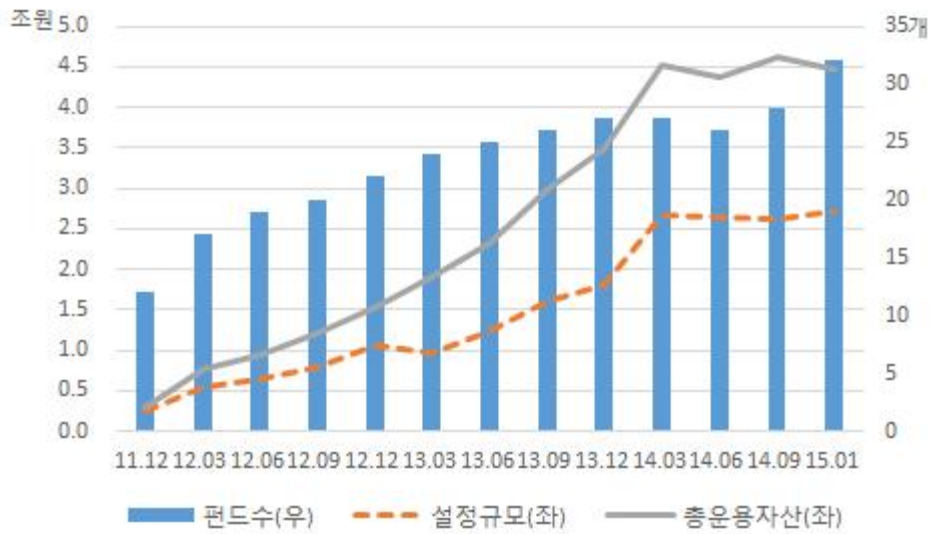
그럼에도 불구하고 본 연구의 공헌점은 지대할 것으로 예상된다. 일단 본 연구는 국내 헤지펀드에 대한 최초의 연구이다. 기본적으로 개별 헤지펀드의 수익률 자료 확보가 어렵고 출범 3년이 경과한 최근에야 비로소 관련 연구를 위한 최소한의 시계열 기간이 충족되었기 때문이다. 따라서 본 연구는 이후 진행될 다양한 주제의 한국형 헤지펀드 연구의 방향키 역할을 할 것으로 기대한다. 또한 본 연구에서 도출될 헤지펀드 성과평가 모형도 상당히 의미가 있을 것으로 판단된다. 주식이나 주식형 펀드와는 달리 헤지펀드의 경우 운용의 특수성으로 인해 특정된 벤치마크를

선정하기가 어렵다. 본 연구에서 개발될 한국형 헤지펀드 성과평가 모형은 향후 발표될 헤지펀드 관련 논문에서 준거모형으로 빈번하게 사용할 것으로 예상되며 실무에서도 앞으로 헤지펀드 성과 발표 시 충분히 이를 활용할 수 있을 것으로 기대된다. 무엇보다도 성과평가 모형을 통해 검증될 3년간의 헤지펀드 성과는 앞으로 연기금 등 기관투자가나 개인투자자가 대체투자 상품으로 활용 가능할 것인가에 대한 해답을 제공할 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 한국형 헤지펀드의 현황에 대해 간략히 살펴보고 3장에서는 선행연구를 기술한다. 4장에서는 자료 및 방법론에 대해 설명하며 5장에서는 연구결과를 정리한다. 6장에서는 결과와 시사점에 대해 논의한다.

II. 한국형 헤지펀드 현황

<그림 1> 한국형 헤지펀드 시장규모 및 변화추이



한국형 헤지펀드는 2011년 11월 도입이후 꾸준한 성장세를 이어왔다. 하지만 <그림 1>에서 보는 바와 같이 설정규모가 2.5조원을 돌파한 지난해 1분기 이후 정체현상을 보였으며 지난해 말에는 펀드 수가 감소하는 위기를 맞기도 하였다. 기준금리가 1%대로 접어든 올해 들어 중위험 중수익을 추구하는 투자자산에 대한 수요가 증가하면서 한국형 헤지펀드 시장은 다시 정상궤도에 진입하고 있는 것으로 판단된다. 2015년 1월말 현재 헤지펀드의 설정규모는 2.71조원이며 총운용자산은 4.48조원이다. 총 32개의 헤지펀드가 운용되고 있으며 운용사 수는 14개이다. 이에 따라 펀드당 평균 설정규모는 849억원이다. 이 같은 시장규모는 당초 예상을 크게 밑도는 것으로 운용사 및 투자자의 시장진입을 막는 규제가 주요 원인으로 지적되

고 있다[4].

금융감독원이 지난해 말 발표한 자료[5]에 따르면 2014년 11월 현재 32개 펀드 중 16개가 저평가된 증권을 매수하고 고평가된 증권을 매도하는 롱숏전략을 채택, 아직도 롱숏전략이 다수를 차지하고 있으며 금융시장 상황에 따라 다양한 투자전략을 구사하는 멀티전략이 11개로 다음을 잇고 있다. 첫 출범 시 12개 펀드 중 11개가 롱숏전략을 구사한 것과 비교하면 전략의 다양화가 진행되고 있다고 할 수 있다. 또한 헤지펀드의 차입규모는 1.7조원으로 레버리지비율은 63%를 기록하였으며 헤지펀드의 공매도 잔액은 1.3조원으로 전체 공매도시장의 15%를 차지하고 있는 것으로 조사되었다.

한국형 헤지펀드의 주요특징으로는 대형운용사로 투자가 집중되는 현상을 보이고 있다. 상위 2개 운용사의 설정규모는 1.45조원으로 전체 시장규모의 54%를 차지, 대형운용사 선호현상을 나타냈다. 또한 개인투자자의 투자비중도 꾸준히 증가, 12년말 전체 투자금액의 6%였으나 지난해 말 21%를 기록하며 법인투자자보다 높은 투자비율을 보였다. 자산운용은 주식과 채권이 65.5%로 대다수를 차지했으며 특히 이 중 해외주식은 1.7%를 기록, 국내자산에 투자가 집중되고 있다. 최근에는 스펙이나 IPO시장에 참여하는 등 투자다변화를 실시하고 있는 것으로 알려지고 있다.

III. 선행연구

헤지펀드와 관련된 국내 연구는 전무하다. 국내에서 헤지펀드가 판매된 것이 2011년 말부터이기 때문이다. 사실 그동안 헤지펀드 운용이나 투자가 원천적으로 막혀있었던 것은 아니다. 국내자산운용사들은 글로벌 운용사가 판매하고 있는 역외펀드(off shore)로 포트폴리오를 구성하는 재간접펀드(fund of hedge funds)를 통해 헤지펀드를 판매하고 있었다. 하지만 이 같은 재간접펀드는 다른 헤지펀드를 포트폴리오로 구성하기 때문에 다양한 운용전략을 직접 구사하는 진정한 의미의 헤지펀드와는 다소 거리가 있었다. 물론 이 같은 재간접펀드에 대한 연구도 전혀 없는 실정이다.

반면 해외에서는 헤지펀드에 대한 연구가 상당히 활발하다. TASS, HFR, CISDM 등 자료공급업체들이 출현하면서 관련연구가 봇물을 이루고 있다. 특히 2008년 금융위기 이후 대체투자에 대한 수요가 증가하면서 헤지펀드에 대한 관심

---

4) 금융감독원은 2012년 12월 자산운용사는 수탁고 1조원이상, 증권사는 자기자본 5천억원 이상, 투자자문사는 투자일임수탁고 2500억원 이상으로 운용사에 대한 인가조건을 완화하였다. 하지만 투자자에 대한 자격요건은 출범시와 동일, 개인투자자의 경우 아직도 최소투자자금이 5억원 이상이다. 이는 싱가포르의 8만, 홍콩의 5만 달러와 비교할 때 상당히 큰 금액이며 이 규모면 미국이나 EU에서 정의하는 전문투자자 자격에 해당하는 수준이다. 이준서(2013)에 따르면 지난 20여년간 존재한 이머징마켓 아시아 헤지펀드들의 최소투자금의 중앙값은 25만달러였다.

5) 금융감독원, 2014년 12월 18일 보도자료 “국내 헤지펀드 도입 3년 평가 및 시사점”

이 높아지고 있다.

연구주제는 성과측정 모형설정, 성과지속성, 수익률 위험요소 분석, 인센티브, 뮤추얼펀드와의 비교, 재간접펀드, 유통시장 등 매우 다양하다. 그 중 가장 활발한 연구가 진행되는 주제는 성과모형 설정과 위험요소 분석이다. Fung and Hsieh(2004)의 7요인 모형 이후 성과모형과 관련된 수많은 연구가 진행되어 왔다. 최근에 Sadka (2010)와 Kessler and Scherer (2011), Aragon (2007)은 유동성을, Bali, Brown, and Caglayan (2011)은 거시경제지표를, Jagannathan, Malakhov, and Novikov(2010)는 스타일벤치마크의 중요성을 강조했다. Avramov et al. (2011)은 Fung and Hsieh 모델에 MSCI 이머징마켓 인덱스, Fama French의 HML, Carhart의 모멘텀, 그리고 유동성 변수를 조합한 11요인 모형을 제시하기도 하였다.

헤지펀드 성과와 관련해서는 2000년대 중반까지는 대부분의 헤지펀드가 양의 절대초과수익률을 기록했으나 최근에는 그 성과가 약화되고 있는 것으로 분석되고 있다. Naik et al. (2007)은 헤지펀드에 대한 규제가 강화되고 유입되는 자금규모가 커짐에 따라 헤지펀드가 과거와 같은 수익률을 달성하지 못한다고 지적하고 있다. Fung et al. (2008) 과 Meligkotsidou and Vrontos (2008)도 헤지펀드 시장에는 구조적분기점이 존재하여 분기점 이후의 수익률이 이전보다 낮다고 밝혔다. 그럼에도 불구하고 헤지펀드 성과는 유사한 성격의 뮤추얼펀드에 비해서는 좋은 성과를 기록하는 것으로 조사되고 있다. Eling and Faust(2010)는 이머징마켓 헤지펀드와 뮤추얼펀드의 성과를 비교, 다양한 벤치마크를 사용한 결과 헤지펀드는 유의한 초과수익률을 보인반면 뮤추얼펀드는 그렇지 못하다는 연구결과를 발표했다. 또한 Griffin et al. (2011)도 헤지펀드가 IT버블기간에도 시장이 상승하기 전에 투자하고 하락하기 전에 매각하여 투자기술이 높다고 분석하였다.

성과와 현금흐름간의 관계는 성과에 따른 현금흐름과, 현금흐름에 따른 성과가 다소 상이한 결과를 도출하는 것으로 조사된다. 즉 성과가 좋은 경우 현금유입이 많아진다는 것은 공통된 연구결과인 반면 현금유입에 따른 성과에 대해서는 상반된 연구결과가 발표되었다. Fung et al. (2008), Ding et al. (2009) 등은 Berk and Green (2004)이 뮤추얼펀드 연구에서 주장한 바와 같이 규모의 경제효과로 인해 현금유입이 많아질수록 성과는 악화된다고 주장했다. 반면 Teo (2011)는 환매에 대한 제한조건이 적은 경우에는 현금유입이 많아질수록 오히려 펀드성과가 개선된다고 하였으며 Zhong (2008)은 펀드규모에 따라 두 변수간의 관계가 달라진다는 사실을 밝혀냈다. 또한 성과에 따라 현금유입은 증가하지만 유입규모에 대해서는 이견이 존재한다. Agarwal et al. (2009)은 성과가 좋을수록 더 많은 자금이 유입된다고 (convex) 주장하는 반면 Ding et al. (2009), Getmansky (2012), Goetzmann et al. (2003) 등은 자금이 체감적으로 증가(concave) 한다고 주장하였다. Baquero and Verbeek (2009)은 성과와 자금유입간에 선형적인 관계를 도출했다.

펀드매니저에 대한 인센티브와 펀드 성과와의 관계는 일반적으로 정비례하는 것으로 조사되고 있다. Ackermann, MaEnally, and Ravenscraft (1999)와 Edwards and Caglayan (2001)은 높은 인센티브를 지급하는 경우 좋은 성과가 실현된다는 사실을 밝혀냈다. 하지만 Brown et al. (1999)은 인센티브와 성과가 유의한 양의 관계를 갖는다고 보기 어렵다고 하였다.

