

KOSPI 200 現 · 先物間 最適헤지比率의 推定

鄭漢珪*

〈요 약〉

포트폴리오의 위험을 통제하거나 감소시키기 위해서 헤저들은 최적헤지비율을 추정하여야 하는데, 최적헤지비율의 추정치는 사용하는 모형에 따라 많은 차이를 보인다. 전통적인 회귀분석모형에 의하여 추정된 최적헤지비율은 시계열자료의 불안정성(nonstationary) 등으로 인하여 잘못될 가능성이 많으며, 잘못 추정된 헤지비율을 그대로 이용할 경우 현물포트폴리오의 시장 위험을 최소화시키지 못하고 헤지비용을 증가시키는 결과를 초래한다.

시계열자료의 불안정성으로 말미암아 야기되는 문제점들을 개선할 수 있는 모형으로서 오차수정모형(Error Correction Model : ECM)이 널리 이용되고 있다. 본 연구는 ECM을 사용하여 추정된 최적헤지비율과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 추정한 최적헤지비율을 비교하여 어떤 모형으로 추정한 헤지비율이 더 정확한지를 평가하는데 목적을 두고 있다. 즉, 본 연구는 KOSPI 200 현 · 선물지수 자료를 대상으로 ECM과 전통적 회귀분석모형에 의한 최적헤지비율을 추정하고 각 모형의 설명력과 예측력을 비교하고자 한다.

실증분석 결과, KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수간에는 공적분 관계가 존재하며, ECM과 전통적 회귀분석모형을 이용하여 추정한 최적헤지비율의 크기는 서로 다르며, ECM을 이용할 때 모형의 설명력이 조금 더 높게 나타났으며, 예측력도 ECM이 좀더 우월한 것으로 나타났다.

1. 서 론

株價指數先物은 株價指數를 대상으로 하는 金融先物의 一種으로 現物市場의 投資 危險을 헤지(hedge)하기 위하여 사용된다. 우리 나라에서도 韓國株價指數 200(KOSPI 200)을 기준으로 1996년 5월 3일부터 주가지수선물이 거래되기 시작하여 株價變動危險을 회피할 수 있는 한 수단으로 이용되고 있다. 헤지의 목적은 주어진 수익률 수준에서 포트폴리오의 가격변동위험을 최소화하는데 있다. 따라서 헤지(hedger)들은 포트폴리

* 성균관대학교 경영학부 교수

오의 위험을 통제하거나 감소시키기 위해서 최적헤지비율(optimal hedge ratio)을 결정해야 한다. 최적헤지비율은 헤지비율추정모형에 따라 많은 차이를 보인다.

일반적으로 가장 많이 사용되는 헤지비율추정모형은 전통적인 회귀분석모형인데, 이 모형에 의하여 추정된 헤지비율은 시계열자료의 불안정성으로 인하여 잘못 추정될 가능성이 있다. 또한 잘못 추정된 헤지비율을 그대로 이용할 경우 불리한 가격변동에 따른 현물포트폴리오의 시장위험을 최소화시키지 못하고 헤징비용을 증가시키는 결과를 초래할 수 있다. 시계열자료의 불안정성으로 말미암아 야기되는 문제점들을 개선할 수 있는 헤지비율추정모형으로 오차수정모형(error correction model : ECM)이 널리 이용되고 있다.

본 연구는 ECM을 사용하여 추정한 최적헤지비율과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 추정한 최적헤지비율을 비교하여 두 추정모형의 설명력과 예측력을 비교, 분석하는데 그 목적을 두고 있다. 즉, 본 연구는 KOSPI 200 현·선물지수자료를 토대로 ECM에 의하여 추정된 현·先物間의 최적헤지比率과 전통적 회귀분석모형에 의하여 추정된 현·선물간 최적헤지비율을 비교, 분석하여 두 추정모형의 설명력과 예측력을 평가하고자 한다.

본 연구는 文獻的 研究方法과 實證的 研究方法을 병용하였다. 먼저 문헌적 연구방법을 사용하여 헤징 및 헤지비율에 관한 기존연구들을 검토하고 헤지비율의 추정모형들을 고찰하였다. 또한 본 연구는 실증적 연구방법을 사용하여 1996. 5. 3.~1997. 5. 24.까지 310개의 KOSPI 200 현·선물지수자료를 토대로 ECM에 의하여 추정된 최적헤지比率과 전통적 회귀분석모형에 의하여 추정된 최적헤지비율을 비교, 분석하였다.

