

투자자 유형과 주가의 관계에 관한 연구

구맹희* · 이윤선**

〈요 약〉

본 연구는 투자자 집단에 따라 그 매매에 있어서 주가와와의 관련성을 분석하고자 하였다. 투자자 집단의 매매 성향은 월별 순매매율로 측정하였으며 주가의 대응변수는 한국종합주가지수(KOSPI)의 월별 수익률로서 분석에 사용된 기간은 1992년 1월부터 1999년 12월 까지이다.

분석을 위한 방법론으로 상관분석과 회귀분석을 이용하였다. 상관분석은 스피어만 순위상관 분석을 이용하여 KOSPI와 각 투자자 집단의 순매매 비중의 상관계수를 도출하였으며 그 결과 KOSPI와 개인투자자의 순매매와는 음의 유의적 상관관계를, KOSPI와 외국인 투자자의 순매매율은 양(+)의 유의적 상관관계를 알 수 있었다. 그러나 기관투자자의 경우 기관투자자 전체 범주로 볼 때 유의적 상관관계가 없었으나 세분화된 기관투자자 일부는 유의적 상관관계를 보였다.

또한 본 연구는 KOSPI와 각 투자자 집단의 매매에 대한 인과관계를 추론한 바 외국인 투자자의 매매는 KOSPI에 영향을 주며 개인투자자의 매매는 오히려 KOSPI에 영향을 받는 것으로 보였다. 그러나 기관투자자의 경우 세부기관마다 그 매매의 성격을 달리하는 것으로 보였다. 이러한 분석결과를 바탕으로 회귀분석을 실시하였으며 그 분석결과 외국인 투자자와 기관투자자 가운데 증권사와 투신사의 경우, 순매수가 늘어날수록 주가는 상승하고 순매도가 늘어날수록 주가는 하락하는 것을 확인할 수 있었으며 반면 개인투자자의 매매는 KOSPI 주가에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉 주가가 상승할수록 매도에 치중하고 주가가 하락할수록 매수에 치중하는 것으로 분석되었다. 기관투자자 가운데 보험사의 매매 역시 주가에 영향을 받는 것으로 나타났다.

본 연구의 성과로는 특정 투자자 집단이 주가의 움직임에 따라 매매를 하는 수동적 전략의 의미보다는 적극적으로 주가를 움직이는 주체로서 외국인투자자와 일부 기관투자자의 존재를 확인할 수 있었다는 점이며, 주가 움직임에 따른 개인투자자와 일부 기관 투자자의 수동적 매매 스타일과 기관투자자 사이의 투자스타일의 이질성을 통계적으로 확인할 수 있었다는 데에 있다.

* 부산대학교 경영학부 교수

** 동주대학 비즈니스정보계열 조교수

I. 서론

이론적으로 볼 때, 시장포트폴리오가 효율적 포트폴리오임에도 불구하고 실재는 증권시장에 참여하는 많은 투자자들은 시장포트폴리오를 구성하는 수동적 전략을 따른다기보다는 어떤 기준에 의하여 적극적으로 주식을 선택하거나 특정한 매매기법에 의거하여 투자시기를 결정하는 경우가 많다. 그 결과 많은 투자자들이 일시에 동일한 방향으로 주문이 몰리면 주가는 큰 폭으로 움직일 수 있다. 최근 일부 언론 보도에 의하면 ‘외끌이 장세’ 또는 ‘쌍끌이 장세’ 등의 표현으로 외국인 투자자와 기관투자자의 주가 영향력을 높이 평가하는 경향이 있다. 1992년 외국인에게 증권시장이 개방된 이래 외국인 투자자의 주식보유비율이 꾸준히 증가하여 '99년 말 12.4%에 달하고 있다. 그러나 시장에서 제일 큰 매매세력은 개인투자자라고 할 수 있다('99년 말 주식보유비중 약 40%). 그럼에도 불구하고 개인투자자들이 주가에 미치는 영향이 기관투자자나 외국투자자에 미치지 못한 것으로 인식되고 있는 타당한 근거가 있는가?

이에 기관투자자나 외국인 투자자의 주가영향력에 대한 실증적 검증이 필요하다고 볼 수 있다. 만약 특정 투자자 집단의 주가영향력이 다른 투자자 집단보다 상대적으로 더 크다면 특정 투자자 집단의 투자행태에 따른 새로운 신호로 인식될 수 있으며 또한 주식시장에서 주가의 불안정성을 심화시키는 결과를 가져올 수도 있다. 이미 미국의 연구에 의하면 기관투자자의 매매가 주가를 더욱 불안정하게 만드는 요인이 되는가에 대하여 많은 논란과 연구가 있어 왔다. 즉 기관투자자 사이에는 다른 기관의 매매로부터 투자의 질에 대한 정보를 추론하려 하기 때문에 무리현상(herding)이 발생하여 주가를 불안정하게 하며 또한 기관투자자의 추세전략이나 정의 피드백매매전략(positive feedback strategy) 역시 주가가 상승하는 종목을 매수하고 하락하는 종목은 매도하여 주가를 불안정하게 할 것이라는 것이다. 이에 반하여 기관투자자는 이성적이고 개인투자자의 견해의 변화에 대응하는 냉철한 투자자이므로 오히려 주가를 안정화 시킨다는 주장도 있다.

본 논문은 먼저 기관투자자의 주가에 미치는 영향에 대한 다양한 가설을 검토하고, 우리나라에서 특정 투자자 집단의 매매가 과연 주가에 영향을 주는지 실증적으로 검증하고자 하였으며 역으로 투자자의 매매가 주가에 영향을 받는지에 대한 검증도 실시하고자 하였다. 기관투자자의 경우 투자자 집단의 동질성을 위하여 엄밀하게 구분함으로써 실증분석의 분석효과를 높이고자 하였다.

어떤 특정 투자자 집단의 주가영향력이 상대적으로 다른 투자자 집단보다 크다면 주가를 불안정하게 한다면 그 투자자 집단의 매매정보는 새로운 신호로 인식될 수 있으며 투자자 집단의 투자전략은 조금 더 다양해 질 수 있다.

본 연구는 II장에서 기관투자자의 주가에 대한 영향에 관한 여러가지 이론들을 살펴보고 기존연구를 검토하였다. 제 III장에서는 실증분석에 대하여 방법론과 자료를 기술하고 실증분석결과에 대하여 해석하고 원인 분석하였다. 제 IV장은 본 논문의 결론으로 하였다.

II. 이론 및 선행연구

기관투자자¹⁾의 주가에 미치는 영향에 관하여는 두 가지 상반된 가설이 있다. 기관투자자의 매매가 주가를 불안정하게 한다는 가설과 주가를 불안정하게 하지 않는다는 가설이 그것이다. 주가를 불안정하게 만든다는 가설은 대체로 두 가지로 설명할 수 있다. 먼저 기관투자자의 무리현상(herding) 또는 기관투자자 사이의 매매가 서로 상관되어 있을 때 주가를 불안정하게 할 수 있다는 것이다. 이럴 때 기관투자자의 수요는 일시에 크게 늘어날 수 있으며 주가에 대한 영향은 매우 크다고 볼 수 있다. Shiller and Pound(1989)의 연구결과에 의하면 기관투자자는 각기 다른 기관투자자의 매매로부터 투자의 질에 관한 정보를 추론하려고 하며 결과적으로 무리현상을 일으킨다고 하였다. 한편 Scharfstein and Stein(1990)에 의하면 펀드매니저는 독자적인 투자 전략을 따름으로써 성과가 다른 펀드매니저에 뒤 처지는 것을 회피하기 위하여 다른 펀드매니저와 마찬가지로 동일한 주식을 보유하려는 동기를 갖게 된다고 하였다. Lakonishok, Shleifer and Vishny(1992 a)에 의하면 기관투자자는 모두 동일한 외부 신호 즉 배당의 변화나 애널리스트의 추천과 같은 신호에 서로 상관되어 반응하게 되고 결과적으로 무리현상을 일으키게 된다고 하였다.

