

현·선물간 선·후행성에 관한 연구: 오차수정모형

변종국*

〈요 약〉

한국시장에서 KOSPI 200 현물과 KOSPI 200 주가지수 선물간의 선·후행성을 실증적으로 분석하기 위하여 1998년 8월부터 1999년 10월까지 KOSPI200 지수와 유동성이 가장 높은 최근 월물 가격의 5분 간격 자료를 이용하였다. 현·선물 가격의 안정성(stationarity)을 검증한 이후 공적분(cointegration)을 통하여 유도된 오차수정모형(Error Correction Model) 인과관계 회귀식을 GMM (Generalized Method of Moments)으로 추정하여 현·선물간의 선·후행성을 분석하고, 그 원인을 빈번하지 않는 거래(infrequent trading) 문제, 공매의 제약 문제, 거래 활발성의 강도 차이 문제 등의 측면에서 분석하였다. 그 결과 한국시장에서 현·선물간에는 쌍방의 인과관계가 존재하지만 현물이 선물을 선행하는 정도는 아주 미약하였다. 반면에 선물은 현물을 약 30분 정도 선행하였다. 본 연구의 검증기간과 이용된 자료 내에서 현물이 선물에 대하여 후행하는 주된 원인은 현물시장에 존재하는 공매의 제약과 선물에 비하여 상대적으로 저조한 거래 활발성 때문인 것으로 나타났다. 왜냐하면 현물시장에서 공매가 상대적으로 어려운 시장하락시기에 선물의 선행정도가 통계적으로 유의적이었고, 현물과 선물의 거래가 활발한 시기에는 상호간에 선·후행성이 없었지만 현물의 거래가 비 활발할 경우 선물의 선행이 유의적이었기 때문이다.

I. 서 론

KOSPI200 주가지수 선물계약과 기초자산인 현물시장간의 일시적 동적관계는 미국 현물주식시장의 대 폭락을 가져온 암흑의 월요일(Black Monday) 이래로 학계는 물론 투자자 및 정책 당국자의 큰 관심 중의 하나이다. 현·선물간의 선·후행성(lead and

* 영남대학교 상경대학 경영학부 부교수

** 본 연구는 영남대학교 교내연구비의 지원에 의하여 수행되었으며, 본 논문의 자료를 정리하여 준 유재석, 김경철, 그리고 논문의 오류를 지적하여 주신 익명의 심사자에게 감사드립니다.

lag)과 관련된 논제거리는 여러 가지 점에서 찾아 볼 수 있지만 대체로 다음과 같이 축약되어 질 수 있다. 첫째 금융시장의 효율성과 차익거래(arbitrage)의 기회 존재 여부이다. 완전 효율시장에서는 새로운 정보가 나오면 현·선물시장 혹은 어느 한 시장의 활발한 거래를 통하여 현·선물가격에 신속히 반영되므로 거래비용을 감안하고 나면 경제적으로 충분한 이익을 얻을 수 있는 장기적인 선·후행 관계는 존재할 수 없다. 둘째, 선물시장의 경제적 효과중의 하나인 가격발견(price discovery) 기능인데, 선물가격이 현물가격의 향후 움직임에 대한 정보를 제공한다면 현물시장에 선행하는 행태를 보일 것이다. 셋째로 선물가격의 변동성 전이효과(volatility spill-over effect)는 기초자산인 주식시장의 안정성을 저해시킨다는 것이다. 물론 선물거래가 현물주식시장의 변동성을 심화시킨다는 이론적, 실증적 근거는 대립적이지만 프로그램을 통한 대량의 차익거래가 현물시장의 변동성을 저해시킬 수도 있다는 의견에 대해서는 대체로 동의하고 있다.

현실적으로 현·선물시장간에는 미시구조에 있어서 차이, 현·선물간 불완전한 대체성, 가격결정 모형의 요인에 대한 시장 참가자간의 이견(異見), 그리고 새로운 정보에 대한 현·선물 시장간의 반영속도 차이 등의 불완전성이 두 시장에서 형성되는 가격간에 선·후행성을 초래한다. S&P 500, MMI, FT-SE100, 그리고 CAC 40 등의 지수 선물과 해당 현물의 수익률간에 일시적인 관계를 연구한 일련의 실증분석[Finnerty and Park(1987), Ng(1987), Kawaller, Koch, and Koch(1987), Harris(1989), Stoll and Whaley(1990), Chan(1992), Wahab and Lashgari(1993), Abhyankar(1995), Shyy, Vijayraghavan, and Quinn(1996) 등]에서는 대체로 선물시장이 현물 주식시장을 선행한다는 결론을 얻고 있으며, 한국의 KOSPI 200 주가지수 선물과 현물 주식 수익률간의 분석[김배용(1996), 이필상, 민준선(1997) 등]에서도 유사한 발견이 있었다.

그러나 현물이 선물의 가격에 대하여 선행할 수 있다는 반대의 의견도 제기되고 있다. 기업고유의 정보를 보유한 투자자는 주가지수 선물보다 현물 주식시장의 특정 종목에서 자신이 보유한 기업고유정보를 이용하여 초과 이윤화 하는 것이 더 용이하기 때문에 오히려 현물 주식시장의 선호하게되고 그 결과 현물시장의 유동성이 증가될 수 있다. 한편 시장전반에 미치는 정보를 보유한 거래자들은 개별주식에 투자하는 것이 선물보다 더 많은 자본의 유출을 요구하기 때문에 선물을 상대적으로 선호하게 된다. 따라서 현·선물간 유동성의 상대적인 증가는 기업고유의 정보와 시장전반의 정보 중 어느 하나를 가진 거래자의 상대적인 우위에 따라 달리 나타나게 된다. 만약 기업고유의 정보를 가진 투자자가 상대적으로 우위에 있을 때는 현물가격이 선물가격을 선행할

수 있다는 것을 배제할 수 없다.

현·선물시장간 선후행성과 관련된 기존의 연구들 중 대부분은 통계적 기법이나 주가지수의 종류를 달리하여 현·선물간 선후행성의 존재여부를 밝히는 것에 국한되고 현·선물간 선후행성의 원인이 무엇인지 규명하지 못하고 있다. 만약 현·선물 양 시장 중 어느 한 시장이 선행을 장기간 계속하게 되면 두 시장간 동조화 현상이 나타나 경우에 따라 암흑의 월요일과 유사한 사태를 초래할 수도 있다. 따라서 현·선물간 선후행성의 원인을 규명하여 미시구조를 재조정함으로써 시장의 불완전요소를 완화시킬 필요가 있으며, 이는 정책입안자는 물론 산업계 및 학계가 공동으로 연구하여야 할 중요한 관심사항 중에 하나이다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제 II장에서는 현·선물간의 선행과 후행의 관계에 대한 이론적 배경과 국·내외의 선행연구, 제 III장은 자료 및 분석모형의 설계, 제 IV장은 실증분석의 결과를, 그리고 마지막 장에서는 결론을 내리는 방식으로 논문을 전개한다.

II. 이론적 배경과 선행연구

주가지수선물의 이론적 적정가격은 t 시점의 주가지수 S_t , T 시점까지의 잔여만기 기간 동안 알려진 연속복리의 무위험수익률인 r , 예상 배당수익률 d 로 나타나는 $S_t e^{(r-d)T}$ 의 보유비용선도가격모형(cost-of-carry model)을 통하여 추정될 수 있다. 해당 기초자산인 주식 바스켈과 주가지수 선물간의 연관관계는 시장에서 형성되는 주가지수선물의 시장가격과 이론가격간의 괴리를 프로그램 매매로 자본화하려는 차익거래자들에 의하여 유지되어진다. 만약 선물의 실제 시장가격이 상기의 보유비용모형에 의하여 추정된 적정 이론가격을 능가한다면, 선물을 매도하고 현물을 매입하는 현물보유차익거래(cash-and-carry arbitrage)로, 반대의 경우는 선물을 매입하고 현물을 공매하는 역현물보유차익거래(reverse cash-and-carry arbitrage)로 차익거래 이윤을 창출한다. 보유비용모형에 이용되는 모수들은 현·선물시장이 완전하고 효율적인 경우에는 동시간대의 가치를 반영하게 되므로 가격의 조정이 동시에 일어나게 된다. 그러면 선물의 수익률에 대한 분산은 기초자산인 현물의 분산과 동일할 것이며, 동시간대(contemporaneous)의 현·선물 수익률간에는 완전 양의 상관관계를, 그리고 비 동시간대에는 상관관계가 없어 두 시장간에는 선행과 후행의 관계가 나타나지 않게 된다.

그러나 시장의 불완전성이 존재하는 현실 하에서는 현·선물 가격간에 선·후행성이

나타난다는 실증 분석을 그 원인에 따라 분류해 보면 다음과 같다.

