

주가지수 선물거래 모의시장에서 현물지수와 선물지수 간의 시차관계에 관한 실증적 연구

(An Empirical Study on the Lead-Lag Relationship between
Cash Index and Futures Index in the Pilot Test Market of
Stock Index Futures)

김 승 탁*
(SeungTak Kim)

논문접수일 : 96. 8

게재확정일 : 96. 12

목 차

I. 序 論

II. 本 論

1. 기존의 연구
2. 자료 및 연구방법
3. 실증분석의 결과

III. 要約 및 結論

<參考文獻>

I. 序 論

지난 수년간 국내의 증권업계는 새로운 제도인 주가지수선물 거래제도를 도입하기 위한 준비를 착실히 다져왔다. 90년 초 주가지수선물 및 옵션시장 개설준비위원회가 발족되었고 94년 6월에 기준지수로 KOSPI 200 지수의 구성을 확정하였

* 상지대학교 경영학과 조교수

다. 그리고 새로운 거래제도에 대한 운영 경험을 쌓고 거래 과정에 대한 이해를 제고시키기 위하여 95년 4월부터 동년 말까지 3차례에 걸쳐 주가지수선물 거래를 위한 모의시장을 개설하였다.

모의거래는 대금수수를 제외하고는 실제거래와 완전히 동일하게 선물거래 회원사와 기관투자가 들이 참가하여 아래 <표1>과 같이 운영되었다.¹⁾

<표1> 주가지수 선물거래 모의시장의 운영

구분	제1단계	제2단계	제3단계
운영기간	95.4.3 - 6.21	7.3-9.29	10.2-12.14
중점업무	선물거래제도 및 전산시스템의 점검	전산시스템의 안정화 및 시장관리능력 배양	최종점검 및 평가분석
매매거래일	격일(월, 수, 금)	매일(토요일 제외)	매일(토요일 제외)
거래시간	전장 9:30-11:30	후장 13:00-15:15	전장 9:30-11:30 후장 13:00-15:15
참가대상	회원 및 기관투자가	일반법인 포함	개인투자가 포함

주가지수 선물시장에 관한 중요한 연구 분야 중의 하나로 현물주가지수와 선물주가지수 간의 시차관계(lead-lag relationship)에 관한 연구를 들 수 있다. 이 분야는 현물시장과 선물시장의 효율성 문제, 선물시장의 가격예시기능, 지수차익거래 등과 관련되어 기존의 선물시장이 존재하는 외국의 경우 많은 연구가 진행되었다.²⁾ 국내는 아직 주가지수선물거래가 시작되지 않아서 자료가 없는 실정이다.

본 연구에서는 지난 95년 4월 3일 부터 9월 29일까지 진행된 주가지수선물거래의 제1차, 2차 모의시장 자료를 이용하여 KOSPI 200 현물주가지수와 선물주가지수 간의 시차관계를 분석해 보고자 한다. 주가지수선물의 실제거래가 아직 시작되지 않아 자료가 없는 상황에서 모의시장의 자료를 이용한 분석도 그 나름의 의미가 있을 것이라 여겨진다. 특히 모의시장이 1차, 2차로 나뉘어져 실시되어 두 기간 간의 비교를 가능하게 한다. 또 모의시장을 대상으로 한 연구는 앞으로 정식시장의 개설 후 실제 자료를 이용한 분석과 비교될 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어 제2장에서는 현물주가지수와 선물주가지수 간의 시차관계(lead-lag relationship)에 관한 기존의 연구들을 요약한다. 제3장에서는 실정분석에 사용한 자료를 설명하고 실증분석 방법으로 Johan-

1) 1996년 5월 3일 주가지수선물 시장의 개장을 앞두고 96년 4월1일 부터 4주 간 최종 모의시장을 한 번 더 운영할 계획이다. (증권거래소, 1995)

2) 주요한 연구는 본 논문의 2장에 요약하였다.

sen(1991)의 벡타오차수정 벡타자동회귀모형(Vector Error Correction Vector Autoregressive Model: VEC VAR)을 실행 순서대로 설명한다. 제4장에서는 실증분석의 결과를 기술하고 해석한다. 끝으로 제5장에서는 요약 및 결론과 본 연구의 한계점 및 앞으로의 연구방향에 대해서 기술한다.

II. 本 論

1. 기존의 연구

완전자본시장의 가정과 이자율 및 배당이 비확률적이라는 가정 하에서 만기가 T 시점인 주가지수선물의 가격과 현물지수의 현재(t 시점)가격은 다음 식(1)과 같은 관계를 가진다.

$$F_t = S_t e^{(r-d)(T-t)} \quad (1)$$

단 F_t : t 시점의 선물지수

S_t : t 시점의 현물지수

(r-d): 현물지수를 보유하는 단위 기간의 비용

T : 만기

위 관계식에 의하면 현물지수와 선물지수는 즉시적(contemporaneously)으로 완전한 양의 상관관계를 가지게 되고 시차관계(lead-lag relationship)를 갖지 않는다. 그러나 현실의 자본시장은 완전하지 않으며 두 지수 간의 시차관계가 존재할 수 있다. Stoll and Whaley(1990)는 그 이유로 다음과 같은 것을 제시하였다.

첫째, 주가지수선물은 하나의 종목인데 반해서 현물지수는 여러 개별종목들로 구성된다. 현물지수를 구성하는 개별주식들의 불규칙적인 거래(infrequent trading)로 인하여 두 지수 사이에 기계적인 시차관계가 발생할 수 있다.

둘째, 양 시장의 거래비용의 차이, 거래규모의 차이, 유동성의 차이, 현물시장의 공매(short sale)의 제한 등과 같은 시장마찰요인들로 인하여 선물시장이 현물시장보다 거래가 보다 용이하다. 따라서 새로운 정보를 가진 투자가 들은 그 정보를 이용하여 현물시장에서보다 선물시장에서 거래를 할 것이고 이때는 선물가격이 현물가격을 선도(lead)하는 관계가 나타날 수 있다. 특히 정보의 내용이 시장전체에 관련된(market-wide) 것이라면 투자가 들은 선물시장을 먼저 이용할 것이고, 선물이 선도하는 관계도 더욱 분명하게 나타날 것이다.