기관투자자의 매매가 주가를 불안정하게 만든다는 또 다른 주장은 기관투자자의 매매전략에 기인하기 때문이라는 것이다. 기관투자자의 전략은 펀더멘탈에 기초하지 않는 경향이 있는데 펀더멘탈 전략(fundamental strategy)은 성과가 나타나는데 종종 오랜 시간이 걸리며 흔히 인덱스와 같은 벤치마크에 비하여 단기적으로 나쁜 성과를 가

1) 여기서 기관투자자의 범주에는 우리나라의 경우 외국인 투자자를 포함하는 광의의 개념이다. 우리나라에서 외국인 투자자는 외국인 개인도 포함되어 있지만 대부분 외국의 기관투자자로 볼 수 있다.

져올 수 있다. 펀드매니저는 성과가 좋지 않을 때에는 언제라도 교체될 수 있으므로 펀더멘탈에 기초한 전략은 펀드매니저를 곤경에 처할 수 있다. 따라서 펀드매니저들은 펀더멘탈이 아닌 기술적 분석이나 피드백 매매(feedback strategy)와 같은 단기적 전략을 따른다는 것이다. Cutler, Poterba and Summers(1990)에 의하면 잠재적으로 불안정한 단기전략의 예로 추세전략이나 정의 피드백전략(positive feedback strategy)을 들고 있다. 이 전략은 성과가 좋은 주식은 매수하고 성과가 나쁜 주식은 매도하는 전략이다. 이와 같은 전략은 주가흐름의 추세가 계속되리라는 전제하에 추진되는 전략이라고 볼 수 있다. Lakonishok, Shleifer, Thaler and Vishny(1991)는 이러한 전략은 '겉치레'(window dressing)이라고 비판한 바 있다. 즉 펀드매니저가 포트폴리오에 성과가 좋은 주식을 편입하고 성과가 나쁜 주식을 배제하는 것은 펀드의 투자자로 부터의 비난에 대비한 포트폴리오의 면책성 구성을 이룬다는 것이다. 이와 같은 정의 피드백 전략은 기관투자자로 하여금 밴드웨건에 덩달아 올라타 과대평가된 주식을 사고 과소평가된 주식을 매도한다면 주가를 불안정하게 하고 그래서 주가를 펀더멘탈로부터 더욱 멀어지게 하는데 일조를 할 것이라고 하였다.

기관투자자의 매매가 주가를 불안정하게 하지 않는다는 주장은 다음과 같은 가설에 연유한다. 먼저 기관투자자는 이성적이고 개인투자자의 투자정서의 변화에 대응하는 냉철한 투자자라는 가설이다. 개인투자자와는 달리 기관투자자는 전문적인 펀드매니저의 도움뿐만 아니라 다양한 뉴스 리포트와 분석 보고서를 접할 수 있으며 이러한 것들이 기관으로 하여금 펀더멘탈을 평가하는데 더 나은 위치에 있게 한다. 이러한 견해에 따르면 기관투자자들은 모두 동일한 정보를 받고 비슷하게 해석한다거나 개인투자자의 견해에 동일한 폭의 맞받아치기를 한다면 무리현상이 발생할 수도 있지만 그러나 비상관된 정보를 받는다면 동일한 정보라도 다르게 해석한다면 무리현상은 발생하지 않을 것이다. 이러한 견해 역시 이성적인 기관투자자들은 부(-)의 피드백 전략(negative feedback strategy)이나 반전전략(reversal trade strategy) 즉 너무 많이 떨어진 주식을 사고 너무 많이 오른 주식은 파는 그런 전략을 추구할 것이라고 예측할 수 있다.

조금 더 중립적인 견해로서 기관투자자는 스마트한 부(-)의 피드백 투자자도 아니고 무리를 이루고 추세를 따름으로써 주가를 불안정하게 부추키는 역할자도 아니라는 견해이다. 대신에 기관들은 이질적 투자자라는 것이다. 그들은 광범위하고 다양한 포트폴리오 전략을 구사하고 있는데 그 결과 그 효과가 대체로 서로 상쇄된다는 것이다. 그들의 매매는 정(+)의 피드백 거래자를 상쇄할 정도의 부(-)의 피드백 거

래자가 존재하기 때문에 주가를 불안정하게 하지 않는다는 것이다. 따라서 기관투자자들이 다양한 거래전략을 추구함으로써 주가를 불안정하게 하지 않는다고 볼 수 있다.

이러한 주장에 대한 실증연구로서 Lakonishok, Shleifer와 Vishny(1992 b)의 연구가 있다. 그들의 연구에 의하면 기관투자자가 주가를 불안정하게 한다는 근거로서 제기되어 온 무리현상(herding)과 정의 피드백 거래가설에 초점을 맞추어 실증분석한 결과 거의 무리현상을 발견할 수 없었으며 거래전략에 관한 기관투자자들은 평균적으로 정의 피드백 전략이나 부의 피드백 전략 어느 것에도 편중된 증거를 찾을 수 없었고 어떤 주식에 대한 기관의 초과수요와 그 주식의 가격변화 사이의 상관관계는 그리 크지 않다고 하였다.

Keim과 Madhavan(1995)의 연구에 있어서도 기관투자자들은 거래스타일과 거래동기가 몹시 다르다고 하였다. 어떤 기관에서는 매수, 매도 결정과 과거 초과수익률 사이에 의미 있는 관련이 있는 반면에 다른 기관은 뚜렷한 관련을 보이지 않았다고 하였다. 어떤 기관은 반전전략을 추구하는 반면 다른기관은 추세전략을 추구하기 때문에 이러한 행태의 전반적인 효과는 상쇄 된다고 주장하였다.

우리나라의 투자자 행태에 관한 연구로는 채남기의 연구(1998)가 있다. 그의 투자자 거래의 주가 영향력 분석에 의하면 외국인 투자자와 기관투자자의 순매수는 주가상승의 견인 역할을 하는 반면 개인투자자의 순매수는 오히려 주가하락요인으로 작용하며, 순매도의 경우 외국인 투자자의 순매도가 유의적인 주가하락 요인으로 작용하는 반면 기관투자자의 순매도는 의미있는 영향을 미치지 못한다고 하였다. 그러나 그의 연구는 순매수, 순매도라는 변수를 더미변수화시켜 회귀분석을 함으로써 분석의 엄밀성이 떨어지고 회귀분석의 인과관계를 논리적 근거에 기초하지 못한 한계점을 가지고 있다.

라성채와 박명우(1999)의 연구에 의하면 주문가격과 관련하여 외국인은 하루중 모든 시간대에서 평균매도 주문가격이 평균매수 주문가격보다 낮아 불리한 가격이라도 주문을 제시한다고 보고하였다. 특히 장종료 동시호가 시간대에 매도, 매수 주문 가격 차이가 가장 크게 나타나 외국인 투자자는 장중에 주문이 체결되지 않을 경우 체결을 성립시키기 위해 장종료전에 가격손실을 크게 감수하는 주문을 제시한다고 주장하였다. 이러한 결과는 매매 행태와 주가와 관련을 시킬 때 외국인 투자자의 매매는 주가를 선도하는 것으로 해석할 수 있다.

Ⅲ. 실증분석

1. 연구방법

1) 자료선택과 분석기간

본 연구는 기본적으로 주식시장에 참여하는 여러 투자자 집단의 매매와 주가가 어떠한 관계를 가지고 있는가를 분석하고자 한다. 따라서 먼저 투자주체를 구분하여 분류하여야 하는데 투자자별 자료는 기본적으로 증권거래소가 제공하는 기초통계자료를 이용하였다. 본 연구에서 사용하는 투자자별 주체는 크게 개인투자자, 기관투자자 그리고 외국인 투자자 그룹으로 나누고 나머지를 기타 처리하였다. 경우에 따라서 기타는 정부, 일반법인으로 구분하였다. 여기서 정부는 중앙정부 및 지방자치단체를 말하고 일반법인은 기관투자자로 지정되지 않은 법인을 말한다. 개인투자자는 주주명부 및 실질주주명부상 개인명의를 말한다. 기관투자자는 증권회사, 보험회사, 투자신탁회사, 은행(특수은행, 농,수, 축협중앙회 포함), 종합금융회사, 상호신용금고, 정부관리기금, 민간기금 및 각종 공제회를 포함한다.

각 투자자별 매매와 주가와와의 관계를 알아보기 위하여 사용된 주가지료는 1992년 1월부터 1999년 12월까지의 한국종합주가지수(KOSPI)로서 월별 수익률 자료를 이용하였다.

