

주가지수선물 도입이 주식시장에 미치는 개입효과

양성국* · 문성주**

<요 약>

1987년 10월 미국의 주가폭락과 1990년대 일본주식시장의 지속적 침체 이후로 미국과 일본 등의 주식시장에서는 주식시장의 변동성 증대 및 침체의 원인으로서 주가지수선물이 주목 받기 시작하였다. 1987년 주가대폭락을 연구한 브레디보고서에는 주가지수선물과 이를 이용한 포트폴리오보험전략이 주가폭락의 한 요인으로 지목되고 있으며, 일본의 경우 장기적인 주식시장 침체가 주가지수선물에 기인한다는 생각이 일반화되어 있다.

본 연구는 우리나라에서 1996년 5월 3일부터 시작된 주가지수선물거래 도입이 주식시장에 미치는 개입효과를 분석하는데 목적이 있다. 본 연구의 목적을 위하여 Box와 Tiao(1975)에 의해 제시된 개입분석모형(intervention analysis model)을 이용하여 분석한 결과 개입의 효과가 전체 모형 설정에 유의한 영향을 미치지 않음을 알 수 있었다. 따라서 우리나라의 경우 주가지수선물거래 도입이 주식시장에 미치는 개입효과는 미미하다고 할 수 있다.

I. 서론

주가지수선물은 개별주식에 대하여 거래가 이루어지지 않고 주가지수를 대상으로 하여 거래되는 선물을 의미한다. 그러므로 인도일에 선물거래가 이루어지지 않고 선물가격과 인도시점의 주가지수의 차이만큼 현금결제로 이루어지는 특징을 갖는다.

이러한 주가지수선물거래는 주가지수 자체를 거래하는 것이 목적이 아니라 주가지수와 유사하게 가치변동을 하게 되는 주식 포트폴리오의 가치변동에 따른 위험을 회피하는데 목적이 있다. 선진국에서는 선물거래의 도입이 기관투자자 및 일반투자자의 관심을 집중시켜 국민경제에서 차지하는 비중이 현물시장을 능가하고 있다.

* 제주대학교 경영학과 전임강사

** 건국대학교 대학원 박사과정

*** 본 논문에 대해서 유익한 논평과 조언을 해주신 익명의 심사위원님들에게 감사드립니다.

우리 나라에서는 1996년 5월 3일부터 KOSPI 200지수를 대상으로 하는 선물거래가 한국증권거래소에서 시작되었는데, 개장 첫달인 5월 중 약정수량 8만 3천 계약을 기록하여 순조로운 출발을 보인 후 비약적인 양적 성장을 기록하였으며, 1998년 1월 말에는 약정수량 57만 9천계약을 기록하여 외향적으로 괄목할만한 성장을 가져온 것으로 평가할 수 있다.

한국증권거래소에 주가지수선물시장을 개설하기로 한 것은, 우리 나라가 그 동안 은행, 증권 분업주의 원칙하에 금융산업이 각기 전문성을 가지고 발전해온 점, 주가지수선물은 위험이 높은 상품인 반면 선물거래의 경험이 전혀 없어 현물·선물시장의 일체적 관리가 필요한 점, 그리고 주가지수 외에는 선물시장의 성공가능성이 크지 않다는 점 등을 고려한 결과이다.

1970년대 이후 금융상품에 대한 선물 및 옵션 거래가 시작된 것을 계기로 금융선물 및 옵션 거래의 도입이 현물시장에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하게 진행되어왔다. 그러나 1987년 10월 미국의 주가폭락과 1990년대 일본주식시장의 지속적 침체 이후로 미국과 일본 등의 주식시장에서는 주식시장의 변동성 증대 및 침체의 원인으로 주가지수선물이 주목받기 시작하였다.

1987년 주가대폭락을 연구한 브레디보고서에는 주가지수선물과 이를 이용한 포트폴리오보험전략이 주가폭락의 한 요인으로 지목되고 있으며, 일본의 경우 장기적인 주식시장 침체가 주가지수선물에 기인한다는 생각이 일반화되어 있다. 주가지수선물이 주식시장의 불안정성을 증대시킨다는 주장의 근거로서 포트폴리오보험, 프로그램 트레이딩 등이 거론되고 있다. 그러나 우리나라의 경우 주가지수선물을 도입한 초기로써 대부분의 투자자들은 daytrader로 볼 수 있으므로 이러한 투자전략에 의해 현물시장의 불안정성이 증대되었다고 보기 어려울 것이다.

따라서 본 연구는 주가지수선물도입이 주식시장에 미치는 영향을 변동성 또는 효율성 측면에서 분석한 기존의 선행연구와는 달리 단기간내의 개입효과 측면에서 분석하고자 한다. 이를 위해 Box와 Tiao(1975)에 의해 제시된 개입분석모형(intervention analysis model)을 이용하여 1996년 5월 3일부터 시작된 주가지수선물거래 도입이라는 새로운 정보가 주식시장에 미치는 개입효과를 파악하고자 한다.

