

# 국민연금과 주식시장의 변동성

남재우\* · 남재현\*\* · 이지현\*\*\*

## <요 약>

2006년 말 현재 국민연금의 기금 적립금은 이미 189조 원을 넘고 있으며 향후 30년 동안은 연평균 15% 수준으로 기금 규모가 지속적으로 확대될 것으로 예상되고 있어 단일 거대 기금이 상대적으로 협소한 국내 자본시장에 미치는 과도한 영향력에 대한 우려가 지속적으로 제기되고 있다. 이러한 배경 하에서, 본 연구는 국내 주식시장의 변동성 특성을 분석하고 이러한 변동성이 국민연금의 주식투자 행태에 의해 어떻게 영향 받는지를 실증 분석하였다. 2000년 이후 5년간의 시장 주가지수와 국민연금기금의 주식운용 거래 자료를 이용한 분석 결과, 일정 부분 국민연금기금이 시장안정자(market stabilizer)의 역할을 수행하고 있음을 확인하였다. 이러한 결과는 향후 국민연금기금의 자산 운용에 있어 초과수익의 실현이라는 목표 외에 시장 중립적 투자라는 공적 연금의 역할 또한 간과할 수 없는 제약 조건임을 강조하고 있다.

핵심주제어 : 국민연금, 기금운용, 변동성, 시장안정자

JEL 분류기준 : G1, G23

## I. 서론

국민연금기금의 자산 적립금은 2006년 말 기준으로 189조원을 넘어서고 있으며 국민연금관리공단의 장기 추계에 따르면 향후 30년 동안은 적립금 규모가 연평균 15%의 급격한 성장을 보일 것으로 예상되고 있다. 이러한 지속적이고 급격한 기금 적립금 규모의 증가는 국민연금기금운용본부 내부의 운용상 제약뿐만 아니라, 국민

\* 국민연금연구원 기금평가팀 부연구위원 (Tel: 02-3218-8637, E-mail: [zeuss70@gmail.com](mailto:zeuss70@gmail.com))

\*\* 국민대학교 경상대학 경제학부 조교수 (Tel: 02-910-4875, E-mail: [jnahm@kookmin.ac.kr](mailto:jnahm@kookmin.ac.kr))

\*\*\* KAIST 금융전문대학원 금융공학 박사과정 (Tel: 02-958-3638, E-mail: [leinhard@kgs.kaist.ac.kr](mailto:leinhard@kgs.kaist.ac.kr))

경제적으로도 긍정적 또는 부정적 양면의 영향을 끼칠 수 있을 것으로 예상된다.

국내 자본시장 중 특히 주식시장의 경우에는 기금관리기본법에 의한 연기금의 주식투자 제한과 국민연금기금 자체의 높은 위험회피성향으로 인하여 채권시장에 비하여 상대적으로 국민연금기금의 시장지배력이 작은 편이었다. 하지만 1999년부터 국내 주식투자 비중을 꾸준히 확대하여 2006년 말 현재 20조 7천억 원의 자금이 직접 또는 위탁의 형식으로 국내 주식시장에 투자되고 있다. 이는 전체 기금 적립금의 11.0%에 해당하며, 코스닥을 포함한 전체 시장 시가총액 대비 2.6%의 보유 비중에 해당한다.

이러한 기금의 주식투자 규모를 바라보는 시각은 크게 두 가지로 나뉜다. 주식투자 비중의 적극적 확대를 주장하는 이들은 해외 선진 연기금의 자산배분 현황을 고려해 볼 때 주식투자에 대한 전략적 자산배분을 장기적으로는 20% 이상으로 확대하여야 한다고 주장하는 반면, 국내 주식시장 상황에서는 2.6%라는 시장지배력은 단일 연기금으로서는 해외에도 유례가 없는 높은 점유율이므로 지금과 같은 추세<sup>1)</sup>로 주식투자를 계속 확대해 나간다면 시장의 수요독점까지 발생할 수 있다며 연기금의 지나친 주식투자 확대를 경계하고 있는 측면 또한 병존한다.<sup>2)</sup>

이렇듯 국민연금기금이 주식시장에 미치는 영향력은 그 방향성에 있어서도 긍정적 또는 부정적 양면이 존재할 뿐만 아니라 영향력의 크기에 있어서도 연구자의 연구 의도에 따라 과장 또는 축소되기도 한다. 국민연금기금 뿐만 아니라 최근 급성장세를 보이고 있는 간접투자펀드, 그리고 2006년 도입된 퇴직연금 등 주식시장의 새로운 장기투자집단에 대해 이들 거대 적립금이 주식시장의 양적인 팽창뿐만 아니라 변동성 완화와 같은 질적인 발전에 어떻게 영향을 미칠 것인가에 대한 심층적인 추론이 아니라 엄밀한 통계적 분석을 통한 실증 연구 결과가 요구되는 시점이라 하겠다. 이러한 배경 하에서 본 연구는 2000년 이후 지속적으로 확대 되어

- 
- 1) 2002년 실시된 국민연금기금운용 중장기 투자정책에서는 매년 주식투자 비중을 확대하여 2012년에는 전체 기금 규모 대비 20% 또는 30%까지 확대하는 안을 제시하고 있다.
  - 2) 2004년 국민연금기금운용 마스터플랜에서는 이러한 수요독점의 발생가능성과 함께, 국내 주식시장의 유통주식수가 부족한 상황에서 국민연금의 주식투자 확대에 따라 주식의 공급 대비 수요증가로 인위적인 가격 조정과 변동성 확대 가능성을 지적하고 있다.

은 국민연금기금의 주식 투자가 국내 주식시장에 미친 영향을 실증 분석하여, 과연 국민연금기금이 건전한 장기투자자로서 국내 자본시장의 안정화에 기여하였는지 또는 오히려 시장의 변동성을 확대시키는 부정적 역할이었는지를 검증하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 이어지는 제2장에서는 현재 국내 주식시장의 특성과 문제점을 분석하고 국민연금기금의 주식투자 현황을 알아본다. 제3장 실증분석에서는 외환위기의 영향을 완전히 벗어난 2000년 이후의 기간을 대상으로, 거래소 종합 주가지수 자료와 국민연금기금의 주식 보유 및 거래 자료를 이용하여 국민연금기금의 주식투자가 국내 주식시장의 주가변동성에 미치는 영향을 실증 분석하였다. 마지막으로 4장, 결론에서는 국민연금기금의 운용에 있어 단순히 초과수익을 달성이라는 목표 외에, 국가 경제적 차원에서 자본 시장의 시장안정자(market stabilizer) 역할 또한 경시될 수 없음을 강조하고자 한다.

