

프로그램매매가 증권선물시장에 미치는 영향

김희성(한국증권선물거래소 주식시장운영팀 과장), hiskim@krx.co.kr

박상범(한국항공대학교 경영학과 교수), psb@hau.ac.kr

요 약

선물시장과 이와 연계한 프로그램매매가 증가하면서 증시변동성이 증가된다는 주장이 시장에서 자주 제기 되어왔다. 최근 들어 프로그램매매의 거래비중이 증가하면서 그에 따라 증시변동성이 증가되고 있다는 것이다. 본 연구는 일별데이터를 활용하여 프로그램매매의 영향력이 증대되고 있는지 그리고 증시 변동성을 높이고 있는지, 선물시장과는 어떠한 관계가 있는지를 살펴보았다. VAR모형의 추정과 인과관계 검정, 충격반응함수 및 예측오차 분산분해를 통하여 일별주가수익률, 일별선물수익률, 프로그램순매수 및 차익거래순매수 간의 인과관계 및 상대적인 영향력 크기를 측정하여 보았다. 분석결과, 첫째, 2001년 이후 프로그램매매와 일별주가수익률 변동간의 상호 인과관계는 매년 증가된 것으로 나타났다. 둘째, 프로그램매매순매수는 일별주가수익률이나 일별선물수익률의 변화에 유의적인 영향을 주고 있지 못한 반면, 오히려 일별주가수익률 및 일별선물수익률 변화로 부터 프로그램매매가 유의적인 영향을 받는 것으로 나타났다. 셋째, 일별선물수익률이 일별 주가수익률보다 프로그램순매수 변화에 더욱 큰 영향을 주는 것으로 나타났다. 일별 데이터를 활용하여 분석한 결과로는 프로그램매매의 증가로 증시 변동성이 높아졌다는 주장을 입증할 수 없었다. 반면에 선물시장은 프로그램매매의 변화에 유의적인 영향을 주면서 움직이는 것으로 나타났다.

주제어 : 수익률, VAR모형, 그랜저 인과관계 검정, 충격반응함수, 예측오차 분산분해, 프로그램매매, 차익거래, 일별주가수익률, 일별선물수익률

* 경제학박사, 한국증권선물거래소 주식시장운영팀 과장 hiskim@krx.co.kr

** 재무학박사, 한국항공대학교 경영학과 교수, psb@hau.ac.kr

I. 서론

2006년 8월 10일 프로그램매매 비중이 전체 거래대금의 35.3%에 이르렀고, 이제 프로그램매매는 증시의 흐름과 변화를 읽는데 간과할 수 없는 지표가 되었다. 프로그램매매가 증시에 미치는 영향은 대략 두 가지로 볼 수 있다. 첫째, 프로그램매매가 현선물 시장간에 발생하는 일시적인 불균형을 해소시키므로 시장을 보다 효율적으로 만든다는 것이다. 즉, 프로그램매매는 증시와 주가지수선물시장을 연결하는 정보전달 통로로서 다양한 정보를 가격에 즉각적으로 반영하는 역할을 한다. 예를 들어 시장에 영향을 주는 새로운 정보가 발표되는 경우 주가지수 선물시장의 가격은 즉각적으로 이 정보를 반영하여 가격이 변하지만, 현물시장에서는 이 정보가 주가지수 편입종목의 가격에 동시에 반영되지 못하므로 주가지수 선물가격과 현물가격 간에 불균형이 발생할 수 있다. 이 경우 현선물가격간의 차이를 이용하여 주가지수 편입종목들(Basket 편입종목)을 매수(또는 매도)하고, 주가지수 선물을 매도(또는 매수)하였다가 시장이 정상적으로 돌아오거나 만기가 되면 반대매매를 통하여 이익을 얻는 차익거래를 할 수 있다. 이러한 차익거래를 통하여 선물시장과 현물시장간의 정보 비대칭을 줄이고 시장을 효율적으로 만든데 기여한다고 볼 수 있다.

미국의 경우, 1987년 10월 19일 시장이 20%이상 폭락하였고, 거래소시스템은 과부하 되었고, 하루 종일 지수선물은 상당히 활인된 상태로 거래되었다. 현선물가격간에는 불균형이 지속되었는데 그 이유는 주문의 지연처리가 지수 차익거래를 불가능하게 만들었기 때문이었다는 지적이다. 다음날인 10월 20일에 NYSE는 프로그램매매에 일시적인 제한을 가해 주가지수 차익거래가 매우 어렵게 만들었다. 하지만 며칠 후 시장이 정상을 되찾았고 차익거래자들의 거래로 인하여, 다시 주가지수 선물과 현물 가격간에 균형이 이루어졌다는 의견이다.

둘째, 부정적인 시각으로서 프로그램매매가 시장 교란, 주가변동성을 높이고 유동성의 불균형을 초래한다는 것이다. 즉, 프로그램매매는 매수 또는 매도의 한 방향으로 다수 종목의 대량거래가 이루어지면 프로그램매수는 해당종목 뿐만 아니라 주가지수를 과도하게 높이며, 프로그램 매도는 주가를 과도하게 떨어뜨릴 수 있다는 것이다. 1987년 10월 블랙먼데이의 경우, 주가하락에 대한 손실 보전을 위해 portfolio insurer들이 주가지수 선물을 지나치게 매도하여 선물가격이 지나치게 저평가되었고, 이러한 현상은 지수 선물을 매입하고 주식 포트폴리오를 매도하는 매도 차익거래를 유발하여 추가적으로 주식시장의 가격폭락을 유발하였다는 것이다. 시장전체가 급락하는 시기에 선물가격이 현물 주가지수 보다 먼저 하락하게 되고, 그 결과로 선물을 사고 현물 바스켓을 매도하는 프로그램매도가 쏟아져 나와 주가를 더욱 하락시킬 수 있다는 것이다. 또한 프로그램매매는 단시간에 대량거래를 수반하므로 일시적으로 시장에 충격을 주어 증시 변동성을 증가시킬 수 있다는 것이다. 프로그램매매가 이러한 영향을 준다면 결국 시장참여자들로 하여금 거래비용과 자본비용의 상승을 가져올 것이다. 이러한 역기능을 일시적으로 차단하기 위하여 우리나라의 경우 선물시장과 현물시장에 Circuit Breakers와 Side Car와 같은 일시적인 매매중단장치를 도입하고 있다.

프로그램매매와 증시의 변동간에는 밀접한 관련이 있고 일정하지는 않지만 상호작용이 존재한다. 문제는 과연 증시 변화에 있어서 긍정적으로 아니면 부정적으로 작용하는 가가 중요한 이슈가 될 것이다.

본고에서는 우리나라의 프로그램매매가 증시에 어떠한 영향을 주고 있는지를 파악하기위해, 종합주가의 일별수익률, 일중 변동폭과 프로그램매매 간에 과연 유의적인 관계를 가지고 있는지를 시기별로 구분하여 분석하였다.

