

주가지수 차익거래가 주식시장 및 주가지수 선물시장의 수익률 변동에 미치는 영향에 관한 연구

민재훈*

〈요 약〉

본 연구는 프로그램매매가 주가지수 선물시장 및 현물 주식시장의 수익률 변동성에 미치는 효과에 대해서 일중 수익률 및 프로그램매매자료를 이용하여 분석을 시도하였다. 실증분석을 통해서 관찰된 결과를 살펴보면 대부분 선진국 시장에서 보고된 결과와 일치하였다. 우선 프로그램매매가 증가할수록 현물 주식시장에서의 변동성은 증대하는 것으로 나타났으나 선물시장에서는 그러한 일관성 있는 관계를 발견하지 못하였다. 프로그램매매 발동 직후 선물 및 현물 시장의 수익률은 반전현상을 나타냈으며 특히 현물시장의 가격변화가 선물시장에 비해서 큰 것으로 관찰되었다. 그러나 이러한 선물시장과 현물시장에 있어서의 가격반전 현상이 시장 유동성에 미치는 경제적 영향은 선물만기일과 같이 특정시간대에 프로그램매매가 집중되지 않는 한 경미한 것으로 판단되었다. 프로그램매매 특히 차익거래는 선물 가격과 현물 가격간의 균형 관계가 일시적인 수급상황에 따라 이탈될 경우 이를 다시 균형 상태로 회복시켜 줌으로써 시장의 효율성을 증대시키는 주요한 연결통로로서의 역할을 수행한다. 특히 두 시장간의 균형 상태는 선물 시장보다는 현물 주식시장에서의 활발한 매매 활동을 통하여 이루어짐을 알 수 있었다. 결론적으로 국내시장에서 차익거래는 시장의 위험을 증대시키는 부정적인 측면보다는 시장의 효율성을 증진시키는 긍정적인 순기능이 많은 것으로 관찰되었다.

I. 서 론

주가지수 선물거래(96년)와 주가지수 옵션(97년)이 증권거래소에 소개된 이후 파생 금융상품에 대한 국민적 관심이 나날이 증대되어 왔으며 이와 더불어 이들 파생금융상품에 대한 거래 또한 큰 폭으로 증가하였다.¹⁾ 이와 같은 주가지수 선물이나 옵션의 거

* 서원대학교 금융보험학과 조교수

** 이 논문은 2000년 한국재무관리학회 추계학술발표회에서 발표되었으며 1999년도 한국학술진흥재단 신진교수과제 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

*** 논문에 대해 비평해 주신 익명의 심사위원들에게 감사드립니다.

래증가는 이들 상품이 다양한 성격의 투자자에게 제공하는 여러 가지 이점 때문이라 할 수 있다. 예를 들면, 현물투자와 관련된 체계적 위험을 회피할 수 있도록 도와주는 위험회피수단(hedge)을 제공하는 한편 투자자가 현물시장에 비해 상대적으로 낮은 증거금과 거래비용으로 많은 투자수익을 올릴 수 있는 기회(leverage)를 제공한다. 그렇지만 이와 같은 여러 가지 긍정적인 기능과 함께 주식과 연계된 파생금융상품의 부정적 측면 역시 문제가 되고 있다. 특히 1987년 10월 19일 미국증시에서 발생한 소위 Black Monday 주가 대 폭락 사태의 주요한 원인으로 주가지수 선물과 연계된 프로그램매매가 언급됨으로써 인해서 파생금융상품거래의 위험성이 크게 이슈화된바 있다.

프로그램매매란 주로 전산 프로그램을 통해 복수의 주식을 동시에 거래하는 바스켓(basket) 매매 기법을 의미한다.²⁾ 프로그램매매의 유형은 일반적으로 지수차익거래, 포트폴리오 인슈런스, 포트폴리오 종목교체(equity allocation shifts)등의 투자 전략(Hill과 Jones, 1988)을 포함하고 있다. 그 중 지수차익거래의 경우 현물시장과 주가지수 선물시장간의 가격 움직임을 매매 주문 시스템 상에서 서로 연계시켜 현물가격과 선물가격간의 괴리가 일정한도를 벗어나면 대량의 주문을 동시에 발생시켜서 무위험수익을 올리려는 투자기법이다. 차익거래 이용 자는 최초 포지션(position)을 만기 시에 청산함으로써 무위험수익률을 확보할 수 있으며 만약 베이스(basis)가 만기 전에 충분히 수렴한다면 더 큰 수익도 얻을 수 있게 된다. 반면 포트폴리오 인슈런스 및 포트폴리오 종목교체 등의 전략은 프로그램매매를 이용한 비차익거래의 대부분을 이루고 있다. 그러나 위험 관리 수단으로서의 프로그램매매를 이용한 차익거래(또는 지수 선물을 이용한 포트폴리오 인슈런스)는 한편으로는 선물과 연계된 거래로 인해 현물시장의 가격 급변을 초래케 하는 주요한 원인으로 비난받아 왔다. 즉 현물시장의 하락이 매수차익거래를 유발시켜 선물가격의 하락을 초래하였으며 이는 상대적으로 현물가격을 비싸게 만들어서 다시 현물을 대량으로 매도하는 사태를 유발시켰다는 것이다. 따라서 각국의 증권 감독 당국은 선물 및 옵션거래에 있어서 여러 가지 규제 및 제도적 보완장치(예를 들면, circuit breakers, collars 및 sidecar제도)를 도입한 바 있다. 이른바 시장의 효율성을 제고시키기 위해서 고안된 차익거래가 주식시장 및 선물시장의 불확실성을 증폭시키는 역효과를 초래한다는 판단에 근거한 조치였다. 또한 프로그램매매는 비교적

1) 주가지수 선물의 일평균 거래량은 96년 3,670계약에서 97년 11,137계약, 98년 61,279계약, 그리고 99년에는 69,078계약으로 증가하였다.

2) 우리나라에서 프로그램매매(program trading)란 KOSPI 200구성종목의 주식집단과 주가지수 선물 또는 옵션간의 가격차이를 연계시켜 이익을 얻을 목적으로 거래하는 차익거래 전부와 동일인이 주가지수 선물을 구성하는 200개의 종목 중 15개이상의 종목을 일시에 전산 매매하는 비차익 거래를 의미한다.

짧은 시간 내에 동일한 방향으로의 대량거래를 수반하기 때문에 새로운 정보가 전달되지 않더라도 시장수급에 지대한 영향을 미치기 때문에 일시적인 주가의 급변(over-reaction)과 연이은 해소 과정(price reversion)을 반복하면서 주식시장의 변동성을 증대시킨다는 주장도 있다. 프로그램매매로 인한 단기간내의 가격 변동성의 증가는 합리적 가격 예측과 관련된 투자자의 신뢰도의 상실을 초래하여 거래량 및 시장 유동성의 감소를 야기하고 궁극적으로는 이로 인해 거래비용 및 자본비용(요구수익률)의 상승을 초래할 수 있다. 따라서 만일 프로그램매매가 시장 변동성을 급변시킨다면 이는 궁극적으로 투자자의 부를 감소시키는 부정적인 결과를 초래하게 된다.³⁾

본 연구에서는 그 동안의 선진국 시장을 중심으로 이루어진 기존 연구에 의해서 상이한 결론이 도출된 바 있는 주가지수 선물거래가 현물 주식거래에 미치는 영향에 대해서 살펴보고자 한다. 특히 선물과 연계되어 주식시장에서 수행되는 프로그램매매의 최근 일중 거래 자료를 이용하여 국내시장에서의 선물시장과 현물시장의 연계성에 대해서 살펴보기로 한다. 주가지수 선물시장과 현물 주식시장은 서로 주식 포트폴리오라는 동일체를 대상으로 거래되는 시장으로 효율적 자본시장에서는 주가에 영향을 주는 모든 시장 정보를 동시에 반영해야 한다. 그러나 현실적으로 여러 가지 시장 마찰 요인 등으로 인해 어느 한 시장(주로 선물 시장) 가격이 다른 시장에 비해 정보 반영이 신속하게 이루어진다면 두 시장간의 가격에서 심각한 불균형이 초래될 수도 있다. 이러한 경우 프로그램매매가 주가지수 선물시장과 현물시장을 연결하는 주요한 정보 전달 통로로서의 역할을 수행하며 이로 인해 두 시장 사이의 균형이 회복되는 순기능을 수행한다면 프로그램매매와 관련된 비난과 과도한 규제는 재고되어야 할 것이다. 따라서 본 연구에서는 프로그램매매가 시장의 과잉 변동성을 초래하여 시장을 교란시키는지 아니면 오히려 프로그램매매의 증가로 인해 시장의 효율성이 증대되는지에 대해 살펴보고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 프로그램매매가 시장 변동성에 미치는 영향과 관련된 기존 선행 연구를 살펴보고 제3장에서는 연구자료 및 연구 방법에 대해서 설명한다. 다음으로 제4장에서는 연구가설 및 이에 대한 실증분석 결과를 다루며 마지막으로 제5장에서 본 연구의 결론을 내린다.

3) Edwards(1988)에 따르면 금융자산의 가격결정요소(예를 들면 미래 배당금, 이자율, 소비성향)에 영향을 주는 새로운 정보에 의해 합리화될 수 없을 정도로 지나친 가격 변동성(excess volatility)은 투자자의 현재 및 미래의 부를 감소시킨다고 주장하였다.

II. 기존 연구

프로그램매매로 인한 선물 및 현물 주식시장의 영향 및 가격 변동성에 있어서의 상호 작용에 관한 연구는 주로 미국을 위시한 선진국 시장에서 많이 다루어진 바 있다. Chan과 Chung(1993)은 MMI 지수 선물을 대상으로 한 연구에서 선물가격과 현물가격 간의 차이 즉 Basis의 변화가 현물시장 및 선물시장에서의 가격 변동성에 큰 영향을 미치는 것으로 보고하고 있다. 또한 이로 인해서 증가된 양 시장의 가격 변동성은 다시 두 시장간의 가격차이를 균형상태로 회복시키는 역할을 한다고 주장하였다. 즉 활발한 프로그램 차익거래가 가격 불균형을 신속하게 해소시키는 긍정적인 역할을 한다는 것이다. 특히 그들은 지수선물시장과 현물시장에서의 가격 변동성 증가가 현물시장의 거래량 증가와 밀접한 관계에 있으며 이는 다시 현물시장 및 지수선물시장의 변동성을 다시 증가시키는 상호작용이 존재한다고 보고하였다. 결론적으로 선물시장과 현물시장의 가격 움직임은 양 시장의 변동성이 증가할 때 보다 밀접한 균형 관계를 유지한다고 주장하였다. Furbush(1989)역시 선물 가격과 현물 가격간의 베이스의 확대는 즉시 차익거래 활동을 불러일으키고 이로 인해서 두 시장간의 균형관계가 회복되면 이는 다시 차익거래 활동수준을 감소시킨다고 보고하였다.

한편 프로그램매매가 주가지수 선물시장 및 주식시장에 미치는 영향에 관해서는 특히 많은 학자들이 프로그램을 통한 차익거래가 주식시장의 가격을 급변시키고 이로 인해 주식투자자에게 불필요한 거래위험을 감수하도록 만들었다는 논란에 대해 사실 규명에 나선 바 있다. 일반적인 생각과는 달리 대부분의 실증분석에 있어서 프로그램매매가 주식시장을 혼란시킨다는 가설은 기각되었다. Merrick (1987)은 차익거래 기회의 존재가 주식시장 및 선물시장의 거래량 및 수익률 변동성에 예상보다 그리 큰 영향을 주지 않았다고 보고하였다. 그는 선물과 현물가격간의 괴리도로 대신되는 차익거래 기회의 존재가 프로그램매매를 야기 시켜 수익률의 변동을 증가시키기보다는 오히려 가격의 급변이 차익거래기회를 더욱 발생시키는 경향이 있다고 분석함으로써 프로그램매매가 주식시장의 가격을 급변시킨다는 주장을 반박하였다. Stoll과 Whaley(1987), Edwards(1988)는 주가지수 선물거래가 주식시장에 미치는 효과는 선물만기일(expiration date)의 마지막 거래 시간에 국한되어 있으며 그 영향 역시 기관투자자 및 대주주의 대량거래(block trades)와 비교할 때 매우 미미하다고 보고하였다. 또한 주가지수 선물 도입 이후 주식시장의 변동성이 증가하였다는 어떤 증거도 발견하지 못함으로써 차익거래가 주식시장을 불안정하

게 만들었다는 주장이 과장되었음을 밝혔다. 1987년에 발생한 Black Monday 미국 증시 대폭락 사태와 관련된 연구에서 Harris(1989)와 Furbush (1989)는 프로그램 차익거래가 원활하던 폭락이전에 비해 오히려 프로그램매매가 상당 폭 감소한 폭락 이후기간에 선물 시장과 현물시장간의 균형이 깨졌다고 보고하였다. 특히 Harris(1989)는 선물시장의 매매 중단으로 인한 차익거래의 감소가 주식시장과 선물시장간의 합리적인 가격형성을 방해함으로써 주가폭락을 심화시켰다고 보고한 바 있다. Furbush(1989) 역시 지수차익거래 및 포트폴리오 인슈어런스를 포함한 프로그램매매가 폭락 기간 중 주가의 급락을 초래하였다는 증거를 발견할 수 없었다며 프로그램매매가 시장을 교란시키기보다는 시장의 효율성을 높여 준다고 주장하였다. Gerety와 Mulherin(1991)도 주가지수 선물의 도입 이전 시기인 1930년대의 가격 변동성이 도입이후인 1980년대에 비해 일반적으로 높다는 사실을 밝힘으로써 프로그램매매가 주식시장의 변동성을 증가시켰다는 주장을 반박하였다. 또한 주가지수 선물이 장중 수익률의 급변을 가져온다는 일반적인 믿음도 근거가 없음을 주장하였다. 매매중단제도(circuit breakers)의 역할에 대한 연구에서 Santoni와 Liu (1993)은 1988년이래 미국 시장에 도입된 매매중단제도가 주식시장의 수익률 변동성을 감소시키는데 일반적으로 예상하는 바와는 달리 효과가 없었다고 보고하였다. 오히려 그들은 매매중단제도가 도입되기 이전기간에 비해 도입된 이후의 수익률 변동이 더욱 높아졌다는 사실을 기록함으로써 간접적으로 프로그램매매가 주식시장의 가격변동을 심화시켰다는 논리를 부정하였다. Moser(1994) 역시 프로그램매매가 주가의 과잉반응(over-reaction)을 일으키고 이로 인해 곧바로 가격반전 현상을 발생시킨다는 주장은 근거가 없으며 오히려 가격반전현상은 비프로그램매매와 함께 관찰된 것으로 보고하였다. Harris, Sofianos, Shapiro (1994)는 차익거래와 비차익거래를 포함한 프로그램매매가 주식시장 및 선물시장의 변동성과 $\pi(+)$ 의 상관관계를 가지고 있지만 프로그램매매가 주식시장에 심각한 유동성 문제를 야기하기보다는 선물시장에서 먼저 반영된 정보를 차익거래를 통하여 주식시장에 전달시키는 긍정적 기능을 수행하고 있다고 주장한다.