## II. 국내 주식시장과 국민연금기금

### 1. 국내 주식시장의 과다 변동성

코리아 디스카운트의 대표적 원인 중 하나인 과다한 주가변동성을 설명하기 위한 많은 연구가 수행되어 왔으나, 분석 자료의 종류와 분석 기간의 상이함에 따라 서로 일치하지 않는 연구 결과를 보고하고 있다. 하지만 주식시장의 이러한 과다 변동성의 원인을 크게 시장 외부의 거시 환경적 요인과 시장 내부의 미시 구조적 요인으로 나누어보면, 대부분의 연구 결과들이 거시 환경적 요인 보다는 주식시장 내부의 구조적 요인의 영향이 더 크다는 쪽으로 정리될 수 있다. 특히 강병호·옥기울(2003)은 1980년 이후 주식시장을 시장 태동기 및 IMF 이전, 이후로 구분하여, 각 시기별로 주가변동성의 원인을 도출한 결과, IMF기간(96.5 ~ 99.12)을 제외하고는 통화량(M3), 물가지수(IPI, CPI), 이자율, 환율, 유가 등과 같은 거시 경제적 요인의 변동에 의한 주가변동성 증가는 거의 없는 것으로 나타났으며, 전 기간에 걸

쳐 투자자 거래 환경의 변화와 같은 시장구조의 변화가 변동성을 높이고 있음을 보고하고 있다.

최근 우리 주식시장에서 투자자 집단의 거래행태와 관련되어 가장 주목할 만한 변화는 국민연금 또는 퇴직연금을 포함한 연기금의 성장 및 간접투자펀드의 활성화에 따른 기관투자자의 영향력 확대를 들 수 있다. 401K 플랜으로 대변되는 미국의 DC플랜 자금으로 인한 기관투자비중의 확대가 미국 주식시장 성장의 원동력이 되었던 것처럼 금융 선진국에서 기관투자자가 자본시장에서 차지하는 비중은 막대하다. 하지만 우리나라 주식시장의 경우 지금까지 외국인 직접 투자의 비율이 높음에 비해 상대적으로 기관투자자의 시장점유율은 대단히 낮은 편에 속해 왔다. 각국의 기관투자가 보유비중과 주가변동성 간의 관계를 조사한 고흥수·박창욱(2005)의 연구에 의하면, 이렇게 기관투자가 보유비중이 낮은 사실이 우리 주식시장 과다변동성의 가장 큰 원인으로 지적되고 있다.

## 2. 국내 주가변동성의 비대칭성

주가 시계열 분포 역시 다른 대부분의 금융시계열과 마찬가지로 두꺼운 꼬리, 변동성 집중 그리고 변동성 비대칭성의 특성을 갖는 것으로 알려져 있다. 특히 주식시장은 상승장에 비해 하락장에서의 변동성이 훨씬 크게 나타나는 변동성 비대칭성이 지역과 시기에 상관없이 공통적으로 나타나는 것으로 보고되고 있다.

주식수익률 변동성의 비대칭성은 주로 레버리지 효과(leverage effect), 변동성 환류효과(volatility feedback effect), 정보에 대한 시장의 비효율성 등에 기인하는 것으로 알려져 있다. 레버리지효과란 주가의 하락 혹은 상승이 기업의 부채 비율을 변화시키며, 이렇게 변화된 부채 비율은 미래의 변동성에 각각 상이한 영향을 미치게 되므로 변동성 비대칭성이 나타나게 된다는 이론으로 Black(1976)에 의해 처음으로 제기되었다. 변동성환류효과이론은 Pindyck(1984)에 의해 최초로 제창된 이론으로 수익률과 수익률의 변동성간에 존재하는 음(-)의 상관관계는 주가수익률에 대한 리스크 프리미엄의 시간적 변동에 기인한다는 이론이다.

변동성 비대칭성은 다양한 원인에 기인하며, 레버리지 효과는 이러한 비대칭성을

설명할 수 있는 한 요소로, Black(1976) 역시 실증적으로 측정된 주식변동성의 크기가 너무 커서 레버리지 효과만으로는 다 설명할 수 없다고 하였으나 그럼에도 불구하고 Christie(1982) 등은 역시 재무 레버리지가 주가 변동성에 가장 중요한 역할을 한다고 주장하였다. Cheung and Ng(1992)는 EGARCH모형을 이용하여 주가상승시보다 주가하락시에 변동성이 더 크게 증가하며, 그 이유는 레버리지 때문임을 실증적으로 제시하였으며 또한 이러한 레버리지 효과에 의해 작은 규모의 기업이 대기업에 비해 변동성이 더 커질 수 있음을 설명하기도 하였다. 구본일(2000)의 연구에 의하면 국내 주가변동성에서도 역시 이러한 비대칭성은 뚜렷하게 나타나므로 EGARCH 모형 설정에 대한 하나의 근거가 된다고 하겠다. 변종국 등(2003)은 국내 현물주식시장에 나타나는 변동성 비대칭성의 원인이 변동성 환류 효과는 전혀 없으며, 레버리지 효과는 일부 존재하나 가장 큰 원인은 현물주식시장의 정보 비효율성 때문이라고 주장하였다. 특히 주가지수 선물 도입 후에 현물주식시장의 비대칭성이 현저히 완화되었음을 발견하고 이 역시 현물주식시장에서의 변동성 비대칭성의 원인이 현물주식시장에서의 정보 비효율성 때문임을 간접적으로 지지하는 결과라 주장하였다.

### 3. 국민연금기금의 시장 지배력

국민연금기금은 1990년에 위탁투자의 형태로 주식부문에 투자를 시작하여 현재까지 지속적으로 그 투자규모를 확대해 오고 있다. 특히 2001년 이후로는 기금운용본부의 직접운용에 비해 상대적으로 규모가 작았던 외부 위탁투자를 적극적으로 확대하여 현재는 전체 주식투자금액을 직접과 위탁으로 등분하여 운용하고 있다. <표 1>을 보면, 2000년 이후 국내 주식에 대한 투자액은 그 절대액수가 꾸준히 증가해 왔을 뿐만 아니라 전체 기금에서 차지하는 자산배분의 비중 역시 2002년도를 제외하고는 지속적으로 증가하여 2005년 말에는 20조 가까운 금액이 주식시장에 투자되고 있다. 이는 금융부문에 투자되고 있는 기금 총액 대비 12.1%에 달하는 비중이다.