II. 선행연구 및 프로그램매매 동향

2.1. 선행 연구

프로그램매매가 주가 변동성을 증가시키는 경향이 있다는 주장은 대표적으로 Martin & Senchack(1991)과 Hogan, Kroner, Sultan(1997)의 논문이 있다. Martin & Senchack(1991)의 경우, 주가지수 선물도입이후 주가지수 선물에 편입된 종목간의 상관관계와 체계적 위험이 증가하였던 것 그리고 이러한 상관관계와 체계적 시장위험이 프로그램매매가 활발한 거래일에 더욱 두드러졌다는 것을 지적하였다. Hogan, Kroner, Sultan(1997)은 현물시장과 선물시장의 가격 변동성과 프로그램매매 간의 상관관계가 여타 거래방식과 두 변동성간의 상관관계보다 월등히 높은 양의 관계를 보이고 있음을 S&P500 시장을 활용하여 보여주었다. 반면에 Harris(1989)와 Furbush(1989), Harris, Sofiano, Shapiro(1994), 최혁&이재선 (1999)에서는 프로그램매매가 주가 변동성을 증가시켰다고 주장할 수 없다는 결과를 얻었다. 권택호, 박종원, 장욱(2002)은 한국증시에서 프로그램매매 이후 변동성이 증가하나 사건후 10분내지 15분이 지나면 사라져 프로그램매매에 다른 시장교란은 일시적임을 보여주었다. Harris(1989)와 Furbush(1989)는 1987년 10월 19일 증시 대폭락과 관련하여 선물시장의 매매중단으로 인한 차익거래 감소가 선물시장과 현물시장간의 합리적인 가격형성을 방해하여 오히려 주가 폭락을 심화시켰다고 주장하였다. Harris, Sofiano, Shapiro(1994)는 프로그램매매가 증시의 일변동성을 증가시키는 지를 검증하였으나 선물시장정보를 증시에 전달하는 순기능을 하지만, 비정상적인 주가변동성을 유발한다는 증거는 없다는 결론을 내렸다. 최혁&이재선 (1999)에서도 한국증시에서 프로그램매매의 정보효과가 매우 작고 유동성 효과가 큰 것으로 나타났다. 다수의 연구가 프로그램매매의 증시 교란 효과는 매우 약하며 오히려 가격결정과정을 돕는 순기능을 함을 보여준다.

2.2 프로그램매매의 정의와 거래비중 추이

우리나라에서 프로그램매매는 지수차익거래와 비차익거래를 합한 거래를 의미한다. 지수차익거래(증권선물거래소 유가증권시장업무규정 제16조제4항)는 지수구성종목의 주식집단과 동 선물거래종목 또는 옵션거래종목간 가격차이를 이용하여 이익을 얻는 목적으로 주식집단과 선물·옵션을 연계하여 거래하는 것을 의미한다. 비차익거래(유가증권시장업무규정 제16조제4항) 동일인이 일시에 지수구성종목 중 일정 수(KOSPI 구성종목 가운데 15종목) 이상의 종목을 거래하는 것을 말한다. 미국 NYSE의 경우(Rule 80A) 차익거래는 차익거래 바스켓 또는 주식집단과 지수파생상품의 가격 차이를 이용하여 양자의 가격 차이로부터 이익을 얻기 위하여 거래하는 것을 의미한다. 주식집단의 거래는 지수파생상품의 거래와 반드시 연계되어야 하나 양자가 동시에 거래되어야 할 필요는 없다. 그리고 프로그램매매는 앞의 차익거래를 포함하여, 15종목 이상이거나, 100만 달러 이상에 상당하는 바스켓 및 주식집단을 거래하는 것을 의미한다. 동경증권거래소의 프로그램매매는 지수차익거래 또는 25종목이상을 일시에 거래하는 것으로 정의하며 종목 수는 거래소와 증권회사의 논의된 결과에 따른 것이며 특별한 의미는 없다.

1996년 5월 증권선물거래소에 KOSPI200주가지수 선물이 상장되면서 우리나라에서 프로그램매매가 처음으로 허용되었다. 한국증권선물거래소에서의 프로그램매매는 1999년 하반기부터 전산여건이 개선되면서 본격적으로 이루어지기 시작하여 비약적으로 증가하였다.(〈표-1〉참조) 총 거래대금에서 차지하는 비중이 1997년 0.4%에서 2006년에는 평균 9%에 이를 정도로 급성장하였다.

<표1> 프로그램매매 비중의 변화 추이 (단위: 십억원, %)

구 분	프로그램매매대금		주식거래대금(C)	비율 [A+B/(C×2)]
	차익거래(A)	비차익거래(B)		
1997	931	252	162,281	0.4
1998	4,362	1,093	192,845	1.4
1999	20,270	17,993	866,923	2.2
2000	24,282	22,316	627,133	3.7
2001	19,154	26,818	491,365	4.7
2002	36,663	42,358	742,150	5.3
2003	49,183	33,907	547,509	7.6
2004	51,202	44,652	555,795	8.6
2005	44,982	67,274	786,258	7.1
2006.1-8	44,918	53,129	614,610	7.9

출처) 증권선물거래소 「증권선물」 KRX Review 각호

2006년 프로그램매매 비중의 월별 변화를 살펴보면, 거래량기준으로 1월 5.6%이던 것이 8월에 이르러서는 10.3%를 넘어서는 등 급격히 증가하고 있음을 알 수 있다. 우리나라 지수선물-옵션시장이 급성장하고 자산운용산업 발전하면서 프로그램매매가 전체 거래대금의 약 8% 수준까지 증대하고 특히, 선물-옵션 최종거래일의 프로그램매매 비중은 전체 거래대금의 20%에 이르러 평일의 약 3배 수준에 이르고 있다. 이는 대부분의 프로그램매매가 주식과 선물-옵션거래와 연계하여 이루어지고 있음을 의미한다.

