

# 펀드플로우와 시장위험

정효윤\* · 박종원\*\*

## <요 약>

본 논문에서는 한국금융시장의 자료를 이용하여 펀드플로우와 시장위험간의 관계를 검증하고, 펀드플로우의 변화가 시장의 위험수준의 변화를 설명할 수 있는지를 분석하였다. 이는 펀드플로우와 시장위험간의 관계에 대한 학문적 시사점을 제공하고 일각에서 제기하고 있는 펀드런에 의한 시스템리스크 유발가능성을 탐색한다는 점에서 의미를 갖는다. 주식형 펀드플로우와 주식시장 위험에 대한 분석결과는 펀드자금의 유입이 시장위험과 (+)의 관계를 가짐을 보여준다. 채권형 펀드의 경우 펀드플로우는 채무불이행위험프리미엄과 음(-)의 관계를, 기간프리미엄과는 양(+)의 관계를 갖는다. MMF의 결과는 MMF로의 자금유입이 시장의 유동성위험을 줄여줌을 보여준다. 예측오차의 분산분해를 통한 전이지수의 구성을 통해 펀드플로우의 변화가 시장위험의 변화를 얼마나 설명할 수 있는지를 분석한 결과는 설명력이 제한적이며 변동이 매우 심한 결과를 보여준다. 주식시장의 경우 한국자본시장에서 서브프라임 사태의 영향이 본격화된 시기인 2007년 말 이후 펀드플로우에 가해진 변화가 시장의 위험변동을 설명하는 비율이 상대적으로 크게 증가해 이러한 추세가 상당기간 지속되는 모습을 보인다. 반면, 채권시장의 경우 2008년 말 이후 펀드플로우에 가해진 충격이 채권시장의 위험에 전이되는 현상이 지속적으로 나타나며, 단기 금융시장의 경우에는 이러한 현상이 체계적으로 발생하지 않는다. 주식시장과 채권시장에서 보인 특정시기를 중심으로 하는 전염효과와 지속현상은 펀드플로우에 가해진 예상치 못한 충격이 시장위험을 증가시킬 수 있음을 의미한다. 그러나 회귀분석과 VAR 모형의 추정결과, 그리고 분산분해의 설명력 등을 고려하여 판단할 때 본 연구의 결과는 펀드플로우의 변화가 시장위험의 변동을 설명하는 설명력이 제한적이어서 일부에서 우려하는 펀드런에 따른 금융시장의 시스템리스크의 증가와 전반적인 위기의 확산으로 나타날 가능성은 높지 않음을 말해준다.

주제어 : 펀드플로우, 펀드런, 시장위험, 시스템리스크

논문접수일 : 2010년 04월 07일 논문최종수정일 : 2010년 06월 16일 게재확정일 : 2010년 06월 18일

\* 이 논문은 2008년도 정부재원(교육인적자원부 학술연구조성사업비)으로 한국학술진흥재단의 지원을 받아 연구되었음(KRF-2008-327-B00255). 이 논문은 두 번째 저자인 정효윤의 서울시립대학교 석사학위 논문의 내용 중 일부를 수정·보완하여 작성된 것임.

\*\* (재)산업경제발전연구원 연구원, E-mail : jhy@iedi.or.kr

\*\*\* 교신저자, 연구책임자, 서울시립대학교 경영학부 교수, E-mail : parkjw@uos.ac.kr

## I. 서론

지난 2007년 하반기 이후 전 세계 금융시장은 미국의 비우량 주택담보대출(subprime mortgage) 사태로 촉발된 불확실성에서 헤어나지 못하고 있다. 글로벌 금융시장의 불안한 움직임 속에서 최근 주목받고 있는 것은 펀드자금의 급격한 변동이 시장에 미치는 영향이다. 20세기 후반 이후 전 세계적으로 간접투자시장, 특히 주식형펀드 시장이 크게 성장하였다.<sup>1)</sup> 국내의 경우에도 금융시장에서 펀드시장이 차지하는 비중이 빠르게 증가하고 있다. 국내 펀드시장의 규모는 2009년 말 현재 2001년 말에 비해 약 2.2배 이상 성장하였으며 특히 주식형펀드의 규모는 18배 이상 성장하였다.<sup>2)</sup> 그러나 주식형펀드 투자자들의 단기투자행태, 전 세계적인 금융시장개방에 따른 외부충격에 의한 시장 교란 등으로 인해 펀드시장에 급격한 자금의 유출입(fund flow : 이하 펀드플로우)이 발생할 가능성이 상존하며, 이는 펀드시장을 넘어 금융시장 전체의 변동을 확대시키고 금융시스템에 큰 충격을 줄 수 있다는 우려가 높아지고 있다.

펀드플로우에 의한 시장의 교란현상은 뮤추얼펀드에 더해 최근 헤지펀드의 성장과 함께 전세계적으로 폭넓게 관찰된다.<sup>3)</sup> Kaufman(1994)과 Hale(1994)은 1980년대와 1990년대 초반 미국의 뮤추얼펀드산업의 규모가 급격하게 커지자 뮤추얼펀드시장의 급격한 펀드플로우가 금융시장 전체의 변동성을 높이고 금융시스템의 안정성을 해칠 수 있다고 지적하였다. 또 Danielsson and Shin(2003)은 하락시장에서 자산 가격이 하락하게 되면 투자자들이 보유 자산을 매각하게 되고 이는 해당 자산의 가격하락과 시장하락을 증폭시키는 악순환을 유발하게 되어, 시장의 불안정성이 자본시장 내에서 시장참여자들의 상호작용을 통해 확대될 수 있다고 주장한다.

나아가 펀드플로우 중에서 극단적 현상으로서 펀드대량환매 소위 펀드런(fund run)

1) 금융투자협회의 '세계 펀드산업 동향'에 따르면 2009년 2분기 말 기준으로 전 세계 뮤추얼펀드의 규모는 순자산 기준으로 약 \$20.3조이며 이중 주식형펀드 순자산은 2002년 말 \$4.2조에서 2009년 2분기 말 \$7.3조로 증가하였으며, 전체펀드 순자산 중 주식형펀드가 차지하는 비중은 2009년 2분기 말 약 36%에 이르고 있다.

2) 금융투자협회의 '펀드시장 동향(2009년 12월)'에 의하면 국내의 주식형, 혼합형, 채권형, MMF, 기타 펀드의 순자산은 2001년 말 155.04조 원에서 2009년 말 331.9조 원으로 성장하였다. 특히 주식형 펀드는 같은 기간 동안 6.92조 원에서 126.2조 원으로 약 18배 정도 성장하였다.

3) 예로 2007년 8월 10일 프랑스의 BNP Paribas가 펀드 환매 중단을 선언한 이후 미국과 유럽의 금융회사들이 자금난에서 벗어나기 위해 보유 채권을 투매한 결과 국제수익률과 단기금리가 급등했다. 또 2007년 7월 17일 미국의 5대 투자은행인 Bear Stearns 소유의 2개의 헤지펀드 파산 이후 Bear Stearns는 결국 유동성 위기를 극복하지 못하고 JP Morgan Chase에 인수되었고 이후 대형 투자은행들의 몰락과 전 세계적인 금융위기로 이어졌다.

의 발생과 악영향에 대한 우려가 제기되고 있다. 펀드런은 펀드가 부실해질 것이라는 소문을 듣고 먼저 환매하겠다고 덤비는 새로운 금융패닉(financial panic) 현상으로 정의할 수 있다.<sup>4)</sup> 펀드런은 금융시장의 전반적인 위험수준을 증가시키고 시스템리스크(systemic risk)를 유발할 수 있다.<sup>5)</sup> 최근 금융시장은 파생상품시장의 발달과 함께 금융산업의 업무영역 파괴, 복합금융그룹화(financial conglomeration) 등 금융권역간의 연계성이 강화되고 있어 펀드런 발생은 단지 펀드시장에만 영향을 미치는 것이 아니라 타 금융권역으로 전이되어 금융시장의 전반적인 위기로 확산될 수 있다.

펀드산업의 비중 증가와 글로벌 금융시장의 불안정 속에서 펀드플로우가 금융시장에 미치는 영향을 검증하는 것은 학문적으로나 실무적으로 중요한 시사점을 제공해줄 것이다. 이와 관련한 그간의 국내외 연구는 펀드의 성과분석이나 펀드매니저의 투자행태

- 
- 4) 펀드런(fund run)은 학문적으로 잘 정의된 표현이 아니다. 뱅크런(bank run)과 비슷한 현상을 펀드시장에 적용하여 국내언론에서 사용한 표현이라고 볼 수 있다. 그럼에도 불구하고 펀드런이 함축하고 있는 의미를 대체할 표현을 쉽게 발견하기가 어려워 본 연구에서는 펀드런이란 용어를 그대로 사용한다. 펀드런은 대량환매를 수반한다는 면에서 뱅크런과 비슷하다. 그러나 뱅크런은 그 결과 은행을 파산하게 만들고 금융시스템의 붕괴를 초래할 수 있지만, 펀드런이 어떤 결과를 초래할지에 대해서는 아직 충분한 논의가 이루어지지 못하고 있다. 펀드런이 시장에 미치는 한 영향으로 유동성 고갈을 가져와 펀드의 지급불능 사태를 초래하는 것을 생각할 수 있다. 지난 2007년 8월 유럽 2위이자 프랑스 최대은행인 BNP 파리의 3개 펀드 환매중단 선언이 발표되자 일시에 집중적인 환매사태와 이에 따른 추가폭락이 빚어졌다. 국내의 경우 2003년 SK글로벌 회계 부정과 LG카드 부도 위기로 나타난 펀드대량환매 사건을 유사한 사례로 꼽을 수 있을 것이다. 펀드런 또는 펀드대량환매사태로 인해 펀드를 운영 중인 투자은행이나 자산운용회사가 파산할 수도 있다. 실제 지난 2008년 미국의 투자은행 베어스텝스는 운용 중이던 펀드의 파산으로 인해 결국 유동성 위기를 맞이하였고 JP Morgan Chase에 인수되었다.
- 5) 시스템리스크는 연구자에 따라 또 시장에 따라 다양하게 정의될 수 있다. 은행 중심시장의 경우 시스템리스크는 주요 경제적 사건에 의해 유발된 뱅크런 등에 의해 단기간에 걸쳐 일어나는 은행들의 연쇄부도 가능성을 말한다. 여기에서는 세 가지 구성요소를 찾을 수 있다. 첫째, 은행들 간에 부도가 연쇄적으로 발생하는 부도상관(default correlation)이 존재해야 한다. 둘째, 단기간에 걸쳐 연쇄부도가 일어나야 한다. 셋째, 주요 경제적 사건에 의해 유발되어야 한다(Chan et al., 2005). 따라서 단지 시장의 폭락을 시스템리스크로 정의할 수는 없다. 한편, 자본시장에서의 시스템리스크는 시장참가자들이 직접적인 이해당사자가 된다는 점에서 또 예금보험과 같은 안정장치가 존재하지 않는다는 점에서 전통적인 은행 중심시장에서의 시스템리스크와는 차별적인 특성을 가지며 그 양태가 매우 다를 수 있다. 즉, 뱅크런, 해당은행 보유자산의 시장가치 하락과 파산, 지급결제시스템의 붕괴와 금융시장으로의 전이와 같은 순차적인 경로가 은행 중심시장에서의 시스템리스크의 확대과정이라면, 자본시장에서는 시장참여자들의 특성상 특정회사의 유동성 또는 신용 위기가 다수투자자의 “flight to quality” 현상을 촉발시키고 이는 시장전체의 폭락을 유발하고 다른 금융권역으로 전이될 수 있다. 최근의 서브프라임모기지 사태 이후의 위기의 확산 과정은 이러한 가능성을 말해준다. 특히 자본시장에서 펀드시장의 비중이 급격히 증가하고 있고 이에 따른 금융투자회사들의 위험관리, 투자자보호, 그리고 시장안정이 중요한 이슈로 대두되고 있는 점을 고려할 때, 개별 펀드들 사이의 위험의 전염(contagion), 스타일이 다른 펀드들 사이의 위험의 전염, 펀드시장에서 발생한 위기의 타 금융권역(예를 들어 은행이나 보험)으로의 전염과 확산 등이 펀드시장과 관련한 시스템리스크의 구체적인 예가 될 수 있을 것이다. 본 연구에서는 펀드플로우와 관련한 시스템리스크를 분석하는 방법으로 펀드플로우가 주식시장, 채권시장, 단기금융시장의 위험과 갖는 관계와 펀드플로우에 가해진 충격이 이들 위험에 미치는 영향을 검증한다.

등 주로 미시적 차원의 연구(micro approach)가 대부분이었으며, 일부 펀드시장과 금융 시장간의 관계에 대한 연구는 뮤추얼펀드의 현금흐름과 주식시장의 수익률간의 관계에 대한 분석에 주안점을 두어왔다(예를 들어, Warther, 1995; 고광수, 2002; 김영갑, 2007). 최근의 금융환경 변화를 감안할 때 펀드플로우와 금융시장 간의 관계 특히, 펀드플로우가 금융시장의 위험에 미치는 영향과 같은 거시적 차원의 연구(macro approach) 필요성이 더욱 요청되고 있으나, 이에 대해서는 아직 학술적으로나 실무적으로 엄밀한 분석이 이루어지지 못하고 있다.

이러한 배경하에 본 연구는 한국시장의 자료를 대상으로 펀드시장을 주식형, 채권형, MMF로 분류하여 펀드플로우를 측정하고 펀드플로우가 주식시장, 채권시장, 그리고 단기금융시장의 위험에 미치는 영향을 분석한다. 또한 급격한 펀드자금의 변동이 발생할 경우 이러한 변동이 주식시장이나 채권시장의 위험에 어떻게 전이(spillover)되는지를 분석하여 펀드플로우가 금융시장의 안정을 교란하고 시스템리스크를 유발할 수 있는지를 탐색한다.

지금까지 거시적 차원에서 펀드플로우와 위험간의 관계를 검증한 선행연구는 미국시장을 대상으로 뮤추얼펀드의 펀드플로우와 주식시장의 변동성간의 관계를 분석한 Cao, Chang, and Wang(2008)의 연구가 유일하다.<sup>6)</sup> 본 연구는 펀드플로우와 시장위험(주식시장, 채권시장, 그리고 단기 금융시장)간의 관계에 대한 의미있는 증거를 제시해준다는 점에서 학문적인 중요성을 갖는다. 또 본 연구는 펀드플로우의 변화가 시장위험의 변동을 얼마나 설명할 수 있는지를 구체적으로 분석함으로써 일각에서 제기하고 있는 펀드런에 따른 시스템리스크의 유발가능성을 살펴본다는 점에서 실무적, 정책적으로 유용한 의의를 갖는다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 관련 선행연구들을 정리하고 본 연구에서 이용하는 자료와 방법론에 대해서 기술한다. 제 III장에서는 회귀모형을 이용하여 펀드플로우가 금융자산의 위험에 미치는 영향을 분석한다. 제 IV장에서는 VAR 모형을 이용하여 펀드플로우와 시장위험간의 관계를 분석하고, 전이지수(spillover index)를 구성하여 급격한 펀드플로우가 발생하는 경우 금융시장에 시스템리스크가 유발될 수 있

6) 이들은 고빈도자료를 이용하여 측정된 실현변동성과 본 연구에서 사용하는 Garman-Klass 변동성으로 주식시장의 위험을 측정하고 VAR 모형 추정결과에 기초하여 펀드플로우와 주식시장변동성 간의 관계를 분석하였다. 본 연구는 펀드유형에 따라 금융시장을 주식시장, 채권시장, 단기 금융시장으로 구분하고 각 펀드플로우와 시장위험간의 관계를 분석하고, VAR 모형의 예측오차분산분해에 기초한 전이지수의 구성을 통해 펀드시장에 가해진 충격이 시장위험에 전이되는 효과를 직접 살펴보았다는 점에서 Cao et al.의 연구와 차별성을 갖는다.