이러한 주식투자의 지속적인 확대에 의해 시장에서 차지하는 국민연금기금의 지

배력 또한 계속 확대되고 있다. 2000년도에는 주식시장의 시가총액 대비 연기금의 투자금액이 차지하는 비중이 0.8% 수준이었으나, 2005년 말에는 이 비중이 2.7%까지 확대되어 시장에서 차지하는 연기금의 지배적 위치는 점차 커지고 있는 추세이다.<sup>3)</sup>

<표 1> 시장대비 주식부문 보유 비중

(단위: 억원)

구분		2000	2001	2002	2003	2004	2005
직접운용	규모	16,886	29,601 (75.3%)	33,433 (12.9%)	54,520 (63.1%)	66,847 (22.6%)	103,181 (54.4%)
	시장비중	0.8%	1.0%	1.1%	1.4%	1.5%	1.4%
위탁운용	규모	1,224	18,972 (1450.0%)	21,203 (11.8%)	35,170 (65.9%)	56,744 (61.3%)	93,954 (65.6%)
	시장비중	0.1%	0.6%	0.7%	0.9%	1.3%	1.3%
전체	규모	18,110	48,573 (168.2%)	54,636 (12.5%)	89,690 (64.2%)	123,591 (37.8%)	197,135 (59.5%)
	시장비중	0.8%	1.6%	1.9%	2.3%	2.8%	2.7%
주식시장		2,170,573	3,076,682 (41.7%)	2,932,532 (-4.7%)	3,927,374 (33.9%)	4,437,371 (13.0%)	7,259,723 (63.6%)

자료: 국민연금연구원

주) 괄호 안은 전년도 대비 증가율

2004년도 실시한 『국민연금 중장기 기금운용 마스터플랜』에 의하면, 시간이 지남에 따라 이러한 시장 지배력의 크기는 점차 확대되어 2015년에는 2.34% ~ 3.69% 수준에 이를 것으로 추정되고 있다. 연기금의 시장 지배력 확대는 국가 경제 차원에서 긍정적 또는 부정적 양면의 영향이 예상될 수 있다. 이창용(2004)은 연기금을 포함한 계약저축(contractual savings)이 자본시장의 발전, 시장 수익률의 변동성 등

3) 이 중에서 외부 위탁운용은 분산 투자되어 시장에 직접적인 영향을 미치지 않는다고 가정하고 시장에 대한 영향력을 기금운용본부에 의한 직접운용 분으로만 측정하면 약 1.4%의 점유율을 보이고 있다.

에 미치는 영향을 분석한 결과, 계약 저축의 규모 및 계약저축 내 주식투자 비중이 증가할수록 자본시장 규모, 특히 주식시장 규모가 확대되고 주가 수익률의 변동성이 감소하는 긍정적인 효과가 나타나므로 연기금 자산규모의 증가가 자본시장 발전의 계기가 될 수 있음을 시사하였다.

#### 4. 기관투자자와 주가변동성 간의 이론적 관계

논의의 범위를 좁혀, 연기금을 포함하는 기관투자자와 주식시장에서 특히 변동성 변화와의 관계에 대한 기존 연구 결과를 살펴보면 자료의 특성에 따라 일치하지 않는 결과를 보고하고 있다. 일반적으로는 특정 개별 기업의 주가 변동성과 이에 대한 기관투자자의 보유비율 사이에는 음의 상관관계가 존재하는 것으로 생각되어진다. 왜냐하면 일반적으로 변동성이 큰 주식에 투자하는 것은 신중(**prudent**)<sup>4)</sup>하게 보이지 않으므로 대리인으로서의 기관투자자 입장에서는 변동성이 작은 주식을 선호하는 경향이 있기 때문이다. 그리고 기관투자자는 개인투자자보다 합리적(**rational**)으로 투자하므로 갑작스러운 시장의 변화나 개인투자자의 비합리적인 거래를 따라하지 않기 때문에 기관투자자의 보유비율이 높은 주식의 변동성이 보다 작을 것이라 추측할 수도 있다. 그 외에 제도적 요인으로, 기관투자자가 지분을 많이 소유하게 되면 애널리스트의 분석이 집중되고, 이는 회사에 대한 평가 오류의 확률을 작아지게 해서 주식의 변동성이 감소하게 된다고 보는 시각 또한 기관투자자와 주가변동성 사이 음의 상관관계의 한 원인이 될 수 있다.

이러한 시각과 반대로 기관투자자가 변동성을 높인다고 생각할 수 있는 근거 역시 충분하다. 시장기준(**market benchmark**)보다 높은 초과 수익률을 강요하는 성과급 제도(**incentive system**)에 의해 기관의 운용역들은 보다 위험한 주식을 선호할 수 있으며, 투자 규모면에서도 개인투자자들보다 크게 투자하고 프로그램매매도 가능하므로 주식의 변동성을 확대시킬 수 있다. 보다 미시적 관점으로, 어떤 경우에는 기관투자자가 정확한 정보를 가지고 있지 않았음에도 불구하고 제3자에게는 이들의

---

4) 여기서 “**prudent**”라는 개념은 기관투자자가 개인투자자를 대신하여 투자하는 것이므로 기관투자자의 취향, 이익보다는 개인투자자의 이익을 일차적으로 생각해야 한다는 것으로 이해할 수 있다.

거래가 정보에 기반한 거래(informed trading)라는 신호를 줌으로 인해 거래에 참여하게 되는 가능성(noise trading)도 있다. 이러한 현상을 행태재무연구(behavioral finance)에서는 군집현상(herding effect)라 부르는데, 특히 기관투자자들 사이에는 이렇게 다른 투자자의 거래에 휩쓸리는 군집투자(herding)의 가능성이 높다. 왜냐하면 1)기관투자자들 사이에서 정보공유가 매우 쉽고 2)다른 기관투자자와 대비하여 성과가 측정되며 3) 남들보다 더 잘했을 때 얻는 이익보다 남들보다 못했을 때의 손해가 더 크기 때문이다.(Sias(1996))

이렇게 연기금의 주식투자 확대에 의해 과연 주식시장의 변동성이 증가할 것인지 또는 감소할 것인지를 쉽게 예측할 수 없는 이유는 주가변동성이 이러한 투자자 행태에 의해서만 결정되는 것은 아니며 자본시장 구조 자체의 영향도 큰 것으로 알려져 있기 때문이다. 연기금을 포함한 계약저축(contractual saving)과 자본시장과의 관계를 연구한 Impavido et al.(2003)에 의하면 계약저축이 주식시장에 긍정적으로 영향을 미치는 증거는 자본시장 중심의 금융체제를 가진 나라에서만 발견되었으며, 특히 연금이 강제성을 띤 경우 계약저축이 자본시장에 미치는 효과는 더 강하게 나타나며 그 외의 요인으로는 기업 정보가 투명한 나라에서 연금이 자본시장에 미치는 효과가 더 크게 나타난다고 주장하였다. 이러한 이론적 배경 하에서, 본 연구에서는 국민연금기금이 본격적으로 주식시장에 투자하기 시작한 2000년 이후의 거래 및 보유 자료를 이용하여 연기금의 주식투자 확대가 주가의 변동성 변화에 어떻게 영향을 주었는가를 실증분석해 보고자 한다.

### Ⅲ. 실증분석

#### 1. 분석 자료

본 연구에서는 2000년 1월 4일부터 2004년 12월 30일까지 5년간의 KOSPI와 KOSPI200 지수의 일별 수익률과 국민연금기금의 순매수금액을 분석 대상으로 하



었다. 또한 국민연금기금의 주식 시장 참여에 있어 배당이 중요한 요소이며 2004년  
 도부터는 배당포함KOSPI200(이하 KOSPI200T)지수<sup>5)</sup>를 내부직접운용의 벤치마크로  
 사용하고 있음을 고려하여 KOSPI200T 지수도 분석에 포함시켰다. 주가지수의 일  
 별 수익률은 다음과 같은 퍼센트 로그 수익률로 표시하였다.

$$R_t = 100 \times \ln(P_t/P_{t-1}) ; P_t \text{는 } t \text{ 시점의 주가지수} \quad (1)$$

분석 기간 동안에 KOSPI200과 KOSPI200T의 표준편차가 KOSPI보다 모두 큰 것  
 으로 나타나 우리나라의 경우에는 대형주의 변동성이 중소형주의 변동성보다 크다  
 는 기존 연구에 부합하는 결과를 보여준다. 분포에 대한 기초 통계량 및  
 Jarque-Bera 통계량 등을 <표 2>에서 살펴보면 세 시계열 모두 널리 알려진 바와  
 같이 두꺼운 꼬리(fat tail)를 갖는 비정규분포임을 확인할 수 있다.