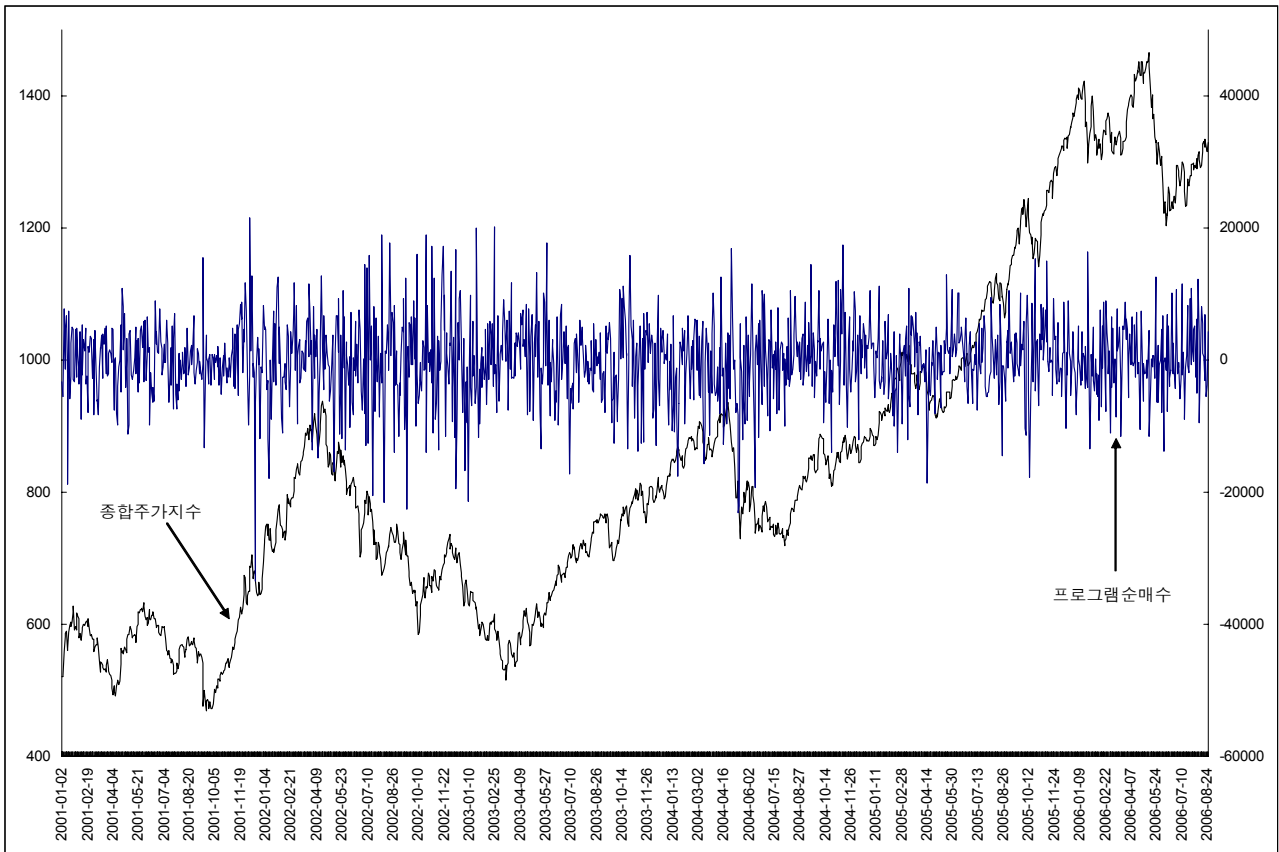
<표2> 2006년 프로그램매매 비중의 월별 변화 추이 (단위: 1주, %)

2006년	프로그램 매매		차익거래		주식 총거래량		프로그램매매 비율
	매도	매수	매도	매수	합계	일평균	
8월	5,053,131	7,108,818	2,179,301	3,598,454	58,971,802	2,680,536	10.31
7월	4,433,707	5,105,730	2,378,618	2,390,557	51,207,519	2,560,375	9.31
6월	5,884,892	6,388,434	2,397,676	2,575,861	63,814,999	3,038,809	9.62
5월	7,446,696	6,526,839	3,867,299	2,094,186	76,289,548	3,814,477	9.16
4월	5,353,363	6,253,959	2,018,807	2,728,452	82,237,201	4,111,860	7.06
3월	5,904,226	6,484,075	2,936,307	3,398,888	74,732,141	3,396,915	8.29
2월	6,296,996	6,068,522	3,076,100	3,202,155	86,292,861	4,314,643	7.16
1월	7,282,111	6,456,231	3,617,781	2,458,023	121,064,472	5,764,974	5.67

출처) 증권선물거래소 「증권선물」 KRX Review 각호

하지만 차익거래와 비차익거래가 비슷한 비중을 차지하고 있어 비차익거래 중심의 해외시장과는 다른 양상을 띄고 있다. 최근 미국의 경우를 간단히 살펴보자. 미국의 New York Stock Exchange(NYSE)의 프로그램매매의 비중은 우리나라 보다 훨씬 높는데, 2006년 2/4분기 프로그램매매 비중은 거래량기준으로 전체 주식거래량의 59.3% (2005년 2/4분기에는 58.9% 수준이었음)에 이르렀다. 2006년 6월 8일에는 NYSE전체 거래량 가운데 73.3%가 프로그램매매로 거래가 이루어질 정도였다. 하지만 이 가운데 주가지수차익거래 비중은 5.4%에 불과하고 비차익거래비중이 거의 94.5%에 이르는 것으로 나타났다. 우리나라의 경우, 911사태 등 증시변동성 및 거래량이 급격히 증가했던 2001년 말부터 2003년 중반까지 프로그램 매매수 변화도 심했으나 그 이후 점차 줄어드는 것으로 나타났다. 이는 프로그램매매의 비중은 늘어나지만 매매수의 급격한 변동은 줄어들고 있음을 의미한다. (<그림1> 참조)

<그림1> 종합주가지수와 프로그램매매의 순매수 변화 추이



III. 연구 방법

3.1 자료

본 연구에서 프로그램매매와 증시의 상호관계가 점점 증가하고 있는지를 검정하고, 증가하고 있다면 그 동적인 관계는 어떠한지를 실증 분석하였다. 자료는 2001년 1월부터 2006년 8월 25일까지의 프로그램매매 순매수 거래량, 차익거래 순매수 거래량, 일중변동폭(=장중 최고가 - 최저가)과 일별 주가수익률(=(금일 증가-전일증가)/전일증가 * 100)을 사용하여 분석하였다. 또한 2006년의 경우에 한하여 KOSPI200 선물 수익률도 추가하여 여타 변수와의 관계를 분석하였다. 이는 2006년 들어 프로그램매매, 선물시장, 증권시장간의 상호관계가 더욱 긴밀해지고 있다는 시장의 견해가 많기 때문이다. 이 변수간의 동적관계를 알아보기 위하여 VAR(Vector Autoregressive models)모형 추정, 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test), 충격반응함수(Impulse Response Function) 그리고 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)을 시행하였다. 상수항과 시간추세를 고려한 Augmented Dicky Fuller(ADF) 단위근 검정을 해본 결과 모두 '단위근이 존재한다'는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각하였다. 만일 각 시계열 변수들에 단위근이 존재하여 불안정한 시계열인 경우에는 각 변수들간의 공적분 검정을 통하여 장기적 균형관계가 성립하는 지 여부를 파악하고 만일 장기적 균형관계가 있는 경우 오차수정모형(Vector Error Correction Model)을 활용하여야 하나, 본 논문에서는 해당 자료의 시계열이 안정적이어서 VAR모형을 활용하여 변수들 간의 동적관계를 분석하였다. 단, 변수들의 순서에 따라 결과가 약간 차이가 있을 수 있어 상대적으로 독립적인 성격이 강한 변수부터 우선적으로 하여 회귀분석을 하였다.

<표 3> 기초 시계열 자료의 안정성 검증(단위근 검정 결과)

	ADF검정 결과치	1% 임계치	5% 임계치
프로그램매매 순매수(PM)	-37.18083**	-3.4348	-2.8634
차익거래 순매수(ARB)	-38.14967**	-3.4348	-2.8634
일중변동폭(INTRA)	-6.48336**	-3.4348	-2.8634
일별주가수익률(LNKOSPI)	-36.55278**	-3.4348	-2.8634
KOSPI200선물의 일별수익률(LNFUT)	-13.79176**	-3.4712	-2.8793

주) n=1,397,(단, KOSPI200선물의 경우, 2006년에 한하여 n=162) **는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 일별수익률= (금일종가-전일종가)/전일종가, 일중변동폭= 장중최고가-장중최저가.