투자자의 매매성향을 알기위한 대응변수로 월별 순매매율을 사용하였다. 순매매율이란 총거래대금의 매수, 매도에 대한 비율의 차이를 말한다. 즉 전체 거래대금(매수거래대금 또는 매도 거래대금)에서 각 투자자 집단의 매수거래대금이 차지하는 비중과 매도거래대금이 차지하는 비중을 구하여 그 차분을 구한 것을 의미한다. 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{순매매율} = (\text{특정 투자자 집단의 매수대금} - \text{특정 투자자 집단의 매도대금}) / \text{총거래대금}$$

여기에서 순매매율이 양(+)의 값을 가지면 순매수율을 의미하고 음(-)의 값을 가지면 순매도율을 의미한다. 순매수율은 특정 투자자 집단의 다른 투자자 집단과 비교할 때 상대적 매수강도를 나타내고 순매도율은 상대적 매도강도를 나타낸다. 본 연구에 사용된 투자자별 주식보유비중과 매매비중에 대한 자료는 증권거래소에서 간행한 '주식'지를 이용하였다.

2) 분석 방법

(1) 상관분석

본 연구에서 투자자 집단의 매매와 주가와와의 관계를 알아보기 위하여 주로 상관분석과 회귀분석의 방법을 사용하였다. 먼저 상관분석에는 KOSPI 월별수익률과 각 투자자 집단의 순매매율 사이에 스피어만 순위상관분석(Spearman's rank correlation analysis)을 실시하였다. 스피어만 순위상관 검정은 비모수적 추론방법으로서 분포의 형태가 미리 알려져 있지 않았을 때나 측정단위가 서로 다를 때 유용한 방법이다. 본 연구에서 스피어만 순위 상관분석을 사용한 이유는 <표 3>에서 보듯이 투자자 집단의 순매매 비중 변수가 정규분포임을 기각하고 있기 때문이다. 스피어만 상관계수는 두 변수간에 상관관계가 없다는 귀무가설하에 평균 0, $1/(n-1)$ 의 분산을 갖는다. 관측치의 수 n 이 크게 되면 스피어만 상관계수의 분포는 근사적으로 정규분포를 하게 된다.

이러한 스피어만 순위상관분석은 각 투자자 집단의 순매매율 사이에서도 실행되었는데 그 이유는 상관분석을 통하여 KOSPI와 각 투자자 집단 순매매율 사이에서 존재하는 상관관계뿐만 아니라 더 구체적으로 인과관계의 추론하고자 하였고 나아가 다중회귀분석 시에 발생할 수 있는 다중공선성의 문제를 사전에 인지하고자 하였다. 상관분석을 통하여 인과관계를 추론하는 것이 가능한 이유는 전체 투자자 집단의 순매매율의 합이 언제나 영(zero)이 되어야 한다는 특성이 있기 때문에 가능하다. 즉 어떤 투자자 집단의 순매수율이 높다고 한다면 다른 투자자 집단 가운데 한 그룹 이상은 순매도율이 높아야 한다. 이러한 현상은 상관분석에 있어서, 주가와 어떤 투자자 집단의 순매매율과 양(+)의 상관관계를 보인다면 이는 주가가 상승할 수록 순매수가, 주가가 하락할 수록 순매도가 이루어지든지 또는 순매수가 많을수록 주가상승, 순매도가 많을수록 주가하락이 이루어지는 것으로 해석할 수 있다. 그런데 이때 순매수 그룹이 존재한다는 것은 동시에 순매도 그룹이 존재함을 의미한다. 주가상승 시 순매수 그룹과 순매도 그룹이 있다고 한다면 이 때의 주가상승의 원인은 수요 공급이라는 차원에서 볼 때 수요의 증가 즉 순매수 그룹에 의한 주가의 상승이라고 볼 수 있을 것이다. 따라서 주가와 어떤 투자자 집단의 순매매율과 양(+)의 상관관계를 보인다는 것은 순매수 그룹에 의한 주가상승으로 해석이 가능하다. 반대로 주가와 어떤 투자자 집단의 순매매율과 음(-)의 상관관계를 보인다면 공급의 증가, 즉 당해 투자자 집단의 순매도의 증가에 의하여 주가가 상승한다고 해석하기 보다는 주가가 상승하기 때문에(다른 투자자 집단의 순매수로 인하여) 매도에 치중하는 것으로 해석하는 것이 합리적일 것

이다. 따라서 본 논문에서는 KOSPI 수익률과 투자자 집단의 순매매율과의 상관분석을 통하여 유의적인 양(+)의 값이 나오면 그 투자자 집단의 매매는 주가에 영향을 준다고 볼 수 있고 유의적인 음(-)의 값이 나오면 주가에 의하여 당해 투자자 집단의 매매는 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다.

(2) 회귀분석

본 연구는 상관분석을 통하여 KOSPI와 투자자 집단 순매매율과의 상관관계를 검증할 뿐만 아니라 인과관계를 추론함으로써 회귀분석의 기초를 제공하고, 회귀분석을 통하여 특정 투자자 집단의 매매가 주가에 영향을 주는지 또는 주가의 등락에 따라 특정 투자자 집단의 매매가 이루어지는지 다시 검증하고자 하였다. 즉 KOSPI 주가와 투자자 집단의 순매매율과의 상관분석을 통하여 유의적인 양(+)의 값이 나오면 그 투자자 집단의 매매는 주가에 영향을 준다고 볼 수 있고 따라서 당해 투자자 집단의 순매매율을 설명변수로 하고 KOSPI 수익률을 종속변수로 하는 회귀모형을 설정할 수 있다. 반면에 유의적인 음(-)의 값이 나오면 주가에 의하여 당해 투자자 집단의 매매는 영향을 받는 것으로 해석할 수 있고 따라서 KOSPI 월별수익률을 설명변수로 하고 당해 투자자 집단의 순매매율을 종속변수로 하는 회귀모형을 설정할 수 있다.

회귀분석의 방법은 기본적으로 OLS(Ordinary Least Squares)를 사용하였다. 그런데 주지하다시피 OLS는 확률적 오차항에 있어서 자기상관이 없어야 하고 그 오차항은 동분산을 이루어야 한다는 가정을 전제로 하고 있다. 이러한 가정이 무너지면 통상적인 t-검정과 F-검정과 같은 유의성검정은 더 이상 타당하지 않고 따라서 잘못된 결론에 도달할 수 있다. 본 연구는 먼저 OLS로 추정된 다음 잔차항에 대하여 시계열적으로 독립되어 있는지 여부에 대하여 Ljung-Box의 Q검정통계량(6시차)을 통하여 실행하였다. Ljung-Box의 Q검정통계량은 시계열 자료로부터 얻어진 여러 시차의 자기상관계수를 누적하여 동시적으로 검정하는 방법으로서, 최종시차의 수 만큼 자유도를 갖는 χ^2 분포를 따르는 것으로 알려져 있다. 또한 이분산의 존재여부에 대하여는 White(1980)가 제안한 이분산 검정을 실시하였는데 이 검정방법은 주어진 회귀식에 회귀변수의 확장형(augmented regression)을 만들어 F-통계량으로써 검증하는 방법으로 검증회귀식에서 설명변수와 동일한 수의 자유도를 가진 점근적 χ^2 분포를 갖는다. 이 F-통계량은 확장된 회귀식에 있는 회귀변수의 계수가 모두 영(zero)이라는 가설의 검증을 제공하게 되는데 White는 잘못된 모형설정(model misspecification)에 대한 일반적 검정으로 이를 제시하고 있으며 이 검정에 기초하고 있는 귀무가설은 첫째, 오

차항이 동분산을 이루고 둘째, 오차항이 회귀변수와 독립적이라고 가정하고 있으며 셋째, 모형의 선형표기가 올바르다는 가정하에 있다. 이와 같은 검정을 통하여 이분산이 확인되면 White(1980)의 이분산-일치 공분산행렬을 이용한 회귀계수의 추정과 표준오차와 p-value를 구하였다. Ljung-Box의 Q검정을 통하여 시계열 상관성이 존재할 시에는 Newey-West(1987)의 공분산 행렬을 이용한 표준오차와 p-value를 구하였다. White(1980)의 표준오차와 t-통계량을 계산하기 위한 회귀계수의 공분산 행렬은 다음과 같다.

$$\Sigma = \frac{T}{T-k} (X'X)^{-1} \left(\sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t' \right) (X'X)^{-1}$$

여기서, T 는 관측치수, k 는 회귀변수의 수이고, X 는 회귀변수의 자료행렬(data matrix), x_t 는 X 의 열벡터(column vector), u_t 는 최소자승 잔차이다.

