

펀드산업 발전이 경제성장에 미치는 영향 : 한국의 사례연구

정희준*, 황선웅**

-요 약-

거시적 관점에서 볼 때 국민소득수준을 결정하는 필수 생산요소인 자본은 금융중개기관들과 자본시장을 통해 조달되고 있으며 이 중 자본시장을 통해 형성된 부분은 주식과 채권 등 증권에 대한 수요를 통해 이루어진다. 기존의 많은 연구들은 은행을 주축으로 하는 금융중개와 자본시장의 발전에 의한 금융발전이 경제성장에 긍정적 영향을 끼친다는 결론을 제시하고 있다.

그런데 투자자들의 증권에 대한 수요 목적은 위험관리를 통해 기대수익률을 극대화하는 것이고 이를 위해서는 효율적인 분산투자가 필수적이라는 점을 감안할 때 일반투자자들이 증권에 대한 직접투자를 통해 이러한 목적을 달성하는 것은 현실적으로 용이한 일이 아니다. 실질적으로 이와 같은 목적은 펀드라는 간접투자방식을 통해 추구되고 있다.

뿐만 아니라 저 위험 저 수익률 자산을 제공하는 은행상품과 고 위험 고 수익률 기회를 제공하는 직접투자라는 투자 스펙트럼의 양 끝에서 자산선택을 해야 하는 투자자들에게 펀드는 이들 사이의 다양한 조합의 자산을 제공한다. 이는 펀드산업의 발전이 경제주체들의 금융욕구를 충족시킬 수 있는 다양한 금융수단을 제공함으로써 이들의 투자수요를 증대시켜 자본형성에 긍정적 역할을 할 수 있다는 것을 의미한다.

금융발전과 경제성장에 관한 기존의 연구들을 기초로 이 연구는 펀드산업의 발전과 경제성장간의 관계를 실증적으로 분석하였다. 먼저 펀드산업규모와 국내총생산의 관계를 VECM으로 추정한 결과 펀드산업의 규모와 경제성장은 장기적으로 양의 관계를 유지해 온 것으로 분석되었다. 물론 단기적인 관점에서 보더라도 경제성장이 펀드산업의 성장에 긍정적 기여를 해왔으며 역으로 펀드 산업의 성장도 경제성장에 기여해 온 것으로 나타나고 있다.

한편 펀드산업의 성장이 자본시장의 안정성에 기여했느냐 여부가 펀드규모의 변동성과 시장 변동성간의 VAR모형을 통해 분석되었다. 전체적으로 볼 때 주식시장 변동성은 주식관련 펀드규모의 변화에 의해 일정주기로 영향을 받고 있음을 볼 수 있다. 반면 채권관련 펀드규모 변화가 채권 수익률 변동성에 영향을 주식시장에 비해 뚜렷한 특징을 보이고 있지는 않다. 다만 주식관련 펀드이든 채권관련 펀드이든 시장 변동성은 시장 상황변화에 따른 수익률 자체에는 민감한 규모변화를 보이고 있다.

주제어 : 펀드산업, 경제성장, 시장 안정성, VECM, VAR모형

* 전주대학교 경영대학, heejoon@jj.ac.kr

** 중앙대학교 사회과학대학 상경학부

I. 도입

자본시장에서 펀드라 불리는 투자자산은 자본시장법 제 6조에 제시된 집합투자를 위한 수단이며 펀드산업이란 집합투자업과 같은 의미라고 할 수 있다. 일반적으로 집합투자 혹은 펀드투자는 자산운용사의 수익증권 등을 취득하는 간접투자방식으로 이루어지고 이는 궁극적으로 투자자금의 수급을 동반하기 때문에 자산운용업 혹은 집합투자업은 금융중개(financial intermediation)의 일종으로 간주된다.

다만 대표적인 금융중개기관이라고 할 수 있는 은행(Commercial banks)의 예금은 일반적으로 자금 공급자들의 위험을 부담하는 대신 기대수익률을 독점하는 반면 자산운용업자의 펀드 판매에 의해 이루어지는 금융중개 과정은 기대수익률과 위험이 궁극적으로 자금공급자들에게 귀속된다는 차이가 있다. 물론 개별투자자에 의한 직접투자역시 기대수익률과 위험이 투자자에게 귀속된다. 하지만 자산운용업자에게는 약속된 보수를 전제로 일정한 책임이 부과된다.

자산운용업자에게 부과되는 대표적인 책임은 분산투자를 통한 위험관리라고 할 수 있는데 이 점이 바로 개인의 직접투자와 다른 점이라고 할 수 있다. 물론 개별 투자자 역시 거액 자금 보유자의 경우 분산투자에 의한 위험관리가 가능할 수 있을 것이다. 하지만 집합투자 그 자체가 본질적으로 분산투자를 할 수 있는 충분한 자금을 보유하지 못하는 일반 투자자들을 대상으로 하고 있다는 점을 감안하면 펀드는 이들은 물론 거액 보유 개인투자자들에게 조차 효율적인 위험관리기능이 제고된 수익률 추구기회를 제공하는 것이다.

기대수익률의 추구하고 위험관리라는 관점에서 볼 때 저 위험 저 수익률 자산을 제공하는 은행상품과 고 위험 고 수익률 자산을 제공하는 직접투자의 투자 스펙트럼의 양 끝에서 자산선택을 해야 하는 경제주체들에게 펀드는 이들 사이의 다양한 조합의 자산을 제공한다. 이는 펀드가 경제주체들의 금융욕구를 충족시킬 수 있는 다양한 금융수단을 제공함으로써 이들의 투자수요를 증대시키는 역할을 할 수 있다는 것을 의미한다.

한편 국민소득수준을 결정하는 거시적 생산함수의 기본 요소는 경제 전체의 총체적 자본과 노동이라고 할 수 있다. 이 중 자본을 구성하는 것은 은행 등 금융중개기관들을 통해 이루어진 대출 및 자본시장을 통해 조달된 자금들 즉 채권 및 주식발행액이라고 할 수 있다. 이 생산요소들 중 자본시장을 통해 형성된 부분은 결국 직접투자와 간접투자를 통해 조달된 것이며 이 중 간접투자는 펀드투자를 통해 이루어지게 된다.

이는 결과적으로 펀드를 통한 간접투자는 생산요소의 한 축인 자본의 축적에 일부분을 담당하면서 궁극적으로 경제성장에 기여하는 기능을 담당한다고 할 수 있다. 따라서 펀드산업은 경제성장과 밀접한 관계를 가지며 펀드산업의 발전은 경제성장을 위한 주요 요건에 포함된다고 할 수 있다.

금융중개에 의한 간접금융 혹은 주식시장을 중심으로 한 직접금융과 경제성장과와의 관계에 대한 연구는 이론적 측면에서 뿐만 아니라 실증연구도 많이 제시되어 왔다. 그러나 이들 연구는 금융 분야별 총체적 발전이 경제성장에 미치는 영향을 중심으로 분석하였을 뿐 펀드

고유의 특성을 기초로 펀드산업이 수행하는 경제성장과의 기여여부에 대한 분석을 시도한 연구는 국내외 어디에서도 찾아보기가 힘들다.

이 연구는 펀드산업의 발전이 거시적 생산요소인 자본의 형성에 기여한다는 것을 전제로 실증적인 관점에서 펀드산업발전과 경제성장과의 관계를 분석하려고 한다. 이를 위해 펀드산업과 국내총생산이라는 경제변수 간에 존재하는 관계를 장기 및 단기의 관점에서 실증 분석한다. 또한 펀드산업의 성장은 자본조달뿐만 아니라 증권의 유통시장에도 영향을 미칠 수 있다. 하지만 유통시장의 시황 역시 펀드산업에 영향을 미칠 수 있다는 점을 감안하여 이들 간의 상호관계도 실증적으로 분석한다.

이와 같은 연구를 위해 제 II 장에서는 금융부문과 경제성장과의 관계에 대한 선행연구를 제시한다. 제 III 장에서는 한국펀드 산업의 개요에 대하여 간략히 설명하여 이 연구의 현실적 기반을 제시한다. 제 IV 장에서는 실증분석가설, 추정을 위한 데이터에 대한 설명 후 이에 대한 실증분석결과와 해석을 제시한다. 그리고 끝으로 V장에서는 이 연구의 내용을 정리하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 선행 연구

펀드산업은 금융중개적 성격을 가지고 있을 뿐만 아니라 증권시장을 매개로 형성된다. 따라서 펀드산업의 역할을 이해하기 위해서는 금융중개는 물론 자본시장과 경제성장과의 관계를 분석한 선행 연구를 살펴볼 필요가 있다.