본 연구에서는 주가지수선물시장, 주식시장, 프로그램 순매수, 차익거래 순매수 간에 어떠한 동적 관계가 있는지 알아보기 위하여 최근 2006년의 일별데이터를 활용하여 두 개 이상의 시계열 자료를 모형화할 수 있는 VAR(p) 모형을 추정하였다. VAR모형에서 자기회귀구조를 갖는 벡터 시계열은 내생변수나 외생변수의 구분 없이 모든 변수를 내생변수로 보고 자기 자신의 시차뿐만 아니라 다른 변수들의 시차들도 포함하고 있다는 사실이 단일 시계열과 다른 점이다. 변수 수만큼 선형회귀 방정식으로 구성되는데, 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치들을 종속변수(내생변수)로 하고 자신과 여타 변수들의 과거치를 설명변수(외생변수)로 설정한다. 다양한 정보기준인 AIC(Akaike Information Criterion), SC(Schwarz Information Criterion), HQ(Hannan-Quinn information Criterion)을 구하여 이들 가운데 최소의 차수를 VAR(p)에서 적정 시차 P를 선택하였다. 본 논문에서는 SC 활용하여 적정시차를 결정하였다.

$$Y_t = C_0 + \sum_{i=0}^p \psi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

여기에서 Y_t 는 각 분석 대상 변수들로 구성된 t시점의 벡터이며 p는 시차를 의미한다. C_0 는 절편항, ε_t 는 오차항으로서 VAR모형에서는 충격(impulse 또는 shocks)이라고 한다. 이러한 VAR모형의 $\sum_{i=0}^p \psi_i$ 를 추정하여 시차를 고려한 변수 간의 상호관련성을 검정할 수 있다.

2.2 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test) 및 기타 분석

VAR(p)모형에서 추정된 모형을 통해서 변수 상호 간의 인과관계를 검정하는 방법 중에 널리 사용되는 그랜저 인과관계 검정방법을 사용하여 변수들 간에 어떠한 인과관계가 있는지 알아보았다. 예를 들어 일별주가수익률과 차익거래 순매수 거래량간의 인과관계를 검정하기 위하여 다음과 같은 수식을 사용하여 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test)를 실시하였다.

$$\begin{aligned} R_{LNKOSPI,t} &= \sum_{i=1}^p \alpha_i ARB_{t-i} + \sum_{j=1}^p \beta_j R_{LNKOSPI,t-j} + u_{1t} \\ ARB_t &= \sum_{i=1}^p \delta_i ARB_{t-i} + \sum_{j=1}^p \gamma_j R_{LNKOSPI,t-j} + u_{2t} \end{aligned} \quad (3.2)$$

본 연구에서는 위의 식에서 얻은 계수 통계치의 유의성 검증을 통하여 두 변수의 인과관계를 살펴보았다. 만약 식 (3.2)에서 $\sum_{i=1}^p \alpha_i = 0$ 이고, $\sum_{j=1}^p \gamma_j \neq 0$ 이라면, 일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주는 인과관계가 존재한다고 볼 수 있다. 그리고 2006년도의 일별 데이터를 활용하여 추가적인 분석을 하였다. 인과분석의 경우, 상호인과관계가 +나 - 인지를 모르고, 그 영향 또한 어느 정도의 기간에 걸쳐 진행되는 지 설명할 수 없으므로, 충격반응함수(Impulse Response Function: IRF)를 구하여 변수간 관련성을 구체적으로 알아보았다. 변수의 나열순서(ordering)는 외생성이 강

한 변수부터 먼저 나열하고 주 분석 대상이 되는 변수를 나중에 나열하였다. 본 연구에서는 외생성이 강한 KOPI200지수 선물의 일별수익률, 주가일별수익률(또는 일중 변동폭), 프로그램 순매수, 그리고 차익거래 순매수를 넣었다. 각 변수의 표준편차 값(오차항)이 한 단위 증가했을 때, 다른 변수들이 장래에 어떤 경로로 효과를 미칠 것 인가를 분석하는 것으로서, 각 변수들의 동태적 반응이 향후 10일 동안에 걸쳐 나타나도록 하였다. 추가적으로 한 변수의 오차항 분산이 다른 변수들의 오차항 분산(shock, innovation)에 의해 일정시간이 지나 어느 정도 설명되는 지를 보는 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition: FEVD)를 구하여 보았다. 각 변수 분산을 분해하여 분석함으로써 그 설명력의 정도를 알아보았다. 그랜저 인과관계검정은 변수 상호간에 정보의 선행성에 관한 의미있는 정보를 주지만 변수상호간의 상대적인 중요도에 대한 정보는 주지 못하는 단점이 있다. 따라서 VAR모형의 각 구성 변수의 MSE에 얼마만큼씩 기여하는 가를 측정하는 예측오차 분산분해를 사용하여 한 변수의 동태적인 변화과정에서 다른 변수들이 미치는 상대적인 중요도를 살펴보았다.

IV. 분석결과

4.1 프로그램매매와 증시와의 상호 관계 추이

2001년 1월 초부터 2006년 8월 말까지의 자료를 분석한 결과, 종합주가지수의 일별주가수익률은 차익거래 순매수와 프로그램 순매수간의 유의적인 정(正)의 선형적인 상관관계를 가지고 있는 반면, 일중 변동 폭은 프로그램매매와 차익거래 순매수 간에 음의 상관관계가 있으나 1% 유의수준에서 유의적이지 못한 것으로 나타났다. (<표4> 참조) 이를 종합하면 주어진 기간 동안 일별 주가수익률과 프로그램 순매수, 일별주가수익률과 차익거래 순매수 간에는 동일한 방향으로 증가 또는 감소하는 경향이 있음을 알 수 있다.

<표4> 각 기초 시계열 자료간의 상관관계(2001.1.4~2006.8.25)

	프로그램매매 순매수	차익거래 순매수	일중변동폭	일별주가수익률
프로그램매매 순매수	1.00000	0.93179**	-0.01423	0.35250**
차익거래 순매수	0.93179**	1.00000	-0.01864	0.32399**
일중변동폭	-0.01423	-0.01864	1.00000	-0.16851
일별주가수익률	0.35250**	0.32399**	-0.16851	1.00000

주) n=1,397, 1% 유의수준에서 두 변수 간에 유의적인 상관관계가 존재하는 경우 **로 표기함

2001년부터 2005년까지의 각 변수간의 인과관계를 분석한 결과는 <표5>와 같다. 2001년에서 2003년보다 2004년과 2005년에 와서 일별 수익률과 프로그램매매 순매수(또는 차익거래 순매수) 또는 일중 변동폭과 프로그램매매 순매수(또는 차익거래 순매수)간에 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 시간이 지나면서 점차 프로그램매매 순매수, 차익거래 순매수와 일별주가 수익률 및 일중주가변동폭간에는 상호 인과관계가 더욱 밀접해지고 있음을 의미한다. 또한 2003년을 제외하고 전 기간에 걸쳐 일별 주가수익률이 차익거래 순매수와 프로그램 순매수에 영향을 주는 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 차익거래 순매수나 프로그램 순매수가 일중가격변동폭에 영향을 주는 인과관계가 유의수준 1%에서는 없으나 유의수준 5%수준에서는 차익거래 순매수나 프로그램 순매수가 일중가격변동폭에 유의적인 영향을 주는 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

시간이 지나면서 프로그램매매와 시장의 가격 변동성간에 상호 인과관계가 증대되므로 2006년의 경우에는 VAR(Vector Autoregressive models)모형 추정, 그랜저 인과관계 검정(Granger Causality Test), 충격반응함수(Impulse Response Function) 그리고 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)을 시행하여 각 변수간의 동적 관계를 분석하였다.