II. 선행연구

주가지수선물이 주식시장에 미치는 영향에 대한 연구는 주가지수선물이 주가변동

성에 미치는 영향, 주가지수선물이 시장효율성에 미치는 영향을 연구하는 두 가지 경우로 크게 나누어 볼 수 있다.

1. 주가지수선물이 주가변동성에 미치는 영향에 관한 연구

주가지수선물의 경우는 다른 선물거래와는 달리 특정 주가지수를 대상으로 한 금융선물의 하나로서 그 대상인 주가지수를 만기에 인도할 수 없으므로 반대매매를 통하여 만기일 이전에 포지션을 청산하든지 아니면 만기일에 가서 그 차액을 현금으로 결산하는 특성이 있다. 주가지수선물거래가 주가변동성에 미치는 영향에 대한 선행 연구는 다음과 같이 나누어 볼 수 있다.

첫째, 주가지수선물거래가 주가의 변동성을 증가시킬 수 있다는 주장이다. 즉, 주가지수선물시장은 일반적으로 주식시장보다 변동성이 높고 주식시장과 주가지수선물시장을 연결하는 거래가 활성화됨에 따라 주식이 가격 변동성이 증대한다는 것이다.

Guesnerie & Rochet(1993)는 거래자간의 정보 비대칭 문제로 거래자들이 복잡한 반응을 보일 수 있기 때문에, 주가지수선물거래 도입이 오히려 주식이 가격의 불안정성을 증대시킬 수 있음을 이론적으로 보여주고 있다. 또한 주가지수선물거래로 재정거래가 빈번하게 발생할 수 있는데 대부분 재정거래포지션은 선물을 매도하고 주식을 매입하는 것이므로, 이것이 한 시점에 대량으로 반대매매를 통해 결제된다면 주가에 압박을 가져와서 주식이 가격 변동폭을 크게 할 수 있다는 것이다.

Maberly, Allen, & Gilbert(1989)는 지수선물의 도입에 따라 변동성이 증가하였다는 결론을 제시하고 있다. Lee & Ohk(1992)는 지수선물도입에 따라 오스트렐리아, 홍콩, 일본, 영국, 미국 등에서 주가수익률의 변동성이 유의적으로 증가하였음을 발견하였다. Antoniou & Holmes(1995)는 영국의 주식시장을 대상으로한 연구결과 주가수익률 변동성은 지수선물도입에 따라 증가함을 발견했다.

주가선물거래에 의한 주식이 가격 변동은 주가지수선물 만기일 부근에서 변동폭이 증가하고 있다는 결과도 제시되고 있다. 특히 지수선물과 지수옵션계약의 만기가 동시에 이루어지는 triple witching days에는 일시적으로 변동성이 증가한다는 결과가 나타나고 있다.(Pericle & Koutmos, 1997) 예를 들면, 주가지수선물을 이용하는 헤저 혹은 재정거래자들은 만기일까지 보유하고 있는 포지션을 정리하기 위해, 만기일의 종장시간대에 현물주식포지션에 대한 반대매매를 함으로써 현물주식포지션을 청산하는데 따르는 베이스스 위험을 제거할 수 있게 된다.

둘째, 주가지수선물거래가 주가의 변동성을 감소시킨다는 주장이다. 즉, 주가지수 선물거래가 도입됨으로써 선물시장에서 매입 또는 매도포지션을 수시로 취하여 시장의 유동성을 제고하여 주문흐름의 불균형을 해소시킴과 동시에 주식이 가격 변동폭을 감소시킨다는 것이다.

Schwert(1990)는 주가지수선물과 옵션거래의 증가가 변동성을 증가시키지 않는다고 주장하였다. Edwards(1988a, 1988b)는 미국시장에서 거래되는 주가지수선물과 금리선물을 이용한 연구에서, 지수옵션과 지수선물도입 이후에 주가수익률 변동성은 높아지지 않았음을 보여주었다. Stein(1987)은 선물시장의 도입이 위험공유를 향상시키고 가격의 정보반영을 감소시켜 불안정성과 부의 감소를 초래하는 모형을 제시하였다.

국내연구로 김종수·박영배(1996)는 KOSPI 200과 KOSPI를 이용하여 두 가격간의 관계 및 변동성을 분석하였다. 또한 권택호·박종원(1997)은 KOSPI 200의 수익률 자료를 이용하여 변동성 변화를 파악하고, KOSPI 200 구성종목과 대응표본종목들의 개별수익률 자료를 이용하여 선물거래가 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 특히, 변동성에 미치는 공통요인들을 통제하고 횡단면 분석을 수행한 결과 선물거래의 도입으로 주식시장의 변동성이 감소함을 제시하였다.

위의 두 가지와는 달리 Kamara, Miller, & Siegel(1992), Darrat & Rahman(1995) 등의 연구에서는 지수선물의 도입은 현물수익률의 변동성에 유의한 변화를 가져오지 않았다는 결과를 제시하고 있다.