반면 Martin과 Senchack(1991)에 따르면 지수 선물 도입 이후 주가 지수 선물에 포함된 구성 종목간의 상관 관계 및 체계적 위험이 증가하였음을 보고하였는데 지수 구성에 포함되지 않은 종목의 경우에는 그러한 상관 관계 및 체계적 위험의 증가가 관찰되지 않았다. 특히 이러한 지수 구성 종목간의 공변동성(Covariability)은 프로그램매매가 활발한 거래일에 더욱 두드러졌음이 관찰되어 프로그램매매가 주가의 변동성에 일정한 영향력을 발휘한다는 점을 강조하였다. 또한 Hogan, Kroner, Sultan(1997)은 S&P 500지수 선물시장 및 현물시장에서의 변동성과 프로그램매매와의 연관성에 대한 조사

에서 프로그램매매와 선물시장 및 현물시장의 변동성간의 관계가 비프로그램매매와 양시장의 수익률 변동성간의 관계보다 9배나 더 강한 正(+)의 관계를 가지고 있음을 밝혀냈다. 그들에 의하면 프로그램매매가 비프로그램매매보다 시장 전반적인 정보 (market wide information)를 전달하고 있으며 따라서 매매자 상호간의 시장 움직임에 관한 견해의 차이가 상대적으로 비프로그램매매의 경우보다 적어서 가격의 급등 또는 급락을 가져올 개연성이 높다고 주장한다.

국내 주식시장에서의 프로그램매매와 관련된 주요 연구로는 최혁, 이재선(1999)을 들 수 있는데 그들의 연구에 의하면 차익거래와 비차익거래 모두에 있어서 수익률의 상승이 프로그램 매수 증가와 연관되어 있음을 발견하였는데 이는 프로그램매매를 주로 행하는 기관투자자들의 가격추종거래에 기인한다고 주장하였다. 또한 KOSPI 200지수에 편입된 개별 주식의 수익률이 프로그램매매 발동과 함께 반전현상을 보이고 있으며 실제로 이와 같은 유동성 효과를 제외하면 프로그램매매가 주식 수익률에 미치는 영향은 미미하다고 보고하여서 프로그램매매가 시장을 교란시키지 않는다고 주장하였다.

Ⅲ. 연구 자료 및 연구 방법

1. 연구 자료

본 연구는 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지 총 92일간의 거래 일을 연구기간으로 삼아 한국 증권거래소를 통해 체결되었던 일중 1분간 프로그램매매자료를 바탕으로 이루어졌다. 프로그램매매는 유형별로 주가지수 차익매도 및 차익매수 와 비차익매도 및 비차익매수거래 등 4가지 형태로 분류가 되는데 본 연구의 수행을 위해서 KOSPI 200지수에 편입된 모든 구성종목의 일중 프로그램매매를 각 프로그램매매 유형에 따라 체결시점 기준으로 매 1분 간격으로 집계함으로써 전체 1분 단위 프로그램 거래량 및 거래대금을 계산하였다.⁴⁾ 또한 주가지수 지수 선물 및 현물시장의 표본 수익률을 계산하기 위해 증권거래소로부터 입수한 매 1분간 주가지수 선물의 최근월물 가격과 KOSPI 200지수 자료를 이용하여 백분율로 환산한 연속 복리 수익률($R_t = \ln[P_t/P_{t-1}] \times 100$)을 구하였다. 본 논문에서는 표본 수익률의 계산에 있어 주식시장 개장

4) 뒤에 나오는 프로그램매매와 주식시장 및 주가지수 선물시장의 가격 변동성 연구에서는 거래량 자료보다는 거래 대금 자료가 이용되었다. 그 이유는 KOSPI 200지수가 시가총액기준의 가중평균지수이기 때문에 중소형주보다는 대형주의 프로그램 주문에 따른 영향을 더 많이 받기 때문이다. 그러나 실증분석에 있어서 거래대금 대신 거래량 자료를 이용하여도 기본적인 결과는 변하지 않았다.

후 최초 관찰 가격(즉 오전 9시 가격)과 오후 장 시작 후 최초 관찰 가격(즉 오후 1시대 가격)은 저빈도거래(infrequent trading)에 따른 진정한 가격의 미반영(staleness of price)의 문제로 인해 제외하였다. 또한 본 연구는 장중 자료를 대상으로 삼았기 때문에 점심 휴장 시간(오후 12시부터 1시까지)과 후장 동시호가시간 이후(오후 2시 50분 이후)기간의 자료는 연구대상에서 제외하였다. 동 연구기간 중 99년 11월 17일의 경우 수능 고사 관계로 10시에 전장이 시작되었으며 2000년 1월 4일의 경우에는 10시부터 1시까지의 단일장으로 주식시장이 개장되었다. <표 1>에서는 본 연구의 대상기간중의 프로그램 매매와 관련된 기초 통계량을 보여주고 있다.

<표 1> 프로그램매매 관련 변수들의 기초 통계

(단위 : %, 주, 백만원/분)

표본수 (26,468)	KOSPI-200 지수				선물			
	가격	수익률	거래량	거래대금	가격	수익률	거래량	거래대금
평균	113.66	-0.0006	581,910	9,460	114.92	-0.0007	192	11,000
중간값	116.10	0	527,105	8,590	117.40	0	164	9,350
최대값	134.62	2.7224	11,759,240	409,000	137.05	0.5778	2195	115,000
최소값	93.31	-1.6319	145,870	1,430	94.05	-0.9555	0	0
표준편차	9.35	0.1013	274,584	5,940	9.80	0.1112	125	7,110
	차익매도 거래량	차익매도 거래대금	차익매수 거래량	차익매수 거래대금	비차익매도 거래량	비차익매도 거래대금	비차익매수 거래량	비차익매수 거래대금
평균	6,372	165	8,277	214	5,006	155	5,567	164
중간값	0	0	60	0.95	250	6.42	340	8.71
최대값	348,220	9,880	329,240	9,270	475,760	12,600	448,860	5,190
표준편차	20,922	559	23,194	612	14,320	438	14,871	419
거래빈도	44%		53%		59%		63%	
자기 상관 계수								
시차	차익매도 거래량	차익매도 거래대금	차익매수 거래량	차익매수 거래대금	비차익매도 거래량	비차익매도 거래대금	비차익매수 거래량	비차익매수 거래대금
1	0.321	0.316	0.423	0.437	0.354	0.432	0.319	0.352
2	0.218	0.211	0.309	0.312	0.215	0.276	0.209	0.237
3	0.242	0.233	0.313	0.317	0.219	0.261	0.219	0.236
4	0.223	0.219	0.318	0.320	0.221	0.255	0.253	0.264
5	0.202	0.196	0.270	0.276	0.220	0.239	0.207	0.232
Pearson 상관 계수(거래량 기준)								
	차익매도		차익매수		비차익매도		비차익매수	
차익매도	1.000							
차익매수	-0.076		1.000					
비차익매도	0.314		-0.006		1.000			
비차익매수	-0.011		0.444		0.024		1.000	

주) 거래빈도는 전체 연구 기간(1999. 9. 1~2000. 1. 14)의 장중 1분구간중 1주이상의 해당 유형의 프로그램 매매가 실제로 체결된 비율을 의미하며 예를 들어 차익매수의 거래빈도가 44%라는 것은 하루 290분(동시호가시간제외)의 거래시간중 128분동안 차익매수거래가 발생하였음을 의미한다. 프로그램매매량 및 매매대금의 최소값은 모두 0이므로 표에서 생략되었다.

본 연구기간 중 선물 및 KOSPI 200지수는 9월부터 10월까지 하락세를 보였으나 이후 기간에는 상승세로 반전하여 전체기간 중 약 2% 정도 상승하였다. 그러나 평균적으로 일종 1분 수익률에 있어서는 선물과 현물 모두 약한 負(-)의 수익률을 나타내었다. 연구 기간 중 현물 및 선물의 거래는 모두 활발하여 1분당 평균 581,910주와 192계약이 거래되었다. 연구기간 중 전체 KOSPI 200 종목들의 거래량(거래대금)중 프로그램매매의 비중은 차익거래가 약 1.3%(2.0%)이었으며 비차익거래는 약 0.9%(1.7%)에 달하였다. 차익거래 및 비차익거래는 대개 장중 매 1분당 44%-63%의 비율로 발생하고 있으며 차익거래가 비차익거래에 비해 발생 빈도는 낮으나 거래량과 거래대금에 있어서는 평균적으로 다소 높았다. 특히 일종 거래량 및 거래대금을 기준으로 모든 프로그램매매에 있어서 높은 正(+)의 자기상관계수값을 보이고 있어서 프로그램매매가 일단 발동할 경우 일정기간 지속적으로 동일한 거래가 이루어지는 것으로 관찰되었다. 또한 차익매수와 비차익매수 그리고 차익매도와 비차익매도간에는 높은 正(+)의 상관 관계를 보이고 있어 시장이 어느 일방으로 움직일 경우 프로그램매매는 차익, 비차익 구분 없이 동시에 발생(clustering)한다는 것을 시사하고 있다.

2. 연구 방법

1) 사건 연구 분석(Event Study Analysis)

먼저 선물시장 및 주식시장의 수익률이 차익거래 및 비차익거래의 매매에 어떻게 반응하는가를 살펴보기 위해서 본 연구는 Harris, Sofianos, Shapiro(1994)에서 이용하였던 회귀식을 이용한 사건분석(regression event study)방법을 사용하기로 한다. 이 방법은 4종류의 1분간 일종 프로그램 거래대금 자료(차익 매수, 차익매도, 비차익매수, 비차익매도)와 선물 수익률 또는 KOSPI 200 지수 수익률간에 다중 회귀분석을 실시한 후 그 추정회귀방정식의 계수치(coefficient)를 각 프로그램매매의 변화에 대하여 반응하는 평균적인 수익률의 변화치로 해석한다. 본 연구에서는 프로그램매매가 발생하기 10분전부터 프로그램매매 체결 30분 후까지 선물 및 현물 수익률의 변화를 알기 위해서 다중 회귀분석에는 각각의 프로그램매매유형별로 10개의 선행 거래대금(1억원 단위) 변수와 1개의 동행 거래대금 변수 그리고 30개의 후행 거래대금 변수가 포함된다.⁵⁾ 즉, 다중 회귀 분석에는 상수항을 포함하여 총 165개의 변수가 포함되는데 이는

5) 이를 회귀식으로 표현하면 다음과 같다.

프로그램매매의 특성상 하루 중 수 차례에 걸쳐서 발생하고 또한 차익 매수와 비차익 매수, 또는 차익매도와 비차익매도, 차익 매수(비차익매수)와 차익매도(비차익매도)가 동일한 시간대에 발생 가능하기 때문에 다른 프로그램매매의 거래를 통제한 후 특정 프로그램매매의 변화에 대한 수익률 변동을 분석하기 위해서이다. 10개의 선행거래대금 변수의 계수 추정치는 프로그램 거래 유형별로 1억원에 상당하는 매매가 발생하기 10분전부터 수익률이 평균적으로 어떻게 변화하는 지를 나타내며 30개의 후행 거래대금 변수의 계수 추정치는 1억 원의 프로그램매매가 이루어진 후 30분간의 수익률이 평균적으로 어떤 변화를 보이는 지를 알게 해준다. 또한 본 연구는 전체 주식시장의 거래 중에서 프로그램매매의 증감에 따른 수익률 변동을 파악하기 위해서 거래대금 변수를 화폐금액기준으로 사용하는 것 이외에 KOSPI 200지수 구성종목의 전체 거래대금중에서 각 유형별 프로그램매매의 거래대금비중을 백분율로 환산한 표준거래대금을 사용하여 개별 프로그램매매가 전체 현물시장의 거래대금에서 차지하는 비율이 1% 변화할 경우 나타나는 수익률 변화를 살펴보기로 하였다.

2) 분산 분석(Tests for the Homogeneity of Variances)

본 연구는 현물시장과 선물시장간의 수익률 변동을 비교하고 프로그램매매의 강도에 따른 수익률 변동의 변화를 측정하기 위한 방법으로는 Brown과 Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사 방법을 이용하여 수익률의 분산을 비교해 보았다. 두 개 집단의 표본 분산을 비교하는 표준 F검사(S_{12}/S_{22})의 검정력은 표본의 모집단이 정규 분포를 따르고 있다는 가정에 기반하는데 만일 표본이 비정규 분포를 따르고 있다면 표준 F검사는 검정력을 잃게 된다. 선물 및 주가 지수의 수익률 분포가 상당 부분 비정규 분포를 띄고 있는 것으로 추정되기 때문에 본 연구는 표본이 비정규 분포를 따르더라도 검정력을 가지는(robust) Brown과 Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사 방법을 사용하기로 하였다.⁶⁾ Brown과 Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사 방법에 의하면 만일 표본 집단

$$1분\ 수익률_t = 상수 + \sum_{i=-30}^{10} \beta_{1,i} ASV_{t+i} + \sum_{i=-30}^{10} \beta_{2,i} ABV_{t+i} + \sum_{i=-30}^{10} \beta_{3,i} NSV_{t+i} + \sum_{i=-30}^{10} \beta_{4,i} NBV_{t+i}$$

여기서 ASV_t, ABV_t, NSV_t, NBV_ts는 각각 매 1분간 프로그램 차익매도, 차익 매수, 비차익 매도 및 비차익 매수 거래의 거래대금(1억원 단위)을 의미한다. 따라서 $\beta_{1,i}$, $\beta_{2,i}$, $\beta_{3,i}$, $\beta_{4,i}$ 는 각 유형별 프로그램 거래의 개시 10분전부터 30분 후까지의 1분 수익률의 평균적인 변화율을 의미한다.

