

한·미 간 주가변동의 상관관계 연구

신인석 __ 본원 연구위원

함상문 __ 본원 선임연구위원

ABSTRACT

In this paper, we study the relationship between the U.S. daily stock returns and the corresponding Korean returns. More specifically, we examine whether the previously realized U.S. stock returns would help predict the current Korean returns. We find that for close-to-close daily stock returns, the U.S. returns would help predict the Korean returns. However, for open-to-close stock returns, the U.S. intraday stock returns would not help predict the corresponding Korean returns.

After distinguishing investors by their nationality and types, we then examine whether there is a relationship between investors' net purchase of Korean stocks and the previous days' U.S. stock returns. We find that the amount of international investors' net purchase of Korean stocks today would vary significantly with the previous days' U.S. stock returns. The Korean individual investors and the Korean investment trust companies, however, would follow the opposite investment pattern.

I. 머리말

1997년 외환위기 이후 한국 주가수익률이 미국 주가수익률에 연계되어 변동한다는 보고가 이어지고 있다. 예컨대, 김준일(2000)은 종가-종가 수익률을 기준으로 할 때 미국 주가의 전일수익률이 한국 주가의 당일 수익률에 대하여 유의한 예측력을 지니고 있음을 보인다. 이 같은 국가 간 주가수익률의 상관관계, 특히 미국 주가수익률과 여타 국가 주가수익률 사이의 상관관계 존재는 새로운 현상은 아니다. 선진국 간 주가수익률의 상관관계에 대한 연구는 이미 1980년대 자료를 대상으로 그 존재가 보고된 바 있다(Eun and Shim[1989], Hamao, Masulis, and Ng[1990] 등 참조). 특히 1987년 블랙먼데이 직후 주요 주식시장 간 수익률의 상관관계가 크게 높아지는 현상이 발견되면서 주가폭락, 외환위기와 같은 큰 사건 직후 국가 간 주식시장의 상관관계가 높아진다는 연구결과가 제시되기도 하였다.¹⁾ 이처럼 미국 주가수익률과 기타 국가 주가수익률이 상관관계를 보이는 예가 많음을 기지의 사실로 할 때, 제기되는 질문은 그러한 상관관계의 존재를 어떻게 해석해야 하는가 하는 것이 된다. 이 질문에 대한 최종 해답을 찾는 데 도움이 될 두 가지 실증분석 결과를 보고하는 것이 본 논문의 목적이다.

첫째, 우리는 먼저 미국 주가수익률의 한국 주가수익률 예측력을 좀 더 자세히 분석한다.²⁾ 종가-종가 수익률에서 국가 간 상관관계가 발견되는 것은 일단 자국 주식시장이 폐장되어 있는 동안 발생한 새로운 소식(News)이 개장되어 있던 외국 주식시장의 종가-종가 수익률에 반영

1) Lee and Kim(1993), King and Wadhwani(1990) 등 참조. 한편 Forbes and Rigobon(1999)은 이것이 주식시장 폭락과 같은 사건 직후 주가의 변동성이 높아짐에 따라 상관관계 계수가 왜곡되는 것을 감안하지 않았기 때문에 발견되는 현상이라고 비판한다. 그러나 그들도 주식시장 간에 상관관계가 존재한다는 점은 인정하고 있으며, 다만 이 상관관계가 특별히 대사건에 영향을 받아 높아지지는 않는다고 주장할 뿐이다.

2) 이것은 Hamao, Masulis, and Ng(1990)의 연구를 염두에 둔 것이다.

되어 있음에 기인한다고 볼 수 있으므로 효율적 시장가설과 배치되는 것은 아니다. 문제는 시가-종가 수익률 간 상관관계가 존재하는가 하는 것이다. 만일 국가 간 종가-종가 수익률이 상관관계를 보이는 이유가 외국 종가-종가 수익률이 자국의 주식시장이 폐장된 시간 동안 발생한 새로운 정보를 담고 있기 때문이라면 그 효과는 자국 주식시장의 개장시점 가격, 즉 시가에 모두 반영되어야 한다.

이에 우리는 미국 주가수익률과 한국 주가수익률의 상관관계를 종가-종가 기준과 시가-종가 기준의 두 가지로 나누어 조사한다. 분석방법은 단순회귀분석과 보다 정교한 추정방식인 GARCH-M을 병행 사용하였다. 분석결과 종가-종가 수익률을 기준으로 할 경우 과연 미국 주가수익률은 기존 연구가 보였듯이 한국 주가수익률에 대하여 예측력을 갖고 있는 것으로 나타난다. 그러나 시가-종가 수익률에 의해 분석할 경우 예측력은 사라진다. 이러한 결과는 미국의 전일 주가수익률이 한국의 당일 주가수익률에 대해 예측력을 갖는 이유가 일단 한국 주식시장이 폐장된 시간에 발생한 정보가 미국의 전일 주가수익률에 반영되어 있기 때문이라는 가설이 기각될 수 없음을 의미하는 것으로 우리는 해석한다.

이에 우리는 두 번째 실증분석을 실시한다. 즉, 미국 주가수익률 변동에 반응하여 한국 주식시장에서의 거래가 이루어지고 있는 것을 전제로 할 때, 거래자 특성에 따라 거래패턴에 차이가 있는지를 조사한다. 거래자를 국적별·성격별로 구분한 뒤 거래비중 상위 20개 그룹을 대상으로 하여 이들의 매수·매도 차이(Order Imbalance), 즉 순매수와 미국 전일 주가수익률의 상관관계를 조사한다. 분석결과 미국 기관투자가 등이 통계적으로 유의하게 미국의 전일 주가수익률 상승(하락)에 따라 한국 증권거래소에서 순매수(순매도)하는 것으로 나타난다. 반면 한국의 투자자는 개인과 투신사 등이 체계적으로 반대성향의 매매패턴을 보이는 것으로 나타난다. 이처럼 거래자 그룹별로 미국 주가수익률 변동에 반응한 거래패턴에 차이가 나타나는 것에 대한 두 가지 가설을 우리는 결론에서 제시한다. 이 중 어느 가설이 타당한지는 추후 연구과제로 남긴다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 분석에 사용된 자료

의 개요가 소개된다. III장에서는 미국 주가수익률의 한국 주가수익률에 대한 예측력의 존재여부를 종가-종가 수익률과 시가-종가 수익률을 대상으로 하여 분석한다. IV장에서는 투자자 그룹별로 종가-종가 기준 미국 전일 주가수익률과 한국 증권거래소에서의 당일 순매수와의 상관관계를 분석하고 관련되는 사항을 논의한다. V장에서는 논문이 마무리된다.

II. 자료

1. 주가 자료

우리는 1999년 1월 3일부터 2001년 10월 31일까지 670일의 주가지수 자료로부터 계산된 일간수익률 자료를 사용한다. 표본기간이 이렇게 책정된 것은 거래금액 자료와 표본기간을 일치시키기 위함이다. 한국 증권거래소의 경우 종합주가지수, KOSPI를 사용하였으며, 미국 NYSE의 경우 S&P500지수를 사용하였다. 자료의 불일치를 제거하기 위하여 한국이나 미국 주식시장 중 어느 한 곳이 휴일로 거래가 없는 경우 당일 상대방 시장의 주가도 고려하지 않았다.

2. 거래금액 자료

우리는 투자자별 행태를 비교하기 위하여 '증권전산'이 관리하고 있는 외국인 투자자의 일별 거래금액 자료와 '증권거래소'가 관리하고 있는 국내 투자자의 일별 거래금액 자료를 고려하였다. 자료의 표본기간은 1999년 1월 3일부터 2001년 10월 31일까지인데, 이 같은 표본기간의 설정은 '증권전산' 자료가 1999년 1월 3일 이후에 국한하여 존재하는 것으로 확인되었기 때문이다.

증권전산의 자료는 외국인을 국적과 성격에 따라 분류하여 매일의 매도와 매수금액을 표시한 것이다. 국적은 해당 외국인의 국적을 의미하며 현재 총 54개국이 등록 관리되고 있다. 성격의 경우 개인, 은행, 보

험회사, 증권회사, 회사형 투자신탁, 계약형 투자신탁, 기타법인, 연기금 등으로 구성되어 있다.³⁾ 또 이들 성격별 분류는 다시 해당 거래자가 국내에 거주하고 있는지의 여부에 따라 ‘거주××’와 ‘비거주××’로 나누어진다. 그러나 ‘거주××’의 경우 거래비중이 미미하여 무시해도 좋을 정도이므로 이하에서 외국인 거래자는 모두 비거주 거래자를 지칭하는 것으로 한다.

증권거래소 자료는 국내 투자자를 성격에 따라 분류하여 매매자료를 관리하고 있는데, 개인, 은행, 보험회사, 증권회사, 투자신탁, 기타법인, 기금공제회로 구성되어 있다. 증권전산의 외국인 거래자 분류와의 차이는 투자신탁에 계약형과 회사형의 구분이 없다는 점과 연기금 대신 기금공제회가 있다는 점인데, 이하에서 기금공제회는 연기금과 성격의 차이가 없는 것으로 보아 분류시 편의에 따라 ‘연기금’으로 대체하여 쓰도록 하겠다.

III. 미국 주가수익률의 한국 주가수익률 예측 여부 분석

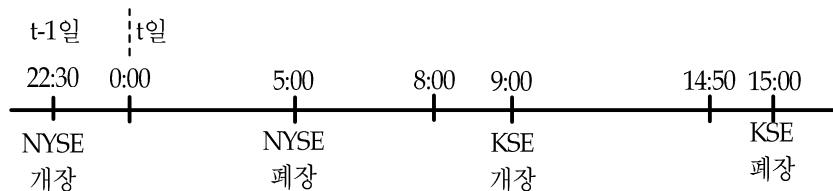
1. 분석방법

미국의 $t-1$ 일 주가수익률이 한국 t 일 주가수익률에 영향을 미치는지의 여부, 그리고 만일 그러하다면 그 성격은 무엇인지를 해석하는 데 있어서, 한국 t 일 수익률을 종가-종가 수익률과 시가-종가 수익률로 구분하는 것이 중요하다.⁴⁾ 이 점은 간단한 모형을 설정하면 쉽게 설명된다.

