

기관투자자와 주식시장의  
안정성에 관한 연구:  
OECD 국가를 대상으로

2005. 6

선임 연구위원 고광수  
연구원 박창욱

한국증권연구원  
Korea Securities Research Institute



## 序 言

최근 주식시장의 두 가지 관심사는 시장의 안정성과 기관투자자의 역할이라고 할 수 있다. 주식시장이 안정적일 경우 외부 충격에 시장이 비이성적으로 흔들리지 않게 되고, 투자자들에게 시장에 대한 믿음을 주게 된다. 그 결과 수익성과 안정성을 동시에 감안한 자금이 주식시장에 안정적으로 유입되어 지속적인 시장의 성장을 가져오게 된다. 반면, 불안정한 주식시장은 투자자들의 신뢰를 받지 못하게 되어 시장의 본질적 가치에 비해 저평가를 받을 수밖에 없게 된다.

주식시장의 안정성은 기관투자자의 역할과 연계되는 것으로 평가되는데, 자본시장에서 기관투자자의 위상과 역할에 대해서는 많은 논란이 있다. 기관투자자의 과도한 매매가 주식시장을 불안하게 만든다는 우려도 있지만, 기관투자자의 장기 안정적인 투자가 주식시장을 지지해 주어 궁극적으로 자본시장 발전에 초석이 될 것이라는 인식이 점차 확산되고 있다. 뿐만 아니라, 규제 당국 및 실무자들도 기관투자자의 영향력 증대가 주식시장의 안정을 가져올 것이라고 생각하게 되었다.

그러나 기관투자자의 주식 투자가 주식시장의 안정성을 가져다준다는 의견이 실증적으로도 타당한가에 대한 연구는 아직까지 미흡한 실정이다. 특히 자료 입수의 한계로 인해 국제적 분석은 거의 이루어지지 못하였다. 이러한 현 시점에서, 기관투자자와 주식시장의 안정성에 관해 보다 본질적인 논의와 깊이 있는 연구가 필요하다고 생각한다.

이에 본 연구는 기관투자자의 주식 투자와 주식시장의 안정성간의 관계를 심도 있게 분석하였다. 국제적 비교를 위해 자본시장의 선진국이라고 할 수 있는 OECD 국가 기관투자자의 현황을 검토하고, 기관투자자와 주식시장 안정성의 관계에 대한 실증 결과를 제시하였다. 아무쪼록 본 연구의 내용이 우리나라 기관투자자 육성을 위한 논리를 제공하

여 장기적으로 국가 경제 발전과 주식시장 및 자본시장의 안정적 발전에 도움이 될 수 있기를 기원한다.

마지막으로 본 보고서를 작성하는 데 많은 노고를 아끼지 않은 본 연구원의 고향수 박사와 박창욱 연구원에게 감사를 표하고자 한다. 또한 자료 및 원고 정리에 수고한 황은미 연구조원에게도 감사의 뜻을 전한다.

본 보고서의 내용은 연구진 개인의 의견이며, 본 연구원의 공식 의견이 아님을 밝혀둔다.

2005년 6월

한국증권연구원

원장 최 도 성

# 목 차

---

---

Executive Summary .....	viii
I. 머리말 .....	3
II. 기관투자자의 정의와 기존 연구의 검토 .....	9
1. 기관투자자의 정의와 유형 .....	9
2. 기존 연구의 검토 .....	12
3. 기관투자자와 주가변동성의 논리적 관계 .....	16
III. OECD 국가의 기관투자자 현황 .....	23
1. 기초 자료 .....	23
2. 금융자산 보유의 절대적 비교 .....	25
3. 금융자산 보유의 상대적 비교 .....	39
4. 국가별 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중 .....	50

<b>IV. 주가변동성 결정 요인의 분석</b> .....	<b>55</b>
1. 주가변동성과 경제 변수의 정의 .....	55
2. 주가변동성 기준에 따른 주요 경제 변수의 행태 .....	63
3. 주요 경제 변수 순위별 주가변동성 행태 .....	68
4. 상관관계 분석 .....	77
<b>V. 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성</b> .....	<b>83</b>
1. 방법론 .....	83
2. 연도별 횡단면 회귀분석 .....	87
3. Pooled 회귀분석 .....	90
4. IMD의 질적 변수와 주가변동성 .....	96
5. 기관 유형별 주식 보유와 주가변동성 .....	99
6. 실증 분석 결과의 요약 .....	102
<b>VI. 맺음말</b> .....	<b>107</b>
<b>참 고 문 헌</b> .....	<b>113</b>

## 표 목 차

---

---

<표 II-1> Sias(1996)에 의한 기관투자자가 주가변동성에 미치는 영향 분석 .....	17
<표 II-2> 기관투자자와 주식시장의 관계에 대한 선행 연구 .....	20
<표 III-1> 지역별 OECD 국가와 가입일 .....	24
<표 IV-1> IMD 정성적 변수의 특성 .....	58
<표 IV-2> OECD 기관투자자의 데이터 이용 범위 .....	62
<표 IV-3> 주요 변수들의 국가별 통계: 월별 주가변동성 기준 .....	66
<표 IV-4> 여러 가지 주가변동성 간의 상관관계 .....	68
<표 IV-5> 기관투자자의 주식 보유 비중 순서로 배열된 주가변동성 ..	70
<표 IV-6> GDP 규모 순서로 배열된 주가변동성 .....	72
<표 IV-7> 연간 수익률 순서로 배열된 주가변동성 .....	73
<표 IV-8> 단기 이자율 순서로 배열된 주가변동성 .....	75
<표 IV-9> 이자율의 기간 프리미엄 순서로 배열된 주가변동성 .....	76
<표 IV-10> 주요 정량적 변수간의 상관관계 분석 (1993~2002년) .....	79
<표 V-1> 주가변동성의 횡단면 회귀분석 (1993~2002년) .....	90
<표 V-2> 주가변동성의 Pooled 회귀분석: 정량적 변수 통제 .....	92
<표 V-3> 여러 가지 주가변동성의 Pooled 회귀분석 .....	97
<표 V-4> 주가변동성의 Pooled 회귀분석: 정량적·정성적 변수 통제 ..	98
<표 V-5> 기관투자자 유형별 주가변동성의 Pooled 회귀분석 .....	101

## 그림 목 차

---

---

<그림 II-1> OECD 기준에 따른 기관투자자 분류도 .....	11
<그림 II-2> 기관투자자와 주가변동성의 관계에 대한 관점 차이 .....	16
<그림 II-3> 주식시장 미시구조 관점에서의 거래 주체 분류 .....	18
<그림 III-1> 기관투자자의 금융자산 보유 추이 (1989~2001년) .....	26
<그림 III-2> 지역별 기관투자자의 금융자산 보유 추이 (1989~2001년) ..	28
<그림 III-3> 유형별 기관투자자의 금융자산 보유 추이 (1992~2001년) ..	32
<그림 III-4> 금융자산별 기관투자자 보유 추이 (1992~2001년) .....	36
<그림 III-5> 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이 (1989~2001년) .....	41
<그림 III-6> 지역별 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이 (1989~2001년) .....	42
<그림 III-7> 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 추이 (1992~2001년) .....	46
<그림 III-8> 지역별 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 추이 (1992~2001년) .....	48
<그림 III-9> 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중 (2001년 말 현재) .....	51
<그림 V-1> 기관 비중과 주가변동성의 산포도 (1993~2002년) .....	88

## 약 어 표

---

---

CPI	Consumer Price Index
DB	Defined Benefit
DC	Defined Contribution
FIBV(WFE)	World Federation of Exchanges
GDP	Gross Domestic Product
ICI	Investment Company Institute
IMD	International Institute for Management Development
IMF	International Monetary Fund
MMF	Money Market Fund
OECD	Organization for Economic Cooperation and Development

## Executive Summary

전 세계 주식시장에서 기관투자자의 영향은 시간이 흐름에 따라 점차 증대되고 있다. 뮤추얼 펀드와 연기금 등 기관투자자의 성장은 사회가 점차 노령화됨에 따라 장기간 지속될 것으로 전망된다. 미국 ICI에 의하면, 전 세계 뮤추얼 펀드의 수탁고는 1996년 말 \$6.1조에서 2004년 말 현재 \$16.1조로 성장하였다고 하며, \$16.1조 중 45%인 \$7.2조가 주식형 펀드일 정도로 뮤추얼 펀드가 주식시장에서 차지하는 비중은 상당하다.

이에 비해, 한국 주식시장에서 기관투자자의 영향은 미미한 실정이며, 그로 인해 주식시장의 변동성이 높아졌다는 의견이 꾸준히 제기되고 있다. 2004년 말 현재 거래소 시장을 기준으로 기관투자자가 주식시장에서 차지하는 비중은 시가총액 대비 18%에 불과하다. 18%라는 수치도 증권선물거래소가 발표한 자료에 불과하며, 국제 기준으로 볼 때는 약간 과대 평가된 측면이 있다. 따라서, 우리나라의 기관투자자 실제 비중은 훨씬 더 작다고 하겠다. 자본시장의 발전이 반드시 기관투자자를 전제로 하여야 한다는 이론적 근거는 없지만, 여러 가지 정황과 역사적인 사실로 미루어 볼 때 기관투자자의 비중이 클수록 자본시장의 안정성이 추구될 수 있다는 논리는 타당성을 가진다고 하겠다. 이러한 관점에서 기관투자자와 주식시장의 변동성에 대한 관심이 점차 고조되고 있다.

### 기관투자자의 정의와 기존 연구의 검토

기관투자자의 정의와 유형은 국제적으로 통일되어 있지 않으나, ‘고객의 위험 선호도와 재정적 목적에 따라, 고객을 대신하여 장기적인 관점에서 집단적으로 대규모 투자 행위를 하는 주체’를 기관투자자의 정의로 사용하는 것이 가장 타당하다고 하겠다. 한편 OECD는 기관투자자 유형을 크게 보험회사, 투자회사, 연금 펀드, 기타 기관투자자의 4가지로 분류하고 있다.

기관투자자와 주식시장에 관련된 기존 연구들은 크게 기관투자자가 주가 수익률에 미치는 영향에 관한 것과 기관투자자가 주가 변동성에 미치는 영향에 관한 것으로 나눌 수 있다.

기관투자자가 주가 수익률에 미치는 영향에 대해서는 Edelen and Warner(2001), Gompers and Metrick(2001) 등의 연구에서 기관투자자의 거래나 주식 보유가 주가 수익률에 양의 효과를 가지는 것으로 진단하고 있다.

Reilly(1997), Sias(1996) 등의 연구에서는 기관투자자가 주가변동성을 감소시킨다고 하였다. 하지만, Sias(1996)는 미국 주식시장에서 기관투자자의 주식 보유 수준과 개별 주식의 주가변동성 사이에 양의 관계가 존재한다는 것을 발견해, 기관투자자의 주식 보유 증가는 주가변동성을 증가시킨다고 주장하였다. Sias(1996)의 주장에도 불구하고 증시 전문가들과 규제 당국자들은 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이에는 음의 관계가 있다고 믿는 경향이 있다.

### OECD 국가의 기관투자자 현황

기관투자자의 역사와 규모 및 자본시장에서 차지하는 역할은 국가별로 매우 다양하다. 현실적으로 기관투자자의 성향과 역할을 평가하기에 가장 좋은 국가는 자본시장이 가장 성숙된 집단으로 평가되는 OECD 국가라 할 수 있다.

1989년 \$11.9조에 머물던 OECD 국가 기관투자자의 금융자산 규모는 2001년 \$35.5조로 성장하여 9.6%의 연평균 성장률을 기록하였으며, 특히 주식은 연평균 11.6%씩 성장하여 2001년 현재 \$14.1조로 채권을 제치고 가장 큰 금융자산 유형이 되었다. 이러한 현상의 이유로는 여러 가지를 들 수 있겠지만, 전 세계 자본시장의 가장 큰 축이라 할 수 있는 미국에서 1990년대 뮤추얼 펀드를 통한 주식 투자가 급증한 것이 가장 큰 원인이라고 할 수 있다. 401(k) 플랜으로 대변되는 미국의 DC 플랜 자금이 뮤추얼 펀드와 주식시장의 성장을 가져왔기 때문이다.

본 연구의 분석 대상 기간 중 가장 최근 연도인 2001년 말 현재 OECD 국가의 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중을 통해 국가별 기관투자자의 위상을 확인할 수 있다. 82.3%의 가장 높은 비중을 차지한 영국에서부터 0.9%의 가장 낮은 비중을 차지한 터키에 이르기까지 OECD 국가 기관투자자들은 다양한 주식 보유 비중을 보여주고 있다. 미국의 경우 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중이 61.4%에 달하지만, 일본은 25.1%, 한국은 10.1%에 불과하여 아직까지 한국과 일본에서 기관투자자의 역할이 미미하다는 것을 보여주고 있다.

### **주가변동성 결정 요인의 이해**

분석 대상인 27개 OECD 국가를 주가변동성이 높은 국가와 낮은 국가로 나누어 두 그룹의 특성을 살펴봄으로써, 주가변동성을 결정하는 요인들을 이해할 수 있다.

주가변동성이 낮은 그룹에는 미국, 호주, 영국, 프랑스 등 금융시장의 역사가 오래된 국가들이 포진하고 있다. 이에 비해, 주가변동성이 높은 그룹에는 체코, 폴란드, 헝가리 등 자본시장의 역사가 짧아 아직 자본시장이 성숙하지 못한 국가들이 포함되어 있다. 한국은 27개 OECD 국가 중 24위에 불과해 주가변동성이 높은 상황이다.

결론적으로, 주가변동성이 낮은 국가들은 그렇지 않은 국가에 비해 기관투자자의 주식 보유 비중이 높고 시가총액과 GDP가 크며, 단기이자율이 낮고 이자율의 기간 프리미엄이 크다는 특성을 보여주고 있다.

### **기관투자자의 주식 보유와 주가변동성**

본 연구는 기관투자자와 주가변동성 사이의 관계를 살펴보기 위하여 연도별 횡단면 회귀분석과 pooled 회귀분석을 실시하였다. 실증 분석의 결론은 다음과 같다.

첫째, 횡단면 회귀분석은 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이에는 통계적으로 유의적인 음의 관계를 보여주었다.

둘째, pooled 회귀분석을 통해 연도 효과와 다른 변수를 통제 한 후에도 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이에는 통계적으로 유의적인 음의 관계가 유지되고 있음을 알 수 있었다.

셋째, 주가변동성에 영향을 주는 요인에는 기관투자자의 주식 보유 이외에도 연간 수익률, 단기 이자율, 이자율의 기간 프리미엄 등이 존재한다.

넷째, 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이의 음의 관계는 주가변동성의 종류와 관계없이 성립한다.

다섯째, IMD 자료인 정성적 변수들이 주가변동성에 미치는 효과는 정량적 변수에 의해 대부분 설명된다.

마지막으로, 주가변동성에 대한 기관투자자의 효과는 연금 펀드, 투자회사, 보험회사 모두에 대해 성립한다.

OECD 27개 국가를 대상으로 살펴본 본 연구의 결론을 두 가지로 간략하게 정리하면 다음과 같다. 첫째, 1992~2001년의 분석 기간 동안 기관투자자는 급성장하였으며, 금융자산 유형 중에서는 주식의 성장이 가장 두드러진다. 둘째, 기관투자자의 주식 보유 증가는 주가변동성을 감소시키는 효과가 존재한다. 따라서 주가변동성이 높은 우리나라의 경우 기관투자자의 기반 조성을 통해 주가변동성을 감소시킬 수 있을 것이라는 결론을 얻을 수 있다. 기관투자자 기반 조성에 의한 주가변동성 감소는 장기 투자자들의 주식시장 참여를 증가시키고, 이로 인하여 기업의 자금 조달이 원활하게 될 것이다. 원활한 기업의 자금 조달은 국가 경제 발전에 기여하게 되고, 결과적으로 주식시장의 안정성 증가를 가져오는 선순환 구조로 이어질 것이다.

## 1. 머리말

---



## I. 머리말

기관투자자란 다음의 4가지 특성을 가진 투자 주체를 지칭하는 용어로서, 개인투자자, 외국인투자자와 함께 주식시장을 구성하는 3대 주체 중 하나를 의미한다: ① 대규모 거래(large trading), ② 장기 투자(long-term investment), ③ 고객을 대신하는 투자(investment on behalf of customers), ④ 집단적 투자(collective investment).<sup>1)</sup> 서구 선진국의 사회보장 제도의 발달로 인한 각종 연금 펀드의 성장, 보험 시장의 발달로 인한 보험 회사의 성장, 미국의 401(k) 플랜을 통한 뮤추얼 펀드의 성장 등으로 인해 간접 투자 현상은 전 세계 주식시장의 주류를 이루고 있다. 이로 인해 1990년대 이후 기관투자자의 성장은 전 세계 자본시장의 대세가 되었다. 하나의 예로 미국의 Investment Company Institute (이하 ICI)에 의하면, 전 세계 뮤추얼 펀드의 수탁고는 2004년 말 현재 \$16.1조로 추산되며, 그 중 45%인 \$7.2조가 주식형 펀드일 정도로 뮤추얼 펀드가 주식시장에서 차지하는 비중은 상당하다.<sup>2)</sup> 이러한 기관투자자의 성장은 사회가 점차 노령화됨에 따라 장기간 지속될 것으로 전망된다.

전 세계적인 기관투자자 성장에 비해 우리나라의 기관투자자는 아직 충분히 육성되지 못한 상태다. 한국 주식시장의 특징을 두 가지만 고른다면 지나치게 높은 변동성과 미미한 기관투자자의 위상을 들 수 있다.

1) 고광수·김근수, 2005, 『한국·일본·중국의 기관투자자 비교 연구』, 한국증권연구원 연구보고서 05-01.

2) 2004년 말 현재 전 세계 뮤추얼 펀드의 수탁고와 유형별 비중은 아래의 표와 같다.

(단위: \$십억, %)

분류	주식형	채권형	MMF	혼합형	기타	합계
금액	7,172.5	3,286.7	3,320.8	1,431.2	383.9	16,062.7
비중	44.7	20.5	20.7	8.9	2.4	100.0

#### 4 기관투자자와 주식시장의 안정성에 관한 연구

기관투자자가 주식시장에서 차지하는 비중은 2004년 말 현재 거래소 시장을 기준으로 시가총액 대비 18%에 불과하여, 42%의 비중을 차지하는 외국인투자자가 시장을 주도하고 있다.<sup>3)</sup> 외국인투자자도 기관투자자라고 할 수 있겠지만 국내 기관투자자 육성 차원에서는 매우 안타까운 상황이라고 하겠다. 또한 지나치게 높은 변동성은 주식시장의 신뢰성을 저하시켜 개인투자자들의 자금 유입을 막고, 자본시장 발전에 장애물로 작용하고 있다. 자본시장의 발전이 반드시 기관투자자를 전제로 하여야 한다는 이론적 근거는 없지만, 여러 가지 정황과 역사적인 사실로 미루어 볼 때 기관투자자의 비중이 클수록 자본시장의 안정성이 추구될 수 있다는 논리는 타당성을 가진다고 하겠다.

이러한 관점에서 기관투자자와 주식시장의 변동성에 대한 관심이 점차 고조되고 있다. 직관적으로 볼 때 기관투자자의 영향력 증대가 주식시장의 안정성을 가져올 것이라고 판단되지만, 이에 대해서는 이론적 연구가 아직까지 없었다. 실증적 연구의 경우에도 국가별 기관투자자 자료의 기준이 통일되지 못하여 심도 깊은 논의가 이루어지지 못하고 있다. 그 결과 국가간 실증 분석은 거의 이루어지지 못하였으며, 미국 등 특정 국가를 대상으로 한 연구가 있었을 뿐이다. 그럼에도 불구하고 규제 당국자 및 자본시장 종사자에게 기관투자자와 주식시장의 변동성 사이의 관계는 상당한 관심의 대상이라고 하겠다.

본 연구는 “기관투자자의 주식 보유 증가가 주식시장의 변동성을 감소시킬 것인가? 만약 그렇다면, 그것은 특정 국가에서만 발생하는 것이 아니라 전 세계적으로 일반적인 현상인가?”라는 질문에서 시작되었다. 따라서 다음의 세 가지를 본 연구의 범위로 삼고자 한다. 첫째, 우리나라를 포함한 전 세계 기관투자자의 성장 추이가 어떠하였으며, 과연 기

---

3) 18%라는 수치도 증권선물거래소가 발표한 자료에 불과하며, 국제 기준으로 볼 때는 약간 과대 평가된 측면이 있다. 따라서, 우리나라의 기관투자자 실제 비중은 훨씬 더 작다고 하겠다.

관투자자가 주식시장에서 어느 정도의 역할을 하는가를 검토하고자 한다. 둘째, 주가변동성을 결정하는 요인에는 어떠한 것들이 있는가를 살펴보도록 한다. 마지막으로 주가변동성에 대해 기관투자자가 어떠한 영향을 미치는가를 알아보하고자 한다. 본 연구가 기존의 연구와 차별화되는 특징은 OECD 국가를 분석 대상으로 삼아 국제적 실증 분석을 실시하였다는 것이다.

먼저 제II장에서는 OECD 기준에 따른 기관투자자의 유형을 살펴보고, 기관투자자와 주식시장의 안정성의 관계에 대한 기존의 연구들을 정리하며, 제III장은 OECD 기관투자자의 투자 추이를 통해 기관투자자의 위상을 살펴보고자 하였다. 제IV장에서는 주가변동성을 결정하는 요인을 살펴보며, OECD 국가의 기관투자자를 대상으로 주가변동성 기준에 따라 그룹을 나누어 각 그룹별 주요 경제 변수의 행태를 검토한다. 제V장은 여러 변수들을 통제하여 기관투자자의 주식 보유와 주식시장의 안정성 사이의 관계를 실증 분석을 통해 알아보하고자 한다. 마지막으로 제VI장에서는 전체 내용을 간략하게 요약하면서 본 보고서를 맺고자 한다.



## II. 기관투자자의 정의와 기존 연구의 검토

---

1. 기관투자자의 정의와 유형
2. 기존 연구의 검토
3. 기관투자자와 주가변동성의 논리적 관계



## II. 기관투자자의 정의와 기존 연구의 검토

### 1. 기관투자자의 정의와 유형

기관투자자의 정의와 유형은 국제적으로 통일되어 있지 않으나, '고객의 위험 선호도와 재정적 목적에 따라, 고객을 대신하여 장기적인 관점에서 집단적으로 대규모 투자 행위를 하는 주체'를 기관투자자의 정의로 사용하는 것이 가장 타당하다고 하겠다.

OECD 기준에 의하면 기관투자자란 보험회사, 연금 펀드, 투자회사(뮤추얼 펀드 등), 기부금 펀드, 재단(foundation) 등을 지칭한다. 은행(commercial bank)은 기관투자자의 정의에서 제외되지만 은행신탁은 포함되는 경우도 있다. 정확히 이 기준대로 모든 국가의 기관투자자 통계가 산출될 수는 없지만, OECD 통계는 통일된 기준에 의해 산출된 유일한 기관투자자 관련 국제 통계라고 할 수 있다.

OECD는 기관투자자 유형을 크게 4가지로 분류하고 있는데, <그림 II-1>은 이를 세부적으로 보여주고 있다. 첫 번째 기관투자자는 보험회사(insurance companies)로서, 이는 다시 생명보험과 손해보험으로 나뉜다. 손해보험이란 생명보험이 아닌 다른 모든 보험을 의미하며, 일반적으로 손해보험보다는 생명보험의 규모가 크다고 할 수 있다.

두 번째 기관투자자는 연금 펀드(pension funds)로 여기에는 공적 연금과 사적 연금이 포함된다. 공적 연금은 정부기관 등에 의해, 사적 연금은 비정부기관에 의해 운영되는 연금 제도다.<sup>4)</sup> 연금 펀드는 그들 자

4) 공적 연금의 정의를 어떻게 내리느냐는 경우에 따라 다를 수 있다. 우리의 국민 연금과 미국의 Social Security만을 공적 연금이라 할 수도 있고, 정부기관 등이 운영하는 연금이면 모두 공적 연금으로 분류할 수도 있다. 3층 사회보장 체계에서 본다면 국가의 책임으로 국민의 노후 생활을 보장하는 1층 제도를 공적 연금이라고 할 수 있다. 사용자가 책임을 지고 종업원을 위해 제공하는 노후생활

신의 자산과 부채를 가지며 그들의 계정을 통해 금융 거래를 행한다. 여기서의 연금 펀드는 별개로 조직되지 않은 펀드를 제외하며, 비정부 사용자에게 의해 만들어진 것으로 사용자의 자금을 포함되거나 사용자가 발행한 증권에 투자되는 펀드도 포함되지 않는다.

OECD의 범주에 의하면 연금 펀드는 다시 자치적 연금 펀드와 비자치적 연금 펀드로 분류된다. 자치적 연금 펀드는 완전히 독립적으로 설정된 펀드로 모든 금융 및 비금융 거래를 자체적으로 행한다. 자치적 연금 펀드에는 정부에 의해 운영되는 사회보장 제도는 포함되지 않는다.<sup>5)</sup> 비자치적 연금 펀드는 사용자로부터 독립된 주체가 아니라 할지라도 사용자의 자금과는 별개로 운영되어야 한다.

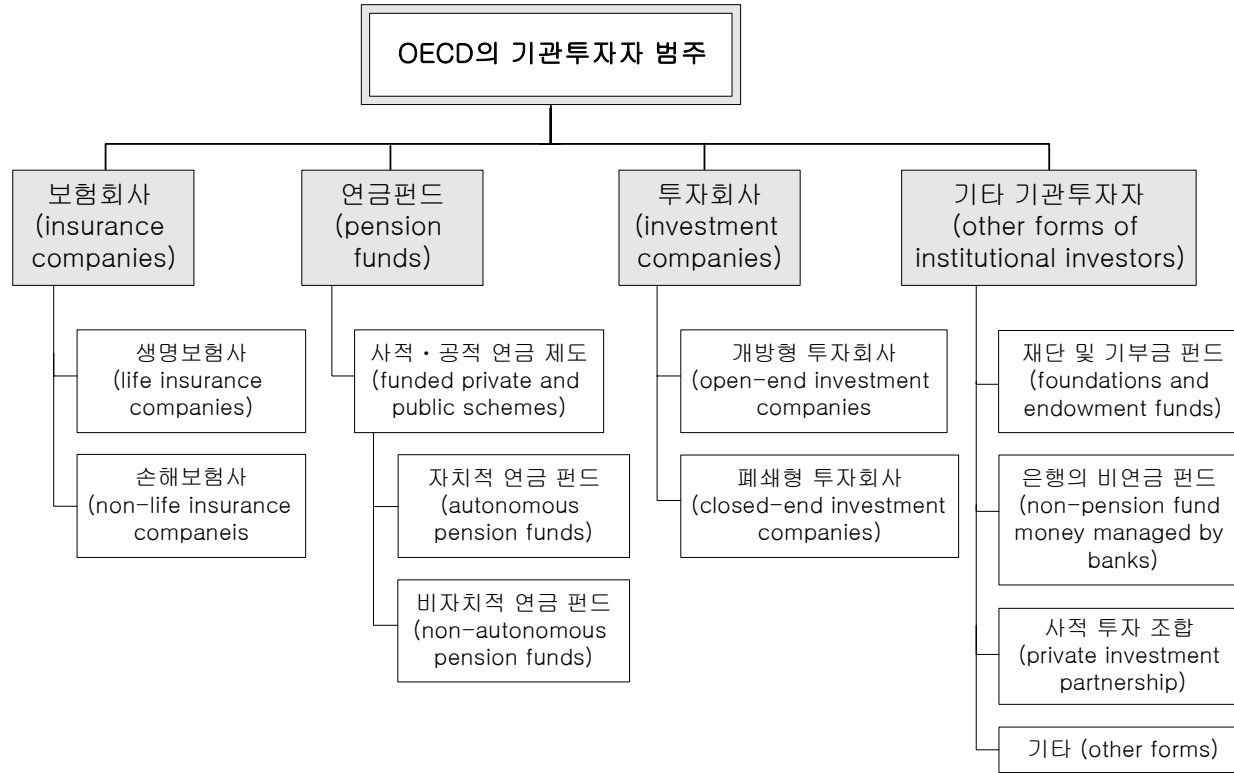
세 번째 기관투자자는 투자회사(investment companies)다. 일반적으로 뮤추얼 펀드라고 알려져 있지만, 그 형태는 나라마다 다른 경우가 많기 때문에 일률적으로 정의하기는 쉽지 않다. 따라서 OECD의 투자회사는 형태와는 무관하게 뮤추얼 펀드와 같은 경제적 기능을 하는 펀드를 지칭한다고 하겠다. 투자회사는 다시 환매가 자유로운 개방형과 환매가 제한되는 폐쇄형으로 분류된다.