- 6) 일중 수익률이 정규분포를 따르는 지를 확인하기 위해 Bera-Jarque 검사를 실시한 결과 KOSPI 200지수의 1분 수익률(5분 수익률)의 검정값은 1,344,673(860)이었으며 선물가격의 1분 수익률(5분 수익률)의 경우에는 4,349(719)로 나타났다. 모든 경우에 있어서 일중 수익률이 정규분포를 따른다는 귀무가설은 1% 수준의 유의도에서 기각되었다.

이 i 개 ($i=1, 2, \dots, g$)이며 각 i 집단마다 j 개 ($j=1, 2, \dots, N_i$)의 관찰치로 이루어졌을 때 각 관찰치 X_{ij} 는 각 집단의 모집단 평균(μ_i)과 오차항(ϵ_{ij})으로 구성되어 $X_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij}$ 로 표현할 수 있다. 이때 Brown과 Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사의 검정 값(W)은 다음과 같이 구해진다.

$$W = \frac{\sum_{i=1}^g N_i (\bar{Z}_{i.} - \bar{Z}_{..})^2 / (g-1)}{\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{N_i} (\bar{Z}_{ij} - \bar{Z}_{i.})^2 / \sum_{i=1}^g (N_i - 1)} \sim F_{g-1, \sum_{i=1}^g (N_i - 1)}$$

$$\text{여기서, } Z_{ij} = |X_{ij} - \tilde{X}_i|, \bar{Z}_{i.} = \frac{\sum_{j=1}^{N_i} Z_{ij}}{N_i}, \bar{Z}_{..} = \frac{\sum_{i=1}^g \sum_{j=1}^{N_i} Z_{ij}}{\sum_{i=1}^g N_i} \text{이며}$$

\tilde{X}_i 는 X_i 의 중위수(Median)이다.

본 연구는 프로그램매매와 수익률 변동간에는 관련이 없다는 가설을 귀무가설로 채택해서 위에서 얻어진 W 검정값을 분모와 분자의 자유도가 각각 ($\sum[N_i-1]$)과 $(g-1)$ 인 F 분포 상의 임계치와 비교해서 귀무가설의 기각 또는 채택 여부를 통계적으로 검사해 본다.

3) 회귀 분석(Regression Analysis)

한편 본 연구에서는 프로그램매매가 선물시장과 현물시장의 가격 변동성에 대해서 미치는 영향을 직접적으로 분석하기 위해서 다중 회귀 분석 방법을 이용한다. 회귀방정식의 종속 또는 독립 변수로 이용되는 변수로는 선물 및 KOSPI 200지수의 수익률 변동성, 베이스 오차(basis error), 각 유형별 프로그램매매대금 변수 등이 포함된다. 모든 다중회귀 방정식의 오른쪽 변수에는 독립(또는 외생)변수 외에 독립 변수의 시차 변수(lead and lag variables)가 포함되는데 이는 변수들간의 동적인 상호 작용을 관찰하는 한편 잔차항의 자기상관(autocorrelation)문제를 최소화시키기 위해서이다. 한편 본 연구의 회귀 분석에서는 회귀 방정식에 사용되는 이들 시차 변수의 수를 적절한 범위에서 통제하고 KOSPI 200지수 및 선물 수익률에서 발생하는 자기상관의 문제를 제거하기 위해서 앞의 분석에서 사용하던 일중 1분간 수익률 자료를 5분간 자료로 변환하여 사용하였다. 이와 더불어 선물시장 및 현물시장의 수익률 변동성의 추정치로는 일중 5분간 수익률의 절대치를 사용하였다.⁷⁾ 또한 프로그램 거래자료를 회귀분석에 사

용할 경우에는 이분산성(heteroscedasticity)의 문제를 고려해서 거래대금을 표본 평균치에서 차감한 후 표본 표준편차로 나눔으로써 표준화된 측정치(normalized measures)로 변환시킨 후 사용하였다. 모든 회귀 방정식의 계수를 추정하는 데에는 발생할 수 있는 이분산성 및 자기상관으로 인한 추정치의 비효율성 문제(inefficiency)를 통제하기 위해서 Hansen(1982)의 일반 적률법(generalized method of moments)을 이용하였다.⁸⁾ 또한 선물과 현물시장에서의 가격 변동성간과 프로그램매매 변수들간의 상호 인과관계 분석을 위해 Granger(1969)의 인과관계(causality) 분석을 함께 실시하였다.

IV. 연구 가설 및 실증 분석

본 연구에서는 선물 및 주식시장의 가격 변동성과 프로그램매매의 영향에 대한 기존 연구를 바탕으로 연구 가설을 세우고 이에 대한 실증분석을 실시하였다.

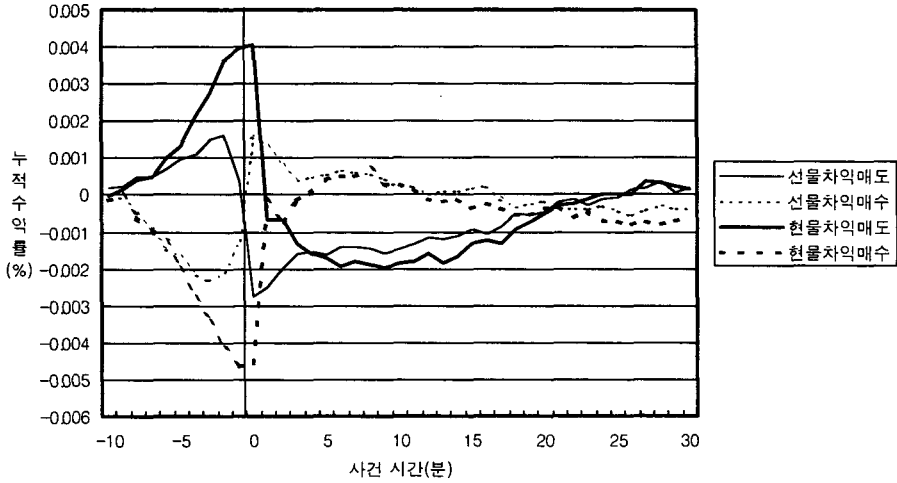
(가설 1) 프로그램매매는 주식시장 및 주가지수 선물시장의 수익률 변동성을 증가시킨다. 또한 프로그램매매는 시장의 유동성에 일시적인 부담을 주기 때문에 주식시장의 과잉반응을 초래한다.

프로그램매매, 특히 선물시장과 연계된 차익거래는 한시장의 과도한 움직임을 다른 시장으로 연계시키는 이전효과(spillover)를 초래한다는 비난을 받아왔다. 따라서 동 가설을 시험하기 위해서는 프로그램매매 이전과 이후 기간의 선물 가격과 주식 가격의 변화를 살펴보는 것이 중요하다. [그림 1]과 [그림 2]에서는 Harris, Sofiano, Shapiro (1994)의 회귀식을 이용한 사건분석을 이용해서 각각 1억원규모의 프로그램 차익매매

7) Davidian과 Carroll(1987)은 수익률의 변동성 추정치로 수익률의 절대값을 이용하는 방법이 일반적으로 이용되는 수익률의 자승값 보다 수익률의 분포가 정규분포로부터 이탈할 경우에도 검정력을 유지(robust)한다고 주장하였다. 이처럼 수익률의 변동성 추정치로 수익률의 절대값을 이용하는 방법은 Stoll과 Whaley (1990), Chan과 Chung(1993)등 여러 연구에서 사용된 바 있다.

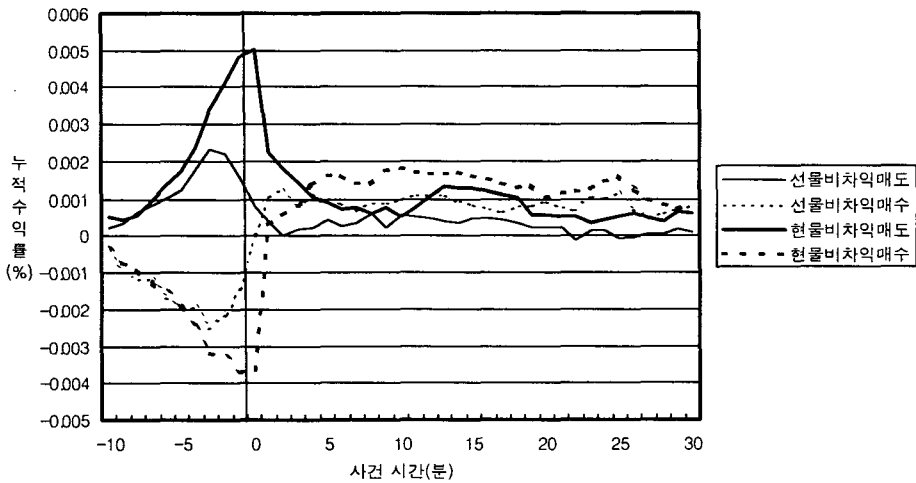
8) 일반적인 선형식 $Y_i = X_i' \beta + \epsilon_i$ 에서 GMM 추정에 따른 계수 추정치가 일관성(consistency)을 유지하기 위해서는 도구변수 Z_i 와 오차항 ϵ_i 간의 직교화조건(orthogonality condition) $E(Z_i' \epsilon_i) = 0$ 을 충족시켜야 한다. 이때 GMM 추정법에 따른 추정회귀계수는 $\hat{\beta}_{GMM} = [X'ZW^{-1}ZX]^{-1} [X'ZW^{-1}ZY]$ 이며 여기서 W 는 개별 도구변수 Z_i 와 오차항간의 직교화 조건에 가중치를 부과하는데 사용되는 오차항의 최적 가중 공분산 행렬(optimal weighting covariance matrix)이다. 본 연구에서는 회귀식에 포함된 독립변수와 도구변수와 같이 때문에 추정회귀계수는 최소자승법(ordinary least squares)에 의해 구한 것과 일치하지만 오차항에 이분산성과 자기상관이 있을 경우 최소자승법에 의해 구한 추정 회귀계수의 표준오차는 비효율적일 수 있다. 본 연구는 Newey와 West(1987)이 고안한 가중 공분산 행렬(시차=10)을 사용하여 오차항에 존재할 수 있는 이분산성과 자기상관의 문제를 통제함으로써 일관성 있는 추정 계수치의 표준오차와 t 검정값을 구하였다.

[그림 1] 프로그램 차익거래 전후의 선물 및 현물 누적 수익률의 변화
(거래대금 이용경우)



주) 본 그림은 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지의 기간중 매 1억원 상당의 각 유형의 프로그램 차익거래에 대하여 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 차익거래 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다.

[그림 2] 프로그램 비차익거래 전후의 선물 및 현물 누적 수익률의 변화
(거래대금 이용경우)



주) 본 그림은 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지의 기간중 매 1억원 상당의 각 유형의 프로그램 비차익거래에 대하여 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 비차익거래 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다.

와 비차익매매가 발생할 경우 프로그램매매 발생 10분전부터 발생이후 30분 후까지의 선물 및 주식시장 수익률이 어떻게 변화하는지를 시각적으로 살펴보았다. 우선 차익거래와 비차익거래 구분 없이 프로그램매매 전후의 선물시장의 움직임과 현물시장의 움직임은 매우 유사하였다. 단지 선물시장의 움직임이 현물시장의 수익률 변화에 약간의 시차를 두고 선행하고 있음을 나타내고 있다. 현물시장과 선물시장 모두 프로그램매매 발동과 거의 동시에 즉각적인 반응을 보이고 있다. 프로그램 매도거래에 있어서는 프로그램매매 발동 이전에 급격한 가격상승을 보였던 시장 움직임이 발동 이후에는 급락하였으며 이러한 급반전은 현물시장에서 두드러졌다. 또한 매수거래에 있어서는 차익거래와 비차익거래 모두 프로그램매매 이전에 하락세를 보이던 양시장의 수익률이 프로그램매매 발동과 더불어 급상승세로 반전하였다. 프로그램 매수 거래에서도 선물시장보다는 현물시장에서 가격 변화가 두드러지게 나타나고 있다. 그러나 이러한 선물시장과 현물시장에서의 수익률의 반전 현상은 프로그램매매 개시 후 1-2분 사이에 발생하였으며 이후 기간에는 차익거래의 경우 경미한 수익률의 재반전 현상이 보였으나 비차익거래에 있어서는 심각한 가격반전 현상은 관찰되지 않았다.

<표 2>에서는 [그림 1]과 [그림 2]에서 보여준 선물시장과 현물시장의 가격 변화에 대해서 프로그램매매 발동 10분전부터 발동 후 30분까지의 누적 수익률의 변화를 5분 단위로 구분하여 상세히 살펴보았다.