Newey와 West(1987)는 확률오차항이 이분산과 자기상관이라는 양면에서 회귀계수의 공분산 행렬의 일치추정량을 제시하였는데 Newey-West 공분산 행렬은 다음과 같다.

$$\Sigma = (X'X)^{-1} \Omega (X'X)^{-1}$$

여기서, $\Omega = \left[\sum_{t=1}^T u_t^2 x_t x_t' + \sum_{\nu=1}^q \left\{ 1 - \frac{\nu}{q+1} \right\} \cdot \sum_{t=\nu+1}^T (x_t u_t u_{t-\nu} x_{t-\nu}' + x_{t-\nu} u_{t-\nu} u_t x_t) \right]$

그리고 래그의 길이인 q 는 잔차 u_t 의 동태를 추정하기 위하여 사용되는 자기상관의 수를 나타내는 파라미터이다.

2. 실증결과

1) 기술적 통계량

외국인에게 주식시장이 개방된 1992년에서 1999년 사이의 투자자별 주식보유비중의 추이를 <표 1>를 통하여 살펴보면 개인투자자의 경우 표본기간 중 전체주식 가운데 약 30%대의 일정수준의 주식보유비율을 꾸준히 유지하고 있으며, 이에 대하여 외국인 투자자는 '92년 4.1%에서 99년말 12.4%로 지속적으로 증가하고 있다. 반면 기관투자자의 주식보유비중은 '90년대 중반기까지 30%대의 보유비율을 보이다가 '99년도에 13.7%로 급격히 감소한 양상을 보이고 있다. 특히 '97년 이후 급감하였는데 IMF 이후 금융기관의 구조조정과 관련하여 위험자산으로 분류된 주식보유비중을 축소한 것으로 보인다. 대조적으로 정부 및 정부관리기업의 '98년 이후 주식비중은 한 자리 수에서

두 자리 수로 크게 늘어났는데 그 역시 금융기관의 구조조정을 위한 공적자금투입으로 인한 결과로 보인다.

투자자별 매매비중에 대한 기술적 통계량이 <표 2>에 제시되어 있다. 기관투자자

<표 1> 투자자별 주식보유비중 추이

(단위 : %)

연도	정부	일반 법인	개인	외국인	기 관 투 자 자						
					은행	증권사	투신사	보험사	종금 신금	기타	계
1992	9.2	13.0	39.9	4.1	8.8	5.2	7.5	5.9	0.6	5.8	33.8
1993	8.6	11.6	37.6	8.7	10.7	4.7	6.2	5.8	0.6	5.5	33.5
1994	8.6	14.1	36.9	9.1	10.5	3.6	6.9	5.4	0.9	4.0	31.3
1995	8.0	13.4	36.4	10.1	11.1	2.9	6.3	5.7	0.8	5.2	32.0
1996	7.4	15.5	34.3	11.6	10.6	2.2	5.8	6.5	1.1	5.0	31.2
1997	6.6	18.5	39.8	9.1	9.4	2.1	2.7	6.3	1.2	4.3	26.0
1998	17.3	19.9	38.8	10.4	3.6	1.3	2.0	3.6	0.7	2.4	13.6
1999	17.7	17.3	39.0	12.4	3.5	0.8	4.8	1.8	1.3	1.5	13.7

주) 자료원 : 주식지(증권거래소 간 2000. 4) p.17, p.60. 증권거래소 주식 보유주를 기준.

<표 2> 투자자별 매매비중에 대한 기술적 통계량

(단위 : %)

통계량	기 관 투 자 자						계	개인	외국인	기타
	은행	증권사	투신사	보험사	종금 신금	기금				
평 균	3.32	5.95	7.71	1.77	0.68	0.45	19.88	73.68	4.69	1.73
중위수	2.49	5.33	8.00	1.53	0.67	0.37	18.24	74.41	4.91	1.65
최대치	8.21	14.63	13.44	5.29	10.72	2.02	33.41	89.73	11.1	5.47
최소치	0.90	2.34	3.26	0.31	0.16	0.05	8.42	61.41	1.01	0.34
표준편차	2.04	2.94	2.08	0.93	0.30	0.36	6.78	6.52	2.40	1.12
왜 도	0.92	0.84	-0.22	1.01	0.72	1.73	0.32	0.08	0.37	0.83
첨 도	2.70	2.91	2.69	4.15	4.08	6.85	1.96	2.56	2.43	3.29
Jarque	14.03	11.24	1.20	21.5	1.96	107.23	5.95	0.86	3.53	11.40
-Bera	(0.00)	(0.003)	(0.547)	(0.000)	(0.001)	(0.000)	(0.051)	(0.64)	(0.17)	(0.003)
관측수	96	96	96	96	96	96	96	96	96	96

주) 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12

괄호안은 p-value.

자료) 월별자료 투자자별매매비중은 (매수비중+매도비중)/2로 계산.

의 매매 비중이 평균적으로 20%에 가까운 수치를 보여주고 있으며 개인투자자의 경우 74%, 외국인 투자자의 경우 5%의 매매비중을 나타내고 있다. 여기서 개인투자자의 경우 <표 1>에서 보듯이 주식보유비중이 35% 내외인 점을 고려한다면 개인 투자자의 매매비중은 매우 높다는 것을 알 수 있다. 즉 매수, 매도의 회전율이 높다는 것을 알 수 있고 반면에 외국인 투자자 매매비중이 주식보유비중의 절반 수준이 불과하여 회전율이 상대적으로 낮다. 기관투자자의 매매 비중 가운데서는 투신사의 매매 비중이 가장 높으며 이어 증권사, 은행의 순으로 나타났다. 투자자별 매매 비중에 대한 Jarque-Bera 정규성 검정에서는 기관 투자자, 개인투자자, 외국인 투자자 모두 5% 유의수준에서 정규분포를 보이고 있다. 그런데 투자자별 매매가 주가에 얼마나 영향을 미치는가는 단순한 매매비중 보다는 순매매 비중, 즉 순매수와 순매도가 어느 정도가 되느냐에 의존한다고 볼 수 있다.

투자자별 순매매 비중에 대한 기술적 통계량이 <표 3>에 제시되어 있다. 여기서 개인 투자자의 평균 순매매 비중은 -0.71%, 기관 투자자 -0.50%, 외국인 투자자 1.12%로 나타났다. 여기서 음(-)의 값은 순매도를 의미하고 양(+)의 값은 순매수를 의

<표 3> 투자자별 순매매 비중에 대한 기술적 통계량

(단위 : %)

통계량	기 관 투 자 자							개인	외국인	기타
	은행	증권사	투신사	보험사	종금 신금	기금	계			
평균	-0.08	-0.53	-0.13	0.18	0.01	0.05	-0.50	-0.71	1.12	0.09
중위수	-0.17	-0.52	-0.16	0.13	-0.01	0.03	-0.39	-0.58	1.07	-0.12
최대치	2.66	2.12	4.47	2.43	0.84	3.02	4.91	7.86	10.68	5.81
최소치	-3.43	-3.73	-6.52	-1.32	-0.69	-2.28	-9.79	-9.64	-9.00	-1.20
표준편차	1.02	0.96	1.58	0.69	0.23	0.59	2.39	2.66	2.68	0.89
왜도	-0.16	-0.37	-0.43	0.69	0.62	0.51	-0.53	-0.02	0.25	3.28
첨도	4.16	3.69	5.40	3.73	5.10	13.24	4.65	4.72	5.94	20.10
Jarque -Bera	5.82 (0.054)	4.21 (0.120)	26.17 (0.000)	9.83 (0.007)	23.97 (0.000)	424.08 (0.000)	15.03 (0.001)	11.77 (0.003)	35.68 (0.000)	1342.4 (0.000)
Q(6)	96.38 (0.000)	24.10 (0.000)	13.79 (0.032)	46.16 (0.000)	25.38 (0.000)	23.32 (0.001)	50.00 (0.000)	37.90 (0.000)	60.92 (0.000)	13.75 (0.032)
관측수	96	96	96	96	96	96	96	96	96	96

주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12

② 순매매비중은 각 투자자별 (당월 매수대금-당월 매도대금)/당월 총거래대금으로 계산.