먼저 금융중개기능이 경제성장에 기여한다는 관점은 금융중개를 통해 첫째, 기업과 경영자들에 대한 정보획득을 효율적으로 할 수 있어 자본할당과 기업의 지배구조개선을 할 수 있다[Diamond(1984), Ramakrishnan와 Thakor(1984)]는 것이다. 둘째, 유동성 등 다양한 위험을 관리함으로써 투자효율성을 강화할 수 있으며[Bencivenga와 Smith(1991)] 셋째, 규모의 경제가 가능한 자본동원을 가능케 [Sirri와 Tufano(1995)] 한다는 것이다.

경제성장에 있어 증권시장의 존재와 역할을 중요시 하는 관점은 증권시장이 효율적으로 기능하면 첫째, 이러한 시장에서는 증권거래를 통해 수익을 낼 수 있기 때문에 기업 정보를 분석을 하고자 하는 동기가 한층 강화되어 경제 전체적으로 효율적 생산 구조를 이룰 수 있게 된다[Holmstrom과 Tirole(1993)]. 둘째, 자유로운 증권 거래로 생산적인 기업으로의 지배구조 변경을 용이하게 할 수 있으며 기업의 성과와 경영자에 대한 보상을 연결시켜 성장 효율성을 높일 수 있으며[Jensen과 Murphy(1990)] 셋째, 각종 위험을 용이하게 관리할 수 있다는 점이다.[Levine(1991), Obstfeld(1994)]

제시된 바와 같은 금융중개와 증권시장이 경제성장에 기여하는 메카니즘의 차이를 발생시키는 본질적 이유는 금융과정상 발생하는 정보 비대칭성의 문제를 어떠한 방식으로 해소하느냐 하는 것이다. 은행을 주축으로 한 금융중개기관은 조화된 투자자 연합체(coordinated coalitions of investors)로서, 그리고 증권시장에서는 개별 투자자들이 분권화된 의사결정자로서 정보를 수집하여 역선택이나 도덕적 해이와 같은 정보비대칭성의 문제를 해결한다고

할 수 있다.[Boot and Thakor (1997)]

이들 중 어떤 방식이 경제성장에 대한 기여도가 더 높느냐에 대한 판단은 실증적 영역에 해당된다고 할 수 있다. 증권시장의 입장에서 이러한 판단은 증권시장이 현실적으로 충분히 효율적으로 기능하느냐 하는 것이다. 이는 이 시장에서 분권화된 의사결정자로서의 개별 투자자가 투자대상에 대한 기대수익률과 위험에 관한 정보를 금융중개기관들 만큼 양적으로나 질적으로 충분히 취득하느냐에 대한 것이기도 하다.

한편 은행과 같은 금융중개기관의 입장에서 보면 수많은 분권화된 개별 투자자들의 총체적 시장 수급을 통한 금융과정에서보다 중개기관의 경영자들의 의사결정을 통한 금융과정이 경제성장을 위해 더 효율적인 선택을 지속적으로 하느냐에 대한 현실적인 판단이라고 할 수 있다. 특히 자산운용에 대한 기대수익률과 위험을 실질적으로 금융중개기관이 감수하는 자산변환과정을 거치는 금융중개과정은 이들 기관의 자금공급자들이 자금수요자의 성과와 관련된 기대수익률과 위험에 따른 판단을 할 실질적 필요성이 크지 않기 때문에 더욱 그러하다고 할 수 있다.

이와 같은 기여도의 우위 여부와 관계없이 금융중개기관과 증권시장이 병존하는 경제 내에서 이들이 금융시스템 전체로서 작용하면서 경제성장에 기여하기 위해서는 생산을 위한 금융자원의 동원량을 증대시킬 수 있어야 하고 동원된 자원을 효율적으로 배분할 수 있는 기능을 수행할 수 있어야 한다.[Goldsmith(1969)] 이를 위해서는 전체로서의 금융시스템이 경제주체들이 저축 혹은 투자 결정시 직면하게 되는 기대수익률과 위험에 대한 합리적 체계를 제공할 수 있는 각종 위험 관리 및 기대수익률 제공 구조를 구비할 수 있어야 한다. 금융중개기관과 증권시장 여부에 관계없이 금융과정에서 관리되어야 할 주요 위험으로는 수익성과 관련된 투자위험과 함께 유동성위험 등을 들 수 있다.

유동성위험 관리를 통해 금융중개과정이 경제성장에 기여하는 메카니즘에 대한 대표적인 관점은 Bencivenga와 Smith(1991)의 이론적 모형에 잘 제시되어 있다. 증권시장의 존재를 외생적으로 간주한 이들은 Diamond와 Dybvig(1983)의 유동성위험 창출 선호구조에 기초해 개별 경제주체가 선택할 수 있는 자산을 소비를 위한 유동자산(liquid asset)과 생산에 사용될 비유동자산(illiquid asset)으로 구분하였다. 비유동자산은 만기까지 유지되면 유동자산보다 높은 확정적 수익률을 제공하지만 중도 유동화시에는 유동자산보다도 낮은 수익률을 낳는데 각 위험회피적인 경제 주체는 우발적 유동성위험을 감안해 자산비중을 결정한다고 보았다.

이 경우 개별적으로는 우발적인 위험도 다수의 경우에는 확률적으로 추정이 가능한 통계적 현상으로 전환될 수 있다. 따라서 다수의 유동성위험을 결합(pooling)하여 실현될 것으로 추정된 부분만을 금융중개기관이 유동자산으로 보유하는 것만으로도 개별 경제주체들의 유동성 위험을 대비할 수 있다. 이와 같은 유동성위험 관리 방식은 개별 경제주체가 각자 유동성위험을 대비하는 것보다 경제전체의 차원에서 생산에 사용되는 자산의 비중을 증대시켜 경제성장에 기여한다.

유동성위험 외에 기업의 생산위험(production risk)으로 표현되는 투자위험까지 감안한

Levine(1991)은 주식시장이 수행하는 경제성장에 대한 긍정적 역할을 이론적으로 제시하였다. 주식시장은 서로 다른 유동성 충격을 받는 경제주체간의 거래를 가능케 함으로써 높은 기대수익률을 제공하는 생산기업에 대한 투자회수를 막아주는 기능을 한다. 또한 분산투자를 가능케 함으로써 생산충격 위험 때문에 투자를 주저하는 위험회피적 경제주체들의 투자를 촉진하는 역할을 한다. 이와 같은 기능은 궁극적으로 주식시장이 존재하지 않을 경우보다 경제주체들의 투자유인을 증가시켜 경제 전체적으로 생산성 높은 자산의 비중을 높임으로서 경제성장에 긍정적 기여를 한다는 것이다.

각종 위험관리를 통해 금융중개와 증권시장이 경제성장에 기여한다는 이들의 이론적 설명은 높은 설득력을 가지고 있으며 많은 실증적 연구에서도 금융중개기관과 증권시장의 성장이 경제성장과 포지티브한 관계를 보인다는 사실을 통계적으로 제시하고 있다. 먼저 금융중개기관의 유동자산대비 GDP로 측정된 은행발전이 경제성장에 긍정적 영향을 끼친다는 실증 분석이 King과 Levine (1993a,b)에 의해 제시되었다. 이 후 측정 변수를 달리 한 많은 후속 연구들 역시 이 연구의 결론을 지지하였다.[Levine (1998, 1999), Beck et al. (2000), Levine et al. (2000)]. 하지만 초기의 이 실증분석들은 금융중개기관의 역할만을 분석대상으로 할 뿐 증권시장을 포함시키지 않은 한계를 보였다. 이는 금융중개기관의 역할을 강조하는 Becivenga와 Smith모형에서 보이는 증권시장의 외생성 가정과 맥락을 같이 한 분석들이라고 할 수 있다. 하지만 이와 같은 분석방법은 투자위험을 감수하면서 금융중개기관이 제공하는 수익률 이상의 기대수익률을 추구하는 투자자의 특성이 제대로 반영되지 못하는 문제점을 발생시킬 수 있다.

이에 비해 Rousseau와 Wachtel (2000)은 은행뿐만 아니라 주식시장 발전 모두 경제성장에 기여한다는 사실을 실증적으로 보여 주었다. 1976년에서 1998년까지의 40여 개국에 대한 패널자료를 기초로 금융발전과 경제성장간의 관계를 실증 분석한 Beck과 Levine(2002) 역시 주식시장과 은행이 경제성장에 긍정적 기여를 한다는 실증적 결과를 제시하였다. 한편 Arestis et al. (2001)은 은행과 주식시장 모두 경제성장에 기여하기는 하나 은행분야가 증권시장보다 기여도가 높다는 실증적 증거를 제시하였다.

그러나 증권시장에 관련된 분석들은 이론적 모형에서 뿐만 아니라 실증연구에서도 간과하고 있는 점이 있다. 이는 잘 기능하는 증권시장에서는 (Levine의 모형에서 제시된 것과 같은 생산위험에 기인한) 투자위험을 개별 투자자가 분산투자를 통해 충분히 관리할 수 있다는 비현실적인 전제를 하고 있다는 점이다.

