

주식형 펀드의 현금흐름과 투자자 과신: 기관 및 개인 투자자

백 미 연(부산대학교)
고 광 수(부산대학교)*

< 요약 >

본 연구는 투자자 과신 분해 모형을 개발하여 미국의 주식형 펀드 투자에 있어서 투자자 과신 행동이 존재하는가를 검증하였다. 투자자의 과신 현상은 투자자의 정보, 경험, 행동 편협의 정도에 따라 상이하게 나타날 수 있는데, 일반적으로 기관 투자자보다는 개인 투자자에게 분명하게 나타나야 한다. 본 연구는 주식 투자자의 과신 현상이 존재함을 보여준 Statman, Thorley, and Vorkink(2006)를 확장하여, 주식형 펀드 투자에 있어서 개인과 기관 투자자의 과신 현상을 검증하고 비교하였다. 또한 자기-귀인 편협과 과신의 관련성을 살펴보기 위해, 자기-강화 편협과 자기-보호 편협을 구별하여 과신 행동의 원인을 규명하였다. 1995년부터 2013년까지 존재하는 미국 주식형 펀드를 대상으로 VAR 모형을 사용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 나타났다. 둘째, 선택 과신도 기관 투자자에 비해 개인 투자자에게 강하게 존재하였다. 선택 과신을 스타일 선택 과신과 펀드 선택 과신으로 구분하여도, 개인 투자자의 과신 현상이 강하게 나타났다. 셋째, 개인 투자자의 과신 현상은 자기-강화 편협과 자기-보호 편협에 의해 설명될 수 있는데, 자기-강화 편협이 좀 더 강하게 작용하여 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론과 일관된 결론을 얻었다. 마지막으로 개인 투자자의 타이밍에 대한 과신은 펀드 환매 시 주로 나타나지만, 선택에 대한 과신은 펀드 매입과 환매 의사 결정 모두에 영향을 준다. 본 연구는 투자 과신 행동의 분해 모형을 개발하고, 이를 주식형 펀드의 투자에 적용하여 행동 재무론적 해석을 하였다는 점에서 의미가 있다.

핵심 단어: 주식형 펀드, 현금흐름, 과신, 자기-귀인, 개인, 기관

JEL 분류기호: G10, G11

* 연락 담당 저자. 주소: 부산광역시 금정구 장전동 산 30번지 부산대학교 경영대학 경영학과, 609-735; E-mail: kks1201@pnu.edu; iloveksri@hanmail.net; Tel: 051-510-3730; Fax: 051-581-8180.

1. 서론

Investment Company Institute(2013, 이하 ICI)의 보고에 의하면 2005년부터 2013년 상반기까지 펀드 투자자들의 약 82%가 투자 목적을 달성하는 것에 대한 자신감을 보였고, 이들 중 매우 자신 있다고 답한 투자자들은 전체 투자자의 26%나 되었다. 수수료를 고려하면 벤치마크 대비 저조한 성과를 보인다는 기존의 펀드 연구들이 무색할 정도로, 펀드 투자자들은 자신의 투자 성과에 대해 강한 자신감을 보이고 있다.¹⁾

투자자들이 자신의 정보와 능력에 대해 과신한다는 것은 이미 잘 알려진 투자자의 행동 특성이다. Odean(1998, 1999)은 주식시장에서 거래량의 증가가 투자자의 과신과 관련된다고 하였고, Daniel, Hirshleifer, and Subrahmanyam(1998)은 사적 정보에 대한 투자자의 과신과 자기-귀인 편의(self-attribution bias)가 주식시장에 미치는 영향을 설명하였다. Gervais and Odean(2001)은 투자자가 투자 능력을 습득하게 되는 과정에서 발생하는 행동 편의(behavior bias)가 투자자의 과신에 영향을 줄 수 있음을 이론화 하였다. Statman, Thorley, and Vorkink(2006)는 Odean(1998)과 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론(overconfidence theory)을 더욱 발전시켜 미국 주식 투자자들의 과신이 존재함을 보여주었다.

투자자의 과신 현상은 투자자의 정보, 경험, 행동 편이의 정도에 따라 상이하게 나타날 수 있는데, 일반적으로 기관 투자자보다는 개인 투자자에게 분명하게 나타나야 한다. 개인 투자자들은 기관 투자자들에 비해 투자 경험이 적거나 심리적인 요인에 영향을 받을 가능성이 크기 때문이다.²⁾ Gervais and Odean(2001)은 투자 경험이 상대적으로 적은 개인 투자자들이 기관 투자자들에 비해 과신이 강하게 나타난다고 하였고, Chuang and Susmel(2011)은 대만 주식시장에서 개인 투자자들이 기관 투자자들보다 과신하는 경향이 큼을 보여주었다. 이와 대조적인 관점에서, 전문 투자자들이 자신의 사적 정보와 투자 능력을 과대평가할 가능성도 있다. Jaffe and Winkler(1976)는 정보의 정확성과 투자자의 거래 가능성이 양(+)의 관계를 가진다고 하였고, Griffin and Tversky(1992)는 예측 가능성이 낮으면 전문가의 과신이 비전문가들보다 크게 나타날 수도 있다고 하였다. Puetz and Ruenzi(2011)는 미국 뮤추얼 펀드 매니저들의 과신 현상이 존재한다고 하였다.

기존 연구들을 종합해 보면, 투자자의 자기-귀인 편의와 과신은 투자자 거래 행동을 설명하는 하나의 이론이며, 투자자 그룹에 따라 과신의 정도가 달라질 수 있음을 알 수 있다. 하지만 대부분의 투자자 과신 연구는 주식 개인 투자자들을 대상으

1) 뮤추얼 펀드의 성과에 대해서는 Carhart(1997)와 Wermers(2000)를 참조하십시오.

2) Grinblatt and Keloharju(2009)는 개인 투자자들을 대상으로 분석하여 자신감이 강한 투자자일수록 감각추구(sensation seeking) 경향과 거래 빈도가 높다고 하였다.

로 검증한 것이고, 단순히 주식 거래량과 과거 시장 수익률의 관계를 통해 과신을 해석하고 있다. 본 연구는 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론과 Statman et al.(2006)의 실증 연구를 기반으로, 주식형 펀드 투자자의 과신을 능력별로 분해하고 이를 검증하여 개인 및 기관 투자자의 행동을 비교하고자 한다.

기존의 과신 이론을 펀드 투자자들에게 적용하기 위해서는 몇 가지 해결해야 할 과제들이 있다. 첫째, 피드백 거래와 투자자의 과신을 구분해야 한다. 기존 연구들은 과거 수익률에 대한 거래량의 반응을 통해 두 현상 모두를 해석하였다. Daniel et al.(1998), Odean(1998), Gervais and Odean(2001), Statman et al.(2006)은 주식시장에서 과거 시장 수익률에 대한 거래량의 양(+)의 반응을 자기-귀인 편익과 관련된 과신 현상으로 설명하였다. 동일한 맥락에서 펀드 투자자들의 거래량인 현금흐름을 사용하여 과거 수익률과의 관계를 추정한다면, 펀드 투자자의 피드백 거래와 과신의 판별이 모호할 수밖에 없다. Thaler(2005)는 포지티브 피드백 거래가 과거 수익률로 미래 수익률을 예상하기 때문에 대표성(representativeness)과 소수의 법칙(law of small numbers)에 의존한다고 하였다. 이에 반해 과신은 공적 혹은 사적 정보에 대한 거래량의 과민 반응이고, 이는 투자 경험과 관련된 자기-귀인 편익에 의해 발생하는 것이다. 이에 본 연구에서는 투자자의 경험을 바탕으로 한 자기-귀인 편익을 측정하고, 자기-귀인 편익으로 인한 과신을 검증하였다.

이를 위하여 뮤추얼 펀드 시장에서 적용이 가능한 과신 분해 모형을 개발하여, 펀드 투자자의 과신 행동을 효과적으로 분석하는 것이 본 연구의 주된 목적이다. Gervais and Odean(2001)과 Statman et al.(2006)의 과신 이론에 근거하면, 투자 능력에 따라 자기-귀인 편익이 결정되고, 자기-귀인 편익이 과신에 영향을 주어 거래량을 증가시킨다고 하였다. 펀드 투자자의 능력은 시장 타이밍 능력과 투자 대상 펀드를 선별하는 선택 능력으로 대표된다. 본 연구의 과신 분해 모형은 이러한 재무적 선택과 관련된 펀드 투자자의 현금흐름을 분해한 것으로, 펀드 투자자의 타이밍 능력, 스타일 선택 능력, 펀드 선택 능력과 관련된 과신을 세부적으로 식별할 수 있게 한다. 또한 투자 성공과 관련된 자기-강화 편익(self-enhancing bias)와 투자 실패와 관련된 자기-보호 편익(self-protective bias)를 측정하여, 자기-귀인 편익과 과신의 관련성을 실증 분석할 수 있다.

둘째, 투자자의 과신 현상은 투자자의 특성에 따라 차이가 나타나기 때문에, 펀드 투자자의 구분이 필요하다. 기관 투자자 펀드(institutional funds)는 개인 투자자 펀드(retail funds)와 비교하여 펀드 비용과 최소 투자 금액 등에 구조적인 차이를 보인다. 따라서 본 연구는 펀드별 혹은 펀드 클래스별 투자 주체에 따라 개인 투자자와 기관 투자자로 나누어 투자자 그룹의 특성을 통해 거래 행동을 해석한다. 최근, 기관 투자자 펀드 시장의 급격한 성장에도 불구하고, 이들을 대상으로 한 연구

는 극히 저조하다. 향후 연금 산업의 발전으로 뮤추얼 펀드에서 기관 투자자 펀드의 중요성이 더욱 강조될 것이다. 본 연구를 통해 뮤추얼 펀드 시장에서 개인 투자자의 과신뿐 아니라, 기관 투자자의 거래 행동을 이해할 수 있는 계기를 마련할 수 있다.

셋째, 현금 유입에서 현금 유출을 차감한 현금흐름만을 대상으로 과신 모형을 적용한다면, 결과 해석에 한계를 가진다. 매입 거래를 의미하는 현금 유입과 매도 거래를 의미하는 현금 유출을 대상으로 투자자의 거래 행동을 해석해야 하며, 특히 과신과 디스포지션 효과를 효과적으로 구별할 수 있어야 한다.³⁾ 본 연구는 Electronic Data gathering, Analysis, and Retrieval(이하 EDGAR) 자료의 펀드 현금 유입과 유출 자료를 사용하여 투자자 과신 행동을 매입과 매도 측면에서 모두 해석한다.

1995년부터 2013년까지 존재하는 미국 주식형 펀드를 대상으로 투자자의 과신과 자기-귀인 편의를 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 나타났다. 둘째, 선택 과신 또한 기관 투자자에 비해 개인 투자자에게 강하게 존재하였다. 선택 과신을 스타일 선택 과신과 펀드 선택 과신으로 구분하여 분석한 결과에서도, 개인 투자자의 과신 현상이 뚜렷하게 나타났다. 셋째, 이러한 개인 투자자의 과신 현상은 자기-강화 편의와 자기-보호 편의에 기인한 것이며, 특히 자기-강화 편의와의 관련성이 좀 더 강하게 나타나 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론과 일관된 결론을 제시하였다. 마지막으로 개인 투자자의 타이밍 능력에 대한 과신은 펀드 환매 행동에서 주로 나타나지만, 선택 능력에 대한 과신은 펀드 매입과 헤지 의사결정 모두에 영향을 줄 수 있다. 본 연구는 성과와 거래량의 관계만을 사용하여 투자자의 과신을 검증한 기존 연구들과 차별성을 가진다. Odean(1998), Gervais and Odean(2001)의 과신 이론과 Statman et al.(2006)의 연구를 기반으로 펀드 투자자의 재무적 행태별 과신을 측정하였다는데 의미가 있다.

본 연구는 다음과 같은 기대 효과와 학술적 공헌을 가진다. 첫째, 기존 연구를 바탕으로 직접 개발한 모형을 사용하여 새로운 시각을 견지한다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 행동 재무론 관점에서 펀드 투자자의 심리를 이해하는 중요한 계기가 될 것이다. 개인 투자자와 기관 투자자의 거래 행동과 동기를 구별하였다는 점에서 의의가 있다. 다음으로, 펀드 투자자의 과신과 자기-귀인 편의의 관련성을 규명한 최초의 연구다. 자기-귀인 편의를 투자자들의 이기적 편의의 유형에 따라 자기-강화 편

3) Odean(1998)과 Gervais and Odean(2001) 모형에서 투자자의 과신은 매수 의사결정과 관계를 가지지만, Shefrin and Statman(1985)의 디스포지션 효과는 매도 거래와 관련이 있다. 현금 유입에서 현금 유출을 차감한 순현금흐름을 대상으로만 과신 모형을 적용한다면, 과신과 디스포지션 효과를 구별하여 파악하기가 어렵다.

의와 자기-보호 편의로 구분하고, 과신 행동의 원인이 되는 인지적 오류를 규명하였다.

연구의 구성은 다음과 같다. 2장은 행동 재무론과 투자자 과신 이론에 대한 선행 연구를 정리한다. 3장은 연구 자료와 과신 분해 모형을 설명한다. 4장과 5장은 과신 분해 모형을 통해 행동 재무론적 관점에서 개인과 기관 투자자의 과신을 검증하고, 6장은 연구 결과를 정리하고자 한다.

2. 투자자 과신에 대한 선행 연구

뮤추얼 펀드 시장의 성장과 함께 펀드 현금흐름을 대상으로 많은 연구들이 진행되었다. 주식시장 수익률과 전체 펀드의 현금흐름을 대상으로 한 최초의 연구는 Warther(1995)로, 펀드 투자자의 포지티브 피드백(positive feedback) 거래가 존재하지 않는다고 하였다. Edelen and Warner(2001)는 일별 자료를 사용하여, 주식시장 수익률과 펀드 현금흐름은 양(+)의 관계가 있음을 보였고, Cao, Chang, and Wang(2008)는 주식시장의 변동성과 수익률, 펀드 현금흐름 간의 동태적 관계를 검증하였다. 개별 펀드를 대상으로 과거 성과와 현금흐름의 관계를 검증한 연구는 Chevalier and Elliso(1997), Sirri and Tufano (1998), Lynch and Musto(2003), Huang, Wei, and Yan(2007) 등이 있다. 그들은 성과가 높은 펀드로의 현금 유입이 많음을 보여주어, 펀드 성과와 현금흐름 간에 볼록성(비선형) 관계가 존재한다고 하였다. 반면 Spiegel and Zhang(2013)은 시장 점유율 모형(market share model)을 사용하면 펀드 성과와 현금흐름의 비선형 관계가 사라진다고 하였다. 또한 Gruber(1996), Zheng(1999)은 투자자들의 자금이 집중된 펀드들이 향후 우월한 성과를 얻는다는 스마트 머니 효과(smart money effect)가 존재한다고 하였다. 이처럼 펀드 현금흐름을 대상으로 한 기존 연구들은 행동 재무론 이론과 관계없이 성과와 현금흐름의 관련성을 살펴보는데 집중되어 있다.