**<표 2>                      주가지수익률과 순매수금액의 기초통계량**

	KOSPI	KOSPI200	KOSPI200T	순매수금액(억)
평균	-0.014	-0.012	0.003	27.5
표준편차	2.092	2.178	2.230	81.3
왜도(skewness)	-0.470	-0.395	-0.374	3.289
첨도(kurtosis)	5.910	5.647	5.603	61.403
자기상관계수( $\rho$ )	0.03(0.35)	0.02(0.41)	0.03(0.32)	0.26(0.00)***
Jarque-Bera	478(0.00)***	390(0.00)***	375(0.00)***	176,593(0.00)***
ADF	-25.925***	-26.063***	-26.040***	-15.085***
Q(20)	29.68(0.08)*	30.19(0.07)*	28.38(0.10)	265.87(0.00)***
Q <sup>2</sup> (20)	92.48(0.00)***	98.78(0.00)***	105.29(0.00)***	n.a.

주) 1. \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 수준에서 유의함을 의미.

2. 괄호 안의 숫자는 통계량의 p-value.

3. ADF test의 5% 유의수준에서 MacKinnon 임계값은 -2.864임. 단위근 검정 과정에서 KOSPI와  
 KOSPI200, KOSPI200T 수익률에 대해서는 각각 ADF(1)을 순매수금액에 대해서는 ADF(2) 모형을 설정

5) 배당포함 코스피200지수(KOSPI200T)는 (주)FnGuide에서 산출 및 관리하는 자료를 이용하였다.

단위근 검정에서는 주가지수 수익률은 모두 안정적 시계열로 나타났으며, 국민연금기금의 순매수금액 또한 단위근을 포함하지 않는 I(0) 시계열로 나타났다. Ljung-Box Q통계량(Q(20))을 보면 주가지수 수익률에는 차수 20까지 자기상관관계가 나타나지 않는 반면, 수익률 제공에 대한 Q통계량(Q2(20))을 보면 자기상관관계가 없다는 귀무가설을 기각하고 있음을 알 수 있다. 이러한 결과는 본 연구에 사용되는 주가지수 수익률 시계열이 GARCH 형태의 모형으로 잘 적합할 수 있음을 시사한다.

국민연금의 주식투자 현황을 파악하기 위하여 2000년부터 2004년까지 일별 매수금액에서 매도금액을 차감한 순매수금액 변수를 계산하였다. 순매수금액에 대한 통계를 보면, 조사 기간 동안 일평균 27.5억원의 국민연금 자금이 주식시장으로 순유입 되었으며, 조사기간 5년 동안 순매수금액의 합은 3조 3,700억원에 이르고 있다.

국민연금의 주식거래 참여 여부에 따라 시장이 어떻게 반응하는지를 살펴보기 위하여 기금의 연도별 거래일수를 살펴보았다. <표 3>을 보면 2001년에는 총 거래일 대비 거래일수의 비율이 64.2%로 국민연금기금의 시장 참여일수가 낮았으나 이후 꾸준히 증가하여 2004년에는 단 4일만을 제외하고 매일 거래에 참여하였다.

**<표 3> 국민연금기금의 연도별 거래현황**

연도	거래일	비 거래일	3일 연속거래 일수	비 3일 연속거래 일수	총 거래일수	매수 회수	매도 회수	총거래 회수	거래 종목
2000	185(76.8)	56	126(52.3)	113	241	643(67.1)	316	959	101
2001	158(64.2)	88	100(40.7)	146	246	532(68.8)	241	773	94
2002	214(87.7)	30	197(80.7)	47	244	1604(70.4)	673	2277	64
2003	221(89.5)	26	202(81.8)	45	247	1543(80.7)	368	1911	78
2004	245(98.4)	4	237(95.2)	12	249	5897(44.7)	7292	13189	139

주) 괄호 안은 총거래일수(회수) 대비 거래일(매도회수) 비율

국민연금의 시장참여 정도를 양적인 측면뿐만 아니라 질적인 측면에서도 고려해 보기 위하여 국민연금이 '3일 연속 시장에 참여한 날'이라는 변수를 측정하였다.

이는 국민연금기금의 시장 참여에 대한 지속성 정도를 나타내는 변수로서, <표 3>을 보면 2001년에는 거래일수의 절반 이상이 국민연금기금의 지속적 시장참여에 포함되지 않는 것으로 나타난 반면 시장참여 비율이 98%를 상회하는 2004년에는 3일 연속거래일수가 237일로 대부분의 영업일을 차지하여 지속성의 척도로서 3일 연속거래 변수의 의미는 축소되고 있는 것으로 나타났다.

국민연금기금의 연도별 거래 회수를 매수와 매도로 구분하여 보면 2001년을 제외하고는 매수, 매도회수 모두 꾸준히 증가 추세에 있으며 특히 2004년도 들어 국민연금기금의 시장참여가 매우 활발해졌음을 알 수 있다. 이에 비하여 국민연금기금의 거래 종목은 2002년을 최저로 감소하였다가 다시 증가하는 추세를 보여주고 있다. 국민연금이 거래에 포함할 수 있는 종목은 기금운용 규정에 의해 제한되어 있으므로 투자 종목의 수는 시장규모, 경제의 건전성 등 증시의 상황에 크게 영향을 받을 것으로 추정되며 이러한 정보만으로 거래종목수 변화의 원인을 해석하기는 어렵다.

## 2. 모형의 추정

<표 2>의 주가지수에 대한 기초 통계량에서도 나타났듯이 KOSPI 또는 KOSPI200과 같은 주가 수익률은 일반적인 정규분포에 비해 첨도가 높고 변동성의 지속성이 크다. 또한 외국의 사례와 유사하게 국내 주식시장 역시 변동성 비대칭성 (volatility asymmetry)이 강하게 나타나고 있으므로, 긍정적(positive) 충격과 부정적(negative) 충격에 비대칭적으로 반응하는 금융 시계열을 모형화하는데 적합한 비대칭 조건부이분산 모형이 적합한 것으로 추정된다. 본 연구에서는 Glosten et al. (1993)에 의해 제시된 GJR-GARCH 모형을 분석 모형으로 선택하였다.