는지를 탐색한다. 마지막으로 제 V장에서는 연구결과를 정리하고 시사점을 제시한다.

## II. 선행연구와 연구방법론

### 1. 선행연구

펀드플로우와 시장위험간에 갖는 관계는 다음과 같은 관점에서 설명될 수 있다.<sup>7)</sup>

첫째는 정(+)<sup>8)</sup>의 추종거래의 영향이다. 개별펀드의 투자행태를 분석한 여러 연구들(Ippolito, 1992; Coval and Stafford, 2007)은 많은 펀드매니저들이 정(+)<sup>9)</sup>의 추종거래를 이용함을 보여준다. 이러한 전략을 이용하는 펀드매니저들은 시장이 상승하는 경우 증권을 매입하고 시장이 하락하는 경우 증권을 매도함으로써 증권가격이 내재가치에서 더욱 벗어나도록 한다. 시장에 정(+)<sup>10)</sup>의 추종거래를 따르는 펀드들이 지배적인 경우 펀드플로우는 시장의 단기변동성을 확대시킬 것이다. 반면에 음(-)<sup>11)</sup>의 추종거래 또는 반대매매전략을 이용한 펀드매니저들은 상승장에서 팔고 하락장에서 매입함으로써 증권가격을 본질가치에 수렴하도록 작용할 것이다. 시장에는 다양한 투자전략을 이용하는 펀드매니저들이 섞여 있을 것이므로 펀드플로우가 현실 시장의 변동성에 어떤 영향을 미치는가 하는 문제는 실증분석을 통해 검증될 과제이다.

둘째, 잡음거래자(noise traders) 또는 비정보거래자(uninformed traders)의 영향이다.

7) 펀드플로우와 수익률간의 관계에 대해서는 다양한 선행연구를 찾아볼 수 있다. 대표적으로 Warther (1995)는 미국시장에서 월별자료를 이용한 경우, 펀드플로우가 현재 및 다음 달의 시장수익률과 (+)의 관계를 가짐을 보였다. 반면에 시장수익률은 다음 달의 펀드플로우와 (-)의 관계를 갖는다고 주장한다. 한편 Fortune(1998)은 VAR 모형을 이용하여 펀드플로우와 수익률간의 관계를 분석한 결과 정(+)<sup>12)</sup>의 추종거래(positive feedback trading)가 단기적으로 나타나나 펀드플로우가 시장에 미치는 영향은 작다고 주장한다. Engen and Lehnert(2000)는 전기의 수익률과 다음기의 펀드플로우간의 상관관계가 낮아 정(+)<sup>13)</sup>의 추종거래가 나타나지 않는다는 결과를 보여준다. 월별 자료에 대한 분석과는 달리 미국시장의 일별자료를 이용한 분석에서 Edelen and Warner(2001)는 일별 펀드플로우는 전일 또는 당일의 시장수익률과 유의적인 (+)의 상관관계를 가지나, 일별시장수익률은 전일의 일별 펀드플로우와 어떤 관련성을 갖지 않는다는 결과를 보여준다. 국내의 연구로 고흥수(2002)는 펀드플로우와 주식수익률간 관계를 분기별, 월별, 일별 자료를 이용하여 Warther(1995)의 2단계 회귀분석과 VAR모형을 이용하여 함께 분석하였다. 그는 펀드플로우와 주식시장 수익률은 동시점에서 (+)의 관계를 가지며 전기의 수익률은 현재의 예상치 못한 펀드플로우와 (+)의 관계를 가져 미국 시장과 같이 국내에서도 정(+)<sup>14)</sup>의 추종거래가 나타남을 보였다. 김영갑(2007)의 연구도 비슷한 결과를 보여준다. 국내의 다른 연구들과는 달리 이현상, 허규만(2007)은 주별자료를 이용하고 순자산총액의 변화율로 측정된 펀드플로우에 기초하여 VAR 모형을 통해 펀드플로우와 주식수익률 간의 관계를 분석하였다. 그 결과 펀드플로우와 주식시장 수익률간에 동시차에서 (+)의 상관관계가 나타나고 이러한 결과는 주식시장 상승기간에 더욱 뚜렷하다는 결과를 보여주었다. 그러나 전기의 펀드플로우가 당기의 수익률에 (+)의 효과를 미치고 전기의 수익률이 펀드플로우에 (-)의 영향을 미치는 부(-)<sup>15)</sup>의 추종거래(negative feedback trading)가 나타난다는 결과를 제시하고 있다.

Black(1986)과 Lee, Shleifer, and Thaler(1991)에 따르면 잡음거래자 또는 비정보거래자의 비중이 클수록 증권가격은 내재가치에서 더욱 이탈하고 시장의 변동성은 확대된다. 펀드에 투자하는 개인투자자들은 정보거래자라기보다는 비정보거래자라고 할 수 있다. 따라서 펀드플로우는 비정보거래자들이 현재 시장에 대해 갖고 있는 생각(uninformed investors' sentiment)을 나타내는 대리치라고 할 수 있으며, 이는 시장의 단기변동성에 영향을 미치는 주요변수라고 할 수 있다.

마지막으로 펀드투자자의 volatility timing의 가능성이다. Busse(1999)는 미국시장의 개별 뮤추얼펀드를 대상으로 한 연구에서 주식시장이 안정되는 경우 주식형펀드로의 자금유입이 증가하고 반대로 주식시장의 변동이 확대되는 경우 주식형펀드에서의 자금유출이 증가한다는 결과를 보였다. 즉, 시장의 변동성 변화에 대응하여 주식형펀드들이 주식시장에 대한 노출을 조정한다는 것이다. 이는 시장의 변동성 변화가 펀드플로우에 영향을 미침을 의미한다.

펀드플로우와 시장위험간의 관계는 위와 같은 관점에서 설명할 수 있으나, 아직 충분한 실증연구는 이루어지지 않고 있다. 예외적으로 Cao, Chang, and Wang(2008)은 미국시장의 일별자료를 이용한 분석에서, 주식시장의 변동성이 당일 또는 전일의 펀드플로우와 (-)의 관계를 가지며, 펀드플로우의 변동은 시장변동성에 (-)의 충격을 줌을 보여준다. 이는 펀드자금의 유입은 시장의 변동성을 줄여주며, 반대로 펀드자금의 유출은 변동성의 증가를 가져옴을 의미한다. 또한 이들의 연구결과는 일별펀드플로우가 전일의 변동성과 (-)의 관계를 가져 펀드투자자들의 volatility timing 가능성을 보여준다.

한편, 한 시장에서 발생한 가격의 급변동과 유동성 충격은 시장간 전염효과를 가져오고 타 시장으로 확산되어 시장의 전반적인 위기수준을 상승시킬 수 있다.<sup>8)</sup> Allen and Gale(2007)은 자본시장이 심각한 내재적 변동성과 불안정성을 지니고 있으며, 시장에 가해진 유동성 충격이 자산가격의 급격한 하락을 야기할 수 있음을 보여준다. 또 이러한 불안정성과 변동성은 시장 참여자들의 상호작용을 통해 다른 부분으로 확대 재생산될 수 있다고 주장한다. Danielsson and Shin(2003)은 자본시장 내에서 발생되고 확대되는 불안정 요인을 내재적 위험(endogenous risk)이라 부르고, 이러한 내재적 위험이 확대 재생산된 사례로 1987년의 주식시장 급락과 1998년 LTCM 파산 등을 들고 있다. Vayanos(2004)는 뮤추얼펀드의 비중이 높은 금융시장에서 시장의 변동성 증가가 투자자들의 펀드환매 요구를 증가시키고 이 경우 펀드매니저들은 유동성이 낮은 자산을 줄

8) 보다 상세한 내용은 길재욱, 박영석, 신진영(2009), 제 II장 참조.

이고 유동성이 높은 자산에 대한 보유를 증가시키는 “flight to quality” 현상을 보여 시장의 불안정성이 증폭될 수 있음을 보였다. Kyle and Xiong(2001)은 단기 투자이익을 추구하는 투기적 투자자(convergence trader)의 거래행태로 인하여 특정 자산의 가격변동은 다른 자산의 가격변동을 유발할 수 있으며 시장하락국면에서 자산가격의 동시하락 현상이 발생할 수 있다고 주장한다. Hameed, Kang and Viswanathan(2006)은 NYSE의 실시간 호가 자료를 이용한 분석에서 시장하락 국면에서 유동성이 급격히 감소하며, 유동성이 낮은 자산 간의 수익률 상관관계가 증가하는 동조현상이 나타남을 보이고 있다. 이러한 현상을 가져오는 중요한 원인으로 뮤추얼펀드의 펀드플로우를 들 수 있다. 시장 하락 국면에서는 자금의 순유출이 발생할 가능성이 높고 이 경우 펀드 운용자들은 투자자의 환매에 응하기 위해 보유 자산 전반에 대해 매도를 동시에 증가시키게 되고 결과적으로 광범위한 유동성 감소가 발생한다는 것이다.<sup>9)10)</sup>

이와 같이 펀드시장의 자금유출이 다른 시장으로 전이, 확산되어 금융시장 전체의 위험을 높이고 불안정성을 증폭시키는 이른바 시스템리스크를 유발할 수 있다는 결과를 여러 연구들이 보여주고 있다.<sup>11)</sup> 대표적으로 최근 헤지펀드를 중심으로 이루어진 투자위험의 전염과 금융위기로의 확산 행태에 대한 연구는 헤지펀드에 의한 자본시장 교란이 시스템리스크를 증가시킨다는 연구결과를 제시하고 있다. 1998년 LTCM과 2006년 9월 천연가스 선물가격이 급락하여 대규모 투자 손실을 입었던 Amaranth Advisors LLC의 사례에서 보듯이 급격한 가격변동으로 인한 대규모 손실 가능성과 그에 따른 투자자들의 환매요구 및 헤지펀드의 파산위험은 헤지펀드의 서비스를 제공하는 프라임 브로커와 투자자 등 거래상대방에게 위험을 전가시키는 시스템리스크를 촉발할 수 있다는 것이다. Boyson, Stahel, and Stulz(2007)는 시장의 극단적인 움직임이 특정 헤지펀드 수익률에 전이되는지 또 헤지펀드의 (-)의 수익률이 다른 헤지펀드들에 전염효과를 가지는지

9) 반면, 시장상승국면에서의 자금의 유입증가는 주식의 즉시 매입을 강제하는 것이 아니므로 매수압력은 시장하락국면에서의 매도압력에 비해 낮다.

10) 시장수익률과 펀드플로우 간의 positive feedback process는 시장의 하락에 연쇄반응을 가져올 수 있다. 즉, 시장수익률이 상승하는 경우 펀드에 유입되는 현금흐름은 증가하며, 이에 따른 매수 세력의 증가는 시장수익률을 더욱 상승시킨다. 반대로 시장하락기에 수익률의 하락은 펀드의 자금유출을 유발하며 이는 연쇄적인 펀드환매와 청산을 가져와 시장의 폭락을 가져올 수 있다. Hale(1994)과 Kaufman(1994)은 이러한 견해를 잘 나타낸다.

11) De Bandt and Hartmann(2000)은 자본시장으로부터 시스템리스크가 증가하는 요인으로 정보비대칭 하에서 노이즈(noise)에 따른 전염효과와 증권의 직접거래노출에 의한 전염효과를 지목하였다. 즉 자본시장이 정보비대칭에 의한 positive feedback trading 등으로 폭락하면 현물과 선물시장간 차익거래 등으로 인해 시장간 전염효과를 일으키고 이는 다시 증권거래에 노출이 큰 금융회사의 재무적 곤경을 초래할 수 있다는 것이다.

를 분석한 결과 금융시장으로부터 헤지펀드로 전이되는 증거는 발견되지 않았으나 헤지펀드간에는 전염효과가 나타난다는 결과를 얻었다.<sup>12)</sup> Billio, Getmansky, and Pelizzon (2008)는 금융위기가 헤지펀드 위험에 미치는 영향을 국면전환모형을 이용하여 연구한 결과 높은 변동성국면에서 대부분의 전략들이 유동성 및 신용위험과 (-)의 관계를 가짐을 발견하였다. 이호진, 송원호, 장국현, 정삼영(2006)은 시장변동성이 커지는 극단적인 사건이 발생하는 경우 헤지펀드지수의 수익률과 주식시장 수익률의 상관계수가 순식간에 1에 가까운 값으로 변하는 국면전환형태가 유발된다고 보고하고 있다. 또 헤지펀드 산업에서 야기되는 위험이 일부 통로를 통해 금융기관으로 전이되어 금융시장에 시스템리스크를 유발할 수 있음을 보고하고 있다.<sup>13)</sup>

이러한 선행연구 결과는 펀드플로어가 금융시장의 위험에 밀접하게 관련되어 있으며, 펀드플로우의 급격한 변동이 시장의 위험수준을 크게 변화시키고 나아가 금융시스템의 안정성을 해칠 수 있음을 보여주는 것이다.

## 2. 데이터 및 방법론

### 1) 펀드플로우와 시장위험 데이터

본 연구는 그 동안의 미시적인 분석과는 달리 거시적 관점에서 펀드플로우가 금융시장의 위험에 어떠한 영향을 미치는지에 대해 분석한다. 이를 위해 본 연구에서는 펀드시장을 주식형, 채권형, MMF의 3개 유형으로 구분하였다. 금융투자협회에서는 2006년 6월부터 펀드 자금의 실제 유출입을 입금(설정)과 출금(해지)으로 나누어 제공하고 있다. 본 연구의 표본기간은 금융투자협회에서 펀드의 자금유출입 자료를 발표하기 시작한 2006년 5월 30일부터 2009년 12월 29일까지이며, 각 펀드의 일별 및 주별 자금유출입 자료는 금융투자협회 펀드통계에서 제공하는 기간자금유출입 자료를 이용하였다. 주별자료의 경우 매주 수요일~화요일까지의 일별자료의 합으로 구하였으며 공휴일이나 국경일 등은 제외하였다. 금융투자협회에서는 <표 1>의 기준에 따라 펀드를 유형별로 구분하고 있다.

12) 이들은 Hedge fund를 스타일별로 Arbitrage, Directional, Event Driven hedge fund로 나누어 분석하였고 각 스타일별로 전염효과가 존재하는 것을 발견하였다.