최근 투자자의 거래를 행동 재무론적 접근을 통해 이해하려는 노력이 강조되면서, 투자자 행동 편이에 대한 학계의 관심이 증가하고 있다. 특히 투자자의 주식 선택 능력에 초점을 맞추어, 투자 의사결정에 나타나는 행동 편이를 대상으로 다양한 연구들이 진행되었다.⁴⁾ 투자자의 과신은 대표적인 행동 편의로, Daniel et al.(1998),

4) De Bondt and Thaler(1985, 1995)는 주식시장의 비효율성을 행동 편이에 근거하여 설명하였고, Daniel et al.(1998)은 De Bondt and Thaler(1985, 1995)를 발전시켜 투자자의 과신과 자기-귀인 편이에 근거한 투자자의 과민 반응(overreaction)을 검증하였다. 이후 Odean(1998, 1999), Gervias and Odean(2001), Barber and Odean(2001)은 투자 의사결정시 과신과 같은 다양한 행동 편이가 작용한다고 하였다. Barberis and Thaler(2003)와 Thaler(2005)는 행동 재무론을 정리하여 종합적 이해를 제고하였다. Lee and Swaminathan(2000), Hirshleifer(2001), Daniel, Hirshleifer, and Teoh(2002), Coval and Shumway(2005), Grinblatt and Han(2005), Grinblatt and Keloharju(2009)도 투자자의 인지 심리적 요인들이 투자자의 의사

Odean(1998, 1999), Gervais and Odean(2001)에 의해 투자자 거래 행동을 설명하는 하나의 이론으로 발전하게 되었다.⁵⁾ Daniel et al.(1998)은 사적 정보에 대한 투자자의 과신과 자기-귀인 편이가 주식시장의 반응으로 이어질 수 있음을 이론 모형을 통해 설명하였다. Odean(1998)은 시장의 정보 분포와 시장 참여자 그룹의 과신 정도에 따라 과신이 금융시장에 차별적으로 영향을 준다고 하였고, Odean(1999)은 거래량의 증가는 투자자의 과신과 관련된다고 하였다. Gervais and Odean(2001)은 투자자가 능력을 습득하게 되는 과정에서 발생하는 행동 편이가 투자자의 과신에 영향을 줌을 이론적으로 규명하였다. 그들은 투자 성공 및 실패가 자기-귀인 편이를 가져오고, 이러한 자기-귀인 편이가 투자자의 과신을 가져오지만, 경험이 쌓일수록 투자자의 적절한 자기 평가(self-assessment)가 이루어진다고 하였다. Statman et al.(2006)는 기존 과신 이론에 근거하여 주식 투자자들의 과신이 존재함을 보여주었는데, 과거 시장 수익률에 대한 거래량의 양(+)의 반응은 과신으로, 개별 주식 수익률에 대한 거래량의 양(+)의 반응은 디스포지션 효과로 해석하였다. 디스포지션 효과보다는 과신이 투자자의 거래에 더 큰 영향을 미친다는 결론을 제시하였다. 그들은 주식 투자자의 과신에 대한 실증적인 근거를 동태적 모형을 사용하여 제시하였지만, 인지적 오류와 관련된 과신을 세부적으로 식별하지 못한다는 한계를 가진다.

행동 재무론적 접근을 통해 펀드 투자자의 의사결정을 해석하는 연구들은 최근에 주로 소개되고 있는데, Bailey, Kumar, Ng(2011), Paek and Ko(2014), Lee, Paek, Ha, and Ko(2015)가 있다. Bailey et al.(2011)은 펀드 투자자의 피드백 거래는 행동 편이와 관련되고, 그들의 행동 편이가 잘못된 투자 의사결정을 가져온다고 하였다. Paek and Ko(2014)는 미국과 일본의 주식형 펀드 투자자의 행동 차이는 동서양의 문화적인 차이로 설명할 수 있다고 하였고, Lee et al.(2015)도 펀드 투자자의 의사결정에 디스포지션 효과와 같은 심리적인 요인이 작용한다는 근거를 제시하였다.

본 연구는 기존 펀드 현금흐름의 연구와 과신 이론을 바탕으로, 뮤추얼 펀드 시장에서 개인과 기관의 성과와 현금흐름을 분해하여 투자자의 과신 현상을 검증하고자 한다. 새로운 과신 분해 모형의 개발을 통해 펀드 투자자 과신 현상의 원인을 자기-귀인 편이에 의해 설명함으로써, 기존 연구에서 보여주지 못하였던 뮤추얼 펀드 투자자의 거래 행동과 동기를 파악할 수 있다.

결정 및 자산 가격과 관련된다고 하였다.

5) 투자자의 거래에서 나타나는 또 다른 행동 편이는 디스포지션 효과(disposition effect)다. 디스포지션 효과는 이익을 빨리 실현하고, 손실은 회피하려는 투자자의 비이성적 성향을 말한다. Shefrin and Statman(1985)은 Kahneman and Tversky(1979)의 프로스펙트 이론에 근거하여 디스포지션 효과를 최초로 소개하였고, 이후 Lakonishok and Smidt(1986), Grinblatt and Keloharju(2001), Frazzini(2006)는 주식시장의 디스포지션 효과를 실증적으로 확인하였다.

3. 자료 및 방법론

3.1 개인 투자자와 기관 투자자

뮤추얼 펀드는 투자 주체에 따라 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드로 구분된다. 개인 투자자 펀드는 개인 투자자들을 대상으로 판매되는 펀드이고, 기관 투자자 펀드는 연금, 회사, 비영리 단체, 금융기관, 재단, 기부 단체, 주 및 지역 정부 등의 투자기구다. 특히, 많은 기관 투자자 펀드는 401(k) Plan과 같은 퇴직 연금(employer-sponsored retirement plan)의 주요한 투자 수단으로 제공되고 있다. 펀드 회사에서도 투자자를 유연하게 확보하고 다양한 서비스를 제공하기 위해, 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드 상품을 모두 제공하기도 한다. 또한, 동일한 펀드 매니저가 개인 및 기관 투자자 펀드를 동시에 운용하기도 하고, 종류형 펀드(multi-class fund)의 경우 개인 클래스와 기관 클래스를 모두 가지기도 한다. 펀드 회사에 따라 차이가 있지만, 많은 경우 기관 클래스는 I, X, Y, Z, R 클래스 등으로 표시된다.⁶⁾

이처럼 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드가 동일한 포트폴리오 및 동일한 매니저를 가지지만, 기관 투자자 펀드는 개인 투자자 펀드와 비교하여 몇 가지 특징을 가진다. 첫째, 기관 투자자 펀드의 비용 수준은 매우 낮은 편이다. 펀드 수수료(load)와 마케팅 비용(12b-1 fee)이 없거나 매우 낮은 수준으로 제공된다(James and Karceski, 2006; Evans and Fahlenbrach, 2012; Salganik and Schreiber, 2013). ICI(2013) 보고서에 따르면, 기관 투자자들은 지정된 분배 채널(distribution channel)을 통해 펀드를 매입하는 경우가 많기 때문에 대부분의 경우 수수료와 마케팅 비용이 거의 존재하지 않는다. 둘째는 펀드 분배 채널에서 요구하는 최소 투자 금액(minimum investment requirement)에 있다. James and Karceski(2006)는 모닝스타 기준으로 기관 투자자 펀드의 최소 투자 금액이 십만 달러 이상이라고 하였고, 전형적으로는 오십만 달러 혹은 백만 달러 이상의 초기 투자 금액이 필요하다고 하였다. 펀드 중개인에 따라 투자 금액이 달라지기도 하지만, 개인 투자자 펀드의 최소 투자 금액이 천 달러에서 오천 달러 수준인 점을 감안하면 현저히 높은 수준이다. 마지막으로 Baker, Haslem, and Smith(2009)는 기관 전용 펀드의 교체 매매 빈도가 개인 전용 펀드에 비해 저조하다고 하였다.⁷⁾ 종목 교체 빈도를 줄임으로써 운용 비용을 감소시킬 수 있을 뿐 아니라, 세금 절감 효과를 가져올 수 있다고 하였다.

6) 기관 클래스 펀드는 투자자, 초기 투자 금액, 보수, 수수료 등에 따라 클래스 명칭을 부여하는데, 펀드 회사마다 클래스 명칭과 그에 대한 기준이 상이하다. 하지만 대다수의 R 클래스는 Employer-sponsored 401(k) 연금 제도와 관련된 클래스 펀드다.

7) Salganik and Schreiber(2013)의 표본 기초 통계량에서는 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드의 매매 회전율에 큰 차이를 보이지 않는다.

ICI(2014)에 의하면, 2000년 말 7,220억 달러였던 전체 기관 투자자 펀드의 순자산총액이 2013년 말 약 2조 달러로 증가하였고, 이 중 주식형 기관 투자자 펀드는 7,759억 달러로 동기간 동안 약 4배 규모로 성장하였다. 기관 투자자 펀드 시장의 급격한 성장에도 불구하고, 개인과 기관 투자자 펀드를 분리하여 진행한 연구들은 극히 드물다. Del Guercio and Tack(2002)은 미국 연금 펀드와 뮤추얼 펀드를 대상으로 성과와 현금흐름의 관계를 연구한 결과, 연금 펀드 매니저들의 위험 조정(risk-shifting) 행동 유인이 거의 존재하지 않는다고 하였다. 이후 뮤추얼 펀드를 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드로 나누어 검증한 최초의 연구는 James and Karceski(2006)다. 이들은 기관 투자자 펀드에서는 과거 성과와 현금흐름의 유의적인 관계가 존재하지 않으며, 낮은 펀드 비용을 고려하더라도 개인 투자자 펀드에 비해 초과 성과를 보이지 않는다고 하였다. 이후 Baker et al.(2009)은 적극적으로 운용되는 주식형 기관 투자자 펀드의 성과를 검증하였고, Evans and Fahlenbrach(2012)는 동일한 펀드 매니저에 의해 운용되는 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드 특성을 펀드 지배구조의 관점에서 비교하였다. 최근 Salganik and Schreiber(2013)는 Del Guercio and Tack(2002)의 연구를 발전시켜, 미국 기관 펀드 투자자는 개인 펀드 투자자에 비해 현명한 투자 의사결정을 한다고 하였다. 성과와 현금흐름의 블록성 관계도 개인 투자자에서만 나타난다고 하여, Del Guercio and Tack(2002)과 유사한 결론을 제시하였다. 기존 연구들은 펀드 성과와 현금흐름의 관계에서 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드 간에 뚜렷한 차이가 존재함을 제시하고 있다.

3.2 자료

펀드 투자자의 과신을 분석하기 위해 Center for Research in Security Prices (이하 CRSP)의 Survivor-bias free US mutual fund database와 Securities Exchange Commission(이하 SEC)의 EDGAR 자료를 사용한다. 연구 대상 펀드를 선정하는 과정은 다음과 같다. CRSP의 유형 분류 기준에 따라 다음과 같이 주식형 펀드를 추출한다. 1995년 1월부터 2013년 12월까지 존재하였던 펀드를 대상으로, Lipper, Strategic Insight, Wiesenberger 기준에 따라 성장형 펀드(Growth funds), 안정성장형 펀드(Growth and income funds), 중소형주 펀드(Mid and small cap funds)를 적극적인 운용 전략을 가지는 주식형 펀드로 정의한다. 정의된 6,885개 주식형 펀드(18,856개 클래스)에서 ETF 펀드와 유형이 변경된 펀드는 제외하고, 펀드의 월별 수익률 자료와 순자산 총액 자료가 모두 존재하는 6,381개 주식형 펀드(17,590개 클래스)를 선정하였다.⁸⁾

뮤추얼 펀드는 펀드의 모든 클래스가 개인 투자자만을 대상으로 하는 개인 전용 펀

8) 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드의 구분 정보가 존재하지 않는 펀드는 제외하였다.

드, 기관 투자자만을 대상으로 하는 기관 전용 펀드, 기관 투자자 클래스와 개인 투자자 클래스를 모두 가지는 펀드가 있다. 세번째 펀드 경우는 개인 클래스 펀드와 기관 클래스 펀드로 분리하였다. 개인 투자자 펀드는 개인 전용 펀드와 개인 클래스 펀드를, 기관 투자자 펀드는 기관 전용 펀드와 기관 클래스 펀드를 포함한다. 이와 같은 기준에 따라 4,079개의 개인 투자자 펀드와 3,192개의 기관 투자자 펀드를 얻었다. 다음으로 각 포트폴리오의 순자산총액이 백만 달러 이상이 되는 시점부터 자료를 사용하고 백만 달러 미만이 되는 시점 이후의 자료는 제외하였고, 1995년 1월부터 2013년 12월까지 존재하는 기간이 5년 이상인 1,953개 포트폴리오를 최종 선정하였다.⁹⁾ 이 중 개인 전용 펀드는 757개, 기관 전용 펀드는 294개이고, 개인 클래스 펀드와 기관 클래스 펀드는 각각 902개이다.¹⁰⁾ 펀드 투자자의 매입 행동과 매도 행동을 분석하기 위해, 개인 전용 펀드와 기관 전용 펀드의 CRSP 자료를 EDGAR 자료와 연결하여 현금 유입과 현금 유출 자료를 얻었다.¹¹⁾ 개인 전용 펀드 757개 중 613개를, 기관 전용 펀드 294개 중 221개를 EDGAR 자료와 일치시켰다. 일치된 자료 중에서 5년 이상 모든 시리즈가 존재하는 펀드는, 개인 전용 펀드 478개, 기관 전용 펀드 174개이다.

<그림 1>은 분석 대상이 되는 표본 펀드의 규모와 누적 수익률을 보여준다. 표본 펀드의 동일가중 수익률과 가치가중 수익률 모두 주식시장의 CRSP 가치가중 수익률에 비해, 소폭 저조하였다. 2013년 말 미국 국내 주식형 펀드의 규모는 약 6조 달러이고, 표본 펀드의 규모는 약 3조 5천억 달러로 전체 규모의 61%를 차지한다. 기관 투자자 펀드의 성장이 눈에 띄는데, 1995년 말 표본 펀드 규모 대비 8%를 차지하던 기관 투자자 펀드가 2013년 말에는 35%를 차지한다. 표본 기간 동안 연금 시장의 급속한 발전과 함께 기관 투자자 펀드의 규모 또한 지속적으로 성장했음을

9) 펀드 규모가 상대적으로 작은 펀드는 거래 비용 및 고정 비용의 상승 등으로 수익률이 저하되며, 상대적으로 판매와 운용 과정에서 소홀하게 관리될 수도 있다. 이러한 펀드의 경우 투자자의 거래를 제대로 보여줄 가능성이 적기 때문에 본 연구에서는 펀드 순자산총액이 백만 달러 이상이 되는 시점 이전 자료와 백만 달러 미만이 되는 시점 이후의 자료는 제외하였다. 또한 백터 자기회귀 모형을 분석하기 위해서는 장기간의 수익률 자료가 필요하기 때문에 5년 이상 시리즈가 존재하는 펀드를 대상으로 하였다.

10) 비정상적인 현금흐름의 극단값으로 발생하는 추정 오류를 최소화하기 위해서 Coval and Stafford(2007)와 Clifford, Jordan, and Riley(2014)와 같이 현금흐름이 200% 이상이면 200%로, -90% 이하이면 -90%로 윈저라이제이션(winsorization) 방법을 사용하였다. 전체 자료 대비 윈저라이제이션 된 현금흐름 자료는 개인 투자자 펀드의 경우 0.04%, 기관 투자자 펀드의 경우 0.19%다.