인센티브 및 현금흐름의 제한과 펀드 성과와의 관계에 대해서는 Agarwal, Daniel,and Naik (2009)가 종합적인 분석결과를 도출하였다. 그들은 인센티브가 높고 현금흐름에 대한 제한규정이 강한 경우 헤지펀드가 좋은 성과를 보인다고 밝혔다. Bae and Yi (2013)는 인센티브와 현금흐름에 대한 제한 중 현금흐름에 대한 제한이 인센티브보다 성과에 더 큰 영향을 미친다고 주장했다. 이는 현금흐름 제한과 성과에 대한 이론적 모형을 도출한 Glode and Green (2011)을 지지하는 결과이다. Brown et al. (2008)은 헤지펀드 지배구조와 레버리지나 마진 등 자본구조가 펀드 성과에 영향을 미친다고 밝혔으며 Aragon, Liang, and Park (2014)은 역내펀드가 역외펀드에 비해 성과가 높게 나타나는 이유가 역내펀드의 현금흐름 제한규정이 더 강하기 때문이라고 주장했다.

한국형 헤지펀드가 속하는 이머징마켓의 성과와 관련해서 Abugri and Dutta(2009)는 MSCI와 JPmorgan의 인덱스를 활용해 성과 측정모형을 개발, 이머징마켓 헤지펀드 성과가 2006년 이후에나 비로소 선진국 헤지펀드 성과와 유사한 패턴을 보인다고 밝혔으며 Kotkatvuori-Ornberg et al.(2011)은 지역적으로 특화된 헤지펀드는 해당 지역의 주식시장보다 초과수익을 달성한다고 주장했다. Eling and Faust(2010)은 이머징마켓의 헤지펀드는 뮤추얼펀드보다 높은 성과를 보였다는 분석결과를 발표했으며 Park(2014)은 이머징마켓 헤지펀드 중 미국에서 운영되는 펀드가 미국이외의 국가에서 운영되는 펀드보다 운용상의 제약이 많음에도 불구하고 더 높은 초과수익률이나 위험프리미엄을 시현하지 못했다고 주장했다. Yi(2014)는 이머징마켓 헤지펀드를 지역적으로 구분, 라틴아메리카 펀드의 성과가 가장 우수하며 기간에 따라 지역적으로 펀드성과가 상이하다는 연구결과를 발표했다.

IV. 자료 및 방법론

1. 자료

기본적으로 헤지펀드 연구에 있어 가장 어려운 점이 자료확보이다. 국내나 해외 모두 헤지펀드는 사모펀드로 금융당국에 성과나 현황을 보고할 의무가 없어 공식적으로 자료를 집계하는 곳이 없다[6]. 본 연구는 금융투자협회에서 자료를 제공받았

6) 미국의 경우 대부분 TASS, HFR, CISDM 등 헤지펀드 자료 전문공급업체에서 제공하는 데이터를 활용한다.

다. 하지만 금융투자협회에서는 헤지펀드의 설정, 해지, 그리고 월별 설정액, 순자산(NAV), 총자산, 수익률 등 가장 기본적인 자료만을 수집, 최소투자자금, 개방형여부, 운용수수료, 성과보수, 최소보상수익률, 고수위조항, 환매금지기간, 그리고 환매소요기간 등 헤지펀드의 특성변수들을 확보하지 못하였다.

총 표본 수는 46개로 생존펀드 32개, 청산펀드 14개이다. 운용사는 총 21개사이며 현재 운용사는 14개사이다. 표본기간은 2012년1월부터 2014년12월까지 3년이다. 물론 클래스펀드는 제외하였고 여러 개의 자펀드가 있는 경우에도 실질적인 운용펀드만을 포함시켰다. 수익률 및 현금흐름과 관련해서는 뒤채움편의(backfill bias)를 최소화하기 위해서는 설정 당월과 익월의 수익률은 제외시켰다[7]. 또한 청산과 관련해서도 청산전월의 수익률을 제외시켰다. 다만 비정상적인 수익률을 보였거나 현금유출입이 발생한 경우에는 표본에서 제외시켰다.

<표 1>은 연도별 월수익률 현황을 보여주고 있다. 3년 동안 판매된 모든 헤지펀드의 수익률은 월 0.35%를 기록, 년 환산 시 4%를 초과하였다. 특히 시간이 경과할수록 수익률이 향상되어 헤지펀드가 수익률 측면에서 정상궤도에 진입했다고 평가할 수 있다. 즉 2012년에는 마이너스 수익률을 기록하였으나 2013년에는 0.44%, 지난해에는 0.53%의 월 평균 수익률을 시현했다. 특히 지난해의 경우 KOSPI 수익률이 마이너스를 기록한 점을 감안한다면 상대적으로 상당히 높은 수익률을 보였다고 할 수 있다. 중앙값도 평균값과 크게 다르지 않았다.

<표 1> 연도별 월수익률 현황 (단위:%)

	N	평균	표준편차	최소값	1분위	중앙값	3분위	최대값
2012	207	-0.05	1.54	-5.67	-0.76	0.09	0.73	5.22
2013	288	0.44	1.79	-7.87	-0.43	0.42	1.20	7.81
2014	319	0.53	2.22	-15.26	-0.28	0.45	1.42	9.24
합계	814	0.35	1.92	-15.26	-0.48	0.36	1.14	9.24

헤지펀드 관련 자료이외에 모형설정에 활용된 변수 자료들은 FnGuide, KIS-Value, Datastream, 한국거래소 등 다양한 리소스를 활용했다. 즉 시장수익률(MKT), 주식회전율(Turn) 등 주식관련 변수, 3년/10년만기 국채수익률, 신용등급 AA와 BBB-인 3년만기 회사채 수익률, 국민주택채권 5년물 타입1 수익률, 통안증권 1년물 수익률 등 채권관련 변수, 그리고 원달러현물지수(FX_idx), 원자재현물지수(Com_idx) 등 현물지수 등은 FnGuide로부터 자료를 직접 추출했으며 규모위험요인(SMB), 가치위험요인(HML), 모멘텀요인(MOM), 금리추세추종(TF_irs_t), 환율추세추종(TF_fx_t), 원자재추세추종(TF_com_t)등 추세추종요인 등은 FnGuide 자료

7) 헤지펀드의 경우 성과가 일정 수준 이상으로 시현된 이후부터 성과를 공표하는 경향이 높아 공표시작 이후 일정기간의 수익률은 고려하지 않는 것이 일반적이다. 하지만 본 연구의 경우 표본기간이 길지 않아 2달만을 제외하였다. 더구나 한국형 헤지펀드의 경우 판매시점부터 자료를 제공하고 있어 Backfill bias 발생가능성은 낮은 것으로 판단된다.

를 가공하여 산출하였다. 또한 MSCI 이머징마켓 인덱스(MSCI_EM)와 MSCI 이머징마켓 아시아 인덱스(MSCI_EMA)등 이머징마켓 지수는 Datastream으로부터 자료를 제공받았다. 한편 VKospi와 KOSPI 200 선물지수(Kospi_F), 미달러선물지수(FX_F), 국채선물지수(IRS_F)는 한국거래소 자료를, KIS종합채권지수는 KIS-Value 자료를 활용하였다.

2. 방법론

헤지펀드의 성과를 평가하는 모형은 존재하기 어렵다. 기본적으로 헤지펀드 자체가 절대수익률을 추구하는 자산이기 때문에 벤치마크가 있을 수 없기 때문이다. 더구나 모든 헤지펀드에 범용적으로 활용 가능한 성과평가 모형 도출은 더더욱 어려운 작업이다. 헤지펀드마다 투자전략과 투자자산, 그리고 투자지역이 워낙 다양하여 위험요인이 상이하기 때문이다. 따라서 각 지역이나 펀드 목적에 맞는 개별적인 성과평가 모형을 산출하기도 한다. 본 연구에서는 한국형 헤지펀드에 적합한, 한국적 상황을 가장 잘 반영할 수 있는 성과평가 모형을 도출하고자 한다. 이를 위해 일단 세가지 계열의 모형을 활용한다. 즉 기존 성과평가 모형 중 Fama French(1993)의 위험요인(risk factor)계열과 Fung and Hsieh(2004)의 운용자산 스타일(ABS:asset based style)계열, 그리고 후보변수들의 조합을 통한 한국적 상황 반영계열이다.

(1) 위험요인(risk factor) 계열

위험요인 계열은 총 5가지 모형으로 롱숏전문요인(LS), Fama French 3요인(FF3) Fama Frech 3요인의 한국판(FF3_K), Carhart(1997)의 4요인(Carhart), 그리고 Fama French 5요인(FF5) 등이다. 먼저 롱숏전문요인(LS) 모형은 Fung and Hsieh(2004)가 7요인 모형을 개발하면서 롱숏펀드의 위험요인으로 활용하였던 변수들이다. 이들은 이 변수들이 롱숏 헤지펀드 수익률의 77%를 설명한다고 주장했다. 일반적으로 롱숏펀드는 주식에 일부를 투자하되 소규모주식은 롱을, 대규모주식은 숏포지션을 취하는 것으로 알려져있다. 따라서 LS모형은 다음 식(1)과 같이 정의된다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \epsilon_t \qquad (1)$$

여기서 MKT_t는 시장초과수익률, SMB_t는 Fama and French 3요인 중 규모위험요인을 의미한다.

다음으로는 Fama and French(1993)의 3요인 모형(FF3)이다. 잘 알려진 바와

같이 FF3는 미국주식시장 뿐아니라 전 세계 많은 주식시장에서 주식 수익률을 설명하는 위험요인으로 널리 활용되고 있는 모형이다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \epsilon_t \quad (2)$$

본 연구에서는 FF3의 한국판 모형도 활용한다. 한국시장에서 FF3모형의 유용성에 대한 연구는 많이 진행되었으며 시기에 따라, 코스닥 포함여부에 따라 결과는 상이하게 도출되고 있다. 윤상용외(2009)는 한국시장에서 규모(SMB)요인은 유의한 결과를 보이지만 가치(HML)요인은 유의성을 보이지 않는다고 밝히면서 가치모형대신 회전율(Turn)요인이 더 의미가 있다고 주장했다. 따라서 FF3의 한국판 모형(FF3_K)은 가치요인을 회전율요인으로 교체하여 다음 식 (3)과 같이 정의된다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 Turn_t + \epsilon_t \quad (3)$$

FF3와 함께 모멘텀(MOM) 요인을 추가한 Carhart (1997) 4요인 모형도 자산수익률 설명모형으로 널리 활용되고 있어 본모형(Carhart)도 위험요인 모형에 포함시켰다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 MOM_t + \epsilon_t \quad (4)$$

이와 함께 Fama and French 5요인 모형(FF5)에 대해서도 검증을 실시했다. 이는 헤지펀드가 주식에만 투자하는 것이 아니고 채권에도 함께 투자하므로 주식과 채권의 위험요인을 모두 포함하는 모형도 의미가 있을 것이라는 판단에서 포함시켰다. 더구나 Kim et al. (2012)은 한국의 주식시장을 설명하기 위해 그동안 검증되었던 다양한 자산가격결정모형을 적용한 결과 다음 식 (5)와 같은 FF5 모형의 설명력이 가장 높게 나타났다고 주장했다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \beta_4 Term_t + \beta_5 DEF_t + \epsilon_t \quad (5)$$

여기서 $Term_t$은 기간구조위험요소로 Kim et al. (2012)에서와 마찬가지로 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감하여 계산했다. 또한 DEF_t는 부도위험요인으로 AA등급의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감하여 산출했다.

(2) 운용자산스타일(ABS)계열

운용자산스타일 계열은 기본적으로 헤지펀드가 투자하는 자산을 대상으로 위험요인을 도출하는 방식이다. 헤지펀드 위험조정수익률 산출 시 가장 일반적으로 활용되는 것은 Fung and Hsieh (2004)의 7요인 모형으로 식(6)과 같다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 TB10_t + \beta_4 Spread_t + \beta_5 TF_irs_t + \beta_6 TF_fx_t + \beta_7 TF_com_t + \epsilon_t \quad (6)$$

여기서 r_t는 펀드 i의 t기간의 무위험자산 초과 수익률을 의미한다. MKT_t과 SMB_t는 주식관련 위험요소로 MKT_t는 시장초과수익률(Kospi-rf)을, SMB_t는 규모위험요인으로 직접 산출했다. $TB10_t$과 $Spread_t$는 채권관련 위험요소로 $TB10_t$은 10년만기 국채 수익률의 월별변화율을, $Spread_t$은 회사채 BBB- 수익률에서 10년만기 국채수익률을 차감한 것의 월별변화율로 계산된다. TF_irs_t, TF_fx_t, TF_com_t은 추세추종(trend following) 위험요소로 TF_irs_t는 금리추세추종요인을, TF_fx_t은 환율추세추종요인을, TF_com_t는 원자재추세추종요인을 각각 나타낸다. 이들은 각각 금리와 통화, 그리고 원자재에 대한 룩백스트래들(lookback straddle) 포트폴리오의 수익률을 나타낸다.