현실 상황에서 개별투자자가 금융중개기관이 제공하는 수익률 이상의 기대수익률을 추구하면서 분산투자를 통해 위험관리를 할 수 있는 실제적인 수단은 펀드라고 할 수 있다. 즉 위험감수를 통한 기대수익률의 추구가 필요치 않은 은행 예금과 개별 자산에서 발생하는 위험을 감수하면서 이에 대한 기대수익률을 추구해야 하는 투자주체가 투자 스펙트럼의 양끝에서 분산투자를 통한 관리된 위험만을 감수해도 상대적으로 높은 기대수익률을 추구할 수 있어 실질적으로 증권시장을 통한 금융자원조달을 원활하게 하여 경제성장에 기여하는 것이 바로 펀드를 통한 간접투자인 것이다. 그러나 경제성장과 금융발전에 관한 기존 연구들에서

는 경제성장에 있어 펀드가 수행하는 역할을 명시적이고 직접적으로 분석한 예는 찾아보기가 힘들다.

III. 한국 펀드산업 개요

우리나라 펀드산업은 1970년 5월 한국투자공사가 주식형 수익증권 1억좌를 설정하면서 시작되었다. 한국투자공사는 자본시장 발전을 위해 1968년 11월에 제정·공포한 「자본시장육성에관한법률」에 근거해 같은 해 12월에 설립된 한국투자개발공사에서 비롯되었다. 1962년 제정된 「증권거래법」이 유통시장 중심의 법률이었던 것과는 달리 발행시장 중심적이었던 「자본시장육성에관한법률」은 자본시장을 통한 산업자금 수요확대 등이 법의 입법 목적을 달성하기 위하여 투자개발공사의 주요업무에 증권투자신탁을 포함시켰다.

이후 1969년 8월에 증권투자신탁업법이 제정·공포된 후 곧이어 같은 해 10월과 12월에 시행령 및 시행규칙이 마련되었다. 이를 기초로 1970년부터 주식형 수익증권의 발매로 시작된 증권투자신탁은 1974년 전업투자회사인 한국투자신탁(주)의 설립을 계기로 전환점을 맞게 되었다. 한국투자신탁(주)는 설립 직후 10억좌 규모의 공사채형투자신탁 펀드를 설정하였다. 이후 한국투자공사의 해산에 따라 공사의 증권투자신탁업무를 양수받아 대한투자신탁(주)이 설립되었으며 1975년 12월에 제정된 「종합금융회사에 관한 법률」에 근거해 종합금융회사도 공사채형 투자신탁업무를 취급할 수 있게 되었다. 1982년에는 새로운 전업 투자신탁회사인 국민투자신탁(주)이 설립되어 투자신탁업계의 경쟁이 심화되었다.

이와 같은 저변확대에 따라 펀드산업의 성장은 타 금융업종의 성장을 압도했으나 분야별 펀드 유형별로 보면 편차가 존재했다. 공사채형의 성장은 상대적으로 안정적이었던 반면 주식형 펀드의 성장세는 주식시장 상황과 궤를 같이 하는 경향을 보였다. 또한 지역별로도 불균형이 존재하였다. 이와 같은 상황은 지방의 투자자들에게도 간접투자 기회를 제공할 필요성을 야기시켰고¹⁾ 이에 따라 1989년 말에 인천, 대전, 광주, 대구 및 부산에 지방투자신탁이 설립되었다.

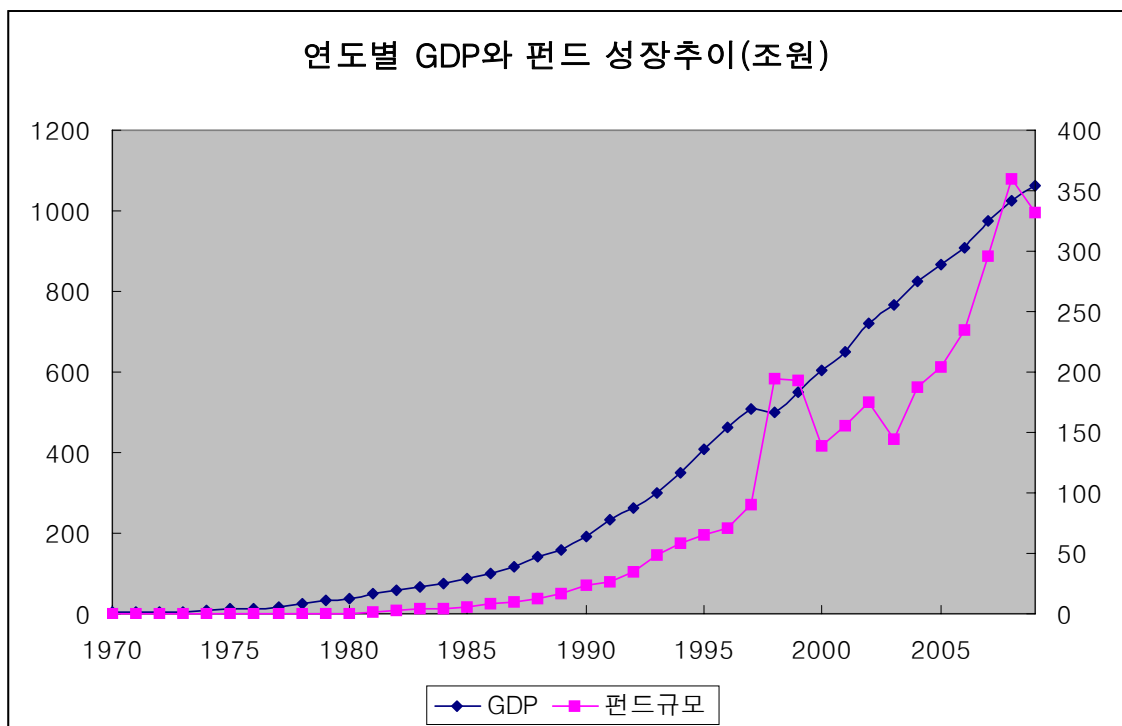
1990년대 중반에는 펀드산업의 구조 및 상품과 관련된 변화가 생겼다. 1995년 8월 발표된 “증권산업개편방안”은 기존의 운용·판매 일체형 투신사에서 운용과 판매를 분리하는 구조로의 개편을 가능하게 하였고 1996년 9월에는 MMF의 도입이 허용되었다.

점진적 변화를 겪던 펀드산업은 IMF 금융위기에 따라 기업 및 투신부문의 부실로 대량환매사태와 공적자금 투입이 이루어지게 되었고 또한 투신업을 하던 증권사들의 영업정지와 일부 투신사들의 인허가 취소라는 상황이 발생하기도 하였다. 한편 IMF 금융위기 후 급등했던 채권수익률이 급격히 하락하고 시가평가가 시행되면서 펀드산업 성장을 이끌어오던 채권형 펀드들의 경쟁력 저하로 촉발된 전체 펀드산업의 침체는 1999년 5월 이후 2003년 말까지 계속되었다.

1) “특히 1986년 이후로는 주식시장이 활황세를 보이자 증권투자에 대한 지식이나 경험이 없는 일반투자자들이 급증하였고 심지어는 농어민들조차 직접 증권투자에 가담하여 손실을 겪는 등 이들의 증시참여가 사회적 불안요인이 되기도 하였다.” 투자신탁협회사, 69쪽

2004년 1월부터는 「간접투자자산운용업법」이 발효되어 다양한 종류의 간접투자기구의 설정이 가능해지게 되었다. 또한 금리하락 지속으로 은행권 예금의 대체수단으로 채권형 펀드가 부각되면서 회복세를 되찾은 펀드 산업은 2004년 하반기부터 활황세를 보인 주식시장에 힘입어 주식형 펀드를 중심으로 급속히 성장하기 시작하였다.

이에는 은행권이 적립방식의 자금 납입방식으로 펀드판매를 활성화시킨 것도 주요 요인으로 작용하였다. 은행권의 펀드판매 비중은 이후로도 지속적으로 증가하여 2008년 말 전체 펀드판매의 40.3%를 차지하였다. 증권업계가 펀드판매에서 차지하는 비중은 2004년 말 72.8%에서 2008년 말에는 45.5%로 감소하였다. 한편 2009년 2월 들어 「지분시장과 금융투자업에 관한 법률」이 시행되면서 펀드 산업은 새로운 국면을 맞게 되었다.