II. 기존연구

金融先物去來에서 헤징(hedging)이란 換率 및 利率變動에 따라 발생하는 現物市場에서의 손실(또는 이익)을 先物市場에서의 이익(또는 손실)으로 상쇄하는 것을 말한다. 즉, 헤징은 장래에 불확실한 환율 및 이자율 수준을 일정하게 고정(fix)시킴으로써 손실발생 危險을 제거하는 것을 의미한다. 헤지비율에 관한 연구는 선물시장이 초창기의 商品先物市場에서 金融先物市場으로 발전함에 따라 활발하게 진행되어 왔다.

Figlewski(1984)는 최소분산헤징모형과 베타헤징모형을 사용하여 S&P 500 指數先物에 대해 5가지의 現物指數(S&P 500 指數, NYSE 綜合株價指數, AMEX 綜合株價指數, NASDAQ-OTC 指數, Dow Jones 工業平均指數)의 사후적 헤징효과를 분석하였다. 또

한 그는 배당, 보유기간, 만기까지 남은 기간의 3가지 요소가 베이스 危險을 구성한다고 보고 이들 각 요소가 헤징 결과에 미치는 영향을 분석하였다. Figlewski의 실증분석 결과는 다음과 같다.

- ① S&P 500 현물지수를 대상으로 한 포트폴리오의 헤징효과는 수익률의 표준편차가 상당히 감소한 것으로 나타났지만 무위험자산과 비교해 볼 때 수익률 및 危險 측면에서 우월하지 못했다.
- ② 대형주로 구성된 포트폴리오(NYSE 종합주가지수, Dow Jones 공업평균지수)가 소형주로 구성된 포트폴리오(AMEX 종합주가지수, NASDAQ-OTC 지수)보다 헤징효과가 우월한 것으로 나타났다.
- ③ 베타헤징은 최소분산헤징보다 열등한 결과를 보여준다. 이러한 결과는 危險減少 측면보다는 수익률 측면에서 더 뚜렷하게 나타난다.

또한 Figlewski(1985)는 1984년의 研究에 이어 상이한 보유기간에 따른 헤징효과를 분석하기 위하여 보유기간을 1일, 2일, 3일, 1주, 2주, 3주의 6가지 기간으로 세분하였다. 또한 S&P 500 지수선물 이외에 NYSE 종합주가지수선물과 Value line 지수선물을 표본에 추가하였다. 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다.

- ① 베이스 危險으로 인하여 일반적으로 최소분산모형에 의한 헤지비율이 베타모형에 의한 헤지비율 보다 낮게 나타났으며, 보유기간이 늘어남에 따라 헤지비율이 증가하고 헤지되지 않는 危險은 감소하는 경향을 보였다.
- ② 대형주로 구성된 포트폴리오(NYSE 종합주가지수, S&P 500 지수, Dow Jones 공업평균지수)가 소형주로 구성된 포트폴리오(AMEX 종합주가지수, NASDAQ-OTC 지수)보다 헤징효과가 우월했다.
- ③ 대형주로 구성된 현물지수는 NYSE 종합주가지수 선물과 S&P 500 지수 선물에서 좋은 결과를 보인 반면 소형주로 구성된 현물지수는 Value line 지수선물에서 효과적이었다.

Peters(1986)는 NYSE 종합주가지수, Dow Jones 공업평균지수, S&P 500 지수를 헤징하기 위하여 S&P 500 선물을 이용하여 실증분석을 행하였다. 분석자료로는 1984년부터 1985년까지의 일별자료를 이용하였으며, 최소위험 헤지비율을 추정하기 위하여

일별현물수익률에 대하여 일별선물수익률을 회귀분석하였다. 또한 헤지비율로 이용할 각 포트폴리오의 베타를 추정하기 위하여 S&P 500 지수에 대한 각 개별지수의 일별수익률을 회귀분석하였다. 분석결과 각 포트폴리오의 베타보다 현물과 선물의 회귀분석에서 산출된 헤지비율에 의해 헤징된 포트폴리오의 위험이 낮은 것으로 나타났다.

Morris(1989)는 NYSE에 상장된 대기업들로 구성된 포트폴리오의 위험을 헤징하기 위하여 S&P 500 지수선물을 이용하고 그 헤징효과를 측정하였다. 그는 1982년에서 1987년까지의 월별자료를 사용하여 최소위험헤지비율을 추정하였고, 헤징효과는 0.91로 나타났다.