[그림 1]과 [그림 2]에서 알 수 있듯이 선물시장과 현물시장에서 대부분의 수익률상의 반전은 프로그램매매 발동직후 5분 안에 발생한 것으로 드러났다.⁹⁾ 프로그램매매 발동 직후 5분 동안의 누적수익률의 변화는 통계적으로 1%수준 이하에서 유의하였으며 다른 어느 구간에 비해서도 수익률변화가 큰 것으로 나타났다. 프로그램매매 이전 기간에 현물시장의 가격 움직임이 선물시장에 비해 급변하였던 것과 마찬가지로 프로그램 발동 이후 5분간의 현물시장의 수익률 반전폭은 100억 원 규모의 프로그램매매 당 평균 0.50%(매수거래 0.52%, 매도거래 0.48%)으로 선물시장의 평균 0.18%(매수거래 0.16%, 매도거래 0.21%)에 비해 약 2.8배 이상 컸다. 그러나 연구기간의 일평균 프로그램 거래대금이 약 2,300억 원 내외이고 KOSPI 200지수에 편입된 구성종목들의 주가대비 평균 매매호가차(Bid-ask spread)가 약 0.78%임을 고려할 때 프로그램매매가 특정 시간대에 집중되지 않는 이상 이러한 수익률의 반전이 경제적인 측면에서는 시장에 큰 영향을 주지는 않을 것으로 생각된다.¹⁰⁾ 한편 프로그램매매 개시 5분이 경과한 후 30분이 지날 때까지 의 기간에서 선물시장과 현물시장 모두 발동직후 5분 동안에 일어났던 수익률의 반전현상을 다시 되돌리는 재반전 현상이 발생하였다. 그러나 이러한 재

<표 2> 프로그램매매(1억원당) 발동 전·후의 선물 및 현물
추정 누적 평균 수익률(%)의 변화

표본수= 26,468	차익매도	차익매수	비차익매도	비차익매수
현물누적수익률				
-10분에서 -6분	0.00100(3.85)***	-0.00125(-5.21)***	0.00135(4.22)***	-0.00154(-3.85)***
-5분에서 -1분	0.00296(10.21)***	-0.00342(-12.21)***	0.00346(5.67)***	-0.00215(-5.12)***
0분에서 +5분	-0.00567(-18.29)***	0.00506(16.87)***	-0.00391(-9.31)***	0.00529(11.26)***
+6분에서 +10분	-0.00011(-0.46)	-0.00011(-0.39)	-0.00039(-1.08)	0.00022(0.58)
+11분에서 +15분	0.00048(1.92)**	-0.00066(-3.14)***	0.00076(1.68)*	-0.00021(-0.55)
+16분에서 +20분	0.00084(3.50)***	-0.00001(-0.02)	-0.00072(-1.56)	-0.00060(-1.50)
+21분에서 +25분	0.00051(2.32)**	-0.00034(-1.26)	-0.00003(-0.10)	0.00061(1.74)*
+26분에서 +30분	0.00015(0.63)	0.00020(0.91)	0.00008(0.23)	-0.00075(-2.27)**
-10분에서 +30분	0.00016(0.36)	-0.00053(-1.43)	0.00059(0.98)	0.00086(1.32)
-10분에서 -1분	0.00396(10.42)***	-0.00466(-12.26)***	0.00480(7.74)***	-0.00369(-5.76)***
0분에서 +30분	-0.00380(-0.88)	0.00414(9.86)***	-0.00421(-5.61)***	0.00455(6.32)***
+6분에서 +30분	0.00187(3.53)***	-0.00092(1.41)	-0.00030(-0.34)	-0.00074(-0.90)
선물누적수익률				
-10분에서 -6분	0.00071(2.96)***	-0.00144(-6.86)***	0.00103(3.68)***	-0.00165(-5.00)***
-5분에서 -1분	-0.00036(-1.24)	0.00019(0.76)	0.00060(1.54)	0.00018(0.49)
0분에서 +5분	-0.00196(-7.26)***	0.00181(7.54)***	-0.00118(-3.47)***	0.00239(7.24)***
+6분에서 +10분	0.00016(0.70)	-0.00032(-1.45)	0.00017(0.53)	0.00006(0.18)
+11분에서 +15분	0.00050(2.17)**	-0.00004(-0.19)	-0.00009(-0.30)	-0.00013(-0.38)
+16분에서 +20분	0.00048(2.00)**	-0.00036(-1.56)	-0.00026(-0.76)	0.00012(0.34)
+21분에서 +25분	0.00042(1.83)*	-0.00024(-1.09)	-0.00027(-0.90)	0.00021(0.62)
+26분에서 +30분	0.00025(1.14)	0.00003(0.15)	0.00015(0.50)	-0.00035(-1.09)
-10분에서 +30분	0.00021(0.57)	-0.00037(-1.19)	0.00008(0.17)	0.00081(1.39)
-10분에서 -1분	0.00035(1.13)	-0.00125(-4.17)***	0.00163(3.88)***	-0.00147(-3.34)***
0분에서 +30분	-0.00015(-0.43)	0.00088(2.84)***	-0.00154(-2.91)***	0.00229(4.09)***
+6분에서 +30분	0.00181(3.55)***	-0.00093(-1.94)*	-0.00036(-0.51)	-0.00010(-0.13)

주) 위의 표는 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지의 기간중 1억원상당의 각 유형의 프로그램매매에 따른 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 프로그램매매 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다. 프로그램매매개시후 5분동안 수익률의 반전이 발생하는 빈도(비율)에 대해서 살펴보면 차익매도의 경우 현물에서는 총1,505번(44%), 선물에서는 총1,703번(49%)의 반전이 발생했으며 차익매수의 경우 현물은 1,644번(44%), 선물은1,828번(49%), 비차익매도의 경우 현물은 2,139번(40%), 선물에서는 1,902번(44%) 그리고 비차익매수에서는 현물은 1,927번(43%), 선물은 2,188번(49%)의 수익률 반전을 보였다. ()은 누적수익률에 대한 t 통계치이며 *,**,***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미함.

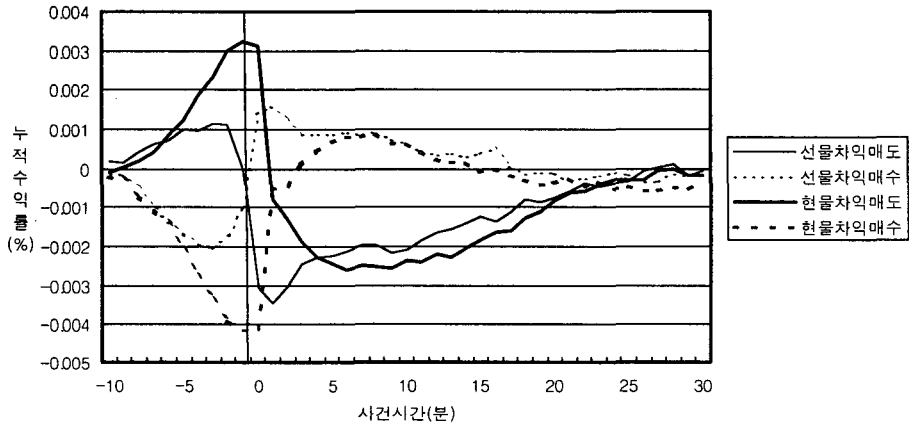
9) 선물시장의 수익률 변화에 있어서는 현물시장과는 달리 프로그램매매를 선행하는 현상이 관찰되었는데, 예를 들면 <표 2>에서 비차익매도를 제외한 나머지 유형의 프로그램매매에서 프로그램매매발동 5분전부터 매도거래에서는 선물 수익률의 하락이, 매수거래에 있어서는 선물 수익률의 상승이 관찰되었다. 이와 같은 선물시장 가격의 프로그램매매에 대한 선행현상은 Harris, Sofianos와 Shapiro(1994)의 미국시장에서의 연구에서도 보고된 바 있다.

10) 한국증권거래소에 따르면 KOSPI 200종목의 지수대비 최우선 호가 스프레드는 1999년 9월 0.58%, 10월 0.63%, 11월 0.68%, 12월 0.98% 그리고 2,000년 1월에 1.02%를 기록하였다.

반전 현상은 프로그램 차익거래(특히 차익매도거래)에서만 통계적으로 유의하게 나타났으며 그 폭에서도 상대적으로 경미하였다.

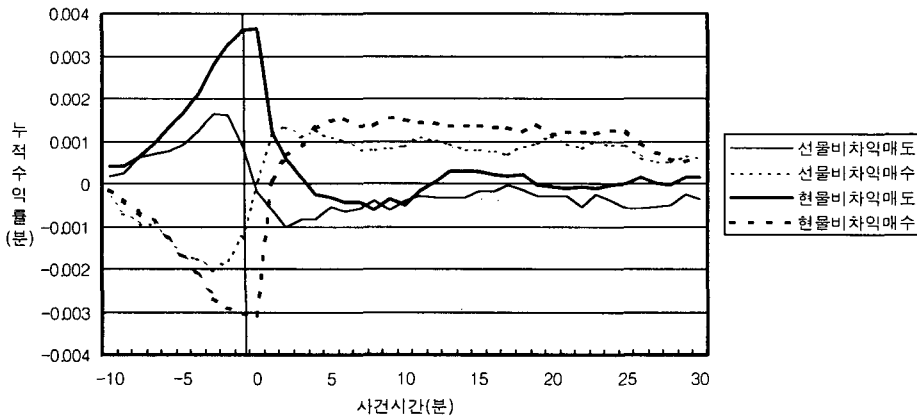
[그림 3]과 [그림 4]는 사건연구에 사용되는 프로그램 거래대금변수를 1억원 단위의

[그림 3] 프로그램 차익거래 전후 선물 및 현물 누적 수익률의 변화
(표준거래대금 이용 경우)



주) 본 그림은 1999년 9월1일부터 2000년 1월14일까지의 기간중 KOSPI 200지수의 전체 거래대금 대비 각 유형의 프로그램 차익거래의 비율이 1% 증가함에 따른 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 차익거래 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다.

[그림 4] 프로그램 비차익거래 전후 선물 및 현물 누적 수익률의 변화
(표준거래대금 이용 경우)



주) 본 그림은 1999년 9월1일부터 2000년 1월14일까지의 기간중 KOSPI 200지수의 전체 거래대금 대비 각 유형의 프로그램 비차익거래의 비율이 1% 증가함에 따른 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 차익거래 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다.

금액대신 표준거래대금(매분당 KOSPI 200지수 구성종목의 전체거래대금 대비 각 유형의 프로그램 거래대금의 비중을 백분율로 환산한 비율)을 사용한 경우 나타나는 선물과 현물 수익률의 변화를 보여주고 있다. 화폐금액 대신 이러한 표준거래대금을 사용할 경우 현물시장의 전체 거래 중에서 프로그램매매의 상대적인 증가로 인한 시장 수익률에 미치는 효과를 측정할 수 있다는 장점이 있다.

[그림 3]과 [그림 4]에서 나타난 선물 수익률과 현물 수익률의 대체적인 모양은 [그림 1]과 [그림 2]와 대동소이하였다. 다만 프로그램 차익거래에 있어서 차익거래가 발동된지 5분이 경과된 이후 기간에서 선물시장과 현물시장에서의 수익률의 재반전 현상이 [그림 1]과 [그림 2]에 비해 [그림 3]과 [그림 4]에서 두드러지게 나타났다.

<표 3>은 표준거래대금을 사용한 경우의 선물시장과 현물시장의 누적수익률의 변화를 다시 5분 구간으로 나누어서 살펴본 것이다. <표 2>에서 금액기준으로 관찰한 경우와 마찬가지로 현물시장에서의 거래에서 프로그램 매도거래의 비중이 증가할 때마다 선물 및 현물수익률은 발동 후 5분 내에 하락하였으며 프로그램 매수거래에 있어서는 상승하였다. 예를 들면 프로그램 차익매도거래(차익매수거래)가 KOSPI 200지수 전체 거래대금 대비 1%증가할 경우 선물 수익률은 5분내에 평균 약 -0.002% 하락(약 0.002% 상승)하였으며, 현물 수익률은 좀 더 큰 폭의 변화를 보여 약 -0.006% 하락(약 0.005% 상승)하였다. 비차익거래에 있어서도 선물시장보다는 현물시장에 미치는 영향이 커서 비차익매도거래(비차익매수거래) 발생시 5분 이내에 현물시장은 평균 약 -0.004%의 수익률 하락(약 0.005%의 수익률 상승)이 발생하는데 비해 선물시장은 약 -0.001%의 수익률 하락(약 0.002%의 수익률 상승)에 그쳤다. 이와 같은 프로그램매매 개시 직후의 시장 수익률의 변화는 모두 통계적으로 1%수준이하에서 유의하였으나 프로그램매매가 전체 현물시장의 거래대금에서 차지하는 비중이 3%~4% 수준임을 고려할 때 경제적인 측면에서는 그 영향이 미미한 것으로 판단된다. 한편 표준거래대금을 사용할 경우 프로그램매매 후 5분이 지난 시점에서의 수익률의 재반전현상은 차익거래에 있어서 두드러지게 나타났다. 프로그램매매발동 5분 경과 후 30분까지의 선물시장과 현물시장의 누적수익률은 프로그램매매 발동후 5분 이내의 수익률 변화와 부호를 달리하였으며 통계적으로도 유의하였다. 따라서 차익거래가 발생할 경우 현물시장과 선물시장이 약간의 과잉반응을 보이는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 수익률의 재반전에 따른 영향은 발동 직후의 수익률 변화를 비해서는 상대적으로 경미하여서 프로그램매매에 따른 정보효과가 유동성 효과를 증가한다고 말할 수 있다. 결론적으로 선물시장과 현물시장에서의 프로그램매매로 인한 시장충격(수익률 반전)은 프로그램매매 발동 직후에 대부분 한정

<표 3> 프로그램매매 발동 전·후의 선물 및 현물 추정 누적 평균 수익률(%)의 변화
(KOSPI 200지수 거래대금 대비 프로그램매매 비중 1%당)

표본수= 26,428	차익 매도	차익 매수	비차익 매도	비차익 매수
현물누적수익률				
-10분에서 -6분	0.00085(4.05)***	-0.00139(-7.72)***	0.00130(4.19)***	-0.00132(-4.71)***
-5분에서 -1분	0.00238(9.52)***	-0.00274(-12.45)***	0.00231(5.13)***	-0.00173(-5.76)***
0분에서 +5분	-0.00567(-22.68)***	0.00479(20.83)***	-0.00395(-10.97)***	0.00449(13.21)***
+6분에서 +10분	0.00006(0.27)	-0.00004(-0.19)	-0.00016(-0.50)	0.00006(0.20)
+11분에서 +15분	0.00056(2.66)***	-0.00072(-4.00)***	0.00079(2.14)**	-0.00015(-0.48)
+16분에서 +20분	0.00101(5.05)***	-0.00029(-1.21)	-0.00035(-0.89)	-0.00021(-0.70)
+21분에서 +25분	0.00050(2.50)**	-0.00007(-0.39)	0.00006(0.19)	0.00011(0.39)
+26분에서 +30분	0.00013(0.62)	0.00012(0.60)	0.00014(0.41)	-0.00064(-2.21)**
-10분에서 +30분	-0.00018(-0.49)	-0.00033(-1.14)	0.00014(2.65)***	0.00061(1.17)
-10분에서 -1분	0.00322(9.76)***	-0.00413(-14.24)***	0.00362(6.46)***	-0.00305(-7.26)***
0분에서 +30분	-0.00341(-8.53)***	0.00380(10.86)***	-0.00347(-4.75)***	0.00365(6.19)***
+6분에서 +30분	0.00226(5.95)***	-0.00099(-2.83)***	0.00048(0.68)	-0.00084(-1.50)
선물누적수익률				
-10분에서 -6분	0.00070(3.33)***	-0.00135(-7.50)***	0.00077(2.65)***	-0.00135(-5.00)***
-5분에서 -1분	-0.00070(-3.04)***	0.00037(2.05)**	0.00011(0.35)	0.00009(0.33)
0분에서 +5분	-0.00224(-8.96)***	0.00186(9.30)***	-0.00141(-4.41)***	0.00234(7.31)***
+6분에서 +10분	0.00016(0.73)	-0.00024(-1.26)	0.00014(0.46)	-0.00020(-0.69)
+11분에서 +15분	0.00083(3.95)***	-0.00023(-1.28)	0.00021(0.68)	-0.00010(-0.32)
+16분에서 +20분	0.00050(2.27)**	-0.00048(-2.28)**	-0.00012(-0.38)	0.00032(1.03)
+21분에서 +25분	0.00040(1.82)*	-0.00004(-0.21)	-0.00027(-0.84)	-0.00019(-0.67)
+26분에서 +30분	0.00030(1.43)	-0.00007(-0.39)	0.00026(0.64)	-0.00031(-1.07)
-10분에서 +30분	-0.00005(-0.15)	-0.00019(-0.73)	-0.00037(-0.72)	0.00061(1.24)
-10분에서 -1분	0.00000(0.00)	-0.00099(-4.30)***	0.00088(0.45)	-0.00126(-3.70)***
0분에서 +30분	-0.00005(-0.14)	0.00080(2.75)***	-0.00125(-2.15)**	0.00186(3.58)***
+6분에서 +30분	0.00219(6.64)***	-0.00106(-3.53)***	0.00016(0.29)	-0.00048(0.94)

주) 위의 표는 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지의 기간 중 KOSPI 200지수의 전체 거래대금 대비 각 유형의 프로그램 비차익거래의 비율이 1% 증가함에 따른 주가지수 선물 및 KOSPI 200 지수의 일중 1분간 평균 수익률의 변화를 프로그램매매 발동 10분전부터 30분후까지 누계하여 살펴본 것이다.