11) SEC의 EDGAR 시스템은 법에 의해 요구되는 기업의 보고서를 자동 수집, 검증, 색인 생성, 승인, 전달하는 기능을 가지는 시스템이다. 시장 전반의 업무의 효율성과 정보의 투명성을 제고하여, 투자자, 기업, 경제의 이익을 증대하고 증권 시장의 공정성을 향상시키는데 목적이 있다. 법적으로 허가된 뮤추얼 펀드는 1940년의 투자회사법(Investment Company Act of 1940)에 의거하여 반기별 보고서인 Form N-SAR(Semi-Annual Report) A/B를 제출하도록 되어 있다. 1994년부터 보고서를 공시하였지만, 1996년 5월 6일부터 보고를 의무화하였다. Form N-SAR A/B는 회계 연도를 기준으로 일 년에 두 번 보고되는데, 보고서의 item 28: Monthly sales and repurchases of registrant's/series' shares에 월별 현금 유입 및 유출 정보가 포함되어 있다. CRSP에서는 펀드의 모든 클래스별 정보를 제공하지만 EDGAR에서는 실제 운용되는 펀드의 정보가 제공된다. 본 연구에서는 CRSP의 클래스별 자료를 합친 포트폴리오를 하나의 펀드로 정의하고 EDGAR의 자료와 연결한다. CRSP에서는 클래스 번호와 포트폴리오 번호로 펀드를 식별하고, EDGAR 자료에서는 CIK 코드와 보고서의 번호로 펀드 시리즈를 식별한다. 공통된 식별 기준이 없기 때문에 자료의 연결은 펀드 이름, 운용사 이름을 기준으로 하였다.

알 수 있다.

- <그림 1> 표본 펀드의 규모와 수익률 -

<표 1>은 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드의 특성을 클래스 펀드와 전용 펀드로 나누어 보여준다. 수익률은 월별 펀드 수익률을, 시장 초과 수익률은 월별 펀드 수익률에서 주식시장의 CRSP 가치가중 수익률을 차감한 것이다. 현금흐름은 월별 순현금흐름, 규모는 펀드의 시가 총액, 연령은 펀드 설립 후 월 수다.¹²⁾ 비용은 12b-1 비용을 포함한 펀드 연 보수를 12개월로 나누어 준 것이다. 펀드 클래스별로 상이한 선취 수수료 구조를 가지는 경우, 펀드 클래스 규모의 가치가중 평균으로 선취 수수료를 계산하였다.¹³⁾ 회전율은 펀드 포트폴리오의 CRSP 매매 회전율이다. 개별 펀드별로 평균, 중앙값, 표준편차를 계산하여 동일가중 평균을 나타내었다. 분석 대상이 되는 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드의 기초 통계량을 살펴보면 다음과 같다. <표 1> 패널 A의 개인 투자자 펀드의 시장 초과 수익률은 -0.0002이고, 현금흐름은 0.0109이다. 개인 투자자 펀드를 개인 클래스 펀드와 개인 전용 펀드로 나누어 살펴보면, 펀드 특성 대부분이 조금씩 차이를 보임을 알 수 있다. 개인 클래스 펀드가 개인 전용 펀드에 비해 수익률, 현금흐름, 규모, 연령, 수수료가 크게 나타났다. 개인 클래스 펀드에 더 큰 수수료를 지불하는데도 불구하고, 수익률과 현금흐름이 개인 전용 펀드에 비해 높게 나타나는 것은 펀드 규모 혹은 연령과 관련될 수도 있다. 오래된 대형 펀드일수록 관리 비용에 대한 규모의 경제 효과를 달성할 수 있으며 투자자의 관심을 불러 올 수도 있다. 패널 B의 기관 투자자 펀드에서는 기관 클래스 펀드와 기관 전용 펀드 간의 특성 차이가 명확하게 나타나지 않았다. 하지만 수수료의 경우, 기관 전용 펀드의 선취 수수료는 거의 존재하지 않았다.

개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드를 비교하면, 수익률과 회전율을 제외한 모든 특성 변수들 간에 뚜렷한 차이가 나타났다. 기관 투자자 펀드의 비용과 수수료가 매우 낮은 수준임에도 불구하고, 시장 초과 수익률에서 큰 차이를 보이지 않는다. 이는 기관 투자자 펀드가 낮은 펀드 비용을 가지지만 개인 투자자 펀드에 비해 초과 성과를 보이지 않는다는 James and Karceski(2006)의 결론과 유사하다. 현금흐름, 규모, 연령, 비용, 선취 수수료 모두 기관 투자자 펀드의 특성을 잘 보여주고

12) $cf_{i,t} = \frac{TNA_{i,t} - TNA_{i,t-1}(1+r_{i,t})}{TNA_{i,t-1}(1+r_{i,t})}$, 단, $TNA_{i,t}$: 펀드 i의 t 기간 말 순자산총액, $r_{i,t}$: 펀드 i의 t 기간 수익률.

Huang, Sialm, and Zhang(2011)의 현금흐름 계산 방식은 Chevalier and Ellison(1997)과 Sirri and Tufano(1998)의 기존 연구에서 계산한 현금흐름과 약간의 차이가 있다. Huang et al.(2011)은 새로운 자금이 투자되는 시점에 영향을 받지 않는, 더 정확한 현금흐름을 보여줄 수 있다고 하였다. 이에 본 연구는 Huang et al.(2011)의 현금흐름 계산 방법을 사용하고자 한다. Chevalier and Ellison(1997)과 Sirri and Tufano(1998)의 현금흐름을 사용한 분석 결과도 본 연구의 결과와 거의 같다.

13) 선취 수수료가 없는 펀드의 경우 선취 수수료를 0으로 가정하여 평균을 구하였다.

있다. 기관 투자자의 현금흐름이 개인 투자자에 비해 큰 것은 투자 금액 단위가 큰 기관 펀드의 특성과 관련된다. 기관 투자자 펀드의 규모와 연령은 개인 투자자 펀드에 비해 낮은 편인데, 이는 <그림 1>의 기관 투자자 펀드의 급격한 성장과 동일한 맥락으로 이해될 수 있다. 비용과 선취 수수료도 개인 투자자 펀드에 비해 매우 낮아 James and Karceski(2006), Evans and Fahlenbrach(2012), Salganik and Schreiber(2013), ICI(2013)와 일치한다. 매매 회전율에서는 분명한 차이가 나타나지 않아, Salganik and Schreiber(2013)의 결과와 유사하다. 특히 이러한 기관 펀드의 특성은 기관 전용 펀드에서 더욱 뚜렷하였다.

<표 1>의 기초 통계량 분석을 통해 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드 간 특성 차이가 존재함을 알 수 있다. 이는 투자자별 성과와 현금흐름의 관계 및 행동 특성에 차이가 나타날 가능성을 제시하는 결과이기도 하다. 또한 각 펀드 투자자 그룹 내의 클래스 펀드와 전용 펀드에서도 특성 차이가 나타났다. 이는 향후 분석에서 투자자 그룹의 특성을 순수하게 보여주는 투자자 전용 펀드를 대상으로 거래 행동을 분석할 필요성을 시사한다.

- <표 1> 기초 통계량 -

3.3 방법론

3.3.1 과신 분해 모형

본 연구는 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론을 바탕으로 다음의 가정을 통해 펀드 투자자의 과신을 측정한다. 첫째, 투자자의 과신은 거래량을 증가시킨다. 둘째, 투자 성과에 따라 자기-귀인 편이가 결정된다. 마지막으로, 투자자의 자기-귀인 편이가 과신에 영향을 준다.

Statman et al.(2006)을 더욱 확장하여 펀드 투자자의 선택에 따른 과신을 형태별로 검증을 할 수 있는 과신 분해 모형을 새롭게 개발하였다. 투자자 과신은 자신의 능력을 과대 평가하는 비정보 거래자가 오직 과거 성과 또는 수익률에 근거하여 투자를 결정하는 것이다. 따라서 능력의 과대 평가는 과거의 수익률과 현재 투자의 관계에 의해서 검증할 수 있다. 즉, 과거 투자의 수익률이 좋으면(좋지 않으면) 이번 기에 투자를 증가(감소)시키는 것이다. Statman et al.(2006)은 당월의 거래량을 전월의 수익률에 회귀시키는 방법으로 주식 투자자의 과신 현상을 검증하였다. 뮤추얼 펀드에서는 과거 뮤추얼 펀드의 수익률에 의해 당월의 투자액을 결정하는 것이다. 뮤추얼 펀드 i 의 과거 수익률을 $r_{i,t-1}$, 당월의 현금흐름을 $cf_{i,t}$ 라고 하면 $r_{i,t-1}$ 이 $cf_{i,t}$ 에 양(+)의 영향을 준다는 것이다.

한편, 기존 연구들에 의하면 $r_{i,t-1}$ 은 타이밍 능력과 선택 능력으로 나누어 표현할 수 있다. 타이밍 능력은 주식시장의 흐름을 잘 파악하는 것이고, 선택 능력은 펀드 중에서 우수한 펀드를 선택하는 능력이다. 과거 수익률 $r_{i,t-1}$ 을 타이밍과 선택 능력을 구분하기 위해 다음과 같이 분해할 수 있고, 선택 부분은 다시 스타일 부분과 펀드 선택 부분으로 나눌 수 있다.

$$r_{i,t-1} = \underbrace{(r_{i,t-1} - r_{m,t-1})}_{\text{선택 부분}} + \underbrace{(r_{m,t-1} - E_{t-2}(r_{m,t-1})) + E_{t-2}(r_{m,t-1})}_{\text{타이밍 부분}} \quad (1)$$

$$r_{i,t-1} - r_{m,t-1} = \underbrace{(r_{i,t-1} - r_{S_i,t-1})}_{\text{펀드 선택 부분}} + \underbrace{(r_{S_i,t-1} - r_{m,t-1})}_{\text{스타일 선택 부분}} \quad (2)$$

단, $r_{i,t}$: i 펀드의 t 월 수익률,
 $r_{S_i,t}$: i 펀드가 속한 스타일의 t 월 수익률,
 $r_{m,t}$: t 월 시장 수익률,
 $E_{t-2}(r_{m,t-1})$: $(t-2)$ 월 말의 $r_{m,t-1}$ 예측치.

여기서 각 능력을 다음과 같이 표시할 수 있다.

$$\begin{aligned} \text{타이밍 부분:} \quad & dr_{m,t-1} = r_{m,t-1} - r_{m,t-2}, \\ \text{선택 부분:} \quad & dr_{i,m,t-1} = r_{i,t-1} - r_{m,t-1}, \\ \text{스타일 선택 부분:} \quad & dr_{S_i,m,t-1} = r_{S_i,t-1} - r_{m,t-1}, \\ \text{펀드 선택 부분:} \quad & dr_{i,S_i,t-1} = r_{i,t-1} - r_{S_i,t-1}. \end{aligned}$$

투자자 과신이 존재한다면 식 (1)과 식 (2)의 각 요소에 대한 자기 과신이 나타나, 펀드 투자자의 현금흐름을 증가시킬 것이다. 주식형 펀드의 G 투자자 그룹 당월 현금흐름($cf_{i,t}^G$)은 다음과 같은 과신의 해당 유형으로 분해될 수 있다.

$$cf_{i,t}^G = \underbrace{(cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G)}_{\text{선택 과신}} + \underbrace{(cf_{m,t}^G - E_{t-1}(cf_{m,t}^G)) + E_{t-1}(cf_{m,t}^G)}_{\text{타이밍 과신}} \quad (3)$$

$$cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G = \underbrace{(cf_{i,t}^G - cf_{S_i,t}^G)}_{\text{펀드 선택 과신}} + \underbrace{(cf_{S_i,t}^G - cf_{m,t}^G)}_{\text{스타일 선택 과신}} \quad (4)$$

단, 각 현금흐름의 정의는 다음과 같다.

$$cf_{i,t}^G = \frac{TNA_{i,t}^G - TNA_{i,t-1}^G(1+r_{i,t}^G)}{TNA_{i,t-1}^G(1+r_{i,t}^G)} : G \text{ 그룹 } i \text{ 펀드의 } t \text{월 현금흐름,}$$

$$cf_{m,t}^G = \frac{TNA_{m,t}^G - TNA_{m,t}^G(1+r_{m,t}^G)}{TNA_{m,t}^G(1+r_{m,t}^G)} : G \text{ 그룹 전체의 } t\text{월 현금흐름,}$$

$$cf_{s_i,t}^G = \frac{TNA_{s_i,t}^G - TNA_{s_i,t}^G(1+r_{s_i,t}^G)}{TNA_{s_i,t}^G(1+r_{s_i,t}^G)} : G \text{ 그룹 } i \text{ 펀드 스타일 } s_i \text{의 } t\text{월 현금흐름,}$$

$E_{t-1}(cf_{m,t}^G)$: (t-1)월 말 G 그룹의 시장 현금흐름 예측치,

$TNA_{i,t}^G$: G 그룹 i 펀드의 t월말 순자산총액,

$TNA_{m,t}^G$: G 그룹 전체의 t월말 순자산총액,

$TNA_{s_i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드가 속하는 펀드 스타일 s_i 의 t월말 순자산총액,

$r_{i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드의 t월 수익률,

$r_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 수익률,

$r_{s_i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드가 속하는 펀드 스타일 s_i 의 t월 수익률,

G: 개인 투자자 그룹 또는 기관 투자자 그룹,

s_i : 성장형 펀드, 안정성장형 펀드, 또는 중소형주 펀드.

현금흐름의 차이로 나타난 과신의 유형을 정리하여 다음과 같이 표시할 수 있다.

타이밍 과신: $dcf_{m,t}^G = cf_{m,t}^G - E_{t-1}(cf_{m,t}^G)$

선택 과신: $dcf_{i,m,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G$

스타일 선택 과신: $dcf_{s_i,m,t}^G = cf_{s_i,t}^G - cf_{m,t}^G$

펀드 선택 과신: $dcf_{i,s_i,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{s_i,t}^G$

투자자 과신이 존재한다면, 과거 수익률로 표시된 각 수익률 부분에 대한 과신이 발휘되면서 현금흐름의 증가에 양(+)의 영향을 미치게 될 것이다. 이 분해 모형은 수익률의 차이로 표시된 각 부분과 현금흐름의 차이로 표현된 거래량의 관계를 과신 이론의 관점에서 정확히 대응시켜 분석할 수 있다는 특징을 가진다. 개인 투자자와 기관 투자자의 과신 행동을 비교하기 위해 투자자 그룹별로 나누어 분석할 것이다. 각 투자자 그룹별 타이밍 과신은 펀드 시장 전체를 대상으로, 스타일 선택 과신은 스타일 그룹(성장형 펀드 그룹, 안정성장형 펀드 그룹, 중소형주 펀드 그룹)별로, 선택 과신과 펀드 선택 과신은 개별 펀드를 대상으로 분석한다.

위의 분해 모형에서 자료에 의해 결정되지 않는 것은 $E_{t-2}(r_{m,t-1})$ 과 $E_{t-1}(cf_{m,t}^G)$ 이다. 이 예측치들이 정확히 어떤 값을 가져야 하는지는 알 수 없지만, 시장 수익률과 현금흐름이 예측 시점의 값 이외에 다른 신뢰할 만한 정보가 없다면 각각 $r_{m,t-2}$ 와 $cf_{m,t-1}^G$ 로 대체하는 것도 유용한 방법이 될 수 있다. 따라서 본 연구는 다음과 같은 정의를 이용하여 위의 분해 모형을 적용하고자 한다: $E_{t-2}(r_{m,t-1}) = r_{m,t-2}$; $E_{t-1}(cf_{m,t}^G) = cf_{m,t-1}^G$.