3) 정확하게 증권전산(주)이 사용하고 있는 분류코드와 코드에 해당하는 외국인 투자자는 다음과 같다. 1: 비거주 개인, 2: 비거주 은행, 3: 비거주 보험회사, 4: 비거주 증권회사, 5: 비거주 투자회사(회사형), 6: 비거주 투자신탁(계약형), 7: 비거주 기타법인, 8: 비거주 국민해외영주권자, 9: 비거주 연기금, 11: 거주자 개인, 12: 거주자 은행, 13: 거주자 보험회사, 14: 거주자 증권회사, 15: 거주자 기타법인, 21: 직접투자 개인, 22: 직접투자 은행, 23: 직접투자 보험회사, 24: 직접투자 증권회사, 25: 직접투자 기타 법인, 30: 기타.

먼저 미국의 NYSE와 한국의 증권거래소의 거래시간대는 [그림 1]과 같다.⁵⁾ t-1일을 기준으로 말하면, 한국의 증권거래소가 오전 9:00에 개장되어 오후 3:00에 폐장되며 미국의 NYSE는 미국 동부표준시간으로 오전 9:30분 한국시간으로는 오후 11:30분에 개장되어 t일 오전 5:00(여름) 또는 6:00(겨울)에 폐장된다.⁶⁾

[그림 1] 한국과 미국 주식시장의 거래시간(한국시간 기준, 여름)



이제 편의상 한국 증권거래소와 미국 NYSE가 모두 폐장되어 있는 시간은 무시하고, 한국 증권거래소의 개장시점에 하루가 시작되며 미국 NYSE가 폐장되는 시간에 하루가 마감되는 것으로 가정하자. 그리고 한국 증권거래소가 개장되어 있는 시간에 발생하는 새로운 정보를 ε_1 , 미국 NYSE가 개장되어 있는 시간에 발생하는 새로운 정보를 ε_2 라고 정의하자. 그러면 시장효율성을 가정할 때 미국 NYSE의 t-1일 폐장가격 $NYSE_{t-1}$ 과 한국 증권거래소 t일의 폐장가격 KSE_t 는 다음과 같이 정해진다.

$$NYSE_{t-1} = NYSE_{t-2} + \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t-1}$$

$$KSE_t = KSE_{t-1} + \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t}$$

-
- 4) 분석은 S&P500지수와 한국 증권거래소(KSE)의 종합주가지수(KOSPI)를 사용하였다. S&P500지수는 NYSE, NASDAQ 및 AMEX에서 거래되는 종목들이 포함되어 있지만 NYSE 관련 종목이 S&P500지수 전체의 85% 정도가 되어 본고에서는 편의를 위해 서술은 NYSE와 증권거래소를 대상으로 하고 있다.
 - 5) 이 그림은 지청·조답·양채열(2001)을 참조하였다.
 - 6) 한국 증권거래소에서 시가의 결정과정은 다음과 같다. 오전 8:00에 거래주문의 접수가 시작되고 9:00에 개장되며 시가는 동시호가에 의해 결정된다. 즉, 이 1시간 동안 접수되는 모든 주문을 동일 시점에 접수된 주문으로 보고 매도주문과 매수주문의 총수량이 같아지도록 하는 합치가격에서 모든 주문의 거래를 동시에 성립시킨다.

위 식에서 미국 $t-1$ 일 종가수익률은 $\Delta NYSEc_{t-1} = \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{2,t-1}$, 한국 t 일 종가수익률 $\Delta KSEc_t = \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{1,t}$ 이 얻어진다. 그러므로 시장효율성을 가정한 상태에서 미국 $t-1$ 일 종가수익률이 한국 t 일의 종가수익률과 상관관계를 갖는 것은 이론적으로 놀라운 일은 아니다.

한편 시장이 효율적이라면 한국 증권거래소와 미국 NYSE가 개장되는 시점의 가격, 즉 시가는 각각 다음과 같이 주어진다.

$$KSEb_t = KSEc_{t-1} + \varepsilon_{2,t-1}$$

$$NYSEb_{t-1} = NYSEc_{t-2} + \varepsilon_{1,t-1}$$

따라서 한국 증권거래소의 t 일의 시가-종가 수익률, 즉 $KSEc_t - KSEb_t$ 를 기준으로 할 경우 이 수익률은 미국 NYSE의 $t-1$ 일 종가-종가 수익률 및 시가-종가수익률 중 어느 것과도 원칙적으로 상관관계를 보이지 않아야 한다.

이상을 전제로 하여 미국 $t-1$ 일 주가수익률과 한국 t 일의 주가수익률의 관계를 분석하는 우리의 전략은 다음과 같다. 첫째, 우리는 먼저 한국 증권거래소의 t 일 종가-종가수익률과 미국 NYSE의 $t-1$ 일 종가-종가수익률의 관계를 단순회귀분석을 통하여 살펴본다. 둘째, 다음으로 한국 증권거래소의 t 일 시가-종가 수익률과 미국 NYSE의 $t-1$ 일 종가-종가수익률 및 $t-1$ 일 시가-종가수익률의 관계를 단순회귀분석을 통하여 살펴본다. 셋째, 이상 단순회귀 분석방법을 통한 결과의 견고성(robustness) 점검을 위해 GARCH모형을 이용하였을 때 결과가 어떠한지를 분석한다. GARCH를 견고성 점검방법으로 사용하는 것은, 주가수익률이 GARCH 모형에 의하여 잘 설명될 수 있다는 일부 연구가 있음을 감안한 것이다.⁷⁾

7) 예컨대, French, Schwert, and Stambaugh(1987), Lamoureux and Lastrapes(1993), Pagan and Schwert(1990) 참조.

2. 종가-종가 수익률

한국과 미국의 종가-종가 수익률은 다음과 같이 정의한다. 여기서 $KOSPIc_t$ 는 t일의 KOSPI 종가이고, $S&P500ct$ 는 t일의 S&P500 종가이다.

$$RKc_t = \log(KOSPIc_t) - \log(KOSPIc_{t-1})$$

$$RUSc_t = \log(S&P500c_t) - \log(S&P500c_{t-1})$$

<표 1>은 한국의 일간 종가기준 주가수익률을 자신의 시차변수와 미국의 시차일간 종가기준 주가 수익률을 설명변수로 하여 회귀추정한 결과인데 미국 일간 주가수익률이 한국 일간 주가수익률에 대하여 통계적으로 유의한 예측력을 지니고 있음을 보여준다.

이러한 종가기준 수익률을 기준으로 한 한국과 미국 주가수익률의 상관관계 존재는 앞에서 설명하였듯이 이론적으로 보아 놀라운 일은 아니다. 그러므로 다음에서는 한국의 시가-종가수익률을 기준으로 하였을 때에도 같은 결과가 유지되는지를 보도록 한다.

<표 1> 한국 종가-종가 수익률과 미국 전일 종가-종가 수익률의 상관관계:

$$RKc_t = \alpha + \beta_1 RKc_{t-1} + \beta_2 RUSc_{t-1} + \varepsilon_t$$

계수	추정치	t-통계량
α	-2.49E-6	-0.003
β_1	-0.004	-0.097
β_2	0.466	6.224
표본수	664	
Ljung-Box(12) Q통계량(잔차)	23.332 (Prob=0.025)	
D-W 통계량	2.029	
Adjusted R^2	0.054	
F 통계량	19.815 (Prob=0.0000)	

3. 시가-종가 수익률

만일 한국 주식시장이 효율적이라면 미국 주식시장의 $t-1$ 일의 거래 정보는 한국 t 일의 시가에 모두 반영되어야 하며 이런 경우 투자자들은 미국 주식시장의 거래정보를 이용하여 비정상 성과를 얻어낼 수 없다. 그러나 $t-1$ 일의 미국 주식시장 정보가 한국주식시장의 시가결정 후 종가가 결정되기까지의 주가변동에 추가적으로 반영되는 하루 종 정보 이월효과가 존재한다면 그 같은 효과의 존재에 대해서는 통상적인 시장효율성 이외의 새로운 설명이 필요할 것이다.

과연 그러한지의 여부를 조사하기 위하여 먼저 아래와 같이 정의되는 KOSPI 시가-종가 수익률과 S&P500의 시가-종가 수익률의 관계를 조사한다.

$$RK_t = \log(KOSPIc_t) - \log(KOSPIb_t)$$

$$RUS_t = \log(S&P 500c_t) - \log(S&P 500b_t)$$

여기서 $KOSPIb_t$ 는 t 일의 KOSPI 시가이고, $S&P 500b_t$ 는 t 일의 $S&P 500$ 시가이다. 참고로 $S&P 500$ 지수에 포함되는 개별 주식 중 상당수가 거래소 개장보다 5분에서 10분 후에야 거래가 시작되고 개장시 개별주식이 거래되지 않으면 그 전날 종가를 사용하여 $S&P 500$ 지수의 시가가 계산되므로 통상 $S&P 500$ 지수의 시가는 전날 종가보다 크게 다르지 않게 된다. 본고에서는 이러한 문제를 피하기 위하여 NYSE가 개장하는 오전 9:30분보다 30분 늦은 오전 10:00시 data를 $S&P 500$ 시가로 간주하기로 한다. <표 2>는 한국의 t 일 일간 시가-종가 수익률을 자신의 시차변수와 미국의 $t-1$ 일 시가-종가 주가수익률을 설명변수로 하여 회귀 추정한 결과이다. <표 1>과는 달리 <표 2>에서는 미국의 주가수익률이 한국의 주가수익률에 미치는 영향이 0.466에서 0.038로 크게 작아졌으며 0.038이라는 추정치는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타난다.

다음으로 한국의 t 일 시가-종가 수익률과 미국의 $t-1$ 일 종가-종가 수익률을 사용하여 두 수익률의 관계를 같은 방법으로 조사하였는데, 그

<표 2> 한국 시가-종가 수익률과 미국 전일 시가-종가 수익률의 상관관계:

$$RK_t = \alpha + \beta_1 RK_{t-1} + \beta_2 RUS_{t-1} + \varepsilon_t$$

계수	추정치	t-통계량
α	-0.001	-0.581
β_1	-0.046	-1.173
β_2	0.038	0.513
표본수	664	
F-통계량	0.837 (Prob=0.434)	
Ljung-Box(12) Q 통계량(잔차)	13.007 (Prob=0.369)	
Ljung-Box(12) Q 통계량(잔차제곱)	20.076 (Prob=0.066)	
왜도(Skewness)	-0.242	
첨도(Kurtosis)	3.284	
Jarque-Bera 통계량	8.700 (Prob=0.013)	
Engle's ARCH LM(6) 통계량	10.447 (Prob=0.107)	

결과 역시 미국의 t-1일 종가-종가 수익률은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그 결과는 따로 보고하지 않기로 한다.⁸⁾

4. GARCH-M에 의한 견고성(Robustness) 점검

<표 2>에서 Ljung-Box(12) Q 통계량(잔차 또는 잔차제곱), ARCH LM 통계량 등을 살펴보았을 때 잔차가 계열상관적이지는 않지만 ARCH 효과를 보이고 있다는 것을 알 수 있다. 그러므로 ARCH효과를

8) 지청·조담·양채열(2001)의 경우 미국의 종가-종가 수익률을 사용하고 한국의 시가-종가 수익률을 사용할 때 미국 t-1일 수익률이 한국 t일 수익률에 유의한 영향을 주는 것으로 보고하고 있다. 그들의 연구결과가 우리와 다른 것은 표본기간의 차이에 연유하였을 가능성이 있다. 그들이 사용한 자료의 표본기간은 1997년 10월에서 2000년 6월까지이다. 특히 우리가 조사한 바에 의하면, 위기기간인 1998년에서 그러한 결과가 발견되는 것으로 보인다. 위기기간과 위기 이후의 기간 사이에 과연 시장행태에 차이가 있는 것인지의 여부는 별도의 분석을 필요로 한다고 생각된다.