Fung and Hsieh(2001)는 이들 수익률 산출방식을 자세히 설명하고 있으며 결국 이들 룩백스트래들은 표준스트래들의 설정과 해지까지 기초자산 변동에 의해 결정되는 해당 옵션의 일별 최대값과 최소값의 차이만큼을 지불하는 것과 동일한 수익구조를 갖게 된다. 국내의 경우 금리, 통화, 원자재옵션 시장이 존재하지 않음에 따라 금리, 통화, 원자재선물 프리미엄의 이전 3개월간 가격의 최대값과 최소값의 차이를 통해 본 시리즈를 산출했다. 채권, 통화, 원자재는 각각 국고채3년 선물, 원달러 선물, 금 선물의 가장 최근월물을 활용했다. 예컨대 원달러선물의 경우 만기가 매달 있으므로 2012년 12월의 TF_fx_t는 2013년 1월물의 2012년 10월1일부터 2012년 12월31일까지의 일별 최대값에서 최소값을 차감한 금액이 된다. 원달러 선물과 금선물은 만기가 매달 존재하므로 매달 다른 선물의 3개월간 프리미엄 차이를 통해, 금리선물은 만기가 분기별로 존재하므로 분기별로 다른 선물의 3개월간 프리미엄 차이를 통해 추세추종변수 값이 결정되는 것이다.

FH7 모형에 있어 가장 큰 단점은 추세추종변수의 무의미성이다. 일반적으로 헤지펀드 매니저들은 체계적위험이 없는 옵션성격(option-like)의 수익률을 창출할 수 있는 동적매매전략을 활용하는 것으로 알려져 있다. 즉 옵션매수자와 같이 시장의 변동성이 클 때 수익을 창출하는 전략을 구사하는 것이다. 이 같은 수익구조는 추세추종(trend following)전략을 통해 실현가능한 것으로 조사되고 있다. 실제로 추세추종 헤지펀드들은 전통적인 자산과 낮은 상관관계를 유지하면서 옵션성격의 수

익률을 시현하고 있다. Fung and Hsieh (2001)는 헤지펀드 수익률을 설명하기 위해서는 이 같은 추세추종변수를 포함시켜야 한다고 주장, 금리, 환율, 원자재등 기타자산 위주의 3종류 추세추종 변수를 개발한 것이다. 하지만 이후의 많은 연구에서 추세추종변수가 별로 유의하지 않다는 연구결과가 발표되고 있다. 통계적으로 유의하더라도 한 변수정도이고 경제적 의미가 퇴색된 경우도 많아 이들 변수에 대해 회의적인 시각이 많다. 따라서 본 연구에서는 추세추종대신 금리와 통화, 그리고 금등 기타자산의 직접적인 선물값을 활용한 FH7_F 모형을 설정해 성과평가 모형으로서 검증을 실시한다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 TB10_t + \beta_4 Spread_t + \beta_5 IRS_F_t + \beta_6 FX_F_t + \beta_7 Gold_F_t + \epsilon_t \quad (7)$$

본 연구에서는 또한 FH7요인 모형 이후 가장 설명력 좋은 모형으로 각광받고 있는 Avramov et al. (2011) 모형(AVR)에 대한 검증도 실시한다. 이들은 FH의 7요인에 VIX와 부도위험요소를 포함하는 9요인모형을 제시했다. VIX는 S&P 500지수 옵션 변동성에 대한 투자기대지수를 가리키는 것으로 국내에서 이에 해당하는 VKospi지수를 활용해 다음과 같은 식(8)을 도출한다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 TB10_t + \beta_4 Spread_t + \beta_5 TF_irs_t + \beta_6 TF_fx_t + \beta_7 TF_com_t + \beta_7 VKospi_t + \beta_9 DEF_t + \epsilon_t \quad (8)$$

한편 Park(2014)과 Abugri and Dutta(2009)는 이머징마켓 헤지펀드의 수익률 측정을 위해 별도의 모형을 개발했다. Park은 헤지펀드 수익률의 경우 자기상관관계가 높으므로 시장수익률에 대해서도 1시차변수($MKT1_t$)와 2시차변수($MKT2_t$)를 활용해야 한다고 주장, Fung and Hsieh 7요인 모형 중 추세추종변수를 제외하고 시차변수를 포함하는 다음 식 (9)를 제시했다.(Park)

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 TB10_t + \beta_4 Spread_t + \beta_5 MKT1_t + \beta_6 MKT2_t + \epsilon_t \quad (9)$$

Abugri and Dutta(2009)는 이머징마켓 헤지펀드 성과측정 모형으로 이머징마켓 인덱스를 활용하였는데 3개의 주식관련 인덱스와 1개의 채권인덱스, 그리고 금리, 원자재, 통화 등 기타자산 인덱스를 사용했다. 본 연구에서는 주식인덱스로 MSCI emerging market($MSCI_EM_t$)과 MSCI emerging market asia인덱스를 ($MSCI_EM_t$), 채권인덱스로는 국내채권인덱스 중 가장 많이 활용되고 있는 KIS채권인덱스를, 그리고 환율인덱스(FX_idx_t)와 원자재인덱스(Com_idx_t)를 활용해서

다음 식(10)과 같은 AD모형을 도출했다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MSCI_EM_t + \beta_2 MSCI_EMA_t + \beta_3 BOND_KIS_t + \beta_4 FX_idx_t + \beta_5 Com_idx_t + \epsilon_t \quad (10)$$

본 논문은 AD모형의 한국판(AD_K)인 식 (11)도 검증했다. 즉 이 식에서는 MSCI 주식 인덱스 대신 KOSPI수익률(MKT_t)을 활용했다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 BOND_KIS_t + \beta_3 FX_idx + \beta_4 Com_idx_t + \epsilon_t \quad (11)$$

마지막으로 현물이 아닌 선물지수만을 활용(Future)해서도 한국형 헤지펀드의 성과측정모형을 검증하였다. 즉 코스피선물($Kosfi_F_t$), VKospi, 금리선물(IRS_F_t), 환율선물(FX_F_t), 금선물($Gold_F_t$) 등을 활용하였다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 Kospi_F_t + \beta_2 Vkospi_t + \beta_3 IRS_F_t + \beta_4 FX_F_t + \beta_5 Gold_F_t + \epsilon_t \quad (12)$$

(3) 단계적 회귀분석을 통한 한국적 상황 반영계열

앞에서도 지적한 바와 같이 헤지펀드는 투자지역이 상이한 경우 성과평가모형도 수정되어야 할 필요성이 농후하다. 따라서 기존 해외 헤지펀드 성과에 활용되는 모형이 한국적 상황에 적합하지 않을 가능성이 상당히 높다. 따라서 본 연구에서는 한국형 헤지펀드에 대해 국내 금융시장 환경을 감안한, 한국적 상황에 적합한 성과평가 모형을 도출해 본다. 모형은 두 가지 방법을 활용하여 개발되었다. 일단 위험요인계열과 운용자산스타일 계열에서 유의한 변수로 도출된 23개 후보변수들을 모두 통합하여 단계적 회귀분석을 실시하였다[8]. 그 결과 다음 식 (13)과 같은 한국형 7요인모형 (한국7)을 도출하였다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 MOM_t + \beta_4 TERM_t + \beta_5 DFT_t + \beta_6 TF_fx_t + \beta_7 Com_idx_t + \epsilon_t \quad (13)$$

여기서 MKT_t는 시장초과수익률(Kospi-rf), SMB_t는 규모요인, MOM_t은 모멘텀요인, $Term_t$은 기간구조위험요인, DEF_t는 부도위험요인, TF_fx_t은 환율추세추종요인, Com_idx_t은 원자재인덱스를 각각 나타낸다.

8) 단계적 회귀분석 시 모형에 포함될 변수의 유의수준과 모형에 유지시킬 변수의 유의수준은 모두 20% 수준으로 지정하였다.

또한 23개 후보변수들과 시장수익률의 2개 시차변수 등 총 25개 변수들에 대해 동일한 성격별로 재분류하여 하부변수별로 단계적 회귀분석도 실시했다. 즉 주식관련, 채권관련, 추세추종, 선물, 기타자산 인덱스, 시차변수 등으로 구분하여 해당 군별 회귀분석을 통해 유의한 변수로 도출된 변수만을 대상으로 2차 단계적 회귀분석을 실시했다. 이 같은 과정을 거쳐 다음 식 (14)와 같은 한국형 8요인 모형(한국 8)를 도출하였다.

$$r_t - r_f = \alpha + \beta_1 MKT_t + \beta_2 SMB_t + \beta_3 MOM_t + \beta_4 TERM_t + \beta_5 DFT_t + \beta_6 IRS_F_t + \beta_7 Com_idx_t + \beta_8 MKT1_t + \epsilon_t \quad (14)$$

여기서 MKT_t는 시장초과수익률(Kospi-rf), SMB_t는 규모요인, MOM_t은 모멘텀요인, $Term_t$은 기간구조위험요인, DEF_t는 부도위험요인, IRS_F_t는 금리선물, Com_idx_t은 원자재인덱스, $MKT1_t$은 시장수익률 1시차변수를 각각 나타낸다. 한국형 7요인 모형과의 차이점은 환율추세추종변수가 제외되고 대신 금리선물과 시장수익률 시차변수가 추가되었다.

결과적으로 한국형 7요인 모형과 8요인 모형은 주식관련, 채권관련, 그리고 환율, 금리, 원자재 변수 등 수익률 위험요인으로 고려할만한 대상들을 모두 포함하고 있어 종합모형 형태가 되었다고 할 수 있다. 또한 추세추종이나 선물, 기타자산 인덱스, 시차변수들도 하나씩 포함하고 있어 수익률에 영향을 줄 만한 변수들의 과거뿐아니라 현재 미래값도 모두 반영하고 있다고 할 수 있다.

(4) 성과와 현금흐름과의 관계

헤지펀드 성과와 현금흐름과의 관계는 성과가 현금흐름 유출입에 미치는 영향과 반대로 현금흐름 유출입이 성과에 미치는 영향으로 나누어 살펴본다. 먼저 펀드의 현금흐름은 다음 식 (15)를 통해 산출된다.

$$Flow_{i,t} = \frac{[TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1 + r_{i,t})]}{TNA_{i,t-1}} \quad (15)$$

여기서 $TNA_{i,t-1}$는 펀드 i의 t-1기의 총운용자산을, $r_{i,t}$는 펀드 i의 t기 수익률을 의미한다.

성과에 따른 현금흐름과 관련하여 선행연구에 따르면 헤지펀드 성과가 좋으면 현금유입이 증가하는 것으로 알려지고 있다. 이는 과거 성과가 좋은 펀드가 미래에도 높은 수익률을 창출한다는 모멘텀(momentum)효과와 명성(reputation)효과 때문으로 분석되고 있다. 하지만 성과에 따른 현금유입의 규모에 대해서는 이견이 존재한다. 성과가 높을수록 더 많은 현금이 유입된다는 의견(convex)과 체감적으로 증

가한다는 의견(concave)이 팽팽히 맞서고 있다. 이에 따라 성과에 대한 이 같은 비선형적 현금증가 현상을 파악하기 위해 상대적성과를 활용해 현금흐름과의 관계를 살펴본다. 식(16)은 절대적 수익에 대한 현금흐름, 식(17)은 상대적 수익에 대한 현금흐름의 변화를 나타낸다.

$$Flow_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 r_{i.t-1} + \beta_2 Flow_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i.t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (16)$$

$$Flow_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 PerfRank^j_{i,t-1} + \beta_2 Flow_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (17)$$

여기서 $PerfRank^j_{i,t-1}$는 *t-1*기의 성과를 5분위로 나누어 0부터 1까지 상대적성과를 나타낸다. 예컨데 펀드 i의 수익률이 *t-1*기에 10개의 펀드 중 1위(5위)를 차지했다면 그 펀드의 $PerfRank^j_{i,t-1}$ 수치는 1(0.6)이 된다. 기간은 월단위이다. 또한 $Size_{i,t-1}$는 통제변수로 펀드 i의 로그화한 월별운용자산(AUM)을 나타낸다.

