

선물 및 현물시장은 뉴스에 대해 동일하게 반응하는가? : 코스피200 선물시장에 대한 실증적 연구

조 담*

〈요 약〉

이 논문에서는 새로운 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응하는지와 더 큰 가격변동폭을 보이는지를 검증한다. 뉴스에 대한 민감도는, 선물가격의 일간변동을 이론가격 변동에 관해 회귀시킨 식의 회귀계수에 의해 측정한다. 그리고 가격변동폭은 선물가격과 이론가격의 평균범위차이(RD), 평균고가차이(HD) 및 평균저가차이(LD)라는 세 가지 척도를 사용하여 측정한다. 이 논문에서 사용한 자료는 코스피200 지수선물시장의 개설 초기인 1996년 7월부터 최근의 2005년 12월말까지 최근월물과 차근원물의 선물가격과 이론가격이다.

민감도의 차이를 나타내는 β 는 1과 크게 유의한 차이를 보이지 않으므로 뉴스에 대한 두 시장의 민감도는 대체로 큰 차이가 있는 것으로 보이지 않는다. 그러나 최근기간(2002년 11월~2005년 12월)에는 최근월물 및 차근월물 모두 1보다 큰 값을 보이고 있어 선물시장이 더 민감하게 반응하고 있다. 또 최근기간에 최근월물의 가격이 좋은 뉴스에 대해 현물시장보다 더 민감하게 반응하였다.

전체기간 및 하위기간의 RD는 대체로 0과 유의한 차이를 갖지 않는다. 그러나 최근월물의 평균고가차이(HD)는 전체기간과 하위기간 모두에서 뚜렷하게 유의한 양의 값을 보이고 있다. 이것은 최근월물 선물가격의 좋은 뉴스에 대한 가격변동폭이 현물가격보다 더 크다는 것을 의미한다.

주제어 : 현물 · 선물 패리티, 차익거래, 평균범위차이, 평균고가차이, 평균저가차이

논문접수일 : 2006년 07월 03일 논문게재확정일 : 2006년 09월 30일

* 전남대학교 경영학부 교수

** 이 논문은 2005년도 전남대학교 학술연구비 지원에 의하여 연구되었음. 본 논문을 꼼꼼하게 읽고 여러 가지 개선점을 지적해주신 두 분의 익명의 심사자와 2006년 6월의 한국금융학회에서의 토론자 및 청중께 감사드립니다.

I. 서론

자산가격은 주어진 뉴스를 반영하여 거의 매일 변동한다. 무차익거래 조건(no-arbitrage condition)의 가정 하에서, 동일한 기초자산을 대상으로 하는 두 개의 금융자산은 주어진 뉴스에 대해 동일하게 반응하여야 하며, 그 경우 두 자산의 가격은 뉴스에 반응하여 동일한 크기로 변동하여야 한다. 자산가격의 이런 특성은 선물가격과 현물가격에 대해서도 적용될 수 있다.

선물계약은 현물매입과 매입비용의 무위험차입에 의해 복제될 수 있기 때문에, 차익거래를 제약하는 마찰적 요인이 없고 이자율이 일정하다고 가정할 때, 현물가격과 선물가격의 관계는 현물·선물 패리티(spot-futures parity; SFP)로 표현되는 관계를 갖는다. 이 SFP의 중요한 시사점은, 새로운 뉴스에 대해 선물시장과 현물시장이 동일하게 반응한다면, 선물가격의 변동과 SFP에 의해 주어진 이론가격의 변동이 평균적으로 같은 크기이어야 한다는 것이다.

현실의 선물시장에서는 현물시장보다 더 적은 거래비용을 필요로 하고, 선물의 매도와 매수 포지션의 선택과 반대매매가 훨씬 더 용이하게 이루어질 수 있다. 그 결과, 새로운 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응할 것이고, 또 선물시장이 현물시장보다 더 다양한 정보를 반영하여 가격을 결정할 것이라는 추측도 충분히 가능하다.

이 논문은, 코스피200 주가지수의 선물가격 변동이 SFP에 의한 이론가격의 변동과 동일한지 여부를 검증함으로써, 선물시장과 현물시장이 뉴스에 대해 동일하게 반응하는지에 대한 실증적 증거를 얻고자 하는 것에 목적을 두고 있다. 즉, 이 연구는 뉴스에 대한 코스피200 선물시장의 반응의 상대적 편의(bias)와 민감도(sensitivity) 및 정보다양성(informational diversity)을 계량적으로 추정하는 것에 목적을 두고 있다.

지금까지 주가지수 선물시장에 관한 연구는 대부분 차익거래가 가능한지와 선물 및 현물 가격의 선도/지연 관계에 초점을 맞추어져 왔다. 전자의 연구는 선물가격이 SFP에 기초한 이론가격과 유의한 차이가 있는지를 확인하는 것과 동일한 의도를 갖는다. 후자의 연구는 선물시장이 새로운 정보에 대해 더 신속하게 반응할 수 있는지를 검증하기 위한 것이다. 저자의 과문의 탓에 기인하겠지만, 이런 연구들의 어떤 것도 새로운 정보에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감한지 또는 선물시장이 반영하는 정보가 현물시장보다 더 다양한지를 계량적으로 측정하고자 시도하지 않았던 것으로 생각된다. 이 연구는 이런 측면에서 지금까지의 연구 성과를 다소나마 보완할 수 있을 것으로 기대된다.

II. 기존연구의 검토

지금까지 주가지수 선물시장에 관한 연구는 주로 실제의 선물가격이 현물·선물 패리티(SFP)에 기초한 이론가격과 일치하는지 여부를 검증하는 연구가 중심을 이루고 있으며 매우 다양한 연구결과들이 존재한다. 이 방향의 연구들은 괴리도(disparity)-즉, 선물의 실제가격과 이론가격의 차이-를 측정하고 그 괴리도가 차익거래 기회를 제공할 정도로 충분히 크지를 검증하는데 초점을 맞추고 있다. 초기의 대표적인 연구로서, Figlewski(1984)는 S&P500 개설초기의 선물시장의 헤징효과를 분석하고 배당위험이 헤징효과에 큰 영향을 미치지 않는다는 것, 선물가격이 이론가격보다 저평가되어 있다는 것 등을 발견하였다. Yadav and Pope(1990)은 1984~1988년 동안의 FTSE 100 지수선물 일간자료를 사용하여, 실제가격이 이론가격보다 평균적으로 낮다는 것과 가격 오차(mispricing)의 크기가 강한 자기상관성을 갖고 있다는 것 등을 발견하였다.

Chung(1991)은 CBT에서 거래되는 1984년 7월~1986년 8월까지의 MMI(Major Market Index) 선물거래를 분석 대상으로 삼았다. 그는 주가지수선물 차익거래에 거래비용, 거래지체 및 주식구매에 대한 uptick rule을 고려한 결과, 차익거래 이익의 빈도와 크기가 시간이 지남에 따라 감소한다는 것, 즉 차익거래를 통해 가격오차가 점차 수정되어간다는 사실을 보여 주었다. Dwyer, Locke and Yu(1996)은 S&P500 지수선물가격의 1982~1990년 동안 1분 간격 자료를 검토하고 차익거래로 이용될 수 있는 뉴스충격이 주어질 때 선물 및 현물 가격은 5 내지 7분 이내에 수렴한다는 것을 관찰하였다. Brennan and Schwartz(1990)은 1983~1987년에 걸친 16가지 선물계약의 15분 간격 자료를 사용하여 차익거래의 시뮬레이션의 성과를 제시하였다.

우리나라에서도 선물 및 현물시장에서의 차익거래 가능성을 분석한 몇 가지의 연구들이 이루어졌다. 그 중, 태석준(1997)은 1996년 5월 3일~1997년 8월 30일까지의 코스피200 선물의 30분 간격 자료를 이용하여 괴리율을 계산하고 차익거래 기회에 대한 실증분석을 실시하였다. 그의 실증분석 결과는 분석기간 중 최근월물의 괴리율이 평균적으로 유의적인 음의 값을 나타내어 선물가격이 저평가되는 현상을 보여주고 있다.