첫째, 현물주식들의 빈번하지 않는 거래(*infrequent trading*) 문제로 야기되는 현물가격의 지연성(*staleness*)에 대한 실증연구이다. 대표적으로 Harris(1989)와 Stoll and Whaley(1990)의 연구가 있는데, Stoll and Whaley는 빈번하지 않은 지수 구성종목들의 거래 문제가 지수에 자기상관성을 가져와 현·선물간의 선·후행성이 초래된다고 주장한다. 따라서 ARMA 모형을 이용하여 자기상관을 제거(*filtering*)하면 빈번하지 않은 거래 문제는 완화된다고 주장하고 S&P500 및 MMI 지수선물에 대하여 분석하였다. 그 결과 선물은 여전히 현물을 선행하지만, 그 효과는 계속적으로 일방적인(*unidirectional*) 것이 아니라 때때로 현물수익률의 시차변수가 선물 수익률에 미세하나마 양의 예측 효과가 있다는 것을 발견하였다. Abhyankar(1995)는 S&P 500 지수는 지수 산출 당시 포함되는 가격은 이미 체결된 거래의 체결가격을 이용하기 때문에 지연된 가격문제를 회피할 수 없지만, FT-SE 100 지수는 LSE(London Stock Exchange)에서 경쟁력 있는 지정 시장조성가(*designated market-makers*)에 의해 제시된 매입 및 매도 제의호가의 중간가격을 이용하여 산출되기 때문에 가격의 진부성 문제가 다소 완화될 수 있다고 하였다. Abhyankar는 런던의 ISE(International Stock Exchange)에서 소위 Big Bang으로 표현되는 주요한 구조적인 개혁이 일어나기 전·후와 1987년의 주식시장 대 폭락의 전·후기간을 나누어 분석한 결과 Big Bang 이후부터 1987년 주가 대 폭락 이전의 기간 동안 다소 약하기는 하지만 현물이 선물을 선행하였고, 그 이후의 기간에 대해서는 선물이 현물을 선행하였다.

둘째, 현·선물 시장의 선·후행성 원인을 거래 활발성의 차이에 근거를 두고 실증 분석을 시도한 연구들이다. 그들은 선물시장은 현물시장에 비하여 상대적으로 유동성이 높아 정보의 신속한 반영, 저렴한 거래비용, 공매의 용이성, 신속한 체결 등에서 우위를 차지하므로 선물이 현물에 선행한다고 주장한다. Admati and Pfleiderer(1988), Stephan and Whaley(1990), Chan(1992) 등이 거래의 유동성을 거래량과 거래수로 나타내어 현·선물간의 선·후행성을 실증 분석하였다. Chan은 현물의 거래량이 높은 것과 낮은 것을 구분하고, 각각의 경우를 다시 선물 거래량의 대소에 따라 분리하여 다중 회귀 분석을 실시하였다. 현·선물간의 선·후행성은 두 시장간의 상대적인 유동성의 차이에 따라 크게 영향을 받지 않는다는 결과를 얻었다. Stephan and Whaley는 5분 자료를 이용하여 주식시장과 옵션시장의 거래 활발성을 측정하였다. 그 결과 주식시장의 거래활발성이 옵션시장의 거래활발성에 선행한다는 것을 발견하였다.

셋째, 레버리지 효과 등으로 거래자들 중에는 현물 시장보다 선물시장을 선호하며,

특히 정보를 가진 투자자는 더 적은 비용으로 신속하며 대량의 거래가 가능한 선물시장을 선택하게 되므로 정보의 반영속도가 높아져 선물이 현물을 선행할 수 있다고 주장하는 연구자들이다. Anthony(1988), Grossman and Miller(1988), Stoll and Whaley(1990), Stephan and Whaley(1990), Miller(1990) 등이 이런 이유로 선물이 현물에 선행한다고 주장하고 실증분석을 하였다.

넷째, 기업고유의 정보를 보유한 투자자는 지수선물시장을 선택하기보다 자신이 보유한 기업의 정보와 직접적으로 관련 있는 기업을 선택하는 것이 최적일 수 있으므로, 이런 경우는 현물시장이 선물시장을 선행할 수 있다는 반대의 의견을 Subrahmanyam(1991), Chan(1991), Chan(1992) 등이 제기하고 있다. 특히 Chan(1991)은 시장전반에 미치는 정보는 선물의 가격에 더 잘 반영되기 때문에 기업고유의 정보와 시장 전반의 정보의 상대적인 크기에 의하여 현·선물간에는 쌍방적인 선·후행 관계가 존재할 수 있다고 주장한다. 그러나 현물이 선물에 선행하는 강력한 실증분석 결과를 얻을 수는 없었다.

그러나 Shyy, Vijayraghavan, and Scott-quinn(1996)은 현물과 선물가격간의 선·후행성은 비동시적거래(non-synchronous trading)로 인하여 나타날 수 있으며 기존의 실증연구들은 현·선물의 체결가격을 이용함으로써 이 문제를 회피할 수 없다고 주장하고 있다. 따라서 현물주식과 주가지수선물의 매입·매도 호가는 거래자가 시장에서 매입 혹은 매도를 원한다면 실행 가능한 가격이므로 체결가보다 시장 상황을 잘 반영하고 있다고 주장하고, Matif(Marche a Termesdes Instruments Financiers)의 CAC40에 대하여 오차수정모형(Error-Correction Model)을 실시하였다. 그 결과 선물이 현물을 선행하는 정도는 시간의 흐름에 따라 사라지고, 반면에 현물이 선물을 선행한다는 유의적인 현상을 발견하였다.

상기의 이론적인 근거를 부분적으로 또는 전반적으로 실증 분석한 그 밖의 선행연구는 Granger(1969,1988), Sims(1972), Haugh(1976)¹⁾ 등의 인과관계 분석 혹은 선행 및 후행을 의미하는 시차변수를 적용한 다중회귀 분석을 Newey and West(1987)의 공분산행렬(heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix)을 이용하였다. Ng(1987)은 S&P 500, Value Line Index (VLI), 그리고 5가지의 통화에 대한 선물가격과 해당 현물가격간의 인과관계를 검증하기 위하여 횡단상관관계함수 접근법

1) Haugh(1976)의 인과관계 검증은 2단계로 접근한다. 먼저, 각 시계열에 대한 적절한 필터와 시차수준을 추정하는데 Box-Jenkins의 ARIMA 모형을 이용하고, 두 번째로 추정된 각 시계열 변수에 대한 시차변수를 이용하여 횡단면 상관관계수 함수를 추정한다. 두 변수간에 인과 관계가 없다는 귀무가설하에 표본집단의 횡단면 상관관계수 함수는 모든 양 및 음의 시차에 대하여 영(零) 계수를 가진다. 자세한 내용은 "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series : A Univariate Residual Cross-Correlation Approach," Journal of American Statistical Association, 71, pp.378-385를 참조

(cross-correlation function approach)을 이용하였다. 그 결과 선물이 현물을 1일 정도 선행하는 것으로 나타났지만 선행계수의 크기는 미약하다는 것을 발견하였다.

현·선물간의 선행행성에 대한 국내의 연구에서는 시장의 상황에 따른 부분적인 차이는 있지만, 대부분 선물이 현물을 선행하고 있다는 연구결과를 보이고 있다. 김배용(1996)은 1996년 5월 3일부터 8월말까지 약 4개월 간의 5분 수익률 자료를 이용하여 현·선물간의 일중 인과관계를 검증하였다. Granger의 인과관계와 다중회귀분석을 실시한 결과 선물이 현물을 선행하고 있지만 현물과 선물간에는 상호 피드백관계가 있다는 것을 발견하고 있다. 이와 유사한 결과는 이필상과 민준선(1997)의 분석에서도 나타나고 있는데 시장이 상승국면에 있을 때는 선물이 현물에 선행하고, 반면에 시장이 하락국면일 경우는 이러한 경향이 약해진다는 결과를 얻었다. 정재엽과 서상구(1999)는 현·선물 수익률 및 수익률 변동성간의 선·후행성을 분석한 결과 선물이 현물 수익률을 약 15분 정도 선행하고 가격 변동성간에는 선·후행성이 나타나지 않았다는 결과를 얻었다.

상기의 국내 선행연구들은 선물시장의 거래가 활성화되기 이전의 자료를 이용함으로써 실증분석의 결과가 실제의 시장 상황을 잘 반영하지 못하거나, 아니면 현·선물 가격간의 선·후행성이 나타날 수 있는 이유에 대한 분석을 제공하지 못한다는 문제점을 안고 있다. 따라서 본 연구에서는 KOSPI 200 주가지수선물 시장이 활성화되어 체결된 계약수가 풍부한 시점을 검증기간으로 선택함으로써 분석의 오류를 줄이고, 현·선물 간 선·후행성이 나타날 수 있는 이론적 원인을 GMM(Generalized Method of Moments)추정을 통한 오차수정모형으로 분석하고자 한다.