감안하기 위하여 GARCH-M방법에 의해 위의 단순회귀 분석으로 얻어진 결과의 견고성을 점검하기로 한다.

GARCH-M모형의 설정

이제 한국 주가수익률에 대해 다음과 같은 GARCH-M모형을 상정하자.

$$\begin{aligned} RK_t &= \alpha + \beta h_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ h_t &= a + b h_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t \end{aligned} \quad (1)$$

여기서 RK 는 한국의 일간 시가-종가 수익률이고, h 는 주가지수 시가-종가수익률의 조건부 분산이다. D 는 일요일이나 공휴일 다음날은 1이고 그 외의 날은 0인 소위 월요일 효과의 존재유무를 설명하기 위한 더미(dummy) 변수이다. Fama(1965)는 월요일 수익률의 변동성이 다른 날보다 크다고 보고하고 있다.⁹⁾

모형설정시 감안하여야 할 또 하나의 사항은 시장의 미시구조적 성격에 기인한 주가지수의 시계열 자기상관현상이다. Scholes and Williams(1977), Cohen et al.(1980) 등은 개별 주식거래의 비동시성, bid-ask스프레드, 최소가격변화 제약 등으로 인하여 개별 주식 및 주가지수 수익률에서 시계열 상관현상이 나타날 수 있음을 보였다. 여기서는 French, Schwert, and Stambaugh(1987)과 Hamao, Masulis, and Ng(1990) 등이 GARCH 모형에서 시계열 상관을 해결하기 위하여 사용하였던 MA(1) 모형을 사용하기로 한다.

모형 (1)의 추정결과가 <표 3>에 보고되어 있다. 먼저 추정계수들의 유의성을 검증한 결과($\beta = \gamma = b = c = d = 0$)의 제약이 1% 수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 정확히 표현하면 모형 (1)은 MA(1)-GARCH(1,1)-M모형인데, 이 모형에 따르면 월요일 효과가 분산식에서 통계적으로 유의하나 그 부호가 Fama(1965)의 경우와는 반대로 나타난다. 수익률 자기상관현상은 미국의 경우와 같이 그 부호가 음이고 통계적으로 유의한

9) 월요일 효과가 수익률에 미치는 영향에 관하여 미국의 경우 French(1980), Gibbons and Hess(1981)는 음이라고 보고하고 있으나 한국의 경우 그 추정치가 -0.002 ($t=1.173$)이고 이때의 LR(1) 값도 -1.604로 통계적으로 유의하지 않아 수익률 식에서 고려하지 않았다($\chi^2(1)$ Critical values: 3.84(5%), 6.63(1%)).

〈표 3〉 한국 주가수익률의 GARCH-M모형:

$$RK_t = \alpha + \beta h_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = a + bh_{t-1} + c\varepsilon_{t-1}^2 + dD_t$$

계 수	추정치	t-통계량
α	0.002	1.123
β	-6.839	-1.172
γ	-0.759	-1.941
분산식		
a	3.99 E-6	5.029
b	0.990	132.847
c	0.011	1.862
d	-2.26 E-5	-8.646
표본수	664	
LR(5) H0: $\beta = \gamma = b = c = d = 0^1$	37.14	
Ljung-Box(12) Q 통계량(잔차)	12.204 (Prob=0.349)	
Ljung-Box(12) Q 통계량(잔차제곱)	4.044 (Prob=0.969)	
왜도(Skewness)	-0.253	
첨도(Kurtosis)	3.229	
Jarque-Bera 통계량	8.547 (Prob=0.014)	
Engle's ARCH LM(6) 통계량	2.609 (Prob=0.856)	

주 : 1) $X^2(5)$ Critical values: 11.07(5%), 15.09(1%)

것으로 나타난다. 변동성 식이 안정적이려면 b와 c의 합이 1보다 적어야 하는데 여기서 b의 추정치는 0.990이고 통계적으로 0과 다르다는 가정이 유의하지만 c의 추정치는 5% 수준에서 유의하지 않다. 또 Ljung-Box(12)의 잔차에 관한 Q통계량에 의하면 잔차가 자기상관을 보이지 않고 Ljung-Box(12)의 잔차제곱에 관한 Q통계량과 ARCH LM(6) 통계량

에 의하면 잔차에 ARCH 효과가 유의하지 않다. 또한 잔차의 왜도와 첨도를 검토해 보면 정규분포의 왜도(skewness)인 0 및 첨도(kurtosis)인 3과 잔차의 실제 왜도와 첨도가 크게 다르지 않음을 알 수 있다. 마지막으로 Jarque-Bera통계량에 의하면 잔차가 정규분포를 가진다는 가설을 5% 수준에서 기각할 수 있지만 1% 수준에서는 기각할 수 없는 것으로 나타난다.

이제 추정된 GARCH-M모형에서 한국 주가수익률에 미국 주가수익률이 영향을 미칠 수 있는 경우는 다음의 두 가지이다. 첫째, 분산식의 h_t 와는 관계없이 직접적으로 RK_t 에 영향을 미치는 경우이다. 둘째, 분산식의 h_t 를 통하여 간접적으로 수익률 RK_t 에 영향을 미치는 경우이다.¹⁰⁾ 그러므로 이하 각각의 경우를 순차적으로 분석하도록 한다.

직접적인 영향 검정

첫째 경우인 직접적인 영향의 여부를 검정하기 위하여 다음과 같이 모형 (1)을 변형한다.

$$\begin{aligned} RK_t &= \alpha + \beta h_t + \phi RUS_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ h_t &= a + b h_{t-1} + c \varepsilon_{t-1}^2 + d D_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서 RUS_{t-1} 은 t-1일 S&P500의 시가-종가수익률이다. 모형 (2)에서 ϕ 가 통계적으로 유의하면 어제의 미국 주식시장 수익률 정보가 오늘 한국 주식시장의 시가에 반영될 뿐 아니라 종가에까지 반영되어 하루 종 수익률 정보이전효과가 있는 것으로 볼 수 있다.

추정결과가 <표 4>에 나타나 있는데 ϕ 를 제외한 계수의 추정치가 <표 3>에 있는 모형 (1)의 계수 추정치와 크게 다르지 않다. 검정결과에 의하면, 계수 ϕ 의 추정치가 양의 부호를 가져 개장 후 어제의 미국 수익률 상승정보가 오늘의 한국주가를 높이는 것으로 나타났다. 하지만 추정치의 t값이 통계적으로 유의하지 않고 또 이때의 LR(1)값도 5% 수

10) Hamao, Masulis, and Ng(1990)는 역시 GARCH-M모형을 사용하여 미국, 일본, 영국 사이의 주가수익률 상관관계를 분석하였다. 그들은 본문에서 설명한 첫째의 경우를 평균수익률 이전효과, 둘째의 경우를 변동성 이전효과로 지칭하고 있다.

<표 4> 미국 전일 수익률의 직접적인 파급효과 검정:

$$RK_t = \alpha + \beta h_t + \phi RUS_{t-1} + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$h_t = a + bh_{t-1} + c\varepsilon_{t-1}^2 + dD_t$$

	추정치	t-통계량
α	0.003	1.232
β	-7.524	-1.281
γ	-0.075	-2.002
ϕ	0.018	0.308
분산식		
a	3.54 E-6	3.190
b	1.001	177.700
c	0.002	0.690
d	-2.52 E-5	-8.996
표본수	664	
LR(1)		3.48
$H_0: \phi = 0^1$		

주 : 1) $X^2(1)$ Critical values: 3.84(5%), 6.63(1%).

준에서 유의하지 않아 주식시장 개장 후에는 수익률 정보이전효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이 결과는 앞에서의 단순 회귀식의 결과와 일치한다.

분산식의 h_t 를 통한 간접적인 영향 검정

다음에는 분산식의 h_t 를 통한 간접적인 수익률에의 파급효과가 있는지를 살펴보기 위하여 모형 (1)을 다음과 같이 변형하였다.

$$RK_t = \alpha + \beta h_t + \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$h_t = a + bh_{t-1} + c\varepsilon_{t-1}^2 + dD_t + fx_t$$

여기서 x 는 미국 S&P500의 시가-종가 수익률을 모형 (1)과 같은 GARCH-M모형으로 추정하여 잔차를 구하고, 이 잔차를 제곱한 값이다. 이때 미국 GARCH-M모형의 추정에서는 $d=0$ 의 계수조건을 부여하였

는데, 이 같은 제약을 둔 이유는 월요일 효과를 가정하고 추정하였을 때 d 값이 1.37E-5($t=1.497$)로 통계적으로 유의하지 않았고 이때의 LR(1)값도 0.836로 역시 통계적으로 유의하지 않았기 때문이다.

모형 (3)에서 f 가 통계적으로 유의하면 어제의 미국 주식시장의 주가 변동성이 오늘 한국 주식시장에 이전되고 그 결과 한국 주가수익률에 영향을 미치는 것으로 나타나게 된다. 모형 (3)을 검증한 결과가 <표 5>에 나타나 있는데, 계수 f 의 추정치가 통계적으로 유의하지 않다. 또 이 때의 LR(1)값도 5% 수준에서 유의하지 않아 주가 변동성 이전효과가 없는 것으로 나타났다.¹¹⁾¹²⁾

<표 5> 미국 전일 수익률의 간접적인 파급효과 검정:

$$\begin{aligned} RK_t &= \alpha + \beta h_t + \gamma \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \\ h_t &= a + bh_{t-1} + c\epsilon_{t-1}^2 + dD_t + fx_t \end{aligned}$$

	추정치	t-통계량
α	0.002	0.909
β	-5.502	-0.953
γ	-0.067	-1.794
분산식		
a	6.50 E-6	3.397
b	1.001	179.514
c	0.002	0.470
d	-4.19 E-5	-75.861
f	0.010	0.885
표본수	664	
LR(1)		3.37
$H_0 : f = 0^1$		

주 : 1) $X^2(1)$ Critical values: 3.84(5%), 6.63(1%).