국민연금기금의 순매수금액이 주가지수 수익률의 평균과 변동성에 영향을 줄 것으로 예상하였으며, 이외에 국민연금기금의 특정한 투자 행태가 주식수익률의 평균과 분산에 영향을 미칠 것으로 기대하여 다음과 같은 분석 모형을 구축하였다.<sup>6)</sup>

---

6) 이러한 설명변수는 김상배(2004) 연구에서도 동일하게 사용되었으나 분석 구간이 상이한 관계로 일치하지 않은 결과를 보고하고 있다.

$$\text{평균방정식: } R_t = \beta_0 + \beta_1 DHOL_t + \beta_2 NBUY_t + \beta_3 DAVG_t + \beta_4 D3DAY_t + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\text{분산방정식: } \epsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_3 D^- \epsilon_{t-1}^2 \\ & + \alpha_4 DHOL_t + \alpha_5 NBUY_t + \alpha_6 DAVG_t + \alpha_7 D3DAY_t \end{aligned} \quad (3)$$

식(2)의 평균방정식에서  $R_t$ 는 앞서 정의한 바와 같이 퍼센트 로그 수익률을 의미하며,  $DHOL_t$  변수는 휴일효과(holiday effect)를 측정하기 위한 더미(dummy) 변수이다.  $NBUY_t$  변수는 본 실증분석의 주요효과 변수로서 국민연금기금의 일별 순매수금액을 의미한다.

국민연금기금의 주식거래는 직접적으로 시장의 변동성에 영향을 미칠 수 있으나, 간접적으로는 국민연금기금의 특정 거래 행태가 다른 시장 참여자에게 어떤 신호로 작용함으로써 인해 시장의 변동성을 증폭시킬 수도 있다. 이러한 효과를 측정하기 위하여  $DAVG_t$  변수와  $D3DAY_t$  변수를 설명변수로 도입하였다. 먼저  $DAVG_t$  변수는 국민연금기금이 일별 평균 순매수금액 이상을 순매수한 경우 1의 값을 갖는 더미변수이다. 이는 국민연금기금의 경우 지속적인 주식 투자 확대로 인해 시장에서 항상 순매수 경향을 보이고 있으므로, 순매수 금액 자체보다는 평균 대비 증감에 대한 정보가 시장 참여자에게 신호가 될 수 있다는 가정 하에 모형에 포함시켰다.  $D3DAY_t$  변수는 앞에서 설명한 3일 연속 거래 변수로서, 국민연금의 지속적인 시장참여에 의한 영향을 일시적 참여에 의한 영향과 구분하기 위하여 설정되었다. 마지막으로,  $D^-$ 는 변동성 비대칭성을 보기 위한 더미변수로,  $\epsilon_t < 0$ 일 때 1의 값을 갖는다. 음의 충격( $\epsilon_t < 0$ )이 수익률에 발생했을 때 변동성이 더 크게 증가하는 현상을 모형화하기 위해 포함된 변수이다.  $\alpha_3$ 가 양수라면 음의 충격이 발생했을 때 변동성에 미치는 효과는  $\alpha_2 + \alpha_3$ 배로 양의 충격이 발생했을 때 효과인  $\alpha_2$ 보다 크게 나타나게 된다.

KOSPI와 KOSPI200, KOSPI200T 수익률에 대한 GJR-GARCH모형의 추정 결과는 <표 4>와 같다. 서로 다른 세 가지 주가지수 수익률에 대한 추정 결과를 보면 계수 추정치의 수치만 조금 다를 뿐 추정치의 부호나 계수의 통계적 유의 여부 등이

모두 동일한 패턴으로 나타나 시장이나 배당에 따른 수익률 변동성의 차이는 없는 것으로 나타났다.

<표 4> 순매수금액을 이용한 GJR-GARCH모형의 추정결과

	KOSPI	KOSPI200	KOSPI200T	
평균방정식	$\beta_0$	0.1087 (0.3431)	0.1221 (0.3112)	0.1503 (0.2257)
	$\beta_1$	-0.1448 (0.2663)	-0.1566 (0.2515)	-0.1692 (0.2239)
	$\beta_2$	-0.0021** (0.0225)	-0.0021** (0.0303)	-0.0023** (0.0206)
	$\beta_3$	-0.2946** (0.0291)	-0.3096** (0.0301)	-0.2787** (0.0463)
	$\beta_4$	0.1428 (0.2740)	0.1297 (0.3444)	0.1256 (0.3755)
분산방정식	$\alpha_0$	0.2267 (0.2825)	0.2215 (0.3202)	0.2041 (0.3801)
	$\alpha_1$	0.8905*** (0.0000)	0.9002*** (0.0000)	0.9094*** (0.0000)
	$\alpha_2$	-0.0057 (0.7326)	-0.0021 (0.8948)	-0.0013 (0.9381)
	$\alpha_3$	0.1034*** (0.0002)	0.0902*** (0.0004)	0.0804*** (0.0007)
	$\alpha_4$	1.0431*** (0.0001)	1.0151*** (0.0004)	1.0159*** (0.0009)
	$\alpha_5$	0.0011** (0.0169)	0.0011** (0.0250)	0.0010** (0.0377)
	$\alpha_6$	-0.1069 (0.2360)	-0.0908 (0.3438)	-0.0399 (0.6024)
	$\alpha_7$	-0.3206* (0.0750)	-0.32* (0.0846)	-0.3220* (0.0860)
$\overline{R^2}$	0.0179	0.0170	0.0165	
Log-L	-2516.3	-2570.6	-2602.6	

주) 1. \*는 10%, \*\*는 5%, \*\*\*는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2. t-value를 계산하기 위해서 표준 오차(standard error)는 Bollerslev-Wooldrige의 이분산성 일치 공분산 (Heteroskedasticity consistent covariance) 방법으로 계산된 값을 이용하였음.

먼저 평균방정식에 대한 추정 결과를 살펴보면 우선 휴일효과는 없는 것으로 관측되었다. 순매수 금액을 나타내는  $NBUY_t$  변수의 계수인  $\beta_2$ 가 5% 유의수준에서 유의하게 음수로 추정된 것으로 보아 국민연금기금의 일별 순매수 금액과 주가수익률 간에는 음의 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 또한  $DAVG_t$ 의 계수 역시 5% 유의수준에서 음수로 추정되어 순매수금액의 규모가 평균 이상의 값을 가지면 순매수금액의 규모가 작을 때와 비교하여 주가지수 수익률이 더 낮은 것으로 나타

났다. 이를 종합하면, 국민연금의 순매수 확대와 시장의 수익률 감소 간에는 일정 상관관계가 있음을 의미한다. 시차를 반영하지 않은 회귀분석의 결과만으로는 이러한 상관관계로부터 단방향의 인과관계를 유추할 수는 없겠지만, 상식적 수준에서 보자면 시장의 하락장에서 국민연금기금이 순매수를 확대하는 경향이 있음을 알 수 있다.