---

보장책은 2층의 기업연금에 해당되고, 개인이 준비하는 노후생활 보장책은 3층인 개인연금이라고 할 수 있다. 3층 사회보장 제도의 입장에서 본다면 우리의 국민연금과 미국의 Social Security 등이 공적 연금에 해당하고, 국가가 운영하더라도 공무원연금 등은 공적 연금에 포함되지 않는다고 할 수 있다. 하지만 OECD에서는 정부기관 등이 운영하는 연금이면 모두 공적 연금에 포함시키고 있다. 따라서 여기서는 OECD의 범주에 따라 공적 연금을 정의하기로 한다.

- 5) 미국의 Social Security는 Social Security 세금에 의해 운영되고 일반 세수에 의해 충당될 수도 있기 때문에 자치적 연금 펀드라고 할 수 없으나, 우리나라의 국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금 등은 현 시점에서 자치적 또는 비자치적 여부를 판단하기가 다소 힘들다.

<그림 II-1> OECD 기준에 따른 기관투자자 분류도



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

마지막으로 기타 기관투자자(other forms of institutional investors)에는 재단, 기부금 펀드, 은행의 비연금 펀드, 사적 투자 조합 등이 포함된다. 은행의 비연금 펀드에는 일부 신탁 계정이 포함될 수도 있으며, 사적 투자 조합에는 금융회사(finance company), 부동산투자신탁(real estate investment trust) 등이 포함될 수 있다. 그러나 이들이 반드시 기타 기관투자자에 포함되지는 않으며 나라마다 기준이 다를 수 있다.

이러한 OECD의 분류가 모든 사람들에 의해 받아들여지는 개념이라고 할 수는 없지만, 현재 상태에서는 가장 합리적인 정의에 의해 산출된 자료라고 할 수 있다.

## 2. 기존 연구의 검토

오늘날 전 세계적으로 기관투자자의 주식 보유 금액과 거래량은 급속하게 증가하고 있다. 특히 주식시장이 초기 성장 단계에 들어선 국가의 규제 당국자들은 두 가지 이유에서 기관투자자를 성장시키려고 노력한다. 첫 번째는 주식의 장기 수요 기반을 형성하기 위해서이며, 두 번째는 주식시장을 안정시키기 위해서이다. 이러한 믿음의 근거에는 기관투자자의 중요성을 강조한 Allen(2001), Davis and Steil(2001) 등의 연구가 자리잡고 있다. Allen(2001)은 연금 펀드, 뮤추얼 펀드, 보험회사와 같은 금융기관투자자들의 역할이 중요하다고 지적하였다. Davis and Steil(2001)은 기관투자자에 대한 정의를 내리고, 추가적으로 심층적인 분석을 실시하였다.<sup>6)</sup>

기관투자자와 주식시장에 관련된 기존 연구들은 크게 2가지 주제로

---

6) Davis and Steil(2001)은 기관투자자의 정의를 다음과 같이 내리고 있다: 기관투자자란 허용될 수 있는 위험, 수익률 극대화 및 만기 등의 투자 목적에 따라 소규모 투자자를 대신하여 집단적으로 펀드를 운용하는 특화된 금융 매개체다.

분류될 수 있다. 첫 번째 주제는 기관투자자가 주가 수익률에 미치는 영향에 관한 것이며, 두 번째 주제는 기관투자자가 주가변동성에 미치는 영향에 관한 것이다. 이하에서는 2가지 주제별로 기존 연구들을 검토하여 본 연구의 초석으로 삼고자 한다.

### 가. 주가 수익률에 대한 기관투자자의 영향

기관투자자가 주가 수익률에 미치는 효과에 관한 연구는 미국 주식 시장을 대상으로 여러 차례 등장하였다. Edelen and Warner(2001)는 Chan and Lakonishok(1993, 1995), Keim and Madhavan(1997), Jones and Lipson(1999)의 연구 등에서 실증적으로 분석되었던 기관투자자의 현금 흐름으로 인한 주가 충격 효과를 정리하였다. 그들은 펀드의 현금 흐름과 주가 수익률 사이에는 양의 관계가 존재한다는 것을 발견하였다. Gompers and Metrick(2001) 역시 기관투자자의 주식 보유 수준이 주가 수익률에 양의 예측 능력을 가진다고 주장하였으며, Chiyachantana et al.(2004)은 기관투자자가 주가에 주는 충격을 살펴보기 위해 국제적인 실증 분석을 실시하였다. 결론적으로 이들 대부분의 연구에서 기관투자자의 거래나 주식 보유는 주가 수익률에 양의 효과를 가지는 것으로 진단하고 있다.

### 나. 주가변동성에 대한 기관투자자의 영향

주가변동성에 대한 기관투자자의 영향에 대해 다양한 연구들이 등장하였다. 기관투자자가 주가변동성을 증가시킬 수 있다는 가능성 때문에, 기관투자자의 herding과 포지티브 피드백 거래 연구가 진행되었다.<sup>7)</sup>

7) herding은 투자자들이 일정한 기간 내에 동일한 주식들을 매입하거나 매도하는

Nofsinger and Sias(1999), Wermers(1999), Dennis and Strickland(2002), Griffin et al.(2003)은 미국 주식시장에서 기관투자자의 herding과 포지티브 피드백 거래가 발견된다는 증거를 제시하였다. Sias(2004)는 다른 주체의 거래로부터 정보를 추론한 결과로 기관투자자의 herding이 발생한다는 가설을 주장하였다. Kim and Nofsinger(2005)는 일본 주식시장에서 기관투자자의 herding이 발생하나, 미국의 경우처럼 강력하지는 않다는 것을 발견하였다. 그러나 어떠한 연구에서도 기관투자자의 herding 또는 포지티브 피드백 거래로 인해 주식시장이 불안해진다는 실증적 증거를 제시하지는 못하였다. 즉, 이러한 연구들은 기관투자자의 거래와 주가변동성 사이에 어떠한 연관성도 발견하지 못하였다.

한국 주식시장을 분석한 Choe et al.(1999)과 핀란드 주식시장을 분석한 Grinblatt and Keloharju(2000)의 연구에서는 기관투자자 대신 외국인 투자자의 포지티브 피드백 거래를 분석하였다.<sup>8)</sup> 특히, 1997년 한국의 금융 위기 기간 동안 외국인투자자의 포지티브 피드백 거래가 주식시장의 불안정성을 증가시켰다는 의심에 대해 Choe et al.(1999)은 그 근거가 희박하다는 것을 검증하였다. 즉, 외국인투자자의 거래가 주가변동성을 확대시켜 금융 위기를 가져온 것은 아니라고 결론지었다.

본 연구의 주된 관심 사항은 기관투자자의 주식 보유가 주가변동성에 미치는 효과라 할 수 있다. 이러한 주제와 가장 근접한 연구로는 Sias(1996)를 들 수 있다. Sias(1996)는 개별 주식의 시가총액을 고려하여 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이의 관계를 연구하였다. 그는 미국 주식시장에서 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사

---

거래를 의미한다. 반면, 포지티브 피드백 거래는 과거 주가가 상승한 주식을 매입하고, 과거 주가가 하락한 주식을 매도하는 거래를 의미한다. 이러한 거래는 기업가치에 근거한 주식 거래가 아닌 모멘텀 투자의 일종이라 할 수 있다.

8) 미국 주식시장과 달리 한국과 핀란드 등 대부분의 국가에서 외국인투자자는 기관투자자의 한 부류로 분류될 수 있다.

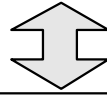
이에 양의 관계가 존재한다는 것을 발견하였으며, 기관투자자의 주식 보유 증가는 개별 주식의 주가변동성을 증가시킨다는 결론을 내렸다.

Sias(1996)의 주장에도 불구하고, 기관투자자의 역할을 옹호하는 대부분의 많은 연구에서 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이에 음의 관계가 존재한다고 주장하고 있다. Reilly(1977), Reilly and Wachowicz(1979)는 기관투자자의 거래와 주가변동성 사이의 관계를 연구하였다. 기관투자자의 거래가 주가변동성을 증대시킬 수 있다는 규제당국자들의 걱정과 다르게, 두 연구에서는 기관투자자의 거래 증가가 주가변동성을 감소시킨다는 결론을 내리고 있다. 그들은 기관투자자가 주식시장에 유동성을 제공하므로, 주식시장의 안정화에 목적을 둔 기관투자자에 대한 인위적인 거래 규제는 오히려 주가변동성을 증가시킬 수 있다고 주장하였다.

Friedman(1996), SEC(1971) 등의 연구에서도 기관투자자가 주식시장의 불안정성을 고조시키지 않는다는 결론을 내리고 있다. Friedman(1996)은 1987년 미국 주식시장 대폭락의 예외적인 시기를 제외하고는 기관투자자가 주가변동성을 증가시켰다는 증거는 없다고 주장하였다. SEC(1971), Froot et al.(1992), Froot and Perold(1995)의 연구는 기관투자자의 거래 증가가 주가변동성을 증가시킨다는 가설이 사실이 아니라는 것을 발견하였다. 지금까지 언급한 주가변동성에 미치는 기관투자자의 영향에 대한 기존 연구들의 위치는 <그림 II-2>와 같이 분류될 수 있다. 두 그룹에서 기관투자자와 주가변동성 사이에 상반된 관계를 보여주는 이유는 여러 가지가 있을 수 있다. 한 가지 예로, Reilly(1977) 등의 연구에서는 거래량이라는 유량(flow)적 변수를, Sias(1996)의 연구에서는 주식 보유 수준이라는 저장(stock)적 변수를 사용했다는 점을 들 수 있다.

<그림 II-2> 기관투자자와 주가변동성의 관계에 대한 관점 차이

- ① Reilly(1977), Reilly and Wachowicz(1979), Friedman(1996), SEC(1971): 주식시장 대상
- ② Froot et al.(1992), Froot and Perold(1995): 선물시장 대상  
→ 기관투자자의 거래량과 주가변동성 사이에 음의 관계



Sias(1996): 개별 주식 대상  
→ 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이에 양의 관계

### 3. 기관투자자와 주가변동성의 논리적 관계

Sias(1996)는 기관투자자의 주식 거래가 주가변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 잘 정리하였는데, <표 II-1>은 이러한 내용을 보여주고 있다. 그의 주장에 의하면, 기관투자자의 주식 보유는 세 가지 관점에서 주가변동성을 감소시킨다. 첫째, 기관투자자의 투자는 일반 대중의 자금을 통해 이루어지므로 선관주의 원칙에 따라 투자되는 것이 타당하며, 이러한 원칙은 안정적인 투자를 기본으로 한다.<sup>9)</sup> 둘째, 기관투자자는 개인투자자에 비해 양질의 정보를 가지고 있으므로 올바른 정보를 통해 주가변동성을 감소시킬 수 있다. 마지막으로 기관투자자는 주식시장에서 발생하는 각종 현상에 대해 정확한 분석을 내릴 수 있게 되어 주가변동성을 감소시킬 것으로 판단된다. 즉, 기관투자자의 거래로 인해 창출된

9) 선관주의 의무(fiduciary duty)란 합리적으로 요구되는 정보에 의하여 성실하게 투자하여야 한다는 절차상의 주의 의무를 의미한다. 이러한 선관주의 원칙에 따른 기관투자자의 투자를 “prudent man rule”이라고 한다.

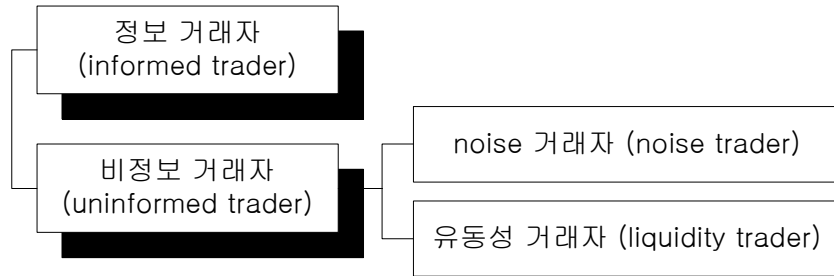
시장의 효율성이 주식시장을 안정화시켜 주가변동성을 감소시킬 것이라고 그는 분석하고 있다. 한편, 기관투자자의 주식 보유가 주가변동성을 증대시킬 수도 있다. 이는 개인투자자에 비해 기관투자자의 거래는 대규모로 이루어지며, 주가변동성을 통해 수익을 창출할 수 있기 때문이다.

**<표 II-1> Sias(1996)에 의한 기관투자자가 주가변동성에 미치는 영향 분석**

주가변동성 감소 효과	주가변동성 증가 효과
① prudent man rule ② 양질의 정보 보유 ③ 주식시장에 대한 다양한 이해	① 주가변동성을 통한 수익 창출 ② 대규모 거래를 통한 수익 창출

<그림 II-3>은 주식시장 미시구조 이론에 따라 매매 주체를 분류한 것이다. 주식시장의 매매 주체는 정보 거래자(informed trader)와 비정보 거래자(uninformed trader)로 크게 나누어진다. 정보 거래자는 정확한 정보를, 비정보 거래자는 부정확한 정보를 보유하고 이러한 정보를 기초로 매매한다는 차이점이 있다. 비정보 거래자는 noise 거래자(noise trader)와 유동성 거래자(liquidity trader)로 세분되는데, 두 거래자의 행태는 비슷하지만 거래 유인이 다르다는 차이점이 있다. Noise 거래자는 정확하지 않은 정보를 올바른 정보로 오인하여 그에 따른 매매를 한다. 이에 비해 유동성 거래자는 정보의 분석보다는 자금 유동성의 필요에 따라 매매한다. 이러한 관점에서 일반적으로 기관투자자는 정보 거래자, 개인투자자는 비정보 거래자로 분류된다.

<그림 II-3> 주식시장 미시구조 관점에서의 거래 주체 분류



기관투자자가 주가변동성을 감소시키는 원인으로 <표 II-1>에서 Sias(1996)가 언급한 3가지 효과 이외에 주식시장 미시구조 이론의 관점에서 추가적인 해석이 가능하다. 일반적으로 기관투자자는 주식시장의 장기 수요 기반을 형성하고, 시장에 유동성을 제공하는 것으로 인식되고 있다. 주식시장 미시구조 이론에 따르면 noise 거래자나 유동성 거래자로 알려진 주체가 제공하는 매매 주문은 기관투자자에 의해 쉽게 흡수될 수 있다. 왜냐하면 기관투자자는 유동성 제공자이기 때문이다.<sup>10)</sup> 만약 noise 거래자와 유동성 거래자가 존재하지 않고 몇 개의 이질적인 기관투자자들만 주식시장에 존재한다면, 이러한 주식시장에서는 올바른 정보만이 주가변동성을 생성해 낼 수 있을 것이다. 결국 더 많은 기관투자자가 존재할수록 주식시장은 그렇지 못한 시장보다 주가변동성이 감소하게 될 것이다.

기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이의 음의 관계는 주

10) Black(1986), De Long et al.(2001)에 의하면, 내부 정보 없이 거래하는 noise 거래자들은 시장의 noise에 대해 비이성적으로 행동한다. Stoll(2003)은 유동성 거래자들이 자신에게 잉여 현금이 존재하거나 위험 회피성향이 감소할 경우 주식을 매수하며, 반대의 경우 주식을 매도한다고 보고 있다. 이러한 이론들의 결과에 의하면, noise 거래자와 유동성 거래자는 주식시장에 불필요한 주가변동성을 증가시키게 된다.

식시장 미시구조 이론의 관점에 의하면 타당한 것으로 보인다. 앞서 언급했던 Reilly and Wachowicz(1979)는 기관투자자가 주식시장에 유동성을 제공하기 때문에 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이에 음의 관계가 존재한다고 주장하였으며, Puckett(2004)은 주식시장에 유동성을 공급하는 기관투자자의 행태를 실증적으로 검증하였다.

<표 II-2>는 지금까지 언급한 기관투자자와 주식시장의 관계에 대한 주요 연구들을 정리하고 있다. 많은 연구들이 등장하였지만, 현재까지는 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이의 관계에 대한 실증적 결론이나 이론은 일치하고 있지 않다. 특히, 특정 국가가 아닌 여러 국가를 동시에 분석 대상으로 한 연구는 거의 전무한 실정이다. 따라서 주식시장이 발달한 주요 국가들을 대상으로 한 국제적 실증 분석은 현 시점에서 그 의의가 있을 것으로 판단된다.

<표 II-2> 기관투자자와 주식시장의 관계에 대한 선행 연구

구분		주요 연구	주요 연구 결과
주가 수익률에 대한 기관투자자의 영향	기관투자자 현금 흐름이 주가에 미치는 효과	· Edelen and Warner(2001) · Chan and Lakonishok(1993, 1995) · Keim and Madhavan(1997) · Jones and Lipson(1999)	· 기관투자자의 현금 흐름과 주가 수익률 사이에 양의 관계 존재 - 미국 주식시장 대상
		· Gompers and Metrick(2001)	· 기관투자자 투자가 주가 수익률에 양의 예측 능력 가짐
		· Chiyachantana et al.(2004)	· 기관투자자의 주가 충격 효과를 국제적으로 실증 분석
주가변동성에 대한 기관투자자의 영향	기관투자자 herding과 포지티브 피드백 거래	· Nofsinger and Sias(1999) · Wermers(1999) · Dennis and Strickland(2002) · Griffin et al.(2003) · Sias(2004)	· 기관투자자의 herding과 포지티브 피드백 거래 현상 존재 - 미국 주식시장 대상
		· Choe et al.(1999) · Grinblatt and Keloharju(2000) · Kim and Nofsinger(2005)	· 한국 주식시장 대상 · 핀란드 주식시장 대상 · 일본 주식시장 대상
	주식시장 대상	· Reilly(1977) · Reilly and Wachowicz(1979) · Friedman(1996), SEC(1971)	· 기관투자자 거래와 주가변동성 사이에 음의 관계 · 상동 · 상동
	선물시장 대상	· Froot et al.(1992) · Froot and Perold(1995)	· 기관투자자 거래와 주가변동성 사이에 음의 관계
개별 종목 대상	· Sias(1996)	· 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이에 양의 관계	

### III. OECD 국가의 기관투자자 현황

---

1. 기초 자료
2. 금융자산 보유의 절대적 비교
3. 금융자산 보유의 상대적 비교
4. 국가별 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중



### III. OECD 국가의 기관투자자 현황

#### 1. 기초 자료

기관투자자의 역사와 규모 및 자본시장에서 차지하는 역할은 국가별로 매우 다양하다. 자본시장이 가장 성숙된 집단으로 평가되는 OECD 국가는 기관투자자의 성향과 역할을 평가하기에 가장 좋은 환경을 제공해 준다. 2005년 3월 현재, OECD는 31개 가입국으로 구성되어 있다.<sup>11)</sup> <표 III-1>은 EU를 제외한 OECD 국가를 북미, 유럽, 동유럽, 오세아니아 및 아시아의 4개 지역으로 분류하여 지역별 해당 국가와 가입일을 보여주고 있다. 미국, 일본, 캐나다와 영국을 포함한 유럽의 19개 국가가 1960년대에 OECD에 가입한 이후, 오스트레일리아와 뉴질랜드가 1970년대에 합류하였고, 한국과 체코를 포함하여 동유럽 4개국이 1990년 이후에 신규로 가입하였다.

OECD에서는 2년마다 *Institutional Investors Statistical Yearbook*을 발간하여, 가입 국가들의 기관투자자 유형별 금융자산 보유 현황을 연간 데이터로 제공하고 있다. 이는 기관투자자의 국제 비교를 위한 유일한 자료이기도 하다. 본 연구는 가장 최근 자료인 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*을 기초로 이루어졌는데, 이는 1992년부터 2001년까지 과거 10년 동안의 자료만을 제공한다. 분석 기간을 늘리기 위해 직전 자료인 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2001*을 추가하면 분석 기간을 1989년부터로 앞당길 수 있지만, 이 경우 1992~1999년 자료의 일관성을 유지할 수 없다는 단점이 있다.<sup>12)</sup> 이러한 이유로 자료의 일관성

---

11) 2005년 3월 현재 OECD가 공시한 가입국은 EU를 포함하여 31개 국으로 표기되어 있지만, 본 연구는 개별 국가들을 대상으로 이루어졌으므로 EU를 제외한 30개국을 분석 대상으로 하였다.

12) 같은 국가, 같은 시점을 기준으로 이러한 차이가 나는 이유는 기간 경과로 인

을 유지하기 위해 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*의 자료만을 사용하였다.

<표 III-1> 지역별 OECD 국가와 가입일

지역	국가 (가입일: YYYY-MM-DD)
북미 (3개국)	미국(1961-04-12), 캐나다(1961-04-10), 멕시코(1994-05-18)
유럽 (19개국)	오스트리아(1961-09-29), 벨기에(1961-09-13), 덴마크(1961-05-30), 핀란드(1969-01-28), 프랑스(1961-08-07), 독일(1961-09-27), 그리스(1961-09-27), 아이슬란드(1961-06-05), 이태리(1962-03-29), 네덜란드(1961-11-13), 노르웨이(1961-07-04), 포르투갈(1961-08-04), 스페인(1961-08-03), 스웨덴(1961-09-28), 스위스(1961-09-28), 터키(1961-08-02), 영국(1961-05-02), 룩셈부르크(1961-12-07), 아일랜드(1961-08-17)
동유럽 (4개국)	체코(1995-12-21), 헝가리(1996-05-07), 폴란드(1996-11-22), 슬로바키아공화국(2000-12-14)
오세아니아 및 아시아 (4개국)	오스트레일리아(1971-06-07), 일본(1964-04-28), 한국(1996-12-12), 뉴질랜드(1973-05-29)
전체	30개국

자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

기관투자자의 유형은 OECD 기준에 의하여 보험회사(insurance companies), 투자회사(investment companies), 연금 펀드(pension funds), 기타 기관투자자(other forms)로 나누었다. 금융자산은 OECD의 경우 주식, 채권, 대출, 현금, 기타의 다섯 가지 항목으로 분류되는데, 본 연구에서는 현금과 기타를 하나의 항목으로 묶어 네 가지 항목으로 구성하였다. 또한, 기관투자자 금융자산의 상대적 비교를 위해 해당국의 GDP와 시가총액을 사용하였다. GDP와 시가총액은 각국 비교를 위해 일관된 자료를 사용해야 하므로 이를 반영하였다. GDP는 OECD에서 제공하는 연간 자

한 자료의 수정 때문이다.

료를 사용하였고, 시가총액의 경우 세계증권거래소연맹(World Federation of Exchanges, 이하 FIBV)에서 발표하는 자료를 사용하였으며, FIBV에 자료가 없는 경우 해당 국가 거래소 웹사이트의 자료를 이용하였다.<sup>13)</sup>

## 2. 금융자산 보유의 절대적 비교

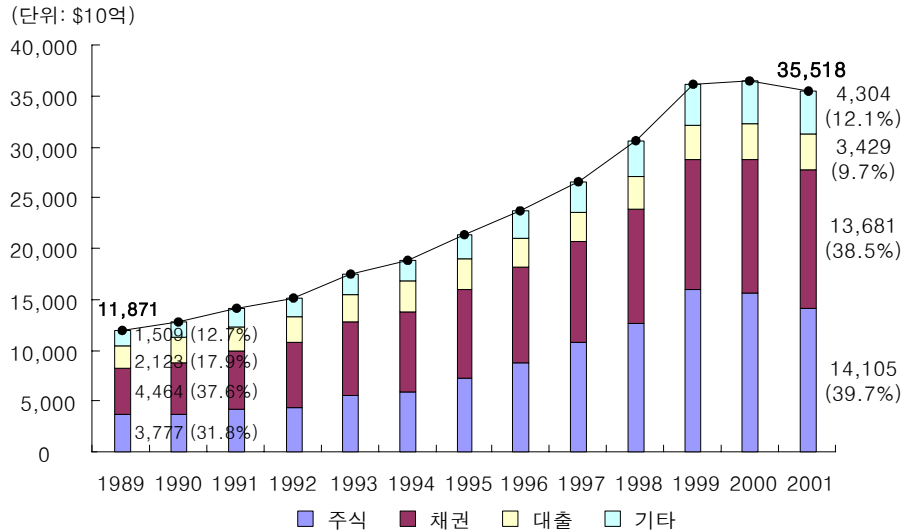
### 가. 기관투자자의 금융자산 보유 추이

기관투자자의 금융자산 보유 비중과 주식시장 안정성간의 관계를 살펴보기에 앞서, OECD 기관투자자를 대상으로 하여 그동안의 금융자산 보유 추이를 살펴보는 것이 본 연구의 시발점이다. <그림 III-1>은 OECD 전체 기관투자자의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다.<sup>14)</sup> 30개 OECD 국가 중 기관투자자의 금융자산 보유 금액 자료가 제공되지 않는 아일랜드와 뉴질랜드, 룩셈부르크를 제외한 27개 국가를 대상으로 하였다. 1989년 \$11.9조에 머물던 금융자산 금액은 12년만인 2001년 \$35.5조로 3배 성장하여 9.6%의 연평균 성장률을 기록하였다. 비록 2000년 \$36.5조를 정점으로 2001년에는 다소 감소하였지만, 전체 규모가 꾸준히 성장하고 있음을 알 수 있다.

13) 해당 국가의 거래소 웹사이트 자료를 사용한 국가는 체코, 헝가리, 아이슬란드, 슬로바키아 4개국이다.

14) 대상 기간을 확장하기 위하여 OECD 웹사이트 자료를 참고하였다. OECD 웹사이트의 경우 1980년부터 기관투자자 금융자산 보유 내역을 제공하고 있으나, 유형별 금융자산 보유 금액을 제공하지 못하며, 자료를 제공하는 국가의 수가 한정된다는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 기관투자자 유형을 나누지 않은 경우에는 다른 조건을 충족시키는 1989년을 시작 시점으로, 기관투자자 유형을 나누는 경우에는 1992년을 시작 시점으로 간주하였다. 이러한 기간의 선택은 자료의 일관성을 유지하면서 표본 기간을 늘리는 최선의 방법이다.

<그림 III-1> 기관투자자의 금융자산 보유 추이 (1989~2001년)



자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

기관투자자 운용 성향의 변화를 알아보기 위해서 금융자산을 주식, 채권, 대출, 기타의 4가지 항목으로 나누어 과거 추이를 살펴보았다. 1989년 금융자산 전체 운용액 중 37.6%의 가장 큰 비중을 차지했던 채권은 연평균 9.8%씩 성장하여 2001년 현재 \$13.7조로 38.5%의 비중을 차지하고 있다. 반면 1989년 31.8%에 그쳤던 주식 보유 비중은 연평균 11.6%씩 성장하여 2001년 현재 \$14.1조로 39.7%의 비중을 차지하여, 채권을 제치고 가장 큰 금융자산 운용 항목이 되었다. 이러한 현상이 나타나는 이유로는 여러 가지를 들 수 있겠지만, 전 세계 자본시장의 가장 큰 축이라 할 수 있는 미국에서 1990년대 뮤추얼 펀드를 통한 주식 투자가 급증한 것이 가장 큰 원인이라고 할 수 있다. 1989년의 대출액은 전체 금융자산 중 17.9%로 기타 금융자산의 12.7%보다 비중이 컸으나, 이후 연평균 4.1%의 성장에 그쳐 2001년에는 9.1%씩 성장한 기타 금융자산보다도 비중이 작아졌다.