미한다. 따라서 표본기간 동안 외국인 투자자는 평균적으로 다소 순매수에 치중하였음을 알 수 있고, 개인 투자자와 기관 투자자는 순매도에 비중이 큼을 알 수 있다. 이와 더불어 순매매의 범위에서도 외국인 투자자의 범위가 가장 넓고 최대치가 10.68로 가장 큰 값을 보여주고 있다. 또한 Jarque-Bera 정규성 검정에서 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자 공히 정규분포임을 기각하고 있다. 이와 같은 결과는 본 연구에서 KOSPI와 각 투자자의 순매매율과의 상관분석을 실시함에 있어서 피어슨 상관분석 보다는 순위 상관분석을 이용하는 것이 바람직함을 보여준다. 왜도를 보면 개인 투자자와 기관 투자자는 각각 -0.53과 -0.02로서 왼쪽 꼬리분포를 보이고 있고, 외국인 투자자는 0.25로 오른쪽 꼬리분포임을 보여주고 있다. 즉 외국인 투자자의 순매수 비중이 상대적으로 높음을 보여주는 것이라고 볼 수 있다.

2) 투자자 집단의 순매매와 주가의 관계분석

(1) 상관분석

우선 개인 투자자, 기관 투자자, 외국인 투자자의 매매와 주가와와의 관계를 알아보기 위하여 상관분석을 사용하였다. <표 4>에는 KOSPI와 개인투자자, 기관 투자자, 외국인 투자자의 순매매율과의 스피어만 상관분석의 결과가 제시되어 있다. 개인투자자의 경우 상관계수가 -0.3616으로 1% 수준 이하에서 통계적으로 유의적인 값을 보여주고 있다. 이와 같은 상관분석의 경우 KOSPI가 하락하면 개인투자자는 매수하고 KOSPI가 상승하면 매도성향을 보이는지 아니면 역으로 개인투자자가 매도하면 KOSPI가 상승하고 개인투자자가 매수하면 KOSPI가 하락하는지 예단할 수는 없지만 서로 상관관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 그러나 분석방법에서 언급한 바와 같이 상관계수가 음(-)의 값을 보인다는 것은 KOSPI가 하락하면 개인투자자가 매수하고, 상승하면 매도성향을 보인다고 해석할 수 있다. 왜냐하면 개인투자자가 매도하는데 KOSPI가 상승한다면 이는 개인투자자의 매도 영향이 아닌 다른 투자자 집단의 매수 영향이라고 보는 것이 타당하기 때문이다. <표 5>를 살펴보면 개인투자자와 기관투자자, 개인 투자자와 기관투자자 사이에는 음(-)의 유의적인 상관관계를 보여주고 있다. 개인투자자가 매도에 치중할 때 기관투자자와 외국인투자자는 매수에 치중하는 것으로 해석할 수 있다. 즉 기관투자자나 외국인 투자자가 주도적으로 매수하여 주가가 상승할 때 개인투자자는 주로 매도하는 데 치중한다고 볼 수 있기 때문이다.

이와는 대조적으로 KOSPI와 외국인투자자와의 상관계수는 양(+)의 값(0.3662)으로

<표 4> KOSPI와 개인,기관투자자 외국인투자자와의 순매매율과의 스피어만 상관분석

구 분	개인투자자	기관투자자	외국인투자자
계 수	-0.3616**	0.0257	0.3662**
p-value	0.0003	0.8037	0.0002

- 주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12
 ② 자료 : 월별자료
 ③ ** : 5%수준 이하에서 통계적으로 유의

<표 5> 투자자 유형별 스피어만 상관분석

구 분	개 인	기 관	외 국 인
개 인	1.0000	-0.5069** (0.0001)	-0.4244** (0.0001)
기 관	-0.5069** (0.0001)	1.0000	-0.4096** (0.0001)
외 국 인	-0.4244** (0.0001)	-0.4096** (0.0001)	1.0000

- 주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12
 ② 자료 : 순매매율 월별자료.
 ③ ** : 5%수준 이하에서 통계적으로 유의, 괄호안은 p-value.

서 통계적으로 유의적임을 보여주고 있다. 이 경우 역시 KOSPI가 하락하면 외국인투자자는 매도하는지 아니면 외국인투자자가 매도에 치중하면 KOSPI가 하락하는지에 대하여 단정지을 수는 없지만 서로 상관관계를 가지고 있다는 사실은 확인할 수 있다. 마찬가지로 <표 5>의 투자자 유형 사이의 상관관계 분석 결과에 의하면 표본 전체적으로 볼 때 외국인투자자와 개인투자자의 상관계수가 -0.4244(p-value 0.0001), 외국인투자자와 기관투자자와의 상관계수가 -0.4096(p-value 0.0001)으로 5%수준 이하에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이러한 사실은 외국인투자자가 매수할 때 개인투자자와 기관투자자는 대체로 매도에 치중한다고 볼 수 있다. 즉 외국인투자자의 매매와 역방향으로 매매한다는 의미이다. 따라서 <표 4>에서 KOSPI와 외국인투자자와의 상관계수가 유의적인 양(+)의 값을 갖는다는 것은 KOSPI가 하락하면 외국인투자자는 매도하고 KOSPI가 상승하면 매수하는 것이 아니라 외국인투자자가 매도하면 KOSPI가 하락하고 외국인투자자가 매수하면 KOSPI가 상승한다고 해석할 수 있다. 왜냐하면 외국인투자자가 매도할 때 개인투자자나 기관투자자는 매수에 치중하고 그 역도 성립하기 때문이다. 즉 외국인투자자가 매도할 때 KOSPI를 하락시킬 다른 주된 매도 주체가 없기 때문이다.

<표 6> KOSPI와 각 기관투자자의 순매매율과의 스피어만 상관분석

구 분	은 행	증권사	투신사	보험사	종금사 및 신용금고	기 금
계 수	0.0033	0.2414**	0.1074	-0.2959**	-0.1015	-0.1523
p-value	0.745	0.017	0.297	0.0034	0.325	0.138

주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12
 ② 자료 : 월별자료.
 ③ ** : 5%수준 이하에서 통계적으로 유의.

<표 7> 세분화된 투자자 사이의 스피어만 상관분석

구 분	은 행	증권사	투신사	보험사	종금사 및 신용금고	기 금
증권사	0.1500 (0.1446)					
투신사	0.0154 (0.8814)	-0.1401 (0.1724)				
보험사	0.4529** (0.0001)	0.0033 (0.9741)	0.02912 (0.7782)			
종금사 및 신용금고	0.213** (0.0366)	0.0148 (0.8857)	-0.0278 (0.7814)	0.2824 (0.0053)		
기 금	0.2883** (0.0044)	0.2761** (0.0065)	-0.1922* (0.0606)	0.2673** (0.0085)	-0.0125 (0.9037)	
개 인	-0.3587** (0.0003)	-0.3385** (0.0007)	-0.2487** (0.0145)	-0.1637 (0.1108)	-0.01730 (0.8668)	-0.2731** (0.0071)
외 국 인	-0.1562 (0.1284)	-0.0021 (0.9834)	-0.2993** (0.0031)	-0.3158** (0.0017)	-0.1917* (0.0612)	-0.0431 (0.6767)

주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12
 ② 자료 : 순매매율 월별자료.
 ③ ** 는 5%수준 이하에서, * 는 10%수준 이하에서 통계적으로 유의, 괄호안은 p-value.