이와 같은 현상은 김철교와 이현(1998), 정문경(1998)의 연구에서도 유사하게 발견된다. 또 Kurov and Lasser(2002)와 Chu and Hsieh(2002)은 상장지수펀드(ETF)의 상장이 차익거래를 더 용이하게 하기 때문에 시장의 효율성을 증가시켜주고 있다는 것을

보여주고 있다.

선물가격에 관한 연구의 다른 하나의 방향은 선물시장과 현물시장의 선도·지연 관계를 분석하는 것이다. 선물거래는 더 작은 투자액과 거래비용을 필요로 하고 공매도의 제약이 없기 때문에 새로운 뉴스에 대해 현물시장보다 더 빠르게 반응할 것이므로, 선물가격의 변동이 현물가격의 변동을 선행(lead)할 것이라고 예상될 수 있다.

초기의 연구로서 Kawaller, Koch and Koch(1987)는 S&P500 지수 선물가격 변동과 지수 변동의 관계를 3단계 최소제곱에 의해 추정된 결과 선물가격이 현물가격을 20 내지 45분 정도 선행한다는 것을 발견하였다. 이런 결과는 연구방법을 달리한 다른 많은 연구에서 선행하는 시차의 차이가 있긴 하지만 공통적으로 확인되고 있다(Stoll and Whaley(1990), Chan(1992), Wahab and Lashgari(1993), Abhyankar(1995), Fleming, Ostdiek and Whaley(1996), Frino, Walter and West(2000), Gwilym and Buckle(2001)). 김태혁, 강석규(2000)은, 1996년 5월~1998년 12월까지의 1분 자료를 사용하여 우리나라 코스피 200 현·선물시장에서의 선도·지연관계를 분석한 결과, 두 시장 사이에 일방적인 선도·지연관계가 아니라 시장간 피드백 관계가 존재하는 것으로 보고하고 있다. 변종국(2000)은 1998년 8월~1999년 10월까지의 5분 자료를 사용하여 오차수정모형을 추정된 결과, 코스피200 선물시장이 현물시장을 30분 정도 선행한다고 보고하고 있다.

본 연구와 관련하여 MacKinlay and Ramaswamy(1988)의 연구를 주목할 필요가 있다. 이 연구는 1982년 4월~1987년 6월까지의 S&P500 주가지수 선물의 모든 거래 자료를 사용하여 거래간 자기상관성과 거래간 가격변동의 변동성을 관찰하였다. 그 결과, 선물거래의 거래간 시간간격이 15분 이상이 되면 가격변동의 자기상관성이 거의 0에 가깝게 되지만, 현물가격에 비해 더 큰 변동성을 갖고 있다는 것을 발견하였다.

그들은 이런 연구결과가 구체적으로 어떤 시사점을 가져다주는지에 대해서는 충분한 해석을 가하지 않고 있다. 그러나 그들의 연구에서 선물가격과 현물가격의 가격변동성을 비교하려는 시도는 본 연구에 식 (5)를 검증하려는 시도와 유사하며, 따라서 선물시장이 더 다양한 정보를 이용하여 가격결정하고 있음을 보여주는 증거로 해석될 수 있다.

이상의 연구결과를 종합하면, 선물가격은 이론가격과 대체로 음의 괴리도를 보여주고 있고, 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 선행하여 반응하고 있다고 볼 수 있다. 따라서 선물시장은 주어진 뉴스에 대해 현물시장보다 더 민감하게 반응할 수 있고 또 선물시장이 현물시장보다 더 다양한 정보를 반영하고 있을 수 있다는 추측도 가능하다.

Ⅲ. 검증모형의 도출

1. 이론적 배경

인도일까지의 무위험이자율과 배당의 불확실성이 없다고 가정할 때, 선물계약은 현물을 매입하여 인도일까지 보유하는 것과 동일한 경제적 효과를 갖기 때문에 인도일이 τ 인 선물계약의 t 시점의 선물가격은 현물가격과 다음과 같은 현물·선물 패리티(spot-futures parity; SFP)가 성립한다.

$$\begin{aligned} F_t &= S_t^* \\ &= S_t \left(1 + r \times \frac{\tau - t}{365} \right) - d_t \end{aligned} \quad (1)$$

단, F_t 는 인도일이 τ 인 선물계약의 t 일의 선물가격, S_t^* 는 만기가 τ 인 선물의 t 일의 이론가격, S_t 는 t 일의 현물가격(종가), r 는 무위험이자율, d_t 는 선물배당액지수의 합계임.)¹⁾

만일 이 선물·현물 패리티가 성립하지 않으면, 투자자들은 cash & carry 전략이라고 부르는 매우 단순한 형태의 차익거래에 의해 차익거래이윤이 실현할 수 있다. 우변의 S_t^* 는 흔히 이론가격이라고 부르지만, 이 이론가격은 현물가격 S_t 에 반영된 모든 정보를 그대로 반영하여 결정된 변수이기 때문에, S_t^* 는 선물가격과 비교 가능하도록 수정된 현물가격의 의미를 갖는다.²⁾

따라서 선물가격과 현물가격이 뉴스에 대해 어떻게 반응하는가를 비교하고자 할 경우, 현물가격 그 자체를 선물가격과 비교하기보다는 이론가격 S_t^* 를 선물가격과 비교하여야 한다.

이 SFP 공식을 1차 차분하면 다음 식이 얻어진다.³⁾

1) 선물배당액지수는 코스피200 구성종목으로부터 만기일까지의 기간 중 예상되는 배당지급액으로서, 구체적인 공식은 한국은행(2004), 284를 참조.

2) 식 (1)에서 이자율(r), 배당액지수(d), 잔존만기($\tau - t$)는 모두 확정적 값이므로 S_t^* 의 스케일만을 변화시킬 따름이다.

3) 휴일이 존재할 경우 식 (2)의 마지막 항에 (1+휴일수)를 곱해야 한다.

$$\begin{aligned}
\Delta F_t &= \Delta S_t^* \\
&= S_t \left(1 + r \frac{\tau-t}{365} \right) - S_{t-1} \left(1 + r \frac{\tau-t+1}{365} \right) - (d_t - d_{t-1}) \\
&= \Delta S_t \left(1 + r \frac{\tau-t}{365} \right) - \Delta d_t - S_{t-1} \frac{r}{365}
\end{aligned} \tag{2}$$

이 식은 SFP가 성립할 경우 선물가격의 일간변동이 우변 첫 번째 항의 현물가격 변동, 두 번째 항의 배당액지수의 변동 및 세 번째 항의 잔존만기 단축효과에 의해 발생한다는 것을 보여주고 있다. 그러나 SFP에서와 같이 무위험이자율과 배당액지수가 일정하다고 가정될 경우, 선물가격의 일간변동은 현물가격 변동과 잔존만기 단축효과에 의해서만 발생한다.

식 (2)에서 선물 및 현물가격의 일간변동인 ΔF_t 와 ΔS_t^* 는 t 일에 선물시장 및 현물시장에 주어진 새로운 정보(news, innovation)에 대하여 선물 및 현물시장이 어떻게 반응하고 있는가를 나타낸다. 현실적으로 뉴스의 성격과 크기를 자료를 통해 관찰할 수 없는 경우, 어떤 뉴스에 대해 선물시장과 현물시장이 어떻게 반응하였는지를 직접 비교할 수는 없다. 그러나 일정 기간 동안 새로이 주어진 뉴스의 집합이 두 시장에 동일하게 주어졌을 때, 그 뉴스 집합에 대한 두 시장의 반응의 차이는 ΔF_t 와 ΔS_t^* 를 비교함으로써 측정할 수 있다.

식 (2)에서 등호관계가 성립하면, 새로이 주어진 뉴스에 대해 선물 및 현물시장이 동일한 반응을 하고 있다는 것을 의미한다. 그러나 시장미시구조(market microstructure)의 차이 때문에 두 시장이 다른 정보를 사용하거나 동일 정보에 대한 반응이 차이를 보일 수도 있다.