2. 주가지수선물이 시장효율성에 미치는 영향에 관한 연구

주가지수선물시장과 주식시장은 동일한 기초상품을 대상으로 거래가 이루어지는 시장이다. 정보효율성의 측면에서 선물거래의 도입으로 인하여 정보가 가격에 반영되는 속도가 더욱 빨라지며 이에 따라 주식시장의 효율성이 증대된다고 주장한다. 선물시장은 주식시장에 비해 관련정보가 보다 신속하게 거래에 반영된다. 이러한 정보는 주식시장과 선물시장간의 차익거래과정을 통하여 주식시장의 가격에 반영되게 되므로, 선물거래의 도입은 선물거래가 없는 경우에 비하여 주식이 가격에 정보가 반영되는 속도를 더욱 빠르게 한다.(권택호, 박종원, 1997)

주가지수선물이 시장효율성에 미치는 영향에 관한 연구에서, 선물거래도입은 시장 참여자에게 주식시장에 대한 정보를 더 많이 제공하는 결과를 초래하며 주식이 가격에 영향을 미침으로써 시장의 효율성이 증대된다는 연구가 주류를 이루고 있다.

French & Roll(1986)은 주식시장의 가격변동성은 정보와 밀접한 관계를 갖는다고 주장하였다. 정보는 미래 기업가치의 기대에 대한 변화와 주가의 변화를 초래한다. 만약 주가수익률에 영향을 미치는 이러한 정보가 시장에 반영되지 않는다면 미래 기업가치의 현가에 따라 정해지는 자산의 가격은 미래기대치의 현가를 향해 서서히 움직인다는 것을 제시하였다.

Lamoureux & Lastrapes(1990)는 일별수익률의 변동성은 시간에 따라 변하는 정보의 도착과 관련되어 있음을 제시하였다. 즉, 수익률의 변동성은 주식시장에서 정보의 반영을 나타내는 것이며 시장효율성의 척도로 볼 수 있다는 것이다.

Bookstaber & Pomerantz(1989)는 주가지수선물시장의 도입에 따라 정보의 흡수력이 빠른 투기자는 증가하고 정보의 흡수력이 늦은 투기자는 시장 적응력의 상실로 시장에서 사라지게 됨을 주장하였다. 이것은 주가지수선물시장의 도입으로 인해 주식시장이 더 효율적으로 진행된다는 것을 의미한다.

Antoniou & Holmes(1995), Ross(1989)는 차익거래가 자유로운 상태에서 주식가격 변화의 변동은 정보의 흐름과 직접적으로 관계가 있다고 주장하였다. 즉, 주식가격 변화의 변동은 투입되는 정보에 따라 달라진다는 것이다. 따라서 만약 주가지수선물의 도입이 정보흐름을 증가시키면 주식시장의 효율성도 증가하게 된다.

국내의 연구에서 김교태(1994)는 1990년 이전에 주가지수선물거래를 도입한 8개국 11개 지수를 이용하여 주가지수선물거래가 주식시장의 효율성에 미치는 효과를 분석한 결과, 주가지수선물거래가 주식시장 효율성에 미치는 효과는 각국의 여러 가지 상황에 따라 각각 달라짐을 제시하고 있다.

III. 이론적 모형

1. 개입분석의 이론적 모형

어떤 시계열자료를 발생시키는 확률구조에 대한 예외적인 외부사건의 영향을 개입(intervention)이라고 하며, 이렇게 개입된(intervened) 시계열자료를 분석하기 위한 모형을 개입분석모형(intervention analysis model)이라 한다.

전이함수모형의 특별한 형태인 개입분석모형(intervention analysis model)은 어떤 시점에서 외부 개입의 유무에 따라 발생한 개입의 효과를 입력변수 X_t 를 개입을 나타내는 변수로 사용하여 분석하는 모형으로 Box와 Tiao(1975)에 의해 제시되었다.

개입이 발생한 시간 T 가 알려졌을 때 전이함수모형을 이용한 개입분석모형은 식(1)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = v(B)X_t + n_t \tag{1}$$

여기서 $v(B) = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)}$ 는 개입사건의 효과,

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s, \quad \delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r,$$

X_t 는 개입변수,

n_t 는 노이즈계열(noise series)로 일반 $ARIMA(p, d, q)$ 과정

을 따르고 X_t 와는 독립이다.

개입변수 X_t 는 시간 t 에 따라 0 또는 1의 값을 갖는 지시변수(indicator variable)의 형태를 취하는데, 다음의 두 가지 형태로 나타낼 수 있다.

첫째, 개입의 효과가 시점 T 부터 지속적으로 나타나는 경우로 식(2)와 같이 단계함수(step function)로 표현되고,

$$S_A(T) = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \quad \text{여기서 } T \text{ 는 개입이 발생한 시간.} \tag{2}$$

둘째, 개입효과가 시점 T 에서의 충격만을 나타내는 경우로 식(3)과 같이 충격함수(impulse function)로 표현할 수 있다.

$$P_A(T) = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \quad \text{여기서 } T \text{ 는 개입이 발생한 시간.} \tag{3}$$

식(1)에서 t 가 개입이 일어나는 시점 T 이전이라면 $X_t = 0$ 이 되므로 $Y_t = n_t$ 이 되어 일반적인 $ARIMA(p, d, q)$ 모형을 따르며, T 시점 이후에는 $X_t = 1$ ¹⁾ 또는 T 시점에서만 $X_t = 1$ ²⁾이 되므로 Y_t 는 일반 $ARIMA(p, d, q)$ 모형과 개입효과인 $v(B)$ 가 혼합된 모형을 따르게 된다. 한편 충격함수 $P_A(T)$ 는 식(4)와 같이

1) 식(2)로 표현
2) 식(3)으로 표현

단계함수 $S_t(T)$ 의 차분 형태로 나타낼 수도 있다.

$$P_t(T) = S_t(T) - S_{t-1}(T) = (1-B)S_t(T) \tag{4}$$

따라서 식(1)에서의 X_t 는 식(2)와 식(3)을 이용하여 표현할 수 있고, 식(4)를 통해 상호 전환될 수 있다.