### 나. 지역별 기관투자자의 금융자산 보유 추이

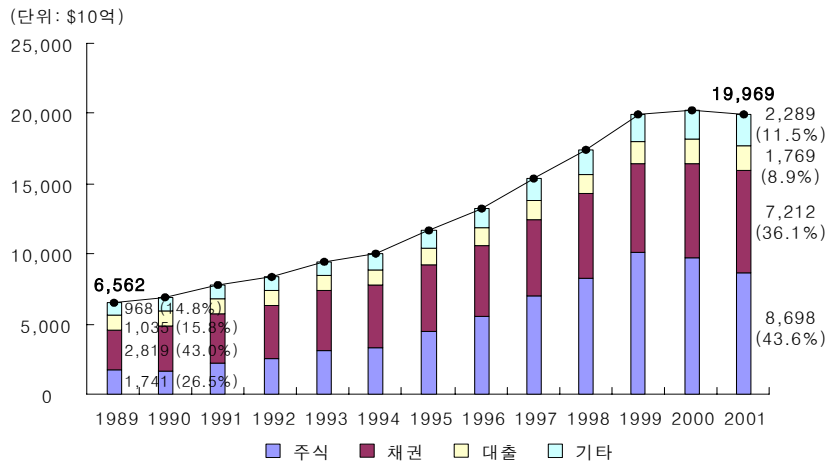
지역별 추이를 보면 전체 기관투자자의 금융자산 운용액의 증가 원인을 더 자세히 이해할 수 있다. <그림 III-2>는 OECD 가입국을 <표 III-1>에서 분류한 지역별로 나누어 기관투자자의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다. Panel A는 미국, 캐나다, 멕시코의 북미 3개국 기관투자자 금융자산 보유 추이를 나타내고 있다. 북미 국가는 3개국에 불과하지만 가장 큰 자본시장인 미국이 포함되어 있어 다른 지역보다 큰 규모를 보여주고 있다. 북미 국가의 기관투자자 금융자산 총액은 1989년 \$6.6조에서 2001년 \$20.0조로 연평균 9.7%씩 성장하였다. 12년간 금융자산 종목별 연평균 성장률을 살펴보면, 채권 8.1%, 기타 7.4%, 대출 4.6%지만, 주식은 \$1.7조에서 \$8.7조로 증가하여 연평균 14.3%의 가장 높은 성장률을 보여주었다.

북미 금융자산의 꾸준한 성장은 미국 기관투자자의 주식 보유 비중이 급증한 데에서 원인을 찾을 수 있다. 1989년 \$1.7조였던 미국 기관투자자의 주식 보유 금액은 2001년 \$8.5조로 성장하여 연평균 14.5%의 성장률을 보여주어, 같은 기간 동안 연평균 성장률이 8.2%에 그친 채권과 대비된다. 이러한 배경에는 401(k) 플랜으로 대변되는 미국의 DC 플랜 자금이 뮤추얼 펀드와 주식시장의 성장을 가져왔기 때문으로 해석된다.<sup>15)</sup>

15) 확정기여형 제도로 불리는 DC 플랜(defined contribution plan)은 기여 당시에 급여액이 확정되는 DB 플랜(defined benefit plan)과 달리 기여액만이 확정되며, 급여액은 투자 수익에 따라 지급 시점에 확정되는 제도다. DC 플랜의 경우 가입자별로 계정이 만들어지며, 투자 수익이 중요해지게 되므로 DB 플랜에 비해 보다 적극적인 운용이 이루어진다. 401(k) 플랜은 미국의 가장 일반적인 DC 플랜 퇴직연금 제도로서 401(k) 플랜 자산 중에서 뮤추얼 펀드가 차지하는 비중은 1990년 9%에 불과하였으나 2002년 현재 45%까지 성장하였다. 401(k) 플랜과 뮤추얼 펀드의 관계에 관한 자세한 사항은 고흥수(2003)를 참고하시오.

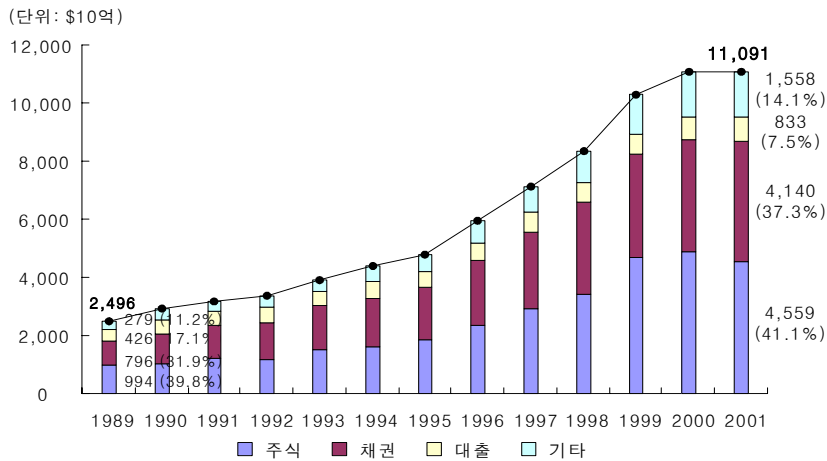
<그림 III-2> 지역별 기관투자자의 금융자산 보유 추이  
(1989~2001년)

Panel A: 북미 (미국, 캐나다, 멕시코)



자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

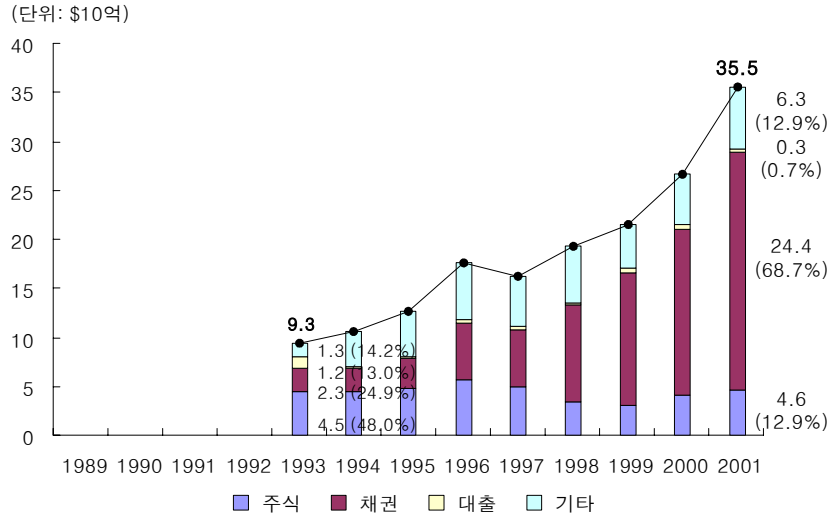
Panel B: 유럽 (영국 등 17개국)<sup>a</sup>



a. 국가: 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 이태리, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 터키, 영국 (17개국)

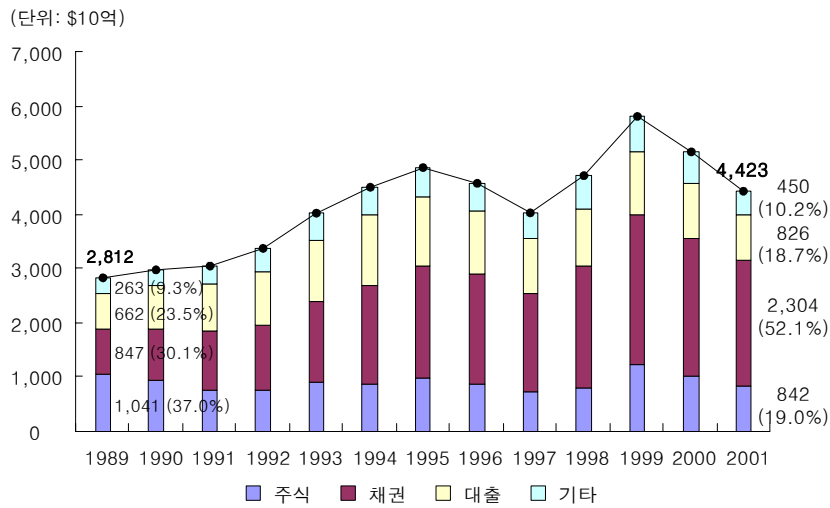
자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel C: 동유럽 (체코, 헝가리, 폴란드, 슬로바키아)<sup>a</sup>



a. 1989~1992년의 자료는 국가 수가 부족하여 제외하였음  
 자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel D: 호주 및 아시아 (호주, 일본, 한국)



자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel B는 영국 등 유럽 17개국 기관투자자의 금융자산 추이를 보여주고 있다.<sup>16)</sup> 유럽의 경우 금융자산 전체 규모는 1989년 \$2.5조에서 2001년 \$11.1조로 연평균 13.2%씩 성장하였다. 이는 북미보다 큰 성장이지만, 금융자산별 내역에서는 북미 지역과는 다소 다른 양상을 보여준다. 유럽 기관투자자 주식 운용액의 연평균 성장률은 13.5%로 채권의 14.7%, 기타의 15.4%보다 낮다. 이러한 특징은 북미 국가에 비해 유럽의 기관투자자들이 상대적으로 주식에 대한 선호도가 낮다는 것을 말한다. 유럽 국가들은 북미 지역에 비해 노령화 정도가 앞서 진행되고 있으므로 안정적인 자산을 선호하였기 때문에 이러한 현상이 발생했다고 해석된다.

Panel C는 체코, 헝가리, 폴란드, 슬로바키아의 동유럽 4개국 기관투자자의 금융자산 추이를 보여주고 있다.<sup>17)</sup> 동유럽의 경우 금융자산 규모가 매우 작으므로 다른 지역과 단순 비교는 어렵지만, 1993년 \$93억에서 2001년 \$355억으로 연평균 18.2%씩 급성장하고 있다. 금융자산 전체의 급성장과 달리 개별 항목별 보유액 추이는 편차가 크다. 채권 보유액이 1992년 \$23억에서 2001년 \$244억으로 34.3%의 연평균 성장률을 보이는 반면, 주식은 1992년 \$45억에서 2001년 \$46억으로 연평균 0.3%의 성장에 그치고 있다. 그 결과 동유럽 지역의 경우 2001년 현재 금융자산 전체 보유액 중 채권의 비중이 68.7%로 압도적 우위를 차지하고 있다. 이는 아직 금융시장, 특히 주식시장의 역사가 짧아 기관투자자의 위상이 성숙되지 못했기 때문으로 분석된다.

Panel D는 호주, 일본, 한국의 3개국 기관투자자의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다.<sup>18)</sup> 일반적으로 시간이 흐름에 따라 꾸준히 성장해

16) 유럽 OECD 19개 국가 중 기관투자자 금융자산 자료가 제공되지 않는 아일랜드와 룩셈부르크를 제외하였다.

17) 동유럽 국가의 경우 자료 입수의 한계로 다른 지역과 달리 분석 기간을 1993년부터 하였다.

18) 오세아니아 및 아시아 OECD 4개국 중 기관투자자 금융자산 자료가 제공되지

은 다른 지역과 달리 호주 및 아시아 금융자산 전체 보유액 추이는 부침을 거듭하고 있다. 1989년 \$2.8조에 달했던 금융자산 총액은 1995년 \$4.9조를 정점으로 1997년까지 감소하다가, 다시 급증하여 1999년 \$5.8조로 최고점에 다다랐고, 다시 감소하고 있는 상황이다. 2001년 현재 금융자산 총액은 \$4.4조로 다른 지역의 연평균 성장률에 크게 못 미치는 3.8%에 불과하며, 그 크기도 1999년을 정점으로 계속 감소하고 있다. '잃어버린 10년'으로 불리는 일본의 경기 침체, 한국의 금융 위기 등에서 그 원인을 찾을 수 있을 것이다. 호주 및 아시아 지역의 전체 금융자산 금액 추이뿐만 아니라 종목별 금융자산 보유 추이도 다른 지역과 다른 양상을 보이고 있다. 1989년 \$1.0조로 전체 금융자산 중 37.0%의 비중을 차지했던 주식이 2001년에는 \$8,420억으로 오히려 감소하여 비중이 19.0%로 축소되었다. 반면 채권은 1989년 \$8,470억에서 2001년 \$2.3조로 52.1%의 비중을 차지하게 되어 주식 비중의 감소와 대비되고 있다. 이는 한국과 일본의 주식시장에서 기관투자자의 역할이 매우 미흡했음을 단적으로 보여주는 것이라고 하겠다.

#### 다. 기관투자자 유형별 금융자산 보유 추이

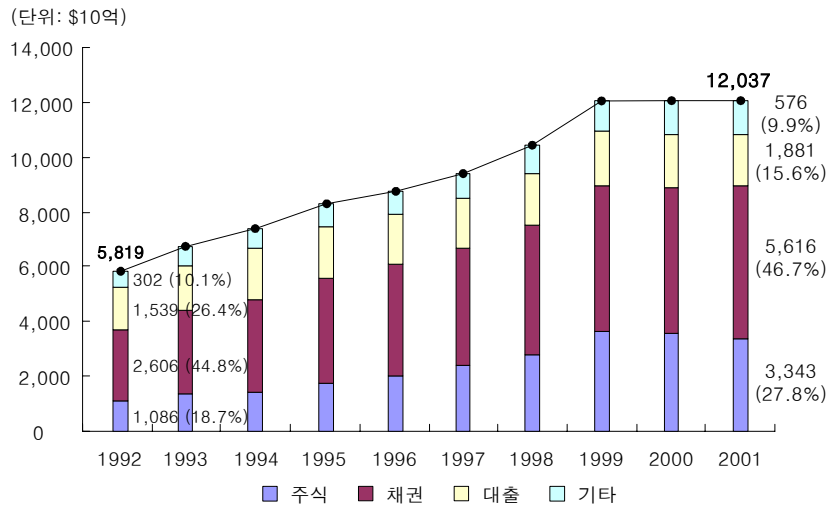
<그림 III-1>을 통해 기관투자자 금융자산 규모의 성장에는 주식의 영향이 컸으며, <그림 III-2>를 통해 북미 지역, 특히 미국 기관투자자 금융자산의 급성장을 살펴볼 수 있었다. 유형별 기관투자자 금융자산 보유 추이를 살펴보면, 기관투자자의 성장에 대해 좀 더 자세히 알아볼 수 있다. 제II장에서 살펴본 것처럼 OECD 기관투자자는 보험회사, 투자회사, 연금 펀드, 기타 기관투자자로 나눌 수 있다. <그림 III-3>은 1992년부터 2001년까지의 기관투자자 유형별 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다.<sup>19)</sup>

않는 뉴질랜드를 제외하였으므로, 이후에는 호주 및 아시아로 명명하였다.

19) <그림 III-2>는 기관투자자 유형을 나누지 않았으므로 분석 기간을 1989년부터 시작하였지만, <그림 III-3>은 자료 입수의 한계로 분석 기간을 1992년부터 시작하였다.

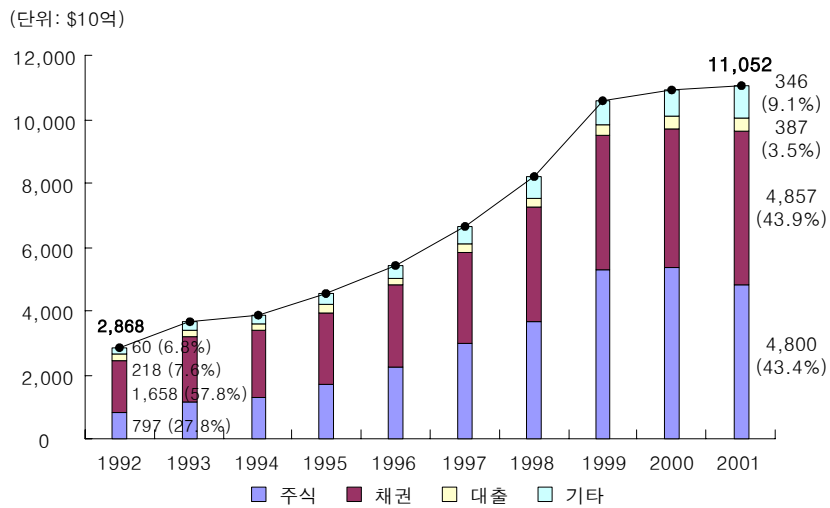
<그림 III-3> 유형별 기관투자자의 금융자산 보유 추이  
(1992~2001년)

Panel A: 보험회사



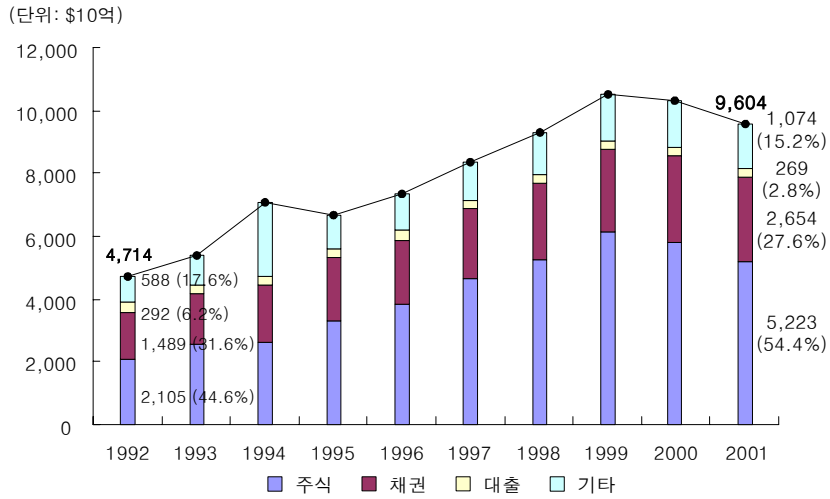
자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel B: 투자회사



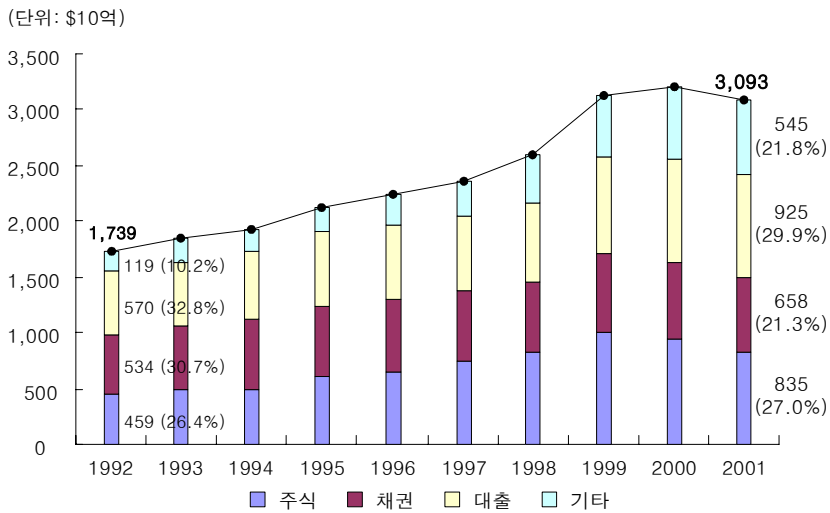
자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel C: 연금 펀드



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel D: 기타 기관투자자



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel A는 보험회사의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다. 기관투자자 유형 중에서는 보험회사의 금융자산 보유 금액이 가장 크다. 이는 보험회사의 역사가 투자회사나 연금 펀드에 비해 길기 때문으로 보인다. 1992년 \$5.8조이던 보험회사 금융자산 보유액은 2001년 \$12.0조로 연평균 8.4%씩 성장하였다. 보험회사의 채권 보유액은 연평균 8.9%씩 성장하였으며, 채권 보유 비중은 1992년 44.8%, 2001년 46.7%로 금융 자산 항목 중 가장 큰 데, 이는 보험회사의 특성상 자금을 장기 안정적으로 운용하기 때문으로 보인다. 이에 비해 주식 운용 비중은 2001년 27.8%로 채권보다는 작지만 성장률 측면에서는 연평균 13.3%로 채권을 추월하고 있다. 이는 계속되는 저금리 추세로 인한 채권 운용의 한계와 보험사간 경쟁이 치열해짐에 따라 보험회사가 실적배당상품의 확대를 위해 보다 높은 수익률을 필요로 하였기 때문으로 해석된다.<sup>20)</sup>

Panel B는 투자회사의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다. 투자회사는 보험회사보다는 기관투자자로서의 역사가 짧은 편이지만, 그 성장세는 다른 기관투자자들을 추월하고 있다. 1992년 \$2.9조에 불과하던 투자회사의 금융자산 총액은 2001년 \$11.1조로 연평균 16.2%씩 급증했다. 이러한 성장은 전체 기관투자자 성장률의 2배 이상에 해당하는데, 1990년대 미국 뮤추얼 펀드의 급성장에서 그 원인을 찾을 수 있다. 그 결과로 1992년 \$7,970억이던 주식 보유액이 2001년 \$4.8조로 연평균 22.1%씩 급성장하여 \$4.9조의 채권 보유액과 대등한 규모로 성장하였다.

Panel C는 연금 펀드의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다. 연금 펀드는 투자회사에 비해서 성장세가 작아서, 1992년 \$4.7조이던 금융자산 총액은 2001년 \$9.6조가 되어 연평균 8.2%의 성장률을 기록하였다. 금융자산 총액 기준으로는 성장률이 보험회사와 유사하지만, 운용 자산

20) 이러한 보험회사의 상황을 보여주는 사례로 변액 보험을 들 수 있는데, 전체 보험시장에서 변액 보험의 비중이 점차 확대되고 있다.

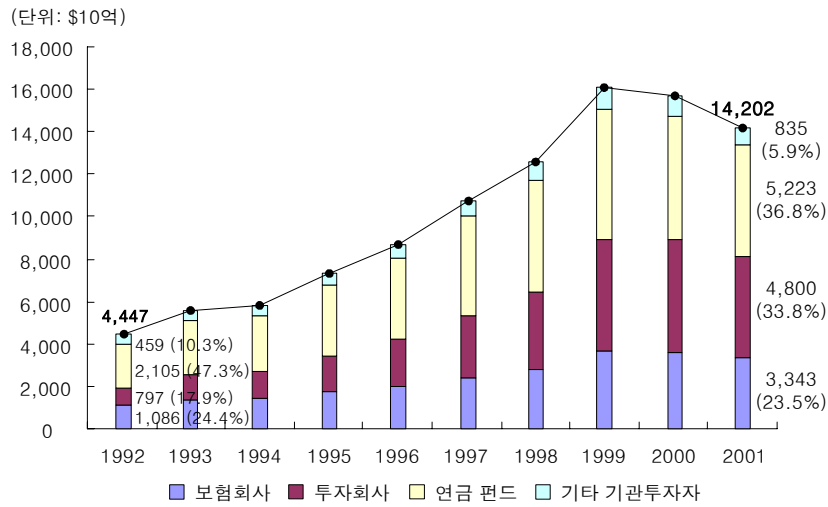
을 살펴보면 보험회사와는 다른 특성을 보였다. 연금 펀드의 경우 대상 기간인 1992년부터 채권보다 주식 보유 금액이 더 컸으며, 연평균 성장률도 채권 6.6%, 주식 10.6%로 주식 운용에 비중을 두고 있다. 자금의 장기 안정적 운용이라는 측면에서는 보험회사와 연금 펀드의 운용 성향이 비슷하다고 볼 수 있지만, 연금 펀드의 경우 급속한 노령화와 확정기여형(defined contribution) 연금 제도의 확장으로 주식 투자 비중이 크게 증가한 것으로 분석된다.

Panel D는 기타 기관투자자의 금융자산 보유 추이를 보여주고 있다. 1992년 \$1.7조에서 2001년 \$3.1조로 다른 기관투자자에 비해 금융자산의 크기가 작으며, 연평균 성장률도 6.6%로 작은 편이다. 기타 기관투자자의 경우 위의 3가지 기관투자자와는 매우 다른 성장률을 보여주고 있다. 기타 자산 운용액의 연평균 성장률은 18.4%로 채권 2.3%, 주식 6.9%보다 월등히 높았다. 기타 기관투자자에는 다양한 성향의 투자자가 혼합되어 있고, 다른 주체에 비해 절대 규모가 작다는 점을 감안할 때 기타 기관투자자의 운용 특징을 전체 기관투자자의 보유 특성과 비교하기에는 다소 무리가 있다고 하겠다.

#### 라. 금융자산별 기관투자자 보유 추이

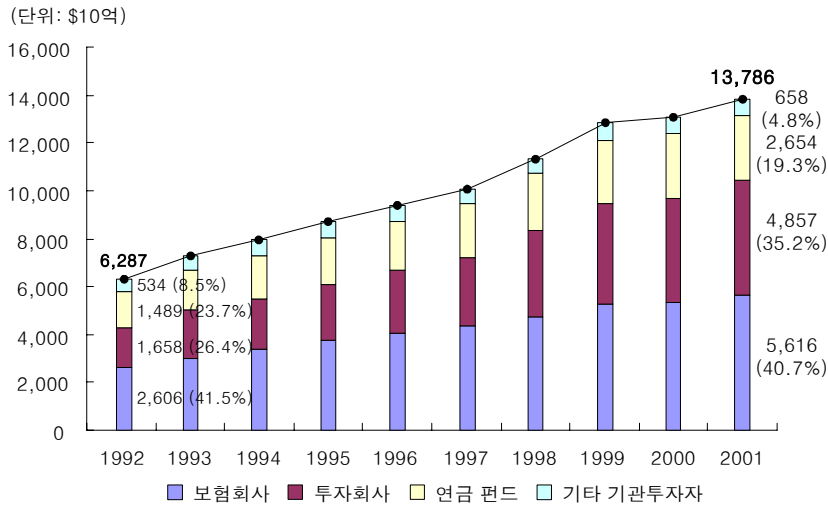
<그림 III-4>는 전체 금융자산을 주식, 채권, 대출, 기타의 4가지 항목으로 나누어 금융자산별 기관투자자 보유 추이와 주체별 보유 비중 추이를 보여주고 있다.

**<그림 III-4> 금융자산별 기관투자자 보유 추이  
(1992~2001년)  
Panel A: 주식**



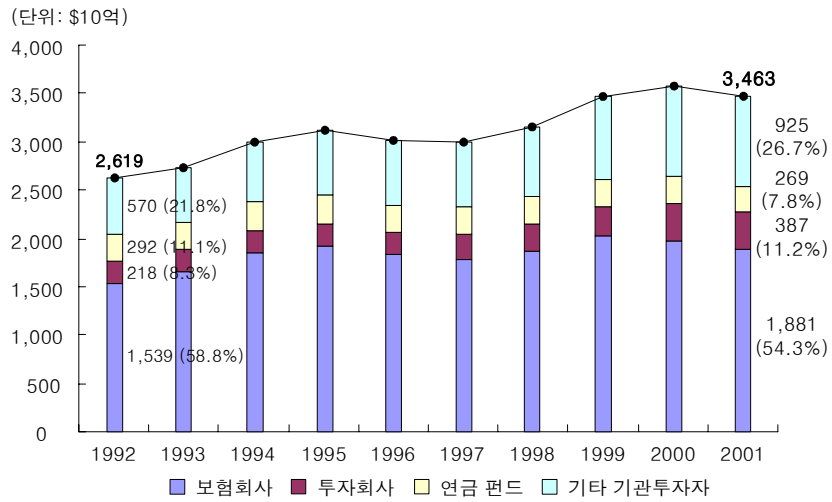
자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

**Panel B: 채권**



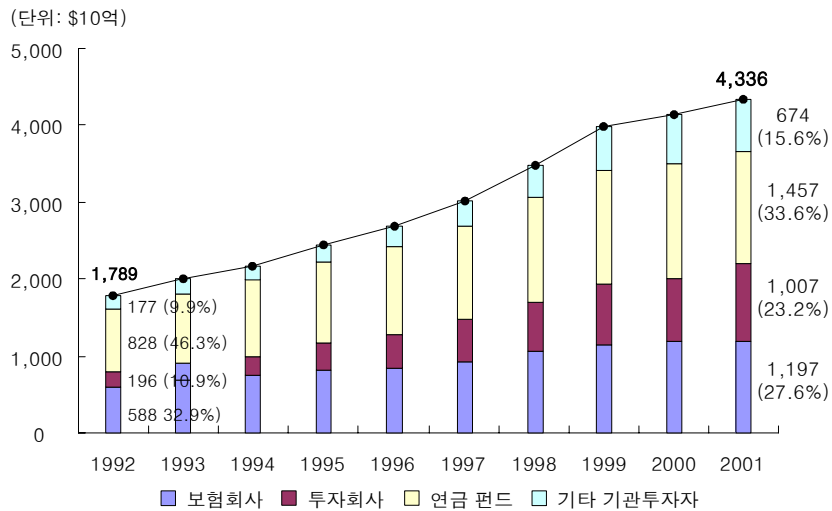
자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel C: 대출



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel D: 기타



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003

Panel A는 주식 보유 금액으로서 1992년 \$4.4조에서 2001년 \$14.2조로 연평균 13.8%씩 급증하였다. 비록 1999년을 기점으로 다소 감소 추세로 돌아서기는 했지만, 9년간의 전체적인 성장 추세는 다른 항목에 비해 두드러진다. 각 주체가 주식 보유 금액 전체에서 차지하는 비중을 살펴보면, 보험회사가 1992년 24.4%에서 2001년 23.5%로, 연금 펀드는 47.3%에서 36.8%로, 기타 기관투자자는 10.3%에서 5.9%로 다소 감소하였다. 반면 투자회사는 1992년 17.9%에서 2001년 33.8%로 성장세가 두드러지고 있다. 이는 앞에서 언급한 미국 뮤추얼 펀드를 통한 투자회사의 주식 보유 급증을 뒷받침해주고 있다.