한편 모형의 분산방정식에 대한 추정 결과를 보면, 우선 모형의 주요 변수인 순매수 금액의 계수  $\alpha_5$ 가 5% 유의수준에서 양의 값으로 유의하게 추정되어 국민연금기금의 일별 순매수 금액과 종합주가지수의 수익률 변동성 간에는 양의 상관관계가 존재함을 알 수 있다. 즉 주가지수의 변동성이 높은 날과 국민연금이 주식 순매수를 많이 한 날이 일치한다는 의미이다. 하지만 투자의 지속성을 의미하는 3일 연속거래 더미변수  $D3DAY_t$ 는 10% 유의수준에서 음의 값으로 추정되어 국민연금이 지속적으로 거래를 하는 기간에는 시장의 변동성 낮아지는 경향이 있음을 알 수 있다. 순매수금액이 평상시보다 많거나 작아진다는 정보( $DAVG_t$ )는 시장의 변동성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

그 외에 추가변동성의 일반적인 특징에 관한 분석에서는 변동성의 지속성<sup>7)</sup>은 매우 큰 편이며, 변동성의 비대칭성 계수인  $\alpha_3$ 는 0.1034로 추정되어 널리 알려진 바와 같이 주가 수익률에 음의 충격이 발생하였을 때 같은 크기의 양의 충격에 비해 변동성이 증가하는 것으로 나타났다. 주가수익률의 수준에는 영향을 미치지 못하던 휴일효과가 변동성에는 유의한 양의 값을 갖는 것으로 나타나 휴일 다음의 거래일 경우 변동성이 증가하는 것으로 나타났다.

일반적으로 수익률 모형에 포함되는 수익률의 AR 항은 변수의 1차 자기상관계수( $\rho$ )가 유의하지 않게 나타났기 때문에 처음부터 모형에서 제외되었다. 모형 구축 이후 모형의 적합성을 검정하기 위하여 <표 5>에서는 추정된 GJR-GARCH모형의 표준잔차(standardized residual:  $z_t$ )와 표준잔차 제곱에 대한 Ljung-Box Q 통계량을 이용하였으며, 이와 병행하여 20 차수까지의 ARCH LM 검정(Lagrange multiplier test)을 수행하였다. 적합성 검정 결과 적어도 차수 20까지에는 ARCH 효과가 존재

---

7) 변동성의 지속성 파라미터  $=\alpha_1+\alpha_2+\alpha_3/2 = 0.8905 - 0.0057 + 0.1034/2=0.9365$

하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 없으므로 본 연구에서 비대칭적 변동성 모형으로 적용한 GJR-GARCH 모형이 적합함을 확인할 수 있다.

<표 5> 모형적합성 검증을 위한 통계량

	$k$	KOSPI	KOSPI200	KOSPI200T
Ljung-Box Q	Q(20)	28.53(0.10)	27.86(0.11)	26.90(0.14)
	Q <sup>2</sup> (20)	12.10(0.91)	11.85(0.92)	10.02(0.97)
ARCH-LM(k)	1	2.69(0.10)	2.53(0.11)	1.95(0.16)
	10	7.24(0.70)	7.51(0.68)	6.32(0.79)
	20	11.57(0.93)	11.56(0.93)	10.10(0.97)

- 주) 1. Q(20)과 Q<sup>2</sup>(20)은 각각 잔차 시계열(standardized residual)과 잔차제곱시계열(standardized residual squared)에 계열상관이 남아있는지를 검정하기 위한 Ljung-Box Q-통계량으로 자유도 18인  $\chi^2$ 분포를 따름.
2. ARCH-LM(k) 통계량은 차수 k까지 ARCH 효과가 존재하는지 않는다는 귀무가설을 검정하기 위한 통계량으로  $\chi^2(k)$  분포를 따름.

이상의 분석에서는 국민연금기금의 투자행태를 반영하는 변수로 순매수금액 자체를 이용하였다. 하지만 동일한 순매수 금액이라도 시장 상황에 따라 주식시장에 미치는 의미가 달라질 수도 있으므로, 순매수금액을 수준 변수가 아닌 시장의 규모로 나눈 비율 변수로 전환하여 추가 분석을 수행해 보았다. 또한 일부 연구에서는 매수에서 매도를 차감한 순매수 변수 보다는 매수와 매도를 포함한 전체 거래금액이 시장에 더 큰 영향을 미칠 수 있다는 견해에 따라 총거래비율에 대한 분석도 병행하였다. 추가분석에서 국민연금기금의 시장 참여 정도를 측정하기 위한 설명변수는 다음과 같다.

- 1) 시가총액 대비 순매수비율 = 순매수금액/주식시장의 총 시가총액
- 2) 거래금액 대비 총거래비율 = (매수액+매도액)/시장 총 거래금액

순매수금액의 비율 변수를 이용한 분석 결과는 순매수금액 수준 변수를 이용한 앞선 분석과 전반적으로 유사한 결과를 보이고 있다. 반면 국민연금의 시장참여를 순매수가 아닌 총거래량으로 측정한 경우에는 국민연금의 시장참여 정도와 주가변동성 간의 상관관계가 약화되는 것으로 나타났다. 모든 경우에 있어 평균방정식의 추정 결과는 수준변수에 대한 결과와 동일하게 나타났으며, 분산방정식에서 3일 연속 거래 변수의 영향력 또한 음의 부호로 여전히 유효한 것으로 나타났다.<sup>8)</sup>

### 3. 실증분석 결과

본 실증분석의 주안점인 주가수익률의 분산방정식에서 국민연금기금의 순매수금액은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 양의 값을 갖는다. 하지만 이러한 회귀분석 결과로 국민연금 순매수 금액의 증가가 시장의 변동성 증가를 야기한다고 성급히 결론지을 수는 없다. 왜냐하면 시차를 갖지 않는 동일 시점 회귀모형에서 이론적 모형 없이 일방의 인과관계(causality)를 유추할 수는 없기 때문이다. 이는 단지 국민연금의 순매수가 확대되는 시기에 주식 시장의 변동성이 컸으며, 또한 국민연금의 순매수가 축소되는 시기에는 시장의 변동성이 작았다는 교차상관관계(cross correlation)만을 주장할 수 있을 뿐이다. 구체적인 이론적 모형이 없는 상황에서 적절한 인과관계의 방향성을 설정하기 위해서는 모형 내의 다른 설명변수에 대한 추정 결과를 함께 고려하여야 한다.

먼저 평균방정식에 대한 추정결과를 보면, 국민연금기금의 순매수금액과 시장의 주가수익률 사이에는 음의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이는 국민연금의 순매수 금액이 확대되는 시점에 주가는 하락세임을 의미한다. 본 연구에서도 확인된 국내 주식시장의 변동성 비대칭성에 의하면 일반적으로 주가가 상승할 때보다 하락할 때 변동성이 커지게 되므로 이러한 평균방정식의 결과와 앞선 분산방정식에서의 결과는 서로 부합하는 내용으로 볼 수 있다. 즉, 주식시장에 나타나는 변동

---

8) 각각의 경우에 대한 자세한 분석 결과는 <부록>에 수록하였다.