3.3.2 벡터 자기회귀 모형

Statman et al.(2006)은 거래량과 수익률의 동태적 작용을 고려하기 위해 VAR 모형을 사용하여 주식 투자자의 과신을 측정하였다. 본 연구는 Statman et al.(2006)의 과신 행동 연구를 기반으로 2 변수 VAR(BVAR) 모형을 사용하여 펀드 투자자의 과신을 검증한다. 과신 분해를 적용한 VAR 모형은 다음과 같다.

$$\text{BVAR: } \begin{bmatrix} cf_{over,t}^G \\ r_{ability,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{over,t-k}^G \\ r_{ability,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{over,t}^G \\ e_{ability,t} \end{bmatrix}, \quad (5)$$

$$\text{단, } cf_{over,t}^G = \begin{cases} \text{타이밍 과신: } dcf_{m,t}^G = cf_{m,t}^G - cf_{m,t-1}^G \\ \text{선택 과신: } dcf_{i,m,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{스타일 선택 과신: } dcf_{s_p,m,t}^G = cf_{s_p,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{펀드 선택 과신: } dcf_{i,s_p,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{s_p,t}^G \end{cases},$$

$$r_{ability,t} = \begin{cases} \text{타이밍 부분: } dr_{m,t} = r_{m,t} - r_{m,t-1} \\ \text{선택 부분: } dr_{i,m,t} = r_{i,t} - r_{m,t} \\ \text{스타일 선택 부분: } dr_{s_p,m,t} = r_{s_p,t} - r_{m,t} \\ \text{펀드 선택 부분: } dr_{i,s_p,t} = r_{i,t} - r_{s_p,t} \end{cases}.$$

VAR 모형의 계수 값을 추정하여 과거 성과에 대한 펀드 투자자의 과신을 검증한다. 본 연구에서는 시차 변수들의 영향을 평가함에 있어서 시차 계수의 합을 사용하여 통계적인 의미를 설명하고자 한다. 이는 동태적인 모형에서 시간에 따른 변수들의 전체적인 영향력을 파악하기 위해서다. 유형별 과거 수익률 차이가 현금흐름 차이로 표현된 과신에 양(+)의 영향을 주면($\sum_{k=1}^K \beta_k > 0$), 투자자 과신이 존재하는 것으로 판단할 수 있다.¹⁴⁾ 또한 VAR의 동태적 관계를 이용하여 투자 성과 충격이 펀드 투자자의 현금흐름에 미치는 효과를 알아보기 위해 충격-반응 함수(impulse response function)도 검토하고자 한다.¹⁵⁾

3.3.3 자기-귀인 편익

Gervais and Odean(2001)은 투자자의 행동 편익과 거래 경험에 의해 과신이 발생

14) 전기 수익률이 당기 현금흐름에 주는 영향으로 투자자의 과신을 추론할 수 있지만, 전체적인 수익률의 시차 효과를 고려하는 것이 동태적인 과신 모형에서 의미가 있다고 판단된다. 또한 개별 펀드 분석에서 각 펀드별 기준 시차 값이 다양하기 때문에 전체적인 시차 효과로 과신을 판단한다. 하지만 수익률의 1 시차 계수 값을 사용하여도 투자자의 과신을 검증한 결과도 전체적인 시차 효과를 사용한 결과와 일관된 결론을 얻을 수 있다.

15) Statman et al.(2006)은 까다로운 식별 문제를 피하기 위하여 동시적인 관계를 무시하는 충격-반응 함수를 사용하였다. 본 연구도 그들과 같이 동시적인 관계가 없다는 가정 하에 충격-반응 함수 관계를 보여주고자 한다.

하기 때문에, 과신은 투자 성공과 실패에 따라 동태적으로 변화한다고 하였다. 과신은 자기-귀인 편익과 관련되어 있는데, 투자 성공은 자기-강화 편익을, 투자 실패는 자기-보호 편익을 불러온다고 하였다. 이러한 행동 구조를 바탕으로 자기-귀인 편익과 과신의 관련성을 동태적으로 검증하기 위해, 자기-강화 편익과 자기-보호 편익을 정의하고자 한다. 이와 같이 투자 성과에 따라 나타날 수 있는 자기-귀인 편익을 구분하고, 이러한 인지적 오류가 투자자 과신 행동에 미치는 영향을 다음과 같이 검증한다.

본 연구는 Gervais and Odean(2001)이 언급한 투자자의 행동 편익인 투자 성공과 실패를 다음과 같은 척도에 의해 판단하고자 한다.

$$bias_t^G = cf_{over,t-T:t-1}^G \times r_{ability,t-T:t-1}, \quad (6)$$

단, $bias_t^G > 0$ 이면 투자 성공, $bias_t^G \leq 0$ 이면 투자 실패를 의미함,
아래 첨자의 t-T:t-1은 (t-T)월부터 (t-1)월까지의 기간을 의미함.

식 (6)을 통해 추정된 투자 성공은 자기-강화 편익을, 투자 실패는 자기-보호 편익을 야기한다. (6)식에 의한 자기-강화 및 자기-보호 편익을 이용하여 투자자 과신의 심리적인 원인을 다음의 회귀식에 의해 찾고자 한다.

$$cf_{over,t}^G = \alpha_{cf}^G + \sum_{k=1}^K \beta_k r_{ability,t-k} I(bias_t^G > 0) + \sum_{k=1}^K \delta_k r_{ability,t-k} I(bias_t^G \leq 0) + e_{over,t}^G, \quad (7)$$

단, K는 개별 펀드별 SBC 기준 시차,

$I(bias_t^G > 0)$: $bias_t^G > 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0,

$I(bias_t^G \leq 0)$: $bias_t^G \leq 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0.

식 (7)에서 $\sum_{k=1}^K \beta_k > 0$ 이면 자기-강화 편익에 의한 과신으로, $\sum_{k=1}^K \delta_k > 0$ 이면 자기-보호 편익에 의한 과신으로 해석할 수 있다. Taylor(1991), Fiske and Taylor(1991)와 Miller and Ross(1975)에 의하면 사람들은 성공을 실패보다 자주 일어날 것을 기대하며, 일반적으로 자기-강화 편익이 자기-보호 편익에 비해 강하게 나타난다고 하였다. 이들의 연구에 의하면 자기-강화 편익에 의한 과신이 자기-보호 편익에 의한 과신보다 강하게 나타날 것으로 예상할 수 있다.

4. 투자자의 과신 분해 분석

4.1 Statman et al.(2006)의 과신

과신 분해 모형을 적용하기에 앞서, 먼저 Statman et al.(2006)의 과신 모형을 사용하여 개인 투자자와 기관 투자자의 과신을 검증하여 그들 연구와의 일관성을 알아보하고자 한다. 펀드 시장 분석은 다음과 같은 2 변수 VAR 모형을 이용하여 추정하되, 현금흐름과 주식시장 수익률을 내생 변수로, 시장 변동성과 횡단면 변동성을 외생변수로 사용한다.

$$\begin{bmatrix} cf_{m,t}^G \\ r_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^3 \beta_k \begin{bmatrix} cf_{m,t-k}^G \\ r_{m,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=0}^1 \gamma_l \begin{bmatrix} msig_{t-l} \\ disp_{t-l} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^r \end{bmatrix}, \quad (8)$$

단, $cf_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 현금흐름, $r_{m,t}$: 주식시장의 t월 CRSP 가치가중 수익률, $msig_t$: French, Schwert, and Stambaugh(1987)를 이용한 t월 주식시장의 변동성, $disp_t$: t월 개별 펀드 수익률 간의 표준편차.

개별 펀드 분석은 개별 펀드의 현금흐름, 개별 펀드 잔차 수익률, 시장 수익률을 대상으로 한 3 변수 VAR 모형을 추정한다.¹⁶⁾

$$\begin{bmatrix} cf_{i,t} \\ resid_{i,t} \\ r_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf} \\ \alpha_{ri} \\ \alpha_m \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{i,t-k} \\ resid_{i,t-k} \\ r_{m,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^1 \gamma_l msig_{t-l} + \begin{bmatrix} e_{i,t}^{cf} \\ e_{i,t}^{resid} \\ e_{m,t}^r \end{bmatrix} \quad (9)$$

단, $cf_{i,t}$: 펀드 i의 t월 현금흐름, $resid_{i,t}$: 펀드 i의 t월 시장 모형의 잔차항, $r_{m,t}$: 주식시장의 t월 CRSP 가치가중 수익률, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, $msig_t$: French, Schwert, and Stambaugh(1987)를 이용한 t월 주식시장 변동성.¹⁷⁾

<표 2>는 월별 자료를 대상으로 식 (8)과 식 (9)을 사용한 분석 결과를 나타낸다. 본 연구에서 관심의 대상은 내생 변수인 펀드 현금흐름의 반응이다. <표 2>는 현금흐름이 종속변수인 식에서 추정된 시장 수익률과 펀드 수익률 시차 변수의 계수 값을 보여준다.¹⁸⁾

- <표 2> Statman et al.(2006)의 과신 -

-
- 16) 펀드는 주식의 포트폴리오이기 때문에 펀드와 주식시장 수익률 간에는 약 87%의 상관관계가 존재한다. 이러한 높은 상관관계는 VAR 모형의 추정에 다중 공선성과 같은 오류를 야기할 수 있다. 이에 시장 모형에서 시장 수익률로 설명이 되지 않는 펀드 수익률인 잔차항을 사용하여 추정 오류를 최소화 하였다.
- 17) Statman et al.(2006)은 개별 펀드 분석에서 변동성을 외생변수로 사용하였다. 개별 펀드 변동성을 계산하기 위해서는 펀드의 일별 수익률 자료가 필요하나, 자료의 한계로 본 연구에서는 주식시장 변동성을 사용하고자 한다.
- 18) 수익률이 종속변수인 식에서 추정된 현금흐름 시차 변수의 계수 값은 스마트 머니의 의미를 가진다. 본 연구의 VAR의 분석 결과, 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드에 모두 스마트 머니 효과는 나타나지 않았다.

<표 2>의 패널 A는 전체 펀드의 분석 결과를 보여준다.¹⁹⁾ β_{t-1} 은 시장 수익률 1 시차 변수($r_{m,t-1}$)의 계수 값, $\sum\beta$ 는 시장 수익률 시차 계수들의 합($\beta_{t-1} + \beta_{t-2} + \beta_{t-3}$)이다. 개인 투자자 펀드에서만 전월 시장 수익률의 1 시차 계수가 현금흐름에 통계적으로 유의적인 양(+)²⁰⁾의 영향을 주어, 시장 수익률 상승이 투자자의 과신을 높여 거래량의 증가를 유발한다는 Statman et al.(2006)의 과신 가설을 지지하였다. 시장 수익률의 시차 계수들의 합은 개인 투자자 펀드와 기관 투자자 펀드 모두에서 유의적인 결과가 나타나지 않았다.

개별 펀드 분석의 결과는 패널 B에서 보여주는데, Avg. $\sum\beta$ 는 개별 펀드의 펀드 수익률 시차 변수($r_{i,t-k}$)와 시장 수익률 시차 변수($r_{m,t-k}$) 계수 합들의 평균이고, Avg. $\chi^2(1)$ 은 $\sum\beta$ 의 검정 통계량의 평균이다. 통계량의 평균은 정확한 통계적 의미를 가진다고 보긴 힘들다. 통계적 의미를 제대로 전달하기 위해, No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비 $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 양(+)²⁰⁾의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중을 보여주는 것이다. Neg. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비 $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이다. 개인 투자자 펀드에서 펀드 현금흐름에 대한 펀드 수익률의 시차 계수들의 합은 통계적으로 유의적인 양(+)²⁰⁾의 값으로 나타났다. 전체 펀드 규모의 약 37%를 차지하는 펀드에서, 펀드 수익률에 대한 투자자의 과신이 나타남을 알 수 있다. 시장 수익률에 대한 개인 투자자들의 현금흐름 반응에서는 뚜렷한 과신 행동이 나타나지 않았다. 기관 투자자들은 개인 투자자의 반응과 대조적으로 과거 수익률이 현금흐름에 유의적인 영향을 주지 못하였다. 수량 비중과 규모 비중으로 판단하여도, 펀드 현금흐름에 대한 펀드 수익률과 시장 수익률의 시차 효과는 아주 미미하였다.

Statman et al.(2006)의 과신 모형을 사용한 결과에서는 주로 개인 펀드 투자자가 과신 행동을 보임을 알 수 있었다. 하지만 펀드 자료의 특성을 고려한다면, Statman et al.(2006)의 과신 모형으로 펀드 투자자의 과신을 판단하기가 쉽지 않다. 첫째, 피드백 거래와 투자자의 과신을 구분하기가 어렵다. 피드백 거래는 수익률의 시차가 펀드의 거래에 영향을 준다는 것으로, 기존 연구에서는 과거 성과와 펀드 현금흐름의 관계를 펀드 투자자의 피드백 거래로 해석하였다. <표 2>의 분석 결과는 과거 성과와 펀드 현금흐름의 관계를 검증한 관점에서, 기관 투자자 펀드의 과거 성과와 현금흐름의 유의적인 관계가 존재하지 않음을 보여준 James and Karceski(2006)와 일치한다. Statman et al.(2006)의 과신 모형을 사용한 <표 2>의 결과는 개인 투자자의 과신이 나타날 가능성에 대한 근거를 제시하고 있다. 다

19) SBC 기준에 의해 3 시차를 적용하였다.

20) 유의수준은 5%를 적용하였다.

음 절에서는 과신 분해 모형을 적용하여, 개인 투자자와 기관 투자자의 과신을 보다 직접적으로 검증한다.

4.2 투자자 과신의 분해

투자자 과신의 형태를 세부적으로 살펴보기 위해서는 투자자의 능력을 구분할 필요가 있다. 펀드 투자자의 타이밍 능력과 선택 능력과 관련된 투자자의 과신을 구분하기 위해 식 (5)의 과신 분해 모형을 사용하였다. <표 3>은 VAR 모형을 사용하여 개인 투자자와 기관 투자자의 타이밍 과신과 선택 과신을 추정한 결과다. 시차 변수의 계수 합을 사용하여 전기 수익률의 시차 효과에 대한 당기 현금흐름의 반응을 보여준다. 패널 A의 타이밍 과신은 매입과 매도 시점을 선택하는 능력에 대한 과신을 의미한다. 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 통계적으로 유의적이다. 기관 투자자 펀드의 상당수가 연금 펀드와 관련되기 때문에, 저축성 투자 형태가 강한 연금 펀드에서 월별 타이밍 과신이 나타나기는 쉽지 않음을 알 수 있다.