11) 모형 (2)에 있는 수익률식과 모형 (3)에 있는 분산식을 조합하여 검증을 시도하였으나 미국수익률 계수와 미국주가변동성 계수 각각의 추정치가 0.019($t=0.314$)와 0.014($t=1.138$)이고, 이때의 LR(2)값이 2.984으로 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다($X^2(2)$ Critical values: 5.99(5%), 9.21(1%)).

12) 최근 남주하·윤기향(2001)도 GARCH모형을 사용하여 1999년 이후 미국 DOW JONES에서 한국 KOSPI로의 변동성 이동효과가 있다고 하였는데, 이는 종가-종가 수익률을 사용한 데 기인한다.

그러므로 이상 GARCH-M모형을 이용한 분석결과는 한국의 t 일 시가-종가 수익률에 미국의 $t-1$ 일 시가-종가 수익률이 영향을 미치지 않음을 보여준다. 또한 같은 방법의 분석을 한국의 t 일 시가-종가 수익률과 미국의 $t-1$ 일 종가-종가 수익률을 사용하여 시행했을 때에도 같은 결과가 얻어졌음을 밝혀둔다.

IV. 거래자 특성별 매매패턴의 차이여부 분석

1. 기본 통계량

가. 국적별

<표 6>은 증권거래소의 일별 매매금액을 거래자의 국적별로 분류하고 그 평균과 표준편차를 정리한 것이다.

<표 6>에서 거래활동의 규모를 살펴보면 한국 투자자에 의한 거래비중이 절대적이다. 한국 투자자는 이 기간 평균매수금액의 92%, 평균매도금액의 93%를 차지하고 있다. 외국인의 경우 증권전산에 등록되어 있는 투자자로서 표본기간 동안 거래활동을 보인 이들의 국적은 총 54개이지만 의미 있는 거래활동을 보이고 있는 국가는 10여 개국이다. 외국인 중 가장 활발한 거래활동을 보이고 있는 투자자는 미국이고 그 다음이 영국이며 나머지 국가 투자자의 거래활동은 전체 거래규모의 1% 미만이다.

순매수 또는 순매도, 즉 매도·매수 차이를 기준으로 각국 투자자를 살펴보면 거래활동규모에서와는 차이가 발견된다. 먼저 절대금액으로 볼 때 한국 투자자의 매도·매수 차이가 가장 크다. 그러나 거래규모를 감안하여 거래규모 대비 매도·매수차이의 비중을 기준으로 보면, 한국 투자자는 <표 6>에서 가장 하위에 속한다. 이는 외국인 투자자들이 거래규모 대비보다 적극적으로 순매수(또는 순매도)를 하였음을 시사한다.

<표 6> 국적별 거래현황 : 평균 및 표준편차

(단위 : 억 원 %)

	매 수		매 도		순 매 수		
	평균	수정 표준편차 ¹⁾	평균	수정 표준편차 ²⁾	평균	수정 평균 ³⁾	수정 표준편차 ⁴⁾
미국	848.4 (3.2) ⁵⁾	0.78	679.5 (2.5)	0.61	168.9	0.07	0.33
영국	371.3 (1.4)	0.70	373.1 (1.4)	0.72	-1.9	-0.00	0.33
룩셈부르크	133.9 (0.5)	0.74	103.5 (0.4)	0.79	30.5	0.12	0.39
싱가포르	125.9 (0.5)	1.02	108.8 (0.4)	1.03	17.1	0.07	0.48
말레이시아	79.1 (0.3)	1.18	97.0 (0.4)	1.14	-17.9	-0.10	0.46
아일랜드	82.9 (0.3)	0.98	86.9 (0.3)	2.21	-4.1	0.03	0.41
케이만 아일랜드	78.6 (0.3)	1.18	66.4 (0.2)	1.30	12.2	0.10	0.55
네덜란드	69.9 (0.3)	1.01	58.0 (0.2)	1.00	11.9	0.09	0.56
캐나다	43.4 (0.2)	1.45	31.4 (0.1)	1.09	12.1	0.06	0.51
스위스	36.4 (0.1)	1.33	36.3 (0.1)	1.31	0.11	-0.00	0.55
기타 외국 ⁶⁾	308.3 (1.0)	0.65	266.7 (1.0)	0.65	41.6	0.07	0.34
한국	24,631.0 (92.0)	0.49	24,859.5 (93.0)	0.5	-264.5	-0.00	0.03
합계	26,809.1	-	26,767.1	-	6.01	0.50	-

주 : 1) 매수/평균매수의 표준편차.

2) 매도/평균매도의 표준편차.

3) 순매수/(매수+매도)의 평균.

4) 순매수/(매수+매도)의 표준편차.

5) () 안은 전체금액에 대한 비중임.

6) 바하마 등 44개국임.

나. 성격별

<표 7>과 <표 8>은 증권거래소 일별 매매금액을 거래자의 성격별로 분류하고 그 평균과 표준편차를 정리한 것인데, 외국인 거래자와 한국인 거래자 사이에 현격한 차이가 존재하므로 따로 구분하여 작성하였다.

<표 7>을 보면, 외국인 투자자의 경우에는 기관투자가의 비중이 절대적인 것으로 나타난다. 개인은 매수기준 0.8%, 매도기준 0.9%로서 극히 미미한 역할에 불과하다. 그리고 기관투자가 중에서도 투신의 비중이 크다. 회사형 투신이 가장 큰 규모의 거래자이고 계약형 투신이 다음이며 연기금, 증권사가 뒤를 잇고 있다.

<표 7> 외국인 성격별 거래현황: 평균 및 표준편차

(단위: 억 원, %)

	매 수		매 도		순매수		
	평균	수정 표준편차 ¹⁾	평균	수정 표준편차 ²⁾	평균	수정평균 ³⁾	수정 표준편차 ⁴⁾
투신 (회사형)	1,135.2 (52.1) ⁵⁾	0.62	992.6 (52.0)	0.54	142.7	0.04	0.28
투신 (계약형)	335.4 (15.4)	0.73	274.4 (14.4)	0.69	61.0	0.09	0.33
연기금 등	206.5 (9.5)	0.84	161.5 (8.5)	0.87	44.9	0.11	0.41
증권사	148.2 (6.8)	0.95	179.4 (9.4)	1.05	-31.2	-0.07	0.43
기타법인	151.1 (6.9)	0.86	130.0 (6.8)	0.95	21.1	0.09	0.44
은 행	109.3 (5.0)	1.04	100.8 (5.3)	0.87	8.5	0.04	0.41
보험사	74.1 (3.4)	1.23	51.2 (2.7)	1.27	22.8	0.17	0.53
개 인	17.3 (0.8)	0.80	17.4 (0.9)	0.84	-0.1	0.01	0.30
합 계	2,177.1	-	1,907.3	-	269.7	0.48	-

주 : <표 6> 참조.

순매수(순매도)를 기준으로 할 때에도 비슷한 현상이 나타난다. 기관 투자가가 주된 순매수(순매도) 거래자이며, 특히 거래규모 대비 순매수 비중을 보면 보험사, 연기금 등이 이 기간 적극적인 순매수 투자자였음을 알 수 있다.

이에 대하여 <표 8>에서 한국인 투자자의 경우에는 외국인과는 반대로 개인투자자의 거래비중이 절대적이다. 개인투자자는 매수 및 매도에서 모두 80%의 비중을 차지한다. 그러나 순매수(순매도)의 경우 개인 투자자는 절대금액으로는 여전히 가장 높지만 거래규모 대비 비중에서는 작다.

<표 8> 한국인 성격별 거래현황: 평균 및 표준편차

(단위 : 억 원, %)

	매수		매도		순매수		
	평균	수정 표준편차 ¹⁾	평균	수정 표준편차 ²⁾	평균	수정평균 ³⁾	수정 표준편차 ⁴⁾
투신	2,233.9 (9.1) ⁵⁾	0.69	2,159.1 (8.7)	0.71	74.8	0.02	0.18
연기금 등	106.9 (0.4)	0.75	97.9 (0.4)	2.13	9.0	0.09	0.41
증권사	799.1 (3.2)	0.61	872.2 (3.5)	0.58	-73.1	-0.04	0.24
기타법인	826.1 (3.4)	0.94	847.1 (3.4)	0.81	-21.1	-0.01	0.19
은행	547.3 (2.2)	0.79	619.1 (2.5)	0.85	-71.8	-0.05	0.22
보험사	304.7 (1.2)	0.72	370.5 (1.5)	0.82	-65.8	-0.06	0.28
개인	19,812.9 (80.4)	0.49	19,929.4 (80.1)	0.49	-116.5	-0.00	0.03
합계	24,630.9	-	24,895.3	-	-264.5	-0.06	-

주 : <표 6> 참조.

3) 국적별·성격별

다음 항에서 계량분석은 국적과 성격을 동시에 이용하여 투자자의 그룹을 분류하고 그룹별 일별 순매수금액을 대상으로 하여 시행된다. 투자자의 국적이 54개이고 성격이 7개이므로 모두 400개에 가까운 그룹이 있게 된다. 그러나 일단 국적을 기준으로 할 때 거래비중이 의미 있는 그룹은 이 중 일부에 불과하므로, 우리는 거래규모 상위 10개국의 투자자에 초점을 한정하고자 한다.

거래규모 상위 10개국 투자자를 성격에 따라 그룹을 분류한 것이 <표 9>이다. <표 9>는 한국의 개인투자가 전체 거래의 약 75%를 담당하는 최대규모의 거래자 그룹임을 보여준다. 이어 한국의 투신사, 기타법인, 증권사, 은행 등이 비중 있는 거래자 그룹이다. 미국의 회사형 투신사가 외국인 투자자 그룹으로서는 가장 큰 규모이고 전체로서는 6 번째 규모의 거래자 그룹이다. 다음 항의 분석은 <표 9>의 투자자 그룹 중에서 거래비중 상위 20개 그룹을 대상으로 한다.