현금유입에 대한 펀드성과에 대해서는 선행연구에서 일반적으로 규모의 경제효과로 인해 현금유입이 많아질수록 성과가 악화되는 것으로 조사되고 있다. 헤지펀드의 경우는 뮤추얼펀드에 비해 악화정도가 적고 일부 연구에서는 현금유입이 성과에 별 영향을 미치지 않는다는 결과도 발표되고 있다. 이는 식 (18)을 통해 살펴본다.

$$r_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Flow_{i,t-1} + \beta_2 r_{i,t-1} + \beta_3 Size_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (18)$$

여기서 $Flow_{i,t-1}$는 펀드 i의 t-1기의 현금유출입, $r_{i,t}$는 펀드 i의 t기 수익률을 의미한다. 또한 $Size_{i,t-1}$는 통제변수로 펀드 i의 로그화한 월별운용자산(AUM)을 나타낸다. 이 식을 통해 현금흐름에 대한 수익률의 변화뿐 아니라 월간 수익률의 성과지속성도 파악할 수 있다.

수익률 및 위험요인의 기초통계량은 <표 2>에 정리되어 있다. 수익률의 경우 규모가중치(VW)가 월 0.61%로 동일가중치(EW)의 0.32%보다 훨씬 높았다. 두 수익률 모두 시장수익률 0.18%보다 높았다. 특히 중앙값의 경우 규모가중치(VW)는 0.49%로 동일가중치(EW)의 0.11%에 비해 무려 다섯배 가까이 높게 나타났다. Fung and Hsieh의 7요인 중 TB10과 Spread는 Fung and Hsieh(2004)와 같이 음의 수익률을 보인 반면 TF_irs, TF_fx, TF-com 등 추세추종요인은 양의 수익률로 상이함을 보였다. 환율의 경우 인덱스나 선물 모두 음의 수익률을 기록했으며 금리선물은 양, 원자재인덱스는 음의 수익률을 보였다. 변수들의 자기상관은 대부분 존재하지 않는 것으로 밝혀졌다. 다만 Getmansky(2004)나 Bollen and Pool(2008)에서 밝혔듯이 수익률 부분에서는 자기상관관계가 어느정도 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 상관정도가 그다지 높지 않고 Park(2015)에서 밝힌 바와

같이 이머징마켓 헤지펀드의 경우 심각한 상관관계를 보이는 펀드가 5% 미만으로 다른 종류의 헤지펀드에 비해 상대적으로 낮아 이에 대한 수정작업을 실시하지 않았다. 대신 성과평가 모형 선정 시 시장수익률에 대한 시차변수를 포함시켜 자기상관관계 통제를 시도하였다. 정규성과 관련해서는 대부분의 변수에서 정규성을 시현했다.

<표 2> 수익률 및 위험요인의 기초통계량 (단위:%)

표에서 EW는 헤지펀드의 월별 동일가중치 수익률, VW는 헤지펀드의 월별 규모가중치 수익률, MKT는 Kospi 수익률, SMB는 규모요인, HML은 가치요인, MOM은 모멘텀요인, Turn은 주식회전율, TB10는 국고채 10년 수익률의 월별변화율, Spread는 신용등급 BBB- 회사채 3년물 수익률에서 10년만기 국채수익률을 차감한 숫자의 월별변화율, Term은 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감, DEF는 신용등급 AA의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감한 수익률을 나타낸다. TF_Irs, TF_fx, TF_com은 각각 금리, 환율, 원자재추세추종변수이며 Bond_KIS는 KIS 채권종합지수, FX_idx, Com_idx는 원달러현물지수, 원자재현물지수를 의미한다. VKospi는 Kospi 200 변동성지수, FX_F는 미달러선물지수, IRS_F는 국채선물지수, MSCI_EM는 MSCI 이머징마켓 인덱스, MSCI_EMA는 MSCI 이머징마켓 아시아 인덱스를 나타낸다.

	평균	표준편차	왜도	첨도	최소	1분위	중앙치	3분위	최대	자기상관	정규성
EW	0.32	0.75	0.52	-0.72	-0.76	-0.28	0.11	0.89	1.90	0.35	0.94
VW	0.61	1.03	0.69	0.37	-1.02	-0.16	0.49	1.30	3.43	0.37	0.96
MKT	0.18	3.07	-0.32	0.37	-6.99	-1.70	0.61	1.95	7.12	-0.06	0.98
SMB	2.68	10.61	0.29	-1.02	-14.55	-7.14	3.07	11.24	23.97	0.04	0.95
HML	1.86	3.93	0.28	-0.04	-5.11	-1.18	1.96	4.54	11.80	0.12	0.98
MOM	1.35	7.66	-0.27	0.67	-16.16	-2.93	2.68	5.40	20.81	0.09	0.96
TURN	21.16	7.01	1.10	1.20	12.24	16.29	19.90	25.81	42.17	0.66	0.91
TB10	-0.03	0.15	0.15	1.95	-0.48	-0.12	-0.04	0.03	0.35	0.34	0.94
Spread	-0.02	0.08	-0.82	1.36	-0.25	-0.06	0.00	0.03	0.13	0.04	0.95
Term	0.42	0.20	0.46	-0.90	0.11	0.30	0.36	0.62	0.84	0.89	0.94
Def	0.49	0.13	0.06	-0.29	0.22	0.40	0.48	0.57	0.78	0.84	0.99
TF_irs	7.66	36.74	0.54	0.13	-63.51	-16.93	0.52	25.74	95.71	0.01	0.96
TF_fx	7.50	40.40	1.10	1.26	-54.39	-15.77	-0.50	24.96	117.95	-0.04	0.92
TF_com	1.59	34.18	1.80	5.87	-59.50	-20.01	-1.67	15.04	135.40	-0.36	0.86
Bond_KIS	0.17	0.21	0.24	3.11	-0.33	0.09	0.17	0.30	0.86	0.28	0.92
FX_idx	-0.11	1.94	0.70	0.01	-3.18	-1.30	-0.48	1.27	4.45	0.00	0.94
Com_idx	-0.78	4.00	-0.37	0.24	-11.29	-3.42	-0.61	2.37	7.52	0.09	0.98
VKOSPI	-0.62	4.19	0.41	-0.27	-7.26	-3.68	-1.00	2.29	9.49	-0.34	0.97
Kospi_F	0.13	3.62	-0.28	0.21	-8.34	-2.44	0.42	2.17	8.24	-0.13	0.99
FX_F	-0.28	1.97	0.70	0.02	-3.33	-1.50	-0.66	1.12	4.34	-0.01	0.94
IRS_F	0.14	0.38	-0.05	2.00	-0.92	-0.05	0.09	0.38	1.23	0.19	0.97
MSCI_EM	0.21	4.42	-0.29	1.04	-11.67	-1.72	0.60	3.06	11.24	0.08	0.98
MSCI_EMA	0.60	3.87	-0.22	1.35	-9.84	-1.22	0.90	2.80	10.53	0.06	0.97

V. 연구결과

1. 단순회귀 분석

성과평가 모형을 위한 다중회귀 분석에 앞서 헤지펀드 수익률에 대한 23개 변수들의 단순회귀 분석을 실시하였고 그 결과는 <표 3>에 정리되어 있다. 예상과는 달리 헤지펀드 수익률과 통계적으로 유의한 관계를 보이는 변수는 극히 일부에 지나지 않았다. 월별 동일가중치(EW) 수익률을 종속변수로 활용한 경우 규모(SMB)변수와 부도위험(DEF)변수만이 5%내에서 유의한 결과를 보였다. 즉 규모가 작을수록, 금융시장이 안정되어 신용도가 불량한 채권과 우수한 채권의 금리차이가 줄어들수록 헤지펀드 수익률은 높게 나타나는 것으로 밝혀졌다. 월별 규모가중치(VW)를 종속변수로 적용한 경우에는 환율추세추종(TF_fx)변수만이 수익률과 음의 관계를 보였다.

특히 주식시장 수익률변수나 채권시장 수익률변수가 헤지펀드 수익률과 유의한 관계가 나타나지 않은 것은 상당히 의외의 결과로 생각된다. 물론 헤지펀드가 절대수익률을 추구함에 따라 특정변수와 유의한 관계를 보이는 것이 오히려 비정상적이라고 할 수 있겠으나 외국 선행연구에서는 최소한 주식시장 변수들과는 유의한 관계를 보이기 때문이다. 이는 한국형 헤지펀드의 경우 아직 뚜렷한 투자처나 투자패턴이 존재하지 않아 특정한 변수가 위험요인으로서 역할을 하지 못하기 때문으로 풀이된다.

<표 3> 헤지펀드 수익률에 대한 위험요인 변수들의 단순회귀분석 결과

표는 헤지펀드의 월별 동일가중치 수익률(EW) 및 월별 규모가중치(VW)에 대한 23개 후보변수들의 단순회귀분석 결과이다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	EW		VW	
	계수	t 값	계수	t값
MKT	0.0068	0.16	0.0615	1.08
SMB	0.0291	2.58**	0.0056	0.33
HML	0.0043	0.13	0.0464	1.04
MOM	0.0247	1.49	0.0154	0.67
TURN	-0.0194	-1.06	-0.0178	-0.71
TB10	0.2792	0.33	0.7061	0.61
Spread	1.5757	0.93	1.2995	0.56
Term	-0.0353	-0.05	0.0570	0.06
Def	-2.0050	-2.14**	-1.8859	-1.43
TF_irs	-0.0023	-0.66	-0.0015	-0.31
TF_fx	-0.0019	-0.6	-0.0085	-2.05**
TF_com	0.0020	0.53	0.0033	0.63

Bond_KIS	-0.4282	-0.69	-0.7887	-0.94
FX	0.0159	0.23	-0.0195	-0.21
Gold	0.0062	0.23	-0.0097	-0.27
FX_idx	-0.0007	-0.01	-0.0447	-0.49
Com_idx	-0.0369	-1.15	-0.0300	-0.68
VKOSPI	0.0124	0.4	0.0194	0.46
Kospi_F	-0.0152	-0.42	0.0364	0.75
FX_F	-0.0025	-0.04	-0.0470	-0.52
IRS_F	-0.1723	-0.51	-0.2830	-0.61
MSCI_EM	-0.0061	-0.21	0.0269	0.67
MSCI_EMA	0.0028	0.08	0.0433	0.96

2. 성과모형 분석

위험요인 계열 5개 모형과 운용자산스타일 계열 7개 모형 등 총 12개 성과모형에 대한 회귀분석 결과는 <표 4>와 <표 5>에 정리되어 있다. 일단 동일가중치 수익률(EW)을 사용한 경우가 규모가중치 수익률(VW)를 사용한 경우보다 대부분의 모형에서 설명력이 높게 나타났다. 이는 모형에서 활용한 변수들 자체가 동일가중치를 전제로 도출되었기 때문으로 풀이된다. 예컨데 규모(SMB)나 가치(HML), 회전율(TURN), 성과지속(MOM) 변수들이 모두 동일가중치를 가정하여 산출된 수익률이다.