시장미시구조의 차이로서 현물시장보다 더 적은 투자액(레버리지 효과)과 거래비용, 현물의 공매도(short selling) 제약 등을 예로 들 수 있고, 이런 차이 때문에 선물시장이 현물시장보다 더 유리한 투기의 기회를 제공할 수 있게 된다. 따라서 거래비용의 존재와 현물 공매도의 제약 때문에 차익거래가 자유롭게 이용될 수 없다면, 현물시장과 선물시장은 새로운 정보에 대해 서로 다른 반응을 보일 수 있다.

선물시장과 현물시장이 뉴스에 대해 서로 다른 반응을 보이는 경우는 다음 세 가지 경우로 나누어 볼 수 있다.

첫째, 경우는 선물 및 현물시장에 동일한 정보가 주어지지만 어느 한 시장이 다른 시장보다 선도(lead) 또는 지체(lag)하여 반응하는 경우이다. 이에 대해서는 제 II절에서

살펴본 바와 같이 다수의 실증적 연구가 존재하며, 대체로 선물시장이 현물시장을 선도하는 경향을 보이는 것으로 알려져 있다.

둘째, 경우는 두 시장에 동일한 정보가 주어지지만 어느 한 시장이 다른 시장보다 더 민감하게(more sensitive) 반응하는 경우이다. 어떤 뉴스가 주어졌을 때, 현물시장보다 선물시장에서 그 뉴스를 이용하여 더 큰 투기적 이득을 얻을 수 있으므로, 동일 뉴스에 대해 선물가격 변동이 현물가격 변동보다 더 크게 발생할 것이다.

셋째, 경우는 현물시장보다 선물시장에서 더 다양한(more diverse) 정보가 이용되고 가격에 반영될 수 있는 경우이다.⁴⁾ 일반적으로 투자자들이 더 큰 투자수익을 얻을 수 있을 때, 더 다양한 정보를 이용하고자 하는 유인이 존재하므로, 우월한 정보를 이용한 투기의 기회가 더 큰 선물시장이 더 다양한 정보를 반영할 것으로 추측될 수 있다. 경우에 따라서는 이 세 번째 경우와 위의 두 번째 경우가 동시에 존재할 수도 있다.

2. 검증모형

이 연구에서 분석하고자 하는 것은 이미 다른 연구에서 많이 다루어진 정보에 대한 선도/지체 관계를 제외한 나머지 두 가지 경우, 즉 두 시장이 ① 뉴스에 대한 민감도의 차이와, ② 뉴스에 대한 가격변동폭의 차이를 보이는지를 분석하는 것이다.

1) 뉴스에 대한 민감도 차이의 검증모형

뉴스에 대한 민감도의 차이는 식 (2)를 다음과 같은 단순회귀모형으로 변환하여 검증할 수 있다.

$$\Delta F_t = \alpha + \beta \Delta S_t^* + \epsilon_t \quad (3)$$

단, α 와 β 는 회귀계수이고 ϵ_t 는 잔차항임.

만일 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장과 동일한 민감도를 갖고 반응한다면, 식 (3)의 기울기 β 는 1과 같아야 한다. 그러나 선물시장이 현물시장보다 더(또는 덜) 민감하게 반응한다면, β 는 1보다 클(또는 작을) 것이다. 극단적으로 β 가 음의 값이면 선물시장의 반응이 현물시장과 반대방향으로 반응한다는 것을 뜻한다.

식 (3)의 절편 α 는 뉴스에 대한 선물시장의 반응의 평균적 편의(bias)를 측정한다.

4) 동일한 뉴스집합이 주어지더라도 두 시장이 실제 반영하는 정보의 종류가 다를 수 있다. 즉, 어떤 시장이 다른 시장보다 더 다양한 정보를 반영하여 가격결정할 수 있다.

만일 모든 종류의 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 상향(또는 하향) 편의를 갖고 반응한다면 α 의 추정치는 양(또는 음)의 값을 보일 것이다.

또 주어진 뉴스의 성격, 즉 좋은 뉴스(good new)인지 또는 나쁜 뉴스(bad new)인지에 따라 뉴스에 대한 두 시장의 반응이 다를 수 있다. 이 연구에서 좋은 뉴스는 코스피 200 일간수익률이 +1.5% 이상 상승한 경우이고 나쁜 뉴스는 -1.5% 이하로 하락한 경우이다. 이를 고려하기 위하여 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$\Delta F_t = \alpha + \alpha_U U_t + \alpha_D D_t + \beta \Delta S_t^* + \beta_U U_t \Delta S_t^* + \beta_D D_t \Delta S_t^* + \epsilon_t \quad (4)$$

단, U_t 는 코스피200 일간수익률이 +1.5% 이상이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이고, D_t 는 코스피200 일간수익률이 -1.5% 이하이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수⁵⁾

식 (4)의 해석과 관련하여, 좋은 뉴스보다는 나쁜 뉴스에 대한 선물시장의 반응에 특히 관심을 둘 필요가 있다. 왜냐하면, 좋은 뉴스보다 나쁜 뉴스가 주어질 때 뉴스를 이용한 선물거래의 유리성이 더 크게 나타날 수 있기 때문이다. 즉, 나쁜 뉴스가 주어질 때 현물의 공매보다 선물의 매도가 더 자유롭게 이용될 수 있고, 그 결과 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응할 것이다. 이 추론이 시사하는 바는, β_U 보다는 β_D 가 더 큰 양의 값을 보일 것이라는 것이다.

2) 뉴스에 대한 가격변동폭의 차이의 검증모형

시장에서 구체적으로 어떤 정보가 이용되었는지 사후적으로 식별할 수 있는 적절한 방법은 존재하지 않는다. 그렇지만 더 다양한 정보를 반영할수록 가격변동의 범위가 더 클 것이라는 사실에 기초하여 적절한 통계적 검증을 행할 수 있다. 즉, 선물가격과 이론가격의 변동폭을 비교함으로써 두 시장에 반영된 정보의 다양성을 비교해볼 수 있다.

매 순간의 주문을 반영하여 매매거래가 성립되는 연속거래 방식에서는 더 다양한 정보가 반영될수록 하루 중 형성된 가격변동폭, 즉 저가(low price)와 고가(high price)의 차이가 더 클 것으로 추측할 수 있다. 물론 선물 및 현물시장에 동일한 종류의 정보가 주어지더라도 서로 다른 가격변동폭을 보일 수 있다. 그러나 평균적으로 볼 때, 가격결정에 반영되는 정보의 다양성의 차이 역시 가격변동폭의 차이를 가져오는 중요한 원인으로 고려될 수 있다.

5) 2002년 11월 이후의 코스피200 일간수익률의 표준편차가 약 1.5%로서 3개 하위기간 중 가장 작았다. 이를 고려하여 $\pm 1.5\%$ 를 기준으로 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스를 구분하였다.

가격변동폭의 차이는 선물가격과 이론가격의 고가와 저가의 차이로부터 다음과 같이 계산된 평균범위차이(mean range-difference)를 사용하여 측정할 수 있다.

$$\overline{RD} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \left[\frac{F_t^H - F_t^L}{S_{t-1}^*} - \frac{S_t^{*H} - S_t^{*L}}{S_{t-1}^*} \right] \quad (5)$$

단, \overline{RD}_t 은 범위차이이고, F_t^H 과 F_t^L 은 t 일 중 형성된 F_t 의 고가와 저가, S_t^{*H} 과 S_t^{*L} 은 t 일 중의 S_t^* 의 고가와 저가임.

만일 현물시장에 주어지지 않은 극단적인 정보가 선물시장에 주어진 경우 선물가격은 현물가격보다 더 높은(또는 낮은) 고가(또는 저가)가 형성될 것이며, 그 결과 고가와 저가의 차이가 더 커질 것이다. 따라서 선물시장에서 더 다양한 정보가 이용되고 있다면, 대체로 선물가격의 범위는 현물시장의 그것보다 평균적으로 더 큰 값을 가질 것이고 그 결과 평균범위차이 \overline{RD} 역시 (+)의 값을 가질 것이라고 추측할 수 있다. 이 평균범위차이는 표본평균의 일종이므로, 0과 동일하다는 귀무가설은 t 통계량을 사용하여 검증할 수 있다.