Panel B는 채권 운용액의 추이를 보여주고 있다. 1992년 \$6.3조였던 채권 운용액은 2001년 \$13.8조로 연평균 9.1%의 성장률을 보였다. 주식의 경우 1999년 말을 기점으로 하여 급속한 성장세가 감소 추세로 전환되었지만, 채권의 경우 성장 추세는 주식보다 작지만 꾸준한 증가를 보여주었다.<sup>21)</sup> 각 주체가 채권 보유 금액 전체에서 차지하는 비중을 살펴보면, 보험회사가 1992년 41.5%에서 2001년 40.7%로, 연금 펀드는 23.7%에서 19.3%로, 기타 기관투자자는 8.5%에서 4.8%로 다소 감소하였다. 반면 투자회사는 1992년 26.4%에서 2001년 35.2%로 성장하여 채권 부문에서도 가장 높은 성장세를 보였다.

Panel C는 대출 운용액의 추이를 보여주고 있다. 1992년 \$2.6조였던 대출 운용액은 2001년 \$3.5조로 연평균 3.2%씩 성장하였으나, 그 성장세는 다른 자산에 비해 매우 떨어진다. 각 주체가 대출 보유 금액 전체에서 차지하는 비중을 살펴보면, 보험회사가 1992년 58.8%에서 2001년 54.3%로, 연금 펀드는 11.1%에서 7.8%로 다소 감소하였다. 반면 투자회사는 1992년 8.3%에서 2001년 11.2%로, 기타 기관투자자는 21.8%에서

21) 1999년 말을 기점으로 미국 Nasdaq을 비롯한 주식시장의 조정이 급속한 성장세를 완화시킨 것으로 보인다.

26.7%로 다소 증가하고 있다.

Panel D는 기타 금융자산 운용액의 추이를 보여주고 있다. 주식이나 채권에 비해 그 규모는 작지만 1992년 \$1.8조에서 2001년 \$4.3조로 연평균 10.3%의 꾸준한 성장세를 보여주고 있다. 각 주체가 기타 금융자산 보유 금액 전체에서 차지하는 비중을 살펴보면, 보험회사가 1992년 32.9%에서 2001년 27.6%로, 연금 펀드는 46.3%에서 33.6%로 다소 감소하였다. 반면 투자회사는 1992년 10.9%에서 2001년 23.2%로, 기타 기관투자자는 9.9%에서 15.6%로 다소 증가하였는데, 이는 대출과 유사하다고 할 수 있다.

### 3. 금융자산 보유의 상대적 비교

지금까지 살펴본 기관투자자의 금융자산 보유 금액 추이는 그동안 기관투자자의 성향을 일목요연하게 보여주었다는 점에서 의의를 찾을 수 있다. 그러나 각 국가의 경제 규모와 상황이 각기 다르기 때문에 절대 금액 추이만으로 기관투자자를 평가한다는 것은 다소 무리가 있다. 따라서 각국의 경제 규모를 반영한 금융자산 보유의 상대적 비교가 필요하다 하겠다. 이러한 관점에서 기관투자자 금융자산 보유를 평가하기 위해 이제부터는 기관투자자의 금융자산 보유를 상대적으로 비교하고자 한다. 먼저, 국가 거시 경제 지표를 대변할 수 있는 GDP 대비 금융자산 보유 비중을 살펴보면 경제 규모를 고려한 기관투자자 금융자산의 상대적 규모를 평가할 수 있다.<sup>22)</sup> GDP의 경우 국가 경제 전체를 대표하는 수치이므로, 주식뿐 아니라 채권, 대출, 기타 항목을 포괄한 금융자산 전체 금액에 적용하여 사용할 수 있다.

22) GDP는 명목 수치와 실질 수치가 있지만, 본 연구의 다른 자료들도 명목 수치를 사용하였기 때문에 명목 GDP를 사용하기로 한다.

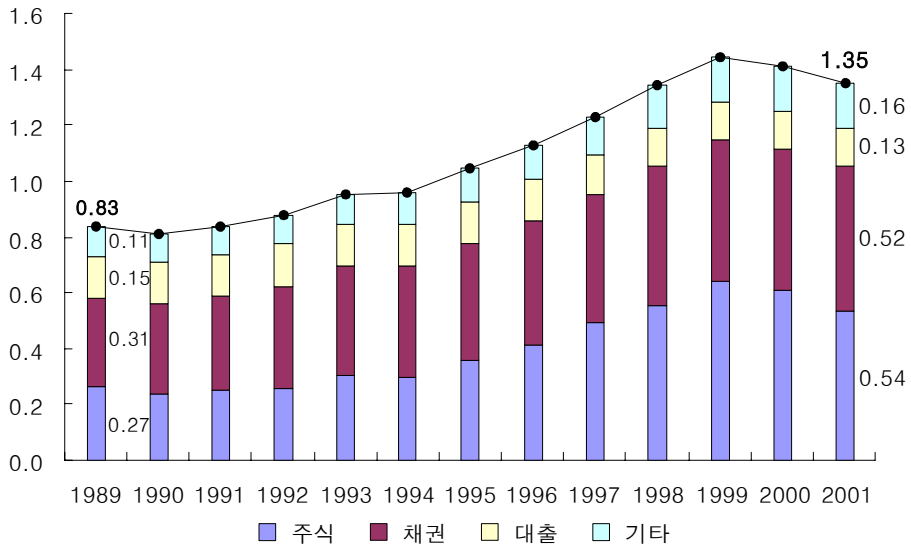
다음으로는 주식시장을 대변할 수 있는 시가총액 대비 주식 보유 비중을 살펴보고자 한다. 채권, 대출, 기타 항목의 경우에는 시가총액과 비교하는 것이 무의미하기 때문에, 주식 보유액만을 대상으로 분석하는 것이 보다 타당하다고 하겠다. GDP 대비 금융자산 비중은 기관투자자 금융자산 총액을 해당 연도 전체 명목 GDP로 나누어 계산하였다. 지역별 비중의 경우 해당 지역 기관투자자 전체 금융자산 총액을 지역 전체 명목 GDP로 나누어 계산하여 자료의 일관성을 유지하였다.

### 가. 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 추이

<그림 III-5>는 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이를 보여주고 있다. 1989년 GDP 대비 0.83배였던 금융자산 보유 비중은 2001년 1.35배까지 성장하였다. 이는 연평균 4.1%씩 성장한 것으로 같은 기간 동안 GDP 규모의 성장을 초과하는 기관투자자 금융자산의 성장이 있었음을 의미한다.<sup>23)</sup> 자산별 비중을 살펴보면 주식이 0.27배에서 0.54배로 연평균 5.9%씩 증가하여 가장 큰 성장을 보였고, 채권이 연평균 4.4%, 기타가 연평균 3.2%씩 증가했으나, 대출의 경우 연평균 1.2%씩 감소했다. 전체 금융자산 중 주식 비중의 성장은 절대적 비교에서 살펴본 것처럼 미국을 포함한 북미와 유럽 투자회사의 주식 운용액의 급성장에서 그 원인을 찾을 수 있다. 채권의 경우 안정적 수익을 필수 조건으로 여기는 기관투자자의 속성상 꾸준한 증가가 필연적이었다고 하겠다.

23) 같은 기간동안 GDP 성장률은 연평균 2.5%를 기록하였다.

<그림 III-5> 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이 (1989~2001년)

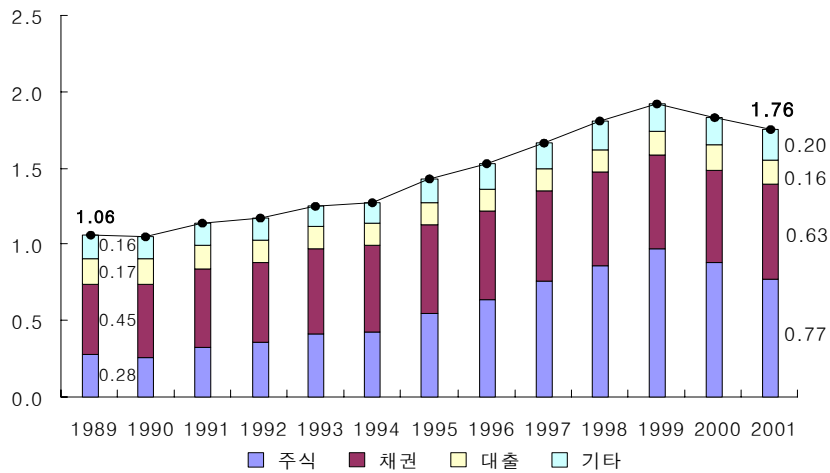


자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

#### 나. 지역별 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 추이

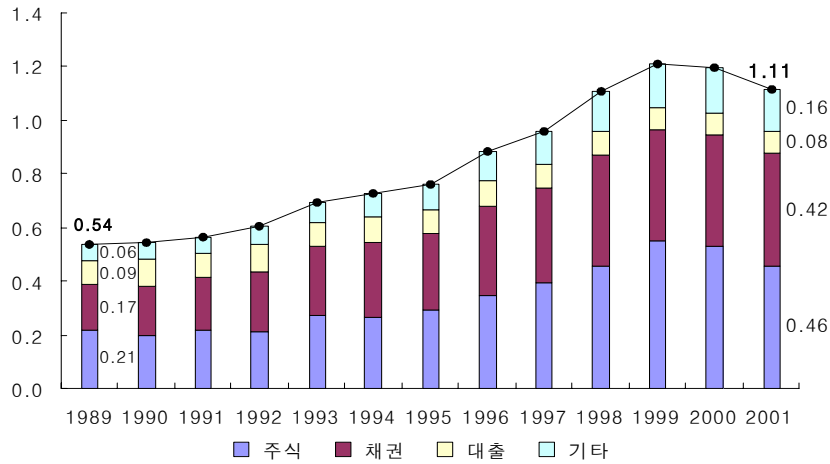
<그림 III-6>은 <그림 III-5>를 지역별로 세분하여 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이를 더욱 자세하게 보여주고 있다. Panel A는 북미 3개국의 추이를 보여주고 있다. 1989년 GDP 대비 1.06배였던 금융자산 보유 비중은 2001년 1.76배로 연평균 4.3%씩 증가하였다. 이는 금융자산 절대액의 연평균 성장률 9.7%에는 크게 미치지 못하는 값인데, 미국 등 북미 지역의 GDP 규모가 꾸준히 성장하였기 때문으로 보인다. 종목별 상대적 비중을 살펴볼 때도 절대적 보유액의 성장률에는 미치지 못하지만 주식 성장률이 연평균 8.8%로 채권의 2.8%, 기타의 1.9%, 대출의 -0.9%보다 크게 나타나고 있다.

<그림 III-6> 지역별 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이 (1989~2001년)  
 Panel A: 북미 (미국, 캐나다, 멕시코)



자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

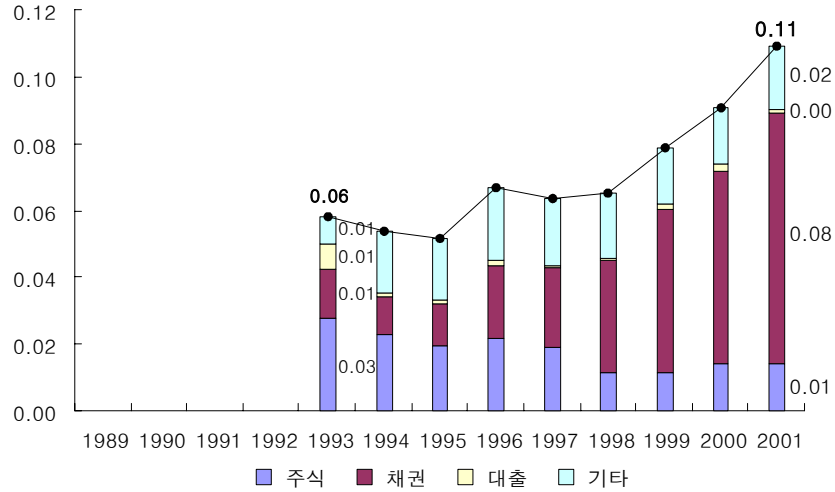
Panel B: 유럽 (영국 등 17개국)<sup>a</sup>



a. 국가: 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 이탈리아, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 터키, 영국 (17개국)

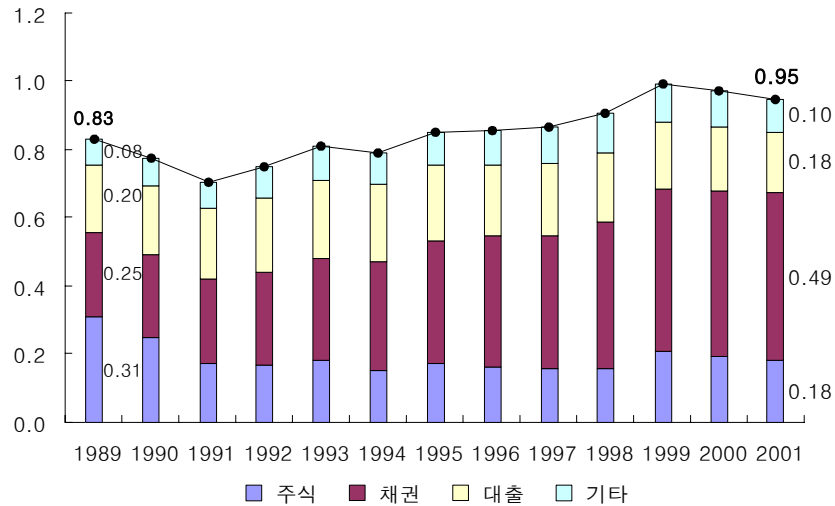
자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel C: 동유럽 (체코, 헝가리, 폴란드, 슬로바키아)<sup>a</sup>



a. 1989~1992년의 자료는 국가 수가 부족하여 제외하였음  
 자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel D: 호주 및 아시아 (호주, 일본, 한국)



자료: OECD 웹사이트(www.oecd.org)

Panel B는 유럽 17개국 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이를 보여주고 있다. 1989년 0.54배였던 금융자산 보유 비중은 2001년 1.11배까지 성장하여 연평균 6.2%의 성장률을 보여주고 있다. 이는 북미 대륙의 성장률 4.3%를 초과하는 수치지만, 두 가지 이유에서 그 의미는 반감될 수 있다. 첫째는 GDP 성장 추세의 차이에 있다. 유럽은 같은 기간 동안 북미보다 GDP 성장이 더뎠기 때문에 기관투자자의 GDP 대비 금융자산의 상대적 비중이 북미에 비해 커질 수 있었다.<sup>24)</sup>

둘째는 운용 자산 항목의 차이에 있다. 북미의 경우 대상 기간 12년 동안 연평균 성장률이 채권 2.8%, 주식 8.8%인데 비해, 유럽의 경우 채권 7.8%, 주식 6.8%로 주식 보유 비중의 성장률이 상대적으로 작았다. 따라서 주식시장에서 기관투자자가 미치는 영향은 북미에 비해 오히려 줄어들었다고 평가된다.

Panel C는 동유럽 4개국 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중 추이를 보여주고 있다.<sup>25)</sup> 1993년 0.06배였던 GDP 대비 금융자산 보유 비중은 2001년 0.11배까지 성장하여 연평균 7.9%의 성장률을 보여주었다. 동유럽 역시 유럽과 마찬가지로 북미 대륙의 성장률 4.3%를 초과하고 있지만, 두 가지 이유에서 그 의미는 반감될 수 있다. 첫째는 기관투자자 금융자산 절대 규모의 차이이다. 2001년 기준으로 북미 기관투자자 금융자산 보유 비중은 GDP 대비 1.76배에 달하지만, 동유럽의 경우 0.11배에 불과한 실정이다. 둘째는 운용 자산 항목의 차이에 있다. 북미의 경우 1989년부터 2001년 동안의 연평균 성장률이 채권 2.8%, 주식 8.8%인데 비해, 동유럽은 1993년부터 2001년 동안 채권이 29.7%의 연평균 성장률을 보인 반면, 주식은 -12.8%로 오히려 그 규모가 감소하고 있다. 따라서 동유럽의 자본시장, 특히 주식시장에서 기관투자자가 미치는 영

24) 1989년부터 2001년까지 연평균 GDP 성장률은 유럽 지역 4.5%, 북미 지역 5.2%를 기록하였다.

25) 동유럽은 자료 입수의 한계로 분석 기간을 1993년부터 시작하였다.

향은 아직까지는 미미하다고 판단된다.

Panel D의 호주 및 아시아의 경우는 유럽이나 동유럽보다 그 추세가 북미와 대비된다. 기관투자자의 GDP 대비 금융자산 보유 비중은 1989년 0.83배였다가 2001년 0.95배로 성장하였지만 연평균 1.1%의 성장률에 그치고 있다. 채권만 1989년 GDP 대비 0.25배에서 2001년 0.49배로 연평균 5.8%씩 성장하였으며, 같은 기간 동안 주식은 0.31배에서 0.18배로 오히려 연평균 4.4%씩 감소하였다.<sup>26)</sup> 이는 경제 규모가 증가하는 한국과 일본에서 기관투자자의 주식시장에 대한 영향력이 GDP 규모 증가에 비해 매우 작았음을 의미한다.

#### 다. 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 추이

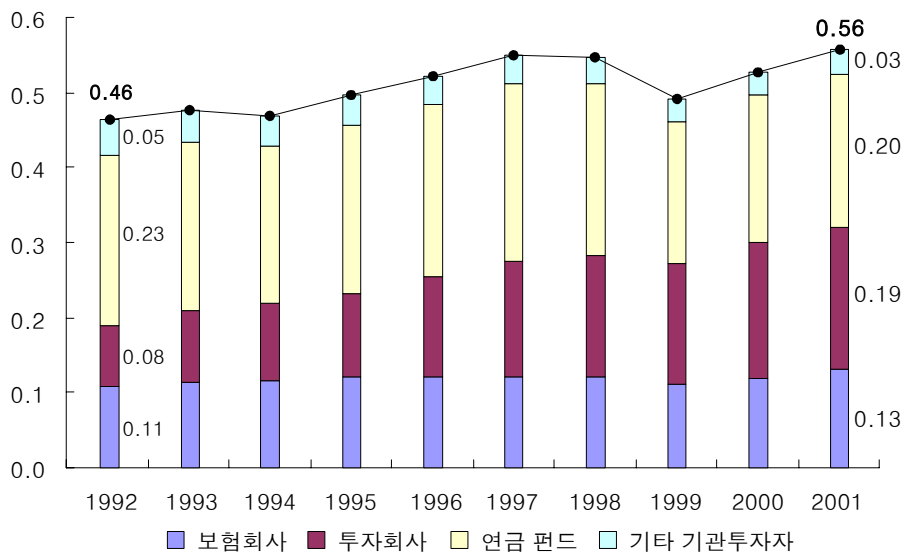
<그림 III-7>은 본 연구의 관심사가 되는 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 비중 추이를 나타내고 있다. 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중이 커진다는 것은 주식시장에서 기관투자자의 영향이 커지는 것을 의미한다.<sup>27)</sup> 시가총액은 FIBV가 제공하는 각 국가의 대표적인 증권거래소의 연말 자료를 사용하였으며, 자료가 없는 경우에는 해당 국가 증권거래소 웹사이트에서 자료를 수집하였다. 1992년 시가총액의 0.46배에 달하던 기관투자자 주식 보유 비중은 2001년 현재 0.56배로 연평균 1.5%씩 성장하였다. 이러한 성장의 배경에는 투자회사가 있다. 연금 펀드가 1992년 시가총액 대비 0.23배에서 2001년 0.20배로, 기타 기관투자자가 0.05배에서 0.03배로 감소한 반면, 투자회사는 0.08배에서 0.19배로 연평균 7.3%씩 성장하였다. 보험회사는 0.11배에서 0.13배로

26) 같은 기간 동안 대출은 -0.9%, 기타는 1.9%의 연평균 성장률을 기록하였다.

27) 한국의 경우 기관투자자의 비중이 2004년 말 현재 거래소 시장을 기준으로 시가총액 대비 18%에 불과하여 42%의 비중을 차지하고 있는 외국인투자자에게 지나치게 영향을 받는다는 문제점이 계속 제기되고 있다.

연평균 1.5%씩 성장하여 전체 성장률과 비슷한 값을 보여주고 있다.

<그림 III-7> 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 추이 (1992~2001년)<sup>a</sup>



a. 시가총액 대비 가중평균 한 값임

자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,

FIBV 웹사이트([www.fibv.com](http://www.fibv.com)), 체코증권거래소 웹사이트([www.pse.cz](http://www.pse.cz)),

헝가리증권거래소 웹사이트([www.bse.hu](http://www.bse.hu)),

아이슬란드증권거래소 웹사이트([www.icex.is](http://www.icex.is)),

슬로바키아증권거래소 웹사이트([www.bsse.se](http://www.bsse.se)),

동경증권거래소, 『동중통계월보』

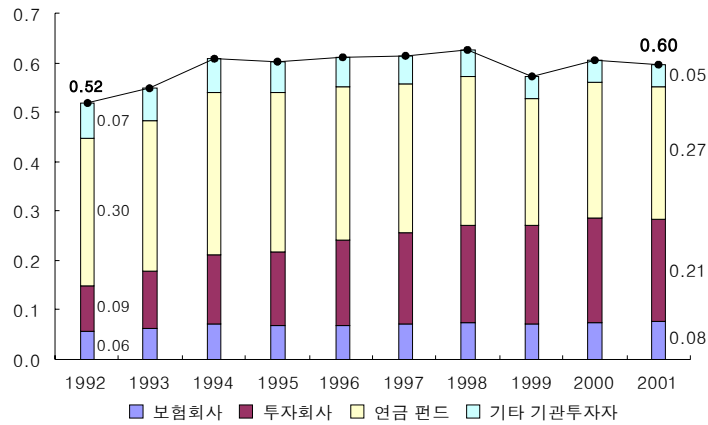
<그림 III-8>은 <그림 III-7>을 지역별로 세분하여 시가총액 대비 주식 보유 비중의 상대적 규모를 보여주고 있다. Panel A의 북미 기관투자자의 주식 보유 비중은 1992년 시가총액 대비 0.52배에서 2001년 0.60배로 연평균 1.6%씩 성장하였다. 전체 규모로는 연금 펀드가 가장 큰 비

중을 차지하지만 성장률 측면에서는 투자회사가 가장 두드러진다. 투자회사의 비중은 1992년 시가총액 대비 0.09배에서 2001년 0.21배로 연평균 9.6%의 성장률을 보여주고 있다. 반면 보험회사는 연평균 3.2%로 증가하며, 연금 펀드와 기타 기관투자자는 약간 감소하고 있다.

Panel B는 유럽 기관투자자의 시가총액 대비 주식 보유 비중의 상대적 규모를 나타낸 것이다. 유럽 기관투자자의 주식 보유 비중은 1992년 시가총액 대비 0.59배에서 2001년 0.58배로 연평균 0.3%씩 감소하고 있다. 유럽의 특징은 규모가 큰 연금 펀드의 주식 보유 비중이 크게 감소하고 있다는 것이다. 1992년 0.26배에 달하던 시가총액 대비 주식 보유 비중이 2001년에는 0.13배에 불과하여 연평균 7.7%씩 감소하였다. 이러한 추세는 유럽의 노령화가 상당 부분 진전되어 주식 투자에 대한 여유가 점차 감소하였기 때문으로 보인다. 투자회사는 6.9%, 보험회사는 0.9%의 연평균 성장률을 보여주었는데, 투자회사의 성장은 매우 큰 의미를 가진다. 이는 1990년대에 북미에서 진행된 뮤추얼 펀드의 확대가 유럽에서도 함께 하였음을 의미하기 때문이다. 이러한 성장세로 볼 때, 유럽의 뮤추얼 펀드 산업은 기관투자자로서 향후에도 성장 가능성이 매우 높다고 평가된다. 기타 기관투자자의 경우 연평균 성장률이 11.2%로 상당하나 절대 규모가 작기 때문에 의미를 부여하기는 어렵다.

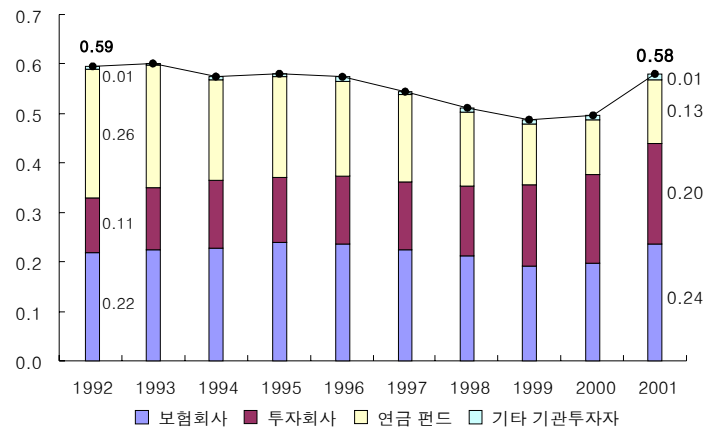
Panel C는 동유럽 기관투자자의 시가총액 대비 주식 보유 비중을 보여주고 있다. 1994년 0.40배에 달하던 시가총액 대비 주식 보유 비중은 2001년 0.11배에 그치고 있어 연평균 17.2%씩 급감하고 있다. 동유럽 국가의 경우 자본시장 개방의 역사가 매우 짧아 주식시장이 충분히 자리를 잡지 못해 기관투자자의 역할이 매우 미흡하며, 기관투자자의 주식 보유 금액이 시가총액 성장률을 따라잡기에 역부족인 것으로 보인다. 따라서 주식시장에 있어서 이 지역 기관투자자의 역할은 이제 초기단계에 있다고 하겠다.