<표 4> 성과모형별 회귀분석 결과(동일가중치 월 평균수익률 기준)

본 표에서 LS는 롱숏전용, FF3는 Fama and French 3요인, FF3_K는 Fama and French 3요인 한국판, Carhar는 Carhart의 4요인, FF5는 Fama and French의 5요인모형을 나타낸다. 또한 FH7은 Fung and Hsieh 7요인, FH7_F는 Fung and Hsieh 7요인 모형의 파생상품판, AVR은 Avramov et al.(2011)의 9요인, Park은 Park의 6요인, AD는 Abugri and Dutta의 신흥시장 요인, AD_K는 Abugri and Dutta의 한국판, Future는 선물지표활용 모형등을 의미한다. 변수로서 MKT는 Kospi 수익률에서 무위험수익률 차감한 수익률, SMB는 규모요인, HML은 가치요인, MOM은 모멘텀요인, Turn은 주식회전율, Term은 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감, DEF는 신용등급 AA의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감한 수익률을 나타낸다. 또한 TB10는 국고채 10년 수익률의 월별변화율, Spread는 신용등급 BBB- 회사채 3년물 수익률에서 10년만기 국채수익률을 차감한 숫자의 월별변화율, TF_Irs, TF_fx, TF_com은 각각 금리, 환율, 원자재추세종변수이며 Bond_KIS는 KIS 채권종합지수, FX_idx, Com_idx는 원달러현물지수, 원자재현물지수를 의미한다. VKospi는 Kospi 200 변동성지수, FX_F는 미달러선물지수, IRS_F는 국채선물지수, MSCI_EM는 MSCI 이머징마켓 인덱스, MSCI_EMA는 MSCI 이머징마켓 아시아 인덱스를 나타낸다. MKT1와 MKT2는 MKT의 1시차, 2시차 변수이다. 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

A. 위험요인 계열

	LS	FF3	FF3_K	Carhart	FF5
Intercept	0.0000	-0.0002	0.0058	-0.0005	0.0080
	(0.00)	(-0.17)	(1.55)	(-0.34)	(1.72*)
MKT	0.0256	0.0222	0.0351	0.0371	0.0477
	(0.64)	(0.54)	(0.89)	(0.87)	(1.20)
SMB	0.0304	0.0309	0.0333	0.0282	0.0289
	(2.63**)	(2.62**)	(2.92***)	(2.38**)	(2.56**)
HML		0.0122		0.0136	0.0146
		(0.38)		(0.43)	(0.49)

TURN			-0.0279			
			(-1.63)			
MOM				0.0214		
				(1.26)		
TERM						1.4078
						(2.10**)
DEF						-2.9004
						(-2.63**)
adj R-squre	0.1743	0.1780	0.2376	0.2182		0.3383

B. 운용자산스타일 계열

	FH7	FH7_F	AVR	Park	AD	AD_K	Future
Intercept	0.0007	-0.0002	0.0102	0.0003	0.0002	0.0008	0.0014
	(0.47)	(-0.12)	(1.88*)	(0.26)	(0.11)	(0.47)	(0.93)
MKT	0.0056	0.0371	0.0421	0.0235		0.0348	
	(0.12)	(0.67)	(0.81)	(0.56)		(0.67)	
SMB	0.0310	0.0342	0.0287	0.0275			
	(2.43**)	(2.48**)	(2.30**)	(2.27**)			
TB10	0.5522	2.4542	0.9505	0.4936			
	(0.62)	(0.92)	(1.09)	(0.59)			
Spread	1.3611	1.6505	1.1535	1.4475			
	(0.74)	(0.82)	(0.64)	(0.82)			
TF_irs	-0.0005		-0.0005				
	(-0.13)		(-0.14)				
TF_fx	-0.0037		-0.0044				
	(-1.06)		(-1.3)				
TF_com	0.0004		-0.0007				
	(0.10)		(-0.17)				
IRS_F		0.7961					-0.2800
		(0.77)					(-0.73)
FX_F		0.0078					-0.0393
		(0.10)					(-0.47)
Gold_F		-0.0099					0.0226
		(-0.31)					(0.70)
VKOSPI			0.0317				0.0227
			(0.85)				(0.53)
DEF			-1.8697				
			(-1.75*)				
Mkt1				0.0604			
				(1.45)			
Mkt2				0.0210			
				(0.51)			
MSCI_EM					-0.1319		
					(-0.89)		
MSCI_EMA					0.1594		
					(1.00)		
Bond_KIS					-0.2509	-0.2720	
					(-0.39)	(-0.42)	
FX_idx					-0.0352	-0.0282	
					(-0.37)	(-0.35)	
Com_idx					-0.0392	-0.0544	
					(-0.94)	(-1.33)	
Kospi_f							-0.0226
							(-0.46)
adj R-squre	0.2271	0.2133	0.3415	0.2499	0.0681	0.0865	0.0349

월별 헤지펀드의 동일가중치(EW) 수익률을 사용한 <표 4>의 위험요인 모형에서는 FF5 모형이 33.83%의 adj-R^2로 가장 높은 설명력을 보였다. 이는 한국 주식시장 수익률의 위험요인 분석결과 Fama French의 5요인 모형이 가장 설명력이 높다는 Kim et al. (2013)의 연구결과를 지지하는 것이다. 또한 운용자산스타일 모형에서는 AVR모형이 34.15%의 adj-R^2로 가장 설명력이 높은 것으로 나타났다. AVR모형은 기존의 Fung and Hsieh 7요인 모형에 VIX과 부도위험(DEF)을 추가해 설명력을 높인 것으로 Avramov et al.(2011)이 주장한 연구결과와 일치하는 것이다.

위험요인 모형과 운용자산스타일 모형을 비교하면 대체적으로 운용자산스타일 모형의 설명력이 조금 더 높은 것으로 나타났다. 운용자산스타일 모형들은 대개 20%이상의 설명력을 보인반면 위험요인모형들은 20%내외의 설명력을 기록했다. 이는 운용자산스타일 모형들은 헤지펀드 수익률을 설명하기 위해 개발된 것으로 전통적 자산 수익률 평가모형인 위험요인 모형보다 헤지펀드 수익률 설명에 있어서는 다소 강점이 있을 것이라는 당초 예상과 일치하는 결과이다. 다만 이머징마켓 헤지펀드의 성과평가모형으로 인정받고 있는 Abugri and Dutta(2009)(AD) 계열모형의 설명력이 현저히 떨어진 것은 다소 의외로 판단된다. 이는 한국형 헤지펀드의 경우 해외투자가 2% 미만으로 대부분 국내투자가 이루어졌기 때문으로 추론된다.

개별변수들의 통계적 유의성을 살펴보면 SMB변수나 기간구조(Term), 부도위험(DEF) 등 일부 변수를 제외하고는 헤지펀드 수익률을 설명하지 못하는 것으로 밝혀졌다. 이는 외국문헌의 경우 본 연구에서 활용한 성과평가 모형에서 관련변수들이 유의한 결과를 보인 것과 거리가 있는 것으로 기존 성과평가 모형을 한국형 헤지펀드 성과 평가를 위해 활용하는 것은 부적당하다는 사실을 입증했다. 다만 SMB변수는 해당변수를 활용한 9개 모형 모두에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 한국형 헤지펀드의 경우 규모효과가 강하게 존재하는 것으로 밝혀졌다. 또한 채권수익률의 위험요인으로 알려져 있는 기간구조(Term)변수나 부도위험(DEF)변수도 활용한 FF5, AVR 모형에서도 모두 이들 변수가 유의한 것으로 나타났다. 이에 따라 FF5모형의 경우 MKT과 HML을 제외한 모든 변수가 통계적으로 유의한 것으로 조사되었다. 반면 AVR모형에서는 FH7요인 모형에서 활용된 채권관련 변수와 추세추종변수들은 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편 추세추종변수를 포함하여 선물이나 기타자산 인덱스 관련 변수들의 유의성이 현저히 떨어져 성과평가 모형 선정 시 이들 변수의 포함여부에 대해 신중히 고려할 필요성이 있음이 밝혀졌다. 외국문헌에서도 추세추종 관련 변수의 유의성에 대해 회의적인 시각이 많은 것이 사실이다. 더구나 한국형 헤지펀드의 경우 아직 옵션성격(option-like)의 투자전략이나 기타자산에 대한 투자가 거의 없는 상황이어서 이들 변수의 유의성이 더욱 떨어진 것으로 풀이된다.

<표 5> 성과모형별 회귀분석 결과(규모가중치 월 평균수익률 기준)

본 표에서 LS는 롱숏전용, FF3는 Fama and French 3요인, FF3_K는 Fama and French 3요인 한국판, Carhar는 Carhart의 4요인, FF5는 Fama and French의 5요인모형을 나타낸다. 또한 FH7은 Fung and Hsieh 7요인, FH7_F는 Fung and Hsieh 7요인 모형의 파생상품판, AVR은 Avramov et al.(2011)의 9요인, Park은 Park의 6요인, AD는 Abugri and Dutta의 신흥시장 요인, AD_K는 Abugri and Dutta의 한국판, Future는 선물지표활용 모형등을 의미한다. 변수로서 MKT는 Kospi 수익률에서 무위험수익률 차감한 수익률, SMB는 규모요인, HML은 가치요인, MOM은 모멘텀요인, Turn은 주식회전율, Term은 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감, DEF는 신용등급 AA의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감한 수익률을 나타낸다. 또한 TB10는 국고채 10년 수익률의 월별변화율, Spread는 신용등급 BBB- 회사채 3년물 수익률에서 10년만기 국채수익률을 차감한 숫자의 월별변화율, TF_irs, TF_fx, TF_com은 각각 금리, 환율, 원자재추세추종변수이며 Bond_KIS는 KIS 채권종합지수, FX_idx, Com_idx는 원달러현물지수, 원자재현물지수를 의미한다. VKospi는 Kospi 200 변동성지수, FX_F는 미달러선물지수, IRS_F는 국채선물지수, MSCI_EM는 MSCI 이머징마켓 인덱스, MSCI_EMA는 MSCI 이머징마켓 아시아 인덱스를 나타낸다. MKT1와 MKT2는 MKT의 1시차, 2시차 변수이다. 괄호안의 값은 t 값을 나타낸다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

A. 위험요인 계열

	LS	FF3	FF3_K	Carhart	FF5
Intercept	0.0035	0.0027	0.0085	0.0024	0.0141
	(1.95*)	(1.33)	(1.50)	(1.19)	(2.02*)
MKT	0.0671	0.0559	0.0752	0.0733	0.0855
	(1.15)	(0.93)	(1.27)	(1.17)	(1.43)
SMB	0.0091	0.0106	0.0116	0.0075	0.0069
	(0.53)	(0.62)	(0.67)	(0.43)	(0.41)
HML		0.0403		0.0419	0.0443
		(0.86)		(0.90)	(0.99)
TURN			-0.0240		
			(-0.93)		
MOM				0.0250	
				(1.01)	
TERM					1.4839
					(1.40)
DEF					-3.6138
					(-2.18**)
adj R-squre	0.0414	0.0632	0.0667	0.0930	0.1919

B. 운용자산스타일 계열

	FH7	FH7_F	AVR	Park	AD	AD_K	Future
Intercept	0.0046	0.0031	0.0181	0.0042	0.0034	0.0042	0.0044
	(2.3**)	(1.30)	(2.40**)	(2.18**)	(1.31)	(1.76*)	(2.14**)
MKT	0.0282	0.0981	0.0940	0.0683		0.0970	
	(0.44)	(1.20)	(1.30)	(1.13)		(1.41)	
SMB	0.0121	0.0160	0.0093	0.0051			
	(0.67)	(0.79)	(0.54)	(0.30)			
TB10	0.8351	2.6674	1.4620	0.7601			
	(0.66)	(0.68)	(1.20)	(0.63)			
Spread	1.6984	1.5161	1.5053	1.7745			
	(0.65)	(0.51)	(0.61)	(0.70)			
TF_irs	-0.0008		-0.0010				
	(-0.15)		(-0.21)				
TF_fx	-0.0086		-0.0094				
	(-1.76*)		(-2.02*)				
TF_com	0.0015		0.0003				
	(0.27)		(0.05)				
IRS_F		0.8310					-0.3679
		(0.55)					(-0.72)

FX_F		0.0146					-0.0452
		(0.13)					(-0.41)
Gold_F		-0.0325					-0.0030
		(-0.70)					(-0.07)
VKOSPI			0.0631				0.0664
			(1.22)				(1.17)
DEF			-2.6125				
			(-1.76*)				
Mkt1				0.1157			
				(1.94*)			
Mkt2				0.0238			
				(0.41)			
MSCI_EM					-0.1371		
					(-0.69)		
MSCI_EMA					0.2174		
					(1.02)		
Bond_KIS					-0.6356	-0.6013	
					(-0.73)	(-0.70)	
FX_idx					-0.0231	-0.0453	
					(-0.18)	(-0.42)	
Com_idx					-0.0514	-0.0723	
					(-0.92)	(-1.33)	
Kospi_f							0.0668
							(1.01)
adj R-squre	0.1647	0.0866	0.3126	0.1701	0.1112	0.1114	0.0733

규모가중치(VW) 수익률을 적용하여 성과모형을 분석한 결과는 <표 5>에 정리되어 있다. 모형의 설명력은 동일가중치(EW) 수익률을 적용한 경우보다 대폭 하락했다. 더구나 FF5와 AVR 모형을 제외한 대부분의 모형에서는 헤지펀드 수익률에 대한 설명력이 10% 미만으로 대단히 저조하게 나타났다. 특히 Fung and Hsieh(2004)가 운용자산스타일 모형을 개발하면서 롱숏펀드 수익률 측정에 적합한 LS모형의 설명력이 4%대에 그친 것은 상당히 의외의 결과로 생각된다. 반면 AD계열의 모형들은 설명력이 동일가중치(EW) 수익률 적용 시 보다 소폭 증가했다. 그럼에도 불구하고 위험요인 모형에서는 FF5 모형이, 운용자산스타일 모형에서는 AVR 모형이 가장 설명력이 높아 동일가중치 (EW)수익률을 적용한 경우와 일치하는 결과를 보였다.

