

주가지수선물 · 옵션시장과
주가지수의 가격발견 기능에 관한 연구

김 인 준 (KAIST)
김 동 석 (KAIST)
김 슌 (KAIST 박사과정)
백 인 석 (KAIST 박사과정)

1. 연구목적

1996년 5월 3일과 1997년 7월 7일에 금융선진화를 위해 한국에도 KOSPI 200에 대한 주가지수선물시장과 주가지수옵션시장이 개설되었다. 초기에는 투기목적만을 가진 투기자(speculator)에 의해 주로 거래가 이루어졌으나 해를 거듭할수록 차익거래(arbitrage)와 기관투자자의 프로그램매매(program trading)에 의해 더욱더 시장이 효율적으로 움직이고 있다.

본 연구에서는 주가지수선물이 주가지수에 대한 가격발견기능을 제공하는가 하는 문제와 마찬가지로 주가지수옵션이 주가지수에 대한 가격발견기능을 제공하는가 하는 문제에 대한 실증분석을 행하고자 한다. 선물의 경우 많은 투자분석가들은 선물가격과 현물가격의 차이가 다가올 현물가격의 움직임에 관한 지표로써 사용될 수 있다고 믿는다. 특별히 큰 베이스(basis)는 긍정적인 정보를 담고 있으며 베이스가 작거나 음의 값을 갖게 되는 경우 시장의 하강 국면에 대한 지표가 된다.

완전하게 효율적인 시장에서 두 시장의 가격이 새로운 정보에 동시에 반응하면 차익거래의 기회가 발생하지 않는다. 그래서, 시장에 유포되는 새로운 정보는 거래비용을 고려한 차익거래 기회가 발생할 수 있는 충분한 선도시차관계가 발생하지 않도록 동시에 즉각적으로 반영되어야 한다. 결국 선물과 현물 그리고 옵션과 현물시장간의 효율성 검증의 측면에서도 시차관계의 연구는 의미를 지닐 수 있다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 우선 선물가격과 현물가격간의 선도시차관계에 관한 국내외의 기존연구를 살펴보고, 다음으로 옵션가격과 현물가격간의 선도시차관계에 관한 국내외 연구들을 비판적으로 고찰함으로써 본 연구에서의 연구모형을 도출한다. 그리고 다음으로 한국시장을 대상으로 선물과 현물 그리고 옵션과 현물간의 가격발견기능에 대하여 도출된 모형을 통하여 실증분석을 실시하고자 한다.

2. 기존연구

여기서는 본 연구의 주제인 선물과 현물 그리고 옵션과 현물의 가격발견기능에 대한 국내외의 기존연구들을 고찰함으로써, 선물과 옵션이 현물가격에 대하여 가격발견기능을 제공하게 되는 이유를 살펴보고, 그 실증분석 방법론들을 살펴본다.

(1) 선물과 현물의 균형

시장장애요인이 없고, 이차율이 비추계적(nonstochastic)이며, 주식에서 발생하는 배당이

현재시점에서 알려진 경우에 주가지수선물과 주가지수 사이에는 차익거래의 기회가 존재하지 않기 위해서 다음의 균형관계가 성립해야 한다.

주식에 배당이 존재하는 경우에는 다음의 관계를 만족하여야 한다.

$$F_t = S_t \cdot e^{(r-d_t)\tau}$$

d_t : τ 동안 받을 수 있는 배당률

위와 같은 균형관계를 통하여 정보가 시장에 진입했을 때 현물과 선물은 동시에 반응해서 가격의 변화에 반영되어야 한다. 그러나, 시장에 장애요인이 존재하는 경우에 기존연구에 의해 밝혀진 바에 의하면 다음과 같은 이유에서 주가지수선물과 주가지수 사이에 비동시적으로 가격변화가 발생할 수 있다.

첫째로, 주가지수 구성종목의 불빈번거래(infrequent trading)로 인하여 지수선물의 가격이 실증적으로 현물에 대하여 선도효과를 보일 수 있다. 즉, 주가지수가 새로운 정보에 완벽하게 반영하기 위해서는 기초 주식들의 가격이 시간에 따라 계속적으로 변해야 하나 대부분의 구성종목들은 각 단위시간 마다 거래가 이루어지는 것이 아니기 때문에 주가지수는 새로운 정보를 즉시 반영하지 못하게 된다. 그래서, 일중(intraday) 가격변화에 기초하여 선도시차관계를 분석할 때 현물지수의 정보에 대한 조정 속도가 아닌 불빈번거래 효과에 의해 선도시차 관계가 유도될 수 있다.

둘째로 거래비용과 leverage effect를 들 수 있는데, 투자자들의 시장에 대한 기대의 변화를 기초로 한 거래는 현물시장에서의 매매보다 선물시장에서의 매수와 매도포지션을 통해 거래하는 것이 더 저렴하므로 선물지수가 먼저 움직이고 주가지수는 이후에 움직인다고 생각할 수 있다. 즉, 선물시장의 거래비용이 낮을 뿐 아니라 주식시장에서의 거래에는 거래주식의 총액에 해당하는 금액이 필요하지만 선물시장에서는 거래량 전체의 가격이 아닌 거래금액의 일부분인 증거금만 제공하면 되기 때문에 같은 금액으로 보다 많은 거래를 할 수 있는 레버리지(leverage)효과 때문에 정보를 빠르게 반영할 수 있다.

셋째로, 위의 두 가지 요인과 더불어 정보의 유형에 따라서 선도시차관계가 비대칭적으로(asymmetric) 일어날 수 있는데(Chan, 1992). 먼저 시장에 들어온 정보가 긍정적, 부정적 정보의 여부에 따라 달라진다. 기관투자자나 기업내부자의 공매를 통한 거래의 제약으로 인하여 발생하는 문제이다. 즉, 부정적인 정보가 시장에 들어왔을 경우 공매의 제한이 없는 선물시장의 경우 정보에 즉각적으로 반영하여 가격이 조정될 수 있지만 공매의 제한이 있는 현물시장의 경우 반응속도가 느리게 된다. 결국 공매의 제한이 존재한다면 부정적인 정보가 시장에 들어왔을 경우 선물이 현물을 선도하는 정도가 더 크게 나타날 것이다.

넷째로 정보의 과급효과에 따라 영향이 달라질 것이다. 특정기업에 한정된 정보가 시장에 들어왔을 경우 투자자는 지수의 구성종목하나를 거래함으로써 정보에 대응할 수 있지만 시장 전체에 영향을 미치는 정보가 진입하였을 경우 구성종목 전부의 거래를 통해서 정보에 대응하는 방법은 현실적으로 어려움이 있으므로 단순히 선물을 거래함으로써 가격은 조정될 것이다. 이처럼 시장 전반적인 정보가 들어왔을 경우 선물의 현물에 대한 선도관계는 더욱 커질 것이다.

마지막으로 매도-매수호가(bid-ask spread) 효과를 들 수 있다. 즉, 주가가격에 포함되어 있는 bid-ask spread의 존재가 주식시장의 즉각적 가격반영을 저해한다. 우리 나라의 주식시장은 market maker에 의한 시장이 아니기 때문에 미국적 의미의 bid-ask spread는 아니지만, 이론적 의미의 bid-ask spread는 존재한다고 볼 수 있다.(은철수와 장호윤, 1998)

(2) 주가지수선물과 주가지수와의 선도시차관계를 분석하기 위한

기존의 방법론

위에서 언급된 다섯 가지 이유로 인하여 선물이 현물에 대한 가격발견기능을 제공할 수 있는데, 이러한 선물과 현물간에 존재하는 선도시차관계(lead-lag relationship)를 분석하기 위한 기존의 분석방법론은 교차상관분석(cross-correlation analysis), 단측분산시차모형(one-side distributed-lag model), 양측회귀분석(two-sided regression) 그리고 공적분(cointegration)과 오차수정모형(error correction model) 등의 4가지로 구분될 수 있다. 아래에서 이들을 차례로 살펴본다.