Ⅲ. 자료와 분석모형

1. 자 료

본 연구를 위해 1998년 8월 1일부터 1999년 10월 30일까지 1년 3개월 간의 KOSPI 200 현물지수 및 주가지수선물 가격의 5분 간격 거래자료와 거래량을 이용한다. KOSPI 200 주가지수선물 가격은 거래 유동성이 가장 풍부한 최근월만을 대상으로 하였고 거래량은 KOSPI 200 현물 지수에서는 지수 채택종목들의 총 거래량을, 주가지수 선물에서는 총 계약수로 대체하였다. 각 거래일을 5분 간격으로 나누어 해당 간격의 최종 거래가격을 선택하였고, 해당 5분에 체결가격이 존재하지 않을 경우는 해당 5분 앞 5분 간격의 최종가격을 그대로 이용하였다.

현물과 선물시장의 개설 시간이 상호 다르므로 이를 조정할 필요가 있다. 선물의 최종거래일전 거래일에서는 선물시장이 현물시장보다 15분 늦게 폐장하며 최종거래일에서는 선물시장이 오히려 10분 일찍 폐장한다. 따라서 현물과 선물시장이 동시에 열리고 있는 시간대의 거래자료만을 선택할 필요가 있다. 현물주식시장에서는 전장과 후장의 개시가격과 마지막 종가는 동시호가로 처리되고 있으므로 계속적 경쟁매매 시간대만을 고려하였다. 왜냐하면 각 거래일의 개시가격에는 폐장 이후 발생하는 정보가 가격에 반영되는 야간수익률(over-night return) 효과가 있으며, 동시호가에는 지연된 정보가 가격에 반영될 가능성이 있기 때문이다.

나아가 국경일 등 공휴일이 있을 경우에는 휴일효과(holiday effect)가 가격에 반영될 수 있어 휴일 이후 첫 거래 날의 자료를 제외시켰다. 따라서 이용되는 자료는 상기의 문제점을 모두 제거한 매 거래일의 09시 35분부터 14시 50분까지의 5분 간격 체결가이다.

2. 분석모형

KOSPI 200 현물지수와 지수선물간의 선·후행성을 분석하기 위하여 Granger의 인과관계 모형을 이용한다. 안정성을 가지지 못하는 시계열 변수가 인과관계 회귀분석에 수정 없이 이용될 경우는 가성적 회귀(spurious regression)가 발생할 수 있다. 따라서 첫 번째 단계로 KOSPI 200지수와 지수선물 가격의 수준변수(level)에 대한 안정성을 ADF(augmented Dickey-Fuller) 검증방법으로 실시하고 불안정성을 가진다면 두 변수의 차분에 대하여 실시한다.

두 변수간에 Engle and Granger(1987)가 제시한 공적분(cointegration) 관계가 존재한다면 두 변수의 선형결합으로 나타나는 $\epsilon_t = Y_t - AX_t$ 가 안정적으로 되는 상수 A가 존재하게 된다. 그러면

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \epsilon_t \tag{1}$$

Y_t : KOSPI 200 지수

X_t : KOSPI 200 지수 선물의 가격

공적분의 존재유무는 아래 회귀식 (2)에 대하여 ADF 검증을 실시하여 γ 의 통계적 유의성에 의하여 결정된다.

$$\Delta \epsilon_t = \alpha_0 + \gamma \epsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta \epsilon_{t-i} + v_t \tag{2}$$

ϵ_t : 공적분식에서 추정된 오차

v_t : 랜덤 오차항

식 (2)에서 $\gamma=0$ 라는 귀무가설을 기각하게 되면 두 시계열 변수 Y_t 와 X_t 는 공적분 관계에 있다는 것을 의미한다. 또한 두 변수가 공적분 관계에 있으면 오차수정모형에 의한 인과관계 회귀분석을 실시할 수 있다.²⁾ 공적분 오차항이 첨가된 오차수정모형 인과관계 회귀식은 아래 식 (3)과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha^* + \sum_{i=0}^n \theta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \theta_{xi} \Delta X_{t-i} + \xi \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (3)$$

상기 식 (3)은 이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관성(autocorrelation)을 가질 가능성이 있으므로 이 문제를 회피하기 위하여 Hansen(1982)에 의하여 제시된 일반화적률법(GMM : Generalized Method of Moments)을 이용하여 회귀계수를 추정한다.

전통적인 Granger 인과관계모형은 X_{t-1} 에서의 변화가 Y_t 의 변화에 유의적 인과관계가 있는가의 여부에 있지만 오차수정모형 식 (3)에서는 X_{t-1} 이외에 공적분 오차항이 첨가되어진다. 현 · 선물간의 공적분 관계가 존재한다면 X_{t-1} 이 Y_{t-1} 로부터의 일탈은 장기적으로 Y_t 가 X_t 로 근접하도록 할 것이다. 따라서 현 · 선물간 인과관계를 분석하기 위해 상기의 식 (3)의 회귀계수 θ_y , θ_x 및 ξ 에 대한 Wald 검증을 실시한다.

Granger 인과관계식을 행렬로 표현하면 $J = Z\beta + \eta$ 인데, 이 때 Z 는 상기 식 (2)에서 T 개의 관찰치를 가진 독립변수들의 행렬이며 J 는 독립변수이다. Hansen (1982)은 OLS로 추정된 β 는 일치추정량 (consistent estimator)이지만 분산-공분산 행렬의 수정이 필요하다고 하였다. 즉,

$$\sqrt{T}(\beta - \hat{\beta}) \sim N(0, \Sigma) \quad (4)$$

여기서 $\Sigma = (M_{ZZ}W^{-1}M_{ZZ})^{-1}$ 이며 $M_{ZZ} = \lim(Z'Z/T)$ 이고 $W = \text{Lim}(\eta\eta'Z/T)$ 이다.

W 는 알 수가 없지만 W 가 가지는 점근분포(asymptotic distribution)는 W 의 일치 추정치를 대체하여도 영향을 받지 않는다. η_t 는 m 차항의 이동평균표현식(moving average representation)을 가진다는 가정 하에 W 의 일치 추정치는 다음과 같으며, Z_t 는 행렬 Z 의 t 번째 줄을 나타낸다.

2) Engle and Granger(1987)에 의하면 두 시계열 변수가 공적분을 가지면 두 변수의 선형관계식으로부터 오차수정모형식을 유도할 수 있다고 하고 있다. Engle, R.F., and Granger, C.W.J., 1987, "Cointegration and an Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55 : pp.251-276.을 참조

$$\widehat{W} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \sum_{l=-m}^m Z_t \widehat{\eta}_t \widehat{\eta}_{t-k} Z_{t-k} \quad (5)$$

이를 이용하여 귀무가설 $H_0 : \beta = \beta_0$ 에 대한 Wald 검증통계량은 β 에 대한 제한 수(number of restrictions)와 동일한 자유도를 가진 χ^2 분포 (a limiting χ^2 distribution)를 가진다.

$$wald = (-\beta_0)' Z' Z W^{-1} Z Z' (-\beta_0) \quad (6)$$

IV. 실증분석결과

1. 공적분 검증(Cointegration Test)

현·선물가격의 시계열 변수에 대한 공적분 검증을 실시하기 전에 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 단위근 검증을 수준(level)변수에 대하여 실시하였다. 그 결과 두 변수 모두 1%의 유의수준에서 비안정적이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다.³⁾ 그러나 1차 차분 변수의 경우에는 ADF 통계량이 선물가격은 -54.40이며 KOSPI200지수 현물가격은 -54.92이므로 1%의 유의수준에서 귀무가설을 기각하였다. 따라서 두 변수간에 공적분(CI : cointegration)관계가 성립한다면 현·선물가격간에는 CI(1,1)의 관계에 있으므로 비안정적인 변수들을 차분하지 않고도 오차수정모형(Error-Correction Model)에 의해 Granger 인과관계 회귀분석을 실시할 수가 있게 된다.

현물가격에 대한 선물가격의 공적분 회귀분석을 보통최소자승(OLS)의 방법으로 실시한 결과는 다음과 같다.

$$Y_t = 0.4522 + 0.9863X_t \quad (7)$$

(0.0305) (0.0004) ($R^2 = 0.9977$)

Y_t : t시점의 KOSPI200 현물지수

X_t : t시점의 KOSPI200 선물가격

식 (7)에서 추정된 잔차항을 이용하여 식 (2)를 회귀분석한 결과 $\gamma = 0$ 라는 귀무가설을 기각하게 되다면 두 시계열 변수 Y_t 와 X_t 간에는 공적분관계가 성립한다. 식 (7)의 잔차항을 이용한 식 (2)의 추정값은 <표 1>과 같다.

3) 1% 및 5%의 유의수준에서 임계치가 각각 -3.434 및 -2.862인데 ADF 통계량은 선물가격의 경우 -0.142이며 KOSPI200지수의 경우 -0.376이어서 귀무가설을 기각하지 못하였다.