- <표 3> 타이밍 과신과 선택 과신 -

<표 3>의 패널 B는 펀드 투자자의 선택 능력에 대한 과신 분석 결과를 보여주는 데, 개인 투자자의 선택 과신이 기관 투자자에 비해 강하게 나타났다. 개인 투자자 펀드의 수익률 시차 계수 합의 평균은 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가진다. 선택 과신이 존재하는 펀드는 전체 펀드 수 대비 23%를 차지하지만, 순자산총액 대비 45%를 차지하여 주로 규모가 큰 펀드에서 선택 과신이 나타날 가능성을 유추할 수 있다. 개인 투자자 펀드와 달리 기관 투자자 펀드의 경우, 7~8%의 펀드에서만 선택 과신이 나타나, 기관 투자자의 선택 과신 행동은 미미함을 알 수 있다. 패널 C의 스타일 선택 과신은 전체 주식형 펀드에서 펀드 스타일을 선택하는 능력에 대한 과신이고, 패널 D의 펀드 선택 과신은 동일한 스타일을 가지는 펀드 중에서도 특정 펀드를 선택하는 능력에 대한 과신이다. 개인 투자자의 경우 모든 펀드 유형에서 스타일 선택 과신이 나타났지만, 기관 투자자들의 스타일 선택 과신은 존재하지 않았다. 개인 투자자의 펀드 선택 과신도 전체 펀드 규모 대비 41%를 차지하는 펀드에서 통계적으로 유의적이었으나, 기관 투자자의 펀드 선택 과신은 거의 존재하지 않았다.

그렇다면 왜 기관 펀드 투자자들의 경우 자신의 투자 능력에 대한 과신 행동이 거의 나타나지 않을까? 세 가지 관점에서 해석이 가능하다. 첫째, 행동 재무론적 관점에서 기관 투자자와 개인 투자자의 경험 차이로 이해될 수 있다. Gervais and Odean(2001)는 투자자의 과신 행동이 투자를 시작하는 시점에서 가장 크게 나타나고, 투자가 반복되면서 자기 평가로 인해 현실적인 의사결정으로 발전한다고 하였

다. 기관 투자자들은 개인 투자자에 비해 투자 경험이 비교적 많기 때문에, 투자 능력에 대한 자기 평가 또한 빨리 이루어질 가능성이 크다. 기관 투자자는 과신이 존재하더라도 시간이 지날수록 적절한 자기 평가가 이루어져 과신을 자제하게 된다. 이는 투자자의 연령이 적어 경험이 일천한 젊은이들이 더욱 활발한 거래를 한다고 주장한 Baber and Odean(2001)의 관점과도 일치하는 것이다.

둘째, 연금 재무론의 관점에서 기관 투자자의 거래 행태를 이해할 수 있다. 기관 투자자 펀드는 많은 경우에 401(k) 플랜의 주요한 투자 수단으로 제공되고 있다. 그러므로 적립식 투자 행태가 강한 연금 펀드에서 투자자의 과신이 월별로 나타나기는 쉽지 않다. 연금 펀드는 투자자의 인생 계획에 따라 매입이 지속되기 때문에 펀드의 성과가 높다고 해서 투자자들이 단기간에 현금 유입을 증가시키지 않을 것이다. 이는 Del Guercio and Tack(2002)의 결론과도 유사하다. 21)

마지막으로, 펀드 산업의 구조적인 관점에서 기관 투자자 펀드의 분배 채널과 관련되어질 수 있다. 정해진 분배 채널을 이용하는 기관 투자자의 경우 펀드의 과거 성과에 대해 민감하게 반응하지 않을 것이다. 주거래 은행 및 제3자가 기관 투자자의 여유 자금을 효과적으로 관리할 수 있도록 특정 펀드로 투자를 권유하거나, 기관 전용 클래스 펀드를 제공하기도 한다. 이럴 경우 해당 펀드에 대한 모니터링이 제대로 이루어지지 않아 대리인 문제가 발생할 가능성이 있다. 이와 관련하여 James and Karceski(2006)는 ‘포획된 자금(captured money)’의 개념으로 기관 투자자의 성과와 현금흐름의 관계를 해석하였다. 그들은 기관 투자자가 전용 분배 채널을 통해 펀드를 매입할 경우 펀드의 과거 성과에 대한 모니터링이 소홀할 수 있다고 하였다.22) 펀드 투자 성과에 대한 피드백이 제대로 이루어지지 않는 구조에서 투자자 능력에 대한 자기 과신이 발생하기는 어려울 것이다.

다음으로, 추정된 회귀 계수와 VAR의 동태적인 관계를 이용하여 예상하지 못한 수익률 충격이 펀드 투자자의 거래에 미치는 효과를 충격-반응 함수를 통해 살펴보았다. <그림 2>의 누적 충격-반응 함수는 영구적인 충격-반응의 정도를 나타내는 것으로, 실선은 누적 충격-반응 값을, 점선은 95% 신뢰구간을 나타낸다. 개인 투자자의 타이밍 성과 충격에 대한 현금흐름의 누적 충격-반응을 살펴보면, 5%의 유의수준에서 통계적으로 유의적인 양(+)이 지속되었다. 기관 투자자의 경우 타이밍 성과 충격에 대한 현금흐름의 반응이 개인 투자자에 비해 매우 미미함을 알 수 있다. 누적 충격-반응 함수의 분석 결과에서도 개인 투자자의 타이밍 과신이 의미 있게 나타남을 알 수 있다.

21) 연금 펀드에서 성과가 높은 펀드로 현금 유입이 증가하지 않지만, 성과가 저조한 펀드로 현금 유출은 증가한다고 하였다.

22) James and Karceski(2006)는 이러한 대리인 문제가 규모가 작은 기관 투자자 펀드에서 자주 발생한다고 하였다.

- <그림 2> 누적 충격-반응 함수: 타이밍 과신 -

<그림 3>의 스타일 선택 과신을 살펴보면, 개인 투자자의 경우 모든 유형에서 성과 충격에 대한 현금흐름의 누적 반응이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값이 뚜렷하게 나타났다. 누적 반응의 크기도 0과는 크게 다른 양의 값을 보이고 있다. 기관 투자자 경우에도 현금흐름의 누적 반응이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 보이기는 하지만, 개인 투자자의 경우보다는 상당히 작게 나타나고 있다. 성장형 펀드에서만 기관 투자자의 스타일 선택 과신이 의미를 가지는 것으로 보이는데, 주식 편입 비율이 높아 위험이 상대적으로 높은 성장형 펀드에서 기관 투자자의 과신이 나타난다는 것은 Griffin and Tversky(1992)의 전문가 과신으로 이해될 수도 있다.

- <그림 3> 누적 충격-반응 함수: 스타일 선택 과신 -

VAR의 분석 결과를 정리하면, 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 나타났고, 선택 과신 또한 기관 투자자에 비해 개인 투자자에게 강하게 존재하였다. 선택 과신을 스타일 선택 과신과 펀드 선택 과신으로 구분하여 분석한 결과에서도, 개인 투자자의 과신 현상이 뚜렷하게 나타났다. 누적 충격-반응 함수의 결과에서도 기관 투자자에 비해 개인 투자자가 자신의 투자 능력에 대한 강한 자신감을 보이는 것을 알 수 있었다.

4.3 투자자의 과신과 자기-귀인 편향

Gervais and Odean(2001)과 Statman et al.(2006)은 투자 성공과 실패에 관련된 투자자의 행동 편향이 투자 의사결정의 과신을 발생시킨다고 하였다. 즉, 펀드 투자자의 경험과 능력에 따라 자기-귀인 편향이 나타나게 되고, 이 행동 편의로 인해 과신이 발생하여 거래량이 증가하게 된다는 것이 그들의 과신 가설이다.

식 (6)과 식 (7)을 사용하여 자기 귀인과 투자자 과신의 관련성을 검증한 결과는 <표 4>와 같다. 투자자의 과신을 가져오게 하는 행동 편향을 측정하기 위해, 과신 행동이 명확하게 나타나는 개인 투자자만을 대상으로 자기-귀인 편향을 검증하였다. 개별 펀드 분석의 경우, 선택 과신이 통계적으로 유의적으로 나타난 387개 펀드와 펀드 선택 과신이 통계적으로 유의적으로 나타난 384개 펀드를 대상으로 하였다. <표 4>에서는 투자 성공과 실패를 판단하는 기준이 되는 투자 기간은 3개월과 6개월을 기준으로 하였다.²³⁾ 패널 A의 타이밍 과신과 패널 B의 선택 과신은 자기-강화 편향과 자기-보호 편향이 모두 작용하였음을 알 수 있다. 하지만 자기-강

23) 1개월의 투자 기간을 기준으로 분석한 결과에서도, <표 4>의 전체적인 결론과 유사하다.

화 편 의 계 수 합 의 크 기 와 통 계 적 유 의 성 의 정 도 가 자 기 - 보 호 편 의 계 수 합 에 비 해 큰 값 을 가 지, 자 기 - 강 화 편 의 의 영 향 력 이 더 큼 을 알 수 있 다. 패 널 C 의 스타 일 선택 과 신 에 서 도 자 기 - 강 화 편 의 가 중 요 한 작 용 을 하 였 다. 전 3 개 월 동 안 의 투 자 성 과 를 기 준 으 로 하 였 을 때 모 든 펀 드 유 형 에 서 오 직 자 기 - 강 화 편 의 만 통 계 적 으 로 유 의 적 이 었 다. 6 개 월 의 투 자 성 과 에 대 한 자 기 - 귀 인 편 의 를 분 석 한 결 과 에 서 도 안 정 성 장 형 펀 드 와 중 소 형 주 펀 드 에 서 는 자 기 - 강 화 편 의 만 이 강 하 게 나 타 났 다. 펀 드 선택 과 신 에 서 도 자 기 - 강 화 편 의 와 자 기 - 보 호 편 의 가 모 두 존 재 하 여 패 널 B 의 분 석 결 과 와 일 치 하 였 다.

<표 4>의 분석 결과는 Taylor(1991), Fiske and Taylor(1991), Miller and Ross(1975), Gervais and Odean(2001)의 결론과 유사하다. 즉, 투자자들은 자신의 성공에 대해 자신의 능력이 주요한 원인이라 생각하는 반면, 실패의 탓은 자신의 능력 부재로 돌리기보다는 외적 상황이 원인이라 생각하는 경향이 강하다는 것을 시사한다. 이러한 행동 편 의 가 개인 투자자들이 자신의 투자 능력에 대한 자신감을 증진시키거나 자존감을 보호하기 위한 기제로 작용하였음을 보여주는 증거이기도 하다.

- <표 4> 자 기 - 귀 인 편 의 와 과 신 -

4.4 강 건 성 분 석 : 전 용 펀 드 투 자 자 의 과 신

<표 1>의 기초 통계량 분석에서 클래스 펀드와 전용 펀드의 특성에 차이가 있음을 살펴보고, 기관 투자자 펀드의 특성은 기관 전용 펀드에서 더욱 분명하게 나타났다. 전용 펀드의 경우 해당 투자자의 행동 특성 또한 더욱 분명하게 나타날 것이며, 어쩌면 클래스 펀드 투자자의 거래 행동과 차이를 보일 수도 있다.²⁴⁾ 본 연구에서는 이러한 관점을 반영하여 757개의 개인 전용 펀드와 294개의 기관 전용 펀드를 대상으로 펀드 투자자의 과신을 검증하고, 전체 투자자 펀드의 분석 결과와 비교하였다.

<표 5>는 과신 분해 모형을 사용하여 전용 펀드 투자자의 과신을 분석한 결과를 보여준다. 개인 전용 펀드 투자자의 경우 타이밍 과신과 선택 과신이 모두 나타나, 전체 개인 투자자 펀드의 분석 결과와 일치하였다. 기관 전용 펀드의 타이밍 과신을 검증한 결과에서는, 수익률 시차 변수의 계수 합이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값이 나타나, 기관 투자자의 과신이 전혀 존재하지 않음을 알 수 있다.²⁵⁾ 기관 전

24) James and Karceski(2006)는 규모가 작거나 개인 투자자 클래스를 가지는 기관 투자자 펀드의 경우 수익률이 더욱 저조하고, 포획된 자금 가설(captured money hypothesis)로 설명할 수 있는 대리인 문제가 나타난다고 하였다.

25) 타이밍 과신을 나타내는 계수 값들의 합이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 보이는 것에 대한 현실적인 해석이 어렵다. 타이밍 성과에 대한 현금 유출의 증가는 타이밍 성과에 대한 디스포지션 효과로 이해할 수 있

용 투자자의 스타일 선택 과신과 펀드 선택 과신 또한 거의 나타나지 않아 <표 3>과 동일한 결과를 제시한다. 전용 펀드 투자자의 과신을 분석한 결과에서도, 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 존재하였고, 선택 과신 또한 기관 투자자에 비해 개인 투자자에게 강하게 나타나, 개인 투자자의 과신을 다시 한 번 확인시켜 준다.

- <표 5> 전용 펀드 투자자의 과신

5. 펀드 매입과 환매의 과신

펀드 순현금흐름은 펀드 투자자의 매입 거래를 의미하는 현금 유입에서 환매 거래를 의미하는 현금 유출을 차감한 것이다. 순현금흐름이 자산 운용사의 수익성 결정에 매우 중요하고 현금흐름의 방향성을 보여주는 지표이긴 하지만, 펀드 투자자의 펀드 매입과 환매 심리를 분리하여 이해하기에는 적절하지 않다. 만약 펀드 매입과 환매에 대한 투자자의 과신이 상이하게 나타난다면, 순현금흐름만을 사용하여 투자자의 과신을 설명하는 것에 대한 설득력이 부족할 수도 있다. <표 6>은 순현금흐름을 사용한 분석의 한계점을 보완하기 위해, EDGAR 자료의 현금 유입과 현금 유출 자료를 사용하여 투자자의 과신을 분석하였다. EDGAR 자료에서 펀드 클래스별 현금 유입과 유출 자료를 제공하지 않기 때문에 개인 전용 펀드와 기관 전용 펀드 표본만을 대상으로 하였다.

<표 6>은 EDGAR 자료가 존재하는 478개의 개인 전용 펀드와 174개의 기관 전용 펀드의 과신 현상에 대한 결과를 보여주고 있다. <표 6>의 순현금흐름은 EDGAR의 현금 유입과 현금 유출 정보를 사용하여 계산한 순현금흐름이다. EDGAR의 순현금흐름 자료를 사용한 분석 결과에서도 개인 투자자의 타이밍 과신과 선택 과신이 존재함을 알 수 있다. 기관 투자자의 경우 타이밍 과신과 스타일 선택 과신 모두 나타나지 않았고, 펀드 선택 과신은 전체 기관 투자자의 10%에서만 통계적으로 유의적이었다. 이는 CRSP의 수익률과 TNA 정보를 사용하여 추정된 현금흐름의 분석 결과와 거의 일치한다. 모든 개인 전용 펀드와 기관 전용 펀드의 현금 유출입 정보를 EDGAR 자료에서 찾을 수는 없었지만, 순현금흐름 추정 결과가 <표 3>과 유사한 통계적 결과를 가지는 것으로 보아 EDGAR의 현금 유입과 현금 유출 자료 또한 펀드 투자자의 행동을 충분히 대변할 수 있는 자료로 판단할 수 있다.

여기서는 과신이 나타나지 않는 기관 투자자에 대한 설명은 생략하고, 과신이 뚜렷하게 나타나는 개인 투자자 결과만을 대상으로, 펀드 매입과 환매에 대한 과신을 나누어서 비교해 보고자 한다. 전기 수익률과 현금 유입의 관계가 양(+)이면, 펀드

지만, <표 5>에서는 순현금흐름을 대상으로 하였기 때문에, 디스포지션 효과에 대한 정확한 증거라고 보기 힘들다.