13) 김봉한, 김시원(2009)은 국내자료를 이용하여 펀드수탁고에서 발생한 충격이 타 금융부문의 위험성에 미치는 영향을 분석하고, 펀드시장에서 발생한 충격이 타 금융부문으로 전염될 가능성이 매우 낮아 펀드련이나 시스템리스크와 같은 위기상황으로까지 연결될 가능성은 낮다고 평가하고 있다.



<표 1> 펀드별 유형분류 기준 및 비중

유형	분류기준	설정액(억 원)	비중
주식형펀드	주식에 60% 이상 투자하는 펀드	753,557	29.01%
채권형펀드	주식에 투자하지 아니하고 채권에 60% 이상 투자하는 펀드	430,929	16.59%
혼합형펀드	혼합주식형 : 주식에 50% 이상 투자하는 펀드	71,727	2.76%
	혼합채권형 : 주식에 50% 미만 투자하는 펀드	171,564	6.60%
MMF	단기 금융 상품에 투자하는 펀드	717,551	27.62%
기타 펀드	증권과 단기금융상품을 제외한 파생상품, 부동산 실물자산 등에 투자하는 펀드	452,492	17.41%

주) 2009년 12월 말 기준. 금융투자협회(<http://stat.kofia.or.kr>).

본 연구에서는 Warther(1995)와 고광수(2002) 등의 연구에서처럼 혼합형과 기타를 제외한 주식형, 채권형, MMF로 펀드유형을 구분하고, 세 종류 펀드의 합을 전체펀드로 나타내었다. 일별 및 주별 실제 자금유출입자료를 이용함으로써 설정액이나 순자산총액 자료를 이용한 국내 선행연구에 비해 보다 정확하게 펀드플로우를 측정할 수 있을 것이다. 또한 펀드시장의 규모 변화에 따른 효과를 통제하기 위해 각 펀드유형별 자금유출입을 전기의 설정액으로 나누는 방법을 이용하여 정규화 하였다.<sup>14)</sup>

$$\text{펀드플로우}_{i,t} = \frac{(\text{입금액}_{i,t} - \text{출금액}_{i,t})}{\text{전체펀드설정액}_{i,t-1}} \quad (1)$$

식 (1)에서 i는 주식형, 채권형, MMF를 나타내며, 분모의 전체펀드 설정액은 세 유형의 펀드설정액의 합계를 나타낸다.

한편 펀드시장에 대응하는 금융시장으로 주식시장, 채권시장, 그리고 단기 금융시장을 선정하고 각 시장의 위험을 나타내는 대리치를 측정하였다.

각 시장의 전반적인 위험수준을 나타내는 대리치로는 주식시장의 경우 KOSPI에 대한 Garman-Klass(1980)<sup>15)</sup> 변동성 추정량을 채권시장의 위험지표로는 신용위험을 나타내는 채무불이행위험프리미엄(= 3년 만기 AA- 등급 회사채수익률 - 3년 만기 국고채수

14) 고광수(2002)와 김영갑(2007)의 연구에서는 펀드플로우를 펀드설정액 변화율을 이용하여 구하였으며, 이 현상, 허규만(2007)의 경우 순자산총액 변화율을 이용하여 구하였다. 그러나 설정액과 순자산총액의 경우 실제적인 펀드의 자금 유출입을 나타낸다고 볼 수 없다.

15)  $\sigma_t^2 = 0.511(H_t - L_t)^2 - 0.019[(C_t - O_t)(H_t + L_t - 2O_t) - 2(H_t - O_t)(L_t - O_t)] - 0.383(C_t - O_t)^2$ 의 방법으로 구하였으며, C<sub>t</sub>, H<sub>t</sub>, L<sub>t</sub>, O<sub>t</sub>는 각각 당일 종가, 고가, 저가, 시가이다.

익률 : DRP)과 만기위험을 나타내는 기간프리미엄(= 3년 만기 국고채수익률 - 1년 만기 동안채수익률 : TEP)을 이용하였다. 그리고 단기금융시장의 위험지표로는 유동성위험을 나타내는 1일 만기 콜금리(LIP)를 이용하였다.<sup>16)</sup>

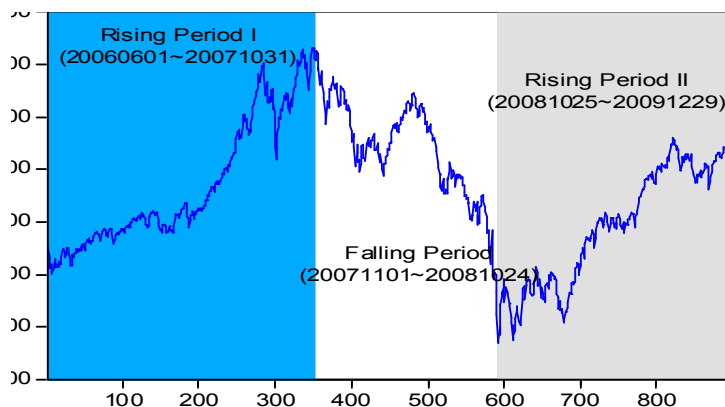
금융시장별 위험지표 데이터는 DataguidePro와 한국은행 경제통계 시스템 등에서 추출하여 사용하였다. 사용된 기간은 펀드플로우 자료와 동일한 2006년 5월 30일부터 2009년 12월 29일까지의 일별 및 주별 자료이다. 이를 정리하면 <표 2>와 같다.

<표 2> 금융시장 위험지표

시장 구분	위험 지표	이용변수
주식 시장	Garman-Klass 변동성 추정량(GK)	$\ln(GK_t)$
채권시장	채무불이행위험프리미엄(DRP)	$DRP_t - DRP_{t-1}$
	기간 프리미엄(TEP)	$TEP_t - TEP_{t-1}$
단기 금융시장	1일 만기 콜금리(LIP)	$LIP_t - LIP_{t-1}$

한편 주식시장이 개장하지 않은 매년 마지막 날의 경우 펀드플로우는 위험지표와 비교하기 위해 삭제하였으며 각 채권수익률과 콜금리의 경우 연 기준 수익률 자료를 이용하였다.

[그림 1] 표본기간동안의 KOSPI의 움직임



16) 1일 만기 콜금리가 유동성프리미엄의 적절한 측정치가 되지 못한다는 비판이 있을 수 있다. 그러나 표본기간동안 일별 및 주별 측정치를 얻을 수 있는 다른 유동성프리미엄 변수를 찾기가 어려워 콜금리를 사용하였다.

또한 본 연구에서는 시장의 상승국면과 하락국면에서의 펀드플로우가 금융시장에 미치는 영향을 비교분석하기 위해 전체표본기간을 펀드열풍으로 인한 주가상승기인 2006년 6월 1일부터 2007년 10월 31일까지를 상승1기간, 금융위기로 인한 하락기인 2007년 11월 1일부터 2008년 10월 24일까지를 하락기간, 금융위기 이후 상승기인 2008년 10월 25일부터 2009년 12월 29일까지를 상승2기간으로 구분하여 분석하였다. 채권시장과 단기 금융시장 역시 동일기간으로 하부기간을 구분한다. [그림 1]에 표본기간동안의 KOSPI의 움직임을 나타내었다.

## 2) 연구방법론

### (1) 펀드플로우의 분해와 회귀분석

펀드플로우와 시장위험과의 관계를 분석하기 위해 먼저 Warther(1995)의 연구에서 사용된 p차 자기회귀모형(Autoregression model)을 이용하여 펀드플로우를 기대치와 비기대치로 분리하였다.

우선 식 (2)와 같이 p차 자기회귀모형을 통해 각 펀드별로 펀드플로우(Fundflow)에 대해 예상된 펀드플로우(Eflow)와 예상치 못한 펀드플로우(UEflow)로 분리하였다.

$$Fundflow_{i,t} = c_{i,0} + c_{i,1}Fundflow_{i,t-1} + c_{i,2}Fundflow_{i,t-2} + \dots + c_{i,p}Fundflow_{i,t-p} + u_{i,t} \quad (2)$$

식 (2)의 추정치와 해당시점의 펀드플로우의 차이인 잔차는 예상치 못한 펀드플로우이다. 자기회귀모형의 적정시차는 Warther(1995)를 따라 Breusch-Godfrey LM-test를 이용하여 결정한다.

이후 예상치 못한 펀드플로우가 시장위험(Risk)에 미치는 영향을 분석하기 위해 식 (3)의 회귀모형을 분석한다. 정상적인 펀드플로우(예상된 펀드플로우)에 비해 예상치 못한 펀드플로우가 시장위험에 미치는 영향을 분석함으로써 시장에 급격한 변동이 발생하는 회귀모펀드플로우가 시장위험에 어떤 영향을 미치는지를 보다 잘 파악할 수 있을 것이다. 식 (3)에서  $i$ 는 주식시장, 채권시장, 단기금융시장을 나타낸다.

$$Risk_{i,t} = \alpha_{i,0} + \beta_{i,0}UEflow_{i,t} + \beta_{i,1}UEflow_{i,t-1} + \beta_{i,2}UEflow_{i,t-2} + \beta_{i,3}UEflow_{i,t-3} + e_{i,t} \quad (3)$$

### (2) VAR 모형의 분석과 충격-반응분석

다음으로 주식형펀드, 채권형펀드, MMF 각각에 대해 예상치 못한 펀드플로우와 금

용시장 위험으로 구성되는 p차 벡터자기회귀 모형(VAR)을 분석한다.

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (4)$$

식 (4)에서 Y는 [Risk, UEflow]로 구성되는 2변량벡터이다. VAR 모형의 시차는 AIC 와 SBC 기준을 이용하였으며 두 기준이 서로 상충될 때는 상대적으로 시차가 작은 SBC 기준에 따라 결정하였다.

펀드유형별로 설정된 VAR 모형을 추정하고 이에 기초하여 충격-반응분석을 실시하여 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 충격이 시장위험에 미치는 영향(또는 시장위험에 가해진 충격이 예상치 못한 펀드플로우에 미치는 영향)을 분석하였다.

### (3) 전이지수의 구성과 분석

VAR 모형의 분석 이후 각 유형의 펀드플로우가 금융시장의 시스템리스크를 유발할 수 있는지 여부를 탐색하기 위해 펀드시장으로부터 다른 시장으로의 전염(또는 확산) 효과를 측정한다. 이를 위해 Diebold and Yilmaz(2009)의 방법을 따라 VAR 모형에 기초한 예측오차의 분산분해(variance decomposition of forecast errors)를 이용하여 각 펀드플로우 변화가 시장위험에 미치는 영향을 측정한다.

VAR 모형 내에서 한 변수의 변화에 대한 예측오차를 모형내의 다른 변수들의 변화가 설명하는 상대적인 영향력의 정도를 백분율로 나타낸 것이 예측오차의 분산분해이다. 즉 예측오차의 분산분해를 통해 모형 내의 각 변수의 상대적 중요성의 정도를 파악할 수 있다. 예를 들어, 이변량 VAR 모형에서 한 변수에 대한  $l$ 기후 예측오차의 분산은 현재시점부터  $(l-1)$ 기까지 해당변수 자신에 가해진 충격으로부터 발생한 분산과, 상대변수에 가해진 충격으로부터 발생한 분산의 합으로 구성된다. 따라서 두 변수에 가해진 충격으로부터 발생한 분산이 가지는 상대적 비중을 손쉽게 구할 수 있다. 즉 한 변수의 움직임에 대한 예측오차를 각 변수에 발생한 변화가 설명하는 비율로 분리하여 VAR 모형 내의 각 변수의 상대적 중요성 정도를 파악할 수 있다.

본 연구에서는 구체적으로 일별 및 주별 자료에 대해 1년을 VAR(p) 모형의 추정기간으로 설정한다. 이후 이를 1주 단위(5일)로 전진(rolling forward)시키는 방법으로 VAR(p) 모형을 연속추정하고, 각 추정시점 마다 3시점 앞의 예측오차에 대한 분산분해를 통해 특정 시장위험 변수의 예측오차에 대한 분산 중 각 펀드플로우의 변화가 설명하는 상대적 비율을 구하였다. 이렇게 구해진 설명비율은 펀드플로우 변수에 가해진

충격이 상대변수(금융시장위험)의 변동에 영향을 미치는 전이(전염 또는 확산)의 측정치이며 계속되는 VAR(p) 모형의 추정에서 일주일 단위로 이 추정치를 모아 전이지수(spillover index)를 구할 수 있다. 이후 이 지수의 움직임을 분석함으로써 펀드플로우가 금융시장의 급격한 위험 수준의 변화를 설명할 수 있는지를 분석하고 시스템리스크의 유발가능성을 탐색할 수 있을 것이다.

### III. 회귀분석의 결과

#### 1. 기초통계량과 펀드플로우의 분해

분석에 앞서 본 연구에 사용된 변수들에 대한 기초통계량을 <표 3>에 나타내었다. <표 3>의 Panel A는 일별, 주별 각 펀드플로우의 기초 통계량을 나타낸 것이며, Panel B는 일별, 주별 시장위험변수의 기초통계량을 나타낸 것이다. [그림 2]는 <표 3>에서 보인 변수들의 시계열을 그림으로 나타낸 것이다.

<표 3>의 Panel A의 전체표본기간에서 전체펀드의 일별 펀드플로우의 평균값이 -0.0023%로 표본기간 중에 펀드시장으로의 자금의 순유출이 나타났으며, 주별 펀드플로우의 경우도 평균값이 -0.0128%로 자금의 순유출이 나타났다. 주식형과 채권형에 비해 MMF의 펀드플로우가 가장 큰 변동성을 보이며, 주식형 펀드의 펀드플로우가 상대적으로 가장 안정적인 모습을 보인다. 주식형 펀드의 경우 주가상승기간과 주가하락기간을 구분하여 분석한 결과는 예상과는 다르게 주가하락기간에도 펀드플로우가 양(+)의 값을 가져 순유입이 발생했음을 보여주며, 상승기간에 음(-)의 값을 가져 이 기간에 펀드자금의 순유출이 발생했음을 보여준다. 채권형 펀드의 경우 하락기에 가장 큰 변동성을 보이고, 상승1기간과 하락기간에 순유출이 발생하고 상승2기간에 순유입이 이루어졌음을 보여준다. 이는 상승2기간에 주식형펀드로부터 채권형 펀드로의 자금유입의 가능성을 보여주는 것으로, 이는 금융위기 이후 상대적으로 위험이 작은 채권형 펀드에의 투자가 증가했기 때문인 것으로 보인다. MMF의 경우 하락기간에 가장 큰 변동성을 보인다. 또 하락기간에 순유입이 이루어짐을 보여 이 기간에 채권형으로부터 MMF로의 자금유입이 발생했을 가능성을 보여준다.