다른 한편으로 선물시장은 현물시장보다 특정한 종류의 뉴스에 대해 더 큰 가격변동폭을 보여줄 수도 있다. 이를 비교하기 위해 다음의 평균고가차이(mean high-price difference) \overline{HD} 와 평균저가차이(mean low-price difference) \overline{LD} 를 계산한다.

$$\overline{HD} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \left[\frac{F_t^H - F_{t-1}}{S_{t-1}^*} - \frac{S_t^{*H} - S_{t-1}^*}{S_{t-1}^*} \right] \quad (6)$$

$$\overline{LD} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=2}^T \left[\frac{F_t^L - F_{t-1}}{S_{t-1}^*} - \frac{S_t^{*L} - S_{t-1}^*}{S_{t-1}^*} \right] \quad (7)$$

이 두 통계량도 표본평균의 일종이므로 자유도가 (관찰치수-1)인 t 분포를 갖는다.

만일 선물시장이 좋은 뉴스(good news)를 더 다양하게 반영한다면 전일 증가대비 고가 변동폭이 이론가의 변동폭보다 더 크게 형성될 것이므로, \overline{HD} 는 양(+)의 값을 갖게 될 것이다. 반대로 선물시장이 나쁜 뉴스(bad news)를 더 다양하게 반영한다면 선물가격의 저가 변동폭이 이론가의 경우보다 더 낮게 형성될 것이므로, \overline{LD} 는 음(-)의 값을 갖게 될 것으로 예상된다.

IV. 실증적 검증

1. 자료와 기술통계

1) 자료

이 연구에서 사용된 선물가격 자료는 1996년 7월 1일부터 2005년 12월 29일까지 2,456거래일의 일별 증가(정산가)로서 증권선물거래소에서 제공한 일별 증가자료이다.⁶⁾ 코스피200 지수선물시장은 1996년 5월에 개설되었으므로, 이 기간은 선물시장 개설초기부터 최근까지의 거의 모든 시기를 포함하고 있다고 할 수 있다. 동일 시점에 상장되어 있는 지수선물은 만기일을 달리하는 4개의 계약으로서, 편의상 最近月物, 次近月物, 次遠月物, 最遠月物로 구분하여 부른다. 이 논문에서는 선물가격 자료를 이 네 가지 시계열로 구성하고, 이 중 거래량이 현저하게 적은 차원월물과 최원월물을 제외한 최근월물과 차근월물의 두 가지 자료만을 사용한다.⁷⁾

최근월물 자료의 경우, 선물 만기일에 있을 수 있는 이상거래의 영향을 제거하기 위해 최종거래일 및 그 전날의 자료는 사용하지 않는다. 그리고 차근월물의 경우, 시장경쟁이 없이 소수의 거래자에 의해 선물가격이 형성될 가능성이 존재하므로 50계약 미만의 거래량이 존재하는 경우는 제외하고 50계약 이상의 거래량이 존재하는 경우의 자료만을 이용한다.

현물가격 자료는 동일 기간의 코스피200 증가 자료이다. 증권선물거래소에서 제공하는 지수선물 일별증가 자료에는 식 (1)의 우변과 동일한 식에 의해 계산된 이론가율을 함께 제공하고 있으므로, 식 (2)의 우변의 $\Delta S_{i,T}^*$ 는 이 이론가의 차분 값을 사용하여 구하였다. 또 무위험이자율은 동일 기간의 증권업협회 발표 CD수익률이다.

6) 유가증권시장은 14시 50분에 동시호가로 전환되고 15시에 증가가 결정된다. 또 코스피200 지수선물시장은 15시 5분에 동시호가로 전환되어 15시 15분에 증가가 결정된다. 따라서 선물의 실제가격과 이론가격의 차이를 이용한 차익거래는 14시 50분까지만 가능하다. 이 논문에서 사용된 자료는 일별 증가자료만이 주어진 유가증권시장의 일별 선물가격자료이므로, 14시 50분의 가격과 약간의 차이를 보일 수 있다. 이 논문은 이 차이가 크게 중요하지 않다는 것을 암묵적으로 가정하고 있다.

7) 차근월물, 차원월물, 최원월물의 일간거래량(계약수)의 분포는 다음과 같다. 이 표에서 차원월물과 최원월물의 거래량이 매우 적다는 것을 확인할 수 있다.

| 계약수 | 차근월물 | 차원월물 | 최원월물 |
|-------|---------------|---------------|---------------|
| 0 | 98(3.99%) | 1,468(59.81%) | 1,915(78.01%) |
| 1~49 | 1,067(43.44%) | 949(38.64%) | 518(21.09%) |
| 50 이상 | 1,290(52.57%) | 38(1.55%) | 22(0.90%) |

뉴스에 대한 자산시장의 반응은 투자자의 학습효과이나 뉴스의 성격 등에 따라 달라질 수 있다. 먼저 투자자의 학습효과를 반영하기 위해 전체기간을 ① 주가지수선물시장 개설 초기인 1996년 7월~1998년 12월, ② 정착기인 1999년 1월~2002년 10월, ③ 상장지수펀드(ETF)가 이용될 수 있는 2002년 11월~2005년 12월 등의 3개의 하위기간으로 구분한다.⁸⁾ 또 뉴스의 성격을 좋은 뉴스(현물가격이 1.5% 상승)와 나쁜 뉴스(현물가격이 1.5% 이상 하락) 등의 하위표본으로 나누어 식 (4)에 대한 추정을 행한다.

2) 기술통계량

코스피200 지수선물가격과 이론가격 및 현물가격의 일간변동에 대한 주요 기술통계량은 <표 1>에 요약되어 있다. <표 1>은 자료가 갖고 있는 몇 가지 특징을 보여주고 있다. 첫 번째 특징은, 세 가지 가격의 일간변동의 Jaque-Bera 정규성 검증통계량이 거의 모두 1% 유의수준에서 0과 유의한 차이를 보이고 있다는 점이다. 이것은 코스피 및 선물가격 자료가 두터운 꼬리를 갖는 비대칭분포를 갖고 있기 때문이다. 두 번째 특징은 모든 ADF 통계량이 1% 유의수준의 임계값보다 현저히 작다는 점이며, 이것은 모든 일간변동 시계열이 단위근을 갖고 있지 않다는 것을 의미한다.

세 번째 특징은 선물가격 일간변동(ΔF)의 표준편차가 이론가격의 그것보다 약간 크다는 점으로서, S&P500 지수선물을 대상으로 한 MacKinlay and Ramaswamy(1988)에서도 발견되는 현상이다. 전체기간의 경우, 최근월물 이론가격 일간변동의 표준편차는 1.8372포인트이지만 선물가격의 그것은 1.9891포인트이다. 이러한 특징은, 정도의 차이는 있지만, 차근월물과 3개 하위기간에서도 일관성 있게 발견된다. 이와 같이 선물가격의 변동성이 이론가격의 변동성보다 크다는 것은 선물시장이 현물시장보다 더 다양한 정보를 반영하고 있을 수 있다는 것을 의미한다. 이 점에 대해서는 3항에서 더 상세하게 검토하고자 한다.

3) 괴리도

본 논문의 검증모형인 식 (3)과 식 (4)는 식 (1)의 SFP로부터 얻어진 것이다. 따라서 코스피 200 지수선물시장에서 SFP가 어느 정도 성립하고 있는지, 즉 선물가격의 괴리도가 어느 정도인지에 관한 기술통계량은 식 (3)과 식 (4)의 추정결과를 해석하는데 간접적

8) 코스피200을 추종하는 상장지수펀드인 KODEX200은 2002년 10월 14일에 상장되었다. 상장지수펀드의 거래는 주가지수 선물을 이용한 차익거래를 획기적으로 용이하게 만들기 때문에 선물가격이 현물·선물 패리티에 기초한 이론가격에 더욱 근접하도록 만드는 계기를 만들 수 있다.