변수들의 통계적 유의성도 규모가중치 수익률을 사용한 경우 현저히 떨어지는 것으로 나타났다. 즉 위험요인 계열에서는 FF5요인 모형에서 부도위험(DEF)변수가, 운용자산스타일 계열에서는 FH7모형에서 환율추세추종변수(TF_fx)가, AVR모형에서는 환율추세추종변수(TF_fx)와 부도위험(DEF)변수가, Park모형에서는 1시차 시장수익률(MKT1)만이 통계적으로 유의하게 나타났을 뿐 다른 변수들은 모두 비유의한 값을 보였다. 반면 상수항이 유의하게 도출된 모형들이 상당히 많아 수익률 설명에 있어 다른 변수의 고려필요성이 제기되었다고 할 수 있다. 즉 위험요인 계열에서 LS와 FF5, 운용자산스타일 계열에서 FH7, AVR, Park, AD_K, Future등에서 모두 상수항이 통계적으로 유의하게 나타났다.

위험요인 계열과 운용자산스타일 계열 모형에서 활용되었던 23개 변수에 대해 단계적 회귀분석을 통해 도출한 한국형 7요인모형(한국 7)과 한국형 8요인모형(한국 8)등 한국적 상황반영 계열 모형의 분석 결과는 <표 6>에 나타나있다. 예상과 같이 이들 모형의 설명력은 기존 헤지펀드 성과평가 모형보다 훨씬 높게 나타났다.

<표 6> Stepwise 회귀분석 결과

본 표에서 EW는 헤지펀드의 월별 동일가중치 수익률, VW는 월별 규모가중치 수익률을 의미한다. 한국7은 한국형 7요인 모형, 한국8은 한국형 8요인 모형을 나타낸다. 변수로서 MKT는 Kospi 수익률에서 무위험수익률 차감한 수익률, MKT1은 MKT의 1시차 변수이다. SMB는 규모요인, MOM은 모멘텀요인, Term은 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감, DEF는 신용등급 AA의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감한 수익률을 나타낸다. 또한 TF_fx는 환율추세추종변수이며 IRS_F는 국채선물지수, Com_idx는 원자재현물지수를 나타낸다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	한국 7				한국 8			
	EW		VW		EW		VW	
	계수	t값	계수	t값	계수	t값	계수	t값
Intercept	0.0054	1.18	0.0128	1.84*	0.0081	1.73*	0.0169	2.33**
MKT	0.0953	2.24**	0.1301	2.01*	0.1161	2.91***	0.1719	2.77***
MKT1					0.0817	2.49**	0.1441	2.83***
SMB	0.0346	3.19***	0.0155	0.94	0.0264	2.55**	0.0010	0.23
MOM	0.0195	1.35	0.0189	0.86	0.0295	2.06**	0.0370	1.76*
TERM	1.4252	2.23**	1.4786	1.52	1.7050	2.8***	1.9899	2.11**
DEF	-2.4479	-2.35**	-3.2444	-2.05**	-3.1600	-3.05***	-4.4026	-2.74**
TF_fx	-0.0048	-1.71*	-0.0104	-2.46**				
IRS_F					-0.3898	-1.37	-0.6404	-1.45
Com_idx	-0.0699	-2.17**	-0.0812	-1.76*	-0.0537	-1.75*	-0.0496	-1.04
adj R-squre	0.4931		0.3671		0.5658		0.4351	

동일가중치(EW) 월 수익률에 대한 설명력은 50% 정도를 보였으며 규모가중치(VW) 월 수익률에 대해서도 40%내외의 설명력을 보였다. 모델별로는 하부항목별 분석결과 유의하게 도출된 변수들을 대상으로 2단계 회귀분석을 실시한 한국형 8요인 모형의 설명력이 더 높게 나타났다. 즉 동일가중치 수익률을 활용한 한국형 8요인 모형이 56.58%으로 가장 높은 설명력을 기록했다.

또한 모형에 포함된 대부분의 변수들도 헤지펀드 수익률에 유의한 것으로 밝혀졌다. 특히 동일가중치(EW) 수익률을 활용한 경우 한국형 7요인 모형에서는 지속변수(MOM)을 제외한 6개 변수 모두가, 한국형 8요인 모형에서는 금리선물(IRS_F)을 제외한 7개 변수 모두가 헤지펀드 수익률에 유의한 것으로 밝혀졌다. 즉 한국형 8요인 모형의 경우 헤지펀드 수익률은 시장수익률과 1시차 시장수익률, 규모요인, 모멘텀요인, 시간위험요인과는 정관계를, 부도위험요인 및 원자재지수와는 역관계를 보이는 것으로 나타났다. 또한 규모가중치(VW) 수익률을 적용한 경우에도 한국형

7요인 모형에서는 4개변수가, 한국형 8요인 모형에서는 5개 변수가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

3. 헤지펀드 성과분석

본 절에서는 12개 성과측정 모형 검증결과 가장 설명력이 높은 것으로 나타난 AVR모형과 한국적 상황을 반영한 한국형 7요인 및 한국형 8요인 모형을 활용해 한국형 헤지펀드에 대한 성과를 분석하였다. 변수들의 자료빈도가 월별 기준이므로 독립변수들이 반복되어 통계적 유의성이 과도하게 계상되는 현상을 방지하기 위해 월별 클러스터를 통한 회귀분석을 실시하였다.

분석결과 <표 7>에서 보는 바와 같이 한국형 헤지펀드는 출범 후 지난 3년간 초과수익률을 달성한 것으로 밝혀졌다. 세 모형에서 모두에서 알파 값이 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 한국형 7요인 모형에서는 0.69%, 한국형 8요인 모형에서는 0.95%, 그리고 AVR모형에서는 1.09%를 보여 지난 3년간의 성과가 우수했음을 증명하였다. 이를 연수익률로 환산한다면 8.47%에서 13.89%로 상당히 높은 성과라고 할 수 있다.

또한 시간이 경과할수록 초과수익률의 규모가 증가하고 있다는 사실도 흥미로운 발견이라고 할 수 있다. 즉 예컨대 한국형 8요인 모형에서 알파 값은 2012년 1.43%였으나 2013년에는 1.67%로 증가하였고 2014년에는 4.81%로 급증하였다. 특히 2014년의 경우 주식시장을 비롯한 대부분의 전통투자 자산의 수익률이 고전을 면치 못함에 따라 상대적으로 한국형 헤지펀드가 높은 초과수익률을 달성한 것으로 파악한다. 한국형 8요인 모형과 AVR 모형에서도 연도별로 유사한 추세를 보였다. 이 같이 알파값이 진정한 자산운용 성과의 결과라고 한다면 향후 한국형 헤지펀드의 수익률 전망은 밝다고 할 수 있다.

한편 헤지펀드 수익률과 변수들의 관련성은 세 모형 모두 앞에서 동일가중(EW) 포트폴리오를 이용하게 도출한 성과평가 모형 결과와 유사하게 나타났다. 한국형 7모형의 경우 성과지속성(MOM)만 비유의한 변수로 밝혀졌고 한국형 8요인 모형에서는 금리선물 대신 원자재인덱스 변수가 비유의한 변수로 나타났다. AVR모형에서는 환율추종추세변수가 추가로 유의한 것으로 밝혀졌다. 하지만 연도별 분석에서는 전체 기간을 대상으로 분석한 경우보다 변수들의 유의도가 다소 하락했다. 특히 2012년 경우에는 변수들의 부호가 반대로 나타나 해석상의 주의가 필요할 것으로 보인다. 이 같은 결과는 2012년이 헤지펀드 판매 첫해로 한국형 헤지펀드가 일관된 투자패턴을 보이지 않았기 때문으로 추론할 수 있다.

<표 7> 월별 클러스터 회귀분석을 통한 헤지펀드 성과분석

본 표는 한국형 7모형, 한국형 8모형, Avramov 모형을 이용해 월별 클러스터 회귀분석을 통해 해지펀드의 성과를 분석한 결과이다. 분석은 전체기간과 2012년부터 2014년까기 각 연도별로 구분하여 실시하였다. MKT는 Kospi 수익률에서 무위험수익률 차감한 수익률, MKT1은 MKT의 1시차 변수이다. SMB는 규모요인, MOM은 모멘텀요인, Term은 국민주택채권 5년물 타입1 수익률에서 통안증권 1년물 수익률을 차감, DEF는 신용등급 AA의 회사채 3년물 수익률에서 국채 3년물 수익률을 차감한 수익률을 나타낸다. 또한 TF_fx, TF_irs, TF_com는 환율, 금리, 원자재추세추종변수이며 IRS_F는 국채선물지수, Com_idx는 원자재현물지수, VKospi는 코스피200 변동성지수를 나타낸다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	전체		2012		2013		2014	
	계수	z	계수	z	계수	z	계수	z
A. 한국형 7요인 모형								
Intercept	0.0069	1.94**	0.0121	8.07***	0.0142	1.59	0.0463	5.13***
MKT	0.0874	2.59***	-0.0488	-1.8*	0.0634	2.01**	0.2782	1.96*
SMB	0.0328	3.58***	0.0250	6.41***	-0.0143	-0.66	0.1157	3.78***
MOM	0.0208	1.53	-0.0304	-3.77***	0.0509	2.41**	0.0026	0.04
TERM	1.5484	3.54***	-6.5316	-7.87***	0.5079	0.19	2.9332	0.57
DEF	-2.8445	-3.95***	0.6617	1.91**	-3.1508	-0.75	-21.3227	-2.74***
TF_fx	-0.0055	-2.4**	0.0002	0.27	0.0001	0.10	-0.0208	-3.97***
Com_idx	-0.0686	-2.01**	-0.0005	-0.03	0.0109	0.17	0.2842	2.59***
B. 한국형 8요인 모형								
Intercept	0.0095	2.64***	0.0143	6.55***	0.0167	3.90***	0.0481	4.65***
MKT	0.1133	2.67***	-0.0908	-5.73***	0.0820	4.76***	0.5359	4.65***
MKT1	0.0905	4.05***	0.0041	2.05**	0.0403	1.25	0.2198	2.16**
SMB	0.0257	3.78***	0.0203	8.61***	-0.0181	-0.91	0.0197	0.60
MOM	0.0313	2.89***	-0.0348	-4.17***	0.0668	5.03***	0.1640	2.66***
TERM	1.8548	5.17***	-6.1322	-7.17***	0.5552	0.44	20.0452	5.99***
DEF	-3.5784	-5.60***	0.1277	2.25***	-3.6726	-2.28**	-40.4396	-5.58***
IRS_F	-0.4307	-2.02**	-0.3815	-4.78***	-0.5897	-4.27***	-0.4251	-0.4
com_idx	-0.0524	-1.55	0.0316	3.25***	0.0514	1.12	0.0428	0.54
C. Avramov 모형								
Intercept	0.0109	2.13**	0.0043	1.00	0.0197	1.75*	0.0428	3.61***
MKT	0.0451	0.94	-0.0092	-0.34	0.0503	0.85	0.2660	1.01
SMB	0.0280	3.22***	0.0283	4.73***	-0.0260	-0.73	0.1012	1.17
TB10	0.9378	1.26	0.1790	0.40	0.3030	0.22	5.6057	1.41
Spread	1.3192	0.99	-0.5083	-0.62	-0.1524	-0.04	0.5618	0.19
TF_irs	-0.0009	-0.28	-0.0057	-2.11**	0.0019	0.37	0.0081	1.36
TF_fx	-0.0054	-2.18**	-0.0011	-0.64	0.0040	0.33	-0.0102	-1.35
TF_com	-0.0008	-0.24	-0.0053	-0.82	0.0032	1.04	0.0089	0.73
VKOSPI	0.0341	0.98	-0.0288	-1.25	-0.0423	-0.47	0.0285	0.53
DEF	-1.8825	-1.97**	-1.4726	-2.01**	-3.8274	-1.46	-7.8664	-2.31**

4. 개별펀드별, 자산운용사별 성과분석

본 연구에서는 전체 헤지펀드의 성과 뿐아니라 개별펀드별 그리고 자산운용사별로도 성과를 측정하였다. 표본기간이 지극히 짧아 표본선정에 상당히 어려움을 겪었으나 통계결과의 유의성을 확보하기 위해 표본 수가 20개 이상인 개별펀드나 자산운용사만을 대상으로 하였다. 즉 20개월 이상 존재한 펀드 만이 평가대상에 포함되었다[9]. 결과적으로 개별펀드는 총 20개, 운용사는 12개사가 선정되었다.