<표5> 프로그램매매와 일간변동성 및 일중변동폭간의 인과관계(2001년~2005년)

년도	귀무가설(H ₀)	F 값	P 값
2001년	일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	3.18944	0.07537
	차익거래순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.35526	0.55171
	일별주가수익률이 프로그램매매순매수에 영향을 주지 않음	4.56021	0.03373*
	프로그램순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.00227	0.96203
	일중변동폭이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	0.12847	0.72034
	차익거래 순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	2.59779	0.10832
	일중변동폭이 프로그램 순매수에 영향을 주지 않음	0.00132	0.97104
	프로그램순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	1.28790	0.25756
2002년	일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	7.01467	0.00862**
	차익거래순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	3.21550	0.07420
	일별주가수익률이 프로그램매매순매수에 영향을 주지 않음	8.03421	0.00498**
	프로그램순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	2.15748	0.14319
	일중변동폭이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	0.34728	0.55621
	차익거래 순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	1.07669	0.30048
	일중변동폭이 프로그램 순매수에 영향을 주지 않음	0.12345	0.72563
	프로그램순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	1.81188	0.17955
2003년	일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	3.02545	0.08324
	차익거래순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	2.33095	0.12813
	일별주가수익률이 프로그램매매순매수에 영향을 주지 않음	3.82433	0.05166
	프로그램순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	3.49452	0.06278
	일중변동폭이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	2.03630	0.15487
	차익거래 순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	4.48457	0.03522*
	일중변동폭이 프로그램 순매수에 영향을 주지 않음	3.61494	0.05845
	프로그램순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	3.81818	0.05185
2004년	일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	7.51017	0.00659**
	차익거래순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.00080	0.97750
	일별주가수익률이 프로그램매매순매수에 영향을 주지 않음	12.9410	0.00039**
	프로그램순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.17195	0.67875
	일중변동폭이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	1.39332	0.23899
	차익거래 순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	6.38033	0.01217*
	일중변동폭이 프로그램 순매수에 영향을 주지 않음	1.93338	0.16566
	프로그램순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	4.72244	0.03073*
2005년	일별주가수익률이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	7.70016	0.00595**
	차익거래순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.22586	0.63504
	일별주가수익률이 프로그램매매순매수에 영향을 주지 않음	16.8899	0.00005**
	프로그램순매수가 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.30481	0.58139
	일중변동폭이 차익거래 순매수에 영향을 주지 않음	0.26697	0.60584
	차익거래 순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	4.64875	0.03205*
	일중변동폭이 프로그램 순매수에 영향을 주지 않음	0.15966	0.68982
	프로그램순매수가 일중변동폭에 영향을 주지 않음	4.38097	0.03748*

주) n= 246(2001년), 244(2002년), 246(2003년), 248(2004년), 248(2005년) 임

5%, 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하여, 두 변수 간에 유의적인 인과관계가 존재하는 경우 각각 *, **로 표기함

4.2. 프로그램매매가 증시에 미치는 영향(2006.1-2006.8)

시장 전체적으로 프로그램매매 비중이 높은 날일수록 당일 주가변동성이 높게 나타나고 있다는 것은 시장 참여자들이 인식하고 있다. 그렇다고 프로그램매매가 시장 불안정성을 증가시킨다고 단정 지을 수 없다. 먼저 종합주가지수의 일별수익률, 선물의 증가 수익률이 프로그램매매 및 차익거래의 순매수 규모와 어떠한 동적관계가 있는지 2006년 1월 부터 2006년 8월

25일까지의 데이터를 활용하여 살펴보았다.

가. VAR모형 추정과 그랜저 인과 관계 검정

VAR(2)모형의 추정 결과는 <표 6>과 같다. 2일전의 일별선물수익률이 프로그램순매수 및 차익거래 순매수의 변화에 유의적인 양의 영향을 주는 것으로 나타났다. 하지만 VAR모형은 이론적 배경에 의한 구조방정식이 아니고 축차형방정식이므로, 모형에서 추정된 계수 값을 기초로 한 가설검정은 큰 의미가 없다. 그랜저 인과검정을 통하여 영향을 주는 지 여부를 파악하고, 충격반응함수, 예측오차분산분해를 통하여 +나 -의 영향이 어느정도의 기간에 걸쳐 나오는 지 분석하였다. <표 7>에 각 변수들 간의 그랜저 인과 관계 검정 결과가 나타나 있다. ‘일별선물수익률이 프로그램 순매수(차익거래 순매수)에 그랜저 인과관계가 없어 영향을 주지 않는다’ 는 귀무가설을 1%의 유의수준에서 기각함으로써 일별선물수익률이 프로그램 순매수(차익거래 순매수) 변화에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일별주가수익률도 차익거래 및 프로그램 순매수의 변화에 유의적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 프로그램 순매수나 차익거래 순매수의 변화가 일별주가수익률 및 일별선물수익률의 변화에는 유의적인 영향을 주는 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 일별선물수익률도 일별주가수익률에 유의적인 영향을 주는 인과관계가 없는 것으로 나타났다.

<표 6> VAR(2) 모형의 추정 결과

	LNFUT(일별선물수익률)			LNKOSPI(일별주가수익률)			PRO(프로그램순매수)			ARB(차익거래순매수)		
	계수	SE	t-값	계수	SE	t-값	계수	SE	t-값	계수	SE	t-값
LNFUT(-1)	-0.6235	0.4455	-1.3995	-0.1599	0.3968	-0.4030	56652	16044	0.3531	83468	14063	0.5935
LNFUT(-2)	0.1872	0.4132	0.4397	0.2644	0.3680	0.7185	19116°	14883	1.2845	19119°	13045	1.4655
LNKOSPI(-1)	0.6173	1.4890	1.2626	0.1933	0.4356	0.4438	-13328	17613	-0.7567	-16776	15439	-1.0866
LNKOSPI(-2)	-0.2979	0.4410	-0.6755	-0.3295	0.3928	-0.8390	-14340	15882	-0.9029	-12000	13922	-0.8619
PRO(-1)	0.0000	0.000	0.7318	0.0000	0.0000	0.9351	0.0720	0.3285	0.2193	0.3550	0.2879	-1.2328
PRO(-2)	0.0000	0.000	0.4477	0.0000	0.000	0.3290	0.2690	0.3170	0.8485	0.2033	0.2779	0.7318
ARB(-1)	0.0000	0.000	0.8060	0.0000	0.000	1.0389	0.0026	0.3657	0.0073	0.3940	0.3206	1.2291
ARB(-2)	0.0000	0.000	-0.6062	0.0000	0.000	-0.5210	-0.4675	0.3558	-1.3137	-0.4140	0.3119	-1.3272
c	0.0000	0.0012	-0.0045	-0.0001	0.0010	-0.1344	140.36	435.06	0.3226	7.6343	381.35	0.0200

주) n= 162, 결과는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의적인 경우 °로 표기.