<표 1> 기초자료의 주요 기술통계량

| | 평 균 | 표준편차 | 왜 도 | 첨 도 | JB | ADF | 관찰치수 |
|-------------------|----------|--------|---------|--------|-------|---------|-------|
| 96년 7월~05년 12월 | | | | | | | |
| 최근월물 ΔF | 0.0357 | 1.9891 | -0.1658 | 4.7889 | 323** | -49.0** | 2,342 |
| 최근월물 ΔS^* | 0.0164 | 1.8372 | -0.2228 | 5.3678 | 566** | -35.7** | 2,342 |
| 차근월물 ΔF | 0.0740 | 1.8879 | 0.0230 | 4.6720 | 151** | -47.9** | 1,290 |
| 차근월물 ΔS^* | 0.0754 | 1.7789 | -0.1349 | 4.9598 | 210** | -45.2** | 1,290 |
| 현물가격 ΔS | 0.0351 | 1.8211 | -0.2305 | 5.5050 | 664** | -35.9** | 2,455 |
| 96년 7월~98년 12월 | | | | | | | |
| 최근월물 ΔF | -0.0380 | 1.5673 | 0.1972 | 3.3426 | 8* | -24.5** | 700 |
| 최근월물 ΔS^* | -0.0682 | 1.3465 | 0.1775 | 3.9996 | 33** | -22.6** | 700 |
| 차근월물 ΔF | -0.0586 | 1.7292 | 0.5845 | 4.5135 | 47** | -23.6** | 310 |
| 차근월물 ΔS^* | -0.0525 | 1.5142 | 0.0996 | 3.8100 | 9** | -21.8** | 310 |
| 현물가격 ΔS | -0.0361 | 1.3309 | 0.2108 | 4.1284 | 44** | -22.6** | 730 |
| 99년 1월~02년 10월 | | | | | | | |
| 최근월물 ΔF | 0.0093 | 2.4810 | -0.1845 | 4.1464 | 55** | -31.2** | 894 |
| 최근월물 ΔS^* | -0.0063 | 2.3199 | -2.2285 | 4.5465 | 99** | -29.1** | 894 |
| 차근월물 ΔF | 0.0008 | 2.4096 | 0.0135 | 4.3708 | 25** | -30.4** | 316 |
| 차근월물 ΔS^* | 0.0080 | 2.3177 | -0.0393 | 4.6671 | 37** | -28.4** | 316 |
| 현물가격 ΔS | 0.0192 | 2.3079 | -0.0393 | 4.6239 | 113** | -29.1** | 939 |
| 02년 11월~05년 12월 | | | | | | | |
| 최근월물 ΔF | 0.1363* | 1.6520 | -0.2597 | 3.8252 | 30** | -27.6** | 747 |
| 최근월물 ΔS^* | 0.1228* | 1.5593 | -0.3251 | 3.7481 | 31** | -26.8** | 747 |
| 차근월물 ΔF | 0.1725** | 1.6615 | -0.1826 | 3.6187 | 14** | -27.6** | 663 |
| 차근월물 ΔS^* | 0.1673** | 1.5866 | -0.2938 | 3.7288 | 24** | -26.8** | 663 |
| 현물가격 ΔS | 0.1202 | 1.5324 | -0.2995 | 3.7619 | 31** | -26.8** | 785 |

주) 1) 최근월물의 통계량은 최종 3 거래일의 관찰치를 제거하고 계산된 것임. 차근월물의 경우, 거래량이 50계약 이상인 것만을 계산에 포함하고 있으나, ADF 통계량을 계산할 때에는 선물가격이 형성된 모든 자료를 포함하였음.

2) JB와 ADF 통계량의 **와 * 표시는 각각 1% 및 5% 유의수준에서 0과 유의한 차이가 있음을 의미 함(단, ΔS^* 의 * 표시는 ΔS 와 구분하여 이윤가격의 일간변동을 나타내기 위해 사용한 것임).

인 참고자료를 제공해 줄 수 있다.

그리고 본 논문은 시장개설 초기부터 최근까지 최근월물 및 차근월물을 모두 포함하고 있으므로 다른 기존의 연구보다 풍부한 자료를 사용하고 있다고 할 수 있다. 따라서 선물가격의 괴리도에 관한 기술통계량을 관찰함으로써 선물시장의 효율성이 개설 이후 지금까지 어느 정도 개선되고 있는지를 판단하는데 도움을 얻을 수 있다. 괴리도(disparity)는 다음과 같이 계산된다.

$$D_t = (F_t - S_t^*) / S_t^* \quad (9)$$

<표 2> 괴리도의 주요 기술통계량

| | 평균 | 표준편차 | 최대값 | 최소값 | 관찰치수 |
|-----------------|---------|--------|--------|---------|-------|
| 96년 7월~05년 12월 | | | | | |
| 최근월물 | -0.0093 | 0.0198 | 0.0649 | -0.1266 | 2,343 |
| 차근월물 | -0.0161 | 0.0232 | 0.0416 | -0.1499 | 1,291 |
| 96년 7월~98년 12월 | | | | | |
| 최근월물 | -0.0202 | 0.0308 | 0.0649 | -0.1266 | 701 |
| 차근월물 | -0.0365 | 0.0384 | 0.0416 | -0.1499 | 310 |
| 99년 1월~02년 10월 | | | | | |
| 최근월물 | -0.0050 | 0.0116 | 0.0397 | -0.0561 | 894 |
| 차근월물 | -0.0101 | 0.0125 | 0.0406 | -0.0555 | 317 |
| 02년 11월~05년 12월 | | | | | |
| 최근월물 | -0.0042 | 0.0047 | 0.0080 | -0.0256 | 747 |
| 차근월물 | -0.0094 | 0.0058 | 0.0047 | -0.0405 | 663 |

주) 최근월물의 통계량은 최종 3 거래일의 관찰치를 제거하고 계산된 것임. 차근월물의 경우, 거래량이 50 계약 이상인 것만을 계산에 포함하고 있음.

일반적으로, 주가지수 포트폴리오의 공매는 매입의 경우보다 더 큰 거래비용을 수반하는 것으로 알려져 있다. 그 결과 괴리도는 대체로 (-)의 값을 갖게 된다.⁹⁾ <표 2>에서 괴리도의 평균은 만기의 차이와 관찰기간의 차이에 관계없이 (-)의 값을 보이고 있다. 그러나 괴리도의 절대값은 시간의 흐름에 따라 현저하게 작아지고 있다. 최근월물의 경우, 코스피200 주가지수 선물시장의 개설초기인 1998년 12월 이전의 괴리도 평균은 -2.02% 정도이었지만 2002년 11월 이후에는 1/5 수준인 0.42%로 낮아졌다. 2002년 11월 이후의 괴리도의 표준편차도 개설초기의 수준에 비해 1/6 수준으로 낮아졌다. 이것은 시간의 흐름에 따라 차익거래 기회가 크게 감소하고 있음을 의미한다.

차근월물의 괴리도는 최근월물보다 더 큰 값을 보이고 있다. 1998년 12월 이전 차근월물의 괴리도의 평균은 최근월물의 1.8배이고 2002년 11월 이후의 그것은 2.2배에 달한다. 최근월물과 차근월물의 괴리도의 표준편차는 그리 큰 차이를 보이지 않고 있다는 점을 고려하면, 이러한 괴리도 평균의 차이는 차근월물에 더 많은 차익거래기회가

9) 선물가격이 이론가격보다 높을 경우 선물매도(및 현물매입) 차익거래는 용이하게 이루어질 수 있다. 그러나 선물가격이 이론가격보다 낮을 때 나타나는 선물매입(및 현물 공매) 차익거래는 현물 공매에 따른 큰 거래비용 때문에 용이하게 이루어지지 않는다. 그 결과 (-)의 괴리도가 해소되지 않고 지속되는 경향이 발생한다.

존재하고 있다는 것으로 해석될 수 있다.