① 교차상관분석 (Cross-Correlation Analysis)

Haugh(1976)에 의해 처음으로 개발된 이 방법은 두 가지 과정을 거친다. 우선 ARMA모형을 통해 각 시리지를 필터(filter)하고 그 후 잔차를 계산한다. 다음으로 추정된 잔차를 통해 두 시리지의 인과관계에 관한 검증을 위하여 모집단의 교차상관계수에 관한 추정을 만드는 표본상관계수를 계산한다. 모집단의 교차상관함수는 다른 선도(lead)와 시차(lag) k 에 대하여 다음과 같이 만들어진다.

우선 모집단의 교차상관계수에 관한 추정을 만드는 표본상관계수를 계산하고, 인과관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 하에서 표본 교차상관계수는 선도와 시차변수에서 모두 0을 갖게된다.

시간 k 가 0인 상관계수는 동시적 상관계수(contemporaneous coefficient)로서 이론적으로 만족해야할 1이 아닌 경우 선도시차관계가 존재하는 것으로 추정될 수 있으며, 이때 만약 k 가 음인 값, 즉 선물수익률의 과거값과 현물수익률의 현재값 사이의 상관관계에서 유의한 결과를 보인다면 선물이 현물을 선도함을 나타내는 것이고, k 가 양인 값을 가지면 선물수익

물의 미래값과 현물수익률의 현재값 사이의 상관관계에서 유의한 결과를 보인다면 현물이 선물을 선도함을 나타내는 것으로 볼 수 있다.

Herbst, McCormack and West(1987)는 1982년 2월 24일에서 9월18일 동안의 S&P 500과 Value Line 현물지수와 4가지의 선물지수(1982년 9월물, 12월물, 1983년 3월물, 6월물)와의 관계를 연구하였으며, 그 결과 Value Line의 경우 약 16분 정도, S&P 500의 경우 약 8분 정도 선물이 현물을 선도하는 현상이 발견되었다. Ng(1987)는 S&P 500, Value Line 지수, 다섯 가지 환율에 대한 현물과 선물가격 사이의 인과관계를 분석한 결과 약 5년 정도의 일별 증가를 사용하여 선도계수의 크기가 작기는 하지만 선물시장은 현물시장을 하루정도 선도함을 밝혀낸 바 있다.

② 단측분산시차모형 (One-Side Distributed-Lag Model)

Granger(1969)에 의해 처음으로 제시된 이 방법은 실증적으로 결정된 필터를 사용하여 다음과 같은 이변량 자기상관(bivariate autoregressive) 모형을 통해 추정하는 방법이다.

$$Y_t = e_1 + \sum_{k=1}^n a_k Y_{t-k} + \sum_{k=1}^n b_k X_{t-k} + \varepsilon_{1,t}$$

$$X_t = e_2 + \sum_{k=1}^n c_k Y_{t-k} + \sum_{k=1}^n d_k X_{t-k} + \varepsilon_{2,t}$$

Y_k 를 현물지수라 하고 X_k 를 선물지수라 할 경우 b_k 계수들이 유의한 시차가 많다면 선물시장이 현물시장을 선도함을 알 수 있고 c_k 계수들이 유의한 시차가 많으면 현물시장이 선물시장을 선도한다고 볼 수 있으며, 유의한 시차의 개수나 크기를 비교하여 최종적으로 선도시차관계를 판단하게 된다.

Kawaller, Koch and Koch(1987)이 S&P 500 현물지수와 선물지수와의 선도시차관계연구에 동시적 상관관계(contemporaneous relationship)를 고려하여 b_k , c_k 에 k 가 0인 경우를 포함한 모형을 사용한 결과 1984년과 1985년 사이에 선물가격은 현물가격을 약 20분에서 45분 정도 선도하고 현물은 선물을 이끄는 정도가 1분 보다 적은 것으로 나타났다.

③ 양측회귀분석 (Two-Sided Regression)

Stoll and Whaley(1990)는 다음과 같은 단측회귀분석모형을 사용하여 연구를 수행하였는데, 불빈번거래(infrequent trading)와 매도매수호가 효과(bid-ask price effect)를 제거하는 ARMA 필터를 적용한 자료를 모형에 사용하였다.

$$X_t = \alpha + \sum_{k=-m}^m \beta_k Y_{t-k} + u_t$$

X의 Y에 대한 선도여부를 검증하기 위해 k 가 음인 계수들에 관한 유의성을 검정하고 같은 방법으로 k 가 양인 계수들에 관한 검정을 통해 Y의 X에 대한 선도여부를 살펴볼 수 있다. 잔차가 계열상관(serially-correlated)되어 있을 경우 추정된 계수들의 F검정이 무의미하므로 모형을 추정하고 검정하기 전에 두 개가 시리즈는 필터가 되어야 한다.

Stoll and Whaley(1990)의 연구에서는 필터를 통해 선물이 현물이 선도하는 현상은 크기가 좀 더 약해졌지만 여전히 선물이 현물을 선도하는 것으로 나타났는데, 1990년의 S&P 500과 MMI 지수를 이용하여 실증 분석한 결과 선물이 평균적으로 약 5분 정도 현물을 선도하고 이따금 10분 이상 선도함을 밝혀냈고, IBM과 같이 거래가 활발하게 일어난 종목에 대해서도 선물의 선도효과가 나타나는 것으로 분석되었다.

④ 공적분 (Consternation)과 오차수정모형 (Error Correction Model)

선도 시차의 연구에서 Schroeder and Goodwin(1991)에 의하여 처음으로 공적분의 개념이 도입되었는데, 이 시점까지만 해도 단순히 선물시장과 현물시장이 공적분되어 있어 장기적인 균형상태에 있는지를 살펴보는데 그쳤다. 그들은 1975년부터 1989년까지의 live hogs 선물시장에 대하여 공적분 관계를 검정해 본 결과 서로 공적분 되어있지 않음을 발견하였다.

Engle and Granger(1987)에 의하면 시계열 벡터에 대하여 변수 각각이 비안정적(nonstationary)인 경우 차분을 필요로 함에도 불구하고, 변수의 선형조합이 차분변환 없이 안정적이라면 공적분 상태에 있게 된다. 공적분의 개념을 이용한 분석은 현물과 선물간의 선도관계뿐 아니라 시장효율성을 정보반영속도라는 관점에서 분석할 수 있는 장점이 있다. 또한, 경제적 균형 관계를 지닌 두 변수의 선도관계를 살펴보는 것이 의미가 있으므로 이에 대한 점검이 필요한 것이다. 공적분은 이하에서 살펴보게 될 본 연구의 모형으로 채택되므로, 자세한 내용은 연구모형부분에서 살펴본다.