<표 7> 그랜저 인과관계 검정 결과

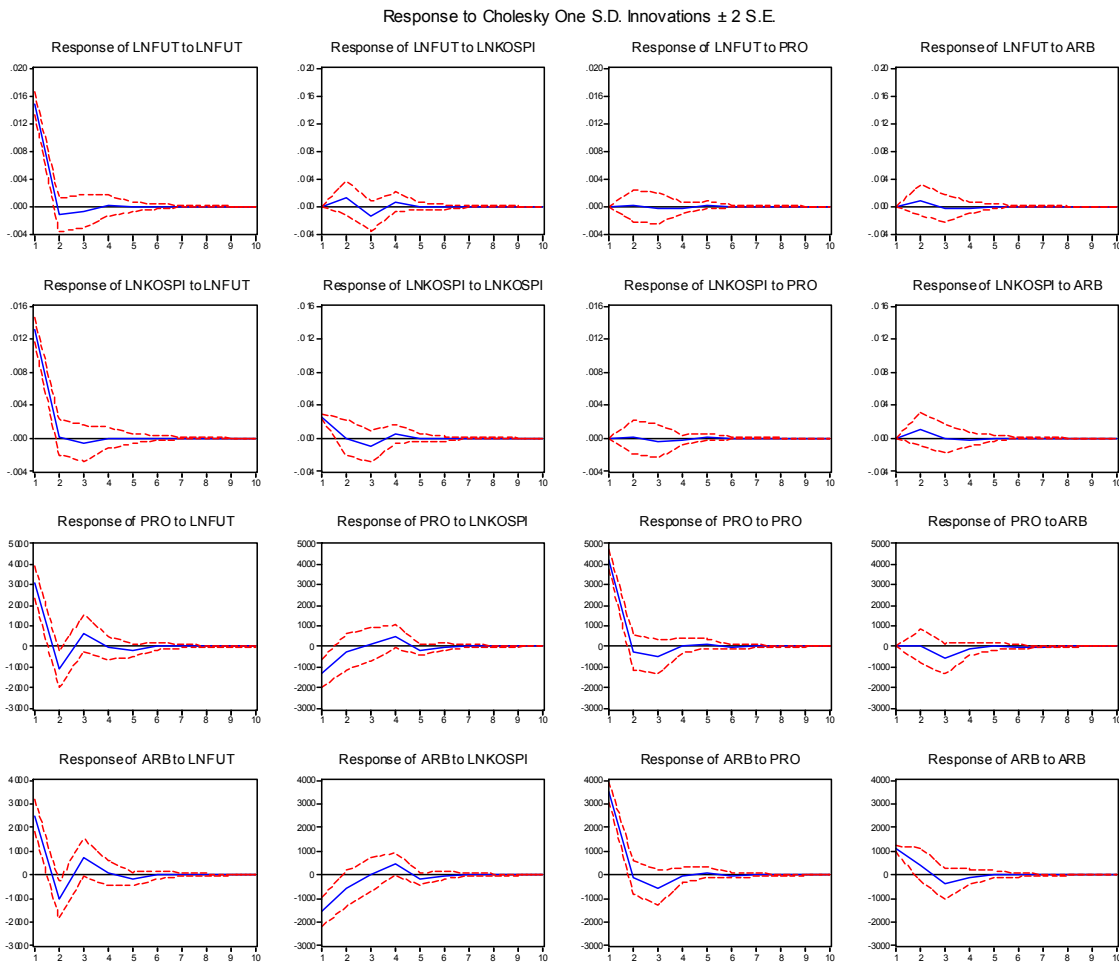
귀무가설(H ₀)	F-통계량	P 값	인과관계(Reject H ₀)
일별주가수익률은 일별선물수익률에 영향을 주지 않음	0.9567	0.3295	없음
일별선물수익률은 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.0181	0.8930	없음
프로그램매순매수는 일별선물수익률에 영향을 주지 않음	0.0017	0.9667	없음
일별선물수익률은 프로그램매순매수에 영향을 주지 않음	4.6330	0.0328	있음*
차익거래순매수는 일별선물수익률에 영향을 주지 않음	0.0309	0.8606	없음
일별선물수익률은 차익거래순매수에 영향을 주지 않음	8.0229	0.0052	있음**
프로그램매순매수는 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.0869	0.7685	없음
일별주가수익률은 프로그램매순매수에 영향을 주지 않음	4.8125	0.0297	있음*
차익거래순매수는 일별주가수익률에 영향을 주지 않음	0.3050	0.5815	없음
일별주가수익률은 차익거래순매수에 영향을 주지 않음	8.5974	0.0038	있음**

주) n= 162, lag는 1일이며 결과는 1%(**), 5%(*) 유의수준에서 통계적으로 유의적임.

나. 충격 반응 함수와 분산분해 결과

변수 상호간의 상대적인 중요도를 나타내는 충격반응함수 결과는 <그림 2>과 <표 8>에 나타나 있다. <표 8>은 충격반응 결과를 수치로 나타낸 것으로 10일 대신 5일간 미치는 반응만을 숫자로 표기하였다. 일별선물수익률에 1표준편차 만큼의 충격이 발생하였을 때 프로그램순매수(차익거래 순매수)는 1일 후에 양의 반응을 보이고, 2일 후 음의 반응을 보인 후 서서히 그 정도가 감소하는 것으로 나타났다. 일별주가수익률에 1표준편차 만큼의 충격이 발생하였을 때 프로그램순매수(차익거래 순매수)는 1일 후에 음의 반응을 보인 후 3일정도 지나서 안정되는 것으로 나타났다. 프로그램순매수(차익거래순매수)에 1표준편차만큼의 변화가 있을 때 일별주가수익률이나 일별선물수익률은 거의 반응을 보이지 않는 것으로 나타났다. 이를 종합하면 일별선물수익률 및 일별주가수익률의 변화는 프로그램과 차익거래 순매수의 변화에 영향을 주나 그 반대로는 작용하지 않고 있음을 알 수 있다. 이는 프로그램매매가 주식시장의 변동성을 증대시키고 있다는 일반적인 견해를 지지하고 있지 못하다. 본 분석 결과는 오히려 주식시장이나 선물시장의 가격변화가 프로그램매매와 차익거래를 유발하는 것으로 볼 수 있기 때문이다. <표8>에서도 충격반응 결과표에서 프로그램순매수나 차익거래순매수는 여타 변수들에 의하여 1% 유의수준에서 유의적인 영향을 받고 있음을 알 수 있다.