Panel B의 위험변수의 분석결과는 상승1기간에 비해 주가하락기에 모든 위험변수들이 더욱 큰 값을 가지며, 변동성 또한 큰 모습을 보여 주식시장하락기에 전체 시장의 위험이 높아졌음을 보여준다. 그러나 하락기에 비해 상승2기간에 채무불이행위험프리미

<표 3> 주요 변수들의 기초 통계량

표의 Panel A에서 주식형펀드, 채권형펀드, MMF는 식 (1)에 의해 계산된 각 유형 펀드의 펀드플로우(전일 전체설정액 대비 당일 변화액의 비율)를, 전체는 이들의 합을 나타낸다. Panel B에서 GK는 KOSPI에 대한 Garman-Klass 변동성을, DRP는(3년 만기 AA- 등급 회사채수익률과 3년 만기 국고채 수익률의 차이)로 측정되는 채무불이행위험프리미엄을, TEP는 (3년 만기 국채수익률과 1년 만기 통안채수익률의 차이)로 측정되는 기간프리미엄을, 그리고 LIP는 1일 만기 콜금리를 나타낸다. 펀드플로우의 관측치, 평균, 최댓값, 최소값, 표준편차의 단위는 %이다. 전체기간은 2006년 6월 1일부터 2009년 12월 29일까지며, 상승1기간은 2006년 6월 1일부터 2007년 10월 31일까지, 하락기는 2007년 11월 1일부터 2008년 10월 24일까지, 그리고 상승 2기간은 2008년 10월 25일부터 2009년 12월 29일까지이다.

Panel A : 펀드플로우 기초통계량

		일별 데이터				주별 데이터			
		주식형	채권형	MMF	전체	주식형	채권형	MMF	전체
전체 기간	관측치	891	891	891	891	187	187	187	187
	평균	0.0520	-0.0261	-0.0019	-0.0023	0.2520	-0.1127	-0.0137	-0.0128
	최댓값	3.3069	2.9298	5.9517	2.5060	4.9835	4.7608	14.0496	5.0575
	최솟값	-2.2776	-2.8492	-9.0390	-3.5855	-2.8977	-5.3670	-14.7845	-5.9040
	표준편차	0.2843	0.4940	1.6212	0.6900	1.0546	1.2843	4.3432	1.7634
	왜도	2.1554	-0.2546	-0.6192	-0.5322	1.1971	0.0956	-0.1387	-0.3889
	첨도	31.9868	9.3802	6.6060	5.7743	7.0036	5.2207	4.8374	4.5194
상승 1기간	관측치	351	351	351	351	74	74	74	74
	평균	0.0960	-0.0430	-0.1131	-0.0428	0.4662	-0.1769	-0.5687	-0.1767
	최댓값	3.3069	2.9298	3.7864	1.5984	4.9835	4.7608	4.1037	2.3629
	최솟값	-2.2776	-2.5017	-9.0390	-3.5855	-2.8977	-2.5924	-13.6062	-5.7169
	표준편차	0.3985	0.4327	1.4592	0.6463	1.4811	1.0493	3.2820	1.4112
	왜도	1.1322	0.3391	-1.6217	-1.2219	0.4385	1.2638	-1.8030	-1.7260
	첨도	18.2865	13.3642	10.0303	7.1626	3.6603	8.5998	7.8514	7.6900
하락 기간	관측치	242	242	242	242	51	51	51	51
	평균	0.0913	-0.1576	0.1810	0.0717	0.4392	-0.6473	0.9864	0.3555
	최댓값	1.7882	1.7357	5.9517	2.4157	3.3780	2.6369	14.0496	5.0575
	최솟값	-0.3025	-2.8492	-6.7596	-2.9868	-0.5183	-3.3889	-14.7845	-5.9040
	표준편차	0.2157	0.5223	2.0621	0.8066	0.7380	1.1980	5.9243	2.1944
	왜도	4.6866	-1.0593	-0.4135	-0.5032	2.6061	0.3305	-0.1462	-0.3691
	첨도	34.3882	8.4960	4.2960	4.4992	10.6274	3.1688	3.2622	3.5965
상승 2기간	관측치	298	298	298	298	62	62	62	62
	평균	-0.0316	0.1007	-0.0199	-0.0148	-0.1543	0.4025	-0.1007	-0.0461
	최댓값	0.2617	2.3160	5.2979	2.5060	0.3748	4.4300	10.5452	4.6199
	최솟값	-0.4285	-2.0970	-5.1527	-2.4231	-1.3389	-5.3670	-9.1263	-4.0503
	표준편차	0.0839	0.5085	1.3683	0.6324	0.2917	1.4188	3.8099	1.7287
	왜도	-1.4576	-0.0132	-0.0022	0.1390	-1.3959	-0.8987	0.1410	0.0355
	첨도	8.0782	7.5108	5.4418	5.5875	6.0502	6.7078	3.0714	2.9607

Panel B : 시장위험변수의 기초통계량

		일별 데이터				주별 데이터			
		GK	DRP	TEP	LIP	GK	DRP	TEP	LIP
전체 기간	관측치	891	891	891	891	187	187	187	187
	평균	346.87	1.1644	0.2974	3.9053	3578.56	1.1650	0.2936	3.9034
	최댓값	10099.98	4.6500	1.5400	5.2800	43698.72	4.6500	1.5400	5.2800
	최솟값	9.8994	0.2700	-1.0700	1.5500	154.17	0.2700	-0.8600	1.5500
	표준편차	587.76	1.0243	0.5216	1.2778	4996.86	1.0293	0.5180	1.2819
	왜도	7.7177	1.6874	0.7671	-0.7750	4.2424	1.6979	0.8159	-0.7921
	첨도	99.99	5.1823	2.4580	1.8276	28.28	5.2092	2.5160	1.8589
상승 1기간	관측치	351	351	351	351	74	74	74	74
	평균	212.35	0.3743	0.0139	4.5730	2176.06	0.3762	0.0150	4.5754
	최댓값	3043.18	0.5900	0.2300	5.1000	12142.62	0.5900	0.2200	5.0200
	최솟값	9.8994	0.2700	-0.1200	3.9400	154.17	0.2700	-0.1100	3.9400
	표준편차	348.71	0.0676	0.0683	0.2400	2681.79	0.0686	0.0653	0.2383
	왜도	4.8775	1.0198	0.9037	0.1897	2.0328	1.0399	0.9155	0.1556
	첨도	33.41	4.5008	4.1072	2.8905	6.6897	4.4382	4.2121	2.9222
하락 기간	관측치	242	242	242	242	51	51	51	51
	평균	456.24	1.1757	0.0173	5.0074	5132.95	1.1671	0.0171	4.9894
	최댓값	3771.17	3.2600	0.3900	5.2800	20645.99	3.0600	0.3300	5.2800
	최솟값	32.03	0.5900	-0.7400	4.5500	183.56	0.5900	-0.6900	4.5500
	표준편차	493.21	0.4997	0.1931	0.1322	4862.33	0.4733	0.1857	0.1573
	왜도	2.9884	2.1607	-1.0923	-0.6455	1.6906	2.1095	-1.0994	-0.8674
	첨도	15.44	8.2282	5.7384	6.0177	5.3227	8.1482	5.7446	4.9220
상승 2기간	관측치	298	298	298	298	62	62	62	62
	평균	416.48	2.0860	0.8589	2.2239	3973.89	2.1047	0.8535	2.2081
	최댓값	10099.98	4.6500	1.5400	4.2800	43698.72	4.6500	1.5400	4.2400
	최솟값	23.62	1.0300	-1.0700	1.5500	469.27	1.0400	-0.8600	1.5500
	표준편차	811.51	1.1601	0.5515	0.6766	6601.74	1.1784	0.5550	0.6835
	왜도	7.5286	0.8307	-1.6896	1.9674	4.5536	0.7992	-1.6157	1.9356
	첨도	76.8972	2.1133	5.0109	5.5305	25.40	2.0475	4.7621	5.5014

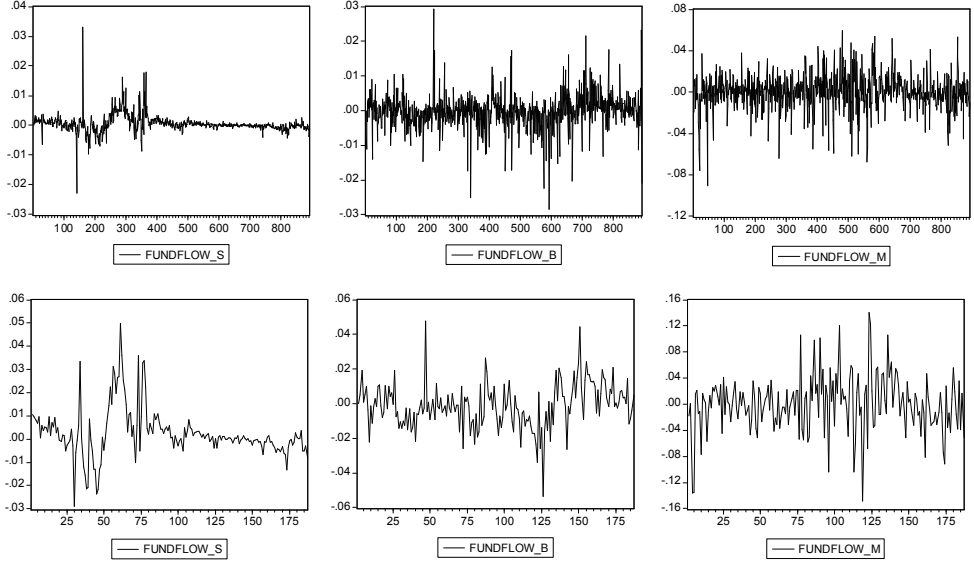
업과 기간프리미엄이 더욱 큰 값을 가지며, 변동성도 커진 모습을 보여 상승2기간에 주가는 상승하는 추세를 보였지만 시장의 위험수준은 더욱 커진 모습을 보여준다. 반면, 유동성위험 수준을 나타내는 콜금리는 상승2기간에 급격히 하락한 모습을 보여준다.

<표 3>의 Panel A와 Panel B에서 살펴본 내용은 [그림 2]에서도 확인된다.

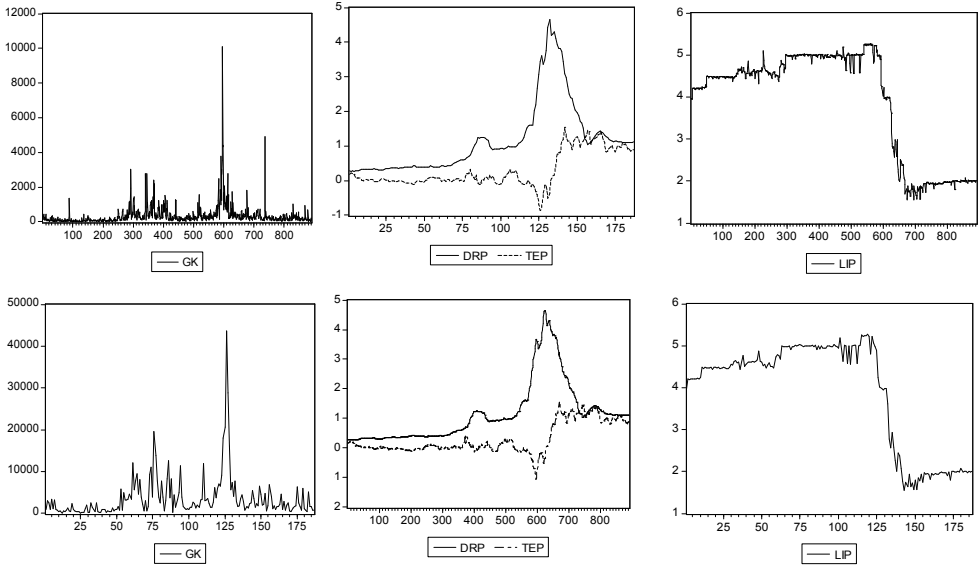
[그림 2] 펀드플로우 및 금융시장 위험

Panel A의 FUNDFLOW\_S, B, M는 각각 주식형, 채권형, MMF 펀드플로우를 Panel B의 GK, DRP, TEP, LIP는 각각 Gaman-Klass 변동성, Default risk premium, Term premium, 1일 만기 콜금리를 나타낸다. 위쪽은 일별, 아래쪽은 주별 데이터를 나타낸 것이다.

Panel A : 각 펀드플로우 그래프



Panel B : 주식시장, 채권시장, 단기 금융시장 위험지표 그래프





## 2. 펀드플로우와 금융시장 위험과의 관계

다음에서는 펀드플로우가 금융시장의 위험에 미치는 영향을 분석한다. 먼저 식 (2)를 이용하여 각 펀드플로우를 예상된 펀드플로우와 예상치 못한 펀드플로우로 분리한다. Breusch-Godfrey LM-test를 이용하여 AR 모형의 적정시차를 결정한 결과 주식형펀드의 펀드플로우는 6시차(주별은 1시차), 채권형펀드는 5시차(주별은 3시차), MMF와 전체펀드의 경우 1시차(주별은 1시차)가 선택되었다(지면의 절약을 위해 추정결과의 보고는 생략한다). MMF와 전체펀드의 경우 자금의 유출입의 계열상관이 시차 1까지 지속되며 주식형펀드와 채권형펀드의 경우 계열상관이 시차 5, 6까지 지속된다. 또 각 시차의 회귀계수 추정치는 모두 유의한 양(+)의 값을 보여 주식형과 채권형의 경우 자금의 유입과 유출에 일정기간 지속되는 강한 지속성이 존재함을 보여준다. 이후 각 펀드플로우에 대해 추정된 AR(p) 모형을 이용하여 펀드플로우를 예상된 부분과 예상치 못한 부분으로 분해하였다.

### 1) 주식형 펀드플로우와 주식시장 위험간의 관계

<표 4>는 식 (3)을 이용하여 주식형 펀드플로우와 주식시장 위험지표인 Garman-Klass 변동성 추정치의 로그변환 값[ $\ln(\text{GK})$ ]간의 관계를 분석한 결과이다.  $\ln(\text{GK})$ 의 높은 자기상관을 고려하여 시차 1의  $\ln(\text{GK})$ 변수를 모형에 추가하였다.

<표 4>의 Panel A를 보면, 주가하락기의 경우를 제외하고는 당일과 시차1에서 모두 예상치 못한 펀드플로우는 주식시장의 위험과 양(+)의 관계를 가지며, 전체기간과 주가 상승1기간은 t-1, t-3일에서 유의적이다. 한편 Panel B를 보면, 전체기간과 상승 1기간에서 동시차와 시차변수가 유의적인 양(+)의 관계를 보이지만 금융위기 이후 상승 2기간은 t-2, t-3주에서 음(-)의 관계를 보이고 있다. 전체적으로 상승2기간에 펀드플로우가 시장위험과 갖는 관계의 유의성이 가장 떨어지며 상승1기간에 유의성이 가장 높다.

<표 4>의 결과는 당기와 전기의 펀드자금의 유입이 주식시장 위험을 증가시킨다는 결과로 Cao, Chang, Wang(2008) 연구에서 보인 당기 및 전기의 펀드자금유입이 주식시장 변동성을 감소시킨다는 결과와는 차이가 있다.