<표 1> 공적분 검증결과

$$\text{회귀식 : } \Delta \varepsilon_t = \alpha_0 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta \varepsilon_{t-i} + v_t$$

변수	회귀계수	표준오차	t-통계량
α_0	0.0059	0.001981	0.298
γ	-0.00779*	0.001709	-4.56
ϕ_1	-0.39193*	0.008852	-44.27
ϕ_2	-0.30846*	0.009365	-32.93
ϕ_3	-0.17302*	0.009336	-18.53
ϕ_4	-0.09929*	0.008777	-11.31

$R^2 = 0.3585$ $F = 486.21$ $DW = 2.01$

주) AIC(Akaike Information Criterion) 및 SC(Schwarz Criterion)에 의해 검토한 결과 시차4가 가장 적합한 것으로 나타났으며 시차를 연장하여도 결과에는 변화가 없었음

<표 1>에 나와 있는 바와 같이 $\gamma = -0.00779(t = -4.56)$ 이므로 현·선물가격 간에는 CI(1,1)의 관계가 성립하여 장기적인 균형을 이룬다는 것을 알 수 있다.

2. 현·선물시장간의 선·후행성

KOSPI200 현물 및 선물가격의 1차차분 변수가 모두 안정적이므로 두 차분변수에 대한 Granger 인과관계 회귀분석을 GMM(Generalized Method of Moments)에 의하여 계수를 추정하였다. Granger 인과관계 회귀분석식에는 현물 및 선물가격의 시차변수가 포함되어 있어 이분산성(heteroscedasticity)과 자기상관(autocorrelation)의 가능성을 배제할 수 없다.

그러나 GMM을 이용하여 추정하면 이분산성 및 자기상관의 문제를 피할 수 있고, 나아가 최우추정량(Maximum Likelihood Estimator)와는 다르게 잔차항의 정확한 분포에 대한 정보를 요구하지 않는다는 점에서 강건(robust) 추정치이다.⁴⁾ 현물이 선물에 대하여 Granger 인과관계에 있는가 하는 경우와, 반대로 선물이 현물에 대하여 Granger 인과를 제공하는가에 따라 Granger 회귀식의 종속 및 독립변수가 바뀌게 된다. 즉 선물이 현물에 대하여 Granger 인과관계에 있는지의 여부를 분석하기 위한 회귀식은 아래 식(8)과 같다.⁵⁾

4) Hansen(1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, 50, pp.1029-54 참조

5) 시차6은 AIC(Akaike Information Criterion)과 SC(Schwarz Criterion)에 의해 선정된 것임

$$\Delta Y_t = \alpha^* + \sum_{i=1}^6 \theta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \theta_{xi} \Delta X_{t-i} + \xi \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (8)$$

식(8)에서 ΔY_t 인 종속변수는 KOSPI200 현물가격의 차분변수이며 독립변수는 현·선물가격의 차분변수에 대한 시차변수와 공적분에서 추정된 오차항의 변수이다.6) 전통적인 Granger 인과관계 회귀식은 독립변수인 X_{t-1} 에 있어서의 변화가 Y_t 에 통계적으로 유의적인 움직임을 제공하는가 하는 것이었다. 그러나, 식 (8)과 같은 오차수정모형에서는 공적분 회귀식으로부터 추정된 잔차항을 통해서도 Y_t 의 유의적인 움직임을 동시에 분석함으로써 편의(bias)를 줄일 수 있다.

한편 현물이 선물에 대하여 Granger 인과관계에 있는가에 대한 회귀식은 식 (8)의 종속변수에 KOSPI200 선물가격의 차분변수로 대치하여 수행한다. 오차수정모형에 의한 Granger 인과관계 검증의 결과는 <표 2>와 같다.

현물이 선물에 대하여 Granger 인과를 제공하고 있는가는 $\theta_{yi}(i=1,2,3,4,5,6)$ 에 나타나 있는데 5%의 유의도하에서 현물가격 차분변수의 2와 3 시차변수(ΔY_{t-2} , ΔY_{t-3})가 통계적으로 유의하며 ($\theta_{y2}=-0.0625(-3.26)$, $\theta_{y3}=-0.0372(-2.07)$) 나머지는 공적분 오차항의 1 시차변수(ε_{t-1})를 포함하여 모두 비유의적으로 나타났다. $\theta_{yi}(i=1,2,3,4,5,6)=0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 검증에서 $\chi^2(6)=12.5567$ 로 1%의 유의도하에서는 비유의적이지만 5%의 유의도하에서는 유의적이라고 할 수 있다. 오차수정항을 포함한 Wald 검증에서는 동일한 결과이다. 이는 현물이 선물에 대하여 Granger 인과를 제공한 정도가 통계적으로 아주 미약한 유의성을 가지고 있다. 한편 선물이 현물에 대한 Granger 인과관계는 <표 2>의 오른쪽열의 $\theta_{xi}(i=1,2,3,4,5,6)$ 를 통하여 알 수 있는데 5%의 유의도하에서 모두 유의적으로 나타났다. $\theta_{xi}=0(i=1,2,3,4,5,6)$ 에 대한 Wald 검증결과 1%의 유의도에서 $\chi^2(6)=735.158$ 이며 $p=0.0000$ 이어서 선물가격의 차분변수에 대한 시차1에서 6까지의 변수가 모두 쉼이라는 귀무가설을 기각하고 있다.

이상의 결과에서 보듯이 선물가격이 현물가격을 약 30분 선행하여 정(+)의 방향으로 영향을 미치며 현물은 선물에 미약한 선행을 보이고 있다. 이는 김배용(1996), 이필상·민준선(1997), 그리고 정재엽·서상구(1999)의 연구결과와 유사하지만 선행이 지속

6) 공적분이 아닌 다중회귀분석을 이용한 현·선물간의 선·후행성 검증에는 대부분 수익률 자료를 이용하고 있는데 공적분을 이용할 경우 1차 차분변수에 대하여 Granger 인과관계 회귀식 분석을 한다. 현·선물 가격의 1차 차분변수는 수익률과 동일하지만 오차수정 Granger 인과관계 회귀분석에서는 가격 자료를 이용하여 추정된 공적분 잔차가 추가되므로 수익률을 이용한 기존의 다중회귀 분석보다 정보의 손실이 적다는 이점이 있다.

되는 시간에는 다소 차이가 있다.

<표 2> Granger 인과관계 분석결과

현물이 Granger Cause 선물에		선물이 Granger Cause 현물에	
α^t	0.0065(2.56)*	α^t	0.0058(2.69)**
θ_{y1}	-0.0303(-1.65)	θ_{y1}	-0.2784(-12.23)**
θ_{y2}	-0.0625(-3.26)**	θ_{y2}	-0.3351(-9.82)**
θ_{y3}	-0.0372(-2.07)*	θ_{y3}	-0.1945(-9.16)**
θ_{y4}	-0.0173(-0.92)	θ_{y4}	-0.1275(-5.53)**
θ_{y5}	-0.0140(-0.87)	θ_{y5}	-0.0600(-3.54)**
θ_{y6}	-0.0113(-0.69)	θ_{y6}	-0.0090(-1.25)
θ_{x1}	0.0018(0.12)	θ_{x1}	0.4649(26.56)**
θ_{x2}	0.0434(2.29)*	θ_{x2}	0.2742(9.12)**
θ_{x3}	0.0527(2.81)**	θ_{x3}	0.1791(7.72)**
θ_{x4}	0.0083(0.41)	θ_{x4}	0.1029(4.28)**
θ_{x5}	0.0040(0.24)	θ_{x5}	0.05816(3.38)**
θ_{x6}	0.0012(0.12)	θ_{x6}	0.05423(-2.42)*
ζ	0.0022(0.88)	ζ	-0.0056(-2.17)*
$\chi^2(6) = 12.5567(p=0.028)^a$		$\chi^2(6) = 735.158(p=0.000)^c$	
$\chi^2(7) = 12.9091(p=0.044)^b$		$\chi^2(7) = 750.960(p=0.000)^d$	

주) () : t값

* : 5% 유의도하에서 통계적으로 영(零)이 아님을 의미함

** : 1% 유의도하에서 통계적으로 영(零)이 아님을 의미함

a : $\theta_{y1}=\theta_{y2}=\theta_{y3}=\theta_{y4}=\theta_{y5}=\theta_{y6}=0$ 라는 귀무가설을 Wald 검증한 χ^2 값

b : $\theta_{y1}=\theta_{y2}=\theta_{y3}=\theta_{y4}=\theta_{y5}=\theta_{y6}=\zeta=0$ 라는 귀무가설을 Wald 검증한 χ^2 값

c : $\theta_{x1}=\theta_{x2}=\theta_{x3}=\theta_{x4}=\theta_{x5}=\theta_{x6}=0$ 라는 귀무가설을 Wald 검증한 χ^2 값

d : $\theta_{x1}=\theta_{x2}=\theta_{x3}=\theta_{x4}=\theta_{x5}=\theta_{x6}=\zeta=0$ 라는 귀무가설을 Wald 검증한 χ^2 값