<그림 III-8> 지역별 기관투자자 유형별 시가총액 대비 주식 보유 추이 (1992~2001년)  
 Panel A: 북미 (미국, 캐나다, 멕시코)



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,  
 FIBV 웹사이트(www.fibv.com)

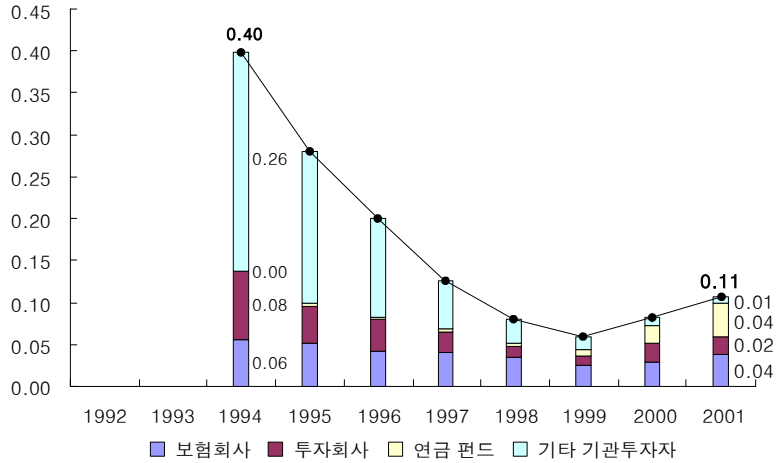
Panel B: 유럽 (영국 등 17개국)<sup>a</sup>



a. 국가: 오스트리아, 벨기에, 덴마크, 핀란드, 프랑스, 독일, 그리스, 아이슬란드, 이태리, 네덜란드, 노르웨이, 포르투갈, 스페인, 스웨덴, 스위스, 터키, 영국 (17개국)

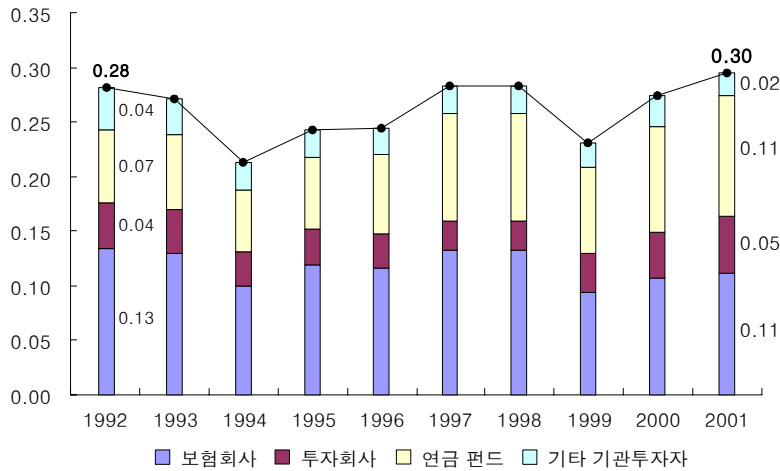
자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,  
 FIBV 웹사이트(www.fibv.com),  
 아이슬란드증권거래소 웹사이트(www.icex.is)

Panel C: 동유럽 (체코, 헝가리, 폴란드, 슬로바키아)<sup>a</sup>



a. 1992년과 1993년의 자료는 국가 수가 부족하여 제외시켰음  
 자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,  
 FIBV 웹사이트([www.fibv.com](http://www.fibv.com)), 체코증권거래소 웹사이트([www.pse.cz](http://www.pse.cz)),  
 헝가리증권거래소 웹사이트([www.bse.hu](http://www.bse.hu)),  
 슬로바키아증권거래소 웹사이트([www.bsse.se](http://www.bsse.se))

Panel D: 호주 및 아시아 (호주, 일본, 한국)



자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,  
 FIBV 웹사이트([www.fibv.com](http://www.fibv.com)), 동경증권거래소, 『동중통계월보』

Panel D는 호주 및 아시아 기관투자자의 시가총액 대비 주식 보유 비중을 보여주고 있다. 1992년 0.28배였던 시가총액 대비 주식 보유 비중은 2001년 0.30배로 다소 증가하여 연평균 0.5%의 성장률을 보여주고 있으나 증가율이 안정적이지 못하다. 해당 기간 동안 연금 펀드는 연평균 5.8%로, 투자회사는 2.6%로 성장하였지만 그 추세가 꾸준하지 못했으며, 보험회사와 기타 기관투자자의 경우에는 오히려 그 규모가 감소하였기 때문이다. 이 지역에서도 기관투자자로서 연금 펀드와 투자회사의 역할은 증대하고 있지만, 보험회사는 기관투자자로서의 역할을 재정립하여야 할 필요성이 있다고 판단된다.

#### 4. 국가별 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중

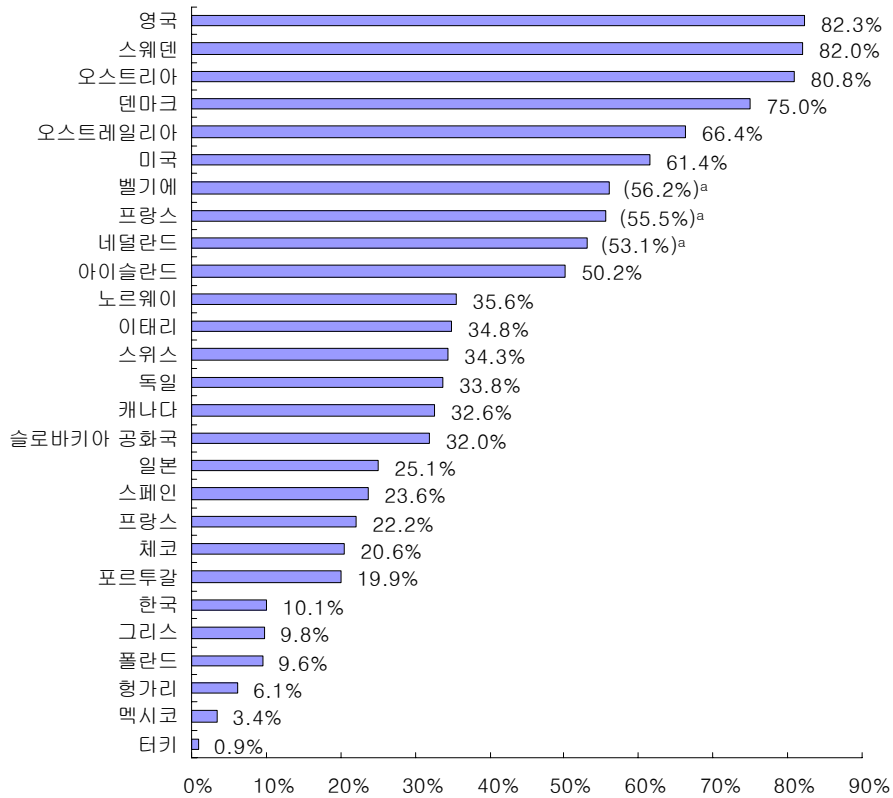
만약 주식 보유 비중이 각 나라마다 비슷한 값을 가진다면 본 연구의 의의는 반감될 수 있다. 기관투자자의 주식 보유 비중이 국가별로 다양하게 분포되어야 이후에 검증될 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성의 관계 분석이 의미가 있을 것이기 때문이다. 이를 살펴보기 위해 국가별 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중을 살펴볼 필요가 있다.

<그림 III-9>는 본 연구의 분석 대상 기간인 1992년에서 2001년 중 가장 최근 연도인 2001년 말 현재 OECD 국가의 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중을 크기순으로 나열하고 있다.<sup>28)</sup> 82.3%의 가장 높은 비중을 차지한 영국에서부터 0.9%의 가장 낮은 비중을 차지한 터키에 이르기까지 각 국가의 기관투자자들은 다양한 주식 보유 비중을 보여주고 있다. 미국의 경우 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중

28) 다른 연도의 경우에도 다양한 형태의 비중이 관찰되고 있으나 지면 관계상 2001년도의 경우만 설명하고자 한다. 벨기에, 프랑스, 네덜란드의 경우 2000년에 유로넥스트(Euronext)로 시장이 통합되었기 때문에 통합 직전인 2000년 자료를 보여주었다.

이 61.4%에 달하여 상대적으로 높게 나타났지만, 일본은 25.1%, 한국은 일본에도 못 미치는 10.1%에 불과하여 주식시장에서 기관투자자의 역할이 매우 작다는 것을 보여주고 있다.

<그림 III-9> 시가총액 대비 기관투자자 주식 보유 비중  
(2001년 말 현재)



a. 벨기에, 프랑스, 네덜란드 3개국은 2000년 말 자료를 사용함  
 자료: OECD, *Institutional Investors Statistical Yearbook*, 2003,  
 FIBV 웹사이트(www.fibv.com), 체코증권거래소 웹사이트(www.pse.cz),  
 헝가리증권거래소 웹사이트(www.bse.hu),  
 아이슬란드증권거래소 웹사이트(www.icex.is),  
 슬로바키아증권거래소 웹사이트(www.bsse.se),  
 동경증권거래소, 『동중통계월보』

미국보다 높은 비중을 차지하고 있는 국가인 영국(82.3%), 스웨덴(82.0%), 오스트리아(80.8%) 등은 다소 비정상적인 수치로 오해될 수 있으나, 이에에는 두 가지 원인이 있을 수 있다. 첫째, 미국과 일본을 제외하고는 기관투자자의 주식 보유 비중 계산 시 분모 값에 사용된 시가총액으로 해당 국가 전체 주식시장의 시가총액이 아니라 대표적인 주식시장의 시가총액만을 사용하였다.<sup>29)</sup> 따라서 미국과 일본을 제외한 국가의 경우 분모가 과소 계상될 가능성이 있다. 하지만 이러한 가능성은 매우 적다고 사료된다.<sup>30)</sup> 두 번째는 주식 운용액의 세부 분류가 미흡하다는 점이다. 전통적으로 영국 등의 유럽 기관투자자들은 적지 않은 금액을 해외 주식에 투자하지만 OECD 자료에는 주식 투자가 국내 투자와 해외 투자로 구분되어 있지 않으므로, 해외 주식 투자도 국내 주식 투자에 포함되어 주식 보유 비중이 과대 계상되었을 수 있다.<sup>31)</sup> 기관투자자의 주식 투자 비중이 높은 유럽 국가의 경우에는 이러한 가능성이 높지만, 이것이 전체적인 연구의 흐름을 바꿀 정도로 크지는 못하다고 판단된다.

29) 다만 미국과 일본의 경우는 규모가 큰 여러 거래소가 있기 때문에 전체적인 분석에 영향을 미칠 우려가 있으므로, 주요 거래소 시가총액을 합산하였다. 미국의 경우 FIBV 자료를 사용하여 NYSE, Nasdaq, Amex의 3개 거래소를, 일본의 경우 『동증통계월보』 자료를 근거로 동경과 오사카증권거래소를 포함한 모든 거래소의 시가총액을 합산한 값을 시가총액으로 사용하였다.

30) 미국과 일본을 제외한 국가는 주요 거래소가 주식시장의 대부분을 차지하고 있기 때문이다.

31) 본 연구의 목적은 기관투자자의 자국내 주식 보유 금액의 변동이 자국 주식시장의 안정성에 미치는 영향을 살펴보는 것이므로, 정확한 계산을 위해서는 기관투자자의 해외 주식 투자분은 제외해야 하지만 자료 수집의 한계상 주식 투자를 세분할 수 없었다.

## IV. 주가변동성 결정 요인의 분석

---

1. 주가변동성과 경제 변수의 정의
2. 주가변동성 기준에 따른 주요 경제 변수의 형태
3. 주요 경제 변수 순위별 주가변동성 형태
4. 상관관계 분석



## IV. 주가변동성 결정 요인의 분석

### 1. 주가변동성과 경제 변수의 정의

#### 가. 변수의 선정과 계산

본 연구에서 사용한 변수는 정량적 변수(quantitative variable)와 정성적 변수(qualitative variable)로 나눌 수 있다. 정량적 변수에는 기관투자자의 주식 보유 비중, 주가변동성, 시가총액, GDP, 연간 수익률, 단기 이자율 및 이자율의 기간 프리미엄, 인플레이션율 등이 있다. 정성적 변수로는 투자 유인, 투자자 보호, 내부자 거래, 주주의 권리 및 책임, 금융기관의 투명성 등을 선정하였다.<sup>32)</sup>

해당 국가 주식시장의 안정성을 살펴볼 수 있는 대표적인 척도로는 주가변동성을 들 수 있다. 기존의 연구에서도 주가변동성은 다양한 방법으로 측정되었는데, Reilly and Wachowicz(1979)는 일별 수익률의 표준편차와 평균 절대 편차(mean absolute deviation) 등을 사용하였고, Sias(1996)는 주별 수익률의 표준편차를 이용하였다. 본 연구에서는 주가지수를 사용하여 3가지 방법으로 주가변동성을 계산하였다: ① 월별(monthly) 주가변동성, ② 일별(daily) 주가변동성, ③ 극단치 지표(high-low measure). 월별(또는 일별) 주가변동성은 월별(또는 일별) 주가지수 수익률을 이용한 표준편차(standard deviation)의 연 환산치로 계산되었다. 월별(또는 일별) 표준편차를 연율화시킨 이유는 연간 데이터로 구성된 다른 변수와의 기간 일치를 위해서다. 극단치 지표는 일별 주

---

32) 본 연구의 정성적 변수는 기존의 연구에서 사용된 예가 거의 없으며, 정량적 변수는 기존 재무 이론 등을 통하여 선정하였다. 개별 주가의 주가변동성 요인에 대해서는 Schwert(1989), Sadosky(2003), Binder and Merges(2001)가 있었지만 국가간 비교를 위한 주가변동성 요인에 대해서는 연구가 거의 없었다.

가지수 증가의 연중 최고치와 최저치를 비교하여 계산되었다.<sup>33)</sup> 추가변동성 변수는 다음과 같이 계산되었다.

$$\text{월별 추가변동성} = \sqrt{12} \times \text{월별 표준편차} \quad (\text{IV-1})$$

$$\text{일별 추가변동성} = \sqrt{n} \times \text{일별 표준편차} \quad (\text{단, } n: \text{1년 중 거래일 수}) \quad (\text{IV-2})$$

$$\text{극단치 지표} = \frac{\text{연중 최고 주가지수} - \text{연중 최저 주가지수}}{\text{연중 최저 주가지수}} \quad (\text{IV-3})$$

기관투자자 주식 보유 비중은 매년도 말 기관투자자의 주식 보유 금액을 시가총액으로 나누어 계산하였다. 시가총액과 GDP는 해당 국가 주식시장과 경제 전체의 규모가 추가변동성에 영향을 주는가를 살펴보기 위해, 연간 수익률은 Markowitz(1952)의 수익과 위험 사이의 관계를 고려하기 위해 선정하였다. 단기 이자율은 금융시장의 단기 안정성을 보여주는 척도며, 이자율의 기간 프리미엄은 장단기 금융시장 안정성의 차이를 나타내는 변수라고 할 수 있다. 인플레이션율은 실물자산의 경제적 안정성이 주식시장에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 선정되었다. 시가총액과 GDP의 경우 로그값을 사용하였는데, Sias(1996)는 두 변수의 규모가 큰 국가의 주식시장이 그렇지 못한 국가의 주식시장에 비해 더 안정적이라고 주장하고 있다. 연간 수익률의 경우 종속변수에서 사용한 주가지수를 이용하여 당해 연도 말과 전년도 말 주가지수의 등락률로 계산하였다. 이자율의 기간 프리미엄은 장·단기 이자율을 각각 대표하는 10년 만기 이자율에서 3개월 만기 이자율을 차감하여 계산하였다.<sup>34)</sup> 인

33) 일별 주가지수의 증가만을 사용하여 극단치 지표를 계산하는 것은 일중 변동성을 반영할 수 없기 때문에 과소평가 될 우려가 있으나, 일중 주가지수 자료 입수의 한계로 인해 본 연구에서는 일별 주가지수 증가만을 사용하여 계산하였다.

34) 한국의 경우 10년 이자율의 자료 입수가 불가능한 관계로 5년 만기 이자율을 장기 이자율로 사용하였다.

플레이션율은 연간 소비자 물가지수(Consumer Price Index, 이하 CPI) 등락률로 계산하였다. 분석의 일관성을 위해서는 변수간 시점 일치도 중요한데, 기관투자자 주식 보유 비중은 직전 연도 말 시점을 기준으로, 주가변동성을 포함한 다른 변수들은 해당 연도 기준으로 계산하였다. 여러 변수들의 계산 방식은 다음과 같다.

$$\text{기관투자자 주식 보유 비중} = \frac{\text{기관투자자 주식 보유금액}}{\text{시가총액}} \quad (\text{IV-4})$$

$$\text{연간 수익률} = \frac{\text{당해 연도 말 주가지수} - \text{전년도 말 주가지수}}{\text{전년도 말 주가지수}} \quad (\text{IV-5})$$

$$\text{이자율의 기간 프리미엄} = \text{장기(10년) 이자율} - \text{단기(3개월) 이자율} \quad (\text{IV-6})$$

$$\text{인플레이션율} = \frac{\text{당해 연도 말 CPI} - \text{전년도 말 CPI}}{\text{전년도 말 CPI}} \quad (\text{IV-7})$$

기관투자자에 관한 다른 연구와 본 연구를 차별화시키는 요인 중 한 가지는 정량적 변수 이외에 주식시장의 질적 요소인 정성적 변수를 통제 변수로 추가하였다는 점이다. 최근 들어 증시 전문가들과 규제 당국자들은 기업지배구조(corporate governance), 내부자 거래의 부존재 정도(lack of insider trading), 시장의 투명성(market transparency), 회계 투명성(accounting transparency), 주주의 권리(shareholder rights) 등 주식시장의 질적 요소에 많은 관심을 두고 있다.<sup>35)</sup> 그들은 주식시장의 질적 요소 향상이 주식시장의 발전을 가져올 수 있다고 주장한다. 이러한 주장이 옳다면, 주식시장의 우수한 질적 특성은 주식시장의 불필요한 변동성을 감소시킬 수 있을 것이다. 이러한 관점에서 주식시장의 질적 요소를 감안한 분석은 의미가 있을 것으로 본다.

35) 이러한 주식시장의 질적 요소에 관심을 둔 연구로는 Lakonishok et al.(1992), La Porta et al.(1998) 등이 있다.

본 연구에서 주식시장의 정성적 변수로는 투자 유인(incentives for investment), 투자자 보호(investment protection schemes), 내부자 거래의 부존재 정도(lack of insider trading), 주주의 권리 및 책임(rights and responsibilities of shareholders), 금융기관의 투명성(financial institutions transparency) 등을 사용하였다. 정성적 변수의 경우 계량화시키기 어렵다는 단점이 있으나, 스위스의 International Institute for Management Development(이하 IMD)가 제공하는 *World Competitiveness Yearbook* 자료를 사용하여 문제를 해결하였다.<sup>36)</sup> IMD는 전문가들을 대상으로 국가별 경쟁력을 매년 평가하여 공시하고 있다. 즉, 해당 항목에 대해 각 국가별로 다수의 전문가를 선정하여 설문조사를 통해 1~10점의 점수를 부여한다. <표 IV-1>은 정성적 변수로 선정한 IMD 변수들의 특성을 보여주고 있다. 점수가 낮은 경우 해당 항목의 경쟁력이 떨어지고, 점수가 높은 경우 해당 항목의 경쟁력이 높은 것으로 이해할 수 있다. 투자 유인과 투자자 보호 변수는 정부의 효율성을, 내부자 거래, 주주의 권리 및 책임, 금융기관의 투명성 변수는 경영 효율성을 나타내는 것으로 IMD는 진단하고 있다. 한편 투자자 보호, 내부자 거래, 주주의 권리 및 책임 변수는 기업지배구조의 지표로도 평가될 수 있다.

<표 IV-1> IMD 정성적 변수의 특성

점수	성향	정성적 변수	성향	점수
저	해외 투자 매력이 불충분	투자 유인	해외 투자 매력이 충분	고
저	보호 제도가 불충분	투자자 보호	보호 제도가 충분	고
저	주식시장에서 빈번함	내부자 거래의 부존재 정도	주식시장에서 거의 없음	고
저	불명확	주주의 권리 및 책임	잘 정의되어 있음	고
저	기관 활동 정보 공시가 불충분	금융기관의 투명성	기관 활동 정보 공시가 충분	고

36) IMD에서 제공하는 자료 중 내부자 거래의 부존재 정도, 주주의 권리 및 책임, 금융기관의 투명성 등의 변수는 김재철(2005)의 연구에서도 사용하고 있다.

## 나. 자료의 이용

여러 국가의 시계열 추이를 동시에 분석하는 본 연구의 특성상 가격적 동일 기관에서 제공하는 일관된 자료를 사용할 필요가 있으므로, 최대한 자료의 일관성을 위해 노력하였다. 기관투자자 주식 보유 금액은 OECD의 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003* 자료를 IMF 연말 환율로 환산하였다.<sup>37)</sup> 시가총액은 FIBV 자료를 기본적으로 사용하고, FIBV에 자료가 없는 경우에는 해당 국가 거래소 웹사이트를 통해 자료를 수집하였다.<sup>38)</sup> GDP는 OECD를 통하여 자료를 수집하였다. 주가변동성과 연간 수익률은 각국의 주가지수로 계산되는데, 주가지수는 Datastream의 자료를 사용하였다. 이자율의 기간 프리미엄을 위해 사용된 장·단기 이자율과 인플레이션율을 계산하기 위해 이용된 CPI는 OECD로부터 얻을 수 있었다. 정성적 변수들은 IMD 연간 자료를 이용하였다.

주가지수 자료는 시가총액으로 가중평균된 해당 국가 상장기업 전체를 포괄하는 지수를 사용하는 것이 원칙적으로 타당하다.<sup>39)</sup> 다만 1993~2002

37) OECD는 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*에서 국가별 기관투자자의 금융자산 보유 금액을 해당 국가 통화(local currency)로 제공하고 있으므로, 국가간 비교를 위해서는 환율을 이용해 미국 달러화로 환산할 필요가 있다.

38) FIBV는 세계 각국의 시가총액 자료를 해당 국가 통화와 미국 달러화의 2가지 유형으로 매년 제공하고 있는데, 본 연구에서는 국가간 비교를 위해 미국 달러화 기준 시가총액 자료를 사용하였다. 체코, 헝가리, 아이슬란드, 슬로바키아 4개국은 FIBV 자료 입수의 한계로 해당 국가 거래소 웹사이트의 시가총액 자료를 사용하였다. 한편 각국의 대표적인 증권거래소 시장 하나의 시가총액만을 사용한 다른 국가와 달리 미국과 일본은 자국 내 주요 증권거래소 시가총액을 합산하였다. 이는 두 국가의 경우 대표 증권거래소만을 고려하기에는 나머지 증권거래소의 규모가 너무 크기 때문이다. 미국은 NYSE, Nasdaq, Amex의 3개 거래소를, 일본은 동경증권거래소와 오사카증권거래소를 포함한 전체 증권거래소의 시가총액을 합산한 값을 사용하였다.

39) 예를 들어, 한국의 경우 최근에는 KOSPI200 지수 데이터를 자주 언급하지만,

년의 대상 기간 동안 주가지수 자료 입수가 불가능한 경우에는 자료 분석의 일관성을 위해 Datastream에서 제공하는 Global Market Index를 사용하였다. Datastream Global Market Index는 해당 국가 시가총액의 75~80% 이상을 차지하는 기업들로 산정된 주가지수로서 주식시장 전체의 상황을 반영하는 데 큰 무리가 없다고 평가된다.<sup>40)</sup>

<표 IV-2>는 OECD 가입 국가들의 정량적 변수에 대한 연도별 데이터 이용 가능 범위와 사용된 주가지수의 종류를 보여주고 있다. 분석 기간은 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*에서 제공하는 기관투자자 유형별 금융자산 보유 금액을 사용하기 위하여 1993년부터 2002년까지로 한정하였다.<sup>41)</sup> 30개 OECD 국가 중 기관투자자의 금융자산 보유 금액 자료가 제공되지 않는 룩셈부르크, 아일랜드, 뉴질랜드 등 3개국을 제외한 27개 국가를 분석 대상으로 하였다. <표 IV-2>에서 음영 처리가 된 부분은 자료의 입수가 가능하여 본 연구의 대상에 포함시킨 국가와 해당 연도를 의미한다. 음영 표시가 되지 않은 경우는 연구의 대상에 포

---

본 연구의 특성상 해당 국가 주식시장 전체의 안정성을 고려한다는 측면에서 종합주가지수를 사용하였다.

- 40) 해당 국가 시가총액의 75~80%를 차지하는 기업들의 선정은 매 분기마다 이루어진다. 주식시장 전체 지수와 Datastream Global Market Index 자료의 동시 입수가 가능한 국가를 대상으로 양자간의 상관관계를 살펴본 결과 95% 이상의 상관관계를 얻을 수 있었다.
- 41) 기관투자자 주식 보유 비중 자료가 1992~2001년이란 것은 분석 기간이 1993~2002년임을 의미한다. 직전 데이터인 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2001*을 추가할 경우 분석 기간을 1992년에서 1989년으로 앞당길 수 있지만, 1992년 이후의 데이터가 차이를 보였다. 이는 기간 경과로 인한 과거 자료의 수정 때문인데, 이런 차이로 인하여 분석은 1993년부터 하였다. 결국 자료의 일관성 차원에서 제IV장 이후의 기관투자자 유형별 분석은 *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*만을 기초로 이루어졌다. 다만, OECD 웹사이트에서는 1989년부터 국가별 전체 기관투자자의 금융자산 보유액에 대한 데이터를 제공하고 있으므로, 제III장에서 기관투자자 유형을 세분하지 않는 경우에는 분석 기간을 1989년으로 확장하였다.

함되지 못한 것으로, 그 이유로는 기관투자자 주식 보유 금액이 없는 경우(a), 시가총액이 없는 경우(b), 주가지수 자료가 없는 경우(c) 등이 있다. 주요 변수인 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가지수 변동성 이외의 변수가 없는 경우(d)에는 연구의 대상으로 포함시켰다.

주가지수의 경우 체코 등 10개국에 Datastream Global Market Index를, 다른 국가들은 해당 국가의 대표적 증권거래소 시장 전체 주가지수를 사용하였다.<sup>42)</sup> 벨기에, 프랑스, 네덜란드 3개국의 2002년 경우는 유로넥스트로 증권거래소 시장이 통합됨에 따라 시가총액 구별이 불가능하여 연구의 대상에서 제외하였다. 결과적으로 제V장 이후에서 실시될 횡단면 회귀분석을 위한 연도별 국가 자료의 수는 최대 27개(2001년)에서부터 최소 18개(1993년)에 이르기까지 다양하며, 전체 기간 동안 자료의 수는 236개로 구성된다. 이자율의 기간 프리미엄 변수를 추가하여 실시하는 pooled 회귀분석을 위해서는 관찰치의 수가 207개로 더 줄어든다.

IMD 자료인 5가지 정성적 변수의 경우 전체 대상 기간인 1993~2002년 모두에 대해 제공되지는 않고 있으므로, 각 변수별로 대상 기간을 달리 할 수밖에 없었다. 내부자 거래의 부존재 정도, 투자자 보호 변수는 1993년부터, 투자 유인과 주주의 권리 및 책임은 1997년부터, 금융기관의 투명성 변수는 1999년부터 2002년까지의 기간을 대상으로 분석이 이루어졌다.

---

42) Datastream Global Market Index를 사용한 국가에는 체코, 덴마크, 프랑스, 독일, 헝가리, 네덜란드, 노르웨이, 폴란드, 스웨덴, 터키 등이 있다.

<표 IV-2> OECD 기관투자자의 데이터 이용 범위

국가	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	가입일	주가지수
1 오스트레일리아											1971-06-07	ASX all
2 오스트리아											1961-09-29	ATX
3 벨기에	b	b								b	1961-09-13	BSE all
4 캐나다											1961-04-10	TSX Comp
5 체코	a,b,c	b,c	c	d	d	d	d	d	d	d	1995-12-21	Datastream
6 덴마크											1961-05-30	Datastream
7 핀란드											1969-01-28	HEX General
8 프랑스	b	b								b	1961-08-07	Datastream
9 독일											1961-09-27	Datastream
10 그리스	d	d	d	d							1961-09-27	ASE General
11 헝가리	d	d	d	d	d	d	d	d	d	d	1996-05-07	Datastream
12 아이슬란드	b	b	b	b	b	b	b	b			1961-06-05	ICEX all
13 이태리											1962-03-29	MIB all
14 일본											1964-04-28	TOPIX
15 한국											1996-12-12	KOSPI
16 멕시코											1994-05-18	Bolsa
17 네덜란드	b	b								b	1961-11-13	Datastream
18 노르웨이											1961-07-04	Datastream
19 폴란드	c	c	d	d	d	d	d	d	d	d	1996-11-22	Datastream
20 포르투갈	b	b	b	b							1961-08-04	PSI General
21 슬로바키아공화국	a,b,c	a,b,c	a,b	a,b	b	b					2000-12-14	SIX all
22 스페인	a	a									1961-08-03	MSE General
23 스웨덴											1961-09-28	Datastream
24 스위스											1961-09-28	SMI
25 터키											1961-08-02	Datastream
26 영국											1961-05-02	FTSE all
27 미국											1961-04-12	NYSE
28 룩셈부르크	b	b	b	b	b	b	b	b	b	b	1961-12-07	-
29 아일랜드	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	1961-08-17	-
30 뉴질랜드	a	a	a	a	a	a	a	a	a	a	1973-05-29	-
대상 국가 수	18	18	23	24	25	25	26	26	27	24	총 관찰치 수 = 236	

a. 기관투자자 주체별 주식 보유액 N/A

b. 시가총액 N/A

c. 주가지수 N/A

d. 장기 이자율 N/A

## 2. 주가변동성 기준에 따른 주요 경제 변수의 행태

주가변동성과 다른 변수들 간에 밀접한 관계가 존재한다면, 주가변동성이 낮은 국가와 높은 국가 사이에는 변수 특성이 차이를 보일 것이다. <표 IV-3>은 OECD 27개국을 월별 주가변동성 순으로 정렬하여 주가변동성이 낮은 그룹(Panel A)과 높은 그룹(Panel B)으로 분류한 후, 정량적 변수들의 그룹별 횡단면 시계열 평균값을 보여주고 있다. 주가변동성이 낮은 그룹의 월별 주가변동성 평균값이 0.1544인 반면, 주가변동성이 높은 그룹의 월별 주가변동성 평균값은 0.2990으로 거의 2배 정도에 이르고 있다. 일별 주가변동성과 극단치 지표에 의한 비교 역시 Panel A와 Panel B가 월별 주가변동성과 유사한 결과를 보여주고 있다.<sup>43)</sup>

주가변동성이 낮은 Panel A에는 미국(2위), 호주(3위), 영국(4위), 프랑스(11위), 일본(12위) 등 금융시장의 역사가 오래된 국가들이 포진하고 있다. 아이슬란드는 0.1035로 가장 안정적인 월별 주가변동성을 보였지만, 관찰치가 2개 연도에 불과해 그 의미가 반감된다.<sup>44)</sup> 주가변동성이 높은 Panel B에는 체코(16위), 폴란드(25위), 헝가리(26위) 등 Panel A 국가들에 비해 자본시장의 역사가 짧아 아직 자본시장이 성숙되지 못한 국가들이 포함되어 있다. 한국이 27개 대상 국가 중 월별 주가변동성의 안정성 기준 순위로 24위를 차지하고 있다는 것은 과거 한국 주식시장의 변동성이 높았다는 것을 재차 입증하고 있다. 이러한 변동성이 우리 주식시장의 신뢰성을 높이는 데 걸림돌이 되어온 것으로 이해할 수 있다. 두 그룹간의 차이를 검증하는  $t$ -값으로 볼 때, 두 그룹 사이의 월별 표준편차 평균 차이는 5% 수준에서 통계적으로 유의적임을 보여준다.