셋째, 만약 투자가 들이 특정기업에 관한 정보를 가지고 있다면 그는 현물시장

에서 직접 그 기업의 주식을 거래를 통하여 그 정보를 활용할 것이다. 이 경우는 현물시장이 선물 시장을 선도하게 된다.

결국 두 지수 간의 시차관계는 현물지수가 선도할 수도 있고 선물지수가 선도할 수도 있다. 따라서 현물과 선물의 시차관계는 실증적 연구의 대상이다. 주가지수선물과 현물주가지수 간의 시차관계를 연구한 경험적 연구는 대체로 다음과 같다.

Kawaller, Koch and Koch(1987)는 1984년부터 1985년까지 미국 S&P 500 선물지수와 현물지수의 1분간 자료를 이용하여 두 지수 간의 시차관계를 분석하였다. 그들은 먼저 30분~45분 시차까지의 두 지수의 수익률 간의 교차상관계수를 비교하고, 각 분기별로 계량경제학적 인과관계(Granger Causality Test)를 분석하였다. 그 결과 선물지수가 현물지수를 20분에서 45분 정도 선도하는데 반해서 현물지수는 선물지수를 리드하지 못하였다.

Stoll and Whaley(1990)는 서로 다른 두 가지 자료를 분석하였다. 첫째는 82년 4월부터 87년 3월까지의 5분 간격 S&P 500 현물지수와 선물지수이고, 둘째는 84년 7월에서 87년 3월까지의 5분 간격 MMI(Major Market Index) 현물지수와 선물지수를 이용하였다. 먼저 각 지수들의 수익률을 단 변수 ARMA 모형으로 적합화한 후 그 잔차항(residual term)을 이용하여 Granger Causality Test를 행하였다. 두 가지 자료 모두에서 선물지수가 현물지수를 대체로 5분 내지 10분 정도 선도하는 결과를 보여 주었다. 그러나 인과관계는 완전히 한 방향인 것은 아니었다. 즉 현물이 선물을 선도하는 경향도 약하게 존재하는 양방향 인과관계(bi-directional causality)를 보였다.

미국의 자료를 이용한 현물지수와 선물지수 간의 시차관계에 관한 종합적인 분석은 Chan(1992)에 의해서 행하여 졌다. 그는 84년 8월부터 85년 6월까지와 87년 1월부터 87년 10월까지의 서로 다른 두 분석기간을 택하고 현물지수로는 5분 간격의 MMI 현물지수만을 이용하고, 선물지수로는 MMI선물지수와 S&P 500 선물지수의 5분 간격 자료를 이용하였다. Chan의 연구의 특징은 자료를 여러 범주로 분류하여 종합적으로 분석함으로써 선물가격이 현물가격을 선도하는 요인에 대한 시사점을 찾아보았다는 것이다.

전체 표본을 사용한 시차관계분석에서 선물이 현물을 선도하는 경향이, 현물이 선물을 선도하는 경향보다 더 강하다는 것을 보였다. 그리고 이 결과는 현물지수가 MMI이거나 S&P 500인 것에 상관없이 동일하였다. 또 두 표본 기간에 걸쳐서도 별다른 차이를 나타내지 않았다. 즉 현물시장이 시장정보를 첫 번째 기간(84.8-85.6)에 비해서 보다 효율적으로 반영할 수 있을 것으로 생각할 수 있는 두 번째 기간(87.1-87.10)의 결과가 첫 번째 기간의 결과와 크게 다르지 않다는 것이다.

MMI 현물지수를 구성하는 20개의 개별 주식들과 선물지수 간의 시차관계를 분석한 결과도 대체로 선물이 현물을 선도하는 경향을 보였다. 이들 개별 주식들 중 IBM, AT&T, Exxon 등은 특히 첫 번째 표본기간에서 비거래확률(nontrading probability)³⁾이 선물지수보다 더 낮은 종목이었다. 이 결과는 현물과 선물의 시차관계가 현물주식의 불규칙적인 거래(infrequent trading) 때문은 아니라는 것을 말해준다.

현물지수의 등락과 그 크기에 따라 자료를 5분위 범주로 구분하고 최상위 범주와 최하위 범주에 대하여 각각 현물과 선물의 시차관계를 분석하였다. 그 결과 시차관계는 현물지수의 등락에 관련이 없었다. 이것은 현물주식의 거래에 존재하는 공매의 제한(short-sale restriction)이 시차관계의 주요 원인은 아니라는 증거로 해석하였다. 즉 현물과 선물 간 가격차를 이용한 차익거래 중 현물매도차익거래의 경우 실제선물가격이 이론선물가격보다 낮은 경우 현물포트폴리오를 매도하고 동시에 선물을 매입하게 된다. 그러나 실제 해당하는 현물포트폴리오를 소유하고 있지 않을 경우는 그것을 공매(short sale)해야 하는데 미국의 경우도 공매는 가격이 내려오는 호가에서는 금지된다. 따라서 공매의 제한이 차익거래에 큰 영향을 끼쳤다면, 가격하락시와 가격상승시에 따라 시차구조가 다르게 나타나야 한다는 것이다.

현물시장과 선물시장의 거래 횟수를 기준으로 표본자료를 3가지 범주로 나누어 거래활동에 따른 현물과 선물의 시차관계를 분석하였다. 그 결과 시차관계는 현물시장과 선물시장의 거래활동의 정도와도 큰 관련이 없었다.