Wahab and Lashgari(1993)는 1988년 1월 4일부터 1992년 5월 30일의 기간동안 S&P 500 지수와 FT-SE 100지수의 선물과 현물에 대한 일별 자료에 공적분과 오차수정모형을 적용하여 선도시차 관계를 분석하였는데, 선물시장과 현물시장은 공적분 되어 있는 것으로 나타났으며, 또한 오차 수정 계수와 시차된 변수들의 상대적인 크기는 선물시장과 현물시장에 상호작용(feedback)이 있음에도 불구하고 현물이 선물을 이끄는 결론이 도출되었고 전일의 선물의 균형 오차에 대하여 현물의 가격변화로 인한 수정보다 전일의 현물의 불균형에 대한 선물의 가격변화의 오차수정효과가 더 강하게 나타났다. Pizzi, Economopoulos and

O'neill(1998)은 1987년 1월부터 1987년 3월 사이의 1분별 자료로 S&P 500 지수와 3개월물, 6개월물 S&P 500 선물지수를 이용하였다. 각각의 가격 시리즈는 비안정성(non-stationary)을 보였고 현물과 3개월물 선물, 6개월물 선물에 관하여 각각 공적분 되어 있음을 밝혀냈다. 즉, 시장이 효율적으로 움직임을 알아냈다. 이의 결과를 통해 두 개의 오차 수정 모형을 계산한 결과 3개월물 선물과 6개월물 선물은 적어도 20분 현물을 선도하고 현물은 3개월물 선물을 3분 선도하고 6개월물 선물을 4분 선도함을 밝혀냈다. 즉, 선물시장이 강한 선도효과를 가진 반면 선물시장만의 선도는 기각된 것이다. 한편 국내에서는 은철수와 장호윤(1998)이 KOSPI 200 지수를 대상으로 1996년 6월 14일부터 1997년 6월 12일까지 약 1년간의 기간에서 5분 단위로 측정된 거래 자료를 이용하여 선물시장은 10분 내지 30분에 걸쳐 현물시장을 선행하고 현물시장의 선물시장에 대한 선행은 미약하다고 결론지었다. 홍성희, 옥진호와 이용재(1998)는 주가지수 선물과 현물의 상호연관관계에 대한 분석을 하였다. 일별자료와 20분 단위 일중 거래자료를 사용하여 실증분석을 한 결과 일별 자료에 대해서는 현물, 선물 사이에 공적분 관계가 발견되었고 선물시장과 현물시장사이에 5%유의수준에서 유의적인 양방향 선도효과가 나타났고 20분 단위의 일중자료 에서는 공적분 관계가 나타나지 않았고 선물시장이 현물을 약 20분에서 40분에 걸쳐 현물시장을 선행하고 있음을 밝혀냈다.

(3) 옵션과 현물가격의 선도시차관계

주가지수선물과 주가지수와 의 관계와 마찬가지로 옵션과 현물 사이에도 완전시장(perfect market)에서는 차익거래기회가 즉각적으로 사라져야 하므로, 두 가격 사이에 선도관계가 나타나지 않아야 한다.

옵션과 주식사이의 선도관계에 관한 기존 연구는 대부분 사적정보를 가진 informed trader가 높은 leverage 효과를 위해서 주식보다 옵션에 투자할 것이라는 측면에 초점을 맞추고, 개별주식과 개별주식에 대한 옵션의 가격간의 선도관계를 분석하고 있다.(Manaster and Rendleman, 1982; Bhattacharya, 1987; Stephen and Wahley, 1990)

이러한 연구들은 Black-Sholes 등 옵션가격에 대한 특정 이론모형을 가정하고, 모형으로부터 도출된 implied stock price를 시장가격과 비교하여, 두 가격간에 차이가 존재하는 경우 이를 차익거래기회로 파악하여, 이러한 차이가 주식의 시장가격에 반영되지 않은 정보를 반영하는 것으로 보고 있다.

Manaster and Rendleman(1982)의 연구에서는 일별종가자료를 이용하여 분석한 결과 옵션이 주식가격을 선도하는 것으로 나타났으며, 주식가격이 옵션가격에 adjust하는데 하루정도 소요되는 것으로 나타났다. 그리고 Bhattacharya(1987)의 연구에서는 intraday 자료를 이용하여 분석한 결과 Manaster and Rendleman(1982)의 연구에서와 마찬가지로 옵션가격이 주식가격을 선도하는 것으로 나타났다. 그러나, Stephen and Whaley(1990)의 연구에서는 위

의 두 연구결과와 반대로 주가가격이 옵션가격을 선도하는 것으로 나타났는데, Finucane(1991)은 위와 같이 상반된 연구결과가 이론가격에 내재된 주가가격을 도출하는 과정에서 주식의 변동성을 추정하는 방법론이 달랐기 때문으로 보고 있다.

전체적으로 위와 같은 연구들은 첫째로 특정 이론모형을 가정하는데서 유발되는 문제점과 둘째로 변동성을 추정하는 방법에 따라 연구결과가 다르게 나타났다는 문제점을 지니고 있다.

한편, Chan, Chung and Johnson(1993)에 의하면 주가지수옵션은 개별주식에 대한 옵션의 경우와 볼빈번거래 등 여러 측면에서 reasoning이 달라질 수 있음을 지적하고 있는데, Finucane(1991)은 S&P 100 지수와 OEX 옵션(최근월물, at-the-money option의 15분 자료)을 대상으로 한 연구에서 선행연구들이 특정 이론모형을 가정하는데서 오는 문제점을 지적하고, 옵션가격에 대한 특정 이론모형을 가정하는 대신 put-call parity를 이용하여 call option과 put option의 균형관계에서 벗어나는 오차를 차익거래기회로 파악하고, 이러한 차익거래기회가 S&P 100 지수를 15분 선행하는 것을 밝혀냈다.

국내에서는 홍성희, 옥진호와 이용재(1998)가 주가지수옵션과 주가지수와 가격선도관계를 분석하였는데, 20분 단위의 일중자료에서 현물시장과 옵션시장 사이에는 양방향의 선도효과가 나타났다.

3. 연구모형

본 분석에서는 주가지수선물과 주가지수 그리고 주가지수옵션과 주가지수 사이에 존재하는 가격의 선후행성을 분석하기 위해 전술된 공적분과 오차수정모형을 이용하고자 한다. 이러한 공적분과 오차수정모형에서는 두 가격사이의 선후행성을 분석함과 동시에 정보반영속도라는 관점에서 시장효율성도 동시에 분석할 수 있으며, 특히, 주가지수옵션과 주가지수와의 관계를 분석함에 있어서, 옵션의 이론가격을 구하기 위해 특정 이론 모형을 가정하지 않음으로써 변동성 추정 등에서 나타나는 문제점을 회피할 수 있다.

예를 들어 한 시장의 가격변화가 다른 시장의 가격 변화를 이끌며 장기간의 균형 관계를 만들기 위한 증거는 다음과 같은 식을 통해 알 수 있다.

$$P_{f,t} - \beta_0 - \beta_1 P_{s,t} = e_t$$

여기서, $P_{s,t}$, $P_{f,t}$: t시점의 현물과 선물의 가격

β_0, β_1 : 모수, e_t : 균형관계로부터의 오차

Engle and Granger(1987)에 따르면 시계열의 벡터(vector)에 관하여 변수각각이 비안정적이므로 차분을 필요로 함에도 불구하고 변수의 선형 조합이 차분변환 없이 안정적이라면 공적분 상태에 있게 된다. 즉, $P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 가 비안정적이고 오차 e_t 가 안정적이라면 $P_{s,t}$ 와 $P_{f,t}$ 는 공적분 되어 있고 $P_{s,t}$, $P_{f,t}$ 사이에는 균형관계가 존재함을 알 수 있다. 만약 오차가 비안정적이라면 균형관계가 존재하지 않음을 나타내며 시장이 비효율적이던지 아니면 두 개의 시장은 같은 기초자산을 나타내고 있지 않다고 생각할 수 있다.

Granger and Newbold(1974)는 만약 두 시리지가 평균에 추세(trend)가 없는 공분산 안정적(covariance stationary)이고, 공적분 되어 있으면 각 시리지에 대하여 유사회귀분석(spurious regression)의 문제를 일으키지 않는 오차 수정 모형이 있음을 보여주었는데, 오차 수정 모형은 전 시점의 균형 오차와 각 변수의 1차 차분된 시차변수들을 포함하고 있기 때문에 일시적인 인과관계는 오차 수정 계수의 유의성과 상대적인 크기를 살펴봄으로서 검증할 수 있다.