매입 거래의 과신 행동으로 해석할 수 있다.²⁶⁾ 전기 수익률과 현금 유출의 관계는 크게 두 가지 측면으로 해석할 수 있는데, 전기 수익률과 현금 유출의 관계가 양(+)이면 디스포지션 효과로, 음(-)이면 펀드 환매를 줄임으로써 펀드 투자를 유지해서 지속하려는 투자 의사결정에 대한 과신으로 해석할 수 있다.²⁷⁾

패널 A의 개인 투자자 타이밍 과신 검증에서는 현금 유입 시차 변수의 계수 합이 비유의적인 음(-)의 값이어서 타이밍 과신이 나타나고 있지 않다. 하지만 현금 유출 시차 변수의 계수 합은 통계적으로 유의적인 음(-)의 값인데, 이는 전기 타이밍 성과가 발생하면 개인 투자자가 펀드 환매를 줄여, 계속해서 펀드를 보유하려는 의지를 강하게 보인다는 것이다. 따라서 순현금흐름의 과신 현상은 매입보다는 환매에서 발생한 것임을 알 수 있다. 이에 비해, 패널 B의 개인 투자자 선택 과신은 펀드의 현금 유입에서 규모 기준으로 약 33%가 통계적인 유의성이 나타나, 환매보다는 매입 거래 행동에서 과신이 좀 더 뚜렷함을 알 수 있다.

패널 C의 스타일 선택 과신은 스타일에 따라 과신의 요인이 달라진다는 것을 보여주고 있다. 성장형은 매입과 환매 모두 과신을 증명할 정도로 통계적인 유의성을 보이지는 않지만 순현금흐름에서 과신이 나타나고 있다. 안정성장형 펀드는 개인 전용 펀드의 시차 변수의 계수 합이 현금 유입에서만 통계적으로 유의적인 양(-)의 값이다. 이는 펀드 매입에서 과신이 나타나기 때문에 이것이 순현금흐름에 반영된다는 것을 의미한다. 중소형주 펀드에서는 환매가 과거 수익률들과 유의적인 음(-)의 관계를 가지므로 환매가 순현금흐름 과신의 요인이라고 것을 알 수 있다. 패널 D의 펀드 선택 과신도 주로 매입으로부터 발생한다는 것을 보여주고 있다.

<표 6>의 분석 결과를 요약하면, 개인 투자자의 타이밍 과신은 매도 거래에서 주로 나타나고, 선택 과신은 매수와 매도 의사결정에서 모두 나타난다고 볼 수 있다.

- <표 6> 펀드 매입과 환매의 과신

7. 결론

본 연구는 투자자 과신 분해 모형을 개발하여 미국의 주식형 펀드 투자에 있어서 투자자 과신 행동이 존재하는가를 검증하였다. 투자자의 과신 현상은 투자자의 정

26) Odean(1998)과 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론에서는 주식 투자자의 과신은 매수 의사결정과 관련 된다고 하였다.

27) 펀드 거래의 경우 경쟁 매매, 상대 매매 방식이 아니기 때문에 펀드 투자자의 매입 혹은 매도 결정으로 거래가 바로 체결된다. 매도 결정은 펀드 거래의 종결을 의미하는 것이기 때문에 현금 유출이 감소하는 것은 펀드 투자를 유지하려는 경향이 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

보, 경험, 행동 편이의 정도에 따라 상이하게 나타날 수 있는데, 일반적으로 기관 투자자보다는 개인 투자자에게 분명하게 나타나야 한다. 본 연구는 주식 투자자의 과신 현상이 존재함을 보여준 Statman et al.(2006)을 확장하여, 주식형 펀드 투자에 있어서 개인과 기관 투자자의 과신 현상을 검증하고 비교하였다. 재무적 선택과 관련된 펀드 투자자의 현금흐름 분해를 통해 과신 분해 모형을 새롭게 개발하여, 펀드 투자자의 타이밍 능력, 스타일 선택 능력, 펀드 선택 능력과 관련된 과신을 세부적으로 식별하였다. 또한 자기-귀인 편이와 과신의 관련성을 살펴보기 위해, 자기-강화 편이와 자기-보호 편이를 구별하여 과신 행동의 원인을 규명하였다.

1995년부터 2013년까지 존재하는 미국 주식형 펀드를 대상으로 VAR 모형을 사용하여 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 타이밍 과신은 오직 개인 투자자에게만 나타났다. 둘째, 선택 과신 또한 기관 투자자에 비해 개인 투자자에게 강하게 존재하였다. 선택 과신을 스타일 선택 과신과 펀드 선택 과신으로 구분하여 분석한 결과에서도, 개인 투자자의 과신 현상이 뚜렷하게 나타났다. 셋째, 이러한 개인 투자자의 과신 현상은 자기-강화 편이와 자기-보호 편이에 기인할 수 있는데, 자기-강화 편이와 관련성이 강하게 나타나 Gervais and Odean(2001)의 과신 이론과 일관된 결론을 제시하였다. 마지막으로 개인 투자자의 타이밍 능력에 대한 과신은 펀드 매매 시 주로 나타나지만, 선택 능력에 대한 과신은 펀드 매입과 환매 의사결정 모두에 영향을 줄 수 있었다. 본 연구는 투자 과신 행동의 분해 모형을 개발하고, 이를 주식형 펀드의 투자에 적용하여 행동 재무론적 해석을 하였다는 점에서 의미가 있다.

참고 문헌

- Puetz, A., and S. Ruenzi, 2011, Overconfidence Among Professional Investors: Evidence from Mutual Fund Managers, *Journal of Business Finance and Accounting* 38, pp. 684-714.
- Bailey, W., A. Kumar, and D. Ng, 2011, Behavioral Biases of Mutual Fund Investors, *Journal of Financial Economics* 102, pp. 1-27.
- Baker, K. H., J. A. Haslem, and D. M. Smith, 2009, Performance and Characteristics of Actively Managed Institutional Equity Mutual Funds, *Journal of Investing* 18, pp. 27-44.
- Barber, B. M. and T. Odean, 2001, Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment, *Quarterly Journal of Economics* 116, pp. 261-292.
- Barberis, N. C. and R. H. Thaler, 2003, A Survey of Behavioral Finance. *Handbook of the Economics of Finance Edited by Constantinides, G. M., M. Harris and R. Stulz*, pp. 1053-1121.
- Cao, C., E. C. Chang, and Y. Wang, 2008, An Empirical Analysis of the Dynamic Relationship between Mutual Fund Flow and Market Return Volatility, *Journal of Banking and Finance* 32, pp. 2111-2123.
- Carhart, M. M., 1997, On Persistence in Mutual Fund Performance. *Journal of Finance* 52, pp. 57-82.
- Chuang, W., and R. Susmel, 2011, Who Is the More Overconfident Trader? Individual vs. Institutional Investors, *Journal of Banking and Finance* 35, pp. 1626-1644.
- Chevalier, J. and G. Ellison, 1997, Risk Taking by Mutual Funds as a Response to Incentives, *Journal of Political Economy* 105, pp. 1167-1200.
- Clifford, C., B. Jordan, and T. Riley, 2014, Average Funds versus Average Dollars: Implications for Mutual Fund Research, *Journal of Empirical Finance* 28, pp. 249-260.
- Coval, J. and T. Shumway, 2005, Do Behavioral Biases Affect Prices?, *Journal of Finance* 60, pp. 1-34.
- Coval, J. and E. Stafford, 2007, Asset Fire Sales (and Purchases) in Equity Markets, *Journal of Financial Economics* 86, 479-512.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and A. Subrahmanyam, 1998, Investor Psychology and Security Market Under- and Over-Reaction, *Journal of Finance* 53, pp. 1839-1885.
- Daniel, K., D. Hirshleifer, and S. Teoh, 2002, Investor Psychology in Capital Markets: Evidence and Policy Implications, *Journal of Monetary Economics* 49, pp. 139-209.
- De Bondt, W. F. and R. H. Thaler, 1985, Does the Stock Market Overreact? *Journal of Finance* 40, pp. 793-808.
- De Bondt, W. F. and R. H. Thaler, 1995, Financial Decision-Making in Markets and Firms: a Behavioral Perspective. *Handbooks in Operations Research and Management Science: Finance. Edited by R. A. Jarrow, V. Maksimovic, and W. T. Ziemba*, pp. 385-410.
- Del Guercio, D. and P. Tkac, 2002, The Determinants of the Flow of Funds on Managed Portfolios: Mutual Funds versus Pension Funds, *Journal of Financial and Quantitative*

- Analysis* 37, pp. 523–557.
- Edelen, R. M. and J. B. Warner, 2001, Aggregate Price Effects of Institutional Trading: a Study of Mutual Fund Flow and Market Returns, *Journal of Financial Economics* 59, pp. 195–220.
- Evans, R. B. and R. Fahlenbrach, 2012, Institutional Investors and Mutual Fund Governance: Evidence from Retail–Institutional Fund Twins, *Review of Financial Studies* 25, pp. 3530–3571.
- Fiske, S. T., and S. E. Taylor, 1991, *Social Cognition* (2nd ed.), *McGraw-Hill, New York*.
- Frazzini, A., 2006, The Disposition Effect and Underreaction to News, *Journal of Finance* 61, pp. 2017–2046
- French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, 1987, Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics* 19, pp. 3–29.
- Gervais, S. and Odean, T., 2001, Learning to Be Overconfident, *Review of Financial Studies* 14, pp. 1–27.
- Griffin, D., and A. Tversky, 1992, The Weighting of Evidence and the Determinants of Overconfidence, *Cognitive Psychology* 24, pp. 411–435.
- Grinblatt, M. and B. Han, 2005, Prospect Theory, Mental Accounting, and Momentum, *Journal of Financial Economics* 78, pp. 311–339.
- Grinblatt, M. and M. Keloharju, 2001, What Makes Investors Trade? *Journal of Finance* 56, pp. 589–616.
- Grinblatt, M. and M. Keloharju, 2009, Sensation Seeking, Overconfidence, and Trading Activity, *Journal of Finance* 64, pp. 589–616.
- Gruber, M., 1996, Another Puzzle: The Growth in Actively Managed Mutual Funds, *Journal of Finance* 51, pp. 783–810.
- Hirshleifer, D., 2001, Investor Psychology and Asset Pricing, *Journal of Finance* 56, pp. 1533–1597.
- Huang, J., C. Sialm, and H. Zhang, 2011, Risk Shifting and Mutual Fund Performance, *Review of Financial Studies* 24, pp. 2575–2616.
- Huang, J., K. D. Wei, and H. Yan, 2007, Participation Costs and the Sensitivity of Fund Flows to Past Performance, *Journal of Finance* 62, pp. 1273–1311.
- Investment Company Institute, 2014, *2014 ICI Fact Book*, www.ici.org/pdf/2014_factbook.pdf.
- Investment Company Institute, 2013, Ownership of Mutual Funds, Shareholder Sentiment, and Use of the Internet, *ICI Research Perspective* 19, pp. 1–46.
- Jaffe, J. F., and R. L. Winkler, 1976, Optimal Speculation against an Efficient Market, *Journal of Finance* 31, pp. 49–61.
- James, C. and J. Karceski, 2006, Investor Monitoring and Differences in Mutual Fund Performance, *Journal of Banking and Finance* 30, pp. 2787–2808.
- Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk, *Econometrica* 47, pp. 263–292.
- Ko, K., Y. Wang, M. Paek, and Y. Ha, 2014, Flow–Performance Relationship of Chinese Equity Mutual Funds: Net flows, Inflows, and Outflows, *Asia-Pacific Journal of*

- Financial Studies* 43, pp. 273-296.
- Lakonishok, J. and S. Smidt, 1986, Volume for Winners and Losers: Taxation and Other Motives for Stock Trading, *Journal of Finance* 41, pp. 951 - 974.
- Lee, B., M. Paek, Y. Ha, and K. Ko, 2015, The Dynamics of Market Volatility, Market Return, and Equity Fund Flow: International Evidence, *International Review of Economics and Finance* 35, pp. 214-227.
- Lee, C. and B. Swaminathan, 2000, Price Momentum and Trading Volume, *Journal of Finance* 55, pp. 2017-2069.
- Lynch, A. W. and D. K. Musto, 2003, How Investors Interpret Past Fund Returns, *Journal of Finance* 58, pp. 2033-2058.
- Miller, D. T. and M. Ross, 1975, Self-Serving Biases in the Attribution of Causality: Fact or Fiction?, *Psychological Bulletin* 82, pp. 213-225.
- Odean, T., 1998, Volume, Volatility, Price, and Profit When All Traders are Above Average, *Journal of Finance* 53, pp. 1887-1934.
- Odean, T., 1999, Do Investors Trade Too Much? *American Economic Review* 89, pp. 1279-1298.
- Paek, M. and K. Ko, 2014, On the Aggregate Net Flows, Inflows, and Outflows of Equity Funds: U.S. vs. Japan, *Japan and the World Economy* 32, pp. 85-95.
- Salganik, G. and A. Schreiber, 2013, The Determinants of Investment Flows: Retail Versus Institutional Mutual Funds, *Working Paper available at SSRN 2296508*.
- Shefrin, H. and M. Statman, 1985, The Disposition to Sell Winners Too Early and Rise Losers Too Long, *Journal of Finance* 40, pp. 777-790.
- Sirri, E. R. and P. Tufano. 1998, Costly Search and Mutual Fund Flows, *Journal of Finance* 53, pp. 1589-1621.
- Spiegel, M. and H. Zhang, 2013, Mutual Fund Risk and Market Share Adjusted Fund Flows, *Journal of Financial Economics* 108, pp. 506-528.
- Statman, M., S. Thorley, and K. Vorkink, 2006, Investor Overconfidence and Trading Volume, *Review of Financial Studies* 19, pp. 1531-1565.
- Taylor, S. E., 1991, Asymmetrical Effects of Positive and Negative Events: The Mobilization-Minimization Hypothesis, *Psychological Bulletin* 110, pp. 67-85.
- Thaler, R. H., 2005, *Advances in Behavioral Finance, Volume II*, Princeton University Press.
- Warther, V. A., 1995, Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns, *Journal of Financial Economics* 39, pp. 209-235.
- Wermers, R., Mutual Fund Performance: An Empirical Decomposition into Stock-Picking Talent, Style, Transactions Costs, and Expenses, *Journal of Finance* 54, pp. 1695-1703.
- Zheng, L., 1999, Is Money Smart? A Study of Mutual Fund Investors' Fund Selection Ability, *Journal of Finance* 54, pp. 901-933.

<표 1> 기초 통계량

이 표는 1,953개의 미국 주식형 펀드의 기초 통계량을 보여준다. 패널 A의 개인 투자자 펀드는 개인 투자자들을 대상으로 판매되는 펀드이고, 패널 B의 기관 투자자 펀드는 연금, 회사, 비영리 단체, 재단 및 기부 단체 등의 간접투자기구이다. 뮤추얼 펀드는 펀드의 모든 클래스가 개인 투자자만을 대상으로 하는 개인 전용 펀드, 기관 투자자만을 대상으로 하는 기관 전용 펀드, 기관 투자자 클래스와 개인 투자자 클래스를 모두 가지는 펀드가 있다. 후자의 경우 개인 클래스 포트폴리오와 기관 클래스 포트폴리오로 구분한 후, 개인 클래스 포트폴리오를 개인 클래스 펀드, 기관 클래스 포트폴리오를 기관 클래스 펀드로 정의하였다. 개인 투자자 펀드는 개인 전용 펀드와 개인 클래스 펀드를, 기관 투자자 펀드는 기관 전용 펀드와 기관 클래스 펀드를 포함한다. 수익률은 월별 펀드 수익률을, 시장 초과 수익률은 월별 펀드 수익률에서 주식시장의 CRSP 가치가중 수익률을 차감한 것이다. 현금흐름은 월별 순현금흐름, 규모는 펀드의 시가 총액, 연령은 펀드 설립 후 월 수다. 비용은 12b-1 비용을 포함한 펀드 연 보수를 12개월로 나누어 준 것이다. 수수료는 선취 수수료이고, 펀드 클래스별로 상이한 선취 수수료 구조를 가지는 경우, 펀드 클래스 규모의 가치가중 평균으로 수수료를 계산하였다, 회전율은 펀드 포트폴리오의 CRSP 회전율이다. 개별 펀드별로 평균, 중앙값, 표준편차를 계산하여 동일가중 평균을 나타내었다.