현물지수를 구성하는 20개 종목 중에서 동일한 방향으로 가격이 변하는 종목의 비율에 따라 자료를 5분위 범주로 나누어서 시차관계를 분석하였다. 그 결과 상위범주의 자료에서 (시장이 공통적 움직임이 강할수록) 선물이 선도하는 정도가 더 분명해졌다. 이 결과는 시장전체에 관련한 정보(market-wide information)를 소유한 투자가 들은 선물시장에서 먼저 그 정보를 이용한다는 가설을 지지하는 것으로 해석된다.

미국 이외의 자료를 이용한 연구로는 영국의 자료를 분석한 Abhyankar(1995)와 싱가포르 국제통화거래소(Singapore International Monetary Exchange: SIMEX)에서 거래되는 일경선물지수(Nikkei Stock Index Future) 자료를 이용한 Lim(1992)이 있다.

Abhyankar(1995)는 86년 4월부터 89년 12월까지의 영국의 FT-SE 100 주가지수와 선물지수의 시간대별 자료를 이용하였다. 분석결과 대체로 선물이 한 시차 정도 현물을 선도하였다. 그러나 표본기간을 영국증권시장의 거래제도의 규제를

3) 비거래확률(nontarding probability)이란 5분 간격의 전체 개수에서 거래가 발생하지 않은 5분간격의 개수의 비율을 말한다.

획기적으로 완화시킨 1986년 10월의 Big Bang을 전후로 구분하여 분석한 결과 선물 시장의 현물에 대한 예측력이 크게 약화되었다. 이것은 빅뱅에 의한 규제완화로 현물시장의 거래비용이 현격히 감소하여 선물이 현물을 선도하는 정도를 약화시킨 결과로 해석된다.

Lim(1992)은 싱가포르 SIMEX에서 거래된 Nikkei Stock Index Future의 1988, 1989년 중 특정 5일간의 5분 간격 거래자료를 이용하였다. 주로 두 지수의 상관관계 분석을 통하여 두 지수간에 특별한 시차관계가 존재하지 않는다는 결과를 얻었다.

본 연구에서는 우리나라 주가지수선물시장의 제1단계 모의시장과 제2단계 모의시장의 5분별 거래자료와 5분별 KOSPI200 지수자료를 이용하여 현물지수와 선물지수 간의 시차관계를 분석한다.

2. 자료 및 연구방법

(1) 자료

실증분석을 위해 사용한 원시자료는 분석기간 중의 1분 간격의 KOSPI 200 현물주식지수와 지수선물의 가격이 1분 간격으로 되어 있었지만 1분 동안에 선물의 거래 빈도가 매우 적어서 가격의 변화가 없는 경우가 많았다. 따라서 5분 간격으로 자료를 다시 추출하였다. 모의거래에는 3개월물, 6개월물, 9개월물, 12개월물 등 네 가지 상품이 모두 거래되었으나 가장 거래가 활발했던 최근월 물(3개월 물)만을 분석의 대상으로 삼았다.

최종분석에 사용된 자료는 5분 간격의 KOSPI 200 현물주가지수($SPOT_t : S_t$)와 동 간격의 3개월물 선물지수($FUTURES_t : F_t$)이다. 1차 모의 거래기간 중에는 현물시장의 거래개시 동시호가 결정시의 집중거래를 고려하여 매 거래일 시작 5분(1개 시차)과 마지막 10분(2개 시차) 간의 자료는 삭제하였다. 2차 모의 거래기간의 경우 현물시장의 거래마감 시간(3:00)의 집중거래까지 고려하여 매 거래일 시작 5분(1개 시차)과 마지막 15분(3개 시차) 간의 자료는 사용하지 않았다.

1차 모의거래기간(1995년 4월 3일 - 1995년 6월 12일)과 2차 모의거래기간((1995년 7월 3일 - 1995년 9월 14일)을 각각 독립적으로 분석하였다. 관측치의 개수는 1차 모의거래 기간 중에는 선물, 현물 각각 686개이고 2차 모의거래 기간 중에는 1254개였다.

모의거래에서는 실제로 현물과 선물 간의 차익거래(arbitrage transaction)는 행하여지지 않으므로 두 시장을 연결하는 분석을 위한 자료로서의 신뢰성이 문제될 수 있다. 그러나 모의거래는 현금결제 과정이 생략된 것을 제외하고는 실제거래와

동일하며, 주요 시장참가자들인 회원사와 기관투자가들이 선물거래를 위한 전산 시스템들을 준비하면서 시장관리능력을 배양하기 위해서 모의시장을 이용한 점등을 고려하면 모의거래의 자료도 나름대로 의미가 있을 수 있다 하겠다.

(2) 연구방법

현물지수와 선물지수 간의 시차관계 분석을 위해 본 연구에서 적용할 주된 방법은 Johansen(1991)에 의해 제시된 벡타오차수정 벡타자동회귀모형(Vector Error Correction Vector Autoregressive Model: VEC VAR)이다. 이것은 Sims(1980) 등에 의해서 발전되어온 전통적인 벡타자동회귀모형(VAR)을 공적분(Cointegration)을 갖는 불안정한 시계열에 적용할 수 있도록 제한을 준 모형이다.

분석대상 시계열의 형태와 공적분의 형태에 따라 구체적인 VEC VAR의 모양은 달라진다. 두 시계열 현물지수(S_t)와 선물지수(F_t)는 추세는 가지지 않고 평균만 가지며, 공적분방정식(Cointegration equation)에 절편이 없는 경우⁴⁾의 VEC VAR은 다음 식(2)와 같이 표시된다.

$$\begin{aligned} \Delta S_t &= b_s(S_{t-1} + aF_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \beta_{ssi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{sfi} \Delta F_{t-i} + \epsilon_{st} \\ \Delta F_t &= b_f(S_{t-1} + aF_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \beta_{fsi} \Delta S_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{ffi} \Delta F_{t-i} + \epsilon_{ft} \end{aligned} \quad (2)$$

단, S_t : KOSPI 200 현물주가지수

F_t : KOSPI 200 선물지수

a, b : 오차조정속도 상수

p : 자동회귀 시차

$\epsilon_{st}, \epsilon_{ft}$: 각 시계열에 대한 오차항

벡타오차수정 벡타자동회귀모형(VEC VAR)은 공적분을 갖는 불안정한 시계열에 적용되는 방법이다. 따라서 먼저 단위근검정(Unit Root Test)을 통하여 각 시계열의 안정성을 조사하여야 한다. 단위근의 존재를 검정하는 일반적인 방법은 Augmented Dickey-Fuller Test이다.