3. 거래빈도(Infrequent Trading) 효과

KOSPI200지수의 구성종목 주식들의 빈번하지 않은 거래로 인하여 산출된 KOSPI200지수는 앞전의 체결된 가격을 이용하게 되므로 지수는 지연된 가격(stale price)을 반영하게 된다. 아울러 빈번하지 않는 구성종목들의 거래문제는 지수에 자기 상관성을 야기 시키므로 현·선물간의 선·후행성이 나타날 수 있다. 이와 같이 진부한 가격문제와 거래빈도문제는 지수 구성주식은 매 일정간격마다 거래된다는 가정 하에 주식과 주식포트폴리오의 수익률을 다음과 같이 표현할 수 있다.7)

7) 모형의 유도에 대한 자세한 내용은 Stoll and Whaley(1998), "The Dynamics of Stock Index Futures

$$R_{s,t} \approx \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i R_{s,t-i} + \varepsilon_{s,t} - \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{s,t-i} \quad (9)$$

$R_{s,t}$: t시점에 관찰된 주식포트폴리오의 수익률

상기의 식 (9)는 거래의 빈도로 야기되는 지연된 가격문제와 매입매도호가 차이(bid-ask spread)문제를 모형에 포함시킬 때 관찰된 포트폴리오의 수익률은 ARMA(p,q)를 따른다는 것을 의미하고 있다. 따라서 식 (9)의 추정치로부터 일탈된 추정오차를 진정한 지수수익률(true index return)에 대한 수단변수(instrumental variable)로 사용할 수 있다.

KOSPI200 현물지수의 로그수익률⁸⁾을 이용하여 ARMA(p,q)모형을 추정한 결과 ARMA(2,3)이 가장 적절하였고⁹⁾ 그 결과는 <표 3>에 나타나 있다.

<표 3> KOSPI200지수 수익률의 ARMA모형 결과

모 수	추정치 ^a	t - 값
상수	0.00599*	2.19
ϕ_1	1.3728*	28.37
ϕ_2	-0.3957*	-8.17
θ_1	-1.2654*	-26.54
θ_2	0.1064*	2.27
θ_3	0.1852*	20.66
R ² =0.2407		F=93.86
		DW=1.998
		관찰치수=12917

주) * : 5% 유의도하에서 유의적임

a : 모수추정치는 표본기간중 매 거래일의 5분 로그수익률에 대한 시계열 회귀분석으로 추정됨

b : 모수추정치의 표준편차는 거래일간(across days)에 대해 추정되었음

KOSPI200지수 수익률을 ARMA(2,3)으로 추정한 잔차로 대치하고 현·선물가격 수익률간의 Granger 인과관계 회귀식(3)을 추정한 결과 독립변수의 시차는 5가 가장 적절한 것으로 나타났으며 GMM으로 추정된 회귀계수와 Wald 검증의 결과는 <표 4>와 같다.

Return," Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.25, No.4. pp.441-468을 참조

8) KOSPI200지수의 로그수익률은 다음과 같이 계산하였다.

$$R_{s,t} = \ln S_t - \ln S_{t-1}$$

9) Stoll and Whaley(1998)는 매 수익률에 대하여 매 거래일별로 ARMA(p,q)를 추정하였는데 본 연구에서는 전체 자료(stack)에 대하여 추정하였다. 왜냐하면 매 수익률에 대한 매 거래일별 추정에서 ARMA(2,3)을 포함하여 MA(3), AR(2), ARMA(1,2) 등이 모두 가능한 모형이었으며, 매 거래일에 포함된 5분 자료로는 관찰치가 충분하지 않기 때문에 전체에 대하여 실시하였다. 그리고 전체를 이용한 자료로부터 얻은 ARMA(2,3) 시계열 회귀모형의 잔차는 동분산의 가정 적합여부를 Engle의 ARCH 검증을 해 본 결과 동분산의 가정을 적절하게 만족하고 있었음

<표 4> 빈번하지 않는 거래문제 조정후 Granger 인과관계 분석결과

모형 ^a : $\Delta Y_t = \alpha^* + \sum_{i=1}^5 \theta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^5 \theta_{xi} \Delta X_{t-i} + \xi \epsilon_{t-1} + e_t$ ΔY_t : KOSPI200 지수 로그 수익률을 이용한 ARMA(2,3)의 잔차 ΔX_t : KOSPI200 지수선물의 로그 수익률			
현물이 Granger Cause 선물에		선물이 Granger Cause 현물에	
α^*	0.0055(2.15)*	α^*	-0.0060(2.84)**
θ_{y1}	-0.0331(-1.82)	θ_{y1}	-0.3848(-16.91)**
θ_{y2}	-0.0691(-3.47)**	θ_{y2}	-0.2220(-6.53)**
θ_{y3}	-0.0425(-2.24)*	θ_{y3}	-0.1378(-6.12)**
θ_{y4}	-0.0137(-0.73)	θ_{y4}	-0.0716(-3.38)**
θ_{y5}	-0.0059(-0.36)	θ_{y5}	-0.0206(-1.33)
θ_{x1}	0.0032(0.21)	θ_{x1}	0.4623(26.49)**
θ_{x2}	0.0463(2.44)*	θ_{x2}	0.2713(9.26)**
θ_{x3}	0.0552(2.88)**	θ_{x3}	0.1765(7.77)**
θ_{x4}	0.0110(0.53)	θ_{x4}	0.1024(4.28)**
θ_{x5}	0.0031(0.18)	θ_{x5}	0.0546(3.23)**
ξ	0.0023(0.94)	ξ	-0.0048(-1.98)
$\chi^2(5) = 13.62(p=0.0181)^b$ $\chi^2(6) = 13.99(p=0.0296)^c$		$\chi^2(5) = 734.00(p=0.000)^d$ $\chi^2(6) = 746.78(p=0.000)^e$	

주) * : 5%의 유의도하에서 유의적임

** : 1%의 유의도하에서 유의적임

a : 현물의 선물에 대한 Granger 인과 회귀식이며, 반대로 선물의 현물에 대한 Granger 인과 회귀식은 종속변수 ΔY_t 를 ΔX_t 로 대체함

b : $\theta_{y1} = \theta_{y2} = \theta_{y3} = \theta_{y4} = \theta_{y5} = 0$ 의 결합 귀무가설에 대한 Wald 통계치

c : $\theta_{y1} = \theta_{y2} = \theta_{y3} = \theta_{y4} = \theta_{y5} = \xi = 0$ 의 결합 귀무가설에 대한 Wald 통계치

d : $\theta_{x1} = \theta_{x2} = \theta_{x3} = \theta_{x4} = \theta_{x5} = 0$ 의 결합 귀무가설에 대한 Wald 통계치

e : $\theta_{x1} = \theta_{x2} = \theta_{x3} = \theta_{x4} = \theta_{x5} = \xi = 0$ 의 결합 귀무가설에 대한 Wald 통계치

<표 4>는 빈번하지 않는 거래로 발생할 수 있는 문제를 완화하고 난 이후 현·선물 간의 Granger 인과관계를 분석한 것인데, 왼쪽 열은 현물이 선물에 대하여 Granger 인과를 제공하고 있는가의 여부를, 오른쪽 열은 그 반대의 경우를 분석한 결과이다. 먼저 현물의 선물에 대한 Granger 인과관계를 살펴보면 현물수익률의 시차2와 3변수의 회귀계수만을 제외하고는 1% 유의도하에서 모두 쉼과 동일하다는 귀무가설을 기각하지 못하였다. $\theta_{yi} = 0(i=1,2,3,4,5)$ 에 대한 Wald 검증에서 1%의 유의도하에서는 $\chi^2(5) = 13.62(p=0.0181)$ 로, 공적분 오차를 포함한 Wald 검증에서도 $\chi^2(6) = 13.99(p=0.0296)$ 로

귀무가설을 기각하고 있다. 따라서 현물이 선물에 대하여 Granger 인과를 미약하게 제공하고 있다는 것을 알 수 있다. 그러나 <표 4>의 오른쪽 열에 있는 $\theta_{xi} = 0 (i = 1, 2, 3, 4, 5)$ 를 보면 각각이 모두 1%의 유의도하에서 쯤과 동일하다는 귀무가설을 기각하고 있고, $\theta_{xi} (i = 1, 2, 3, 4, 5)$ 의 계수에 대한 결합 귀무가설 $\theta_{xi} = 0 (i = 1, 2, 3, 4, 5)$ 도 Wald 통계량이 $\chi^2(5) = 734.00 (p = 0.000)$ 이며 $\chi^2(6) = 746.78 (p = 0.000)$ 로 기각된다. 따라서 ARMA(2, 3) 모형을 통하여 빈번하지 않는 거래문제를 조정하지 않을 때와 동일한 결과를 나타내므로 한국시장에서 빈번하지 않는 거래가 현·선물간 선·후행성을 가져오는 주요한 원인이라고는 단정하기에는 다소 무리가 있는 것으로 판단된다.