<그림 2> Var(2) 모형에서의 충격반응결과



<표 8> 충격반응결과표

LNFUT(일별선물수익률)의 반응					LNKOSPI(일별주가수익률)의 반응			
일	LNFUT	LNKOSPI	PRO	ARB	LNFUT	LNKOSPI	PRO	ARB
1	0.0149	0.0000	0.0000	0.0000	0.0130	0.0026	0.0000	0.0000
2	-0.0012	0.0012	0.0000	0.0009	0.0001	0.0000	0.0001	0.0010
3	-0.0006	-0.0014	-0.0003	-0.0002	-0.0006	-0.0010	0.0003	0.0000
4	0.0001	0.0006	-0.0002	-0.0002	0.0000	0.0004	-0.0002	-0.0001
5	-0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0001	0.0000
PRO(프로그램순매수)의 반응					ARB(차익거래순매수)의 반응			
일	LNFUT	LNKOSPI	PRO	ARB	LNFUT	LNKOSPI	PRO	ARB
1	3101.4**	-1298.5**	4212.9**	0.0000	2514.9**	-1553.6**	3515.7**	1106.4**
2	-1111.1**	-258.85**	-294.07**	2.9812**	-1053.8**	-589.50**	-110.33**	436.01**
3	631.37**	83.662**	-499.45**	-603.63**	731.68**	20.769**	-549.67**	-386.21**
4	-70.508**	483.93**	39.584**	-143.80**	59.571**	452.44**	-13.227**	-81.323**
5	-205.13**	-169.95**	130.14**	2.8216**	-175.07**	-157.57**	108.70**	30.358**

주) 유의수준 1%에서 통계적으로 유의적임(** 표기)

<표 9>는 각 변수의 오차항 분산이 미래 10일 후에 다른 변수들의 오차항 분산에 의해 어느 정도 설명되는 지를 수치로 나타낸 것이며, 왼쪽열 변수들의 분산이 오른쪽으로 가면서 해당 변수의 분산에 의해 설명되는 정도를 나타내는 것이다. 일별선물수익률(LNFUT)의 분산 분해는 예측 오차분산의 거의 97%이상이 자신에 의하여 설명되고 있고, 그 다음 1.6%가 일별주가수익률(LNKOSPI), 0.08%가 프로그램순매수(PRO)의 분산에 의해 설명되고 있다. 일별주가수익률의 분산은 일별선물수익률의 분산에 의하여 94%이상 설명이되고 있다. 프로그램순매수(PRO)의 분산분해를 보면, 예측 오차분산의 약 35.5%가 일별선물수익률의 분산에 의하여 설명되어지고 있으며, 약 6.3%가 일별주가수익률(LNKOSPI)에 의해서 설명되고 있다. 차익거래순매수(ARB)의 경우, 예측 오차분산의 11.85% 정도가 일별주가수익률에 의하여 설명이 되는 것으로 나타났다. 프로그램 순매수나 차익거래 순매수의 분산이 일별선물수익률의 분산에 의하여 30%이상 설명되고 있다. 프로그램 순매수나 차익거래 순매수의 분산에 대한 설명에 있어서, 일별선물수익률의 분산이 일별주가수익률의 것에 의해 거의 3배에서 5배 정도 더욱 많이 설명되고 있는 것으로 나타났다. 현재 국내 증권선물시장에서 강력한 지수선물매수로 베이스스가 갑자기 급등하면, 프로그램매수세가 연이어 증가하는 양상을 자주 볼 수 있는데, 본 연구의 “일별선물수익률이 프로그램순매수의 변화에 유의적으로 양의 영향을 준다.”는 결과는 이를 뒷받침한다고 볼 수 있다.

<표 9> 분산분해 결과표 (단위: %)

	LNFUT (일별선물수익률)	LNKOSPI (일별주가수익률)	PRO (프로그램순매수)	ARB (차익거래순매수)
LNFUT의 분산분해	97.843	1.6785	0.0819	0.3959
LNKOSPI의 분산분해	94.756	4.5006	0.1249	0.6173
PRO의 분산분해	35.518	6.3643	56.905	1.2116
ARB의 분산분해	31.696	11.850	50.232	6.2207

<표 10> 한국증권시장의 주가변동성 연도별 변화 추이(단위: %)

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
주가 변동성	2.15	2.03	1.63	1.48	1.05	1.27

주) 여기서 주가변동성은 일별수익률의 표준편차를 의미함, 2006년은 1월부터 8월까지 기간임

이상을 종합해 보면 프로그램매매나 차익거래의 증가는 주식시장의 일별가격변동성을 증가시켰다고 보기 어렵다. 단지 증시에서 일별가격변동성이 심하게 있을 경우에 프로그램매매나 차익거래가 증가되는 것으로 나타났다. 그리고 프로그램매매가 증가하면 일별주가수익률의 변동이 줄어드는 경향이 있는 것으로 나타났다. 실제로 프로그램매매 비중이 매년 증가함에도 불구하고 증권시장의 주가변동성은 늘어나지 않고 줄어들고 있는 것이 현실이다.(〈표1〉과 〈표10〉참조) 또한 프로그램매매의 변화에 실질적인 영향을 주는 것은 일별선물수익률이었음을 확인할 수 있었다. 시장에서 일별선물수익률의 변화는 프로그램매매 및 차익거래 순매수의 변화에 상당한 영향을 주는 것으로 나타났다.

V. 결론 및 시사점

본 연구에서는 프로그램매매의 변화가 과연 증권선물시장의 변화와 어떠한 관계가 있는지를 분석하였다. 이를 위해 KOSPI200지수 선물시장의 일별 수익률과 증권시장의 일별수익률, 프로그램 순매수, 차익거래 순매수 간에 어떤 동적관계가 있는 지 실증 분석하였다. 이는 프로그램매매가 시간이 지나면서 증권시장에 미치는 영향력이 증대되고 있는지, 또한 과연 증시의 가격변동성을 증가시키고 있는지, 즉 프로그램매매와 주식시장의 가격변화, 그리고 프로그램매매와 선물시장의 가격 변화간에는 어떠한 관계가 있는지를 살펴보았다. 이는 일각에서 특정 시장참여자들이 선물시장 교란으로 프로그램매매를 유도하여 이익을 누리고 그에 따라 증시의 가격변동성이 급증하고 있다고 주장하고 있는데, 이를 일별데이터를 활용하여 검증해보고자 함이 목적이었기 때문이다. 기본적으로 2001년 1월 부터 2005년 8월 25일까지의 일별자료를 활용하여 분석하되, 프로그램매매가 급증한 2006년의 일별데이터를 활용하여 VAR 모형을 추정하고, 그랜저 인과 검정, 충격반응함수 그리고 예측오차 분산 분해를 통하여 각 변수들간의 동적 관계 및 그 상대적인 크기를 분석하였다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 프로그램순매수와 일별 주가수익률간에는 유의적인 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 차익거래순매수와 일별 주가수익률간에도 유의적인 양의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 주어진 기간동안 일별 주가수익률과 프로그램 순매수, 일별주가수익률과 차익거래 순매수 간에는 동일한 방향으로 증가 또는 감소하는 경향이 있었다. 일중변동폭과 프로그램순매수간에는 음의 상관관계가 있는 것으로 나타났지만 1%유의수준에서 유의적이지 못하였다.