Augmented Dickey-Fuller Test를 통하여 시계열이 단위근(Unit-root)을 갖는다는 귀무가설이 기각되지 않으면 다음으로 시계열들 사이의 공적분(Cointegration)을 조사하여야 한다. VEC VAR에서 중요한 것은 공적분 방정식의 개수이다. 공적분의 존재는 Johansen Test를 통하여 검정할 수 있다.

4) 이것은 가장 덜 제한적인 경우이다.

Johansen Test를 통하여 공적분의 존재가 기각되지 않고, 공적분방정식의 개수가 추정되면 그것을 이용하여 최종적으로 위 식(2)와 같은 형태의 방정식이 추정된다.

끝으로 VAR모형이 추정된 후 충격반응함수(Impulse Response Function)를 구한다. 충격반응함수란 추정된 VAR모형의 계수를 바탕으로 특정 시계열에 충격이 올 경우 모형 내의 변수들이 시간이 경과함에 따라 어떻게 반응하는지를 보여주는 것이다.

3. 실증분석의 결과

(1) 기초통계량

분석에 사용한 현물지수와 선물지수의 기초자료의 요약은 <표2>에 나타내었다. <표2>에 의하면 1차, 2차 모의거래의 결과 몇 가지가 대비된다. 첫째 현물과 선물의 평균괴리율이 1차 모의거래 시에는 2.52%, 2차 모의거래에서는 2.08%를 나타내었다. 둘째 현물지수와 선물지수 간의 상관관계가 1차의 0.66에서 2차에는 0.85로 증가하였다. 이것은 모의시장에 참가한 참가자들이 점차 선물거래에 익숙해짐에 따라 나타난 것이라 해석된다. 셋째, 1차모의 거래기간에 비하여 2차 모의거래 기간 중 현물지수의 표준편차는 현저히 증가하였으나 선물지수의 표준편차는 오히려 감소하였다. 이것은 1차 기간에 비해 2차 기간 중 주가지수 선물거래 모의시장이 어느 정도 안정적인 상태에 진입했다는 것으로 해석할 수 있다.

<표2> 기초통계량

	1차 모의거래		2차 모의거래	
	현물지수(S _t)	선물지수(F _t)	현물지수(S _t)	선물지수(F _t)
평균	101.3455	103.9035	105.3594	107.5489
최대값	105.2300	108.1000	111.1300	112.2000
최소값	96.4200	99.9000	100.3800	104.5000
표준편차	1.7658	2.0496	2.8329	2.0169
관측치 개수	686	686	1254	1254
현선 상관관계		0.6578		0.8502

(2) 단위근검정과 공적분조사

벡타오차수정 벡타자동회귀모형(VEC VAR)의 적용의 타당성 여부를 조사하기 위한 단위근(Unit Root)과 공적분(Cointegration)의 존재에 관한 검정 결과는 <표 3>에 나타내었다.

단위근의 존재를 검정하는 통계량은 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 통계량이다. 공적분의 존재는 Johansen 통계량을 통하여 검정한다.⁵⁾

<표3>의 A에는 각 표본별 시계열의 ADF통계량과 1%, 5% 유의수준에 따른 검정통계량의 기각역만 표시하였다. <표3>의 B에서는 각 표본별 우도비율(Likelihood Ratio)과 역시 1%, 5% 유의수준에 따른 Johansen 검정통계량의 기각역만 표시하였다.

<표3>-A의 단위근 검정 결과는 1차, 2차 거래기간 모두에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하고 있다. 1차 모의거래보다 2차 모의거래 표본의 경우 단위근의 존재가 더 분명하다.

<표3> 단위근검정과 공적분조사

A. 단위근 검정					
시계열	통계량	1차 모의거래		2차 모의거래	
현물지수	ADF	-2.7276	1% 기각역: -3.4425	-1.3978	1% 기각역: -3.4384
			5% 기각역: -2.8661		5% 기각역: -2.8643
선물지수	ADF	-1.7944	1% 기각역: -3.4425	-1.2405	1% 기각역: -3.4383
			5% 기각역: -2.8661		5% 기각역: -2.8643

B. 공적분 조사					
공적분 개수		1차 모의거래		2차 모의거래	
0	우도비 (LR)	11.22	1% 기각역: 20.04	21.15	1% 기각역: 20.04
			5% 기각역: 15.41		5% 기각역: 15.41
1	우도비 (LR)	3.57	1% 기각역: 6.65	14.05	1% 기각역: 6.65
			5% 기각역: 3.76		5% 기각역: 3.76

<표3>-B의 공적분 검정결과에 의하면 1차 모의거래 표본의 경우 5% 유의수준에서 유의한 공적분이 존재하지 않을 수 있다는 귀무가설을 기각할 수 없었다. 그러나 10% 유의수준에서는 최대 1개의 유의한 공적분이 존재할 수 있었다.⁶⁾ 2차 모의거래 표본의 경우 1%의 유의수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각된다. 이것은 1차 모의거래 기간 중의 거래에서 선물과 현물의 균형관계의

5) 차분 시차는 여섯개 시차(30분)로 하고 추세는 없는 것으로 가정한 모형을 추정하였다.

6) EViews 2.0은 유의수준 1%와 5%의 기각역만 출력한다. Hamilton(1994)의 부록 B-10에 의하면 10%의 기각역은 2.86이다.

정도가 2차 모의거래 기간에 비해 약했기 때문이라 추정된다.