43) 극단치 지표는 주가지수의 연중 최고치와 최저치로 계산된 변동성 지표이므로 월별(또는 일별) 주가변동성보다 큰 값을 보여주고 있다.

44) 아이슬란드는 시가총액 자료의 미비로 2001년과 2002년의 2개 연도만 분석 대상에 포함되었다.

이러한 차이는 일별 주가변동성에서도 관찰되고 있는 것으로 보아 주가 변동성은 측정 주기에 큰 관계가 없음을 알 수 있다. 또한 극단치 지표도 절대적 크기는 일별 및 월별 주가변동성과 다르지만 결과에 있어서는 매우 유사함을 알 수 있다.

주가변동성이 낮은 그룹과 높은 그룹 간에는 기관투자자의 주식 보유 비중이 뚜렷한 차이를 보이고 있다. 주가변동성이 낮은 그룹인 Panel A의 기관투자자 주식 보유 비중은 평균 46.53%로 높지만, 변동성이 높은 그룹인 Panel B의 비중은 평균 18.93%로 낮아, 두 그룹의 비중은 27.6%p의 차이를 보이며 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 이러한 차이는 제V장 이후의 실증 분석 결과를 미리 보여주는 것이라고도 할 수 있다. 시가총액과 GDP도 주가변동성의 크기에 따라 어느 정도 차이를 보여주고 있다. 그룹별 시가총액의 평균치는 Panel A가 \$1조2,670억, Panel B가 \$1,812억이며, 그룹별 GDP 평균치는 Panel A가 \$1조3,042억, Panel B가 \$4,411억으로 Panel A 국가들이 시가총액과 GDP 모두 큰 값을 보여준다. 주가변동성이 낮은 그룹이 높은 그룹보다 시가총액과 GDP 값이 크다는 것에서 일반적으로 경제 규모가 큰 국가의 주식시장이 그렇지 못한 국가보다 주식시장이 안정적이라고 하겠다. 경제 규모가 작은 국가일수록 예기치 못한 변화로 인한 영향이 크기 때문일 수 있다.

연간 수익률의 경우 주가변동성이 낮은 그룹이 평균 0.0901이나, 변동성이 높은 그룹은 평균 0.2531의 높은 값을 보여주고 있다. 이러한 현상은 위험 수준이 높아질수록 더 높은 위험 프리미엄을 요구한다는 Markowitz(1952)의 연구 결과와 동일한 의미로 이해될 수 있다. 연간 수익률과 주가변동성의 관계는 「고위험-고수익」, 「저위험-저수익」의 관계를 보여주는 것이라고 하겠다. 단기 이자율은 주가변동성이 높은 그룹이 낮은 그룹보다 더 크게 나타나고 있다. 이는 주식시장의 높은 변동성이 주식시장으로의 자금 유입을 저해하고, 기업의 자금조달이 은행을 통한 간접금융에 몰리게 되어 자금 수요 증대로 인한 단기 이자율의 상

승을 가져오는 것으로 해석할 수 있다. 주가변동성이 낮은 그룹의 기간 프리미엄이 높은 그룹의 기간 프리미엄보다 큰 데, 이는 그리스, 멕시코, 한국, 터키 등 기간 프리미엄이 음의 값을 가지는 국가들의 영향이 크기 때문이다.<sup>45)</sup> 기간 프리미엄이 음의 값을 가진다는 것은 일반적인 이자율의 기간 구조를 설명하는 「단저장고」와 대칭되는 결과로, 그만큼 금융 시장이 안정되지 못했음을 보여주는 것이라고 할 수 있다. 기관투자자 주식 보유 비중 이외의 변수들은 Panel A와 Panel B 그룹 사이의 t-값이 10% 수준에서 통계적으로 유의적이지 않지만 개략적인 관계는 나타난다고 할 수 있다.

결론적으로, 주가변동성이 낮은 국가들은 그렇지 않은 국가에 비해 기관투자자의 주식 보유 비중이 높고 시가총액과 GDP가 크며, 단기이자율이 낮고 이자율의 기간 프리미엄이 크다는 특성을 보여주고 있다.

<표 IV-3>에서 제시된 월별 주가변동성, 일별 주가변동성, 극단치 지표의 3가지 주가변동성 지표는 유사한 결과를 보여주고 있다. <표 IV-4>는 1993년부터 2002년까지를 대상 기간으로 하여 세 가지 주가변동성 간의 연도별 국가별 상관관계를 보여주고 있다.<sup>46)</sup> 10년간 세 가지 주가변동성 변수는 대부분 80% 이상의 높은 상관관계를 보여주고 있다. 세 변수 간의 Fama-McBeth t-값 역시 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다.

45) Panel B의 체코, 폴란드, 헝가리는 장기 이자율 자료의 미비로 분석에서 제외하였다.

46) 대상 국가 수는 분석의 일관성을 위해 <표 IV-2>와 일치시켰다.

<표 IV-3> 주요 변수들의 국가별 통계: 월별 주가변동성 기준

**Panel A. 주가변동성이 낮은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	기관 비중	시가총액 (\$십억)	GDP (\$십억)	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄	관찰치 <sup>a</sup>
1	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	0.5012	4.4	8.1	0.0612	0.0949	-0.0033	2
2	미국	0.1270	0.1430	0.2442	0.6135	9,916.5	8,564.7	0.0821	0.0478	0.0111	10
3	호주	0.1271	0.1313	0.2170	0.5773	290.8	369.0	0.0726	0.0569	0.0129	10
4	영국	0.1310	0.1448	0.2677	0.8598	1,821.5	1,297.9	0.0475	0.0588	0.0057	10
5	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	0.3679	0.5	21.5	0.0708	0.0948	0.0012	4
6	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	0.3812	150.8	249.7	0.1214	0.0380	0.0181	7
7	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	0.3175	501.5	642.5	0.0819	0.0480	0.0167	7
8	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	0.6535	74.0	165.8	0.1307	0.0506	0.0120	10
9	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	0.4983	470.3	392.5	0.1628	0.0368	0.0178	7
10	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	0.2764	493.1	263.1	0.1117	0.0258	0.0122	10
11	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	0.5412	878.2	1,434.3	0.1688	0.0416	0.0141	7
12	일본	0.1799	0.1926	0.3669	0.2348	3,055.9	4,489.1	-0.0197	0.0090	0.0162	10
13	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	0.3632	30.8	206.2	0.0565	0.0421	0.0157	10
14	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	0.3286	49.4	154.1	0.1136	0.0604	0.0037	10
	평균	0.1544	0.1553	0.3254	0.4653	1,267.0	1,304.2	0.0901	0.0504	0.0110	

**Panel B. 추가변동성이 높은 그룹**

순위	국가	월별 추가변동성	일별 추가변동성	극단치 지표	기관 비중	시가총액 (\$십억)	GDP (\$십억)	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄	관찰치 <sup>a</sup>
15	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	0.1343	326.2	593.5	0.1309	0.0518	0.0127	8
16	체코	0.2132	0.1591	0.3985	0.2843	8.7	61.1	0.0067	0.0903	N/A	7
17	독일	0.2229	0.2180	0.4885	0.2638	823.5	2,096.7	0.0859	0.0423	0.0138	10
18	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	0.2034	50.3	110.4	0.0936	0.0416	0.0113	6
19	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	0.6023	221.0	237.8	0.1758	0.0537	0.0149	10
20	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	0.2638	385.6	1,124.4	0.1248	0.0648	0.0108	10
21	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	0.0757	57.9	116.6	0.1914	0.1117	-0.0029	10
22	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	0.2922	124.1	119.5	0.3314	0.0442	0.0205	10
23	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	0.0259	132.1	459.6	0.1767	0.2169	-0.0026	10
24	한국	0.3229	0.3131	0.7087	0.1786	156.6	432.3	0.0730	0.1056	-0.0031	10
25	폴란드	0.3561	0.2906	0.6387	0.0752	17.0	159.0	0.1435	0.1876	N/A	8
26	헝가리	0.3731	0.2719	0.7569	0.0543	7.9	47.4	0.2769	0.1837	N/A	10
27	터키	0.6103	0.5110	2.1972	0.0068	44.3	176.5	1.4803	1.0237	-0.0505	10
	평균	0.2990	0.2639	0.7082	0.1893	181.2	441.1	0.2531	0.1706	0.0025	
	평균 차이 <sup>b</sup>	-0.1446 (-4.70)**	-0.1086 (-4.27)**	-0.3828 (-2.92)**	0.2760 (4.30)**	1,085.8 (1.54)	863.0 (1.31)	-0.1630 (-1.54)	-0.1202 (-1.64)	0.0085 (1.27)	

a. 관찰치는 자료 입수가 가능한 연도 수

b. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

&lt;표 IV-4&gt; 여러 가지 주가변동성 간의 상관관계

연도	항목	월별 주가변동성	일별 주가변동성	관찰치
1993년	일별 주가변동성	0.9470		18개
	극단치 지표	0.9080	0.8354	
1994년	일별 주가변동성	0.7630		18개
	극단치 지표	0.8328	0.9602	
1995년	일별 주가변동성	0.9645		23개
	극단치 지표	0.8769	0.8977	
1996년	일별 주가변동성	0.9058		24개
	극단치 지표	0.8867	0.9151	
1997년	일별 주가변동성	0.9330		25개
	극단치 지표	0.9325	0.9202	
1998년	일별 주가변동성	0.8976		25개
	극단치 지표	0.8971	0.9140	
1999년	일별 주가변동성	0.8871		26개
	극단치 지표	0.9163	0.8230	
2000년	일별 주가변동성	0.7497		26개
	극단치 지표	0.9119	0.8881	
2001년	일별 주가변동성	0.9580		27개
	극단치 지표	0.7232	0.8000	
2002년	일별 주가변동성	0.9084		24개
	극단치 지표	0.7719	0.7914	
평균 <sup>a</sup>	일별 주가변동성	0.8914 (37.18)**		10개
	극단치 지표	0.8657 (39.76)**	0.8745 (47.90)**	

a. 괄호 안은 Fama-McBeth t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

### 3. 주요 경제 변수 순위별 주가변동성 행태

<표 IV-3>에서는 주가변동성을 기준으로 변동성이 낮은 그룹과 높은 그룹으로 분류하고, 두 그룹 사이의 여러 가지 의미 있는 결과들을 살펴 보았다. 이번에는 주요 경제 변수에 초점을 맞추어, 각 변수들을 기준으로 순위를 정한 다음 두 그룹을 비교하였다.

<표 IV-5>는 본 연구의 주된 관심 변수인 기관투자자 주식 보유 비중 순으로 OECD 국가들을 정렬한 것이다. 기관투자자의 주식 보유 비중이 높은 Panel A에는 영국(1위), 미국(3위), 스웨덴(4위) 등 직접금융(주식)시장 중심의 국가들이 자리잡고 있으며, 스웨덴(0.2355)을 제외하고는 월별 주가변동성이 0.2 미만으로 매우 낮아 주식시장이 안정적이다. 기관투자자의 주식 보유 비중이 낮은 Panel B의 국가는 두 부류로 나눌 수 있다. 첫째는 독일(18위), 일본(19위) 등 간접금융(은행)시장 중심의 국가들이며, 둘째는 폴란드(24위), 헝가리(25위) 등 자본시장의 역사가 짧은 국가들이다. Panel B 국가는 일본(0.1799)을 제외하고는 월별 주가변동성이 0.2 이상으로 주식시장이 그렇게 안정적이지는 못하다. Panel A 국가의 평균 주가변동성은 0.1577, Panel B는 0.2856으로 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 차이를 보여주고 있다. 결국 기관투자자 주식 보유 비중의 차이가 주가변동성의 차이를 가져오며, 기관투자자의 주식 보유 확대가 주가변동성의 안정성에 영향을 미칠 가능성이 높은 것으로 평가된다.<sup>47)</sup> 한국 기관투자자의 주식 보유 비중은 17.86%로 27개국 중 21위에 그치고 있어 자본시장의 역사가 짧은 슬로바키아나 체코보다도 주식 시장에서 기관투자자가 제 역할을 담당하지 못하고 있음을 알 수 있다.

47) 이러한 결과는 주가변동성 변수를 일별 주가변동성이나 극단치 지표로 사용한 경우에도 동일하다.

**<표 IV-5> 기관투자자의 주식 보유 비중 순서로 배열된  
주가변동성**

Panel A. 기관투자자 주식 보유 비중이 높은 그룹					
순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	기관 비중
1	영국	0.1310	0.1448	0.2677	0.8598
2	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	0.6535
3	미국	0.1270	0.1430	0.2442	0.6135
4	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	0.6023
5	호주	0.1271	0.1313	0.2170	0.5773
6	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	0.5412
7	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	0.5012
8	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	0.4983
9	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	0.3812
10	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	0.3679
11	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	0.3632
12	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	0.3286
13	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	0.3175
	평균	0.1577	0.1559	0.3364	0.5081
Panel B. 기관투자자 주식 보유 비중이 낮은 그룹					
순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	기관 비중
14	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	0.2922
15	체코	0.2132	0.1591	0.3985	0.2843
16	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	0.2764
17	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	0.2638
18	독일	0.2229	0.2180	0.4885	0.2638
19	일본	0.1799	0.1926	0.3669	0.2348
20	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	0.2034
21	한국	0.3229	0.3131	0.7087	0.1786
22	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	0.1343
23	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	0.0757
24	폴란드	0.3561	0.2906	0.6387	0.0752
25	헝가리	0.3731	0.2719	0.7569	0.0543
26	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	0.0259
27	터키	0.6103	0.5110	2.1972	0.0068
	평균	0.2856	0.2556	0.6706	0.1692
	평균 차이 <sup>a</sup>	-0.1279 (-4.05)**	-0.0997 (-3.95)**	-0.3342 (-2.63)**	0.3389 (6.55)**

a. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

<표 IV-6>에서는 GDP 규모 순으로 OECD 국가들을 정렬하여 GDP 규모가 큰 그룹과 작은 그룹 사이의 주가변동성의 차이를 살펴보았다. GDP 규모가 큰 미국(1위), 일본(2위), 독일(3위) 등의 서구 선진국이 Panel A에 포함되어 있으며 GDP 규모가 작은 Panel B에는 체코(24위), 헝가리(25위), 슬로바키아(26위) 등의 자본시장 역사가 짧은 국가들이 들어있다. <표 IV-6>에서 두 그룹은 GDP 규모가 큰 그룹이 작은 그룹보다 월별 주가변동성이 낮아지는 결과를 보여주고 있지만, 기관투자자 주식 보유 비중과 달리 10% 수준에서도 통계적으로 유의적이지 못하다. 주가변동성이 높은 대표적 국가인 한국과 멕시코 등이 GDP 규모가 큰 Panel A에 포함되어 있다는 것이 이를 증명한다. 결국 GDP 규모가 크다는 것이 주식시장의 안정성에 어느 정도 영향은 주겠지만, 직접적으로 이어진다고 분석하기에는 다소 무리가 따르는 것으로 볼 수 있다.

<표 IV-7>은 OECD 국가들을 연간 수익률 순으로 정렬한 것이다. Panel A에는 연간 수익률이 낮은 국가들이, Panel B에는 연간 수익률이 높은 국가들이 포함되어 있다. <표 IV-3>에서 살펴본 것처럼 주가변동성이 낮은 국가들은 대체로 연간 수익률이 낮게 나타나고 있다. 일본은 -1.97%로 대상 국가 중 유일하게 음의 연간 수익률을 보여주고 있다. 이는 1990년대의 '잃어버린 10년'으로 불리는 일본의 경제 불황이 주식시장에도 영향을 미친 결과로 해석된다. 연간 수익률 순서로 배열된 국가 그룹의 주가변동성 차이는 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 결과를 보여주고 있다. Panel A 국가 중에서 한국의 월별 주가변동성만이 0.3 이상의 높은 수치를 보여준다는 점은 주목할 만하다. 연간 수익률은 미국이 0.0821로 10위를 차지하여 8위인 0.0730의 한국과 비슷한 수준에 위치하고 있으나, 주가변동성은 극명하게 대비되고 있다. 대상 기간 동안 주가지수가 꾸준하게 안정적으로 성장한 미국에 비해 한국은 일정한 박스권에서 주가지수가 급등락을 거듭하였기 때문일 것이다.

&lt;표 IV-6&gt; GDP 규모 순서로 배열된 주가변동성

Panel A. GDP 규모가 큰 그룹						
순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	지표 GDP(\$십억)	
1	미국	0.1270	0.1430	0.2442	8,564.7	
2	일본	0.1799	0.1926	0.3669	4,489.1	
3	독일	0.2229	0.2180	0.4885	2,096.7	
4	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	1,434.3	
5	영국	0.1310	0.1448	0.2677	1,297.9	
6	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	1,124.4	
7	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	642.5	
8	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	593.5	
9	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	459.6	
10	한국	0.3229	0.3131	0.7087	432.3	
11	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	392.5	
12	호주	0.1271	0.1313	0.2170	369.0	
13	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	263.1	
14	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	249.7	
	평균	0.1912	0.1897	0.3977	1,600.7	
Panel B. GDP 규모가 작은 그룹						
순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	지표 GDP(\$십억)	
15	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	237.8	
16	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	206.2	
17	터키	0.6103	0.5110	2.1972	176.5	
18	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	165.8	
19	폴란드	0.3561	0.2906	0.6387	159.0	
20	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	154.1	
21	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	119.5	
22	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	116.6	
23	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	110.4	
24	체코	0.2132	0.1591	0.3985	61.1	
25	헝가리	0.3731	0.2719	0.7569	47.4	
26	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	21.5	
27	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	8.1	
	평균	0.2594	0.2269	0.6303	121.8	
	평균 차이 <sup>a</sup>	-0.0683 (-1.70)	-0.0372 (-1.14)	-0.2327 (-1.61)	1,478.8 (2.41)**	

a. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

<표 IV-7> 연간 수익률 순서로 배열된 주가변동성

**Panel A. 연간 수익률이 낮은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	연간 수익률
1	일본	0.1799	0.1926	0.3669	-0.0197
2	체코	0.2132	0.1591	0.3985	0.0067
3	영국	0.1310	0.1448	0.2677	0.0475
4	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	0.0565
5	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	0.0612
6	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	0.0708
7	호주	0.1271	0.1313	0.2170	0.0726
8	한국	0.3229	0.3131	0.7087	0.0730
9	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	0.0819
10	미국	0.1270	0.1430	0.2442	0.0821
11	독일	0.2229	0.2180	0.4885	0.0859
12	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	0.0936
13	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	0.1117
14	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	0.1136
	평균	0.1784	0.1715	0.3710	0.0670

**Panel B. 연간 수익률이 높은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	연간 수익률
15	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	0.1214
16	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	0.1248
17	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	0.1307
18	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	0.1309
19	폴란드	0.3561	0.2906	0.6387	0.1435
20	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	0.1628
21	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	0.1688
22	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	0.1758
23	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	0.1767
24	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	0.1914
25	헝가리	0.3731	0.2719	0.7569	0.2769
26	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	0.3314
27	터키	0.6103	0.5110	2.1972	1.4803
	평균	0.2732	0.2465	0.6591	0.2781
	평균 차이 <sup>a</sup>	-0.0948	-0.0749	-0.2881	-0.2112
		(-2.51)**	(-2.51)**	(-2.05)*	(-2.07)*

a. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

<표 IV-8>은 단기 이자율 순으로 OECD 국가들을 정렬하여 두 그룹 사이의 추가변동성 차이를 살펴본 것이다. 일반적으로 단기 이자율이 낮은 Panel A 국가들이 단기이자율이 높은 Panel B 국가들에 비해 추가변동성이 낮다. 다만, 두 그룹 사이의 추가변동성 차이는 10% 수준에서도 통계적으로 유의적이지 않다. Panel A에는 일본(1위), 프랑스(6위), 미국(10위) 등 경제가 안정적인 국가들이 많으며, Panel B에는 헝가리(24위), 폴란드(25위), 터키(27위) 등 아직까지는 경제가 안정적이지 못한 국가들이 많다. 한국의 경우 3개월 단기 이자율이 10.56%로 22위를 차지하여, OECD 국가들에 비해 단기 이자율이 높았다.<sup>48)</sup>

<표 IV-9>는 이자율의 기간 프리미엄 순으로 OECD 국가들을 정렬한 것이다.<sup>49)</sup> 기간 프리미엄이 낮은 국가들을 Panel A에, 높은 국가들을 Panel B에 분류하고 있는데, 기간 프리미엄이 높은 그룹의 추가변동성이 작아지는 결과를 보여주고 있다. 다만, 두 그룹의 특성은 <표 IV-5>의 기관투자자 주식 보유 비중처럼 분명한 추가변동성 차이를 보여주고 있지 못하다. Panel A에 기관투자자 주식 보유 비중이 낮은 대표적인 국가인 터키(1위), 한국(3위) 등과 주식 보유 비중이 높은 영국(8위), 미국(10위) 등이 혼재되어 있다는 것이 이를 설명할 수 있다. 그 결과로 두 그룹 사이의 월별 표준편차는 10% 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있지 않다.

48) 한국의 높은 단기 이자율은 1997년 금융위기 시절 최고조에 달하였으나 이후 계속 하락하여 2004년 말 현재 3개월 CD 금리가 3.39%에 불과하며, 이러한 금리 하향 현상은 주식시장으로의 자금 유입에 어느 정도 영향을 줄 가능성도 있다.

49) 기간 프리미엄 분석은 <표 IV-3>에서 본 것처럼 체코, 폴란드, 헝가리의 장기 이자율 자료 입수의 한계로 24개 국가만을 대상으로 이루어졌다.

<표 IV-8> 단기 이자율 순서로 배열된 주가변동성

**Panel A. 단기 이자율이 낮은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	단기 이자율
1	일본	0.1799	0.1926	0.3669	0.0090
2	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	0.0258
3	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	0.0368
4	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	0.0380
5	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	0.0416
6	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	0.0416
7	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	0.0421
8	독일	0.2229	0.2180	0.4885	0.0423
9	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	0.0442
10	미국	0.1270	0.1430	0.2442	0.0478
11	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	0.0480
12	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	0.0506
13	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	0.0518
14	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	0.0537
	평균	0.1900	0.1861	0.4230	0.0410

**Panel B. 단기 이자율이 높은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	단기 이자율
15	호주	0.1271	0.1313	0.2170	0.0569
16	영국	0.1310	0.1448	0.2677	0.0588
17	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	0.0604
18	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	0.0648
19	체코	0.2132	0.1591	0.3985	0.0903
20	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	0.0948
21	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	0.0949
22	한국	0.3229	0.3131	0.7087	0.1056
23	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	0.1117
24	헝가리	0.3731	0.2719	0.7569	0.1837
25	폴란드	0.3561	0.2906	0.6387	0.1876
26	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	0.2169
27	터키	0.6103	0.5110	2.1972	1.0237
	평균	0.2606	0.2308	0.6031	0.1808
	평균 차이 <sup>a</sup>	-0.0706	-0.0446	-0.1801	-0.1398
		(-1.75)	(-1.38)	(-1.22)	(-1.95) <sup>*</sup>

a. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

<표 IV-9> 이자율의 기간 프리미엄 순서로 배열된 주가변동성

**Panel A. 기간 프리미엄이 낮은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	기간 프리미엄
1	터키	0.6103	0.5110	2.1972	-0.0505
2	아이슬란드	0.1035	0.1072	0.2620	-0.0033
3	한국	0.3229	0.3131	0.7087	-0.0031
4	그리스	0.2796	0.2618	0.6582	-0.0029
5	멕시코	0.3008	0.2781	0.6315	-0.0026
6	슬로바키아	0.1446	0.1483	0.2237	0.0012
7	노르웨이	0.1855	0.1765	0.4468	0.0037
8	영국	0.1310	0.1448	0.2677	0.0057
9	이태리	0.2403	0.2063	0.4329	0.0108
10	미국	0.1270	0.1430	0.2442	0.0111
11	포르투갈	0.2295	0.1821	0.5065	0.0113
12	덴마크	0.1637	0.1489	0.3806	0.0120
	평균	0.2366	0.2184	0.5800	-0.0006

**Panel B. 기간 프리미엄이 높은 그룹**

순위	국가	월별 주가변동성	일별 주가변동성	극단치 지표	기간 프리미엄
13	스위스	0.1671	0.1830	0.4079	0.0122
14	스페인	0.2068	0.2038	0.3896	0.0127
15	호주	0.1271	0.1313	0.2170	0.0129
16	독일	0.2229	0.2180	0.4885	0.0138
17	프랑스	0.1786	0.1856	0.3801	0.0141
18	스웨덴	0.2355	0.2277	0.5925	0.0149
19	오스트리아	0.1822	0.1574	0.3261	0.0157
20	일본	0.1799	0.1926	0.3669	0.0162
21	캐나다	0.1610	0.1449	0.3294	0.0167
22	네덜란드	0.1637	0.1753	0.3930	0.0178
23	벨기에	0.1470	0.1357	0.3101	0.0181
24	핀란드	0.2955	0.3076	0.8067	0.0205
	평균	0.1890	0.1886	0.4173	0.0155
	평균 차이 <sup>a</sup>	0.0476	0.0298	0.1627	-0.0160
		(1.13)	(0.85)	(1.01)	(-3.25)**

a. 괄호 안은 t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

결론적으로 기관투자자 주식 보유 비중이 높은 국가, GDP 규모가 큰 국가, 연간 수익률이 낮은 국가, 단기 이자율이 낮은 국가, 이자율의 기간 프리미엄이 큰 국가에서 낮은 주가변동성이 관찰되는 경향이 있다. 이러한 결과는 <표 IV-3>과도 일치된다고 할 수 있다.

#### 4. 상관관계 분석

제 V 장에서 이루어질 횡단면 pooled 회귀분석을 수행하기 전에, 주가변동성을 나타내는 월별 표준편차 변수와 기관투자자 주식 보유 비중 변수 및 GDP 등 기타 경제 변수들 사이의 상관관계를 살펴볼 필요가 있다.<sup>50)</sup> 상관분석은 주가변동성 기준으로 분류한 평균 분석에 비해 통계적 추론을 가능하게 해주기 때문이다. 다만 상관관계 분석은 다른 변수의 통제 없이 두 변수간의 선형 관계만을 보여주기 때문에, 이에 대한 해석은 다른 변수가 통제되는 회귀분석을 통해 더 검토되어야 한다. 상관분석은 1993년부터 2002년까지 <표 IV-1>에서 제시된 236개의 관찰치를 대상으로 이루어졌다. <표 IV-10>은 10년간 주요 정량적 변수 사이의 상관관계와 Fama-McBeth t-값을 보여주고 있다. 첫 번째 열은 주가변동성인 월별 주가변동성과 경제 변수들 사이의 상관관계를 나타내고 있다. 본 연구의 주된 관심 사항인 기관투자자 주식 보유 비중과 주가변동성 간에는 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 음의 상관관계를 보여주고 있다. 즉, 기관투자자의 주식 보유 비중의 증대는 주가변동성의 감소와 관계가 있다는 것이다. 그러나 두 변수간 음의 상관관계는 다른 통제 변수를 감안할 경우 결과가 바뀔 수 있으므로, 추가적인 분석이 필요할 것이다.