개입변수 X_t 는 지시변수의 형태를 보이기 때문에 전이함수모형에서와 같은 사전 백색화과정을 적용시킬 수 없다.³⁾ 왜냐하면 충격반응함수는 교차공분산에 비례하지 않기 때문에 전이함수모형에서처럼 교차상관함수를 이용해 개입모형을 인식할 수 없다. 그 대신 개입시점인 T 근방의 Y_t 의 형태와 다양한 개입모형의 반응함수 형태를 비교하여 모형을 식별할 수 있다.

한편 개입이 a 번 발생한 경우의 개입모형은 식(5)와 같이 나타낼 수 있다.

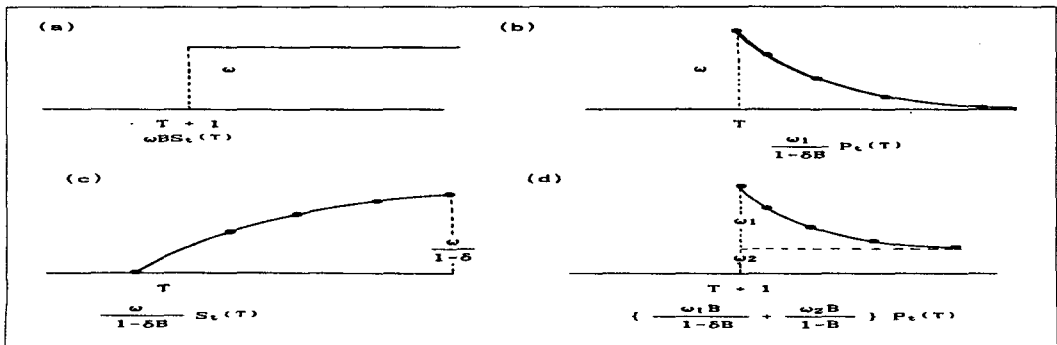
$$Y_t = \frac{\omega_{s1}(B)B^{b1}}{\delta_{r1}(B)} X_t(T_1) + \frac{\omega_{s2}(B)B^{b2}}{\delta_{r2}(B)} X_t(T_2) + \dots + \frac{\omega_{sa}(B)B^{ba}}{\delta_{ra}(B)} X_t(T_a) + n_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^a \frac{\omega_{sj}(B)B^{bj}}{\delta_{rj}(B)} X_t(T_j) + n_t \tag{5}$$

여기서 $X_t(T_j)$, $j=1, 2, \dots, a$ 는 식(1)의 X_t 와 같이 T_1, T_2, \dots, T_a 시점에서 개입이 발생한 것을 나타내는 개입변수들을 의미한다.

개입모형의 반응함수는 개입의 형태가 단계적인가 충격적인가에 따라 여러 가지 구체적 형태가 있을 수 있다. <그림 1>은 일반적인 개입모형의 반응함수 예를 나타낸 것이다.

<그림 1> 개입에 따른 반응함수의 형태



3) 전이함수 모형에서 Y_t 와 X_t 는 연속적인 분포하에 관측값을 갖는 것을 가정한다.

(a)의 경우는 개입에 따른 반응의 변화가 (T+1) 시점에서 즉각적으로 나타나면서 그 영향이 영구적으로 지속되는 형태로 개입에 따른 변화는 $v(B) = \omega B S_t(T)$ 로 표현된다.

(b)의 경우는 반응이 초기에 ω_1 만큼 증가하였다가 시간이 지날수록 δ 의 비율만큼 감소하여 결국 원래의 수준에 수렴하게 되는 형태로 이러한 경우 반응함수는

$$v(B) = \frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} P_t(T), \quad (0 < \delta < 1) \text{로 표현할 수 있다.}$$

(c)의 경우는 반응이 즉각적으로 나타나지 않고 점진적이고 영구적으로 나타나는 형태로 이는 $v(B) = \frac{\omega B}{1 - \delta B} S_t(T)$, ($0 < \delta < 1$) 인 반응함수를 갖고 궁극적으로 $\frac{\omega}{1 - \delta}$ 의 수준으로 수렴하게 된다.