<표3>의 결과에 의해서 양 표본기간의 선물지수와 현물지수는 대체로 1개의 유의한 공적분 방정식을 갖는 불안정한 시계열로 추정되고, 그 시차관계 분석을 위해 벡타오차수정 벡타자동회귀모형(Vector Error Correction Vector Autoregressive Model: VEC VAR)을 적용할 수 있다.

(3) 벡타오차수정 벡타자동회귀모형의 추정

1, 2차 모의거래 기간 내는 하루 중 거래 시간은 2시간이었다는 사실을 고려하여 자동회귀모형의 시차를 6개 시차(30분)로 두고 추정한 결과는 <표4>에 있다.

<표4> VAR모형의 추정

	1차 모의거래		2차 모의거래	
	ΔS_t	ΔF_t	ΔS_t	ΔF_t
a	-0.9727** (-13.2800)	좌동	-0.9813** (-18.7377)	좌동
b	-0.0063 (-0.7966)	0.0112 (1.5631)	-0.0050 (-1.1285)	0.0052** (2.7999)
β_{s1}	-0.0432 (-1.0687)	0.1135** (3.1200)	0.1417** (3.4715)	0.2293** (6.8253)
β_{s2}	-0.0214 (-0.5265)	-0.0345 (-0.9347)	0.0415 (0.9959)	0.0527 (1.5401)
β_{s3}	-0.0332 (-0.8167)	-0.0169 (-0.45975)	0.0149 (0.3583)	-0.0153 (-0.4463)
β_{s4}	-0.0211 (-0.5178)	-0.0527 (-1.4351)	0.0586 (1.4123)	-0.0089 (-0.2619)
β_{s5}	-0.0036 (-0.0779)	-0.0145 (-0.3937)	0.0072 (0.1752)	-0.0181 (-0.5353)
β_{s6}	-0.0036 (-0.0894)	0.0042 (0.1164)	-0.0003 (-0.0086)	0.0044 (0.1333)
β_{f1}	0.0998** (2.2429)	-0.0669 (-1.6687)	-0.0315 (-0.6358)	-0.2767** (-6.7933)
β_{f2}	0.0195 (0.4353)	-0.0241 (-0.5990)	0.0687 (1.3441)	-0.0704 (-1.6756)
β_{f3}	0.0213 (0.4758)	0.0212 (0.5251)	0.0414 (0.8067)	0.0363 (0.8602)
β_{f4}	0.0091 (0.2028)	0.0054 (0.1334)	-0.0341 (-0.6637)	0.0015 (0.0358)
β_{f5}	-0.0263 (-0.5872)	-0.0183 (-0.4544)	-0.0232 (-0.4569)	0.0162 (0.3867)
β_{f6}	0.0145 (0.3294)	0.0171 (0.4298)	-0.0356 (-0.7199)	-0.0336 (-0.8267)
R ²	0.0221	0.03842	0.04309	0.0594

주) 현물지수(S_t)와 선물지수(F_t)는 추세는 가지지 않고 평균만 가지며, 공적분방정식(Cointegration equation)에 절편이 없는 경우를 가정한 식(2)의 모양을 추정한 것이다. 본 연구의 모든 실증분석은 Econometric View 2.0 (1995)를 이용하였다.

()안은 t값이며 ** 표시는 1% 유의수준에서 유의한 계수를 의미한다.

<표4>의 결과에 의하면 KOSPI 200 현물지수와 선물지수 간의 시차관계가 1차 모의거래 기간과 2차 모의거래 기간에 따라 차이가 난다.

제1차 모의거래 기간 중에는 현물지수와 선물지수는 각각 서로 한 시차씩 선도하는 양방향성(bi-directionality)을 갖는다. 두 방향 중 현물이 선물을 선도하는 방향의 계수가 약간 더 유의적이다. 제2차 모의거래 기간 중에는 현물시장이 선물시장을 일방적으로 한 시차를 선도하는 관계를 보여준다. 이 결과는 선물이 현물을 선도한다는 대부분의 외국의 기존 연구의 결과와 대조되는 것이다. 그리고 두 기간 모두 비교적 낮은 설명력을 나타내어 현물 선물 간의 시차관계가 그렇게 강력하지 못함을 보여주었다.

1차, 2차 모의거래 기간중의 시차관계의 구조가 바뀌는 이러한 결과는 실험시장의 초창기라 시장참가자들이 지수차익거래(Index Arbitrage)와 같은 선물투자기법이나 거래제도 관행에 익숙지 않고 또 실제거래와 달리 거래에 신중한 측면이 결여된 데에서도 비롯되었을 수 있을 것이다. 대체로 선물가격이 현물가격을 선도한다는 2장에서 언급한 기존 연구의 결과와는 달리 현물이 선물을 선도한다는 결과는 주가지수 모의거래 시장에서 선물지수가 현물지수에 대한 예측력을 갖지 못함을 나타낸다. 물론 기존의 연구는 외국의 실제 거래자료를 이용한 것이었다. 따라서 우리 나라에서도 현물과 선물의 시차관계가 실제 거래자료에서는 어떻게 나타나는지 비교해 볼 필요가 있다.

96년 5월 3일 국내의 주가지수선물의 실제거래가 시작되면 실제거래자료를 분석한 뒤에도 역시 현물이 선물을 선도하는 것으로 나타난다면 그 결과는 우리 나라 선물시장에서 선물가격의 가격예시 기능에 의문을 던져주는 것이 될 것이다. 반면에 선물이 현물을 선도하는 것으로 나타난다면 표4의 결과는 모의시장에서 발생한 시차관계에 불과하다는 것으로 추정할 수 있을 것이다.