본 분석에서는 오차수정모형의 1차 차분된 변수대신에 각 시리지의 수익률을 이용한 Wahab and Lashgari(1993)와 Pizzi, Economopoulos and O'neill(1998)의 다음과 같은 오차 수정 모형을 사용하고자 한다. 아래의 모형은 주가지수선물과 주가지수를 대상으로 나타낸 것이며 주가지수옵션과 주가지수에도 동일한 모형을 적용하게 된다.

$$r_{s,t} = \alpha_1 + \alpha_s \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^n \alpha_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad \text{<식 1>}$$

$$r_{f,t} = \alpha_2 + \alpha_f \hat{e}_{f,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^n \alpha_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{<식 2>}$$

$$P_{f,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 P_{s,t} = \hat{e}_{f,t} \quad \text{<식 3>}$$

$$r_{s,t} = \alpha_1 + \alpha_s \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^n \alpha_{12}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad \text{<식 4>}$$

$$r_{f,t} = \alpha_2 + \alpha_f \hat{e}_{s,t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^n \alpha_{22}(k) r_{f,t-k} + \varepsilon_{f,t} \quad \text{<식 5>}$$

$$P_{s,t} - \tilde{\beta}_0 - \tilde{\beta}_1 P_{f,t} = \tilde{e}_{s,t} \quad \text{<식 6>}$$

여기서, $r_{s,t}$: 시점 t의 현물의 수익률, $r_{f,t}$: 시점 t의 선물의 수익률

$P_{s,t}$: 시점 t의 현물지수, $P_{f,t}$: 시점 t의 선물지수

그런데, Enders(1995)에 따르면 대표본에서는 현물지수와 선물지수 어느 변수를 종속변

수로 사용하든지 결과가 동일하며, 따라서 본 연구에서는 <식 1>, <식 2>, <식 3>를 분석에 사용한다.

각 식은 두 가지 부분을 가진 것으로 해석할 수 있는데, 첫 번째는 전 시점의 장기 균형(long-term equilibrium)과의 편차를 $r_{s,t}$, $r_{f,t}$ 가 어떤 방식으로 조정하는가를 측정하는 균형오차 (\hat{e}_{t-1})이며, 두 번째로 현재가격의 변화에 대한 전 시점의 가격변화의 효과를 나타내는 시차된 수익률이다.

위 식의 계수들을 통해 선물시장, 옵션시장과 현물시장의 선도효과를 검정할 수 있는데, <식 1>와 <식 2>에서 현물의 선물에 대한 단방향의 선도효과는 모든 $\alpha_{21}(i)$ 가 0이 아니어야 하고 모든 $\alpha_{12}(i)$ 는 0이어야 하며, 유사한 논리로 선물의 현물에 대한 단방향의 선도효과는 모든 $\alpha_{21}(i)$ 는 0이 아니어야 하고 $\alpha_{12}(i)$ 는 0이어야 한다. 하지만 기존의 연구들에서는 단방향의 선도효과는 보이고 있지 않으므로 위 두 계수들의 유의한 정도차이를 보고 판단할 수 있는데, 모든 $\alpha_{21}(i)$ 의 유의함보다 $\alpha_{12}(i)$ 의 유의한 정도가 더 크다면 선물시장의 현물에 대한 선도효과가 더 크게 나타남을 알 수 있다.

한편, 이 모형을 통해 시장의 효율성 측면도 검증해 볼 수 있는데, 완전하게 효율적이고 연속적인 선물, 옵션 그리고 현물시장에서는 각 시장간의 불균형은 일어나지 말아야 하고 경제적 이윤을 위한 기회에 대한 정보가 되는 불균형은 모두 순식간에 사라져야 하는데, 이는 균형으로 조정되는 속도를 나타내는 오차수정항의 계수인 α_s , α_f 의 유의함을 통해 알 수 있다.

이와 같은 논리로 공적분을 검정하고 그에 따른 오차 수정모형을 이용하여 선물과 옵션의 현물에 대한 선도관계를 밝히고자 한다.

공적분 관계 검정은 Johansen의 검정방법을 이용하는데, Engle and Granger(1987)가 공적분 방정식의 잔차에 사용한 ADF(Augmented Dickey-Fuller)방법과 Johansen(1988, 1991, 1992a, 1992b)의 공적분 검정에 의한 방법 두 가지를 모두 사용할 수 있으나 ADF의 경우 어느 변수로 표준화하는가에 따라(즉, 어느 변수를 종속변수로 사용하는가) 결과가 일치하지 않을 수 있다는 점이 문제로 작용할 수 있어 공적분 관계 검정을 위해 Johansen 공적분 검정방법을 실시했다.

4. 실증분석

(1) 분석기간 및 자료

본 분석에서는 주가지수 자료로 KOSPI 200의 5분 자료를 이용하였다. 주가지수선물과의

분석을 위해서는 주가지수선물 개장일인 96년 5월 3일부터 99년 3월 31일까지의 자료를 이용하였으며, 주가지수옵션과의 분석을 위해서는 98년 1월 1일부터 99년 3월 31일까지의 자료를 이용하였다. 5분 자료를 이용한 이유는 불빈번 거래로 인한 가격의 지속성(staleness)을 방지하기 위해서이다.

주가지수선물은 96년 5월 3일부터 99년 3월 31일까지의 거래량이 가장 많은 해당시점에서의 최근월물의 5분자료를 이용하였는데, 선물의 경우 만기일 이전에는 주식시장보다 15분 늦게 종료하고, 만기에는 주식시장보다 10분 늦게 종료하므로, 현물과 선물의 가격시리즈를 대칭 시키기 위해서 선물의 만기일 이전에는 주식시장 폐장시간인 오후 3시부터 3시 15분까지의 자료를 삭제하였고, 선물의 만기일에는 2시 50분부터 3시까지의 주가지수자료를 삭제하였다. 또한 전장의 종료시점, 후장의 종료시점 이후에 발생하는 미체결된 거래에 의한 가격변화 또한 선물과 현물의 대칭의 용이성을 위해 자료에서 삭제하였다. 98년 12월 첫째 주까지는 토요일에 오전장이 개설되었으므로, 해당시점의 토요일 오전 11시 30분 이후의 자료도 삭제하였다.

주가지수옵션의 경우에는 시장개설일이 아닌 98년 1월 1일 자료부터 사용하였는데, 그 이유는 옵션개장 초기에는 거래가 충분하지 못하여 5분의 가격시리즈를 생성하는데 문제점을 내포하고 있기 때문이다. 98년 1월 1일부터 선물과 마찬가지로 최근월물의 at-the-money 풋옵션을 사용하였다. 선물과 마찬가지로 주식시장과 거래시간이 다른 자료들은 자료에서 삭제하였으며, 옵션의 만기일에는 주식시장의 2시 50분 이후의 자료를 삭제하였다.

KOSPI 200과 선물의 최근월물, 옵션의 최근월물 중 at-the-money 옵션의 5분 가격시리즈 자료를 이용하여 다음과 같은 방법으로 5분 수익률 자료 시리즈를 생성하였다.

$$r_{s,t} = \ln(P_{s,t}/P_{s,t-1}) \times 100$$

$$r_{f,t} = \ln(P_{f,t}/P_{f,t-1}) \times 100$$

$$r_{c,t} = \ln(P_{c,t}/P_{c,t-1}) \times 100$$

여기서, $r_{s,t}$: t 시점에서의 현물 수익률, $P_{s,t}$: t 시점에서의 현물 가격

$r_{f,t}$: t 시점에서의 선물 수익률, $P_{f,t}$: t 시점에서의 선물 가격

$r_{c,t}$: t 시점에서의 옵션 수익률, $P_{c,t}$: t 시점에서의 옵션 가격

위 시리즈에 대해서 기존의 연구들과 마찬가지로 전날의 종가와 다음날의 시가의 변화를 나타내는 overnight return은 시간간격이 5분이 아니므로 수익률 자료에서 제거하였으며, 전장 마감과 후장 시가로 이루어지는 수익률 자료도 같은 논리로 하여 제외하였다.