[그림 2]는 분석에 사용될 각 그룹의 일별 순매수금액의 추이를 도시한 것이다. 특별히 추세가 있을 것으로 보이는 의심되는 그룹은 보이지 않으며, 실제 단위근 검정을 실시하였을 때 단위근의 존재를 보인 그룹은 없었다. [그림 3]은 역시 분석에 사용될 순매수금액/거래금액의 추이를 도시한 것이다. 특별히 추세가 보이지는 않는데, 통계검정에 의할 때에도 단위근의 존재는 기각되었다. 한편 [그림 4]는 누적 순매수금액을 참고로 도시한 것이다. 외국인 투자자 그룹에서 누적 순매수금액이 뚜렷히 증가한 것이 나타나서 이 기간 외국인의 보유비중이 점진적으로 상승하였음을 시사한다.

2. 분석

가. 분석방법

분석방법은 간단하다. 먼저 각 투자자 그룹별로 변수 $Rho(NBUY, RUS)_t$ 를 아래 식에 의하여 계산한다. 이어 $Rho(NBUY, RUS)_t$ 를 피설명변수

〈표 9〉 국적별·성격별 거래자 구분: 거래비중

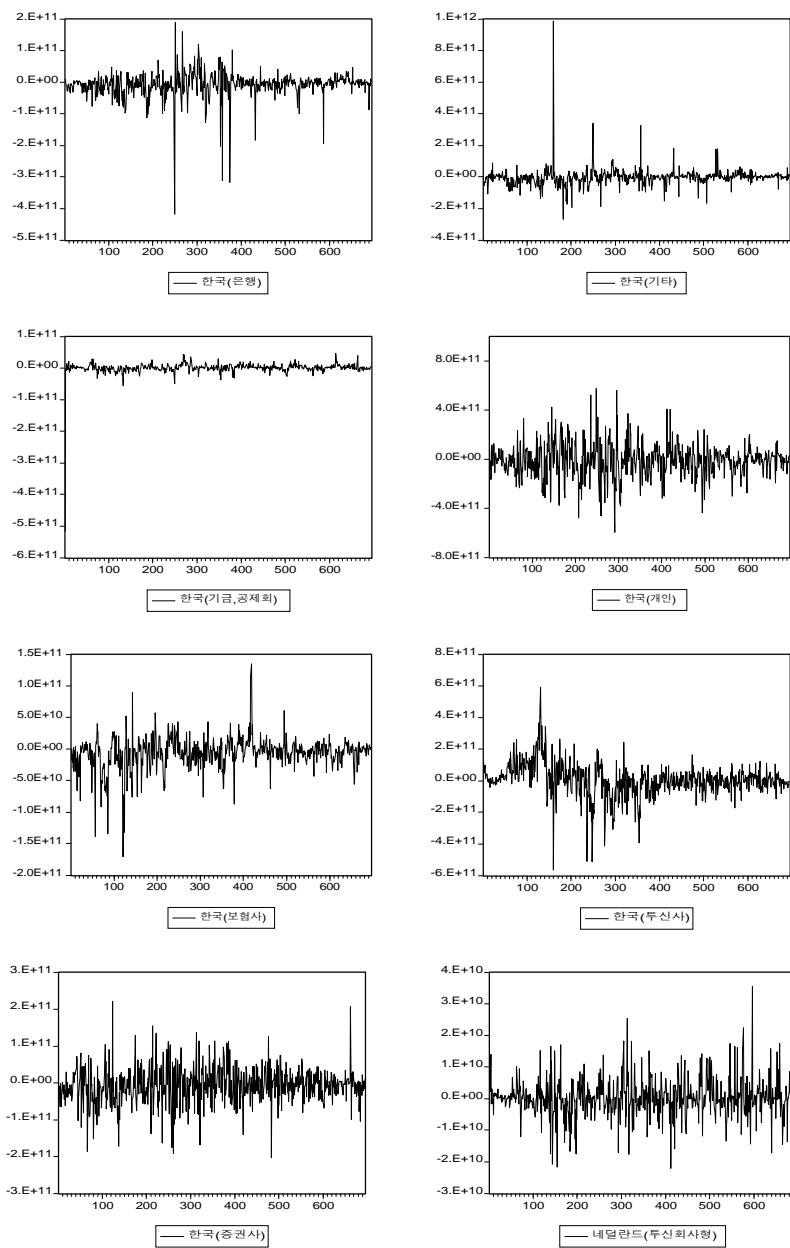
(단위: %)

	투신회사형	투신계약형	연기금	증권사	은행	보험	기타법인	개인	합계
미국	1.825	0.376	0.446	0.068	0.028	0.022	0.036	0.049	2.850
영국	0.481	0.287	0.076	0.394	0.020	0.108	0.022	0.000	1.388
룩셈부르크	0.337	0.028	0.000	0.013	0.060	0.000	0.004	0.000	0.443
싱가포르	0.056	0.014	0.001	0.021	0.001	0.055	0.290	0.000	0.438
말레이시아	0.289	0.001	0.000	0.027	0.000	0.000	0.011	0.000	0.328
아일랜드	0.146	0.148	0.000	0.015	0.000	0.003	0.004	0.000	0.317
케이만 아일랜드	0.236	0.032	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002	0.000	0.271
네덜란드	0.125	0.005	0.097	0.000	0.008	0.003	0.000	0.000	0.239
캐나다	0.061	0.042	0.026	0.001	0.001	0.002	0.002	0.004	0.139
스위스	0.015	0.004	0.005	0.001	0.101	0.009	0.001	0.001	0.135
기타외국	0.398	0.200	0.035	0.071	0.174	0.031	0.152	0.012	1.072
한국	8.194		0.382	3.118	2.176	1.260	3.121	74.129	92.379
합계	13.301		1.069	3.728	2.568	1.493	3.645	74.196	100.000

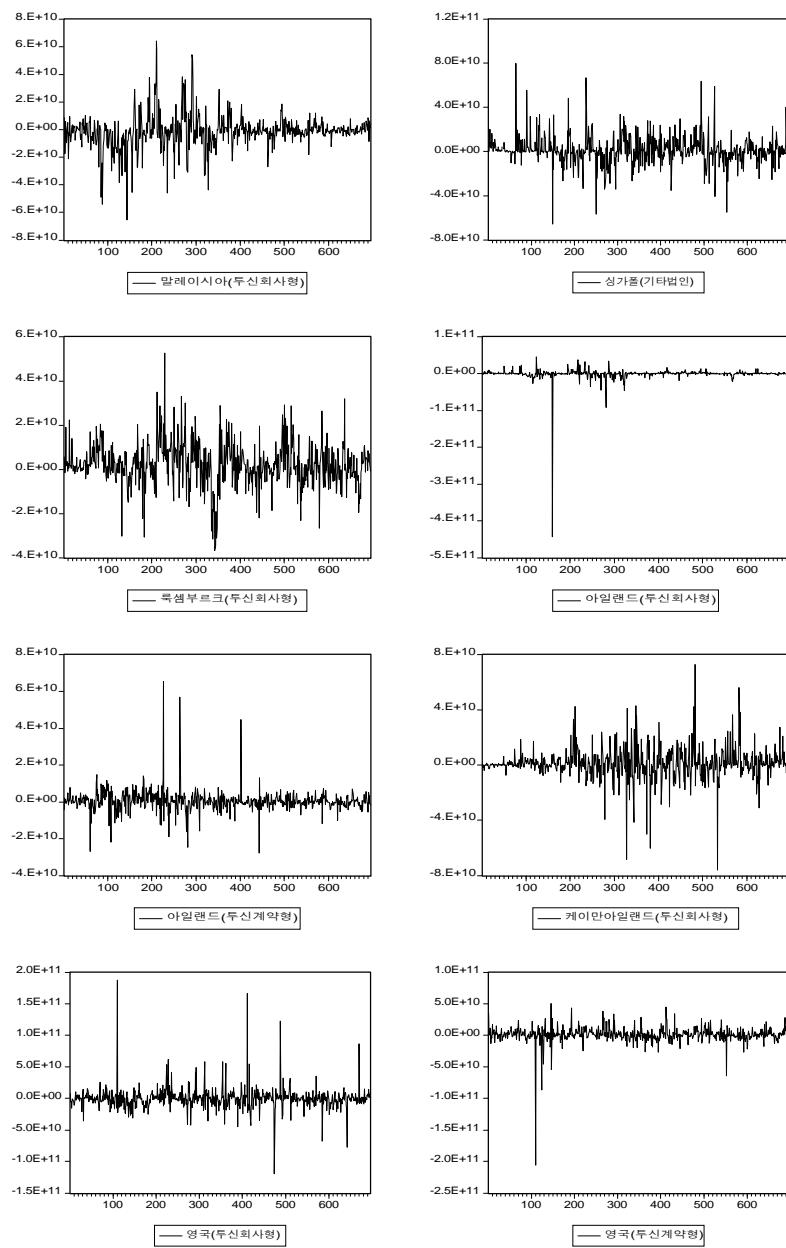
로 하고 상수항을 설명변수로 하여 최소자승추정을 시행한다. 추정된 상수항의 유의성과 부호를 기준으로 t-1일의 미국 주가수익률에 따른 t 일 한국 증권거래소에서의 그룹별 매매 행태를 판단한다. 식에서 미국 주가수익률은 종가-종가 수익률, 즉 $RUSC_t = \log(S&P500C_t) - \log(S&P500C_{t-1})$ 를 뜻한다. 또 NBUY는 순매수금액을 의미한다.

$$Rho(NBUY, RUS) \equiv \frac{(NBUY_t - 평균NBUY)(RUS_{t-1} - 평균RUS)}{(NBUY의 표준편차)(RUS의 표준편차)}$$