(그림 1) 연도별 국내총생산과 펀드규모 성장추이

위 그림은 펀드산업이 시작되기 시작한 1970년부터 2009년까지 연도별 국내총생산(GDP)과 설정액으로 표시된 펀드산업의 규모 추이를 나타낸 것이다. 왼쪽의 종축은 국내총생산, 오른쪽의 종축은 펀드 규모를 표시하고 있다. 펀드 규모는 펀드산업 전체의 총 설정좌수를 나타내는데 여기에는 주식형, 주식혼합형, 채권혼합형, 채권형, 단기금융형, 파생상품형, 부동산형, 실물투자형, 재간접형 및 특별자산형에 대한 투자를 포함한다.

그림에서 볼 수 있는 바와 같이 펀드의 성장속도는 GDP성장속도를 훨씬 앞질러 1975년도에 551배에 달하던 GDP/펀드규모가 1989년 들어서 10배미만으로 떨어졌으며 2009년에는 3.2배에 머무르고 있다. 이에 따라 GDP 규모가 1,063.1조원인 2009년에 펀드규모는 331.9조원에 달하고 있다.

IV. 실증분석

1. 연구의 범위와 분석 가설

이 연구는 한국 펀드산업과 경제성장과의 체계적 관계를 실증적으로 분석하기 위한 것이다. 이를 위해 여기에서는 다음과 같은 내용들을 중심으로 실증분석을 시도한다. 첫째 펀드산업성장이 경제성장애 기여하고 있는지의 여부이다. 이는 이 연구의 기본 가설이라고 할 수 있는데 이에 대한 실증적 검정을 위해 펀드산업과 경제성장간에 존재하는 장기 및 단기 관계의 구조를 통계적으로 분석한다.

두 번째, 펀드산업의 증권시장 안정화에 대한 기여 여부이다. Levine(1991) 등이 지적한 바와 같이 투자위험은 분산투자에 의해 관리될 수 있고 이와 같은 역할을 현실적으로 수행하는 것이 펀드라는 점을 감안하면 펀드산업의 수요변화는 주가 수익률 변동성과 같은 시장 위험에 영향을 미칠 것으로 추정할 수 있다. 따라서 이들 간의 관계에 대한 실증분석은 펀드산업이 증권시장의 투자 위험, 즉 안정성의 수준에 미치는 영향을 판단하는 근거를 제공할 수 있을 것이다.

2. 데이터 및 추정모형

실증 분석하고자 하는 기본 가설인 펀드산업과 경제성장과의 체계적 장·단기 관계를 살펴 보기 위해서 여기에서는 펀드산업이 생성된 1970년부터 최근 2009년까지 연 단위 펀드 설정액 및 국내총생산(GDP)을 데이터로 사용한다. 이는 존재하는 데이터 중 장기관계를 살펴 볼 수 있는 최장기간에 대한 데이터가 연간으로만 존재하기 때문이다. 그리고 여기에서 사용하려는 펀드 규모 변수는 주식형, 주식혼합형, 채권혼합형, 채권형 그리고 단기금융형(MMF)만에 대한 설정액을 포함하고 있다. 이는 증권시장을 통해 실물경제에 실제 자금 공급을 일으키는 유가증권에 투자하는 펀드들만을 포함시킴으로써 펀드산업과 경제성장과의 관계를 보다 명확히 살펴보기 위한 것이다. 이들이 차지하는 비중은 펀드산업 생성초기에는 100%를 차지하였으며 최근 2009년 말의 경우도 83%를 차지하고 있다.

이들 자료를 기초로 펀드산업과 경제규모의 장·단기 시계열적 관계를 분석하기 위해 VECM(Vector Error Correction Model)을 사용한다. 추정을 위한 기본모형은 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta Y_t = \alpha\beta Y_{t-1} + \Phi\Delta Y_{t-1} + \epsilon_t$$

여기에서

$$Y_i = \begin{pmatrix} FUND \\ GDP \end{pmatrix}, \quad \alpha = \begin{pmatrix} \alpha^{FUND} \\ \alpha^{GDP} \end{pmatrix}, \quad \beta = \begin{pmatrix} 1 \\ \beta^{CON} \\ \beta^{GDP} \end{pmatrix}, \quad \Phi_i = \begin{pmatrix} \phi_{10}, \phi_{11} \\ \phi_{20}, \phi_{21} \end{pmatrix}$$

위 식에서 α 는 조정속도계수(speed of adjustment parameters) 그리고 β 는 상수를 포함한 장기관계를 표현하는 공적분벡터(cointegrating vector)를 나타낸다. 그리고 Φ_1 은 1차 차분항에 대한 계수이며 이는 단기 영향을 추정하기 위한 것이다. 차분항을 1차 항만으로 한 것은 연단위 데이터에 의한 추정임을 감안할 때 1차항 만으로도 증권시장을 통한 변수간의 정보 확산효과가 충분히 반영되어 있을 것이라는 전제가 가능하기 때문이다.

한편 펀드산업의 증권시장 안정화에 대한 기여 여부는 시장변동성과 펀드산업 규모와의 관계를 통하여 분석한다. 그런데 시장변동성은 주가 변동성과 채권 수익률 변동성으로 구분할 수 있기 때문에 주가변동성은 주식펀입펀드와 관계를 통하여 채권수익률 변동성은 채권펀입펀드와의 관계를 통하여 실증 분석한다.

시장변동성을 산출하기 위한 자료는 1990년부터 2010년 4월까지의 일별 자료이다. 주가 변동성은 KOSPI를 기초로 하며 채권수익률 변동성은 3년 만기 회사채 수익률을 사용한다. 3년만기 회사채는 통화안정증권의 거래가 주로 이루어지던 1980년대 말 이후부터 1990년대 우리나라 대표적인 시장금리로 사용되었으며 국채거래가 중심이 되고 있는 현재까지도 시가평가기관을 통해 계속 발표되고 있기 때문이다,

변동성은 월단위로 산출되어 월단위 펀드산업규모와의 관계가 분석된다. 시계열 자료에 단위근이 있을 것으로 쉽게 추정되는 펀드산업이나 경제규모에 대한 데이터와는 달리 주가나 채권수익률의 변동성은 안정적 시계열일 수 있다. 만약 추정하고자 하는 모형내의 변수들에 안정적 시계열을 포함하게 되면 앞에서 제시한 VECM은 사용할 수 없기 때문에 이 경우는 VAR(Vector Autoregression) 모형을 사용한다.

VAR 모형으로는 펀드산업의 규모가 증권시장의 변동성에 주는 영향도 분석 가능하지만 역으로 증권시장 변동성 변수를 내생화시키기 때문에 증권시장 변동성이 펀드산업에 미치는 영향도 동시에 분석할 수 있게 해준다. 또한 충격반응 함수를 통해 각 충격이 VAR 모형에 포함된 변수들에 대하여 시간 경로상 미치는 영향에 대한 분석결과도 제시한다.

3. 실증분석 결과

3.1 펀드산업 성장과 경제 성장과의 관계

시계열로 나타나는 두 변수간의 장단기 관계를 분석하기 위한 VECM추정의 전제조건은 시계열들의 안정성 여부이다. 따라서 두 변수간의 안정성 여부, 즉 단위근의 존재 여부에 대한 검정이 ADF(Augmented Dickey Fuller) Test에 의해 수행되었으며 테스트 결과는 다음 (표 1)과 같다.

(표 1) 단위근 검정결과

구분		FUND	GDP
-	ADF test statistics	1.635886	2.206295
	1%	-2.625606	-2.627238
	5%	-1.949609	-1.949856
	10%	-1.611593	-1.611469
상수	ADF test statistics	0.630808	7.259023
	1%	-3.610453	-3.610453
	5%	-2.938987	-2.938987
	10%	-2.607932	-2.607932
상수, 추세항	ADF test statistics	-1.641957	-0.860613
	1%	-4.211868	-4.211868
	5%	-3.529758	-3.529758
	10%	-3.196411	-3.196411

단위근 추정은 추정식에 상수와 추세항이 포함된 경우, 상수만 포함된 경우 그리고 아무 것도 포함하지 않은 경우를 모두 수행하였다. 각 경우의 1%, 5% 그리고 10% 옆에 제시되어 있는 수치는 귀무가설의 기각여부를 결정할 수 있는 임계값이다. 표에 제시된 바와 같이 시계열 변수들은 둘 다 10%의 유의수준에도 "귀무가설: 단위근을 가지고 있다"를 기각하지 못하고 있어 이들 변수가 단위근을 포함하고 있는 불안정 시계열임을 보여주고 있다. 한편 단위근을 포함하고 있는 변수들 간의 관계를 추정코자 할 때 VECM을 사용하기 위해서는, 이 변수들 간 공적분의 존재 여부를 미리 확인할 필요가 있다. 왜냐하면 이들 변수들 간에 공적분이 존재하지 않는다면 이는 이 변수들 간의 장기관계에 대한 존재 자체를 통계적으로 확인할 수 없는 것이기 때문에 이 경우는 VECM이 아닌 다른 방법을 통해 변수들 간의 관계를 분석해야 한다.