2. 뉴스에 대한 민감도 차이의 검증결과

1) 식 (3)의 추정결과

<표 3>은 식 (3)을 추정한 결과이다. 최근월물의 추정결과에 의하면, 전체기간과 모든 하위기간에서 α 의 추정치는 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 이 결과는 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장과 체계적인 편의(bias)를 보이지 않고 있다는 것으로 해석될 수 있다.

전체기간에 대한 최근월물의 β 추정치는 0.9935로서 1과 유의한 차이를 보이지 않는다. 하위기간의 추정치를 보면, 2002년 11월 이후의 기간을 제외한 나머지 기간에서 β 의 추정치는 모두 1과 유의한 차이를 보이지 않고 있으므로, 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응한다고 할 수 없다. 2002년 11월 이후의 기간에서는 β 의 추정치는 1.0228로서 1보다 유의하게 큰 값을 보여주고 있다. 이런 결과는 시간의 흐름에 따라 뉴스에 대한 선물시장의 민감도가 증가하고 있다는 것으로 해석될 수 있다.

차근월물의 β 의 추정치도 1과의 차이에 대한 부호는 최근월물의 경우와 다른 값이 있긴 하지만, 2002년 11월 이후의 추정치만 1보다 유의하게 큰 값을 보이고 있다는 점에서 동일한 결과를 보여주고 있다.

<표 3> 식 (3)의 추정결과

| 기 간 | 96년 7월~05년 12월 | 96년 7월~98년 12월 | 99년 1월~02년 10월 | 02년 11월~05년 12월 |
|----------------|----------------|----------------|----------------|-----------------|
| 최근월물 | | | | |
| $\hat{\alpha}$ | 0.0192(1.27) | 0.0296(0.95) | 0.0156(0.56) | 0.0103(0.65) |
| $\hat{\beta}$ | 1.0074(0.90) | 0.9900(-0.43) | 1.0065(0.54) | 1.0228(2.24**) |
| R ² | 0.87 | 0.72 | 0.89 | 0.93 |
| F비율 | 15093(0.00) | 1825(0.00) | 6918(0.00) | 10121(0.00) |
| 관찰치수 | 2342 | 700 | 894 | 746 |
| 차근월물 | | | | |
| $\hat{\alpha}$ | -0.0009(-0.05) | -0.0073(-0.14) | -0.0086(-0.18) | 0.0007(0.05) |
| $\hat{\beta}$ | 0.9935(-0.63) | 0.9761(-0.71) | 0.9751(-1.22) | 1.0198(2.12**) |
| R ² | 0.88 | 0.73 | 0.88 | 0.95 |
| F비율 | 9126 | 835 | 2295 | 11862 |
| 관찰치수 | 1290 | 310 | 316 | 662 |

주) 회귀계수 추정치의 괄호 안은 t 값이며, $\hat{\beta}$ 의 경우 $\beta = 1$ 의 귀무가설에 대한 t 값임. **는 5%의 유의수준에서 유의함을 나타냄.

최근월물의 α 의 추정치는 전체기간과 하위기간에서 모두 0과 뚜렷한 차이를 보이지 않는다. 차근월물의 추정치는 최근월물의 그것과 부호를 달리하는 경우가 있긴 하지만, 모두 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 이런 결과는 동일한 뉴스가 주어질 때 선물시장의 반응이 현물시장과 비교하여 뚜렷한 편향(bias)을 보이지 않는다는 것으로 해석될 수 있다.

2) 식 (4)의 추정결과

<표 4>는 코스피200에 대해 좋은 뉴스(전일대비 1.5% 이상 상승한 $U_t=1$) 또는 나쁜 뉴스(전일대비 1.5% 이상 하락한 $D_t=1$)가 주어진 경우를 더미변수로 채용한 식 (4)의 추정결과이다. 큰 폭의 현물가격 변동을 가져온 좋은 뉴스 또는 나쁜 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응한다면 β_U 와 β_D 는 모두 0보다 큰 값을 갖게 될 것이다. 이미 지적한대로, 현물의 공매도 제약을 고려한다면 β_D 가 더 큰 양의 값을 가질 것으로 예상된다.

<표 4>에서 전체기간에 대한 최근월물의 $\hat{\beta}_U$ 와 $\hat{\beta}_D$ 는 0과 유의한 차이를 보여주지 않고 있다. 시기별로 보면, 개장초기인 1996년 7월~1998년 12월의 기간 중 $\hat{\beta}_U$ 와 $\hat{\beta}_D$ 모두 유의한 (-)값을 보이고 있어 좋은 뉴스와 나쁜 뉴스 모두에 대해 선물시장이 현물시장보다 덜 민감하게 반응하였다는 것을 보여주고 있다.

그러나 최근의 2002년 11월~2005년 12월의 기간 중에는 $\hat{\beta}_U$ 가 강하게 유의한 양(+)의 값을 보여주고 있으며, 이는 이 시기에 좋은 뉴스에 대해 선물시장이 더 민감하게 반응하였음을 의미한다. 그러나 예상과는 달리 동일한 시기에 $\hat{\beta}_D$ 는 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있어, 선물시장이 나쁜 뉴스에 대해 특히 더 민감하게 반응할 것이라는 추론은 실증적으로 뒷받침되지 못하고 있다.

전체기간에 대한 최근월물의 $\hat{\alpha}_U$ 와 $\hat{\alpha}_D$ 의 추정치는 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있으며, 2002년 11월 이후의 기간을 제외한 하위기간에서도 동일한 결과이다. 다만, 2002년 11월 이후 하위기간의 경우 $\hat{\alpha}_U$ 가 강하게 유의한 (-)값을 보이고 있으며, 이 시기에 선물시장이 좋은 뉴스에 대해 하향 편향(downside bias)을 보였었다는 것을 의미한다.

차근월물은 최근월물과 다소 다른 결과를 보여주고 있다. 전체기간의 경우, $\hat{\beta}_D$ 가 유의한 음의 값을 보이고 있으며, 2002년 11월 이후 최근기간에서도 약간 유의한 음의 값을 보이고 있다. 이것은 나쁜 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 덜 민감하게 반응

<표 4> 식 (4)의 추정결과

| | 96년 7월~05년 12월 | 96년 7월~98년 12월 | 99년 1월~02년 10월 | 02년 11월~05년 12월 |
|------------------|-------------------------------|-------------------------------|----------------|--------------------------------|
| 최근월물 | | | | |
| $\hat{\alpha}$ | 0.0209(1.07) | 0.0084(0.20) | 0.0356(0.89) | 0.0219(1.16) |
| $\hat{\alpha}_U$ | 0.1238(1.55) | 0.5000(3.02) | 0.0617(0.43) | -0.4438(-3.41 ^{***}) |
| $\hat{\alpha}_D$ | -0.1246(-1.71) | -0.3772(-2.25 ^{**}) | -0.1519(-1.24) | -0.0537(-0.42) |
| $\hat{\beta}$ | 1.0083(0.31) | 1.0558(0.73) | 0.9523(-0.85) | 1.024(1.10) |
| $\hat{\beta}_U$ | -0.0432(-1.10) | -0.2697(-2.45 ^{**}) | 0.0301(0.43) | 0.1622(2.87 ^{***}) |
| $\hat{\beta}_D$ | -0.0396(-1.08) | -0.2749(-2.44 ^{**}) | 0.024(0.36) | -0.0147(-0.29) |
| R ² | 0.87 | 0.73 | 0.89 | 0.93 |
| F비율 | 3022 | 375 | 1383 | 2048 |
| 관찰치수 | 2342(473, 475) | 700(141, 148) | 894(218, 229) | 746(114, 97) |
| 차근월물 | | | | |
| $\hat{\alpha}$ | -0.0147(-0.62) | -0.0912(-1.27) | -0.0099(-0.15) | 0.0034(0.19) |
| $\hat{\alpha}_U$ | 0.0339(0.35) | -0.1211(-0.50) | 0.2293(1.10) | -0.2837(-2.42 ^{**}) |
| $\hat{\alpha}_D$ | -0.1945(-1.98 ^{**}) | -0.3429(-1.37) | -0.2403(-1.18) | -0.1745(-1.40) |
| $\hat{\beta}$ | 1.0151(0.50) | 0.8818(-0.92) | 0.9809(-0.20) | 1.0331(1.65 [*]) |
| $\hat{\beta}_U$ | -0.0156(-0.33) | 0.2594(1.54) | -0.0682(-0.59) | 0.0944(1.88 [*]) |
| $\hat{\beta}_D$ | -0.1079(-2.35 ^{**}) | -0.1567(-0.91) | -0.0733(-0.64) | -0.0815(-1.67 [*]) |
| R ² | 0.88 | 0.74 | 0.88 | 0.95 |
| F비율 | 1832 | 172 | 458 | 2391 |
| 관찰치수 | 1290(265, 236) | 310(76, 73) | 316(80, 81) | 662(109, 81) |

주) 회귀계수 추정치의 괄호 안은 t 값이며, $\hat{\beta}$ 의 경우 $\beta=1$ 의 귀무가설에 대한 t 값임. *는 1%, **는 5%, ***은 10%의 유의수준에서 유의함을 나타냄.