(2) 사전 분석

본 분석에서는 궁극적으로 공적분과 오차수정모형을 통하여 현물과 선물 그리고 현물과 옵션간에 존재하는 선도시차관계를 살펴보는 것이나 이에 앞서 사전적 분석으로 각 수익률 시리즈의 자기상관관계(autocorrelation)와 현물과 선물 그리고 현물과 옵션간의 교차상관관계(cross-correlation)를 살펴보고자 한다.

① 자기상관관계

Stoll and Whaley(1990)에 의하면 자기상관관계의 분석을 통하여 불빈번거래와 매도매수호가 효과에 의한 가격시리즈의 특성을 간접적으로나마 추측할 수 있다. Stoll and Whaley(1990)는 불빈번거래효과가 영향을 끼치는 시계열은 순수한 AR 모형이 만들어지고 매도매수호가 효과에 의한 시계열은 순수한 MA 모형이 만들어진다고 하였다. 1차 자기상관계수의 값이 유의한 양의 값을 보이면 불빈번거래 효과가 있고 음의 값을 보이면 매도매수호가에 의한 효과가 있음을 알 수 있다. 즉, 자기 상관계수의 값이 유의한 양의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률에 양의 상관관계가 있음을 의미하고 이는 이전 시점의 정보가 시장에 아직도 전부 반영되지 못함을 나타낸다. 즉, 시장에 긍정적 정보가 진입하였을 경우 정보를 빠른 시간 내에 반영하여 상승을 마쳐야 할 시점에도 그 정보로 인하여 계속적으로 시장이 상승하는 효과가 나타나게 되는 것이다. 이는 간접적으로 시장의 거래가 활발하지 못하여 정보에 반응하는 속도가 느림을 말하는 것이다.

또한 자기 상관계수의 값이 유의한 음의 값을 보이면 현재 시점의 수익률과 다음 시점의 수익률이 음의 값을 지니게 되므로 가격이 반대방향으로 움직이게 되는 것을 말한다. 이는 '매도매수호가 효과'에 의하여 매도 주문의 경우 낮은 가격에 매수 주문의 경우 높은 가격에 체결되는 결과임을 알 수 있다. 그러나, KOSPI 200과 같이 많은 구성종목들을 가진 지수는 각 개별종목들의 수익률의 매도매수호가 효과가 분산(diversification)되어 사라지기 때문에 나타나지 않는 것이 일반적이다.

우선 현물-선물의 자기상관관계 분석결과를 살펴보면 아래와 같다. 아래의 <표 3-1>에 현물-선물수익률 시리즈를 통해서 분석된 현물수익률의 자기상관관계와 선물수익률의 자기상관관계가 나타나 있다. 이 경우 현물수익률은 선물과의 대칭으로 인하여 분석기간이 96년 5월부터 99년 3월 31일까지이다.

현물의 경우 시차가 1일 때 즉, 현재시점의 현물수익률과 5분전 현물수익률의 자기상관관계가 0.34096으로 절대적 값도 크고, 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다. 이것은 불빈번거래로 인한 효과가 시차 1까지 크게 작용함을 의미한다고 볼 수 있다. 그러나, 시차가 2가 넘으면, 자기상관관계가 음의 값을 가지게 되어, 불빈번거래로 인한 효과는 사라짐을 알 수 있다.

선물의 경우 기존 연구에 의하면 주가지수와 달리 단일의 자산이므로 거래가 빈번하게 일어나게 되므로 불빈번거래 효과를 나타내는 성질인 유의한 양의 자기상관계수의 값은 보이지 않고 매도매수호가에 의한 음의 값을 보일 수는 있다고 지적하고 있는데, 표에 나타난 바와 같이 시차 1인 경우에 선물수익률의 자기상관계수는 그 절대값이 현물수익률에 비하여 작고, 시차가 커짐에 따라 사라지게 된다. 그러나, 시차가 1인 경우에 자기상관계수가 0.05441로 현물의 0.34096에 비하여 아주 작은 편이기는 하나 통계적으로 유의해, 선물 또한 불빈번거래의 성질을 가지고 있음을 알 수 있다.

<표 1> 현물과 선물의 자기상관관계

lag	주가지수	주가지수선물
1	0.34096**	0.05441**
2	-0.05261**	0.00089
3	-0.13244**	-0.01288*
4	-0.07460**	-0.02072**
5	-0.01463**	0.00870
6	0.01160*	0.00552
7	0.02216**	0.01200*
8	0.01675**	0.01633**
9	0.01313*	-0.01347*
10	-0.00461	-0.00463
11	-0.00451	-0.00424
12	-0.00709	-0.00315

*** :1%, 5% 유의수준에서 유의함

다음으로 현물-옵션의 자기상관관계를 살펴보면 아래와 같다.

<표 2> 현물과 옵션의 자기상관관계

lag	주가지수	주가지수옵션
1	0.32106**	0.00253
2	-0.12019**	-0.06348**
3	-0.15792**	-0.07103**
4	-0.05691**	0.02030**
5	0.01464	0.03498**
6	0.03331**	0.03221**
7	0.03875**	0.04073**
8	0.02627**	0.00135
9	0.01957*	0.02955**
10	0.00245	0.00826
11	-0.01309	-0.00062
12	-0.01402	0.01453

** : 1%, 5% 유의수준에서 유의함

이 경우 현물은 옵션과의 대칭을 위하여 분석기간이 98년 1월 1일부터 99년 3월 31일까지이다. 앞의 현물-선물과의 관계에서와 마찬가지로 시차가 1일 때 즉, 현재시점의 현물수익률과 5분전 현물수익률의 자기상관관계가 0.32106 절대적 값도 크고, 통계적으로도 유의한 것으로 나타나 불빈번거래로 인한 효과가 시차 1까지 크게 작용함을 의미한다고 볼 수 있다. 그러나, 앞서와 마찬가지로 시차가 2가 넘으면, 자기상관관계가 음의 값을 가지게 되어, 불빈번거래로 인한 효과는 사라짐을 알 수 있다. 옵션의 경우에는 선물과 달리 불빈번거래 효과가 유의하게 나타나지 않는다. 즉, 시차가 1인 경우에 불빈번거래효과는 그 크기도 작고, 통계적으로 유의하지도 않아 현물이나 선물과는 달리 우리 나라 옵션시장에서는 불빈번거래 효과가 유의하지 않은 것을 알 수 있다.

② 교차상관관계

기존연구에서 살펴본 것처럼 교차상관계수의 값은 실제 선도효과 보다는 연구의 사전작업으로 시차의 수를 결정하거나 대략적인 시장의 동향을 살펴보고자 할 때 사용된다.

교차상관분석을 통한 선도관계의 해석은 다음과 같다. 먼저 k 가 0인 상관계수는 동시적 상관계수(contemporaneous coefficient)로서 이론적으로 만족해야할 1이 아닌 경우 선도시차 관계가 존재함을 짐작할 수 있다. 이때 만약 k 가 음인 값, 즉 선물수익률의 과거값과 현물수익률의 현재값 사이의 상관관계에서 유의한 결과를 보인다면 선물이 현물을 선도함을 나타내는 것이고, k 가 양인 값, 선물수익률의 미래값과 현물수익률의 현재값 사이의 상관관계에서 유의한 결과를 보인다면 현물이 선물을 선도함을 나타내는 것이다.

<표 3>에 현물과 선물의 교차상관관계가 분석되어 있다.