<표 8> 펀드별/자산운용사별 펀드성과 분포

본 표는 개별펀드와 자산운용사에 대해 한국형 7모형, 한국형 8모형, Avramov 모형을 활용해 도출한 알파 값의 분포이다. 각 모형별 상위숫자는 알파값이고 하위숫자는 t값이다. +는 알파가 양의 값을 보인 펀드나 자산운용사의 비율이며 ++는 알파가 통계적으로 유의한 양의 값을 보인 펀드나 자산운용사의 비율이다.

	평균	표준편차	최소	1분위	중위수	3분위	최대	+	++
A. 펀드별									
한국형 7요인	0.0083	0.0154	-0.0198	-0.0008	0.0057	0.0156	0.0451	0.70	0.20
t값	0.71	0.95	-1.16	-0.09	0.79	1.47	2.47		
한국형 8요인	0.0079	0.0173	-0.0197	-0.0002	0.0049	0.0166	0.0490	0.75	0.10
t값	0.48	0.88	-0.90	-0.04	0.32	1.06	2.29		
Avramov	0.0109	0.0198	-0.0247	-0.0019	0.0060	0.0192	0.0626	0.65	0.15
t값	0.58	1.02	-1.56	-0.22	0.74	1.10	2.51		
B. 자산운용사별									
한국형 7요인	0.0059	0.0177	-0.0177	-0.0092	0.0041	0.0193	0.0365	0.66	0.17
t값	0.37	1.05	-1.36	-0.62	0.41	1.27	1.77		
한국형 8요인	0.0086	0.0200	-0.0197	-0.0043	0.0033	0.0213	0.0431	0.58	0.17
t값	0.47	1.12	-0.96	-0.57	0.42	1.36	2.44		
Avramov	0.0077	0.0210	-0.0205	-0.0052	0.0022	0.0196	0.0603	0.50	0.17
t값	0.30	1.34	-1.90	-0.27	0.12	1.22	2.43		

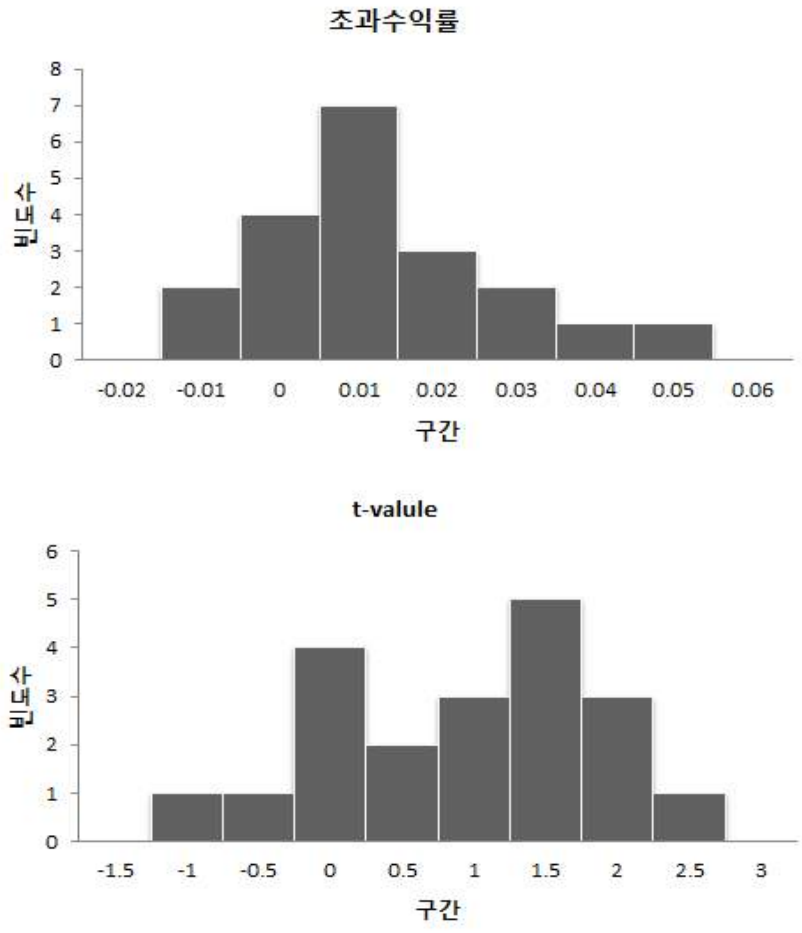
분석결과, 초과수익률이 양의 값을 보인 펀드는 한국형 7요인 모형의 경우 70%, 한국형 8요인 모형의 경우 75%, Avramov 모형의 경우 65%를 기록했으나 통계적으로 유의한 초과수익률을 시현한 편드는 모델별로 2개~4개에 그쳤다. 즉 시장 전체적으로는 통계적으로 유의한 초과수익률을 보였으나 실제로 개별펀드별로 초과수익률을 시현한 편드는 20% 미만에 그친 것으로 밝혀졌다. 하지만 초과수익률의 평균보다 중위수가 더 낮아 일부 펀드는 높은 초과수익률을 달성한 것으로 나타났다. 즉 한국형 8요인 모형을 적용한 경우 개별펀드의 초과수익률 중위수는 0.49%였으나 평균은 0.79%였으며 최대수익률을 보인 펀드는 4.90%를 기록, 상당히 높은 성과를 시현했다.

9) 펀드 설정 후 익월, 펀드 해지 전월은 제외하므로 실질적으로 22개월 이상 존재한 펀드가 분석대상이 된다.

자산운용사별 성과는 개별펀드 성과에 비해 다소 저조한 것으로 밝혀졌다. 즉 양의 초과수익률을 보인 자산운용사는 한국형 7요인 모형의 경우 66%, 한국형 8요인 모형은 58%, Avramov 모형은 50%로 개별펀드 성과에 비해 조금씩 낮았다. 또한 통계적으로 유의한 양의 초과수익률을 시현한 자산운용사는 모든 모델에서 2개로 나타나 개별펀드에 비해 다소 낮았다. 또한 자산운용사별 초과수익률의 표준편차가 펀드별 초과수익률의 표준편차보다 모든 모형에서 더 높게 나타났다. 이와 함께 한국형 7요인모형을 제외하고 초과수익률의 평균과 중위수의 차이가 자산운용사가 개별펀드보다 더 크게 나타났다. 이는 자산운용사간 성과차이가 개별펀드간 성과차이보다 더 크다는 의미로 자산운용사별로 헤지펀드의 운용기술에서 차이가 발생한다는 사실을 반증하는 것으로 해석할 수 있다. 또한 2개 자산운용사만이 통계적으로 유의한 초과수익률을 보인 것은 금융감독원이 밝힌 2개 자산운용사로서의 자금쏠림 현상을 설명할 수 있는 실증분석 결과라고 할 수 있다.

한편 한국형 7요인 모형을 통해 도출한 20개 펀드별 초과수익률 분포와 t값 분포는 <그림 2>에 도식화되어 있다.

<그림 2> 개별펀드의 초과수익률 및 t값 분포



5. 펀드성과와 현금흐름간의 관계분석

<표 9> 펀드성과와 현금흐름간의 관계분석

본 표는 현금흐름과 펀드성과와의 관계를 분석한 결과이다. 패널 A는 펀드성과가 현금흐름에 미치는 영향을, 패널 B는 현금흐름이 펀드성과에 미치는 영향을 나타낸다. 전체는 전체펀드를, N>20은 20개월 이상 존속한 펀드를, 유의한 초과수익률 펀드는 한국형 7요인, 한국형 8요인, Avramov 모형을 활용하여 통계적으로 유의한 알파를 도출한 펀드를 대상으로 한다. Return1, Flow1, Asset1은 각각 전월의 수익률과 현금유입액, 운용자산을 의미한다. 괄호 안은 t 값을 나타낸다. ***는1%수준에서, **는 5%수준에서, *는 10%수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	전체	N>20	유의한 초과수익률 펀드		
			한국 7	한국 8	AVR
A. 펀드 성과(절대적)가 현금유입에 미치는 영향					
Intercept	0.2713	0.3214	0.9996	0.1205	0.2708
	(1.76*)	(1.69*)	(1.77*)	(0.25)	(0.78)
Return1	1.6656	1.5967	1.5182	1.8028	0.1665
	(4.28***)	(2.93***)	(1.65*)	(1.79*)	(0.25)
Flow1	0.1142	0.0738	0.4170	0.4905	0.3807
	(3.14***)	(1.69*)	(4.89***)	(4.07***)	(3.56***)
Asset1	-0.0108	-0.0124	-0.0405	-0.0051	-0.0107
	(-1.70*)	(-1.59)	(-1.75*)	(-0.25)	(-0.76)
B. 펀드 성과(상대적)가 현금유입에 미치는 영향					
Intercept	0.1863	0.2279	0.9303	0.0506	0.2522
	(1.21)	(1.21)	(1.62)	(0.10)	(0.74)
PerRank1	0.1026	0.0896	0.0733	0.1189	0.0143
	(3.93***)	(2.73***)	(1.36)	(1.93*)	(0.26)
Flow1	0.1157	0.0712	0.4186	0.5048	0.3823
	(3.17***)	(1.68*)	(4.90***)	(4.21***)	(3.59***)
Asset1	-0.0096	-0.0106	-0.0393	-0.0050	-0.0103
	(-1.52)	(-1.37)	(-1.69*)	(-0.24)	(-0.74)
C. 현금유입이 펀드성과에 미치는 영향					
Intercept	-0.0374	-0.0489	0.0468	-0.0526	-0.0571
	(-2.44**)	(-3.20***)	(0.94)	(-0.84)	(-1.01)
Flow1	-0.0039	-0.0046	-0.0031	-0.0182	-0.0256
	(-1.09)	(-1.30)	(-0.42)	(-1.17)	(-1.46)
Return1	0.0921	0.0983	0.2329	0.2401	0.2578
	(2.38**)	(2.25**)	(2.62***)	(1.85*)	(2.32**)
Asset1	0.0017	0.0022	-0.0017	0.0023	0.0025
	(2.64***)	(3.48***)	(-0.85)	(0.86)	(1.11)

펀드성과와 현금흐름간의 관계분석은 <표 9>에 나타나 있다. 패널 A에 따르면 펀드성과(Return1)가 현금유입에 확실한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다. 즉 이전 기의 펀드성과가 높을수록 현금유입이 증가하는 것으로 나타났다. 이 같은 결과는 전체표본을 대상으로 하거나 20개 이상의 표본을 가진 펀드만을 대상으로 했을 경우 아주 강하게 나타났다. 또한 3가지 성과평가 모형 분석결과 통계적으로

유의한 양의 초과수익률을 보인 펀드만을 대상으로 분석했을 경우에도 Avramov 모형을 제외하고는 성과에 따른 현금유입 현상이 관찰되었다. 이 같은 성과에 따른 현금유입 현상은 선행연구 연구결과와 일치하는 것이다. 또한 패널 B에서 보는 바와 같이 상대적 펀드성과(PerRank1)도 현금유입과 정관계를 보이는 것으로 밝혀졌다. 절대적 펀드성과와 마찬가지로 전체 펀드나 20개 이상의 표본을 가진 펀드만을 대상으로 했을 경우 강하게 나타났다. 이 같은 결과는 성과와 현금흐름 간에 선형뿐 아니라 비선형적 양의 관계가 성립함을 보여준다고 할 수 있다. 다만 한국형 7요인 모형에서는 이들 관계가 통계적으로 유의하지 않은 결과를 보였다.