기관투자자의 주식 보유 비중 이외의 다른 경제 변수들도 주가변동성과 유의적인 상관관계를 보여주고 있다. 시가총액의 로그값과 주가변

50) 이후에서는 시가총액과 GDP는 로그값을 취하여 분석한다.

동성, GDP의 로그값과 주가변동성 사이에도 5% 수준에서 통계적으로 유의적인 음의 상관관계가 있다. 이는 주식시장이나 전체 경제 규모가 큰 국가가 낮은 주가변동성을 가진다는 의미로 <표 IV-3>의 그룹간 비교 결과와 동일하다. 한편, 연간 수익률, 단기 이자율, 인플레이션율은 주가변동성과 통계적으로 유의한 양의 상관관계를 가지고 있다. 연간 수익률과 주가변동성의 양의 상관관계는 10% 수준에서 통계적으로 유의적인데, 이는 연간 수익률이 높아질수록 주가변동성이 높아진다는 것을 의미한다. 이는 전통적인 자산가격 결정 이론과 일치되는 결과로, 수익률과 위험이 상충(trade-off) 관계를 가지기 때문이다. 단기 이자율과 주가변동성, 인플레이션율과 주가변동성의 양의 상관관계도 5% 수준에서 통계적으로 유의적이다. 단기 이자율과 인플레이션율이 낮다는 것은 금융 시장이 더 안정적일 가능성이 높으며, 그 결과로 주가변동성이 낮아진다고 분석할 수 있다. 기간 프리미엄과 주가변동성은 음의 상관관계를 가지나, 10% 수준에서 통계적으로 유의적이지 못하다.

<표 IV-10>에서 흥미로운 사실은 제시된 정량적 변수들을 양 또는 음의 상관관계를 보이는 것을 기준으로 두 부류로 나눌 수 있다는 점이다. 첫 번째 그룹의 변수에는 기관투자자의 주식 보유 비중, 시가총액의 로그값, GDP의 로그값, 이자율의 기간 프리미엄 등이 있으며, 두 번째 그룹에는 월별 표준편차, 연간 수익률, 단기 이자율, 인플레이션율 등이 있다. 통계적 유의성 여부에 관계없이 같은 그룹에 위치하는 두 변수 사이에는 양의 상관관계를 가지며, 다른 그룹 사이에는 음의 상관관계를 예외 없이 가진다는 점이 독특하다.

이상에서 분석된 내용들은 다른 요인들이 통제되지 않은 두 변수간의 상관관계이므로, 이 결과로부터 성급한 결론을 내리기는 쉽지 않다. 보다 설득력 있는 추론을 위해서는 회귀분석을 통해 다른 변수들이 함께 통제된 후의 효과를 함께 분석할 필요가 있다.

<표 IV-10> 주요 정량적 변수간의 상관관계 분석 (1993~2002년)

변수 <sup>a</sup>	월별 추가변동성	기관 비중	ln(시가총액)	ln(GDP)	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄
기관 비중	-0.5579 (-20.18)**						
ln(시가총액)	-0.3133 (-4.29)**	0.3222 (6.61)**					
ln(GDP)	-0.2196 (4.22)**	0.1872 (5.64)**	0.9075 (229.34)**				
연간 수익률	0.3742 (2.03)*	-0.1330 (-1.33)	-0.2955 (-3.88)**	-0.2189 (-4.14)**			
단기 이자율	0.7864 (18.38)**	-0.3882 (-46.73)**	-0.3081 (-12.47)**	-0.2158 (-15.15)**	0.4880 (3.01)**		
기간 프리미엄	-0.3578 (-1.75)	0.1393 (1.33)	0.2414 (2.84)**	0.1657 (2.38)**	-0.2762 (-1.57)	-0.4516 (-1.96)*	
인플레이션	0.7737 (17.91)**	-0.3976 (-45.43)**	-0.3026 (-14.53)**	-0.2126 (-18.82)**	0.4864 (3.03)**	0.9913 (309.78)**	-0.4237 (-1.85)*

a. 괄호 안은 Fama-McBeth t-값, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함



## V. 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성

---

1. 방법론
2. 연도별 횡단면 회귀분석
3. Pooled 회귀분석
4. IMD의 질적 변수와 주가변동성
5. 기관 유형별 주식 보유와 주가변동성
6. 실증 분석 결과의 요약



## V. 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성

### 1. 방법론

제IV장의 상관관계 분석에서 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성 사이에는 통계적으로 유의적인 음의 상관관계를 가지고 있음을 발견하였으나, 이는 다른 변수들을 통제하지 못했다는 한계점이 있다. 따라서 주식시장과 경제 전반의 상황을 보여주는 지표인 연간 수익률, 시가총액, GDP, 이자율 등 다양한 변수를 통제할 경우에도 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성이 유의적인 음의 관계를 갖는지를 살펴볼 필요가 있다.

본 장의 실증 분석은 네 가지 부분으로 구성되어 있다. 첫째, 기관투자자의 주식 보유 증감이 주가변동성에 어떠한 영향을 주는가를 거시경제와 주식시장에 밀접하게 연관된 요인들을 통제하여 분석하도록 한다. 둘째, 주가변동성을 심층적으로 분석하도록 한다. 본 연구에서 종속변수인 주가변동성을 연율화시킨 월별 표준편차를 사용하는 것은 문제가 없지만, 다른 방법으로 주가변동성을 산출할 경우에도 기관투자자와 주식시장의 변동성 사이에 일정한 관계가 유지되는가를 확인해 볼 필요가 있을 것이다. 셋째, 정성적 변수들을 정량적 변수들과 함께 고려하여 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성 사이의 관계를 종합적으로 살펴보도록 한다. 상관관계 분석을 통해 상호 연관이 있는 것으로 평가되었던 IMD 제공 정성적 변수들이 실증적으로도 유의적인 결과를 보여주는가를 확인해 보도록 한다. 마지막으로, 만약 기관투자자의 주식 보유 증가가 주가변동성을 감소시킨다면 구체적으로 어떠한 유형의 기관투자자가 가장 큰 영향을 주는가도 살펴보고자 한다.<sup>51)</sup>

51) 기관투자자의 유형은 제II장에서 구분한 연금 펀드, 투자회사, 보험회사, 기타 기관투자자의 네 가지로 나누기로 한다.

통제 변수는 정량적 변수와 정성적 변수로 구분할 수 있는데, 정량적 변수로는 연간 수익률, 시가총액과 GDP의 로그값, 단기 이자율, 이자율의 기간 프리미엄(이하 기간 프리미엄), 인플레이션율의 여섯 가지 변수를 사용하였다. 평균 분석과 상관관계 분석에서 살펴본 것처럼 본 연구에서 선정한 정량적 변수들은 개별적으로는 주가변동성과 관계가 있는 것처럼 보이지만, 경제 이론적 또는 재무 이론적으로 모든 변수가 주가변동성과 관계가 있다고 단정 지을 수는 없다. 현재까지 검증된 재무 이론적 관점으로는 연간 수익률과 주가변동성만이 양의 상관관계가 있는 것으로 알려져 있다.<sup>52)</sup>

실증 분석의 첫 단계로 주가변동성의 횡단면 회귀분석을 실시하였다. OECD 국가 기관투자자의 주식 보유 비중을 독립변수로, 해당 국가의 주가변동성을 종속변수로 한 모형의 구성은 다음과 같다. 이러한 횡단면 회귀분석은 두 가지 단계로 이루어졌는데, 대상 기간인 1993년부터 2002년까지 연도별로 회귀분석을 실시한 이후에 전체 분석 기간인 10년을 통합한 추가 분석을 시행하였다.

$$\text{vol}_j = \alpha + \beta \cdot \text{inst}_j + \varepsilon_j \quad (\text{V-1})$$

단,  $\text{vol}_j$ : j번째 국가의 주가변동성 (월별 표준편차로 계산됨)

$\text{inst}_j$ : j번째 국가의 전체 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중 (해당 연도 초 또는 전년도 말 현재)

52) Markowitz(1952)는 기대 수익률과 주가변동성(위험) 사이에 양의 관계가 존재한다고 주장하였다.

상관관계 분석에서 살펴본 것처럼 기관투자자의 주식 보유 비중이 주가변동성에 음의 영향을 준다면, 독립변수의 계수  $\beta$ 는 통계적으로 유의적인 음의 값을 가질 것이다. 물론 주가변동성은 기관투자자의 주식 보유 비중 이외의 다른 변수에 의해서도 설명될 수 있으므로 정확한 회귀분석을 위해서는 통제 변수를 고려할 필요가 있다. 하지만 횡단면 회귀분석의 연도별 관찰치 수(국가 수)가 최대 27개에 불과하므로, 연도별 횡단면 회귀분석 모형 식 (V-1)에 통제 변수를 추가한다는 것은 다소 무리가 있다.<sup>53)</sup>

실증 분석의 두 번째 단계는 pooled 회귀분석이다. 식 (V-1)은 매 연도마다 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성 사이의 직접적 관계를 살펴볼 수 있다는 의미가 있지만, 두 가지 한계로 인해 설득력 있는 결과를 얻기에는 부족한 점이 존재한다. 첫째, 연간 수익률이나 이자율 등의 다양한 변수들을 통제하지 못했으며, 둘째, 경제적으로 타당한 결론을 이끌어내기에는 관찰치 수가 너무 적기 때문이다. 연도별 관찰치 수가 적다는 한계를 해결하기 위해서는 1993년부터 2002년까지 10년간 횡단면 분석과 시계열 분석을 통합하여야 다른 변수들의 효과를 감안한 기관투자자의 주식 보유 비중의 영향력을 분석할 수 있을 것이다. 흔히 이러한 분석을 pooled 회귀분석 모형으로 부르고 있다.<sup>54)</sup> Pooled 회귀분석 모형에서 상수항의 변화를 허용하기 위해서는 연도 효과를 반영하는 더미 변수의 도입이 필요한 데,  $y$  연도의 더미 변수  $D_{ty}$ 는 다음과 같이 정의하였다.<sup>55)</sup>

53) 횡단면 회귀분석을 위한 연도별 관찰치 수는 <표 IV-2>를 참고하십시오.

54) 본 연구에서의 pooled 회귀분석 모형은 연도 더미 변수와 같은 고정 시간 효과(fixed time effects)를 고려한 패널 회귀분석 모형과 일치한다.

55) 일반적으로 fixed effects 모형과 random effects 모형을 선정하기 위해서는 Hausmann test가 필요하지만, Baltagi(2001)에 의하면 데이터가 대규모의 모집단으로부터  $n$ 개의 샘플을 추출한 것이 아닐 경우 fixed effects 모형을 쓸 수 있다.

$$D_{ty} = \begin{cases} 1: t \text{ 연도와 } y \text{ 연도가 일치하는 경우} \\ 0: \text{ 그 밖의 경우} \end{cases} \quad (V-2)$$

횡단면 자료와 시계열 자료를 사용하여 정량적 변수와 정성적 변수들까지 추가로 고려한 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성의 관계를 알아보기 위해서는, 다음과 같은 pooled 회귀분석 모형이 필요하다.

$$\text{vol}_{jt} = \sum_{y=1993}^{2002} \alpha_y \cdot D_{ty} + \beta \cdot \text{inst}_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot X_{kjt} + \varepsilon_{jt} \quad (V-3)$$

단,  $\text{vol}_{jt}$ : t 연도 j번째 국가의 주가변동성

$\text{inst}_{jt}$ : t 연도 초(또는 t-1 연도 말) 시점을 기준으로 j번째 국가의 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중

$X_{kjt}$ : t 연도 j번째 국가의 k번째 통제 변수

$D_{ty}$ : 연도 더미 변수

$\varepsilon_{jt}$ : t 연도 j번째 국가의 오차항

식 (V-3)의 독립변수  $X_{kjt}$ 는 통제 변수로서 정성적 변수와 정량적 변수를 포괄한 것이다. 정량적 변수에는 연간 수익률, 시가총액과 GDP에 로그를 취한 값, 단기 이자율, 기간 프리미엄, 인플레이션율이, 정성적 변수에는 투자 유인, 투자자 보호, 내부자 거래의 부존재 정도, 주주의 권리 및 책임, 금융기관의 투명성이 포함되어 있다. 한편, 식 (V-3)의 pooled 회귀 모형 분석은 White(1980)의 방법론에 따라 오차항인  $\varepsilon_{jt}$ 의 t-값을 계산하였다.<sup>56)</sup>

세 번째와 네 번째 실증 분석 단계인 주가변동성 측정 방법을 다르게 한 pooled 회귀분석과 기관투자자 유형별 pooled 회귀분석은 식 (V-3)의 방법론을 준용하였다. 즉, 세 번째 실증 분석에서는 종속변수인 주가변동성이, 네 번째 실증 분석에서는 독립변수인 기관투자자의 주식 보유 비중이 식 (V-3)과 다르다는 차이점이 있다.

## 2. 연도별 횡단면 회귀분석

횡단면 회귀분석에 앞서, 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성의 산포도를 통해 회귀분석의 결과를 개괄적으로 살펴볼 수 있다. <그림 V-1>은 두 변수간의 관계를 분석 대상 기간인 1993년부터 2002년까지의 236개 관찰치 전체를 대상으로 보여주고 있다. 극단적 값들이 몇 개 존재하고 있지만, 일반적으로 두 변수가 음의 관계를 가지고 있음을 확인할 수 있다.

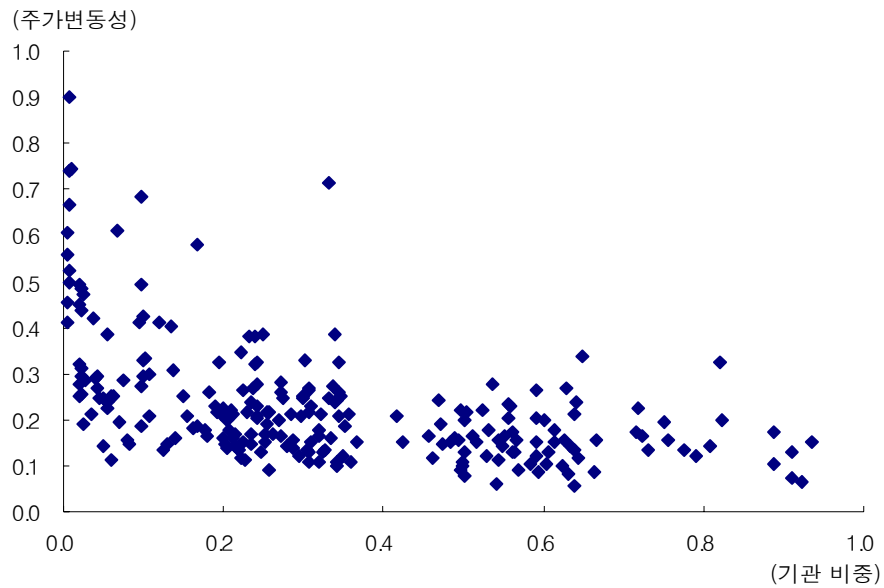
<표 V-1>은 1993년부터 2002년까지 월별 표준편차로 계산된 주가변동성을 종속변수로, 기관투자자의 주식 보유 비중을 독립변수로 한 횡단면 회귀분석의 결과를 보여주고 있다. 관찰치 수가 충분하지 않아 합리적인 결론을 내리기에는 다소 무리가 있지만 기관투자자의 주식 보유 비중은 주가변동성과 음의 관계를 가지고 있으며, 2002년을 제외하고는 5% 유의수준에서 통계적으로 모두 유의적이다.<sup>57)</sup> Adj.  $R^2$  값은 2002년의 0.0926에서부터 2000년의 0.4599까지 편차가 있지만 대부분의 연도에서 0.2를 초과하므로 모형이 20% 이상의 설명력을 보여주고 있다고 평

56) 일반적으로 t-값은 해당 변수의 계수를 표준오차로 나눈 값으로 계산되는데, White(1980)는 t-값을 견강하게 하기 위해 표준오차를 계산하는 방법을 고안하였다. 이러한 방법에 의해 계산된 t-값을 White heteroscedasticity adjusted t-값이라 지칭한다.

57) 2002년도 역시 유의수준 10%에서는 통계적으로 유의적인 결과를 보여주고 있다.

가할 수 있다. 연도별 효과를 고려하지 않고 236개 전체 관찰치를 대상으로 한 회귀분석도 연도별 회귀분석과 유사한 결과를 보여주고 있다. 전체 관찰치를 대상으로 한 모형의 Adj. R<sup>2</sup> 값은 0.2609이며, 기관투자자의 주식 보유 비중 계수는 -0.2961로 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 t-값을 가진다. 결국 비교적 높은 Adj. R<sup>2</sup> 값은 횡단면 회귀분석의 유효성을 강하게 지지한다고 할 수 있다.

<그림 V-1> 기관 비중과 주가변동성의 산포도 (1993~2002년)



<표 V-1>의 결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 일반적으로 고객의 위험 선호도와 재정적 목적에 따라 고객을 대신하여 장기적인 관점에서 투자를 하는 기관투자자는 대규모 거래량을 수반하게 된다. 이러한 기관투자자들이 시장에 대해 각각 이질적인 전망을 할 경우, 기관투자자의

거래는 결과적으로 시장에 유동성을 제공한다.<sup>58)</sup> 즉, 기관투자자는 주식 시장에 불필요한 변동성을 생성시키는 noise 거래자와 유동성 거래자로부터의 매수나 매도 주문을 흡수할 충분한 여력을 가지고 있다. 결과적으로 기관투자자는 비정보 거래자들이 만들어내는 불필요한 변동성으로부터 주식시장을 보호한다는 것이 시장 미시구조 이론의 주장이며, <표 V-1>의 횡단면 회귀분석 결과는 이러한 주장과 맥락을 같이하고 있다.

그러나, 본 연구의 결과는 기관투자자의 주식 보유 수준과 주가변동성간에 양의 관계가 있다고 주장한 Sias(1996)의 연구와 상반된 결과를 보여주고 있다. 현 시점에서 이러한 상반된 결과를 설명하기는 쉽지 않으나, 두 연구의 방법론적 차이를 살펴볼 필요가 있다. 중요한 차이점으로는 연구의 분석 대상 범위의 차이를 들 수 있다. OECD 국가의 전체 주식시장을 분석 대상으로 한 본 연구가 미국 개별 기업을 대상으로 한 Sias(1996)의 연구보다는 더 포괄적이라 할 수 있다. 종속변수의 측정 방법에서도 두 연구가 차이점을 보이고 있다. 본 연구에서는 주가지수의 월별 표준편차를 주가변동성으로 사용하였으나, Sias(1996)는 개별 기업 주가 수익률의 표준편차에 로그를 취한 값을 사용하였다. 결국 분석 대상 범위의 차이가 두 연구의 상반된 결과를 가져온 것으로 보이며, 이에 대해서는 향후 추가적인 분석이 필요할 것으로 보인다.

---

58) 만약 기관투자자가 시장에 대해 동질적인 예측을 하게 된다면 변동성이 심화될 수 있으며, 이는 herding으로 대표될 수 있다.

<표 V-1> 주가변동성의 횡단면 회귀분석 (1993~2002년)

횡단면 회귀모형:  $vol_j = \alpha + \beta \cdot inst_j + \varepsilon_j$   
 (vol<sub>j</sub>, inst<sub>j</sub>; j 연도의 주가변동성과 기관 비중)

연도	y절편	기관 비중	관찰치	Adj. R <sup>2</sup>
1993	0.3060 (5.34)** <sup>a</sup>	-0.2755 (-2.40)**	18	0.2545
1994	0.3059 (4.85)**	-0.2584 (-2.06)**	18	0.1354
1995	0.2799 (6.39)**	-0.3112 (-3.42)**	23	0.3364
1996	0.2679 (6.52)**	-0.2990 (-3.50)**	24	0.3878
1997	0.3544 (6.75)**	-0.3398 (-2.97)**	25	0.3220
1998	0.4734 (13.32)**	-0.4351 (-5.71)**	25	0.3993
1999	0.3598 (4.87)**	-0.4112 (-2.63)**	26	0.2782
2000	0.3204 (9.78)**	-0.3008 (-4.07)**	26	0.4599
2001	0.3471 (5.77)**	-0.2807 (-2.40)**	27	0.2018
2002	0.2739 (7.99)**	-0.1322 (-1.72)*	24	0.0926
전체	0.3283 (19.25)**	-0.2961 (-8.28)**	236	0.2609

a. 괄호 안은 White(1980)의 heteroscedasticity adjusted t-값임  
 \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

### 3. Pooled 회귀분석

<표 V-1>에서 살펴본 것처럼 기관투자자의 주식 보유 비중과 주가 변동성 사이에 강한 음의 관계가 존재함에도 불구하고, 횡단면 회귀분석 모형만으로 경제적으로 타당성 있는 결론을 이끌어 내기에는 몇 가지

한계가 존재한다. 첫째로 회귀분석을 위한 연도별 관찰치가 충분하지 못하며, 둘째로 주식시장 및 거시경제 전반에 영향을 주는 중요한 변수들이 통제되지 못했기 때문에 기관투자자의 주식 보유만으로 주가변동성을 설명한다는 것은 다소 무리가 있다. 이러한 단점을 해결하기 위해, 여러 변수들을 통제한 pooled 회귀분석 모형을 실시할 필요가 있다. Pooled 회귀분석은 정량적 변수만을 통제한 경우와 정량적·정성적 변수를 동시에 통제하는 두 가지 경우로 나누어 분석하기로 한다. <표 V-2>는 정량적 변수들을 통제한 후 월별 표준편차로 계산된 주가변동성의 pooled 회귀분석 모형의 결과를 보여주고 있다. 연간 수익률, 시가총액과 GDP에 로그를 취한 값, 단기 이자율, 기간 프리미엄, 인플레이션을 순으로 통제 변수들을 하나씩 추가하며 모형의 설명력을 살펴보았다.<sup>59)</sup>

첫 번째 모형에서는 기관투자자의 주식 보유 비중 변수만으로 주가변동성을 회귀분석 하였다. 이는 연도별 더미 변수를 고려하였다는 것 이외에는 <표 V-1>의 연도별 횡단면 회귀분석 모형과 거의 유사하다. 회귀분석 결과는 연도별 횡단면 회귀분석과 마찬가지로 기관투자자의 주식 보유 비중이 주가변동성에 통계적으로 유의적인 음의 영향을 미치는 것으로 나타났다. Adj. R<sup>2</sup> 값은 0.3397로 전체 기간을 대상으로 한 횡단면 회귀분석의 0.2609, 횡단면 회귀분석의 연도별 평균값인 0.2868보다 크며, 따라서 연도 효과를 더미 변수로 고려한 pooled 회귀분석 모형이 좀 더 타당한 모형이라고 하겠다.

59) 연도 더미 변수의 계수는 공간의 제약상 제외하였다.

<표 V-2> 주가변동성의 Pooled 회귀분석: 정량적 변수 통제

$$\text{Pooled 회귀 모형: } \text{vol}_{jt} = \sum_{y=1993}^{2002} \alpha_y \cdot D_{ty} + \beta \cdot \text{inst}_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot X_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

(X<sub>k</sub> = 연간 수익률, log(시가총액), log(GDP), 단기 이자율, 기간 프리미엄, 인플레이션을)

모형	기관 비중	연간 수익률	log(시가총액)	log(GDP)	단기 이자율	기간 프리미엄	인플레이션을	관찰치	Adj. R <sup>2</sup>
#1	-0.2993 (-8.74)** <sup>a</sup>							236	0.3397
#2	-0.2526 (-9.27)**	0.1116 (6.35)**						236	0.5228
#3	-0.2335 (-8.05)**	0.1088 (6.19)**	-0.0059 (-1.60)					236	0.5273
#4	-0.2318 (-7.42)**	0.1086 (6.17)**	-0.0079 (-0.75)	0.0032 (0.24)				236	0.5254
#5	-0.1778 (-6.92)**	0.0659 (4.24)**	-0.0055 (-0.54)	0.0028 (0.22)	0.2362 (5.25)**			236	0.6217
#6	-0.1706 (-6.83)**	0.0527 (4.07)**	0.0065 (0.73)	-0.0086 (-0.73)	0.3253 (7.31)**	0.7671 (3.13)**		207	0.6820
#7	-0.1671 (-6.81)**	0.0476 (2.84)**	0.0069 (0.77)	-0.0093 (-0.78)	0.2433 (2.74)**	0.7473 (3.10)**	0.1302 (0.89)	207	0.6829
#8	-0.1653 (-7.24)**	0.0515 (3.87)**			0.3254 (7.36)**	0.7761 (3.13)**		207	0.6839

a. 괄호 안은 White(1980)의 heteroscedasticity adjusted t-값이며, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

두 번째 모형은 Markowitz(1952)의 연구에서 등장한 수익률과 위험 간의 관계를 확인하기 위해 주가지수로 계산된 연간 수익률을 통제 변수로 추가하였다. 첫 번째 모형과 유사하게 기관투자자의 주식 보유 비중 변수는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가진다. 통제 변수인 연간 수익률은 통계적으로 유의적인 양의 계수를 가지는데, 이는 수익률이 높아질수록 위험이 증가한다는 Markowitz(1952)의 이론과 정합성을 가지는 결과다. 독립변수에 연간 수익률이 추가될 때 Adj.  $R^2$  값이 0.3397에서 0.5228로 급격하게 증가한다는 것도 주목할 만한 부분이다.

다음으로 시가총액에 로그를 취한 값, 시가총액과 GDP에 로그를 취한 값을 통제 변수로 추가하여 세 번째와 네 번째 pooled 회귀분석 모형을 추정하였다. 두 번째 모형보다 독립변수를 추가하였음에도 불구하고 Adj.  $R^2$  값은 세 번째 모형에서 0.5273, 네 번째 모형에서 0.5254로 설명력이 그다지 증가하지 못하였다. 또한 <표 IV-10>의 상관관계 분석에서 보여준 결과와 달리 주가변동성과 통제 변수간의 음의 관계 역시 통계적으로 유의적이지 않다. 이러한 결과는 시가총액에 로그를 취한 값은 주가변동성에 통계적으로 유의적인 음의 효과를, 기관투자자의 주식 보유 비중은 주가변동성에 통계적으로 유의적인 양의 효과를 준다는 Sias(1996)의 연구와 일치되지 않는다. 결국 기관투자자의 주식 보유 비중이 주가변동성에 미치는 강한 음의 효과가 시가총액이 주가변동성에 미치는 음의 효과를 흡수하는 것으로 해석된다.<sup>60)</sup> 시가총액과 GDP를 동시에 고려한 네 번째 회귀 모형에서도 동일한 추론을 할 수 있다.

60) <표 V-2>에 제시하지는 않았지만, 기관투자자의 주식 보유 비중이 고려되지 않은 pooled 회귀분석 모형에서 시가총액과 GDP에 로그를 취한 변수는 주가변동성에 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가진다는 것을 확인할 수 있었다. 또한 시가총액이 GDP 보다 주가변동성에 강한 음의 효과를 미치고 있다는 것을 확인할 수 있었다.