이 연구에서는 대상 변수들의 순서에 따라 다른 추정 결과가 나올 수 있는 Engle and Granger(1987)의 방법 대신 행렬의 rank와 특성근(characteristic root)간의 관계를 이용한 Johansen(1988, 1991), Stock and Watson(1988)의 방법을 기초로 공적분검정(Cointegration Test)을 실시한다. 테스트 결과는 (표 3)과 같다.

(표 2) 5% 유의수준에서 선택된 공적분의 수

데이터 추세	None	None	Linear	Linear	Quadratic
테스트 유형	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
λ_{TRACE}	1	1	1	2	1
λ_{MAX}	1	1	1	2	1

* 임계값은 MacKinnon-Haug-Michelis (1999)에 기초하고 있음

(표 2)에 제시되어 있는 바와 같이 국내총생산과 펀드규모사이에는 하나 이상의 공적분이 존재한다는 것을 알 수 있다. 이처럼 분석 대상변수들의 단위근 및 공적분의 존재를 기초로 수행한 VECM의 추정결과는 (표 3)에 제시되어 있다.

(표 3) VECM 추정 결과

Cointegration Equation	β	
$FUND_{t-1}$	1.000000	
constant	-0.773651 (5.60955)	
GDP_{t-1}	-0.329949 (0.02241)	
Error Correction	$\Delta FUND_t$	ΔGDP_t
α	-0.747095 (0.14580)	-0.074404 (0.12033)
$\Delta FUND_{t-1}$	0.140380 (0.12821)	0.197042 (0.10581)
ΔGDP_{t-1}	-0.761399 (0.21692)	0.780050 (0.17903)
R^2	0.457306	0.567518
F 통계량	14.74654	22.96410
Akaike AIC	8.708557	8.324545
SBC*	8.837840	8.453828
Akaike information criterion	17.05079	
Schwartz Bayesian Criterion	17.43864	

추정결과 펀드산업과 경제성장 간에는 장기적으로뿐만 아니라 단기적으로도 유의한 관계가 나타나고 있음을 보여주고 있다. 먼저 전체 펀드규모($FUND$)와 국내총생산(GDP)의 관계에서 제시된 공적분 계수 (1.000000, -0.773651, -0.329949)를 살펴보면 분석기간 동안 두 변수 간에는 양의 관계가 지속되어 왔음을 알 수 있다. 구체적으로 살펴 보면 국내총생산이 1조원 증가할 때 펀드규모는 약 0.33조 가량이 증가하는 관계가 장기적으로 유지되어 왔으며 이는 통계적으로도 높은 유의성을 나타내고 있다.

이와 같이 유지되고 있는 장기적 균형관계에서 벗어나게 되면 펀드규모($FUND$)와 국내총생산(GDP)의 변화를 통한 조정이 일어나게 되는데 이러한 조정과정은 조정계수(α)를 통해 표현된다. 추정된 조정계수는 $\Delta FUND_t$ 의 경우 -0.747095, ΔGDP_t 의 경우는 -0.074404로 나타나고 있다. 이와 같은 추정계수값이 의미하는 것은 장기균형에서 양의 이탈(positive deviation)이 발생하게 되면 균형으로의 회귀가 펀드규모의 감소나 국내총생산의 감소로 조정이 이루어진다는 것이다. 그렇지만 이 계수들의 추정치에 대한 통계적 유의성을 살펴보면 국내총생산과 관련된 조정계수 추정치의 t -값은 -0.62에 불과해 유의수준 10% 수준에서조차 이 추정계수가 0이라는 귀무가설은 기각할 수 없다. 반면 펀드규모관련 조정계수 추정치의 t -값은 -5.12가 나와 이 추정치의 높은 유의성을 나타내고 있다.

조정계수에 대한 이와 같은 추정결과는 매우 자연스러운 현상이라고 할 수 있다. 펀드 투

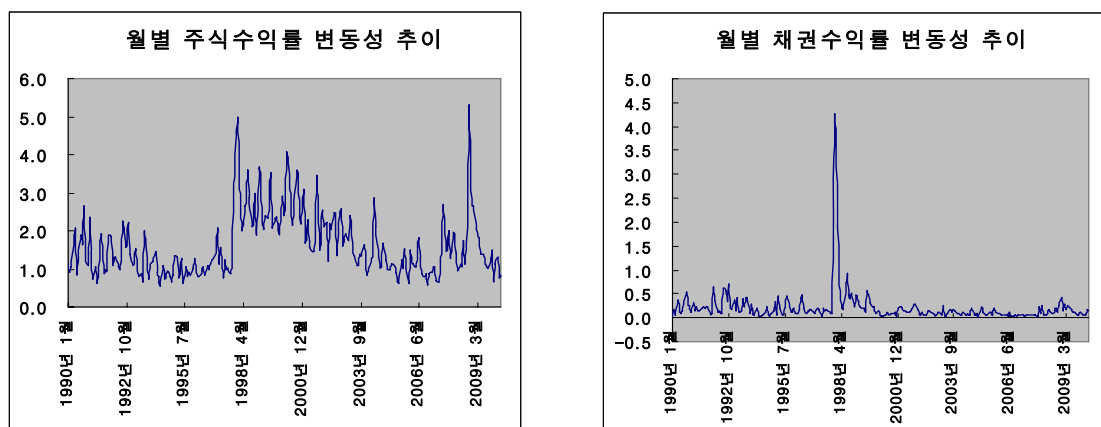
자 역시 거시적 관점에서 볼 때 소득에 의해 좌우되는 저축의 일부라는 점을 감안하면 장기 균형에서의 일탈에 대한 균형으로의 회귀가 소득의 조정이 아닌 펀드규모의 조정을 통해서 이루어지는 것은 당연하다고 볼 수 있기 때문이다.

이와 같은 특징은 변수들 간의 단기적 영향을 나타내는 차분항에서 보다 명확해진다. 차분항들의 계수 중 전기 국내총생산의 변화는(ΔGDP_{t-1})는 금기 국내 총생산의 변화(ΔGDP_t)뿐만 아니라 금기 펀드규모의 변화($\Delta FUND_t$)에도 영향을 미치고 있다. 두 변수의 통계적 유의성은 매우 높게 나타나고 있다. 다만 국내총생산의 변화(ΔGDP_t)에 대한 추정계수는 양의 값을 보이는 반면 펀드 규모의 변화($\Delta FUND_t$)에 대한 추정계수값은 음의 값을 보이고 있다. 이는 국내총생산이 펀드규모와 장기적으로 안정적 관계를 가지더라도 단기적으로는 국내총소득의 증가가 펀드규모의 증가로 이어지지 않을 수 있음을 의미한다.

주목할 점은 펀드규모의 변화($\Delta FUND_{t-1}$)가 국민소득의 변화(ΔGDP_t)에 주는 영향을 반영하는 추정계수의 값이 양의 값을 보이고 있을 뿐만 아니라 통계적으로도 유의하다는 점이다. 추정계수값은 0.197042이 나와 펀드 규모 일조원의 증가가 국민소득 0.197조원 증가에 기여하고 있으며 이 추정값에 대한 t -값은 1.86224로 나타나 5% 유의수준에서 추정값이 0라는 귀무가설을 기각하고 있다.

3.2. 펀드산업성장과 시장 변동성과의 관계

시장변동성 중 주식시장의 시장변동성(Vol_{ST})은 일별 주가데이터를 일변 수익률로 전환하여 월단위로 산출한 표준편차를 사용한다. 한편 채권 시장 변동성(Vol_{BD})은 회사채 3년물의 일별 시장만기수익률을 월단위로 산출한 표준편차를 사용한다.



(그림 2) 시장수익률의 변동성 추이(1990년 1월 ~ 2010년 4월)

주식 수익률 변동성과 함께 분석될 주식관련 펀드규모($FUND_{ST}$)는 3.1절 에서 사용된 변수인 전체 펀드규모($FUND$)에 포함되어 있는 펀드 유형 중 채권형과 단기금융형을 제외한

수치이다. 이와 같은 방식으로 분류한 것은 이 연구의 기초데이터인 금융투자협회의 펀드 분류상 주식형이 2000년 6월부터 주식의 편입비중에 따라 주식형이외에도 혼합주식형과 혼합채권형으로 세분화되었기 때문이다. 한편 채권 수익률 변동성과 함께 분석될 채권 관련 펀드규모($FUND_{BD}$)는 채권형과 단기금융형을 포함한 수치이다. 이들 두 변수에 대한 기초 통계량은 (표 4)에 제시되어 있다.