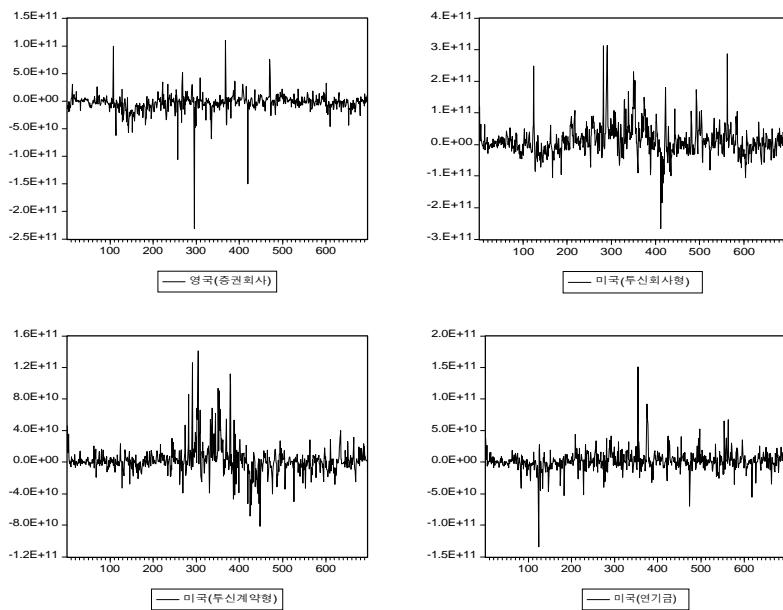
[그림 2] 투자자 그룹별 순매수금액 추이



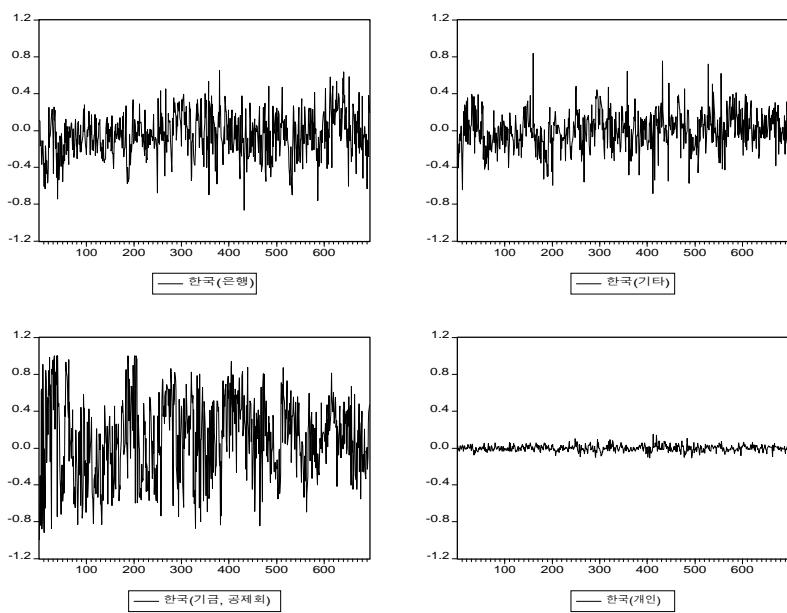
[그림 2] 투자자 그룹별 순매수금액 추이(계속)



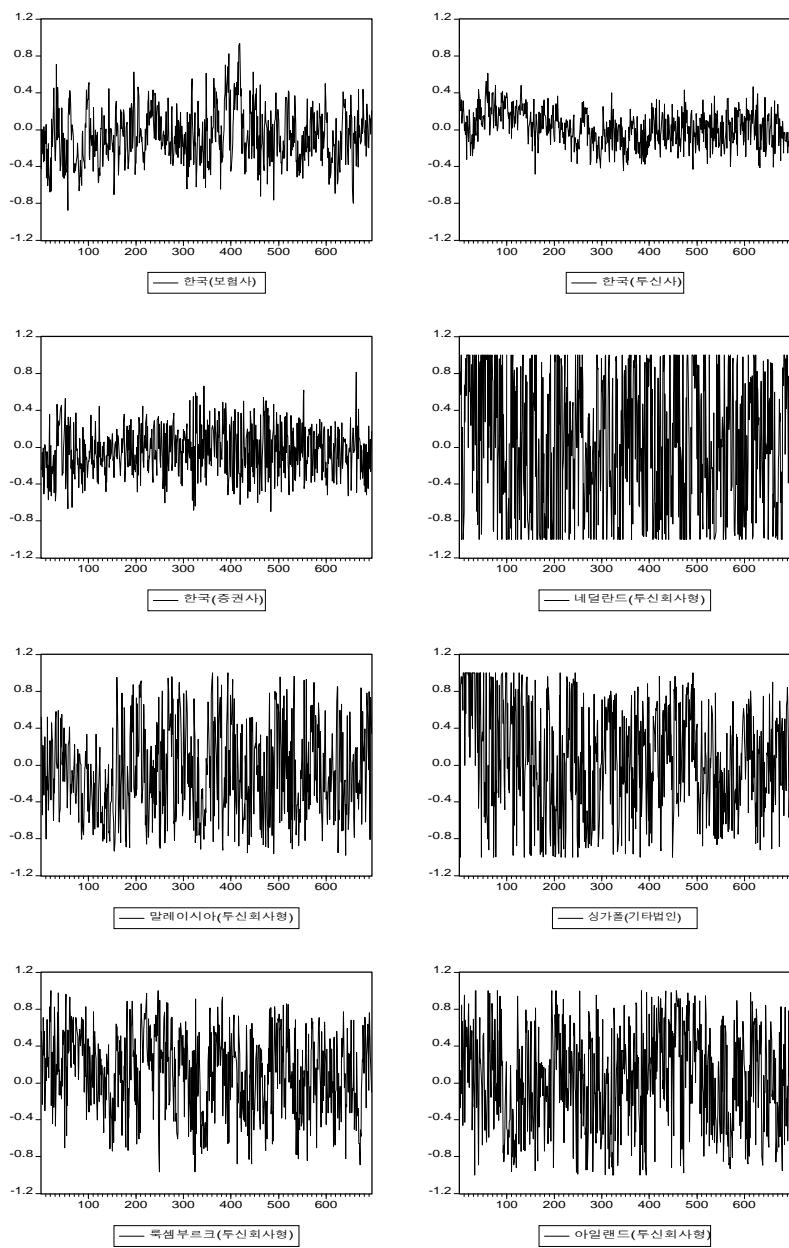
[그림 2] 투자자 그룹별 순매수금액 추이(계속)



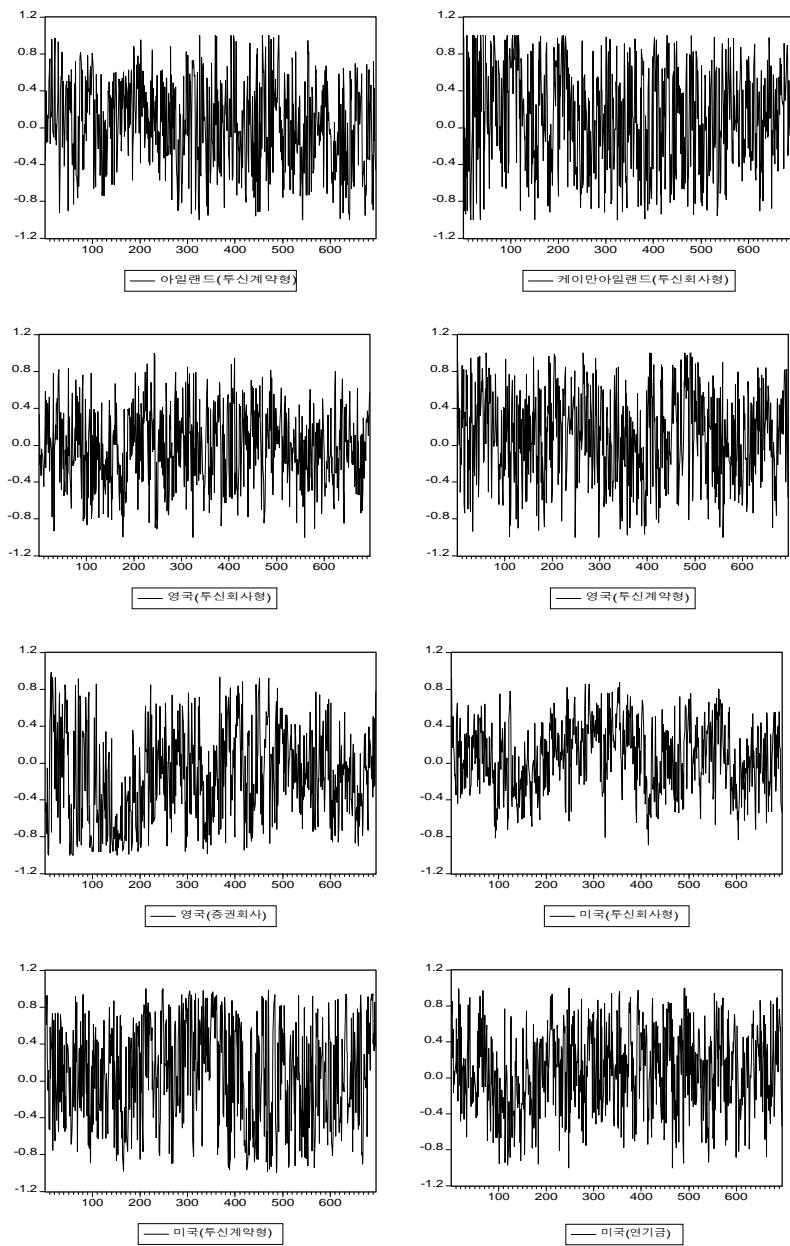
[그림 3] 투자자 그룹별 순매수비중 추이



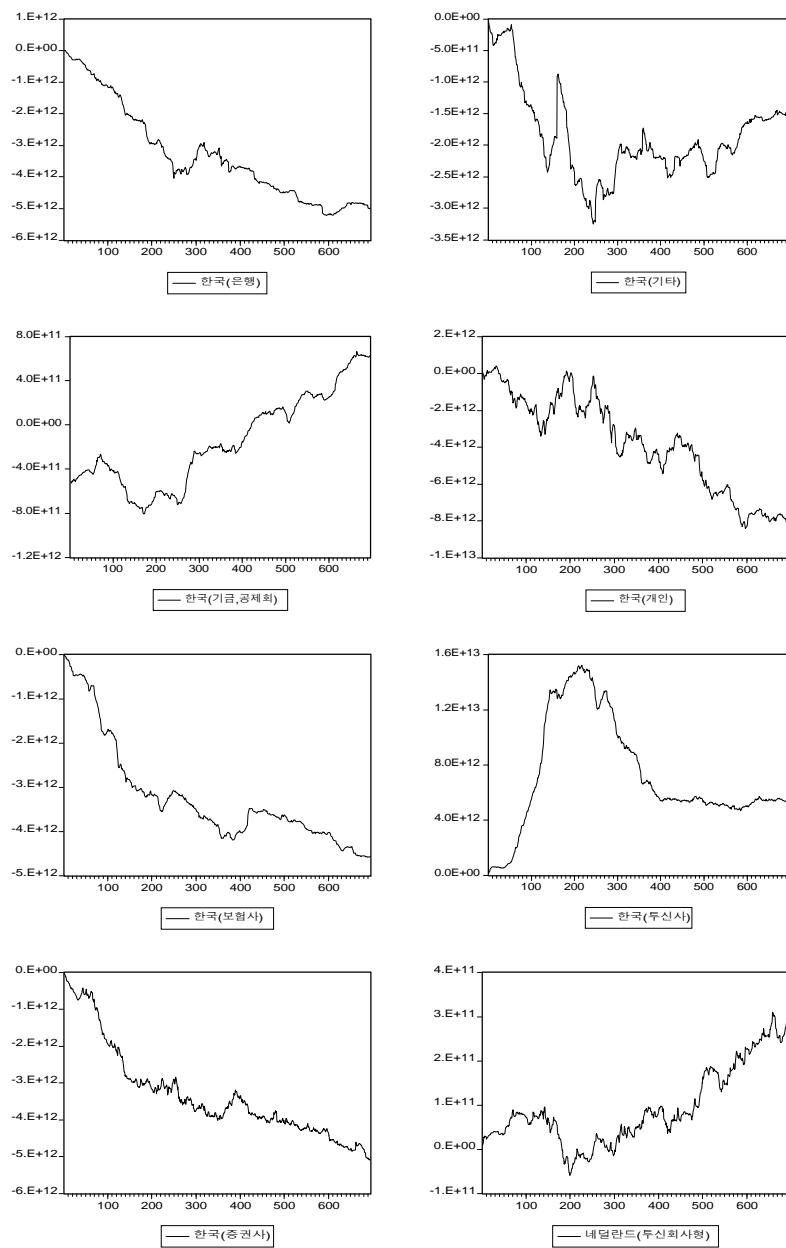
[그림 3] 투자자 그룹별 순매수비중 추이(계속)