		수익률	시장 초과 수익률	현금흐름	규모 (백만 \$)	연령 (월)	비용	수수료	회전율	펀드 수
패널 A: 개인 투자자 펀드										
개인 투자자 펀드	평균	.0070	-.0002	.0109	1,085	205	.0011	.0088	.8656	1,659
	중위수	.0074	-.0003	.0076	182	164	.0011	.0000	.6885	
	표준편차	.0034	.0027	.0202	3,816	150	.0004	.0110	.8471	
개인 클래스 펀드	평균	.0073	.0004	.0111	1,532	226	.0011	.0125	.8104	902
	중위수	.0077	-.0002	.0090	271	184	.0012	.0133	.7125	
	표준편차	.0028	.0022	.0151	4,848	166	.0003	.0113	.5032	
개인 전용 펀드	평균	.0067	-.0006	.0107	553	180	.0011	.0044	.9327	757
	중위수	.0069	-.0005	.0059	107	144	.0011	.0000	.6453	
	표준편차	.0040	.0032	.0250	1,884	124	.0004	.0088	1.1289	
패널 B: 기관 투자자 펀드										
기관 투자자 펀드	평균	.0071	.0002	.0156	529	153	.0008	.0003	.7958	1,196
	중위수	.0074	-.0000	.0191	192	143	.0008	.0000	.7082	
	표준편차	.0032	.0023	.0197	1,713	78	.0002	.0021	.4997	
기관 클래스 펀드	평균	.0072	.0002	.0170	515	159	.0008	.0003	.7911	902
	중위수	.0074	-.0000	.0146	196	151	.0008	.0000	.7073	
	표준편차	.0031	.0022	.0198	1,837	77	.0002	.0024	.4971	
기관 전용 펀드	평균	.0069	.0002	.0114	570	137	.0007	.0000	.8109	294
	중위수	.0071	.0000	.0102	177	110	.0007	.0000	.7102	
	표준편차	.0035	.0025	.0187	1,260	74	.0003	.0005	.5086	

<표 2> Stateman et al.(2006)의 과신

이 표는 1,659개의 개인 투자자 펀드와 1,196개의 기관 투자자 펀드를 대상으로, Stateman et al.(2006)의 과신 모형에 따라 투자자의 과신을 검증한 것이다. 전체 펀드 분석에서는 2 변수-벡터 자기회귀(BVAR) 모형을, 개별 펀드 분석에서는 3 변수-벡터 자기회귀(TVAR) 모형을 사용하였다.

$$\text{BVAR: } \begin{bmatrix} cf_{m,t}^G \\ r_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^3 \beta_k \begin{bmatrix} cf_{m,t-k}^G \\ r_{m,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=0}^1 \gamma_l \begin{bmatrix} msig_{t-l} \\ disp_{t-l} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^r \end{bmatrix},$$

단, $cf_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 현금흐름, $r_{m,t}$: 주식시장의 t월 CRSP 가치가중 수익률, $r_{m,t}$: 주식시장의 t월 CRSP 가치가중 수익률, $msig_t$: French, Schwert, and Stambaugh(1987)를 이용한 t월 주식시장의 변동성, $disp_t$: t월 개별 펀드 수익률 간의 표준편차.

$$\text{TVAR: } \begin{bmatrix} cf_{i,t} \\ resid_{i,t} \\ r_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf} \\ \alpha_{ri} \\ \alpha_m \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{i,t-k} \\ resid_{i,t-k} \\ r_{m,t-k} \end{bmatrix} + \sum_{l=1}^1 \gamma_l msig_{t-l} + \begin{bmatrix} e_{i,t}^{cf} \\ e_{i,t}^{resid} \\ e_{m,t}^r \end{bmatrix},$$

단, $cf_{i,t}$: 펀드 i의 t월 현금흐름, $resid_{i,t}$: 펀드 i의 t월 시장 모형의 잔차항, $r_{m,t}$: 주식시장의 t월 CRSP 가치가중 수익률, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, $msig_t$: French, Schwert, and Stambaugh(1987)를 이용한 t월 주식시장 변동성

패널 A는 전체 펀드의 분석 결과이고, 패널 B는 개별 펀드의 분석 결과이다. 현금흐름이 종속변수인 식에서 추정된 시장 수익률과 펀드 수익률 시차 변수의 계수 값을 보여준다. 패널 A의 β_{t-1} 는 시장 수익률 1 시차 변수($r_{m,t-1}$)의 계수 값이고, $\sum\beta$ 는 시장 수익률 시차 계수들의 합($\beta_{t-1}+\beta_{t-2}+\beta_{t-3}$)이다. 패널 B의 Avg. $\sum\beta$ 는 개별 펀드의 펀드 수익률 시차 변수($r_{i,t-k}$)와 시장 수익률 시차 변수($r_{m,t-k}$) 계수 합들의 평균이고, Avg. $\chi^2(1)$ 은 $\sum\beta$ 의 χ^2 통계량의 평균이다. No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이고, Neg. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이다. Avg. Adj. R²는 개별 펀드의 조정된 결정 계수들의 평균이다.

	개인 투자자 펀드 (1,659개)		기관 투자자 펀드 (1,196개)	
패널 A: 전체 펀드 분석				
	계수	$\langle t \rangle (\chi^2)$	계수	$\langle t \rangle (\chi^2)$
β_{t-1}	.0201	$\langle 3.05 \rangle^{***a}$	-.0069	$\langle -.42 \rangle$
$\sum\beta$.0189	(2.53)	-.0035	(.01)
Adj. R ²	.7038		.0663	
패널 B: 개별 펀드 분석				
	펀드 수익률	시장 수익률	펀드 수익률	시장 수익률
Avg. $\sum\beta$.2236	.0035	.1645	-.0032
Avg. $\chi^2(1)$	(2.91)*	(1.32)	(1.65)	(1.16)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	21[37]%	7[14]%^b	8[7]%	4[4]%
Neg. $\sum\beta$	1[0]%	2[2]%	3[4]%	2[3]%
Avg. Adj. R ²	.2609		.0945	

a. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.
b. 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 펀드의 비중임

<표 3> 타이밍 과신과 선택 과신

이 표는 투자자의 과신을 세부적으로 식별하기 위해 과신 분해 모형을 사용하여 개인 투자자와 기관 투자자의 과신을 검증한 결과이다.

$$\text{BVAR: } \begin{bmatrix} cf_{over,t}^G \\ r_{ability,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{over,t-k}^G \\ r_{ability,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{over,t}^G \\ e_{ability,t} \end{bmatrix},$$

$$\text{단, } cf_{over,t}^G = \begin{cases} \text{타이밍 과신: } def_{m,t}^G = cf_{m,t}^G - cf_{m,t-1}^G \\ \text{선택 과신: } dcf_{i,m,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{스타일 선택 과신: } dcf_{s,m,t}^G = cf_{s,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{펀드 선택 과신: } cf_{i,s,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{s,t}^G \end{cases}, \quad r_{ability,t} = \begin{cases} \text{타이밍 부분: } dr_{m,t} = r_{m,t} - r_{m,t-1} \\ \text{선택 부분: } dr_{i,m,t} = r_{i,t} - r_{m,t} \\ \text{스타일 선택 부분: } dr_{s,m,t} = r_{s,t} - r_{m,t} \\ \text{펀드 선택 부분: } dr_{i,s,t} = r_{i,t} - r_{s,t} \end{cases},$$

$cf_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 현금흐름, $cf_{i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드의 t월 현금흐름, $cf_{s,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드가 속하는 펀드 스타일 s_i 의 t월 현금흐름, $r_{m,t}$: t월 시장 수익률, $r_{i,t}$: i 펀드의 t월 수익률, $r_{s,t}$: i 펀드가 속한 스타일의 t월 수익률, G: 개인 투자자 그룹 또는 기관 투자자 그룹, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, s_i 성장형 펀드, 안정성장형 펀드, 또는 중소형주 펀드.

이 표는 현금흐름($cf_{over,t}^G$)이 종속변수인 식에서 추정된 수익률 시차 변수의 계수 값만을 보여준다. 패널 A와 패널 C의 $\sum\beta$ 는 수익률 시차 변수의 계수 합($\beta_{t-1} + \beta_{t-2} + \beta_{t-3}$)이고, Adj. R²는 조정된 결정계수이다. 패널 B와 패널 D의 Avg. $\sum\beta$ 는 개별 펀드별 수익률 시차 변수의 계수 합들의 평균이고, Avg. $\chi^2(1)$ 은 $\sum\beta$ 의 χ^2 통계량의 평균이다. No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이고, Neg. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이다. Avg. Adj. R²는 개별 펀드의 조정된 결정 계수들의 평균이다.

	개인 투자자 펀드 (1,659개)		기관 투자자 펀드 (1,196개)	
	계수	$\chi^2(1)$	계수	$\chi^2(1)$
패널 A: 타이밍 과신				
$\sum\beta$.0357	(19.29)***a	.0007	(.00)
Adj. R ²	.3155		.4156	
패널 B: 선택 과신				
Avg. $\sum\beta$.2125	(3.16)*	.1348	(1.67)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	23[45]% ^b		7[8]%	
Neg. $\sum\beta$	1[0]%		3[3]%	
Avg. Adj. R ²	.2541		.0859	
패널 C: 스타일 선택 과신				
성장형 펀드 $\sum\beta$.0367	(6.21)**	.0771	(1.20)
Adj. R ²	.5792		.0039	
안정성장형 펀드 $\sum\beta$.0725	(12.10)***	.0090	(.03)
Adj. R ²	.6382		.0563	
중소형주 펀드 $\sum\beta$.0706	(12.40)***	.0231	(.93)
Adj. R ²	.3709		.0234	
패널 D: 펀드 선택 과신				
Avg. $\sum\beta$.2494	(3.02)*	.1181	(1.55)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	23[41]%		6[5]%	
Neg. $\sum\beta$	1[1]%		3[4]%	
Avg. Adj. R ²	.2444		.0830	

a. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.
b. 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 펀드의 비중임

<표 4> 자기-귀인 편익과 과신

이 표는 개인 투자자의 자기-귀인 편익과 과신의 관련성을 검증한 결과이다. 패널 A와 패널 C는 개인 투자자 펀드 전체를, 패널 B(D)는 개인 투자자 펀드 중에서 선택 과신(펀드 선택 과신)이 존재하는 387개(384개) 펀드를 대상으로 한다.

$$cf_{over,t}^G = \alpha_{cf}^G + \sum_{k=1}^K \beta_k r_{ability,t-k} I(bias_t^G > 0) + \sum_{k=1}^K \delta_k r_{ability,t-k} I(bias_t^G \leq 0) + e_{over,t}^G,$$

단, $bias_t^G = cf_{over,t-T:t-1}^G \times r_{ability,t-T:t-1}$, $t-T:t-1$: (t-T)월부터 (t-1)월까지의 기간, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, $I(bias_t^G > 0)$: $bias_t^G > 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0, $I(bias_t^G \leq 0)$: $bias_t^G \leq 0$ 이면 1, 그렇지 않으면 0. $bias_t^G > 0$ 이면 투자 성공을, $bias_t^G \leq 0$ 이면 투자 실패를 의미한다. $\sum_{k=1}^K \beta_k > 0$ 이면 자기-강화 편익에 의한 과신으로, $\sum_{k=1}^K \delta_k > 0$ 이면 자기-보호 편익에 의한 과신 현상이다.

	3개월		6개월	
	계수	$\chi^2(1)$	계수	$\chi^2(1)$
패널 A: 타이밍 과신				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.0342	(13.61)***a	.0427	(17.28)***
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$.0329	(11.97)***	.0295	(9.38)***
Adj. R ²	.3149		.3137	
패널 B: 선택 과신				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.6231	(6.70)***	.5374	(6.89)***
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$.3721	(4.85)**	.3728	(2.72)*
Avg. Adj. R ²	.3883		.3761	
패널 C: 스타일 선택 과신				
C.1 성장형 펀드				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.0444	(5.86)**	.0284	(3.44)*
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$.0079	(.08)	.0966	(3.61)*
Adj. R ²	.5872		.6042	
C.2 안정성장형 펀드				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.0873	(14.39)**	.0686	(8.52)***
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$.0126	(.07)	.0601	(2.20)
Adj. R ²	.6385		.6627	
C.2 중소형주 펀드				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.0901	(16.86)***	.0847	(15.18)***
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$	-.0021	(.00)	.0202	(.20)
Adj. R ²	.3848		.4032	
패널 D: 펀드 선택 과신				
자기-강화 편익 $\sum \beta > 0$.6706	(6.96)***	.6241	(6.71)***
자기-보호 편익 $\sum \delta > 0$.4366	(3.96)**	.3820	(3.49)*
Avg. Adj. R ²	.3822		.3729	

a. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.

<표 5> 전용 펀드 투자자의 과신

이 표는 과신 분해 모형의 현금흐름과 수익률을 사용하여, 757개의 개인 전용 펀드와 294개의 기관 전용 펀드를 대상으로 타이밍 과신과 선택 과신을 검증한 결과다.

$$\text{BVAR: } \begin{bmatrix} cf_{over,t}^G \\ r_{ability,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{over,t-k}^G \\ r_{ability,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{over,t}^G \\ e_{ability,t} \end{bmatrix},$$

$$\text{단, } cf_{over,t}^G = \begin{cases} \text{타이밍 과신: } dcf_{m,t}^G = cf_{m,t}^G - cf_{m,t-1}^G \\ \text{선택 과신: } dcf_{i,m,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{스타일 선택 과신: } dcf_{s,m,t}^G = cf_{s,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{펀드 선택 과신: } cf_{i,s,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{s,t}^G \end{cases}, \quad r_{ability,t} = \begin{cases} \text{타이밍 부분: } dr_{m,t} = r_{m,t} - r_{m,t-1} \\ \text{선택 부분: } dr_{i,m,t} = r_{i,t} - r_{m,t} \\ \text{스타일 선택 부분: } dr_{s,m,t} = r_{s,t} - r_{m,t} \\ \text{펀드 선택 부분: } dr_{i,s,t} = r_{i,t} - r_{s,t} \end{cases},$$

$cf_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 현금흐름, $cf_{i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드의 t월 현금흐름, $cf_{s,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드가 속하는 펀드 스타일 S_i 의 t월 현금흐름, $r_{m,t}$: t월 시장 수익률, $r_{i,t}$: i 펀드의 t월 수익률, $r_{s,t}$: i 펀드가 속한 스타일의 t월 수익률, G: 개인 투자자 그룹 또는 기관 투자자 그룹, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, S_i : 성장형 펀드, 안정성장형 펀드, 또는 중소형주 펀드.