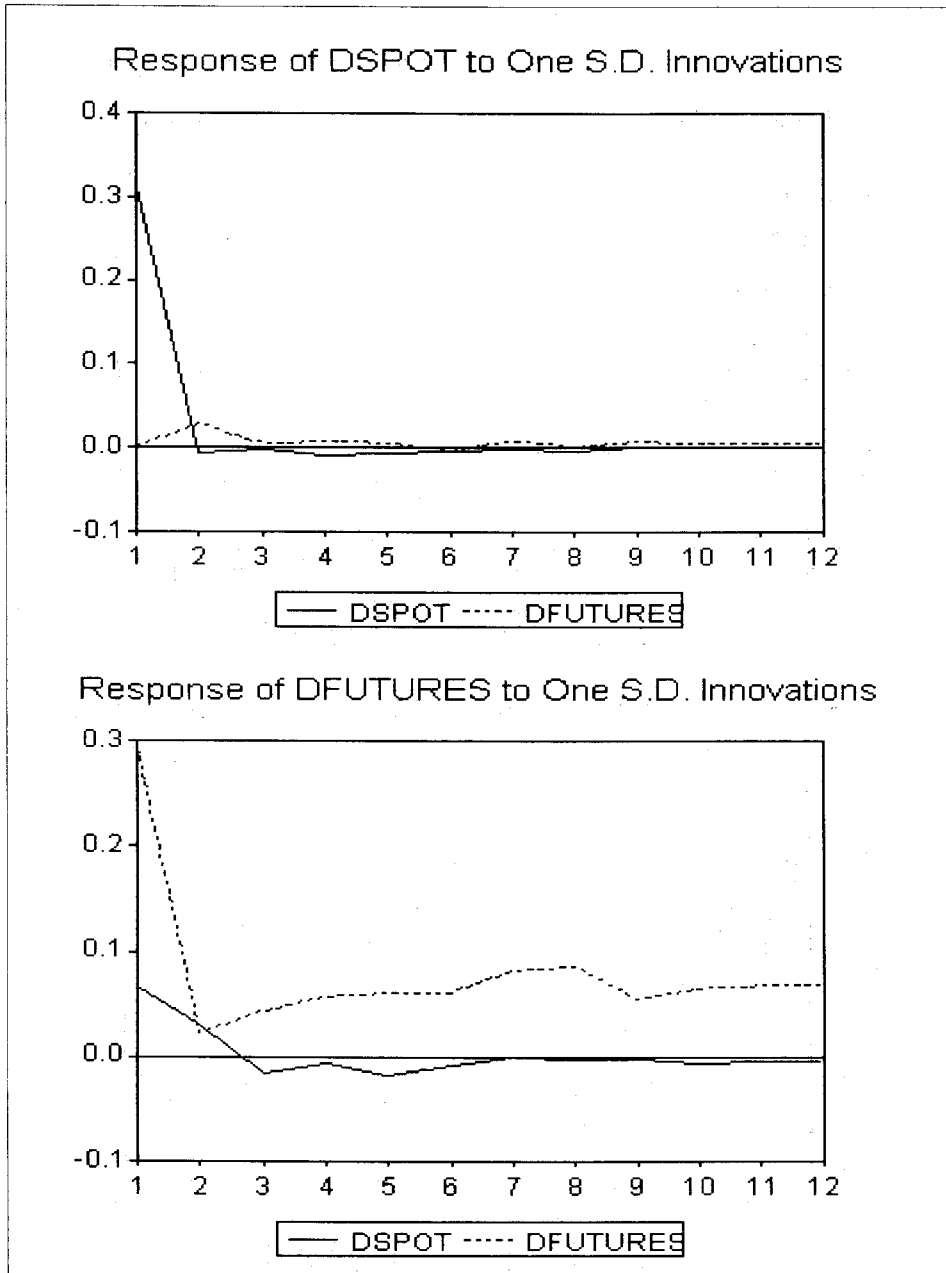
<표4>의 두 추정식에 의하면 1차 모의거래 기간에는 선물과 현물이 1개 시차(5분)의 상호 시차관계를 갖고, 2차 모의거래 기간에는 현물이 1개 시차로 선도하고 있는 것이 분명히 드러난다.