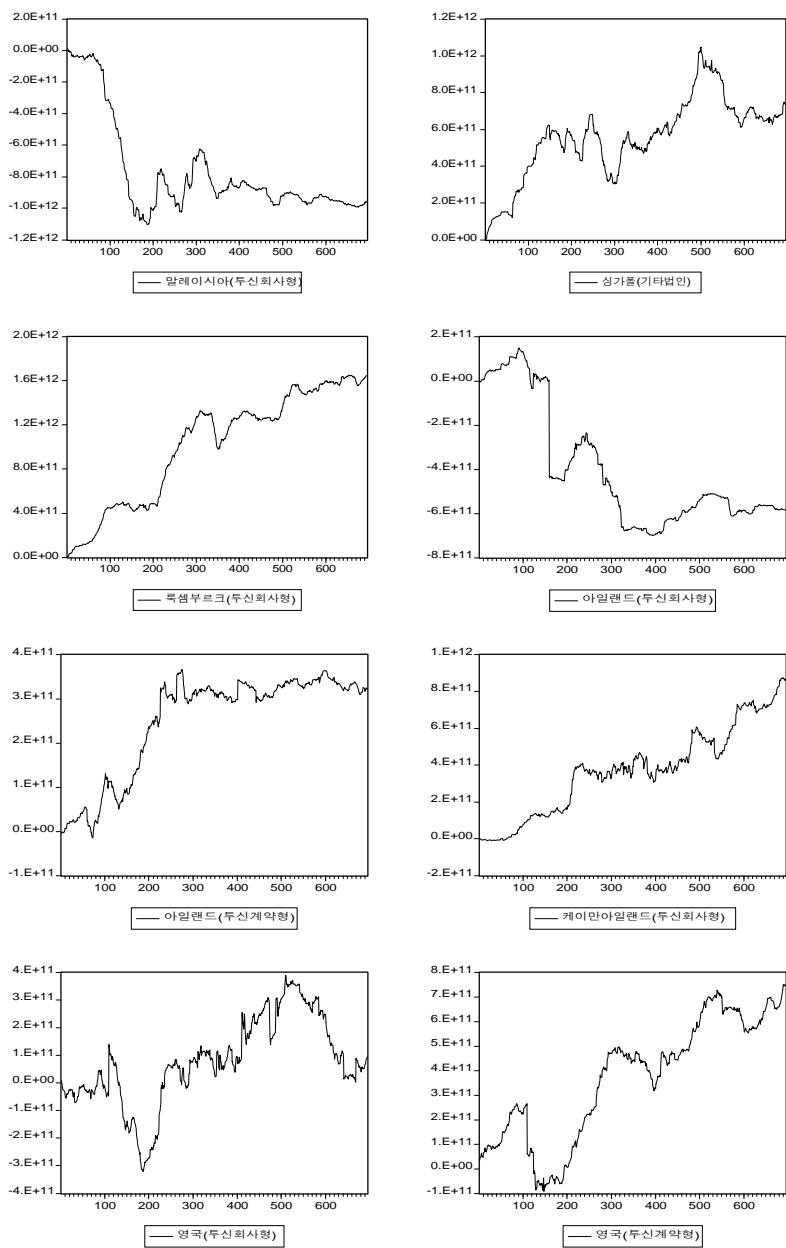
[그림 3] 투자자 그룹별 순매수비중 추이(계속)



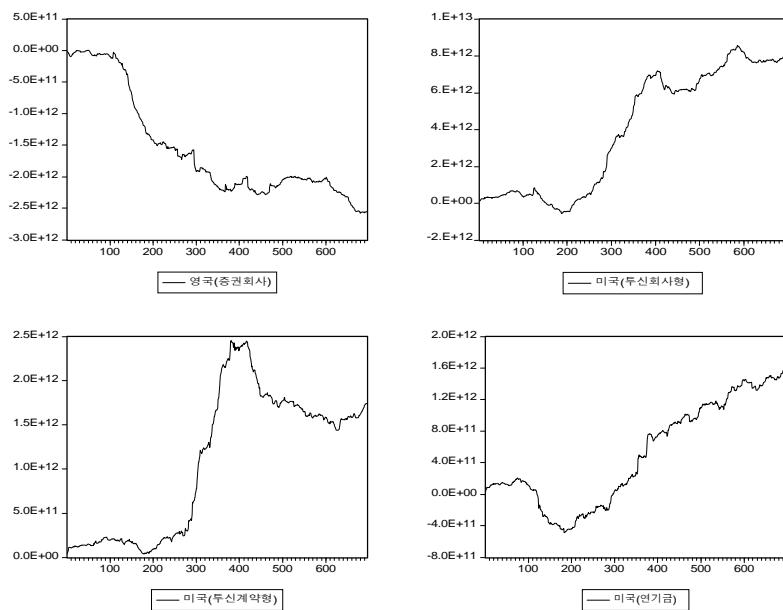
[그림 4] 투자자 그룹별 누적 순매수금액 추이



[그림 4] 투자자 그룹별 누적 순매수금액 추이(계속)



[그림 4] 투자자 그룹별 누적 순매수금액 추이(계속)



이와 같은 분석방법에 깔려 있는 암묵적인 전제는 각 그룹의 순매수금액이 미국 주가변동, 나아가 일반적인 새로운 정보도달이 있을 때 이에 대한 각 그룹의 매매전략을 보여주는 변수라는 것이다. 우리의 분석 목적에 의거할 때 절대 순매수금액을 그러한 지표변수로 사용하는 것은 타당성이 있다고 생각된다. 왜냐하면 본고는 주가지수의 상승(하락)을 가져온 순매수(순매도) 행위에 관심이 있는 것이고, 주가지수의 변동은, 반드시 그래야 하는 것은 아니지만, 절대 순매수금액의 크기와 양의 관계에 있을 것이기 때문이다.

그러나 절대 순매수금액을 각 그룹 매매전략의 지표변수로 사용할 때 있을 수 있는 문제점은, 개별 그룹의 전체 포트폴리오 규모가 시간에 따라 변동한다면 왜곡이 있게 된다는 점이다. 예를 들어, 어느 투자자 그룹이 한국 주식시장에 대한 투자규모를 표본기간 중에 늘렸다고 가정하자. 이제 이 그룹이 미국 주가변동이 담고 있는 정보에 따라 포트폴리오의 일정 비율을 증가 또는 감소시켰다고 하자. 그러면 동일한 매매전

략이 포트폴리오를 늘리기 이전과 이후에 따라 각각 다른 크기의 순매수금액에 대응되게 된다. 이 같은 ‘규모변동의 왜곡’을 부분적으로 교정할 수 있는 방법으로 생각해 볼 수 있는 것은 절대 순매수금액을 거래금액으로 나눈 ‘순매수비중’을 사용하는 것이다. 그러나 이 방법은 나름의 단점이 있게 된다. 즉, 같은 순매수 금액에 대하여 포트폴리오의 교체를 수반한 순매수가 단순한 순매수 행위에 비하여 저평가되는 문제가 있다.

이상의 논의를 염두에 두고 이하 분석에서는 절대 순매수금액뿐 아니라 거래금액 대비 순매수금액의 비중(NBUYRatio)을 사용한 $Rho(NBUYRatio, RUS)$,를 다음 식과 같이 정의하고 이에 대해서도 같은 분석을 실시하도록 하겠다. 구체적으로 식에서 ‘NBUYRatio’는 ‘순매수금액/(매도금액+매수금액)’을 의미한다.

$$Rho(NBUYRatio, RUS) \equiv \frac{(NBUYRatio_t - 평균NBUYRatio)(RUS_{t-1} - 평균RUS)}{(NBUYRatio_t의 표준편차)(RUS_t의 표준편차)}$$

나. 분석결과

1) 순매수금액

20개의 투자자 그룹별로 $Rho(NBUY, RUS)$,를 사용하여 추정한 결과를 정리한 것이 <표 10>이다. 추정결과는 다음과 같이 요약된다. 먼저 한국 투자자의 경우 개인, 투신, 연기금, 증권사에서 유의한 결과가 얻어지며 증권사를 제외하면 부호는 隅의 방향이다. 즉, 전일 미국주가가 상승하였을 때 한국의 투자자는 증권사를 제외하고는 모두 순매도의 패턴을 보인다. 특히 추정치를 보면 개인이 -0.1995로서 가장 민감한 반응을 보이는 것으로 나타난다.