(표 4) $FUND_{ST}$ 와 $FUND_{BD}$ 의 기초통계량

구분	$FUND_{ST}$	$FUND_{BD}$
평균(Mean)	53.35805	87.65628
중위수(Median)	46.41075	98.45465
최대값(Maximum)	190.28400	224.86170
최소값(Minimum)	7.82100	8.36630
표준편차(Std Dev)	53.13355	48.34727
첨도(Skewness)	1.258732	0.331424
왜도(Kurtosis)	3.556574	3.011337
Jarque-Bera	67.58194	4.468221
확률(Probability)	0.0000	0.107087

표에 제시된 바와 같이 $FUND_{ST}$ 는 우측 꼬리형태의 높은 첨도를 보이고 있다. 이에 따라 Jarque-Bera 통계량은 이 변수의 정규성 가정에 대한 귀무가설을 통계적으로 기각하고 있다. 이에 비해 $FUND_{BD}$ 는 첨도와 왜도가 각각 0과 3에 가깝게 나타나고 있어 변수의 정규성가정을 10% 유의수준에서도 기각하지 못하고 있다. 하지만 이것이 곧 변수 $FUND_{BD}$ 가 안정적 시계열임을 의미하지는 않는다. 이는 수익률 변동성 변수들과 비교해 볼 때 $FUND_{ST}$ 는 물론 $FUND_{BD}$ 역시 수준변수 수준에서 적분차수(integration order)에 차이가 있을 수 있음을 의미한다. 그림에서 살펴볼 수 있듯이 변동성 변수는 I(0)일 가능성이 높은 반면에 주식편입 펀드산업규모 등은 3.1절에서 나타난 전체 펀드 산업의 경우처럼 I(1)일 수 있는 것이다. 만일 그렇다면 I(1)변수를 차분화시켜 I(0)화 한 후 변수들간의 관계를 분석할 필요가 있기 때문이다.

이에 따라 추정할 각 변수에 대하여 3.1절에서 하였던 단위근 검정방식으로 시계열의 안정성 여부를 점검하였다. 단위근 여부에 대한 검정결과, 예상했던 바와 같이 일별 수익률의 표준편차로 산출된 주식수익률 변동성(Vol_{ST}) 및 채권수익률 변동성(Vol_{BD})은 단위근의 존재에 대한 가설은 1% 유의수준에서조차 통계적으로 기각되었다.²⁾ 이에 비해 변수 $FUND_{ST}$ 와 변수 $FUND_{BD}$ 의 수준변수에 대한 검정 결과는 단위근의 존재에 대한 귀무가설이 유의수준 10%에서조차 기각되지 않고 있음을 보여주고 있다.

이에 따라 여기에서는 변수 $FUND_{ST}$ 와 변수 $FUND_{BD}$ 대신 이들의 변화율인 $FUND_{ST}^{\%}$ 과

2) 다만 Vol_{ST} 의 경우는 상수항과 추세 없는 추정식을 이용한 검정에서만은 유의수준 10%에서도 기각되고 있지 않다.

$FUND\%_{BD}$ 을 사용하여 시장 변동성의 관계를 추정한다.³⁾ 추정모형은 VAR 모형을 사용하며 3.1절에서의 분석이 연단위 자료를 이용했음을 감안해 월단위 데이터를 사용하는 이번 추정에서는 시차를 12까지로 한다. 한편 주식시장 변동성은 주식 시황의 기초에 민감할 수 있기 때문에 주식관련 펀드와 주식시장 변동성의 추정에는 더미 변수($Dummy_{ST}$)를 외생변수로 추가하였다. 월별 주식수익률의 평균값이 양의 값이면, 즉 주식시장이 호황이면 1을 그렇지 않고 주식수익률의 평균값이 음일 경우는 0의 값을 취하였다. 비슷한 이유로 채권 시장의 기초가 채권 수익률 변동성에 미치는 영향을 감안하기 위하여 채권관련 펀드와 채권 수익률 변동성 추정에는 더미변수 $Dummy_{BD}$ 가 외생변수로 추가되었다. 이 변수는 전월 대비 평균 수익률보다 금월 평균수익률이 더 높으면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 취한다.

끝으로 추정된 VAR모형의 결과를 기초로 개별 충격이 변수들에 어떠한 영향을 주는 가를 분석하는 충격반응함수의 추정결과도 제시한다. 먼저 VAR모형에 의한 전체적인 추정결과는 (표 5)에 제시되어 있다.

(표 5) VAR 모형 추정결과

구분	Vol_{ST}	$FUND\%_{ST}$	구분	Vol_{BD}	$FUND\%_{BD}$
$FUND\%_{ST}(-1)$	0.005144 (0.00804)	0.584337 (0.06850)***	$FUND\%_{BD}(-1)$	-0.001355 (0.00361)	0.303424 (0.06693)***
$FUND\%_{ST}(-2)$	-0.005685 (0.00930)	0.022790 (0.07924)	$FUND\%_{BD}(-2)$	-0.001477 (0.00378)	-0.015437 (0.07014)
$FUND\%_{ST}(-3)$	0.025866 (0.00928)***	0.306177 (0.07901)***	$FUND\%_{BD}(-3)$	0.002137 (0.00379)	0.158138 (0.07033)**
$FUND\%_{ST}(-4)$	-0.028380 (0.00971)***	-0.124955 (0.08271)*	$FUND\%_{BD}(-4)$	-0.002683 (0.00379)	-0.043518 (0.07023)
$FUND\%_{ST}(-5)$	0.008977 (0.00987)	-0.052555 (0.08408)	$FUND\%_{BD}(-5)$	-0.002099 (0.00376)	-0.122107 (0.06972)**
$FUND\%_{ST}(-6)$	-0.007977 (0.00986)	0.057599 (0.08398)	$FUND\%_{BD}(-6)$	-0.005955 (0.00375)*	0.285856 (0.06956)***
$FUND\%_{ST}(-7)$	0.012768 (0.00984)*	-0.095903 (0.08376)	$FUND\%_{BD}(-7)$	0.005047 (0.00377)*	-0.182209 (0.06993)***
$FUND\%_{ST}(-8)$	-0.019962 (0.00971)**	-0.017137 (0.08268)	$FUND\%_{BD}(-8)$	0.001952 (0.00386)	0.152904 (0.07166)**
$FUND\%_{ST}(-9)$	0.015149 (0.00954)*	0.043223 (0.08127)	$FUND\%_{BD}(-9)$	-0.001152 (0.00387)	-0.138768 (0.07186)**
$FUND\%_{ST}(-10)$	-0.003484 (0.00917)	0.023011 (0.07809)	$FUND\%_{BD}(-10)$	-0.003441 (0.00374)	-0.023239 (0.06934)
$FUND\%_{ST}(-11)$	0.018632 (0.00917)**	0.028903 (0.07811)	$FUND\%_{BD}(-11)$	0.001603 (0.00373)	-0.101523 (0.06922)*
$FUND\%_{ST}(-12)$	-0.006364 (0.00801)	-0.104172 (0.06824)*	$FUND\%_{BD}(-12)$	0.003075 (0.00356)	0.084544 (0.06602)*
$Vol_{ST}(-1)$	0.641386 (0.0675 3)***	-0.724850 (0.57507)	$Vol_{BD}(-1)$	0.845445 (0.06823)***	-3.150595 (1.26546)***
$Vol_{ST}(-2)$	-0.046389 (0.07971)	-0.558226 (0.67883)	$Vol_{BD}(-2)$	-0.358246 (0.09038)***	1.620207 (1.67631)

3) $FUND\%_{ST}$ 과 $FUND\%_{BD}$ 에 단위근 검정결과 이 변수들은 1% 유의수준에서도 단위근 존재에 대한 귀무가설이 기각되고 있음.