()은 누적수익률에 대한 t 통계치이며 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%수준에서 유의함을 의미함.

되었으며 경제적인 측면을 고려할 때 그 영향 역시 미미해서 프로그램매매가 시장에 심각한 유동성 부족을 야기하지 않을 것으로 해석된다. 오히려 프로그램매매 발동 직후의 신속한 가격조정과 발동 이후에 심각한 가격반전이 없다는 사실은 프로그램매매가 새로운 정보를 시장에 전달하고 시장이 효율적으로 이 정보를 가격에 반영시키고

있음을 반증한다고 할 수 있다.11)

한편 본 연구는 프로그램매매가 선물시장 및 현물시장의 수익률 변동과 직접관련이 있는 지를 알아보기 위해서 Brown과 Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사를 이용하여 프로그램매매강도에 따른 두 시장의 수익률 변화를 비교해 보았다. <표 4>에서는 총 92 거래일의 연구 대상 기간을 프로그램매매의 강도에 따라서 4개의 표본으로 구분해서 프로그램매매가 활발했던 기간의 수익률 변동과 프로그램매매가 상대적으로 적었던 기간의 수익률 변동간에 차이가 있는지를 살펴보았다. 프로그램매매 강도를 측정하는

<표 4> 프로그램매매강도에 따른 수익률 변동성의 차이분석

표본비교	1분 수익률 비교(표본수=26,468)				5분 수익률 비교(표본수=5,312)			
	KOSPI 200		선 물		KOSPI 200		선 물	
	표준편차 (%)	F검정값 (p값)	표준편차 (%)	F검정값 (p값)	표준편차 (%)	F검정값 (p값)	표준편차 (%)	F검정값 (p값)
표본 I	0.086	38.63 (0.00)	0.107	0.11	0.270	1.01 (0.31)	0.248	0.00 (0.95)
표본 II	0.094		0.106	(0.75)	0.278		0.247	
표본 I	0.086	77.55 (0.00)	0.107	26.80	0.270	11.39 (0.00)	0.248	6.16 (0.01)
표본 III	0.100		0.117	(0.00)	0.306		0.270	
표본 I	0.086	315.66 (0.00)	0.107	18.13	0.270	58.83 (0.00)	0.248	5.41 (0.02)
표본 IV	0.119		0.116	(0.00)	0.349		0.274	
표본 II	0.094	7.37 (0.01)	0.106	29.94	0.278	5.76 (0.02)	0.247	5.95 (0.01)
표본 III	0.100		0.117	(0.00)	0.306		0.270	
표본 II	0.094	145.97 (0.00)	0.106	20.75	0.278	45.12 (0.00)	0.247	5.21 (0.02)
표본 IV	0.119		0.116	(0.00)	0.349		0.274	
표본 III	0.100	88.40 (0.00)	0.117	0.79	0.306	18.20 (0.00)	0.270	0.01 (0.93)
표본 IV	0.119		0.116	(0.37)	0.349		0.274	

주) 표본 I, II, III, IV는 각각 총 92일간의 전체 연구기간을 프로그램매매강도(전체 KOSPI 200지수 구성종목 거래대금 대비 프로그램 거래금액 비중)에 따라서 4개의 하위 표본으로 구성한 것으로 최하위 25% 표본(표본 I, 프로그램 거래 비중 1.85%), 차하위 25% 표본(표본 II, 프로그램 거래비중 3.25%), 상위 25% 표본(표본 III, 프로그램매매 비중 3.99%), 최상위 25% 표본(표본 IV, 프로그램매매 비중 5.20%)의 각각 23 거래 일로 구성된 4개의 표본으로 구분하였다.

11) 본 연구에서 나타난 프로그램매매 전후의 주식 수익률의 변화 행태는 최혁, 이재선(1999)의 연구와는 어느 정도 일맥상통한 결과를 나타내고 있다. 최혁, 이재선의 연구에서도 프로그램 매수거래의 발동시점에서 대부분의 수익률 상승이 발생하였으며 마찬가지로 프로그램매도거래 발생시점에서 대부분의 수익률 하락이 관찰되었다. 이와 같은 발동시점에서의 수익률의 급변은 프로그램매매전후의 다른 10여분간의 분당 수익률 변화에 비해 최소 2배 이상 큰 것이었다. 또한 최혁, 이재선의 연구에서도 본 연구에서 관찰된 것과 같은 수익률의 재반전 현상이 프로그램매매 발동이후기간에서 관찰되었다.

변수로는 하루 중 프로그램 거래대금을 KOSPI 200지수 구성종목의 전체거래대금으로 나누는 비율을 이용하였다. 총 92일간의 일평균 프로그램매매 거래비중은 3.57%이었으며 이를 다시 최하위 25% 표본(표본 I, 프로그램 거래 비중 1.85%), 차하위 25% 표본(표본 II, 프로그램 거래비중 3.25%), 상위 25% 표본(표본 III, 프로그램매매 비중 3.99%), 최상위 25% 표본(표본 IV, 프로그램매매 비중 5.20%)의 각각 23 거래 일로 구성된 4개의 표본으로 구분하였다. 주식 현물시장의 경우 프로그램매매 강도가 강해질수록 수익률의 변동이 증가함을 알 수 있었으며 Brown-Forsythe(1974)의 수정 Levene 검사를 통해서 통계적으로 표본간의 수익률 변동의 차이가 유의하였다. 반면 선물시장에서는 프로그램매매 강도와 수익률 변동성간의 일관된 正(+)의 관계가 현물시장처럼 관찰되지 못하였다. 프로그램매매가 활발할수록 선물 수익률도 약간 증가하는 경향이 있었지만 현물시장과 같이 뚜렷하지는 못하였다. 결론적으로 <표 4>에서는 프로그램매매가 선물시장보다는 주식시장의 가격 변동성과 더욱 밀접한 관계에 있다는 것을 보여주고 있다.¹²⁾

다음으로 <표 5>에서는 회귀분석을 통해 프로그램 차익거래와 선물 및 현물시장의 수익률 변동성과의 관계를 직접 살펴보았다. 각각의 회귀식에는 동행(contemporaneous)변수, 5개의 선행(lead) 시차변수 및 후행(lag)시차변수를 포함시켜 차익거래 전후 30분간의 시장 변동성과 차익거래 규모와의 동적인 관계를 분석하였다.¹³⁾

12) Ross(1989)에 의하면 가격 변동성은 정보전달의 신속성을 반영한다고 주장하였으며 Mackinlay와 Ramaswamy(1988), Chu와 Bubnys(1990), Kawaller, Koch, Koch(1990)에 의하면 저빈도거래 및 매매호가차이와 같은 미시구조효과를 제외 하더라도 선물시장이 현물시장에 비해 시장 전체적인 정보를 상대적으로 더 빨리 반영하기 때문에 가격 변동성이 더 크다고 보고한바 있다. 한편 본 연구에서 이용한 수익률 자료의 측정 구간 단위를 1분으로 하였을 경우 선물시장의 수익률 변동(0.1112%)이 현물시장의 변동률(0.1013%)에 비해서 높은 것으로 나타났지만 측정 구간을 5분으로 늘렸을 경우 현물시장의 변동률(0.3022%)이 선물시장(0.2600%)에 비해 상대적으로 높은 것으로 드러났다. 수정 Levene 검사에 의하면 두 시장의 변동성 차이는 1% 수준 이하에서 유의하였다. 이 결과는 비동시거래(nonsynchronous trading)에 따른 KOSPI 200지수 수익률 상의 正(+)의 자기상관의 영향을 어느 정도 반영한다고 볼 수 있다. 예를 들면 KOSPI 200 주가지수 및 선물 수익률의 1계 자기상관계수(1st order autocorrelation)는 측정단위가 1분(5분)일 경우 각각 0.235(0.059)와 0.030(-0.019)이었다. 특히 연구기간동안 현물시장과 선물시장의 수익률 변동성을 추가로 비교하기 위해서 개별적으로 시행되었던 일중 고가와 저가간의 차이로 가격변동성을 측정하는 Parkinson(1980)의 변동 추정치($\ln(\text{고가}/\text{저가})$)의 평균치에 있어서도 현물시장의 경우 3.16%로 선물시장의 3.05%보다 높았다. 국내에서는 정재엽, 서상구(1999)와 정문경(1999)의 선행 연구에서 선물 수익률의 변동성이 KOSPI 200 수익률의 변동성에 비해 약 1.3배 내외로 큰 것으로 보고하였다. 이들 선행연구와 본 연구에서의 결과가 다른 이유는 우선 자료의 표본기간이 상이한 점에 크게 기인하겠지만 때때로 현물 수익률이 어떤 이유에서든지 선물 수익률에 비해 변동성이 클 수도 있다는 점을 시사한다. 그 이유중의 하나로 프로그램매매의 영향을 들 수도 있다. 예를 들어서 선행연구의 표본기간이 대부분 96년-98년으로서 프로그램매매가 전체 주식거래량에서 차지하는 비중은 1%내외에 그치고 있어서 상대적으로 프로그램매매의 비중이 증가한 기간을 대상으로 한 본 연구와 차이가 날 수 있다.

<표 5> 선물 및 현물 수익률 변동과 프로그램 차익매매와의 상관 관계 분석

표본수 (5,312)	(A)선물변동과 차익매매도간의 관계				(B)현물변동과 차익매매도간의 관계			
	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.1962	61.788***	-0.3042	-5.222***	0.2268	55.418***	-0.3996	-7.916***
β_{-5}	-0.0005	-0.167	0.0321	0.391	-0.0068	-2.340**	0.0428	0.503
β_{-4}	0.0018	0.659	0.1673	1.714*	0.0020	0.584	0.0597	0.812
β_{-3}	-0.000	-0.204	0.1005	1.168	0.0040	1.189	-0.0152	-0.204
β_{-2}	-0.0022	-0.820	0.1005	1.270	-0.0013	-0.405	0.0341	0.408
β_{-1}	-0.0080	-3.221***	0.3507	3.630***	0.0092	2.126**	0.4611	4.649***
β_0	0.0265	6.365***	0.8436	7.473***	0.0324	6.355***	0.8315	6.794***
β_1	0.0057	1.874*	-0.0809	-0.999	0.0158	4.061***	0.2727	2.866***
β_2	0.0003	0.106	-0.0511	-0.662	0.0008	0.261	-0.0161	-0.203
β_3	0.0009	0.317	0.0002	0.002	-0.0013	-0.445	0.1197	1.469
β_4	0.0050	1.676*	0.0506	0.654	0.0013	0.423	0.0935	1.240
β_5	-0.0007	-0.278	0.0312	0.332	-0.0005	-0.145	-0.1267	-1.749*
R^2	0.028		0.031		0.050		0.056	
Granger Causality 분석	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i FV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i ASV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i SV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i ASV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
검정가설	$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	2.15 (0.828)		10.28 (0.068)		26.82 (0.000)		32.95 (0.000)	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성, ASV : 차익매매

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함

우선 모든 회귀식에서 β_0 계수가 추정 회귀계수치중 가장 큰 정(+의) 값을 가지고 있어서 프로그램 차익거래는 선물 및 현물시장의 변동성과 강한 동시적인 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있다. 따라서 차익거래는 선물시장과 현물시장의 수익률 변동을 증

13) 회귀식에 포함된 시차변수의 수(k=5)는 상호상관계수(cross correlation)값에 의해서 결정되었으며 Granger Causality 검사에서 회귀식에 포함되는 시차변수의 수는 종속변수의 시차변수의 경우에는 잔차항의 자기상관(autocorrelation)을 가능한 최소화시키기 위해서 충분한 수의 시차변수를 포함시켰으며 독립변수의 시차변수의 경우에는 Wald검사의 검정력을 높일 수 있도록 상호상관계수에 의거해서 5개의 시차변수를 포함시켰다.