기관투자자의 경우 전 표본기간에 있어서 KOSPI와의 상관계수가 양(+)의 값을 가
 지나 통계적으로 유의적이지 못하다(상관계수 0.0257 p-value 0.8037). 이는 <표 6>에
 서 보는 바와 같이 기관 투자자 집단의 이질성 때문인 것으로 보인다. 즉 KOSPI와
 각 기관투자자의 순매매율과의 상관분석에서 증권사의 경우 상관계수가 양(+)의 유의
 적인 값(0.2414, p-value 0.017)을 보여주고 있는 반면 보험사의 경우 음(-)의 유의적
 인 값(-0.2959, p-value 0.0034)을 보여주고 있다. 그러나 나머지 은행, 투신사, 종금사
 및 신용금고, 기금 등은 통계적으로 유의적인 값을 보여주고 있지 않을 뿐 아니라 일

관성 있는 부호를 보이고 있지 않다. 이러한 현상은 각 기관투자자 사이의 순매매율에 대한 스피어만 상관분석에서도 확인할 수 있는데 <표 7>에서 보면 은행과 보험(0.4529, p-value 0.0001), 은행과 증권사 및 신용금고(0.213, p-value 0.0366) 그리고 기금과 일부 기관투자자와의 상관계수만이 유의적일 뿐이다. 뿐만 아니라 은행과 보험사와의 상관계수를 제외하면 절대값이 30% 미만이며, 여기에서도 상관계수가 유의적인 기관투자자인 보험사, 증권사 및 신용금고, 기금의 매매비중이 전체적으로 볼 때 상대적으로 적다는 점을 감안한다면 그 영향력은 미미하다고 볼 수 있다(보험사 1.77%, 증권사 및 신용금고 0.68%, 기금 0.45%). 그러나 KOSPI와 각 기관투자자의 순매매율과의 상관분석에서 상관계수가 양(+)의 유의적인 값을 보인 증권사의 매매는 주가와 같은 방향으로 움직이면서 주가에 영향을 주는 것으로 보이며, 상관계수가 음(-)의 유의적인 값을 보인 보험사의 매매는 주가와 역으로 움직이고 주가에 의하여 영향을 받는 것으로 보인다.

(2) 회귀분석

본 연구는 이전의 상관분석을 통하여 개인투자자의 매매는 KOSPI 주가에 의하여 영향을 받으며, 반면에 외국인투자자의 매매는 KOSPI 주가에 영향을 준다는 사실을 알 수 있었으며 또한 전체 기관투자자의 매매는 주가와 별 상관관계를 보이지 않았으나 개별기관투자자에 따라서는 다르게 나타날 수 있다는 것을 알 수 있었다. 본 절에서는 이와 같은 사실을 바탕으로 회귀분석을 통하여 그 영향력의 정도를 구체적으로 확인하여 보고자 한다. 먼저 각 수준변수에 단위근이 존재하면 허귀적 회귀의 가능성이 있다. 따라서 실제 수준변수의 시계열에 단위근이 존재하는지를 확인하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillippe- Perron(PP) 검정을 실시하였다. 그 결과 <표 8>에서 보는 바와 같이 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각함으로써 각

<표 8> 단위근 검정의 결과

구분	KOSPI	기관투자자							개인	외국인	기타
		은행	증권사	투신사	보험사	종금 신금	기금	계			
ADF	-5.72*	-5.01*	-4.00*	-4.16*	-4.66*	-4.45*	-3.72*	-3.54*	-4.43*	-6.69*	-4.65*
PP	-8.21*	-4.97*	-7.48*	-7.68*	-6.28*	-5.57*	-7.41*	-6.35*	-6.08*	-5.44*	-7.42*

주) ① 기간 : 1992. 1 ~ 1999. 12
 ② 자료 : 투자자별 순매수비중 월별자료.
 ④ * : 1%수준이하에서 통계적으로 유의, ADF통계량의 1% 유의수준에 대한 Mackinnon의 임계치는 -3.50이며 PP통계량의 임계치는 -3.50, 단 은행의 ADF 통계량 임계치는 -4.05.
 ⑤ ADF검정에서 차분변수 시차 크기는 2시차를 적용.

변수에 단위근이 존재하지 않음을 확인하였다. 이어서 KOSPI 월별 수익률을 종속변수로 하고 기관투자자의 순매매울을 설명변수로 하는 회귀분석을 실시하였다. 그 회귀모형은 다음과 같다.

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot INST_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 1-1})$$

여기서, $KOSPI_t$ 는 t기의 한국종합주가지수의 월별수익률,
 $INST_t$ 는 전 기관투자자의 순매매울

상기의 회귀식을 실시한 결과가 <표 9>에 제시되어 있다(모형 1-1). 역시 기관투자자의 순매수는 통계적으로 유의적이지 못할 뿐만 아니라 설명력을 나타내는 R^2 의 값도 영(zero)에 가깝다. 따라서 본 회귀방정식은 통계적으로 유의적이지 못함을 보여주고 있고 상관분석에서 본 바와 같이 전체 기관투자자의 매매는 KOSPI에 영향을 주지 못함을 알 수 있다. 그러나 앞서 언급한 바와 같이 개별 기관투자자에서는 다른 결과가 나타날 수 있다. 즉 <표 6>에서 보았듯이 KOSPI와 증권사 순매매울 사이에는 양(+)의 유의적 상관관계를 보여 주었고 보험사 순매매울과는 음(-)의 유의적 상관관계를 보여주었다. 그런데 음(-)의 상관관계는 앞에서 언급한 바와 같이 인과관계로 볼 때 보험사의 순매수가 있기 때문에 KOSPI의 주가가 떨어졌다기 보다는 KOSPI의 주가가 떨어졌기 때문에 보험사의 순매수가 이루어졌음을 의미한다. 따라서 KOSPI와의 개별 기관투자자 순매수율과의 다중회귀방정식에서 KOSPI와 음(-)의 상관관계를 갖는 보험사는 회귀변수에서 제외되는 것이 바람직하다(모형 1-2). 또한 다중공선성의 문제를 고려할 때 다른 변수와 유의적 상관관계를 보이고 있는 기금과 그리고 은행과 유의적 상관관계를 가지는 종금사 및 신용금고 등을 제외하여 회귀분석을 실시하는 것이 필요하다고 본다(모형 1-3). 그 회귀모형은 다음과 같다.

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BANK_t + \alpha_2 \cdot SECU_t + \alpha_3 \cdot TRUS_t + \alpha_4 \cdot SHOR_t + \alpha_5 \cdot FUND_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형1-2})$$

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BANK_t + \alpha_2 \cdot SECU_t + \alpha_3 \cdot TRUS_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형1-3})$$

여기서, $BANK_t$ 는 t기의 은행, $SECU_t$ 는 증권회사, $TRUS_t$ 는 투자신탁회사,
 $SHOR_t$ 는 종합금융 및 상호신용금고, $FUND_t$ 는 기금의 순매매울

회귀방정식 (모형 1-2)의 분석결과를 보면 OLS의 추정치로 증권사의 순매수율의

회귀계수 α_2 가 2.443(p-value 0.030), 투신사의 경우 회귀계수 α_3 가 1.474(p-value 0.030)으로 5% 수준에서 유의적인 값을 보이고 있고 White 공분산 모형의 검정통계

<표 9> KOSPI와 기관투자자와의 회귀분석

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot INST_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 1-1})$$

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BANK_t + \alpha_2 \cdot SECU_t + \alpha_3 \cdot TRUS_t + \alpha_4 \cdot SHOR_t + \alpha_5 \cdot FUND_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 1-2})$$

$$KOSPI_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot BANK_t + \alpha_2 \cdot SECU_t + \alpha_3 \cdot TRUS_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 1-3})$$

계 수	모형 1-1	모형 1-2	모형 1-3
α_0	1.060 (0.348) [0.313]	2.721 (0.028)** [0.030]**	2.259 (0.065)* [0.057]*
α_1	-0.030 (0.946) [0.949]	-1.113 (0.306) [0.424]	-1.737 (0.095)* [0.281]
α_2		2.443 (0.030)** [0.037]**	2.115 (0.058)* [0.051]*
α_3		1.474 (0.030)** [0.024]**	1.656 (0.015)** [0.017]**
α_4		-8.003 (0.116) [0.200]	
α_5		-3.288 (0.083)* [0.009]**	
R^2	0.000	0.151	0.110
F	0.004 (0.946)	3.208 (0.010)**	3.382 (0.012)**
$Q(6)$	6.731 (0.346)	4.331 (0.632)	6.566 (0.363)
Jarque-Bera	92.406 (0.000)**	21.499 (0.000)**	27.235 (0.000)**
White Test F-통계량	0.938 (0.394)	4.080 (0.000)**	4.889 (0.000)**

주) ()는 OLS의 p-value, []는 White 수정에 의한 p-value.