<표 3> 현물과 선물간의 교차상관관계

k	$\rho(r_{s,t}, r_{f,t+k})$	k	$\rho(r_{s,t}, r_{f,t+k})$
-10	-0.00146	10	-0.01418*
-9	-0.00260	9	-0.00074
-8	0.01684**	8	0.01154*
-7	0.02487**	7	0.00413
-6	0.01120*	6	0.01444**
-5	-0.00871	5	0.00799
-4	-0.03305**	4	-0.00006
-3	-0.01056*	3	-0.02980**
-2	0.13244**	2	-0.04319**
-1	0.43003**	1	0.01537**
0	0.46155**	0	0.46155**
선물이 현물을 lead		현물이 선물을 lead	

*, ** : 1%, 5% 유의수준에서 유의함

우선 동시적 상관계수 동시적 상관계수(contemporaneous coefficient)는 0.46115로 큰 값을 나타내고 있으나, 통계적으로 유의하게 1과 다르므로 두 시계열간에 선도관계가 존재함을 암시하여 주고 있다. k가 음인 경우의 1차 계수 값은 0.43003으로 나타나 선물이 현물을 선도함을 추론하여 볼 수 있는데, 시차가 2인 경우에도 그 값이 0.13244로 유의한 값을 가지므로, 교차상관관계분석에 의하면 선물의 현재 수익률 및 과거 10분까지의 수익률은 현물의 현재 수익률과 비교적 유의한 상관관계를 가지는 것을 알 수 있다. k가 양인 경우 즉, 현물의 현재 및 과거 수익률과 선물의 현재 수익률과의 교차상관관계는 시차가 1인 경우에 0.01537로 선물의 현재 및 과거 수익률과 현물의 현재 수익률의 경우인 0.43003 보다 통계적으로는 유의하나, 그 절대적 크기가 상대적으로 작음을 알 수 있다. 그리고, 시차가 2인 경우에는 -0.04319로 음의 값을 가지게 된다. 또한 여기서 본 분석에서 관측치가 많아서 상관계수의 절대치가 아주 작아도 통계적으로 유의한 것으로 나타날 수 있음을 감안하면, 앞의 경우와는 달리 현물의 현재 및 과거 5분의 수익률이 선물의 현재 수익률과 가지는 관계는 선물의 현재 및 과거 수익률이 현재 현물 수익률과 가지는 관계에 비해서 그 정도가 훨씬 미약함을 알 수 있다.

결과적으로 우리 나라 시장에서는 선물이 현물을 선도하는 효과가 현물이 선물을 선도하는 효과에 비하여 매우 강하고 나타나고 있음을 알 수 있다.

<표 4>에 현물과 옵션의 교차상관관계가 분석되어 있다.

<표 4> 현물과 옵션간의 교차상관관계

k	$\rho(r_{s,t}, r_{c,t+k})$	k	$\rho(r_{s,t}, r_{c,t+k})$
-10	-0.00355	10	0.00972
-9	0.00276	9	-0.00915
-8	0.02507**	8	0.01747*
-7	0.02767**	7	0.01564*
-6	0.02804**	6	0.01829*
-5	0.00374	5	0.02498**
-4	-0.03830**	4	0.00409
-3	-0.05135**	3	-0.05152**
-2	0.01165*	2	-0.06156**
-1	0.26819**	1	0.08225**
0	0.40052**	0	0.40052**
옵션이 현물을 lead		현물이 옵션을 lead	

**, * :1%, 5% 유의수준에서 유의함

현물과 옵션간의 교차상관관계는 앞서 분석된 선물과 현물의 교차상관관계와 그 기본적인 패턴은 유사하게 나타난다. 즉, 동시적 상관계수 동시적 상관계수(contemporaneous coefficient)는 0.40052로 현물과 선물의 경우보다 그 값이 작음을 알 수 있다. 이 경우에도 통계적으로 유의하게 1과 다르므로 두 시계열간에 선도관계가 존재함을 암시하여 주고 있다. k가 음인 경우 즉, 옵션의 현재 및 과거수익률과 현물의 현재 수익률과의 상관관계를 살펴보면, 1차 계수 값은 0.26819이고, 시차가 2인 경우는 0.01165로 선물-현물의 교차상관관계의 경우보다 그 크기가 작음을 알 수 있다. 즉, 그 정도가 선물-현물의 경우보다 미약하기는 하지만 옵션의 현재 및 과거 10분의 수익률이 현물의 현재 수익률과 통계적으로 유의한 상관관계를 가지고 있음을 알 수 있으며, 이를 통하여 옵션이 10분까지 현물을 선도함을 추론하여 볼 수 있다. k가 양인 경우 즉, 현물의 현재 및 과거 수익률과 옵션의 현재 수익률과의 교차상관관계는 시차가 1인 경우에 0.08225로 옵션의 현재 및 과거 수익률과 현물의 현재 수익률의 경우인 0.26819 보다 통계적으로는 유의하나, 그 절대적 크기가 작음을 알 수 있다. 그리고, 시차가 2인 경우에는 -0.04319로 음의 값을 가지게 된다.

따라서, 옵션수익률이 현물수익률을 10분까지 선도하는 것으로 나타났으며, 현물이 선물을 선도하는 효과와 옵션이 현물을 선도하는 효과는 동일하게 과거 5분까지 통계적으로 유의한 것으로 나타났으나, 현물이 선물을 선도하는 것보다 옵션이 현물을 선도하는 효과가 그 크기에 있어 보다 강함을 알 수 있다.

③ 공적분과 오차수정모형

공적분 분석은 시계열분석에서 공적분의 개념을 도입하여, 주가지수선물가격과 주가지수 사이에 무차익거래기회(no arbitrage profit opportunity)가 의미하는 일종의 균형관계 제약이 성립되는 점을 고려하여, 두 가격들의 변화가 독립적인 것이 아니라 일종의 균형관계를 유지하면서 공통적으로 변화하고 만일 이들 가격이 이러한 균형관계에서 이탈하더라도 영속적으로 이탈하는 것이 아니라 다시 균형관계로 복원하는 공적분 관계를 가진다는 점에 초점을 두고 있다.(홍성희, 옥진호, 이용재, 1998)

연구모형에서 살펴본 바와 같이 본 분석에서는 Johansen의 검정방법을 이용하여 공적분 관계의 존재유무를 검정하고자 한다.

아래의 <표 6>에 현물과 선물간의 공적분관계를 검정한 결과가 나타나있다.

여기서 주어진 가설은 다음과 같다.

H_1 : 두 시리즈 사이에 공적분 벡터는 없다.

H_2 : 두 시리즈 사이에 공적분 벡터는 하나 존재한다.

<표 6> 현물과 선물의 Johansen 공적분 검정 결과

기 간 : 1996/05/03-1999/03/31				
	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5% 유의수준	1% 유의수준
H_1	0.001366	54.65307	19.96	24.60
H_2	0.000175	6.211844	9.24	12.97
Unnormalized Cointegrating Coefficients				
P_s	P_f	C		
-0.003631	0.003532	0.006037		
Normalized Cointegrating Coefficients				
P_f	P_s	C		
1.000000	-1.028140	1.709313	Log likelihood	20480.80

위의 표에서 현물과 선물가격 사이의 공적분 관계 검정을 통하여 두 가격 사이에 장기적인 균형관계의 존재여부를 검정할 수 있다. H_1 즉, 현물과 선물가격 시리즈 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 가설은 LR 통계량이 54.65370으로 유의수준 1%에서 기각되었

는데, 이것은 현물시장과 선물시장의 두 가격사이의 관계가 차익거래에 의해 장기적으로 밀접하게 연관되어 균형관계로 회귀하고 있음을 시사하여 주고 있다. 결국, 선물과 현물 사이에 공적분 관계가 존재하게 되어, 다음의 오차수정모형을 적용하여, 선물과 현물 사이의 선도시차관계를 살펴볼 수 있다.