<표 5> 계속

표본수 (5,312)	(C)선물변동과 차익매수간의 관계				(D)현물변동과 차익매수간의 관계			
	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.1963	60.796***	-0.1799	-2.788***	0.2268	54.097***	-0.3298	-5.031***
β_{-5}	-0.0026	-0.897	0.1038	1.241	0.0010	0.285	0.1084	1.522
β_{-4}	0.0007	0.251	0.1548	1.618	0.0007	0.144	0.0001	0.002
β_{-3}	0.0035	1.194	0.2071	2.246**	0.0045	1.385	0.1101	1.401
β_{-2}	-0.0039	-1.351	0.0968	1.140	-0.0061	-1.411	0.1188	1.375
β_{-1}	-0.0075	-2.924***	0.1413	1.436	-0.0044	-1.225	0.5810	6.130***
β_0	0.0127	3.920***	0.3481	3.769**	0.0130	3.015***	0.3694	4.726***
β_1	0.0010	0.271	-0.1152	-1.554	0.0236	5.585***	-0.0427	-0.641
β_2	-0.0001	-0.048	-0.0858	-1.030	6.86E-5	0.020	-0.0987	-1.141
β_3	0.0047	1.628	0.0916	1.138	0.0049	1.496	0.1458	2.027**
β_4	0.0026	0.879	0.0310	0.380	-0.0036	-1.161	0.1004	1.006
β_5	0.0021	0.754	-0.0572	-0.658	0.0023	0.730	0.0611	0.817
R^2	0.009		0.009		0.026		0.032	
Granger Causality 분석	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i FV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i ABV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i SV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i ABV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
검정가설	$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	6.69 (0.245)		6.59 (0.253)		10.81 (0.055)		64.81 (0.000)	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성, ABV : 차익매수

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

가시킴이며 이는 동시에 차익거래의 증가를 유발시킨다고 말할 수 있다.¹⁴⁾ 그러나 선물 시장 및 현물시장의 변동성과 차익거래와의 관계를 추정회귀계수값과 Granger 인과관계 분석, R²등을 이용하여 살펴 볼 경우 선물시장보다는 특히 현물시장에서의 가격 변

14) <표 1>에서 제시되었던 거래대금의 평균과 표준편차를 이용해서 추정할 때 이것은 10억원의 차익매도(차익매수)거래가 발생할 경우 평균적으로 5분내에 현물시장은 약 0.045%(0.016%), 선물시장은 약 0.037%(0.015%)의 가격 변동이 발생하는 것을 의미하며 이와 같은 현물시장과 선물시장에서의 가격변동은 다시 각각 0.28억원의 차익매도(0.07억원의 차익매수)거래와 0.23억원의 차익매도(0.06억원의 차익매수)거래를 유발한다.

동성과 차익거래수준의 상관 관계가 더욱 밀접한 것으로 나타났다. 이는 프로그램매매 정보가 선물시장의 변동성보다는 현물시장의 변동성을 예측하는데 더욱 효과적이라는 것을 알 수 있다. 미국시장에서도 Furbush(1989)의 연구에 따르면 차익거래는 선물시장의 가격 변동보다는 현물시장의 가격 변동과 더욱 직접적이고 뚜렷한 관계를 가지고 있음을 보고한 바 있다. <표 5-B>에서 차익매도거래 발동당시 및 5분 전·후의 현물 변동성의 회귀계수가 모두 통계적으로 강한 正(+)의 값(첫번째 회귀식의 $\beta_0=0.0324$, $\beta_{-1}=0.0092$, $\beta_{+1}=0.0158$ 및 두 번째 회귀식의 $\beta_0=0.8315$, $\beta_{-1}=0.4611$, $\beta_{+1}=0.2727$)을 가지고 있으며 <표 5-D>에서도 현물시장의 변동성의 증가는 차익매수거래량의 증가를 야기하는 것으로 판명되었다.(첫번째 회귀식의 $\beta_0=0.0130$, $\beta_{+1}=0.0236$ 및 두 번째 회귀식의 $\beta_0=0.3694$, $\beta_{-1}=0.5810$). 한편 Granger 인과관계 분석결과 차익거래수준이 현물시장의 변동성에 주는 영향력보다는 현물시장의 변동성이 차익거래의 크기에 미치는 영향이 더 크다는 사실을 알 수 있는데 이는 Merrick(1987)의 결과에서처럼 현물시장에서의 가격 급변이 차익거래의 기회를 많이 야기한다는 것을 의미한다. 선물시장 변동성과 차익거래와의 관계를 살펴보면 <표 5-A>와 <표 5-C>의 첫 번째 회귀식에서 선물시장의 수익률 변동과 차익매도 또는 차익매수간의 β_{-1} 의 추정 계수치가 각각 -0.0080과 -0.0075로 음(-)의 값을 가지고 있어서 5분전의 차익매매가 현재의 선물 가격 변동성을 감소시키는 효과가 있는 것으로 보이나 이는 다음과 같이 해석할 수 있다. 예를 들어 t-1시점에서 주가 하락(또는 상승)에 대한 시장 정보가 선물에 먼저 반영되어 선물가격이 먼저 변동하면 이로 인해 선물의 저평가(고평가) 현상이 발생하며 이는 t시점에서의 차익매도(차익매수)거래를 발생시키고 이는 주식시장 및 선물시장의 변동성을 증가시키지만 프로그램매매가 발동된 후(t+1기) 선물시장에서는 현물시장의 경우보다 매매에 있어서 소강상태를 보여서 변동성이 상대적으로 감소하게 된다.¹⁵⁾ 즉, 전기의 프로그램매매로 인해서 선물시장에 비해서 상대적으로 현물시장에서의 매매가 활발해지며 이로 인해서 베이스스가 변화하면 이는 선물시장 및 현물시장의 변동성에 영향을 미치고 다시 프로그램매매에 영향을 주게 될 것이다. 한편 선물시장의 가격 변동성과 차익거래수준간의 추정회귀식의 R^2 의 크기 및 Granger 인과관계 결과를 살펴볼 때 양자간의 동시적 상관관계를 제외하고는 상호간의 인과관계가 현물시장에 비해 매우 미약함을 알 수 있다. 특히 Granger 인과관계 분석 결과 선물시장의 가격 변동이 차익매도거래량의 증가를 예측하는데 어느 정도 설명력이 있는 반면 차익매수와 선물시장의

15) 선물 변동성과 현물 변동성간의 직접적인 선·후행 관계를 살펴보기 위해서 별도로 수행한 회귀분석에서도 t-1시점에서의 현물 변동성의 증가는 t시점에서 선물변동성의 감소를 초래하는 것으로 관찰되었다.

변동성간에는 두 변수의 과거정보가 서로의 움직임을 예측하는 데 도움을 주지 못하는 것으로 나타났다. 특기할 만한 사항으로는 β_0 계수의 절대치의 크기에서 알 수 있듯이 프로그램 차익매수 거래($\beta_0= 0.0127$ (선물) 및 0.0130 (현물))보다는 프로그램 차익매도 거래($\beta_0= 0.0265$ (선물) 및 0.0324 (현물))가 선물 및 현물시장의 변동성과 더욱 밀접한 관계에 있다는 사실이다. 즉 주가 하락시의 프로그램매매의 영향이 주가 상승시보다 현물시장 및 선물시장의 가격 움직임에 비대칭적으로 큰 효과를 주는 것으로 판명되었다. 이는 역시 Hogan, Kroner, Sultan(1997)의 연구와 일치하는 결과이다.

<표 6>에서는 프로그램 비차익거래와 선물시장 및 현물시장의 수익률 변동간의 관

<표 6> 선물 및 현물 수익률 변동과 프로그램 비차익매매와의 상관 관계 분석

표본수 (5,312)	(A) 선물변동과 비차익매도 관계				(B) 현물변동과 비차익매도 관계			
	$FV_t = \alpha + \sum_{i=-5}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=-5}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=-5}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=-5}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.1962	61.660***	-0.3290	-6.201***	0.2268	57.309***	-0.5381	-8.248***
β_{-5}	0.0009	0.292	-0.0675	-0.761	0.0013	0.316	0.0693	0.771
β_{-4}	0.0042	1.278	0.0620	0.746	0.0085	2.155**	-0.0611	-0.831
β_{-3}	-0.0003	-0.130	0.1254	1.415	0.0099	2.469**	0.0251	0.296
β_{-2}	0.0021	0.721	0.0924	1.011	0.0029	0.681	0.0464	0.519
β_{-1}	-0.0062	-2.224**	0.4531	4.242***	0.0049	1.316	0.4932	5.358***
β_0	0.0167	4.165***	0.5686	4.921***	0.0258	4.958***	0.6926	5.554***
β_1	0.0099	2.742***	0.0190	0.256	0.0157	3.932***	0.2520	3.166***
β_2	-0.0028	-0.846	0.0928	1.189	-0.0027	-0.690	0.1370	1.532
β_3	0.0027	0.810	0.0674	0.848	0.0018	0.492	0.3025	3.016***
β_4	0.0020	0.765	0.1580	1.615	-0.0054	-1.568	0.2954	2.918***
β_5	-0.0033	-1.165	0.1069	1.159	0.0023	0.521	0.1216	1.254
R^2	0.018		0.024		0.055		0.072	
Granger Causality 분석	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i FV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i NSV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i SV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i NSV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
검정가설	$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	4.70 (0.453)		17.47 (0.003)		46.87 (0.000)		31.14 (0.000)	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성, NSV : 비차익매도

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

<표 6> 계 속

표본수 (5,312)	(C) 선물변동과 비차익매수 관계				(D) 현물변동과 비차익매수 관계			
	$FV_t = \alpha + \sum \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum \beta_i SV_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.1963	61.740***	-0.3355	-6.145***	0.2269	55.831***	-0.4577	-9.053***
β_{-5}	-0.0033	-1.244	0.0514	0.597	0.0011	0.321	0.1132	1.362
β_{-4}	0.0005	0.169	0.1739	1.980**	0.0005	0.142	0.0293	0.402
β_{-3}	0.0033	1.247	0.1624	1.814*	0.0046	1.310	0.0385	0.513
β_{-2}	-0.0014	-0.494	0.3338	3.540***	8.84E-5	0.024	0.1797	2.193***
β_{-1}	-0.0069	-2.712***	0.3671	3.879***	0.0022	0.598	0.6382	6.906***
β_0	0.0161	4.921***	0.5259	5.130***	0.0205	5.396***	0.5423	6.226***
β_1	0.0067	2.094**	-0.0760	-1.039	0.0241	5.744***	0.0998	1.255
β_2	0.0074	2.400**	-0.0030	-0.036	0.0048	1.421	0.0209	0.264
β_3	0.0019	0.626	0.1350	1.801*	0.0014	0.433	0.1625	2.076**
β_4	0.0041	1.467	0.0684	0.765	-0.0009	-0.287	0.1041	1.496
β_5	3.43E-5	0.012	-0.0407	-0.475	0.0015	0.421	0.0800	1.069
R^2	0.019		0.025		0.045		0.055	
Granger Causality 분석	$FV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i FV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \gamma_i NBV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i FV_{t-i}$		$SV_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \gamma_i SV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum_{i=1}^6 \gamma_i NBV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i SV_{t-i}$	
검정가설	$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	4.55 (0.474)		24.08 (0.000)		10.95 (0.052)		74.94 (0.000)	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성, NBV : 비차익매수

***, **는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

계를 나타내고 있다. 모든 회귀식의 β_0 에서 알 수 있듯이 프로그램 비차익거래 역시 차익거래와 유사하게 시장 변동성과 강한 正(+)의 동시적 상관관계를 보여주고 있다. 또한 <표 6-A>와 <표 6-C>의 추정회귀식의 R^2 값 및 Granger 인과관계 검사결과를 살펴볼 때 프로그램 비차익거래의 증가가 선물시장의 가격 변동에 미치는 영향보다는 선물시장에서의 가격 변동성의 증가가 비차익거래의 증가를 야기하는 경향이 강한 것으로 나타났다. 반면 현물시장의 변동성과 비차익거래와 관계에서는 <표 6-B>와 <표 6-D>의 Granger 인과관계 검사에서 나타났듯이 차익거래에서의 경우와 마찬가지로 양자간의 강한 쌍방향의 인과관계(bilateral feedback)를 형성하고 있다는 점을 알 수

있다. 한편 프로그램매수거래에 있어서는 차익거래보다는 비차익거래가 선물시장 및 현물시장의 변동성과 더욱 강한 정(+)의 동시적인 상관 관계를 보이고 있음을 알 수 있다(예를 들어 차익매수 거래의 예에서 <표 5-C>와 <표 5-D>의 첫 번째 회귀식의 β_0 는 각각 0.0127(선물) 및 0.0130(현물)이며, <표 6-C>와 <표 6-D>의 비차익매수 거래에서 첫 번째 회귀식의 β_0 는 각각 0.0161(선물) 및 0.0205(현물)임). 또한 차익거래와 마찬가지로 비차익거래와 현물시장 변동성간의 관계가 선물시장과의 관계보다 상호간의 변화에 대해서 더 잘 설명하는 것으로 드러났다.¹⁶⁾

본 연구는 첫 번째 가설 검증을 통해 프로그램매매가 시장(특히 현물시장)의 가격 변동성을 증대시키는 경향이 있다는 사실과 이와 같은 시장의 변동성 증대가 시장의 유동성 부족을 초래하기보다는 새로운 정보에 대한 신속한 가격 조정 효과라는 사실을 확인하였다. 따라서 본 연구는 다음과 같은 두 번째 가설을 통하여 프로그램매매로 인한 시장 효율성의 증대 또는 선물시장과 현물시장간의 가격 불균형 해소라는 긍정적인 기능에 대해서 검증하고자 한다.

(가설 2) 프로그램 차익거래는 선물 가격과 현물 가격간의 균형 관계가 일시적으로 어긋날 경우 이들간의 차이를 해소하는 역할을 하며 이는 다시 차익거래 기회의 감소로 이어져 차익거래물량의 감소와 수익률 변동의 감소를 초래한다. 그러나 비차익거래에서는 이와 같은 관계가 관찰되지 않는다. 따라서 프로그램매매로 인한 선물시장 및 주식시장의 수익률 변동은 차익매매의 경우와 비차익매매의 경우가 다른 형태로 나타난다.