### 2) 채권형 펀드플로우와 채권시장의 위험간의 관계

<표 5>는 채권형 펀드플로우와 채권시장의 위험을 나타내는 채무불이행 위험프리미엄(DRP)과 기간프리미엄(TEP)의 차분값과의 관계를 나타낸 것이다. 일부기간에서 DRP

와 TEP가 단위근을 갖는 문제를 피하기 위해 차분변수를 사용한다. 차분변수는 위험의 변화분을 나타내므로 결과의 해석에 큰 차이는 없다. 모형에서  $\Delta\text{DRP}$ 와  $\Delta\text{TEP}$ 의 시차변수를 추가한 것은 자기상관에 따른 문제를 통제하기 위한 것이다.

<표 4> 주식시장 위험과 주식형 펀드플로우의 관계

표에서 I, II, III, IV은 각기 전체표본기간, 주가상승1기간, 주가하락기간, 주가상승2기간을 나타낸다. UEflow는 예상치 못한 펀드플로우를,  $\ln(\text{GK})$ 는 KOSPI에 대한 Garman-Klass 변동성 추정치의 로그변환 값을, ( )의 값은 t-값을, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

Panel A : 일별 데이터

기간	N	상수	$\ln(\text{GK}_{t-1})$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	881	1.9098*** (13.53)	0.6352*** (24.01)	7.7275 (0.64)	20.1396* (1.68)	9.9255 (0.82)	23.5340** (1.96)	0.4269
II	341	1.9847*** (9.25)	0.5729*** (12.70)	21.0515 (1.48)	25.8283* (1.84)	11.3481 (0.80)	41.3640*** (2.92)	0.4173
III	242	2.8578*** (8.48)	0.4988*** (8.45)	-7.5386 (-0.27)	34.8933 (1.27)	38.2667 (1.45)	-3.7455 (-0.14)	0.2483
IV	298	2.6309*** (9.14)	0.5268*** (10.51)	60.5588 (0.95)	16.5126 (0.26)	39.6206 (0.62)	51.2079 (0.80)	0.2974

Panel B : 주별 데이터

기간	N	상수	$\ln(\text{GK}_{t-1})$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	182	3.2115*** (6.84)	0.5764*** (9.42)	30.6760*** (3.64)	19.4579** (2.26)	6.1239 (0.70)	-1.4028 (-0.16)	0.4171
II	69	3.8819*** (4.88)	0.4413*** (3.88)	30.8521*** (3.31)	24.5466** (2.27)	23.9475** (2.15)	0.9167 (0.08)	0.4586
III	51	5.0134*** (4.26)	0.3810** (2.62)	35.7382 (1.50)	27.7734 (1.35)	-0.8454 (-0.04)	6.2200 (0.38)	0.2453
IV	62	3.9070*** (4.39)	0.5018*** (4.59)	53.6090 (1.30)	47.3114 (1.06)	-32.2797 (-0.74)	-12.6974 (-0.31)	0.2620

<표 5>의 Panel A를 보면, 전체기간에서 예상치 못한 펀드플로우는 채권시장의 신용위험(채무불이행위험)에 당일과 시차변수 모두 음(-)의 영향을 미친다. 이는 채권형 펀드로의 자금유입이 증가할수록 채권시장의 채무불이행위험이 낮아짐을 말한다. 모형의 설명력은 상승1기간을 제외하고는 약 30% 수준으로 높은 편이다. 그러나 기간프리미엄과의 관계는 모형의 설명력이 매우 낮아 어떤 의미를 부여하기가 어려운 수준이다. 그 관계는 당일의 펀드플로우는 기간프리미엄과 음(-)의 관계를 가지나 t-1, t-2시차 변수와는 (+)의 관계를 가진다.

<표 5> 채권형 펀드플로우와 채권시장 위험간의 관계

표에서  $\Delta DRP$ 는 채권시장의 채무불이행위험 프리미엄(=3년 만기 AA등급회사채 수익률-3년 만기 국고채 수익률)의 차분값을,  $\Delta TEP$ 는 기간프리미엄(= 3년 만기 국고채수익률 - 1년 만기 통안채수익률)의 차분값을 나타낸다. ( )는 t-값을, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다. I, II, III, IV은 각기 전체표본기간, 증가 상승1기간, 증가 하락기간, 증가 상승2기간을 나타낸다.

Panel A : 일별 데이터

기간	N	상수	$\Delta DRP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	882	0.0003 (0.45)	0.5557*** (19.72)	-0.4132** (-2.27)	-0.1937 (-1.05)	-0.0117 (-0.06)	-0.1480 (-0.79)	0.3210
II	342	0.0008*** (2.88)	0.0773 (1.42)	0.0821 (1.17)	0.01554 (0.22)	-0.1327* (-1.90)	0.1031 (1.47)	0.0130
III	242	0.0044*** (2.67)	0.6038*** (11.26)	-0.5286* (-1.74)	-0.0268 (-0.08)	0.3836 (1.17)	0.1315 (0.40)	0.3740
IV	298	-0.0002 (-1.16)	0.5210*** (10.51)	-0.4987 (-1.11)	-0.2430 (-0.54)	0.0522 (0.11)	-0.4911 (-1.10)	0.2717
기간	N	상수	$\Delta TEP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	882	0.0006 (0.48)	0.1515*** (4.53)	-0.1969 (-0.69)	0.3593 (1.25)	0.3599 (1.24)	0.1147 (0.39)	0.0220
II	342	-0.0004 (-0.56)	0.0653 (1.19)	-0.1338 (-0.68)	0.3879* (1.97)	0.2669 (1.35)	-0.1415 (-0.72)	0.0244
III	242	-0.0017 (-0.60)	0.0331 (0.50)	0.7611 (1.42)	0.4492 (0.79)	0.0481 (0.08)	0.2885 (0.49)	-0.0006
IV	298	0.0050 (1.50)	0.1929*** (3.36)	-1.1892* (-1.83)	0.0064 (0.01)	0.4934 (0.77)	-0.0257 (-0.04)	0.0369

Panel B : 주별 데이터

기간	N	상수	$\Delta DRP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	180	0.0022 (0.30)	0.5078*** (7.73)	-1.4548** (-2.24)	-0.4020 (-0.61)	0.5783 (0.89)	-1.1324* (-1.76)	0.2970
II	67	0.0034** (2.04)	0.2566** (2.03)	0.1333 (0.85)	-0.1418 (-0.92)	0.1637 (1.03)	-0.0790 (-0.49)	0.0250
III	51	0.0072 (0.58)	0.7689*** (6.02)	-3.2625*** (-3.17)	1.3279 (1.24)	-2.4432** (-2.41)	-0.2824 (-0.24)	0.5025
IV	62	-0.0169 (-0.84)	0.4650*** (3.99)	-1.3750 (-0.87)	-1.0359 (-0.87)	2.9273* (1.92)	-1.1058 (-0.73)	0.2217
기간	N	상수	$\Delta TEP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	180	0.0040 (0.47)	0.1239 (1.61)	0.6318 (0.85)	0.1295 (0.17)	-0.5337 (-0.73)	0.2692 (0.36)	-0.0018
II	67	-0.0009 (-0.25)	0.0199 (0.15)	0.5009 (1.35)	-0.0297 (-0.07)	-0.8011** (-2.11)	0.0979 (0.24)	0.0286
III	51	0.0009 (0.06)	-0.0760 (-0.48)	0.7835 (0.63)	2.2372* (1.80)	0.8691 (0.70)	2.7585** (2.13)	0.0535
IV	62	0.0328 (1.42)	0.1326 (0.99)	-0.3349 (-0.18)	-1.1562 (-0.66)	-1.3006 (-0.76)	-1.4883 (-0.86)	-0.0297

Panel B의 주별 채권형펀드의 예상치 못한 펀드플로우는 당기와 시차변수 모두에서 채무불이행위험에 음(-)의 영향을 미치지만 기간프리미엄에는 상승2기간을 제외하고 대부분의 기간에서 양(+)의 영향을 미친다. 특히 주가 하락기간에는 당기와 t-1, t-3기에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.<sup>17)</sup>

전체적으로 채권펀드의 펀드플로우와 위험간의 관계는 시장 하락기에 그 강도가 강하며, 채무불이행위험에는 음(-)의 영향을 만기위험에는 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타난다.

### 3) MMF 펀드플로우와 단기 금융시장의 위험간의 관계

<표 6> MMF 펀드플로우와 단기 금융시장 위험간의 관계

표에서  $\Delta LIP_t$ 는 단기 금융시장의 유동성위험 수준을 나타내는 1일 만기 콜금리의 차분값을, ( )의 값은 t-값을, \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다. I, II, III, IV은 각기 전체표본기간, 주가 상승1기간, 주가하락기간, 주가 상승2기간을 나타낸다.

Panel A : 일별 데이터

기간	N	상수	$\Delta LIP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	886	-0.0029 (-0.23)	-0.3209*** (-10.05)	-0.3036 (-0.39)	-0.3359 (-0.43)	0.0162 (0.02)	-0.4546 (-0.59)	0.0984
II	346	0.0021 (0.06)	-0.3339*** (-6.53)	0.7254 (0.34)	-1.0122 (-0.47)	-1.3134 (-0.61)	-0.5245 (-0.24)	0.1002
III	242	0.0002 (0.05)	0.0431 (0.66)	-0.5055* (-1.84)	0.1498 (0.54)	0.4382 (1.60)	-0.4207 (-1.53)	0.0107
IV	298	-0.0100* (-1.80)	0.0037 (0.06)	-0.9427** (-2.18)	0.3226 (0.75)	0.8778** (2.04)	-1.1800*** (-2.75)	0.0324

Panel B : 주별 데이터

기간	N	상수	$\Delta LIP_{t-1}$	UEflow <sub>t</sub>	UEflow <sub>t-1</sub>	UEflow <sub>t-2</sub>	UEflow <sub>t-3</sub>	Adj R <sup>2</sup>
I	182	-0.0119 (-0.99)	-0.2203*** (-3.00)	-1.2792*** (-4.37)	-0.6294** (-2.10)	-0.1274 (-0.46)	-0.4213 (-1.52)	0.1413
II	69	0.0104 (0.95)	-0.2639** (-2.23)	-0.8912** (-2.08)	-0.5328 (-1.42)	0.2994 (0.92)	-0.3766 (-1.15)	0.0949
III	51	0.0103 (0.43)	-0.5788*** (-4.59)	-0.8454** (-2.12)	-0.7672* (-1.84)	0.2702 (0.65)	0.0571 (0.12)	0.3495
IV	62	-0.0496* (-1.86)	-0.0645 (-0.48)	-1.9501*** (-2.79)	-0.7194 (-0.93)	-0.8153 (-1.18)	-0.2758 (-0.43)	0.1029

17) 채권형펀드로 자금이 유입되는 경우 이는 국채와 회사채 등 펀드를 구성하는 채권에의 투자가 증가하여 시장 전체의 채무불이행 위험프리미엄이 줄어드는 현상을 예상할 수 있다. 반면 앞서 <표 3>에서 살펴본 것처럼 채권형 펀드와 MMF의 펀드플로우간에는 하락기간과 상승2기간에 음(-)의 관계가 있다. 이는 채권펀드로의 자금유입은 MMF에서의 자금유출을 시사한다. <표 5>의 채권형 펀드플로우와 기간프리미엄과의 양(+)의 관계는 이러한 현상이 반영된 것으로 해석할 수 있다.

<표 6>은 MMF 펀드플로우와 단기금융시장의 유동성위험을 나타내는 1일 만기 콜금리간의 관계를 분석한 결과이다.

<표 6>을 보면 전체적으로 MMF 펀드플로우와 1일 만기 콜금리간에는 음(-)의 관계가 성립한다. 이는 MMF로의 자금유입이 증가할수록 시장의 유동성위험이 낮아짐을 의미한다. Panel A의 일별 자료에 대한 결과는 MMF 펀드플로우가 유동성 위험을 나타내는 1일 만기 콜금리와 음(-)의 관계를 가지며, 이 관계는 특히 당일과 t-3일에 유의적으로 크게 나타난다. Panel B의 주별 자료에 대한 분석에서도 MMF 펀드플로우와 1일 만기 콜금리는 음(-)의 관계를 가지며 특히 t, t-1주에 유의적으로 크게 나타난다.

## IV. VAR 모형과 전이지수의 분석결과

### 1. VAR 모형의 분석결과

이 장에서는 VAR 모형을 이용하여 펀드플로우와 금융시장의 위험간의 관계를 분석한다.

#### 1) 주식시장의 위험과 주식형 펀드플로우의 관계

먼저 주식형펀드의 펀드플로우와 주식시장의 위험간의 관계를 전체기간과 주가 상승 1기간, 그리고 주가 하락기간, 주가 상승2기간에 대하여 추정하였다. VAR 모형의 구성은(주식시장위험, 예측치 못한 펀드플로우), (주식수익률, 주식시장위험, 예측치 못한 펀드플로우), 그리고 (주식시장거래회전율, 주식시장수익률, 주식시장위험, 예측치 못한 펀드플로우)의 2-, 3-, 4-요인 모형을 구성하고 각각 추정하였다.<sup>18)</sup> ln(GK)와 펀드플로우간의 모형의 추정결과가 다음의 <표 7>에 제시되어 있다. 편의상 주식시장 위험변수와 펀드플로우 변수간의 관계만 보고한다.

<표 7>의 결과를 요약하면 다음과 같다. 먼저 일별자료에 대한 분석에서 전체적으로 주식형펀드의 예상치 못한 펀드플로우의 시차변수는 주식시장위험과 양(+)의 관계를 가진다. 그러나 그 관계의 강도는 3요인 VAR 모형에서 상승1기간의 t-1의 경우에만 유의하다. 주별자료에 대한 분석도 일별자료와 같이 예상치 못한 주식형 펀드플로

18) VAR 모형에서 변수의 배열(ordering)은 Granger 인과관계 검정을 통해 순서를 결정하였으며, 모형의 시차는 SBC 기준으로 결정하였다.

<표 7> 주식시장 위험과 주식형 펀드플로우 간의 관계 : VAR 모형의 결과

표에서 UEflow는 예상치 못한 주식형펀드의 펀드플로우를, ln(GK)는 주식시장의 위험을 나타내는 Garman-Klass 변동성 추정량을 로그변환 한 값을 나타낸다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다. p는 각 VAR 모형의 적정차수임. VAR 모형 추정시 변수의 순서(ordering)는 TR → Ret → ln(GK) → UEflow순이다. I, II, III, IV은 각기 전체표본기간, 주가 상승1기간, 주가하락기간, 주가 상승2기간을 나타낸다.