성 비대칭성에 의해 주가가 상승할 때보다 하락할 때 변동성이 커지게 되므로, 국민연금기금의 투자 패턴은 주가 하락 시기와 같이 주식시장의 변동성이 큰 시기에 매도 금액을 늘리지 않는 전략을 취하고 있는 것으로 해석할 수 있다. 변동성이 큰 시기에 주식을 매수하는 것 보다 주식을 매도하는 것이 시장에 더 큰 위험요인이 되는 만큼 국민연금기금의 주식시장 참여는 적어도 주식시장의 변동성을 증폭시키지는 않는 방향으로 이루어졌음을 알 수 있다.

또한 분산방정식의 설명변수 중 3일 연속거래 변수의 추정 결과는 인과관계의 방향성에 대한 보다 직접적인 근거를 제공하고 있다. 모형의 분산방정식에서 국민연금의 지속적인 시장 참여를 의미하는 3일 연속거래 더미 변수  $D3DAY_t$ 의 계수는 순매수금액 뿐만 아니라 매수비율과 총거래비율을 이용한 경우 모두에서 여전히 음의 값으로 유의하게 추정되고 있다. 이때 3일 연속거래라는 변수는 특정 시점으로부터 과거 2일 동안의 정보를 담고 있는 일종의 시차 변수에 해당한다. 순매수거래에 대한 과거의 정보가 현재의 주가 변동성과 음의 상관관계를 갖는다는 것은 두 변수 간에는 시간적인 단방향의 인과관계를 해석할 수 있음을 의미한다. 즉 국민연금기금이 지속적으로 주식거래에 참여하는 경우 시장의 변동성이 줄어드는 경향이 있다고 결론지을 수 있다.

#### IV. 결론

지금까지 본 연구에서는 국민연금기금의 직접 주식투자가 주식시장의 변동성에 미치는 영향의 방향과 크기를 추정하고 이를 해석하고자 하였다. 이를 위하여 먼저 국내주식시장의 현황 및 특성을 파악하고 주식시장에 대한 국민연금기금의 투자현황을 분석하였다. 조건부변동성 모형을 이용하여 과거 2000년부터 현재까지 과연 국민연금기금의 주식투자가 시장과 기업의 주가변동성을 높이는 시장교란자의 역할이었는지 아니면 시장안정자의 역할이었는지를 분석하였다.

GJR-GARCH 모형을 이용하여 주가 수익률의 평균과 분산방정식에 국민연금기금의 주식 순매수 금액 및 특정 거래 행태가 어떤 상관관계를 갖는지 추정하였다. 추

정 결과, 기금의 순매수 금액과 수익률 간에는 음의 상관관계가 존재하며, 순매수 금액과 변동성 간에는 양의 상관관계가 존재함을 확인하였다. 이는 변동성이 확대되는 시장의 하락기에 국민연금기금은 매수를 강화하고 매도를 축소함으로써 순매수 기초를 유지해 왔음을 의미한다. 또한 국민연금의 지속적인 시장 참여를 의미하는 3일 연속거래 더미 변수가 시장의 변동성에 대하여 음의 값으로 유의하게 추정되었다. 이는 3일 연속거래라는 과거의 정보가 현재 시점의 주가 변동성과 음의 상관관계를 갖는 것이므로, 국민연금기금이 연속하여 주식거래에 참여하는 경우 시장의 변동성이 줄어드는 경향이 있다는 인과관계를 해석할 수 있다. 이상의 결과를 종합하면, 2000년부터 지난 과거 5년 동안 국민연금기금의 주식시장 참여 행태는 일정 부분 시장안정자의 역할을 수행하였다고 할 수 있으며, 적어도 시장 교란의 원인이 되어서는 안 된다는 정책 기초가 충실히 견지되어 왔음을 확인할 수 있다.

국민연금기금의 적립금 규모가 GDP 대비 20% 수준을 넘어서고, 주식투자 비중 또한 지속적으로 확대되면서 우려 섞인 기대가 집중되고 있다. 우려의 시선은 우리 자본시장의 규모가 상대적으로 작음으로 인한 시장의 왜곡과 과도한 지배력을 걱정하는 것이며, 기대의 시선은 국가의 거대 기금으로서 국민연금기금이 자본시장, 특히 주식시장의 양적 또는 질적인 발전에 일익을 담당해야 한다는 당위성을 의미한다. 이러한 차원에서 본 연구의 실증분석 결과는 향후 국민연금기금이 국내 주식시장에 대한 투자를 지속적으로 확대함에 있어 초과수익의 실현 외에도 시장 중립적, 또는 보다 적극적으로는 시장안정자의 역할 또한 간과할 수 없는 중요한 요인임을 시사하고 있다.

## 참 고 문 헌

- 강병호 · 옥기욱, 2003, “한국 주식현물시장의 변동성 증가원인 도출 및 대처 방안,” 『제2차 증권정책 심포지움 발표자료』, 한국증권학회 및 증권거래소 공동주최.
- 고광수 · 박창욱, 2005, “기관투자자와 주식시장의 안정성에 관한 연구: OECD 국가를 대상으로,” 한국증권연구원, 연구보고서.
- 구본일, 2000, “한국 주식시장에서의 주가변동성의 비대칭성에 관한 연구,” 『재무연구』, 제13권, 제1호, pp.129-159.
- 김상배, 2004, “국민연금의 주식시장 참여가 주식수익률 및 변동성에 미치는 영향,” 국민연금연구원, working paper series 2004-09.
- 변종국 · 조정일 · 정기웅, 2003, “주식수익률의 비대칭적 변동성의 결정요인에 관한 연구,” 『재무연구』, 제16권, 제2호, pp.31-65.
- 이창용, 2004, “국민연금 기금운용의 자본시장 파급효과 분석,” 『국민연금 중장기 기금운용 마스터플랜』
- Andersen T.G., T. Bollerslev, 1998, “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review*, v.39 n.4, pp.885-905.
- Bollerslev, T. R., 1986, “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics* v.31, pp. 307-28.
- Black, F., 1976, “Studies of Stock Price Volatility Changes,” *Proceedings of the 1976 meetings of the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, 177-181.
- Campbell, J., 1991, “A variance decomposition for stock returns,” *The Economic*

- Journal, v.101, pp157-179.
- Caner S., and Z. Onder, 2005, "Sources of volatility in stock returns in emerging markets," *Applied Economics*, v.37, pp.929-941.
- Cheng, Y., and C. Pang, 2000, "Information asymmetry in the foreign exchange market: the case of the bank of Japan intervention," *Asian Crisis Conference Paper*
- Cheung, Y. and L. K. Ng, 1992, "Stock Price Dynamics and Firm Size: An Empirical Investigation," *The Journal of finance*, v.47 no.5, pp.1985-1997.
- Christie, A. A., 1982, "The stochastic behavior of common stock variances: Value, leverage and interest rate effects," *Journal of Financial Economics* v.10, pp.407-432.
- Engle, R., 1982, "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Fama, E., 1965, "The behavior of stock market prices," *Journal of Business* 38, pp.34-105.
- Feng L., and M. Seasholes, 2002, "Herding and information flows in emerging markets," mimeo, Harvard University.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. E. Runkle, 1993, "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks," *The Journal of Finance*, v.48, pp.1779-1801.
- Impavido, G., A. R. musalem, and T. Tresel, 2003, "The impact of contractual savings institutions on securities markets," *World Bank, working paper*.
- Jorion, P., 1995, "Predicting Volatility in the Foreign Exchange Market," *Journal of Finance*, v.50 no.2, pp. 507-528.