한다는 것을 의미하는 것으로서, 현물의 공매도 제약 때문에 $\hat{\beta}_D$ 가 양의 값을 보일 것이라는 추론과 배치되는 결과이다. 또 차근월물의 $\hat{\beta}_U$ 는 대체로 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있으며, 2002년 11월 이후 하위기간에서만 약간 유의한 양의 값을 보이고 있다.

전체기간의 경우, 차근월물의 $\hat{\alpha}_D$ 가 유의한 음의 값을 보이고 있지만 하위기간에서는 유의하지 않은 음의 값을 보이고 있다. 따라서 나쁜 뉴스에 대해 선물시장이 하향 편의를 보이고 있다고 확신하기는 어렵다. 눈에 띄는 결과로서, 2002년 11월 이후 하위기간의 $\hat{\alpha}_U$ 가 유의한 양의 값을 보이고 있는 것으로서, 최근월물에서의 추정결과와 동일하게 해석될 수 있다.

3. 뉴스에 대한 가격변동폭 차이의 검증결과

<표 5>는 선물시장이 현물시장보다 더 큰 가격변동폭을 보여주고 있는지를 검증하

기 위해 식 (6)~식 (8)에서 제시된 척도들의 추정치와 t 통계량을 정리한 것이다.

최근월물의 경우, 전체기간의 평균범위차이(\overline{RD})는 0.0394%로서 0과 유의한 차이를 갖지 않는다. 선물시장 개설 초기인 1998년 12월 이전 하위기간을 제외한 다른 하위기간에서도 \overline{RD} 는 0과 유의한 차이를 갖지 않는다.

최근월물의 평균고가차이(\overline{HD})는 전체기간과 하위기간 모두에서 뚜렷하게 유의한 양의 값을 보이고 있다. 이것은 최근월물 선물시장이 좋은 뉴스를 더 다양하게 반영하고 있다는 것으로 해석될 수 있다. 그러나 평균저가차이(\overline{LD})는 \overline{HD} 의 경우와는 달리 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있다. \overline{LD} 는 1998년 12월 이전의 하위기간에서 유의한 음의 값을 보이고 있지만, 1999년 1월~2002년 10월의 기간의 추정치는 약하게 유의하지만 예상과는 달리 양(+)의 부호를 갖고 있고, 2002년 11월 이후 기간의 추정치는 0과 유의한 차이를 보이지 않고 있다.

<표 5> \overline{RD} , \overline{HD} 및 \overline{LD} 의 t 검증 결과

| | $\overline{RD}(\%)$ | $\overline{HD}(\%)$ | $\overline{LD}(\%)$ |
|-----------------|------------------------------|------------------------------|--------------------------------|
| 최근월물 | | | |
| 96년 7월~05년 12월 | 0.0394(0.42) | 0.1255(6.41 ^{***}) | 0.0862(0.90) |
| 96년 7월~98년 12월 | 0.2816(5.23 ^{***}) | 0.1170(2.13 ^{**}) | -0.1646(-3.00 ^{***}) |
| 99년 1월~02년 10월 | -0.2794(-1.14) | 0.1306(4.99 ^{***}) | 0.4100(1.66 [*]) |
| 02년 11월~05년 12월 | -0.0326(0.23) | 0.1252(4.44 ^{***}) | 0.1578(1.12) |
| 차근월물 | | | |
| 96년 7월~05년 12월 | -0.0830(-0.73) | 0.0582(2.25 ^{**}) | 0.1412(1.25) |
| 96년 7월~98년 12월 | -0.0925(-0.27) | 0.1547(1.79 [*]) | 0.2471(0.73) |
| 99년 1월~02년 10월 | -0.2998(-0.93) | 0.0096(-0.17) | 0.2902(0.91) |
| 02년 11월~05년 12월 | -0.1961(-0.84) | 0.0738(1.43) | 0.2698(1.16) |

주) 괄호 안은 t 값임. *은 10%, **은 5%, ***은 1% 유의수준에서 유의함을 나타냄.

차근월물의 경우, 전체기간과 모든 하위기간에 걸쳐 \overline{RD} 와 \overline{LD} 의 추정치는 예상과 다른 부호를 보이고 있지만, 0과 유의한 차이를 갖지 않는다.

전체기간의 \overline{HD} 는 유의한 양의 값을 보이고 있다. 하위기간을 보면, 시장개설 초기(96년 7월~05년 12월)의 \overline{HD} 가 다소 유의한 양의 값을 보이고 있지만 그 이후에는 뚜렷하게 유의한 값을 보이지 못하고 있다. 따라서 최근의 기간에도 선물시장이 좋은 뉴스를 더 다양하게 반영하고 있다고 해석하기는 곤란하다.

V. 요약과 결론

이 논문에서는 새로운 뉴스에 대해 선물시장이 현물시장보다 더 민감하게 반응하는지와 뉴스에 대해 더 큰 가격변동폭을 보이는지를 실증적으로 검증하였다. 이를 위해, 이 논문에서는 뉴스에 대한 민감도와 가격변동폭을 측정하기 위한 척도를 제시하였다. 뉴스에 대한 민감도를 측정하기 위해서는, 선물가격의 일간변동을 이론가격 변동에 관해 회귀시킨 식 (3)과 식 (4)의 회귀계수를 그 척도로 사용하였다. 그리고 뉴스에 대한 가격변동폭은 선물가격과 이론가격의 하루중 고가와 저가의 범위에 의해 측정될 수 있다는 점에 착안하여 평균범위차이(\overline{RD}), 평균고가차이(\overline{HD}) 및 평균저가차이(\overline{LD})의 세 가지 척도를 제시하였다.

이 논문에서는 코스피200 지수선물시장의 개설 초기인 1996년 7월부터 최근의 2005년 12월말까지 선물가격, 현물가격 및 이론가격의 일별 자료를 사용하고, 시기별 변화를 분석하기 위해 전체기간을 1996년 7월~1998년 12월, 1999년 1월~2002년 10월 및 2002년 11월~2005년 12월의 3개 하위기간으로 나누어 분석하였다. 시장에 상장되어 거래되는 계약은 4개이지만 거래량을 고려하여 최근월물과 차근월물 자료만을 분석대상으로 삼았다.

전체 자료에 대해 뉴스에 대한 민감도의 차이를 나타내는 β 의 추정치는 1과 크게 유의한 차이를 보이지 않기 때문에 뉴스에 대한 두 시장의 민감도는 대체로 큰 차이가 있는 것으로 보이지 않는다. 그러나 시기적으로 보면 최근기간(2002년 11월~2005년 12월)에는 최근월물 및 차근월물 모두 1보다 큰 값을 보이고 있어 선물시장이 더 민감하게 반응하고 있다고 볼 수 있다.