Panel A : 2요인 VAR 모형[ln((GK), UEflow)]

일별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.3696***	0.0005***	0.4383***	0.0008***	0.3475***	0.0003**	0.3694***	0.0001***
ln(GK <sub>t-2</sub> )	0.2607***	-0.0001	0.2905***	-0.0002	0.3093***	0.0001	0.3180***	-0.0000
ln(GK <sub>t-3</sub> )	0.1735***	-0.0000						
UEflow <sub>t-1</sub>	10.1591	0.0047	13.9163	0.0022	13.1181	-0.1544**	-33.0181	0.0603
UEflow <sub>t-2</sub>	-3.1646	0.0005	2.2060	-0.0390	33.4023	-0.0212	12.0144	-0.0524
UEflow <sub>t-3</sub>	11.5415	0.0036						
상수	1.0269	0.0338	1.2759	-0.0029***	1.9614	-0.0023	1.7033	-0.0010
Adj R <sup>2</sup>	0.5047	0.0271	0.4473	0.0525	0.3197	0.0389	0.3671	0.0407

주별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.5868***	0.0001	0.5331***	0.0007	0.3932***	0.0003	0.4981***	0.0001
UEflow <sub>t-1</sub>	16.7348*	-0.0715	17.9261	-0.1356	26.7297	0.0208	42.8134	-0.2377*
상수	3.1314***	-0.0014	3.2812***	-0.0044	4.9441***	-0.0020	3.9174***	-0.0028
Adj R <sup>2</sup>	0.3765	-0.0059	0.3458	0.0142	0.1635	-0.0372	0.2704	0.0210

Panel B : 3요인 VAR 모형[Ret, ln(GK), UEflow]

일별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.3994***	0.0003***	0.6159***	0.0005***	0.4394***	0.0003**	0.5376***	0.0001***
ln(GK <sub>t-2</sub> )	0.3572***	-0.0000						
UEflow <sub>t-1</sub>	7.5541	-0.0015	24.4508*	0.0027	32.4583	-0.1400**	25.0449	0.0619
UEflow <sub>t-2</sub>	3.5686	0.0001						
상수	1.2792**	-0.0011***	1.8032***	-0.0022***	3.1794***	-0.0015*	2.5457***	-0.0010***
Adj R <sup>2</sup>	0.4966	0.0584	0.3978	0.1478	0.2793	0.0543	0.3023	0.0747

주별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.5576***	0.0002	0.5344***	0.0007	0.3298**	0.0005	0.4507***	0.0001
UEflow <sub>t-1</sub>	11.1259	-0.0646	16.6737	-0.1087	6.2495	0.0843	27.5159	-0.2508*
상수	3.3629***	-0.0017	3.2832***	-0.0045	5.4008***	-0.0034	4.2851***	-0.0025
Adj R <sup>2</sup>	0.4048	-0.0105	0.3371	-0.0246	0.2235	-0.0361	0.3318	0.0113

Panel C : 4요인 VAR 모형[TR, Ret, ln(GK), UEflow]

일별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.3647***	0.0003***	0.4872***	0.0004**	0.3846***	0.0003**	0.4960***	0.0001***
ln(GK <sub>t-2</sub> )	0.3470***	-0.0001						
UEflow <sub>t-1</sub>	7.1487	0.0005	22.4582	0.0006	34.6936	-0.1419**	31.8408	0.0567
UEflow <sub>t-2</sub>	4.7807	0.0013						
상수	1.2211***	-0.0012***	1.7230***	-0.0023***	2.6827***	-0.0011	2.3746***	-0.0009***
Adj R <sup>2</sup>	0.5050	0.0616	0.4391	0.1505	0.3035	0.0545	0.3164	0.0871

주별자료	I		II		III		IV	
	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>	ln(GK <sub>t</sub> )	UEflow <sub>t</sub>
ln(GK <sub>t-1</sub> )	0.5079***	-0.0001	0.3809***	-0.0012	0.1443	0.0000	0.4165***	0.0001
UEflow <sub>t-1</sub>	10.9482	-0.0658	13.8165	-0.1456	7.4210	0.0874	35.8772	-0.2516*
상수	3.2803***	-0.0022	3.3852***	-0.0032	5.2130***	-0.0039	4.1522***	-0.0025
Adj R <sup>2</sup>	0.4212	0.0030	0.4083	0.1034	0.2889	-0.0405	0.3365	-0.0059

우는 주식시장 위험에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 주식시장의 위험과 예상치 못한 펀드플로우간에 갖는 관계가 시장위험과 시장수익률, 그리고 거래회전율의 시차변수를 모두 통제하고 난후에도 앞서 <표 4>에서 분석된 결과와 크게 다르지 않음을 말해주는 것이다. 한편, 주식시장의 변동성의 시차변수는 예상치 못한 펀드플로우에 일별자료에서 유의적인 양(+)의 영향을 미친다. 이는 Busse(1999)에서 보인 volatility timing에 배치되는 결과이다. 주별자료의 경우에도 유의성은 떨어지나 주식시장 변동성의 시차변수는 시차1에서 예상치 못한 펀드플로우 변수에 (+)의 영향을 미친다.

## 2) 채권시장위험과 채권형 펀드플로우의 관계

<표 8>은 채권형 펀드플로우와 채권시장의 위험지표인 채무불이행위험프리미엄과 기간프리미엄의 VAR 모형 추정결과를 나타낸 것이다.

<표 8>의 Panel A의 결과는 앞서의 <표 5>의 결과와 유사하게 대부분의 기간(일별자료는 주가 상승1기간, 주별자료는 하락기간 제외)에서 예상치 못한 채권펀드플로우의 시차변수가 채권시장의 신용위험에 음(-)의 영향을 미침을 보여준다. 그러나 그 관계는 유의적이지 않다. 채권시장 신용위험변동의 시차변수는 전체적으로 예상치 못한 채권펀드플로우와 음(-)의 관계를 가지며 일별자료의 경우 시장 하락기에 그 관계는 유의적이다. 한편 Panel B의 예상치 못한 채권펀드플로우와 기간프리미엄간의 분석

<표 8> 채권시장 위험과 채권형 펀드플로우 간의 관계 : VAR 모형의 결과

표에서 UEflow는 예상치 못한 채권형 펀드플로우를, ΔDRP는 채권시장의 위험측정치인 채무불이행위험프리미엄의 차분값을, ΔTEP는 기간프리미엄의 차분값을 나타낸다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다. I, II, III, IV은 각기 전체표본기간, 주가 상승1기간, 주가하락기간, 주가 상승2기간을 나타낸다.

Panel A : 채권형 펀드플로우와 DRP와의 관계

일별자료	I		II		III		IV	
	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔDRP <sub>t-1</sub>	0.4449***	-0.0027	0.0066	-0.0091	0.6172***	-0.0348***	0.5227***	0.0010
ΔDRP <sub>t-2</sub>	0.0764**	-0.0164**						
ΔDRP <sub>t-3</sub>	0.1789***	-0.0024						
UEflow <sub>t-1</sub>	-0.0893	-0.0163	0.0162	-0.0599	-0.0593	0.0502	-0.1665	-0.0708
UEflow <sub>t-2</sub>	0.0757	-0.0236						
UEflow <sub>t-3</sub>	0.0036	-0.0283						
상수	0.0002	-0.0000	0.0008	-0.0001	0.0043***	-0.0005	-0.0034	0.0008
Adj R <sup>2</sup>	0.3546	0.0095	-0.0012	-0.0020	0.3696	0.0374	0.2735	-0.0013

주별자료	I		II		III		IV	
	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔDRP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔDRP <sub>t-1</sub>	0.5231***	-0.0150**	0.2044*	-0.1422	0.7363***	0.0099	0.4291***	-0.0150
UEflow <sub>t-1</sub>	-0.3382	-0.0362	-0.2020	-0.2041*	1.3130	0.0159	-0.8927	0.0474
상수	0.0002	0.0000	0.0034**	0.0000	0.0213	-0.0027	-0.0184	0.0020
Adj R <sup>2</sup>	0.2741	0.0115	0.0344	0.0504	0.3811	-0.0338	0.1959	0.0180

Panel B : 채권형 펀드플로우와 TEP와의 관계

일별자료	I		II		III		IV	
	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔTEP <sub>t-1</sub>	0.1344***	-0.0001	0.0692	-0.0044	0.0406	0.0091	0.1997***	-0.0052
ΔTEP <sub>t-2</sub>	0.0608*	0.0039	-0.0466	0.0163				
ΔTEP <sub>t-3</sub>	0.0788**	0.0081**	0.0156	-0.0073				
UEflow <sub>t-1</sub>	0.3189	-0.0074	0.3930**	-0.0628	0.5180	0.0815	0.1383	-0.0773
UEflow <sub>t-2</sub>	0.3751	-0.0088	0.2615	-0.0188				
UEflow <sub>t-3</sub>	0.1194	-0.0155	-0.1307	0.0481				
상수	0.0005	-0.0000	-0.0004	-0.0001	-0.0026	-0.0008**	0.0043	0.0008***
Adj R <sup>2</sup>	0.0315	0.0001	0.0079	-0.0005	-0.0027	0.0042	0.0331	0.0087

주별자료	I		II		III		IV	
	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔTEP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔTEP <sub>t-1</sub>	0.1332*	0.0192**	0.0123	0.0246	0.0154	-0.0039	0.1480	0.0222**
UEflow <sub>t-1</sub>	0.1130	-0.0202	0.0476	-0.2318*	1.7098	-0.0031	-1.2534	0.0778
상수	0.0039	-0.0000	-0.0008	-0.0005	-0.0100	-0.0024	0.0253	0.0019
Adj R <sup>2</sup>	0.0072	0.0242	-0.0297	0.0252	-0.0012	-0.0405	-0.0021	0.0684



결과는 펀드플로우의 시차변수가 기간프리미엄에 양(+)의 영향을 미침을 보여주나 유의성은 떨어진다. 기간프리미엄변동의 시차변수가 예상치 못한 펀드플로우와 갖는 관계는 상황에 따라 변화하며 유의성도 없다. 또 모형의 설명력이 매우 낮아 앞서의 <표 8>에서 보인 결과와 유사한 모습을 보여준다.

이러한 결과는 전일의 채권시장의 신용위험이 커지는 경우 채권형펀드에서 펀드자금의 유출이 발생하는 “flight to quality” 현상이 나타날 수 있으나 그 정도는 강하지 않음을 말해주는 것이다.

### 3) 단기 금융시장의 위험과 MMF 펀드플로우의 관계

<표 9>에 단기 금융시장의 유동성위험 측정치인 1일만기콜금리와 MMF 펀드플로우에 대한 VAR 모형의 추정결과를 나타내었다.

<표 9> 단기 금융시장 위험과 MMF 펀드플로우 간의 관계 : VAR 모형의 결과

표에서 UEflow는 예상치 못한 MMF 펀드플로우를, ΔLIP는 1일 만기 콜금리의 차분값을 나타낸다. \*, \*\*, \*\*\*는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

일별자료	I		II		III		IV	
	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔLIP <sub>t-1</sub>	-0.4758***	-0.0008	-0.5042***	0.0003	0.0451	-0.020	0.0114	-0.0201**
ΔLIP <sub>t-2</sub>	-0.3808***	-0.0003	-0.4036***	0.0008				
ΔLIP <sub>t-3</sub>	-0.2031***	0.0016	-0.2161***	0.0022				
UEflow <sub>t-1</sub>	-0.6424	-0.0056	-1.0858	-0.0638	0.1398	-0.0440	0.2663	0.0987*
UEflow <sub>t-2</sub>	-0.2086	0.0359	-1.2861	0.0159				
UEflow <sub>t-3</sub>	-0.5663	-0.0081	-0.9991	-0.0482				
상수	-0.0045	0.0000	0.0034	-0.0010	-0.0003	0.0014	-0.0098	-0.0003
Adj R <sup>2</sup>	0.2104	-0.0031	0.2219	-0.0039	-0.0056	0.0021	-0.0054	0.0352

주별자료	I		II		III		IV	
	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>	ΔLIP <sub>t</sub>	UEflow <sub>t</sub>
ΔLIP <sub>t-1</sub>	-0.2552***	0.0373*	-0.0273**	0.0283	-0.6311***	0.0614	-0.0790	0.0232
UEflow <sub>t-1</sub>	-0.6119**	0.0871	-0.2314	0.1482	-0.7870*	-0.0096	-1.1436	0.1834
상수	-0.0148	0.0004	0.0133	-0.0051	0.0046	0.0095	-0.0505*	-0.0000
Adj R <sup>2</sup>	0.0539	0.0107	0.0469	-0.0049	0.3191	0.0047	0.0019	0.0001

<표 9>의 결과는 전체기간과 상승1기간의 MMF 펀드플로우의 시차변수(t-1, t-3)는 유동성위험에 음(-)의 영향을 미친다. 하락기간과 상승2기간에서 그 관계는 양(+)이나

모형의 설명력은 없다. 반면 주별자료에 대한 분석에서는 펀드플로우의 시차변수가 유동성위험에 전 기간에 음(-)의 영향을 미치며, 특히 전체기간과 하락기간에서는 유의한 관계를 보이고 있다. 이러한 관계는 앞서의 <표 6>의 결과와 일관성을 갖는 결과이다. 1일 만기 콜금리변동의 시차변수는 일별자료의 경우 주가 상승1기간을 제외하고 예상치 못한 펀드플로우에 대체적으로 음(-)의 영향을 미치나 모형의 설명력이 매우 낮아 의미있는 해석을 하기가 어렵다.

#### 4) 충격-반응분석 결과

[그림 3]과 [그림 4]에 전체기간에 대해 각 시장별로(위험, 예상치 못한 펀드플로우)의 2요인 VAR 모형에 기초한 충격-반응분석 결과를 나타내었다.<sup>19)</sup> 충격-반응분석의 결과는 앞서의 <표 4>~<표 6>의 결과를 확인시켜주며, 각 펀드의 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 충격이 위험에 미치는 영향의 크기와 지속기간이 매우 제한적임을 잘 보여준다. 또 각 시장의 위험에 가해진 충격이 예상치 못한 펀드플로우에 미치는 영향 역시 모든 유형에서 아주 작은 수준이며 짧은 시간 안에 사라지는 모습을 보여준다.

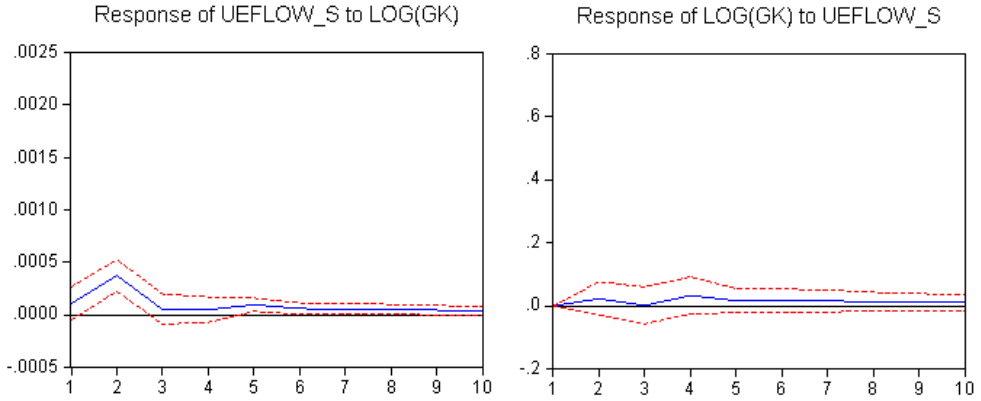
VAR 모형을 통한 분석결과는 앞서 <표 4>~<표 6>에서 살펴본 예상치 못한 펀드플로우와 시장위험과의 관계가 시장위험의 시차변수를 통제하고 난 후에도(주식형 펀드의 경우 시장수익률과 거래회전율의 시차변수를 통제하고 난 후에도) 일관되게 성립하는 결과임을 말해준다. 주식형펀드의 예상치 못한 펀드플로우의 시차변수는 주식시장 위험에 양(+)의 영향을 미친다. 예상치 못한 채권펀드플로우의 시차변수는 채무불이행위험프리미엄에 음(-)의 영향을 미치며, 기간프리미엄과는 양(+)의 관계를 가지나 유의적이지 않다. MMF 펀드플로우의 시차변수는 유동성프리미엄에 음(-)의 영향을 미친다.