**는 5%이하의 유의수준, *는 10%이하의 유의수준.

량으로도 강건함을 보이고 있다. 기금의 경우 회귀계수 α_5 가 -3.288(p-value 0.083)로 10%수준에서 유의적인 값을 보이고 있으나 종금사 및 신용금고의 회귀계수와 함께 음(-)의 값을 보이고 있어 인과관계를 설명하기 어렵고 이들 기관투자자의 매매는 <표 7>에서 보듯이 은행을 비롯한 여타 기관투자자의 매매와 유의적인 상관관계를 갖기 때문에 다중공선성의 문제를 유발하기 쉽다. 따라서 이들 변수를 제외한 (모형 1-3)이 바람직한 것으로 보인다. (모형 1-3)의 결과를 보면 OLS 추정치로 볼 때 투신사의 회귀계수 α_3 가 1.656(p-value 0.015)으로 5% 유의수준에서 의미가 있는 것으로 나타났으며 증권사의 경우 10%수준에서 유의적인 값($\alpha_2 = 2.115$, p-value = 0.058)을 보여주고 있고 이와 같은 결과는 White 공분산 모형의 검정통계량으로도 지지되고 있음을 알 수 있다. 그런데 은행의 경우 10%수준에서 유의적인 값을 보여주었으나 White의 공분산 모형을 통하여 다시 추정한 결과 α_3 의 p-value가 0.281로 10% 수준 이하에서 통계적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. 따라서 개별 기관투자자 가운데 증권사와 투신사의 매매가 KOSPI 주가에 영향을 미치는 것으로 보인다..

이제 외국인투자자와 주가의 관계를 살펴보면, 앞의 상관분석에서 주가지수와 외국인투자자의 순매수율과 높은 정(+)의 상관관계가 있음을 보았다. 따라서 외국인투자자 매매의 주가 영향력을 분석하기 위한 회귀방정식은 다음과 같이 설정하였다.

$$KOSPI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot FORE_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 2-1})$$

$$KOSPI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot FORE_t + \beta_2 \cdot BANK_t + \beta_3 \cdot SECU_t + \beta_4 \cdot TRUS_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 2-2})$$

여기서, $KOSPI_t$ 는 t 시점의 한국종합주가지수의 월별수익률,

$FORE_t$ 는 외국인투자자의 순매매율, $BANK_t$ 는 은행의 순매매율,

$SECU_t$ 는 증권사의 순매매율, $TRUS_t$ 는 투신사의 순매매율

위의 (모형 2-1)은 외국인투자자의 순매수율을 설명변수로 한 단순회귀방정식이고 (모형 2-2)는 외국인투자자와 기관투자자의 순매매율을 함께 설명변수로 한 다중회귀방정식이다. 상기 모형에 대한 회귀분석결과가 <표 10>에 제시되어 있다. 먼저 (모형 2-1)의 단순회귀식의 OLS 추정치를 보면 외국인투자자의 순매수율의 회귀계수 β_1 이 1.872로서 (p-value 0.000) 5% 유의수준 이하에서 의미 있음을 알 수 있고, White의 공분산모형을 통한 검정통계량도 역시 유의적인 것으로 보여주고 있다. (모형 2-2)는 OLS 추정결과 예상대로 외국인투자자의 회귀계수 β_1 값이 2.225(p-value 0.000), 증권사의 회귀계수 β_3 가 2.503(p-value 0.008), 투신사의 회귀계수 β_4 가 2.487

(p-value 0.000)로 5% 수준 이하에서 유의적임을 보여주고 있다. White의 공분산 행렬을 이용하여 추정한 결과에서도 모두 이를 지지하고 있다. 따라서 외국인투자자의 매매와 기관투자자 중에서는 증권사와 투신사의 매매가 KOSPI 주가에 영향을 미치고 있는 것으로 보인다. 이러한 결과는 이들 투자자 집단이 동일한 외부신호에 다른 투자자 집단에 비하여 더욱 상관되어 매매를 하거나 투자전략에 있어서 펀더멘탈 전략(fundamental strategy)을 구사하기 때문인 것으로 해석된다. 왜냐하면 추세전략이나 피드백 전략(feedback strategy)은 모두 주가 움직임에 대한 수동적 전략이라고 볼 수 있는 반면 펀더멘탈 전략(fundamental strategy)은 내재가치에 따른 투자전략이므로 단기적인 주가동향에 영향을 받기보다는 주가가 내재가치에 이를 때까지 신념에 따라 매매하므로 주가에 능동적으로 영향을 주는 투자패턴이라고 볼 수 있기 때문이다.

<표 10> 외국인 매매의 주가영향 분석을 위한 회귀분석

$$KOSPI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot FORE_t + \epsilon_t \quad (\text{모형 2-1})$$

$$KOSPI_t = \beta_0 + \beta_1 \cdot FORE_t + \beta_2 \cdot BANK_t + \beta_3 \cdot SECU_t + \beta_4 \cdot TRUS_t + \epsilon_t \quad (\text{모형 2-2})$$

계수	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	R^2	F	Q(6)	J-B	White F
모형 2-1	-1.029 (0.332) [0.267]	1.872 (0.000)** [0.001]**				0.218	26.28** (0.000)	7.313 (0.363)	23.300** (0.000)	11.21** (0.000)
모형 2-2	0.212 (0.843) [0.820]	2.225 (0.000)** [0.000]**	-0.038 (0.966) [0.974]	2.503 (0.008)** [0.006]**	2.487 (0.000)** [0.001]**	0.377	13.80** (0.000)	2.493 (0.869)	7.571** (0.022)	8.068** (0.000)

주) ()는 OLS의 p-value, []는 White 수정에 의한 p-value.

**는 5%이하의 유의수준, *는 10%이하의 유의수준.

한편 상관분석의 연구를 통하여 특정 투자자 집단의 매매행위는 주가에 영향을 미치는 것이 아니라 주가에 영향을 받는다는 것도 알 수 있었다. 즉, 주가가 떨어지면 매수에 치중하게 되고 주가가 오르면 매도에 치중하는 매매 패턴이라고 볼 수 있다. 그러한 투자자 집단 가운데 앞 절의 상관분석에서 개인투자자와 보험사는 그 가능성이 높다는 것을 지적한 바 있으며 <표 6>에서 기금, 증권사 및 신용금고 등은 KOSPI와 음(-)의 상관계수를 보이고 있어 역시 그 가능성이 있음을 알 수 있다. 이를 분석하기 위한 회귀식은 다음과 같다.

$$INDI_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-1})$$

$$INSU_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-2})$$

$$FUND_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-3})$$

$$SHOR_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-4})$$

여기서, $INDI_t$ 는 t 기의 개인투자자의 순매매율, $INSU_t$ 는 보험사,
 $FUND_t$ 는 기금, $SHOR_t$ 은 증권사 및 신용금고의 순매매율,
 $KOSPI_t$ 는 종합주가지수의 월별수익률임.

상기의 회귀식을 실행한 결과가 <표 11>에 제시되어 있다. 이들 모형을 추정하는 데 있어서 OLS 추정후 잔차분석에 있어서 시계열 상관성이 존재하는 것으로 나타나 Newey-West의 공분산 수정에 의한 유의성 검정을 함께 실시하였다. (모형 3-1)에서

<표 11> KOSPI의 투자자 매매에 대한 영향분석을 위한 회귀분석

$$INDI_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-1})$$

$$INSU_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-2})$$

$$FUND_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-3})$$

$$SHOR_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot KOSPI_t + \varepsilon_t \quad (\text{모형 3-4})$$

계 수	모형 3-1	모형 3-2	모형 3-3	모형 3-4
γ_0	-0.606 (0.017)** [0.098]*	0.207 (0.002)** [0.037]**	0.055 (0.364) [0.497]	0.016 (0.483) [0.595]
γ_1	-0.099 (0.000)** [0.000]**	-0.022 (0.000)** [0.000]**	-0.007 (0.212) [0.065]*	-0.003 (0.112) [0.127]
R^2	0.162	0.126	0.016	0.026
F	18.200 (0.000)**	13.596 (0.000)**	1.578 (2.488)	2.566 (0.112)
$Q(6)$	48.018 (0.000)**	44.762 (0.000)**	21.563 (0.000)**	26.69 (0.000)**
Jarque-Bera	9.772 (0.007)**	13.977 (0.000)**	434.79 (0.001)**	24.96 (0.000)*
White F	1.000 (0.372)	0.630 (0.534)	0.248 (0.780)	1.713 (0.185)

주) ()는 OLS의 p-value, []는 Newey-West 공분산 수정에 의한 p-value.