4. 공매제약성 효과

현물시장은 선물시장에 비하여 공매의 제약이 있어 상승세 시장에서 보다 하락세 시장에서 현·선물의 선·후행성이 더 잘 나타난다는 주장이 있다.¹⁰⁾ 따라서 KOSPI200 지수 수익률의 크기와 부호에 따라 검증기간내의 자료를 분류하여 수익률이 낮은 시기를 공매의 제약이 존재하는 시기로 가정하여도 무방할 것이다. 왜냐하면 시장이 하락할 때 선물은 매도 포지션을 구성하기가 용이하지만 현물시장에서 대주가 원활하지 못할 경우에는 공매 거래에 제약이 있어 체결가격은 시장의 상황을 즉각적으로 반영하지 못하기 때문이다.

공매의 제약시기를 구분하기 위하여 KOSPI200 지수의 로그수익률을 바탕으로 거래일마다 1시간씩 간격으로 나누고, 매 간격에 속하는 12개의 수익률을 다시 소그룹(quartiles)으로 분류한다.¹¹⁾ 각 그룹은 수익률이 낮은 것부터 높은 순으로 하여 3개의 수익률이 포함되며, 그룹 1에는 가장 낮은 수익률이 그룹 4에는 가장 높은 수익률이 배분된다. 이렇게 하여 얻은 그룹 1은 하락방향의 시장세를 반영하게 되므로 공매의 제약이 강한 표본으로, 반면에 그룹 4는 시장 상승세를 반영하므로 공매의 제약이 아주 약한 표본으로 간주해도 무방할 것이다.

공매의 제약 효과가 존재하는가 여부를 실증분석하기 위하여 식 (3)을 다음과 같이

10) Anthony(1989), Grossman and Miller(1988), Stoll and Whaley(1990), Stephen and Whaley (1990), Miller(1990) 등은 공매 및 레버리지 효과로 인하여 선물시장이 현물시장을 선행한다고 주장한다.

11) Chan(1992)은 시장에 악재(bad news)가 존재할 때 현물시장은 공매의 제약을 받는다고 보고 악재시기를 구분하기 위해 실거래 자료를 매 30분 간격을 기준으로 5개의 소그룹으로 구분하였다. 30분으로 구분한 이유는 다른 정보의 유입을 막기에 충분히 짧고, 선·후행과 관련된 정보를 반영하기에 충분히 길다고 하였다. 그러나 본 연구에서는 5분 자료를 이용하고 있기 때문에 30분 간격에는 관찰치가 너무 적어 1시간으로 하였다.

수정한다.

$$S_t = \alpha + \sum_{i=1}^N \beta_{si} S_{t-i} + \sum_{i=1}^N \beta_{fi} F_{t-i} + \sum_{i=1}^N \beta_{fi}^* DF_{t-i} + v_t \quad (10)$$

S_t : t시점의 KOSPI 200 지수 로그 수익률

F_t : t시점의 KOSPI 200 지수선물의 로그 수익률

D : 더미변수로 수익률이 낮은 그룹 1에 속하는 것은 1이고 그룹 4에 속하면 0

식 (10)은 식 (3)에 더미기울기계수(dummy slope coefficient)가 추가되어 공매계약의 정도 차이에 따른 현·선물간 선·후행성에 미치는 효과를 추정할 수 있다. 만약 공매의 제약이 선·후행성에 주요한 요인이라면 현물은 장기간 선물에 후행할 것이며, β_{fi}^* 값은 통계적으로 영(零)이 아닌 유의적인 값을 가지게 될 것이다. 식 (10)의 독립변수인 현·선물 로그 수익률의 시차는 AIC와 SC에 의해 가장 높은 값을 선택하여 시차 3을 이용하였다. GMM을 통하여 추정된 실증분석의 결과는 <표 5>와 같다.

<표 5> 공매 계약하의 선·후행성 결과

모형 ^a : $S_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_{si} S_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{fi} F_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{fi}^* DF_{t-i} + v_t$		
모 수	추 정 치	t-통계
α	0.00025	2.17*
β_{s1}	-0.30566	-10.66**
β_{s2}	-0.22116	-10.93**
β_{s3}	-0.07128	-4.56**
β_{f1}	0.22027	6.18**
β_{f2}	0.09183	2.48*
β_{f3}	-0.02182	-0.75
β_{f1}^*	0.11354	2.41*
β_{f2}^*	0.10179	2.07*
β_{f3}^*	0.04465	1.00
$\chi^2_{\beta_{fi}}(3) = 41.4236 (\rho=0.0000)^b$ $\chi^2_{\beta_{fi}^*}(3) = 13.16 (\rho=0.0043)^c$		

주) a : 상기 모형에서 S_t 와 F_t 는 수준변수에서 안정성을 가지고 있어 공적분회귀로부터 추정된 오차수정을 제외하여도 결과에 변화가 없었음

b : $\chi^2_{\beta_{fi}}(3)$ 은 $\beta_{f1} = \beta_{f2} = \beta_{f3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

c : $\chi^2_{\beta_{fi}^*}(3)$ 은 $\beta_{f1}^* = \beta_{f2}^* = \beta_{f3}^* = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

** : 1%의 유의도 * : 5%의 유의도

<표 5>에서 보는 바와 같이 $\beta_{f1} = 0.22027(t = 0.18)$ 과 $\beta_{f2} = 0.09183(t = 2.48)$ 로 1% 및 5%의 유의도하에서 모두 유의적이고 $\beta_{f1} = \beta_{f2} = \beta_{f3} = 0$ 이라는 귀무가설을 Wald 검증으로 실시한 결과 $\chi^2_{\beta_{fi}}(3) = 41.4236$ 으로 p값이 영(零)에 가까워 선물시장이 현물 시장을 선행한다는 앞전의 결과와 동일하다. 공매의 제약효과는 β^*_{fi} 를 통해서 알 수 있는데 $\beta^*_{f1} = 0.11354$ 이고 $\beta^*_{f2} = 0.10179$ 로 5%의 유의도하에서 통계적으로 영(零)이 아님을 알 수 있다. 또한 $\beta^*_{f1} = \beta^*_{f2} = \beta^*_{f3} = 0$ 라는 귀무가설을 Wald 검증을 통해 실시하였는데 $\chi^2_{\beta^*_{fi}}(3) = 13.16$ 으로 p값이 0.0043이었다. 따라서 β^*_{fi} 는 1% 유의도하에서도 통계적으로 영(零)이 아니므로 시장의 하락시기에 선물시장이 현물시장을 더 선행한다는 것을 알 수 있다. 이는 현물시장이 선물시장에 비하여 공매의 제약이 강하기 때문에 현물시장의 하락세에서 선물의 선행정도가 더 뚜렷하게 나타나는 것으로 해석될 수 있다. 만약 현물시장에서 공매의 제약이 없다면 현물가격은 역보유현물차익 거래(reverse cash-and carry arbitrage)를 통하여 선물과 연계되어 가격이 조정되므로 후행성의 정도가 미약해 질 수 있다.

그러나 한국시장에서는 선물가격이 저 평가될 경우에도 선물매입 현물매도의 포지션을 구성하는 것 대신에 선물매도 현물매입이라는 헤지형 차익거래(hedged type arbitrage)를 실행하는 경향이 많다. 왜냐하면 대주거래가 용이하지 못하기 때문에 차 후에 선물가격이 적은 쪽으로 상승하고 현물가격이 큰 쪽으로 상승하면 반대매매를 통하여 이익을 얻을 수 있기 때문이다.¹²⁾ 따라서 차익거래가 현·선물간의 연계성을 구축하여 양 시장에서 형성되는 가격을 연동적으로 조정하는 역할을 시장하락 시기에는 잘 수행하지 못한다. 그 결과 시장상승시기보다 시장하락시기에 선물이 현물을 더 선행하는 현상이 나타나게 된다.

5. 거래 활발성(Trading Activity) 문제

거래 활발성의 강도에 따라 정보가 반영되는 정도가 다르므로 현·선물시장간의 선·후행성이 나타날 수 있다. 만약 현물시장이 선물시장보다 거래가 덜 활발하다면

12) 김유경(1999)에 의하면 현물시장의 상승과 하락이 선물시장의 움직임에 아주 민감하게 후행 반응하고 있으며 등·하락의 폭이 선물가격의 변화폭을 능가하는 거래일이 많이 나타난다고 지적하였다. 따라서 외국 기관투자자들은 상기의 현·선물가격 행태를 이용하여 헤지형 차익거래를 많이 실행하고 있다고 하였다. 자세한 내용은 김유경, "주가지수선물, 옵션시장의 거래현황", 증권거래소 보고서, 1999를 참조 바람.