연구모형에서 살펴본 바와 같이 오차수정모형은 <식1>, <식2>, <식3>을 사용한다. 다음의 <표 7>에 공적분 관계를 통해 도출되는 오차수정모형 추정결과가 나타나 있다. 표에서 선물이 현물을 선도하는 $r_f(-k)$ 는 1%까지 유의한 양의 값을 가지는 차수가 8까지이므로, 선물이 현물을 40분까지 선도함을 알 수 있다. 한편 현물이 선물을 선도하는 $r_s(-k)$ 는 유의수준 1%까지 유의한 양의 값을 가지는 차수가 3까지이나 그 효과의 크기는 선물이 현물을 선도하는 정도보다 미약함을 알 수 있다. 여기서 상관계수가 유의한 음의 값을 보이는 시차가 있으나 이는 정보의 선도효과를 말해주지 못한다. 시장에 정보가 들어왔을 경우 선물시장이 그 정보에 반응하여 움직이면 현물시장이 같은 방향으로 따라가는 것이 정보 효과이므로 음의 값은 정보효과로 인한 가격변화를 설명하지 못한다. 또한 계수의 값이 유의함에도 불구하고 절대적인 수치가 작아서 경제적 의미를 부여하기 힘들다.

또한 시장의 효율성을 검정할 수 있는 계수인 $\hat{\alpha}_s$ 와 $\hat{\alpha}_f$ 의 경우 $\hat{\alpha}_s$ 는 유의한 결과가 나오지 않았고 $\hat{\alpha}_f$ 는 5% 유의수준에서 유의한 결과를 보여주었다. 따라서, 장기적인 균형에서 일탈한 정도인 오차가 5분 뒤의 수익률에 반영되는 속도의 관점에서 시장의 효율성을 바라볼 때 우리 나라의 경우에 현물시장보다 선물시장이 보다 효율적임을 알 수 있다. 유의수준이 낮은 까닭은 아직 우리 나라 시장은 균형관계로부터의 오차에 대한 수정의 속도가 느려서 5분 안에 해결되는 힘이 약함을 알 수 있다.

<표 7> 현물과 선물의 오차수정모형 추정결과

	r_s		r_f	
c	-0.007587*	(-6.702176)	-0.000898	(-0.534272)
\hat{e}_f	0.001302	(1.743141)	-0.002418*	(-2.180598)
$r_s(-1)$	0.163600**	(26.55816)	0.057744**	(9.355963)
$r_s(-2)$	-0.193837**	(-31.03900)	0.026976**	(4.102306)
$r_s(-3)$	-0.108745**	(-17.16386)	0.019819**	(2.990609)
$r_s(-4)$	-0.061066**	(-9.598859)	-0.008310	(-1.249441)
$r_s(-5)$	-0.049129**	(-7.713692)	0.015965*	(2.395791)
$r_s(-6)$	-0.036304**	(-5.702587)	0.004803	(0.720015)
$r_s(-7)$	-0.019181**	(-3.017944)	0.017589**	(2.640100)
$r_s(-8)$	-0.003716	(-0.587352)	0.016257*	(2.443409)
$r_s(-9)$	0.008941	(1.434450)	-0.022150**	(-3.344582)
$r_s(-10)$	-0.014913**	(-2.737301)	-0.000502	(-0.077415)
$r_f(-1)$	0.266553**	(64.13665)	-0.009912	(-1.083457)
$r_f(-2)$	0.098960**	(22.34863)	-0.072139**	(-7.778455)
$r_f(-3)$	0.069592**	(15.59491)	-0.024417**	(-2.595156)
$r_f(-4)$	0.050640**	(11.30757)	0.008011	(0.847891)
$r_f(-5)$	0.046797**	(10.42931)	-0.019541*	(-2.06601)
$r_f(-6)$	0.036123**	(8.042418)	0.010963	(1.15547)
$r_f(-7)$	0.034240**	(7.632553)	-0.026652**	(-2.823670)
$r_f(-8)$	0.015439**	(3.446127)	0.019639*	(2.090189)
$r_f(-9)$	-0.007607	(-1.705761)	0.013565	(1.465456)
$r_f(-10)$	0.007684	(1.760091)	-0.021292**	(-2.631599)

괄호안은 t통계량, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 유의함

아래의 <표 8>에 현물과 옵션간의 공적분관계를 검정한 결과가 나타나있다. H_1 즉, 현물과 옵션가격 시리즈 사이에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 가설은 LR 통계량이 1% 유의수준에서 128.5771로 기각되었으며, 이것은 현물시장과 옵션시장의 두 가격사이의 관계가 차익거래에 의해 장기적으로 밀접하게 연관되어 균형관계로 회귀하고 있음을 시사하여 주고 있다.

<표 8> 현물과 옵션간의 Johansen 공적분 검정 결과

기 간 : 1998/01/01-1999/03/31				
	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5% 유의수준	1% 유의수준
H_1	0.008433	128.5771	19.96	24.60
H_2	0.000109	1.760642	9.24	12.97
Unnormalized Cointegrating Coefficients				
P_s	P_c	C		
-0.000416	6.07×10^{-7}	0.005785		
Normalized Cointegrating Coefficients				
P_c	P_s	C		
1.000000	-6.845585	95.28800	Log likelihood	-69933.28

결국, 옵션과 현물 사이에도 선물과 현물의 경우와 마찬가지로 공적분 관계가 존재하게 되어, 현물가격과 옵션가격이 독립적으로 변화하는 것이 아니라 서로 장기적인 균형관계로 연관되어지면서 공통적으로 변화함을 알 수 있으며, 따라서 다음의 오차수정모형을 적용하여, 옵션과 현물 사이의 선도시차관계를 살펴볼 수 있다.

$$r_{s,t} = \alpha_1 + \alpha_s \hat{e}_{c,t-1} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{11}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{12}(k) r_{c,t-k} + \epsilon_{s,t}$$

$$r_{f,t} = \alpha_2 + \alpha_c \hat{e}_{c,t-1} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{21}(k) r_{s,t-k} + \sum_{k=1}^{12} \alpha_{22}(k) c_{f,t-k} + \epsilon_{c,t}$$

$$P_{c,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 P_{s,t} = \hat{e}_{c,t}$$

<표9>에서 옵션이 현물을 선도하는 $r_c(-k)$ 는 1%까지 유의한 양의 값을 가지는 차수가 4까지이므로, 옵션이 현물을 20분까지 선도하는 것으로 나타난다. 그러나, 그 크기가 선물이 현물을 선도하는 것보다 상대적으로 훨씬 적고, 또 절대적으로도 작아서 경제적 의미를 갖는다고 볼 수 없다. 한편 현물이 옵션을 선도하는 $r_s(-k)$ 는 유의수준 1%까지 유의한 양의 값을 가지는 차수가 1까지이며, 그 효과의 크기가 선물이 현물을 선도하는 정도보다 강함을 알 수 있다.

<표 9> 현물과 옵션간의 오차수정모형 추정결과

	r_s		r_c	
c	-0.001305	(-0.600465)	-0.204007**	(-3.855964)
\hat{e}_f	0.000000	(-0.010971)	0.001588**	(3.928402)
$r_s(-1)$	0.318129**	(36.94878)	3.279368**	(15.64402)
$r_s(-2)$	-0.246547**	(-27.49896)	-1.223209**	(-5.603925)
$r_s(-3)$	-0.049346**	(-5.374394)	0.144655	(0.647127)
$r_s(-4)$	-0.020059*	(-2.183528)	-0.037184	(-0.166252)
$r_s(-5)$	-0.008354	(-0.909213)	-0.074119	(-0.331339)
$r_s(-6)$	-0.007106	(-0.773654)	-0.381291	(-1.705124)
$r_s(-7)$	0.022486	(2.447921)	-0.341495	(-1.527016)
$r_s(-8)$	0.004128*	(0.449211)	0.315953	(1.412303)
$r_s(-9)$	0.022459	(2.444417)	-1.027644**	(-4.594182)
$r_s(-10)$	0.011291*	(1.230362)	0.328650	(1.471049)
$r_s(-11)$	-0.003186	(-0.355159)	-0.345306	(-1.581219)
$r_s(-12)$	-0.003584	(-0.433356)	-0.062682	(-0.311315)
$r_c(-1)$	0.007137**	(20.10005)	-0.060483**	(-6.996952)
$r_c(-2)$	0.001257**	(3.471567)	-0.085710**	(-9.725185)
$r_c(-3)$	0.001957**	(5.385527)	-0.067339**	(-7.610014)
$r_c(-4)$	0.000835**	(2.290793)	0.018597*	(2.096066)
$r_c(-5)$	0.000795*	(2.182467)	0.030901**	(3.485322)
$r_c(-6)$	0.000805*	(2.214117)	0.038625**	(4.361782)
$r_c(-7)$	0.000238	(0.655885)	0.055774**	(6.301448)
$r_c(-8)$	0.000215	(0.589674)	0.011719	(1.322910)
$r_c(-9)$	-0.000542	(-1.489776)	0.048930**	(5.525611)
$r_c(-10)$	-0.000596	(-1.641863)	0.021011*	(2.378808)
$r_c(-11)$	-0.000497	(-1.375641)	0.003930	(0.447041)
$r_c(-12)$	0.000092	(0.257698)	0.020428*	(2.343661)