주식형 펀드의 결과는 펀드자금의 유입이 증가하는 경우 시장위험이 커진다는 것을 보여준다. 또 주식시장 변동성의 시차변수는 예상치 못한 펀드플로우에 일별자료에서 유의적인 양(+)의 영향을 미쳐 volatility timing에 배치되는 결과를 보여준다. 채권형펀드의 결과는 채권시장에서 신용위험이 커지는 경우 채권형펀드에서 펀드자금의 유출이 발생하는 “flight to quality” 현상이 약하나마 나타남을 말해준다. MMF의 결과는 MMF로의 자금유입이 증가하는 경우 시장의 유동성위험이 감소함을 보여준다.

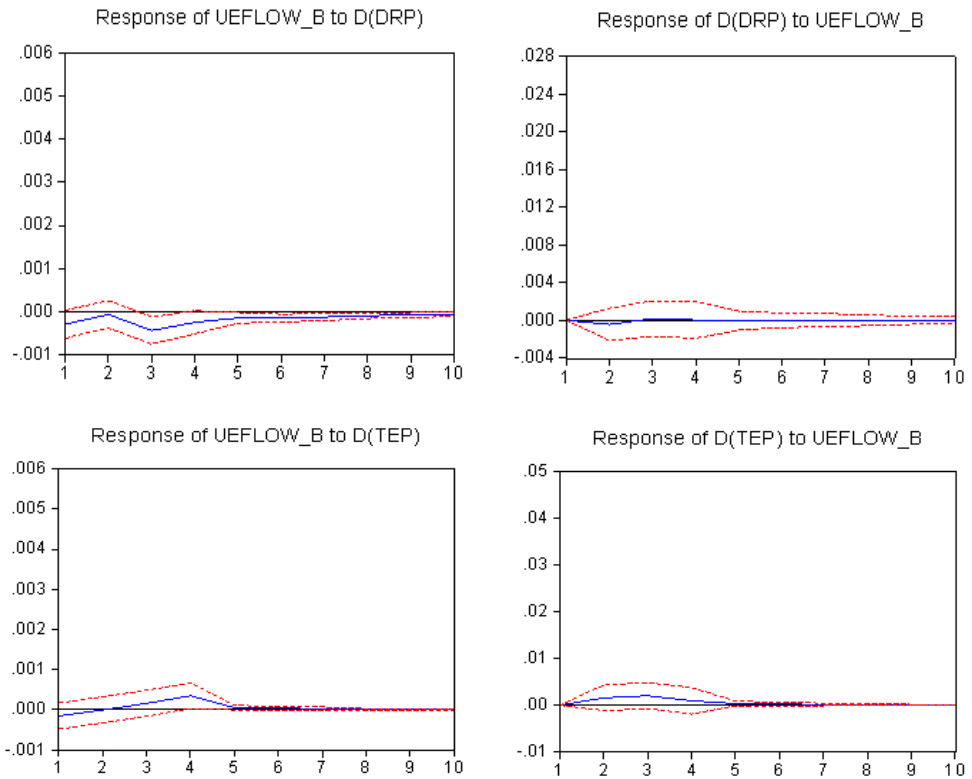
19) 편의상 전체기간에 대해서만 보고한다. 하위 기간별로 분석한 결과도 전체기간의 결과와 크게 다르지 않다.

[그림 3] 충격반응분석 결과(일별, 전체기간)

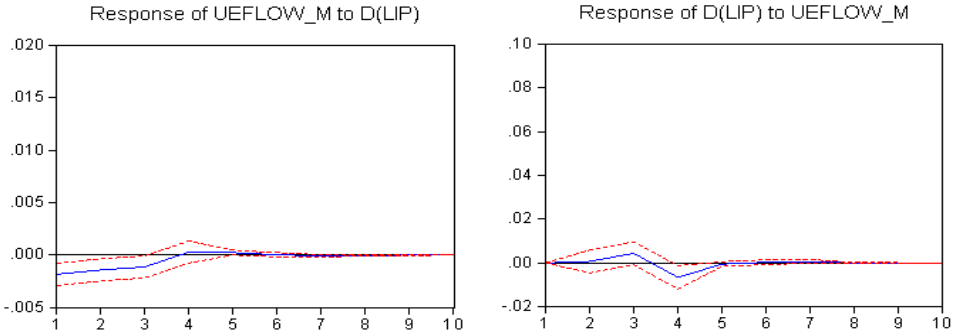
1. 주식형 펀드 : 2요인[ln(GK) UEflow\_s]



2. 채권형 펀드 : 2요인[ $\Delta$ DRP UEflow\_b] and [ $\Delta$ TEP UEflow\_b]

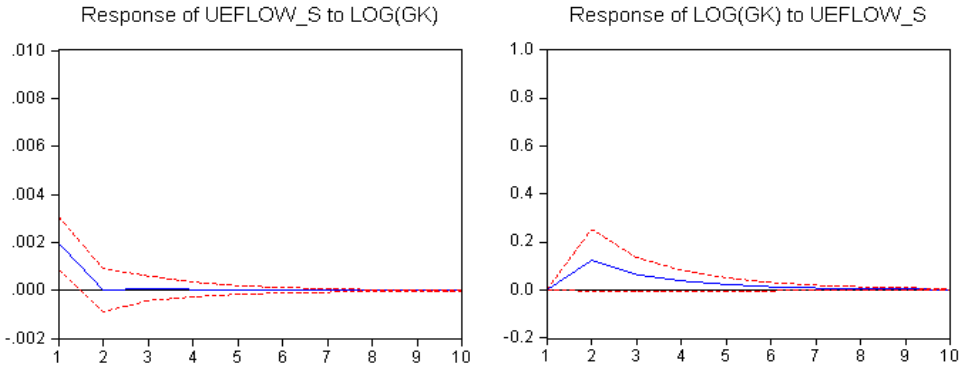


3. MMF : 2요인[ $\Delta$ LIP UEflow\_m]

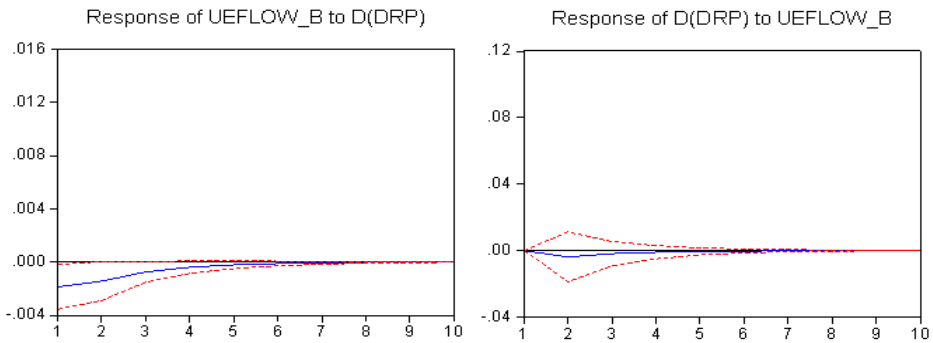


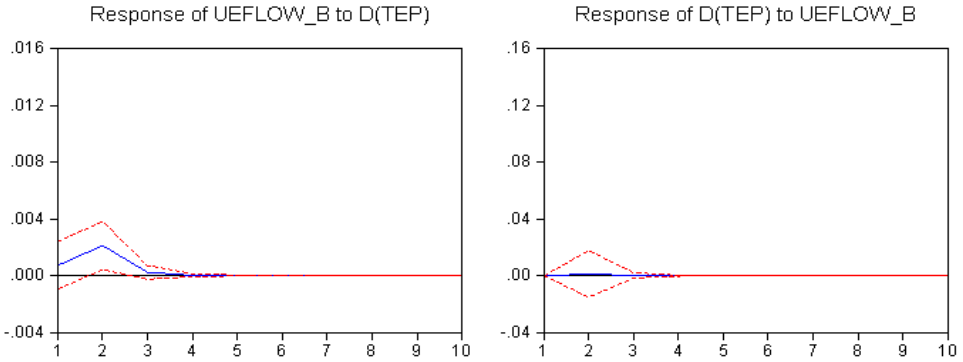
[그림 4] 충격반응분석 결과(주별, 전체기간)

1. 주식형 펀드 : 2요인[ln(GK) UEflow\_s]

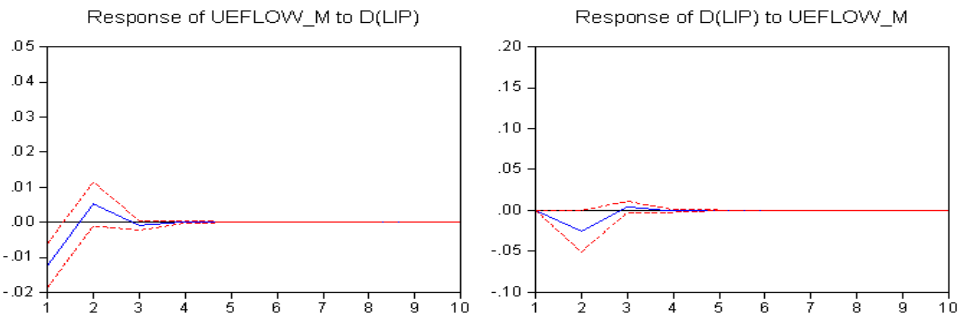


2. 채권형 펀드 : 2요인[ $\Delta$ DRP UEflow\_b] and [ $\Delta$ TEP UEflow\_b]





3. MMF : 2요인[ $\Delta$ LIP UEflow\_m]



2. 전이지수의 구성과 분석

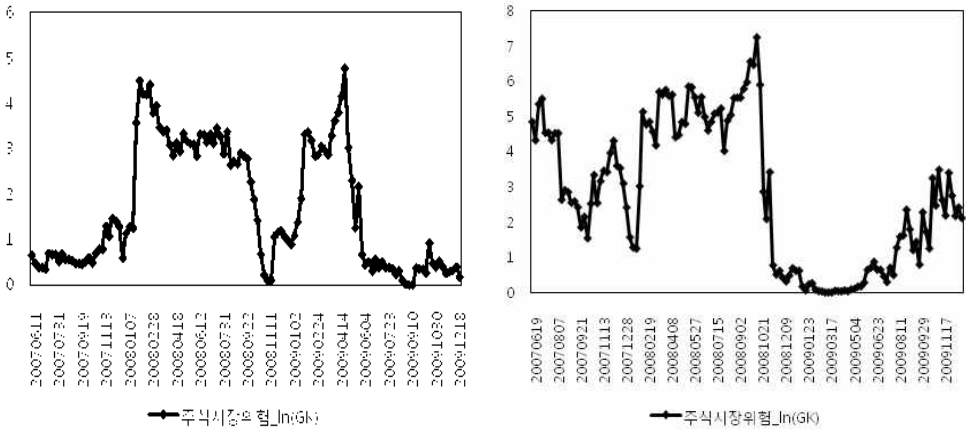
이 절에서는 예상치 못한 펀드플로우의 변화가 금융시장의 위험의 변동을 얼마나 설명하는지를 분석하여 펀드시장에 가해진 충격이 금융시장에 미치는 전염효과를 측정한다. 이 과정을 통하여 위험의 시장간 전염정도와 시스템리스크의 유발가능성을 탐색할 수 있을 것이다.

이를 위해 VAR 모형에 기초한 예측오차의 분산분해를 이용하였다. 일별 및 주별자료에 대해 1년 VAR 모형 추정기간을 기준으로 1주 단위(5일)로 전진(rolling forward)시키는 방법으로 VAR(p) 모형을 연속추정하고, 각 추정마다 3시점 앞의 변수에 대한 예측오차의 분산분해를 통해 펀드플로우와 시장위험간에 한 변수의 변화가 상대변수의 변화를 설명하는 비율을 구하여 전이지수(spillover index)를 구하였다.

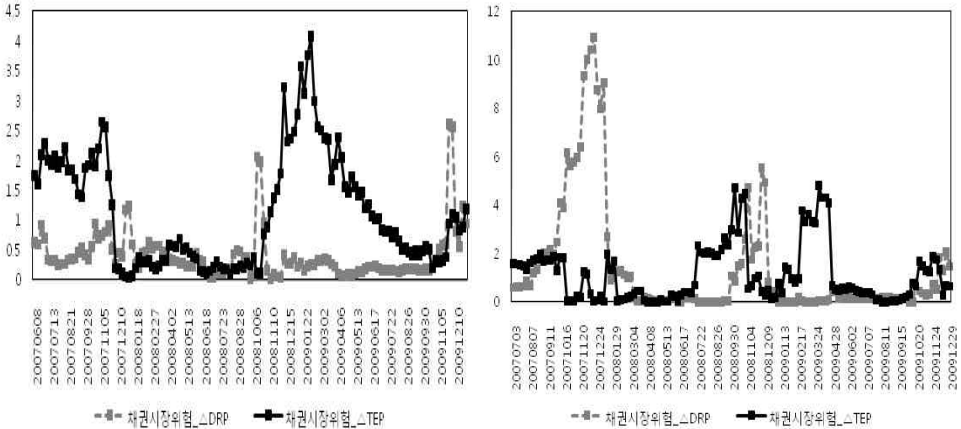
[그림 5]는 예상치 못한 주식형 펀드플로우에 가해진 충격이 주식시장 위험의 변화

를 설명하는 정도인 전이지수를 나타낸 것이며, [그림 6]은 예상치 못한 채권형 펀드플로우에 가해진 충격이 채무불이행 위험과 기간프리미엄의 변화를 설명하는 정도, 그리고 [그림 7]은 예상치 못한 MMF 펀드플로우가 유동성위험의 변화를 설명하는 정도를 나타낸 것이다. 각 그림에서 왼편은 일별자료를 이용한 경우이며, 오른편은 주별자료를 이용한 경우이다.