<표 7>에서는 선물 및 주식시장에서의 가격 변동성과 베이스 오차(Basis error)와의 상관 관계를 분석하고 있다. 본고에서는 선물가격이 현물가격과의 균형 관계로부터 얼마나 괴리되어 있는지를 측정하기 위해서 선물가격과 인도 비용(cost of carry) 관계에 기반한 선물 균형 가격의 차이인 베이스 오차를 사용하였다. 베이스 오차는 실제 시장 선물가격에서 이론 선물가격을 차감한 것으로 이론 선물가격을 계산하는데 사

16) 본 연구는 시장수익률 변동과 프로그램매매와의 회귀분석에서 순프로그램매수대금(프로그램매수대금-프로그램매도대금) 및 순매수차익거래대금, 순매수비차익거래대금을 프로그램매매변수로 사용하여 별도로 분석한 결과 거의 동일한 결론을 얻을 수 있었다. 순프로그램매수대금, 순매수차익거래대금, 순매수비차익거래대금을 독립변수로 사용한 경우 β_0 계수치(t 통계값)는 선물변동성 및 현물변동성에서 각각 -0.007(-1.83)과 -0.012(-2.50), -0.010(-2.49)과 -0.013(-2.77), -0.001(-0.17)과 -0.006(-1.15)으로 나타나 비차익거래의 경우를 제외하고는 매도프로그램이 발동될 경우 매수프로그램보다 선물 및 현물시장에 더 심각한 변동성의 증가를 가져오는 것으로 드러났다.

<표 7> 프로그램 차익거래와 베이스스 오차와의 상관 관계분석

표본수 (5,312)	(A) 차익매도와 베이스스 오차 관계				(B) 차익매수와 베이스스 오차 관계			
	$\Delta Basis_t = a + \sum \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = a + \sum \beta_i \Delta Basis_{t-i}$		$\Delta Basis_t = a + \sum \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = a + \sum \beta_i \Delta Basis_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.0001	0.087	-0.0010	-0.043	6.58E-5	0.042	-0.0002	-0.007
β_{-5}	0.0053	1.138	-0.3711	-6.032***	-0.0090	-1.957	0.3729	5.591***
β_{-4}	-0.0010	-0.201	-0.5217	-6.694***	-0.0018	-0.303	0.4978	5.771***
β_{-3}	-0.0063	-1.221	-0.7001	-7.955***	0.0089	1.552	0.7426	6.866***
β_{-2}	-0.0030	-0.613	-0.8250	-8.228***	0.0039	0.740	0.7808	7.013***
β_{-1}	0.0938	15.316***	-1.1294	-9.687***	-0.0843	-14.415***	1.0289	9.693***
β_0	-0.0277	-5.551***	-0.4857	-4.579***	0.0072	1.351	0.2787	2.948***
β_1	-0.0683	-11.563***	0.6324	6.211***	0.0782	13.186***	-0.5747	-6.116***
β_2	0.0025	0.474	0.2960	3.239***	-0.0090	-1.479	-0.3464	-3.790***
β_3	0.0023	0.520	0.2143	2.547**	0.0104	1.962**	-0.2521	-3.165***
β_4	-0.0003	-0.058	0.1788	2.620***	-0.0088	-1.717*	-0.2452	-3.222***
β_5	-0.0066	-1.384	0.1282	2.064**	0.0099	2.204**	-0.1968	-3.654***
R^2	0.134		0.133		0.112		0.109	
Granger Causality 분석	$\Delta Basis_t = a + \sum \gamma_i \Delta Basis_{t-i} + \sum \beta_i ASV_{t-i}$		$ASV_t = a + \sum \gamma_i ASV_{t-i} + \sum \beta_i \Delta Basis_{t-i}$		$\Delta Basis_t = a + \sum \gamma_i \Delta Basis_{t-i} + \sum \beta_i ABV_{t-i}$		$ABV_t = a + \sum \gamma_i ABV_{t-i} + \sum \beta_i \Delta Basis_{t-i}$	
검정가설	$\sum \beta_i = 0$		$\sum \beta_i = 0$		$\sum \beta_i = 0$		$\sum \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	80.42 (0.000)		381.25 (0.000)		57.54 (0.000)		443.80 (0.000)	

주) ASV : 차익매도, ABV : 차익매수

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

용된 금리와 미래 배당지수의 추정치로는 한국증권거래소로부터 구한 일별 91일물 CD 금리와 KOSPI 200종목들의 전년도 실제 지급 현금 배당금에 기초한 배당 지수를 사용하였다.¹⁷⁾ 본 연구에서는 시장의 가격 변동성과 차익거래를 통한 베이스스 오차와의

17) Basis 오차 = Ft - Fpt, 여기서 Ft=실제 선물가격, Fpt=이론 선물가격

Fpt = St(1 + Rt×d/365)-Div(t,T), St = KOSPI 200지수, Rt =일별 CD금리, d=선물 잔존 일수

Div(t,T)= KOSPI 200지수의 배당지수(KOSPI 200종목의 현재시점(t)부터 선물 계약 만기(T)까지의 배당

동적인 관계를 파악하기 위해서는 베이스스 오차변수 자체를 사용하기보다는 베이스스 오차의 변화를 살펴보는 것이 바람직하다고 생각하여서 베이스스 오차의 차분치(Δ Basis)를 이용하였다. 만약 선물가격이 균형가격을 상회해서 베이스스 오차가 커진다면 이는 현물시장에서 차익 매수거래를 촉진시킬 것이며 베이스스 오차는 다시 감소하게 될 것이다. 즉 차익거래를 통해 시장이 균형을 이룬다면 전기의 차익매수(ABV_{t-1})와 금기의 Δ Basis_t와는 負(-)의 상관관계가 예상될 것이다. 반대로 선물가격이 균형 가격을 밑돌아서 베이스스 오차가 (-)로 감소한다면 이는 차익매도 거래를 유발하게 되며 다시 베이스스 오차는 0으로 회귀할 것이다. 따라서 예상대로라면 전기의 차익매도 (ASV_{t-1})와 금기의 Δ Basis_t와는 正(+)의 상관관계가 될 것이다. 이와 같이 차익거래의 발동은 선물시장과 현물시장간의 균형 관계를 복원시켜주는 세력으로 작용하게 되는데 그 와중에 현물시장과 선물시장은 각기 상반된 방향의 매도, 매수세력의 영향으로 가격의 변동이 유발된다.

<표 7-A>에서 차익매도와 베이스스 오차와의 관계를 살펴보면 예상대로 베이스스 오차를 종속변수, 차익매도 대금을 독립변수로 사용한 회귀식에서 차익매도 대금의 선행 시차변수의 추정 계수치가 강한 正(+)의 값(예를 들면 β_{-1} 의 t값= 15.316)을 가지고 있으며 이는 양 변수간의 관계가 시차를 두면서 正(+)의 관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 이 사실은 차익매도 대금을 종속변수, 베이스스 오차 변수를 독립변수로 사용한 회귀식에서 베이스스 오차의 후행 시차변수의 추정 계수치(β_{+1} 의 t값= 6.211)가 강한 正의(+) 값을 가지고 있다는 데에서도 입증된다.

반대로 <표 7-B>의 차익매수와 베이스스 오차와의 관계에서는 역시 예상대로 차익매수가 증가하면 다음 5분간의 베이스스 오차가 감소하는(첫 번째 회귀식에서 β_{-1} 의 t값= -14.415와 두 번째 회귀식에서 β_{-1} 의 t값=-6.116)등 시차를 두면서 逆(-)의 관계가 성립하고 있다는 사실을 알 수 있다.¹⁸⁾ 또한 <표 7>의 Granger 인과관계를 살펴보면 베이스스 오차의 변화가 차익거래의 규모에 상당한 영향을 주고 있으며 이는 다시 베이스스 변화에 직접 영향을 미치는 상호 작용(feedback)관계가 강하다는 점을 알 수 있다. 위의 사실들은 최혁과 이재선(1999)의 선행 연구에서 얻은 결과와 동일하다.

<표 8>에서는 프로그램 비차익거래와 베이스스 오차간의 관계에 대해서 살펴보고

금의 미래가치의 합계를 KOSPI 200지수로 환산한 가치)

18) 차익매도거래(ASV) 및 차익매수거래(ABV)와 베이스스 오차와의 일반적인 관계를 예상해보면 먼저 t-1 시점에서 차익매도거래가 증가하거나 차익매수거래가 감소하면 t시점에서 베이스스 오차가 확대될 것이며 이는 다시 t+1시점에서의 차익매도거래의 감소 또는 차익매수거래의 증가를 유도할 것이다. 따라서 t+2시점에서 베이스스 오차는 다시 감소하게 된다.

<표 8> 프로그램 비차익거래와 베이스스 오차와의 상관 관계 분석

표본수 (5,312)	(A) 비차익매도와 베이스스 오차 관계				(B) 비차익매수와 베이스스 오차 관계			
	$\Delta Basis_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta Basis_{t-i}$		$\Delta Basis_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta Basis_{t-i}$	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	8.48E+5	0.049	0.0004	0.017	8.31E+5	0.049	-0.0023	-0.095
β_{-5}	-0.0033	-0.616	-0.1261	-1.909*	-0.0064	-1.404	0.1374	2.311**
β_{-4}	0.0026	0.395	-0.2373	-2.514**	0.0040	0.768	0.1628	2.270**
β_{-3}	0.0010	0.145	-0.3610	-3.211***	0.0005	0.087	0.3325	4.195***
β_{-2}	-0.0044	-0.771	-0.5060	-4.036***	0.0140	2.483**	0.4413	4.757***
β_{-1}	0.0535	7.626***	-0.7225	-5.696***	-0.0572	-8.301***	0.6889	6.797***
β_0	-0.0089	-1.305	-0.2483	-2.124**	0.0040	0.691	0.2156	2.260**
β_1	-0.0527	-7.469***	0.3496	3.489***	0.0520	8.026***	-0.3289	-3.554***
β_2	0.0037	0.637	0.2344	2.448**	-0.0030	-0.525	-0.0336	-0.380
β_3	0.0050	0.936	0.2122	2.049**	0.0014	0.278	-0.0487	-0.527
β_4	0.0003	0.048	0.1426	1.509	-0.0078	-1.538	-0.0131	-0.164
β_5	-4.78E+5	-0.008	0.0381	0.534	0.0021	0.425	-0.0657	-1.103
R^2	0.049		0.047		0.055		0.044	
Granger Causality 분석	$\Delta Basis_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i \Delta Basis_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NSV_{t-i}$		$NSV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i NSV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta Basis_{t-i}$		$\Delta Basis_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i \Delta Basis_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i NBV_{t-i}$		$NBV_t = \alpha + \sum_{i=1}^5 \gamma_i NBV_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \beta_i \Delta Basis_{t-i}$	
검정가설	$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$		$\sum_{i=1}^5 \beta_i = 0$	
χ^2 값(p값)	18.11 (0.002)		144.28 (0.000)		41.68 (0.000)		162.07 (0.000)	

주) NSV : 비차익매도, NBV : 비차익매수
 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%유의수준에서 유의함.

있다. 비차익거래중 한가지인 포트폴리오 인슈런스는 기관투자자들의 보유 포트폴리오에 대한 위험 관리 기법 중 하나로 주가상승으로 인한 차익 가능성은 열어 놓은 채 주가하락으로 인한 손실 가능성은 가능한 억제하려는 전략이다. 포트폴리오 인슈런스는 현물 주식, 주가지수 선물, 주가지수 옵션을 이용하는데 보통 현물주식이나 선물 매도 포지션을 이용한 다이내믹 헤징(Dynamic hedging)이 더 많이 이용되고 있다. 다이내믹 헤징에 따른 포트폴리오 인슈런스는 지수차익거래와는 달리 선물시장에서 현물시장과

의 반대거래가 없고 시장흐름과 동일한 방향으로 매매가 일어남에 따라 시장을 교란시킬 수 있다. 또한 다이나믹 헤징을 통한 포트폴리오 인슈런스는 궁극적으로 지수 차익거래를 유도시키는 원인이 될 수 있다. 예를 들면 주가가 하락 시 주식을 이용한 포트폴리오 인슈런스의 경우에는 현물을 매도(공매)하지만 선물시장에서는 거래가 없어 이는 선물가격의 고평가 현상을 초래하고 이는 차익매수거래를 발생시킬 수 있다. 마찬가지로 선물을 이용한 포트폴리오 인슈런스의 경우에는 선물을 매도하지만 현물시장에서는 거래가 없어 이는 선물가격의 저평가 현상을 초래하고 이는 차익매도거래를 발생시킬 수 있다. 따라서 주가 하락 시 발생하는 프로그램 비차익매도거래는 베이스의 확대를 유발시킨다. 반대로 주가 상승 시에는 선물시장에서 기보유 매도 물량의 청산으로 인한 선물 고평가 현상으로 베이스가 확대되면서 차익매수거래가 유발되는 동시에 현물시장에서의 프로그램 비차익매수거래 증가로 인한 베이스의 축소를 가져오게 된다. <표 8>의 결과를 보면 비차익거래 역시 차익거래와 유사한 영향을 베이스에 미치는 것으로 드러났다. 즉, 프로그램 비차익 매물은 베이스를 확대시키며 이는 다시 비차익매수거래를 불러 일으켜서 베이스를 감소시키는 역할을 하게된다. 그러나 비차익거래 발생 전후의 추정 계수치 $\beta_1, \beta_0, \beta_{-1}$ 의 크기와 t 통계치의 유의성을 차익거래 발생 시와 비교할 때 낮은 것으로 드러났다. 따라서 차익거래가 비차익거래보다는 더욱 베이스의 변화와 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로 판명되었다. Granger 인과관계 분석결과 역시 프로그램 비차익거래와 베이스 오차간의 긴밀한 상호 인과관계를 보여주고 있지만 차익거래와 비교할 때는 차이가 있었다.

<표 9>에서는 선물시장 및 현물시장의 수익률 변동성과 베이스 오차간의 관계에 대해서 분석하였다. 이 분석에서는 베이스 오차의 변화 대신 베이스 오차 변화의 절대치($|\Delta \text{Basis}|$)와 수익률 변동간의 관계를 분석하였는데 이는 프로그램 매수 또는 매도로 인해 선물시장과 현물시장에서의 거래가 활발해 지면 가격 변동도 커지게 되며 이로 인해 베이스 오차의 변화도 (-)에서 (+)로 확대(또는 작은 (+)값에서 큰(+))값으로 변화)되든지 (+)에서 (-)로 감소(또는 큰 (+)값에서 작은(+))값으로 변화)하든지 간에 절대값으로는 큰 폭의 변화를 보일 것으로 예상되기 때문이다.