괄호 안은 t통계량, **, * : 1%, 5% 유의수준에서 유의함

또한 시장의 효율성을 검정할 수 있는 계수인 $\hat{\alpha}_s$ 와 $\hat{\alpha}_c$ 의 경우 $\hat{\alpha}_s$ 는 유의한 결과가 나오지 않았고 $\hat{\alpha}_c$ 는 1% 유의수준에서 유의한 결과를 보여주었다. 따라서, 우리 나라의 경우에 현물시장보다 옵션시장이 보다 효율적임을 알 수 있다. 또한 $\hat{\alpha}_c$ 와 $\hat{\alpha}_f$ 를 비교하여 볼 때 $\hat{\alpha}_c$ 가 더 유의적이며, 이러한 사실에서 장기적인 균형에서 일탈한 정도인 오차가 5분 뒤의 수익률에 반영되는 속도의 관점에서 시장의 효율성을 바라볼 때 우리 나라의 경우 현물

보다는 선물시장이 보다 효율적이며, 선물보다는 옵션시장이 보다 효율적이라고 말할 수 있다.

5. 결론

본 연구는 KOSPI 200 선물지수와 옵션의 현물지수에 대한 가격발견기능의 실증분석을 실시하였다. 가격발견기능 연구는 새로운 시장 정보가 현물시장에 앞서 선물과 옵션 시장에 먼저 배포됨으로써 나타날 수 있는 현물의 다음시점의 가격 변화에 대한 선물과 옵션의 예측 정보의 존재와 본질을 다루는 것이다.

본 연구에서는 한국의 다른 연구에서 고려하지 않았던 전장과 후장사이의 수익률을 제외시켜 자료의 신뢰성을 더욱 증가시켰고 공적분과 오차수정모형에 관한 일반적인 접근 방법을 사용하였다. 공적분 검정에는 Engle and Granger(1987)의 ADF의 방법보다 좀 더 일반적인 Johansen 공적분 검정방법을 사용하였다. 그 결과 선물, 옵션 모두 현물과 장기균형관계의 증거인 공적분 결과를 보여주었다. 선물은 현물을 40분 선도하고 옵션의 현물에 대한 선도효과는 20분 동안 지속됨을 알 수 있다. 또한 이전 시점의 균형관계로부터의 오차는 현물보다 선물가격과 옵션가격의 변화에 의해 조정에 의한 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

결론적으로 한국시장 또한 기존 일부 연구들의 결과와 마찬가지로 선물과 옵션에 의한 현물의 선도효과가 있음을 밝혀냈다.

지금까지 불빈번거래로 인한 선도시차관계의 효과를 제거시키기 위하여 학계에서는 크게 세 가지 방법을 사용했다. 첫째, Harris(1989)의 연구와 같이 지수를 구성하는 모든 구성종목들의 자료를 바탕으로 특정한 기준에 의하여 지수를 다시 만들어 불빈번거래의 효과를 제거시킨다. 둘째, Stoll and Whaley(1990)는 ARMA 필터를 통하여 효과를 제거시킨 후 사용한다. 셋째, 가장 많이 사용하는 방법으로 단순한 주가지수 대신에 구성종목 중 거래가 가장 활발하고 시가총액의 비중이 큰 종목이나 미국의 경우 MMI 지수와 같이 구성종목의 수가 적고 거래가 활발한 지수를 사용하여 선도시차관계를 밝히는 방법이 있다. 차후의 연구에서는 위와 같은 방법들의 장·단점을 분석하여 불빈번거래의 효과를 제거시킨 후 연구를 진행해야 할 것이다.

참고문헌

- 은철수와 장호윤, 1998, "한국 주식시장에서의 주가지수 선물과 현물시장간의 상호 작용에 관한 연구", 한국재무학회 발표 논문집.
- 홍성희, 옥진호와 이용재, 1998, "주가지수 선물, 주가지수 옵션, 주식시장의 상호작용에 대한 재조명", 한국선물학회 추계학술대회 자료집.
- Bhattacharya, M., 1987, "Price changes of related securities: The case of call options and stocks," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp.1-15.
- Chan, K. Y., P. Chung and H. Johnson, 1993, "Why option prices lag stock prices: A trading-based approach," *Journal of Finance*, 28, 5, pp.1957-1967.
- Chan, K., 1992, "A further analysis of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market", *Review of Financial Studies* 5, 123-152.
- Engle, F. E., and C. W. Granger, 1987, "Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing", *Econometrica* 55, 251-276.
- Enders, W., 1995, *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons.
- Finucane, T. H., 1991, "Put-call parity and expected return," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 26, 4, pp.445-457.
- Granger, C., 1969, "Investing causal relations by econometric models and cross spectral methods", *Econometrica* 37, 424-438.
- Harris, L., 1989, "The october 1987 s&p 500 stock-futures basis", *Journal of Finance* 44, 77-99.
- Haugh, L. D., 1976, "Checking the independence of two covariance-stationary time series: A Univariate residual cross-correlation approach", *Journal of the American Statistical Association* 71, 378-385.
- Herbst, A. F., J. P. McCormack, and E. N. West, "Investigation of a lead-lag relationship between spot stock indices and their futures contracts", *Journal of Futures Markets* 7, 373-381.
- Johansen, S., 1988, "Statistical analysis of cointegration vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 231-254.
- Johansen, S., 1991, "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica* 59, 1551-1580.
- Johansen, S., 1992a, "Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, 383-397.

- Johansen, S., 1992b. "Cointegration in partial system and the efficiency of single equation analysis". *Journal of Econometrics* 52, 389-402.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, 1987, "The temporal price relationship between S&P 500 futures and the S&P 500 index". *Journal of Finance* 42, 1309-1329.
- Manaster, S. and R. J. Rendleman, 1982, "Option prices as predictors of equilibrium stock prices." *Journal of Finance*, 37, pp.1043-1057.
- Ng, N., 1987, "Detecting spot price forecasts in futures prices using causality tests". *Review of Futures Markets* 6, 250-267.
- Pizzi, M. A., A. J. Economopoulos, and H. M. O'Neill, 1998, "An examination of the relationship between stock index cash and futures markets: A cointegration approach". *Journal of Futures Markets* 18, 297-305.
- Schroeder, T. C., and B. K. Goodwin, 1991. "Price discovery and cointegration for live hogs". *Journal of Futures Markets* 11, 685-696.
- Stephen, J. A. and R. E. Whaley, 1990, "Intraday price changes and trading volume relations in the stock and stock option market," *Journal of Finance*, 45, pp.191-220.
- Stoll, R. H., and R. E. Whaley, 1990, "The dynamics of stock index and stock index futures returns". *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-468.
- Wahab, M., and M. Lashgari, 1993, "Price dynamics and error correction in stock index and stock index futures markets: A cointegration approach", *Journal of Futures Markets* 13, 711-742.