[그림 5] 예상치 못한 펀드플로우가 주식시장위험 변화를 설명하는 비율



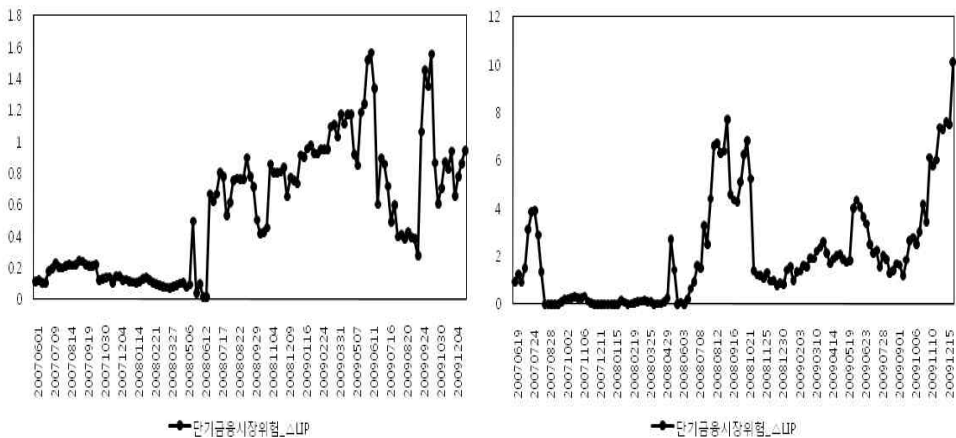
[그림 6] 예상치 못한 채권펀드플로우의 변화가 채권시장위험 변화를 설명하는 비율



[그림 5], [그림 6], 그리고 [그림 7]의 결과를 보면 예상치 못한 펀드플로우의 변화가 금융시장의 위험의 변동을 설명하는 설명력은 시간에 따라 가변적이며 그 변동이 매우

심하다. 일별자료의 경우 전체적으로 설명비율은 5% 이하의 모습을 보여주며, 주별자료의 경우 일부구간에서 약 10% 내외의 설명력을 보여준다. 각 펀드 유형에서 특정시점의 펀드플로우 변화가 시장의 위험 변동을 설명하는 비율이 갑작스럽게 증가하는 현상이 일부 나타나기는 하나 그 절대적인 영향력은 크지 않다. 주식시장의 경우 주목할 것은 2007년 말, 2008년 초 이후 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 변화가 주식시장의 위험 변동을 설명하는 비율이 상대적으로 크게 증가해 이러한 추세가 2008년 하반기까지 지속된다는 것이다. 이는 한국자본시장에서 서브프라임 사태의 영향이 본격화된 시기와 일치하며, 이 시기에 펀드시장에서 발생한 펀드플로우 변화가 주식시장의 위험에 지속적으로 전이되는 현상이 나타났음을 말해준다. 반면, 채권시장의 경우 주별자료에서 2007년 하반기 펀드플로우에 가해진 충격이 시장의 채무불이행위험의 변화를 설명하는 정도가 크게 증가했으나 이는 오래 지속되지 않고 곧 안정되는 모습을 보여준다. 또 일별자료에서 2008년 말 이후 펀드플로우에 가해진 충격이 채권시장의 위험에 전이되는 현상이 지속적으로 나타나나 그 절대적인 크기는 크지 않다. 단기금융시장의 경우 전체적인 설명력이 매우 낮으며, 주별자료의 경우 2009년 말에 들어 설명력이 갑자기 증가하는 모습을 보인다.

[그림 7] 예상치 못한 MMF 펀드플로우 변화가 단기금융시장위험 변화를 설명하는 비율



[그림 5]와 [그림 6]에서 보인 특정시기를 중심으로 하는 전염효과의 지속현상은 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 충격이 시장위험을 증가시킬 수 있는 가능성이 있음을 시사한다. 그러나 표본기간동안의 분석결과는 펀드플로우의 변화가 시장위험의 변동을

설명하는 전체적인 설명력이 매우 제한적이어서 일부에서 우려하는 펀드런에 따른 금융시장의 시스템리스크의 증가와 전반적인 위기의 확산으로 나타날 가능성은 높지 않음을 보여준다.

## V. 결 론

본 연구에서는 한국금융시장의 자료를 이용하여 펀드플로우와 금융시장의 위험간의 관계를 검증하고, 펀드플로우의 변화가 금융시장의 전반적인 위험수준의 변화를 설명할 수 있는지를 분석하였다. 금융시장에서 차지하는 펀드 산업의 비중이 날로 증가하고 있고 펀드시장에서의 투자자보호와, 투자회사의 위험관리, 그리고 시장안정에 대한 이슈가 중요문제로 제기되고 있는 현 상황에서 본 연구의 결과는 펀드플로우와 금융시장의 위험간에 갖는 관계에 대한 학문적 시사점을 제공하고 일각에서 제기하고 있는 펀드런에 의한 금융시장의 시스템리스크 유발가능성에 대한 실무적, 정책적 판단자료를 제공한다는 점에서 의미를 갖는다.

연구를 위해 한국펀드시장을 대표적인 형태인 주식형펀드, 채권형펀드, MMF로 분류하고 이에 대응하여 금융시장을 주식시장, 채권시장, 단기 금융시장으로 분류하여 시장 위험을 측정하고 펀드플로우와 갖는 관계를 분석하였다. 주식시장의 위험의 대응치로는 KOSPI에 대한 Garman-Klass 변동성 추정량을, 채권시장에 대해서는 신용위험의 측정치인 채무불이행위험프리미엄과 기간프리미엄을, 단기 금융시장에 대해서는 유동성위험의 대응치로 1일 만기 콜금리를 선정하였다. 이들 위험 측정치들과 각 펀드플로우간에 회귀분석과 VAR 모형을 구성하여 분석한 주요 결과는 다음과 같다.

주식형 펀드플로우와 주식시장위험에 대한 분석결과는 예상치 못한 펀드플로우가 주식시장의 변동성과 양(+)의 관계를 가짐을 보여준다. 이러한 결과는 펀드자금의 유입이 시장의 위험을 증가시킴을 말해주는 것으로, Cao, Chang, and Wang(2008)에서 보인 당기 및 전기의 펀드유입이 주식시장 변동성을 감소시킨다는 결과와는 차이가 있다. 채권형 펀드의 경우 예상치 못한 채권형 펀드플로우는 채무불이행위험프리미엄과 음(-)의 관계를, 기간프리미엄과는 양(+)의 관계를 가짐을 보여준다. MMF의 결과는 MMF로의 자금유입이 증가하는 경우 시장의 유동성위험이 감소함을 보여준다.

또 주식시장 변동성의 시차변수는 예상치 못한 펀드플로우에 일별자료에서 유의적인 양(+)의 영향을 미쳐 volatility timing에 배치되는 결과를 보여준다. 채권형 펀드의 결과는 채권시장에서 신용위험이 커지는 경우 채권형 펀드에서 펀드자금의 유출이 발생



하는 “flight to quality” 현상이 약하나마 나타남을 말해준다.

충격-반응분석의 결과는 각 펀드의 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 충격이 시장 위험에 미치는 효과가 모든 유형에서 아주 작은 수준이며 지속기간이 매우 짧아 그 영향이 제한적임을 잘 보여준다.

예측오차의 분산분해를 통한 전이지수의 구성을 통해 펀드플로우의 변화가 금융시장의 위험의 변화를 얼마나 설명할 수 있는지를 분석한 결과는 예상치 못한 펀드플로우의 변화가 금융시장의 위험의 변동을 설명하는 설명력은 시간에 따라 가변적이며 그 변동이 매우 심함을 보여준다. 그러나 전체적으로 설명비율은 일별자료의 경우 5% 이하의 작은 모습을 보여준다. 주식시장의 경우 주목할 것은 한국자본시장에서 서브프라임 사태의 영향이 본격화된 시기인 2007년 말 이후 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 변화가 주식시장의 위험 변동을 설명하는 비율이 상대적으로 크게 증가해 이러한 추세가 상당기간 지속되는 모습을 보여, 해당시기에 펀드시장에서 발생한 펀드플로우 변화가 주식시장의 위험에 지속적으로 전이되는 현상이 나타났음을 보여준다. 반면, 채권시장의 경우 2008년 말 이후 펀드플로우에 가해진 충격이 시장위험에 전이되는 현상이 지속적으로 나타나며, 단기 금융시장의 경우에는 이러한 현상이 체계적으로 발생하지 않는다.

주식시장과 채권시장에서 보인 특정시기를 중심으로 하는 전염효과의 지속현상은 예상치 못한 펀드플로우에 가해진 충격이 시장위험을 증가시킬 수 있음을 시사한다. 그러나 회귀분석과 VAR 모형의 분석결과, 그리고 분산분해의 설명력 등을 고려하여 판단할 때 본 연구의 결과는 한국금융시장에서 펀드플로우의 변화가 시장위험의 변동을 설명하는 설명력이 매우 제한적이어서 일부에서 우려하는 펀드런에 따른 금융시장의 시스템리스크의 증가와 전반적인 위기의 확산으로 나타날 가능성은 높지 않음을 말해준다.

## 참 고 문 헌

- 고광수, “주식형 펀드의 현금흐름과 주식시장”, 증권학회지, 제31권, 2002, 71-107.
- 길재욱, 박영석, 신진영, “자본시장의 시스템리스크와 투자자보호”, 금융안정연구, 제10권 제1호, 2009, 85-124.
- 김봉한, 김시원, “Fund Run과 시스템리스크 발생가능성에 대한 실증분석”, 금융안정연구, 제10권 제1호, 2009, 1-33.
- 김영갑, “펀드 현금흐름과 추가수익률”, 산업경제연구, 제20권, 2007, 1027-1046.
- 이현상, 허규만, “주식형 수익증권의 현금흐름과 주식시장 간의 관계 연구”, 산업경제연구, 제20권, 2007, 2363-2384.
- 이호진, 송원호, 장국현, 정삼영, “헤지펀드에 대한 주요국 규제동향과 정책적 시사점”, 대외경제정책연구원, 2006.
- 정효윤, “펀드플로우가 금융시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 서울시립대학교 석사학위논문, 2010.
- Allen, F. and D. Gale, “Understanding Financial Crises,” Oxford University Press, 2007.
- Billio, M., M. Getmansky, and L. Pelizzon, “Crises and Hedge Fund Risk,” Working Paper, 2008.
- Black, F., “Noise,” *Journal of Finance*, 41, (1986) 529-543.
- Boyson, N., C. Stahel, and R. Stulz, “Is there Hedge Fund Contagion?,” NBER Working Paper, 2007.
- Busse, J. A., “Volatility Timing in Mutual Funds : Evidence from Daily Returns,” *Review of Financial Studies*, 12, (1999), 1009-1041.
- Cao, C., E. Chang, and Y. Wang, “An Emprical Analysis of the Dynamic Relationship between Mutual Fund Flow and Market Return Volatility,” *Journal of Banking and Finance*, 32, (2008), 2111-2123.
- Chan, N, Getmansky, Haas, and A. Lo, “Systematic Risk and Hedge Funds”, NBER Working Paper, 2005.
- Coval, J., and E. Stafford, “Asset Fire Sales(and Purchases) in Equity Markets,” *Journal of Financial Economics*, 86, (2007) 101-125.
- Danielsson, J. and H. S. Shin, “Endogenous Risk,” In : Field, Peter, (ed.) Modern

- Risk Management : A History, 2003.
- De Bandt, O. and P. Hartmann, "Systemic Risk : A Survey," *European Central Bank Working Paper Series*, 35, (2000).
- Diebold, F. X. and K. Yilmaz, "Measuring Financial Asset Return and Volatility Spillovers, with Application to Global Equity Markets," *Economic Journal*, 19, (2009), 158-171.
- Edelen, R. and J. Warner, "Aggregate Price Effects of Institutional Trading : A Study of Mutual Fund Flow and Market Returns," *Journal of Financial Economics*, 59, (2001), 195-220.
- Engen, E. and A. Lehnert, "Mutual Funds and U. S. Equity Market," *Federal Reserve Bulletin*, (2000), 798-812.
- Garman, M. and M. J. Klass, "On the Estimation of Security Price Volatility from Historical Data," *Journal of Business*, 53, (1980), 67-78.
- Hale, D. D., "Economic Consequences of the American Mutual Fund Boom," *The International Economy*, (1994), 24-64.
- Hameed, A., W. Kang, and S. Viswanathan, "Stock Market Declines and Liquidity," Working Paper, 2006.
- Ippolito, R. A., "Consumer Reaction to Measures of Poor Quality : Evidence from the Mutual Fund Industry," *Journal of Law and Economics*, 35, (1992), 45-70.
- Kaufman, H., "Structural Changes in the Financial Markets : Economic and Policy Significance," *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City*, Second Quarter, (1994), 5-15.
- Kyle, A. S. and W. Xiong, "Contagion as a Wealth Effect," *Journal of Finance*, 56, (2001), 1401-1440.
- Lee, C., A. Shleifer, and R. Thaler, "Investor Sentiment and the Closed-end Fund Puzzle," *Journal of Finance*, 46, (1991), 75-109.
- Sirri, E. R. and P. Tufano, "Costly Search and Mutual Fund Flows," *Journal of Finance* 53, (1998), 1589-1622.
- Vayanos, D. and H. Street, "Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk," NBER Working Paper, 2004.
- Warther, V. A., "Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns," *Journal of Financial Economics*, 39, (1995), 209-235.

# Fund Flow and Market Risk\*

Hyo Youn Chung\*\* · Jong Won Park\*\*\*

<abstract>

This paper examines the dynamic relationship between fund flow and market risk at the aggregate level and explores whether sudden sharp changes in fund flow (fund run) can cause a systemic risk in the Korean financial markets. We use daily and weekly data and regression and VAR analysis. Main results of the paper are as follows: First, in the stock market, a concurrent and a lagged unexpected fund flows have a positive relationship with market volatility. A positive shock in fund flow predicts an increase in stock market volatility. In the bond market, an unexpected fund flow has a negative relationship with the default risk premium, but a positive relationship with the term premium. And an unexpected fund flow of the money market fund has a negative relationship with the liquidity risk, but the explanatory power is very low. Second, for examining whether changes in fund flow induce a systemic risk, we construct a spillover index based on the forecast error variance decomposition of VAR model. A spillover index represents that how much the shock in fund flow can explain the change of market risk in a market. In general, explanatory powers from spillover indexes are so fluctuant and low. In the stock market, the impact of shocks in fund flow on market risk is relatively high and persistent during the period from the end of 2007 to 2008, which is the subprime-mortgage crisis period. In bond market, since the end of 2008, the impact of shocks in fund flow spreads to default risk continually, while in the money market, such a systematic effect doesn't take place. The persistent patterns of spillover effect appearing around a certain period in the stock market and the bond market suggest that the shock to the unexpected fund flow may increase the market risk and can be a cause of systemic risk in the financial markets. However, summarizing the results of regression and VAR model analysis, and considering the very low explanatory power of spillover index analysis, we can conclude that changes in fund flow have a very limited power in explaining changes in market risk and it is not very likely to induce the systemic risk by a fund run in the Korean financial markets.

Keywords : Fund Flow, Fund Run, Market Risk, Systemic Risk

---

\* This work was supported by Korea Research Foundation 2008 Research Fund(KRF-2008-327-B00255).

\*\* Research Fellow, Industry Economic Development Institute

\*\*\* Corresponding Author, Professor, College of Business Administration, University of Seoul