$Vol_{ST}^{(-3)}$	0.194891 (0.07959)***	1.234615 (0.67779)**	$Vol_{BD}^{(-3)}$	0.206449 (0.09338)**	-0.426952 (1.73200)
$Vol_{ST}^{(-4)}$	-0.113291 (0.08040)*	0.161749 (0.68471)	$Vol_{BD}^{(-4)}$	-0.148665 (0.09395)**	-0.357178 (1.74245)
$Vol_{ST}^{(-5)}$	0.178952 (0.08036)**	-0.156045 (0.68433)	$Vol_{BD}^{(-5)}$	0.095197 (0.09399)	-1.014789 (1.74327)
$Vol_{ST}^{(-6)}$	-0.039637 (0.08113)	0.523522 (0.69091)	$Vol_{BD}^{(-6)}$	0.031302 (0.09366)	0.657150 (1.73715)
$Vol_{ST}^{(-7)}$	0.033950 (0.08021)	-0.597514 (0.68304)	$Vol_{BD}^{(-7)}$	0.103244 (0.09235)	-2.144867 (1.71287)
$Vol_{ST}^{(-8)}$	-0.028651 (0.07912)	-0.647295 (0.67384)	$Vol_{BD}^{(-8)}$	-0.109587 (0.09231)	-0.129002 (1.71209)
$Vol_{ST}^{(-9)}$	0.035838 (0.07757)	-0.134430 (0.66063)	$Vol_{BD}^{(-9)}$	0.078229 (0.09192)	-0.290037 (1.70486)
$Vol_{ST}^{(-10)}$	-0.006372 (0.07586)	0.992422 (0.64604)*	$Vol_{BD}^{(-10)}$	-0.009894 (0.09096)	-1.129753 (1.68695)
$Vol_{ST}^{(-11)}$	0.061976 (0.07633)	-0.881163 (0.65007)*	$Vol_{BD}^{(-11)}$	-0.004244 (0.08796)	0.977777 (1.63131)
$Vol_{ST}^{(-12)}$	0.115875 (0.06526)**	0.927551 (0.55579)**	$Vol_{BD}^{(-12)}$	0.030420 (0.06782)	-1.155855 (1.25781)
$Dummy_{ST}$	-0.214374 (0.07125)***	0.582074 (0.60682)	$Dummy_{BD}$	0.080697 (0.03009)***	2.288712 (0.55809)***
R^2	0.605743	0.559235	R^2	0.501000	0.343971
F-statistic	13.25157	10.94326	F-statistic	8.659571	4.522293
Akaike AIC	1.742308	6.026248	Akaike AIC	0.261881	6.102479
Schwarz SC	2.113724	6.397664	Schwarz SC	0.633297	6.473895
Akaike information criterion		7.767639	Akaike information criterion		6.359733
Schwarz criterion		8.510470	Schwarz criterion		7.102564

먼저 주식관련 펀드($FUND_{ST}^{\%}$)와 주가 변동율(Vol_{ST})간 VAR 모형 추정결과는 흥미로운 특징을 보이고 있다. Vol_{ST} 에 대한 $FUND_{ST}^{\%}$ 의 시차변수의 추정계수 기호가 음과 양을 번갈아가며 나타나고 있는 것이다. 물론 추정계수에 대한 유의수준이 각각이어서 이와 같은 특징을 연단위로 나타나는 월별 구조적 특징으로 결론내리기는 힘들지만 이들 중 통계적 유의성을 보이고 있는 3과 4 그리고 7과 8 등의 시차변수에서 나타나는 계수 추정치의 양과 음의 교차상황은 주식관련 펀드의 증감이 일정 주기로 주가 변동성에 미치는 영향의 존재 가능성을 제시한다.

한편 $FUND_{ST}^{\%}$ 에 대한 Vol_{ST} 의 단기 시차변수들의 계수추정치에서 나타나는 음의 값은 주가변동성이 주식관련 펀드의 증가에 부정적 영향을 미쳤다는 것으로 해석될 수 있으나 통계적 유의성은 매우 낮게 나타난다. 이에 비해 시차가 11 혹은 12인 장기 시차변수의 계수 추정치들은 통계적 유의성을 나타내고는 있으나 부호에 일관성이 없어 특정한 효과를 확신하기는 어려운 상황이다. 그리고 $FUND_{ST}^{\%}$ 와 Vol_{ST} 의 자기 시차변수들의 추정치는 단기적으로는 대체적으로 통계적 유의성을 보이고 있으나 장기화될수록 유의성은 사라진다. 다만 이 경우에도 시차가 12인 경우에는 통계적 유의성을 보여 자기 시차변수의 연 주기의 영향 가능성을 보여주고 있다.

외생변수로 추가한 더미변수의 추정계수값은 주식시장 시황의 주식 수익률 변동성에의 영

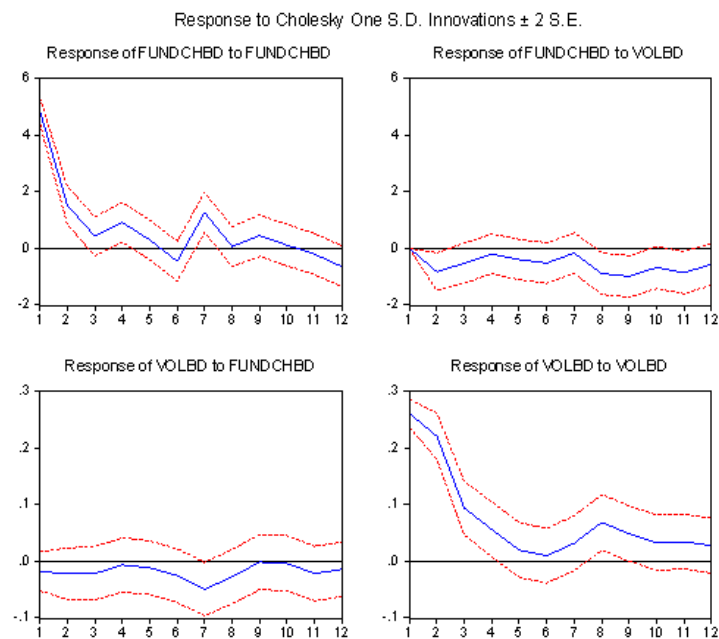
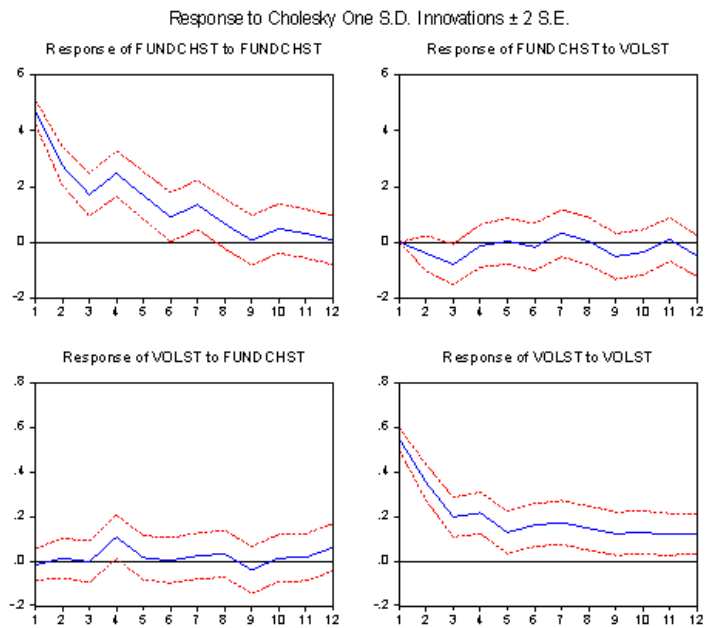
향을 반영하고 있다. Vol_{ST} 에 대한 더미변수의 기호는 음의 값을 보이는데 이는 주식시장 호황기의 변동성보다 시장 침체기의 변동성이 더 크다는 사실을 반영한다. 한편 주식시장 호황은 주식관련 펀드의 증감과 양의 관계를 보이고는 있으나 통계적 유의성은 낮게 나타난다. F-statistic과 R^2 는 이 추정모형 자체의 높은 적합성과 60% 수준에 달하는 각 종속변수에 대한 설명력을 나타내고 있다.

한편 채권관련 펀드 규모 변화($FUND_{BD}^{\%}$)와 채권 수익률 변동성간(Vol_{BD})간 VAR 모형 추정결과는 주식관련 변수들 간의 추정에 비해 채권관련 변수들이 상대방 시차 변수들에 의해 받는 영향이 제한적임을 보여주고 있다. 변수 Vol_{BD} 는 변수 $FUND_{BD}^{\%}$ 의 6과 7 시차변수에서만 추정계수값이 음과 양의 값으로 10% 유의수준에서 통계적 유의성을 보이고 있다. 이는 반기 단위로 채권관련 펀드 규모의 변화가 채권 수익률 변동성에 영향을 주고 있음을 시사하고 있다. 역으로 변수 $FUND_{BD}^{\%}$ 는 변수 Vol_{BD} 의 첫 번째 시차변수에 의해서만 음의 영향을 받는 것으로 나타나고 있다. 그런데 이 추정계수값(-3.15)은 다른 시차변수들의 추정계수값에 비해 상대적으로 크게 나타나고 있을 뿐만 아니라 통계적 유의성도 매우 높게 나타나고 있다. 이는 채권형 펀드 규모의 변화가 채권수익률 변동성 변화에 단기적으로 매우 민감하게 반응하고 있음을 의미한다.

이 추정에 사용된 더미변수의 추정결과를 보면 채권수익률의 변동성은 물론 펀드 산업의 자금 유출입에 채권수익률의 변화추세가 미치는 영향을 반영하고 있다. 종속변수 Vol_{BD} 에 대한 추정식 더미의 계수추정값이 유의성 높은 양의 값을 나타냈다는 것은 수익률 상승추세에서의 변동성이 하락국면의 변동성보다 크다는 사실을 반영한다. 또한 종속변수 $FUND_{BD}^{\%}$ 에 대한 더미 추정값 역시 1%의 높은 통계적 유의수준을 보이고 있다. 이는 채권 수익률이 높을수록 채권펀드의 규모, 즉 채권 펀드 수요의 증가를 발생시킨다는 사실이 통계적으로 매우 유의하다는 사실을 반영하는 것이다.