(d)의 경우는 (T+1) 시점부터 개입효과가 영구적으로 ω_2 만큼 지속적인 동시에 (b)의 경우처럼 (T+1) 시점 이후 짧은 기간동안에는 일시적으로 그 효과가 감소되는 형태로

$$v(B) = \left\{ \frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} + \frac{\omega_2 B}{1 - B} \right\} P_t(T), \quad (0 < \delta < 1) \text{의 반응형태를 보인다.}$$

개입분석모형을 나타내는 식(1)에서 n_t 는 ARIMA(p, d, q)과정을 따르므로, 이를 다시 표현하면 식(6)이 된다.

$$Y_t = \frac{\omega_s(B) B^b}{\delta_r(B)} X_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \tag{6}$$

모형식별 과정을 통해 개입전의 노이즈 계열에서 모형의 차수 p, d, q 가 결정되고 반응함수에서 개입영향을 나타내는 차수 r, s, b 가 결정되면 $r+s+p+q$ 개의 모수 $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_r)'$, $\omega = (\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s)'$, $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)'$, $\theta = (\theta_1, \dots, \theta_q)'$ 를 추정하여야 한다. 이를 위해 식(6)을 식(7)의 형태로 변형시키고, 이를 잔차 a_t 에 대하여 정리하면 식(8)이 된다.

$$\phi(B) Y_t = \phi(B) v(B) X_t + \theta(B) a_t \tag{7}$$

$$a_t = \theta^{-1}(B) \phi(B) Y_t - \theta^{-1}(B) \phi(B) v(B) X_t \tag{8}$$

여기서 잔차 a_t 가 독립적이며 평균이 0이고 분산이 σ_a^2 인 동일한 $N(0, \sigma_a^2)$ 의 분포를 따른다고 가정하면 우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$L(\delta, \omega, \phi, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{i=1}^n a_i^2\right] \quad (9)$$

식(9)의 a_i 는 식(8)에서 $\theta(B)$, $\phi(B)$, $v(B)$ 의 함수로 표현되므로 식(9)를 최대화하는 것은 다음의 식(10)을 최소화하는 것이 된다.

$$\sum_{i=1}^n a_i^2 = \sum_{i=1}^n [\theta^{-1}(B)\phi(B)Y_t - \theta^{-1}(B)\phi(B)v(B)X_t]^2 \quad (10)$$

따라서 식(10)을 최소화시키는 δ , ω , ϕ , θ 는 최소자승추정치가 된다.

추정된 모형을 진단하는 방법은 일반적으로 다음과 같다. 모형의 진단결과는 추정된 잔차 $\hat{a}_t = Y_t - \hat{Y}_t$ 이 백색잡음을 따르는가에 대한 검정과정으로써 잔차 \hat{a}_t 이 백색잡음과정을 따른다면 \hat{a}_t 의 평균이 0이고 분산이 일정하며 \hat{a}_t 의 k 차 자기상관 계수 ρ_k 들이 모두 0이어야 한다. 이는 기본적으로 \hat{a}_t 와 t 의 산포도나 \hat{a}_t 의 자기상관함수와 부분자기상관함수의 형태를 통해 잔차 \hat{a}_t 이 어떤 형태를 따르고 있는지를 파악할 수 있다. 또한 잔차 \hat{a}_t 이 백색잡음과정을 따르는지의 여부는 식(11)의 가설을 통해 검정할 수 있다.

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0 \quad (11)$$

한편, Ljung과 Box(1978)는 귀무가설의 식(11)이 사실일 때 식(12)의 통계량은 점근적으로 자유도 $(K-p-q)$ 인 χ^2 분포를 따르는 것을 입증하였다.⁴⁾

$$Q^* = n(n+2) \sum_{i=1}^K \frac{\hat{\gamma}_i^2(\hat{a})}{n-i} \quad (12)$$

여기서, n 은 관측치의 수

K 는 임의의 양의 정수,

$\hat{\gamma}_i^2(\hat{a})$ 는 잔차 \hat{a}_t 의 표본자기상관함수로써 ρ_i 의 추정량이다.

따라서 식(12)에서 통계량값인 Q^* 를 유의수준 α 에서 임계치값인 $\chi^2(K-p-q, \alpha)$ 와 비교하여 식(11)의 가설을 검정할 수 있다. 그리고 식(11)의 가설을 검정할 때마다 차수 k 가 결정되어야 하므로 실제 검정 시에는 k 를 변화시켜 가설검정을 여러번 반복해서 수행하여야 한다.

4) Box와 Pierce(1970)의 통계량 $Q = n \sum_{i=1}^K \hat{\gamma}_i^2(\hat{a})$ 을 χ^2 분포에 더욱 접근하도록 수정한 것이다.

IV. 실증분석

1. 주가지수선물도입의 개입효과에 대한 분석

주가지수선물도입의 정보전달 효과형태를 분석하기 위하여 앞에서 제시한 개입모형을 이용하였는데, 이는 어떤 특정 시점에 취해진 정책이나 사건 등이 시계열에 영향을 주었는지의 여부를 판단하는데 있어서 개입모형은 일반 ARIMA모형보다 더 나은 예측을 제공해 줄 수 있기 때문이다.

본 연구에서 주가지수선물 도입의 개입효과를 분석하기 위하여 종합주가지수를 이용하였으며, 분석대상 기간은 1996년 1월12일부터 1996년 8월 21일까지로 주가지수선물 도입을 기준으로 -90일부터 +90일까지의 기간동안 주식가격 자료를 이용하여 분석하였다.