외국 투자자에 대한 결과는 크게 두 가지로 나누어진다. 첫째 그룹은 미국의 회사형 투신, 계약형 투신, 연기금 등으로서 유의하게 추정된 동시에 한국의 투자자들과는 반대로 부호가 陽인 그룹이다. 이러한 투자자로서는 미국의 투자자 이외에도 네덜란드 회사형 투신, 말레이시아 회사형 투신, 룩셈부르크 회사형 투신, 케이만 아일랜드 회사형 투신,

<표 10> 투자자 그룹별 순매수금액과 전일 미국 주가수익률의 상관관계(전체 표본):

$$Rho(NBUY, RUS)_t = \alpha \text{의 추정}$$

투자자	한국						
	은행	기타법인	기금공제	개인	보험	투신	증권
$\hat{\alpha}$	-0.059	-0.030	-0.066	-0.200	0.035	-0.076	0.099
t-통계량	(-1.308)	(-0.799)	(-3.579)	(-4.612)	(1.212)	(-2.025)	(2.432)
투자자	네덜란드 투신회사	말레이시아 투신회사	싱가포르 기타법인	룩셈부르크 투신회사	아일랜드 투신회사	아일랜드 투신계약	케이만 아일랜드 투신회사
$\hat{\alpha}$	0.229	0.105	0.071	0.159	-0.021	0.020	0.265
t-통계량	(6.138)	(2.293)	(1.488)	(4.084)	(-0.660)	(0.664)	(6.548)
투자자	영국 투신회사	영국 증권	영국 증권	미국 투신회사	미국 투신계약	미국 연기금	
$\hat{\alpha}$	-0.026	0.058	0.043	0.257	0.122	0.152	
t-통계량	(-0.585)	(2.099)	(1.518)	(5.977)	(3.173)	(4.071)	

영국의 계약형 투신 등이 있다. 이들 투자자 중에서 추정치의 크기로 판단할 때 가장 민감한 반응을 보인 그룹은 역시 미국의 투자자들이다. 둘째 그룹은 이외의 외국인 투자자들로서 이들의 경우 유의성이 없는 것으로 추정되었다.

즉, 한국의 투자자는 증권사를 제외하면 최대규모의 거래자인 개인과 투신이 전일 미국 주가수익률과 반대방향의 매매를 하는 것으로 나타났으며, 외국인은 미국 등 유의한 반응을 보이는 것으로 추정된 투자자의 경우 전일 미국 주가수익률과 같은 방향의 매매를 하는 것으로 나타났다. 한국의 증권사는 이들 외국인과 비슷한 매매 행태를 보이고 있다.

2) 순매수금액/거래금액

다음으로 $Rho(NBUYRatio, RUS)_t$ 를 사용한 추정결과는 <표 11>에 보고하였다. <표 11>의 결과는 <표 10>과 대동소이하다. 차이는 한국

<표 11> 투자자 그룹별 순매수/거래금액과 전일 미국 주가수익률의 상관관계(전체 표본):

$$Rho(NBUYRatio, RUS)_{\ell} = \alpha \text{ 의 추정}$$

투자자	한국						
	은행	기타법인	기금	개인	보험	투신	증권
$\hat{\alpha}$	-0.091	-0.122	-0.121	-0.223	-0.083	-0.116	0.089
t-통계량	(-2.095)	(-2.759)	(-3.094)	(-5.038)	(-2.355)	(-2.884)	(2.144)
투자자	네덜란드 투신회사	말레이시아 투신회사	싱가포르 기타법인	룩셈부르크 투신회사	아일랜드 투신회사	아일랜드 투신계약	케이만 아일랜드 투신회사
$\hat{\alpha}$	0.212	0.151	0.051	0.175	0.039	0.005	0.250
t-통계량	(5.619)	(3.782)	(1.424)	(4.493)	(1.002)	(0.127)	(6.486)
투자자	영국 투신회사	영국 투신계약	영국 증권	미국 투신회사	미국 투신계약	미국 연기금	
$\hat{\alpha}$	0.012	0.095	0.084	0.250	0.130	0.171	
t-통계량	(0.330)	(2.694)	(2.340)	(6.815)	(3.525)	(4.507)	

투자자 그룹에서 유의성이 낮았던 은행과 기타법인도 이제 유의하게 추정되었다는 것뿐이다.

V. 결론: 요약 및 향후 연구과제

본 논문은 미국의 전일 주가수익률과 한국 당일 주가수익률의 상관관계를 연구대상으로 하였다. 종가-종가 수익률을 기준으로 할 때 유의한 양의 상관관계가 있음에 주목하고, 이 같은 상관관계의 존재를 어떻

게 해석해야 할 것인지를 우리가 갖고 있는 궁극적인 문제의식이다. 이 문제의식에 따라 우리는 본 논문에서 두 가지 실증분석을 수행하였다. 첫째, 한국의 시가·종가 수익률을 기준으로 하였을 때 미국 전일 주가수익률과의 상관관계를 조사하였고, 그 결과 유의한 상관관계가 더 이상 존재하지 않음을 발견하였다. 둘째, 거래자를 국적 및 성격에 따라 분류할 때 거래자 그룹별로 미국 주가변동에 반응한 한국 주식시장에서의 거래패턴에 통계적으로 유의한 차이가 있음을 발견하였다. 특히 미국의 기관투자가 그룹이 미국 주가변동과 같은 방향으로 한국 주식시장에서 매매(positive feedback trading)하는 것으로 드러났다.

이 같은 본 논문의 실증분석 결과는 미국 주가변동에 따라 한국 주가변동이 파생되는 현상에 대한 가설로서 최소한 다음의 두 가지가 가능함을 시사하는 것으로 보인다. 첫째, 정보의 비대칭성에 기인하였을 가능성이다. 즉, 외국인 기관투자가는 미국 주가변동과 관련하여 ‘정보가 있는 거래자(informed trader)’로 거래에 임하는 반면 한국의 개인투자가 등은 미국 주가변동이 담고 있는 정보의 내용에 대하여 무지한 상태에서 거래에 임할 가능성이다. 외국인 투자자와 국내인 투자자의 정보우월성에 대해서는 많은 연구가 진행되고 있다. 만일 미국 주가변동이 한국의 주가변동을 예측하는 이유가 외국인과 국내인의 정보 비대칭성에 기인한 것이라고 한다면, 이는 미국과 개발도상국 사이에 있어서 최소한 미국 주가변동의 정보해석과 관련하여서는 미국 투자자가 정보 우위를 지니고 있음을 의미하는 것이 될 것이다.¹³⁾

둘째, 미국의 기관투자가가 어떤 비정보적인(non-informational) 이유로 미국 주가변동과 같은 방향으로 한국 주식시장에서 주식을 거래하

13) 외국인 투자자와 국내인 투자자 사이의 정보력 차이에 대한 연구로서는 Choe, Kho, and Stulz(2001), Grinblatt and Keloharju(2000) 등 참조. 특히 Choe, Kho, and Stulz(2001)는 개별 종목의 거래자료를 사용하여 개별 종목의 비정상수익률(Abnormal return) 사례에 주목할 때, 외국인 투자는 오히려 국내 개인투자자에 대하여 정보 열위를 보인다고 주장한다. 그들의 연구와 우리의 연구가 시사하는 바가 다른 이유는 분석대상 표본이 다른 데 기인하였을 가능성이 있다고 생각된다. 즉, 그들의 분석대상은 국내 개인투자가 정보우위가 있는 표본으로 구성되었을 가능성이 있는 반면, 주가지수 전체를 대상으로 한 우리의 연구에서는 그 같은 표본의 편의(bias)가 존재하지 않을 가능성이 있다고 추측된다. 이 추측의 타당성은 물론 추가 연구에 의한 검증이 필요하다.

고 한국의 개인투자자 등은 단지 미국 기관투자가의 거래를 수용하였을 가능성이 있다. 예컨대, 미국 기관투자가가 미국 주가변동에 따라 자신의 자산구성에서 유동성의 비중을 높여야 할 필요성이 발생하고 이에 한국의 주식시장에서 주식을 사고 팔았을 가능성도 없지 않다. 비정보적인 거래(non-informational trading)의 존재와 그에 따른 가격변동이 이론적으로 가능함은 이미 Wang(1994)에 의해 논의된 바 있는데, 미국과 한국의 주가변동 연계가 이 같은 경로에 의하였을 수도 있는 것이다.

이상 두 가지 가설 중 어느 것이 보다 타당한지, 아니면 전혀 다른 새로운 설명이 제시되어야 하는지의 여부는 추후의 연구과제이다.

참 고 문 헌

- 김준일, 「국내외 자본시장 통합도 분석」, 『KDI 정책연구』, 2000년 I · II, 2000.
- 남주하 · 윤기향, 「미국 주식시장에서 한국 주식시장으로의 변동성 이전효과 분석」, 『국제경제연구』, 제7권 제3호, 2001, pp.23~44.
- 지청 · 조담 · 양채열, 「우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향」, 『증권학회지』, 제28집, 2001, pp.1~20.
- Choe, Hyuk, Bong-Chan Kho, and Rene Stulz, "Do Domestic Investors Have More Valuable Information about Individual Stocks than Foreign Investors," NBER Working Paper 8073, 2001.
- Cohen, K., G. Hawawini, S. Maler, R. Schwartz, and D. Whitcornb, "Implications of Microstructure Theory for Empirical Research on Stock Price Behavior," *Journal of Finance*, Vol. 35, 1980, pp.249~257.
- Eun, C. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, 1989, pp.241~256.
- Fama, Eugene, "The Behavior of Stock Market Prices," *Jorunal of Business*, Vol. 38, 1965, pp.34~103.
- Forbes, Kristin and Roberto Rigobon, "No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Co-movements," NBER Working Paper 7267, 1999.
- French, Kenneth, "Stock Returns and the Weekend Effect," *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, 1980, pp.55~69.
- French, Kenneth, G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, Vol. 19, 1987, pp.3~29.
- Gibbons, M. and P. Hess, "Day of the Week Effects and Asset Returns," *Journal of Business*, 1981.
- Grinblatt, Mark and Matti Keloharju, "The Investment Behavior and Performance of Various Investor Types: A Study of Finland's Unique Data Set," *Journal of Financial Economics*, Vol. 55, 2000, pp.43~67.
- Hamao, Yasushi, Ronald Masulis and Victor Ng (1990), "Correlations in Price

- Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, 1990, pp.281~307.
- King, M. and S. Wadhwani, "Transmission of Volatility between Stock Markets," *Review of Financial Studies*, Vol. 3, 1990, pp.5~33.
- Lamoureux, Christopher and William Lastrapes, "Forecasting Stock Returns Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities," *Review of Financial Studies*, Vol. 5, 1993, pp.293~326.
- Lee, S.B. and K. J. Kim, "Does the October 1987 Crash Strengthen the Co-movements among National Stock Markets?," *Review of Financial Economics*, Vol. 3, 1993, pp.89~102.
- Pagan, Adrian and William Schwert, "Alternative Models for Conditional Stock Volatility," *Journal of Econometrics*, Vol. 45, 1990, pp.267~290.
- Scholes, M. and J. Williams, "Estimating Betas from Nonsynchronous Data," *Journal of Financial Economics*, Vol.5, 1977, pp.309~327.
- Wang, Jiang, "A Model of Competitive Stock Trading Volume," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, 1994, pp.127~168.