다음에는 지금까지 수행한 VAR 모형에 대한 추정을 기초로 한 충격반응함수(impulse response function)에 대한 분석결과가 (그림 3)과 (그림 4)에 제시되어 있다. (그림 3)에서 볼 수 있는 바와 같이 주식관련 펀드나 주가 수익률 변동성은 충격이 발생하면 자체 변수에 영향을 주지만 그 영향은 비교적 빠르게 소멸한다. 한편 $FUND_{ST}^{\%}$ 에서 발생하는 충격이 Vol_{ST} 에 미치는 영향이 2 표준편차 내에서 모든 구간에서 0을 포함하고 있고, 또한 Vol_{ST} 에서 발생하는 충격이 $FUND_{ST}^{\%}$ 에 미치는 영향 역시 같은 표준편차 범위내의 전 구간에서 0을 포함하고 있다는 점을 감안하면 이들 충격은 모형 내 다른 변수에는 시차에 관계없이 별다른 영향을 주지 않는 것으로 추정된다.

이러한 특성은 채권관련 펀드와 채권 수익률 변동성에 관한 충격반응함수의 시간경로상에서도 거의 유사하게 나타난다. 특히 또한 어떤 충격이 자체 변수에 끼치는 영향력은 주식관련 펀드 및 주식 수익률의 충격반응함수에서 나타나는 영향력보다 빠르게 소멸되는 현상을 보이고 있다.



V. 결론

기존의 많은 연구들은 은행을 주축으로 하는 금융중개와 자본시장의 발전에 의한 금융발전이 경제성장에 긍정적 영향을 끼친다는 결론을 제시하고 있다. 거시적 관점에서 볼 때 국민소득수준을 결정하는 필수적 생산요소의 하나인 자본이 금융중개기관들과 자본시장을

통해 조달되기 때문이라고 할 수 있다. 이 중 자본시장을 통해 형성된 부분은 주식과 채권 등 증권에 대한 수요를 통해 이루어진다.

그런데 투자자들의 증권에 대한 수요 목적은 위험관리를 통해 기대수익률을 극대화하는 것이고 이를 위해서는 효율적인 분산투자가 필수적이라는 점을 감안할 때 일반투자자들이 증권에 대한 직접투자를 통해 이러한 목적을 달성하는 것은 현실적으로 용이한 일이 아니다. 실질적으로 이와 같은 목적은 펀드라는 간접투자방식을 통해 추구되고 있다.

뿐만 아니라 저 위험 저 수익률 자산을 제공하는 은행상품과 고 위험 고 수익률 기회를 제공하는 직접투자라는 투자 스펙트럼의 양 끝에서 자산선택을 해야 하는 투자자들에게 펀드는 이들 사이의 다양한 조합의 자산을 제공한다. 이는 펀드산업의 발전이 경제주체들의 금융욕구를 충족시킬 수 있는 다양한 금융수단을 제공함으로써 이들의 투자수요를 증대시켜 자본형성에 긍정적 역할을 할 수 있다는 것을 의미한다.

이와 같은 기존의 연구들을 기초로 이 연구는 펀드산업의 발전과 경제성장간의 관계를 실증적으로 분석하였다. 먼저 펀드산업규모와 국내총생산의 관계를 VECM으로 추정한 결과 펀드산업의 규모와 경제성장은 장기적으로 양의 관계를 유지해 온 것으로 분석되었다. 물론 단기적인 관점에서 보더라도 경제성장이 펀드산업의 성장에 긍정적 기여를 해왔으며 역으로 펀드 산업의 성장도 경제성장에 기여해 온 것으로 나타나고 있다.

한편 펀드산업의 성장이 자본시장의 안정성에 기여했느냐 여부에 통계적 추정은 관련 변수들 간의 VAR모형을 통해 분석하였다. 이 중 주식시장 변동성(Vol_{ST})과 주식관련 펀드규모 변동율($FUND\%_{ST}$)의 VAR모형 추정의 Vol_{ST} 을 종속변수로 하는 추정식에서 통계적 유의성을 보이는 $FUND\%_{ST}$ 의 시차변수에서 나타나는 계수 추정치의 양과 음의 교차상황은 주식관련 펀드의 증감이 일정 주기로 주가 변동성에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 이에 비해 Vol_{ST} 가 $FUND\%_{ST}$ 에 영향을 끼쳤을 가능성에 대해서는 Vol_{ST} 의 시차변수들 추정계수가 전반에 걸쳐 통계적 유의수준이 매우 낮게 나타나고 있는 상황이다.

채권관련 펀드 규모 변화($FUND\%_{BD}$)와 채권 수익률 변동성간(Vol_{BD})간 VAR 모형 추정 결과는 Vol_{BD} 에 대해 약 반년정도의 시차를 두고 $FUND\%_{BD}$ 가 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만 $FUND\%_{BD}$ 는 변수 Vol_{BD} 의 첫 번째 시차변수에 의해서만 높은 유의수준을 보이는 음의 값을 보여 채권펀드의 규모가 채권수익률 변동성에 단기적으로만 강한 영향을 받는 것으로 추정되었다.

전체적으로 볼 때 주식시장 변동성은 주식관련 펀드규모의 변화에 의해 일정주기로 영향을 받고 있음을 볼 수 있다. 반면 채권관련 펀드규모 변화가 채권 수익률 변동성에 영향은 주식시장에 비해 뚜렷한 특징을 보이고 있지는 않다. 다만 주식관련 펀드이든 채권관련 펀드이든 시장 변동성은 시장 상황변화에 따른 수익률 자체(터미 변수들)에는 민감한 규모변화를 보이고 있다.

참고문헌

- 김봉수, 정희준, 2009, *한국채권시장의 실제와 이론*, KoreaBondWeb
- 자산운용협회, 2004, *투자신탁협회사*, 자산운용협회
- 자산운용협회, 투신, 2004부터 2008년까지 결산호, 자산운용협회
- Arestis, P., Demetriades, P.O., Luintel, K.B., 2001. "Financial development and economic growth: The role of stock markets", *Journal of Money, Credit, and Banking* 33, 16-41.
- Beck, T., & Levine, R. (2004). "Stock Markets, Banks Growth: Panel Evidence", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28 Issue 3, pp. 423-442.
- Bencivenga, V. R., and Smith, B. D. (1991). Financial intermediation and endogenous growth, *Review of Economic Studies*, Vol 58, 195-209.
- Diamond, D. (1984), "Financial intermediation and delegated monitoring", *Review of Economic Studies*. Vol 51, 393-414.
- Enders, Walter (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd Edition, WILEY.
- Goldsmith, Raymond W.(1969), *Financial Structure and Development*. New Heaven: Yale University Press.
- Holmstrom, B., and Tirole, J. (1993). "Market liquidity and performance monitoring", *Journal of Political Economy*, Vol 101, 678-709.
- Jensen, M. C., and Murphy, K. J. (1990). "Performance pay and top-management incentives", *Journal of Political Economy*, Vol 98, 225-264.
- King, R.G., Levine, R., (1993a), "Finance and growth: Schumpeter might be right", *Quarterly Journal of Economics*, Vol 108, 717-738.
- King, R.G., Levine, R., (1993b), "Finance, entrepreneurship, and growth: Theory and evidence", *Journal of Monetary Economics*, Vol 32, 513-542.
- Levine, R. (1991), "Stock markets, growth, and tax policy", *Journal of Finance*, Vol 46, 1445-1465.
- Levine, R., (1998), "The legal environment, banks, and long-run economic growth", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol 30, 596-613.
- Levine, R., (1999), Law, finance, and economic growth", *Journal of Financial Intermediation* Vol 8, 36-67.
- Levine, R., Loayza, N., Beck, T.,(2000), "Financial intermediation and growth: Causality and causes", *Journal of Monetary Economics*, Vol 46, 31-77.
- Levine, Ross(2002), "Bank-Based or Market-Based Financial Systems: Which Is Better?", *Journal of Financial Intermediation*, Vol 11, 398-428
- Obstfeld, M. (1994), "Risk-taking, global diversification, and growth", *American*

Economic Review. Vol 84, 1310-1329.

Ramakrishnan, R. T. S., and Thakor, A. V. (1984). "Information reliability and a theory of financial intermediation", *Review of Financial Studies*, Vol 51, 415-432.

Sirri, E. R., and Tufano, P. (1995). "The economics of pooling, in *The Global Financial System: A Functional Approach*" (D. B. Crane, K. A. Froot, S. P. Mason, A. F. Perold, R. C. Merton, E. R. Sirri, and P. Tufano, Eds.), pp. 81-128. Harvard Business School Press, Cambridge, MA.