관찰된 현물가격은 진정한 가격(true price)에 후행할 것이고, 상대적으로 거래가 더 활발한 선물가격은 진정한 가격에 더 근접할 것이므로 현물가격이 선물가격에 후행하는 현상이 나타날 수 있다.

거래의 활발성은 체결된 거래수, 거래량(대금 및 주식수), 계약수 등을 포괄하고 있는데 본 연구에서는 KOSPI200 지수에 대해서는 지수구성 종목들의 5분 간격 거래주식총수, 그리고 KOSPI200 지수선물에 대해서는 5분 간격으로 체결된 계약수에 바탕으로 거래의 활발성을 측정한다. 한편 시장의 변동성에 따라 거래의 활발성이 다르게 나타날 수 있다. 그러나 기존의 연구결과에 따르면 변동성과 거래량간에는 양의 상관관계¹³⁾를 가지고 있으므로 변동성의 고·저에 따라 검증기간을 분리할 필요가 없게 된다.¹⁴⁾

KOSPI200 구성종목의 총거래량과 지수선물의 계약수를 바탕으로 거래 활발성의 정도를 구분하기 위하여 다음과 같이 소그룹으로 분류한다. 첫째, KOSPI200 지수 현물을 1시간 간격으로 분류하고 각 간격에 대하여 거래량에 따라 3개의 소그룹으로 나누면 각 그룹에는 4개의 5분 자료가 할당된다. 그룹1은 거래량이 가장 적은 4개의 자료, 그리고 그룹4는 거래량이 가장 많은 4개의 자료가 속하게 되며, 나머지 2개의 그룹은 제외된다. 둘째, 그룹1과 그룹4에서 선물의 계약수가 가장 많은 것과 가장 적은 것에 따라 다시 분류하면 총 4개의 소그룹으로 분류된다. 따라서 각 그룹은 현물 저거래량 對 선물 저거래량, 현물 저거래량 對 선물 고거래량, 현물 고거래량 對 선물 저거래량, 그리고 현물 고거래량 對 선물 고거래량으로 구성되어 진다. 이렇게 구성된 자료를 이용하여 현물 거래량이 적은 경우와 현물 거래량이 많은 경우에 대하여 각각 더미변수가 추가된 Granger 인과 회귀식 분석을 실시한다. 현·선물간 거래 활발성의 정도에 따른 선·후행성의 효과를 분석하기 위한 모형은 다음과 같으며 시차는 앞에서 분석한 모형과 동일한 방법으로 선택하였다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^3 \beta_{yi} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{xi} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta^*_{xi} D \cdot \Delta X_{t-i} + v_t \quad (11)$$

ΔY_t : t시점의 KOSPI200 지수의 차분변수

ΔX_t : t시점의 KOSPI200 지수 선물가격의 차분변수

D: 선물계약수가 가장 많은 것은 1, 가장 적은 것은 0

13) Karpoff(1987), "The Relation between Price Change and Trading Volume," Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.22, pp.109-126와 Lamoueux and Lastrapes(1990), "Heteroscedasticity in Stock Return Data: Volume vs Garch Effect," Journal of Finance, Vol.45, pp.221-230을 참조

14) Stephan and Whaley(1990)는 매 5분 간격으로 주식시장과 옵션시장의 거래 활발성을 거래체결수, 계약수 및 거래된 주식수에 의해서 측정하였다. 주식시장의 거래 활발성이 옵션시장의 거래 활발성에 선행한다는 결과는 거래 활발성의 대용치(proxy)로 거래체결수를 이용하거나 아니면 거래된 주식수 및 옵션 계약수를 이용할 때 모두 동일한 것으로 나타났다.

회귀식(11)은 선물이 현물에 대하여 Granger 인과를 제공하는가 여부를 검증할 때의 식이며, 반대로 현물이 선물에 대하여 Granger 인과를 제공하는가를 검증할 때는 ΔY_t 대신 ΔX_t 를 종속변수로 대치하면 된다. 식(11)을 현물 거래량이 많은 그룹과 적은 그룹에 각각 독립적으로 적용하여 회귀분석하면 현물 거래량이 제약된 상태에서 선물거래 활동성의 정도가 현·선물의 선·후행성에 미치는 영향을 분석할 수 있으며 그 결과는 <표 6> 및 <표 7>과 같다.

<표 6> 현물거래량이 적을 때 Granger 인과관계 결과

	현물이 Granger cause 선물에	선물이 Granger cause 현물에
α	0.006167(2.51)*	$2.22E \times 10^{-3}(0.53)$
β_{y1}	-0.05369(-1.47)	-0.02768(-0.86)
β_{y2}	0.05325(1.32)	0.03105(1.04)
β_{y3}	-0.05657(-1.33)	-0.03883(-1.30)
β_{x1}	0.11627(2.19)*	0.10066(2.91)*
β_{x2}	0.043347(1.04)	0.05537(1.97)
β_{x3}	-0.06714(-1.35)	-0.06091(-2.26)*
β_{x1}^*	-0.08886(-1.57)	-0.08526(-2.19)*
β_{x2}^*	-0.04953(-1.05)	-0.07154(-2.09)*
β_{x3}^*	0.05447(1.02)	0.07233(2.34)*
$\chi^2_{\beta_{yi}}(3) = 5.424$ (p = 0.143)		$\chi^2_{\beta_{xi}}(3) = 15.8096$ (p = 0.0084) $\chi^2_{\beta_{xi}^*}(3) = 12.046$ (p = 0.0072)

주) $\chi^2_{\beta_{yi}}(3) : \beta_{y1} = \beta_{y2} = \beta_{y3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

$\chi^2_{\beta_{xi}}(3) : \beta_{x1} = \beta_{x2} = \beta_{x3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

$\chi^2_{\beta_{xi}^*}(3) : \beta_{x1}^* = \beta_{x2}^* = \beta_{x3}^* = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

<표 6>은 현물거래량이 적은 그룹만을 이용하여 현·선물간의 선·후행성을 분석한 것이다. 현물이 선물에 Granger 인과를 제공하는가의 여부는 $\beta_{yi}(i = 1, 2, 3)$ 의 계수를 통하여 알 수 있는데 어느 것도 통계적으로 영(零)과 다른 유의적인 값을 가지지 못하였다. 또한 $\beta_{y1} = \beta_{y2} = \beta_{y3} = 0$ 의 결합 귀무가설에 대한 Wald 검증 결과 $\chi^2_{\beta_{yi}}(3) = 5.424$ 로 P 값이 0.143이었다.

따라서 β_{yi} 의 계수는 결합적으로 영(零)이라는 귀무가설을 기각하지 못하였다. 한편 선물이 현물에 Granger 인과를 제공하는가의 여부를 선물의 거래 활발성의 강도에 따라 분리하여 분석할 수 있다. $\beta_{xi}(i=1, 2, 3)$ 은 선물의 거래 활발성에 상관없이 전반적으로 선물에 현물에 선행하는가를 판단할 수 있는 계수이며 β^*_{xi} 는 선물의 거래가 활발할 때 현물에 어떤 영향을 미치는가 측정하는 계수이다. 먼저 β_{xi} 를 살펴보면 β_{x2} 를 제외하고는 모두 5%의 유의도하에서 유의적인 값을 가지고 있으며 Ward 검증결과 $\chi^2_{\beta_{xi}}(3) = 5.8096$ 으로 P 값이 0.0084이었다. 따라서 선물에 현물에 선행한다는 것을 알 수 있으며 이는 앞의 결과와 동일하다.

β^*_{xi} 는 선물거래량이 많을 때 선물에 현물에 미치는 효과를 분석한 것인데 $\beta^*_{x1} = -0.08526$, $\beta^*_{x2} = -0.07154$, $\beta^*_{x3} = 0.05441$ 로 각각의 t 값이 -2.19, -2.09, 2.34이어서 5%의 유의도하에서 모두 유의적이다. 또한 $\beta^*_{x1} = \beta^*_{x2} = \beta^*_{x3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 검증결과 $\chi^2_{\beta^*_{xi}}(3) = 12.046$ 이며 P 값은 0.0072로 1% 유의도하에서도 기각된다. 현물의 거래가 저조하고 선물의 거래가 활발할 때 선물가격이 현물가격에 비하여 덜 지연된 가격(stale price)이 되어 선물의 선행성이 높아진다고 할 수 있다. β^*_{x1} 과 β^*_{x2} 가 음으로 유의적인 것은 선물은 거래가 활성화하여 매도포지션을 구성하기가 용이하지 만 현물은 거래가 비활성적인 자료만을 이용하고 있으므로 공매가 상대적으로 더 어렵기 때문에 나타나는 현상이라고 볼 수 있다.