(4) 충격반응함수

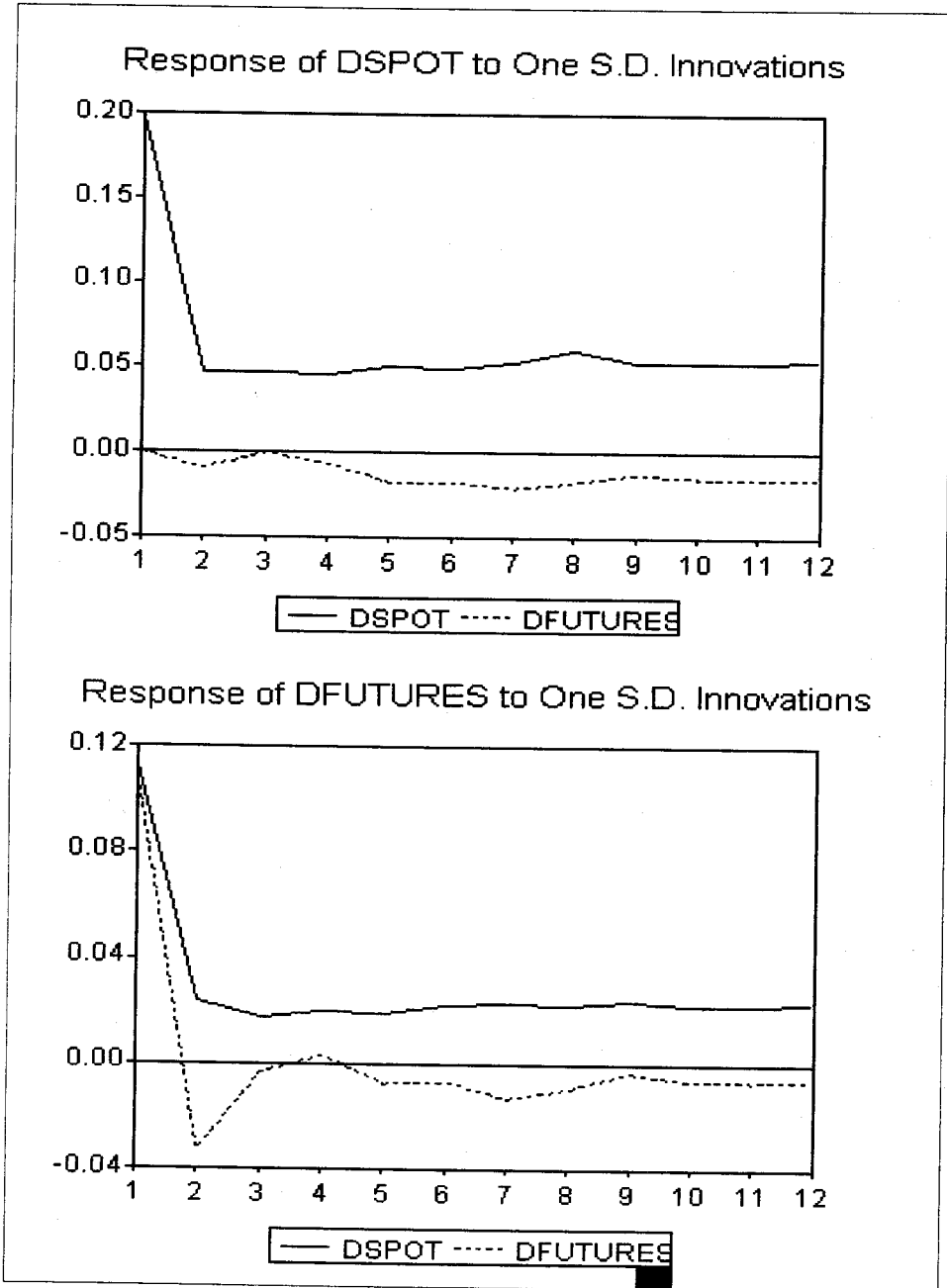
추정된 1차, 2차 모의거래 기간의 모형으로부터 분석시차는 12개 시차(1시간)로 한 충격반응함수는 각각 <그림1>과 <그림2>에 나타내었다.

<그림1>의 상반부는 1차 모의거래 모형에서 현물지수에 대한 두 시계열의 충격을 나타낸 것이다. 현물지수에 대한 현물자신의 충격은 약 두 시차(10분) 이후에 완전히 사라진다. 현물지수에 대한 선물의 충격은 거의 영향이 없다. <그림1>의 하반부는 선물지수에 대한 충격을 나타내고 있다. 선물지수에 대한 현물지수의

<그림1> 1차 모의거래 모형의 충격반응함수



<그림2> 2차 모의거래 모형의 충격반응함수



충격은 대체로 두 시차 동안 급격히 감소하지만 그 후로도 완전히 사라지지는 않는다. 선물지수의 자신에 대한 충격은 대체로 세 시차 이후에는 완전히 사라지는 것을 알 수 있다.

<그림2>의 상반부는 2차 모의거래 모형에서 현물지수에 대한 충격반응을 나타낸 것이다. 현물지수에 대한 현물의 충격은 두 시차동안 급격히 감소하지만 그 후에도 완전히 사라지지는 않는다. 현물지수에 대한 선물지수의 충격은 거의 영향이 없거나 약간의 음(약 -0.01)의 영향을 미친다. <그림2>의 하단부는 2차 모의거래 모형에서 선물지수에 대한 충격을 나타내고 있다. 선물지수에 대한 현물지수의 충격은 대체로 두 시차 동안 급격히 감소하지만 그 후로도 완전히 사라지지는 않는다. 선물지수의 자신에 대한 충격은 대체로 두 시차(10분) 이후에는 완전히 사라지는 것을 알 수 있다. 2차 모의거래 모형의 충격반응함수의 특징은 현물지수에서 발생하는 충격이 현물시장과 선물시장에 두 시차 정도에 대부분 반영이 되지만 완전히 사라지지는 않고 오랫동안 지속된다는 것이다. 이것은 아마도 이 기간의 모형이 현물이 선물에 일방적으로 영향을 미치는 형태로 되어 있기 때문이라 생각된다.

III. 요약 및 결론

우리 나라 증권시장은 새로운 제도인 주가지수 선물거래를 96년 5월부터 실시하기로 하고 95년 4월부터 동년 12월까지 세 차례에 걸쳐 모의거래 시장을 개설하여 운영하였다.

본 연구에서는 주가지수 선물거래의 제1차, 2차 모의시장의 거래자료를 이용하여 KOSPI 200 현물주가지수와 선물주가지수 간의 시차관계를 분석하였다. 실증분석에 사용된 자료는 5분간격의 KOSPI 200 현물지수와 5분 간격의 3개월물 KOSPI 200 선물지수의 거래자료이다.

시차관계 분석을 위해서 적용한 방법은 Johansen(1991)에 의해 제시된 벡타오차수정 벡타자동회귀모형(Vector Error Correction Vector Autoregressive Model: VEC VAR)이다. VEC VAR을 적용하기 위하여 먼저 단위근 검정(Unit Root Test)을 통하여 제1차 모의거래와 2차 모의거래 두 표본 모두에서 단위근(Unit Root)이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 1차 모의거래보다 2차 모의거래 표본의 경우 단위근의 존재가 더 분명하였다. 또 공적분 검정(Cointegration Test)을 통하여 2차 모의거래 기간의 경우 1% 유의수준에서, 1차 모의거래 기간의 경우 10% 유의 수준에서 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있었다.

기초적 분석에서 의하면 1차 모의거래에 비해 2차 모의거래의 자료는 다음과 같은 차이를 보여주었다. 즉 선물과 현물의 괴리율이 1차 기간 중의 2.52%에서 2차 기간에서는 2.08%로 줄어들었고, 현물지수와 선물지수 간의 상관관계는 0.66에서 0.85로 증가하였다. 이것은 1차 모의거래에 비해 2차 모의거래에서 시장참가자들이 선물거래에 보다 익숙해졌기 때문이라 여겨지고, 따라서 2차 기간 중의 자료가 상대적으로 보다 신뢰할 수 있다는 것을 알 수 있다.