- Lamoureux, G., and W. Lastrapes, 1990, "Persistence in variance, structural change, and the GARCH model," *Journal of Business Economic Statistics*, pp.225-234.
- Nelson, D. B., 1991, "Conditional heteroscedasticity in asset returns: A new approach," *Econometrica*, v.59, pp.347-370.
- Pindyck, F., 1984, "Risk, inflation and the stock market," *American Economic Review* v.74, pp. 335-351.
- Sias, R., 1996, "Volatility and the institutional investor," *Financial Analysts Journal*, v.52, No.2, pp.13-20.
- Voronkova, S. and M. Bohl, 2005, "Institutional traders' behavior in an emerging stock market: Empirical evidence on polish pension fund investors," *Journal of Business Finance & Accounting*, v.32, no.7, pp.1537-1560.

## <부 록>

<부록표 1>은 시가총액대비 순매수금액을 설명변수로 사용하여 다음과 같은 GJR-GARCH모형을 추정한 결과이다. 아래 식에서  $RNP_t$ 는 시가총액 대비 순매수 금액,  $DRNP AVG_t$ 은  $RNP_t$ 가 평균이상일 때 1의 값을 갖는 더미변수를 의미한다.

$$\text{평균방정식: } R_t = \beta_0 + \beta_1 DHOL_t + \beta_2 RNP_t + \beta_3 DRNP AVG_t + \beta_4 D3_t + \epsilon_t$$

$$\text{분산방정식: } \epsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_3 D^- \epsilon_{t-1}^2 \\ & + \alpha_4 DHOL_t + \alpha_5 RNP_t + \alpha_6 DRNP AVG_t + \alpha_7 D3_t \end{aligned}$$

<부록표 2>는 총거래비율을 설명변수로 사용하여 다음과 같은 GJR-GARCH모형을 추정한 결과이다. 아래 식에서  $RNP_t$ 은 거래금액 대비 총거래비율,  $DRNP AVG_t$ 은  $RNP_t$ 가 평균이상일 때 1의 값을 갖는 더미변수를 의미한다.

$$\text{평균방정식: } R_t = \beta_0 + \beta_1 DHOL_t + \beta_2 RNP_t + \beta_3 DRNP AVG_t + \beta_4 D3_t + \epsilon_t$$

$$\text{분산방정식: } \epsilon_t = \sigma_t z_t, \quad z_t \sim N(0,1)$$

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_3 D^- \epsilon_{t-1}^2 \\ & + \alpha_4 DHOL_t + \alpha_5 RNP_t + \alpha_6 DRNP AVG_t + \alpha_7 D3_t \end{aligned}$$

<부록표 1> 시가총액대비 순매수금액을 이용한 GJR-GARCH모형의 추정결과

	KOSPI	KOSPI200	KOSPI200T
$\beta_0$	0.1172 (0.3059)	0.1305 (0.2782)	0.1775 (0.1515)
$\beta_1$	-0.1328 (0.3024)	-0.1453 (0.2819)	-0.1532 (0.2681)
$\beta_2$	-83.764** (0.0173)	-85.3413** (0.0190)	-79.4106** (0.0226)
$\beta_3$	-0.2477 (0.0857)	-0.2554 (0.0926)	-0.3482** (0.0194)
$\beta_4$	0.1284 (0.3238)	0.1148 (0.4010)	0.1178 (0.3979)
$\alpha_0$	0.2253 (0.2889)	0.2263 (0.3127)	0.1879 (0.4021)
$\alpha_1$	0.8907** (0.0000)	0.8987** (0.0000)	0.9126** (0.0000)
$\alpha_2$	-0.0066 (0.6810)	-0.0028 (0.8574)	-0.0008 (0.9631)
$\alpha_3$	0.1026** (0.0001)	0.0904** (0.0003)	0.0763** (0.0007)
$\alpha_4$	1.0135** (0.0001)	0.9928** (0.0004)	0.9757** (0.0011)
$\alpha_5$	45.0989** (0.0202)	46.3263** (0.0205)	37.8139** (0.0483)
$\alpha_6$	-0.1518 (0.1137)	-0.137 (0.1691)	-0.0531 (0.5578)
$\alpha_7$	-0.3031* (0.0898)	-0.3073* (0.0971)	-0.3054* (0.0970)
Log-L	-2512.166	-2566.629	-2597.152

주) 1. \*\*과 \*는 각각 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2. t-value를 계산하기 위해서 표준 오차(standard error)는 Bollerslev-Wooldrige의 이분산성 일치 공분산(Heteroskedasticity consistent covariance) 방법으로 계산된 값을 이용하였음.

<부록표 2> 총거래비율을 이용한 GJR-GARCH모형의 추정결과

	KOSPI	KOSPI200	KOSPI200T
$\beta_0$	0.1404 (0.2220)	0.1512 (0.2124)	0.1055 (0.4026)
$\beta_1$	-0.1003 (0.4465)	-0.1164 (0.3987)	-0.1317 (0.3495)
$\beta_2$	-32.4925 ** (0.0146)	-32.5023 ** (0.0205)	-58.8670 ** (0.0023)
$\beta_3$	-0.4211 ** (0.0001)	-0.4235 ** (0.0002)	0.1609 (0.2439)
$\beta_4$	0.2291 (0.0837)	0.2190 (0.1159)	0.0971 (0.4935)
$\alpha_0$	0.2378 (0.2637)	0.2315 (0.2873)	0.2132 (0.3563)
$\alpha_1$	0.8919 ** (0.0000)	0.9054 ** (0.0000)	0.9058 ** (0.0000)
$\alpha_2$	-0.0058 (0.7579)	-0.0036 (0.8343)	-0.0039 (0.8267)
$\alpha_3$	0.1061 ** (0.0003)	0.0919 ** (0.0004)	0.0898 ** (0.0007)
$\alpha_4$	0.8661 ** (0.0026)	0.7964 ** (0.0079)	1.0775 ** (0.0007)
$\alpha_5$	-0.7327 (0.9273)	-3.2938 (0.6632)	7.3361 (0.4676)
$\alpha_6$	0.0706 (0.1779)	0.0954 * (0.0747)	-0.0268 (0.7301)
$\alpha_7$	-0.3311 * (0.0605)	-0.3222 * (0.0679)	-0.3392 * (0.0739)
Log-L	-2519.808	-2573.553	-2611.302

주) 1. \*\*과 \*는 각각 5%와 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미.

2. t-value를 계산하기 위해서 표준 오차(standard error)는 Bollerslev-Wooldrige의 이분산성 일치 공분산(Heteroskedasticity consistent covariance) 방법으로 계산된 값을 이용하였음.