다섯 번째와 여섯 번째 pooled 회귀 모형에서는 단기이자율과 기간 프리미엄을 독립변수로 각각 추가하였다.<sup>61)</sup> 장·단기 금융시장의 안정성을 보여주는 두 독립변수는 주가변동성에 통계적으로 유의적인 양의 효과를 미치고 있으며, Adj. R<sup>2</sup> 역시 이전의 모형보다 각각 0.10p와 0.06p가 증가하였다. 이러한 결과는 단기 이자율과 기간 프리미엄이 금융시장의 안정성을 유의적으로 설명하고 있다는 것을 보여준다. 두 변수가 커진다는 것은 금융시장이 불안정해짐을 의미하며, 이는 궁극적으로 주식시장에 불안 요인으로 작용하여 주가변동성을 증대시킬 것이다.<sup>62)</sup>

일곱 번째 모형은 인플레이션을 통제 변수로 추가하고 있다. <표 IV-10>에서 살펴본 주가변동성과 인플레이션을 사이의 통계적으로 유의한 양의 상관관계에도 불구하고, 일곱 번째 모형에서 인플레이션은 주가변동성에 통계적으로 유의적인 계수를 갖지 못하고 있다. 이는 단기 이자율과 기간 프리미엄이 주가변동성에 강한 양의 효과를 미쳐, 인플레이션율이 주가변동성에 미치는 양의 효과를 흡수하는 것으로 설명될 수 있을 것이다.

지금까지의 일곱 가지 모형에서 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄은 통계적으로 유의적인, 시가총액과 GDP에 로그를 취한 값과 인플레이션율은 통계적으로 유의적이지 않은 관계를 보여주었다. 따라서 마지막 여덟 번째 모형에서는 통계적으로 유의적으로 나타난 세 가지 독립변수만을 통제한 결과를 살펴보았다. 이전 모형과 마찬가지로 기관투자자 주식 보유 비중은 주가변동성에 음의 계수를, 통제 변수인 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄은 주가변동성에 양의 계수를 보여

61) 여섯 번째 모형부터는 기간 프리미엄이 독립변수에 추가되는데, 자료 입수의 한계로 관찰치가 이전 분석의 236개에서 207개로 감소한다. 자세한 설명은 제 III장을 참고하시오.

62) 이자율의 증가는 시중 유동자금을 주식시장에서 채권시장으로 이전시키는 효과가 있다는 측면에서도 주가변동성 증대를 설명할 수 있다.

주고 있다. 결론적으로 연간 주가변동성의 68.39%는 본 연구의 4개의 정량적 변수로 설명되어질 수 있다고 하겠다.

<표 V-2>에서 기관투자자의 주식 보유 비중이 주가변동성에 음의 영향을 주는 것으로 나타났지만, 다른 방법으로 주가변동성을 계산한 경우에도 일관된 결론을 얻을 수 있는가를 확인해 볼 필요가 있다. 이러한 관점에서 월별 표준편차뿐만 아니라 일별 표준편차와 극단치 지표를 사용하여 <표 V-2>에서 확인된 세 가지의 독립변수를 통제한 pooled 회귀분석을 실시할 필요가 있다.<sup>63)</sup> <표 V-3>은 여러 가지 방법으로 도출된 주가변동성의 pooled 회귀분석 결과를 보여주고 있다.<sup>64)</sup>

일별 표준편차로 계산된 주가변동성과 기관투자자 주식보유 비중은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가지고 있으며 Adj. R<sup>2</sup>는 0.3856으로 월별 표준편차의 0.3397보다 비교적 높다. Pooled 회귀분석 모형에 연간 수익률이 독립변수로 포함된 경우, 기관투자자 주식 보유 비중이 주가변동성에 통계적으로 유의적인 음의 효과를 준다는 결과는 변하지 않는다. 이러한 기관투자자의 영향은 단기 이자율과 기간 프리미엄을 독립변수에 포함한 경우에도 변하지 않으나, 이전의 모형에서 통계적으로 유의적인 양의 계수를 가졌던 연간 수익률은 유의적이지 않게 변하고 있다.

극단치 지표는 월별(또는 일별) 표준편차와는 측정 과정에서 차이를 보여준다. <표 IV-3>의 평균 분석에서 살펴본 것처럼, 극단치 지표 수치는 다른 주가변동성 지표보다 2배 정도 크다. 그러므로 기관 비중 계수의 크기 역시 다른 주가변동성 지표보다 절대값이 클 것으로 예상할 수 있으며, 실제로 다른 주가변동성 지표보다 크게 나타나고 있다. 계수의

63) 월별 표준편차, 일별 표준편차, 극단치 지표의 계산 방법은 제IV장을 참고하십시오.

64) 월별 표준편차로 측정된 주가변동성의 경우는 방법의 차이가 없으므로 <표 V-2>의 결과와 동일하다.

부호는 월별 표준편차나 일별 표준편차로 계산된 주가변동성 방향과 일치하고 있다. 결론적으로 주가변동성 측정 방법에 여러 가지로 변화를 주더라도 기관투자자 주식 보유 비중의 음의 효과는 매우 강하게 유지되고 있음을 알 수 있다.

#### 4. IMD의 질적 변수와 주가변동성

기관투자자의 주식 보유 비중과 주가변동성간의 관계를 보다 심층적으로 분석하기 위해, 본 연구는 내부자 거래의 부존재, 투자자 보호, 주주의 권리 및 책임, 투자 유인, 금융기관의 투명성 등 다섯 가지의 정성적 변수를 추가적인 통제 변수로 사용하였다. 정량적 변수와 정성적 변수를 통제한 pooled 회귀분석 모형의 결과가 <표 V-4>에 나와 있다. 회귀 모형은 여섯 가지로 설정하였는데, 정량적 변수는 <표 V-2>에서 통계적으로 유의적인 결과를 보인 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄을 선택하였다. <표 V-4>의 여섯 가지 모형 모두에서 가장 명확하게 나타나는 현상은, 기관투자자의 주식 보유 비중이 유의수준 5%에서 주가변동성에 통계적으로 유의적인 음의 효과를 가진다는 것이다. 이러한 결과는 기관투자자의 주식 보유 증가가 정량적 변수와 정성적 변수를 모두 고려한 경우에도 주가변동성의 감소를 가져온다는 것을 의미한다.

<표 V-3> 여러 가지 주가변동성의 Pooled 회귀분석

$$\text{Pooled 회귀 모형: } \text{vol}_{jt} = \sum_{y=1993}^{2002} \alpha_y \cdot D_{ty} + \beta \cdot \text{inst}_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot X_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

(X<sub>k</sub> = 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄)

변동성 측정치	기관 비중	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄	관찰치	Adj. R <sup>2</sup>
	-0.2993 (-8.74)** <sup>a</sup>				236	0.3397
월별 표준편차	-0.2526 (-6.27)**	0.1116 (6.35)**			236	0.5228
	-0.1653 (-7.24)**	0.0515 (3.87)**	0.3254 (7.36)**	0.7761 (3.13)**	207	0.6839
일별 표준편차	-0.2300 (-8.90)**				236	0.3856
	-0.2080 (-8.55)**	0.0525 (5.69)**			236	0.4477
	-0.1419 (-6.92)**	-0.0059 (-0.70)	0.3056 (11.96)**	0.5140 (3.23)**	207	0.6437
극단치 지표	-0.8353 (-4.56)**				236	0.1384
	-0.4834 (-5.83)**	0.8423 (10.56)**			236	0.7443
	-0.3450 (-4.29)**	0.7258 (8.58)**	0.6978 (2.98)**	1.3486 (0.83)	207	0.7918

a. 괄호 안은 White(1980)의 heteroscedasticity adjusted t-값이며, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

<표 V-4> 주가변동성의 Pooled 회귀분석: 정량적·정성적 변수 통제

$$\text{Pooled 회귀 모형: } \text{vol}_{jt} = \sum_{y=1993}^{2002} \alpha_y \cdot D_{ty} + \beta \cdot \text{inst}_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot X_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

(X<sub>k</sub> = 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄, 내부자 거래의 부존재, 투자자 보호, 주주의 권리 및 책임, 투자 유인, 금융기관의 투명성)

모형	기관 비중	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄	내부자 거래 부존재	투자자 보호	주주의 권리 및 책임	투자 유인	금융기관의 투명성	관찰치	Adj. R <sup>2</sup>
#1	-0.2334 (-6.43)** <sup>a</sup>				-0.0191 (-2.72)**					234	0.3582
#2	-0.2987 (-8.78)**					-0.0014 (-0.15)				234	0.3363
#3	-0.2298 (-6.39)**				-0.0200 (-2.70)**	0.0057 (0.59)				234	0.3561
#4	-0.1463 (-4.52)**	0.0509 (3.81)**	0.3211 (7.50)**	0.8001 (3.38)**	-0.0065 (-0.98)	-0.0056 (-0.72)				205	0.6864
#5	-0.1574 (-2.78)**	0.0620 (3.14)**	0.3746 (5.50)**	0.5299 (1.73)*	-0.0047 (-0.50)	0.0053 (0.49)	0.0000 (0.00)	-0.0096 (-1.58)		133	0.6492
#6	-0.1791 (-2.77)**	0.0247 (1.13)	0.4835 (4.23)**	0.9850 (2.33)**	0.0026 (0.26)	0.0049 (0.28)	0.0125 (0.65)	-0.0042 (-0.68)	-0.0073 (-0.38)	89	0.6412

a. 괄호 안은 White(1980)의 heteroscedasticity adjusted t-값이며, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

첫 번째 모형에서 내부자 거래의 부존재 정도는 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가진다. 이처럼 내부자 거래가 감소함에 따라 주가변동성이 감소하는 현상은 논리적으로 타당하다고 보여진다. 두 번째 모형에서 투자자 보호 변수는 통계적으로 유의적이지 않은 계수를 가진다. 내부자 거래의 부존재 정도와 투자자 보호를 동시에 고려한 세 번째 모형에서는 내부자 거래의 부존재 정도만이 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가진다. 네 번째 모형부터는 정성적 변수 이외에 정량적 변수들을 포함시켰다. 정량적 변수가 포함되면서 나타나는 현상은 정성적 변수의 통계적 유의성이 없어진다는 것이다. 즉, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적이었던 내부자 거래의 부존재 변수는 정량적 변수를 추가로 통제할 경우 통계적 유의성을 잃게 된다. 이러한 현상은 정량적 변수들이 정성적 변수들의 효과를 흡수하기 때문으로 해석될 수 있다. 다섯 번째와 여섯 번째 pooled 회귀분석은 정성적 변수에 주주의 권리 및 책임, 투자 유인, 금융기관의 투명성을 추가한 모형이다. 이 경우에도 정량적 변수들이 정성적 변수들의 효과를 흡수하여, 정성적 변수의 통계적 유의성은 나타나지 않고 있다.<sup>65)</sup>

## 5. 기관 유형별 주식 보유와 주가변동성

제II장에서 설명한 것처럼 기관투자자는 연금 펀드, 투자회사, 보험회사, 기타 기관투자자의 네 가지 유형으로 나눌 수 있다. “어떠한 기관투자자 유형의 주식 투자가 주가변동성을 가장 크게 감소시키는가?”라

65) 정량적 변수를 추가할 경우 정성적 변수의 통계적 유의성이 떨어지는 이유에는 기관투자자의 주식 보유 비중이 정성적 변수들의 설명력을 상당 부분 흡수하고 있기 때문이라고 해석할 수도 있다. 즉, 내부자거래가 흔하지 않고 투자자 보호가 잘 되어 있을수록 주가변동성이 작을 것으로 추론되지만, 이런 나라일수록 기관투자자의 역할이 잘 정립되어 있는 경우가 많기 때문이다.

는 질문에 답하기 위해서는, 각 기관투자자 유형별로 회귀분석을 실시하여야 한다.

<표 V-5>는 기관투자자 유형별 pooled 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 유형별 회귀분석 모형의 Adj.  $R^2$ 는 연금 펀드가 0.6990으로 가장 높으며, 나머지 유형들은 보험 회사 0.6317, 투자회사 0.6163, 기타 기관투자자 0.6123로 비슷한 설명력을 가진다. 연간 수익률, 단기 이자율, 이자율의 기간 프리미엄의 통제 변수는 모든 기관투자자 유형에서 동일하게 통계적으로 유의적인 양의 계수를 가지고 있으며, 계수의 크기와 t-값은 네 가지 유형에서 매우 유사한 성향을 보이고 있다.

본 연구의 주된 관심은 기관투자자 유형별 주식 보유 비중 변수의 계수이다. <표 V-5>는 기타 기관투자자를 제외한 연금 펀드, 투자회사, 보험회사에서 기관투자자 주식 보유 비중이 주가변동성과 통계적으로 유의적인 음의 계수를 가지고 있음을 보여주고 있다. 세 가지 유형 중에서는 연금 펀드가 -0.3186의 계수와 -9.98의 t-값을 보여주어 가장 뚜렷한 성향을 보이고 있어, 주가변동성에 가장 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. Pooled 회귀분석 모형을 통해 기타 기관투자자를 제외한 나머지 유형의 주식 투자는 주가변동성을 감소시키는 데 중요한 역할을 한다고 결론을 내릴 수 있다. 즉, 기관투자자의 주식 보유 증대가 주가변동성을 감소시킨다는 것은 특정 유형의 기관투자자에서만 발생하는 현상이 아니며, 정도의 차이는 있겠지만 기관투자자의 주식 투자 증가는 주식시장의 안정화에 긍정적인 영향을 줄 수 있을 것으로 기대할 수 있다.

<표 V-5> 기관투자자 유형별 주가변동성의 Pooled 회귀분석

$$\text{Pooled 회귀 모형: } \text{vol}_{jt} = \sum_{y=1993}^{2002} \alpha_y \cdot D_{ty} + \beta \cdot \text{inst}_{jt} + \sum_{k=1}^K \gamma_k \cdot X_{kjt} + \varepsilon_{jt}$$

(X<sub>k</sub> = 연간 수익률, 단기 이자율, 기간 프리미엄)

기관투자자 유형	기관 비중	기관 비중	기관 비중	기관 비중	연간 수익률	단기 이자율	기간 프리미엄	관찰치	Adj. R <sup>2</sup>
연금 펀드	-0.3186 (-9.98)** <sup>a</sup>				0.0491 (3.65)**	0.3615 (7.83)**	0.8382 (3.30)**	207	0.6990
투자회사		-0.1348 (-2.35)**			0.0515 (3.63)**	0.3790 (7.92)**	0.8445 (3.23)**	207	0.6163
보험회사			-0.1853 (-4.54)**		0.0513 (3.63)**	0.3658 (7.67)**	0.8317 (3.15)**	207	0.6317
기타 기관투자자				0.2374 (1.76)*	0.0499 (3.44)**	0.4022 (8.00)**	0.8664 (3.20)**	207	0.6123

a. 괄호 안은 White(1980)의 heteroscedasticity adjusted t-값이며, \*, \*\*는 각각 10%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의적임을 의미함

이러한 유형별 분석 결과의 예외로는 기타 기관투자자를 들 수 있다. 기타 기관투자자 주식 보유 비중 변수 계수는 0.2374로 양의 값을 가져, 유의수준 10%에서 통계적으로 유의적이다. 다른 기관투자자 유형들과의 차이를 분석하기 위해서는 기타 기관투자자의 주식 보유 수준을 확인해 볼 필요가 있다. 제Ⅱ장에서 살펴보았던 <그림 Ⅱ-4>의 Panel A는 1992년부터 2002년의 10년간 각 기관투자자 유형의 절대적 주식 보유 추이와 유형별 기관투자자가 차지하는 상대적 비중을 보여주고 있다. 그 중 투자회사의 성장이 가장 두드러진 특징이다. 주식 보유액은 1992년 \$7,970억에서 2001년 \$4조8천억, 상대적 비중은 1992년 14.9%에서 33.8%로 급성장하고 있다. 연금 펀드의 경우 시간의 경과에 따라 상대적 비중은 감소하고 있지만 절대 규모로는 가장 큰 값을 차지하고 있다. 보험회사는 상대적 비중은 10년간 거의 일정한 수준을 유지하고 있다. 반면, 기타 기관투자자의 경우 전체 기관투자자의 주식 투자에서 차지하는 상대적 비중이 1992년 10.3%에서 2001년 5.9%로 감소하였다. 이는 기타 기관투자자의 영향력이 지속적으로 감소하고 있음을 의미한다. 절대적 규모 측면에서도 기타 기관투자자의 주식 보유액은 2001년 말 현재 \$8,350억에 불과하여 전체 기관투자자의 \$14조2,020억에 크게 미치지 못하고 있다. 따라서 기타 기관투자자의 통계적으로 유의적인 양의 계수가 주가 변동성을 증대시킨다는 것과 동일하게 해석되기에는 다소 무리가 있다.

## 6. 실증 분석 결과의 요약

실증 분석의 결론은 다음과 같다. 첫째, 횡단면 회귀분석은 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이에는 통계적으로 유의적인 음의 관계가 있음을 보여주었다. 둘째, pooled 회귀분석을 통해 연도 효과와 다른 변수를 통제한 후에도 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 간에는 통계적으로 유의적인 음의 관계가 유지되고 있음을 알 수 있었다. 셋째,

주가변동성에 영향을 주는 요인에는 기관투자자의 주식 보유 이외에도 연간 수익률, 단기 이자율, 이자율의 기간 프리미엄 등이 존재한다. 넷째, 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이의 음의 관계는 주가변동성의 종류와 관계없이 성립한다. 다섯째, IMD 자료인 정성적 변수들이 주가변동성에 미치는 효과는 정량적 변수에 의해 대부분 설명된다. 마지막으로, 주가변동성에 대한 기관투자자의 효과는 연금 펀드, 투자회사, 보험회사 모두에 대해 성립한다.

<표 II-1>에서 언급한 것처럼 기관투자자는 주식시장 전반에 대한 다양한 이해와 양질의 정보를 보유하고 있으며 투자자 보호를 위해 선관주의 원칙에 입각한 투자를 하고 있다고 판단된다. 이러한 Sias(1996)의 이론적 지적과 본 연구의 실증 분석 결과를 종합하면 기관투자자의 주식 보유 비중 확대가 주식시장의 안정성을 높일 가능성이 높다고 추론할 수 있다.



## VI. 맺음말

---



## VI. 맺음말

본 연구는 기관투자자의 주식 투자가 주가변동성에 어떠한 영향을 주는가를 전체 OECD 국가를 대상으로 하여 살펴보았다. 이를 위해 OECD 자료를 사용하여 횡단면 회귀분석과 pooled 회귀분석 방법을 통해 다음과 같은 결과를 얻을 수 있었다.

첫째, 기관투자자의 역할과 영향력은 분석 대상 기간인 1992년부터 2001년의 10년 동안 꾸준히 증가하였다. OECD 국가 기관투자자의 금융 자산은 지속적으로 성장하였으며, 그 중 주식 운용액의 증가가 가장 두드러짐을 확인할 수 있었다. 둘째, 횡단면 회귀분석과 pooled 회귀분석을 통해 기관투자자의 주식 보유 증가는 주식시장의 변동성을 감소시킬 수 있었으며, 시가총액 등 다양한 정량적 경제 변수를 통제한 경우에도 동일한 결론을 얻을 수 있었다. 셋째, 독립변수인 기관투자자의 주식 보유액을 유형별로 세분한 경우와 종속변수인 주가변동성 계산 방법을 달리한 경우에도 기관투자자의 주식 보유와 주가변동성 사이에는 통계적으로 유의적인 음의 관계를 나타내었다. 마지막으로 IMD의 정성적 자료를 통제 변수에 추가한 경우 정성적 변수의 통계적 유의성은 확인되지 않지만, 기관투자자의 주식 보유액과 주가변동성 간에는 음의 관계를 보여주었다.

일반적으로 자본시장의 규제 당국자들은 자국 주식시장을 안정화시키기 위해 다양한 노력을 기울이고 있다. 주식시장의 안정성이 존재하지 않는 한 장기 안정적 성향을 가진 투자자들의 자금 유입은 크게 기대할 수 없기 때문이다. 장기 투자자들의 주식시장 참여가 증대될 때 기업의 자금 조달이 좀 더 원활해질 것이며, 이로 인해 기업의 투자 및 성장이 가속화될 것이다. 결과적으로 주식시장의 원활한 자금 조달은 국가 경제

의 발전에 기여할 것이며, 이러한 현상은 주식시장의 안정화를 추가적으로 가져오는 선순환 구조로 연결될 것이다.

그렇다면 어떠한 방법으로 주식시장을 안정화시킬 수 있을 것인가? 이에 대해서는 여러 가지 해결책이 존재하겠지만, 본 연구에서는 기관투자자의 기반을 조성해야 한다는 것을 정책적 시사점으로 제시하고자 한다. 주식시장의 발전이 미흡한 국가일수록 기관투자자의 중요성이 더 증가할 것이다.

우리나라의 기관투자자 위상이 아직 정립되지 못했음은 OECD 국가와의 상대적 비교를 통해 확인할 수 있다. 2001년 말 현재 우리나라의 GDP 대비 기관투자자의 금융자산 보유 비중은 0.68배로 27개 OECD 국가의 가중평균 수치인 1.35배에 크게 미치지 못하고 있다. 한편, 2001년 말 현재 우리나라의 시가총액 대비 기관투자자의 주식 보유 비중은 0.10배로 OECD 국가의 가중평균 수치인 0.56배에 역시 미치지 못하고 있다. 결국 우리나라의 경우 경제 수준에 부합하는 기관투자자의 양적, 질적 성장이 현 시점에서 요구되며, 이를 통해 자본시장의 안정도 이루어질 것이다.

마지막으로 기관투자자 육성에 대한 정책적 방향을 각 산업별로 살펴보고자 한다. 보험 산업의 경우 실적 배당 형식의 변액 연금 및 변액 보험 등을 중심으로 한 상품을 지속적으로 개발하고 판매에 매진할 필요가 있다. 펀드 산업의 경우 투자자의 신뢰성 확보가 가장 필수적이며, 장기적 안목으로 투자자 요구에 부응할 수 있는 다양한 상품을 업계 차원에서 개발하고 판매할 필요가 있다. 연금 산업의 경우 2005년 12월부터 실시될 예정인 퇴직연금 펀드의 운용에 전력을 기울일 필요가 있으며, 개인연금 제도를 대폭 개선하여 퇴직연금, 국민연금 제도와의 연계성을 가질 수 있게 정비할 필요가 있다. 국민연금 제도도 부분적으로 개인 계정화를 실시하여 한 기관으로의 지나친 자금 집중을 방지하고, 재

정 문제를 부분적으로 해소해야 할 필요가 있다. 결국 이러한 기관투자자의 육성은 노령화 시대를 맞이하는 우리나라의 사회 문제를 해소하는 하나의 방안이 될 수 있을 것이다.



## 참 고 문 헌

---



## 참 고 문 헌

### 1. 국내 자료

- 고광수, 2003, 『자산운용업의 바람직한 방향에 관한 연구』, 한국증권연구원 연구보고서 03-07.
- 고광수·김근수, 2005, 『한국·일본·중국의 기관투자자 비교 연구』, 한국증권연구원 연구보고서 05-01.
- 김재철, 2005, 『가계의 주식보유 비중 결정 요인에 대한 연구』, 한국증권연구원 연구보고서 05-02.

### 2. 국외 자료

- 동경증권거래소, 2003, 『동증통계월보』.
- Allen, F., 2001, "Do financial institutions matter?" *Journal of Finance* 56, 1165-1175.
- Allen, F. and D. Gale, 2001, *Comparing financial systems*, The MIT Press.
- Baltagi, Badi H., 2001, *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, Ltd.
- Binder, John J. and Matthias J. Merges, 2001, "Stock market volatility and economic factors," *Review of Quantitative Finance and Accounting* 17, 5-26.

- Black, F., 1986, "Noise," *Journal of Finance* 41, 529-543.
- Chan, L. and J. Lakonishok, 1993, "Institutional trades and intraday stock price behavior," *Journal of Financial Economics* 33, 173-200.
- Chan, L. and J. Lakonishok, 1995, "The behavior of stock prices around institutional trades," *Journal of Finance* 50, 1147-1174.
- Chiyachantana, C. N., P. K. Jain, C. Jiang, and R. A. Wood, 2004, "International evidence on institutional trading behavior and price impact," *Journal of Finance* 59, 869-898.
- Choe, H., B.-C. Kho and R. M. Stulz, 1999, "Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997," *Journal of Financial Economics* 54, 227-264.
- Davis, P. and B. Steil, 2001, *Institutional investors*, The MIT Press.
- De Long, J. B., A. Shleifer, L. Summers and R. J. Waldmann, 2001, "Noise trader risk in financial markets," *Journal of Political Economy* 98, 703-738.
- Dennis, P. J. and D. Strickland, 2002, "Who blinks in volatile markets, individuals or institutions?" *Journal of Finance* 57, 1923-1949.
- Downes, J. and J. E. Goodman, 2003, *Dictionary of Finance and Investment Terms*, 6th ed, 335-336. Barron's Educational Series, Inc.
- Edelen, R. and J. Warner, 2001, "Aggregate price effects of institutional trading: A study of mutual fund flow and market returns," *Journal of Financial Economics* 59, 195-220.
- Friedman, B. M., 1996, "Economic implications of changing share ownership," *Journal of Portfolio Management* 23, 59-70.

- Froot, K. A. and A. F. Perold, 1995, "New trading practices and short-run market efficiency," *Journal of Futures Markets* 7, 731-765.
- Froot, K. A., A. F. Perold and C. J. Stein, 1992, "Shareholder trading practices and corporate investment horizons," *Journal of Applied Corporate Finance*, 42-58.
- Gompers, P. A. and A. Metrick, 2001, "Institutional investors and equity prices," *Quarterly Journal of Economics* 116, 229-259.
- Grinblatt, M. and M. Keloharju, 2000, "The investment behavior and performance of various investor types: A study of Finland's unique data set," *Journal of Financial Economics* 55, 43-67.
- Griffin, J. M., J. H. Harris and S. Topaloglu, 2003, "The dynamics of institutional and individual trading," *Journal of Finance* 58, 2285-2320.
- Jones, C. and M. Lipson, 1999. "Execution cost of institutional equity orders," *Journal of Financial Intermediation* 8, 123-140.
- Keim, D. and A. Madhavan, 1997, "Transaction costs and investment style: an inter-exchange analysis of institutional equity trades," *Journal of Financial Economics* 46, 265-292.
- Kim, K. A. and J. R. Nofsinger, 2005, "Institutional herding, business groups, and economic regimes: Evidence from Japan," Forthcoming in *Journal of Business* 78 (1) in January.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, R. W. Vishny, O. Hart and G. L. Perry, 1992, "The structure and performance of the money management industry," *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, 339-391.

- Markowitz, Harry, 1952, Portfolio selection, *Journal of Finance* 7(March 1952), 77-91.
- Nofsinger, J. R. and R. W. Sias, 1999, "Herding and feedback trading by institutional and individual investors," *Journal of Finance* 54, 2263-2295.
- OECD, 2003, *Institutional Investors Statistical Yearbook 2003*.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R. W. Vishny, 1998, "Law and Finance," *Journal of Political Economy* 106, 1113-1155.
- Puckett, A., 2004, "Who blinks revisited: Evidence from daily institutional trading," University of Georgia, Terry College of Business, Working paper.
- Reilly, F., 1977, "Institutions on trial: Not guilty," *Journal of Portfolio Management* (Winter 1977), 5-10.
- Reilly, F. Jr. and J. Wachowicz, 1979, "How institutional trading reduces market volatility," *Journal of Portfolio Management* (Winter 1979), 11-17.
- Sadorsky, Perry, 2003, "The macroeconomic determinants of technology stock price volatility," *Review of Financial Economics* 12, 191-205.
- Schwert, G. William, 1989, "Why does stock market volatility change over time?" *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
- SEC, 1971, *Institutional Investor Study*.
- Sias, R., 1996, "Volatility and the institutional investor," *Financial Analysts Journal* (March/April 1996), 13-20.

- Sias, R. W., 2004, "Institutional herding," *Review of Financial Studies* 17, 165-206.
- Stoll, H. R., 2003, *Market microstructure*, In *Handbook of the Economics of Finance*, Edited by G.. M. Constantinides, M. Harris, and R. Stulz. Elsevier Science B.V.
- Wermers, Russ, 1999, "Mutual fund herding and the impact on stock prices," *Journal of Finance* 54, 581-622.
- White, H., 1980, "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity," *Econometrica* 48, 817-838.

### 3. 웹사이트

- OECD, [www.oecd.org](http://www.oecd.org)
- 세계증권거래소연맹, [www.fibv.com](http://www.fibv.com)
- 체코증권거래소, [www.pse.cz](http://www.pse.cz)
- 헝가리증권거래소, [www.bse.hu](http://www.bse.hu)
- 아이슬란드증권거래소, [www.icex.is](http://www.icex.is)
- 슬로바키아증권거래소, [www.bsse.se](http://www.bsse.se)