둘째, 2001년 보다 2004년과 2005년에 와서 일별 수익률과 프로그램매매 순매수(또는 차익거래 순매수) 또는 일중 변동폭과 프로그램매매 순매수(또는 차익거래 순매수)간에 양방향 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 시간이 지나면서 점차 프로그램매매 순매수, 차익거래 순매수와 일별주가 수익률 및 일중주가변동폭간에는 상호 인과관계가 더욱 밀접해지고 있음을 의미한다. 또한 2003년을 제외하고 전 기간에 걸쳐 일별 주가수익률이 차익거래 순매수와 프로그램 순매수에 영향을 주는 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 하지만 차익거래 순매수나 프로그램 순매수가 일중가격변동폭에 영향을 주는 인과관계가 유의수준 1%에서는 없으나 유의수준 5%수준에서는 차익거래 순매수나 프로그램 순매수가 일중가격변동폭에 유의적인 영향을 주는 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

셋째, 2006년 1월에서 8월 까지의 일별데이터를 활용하여 분석한 결과, 일별선물수익률이 프로그램 순매수(차익거래 순매수) 변화에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일별주가수익률도 차익거래 및 프로그램 순매수의 변화에 유의적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 프로그램 순매수나 차익거래 순매수의 변화가 일별 주가수익률 및 일별선물수익률의 변화에는 유의적인 영향을 주는 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 일별선물수익률도 일별주가수익률에 유의적인 영향을 주는 인과관계가 없는 것으로 나타났다. 이 결과는 선물시장이 현물시장을 교란한다거나, 프로그램매매가 현물시장의 가격 변동성을 인위적으로 증가시킨다는 일부 견해를 뒷받침하고 있지 못하고 있다.

넷째, 충격반응함수와 분산분해 분석결과, 일별선물수익률 및 일별주가수익률의 변화는 프로그램과 차익거래 순매수의 변화에 영향을 주나 그 반대로는 작용하지 않고 있었다. 이는 프로그램매매가 주식시장의 변동성을 증대시키고 있다는 견해를 지지하고 있지 못하다.

결론적으로 프로그램매매나 차익거래의 증가는 주식시장의 일별가격변동성을 증가시켰다고 보기 어렵다. 단지 증시에서 일

별가격변동성이 심하게 있을 경우에 프로그램매매나 차익거래가 증가되는 것으로 나타났다. 그리고 프로그램매매가 증가하면 일별주가수익률의 변동이 줄어드는 경향이 있는 것으로 나타났다.

우리나라 전체 프로그램매매호가의 3분의 1 이상이 14:00 이후 유입되는 등 장 종료시간에 근접해 가면서 프로그램매매호가 비중이 증가하는데, 이는 장 종료에 가까워지면서 주가변화에 따른 차익·비차익거래 기회가 증대되는데 기인한다. 신속하고 정확한 매매체결이 필요한 프로그램매매호가의 성격상 일반호가에 비해 시장가주문의 비중이 높다. 다만, 차익거래의 경우 시장가주문으로 인한 주가급변 가능성으로 인해 지정가 주문의 비중이 훨씬 높다. 다시 말해 시장충격비용(market impact cost)를 줄이기 위한 노력이다. 따라서 프로그램매매나 차익거래의 증가가 일별 주가변동을 초래하는 것으로 나타나지 않을 수 있을 것이다. 물론 현물바스켓에 편입된 개별종목의 경우에는 프로그램매매 비중에 따라 일중 주가변동성이 큰 영향을 받는 것은 사실이다. 대량의 프로그램 매매시 개별종목의 경우 일시적인 주가급등락이 발생하나, 매매체결 후 약 10여분이 지나면 체결이전 수준으로 복귀하는 성향이 뚜렷하다. 이는 프로그램매매가 일시적으로 개별 주가의 안정적 형성을 저해하는 요인으로 작용할 수도 있지만 곧바로 안정되고 있음을 의미한다. 하지만 본 연구는 日間 데이터(daily data)를 활용한 분석이므로 日中(intraday) 동적관계의 설명력이 떨어진다. 향후 보다 자세한 시계열 데이터를 통하여 일중 동적관계의 설명이 필요하다.

참고 문헌

권택호, 박종원, 장욱 “프로그램매매의 특징과 증권시장에 미친 효과” *경영학연구*, 제31권, 제2호, 2002.4, pp.343-371

김명직, 장국현 「금융시계열 분석」 제2판. 2002. 12 pp. 382-391.

김희성, 조성기 “국채선물시장의 차익거래 분석” *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 2005. 4 7권 2호 pp. 591-602.

최혁, 이재선 “지정가주문형 시장에서의 유동성분석-한국증권거래소 1000호의 경우”, *증권금융연구* 2. (1), 1999 pp.29-46
한국증권선물거래소, 「증권선물 KRX Review」 2005. 9.

Damodar N. Gujarati 「Basic Econometrics」 4th Edition, McGraw Hill 2003.

Furbush, D "Program Trading and Price Movement: Evidence from the October 1987 Market Crash" *Financial Management* 18, 1989, pp68-83

Granger W.J. and Newbold P. "Spurious regression in econometrics", *Journal of Econometrics*, 2 1974. pp.111-120.

Harris, L. : the October 1987 S&P500 Stock-Futures Basis," *Journal of Finance* 42, 1989, pp.77-99

Harris, L., G. Sofianos, and J. E. Shapiro " Program Trading and Intraday Volatility," *Review of Financial Studies*, 7(4), 1994. pp.653-685

Hogan, Jr K. C., Kroner, K. F. and Sultan, J "Program Trading, Nonprogram Trading, and Market Volatility," *Journal of Futures Market*, 17, 1997. pp.733-756

Schwartz G., "Estimating the dimension of a model", *Ann Statist* 6. 1978 pp.461-464.

Sims, C. A. "Macroeconomics and Reality", *Econometrica* 48. 1980, pp.1-48.

William L Silber, "Innovation, Competition, and new contract design in futures markets, *Journal of Futures Markets*, Vol.1, No.2 1981 pp.123-155.

Program Trading's Effects on KOSPI and KOSPI200 Futures Market

Hee-Seong Kim¹⁾

Sang-Bum Park²⁾

Abstract

Vector Autoregressive models' estimation, Granger Causality Test, Impulse Response Function, and Forecast Error Variance Decomposition have been conducted to test the dynamic relation among program trading, KOSPI and KOSPI200 futures price. There were three results and implications. Firstly, program trading has increased relationship with the daily rate of return on KOSPI as well as Kospi200 futures market since 2001. Secondly, the daily rate of return on KOSPI as well as Kospi200 futures market affected program trading. Thirdly, the program trading was influenced by the daily rate of return on Kospi200 futures market much more than that on KOSPI market. The hypothesis that program trading increased the volatility of KOSPI market was not supported by these results. However Futures market has affected program trading significantly.

Key words: Rate of Return on KOSPI market, Vector Autoregressive models, Granger Causality Test, Impulse Response Function, Forecast Error Variance Decomposition

1) Senior Manager, Stock Market Operation Team, The Korea Exchange Co. Seoul 150-977, Korea

2) Professor, Dept. of Business Administration, Han Kuk Aviation University