Lindahl(1992)은 1985년부터 1989년까지의 MMI 지수, 그리고 1983년에서 1989년까지의 S&P 500의 금요일 증가를 이용하여 헤지비율의 안정성을 추정하였다. 그리고 최소자승법(OLS)으로 회귀분석하여 추정한 최소위험헤지비율은 1.0보다 작았으며, 인도일에 접근할수록 1.0에 접근하였다. 이는 헤지가 만기까지 헤징할 경우 인도일에 접근할수록 최소위험헤지비율이 증가한다는 것을 의미한다.

Ghosh(1993)는 전통적인 OLS 모형으로 추정한 헤지비율은 과소 또는 과대추정됨을 지적하였다. 그는 1990년 1월 2일부터 1991년 12월 5일까지를 분석대상기간(총 489일)으로 설정하고 S&P 500 선물지수를 이용하여 S&P 500 지수, Dow Jones 공업평균지수, NYSE 종합주가지수를 헤징하기 위한 최적헤지비율을 추정하였다. 그 결과 ECM을 이용한 헤지비율이 전통적인 OLS 분석으로 추정한 헤지비율 보다 높은 것으로 나타났다(Dow Jones 공업평균지수의 경우는 반대임). 그리고 ECM이 전통적 OLS 회귀분석모형보다 예측력과 설명력에 있어 우월하다는 실증결과를 제시하고 있다.

장경천(1990)은 1987년의 주간자료를 이용하여 綜合株價指數 및 韓經다우指數에 대한 선물을 구성하고, 이 선물을 이용한 현물종합주가지수 및 한경다우지수에 대한 헤징효과를 분석하였으며, 분석결과는 다음과 같다.

- ① 베타헤징모형, 최소분산헤징모형, 전통적 OLS 회귀분석모형간에 헤징효과는 차이가 없다. 베타헤지比率과 최소분산헤지比率이 대체로 1.0과 크게 다르지 않았다.
- ② 전통적 OLS 회귀분석모형에 있어서는 선물계약의 만기가 길어짐에 따라 대부분 헤징효과가 감소되고 있다. 이것은 Figlewski의 1984년 연구결과와 일치하는 것이다. 그러나 기타 모형에 있어서는 만기에 따른 차이가 나타나지 않았다.
- ③ 종합주가지수현물에 대한 한경다우지수선물의 헤징효과가 한경다우지수현물에 대한 綜合株價指數先物の 효과보다 약간 더 우수하였다. 이 결과는 Figlewski의 연구

결과에서 소형주에 대하여 상대적으로 큰 가중치가 주어지는 Value Line선물의 헤징효과가 가장 크다는 결과와 어느 정도 일치한다고 볼 수 있다.

이상빈(1989)은 Figlewski(1984)의 포트폴리오 헤징모형을 이용하여 주가지수선물특성 중 헤징효과에 관련된 변수(대상지수, 만기의 수, 가격제한폭의 유무 등)와 투자가의 선택변수(보유기간, 헤지比率, 보유포트폴리오), 그리고 가격이 잘못 형성된 경우 등에 따라 헤징효과가 어떻게 나타나는가를 검토하였다. 그리고 그는 먼저 전통적 헤징이론과 Johnson(1960)의 포트폴리오 헤징이론 및 Stein(1961)의 포트폴리오 헤징이론을 비교하고 다음으로 새롭게 제안된 헤징전략인 '수익률 제약하의 危險극소화 전략'에 따라 헤징효과를 비교 분석하였다. 그의 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

- ① 전통적 헤징이론에 의한 헤징결과는 매경지수, 한경다우지수, 종합주가지수 모두의 경우 현물과 선물이 동일한 때에는 危險이 크게 감소했으나, 현물과 선물이 다른 경우에는 큰 효과가 없으며 오히려 危險이 증가한 경우도 있었다.
- ② 새롭게 제안된 헤징전략인 '수익률 제약하의 위험 극소화 전략'에서는 最小要求收益率을 20%, 30%, 40%로 했을 경우 최저요구수익률은 모두 달성되었으나 위험이 다소 증가하였다. 전반적으로 보아 危險減少는 매경지수의 경우가 우수했으며, 수익률 보장은 한경다우지수의 경우가 우수하고, 종합주가지수의 경우 두 지수에 비해 수익률이 적고 危險이 높아 헤징효과는 뒤떨어지는 것으로 나타났다.