**는 5%이하의 유의수준, *는 10%이하의 유의수준.

개인투자자의 순매매를 설명하는 KOSPI의 회귀계수 γ_1 이 -0.099의 음(-)의 값을 보이고 (모형 3-2)에서 보험사의 순매매를 설명하는 회귀계수 역시 -0.022로 음(-)의 값을 보이면서 각각 5% 수준하에서 유의적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 Newey-West 공분산모형에 의한 검정에서도 지지하는 것으로 보인다. 여기서 유의적인 음(-)의 회귀계수가 의미하는 것은 단기적으로 KOSPI 주가가 상승할 때에는 개인투자자나 보험사는 매도에 치중하고 KOSPI 주가가 하락할 때에는 매수에 치중한다는 것을 의미한다. 반면 (모형 3-3)에서 기금의 순매매를 설명하는 회귀계수가 OLS 추정치로는 비유의적이었으나 Newey-West 공분산 수정에 의한 검정에서는 10% 수준하에서 유의적인 것으로 보인다. 그러나 회귀모형의 적합성을 나타내주는 F값이 1.578(p-value 2.488)로 비유의적임에 따라 의미를 부여하기가 어려워 보인다. (모형 3-4)에서도 증권사와 신용금고의 순매매를 설명하는 회귀계수가 비유의적임을 보이고 F값 역시 비유의적임을 보이고 있다. 따라서 개인투자자의 매매와 보험사의 매매는 KOSPI의 등락에 영향을 받는 것으로 보인다. 즉 주가가 떨어지면 매수에 치중하고 주가가 상승하면 매도에 치중한다고 해석할 수 있다. 따라서 이들 투자자 집단의 투자전략은 부(-)의 피드백 전략(negative feedback strategy) 또는 단기적 반전전략(reversal trade strategy)에 가까운 것으로 보인다.

IV. 결 론

본 연구는 투자자 집단에 따라 그 매매에 있어서 주가와 관련된성을 분석하고자 하였다. 실증분석을 위하여 투자자 집단을 크게 개인투자자, 기관투자자, 외국인투자자로 분류하였으며 기관투자자는 다시 세분하여 은행, 증권회사, 투자신탁회사, 보험회사, 종합금융회사 및 상호신용금고, 기금 등으로 분류하였다. 투자자 집단의 매매 성향은 월별 순매매율로 측정하였으며 주가의 대응변수는 한국종합주가지수(KOSPI)의 월별 수익률로서 분석에 사용된 기간은 1992년 1월부터 1999년 12월까지이다.

분석을 위한 방법론으로 상관분석과 회귀분석을 이용하였다. 상관분석은 스피어만 순위상관분석을 이용하여 KOSPI와 각 투자자 집단의 순매매 비중의 상관계수를 도출하였으며 그 결과 KOSPI와 개인투자자의 순매매와는 음의 유의적 상관관계를, 러나 기관투자자의 경우 기관투자자 전체 범주로 볼 때 유의적 상관관계가 없었으나 세분화된 기관투자자 일부는 유의적 상관관계를 보였다.

본 연구는 KOSPI와 각 투자자 집단의 매매에 대한 인과관계를 추론한 바 외국인

투자자의 매매는 KOSPI에 영향을 주며 개인투자자의 매매는 오히려 KOSPI에 영향을 받는 것으로 보였다. 그러나 기관투자자의 경우 세부기관마다 그 매매의 성격을 달리하는 것으로 나타났다. 이러한 분석결과를 바탕으로 회귀분석을 실시하였는데, 분석결과 외국인투자자와 기관투자자 가운데는 증권사와 투신사의 경우 순매수가 늘어날수록 주가는 상승하고 순매도가 늘어날수록 주가는 하락한다는 것을 확인할 수 있었다. 반면 개인투자자의 매매는 KOSPI 주가에 따라 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉 주가가 상승할수록 매도에 치중하고 주가가 하락할수록 매수에 치중하는 것으로 분석되었다. 기관투자자 가운데에는 보험사의 매매는 주가에 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 기관투자자의 투자 스타일은 기관에 따라 다른 이질성을 보이며 그 매매의 효과가 상쇄되어 전체 기관투자자의 매매는 주가의 움직임과는 유의적인 관계를 보이지 않는 것으로 나타나는 것으로 보인다.

본 연구의 성과로는 단순히 특정 투자자 집단이 주가의 움직임에 따라 매매를 하는 수동적 전략의 의미보다는 적극적으로 주가를 움직이는 주체로서 외국인투자자와 일부 기관 투자자(증권사, 투신사)의 존재를 확인할 수 있다는 점이다. 이는 이들 투자자 집단이 동일한 외부신호에 다른 투자자 집단에 비하여 더욱 상관되어 매매를 하거나 투자전략에 있어서 펀더멘탈 전략(fundamental strategy)을 구사하기 때문인 것으로 보인다. 반면 주가 움직임에 따른 개인투자자와 일부 기관투자자(보험사)의 수동적 매매 스타일은 부(-)의 피드백 전략(negative feedback strategy) 또는 단기적 반전전략(reversal trade strategy)을 구사하는 것으로 보인다.

그럼에도 불구하고 본 연구의 결과를 해석하는 데에는 다소 유의할 점이 있다. 먼저 분석자료를 월별 자료로 사용하고 있기 때문에 이러한 연구 결과가 주별 자료나 일별 자료에 서로 일관되어 나타날지는 예단하기 어려우며 주가의 움직임도 KOSPI로 한정되어 분석하고 있기 때문에 개별종목에 있어서도 동일한 결과를 가져올지는 추후 연구에 기대하여 본다. 또한 본 연구의 결과가 투자자 집단의 매매 스타일에 따른 투자성과와 관련이 있다는 것을 의미하는 것은 아니라는 사실이다.

참 고 문 헌

- 라성채, 박명우, “외국인투자자의 하루중 주문패턴 분석”, 월간 주식, Jan. 1999, 3-24.
- 채남기, “투자자별 매매양태와 주가 영향력 비교분석”, 월간 주식, Jan. 1998, 7-39.
- Cutler, D., J. M. Poterba, and L. H. Summers, “Speculative Dynamics and The Role of Feedback Traders,” *American Economic review*, Papers and Proceedings 80, 1990. 63-68.
- Chan, L. K. C., and J. Lakonishok, “Institutional Trades and Intra-day Stock Price Behavior,” *Journal of Financial Economics* 33, 1993, 173-199.
- DeLong, J. B, A. Shleifer, L. Summers, and R. Waldman, “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation,” *Journal of Finance*, 45, 1990, 379-396.
- Easley, D., and M. O’ Hara, “Price, Trade Size, and Information in Securities Markets,” *Journal of Financial Economics* 19, 1987, 69-90.
- Friend, I., M. Blume, and J. Crockett, “Mutual Funds and Other Institutional Investors,” (McGraw-Hill, New York, NY), 1970.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, “The Structure and Performance of The Money Management Industry,” *Brookings Papers on Economic Activity : Microeconomics*, 1992 a.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. W. Vishny, “The Impact of Institutional Trading on Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, 32, 1992 b, 23-44.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, R. Thaler, and R. W. Vishny, “Window Dressing by Pension Fund Managers,” *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 81, 1991, 227-231.
- Madhavan, A. and S. Smidt, “A Bayesian Model of Intraday Specialist Pricing,” *Journal of Financial Economics*, 30, 1991, 99-134.
- Newey, W. and K. West, “Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 51. 1987,
- Scharfstein, D. S. and J. C. Stein, “Herd Behavior and Investment,” *American Economic Review*, 80, 1990, 465-479.
- Shiller, R. J, and J. Pound, “Survey Evidence on Diffusion of Interest and Information

Among Investors,” *Journal of Economic Behavior and Organization*, 10, 1989, 47-66.

Keim, D., and A. Madhavan, “Anatomy of The Trading Process : Empirical Evidence on The Motivation, Execution and Performance of Institutional Equity Trades,” *Journal of Financial Economics*, 37, 1995, 371-398.

Kyle, A. S., “Continuous Auctions and Insider Trading,” *Econometrica*, 53, 1985, 1315-1336.

Kraus, A., and H. Stoll, “Price Impacts of Block Trading on the New York Stock Exchange,” *Journal of Finance*, 27, 1972, 569-588.

Robert K., “The Effect of Net Institutional Net Trading Imbalances,” *The Journal of Finance*, 1977. 3.

White, H., “A Heteroskedasticity - Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, 1980.