이 표는 현금흐름($cf_{over,t}^G$)이 종속변수인 식에서 추정된 수익률 시차 변수의 계수 값만을 보여준다. 패널 A와 패널 C의 $\sum\beta$ 는 수익률 시차 변수의 계수 합($\beta_{t-1} + \beta_{t-2} + \beta_{t-3}$)이고, Adj. R2는 조정된 결정계수이다. 패널 B와 패널 D의 Avg. $\sum\beta$ 는 개별 펀드별 수익률 시차 변수의 계수 합들의 평균이고, Avg. $\chi^2(1)$ 은 $\sum\beta$ 의 χ^2 통계량의 평균이다. No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이고, Neg. $\sum\beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum\beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이다. Avg. Adj. R2는 개별 펀드의 조정된 결정 계수들의 평균이다.

	개인 투자자 펀드 (757개)		기관 투자자 펀드 (294개)	
	계수	$\chi^2(1)$	계수	$\chi^2(1)$
패널 A: 타이밍 과신				
$\sum\beta$.0416	(10.66)***a	-.1722	(5.22)**
Adj. R ²	.3355		.4663	
패널 B: 선택 과신				
Avg. $\sum\beta$.2041	(2.98)*	.1098	(1.89)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	21[46]% ^b		9[13]%	
Neg. $\sum\beta$	9[1]%		5[4]%	
Avg. Adj. R ²	.2167		.0926	
패널 C: 스타일 선택 과신				
성장형 펀드 $\sum\beta$.0799	(4.70)**	.1439	(1.10)
Adj. R ²	.1954		.2962	
안정성장형 펀드 $\sum\beta$.0950	(19.24)***	-.1256	(.73)
Adj. R ²	.3928		.1270	
중소형주 펀드 $\sum\beta$.0505	(5.22)**	-.0001	(.00)
Adj. R ²	.2426		.0104	
패널 D: 펀드 선택 과신				
Avg. $\sum\beta$.2482	(2.70)	.1500	(1.79)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	20[37]%		6[4]%	
Neg. $\sum\beta$	0[2]%		5[6]%	
Avg. Adj. R ²	.2768		.0919	

a. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.

b. 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 펀드의 비중임

<표 6> 펀드 매입과 환매의 과신

이 표는 과신 분해 모형의 현금흐름과 수익률을 사용하여, 타이밍 과신과 선택 과신을 현금 유입과 유출로 나누어 검증한 결과이다. 757개의 개인 전용 펀드와 294개의 기관 전용 펀드의 CRSP 자료와 SEC EDGAR의 반기별 보고서 자료를 연결하고, 현금 유입과 유출 정보가 존재하는 478의 개인 전용 펀드와 174개의 기관 전용 펀드를 선정하였다. 현금 유입은 EDGAR 자료에서 t 기간에 신규로 매입된 금액 비중을, 현금 유출은 EDGAR 자료에서 t 기간에 환매된 금액 비중을, 순현금흐름은 현금 유입에서 현금 유출을 차감하여 계산한 현금흐름을 의미한다.

$$\text{BVAR: } \begin{bmatrix} cf_{over,t}^G \\ r_{ability,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{cf}^G \\ \alpha_r \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^K \beta_k \begin{bmatrix} cf_{over,t-k}^G \\ r_{ability,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{over,t}^G \\ e_{ability,t} \end{bmatrix},$$

$$\text{단, } cf_{over,t}^G = \begin{cases} \text{타이밍 과신: } dcf_{m,t}^G = cf_{m,t}^G - cf_{m,t-1}^G \\ \text{선택 과신: } dcf_{i,m,t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{스타일 선택 과신: } dcf_{s_p m,t}^G = cf_{s_p t}^G - cf_{m,t}^G \\ \text{펀드 선택 과신: } dcf_{i,s_p t}^G = cf_{i,t}^G - cf_{s_p t}^G \end{cases}, \quad r_{ability,t} = \begin{cases} \text{타이밍 부분: } dr_{m,t} = r_{m,t} - r_{m,t-1} \\ \text{선택 부분: } dr_{i,m,t} = r_{i,t} - r_{m,t} \\ \text{스타일 선택 부분: } dr_{s_p m,t} = r_{s_p t} - r_{m,t} \\ \text{펀드 선택 부분: } dr_{i,s_p t} = r_{i,t} - r_{s_p t} \end{cases},$$

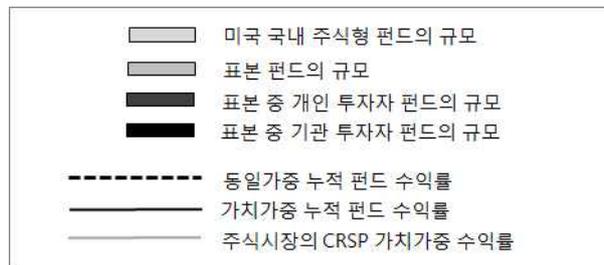
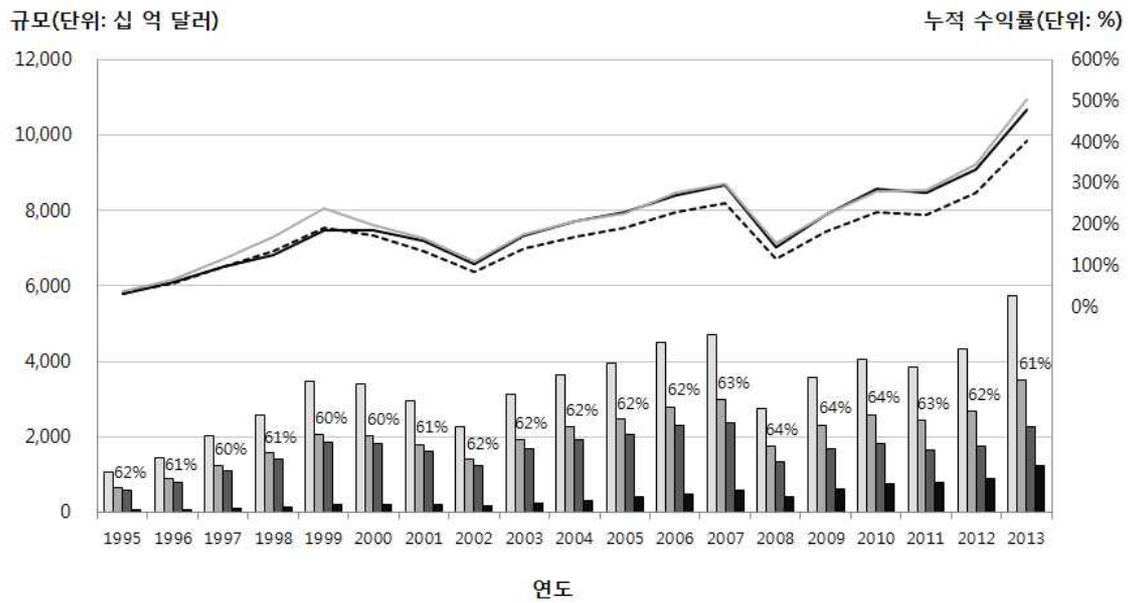
$cf_{m,t}^G$: G 투자자 그룹 전체의 t월 현금흐름, $cf_{i,t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드의 t월 현금흐름, $cf_{s_p t}^G$: G 투자자 그룹 i 펀드가 속하는 펀드 스타일 s_i 의 t월 현금흐름, $r_{m,t}$: t월 시장 수익률, $r_{i,t}$: i 펀드의 t월 수익률, $r_{s_p t}$: i 펀드가 속한 스타일의 t월 수익률, G: 개인 투자자 그룹 또는 기관 투자자 그룹, K: 개별 펀드별 SBC 기준 시차, s_i 성장형 펀드, 안정성장형 펀드, 또는 중소형주 펀드.

이 표는 현금흐름($cf_{over,t}^G$)이 종속변수인 식에서 추정된 수익률 시차 변수의 계수 값만을 보여준다. 패널 A와 패널 C의 $\sum \beta$ 는 수익률 시차 변수의 계수 합($\beta_{t-1} + \beta_{t-2} + \beta_{t-3}$)이고, Adj. R2는 조정된 결정계수이다. 패널 B와 패널 D의 Avg. $\sum \beta$ 는 개별 펀드별 수익률 시차 변수의 계수 합들의 평균이고, Avg. $\chi^2(1)$ 은 $\sum \beta$ 의 χ^2 통계량의 평균이다. No[TTNA](%) of Sig. Pos. $\sum \beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum \beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 양(+)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이고, Neg. $\sum \beta$ 는 전체 펀드 수(규모) 대비, $\sum \beta$ 의 값이 통계적으로 유의적인 음(-)의 값을 가지는 펀드들의 수(규모) 비중이다. Avg. Adj. R2는 개별 펀드의 조정된 결정 계수들의 평균이다.

	개인 전용 펀드 (478개)			기관 전용 펀드 (174개)		
	순현금흐름	현금 유입	현금 유출	순현금흐름	현금 유입	현금 유출
	계수 $\chi^2(1)$	계수 $\chi^2(1)$	계수 $\chi^2(1)$	계수 $\chi^2(1)$	계수 $\chi^2(1)$	계수 $\chi^2(1)$
패널 A: 타이밍 과신						
$\sum\beta$.0283 (8.82)***a	-.0050 (.22)	-.0249 (6.27)**	.0074 (.06)	-.0247 (.69)	-.0366 (1.15)
Adj. R^2	.2012	.0878	.2177	.2637	.2359	.2652
패널 B: 선택 과신						
Avg. $\sum\beta$.1351 (3.17)*	.0754 (2.52)	-.0487 (2.28)	.2204 (2.00)	.1633 (1.89)	-.0409 (1.33)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	24[49]% ^b	14[33]%	3[2]%	13[10]%	10[10]%	7[7]%
Neg. $\sum\beta$	1[1]%	3[2]%	14[19]%	6[9]%	5[6]%	3[1]%
Avg. Adj. R^2	.2525	.3107	.1901	.1183	.1313	.0604
패널 C: 스타일 선택 과신						
성장형 펀드 $\sum\beta$.0740 (7.88) ***	.0431 (2.14)	-.0388 (2.38)	.0515 (.98)	.0157 (.12)	-.0429 (.93)
Adj. R^2	.5968	.5151	.3483	.0679	.1167	.0179
안정성장형 펀드 $\sum\beta$.0662 (8.05) ***	.0487 (5.18)**	-.0077 (.13)	-.0418 (.29)	.0317 (.26)	.0471 (.52)
Adj. R^2	.5818	.6794	.5567	.0425	.1703	.0613
중소형주 펀드 $\sum\beta$.0783 (7.88) ***	.0115 (.23)	-.0336 (3.06)*	-.0419 (1.47)	.0162 (.38)	.0559 (3.37)*
Adj. R^2	.4568	.6537	.7124	.0592	.2376	.1301
패널 D: 펀드 선택 과신						
Avg. $\sum\beta$.1468 (2.99)*	.0890 (2.37)	-.0468 (2.12)	.2120 (2.01)	.1604 (1.71)	-.0571 (1.34)
No[TNA](%) of Sig. Pos. $\sum\beta$	21[40]%	15[18]%	3[1]%	10[5]%	7[6]%	5[8]%
Neg. $\sum\beta$	2[3]%	3[3]%	15[30]%	6[11]%	4[6]%	7[5]%
Avg. Adj. R^2	.2537	.3152	.0915	.1137	.1204	.0665

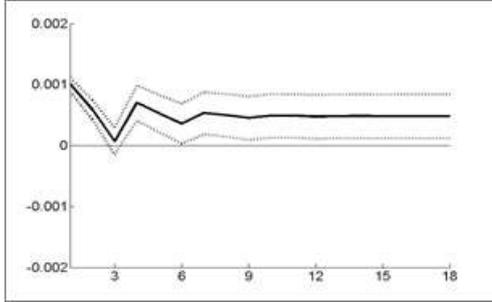
a. *, **, ***: 10%, 5%, 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 나타냄.
b. 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 펀드의 비중임

<그림 1> 표본 펀드의 규모와 수익률

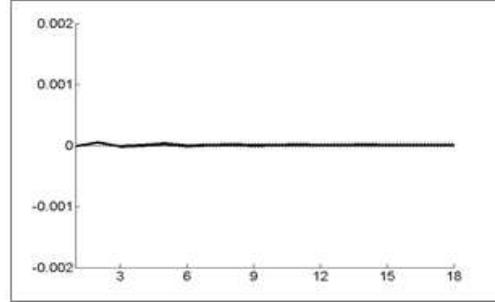


<그림 2> 누적 충격-반응 함수: 타이밍 과신

개인 투자자 펀드



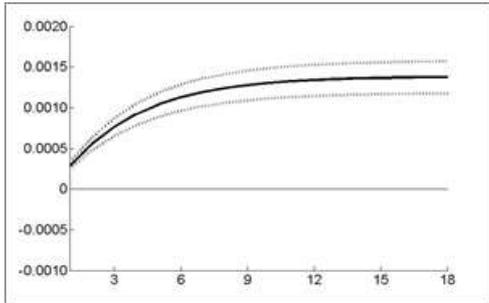
기관 투자자 펀드



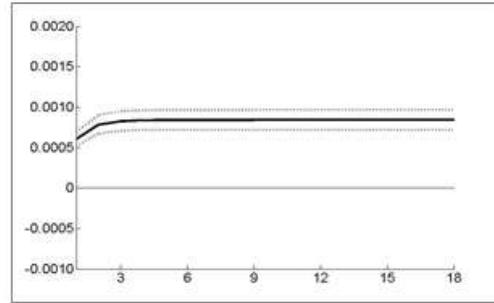
<그림 3> 누적 충격-반응 함수: 스타일 선택 과신

패널 A: 성장형 펀드

개인 투자자 펀드

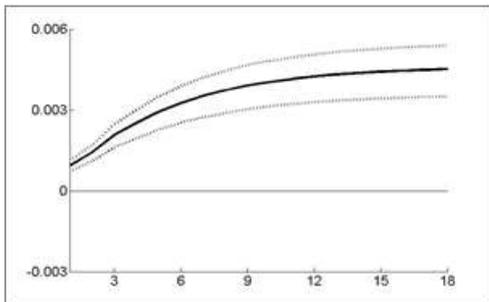


기관 투자자 펀드

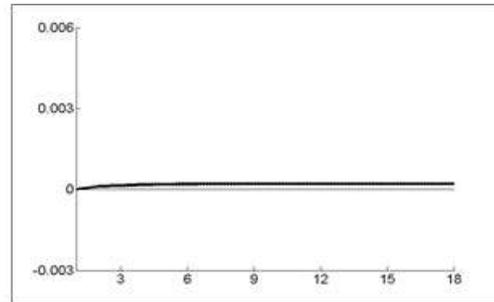


패널 B: 안정성장형 펀드

개인 투자자 펀드

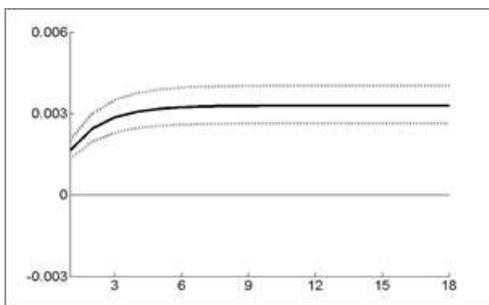


기관 투자자 펀드



패널 C: 중소형주 펀드

개인 투자자 펀드



기관 투자자 펀드