개입효과를 분석하기 위하여 우선 분석기간의 시계열 자료가 정상성을 갖는지를 확인하였다. 그 결과 분석대상의 원시계열 자료가 비정상성을 갖기 때문에 자료변환과 차분을 실시해 정상시계열로 변환시켜 시계열 자료가 random walk을 따르는지 여부를 파악하였다. 그리고 마지막으로 개입의 형태에 따른 반응함수를 선정하여 개입효과를 분석하였다.

1) 시계열 자료의 안정성 분석

주가지수선물 도입 이전의 종합주가지수 추세를 이용하여 분석 자료의 안정성 여부를 파악하였다. 주가지수선물 도입에 개입모형을 적용하여 분석하기 위해서는 분석하려는 시계열자료가 안정성을 가져야 한다. 만일 실제 자료가 정상성을 만족하는 시계열이라면, 주어진 시계열로부터 구한 표본자기상관함수(Sample Autocorrelation Function : SACF)와 표본부분자기상관함수(Sample Partial Autocorrelation Function : SPACF)를 이용하여 잠정적인 시계열 모형을 식별할 수 있다.

먼저 개입이 발생하기 전과 후의 자료를 모두 포함하는 <그림 2>, <그림 3>에서 종합주가지수(KOSPI)의 표본자기상관함수와 표본부분자기상관함수를 살펴보면, 표본자기상관함수는 거의 직선적으로 느리게 감소하며 표본부분자기상관함수는 시차 1에서 $\hat{\phi}_{11} = 0.97296$ 의 큰 값을 가지고 있으므로 비정상성을 가지고 있다고 할 수 있다.

즉, 각 변수들의 안정성 여부를 검증하기 위하여 SACF와 SPACF를 이용하였는데 분석결과 시계열 불안정성이 존재하므로 원시계열을 이용한 추가분석은 의미를 갖지 못한다. 따라서 안정적 시계열을 만들기 위하여 변수변환과 차분방법을 이용하였다.

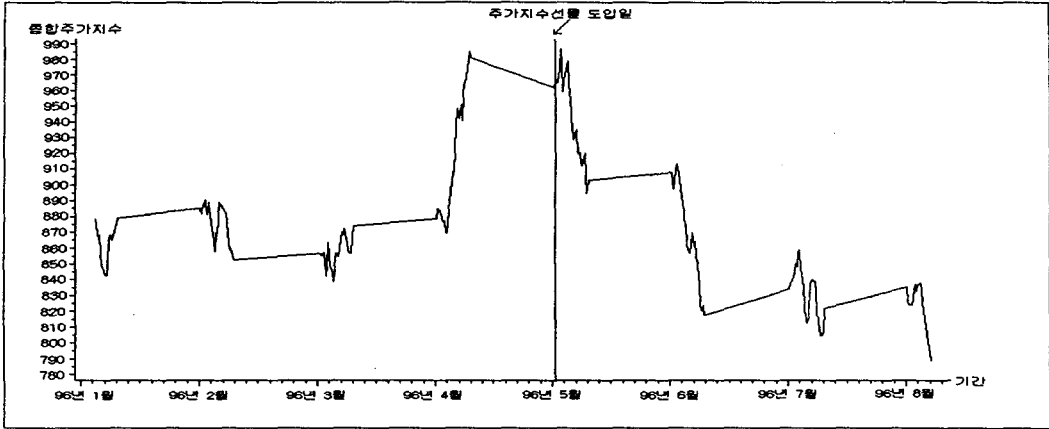
비정상성을 제거하기 위해 로그변환과 1차차분을 실시하여 $W_t = (1-B) Z_t$ 에 대한 SACF와 SPACF를 살펴보면, <그림 4>, <그림 5>에서 모든 시차에 대한 $\hat{\rho}_{ij}$ 와 $\hat{\phi}_{ij}$ 들이 모두 유의하지 않으므로 변환 및 차분된 시계열자료는 확률보행과정(random walk model)을 따름을 알 수 있다. 시계열자료가 확률보행과정을 따른다는 것은 새로운 개입모형으로 분석대상 자료를 분석할 수 있음을 의미한다. 따라서 주가지수선물 거래의 도입이라는 개입효과를 분석하기 위하여 개입모형을 선정하여 분석하였다.

2) 주가지수선물 도입의 개입효과 분석

개입의 효과가 어떤 형태를 가질 것인가를 추정하기 위해 살펴본 개입이전의 노이즈 계열은 <표 2>에서 보듯이, 1차 차분한 개입이전의 모형의 모수값이 $\hat{\phi}_1 = 0.17549(0.07489)$, $\hat{\phi}_2 = 0.05178(0.07506)$ 로 ARIMA(p,d,q)과정에서 p=0, d=1, q=0인 random walk과정을 따른다. 그리고 개입에 따른 효과를 파악하기 위한 원시계열의 산포도는 <그림 6>과 같다. 개입시점인 1996년 5월 3일을 기점으로 개입 전, 후 기간을 비교하여 보면 <그림 6>에서 보는 바와 같이 자료의 변환형태로 보아, 개입이 있는 후 약간의 충격을 보이다가 점진적으로 원래의 모습으로 되돌아가는 추세를 보이고 있다. 그리고 개입효과의 지속기간이 길지 않기 때문에 개입에 따른 반응함수는 식(17)과 같은 시점 T에서의 충격함수 형태로 나타날 것으로 예상된다.