정문경(1999)의 연구에서도 베이스 오차가 그 부호를 반전시킬 경우 기존에 설정되었던 차익거래 포지션을 조기 청산하는 것이 유리해지기 때문에 차익거래가 증가한다고 보고한 바 있다. 따라서 수익률 변동성과 베이스 오차 변화의 절대값 사이에는 正(+의 상관 관계를 보일 것으로 예상된다. 예상대로 선물시장 및 현물시장의 변동성과 베이스 오차의 절대 변화치간에는 β_0 계수값에서 보듯이 강한 正(+의 관계를 가지고

<표 9> 선물 및 현물시장 수익률 변동성과 베이스스 오차 절대 변화간의 관계

표본수 (5,312)	(A)선물변동과 베이스스 절대오차				(B)현물변동과 베이스스 절대오차			
	$FV_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^5 \beta_j \Delta Basis_{i,t-j} $		$ \Delta Basis_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^5 \beta_j FV_{i,t-j} $		$SV_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^5 \beta_j \Delta Basis_{i,t-j} $		$ \Delta Basis_{i,t} = \alpha + \sum_{j=0}^5 \beta_j SV_{i,t-j} $	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
α	0.0816	10.960***	0.0696	8.505***	0.0471	5.118***	0.0657	9.277***
β_{-5}	0.0037	0.293	0.0396	2.353**	0.0449	2.797***	0.0112	0.841
β_{-4}	0.0053	0.378	0.0907	4.991***	0.0285	1.958*	0.0375	2.540**
β_{-3}	0.0345	2.352**	0.1028	5.787***	0.0416	2.718***	0.0524	3.652***
β_{-2}	-0.0189	-1.356	0.0963	5.524***	-0.0091	-0.584	0.0512	3.467***
β_{-1}	-0.0231	-1.667*	0.2471	12.419***	0.1049	6.212***	0.0366	2.251**
β_0	0.1319	8.722***	0.1790	9.631***	0.3666	14.668***	0.3287	15.528***
β_1	0.1838	10.261***	-0.0059	-0.368	0.0326	1.724*	0.0991	5.885***
β_2	0.0386	2.523**	-0.0199	-1.290	0.0725	4.069***	-0.0193	-1.283
β_3	0.0604	4.040***	0.0226	1.379	0.0716	4.243***	0.0184	1.277
β_4	0.0733	4.389***	-0.0012	-0.074	0.0457	2.697***	0.0227	1.581
β_5	0.0343	2.676***	0.0089	0.611	0.0215	1.351	0.0364	2.599***
R^2	0.122		0.139		0.214		0.208	
Granger Causality 분석	$FV_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^5 \gamma_j FV_{i,t-j} + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta Basis_{i,t-j} $		$ \Delta Basis_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^5 \gamma_j \Delta Basis_{i,t-j} + \sum_{j=1}^5 \beta_j FV_{i,t-j}$		$SV_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^5 \gamma_j SV_{i,t-j} + \sum_{j=1}^5 \beta_j \Delta Basis_{i,t-j} $		$ \Delta Basis_{i,t} = \alpha + \sum_{j=1}^5 \gamma_j \Delta Basis_{i,t-j} + \sum_{j=1}^5 \beta_j SV_{i,t-j}$	
검정가설	$\sum_{j=1}^5 \beta_j = 0$		$\sum_{j=1}^5 \beta_j = 0$		$\sum_{j=1}^5 \beta_j = 0$		$\sum_{j=1}^5 \beta_j = 0$	
χ^2 값(p값)	6.09 (0.297)		374.85 (0.000)		97.96 (0.000)		99.46 (0.000)	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

있었다. 특히 주목할 것은 <표 9-B>에서 보듯이 베이스스 변화가 현물시장의 수익률 변동을 야기하고 이는 다시 베이스스 자체의 변화를 유도시킨다는 사실이다($\beta_0=0.3666$, $\beta_{-1}=0.1049$, $\beta_{+1}=0.0326$). 이는 Granger 인과관계 검사 결과에서도 뚜렷이 나타난다. 반면 <표 9-A>에서 알 수 있듯이 선물시장에서는 베이스스 오차의 변화가 선물시장의 가격 변동을 초래하기보다는 선물시장에서의 활발한 매매로 인한 가격 변화가 베이스스 오차의 급변을 유도한다는 사실이 발견되었다. 이는 Merrick(1987)이 Basis변화가 가격 변동을 증가시키기보다는 가격 변동성이 차익거래를 야기한다고 주장한 바와 어느 정도 일맥상통한다.

<표 10> 동적 동시 방정식(Dynamic Simultaneous Equation)에 의한 선물 및 현물
수익률 변동성과 프로그램매매 변수간의 관계 분석

표본수 : 5,312	FV_t		SV_t	
	추정 계수	t 통계치	추정 계수	t 통계치
독립변수				
상수항	0.0922	4.185***	-0.0144	-0.757
FV_t			0.6801	4.559***
FV_{t-1}	-0.0118	-0.341	0.0829	5.149***
FV_{t-2}	0.0575	3.703***	-0.0235	-1.227
FV_{t-3}	0.0702	4.350***	-0.0252	-1.228
FV_{t-4}	0.0909	5.443***	-0.0368	-1.696*
FV_{t-5}	0.0480	1.963**		
FV_{t-6}	0.0182	1.598		
FV_{t-7}	0.0327	1.356		
FV_{t-8}	0.0426	2.578***		
FV_{t-9}	0.0456	2.833***		
SV_t	0.1862	0.504		
SV_{t-1}	-0.0491	-3.833***	0.0310	1.908*
SV_{t-2}	-0.0520	-1.737*	0.0984	6.395***
SV_{t-3}	0.0054	0.236	0.0383	2.698***
SV_{t-4}			0.0047	0.380
SV_{t-5}			0.0181	1.448
SV_{t-6}			0.0178	1.472
$ \Delta Basis _t$	0.0818	0.677	0.2278	8.930***
$ \Delta Basis _{t-1}$	-0.0389	-1.423	0.0840	5.490***
$ \Delta Basis _{t-2}$	-0.0134	-0.624	-0.0337	-2.232**
ASV_t	0.0172	1.812*	0.0099	2.369**
ABV_t	0.0055	0.978	0.0079	2.530**
NSV_t	0.0044	0.722	0.0102	3.651***
NBV_t	0.0100	2.123**	0.0026	0.769
R^2	0.175		0.213	

주) FV : 선물 5분 수익률 변동성, SV : 현물 5분 수익률 변동성
 ASV : 차익매도, ABV : 차익매수, NSV : 비차익매도, NBV : 비차익매수
 *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 유의수준에서 유의함.

마지막으로 <표 10>에서는 삼단계 최소자승법(Three stage least squares)으로 추정된 동적 동시 방정식(Dynamic simultaneous equation)을 이용하여 선물시장과 현물시장의 수익률 변동성과 프로그램매매 변수들간의 상호작용을 종합적으로 살펴보았다. 여기에서도 앞에서 상세히 살펴본 것과 같이 현물시장의 변동성과 선물시장의 변동성 간에는 유기적인 상호작용 관계를 가지고 있음이 드러났으며 또한 선물시장의 가격 변동이 현물시장의 변동성에 보다 강한 영향을 주고 있음을 알 수 있었다. 한편 프로그램매매의 증가는 선물시장보다는 현물시장의 수익률 변동을 야기했으며 프로그램매도가 프로그램매수보다 현물시장의 수익률 변동을 증가시키고 있음이 관찰되었다. 그리고 베이스 오차의 변화는 선물시장보다는 현물시장의 변동성 증가와 더욱 밀접한 관계에 있음이 판명되었다. 결론적으로 차익거래와 비차익거래를 막론하고 프로그램매매는 선물시장 및 주식시장에서 가격 불균형상태가 발생할 경우 즉시 발동되어서 양시장의 균형관계를 회복시키는 중요한 역할을 수행한다는 사실이 확인되었다.

V. 결 론

본 연구는 프로그램매매가 주가지수 선물시장 및 현물 주식시장의 수익률 변동성에 미치는 효과에 대해서 1999년 9월 1일부터 2000년 1월 14일까지 총 92 거래일 동안의 일중 수익률 및 프로그램매매자료를 이용하여 분석을 시도하였다. 실증분석을 통해서 관찰된 결과를 살펴보면 대부분 선진국 시장에서 보고된 결과와 일치하였다. 우선 프로그램매매가 증가할수록 현물 주식시장에서의 변동성은 증대하는 것으로 나타났으나 선물시장에서는 그러한 일관성 있는 관계를 발견하지 못하였다. 프로그램매매 발동 직후 선물 및 현물시장의 수익률은 반전현상을 나타냈으며 특히 현물시장의 가격변화가 선물시장에 비해서 큰 것으로 관찰되었다. 그러나 이러한 선물시장과 현물시장에 있어서의 가격반전 현상이 시장 유동성에 미치는 경제적 영향은 선물만기일과 같이 특정시간대에 프로그램매매가 집중되지 않는 한 경미한 것으로 판단되었다. 한편 프로그램 차익거래가 발생한 이후 수익률의 재반전 현상이 관찰되었지만 프로그램매매 발동과 동시에 발생한 시장 수익률의 변화에 비해서는 상대적으로 경미해서 프로그램매매의 정보효과가 유동성효과를 능가하는 것으로 해석되었다. 프로그램매매 특히 차익거래는 선물 가격과 현물 가격간의 균형 관계가 일시적인 수급상황에 따라 이탈될 경우 이를 다시 균형 상태로 회복시켜줌으로써 시장의 효율성을 증대시키는 주요한 연결통로로서의 역할을 수행한다. 특히 두 시장간의 균형 상태는 선물시장보다는 현물 주식시장에

서의 활발한 매매활동을 통하여 이루어짐을 알 수 있었다. 결론적으로 국내시장에서 프로그램매매는 시장의 위험을 증대시키는 부정적인 측면보다는 시장의 효율성을 증진시키는 긍정적인 순기능이 많은 것으로 관찰되었다. 다만 본 연구가 비교적 단기간을 대상으로 수행되었으며 선진국에 비해 프로그램매매의 비중이 아직까지는 미약하기 때문에 좀 더 프로그램매매가 활성화 된 후에 다시 추가적인 연구를 통해 그 경제적 효과를 살펴보는 것이 바람직할 것이다.

참 고 문 헌

- 서상구, 엄철준, 강인철, “한국주가지수선물시장에 있어서 만기, 거래량, 그리고 변동성 간의 관계에 관한 실증연구”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, 193-222.
- 정문경, “KOSPI 200지수 선물가격의 일중피리울 형태와 위탁자의 차익거래기회 분석”, 증권학회지, 제24집, 1999, 169-201.
- 정재엽, 서상구, “주가지수선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 제16권 제2호, 1999, 337-364.
- 최혁, 이재선, “프로그램매매가 주식가격에 미치는 영향”, 한국증권학회 제3차 정기학술 발표회 발표논문집, 1999, 445-481.
- Brown, M. B. and A. B. Forsythe, “Robust Tests for the Equality of Variances,” *Journal of the American Statistical Association*, 69, 1974, 364-367.
- Chan, K. and Y. P. Chung, “Intraday Relationships among Index Arbitrage, Spot and Futures Price Volatility, and Spot Market Volume : A Transaction Data Test,” *Journal of Banking and Finance*, 17, 1993, 663-687.
- Chu, C. C. and E. L. Bubnys, “A Likelihood Ratio Test of Price Volatilities : Comparing Stock Index Spot and Futures,” *Financial Review*, 25, 1990. 81-94.
- Davidian, M. and R.J. Carroll, “Variance Function Estimation,” *Journal of American Statistical Association*, 82, 1079-1091.
- Edwards, F. R., “Futures Trading and Cash market Volatility : Stock Index and Interest Rate Futures,” *Journal of Futures Markets*, 8, 1988, 421-439.
- Furbush, D., “Program Trading and Price Movement : Evidence from the October 1987 Market Crash,” *Financial Management*, 18, 1989, 68-83.
- Gerety, M. S. and J. H. Mulherin, “Patterns in Intraday Stock Market Volatility, Past and Present,” *Financial Analyst Journal*, 47, 1991, 71-79.
- Granger, C. W. J., “Investigating Causal relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, 1969, 424-438.
- Hansen, L. P., “Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators,” *Econometrica*, 50, 1982, 1029-1054.
- Harris, L., “The October 1987 S&P 500 Stock-Futures Basis,” *Journal of Finance*, 42, 1989, 77-99.

- Harris, L., G. Sofianos and J. E. Shapiro, "Program trading and Intraday Volatility," *Review of Financial Studies*, 7, 1994, 653-685.
- Hill, J. M. and F. J. Jones, "Equity Trading, Program Trading, Portfolio Insurance, Computer Trading and All That," *Financial Analysts Journal*, 44, 1988, 29-38.
- Hogan, Jr. K. C., K. F. Kroner and J. Sultan, "Program Trading, Nonprogram Trading, and Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, 17, 1997, 733-756.
- Kawaller, I. G., Koch, P. D. and Koch, T. W., "Intraday Relationships between Volatility in S&P 500 Futures Prices and Volatility in the S&P Index," *Journal of Banking and Finance*, 14, 1990, 373-397.
- MacKinlay, A. C. and K. Ramaswamy, "Index-Futures Arbitrage and the Behavior of Stock Index Futures Prices," *Review of Financial Studies*, 1, 137-158.
- Martin, J. D. and Jr. A. J. Senchack, "Index Futures, Program Trading, and the Covariability of the Major Market Index Stocks," *Journal of Futures Markets*, 11, 1991, 95-111.
- Merrick, Jr., J. H., "Volume Determination in Stock and Stock Index Futures Markets : An Analysis of Arbitrage and Volatility Effects," *Journal of Futures Markets*, 7, 1987, 483-496.
- Moser, J. T., "Does Program Trading Cause Stock Prices to Overreact?," *Economic Perspectives*, 18, 1994, 19-24.
- Newey, W and K. West, "A Simple Positive-definite, Heteroscedasticity and Auto-correlation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, 703-715.
- Parkinson, M., "The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return," *Journal of Business*, 53, 1980, 61-66.
- Ross, S. A., "Information and Volatility : The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, 1989, 1-17.
- Santoni, G. J. and T. Liu, "Circuit Breakers and Stock Market Volatility," *Journal of Futures Markets*, 13, 261-277.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Program Trading and Expiration Day Effects," *Financial Analyst Journal*, 43, 1987, 16-28.
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "Stock market Structure and Volatility", *Review of Financial Studies*, 3, 1990, 37-71.