반면 한국형 헤지펀드의 경우 현금유입에 따른 성과저하 현상은 나타나지 않았다. 즉 패널 C에서 Flow1의 계수가 마이너스를 보였지만 모든 대상에서 통계적으로 유의하지 않은 결과를 나타냈다. 또한 펀드규모(Asset 1)와 펀드성과가 정관계를 보이는 흥미로운 결과를 도출했다. 이 같은 결과는 현금유입이 많을수록, 펀드규모가 클수록 펀드성과가 저하된다는 기존 선행연구와 반대되는 결과로 한국형 헤지펀드의 경우 초기시장 형성 과정에서 규모가 큰 펀드로의 자금집중 현상이 두드러지게 나타났기 때문으로 풀이된다. 이는 금융감독원이 밝힌 대형 펀드로의 집중현상과 이들 펀드가 달성한 우수한 성과를 설명할 수 있는 실증분석 결과라고 할 수 있다.

한편 한국형 헤지펀드는 월간 성과지속성이 존재하는 것으로 나타났다. 즉 패널 C에서 수익률은 이전 월(Return1)의 수익률과 양의 관계를 보였다. 성과지속성은 월별, 분기별, 연도별로 평가하여야 하지만 표본기간의 제약상 본 연구에서는 월간 성과지속성만을 검증하였다.

VI. 결론

본 연구는 출범 3년째를 맞이한 한국형 헤지펀드에 대한 성과평가 모형을 개발하고 도출된 모형을 활용해 실제 성과를 측정하였다. 또한 개별펀드별 자산운용사별로도 성과를 평가, 초과수익률을 달성하는 개별펀드와 자산운용사의 존재가능성도 타진하였다. 이와 함께 성과와 현금흐름과의 관계 분석을 통해 성과에 영향을 미치는 요인을 탐색했다.

분석결과 기존의 12개 성과평가모형 중에서는 Avramov et al. (2011) 모형이 34%의 설명력으로 가장 뛰어난 것으로 밝혀졌고 기존 모형에서 활용된 23개 변수의 단계적 회귀분석을 통해 한국적 상황에 적합한 한국형 7요인모형(49% 설명력)과 한국형 8요인모형(57% 설명력)을 도출하였다.

이들 세 가지 모형을 통해 한국형 헤지펀드에 대한 성과를 분석한 결과, 시장 전체적으로 양의 초과수익률을 시현하는 것으로 밝혀졌다. 예컨대 한국형 8요인 모형의 경우 월 0.95%의 초과수익률을 보였다. 특히 시판 첫해보다 지난해 성과가 더 뛰어나 시간이 경과할수록 성과가 개선되고 있음을 보여주었다.

개별펀드 성과분석에서는 음보다는 양의 초과수익률을 보인 펀드 비중이 더 높았지만 통계적으로 유의한 초과수익률을 기록한 펀드는 20% 이내에 불과했다. 자산운용사별 성과분석에서는 유의한 초과수익률을 보인 운용사 비율이 개별펀드 비율보다 더 낮게 나타났다. 하지만 유의한 결과를 보인 이들 2개 자산운용사의 초과수익률이 다른 운용사에 비해 상대적으로 높게 시현되어 자산운용사간 운용기술의 차이가 존재함이 드러났다.

성과와 현금흐름과의 관계에서는 성과가 좋을수록 현금이 유입되는 것으로 나타났으나 현금이 유입된다고 해서 성과가 저하되지는 않는 것으로 밝혀졌다. 또한 수익률의 경우 월간 성과지속성이 존재하는 것으로 조사됐다.

본 연구는 자료제약 상 단순하게 성과평가 모형을 개발하고 성과를 측정하였지만 도출된 분석결과는 학계나 실무계뿐 아니라 정책당국에게도 상당히 의미있는 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 먼저 본 연구는 국내학계에서 헤지펀드에 대한 연구 시발점 역할을 할 것으로 전망된다. 헤지펀드에 대한 첫 연구이므로 본 연구결과를 토대로 향후 헤지펀드와 관련된 다양한 주제의 후속연구 창출을 가능하게 할 것이다. 국내에 주식형펀드 도입이후 해외 뮤추얼펀드 관련 주제를 국내 펀드시장에 적용하여 분석한 연구가 다수 발표된 것과 마찬가지로 헤지펀드에 대해서도 관련 연구가 지속될 것으로 보인다. 특히 본 연구에서 도출한 헤지펀드 성과모형은 향후 헤지펀드 성과평가와 관련되어 빈번히 인용될 것으로 기대한다.

또한 본 연구는 헤지펀드 투자자나 운용사들에 대해서도 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 일단 투자자 입장에서는 한국형 헤지펀드의 특성을 반영한 진정한 의미의 초과수익률을 산출할 수 있어 펀드 선택의 효율성을 높일 수 있을 것이다. 또한 성과와 현금흐름과의 관계분석을 통해 적절한 펀드 설정과 환매 시점을 결정할 수도 있을 것이다. 운용사입장에서도 그동안 마땅한 벤치마크가 없어 헤지펀드 운용성과에 대한 객관적인 평가가 어려웠는데 본 연구에서 도출된 연구모형을 통해 운용펀드에 대한 성과평가가 가능해 질 것이다.

이와 함께 본 연구결과는 금융당국에 대해서도 여러 가지 정책적 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대한다. 먼저 출범 3년째를 맞은 헤지펀드에 대한 종합적인 성과분석 결과에 따라 규제완화를 고려할 수 있을 것이다. 한국형 헤지펀드는 도입당시 상당히 보수적으로 제도가 정립되었다. 즉 운용사나 투자자의 자격요건이 지나치게 높았으며 2012년 말 이를 다소 완화했지만 아직도 외국에 비해 규제장벽이 높은 실정이다. 안정적인 수익률을 시현하고 있는 만큼 시장 활성화를 위해 과감한 규제완화가 가능하리라 판단된다.

마지막으로 국민연금을 포함한 연기금의 한국형 헤지펀드에 대한 투자방안도 구체적으로 논의될 수 있을 것으로 생각된다. 연기금 투자대상의 필요조건인 3년 트랙레코드의 결과가 긍정적으로 도출되어 한국형 헤지펀드에 대한 투자고려가 가능할 것이기 때문이다. 실제로 국민연금의 경우 최근 해외 헤지펀드에 대한 투자를 승인한만큼 이제 한국형 헤지펀드 투자에 대한 논의를 본격적으로 시작할 시기가

도래한 것으로 판단된다. 만약 한국형 헤지펀드에 대한 국민연금의 투자가 시작된다면 타 연기금도 한국형 헤지펀드를 투자 포트폴리오의 하나로 포함시킬 것이고 그렇게 되는 경우 한국형 헤지펀드 시장의 성장 잠재력은 크다고 할 수 있을 것이다.

<참고문헌>

이준서, 2013, 이머징마켓 헤지펀드 분석을 통한 한국형 헤지펀드의 활성화 방안, 자산운용연구 2013년 하반기, 66-85.

Abugri, B. A. and S. Dutta, 2009, Emerging market hedge funds: Do they perform like regular hedge funds?, *Journal of International Financial Markets, Institutions, and Money* 19, 834-849.

Ackermann, G., R. McEnally, and D. Ravenscraft, 1999, The performance of hedge funds: Risk, return, and inventives, , *Journal of Finance* 54, 833-874.

Agarwal, V., N. D. Daniel, and N. Y. Naik, 2009, Role of managerial incentives and discretion in hedge fund performance, *Journal of Finance* 64, 2221-2256.

Aragon, G. O., 2007, Share restrictions and asset pricing: Evidence from the hedge fund industry, *Journal of Financial Economics* 83, 33-58.

Aragon, G. O., B. Liang, and H. Park, 2014, Onshore and offshore hedge funds: Are they twins?, *Management Science* 60, 74-91.

Avramov, D., R. Kosowski, N. Y. Naik, and M. Teo, 2011, Hedge funds, managerial skill, and macroeconomic variables, *Journal of Financial Economics* 99, 672-692.

Bali, T. G., S, J. Brown, and M. O. Caglayan, 2011, Do hedge funds' exposures to risk factors predict their future returns?, *Journal of Financial Economics* 101, 36-58.

Bae, K., and J. Yi, 2013, Performance persistence and flow restrictions in hedge funds, working paper.

Baquero, G. and M. Verbeek, 2009, A portrait of hedge fund investors: Flows, performance, and smart money, working paper.

Berk, J. B. and R. C. Green, 2004, Mutual fund flows and performance on rational market, *Journal of Political Economy* 112, 1269-1295.

Brown, S. J., W. N. Goetzmann, and R. G. Ibbotson, 1999, Offshore hedge funds: Survival and performance 1898-1995, *Journal of Business* 72, 91-118.

Brown. S., W. Goetzmann, B. Liang, and C. Schwarz, 2008, Mandatory

disclosure and operational risk: Evidence from hedge fund registration, *Journal of Finance* 63, 2785-2815.

Carhart, M. 1997, On persistence in mutual fund performance, *Journal of Finance* 52, 57-82.

Ding, B., M. Getmansky, B. Liang, and R. Wermers, 2009, Share restrictions and investor flows in the hedge fund industry, working paper.

Edwards, F. R. and M. O. Caglayan, 2001, Hedge fund performance and manager skill, *Journal of Futures Markets* 21, 1003-1028.

Eling, M. and R. Faust, 2010, The performance of hedge funds and mutual funds in emerging markets, *Journal of Banking and Finance* 34, 1993-2009.

Fama E. and K. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.

Fung, W. and D. A. Hsieh, 2001, The risk in hedge fund strategies: Theory and evidence from trend followers, *Review of Financial Studies* 14, 313-341.

Fung, W. and D. A. Hsieh, 2004, Hedge fund benchmarks: a risk-based approach, *Financial Analyst Journal* 60, 65-80.

Fung, W., D. A. Hsieh, N. Y. Naik, and T. Ramadorai, 2008, Hedge funds: Performance, risk, and capital formation, *Journal of Finance* 63, 1777-1803.

Getmansky, M., 2012, The life cycle of hedge funds: Fund flows, size and performance, *Quarterly Journal of Finance* 2, 58-110.

Getmansky, M., A. Lo, and L, Makarov, 2004, An Econometric analysis of serial correlation and illiquidity in hedge fund returns, *Journal of Financial Economics* 74, 529-610.

Griffin, J., J. Harris, T. Shu, and S. Topaloglu, 2011, Who drove and burst the tech bubble? Journal of Finance 66, 1251-1289.

Glode, V. and R. C. Green, 2011, Information spillovers and performance persistence for hedge funds, *Journal of Financial Economics* 101, 1-17.

Jaganathan, R., A. Malakhov, and D. Novikov, 2010, Do hot hands exist among hedge fund managers? An empirical evaluation, *Journal of*

Finance 65, 217-255.

Kessler and Scherer (2011), 2011, Hedge fund return sensitivity to global liquidity, *Journal of Financial Markets* 14, 301-322.

Kosowski, R., N. Y. Naik, and M. Teo, 2007, Do hedge funds deliver alpha? a Bayesian and bootstrap analysis, *Journal of Financial Economics* 84, 229-264.

Liang, B. and C. Schwatz, 2008, Hedge fund fees, Working paper

Meligkotsidou, L. and I.D. Vrontos, 2008, Detecting structural breaks and identifying risk factors in hedge fund returns: a Bayesian approach, *Journal of Banking and Finance* 32, 2471-2481.

Naik, N. Y., T, Ramadorai, and M. Stromqvist, 2007, Capacity constraints and hedge fund strategy returns, *European Financial Management* 13, 239-256.

Park, H., 2015, Emerging market hedge funds in the Unites States, *Emerging Market Review* 22, 25-42.

Sadka, R., 2010, Liquidity risk and the cross-section of hedge fund returns, *Journal of Financial Economics* 98, 54-71.

Teo, M., 2011, The liquidity risk of liquid hedge funds, *Journal of Financial Economics* 100, 24-44.

Yi, J., 2014, Performance and characteristics of regional focused hedge funds in emerging markets, working paper.

Zhong, Z., 2008, Why does hedge fund alpha decrease over time? Evidence from individual hedge funds, Penn State University, Working paper.