$$Z_t = \frac{w_0}{1-\delta B} P_t + \frac{w_1}{1-B} P_t + \frac{\alpha_t}{1-B} \quad (17)$$

<그림 6> 96년 1월 - 96년 8월의 종합주가지수 추이



식(17)의 반응함수를 포함하는 개입분석모형을 이용하여, 최우추정방법에 의한 모수 추정결과 $\hat{\omega}_0 = -0.0090663(-1.61)$, $\hat{\omega}_1 = -0.0054187(-1.10)$ 로 유의하지 못하고, $\hat{\delta} = -0.87638(-8.78)$ 로 유의하다. 또한 잔차에 대한 유의성 검증결과 a_t 가 백색잡음과정을 따른다는 가설을 기각할 수 없으며, 잔차에 대한 자기상관함수와 부분자기상관함수 역시 모형의 타당성을 뒷받침해 주고 있다. 모형진단을 위하여 시차를 6, 12, 18, 24로 변환시켜 보았으나 잔차의 표본자기상관함수는 모두 0과 유의하게 다르지 않음을 알 수 있다. 개입분석모형을 이용한 최종분석결과와는 <표 2>에 나타나 있다.

<표 2> 모형의 모수 추정 및 모형 검진 결과

모형	모수	모형검진
모형 I (개입전 : 1996.1.12 ~1996.5.3)	$\hat{\phi}_1 = 1.17076(16.27^1)$ $\hat{\phi}_2 = -0.17082(-2.37)$	$Q^*(6) = 0.82(0.936^2)$ $Q^*(12) = 8.57(0.573)$ $Q^*(18) = 11.56(0.774)$ $Q^*(24) = 15.33(0.848)$
모형 II (개입전 1차 차분: 1996.1.12 ~1996.5.3)	$\hat{\phi}_1 = 0.17549(0.07489)$ $\hat{\phi}_2 = 0.05178(0.07506)$	$Q^*(6) = 0.53(0.971)$ $Q^*(12) = 8.74(0.625)$ $Q^*(18) = 10.85(0.819)$ $Q^*(24) = 13.72(0.911)$
모형 III (전체 : 1996.1.12 ~1996.8.21)	$\omega_0 = -0.0090663(-1.61)$ $\omega_1 = -0.0054187(-1.10)$ $\delta = -0.87638(-8.78)$	$Q^*(6) = 9.84(0.132)$ $Q^*(12) = 19.24(0.083)$ $Q^*(18) = 21.75(0.243)$ $Q^*(24) = 23.51(0.490)$

주) 1) t값의 유의수준, 2) Chi-square값의 유의수준

<표 2>에서 보면, 모형진단 결과 확률보행과정이 적합하다고 할 수 있다. 만약 전 체기간에 걸쳐 새로운 모형이 형성된다면 개입의 효과가 있는 것으로 추정할 수 있 으나, 새로운 모형이 형성되지 않으면 개입의 효과가 없는 경우 또는 시장의 다른 요 인에 의해 종합주가지수가 하락하였을 것으로 판단할 수 있다. 이것은 개입 전과 후 의 차이가 개입효과에 의하여 분명하게 구분되지 않음을 의미한다.

따라서 최종적으로 선택된 개입모형인

$Z_t = \frac{-0.0090663}{1+0.87638B} P_t + \frac{-0.0054187}{1-B} P_t + \frac{\alpha_t}{1-B}$ 를 이용하여 추정한 모 수들은 유의하지 못하므로 최종모형은 개입효과 이전의 확률보행과정모형인

$Z_t = \frac{\alpha_t}{1-B}$ 와 동일한 형태를 가진다. 즉 주가지수선물도입에 따른 개입효과는 미 미하다고 할 수 있다.

V. 결론

1987년 10월 미국의 주가폭락과 1990년대 일본주식시장의 지속적 침체 이후로 미 국과 일본 등의 주식시장에서는 주식시장의 변동성 증대 및 침체의 원인으로서 주가 지수선물이 주목받기 시작하였다. 1987년 주가대폭락을 연구한 브레디보고서에는 주 가지수선물과 이를 이용한 포트폴리오보험전략이 주가폭락의 한 요인으로 지목되고 있으며, 일본의 경우 장기적인 주식시장 침체가 주가지수선물에 기인한다는 생각이 일반화되어 있다. 주가지수선물이 현물시장의 불안정성을 증대시킨다는 주장의 근거 로서 포트폴리오보험, 프로그램 트레이딩 등이 거론되고 있다. 그러나 본 연구의 분 석대상기간은 주가지수선물을 도입한 초기로써 대부분의 투자자는 daytrader로 볼 수 있으므로 이러한 투자전략을 수행했다고 보기 어려울 것이다. 따라서 이러한 투자전 략이 실제로 수행되었는가를 파악하기 위해서는 분석대상기간을 보다 장기간으로 한 연구가 필요하다고 생각한다.