자동회귀의 시차를 6개 시차(30분)로 한 오차수정 벡타자동회귀모형의 추정 결과도 1차 모의거래 기간과 2차 모의거래 기간 간에 큰 차이를 보였다. 1차 모의거래 기간 중에는 KOSPI 200 현물지수와 선물지수는 각각 서로 한 시차(lag)씩 선도하는 양방향성(bi-directionality)을 보여 주었다. 2차 모의거래 기간 중에는 현물지수가 선물시장을 일방적으로 선도하는 관계를 보여주었다.

추정된 VAR 모형을 이용한 충격반응함수 분석에서 1차 모의거래 기간에서는 한 시계열에 대한 다른 시계열의 충격은 대체로 2~3 시차만에 모두 사라진다. 반면에 2차 모의거래 기간에는 한 시계열에 대한 다른 시계열의 충격이 오랜 시차 동안에도 완전히 사라지지 않는 불안정한 결과를 보여 주었다.

본 연구의 주요한 특징은 다음과 같다. 첫째, 주가지수 선물시장이 개설되기 전에 시험적으로 실시한 모의거래 시장의 자료를 이용하였다는 것이다. 이점은 모의시장의 자료가 지닐 수 있는 한계점에도 불구하고, 앞으로 실제 자료를 이용한 연구 결과와 비교분석을 가능하게 한다는 점에서 나름대로 특징이라 하겠다. 둘째, 현물지수와 선물지수 간의 시차관계를 분석하기 위해 비교적 새로운 방법인 벡타 오차수정 벡타자동회귀모형(Vector Error Correction Vector Autoregressive Model: VEC VAR)을 적용한 것이다.

현물과 선물이 상호 선도하거나 현물이 선물을 선도한다는 본 연구의 결과는, 선물이 현물을 선도한다는 대부분의 외국의 기존 연구의 결과와 대조되는 것이다. 따라서 현물이 선물을 선도한다는 본 연구의 결과가 모의시장의 자료라는 특성 때문인지 혹은 우리 나라 주가지수 선물시장의 효율성 측면에서 비롯된 것인지를 판단하기 위해서 실제 거래가 시작되면 실제 자료를 이용하여 시차관계를 조사해서 그 결과를 비교해 보는 것이 당연한 연구 방향이라 생각된다. 또 다른 연구 방향으로선 선물시장과 현물시장의 변동성(Volatility)의 시차관계 연구를 들 수 있다. 적어도 모의시장의 경우 선물시장의 개설이 현물시장의 변동성에 영향을 미치지 못할 것이기 때문에 모의거래의 자료를 이용한 변동성의 시차관계를 조사해 보는 것이 의미 있는 연구방향일 것이다.

본 연구는 그 자료와 연구 방법 면에서 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 모의시장의 자료를 이용한 것은 본 연구의 특징인 동시에 자료의 신뢰성 측면에서 한계를 지닌다. 둘째, 선물의 거래빈도 때문에 1분 간격으로 되어 있던 원시자료로

부터 5분 간격으로 자료를 추출하였는데 비 거래확률(nontrading probability)과 같은 분석을 행하지 못하였다. 셋째, 공적분 조사에서 1차 모의거래 기간에 공적분의 존재가 1%나 5% 유의 수준에서 지지되지 않고 10% 유의수준에서 겨우 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있었다는 것이다. 따라서 1차 모의거래 기간의 결과는 그 한계를 지닌다 하겠다.

參 考 文 獻

1. 國內文獻

- 이필상의 3인 (1995) 신금융상품론, 2판, 대전서적
- 한국선물학회 (1995) 주가지수 선물거래의 성공적 정착을 위한 학술토론회 논문집
- 한국증권거래소 (1994) 주가지수선물거래
- _____ (1995) 주가지수선물 시험시장 운영계획 및 운영요강
- _____ (1995) KOSPI 200 선물거래제도
- _____ (1995) 95년 시험시장 운영성과 및 향후계획
- 최범수(1989) "단위근과 공적분의 경제학적 의미와 그 검정법에 대한 개요," 한국
개발연구, 제11권, 여름, 119-143

1. 外國文獻

- Abhyankar (1995), "Return and Volatility Dynamics in The FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 15, 457-488
- Chan (1992) "A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market," *Reviews of Financial Studies*, Vol. 5, 123-152
- Chan, Chan, and Karolyi (1991) "Intraday Volatility in the Stock Index and stock Index Futures Markets," *Reviews of Financial Studies*, Vol. 4, 657-684
- Enders (1995), *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons
- Engle and Granger (1987) "Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol 55, 251-276
- Finnerty and Park (1987) " Stock Index Futures: Does the Tail Wag the Dog?" *Financial Analysts Journal*, Vol. 43, No2, 57-61
- Green (1993) *Econometric Analysis*, 2nd ed., Prentice Hall
- Hamilton (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press
- Johansen (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, Vol. 59, 1551-1580

- Kawaller, Koch, and Koch (1987) "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S&P 500 Index," *Journal of Finance*, Vol. 42, 1309-1329
- Kolb (1991) *Understanding Futures Markets*, 3rd ed., New York Institute of Finance
- Lim (1992) "Arbitrage and Price Behavior of the Nikkei Index Futures," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 12, 151-161
- Miller, Muthuswamy, and Whaley (1994), "Predictability of S&P 500 Stock Index Basis Changes: Arbitrage Induced or Statistical Illusion?," *Journal of Finance*, Vol. 49, 137-158
- Quantitative Micro Software (1995) *Econometric Views Users Guide and Command and Programming Reference Guide, Version 2.0*
- Stoll and Whaley (1990) "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, 441-468