좋은 뉴스(현물가격이 1.5% 이상 상승한 경우)와 나쁜 뉴스(현물가격이 1.5% 이상 하락한 경우)에 대한 민감도와 체계적 편의의 차이를 측정하기 위해 더미변수를 도입하여 식 (4)를 추정하였다. 그 추정결과가 일관성 있는 해석을 가능하게 해주는 것은 아니지만, 최근기간에 최근월물의 가격이 좋은 뉴스에 대해 현물시장보다 더 민감하게 반응하면서도 하향편의를 보이고 있다는 점이 특히 눈에 띄는 결과이다. 현물의 공매도 제약 때문에, 매도거래가 자유로운 선물시장이 나쁜 뉴스에 대해 더 민감하게 반응할 것이라는 예상과는 달리, 나쁜 뉴스가 주어진 경우의 $\hat{\beta}_D$ 는 뚜렷한 양의 값을 보이지 않았다.

뉴스에 대한 가격변동폭의 차이에 관한 검증결과에 의하면, 전체적으로 \overline{RD} 는 0과

유의한 차이를 갖지 않으므로 선물시장이 현물시장보다 더 큰 가격변동폭을 보이고 있다고 볼 수 없다.

이런 결과는 선물시장이 현물시장보다 더 다양한 정보를 반영하여 가격을 결정하지는 않는다고 해석될 수 있다. 그러나 최근월물의 평균고가차이(\overline{HD})는 전체기간과 하위기간 모두에서 뚜렷하게 유의한 양의 값을 보이고 있으므로, 최근월물 선물시장은 현물시장보다 더 큰 가격변동폭을 보이고 있다는 것으로 해석될 수 있다.

참 고 문 헌

- 곽수중, “KOSPI200 선물의 최적헷지비율 및 헷지효과 분석”, 선물연구, 제5권, 1997, 1-30.
- 김철교, 이현, “국내 주가지수 선물시장에서의 차익거래기회”, 재무관리 연구, 제15권, 1998, 95-116.
- 김태혁, 강석규, “KOSPI 200 하루중 선물수익률과 현물수익률간의 선형인과성에 관한 연구”, 재무관리연구, 제17권, 2000, 203-226.
- 민재훈, “주가지수 차익거래가 주식시장 및 주가지수 선물시장의 수익률 변동에 미치는 영향에 관한 연구”, 재무관리연구, 제17권, 2000년, 175-209.
- 변종국, “현·선물간 선·후행성에 관한 연구 : 오차수정모형”, 재무관리연구, 제17권, 2000년, 227-252.
- 정문경, “KOSPI200 지수선물가격의 일중 괴리율 행태와 위탁자의 차익거래기회 분석”, 증권학회지, 제24권, 1999년, 169-201.
- 태석준, “한국 주가지수선물시장에서의 차익거래에 관한 연구”, 재무관리연구, 제14권, 1997년, 289-318.
- 한국은행, 우리나라의 금융시장, 2004. 2.
- Abhyankar, A. H., “Return and Volatility Dynamics in the FTSE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 457-488.
- Brennan, M. J. and E. S. Schwartz, “Arbitrage in Stock Index Futures,” *Journal of Business*, 63, (1990), S7-31.
- Chan, K., “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *Review of Financial Studies*, 5, (1992), 123-152.
- Chu, Q. C. and W. G. Hsieh, “Pricing Efficiency of the S&P 500 Index Market : Evidence from the Standard & Poor’s Depository Receipts,” *Journal of Futures Markets*, 22, (2002), 877-900.
- Chung, P. Y., “A Transactions Data Test of Stock Index Futures Market Efficiency,” *Journal of Finance*, 46, (1991), 1791-1809.
- Cornell, R. and K. R. French, “The Pricing of Stock Index Futures,” *Journal of*

- Futures Markets, 3, (1980), 1-14.
- Dwyer, G. P., P. Locke, and W. Yu, "Index Arbitrage and Nonlinear Dynamics Between the S&P500 Futures and Cash," *Review of Financial Studies*, 9, (1996), pp. 301-332.
- Figlewski, S., "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures," *Journal of Finance*, 39, (1984), 657-669.
- Frino, A., T. Walter and A. West, "The Lead-Lag Relationship between Equities and Stock Index Futures Markets around Information Release," *Journal of Futures Markets*, 20, (2000), 467-87.
- Fleming, J., B. Ostdiek and R. E. Whaley, "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Option Markets," *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 353-387.
- Gwilym, O. A. and M. Buckle, "The Lead-Lag Relationship between FTSE100 Stock Index and its Derivative Contracts," *Applied Financial Economics*, 11, (2001), 385-393.
- Garbade, K. D. and W. L. Silber, "Price Movements and Price Discovery in Futures and Cash Markets," *Review of Economics and Statistics*, 65, (1983), 289-297.
- Kawaller, I. G., P. D. Koch, and T. W. Koch, "The Temporal Price Relationship between S&P 500 Futures and the S & P 500 Index," *Journal of Finance*, 42, (1987), 1309-1329.
- Kurov, A. and D. J. Lasser, "The Effect of the Introduction of Cubes on the Nasdaq-100 Index Spot-Futures Pricing Relationship," *Journal of Financial Markets*, 22, (2002), 197-218.
- MacKinlay C. A. and K. Ramaswamy, "Index Futures Arbitrage and the Behavior of Stock index Futures Price," *Review of Financial Studies*, 1, (1988), 137-165.
- Merrick, J. J., "Early Unwinding and Rollovers of Stock Index Futures Arbitrage Program : Analysis and Implications for Predicting Expiration Day Effects," *Journal of Futures Markets*, 9, (1989).
- Modest D. M., "On the Pricing of Stock Index Futures," *Journal of Portfolio Management*, Summer. (1984).
- Modest D. M. and M. Sunderson, "The Relationship between Spot and Futures

- Prices in Stock Index Futures Market : Some Preliminary Evidence," *Journal of Futures Markets*, 3(1), (1983).
- Peters, E., "The Growing Efficiency of Index Futures Market," *Journal of Portfolio Management*. (1985).
- Stoll, H. R. and R. E. Whaley, "The dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, (1990), 441-468.
- Wahab, M. and M. Lashgari, "Pricing Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets : A Cointegration Approach," *Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 711-742.
- Yadav, P. K. and P. F. Pope, "Stock Index Futures Arbitrage : International Evidence," *Journal of Futures Markets*, 10, (1990), 573-603.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 23, Number 2, Dec. 2006

Do the Futures and Spot Markets Respond Differently to the News? : An Empirical Study of KOSPI200 Futures Market

Dam Cho*

<abstract>

This paper investigates whether the futures market responds to the news more sensitively and uses more diverse information than the spot market. The sensitivity to the news is measured by the coefficients of the model which regresses the daily changes in the futures prices to the daily changes in the theoretical prices computed from spot prices using the spot-futures parity. The diversity of news is measured by the mean range differences (\overline{RD}), mean hi-price differences (\overline{HD}) and mean low-price differences. The data in this paper is the closing prices of the nearest-to-maturity and the second-nearest-to-maturity contracts of the KOSPI 200 index futures.

As the estimates of the relative sensitivity of the futures prices ($\hat{\beta}$) for the whole-period sample are not significantly different from 1, the sensitivity of two markets to the news are not different. However, $\hat{\beta}$ of the most recent period (Nov. 2002 to Dec. 2005) are strongly different from 1. And, in the most recent period, the futures price changes for the good news, which is defined as the price increase of KOSPI of more than 1.5% in a day, show additional sensitivity.

Since the mean range difference, which measures the relative diversity of information used, are not significantly different from 0 for the whole-period and subperiod samples, and this can be interpreted that the futures market does not use more diverse information than the spot market. However, the mean high-price difference, which measures the relative diversity of good news, are significantly different from 0 for the nearest-maturity contracts in the whole-period and subperiod samples. This evidence supports that the futures prices reflects more diverse good news which brings price increase in the market.

Keywords : Spot · Futures Parity, Arbitrage, Mean Range Difference, Mean High-price Difference, Mean Low-Price Difference.

* Chonnam National University

This study was financially supported by Chonnam National University.