본 연구는 1996년 5월 3일부터 시작된 주가지수선물거래 도입이 주식시장에 미치 는 개입효과를 분석하는데 목적이 있으며 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, 전체 자료는 정상성을 만족하고 있지 않으며 대수 변환뒤 1차 차분을 취한 변환된 자료는 확률보행과정을 따르고 있으므로 주가지수선물거래의 도입을 개입요 인으로 간주하여 개입분석을 이용해 자료를 분석하였다.

둘째, 개입전의 자료는 정상성을 만족하지 않고 있으며 대수변환뒤 1차 차분을 취한 변환된 자료는 Random Walk모형을 따르는 것으로 판단되었다.

셋째, 개입에 따른 적절한 반응함수를 설정하여 분석한 결과 개입의 효과가 전체 모형 설정에 유의한 영향을 미치지 않음을 알 수 있었다. 따라서 주가지수선물거래 도입이 주식시장에 미치는 개입효과는 미미하다고 할 수 있다.

이상에서와 같이 각종 시계열 자료의 모형을 설정하는 데 있어 외부의 개입이 주어졌을 때 개입분석을 이용하면 보다 효과적인 시계열 분석을 시행할 수 있다. 그러나 이를 실제 자료에 적용시키는 데 있어서는 개입에 따른 반응함수가 계수의 값이나 부호에 매우 민감하게 반응하므로 정확한 반응함수를 설정하는 것이 중요하다고 판단된다.

참고문헌

1. 김교태, “주가지수선물거래가 현물시장효율성에 미치는 영향에 관한 연구”, 재무관리논총 제1권 제3호(1994,10), pp. 215-256.
2. 김중수·박영배, “주가의 변동성에 대한 연구”, 재무관리논총 제3권 제1호(1996.5), pp. 141-161.
3. 권택호·박종원, “KOSPI200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향”, 재무관리연구 제40권 제2호(1997.10), pp.57-81.
4. Antoniou, A., and Holmes, P.(1995): “Futures Trading and Spot Price Volatility: Evidence for the FTSE-100 Stock Index-Futures Contract Using GARCH,” *Journal of Banking and Finance*, 19 : pp.117-129.
5. Bookstaber, R. R. and Pomerantz, S., “An Information-Based Model of Market Volatility”, *Financial Analysts Journal*, 1989, pp.37-46.
6. Box, G. E. P., and Tiao, G. C.(1975), “Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems,” *Journal of American Statistics Association*, 70, pp.70-79.
7. Darrat, A. F., and Rahman, S.(1995) : “ Has Futures Trading Activity Caused Stock Price Volatility?” *The Journal of Futures Markets*, 15 : pp.537-557.
8. Edwards, F. R.(January/February 1988a): “Does Futures Trading Increase Stock Market Volatility?” *The Journal of Futures Market*, 15 : pp.785-803.

9. Edwards, F.R. (1988b): "Futures Trading and Cash Market Volatility: Stock Index and Interest Rate Futures," *The Journal of Futures Markets*, 8(4) : pp.421-439.
10. Feller, W. 1951. The Asymptotic Distribution of the Range of Sums of Random Variables. *Annals of Mathematical Statistics* 22 : pp.427-432.
11. French, K. R and Roll, R., "Stock Return Variance : The Arrival of Information and the Reaction of Trades", *Journal of Financial Economics*, Vol, 17, 1986, pp.5-26.
12. Guesnerie, R. and Rochet, J.C., "Destabilizing Speculation on Futures Markets," *European Economic Review* Vol. 37(1993), pp.1043-1063.
13. Kamara, A., Miller, T. w., and Siegel, A. F.(1992) : " The Effect of Futures Trading on the Stability of Standard and Poor 500 Returns," *Journal of Futures Markets*, 12(6) : pp. 645-658.
14. Lamoureux, C. G. and Lastrapes, W. D., "Heteroskedasticity in Stock Return Date : Volume versus GARCH Effect", *Journal of Finance*, Vol, 45, No, 1, 1990, pp.221-229.
15. Lee S.B., and Ohk, K.Y. (1992): "Stock Index Futures Listing and Structural Change in Time-Varying Volatility," *The Journal of Futures Markets*, 12 : pp.493-509.
16. Maberly, E., Allen, D., and Gilbert, R. (November/December 1989) : "Stock Index Futures and Cash Market Volatility," *The Journal of Futures Markets*, 12 : pp.493-509.
17. Pericli, A and Koutmos, G,(1997) : " Index futures and options and stock market volatility", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 17, No. 8, pp.957-974.
18. Ross, S.A., "Information and volatility: The no-arbitrage martingale approach to timing and resolution irrelevancy", *Journal of Finance* vol.44, 1989, pp.1-17.
19. Schwert, W.G.(May/June 1990): "Stock Market Volatility," *Financial Analysts Journal*, pp.23-34.
20. Stein J., "Information Externalities and Welfare-Reducing Speculation", *Journal of Political Economy*, vol, 95. No. 6, 1987, pp.1123-1145.