<표 7>은 현물의 거래량이 많을 때 현·선물간의 Granger 인과관계를 분석한 결과이다. <표 7>에서 보는 바와 같이 현물의 거래가 활발한 경우는 현물이 선물에, 그리고 반대로 선물이 현물에 대해서도 모두 비유의적인 회귀계수를 가지고 있다. 회귀계수가 모두 영(零)이라는 결합 귀무가설은 Wald 통계량이 각각 3.743, 0.652, 0.601이며 P 값이 모두 0.143, 0.884, 0.896이므로 5%의 유의수준에서 기각되지 않는다. 이는 현물의 거래량이 많을 경우에는 정보가 가격에 신속히 반영되어 체결되는 가격이 지연된 가격(stale price)이라기 보다는 진정한 가격(true price)에 근접하는 효과가 있기 때문이다.

<표 6>과 <표 7>의 결과를 종합하면 현물시장의 거래가 비 활성화될 때 주가지수 선물가격이 현물가격에 뚜렷하게 선행하므로 선·후행의 원인에 대한 거래의 비활발성 가설이 한국시장에서 성립함을 알 수 있다.

<표 7> 현물거래량이 많을 때 Granger 인과관계 결과

	현물이 Granger cause 선물에	선물이 Granger cause 현물에
α	$-4.41 \times 10^{-3}(-0.47)$	0.00012(0.99)
β_{y1}	-0.01847(-1.05)	-0.08153(-1.75)
β_{y2}	0.02874(1.50)	0.01663(0.70)
β_{y3}	-0.00024(-0.01)	0.01107(0.53)
β_{x1}	-0.00397(-0.06)	0.15604(1.96)
β_{x2}	-0.01403(-0.32)	0.00865(0.16)
β_{x3}	0.00590(0.08)	-0.00039(-0.00)
β_{x1}^*	-0.01874(-0.26)	-0.06313(-0.75)
β_{x2}^*	0.02035(0.39)	0.00191(0.03)
β_{x3}^*	-0.01325(-0.19)	0.00947(0.16)*
$\chi^2_{\beta_{yi}}(3)=3.743 (p=0.143)$		$\chi^2_{\beta_{xi}}(3)=0.652 (p=0.884)$
		$\chi^2_{\beta_{xi}^*}(3)=0.601 (p=0.896)$

주) $\chi^2_{\beta_{yi}}(3) : \beta_{y1} = \beta_{y2} = \beta_{y3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량
 $\chi^2_{\beta_{xi}}(3) : \beta_{x1} = \beta_{x2} = \beta_{x3} = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량
 $\chi^2_{\beta_{xi}^*}(3) : \beta_{x1}^* = \beta_{x2}^* = \beta_{x3}^* = 0$ 의 귀무가설에 대한 Wald 통계량

V. 결 론

현·선물시장간의 선·후행성은 여러 가지 원인으로 인하여 나타나는 현상이지만, 많은 연구자들은 거래빈도의 차이, 공매의 제약, 거래 활발성의 강도 차이 등을 주된 원인으로 지적하고 있다. 현물과 선물시장간의 선·후행성이 장기적으로 존재한다는 것은 차익거래를 통하여 양 시장간의 가격을 동태적으로 조정하는 금융시장의 기능에 문제가 있다는 것을 의미하며, 이는 곧 시장미시구조의 수정보완을 요구하게 된다. 따라서 두 시장간의 선·후행성이 존재하는지의 여부를 실증분석하고, 만약 존재한다면 어떤 이유가 주된 원인으로 작용하고 있는가를 밝혀 시장미시구조의 수정에 필요한 자료를 제공하여야 한다.

한국의 KOSPI200 현물과 주가지수 선물간에는 쌍방 Granger 인과관계가 존재하지만 현물은 선물에 비하여 미치는 영향이 아주 미세한 것으로 나타났다. 선물은 현물에 대하여 약 30분간 선행하고 있지만 시간이 지남에 따라 그 정도가 약화되었다. 선물이

현물에 비하여 강하게 선행하고 있는 원인을 살펴본 결과 현물시장에 존재하는 공매의 제약과 두 시장간의 거래 활발성이 주된 요인이었고, KOSPI200 구성종목 주식들의 빈번하지 않는 거래(infrequent trading)로 인한 선·후행성은 발견할 수 없었다.

그러나 상기의 실증분석 결과는 선택된 5분 자료와 검증기간 내에서 얻어지는 한정적인 것이므로 향후 지속적인 연구가 필요하다고 생각된다.

참 고 문 헌

- 김배용, “주가지수선물시장의 주식에의 영향분석”, 주식, 한국증권거래소, 1996, pp.3-42.
- 김유경, “주가지수선물, 옵션시장의 거래현황”, 증권거래소 보고서, 1999
- 변종국, “KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미친 영향”, 재무
관리연구 제15권 제1호, 1998, pp.139-163.
- 이필상, 민준선, “주가지수선물 수익률과 현물수익률간의 일중관계에 관한 연구”, 재무
관리연구, 제14집 제1호, 1997, pp.141-169.
- 정재엽, 서상구, “주가지수선물시장과 현물시장간의 동적 관련성”, 1999, 계명대학교 박사학위 논문.
- Abhyankar, A., “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and
Stock Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 15, No.4, 1995,
pp.457-488.
- Admati, A. R., and P. Pfleiderer, “A Theory of Intermarket Patterns : Volume and Price
Volatility,” *Review of Financial Studies*, 1, 1988, pp.3-40.
- Anthony, J. H., “The Interrelation of Stock and Options Market Trading Volume
Data,” *Journal of Finance*, 43, 1988, pp.949-964.
- Chan, K., K. C. Chan, and G. A. Karolyi, “Intraday Volatility in the Stock Markets and
Stock Index Futures Markets,” *Review of Financial Studies*, 4, 1991, pp.657-684.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market
and Stock Index futures Market,” *Review of Financial Studies*, 5, No.1, 1992,
pp.123-152.
- Diamond, D. W., and R. E. Verracchia, “Constraint on Short Selling and Asset Price
Adjustment in Private Information,” *Journal of Financial Economics*, 18, 1987,
pp.277-311.
- Engle, R. B., and C. W. Granger, “Cointegration and Error Correction : Representation,
Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-276.
- Finnerty, J. E., and H. Y. Park, “Stock Index Futures : Does the Tail Wag the Dog?
A Technical Note,” *Financial Analyst Journal*, 43, 1987, pp.57-61.
- Granger, C. W., “Some Recent Development in A Concept of Causality,” *Journal of Econ-
ometrics*, 39, 1988, pp.199-120

- Granger, C., "Investigating Casual Relations by Econometric Model Cross Spectra Method," *Econometrica*, 37, 1969, pp.424-438.
- Grossman, S. J., and M. H. Miller, "Liquidity and Market Structure," *Journal of Finance*, 43, 1988, pp.617-633.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimates," *Econometrica*, 50, 1982, pp.1029-1054.
- Harris, L., "The October 1987 S&P 500 Futures Basis," *Journal of Finance*, 44, 1989, pp.77-99.
- Haugh, L. D., "Checking the Independence of Two Covariance-Stationary Time Series : A Univariate Residual Cross-Correlation Approach," *Journal of American Statistical Association*, 71, 1976, pp.378-385.
- Karpoff, J. M., "The Relation between Price Change and Trading Volume," *Journal of financial and Quantitative Analysis*, 22, 1987, pp.109-126.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and S&P 500 Index," *Journal of Finance*, 42, 1987, pp.1309-1329.
- Lamoueux, C. G., and W. D. Latrapes, "Heteroskedasticity in Stock Return Data : Volume versus Garch Effect," *Journal of Finance*, 45, 1990, pp.221-230.
- Miller, M. H., "International Competitiveness U.S. Futures Exchange," *Journal of Financial Service Research* 4, 1990, pp.387-408.
- Ng, N., "Detecting Spot Prices Forecast in Futures Prices Using Causality Tests," *Review of Futures Markets*, 6, 1987, pp.250-267.
- Shyy, G., V. Vijayrahavan, and B. Scott-Quinn, "A Further Investigation of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/Ask Quotes : The Case of France," *Journal of Futures Markets*, 16, No.4, 1996, pp.405-420.
- Sims, C. A., and D. Dickey, "Money, Income and Causality," *American Economic Review*, 62, 1972, pp.540-552.
- Stephan, J. A., and R. E. Whaley, "Intraday Price Changes and Trading Volume Relations in the Stock and Stock Options Markets," *Journal of Finance*, 45, 1990, pp.191-220.

- Stoll, H. R., and R. E. Whaley, "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Return," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 1990, pp.441-468.
- Wahab, M., and M. Lashgari, "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Market : A Cointegration Approach," *Journal of Futures Markets*, 12, No.7, 1993, pp.711-744.