그는 결론적으로 대상지수의 선정에 있어서는 한경다우지수나 매경지수 또는 이와 유사한 특성을 갖는 지수를 株價指數先物거래의 대상지수로 설정할 것을 제의하였다. 또한 그는 주식포트폴리오 보유자의 경우 헤징효과를 증진시키기 위해서는 소형 또는 중형주 등을 위주로 한 포트폴리오를 구성하고, 최소요구수익률을 보장하는 헤지비율을 사용하여야 하며, 헤지기간도 너무 단기로 잡아서 안 된다고 주장하였다.

Ⅲ. 헤지비율추정모형

전통적인 OLS 회귀분석방법에 의한 헤지비율추정모형은 통계적인 문제점을 지니고 있어, 이 모형을 사용하여 추정한 헤지비율은 정확한 최적헤지비율이라고 할 수 없다.

Witt et al.(1987)이 제시한 헤지比率을 구하는 전통적인 모형은 다음과 같다.

$$\text{價格 헤지比率} \quad C_t = a + bF_t + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\text{價格變化 헤지比率} \quad C_p - C_t = a + \beta(F_p - F_t) + u_i \quad (2)$$

$$\text{變化率 헤지比率} \quad \frac{C_p - C_t}{C_t} = \gamma + \delta \frac{(F_p - F_t)}{F_p} + w_i \quad (3)$$

- 단, C_t, F_t : t시점의 현물과 선물의 가격
 C_p, F_p : 헤징을 시작했을 때 현물과 선물의 가격
 C_t, F_t : 헤징을 제거했을 때 현물과 선물의 가격
 a, α, γ : 회귀분석식(1), (2), (3)의 절편
 b, β, δ : 회귀분석식(1), (2), (3)의 기울기인 최적헤지比率
 ε_i, u_i, w_i : 오차항(random disturbance terms)

식(1), (2), (3)으로 추정한 헤지비율이 정확한 최적헤지比率이라고는 할 수 없는 이유는 다음과 같다. 먼저 식(1)을 사용하여 추정한 헤지비율에는 Granger와 Newbold (1974)가 지적한 가성적 회귀현상(spurious regression)이 포함되어 있고, 또한 식(1)은 시간지체변수들(lagged variables)을 배제하고 있어 단기역동성(short-run dynamics)을 무시하고 있다. 그리고 식(2)는 Ederington(1979), Figlewski(1984, 1985), Stulz, Wasserfallen, Stucki(1990) 등이 사용한 헤지비율추정모형이며 이 식은 오차수정항(error correction term)을 무시하고 있기 때문에 以前期間의 균형오차(equilibrium error)의 영향을 고려하지 않고 있다. 마지막으로 식(3)도 시간지체변수들을 배제하고 있어 단기역동성을 무시하고 있다. 따라서 이들 세 가지 공식에 의하여 추정한 헤지비율은 정확한 최적헤지比率이라고는 할 수 없다.

위에서 언급한 전통적 OLS 회귀분석모형의 결점을 보완하기 위해서는 단기역동성과 장기균형오차(long-run equilibrium error)를 동시에 고려할 수 있는 ECM을 이용할 필요가 있다. ECM을 사용하기 위한 조건으로는 ① 시계열 자료가 불안정적이고, ② 시계열 자료는 공적분관계가 있어야 한다. 이들 조건이 충족되었는지를 확인하기 위하여 단위근 검정(unit root test)으로 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정과 Phillips-Perron(PP) 검정이 이용되고 있다.

1. Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정

ADF 검정을 설명하기 전에 이 검정의 기초가 되는 Dickey-Fuller(DF) 검정을 먼저

살펴보자. DF 검정은 시계열 y_t 가 AR(1)의 과정으로 표현될 수 있다고 보고, y_t 와 y_{t-1} 의 회귀계수가 1과 같은지(단위근을 갖는지) 여부를 검증하는 방법이다. 그러나 절편과 선형추세의 가능성이 함께 존재하므로 Dickey와 Fuller(1981)는 다음의 3가지 모형을 상정하고 상황에 따라 적절한 모형을 선정하여 검정할 것을 제안하였다.

$$H_0: \rho = 1$$

$$H_a: |\rho| < 1$$

$$\text{모형 (1a)} : y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (2a)} : y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (3a)} : y_t = \alpha + \gamma t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

위의 3가지 모형에 적용될 수 있는 검정통계량은 다음과 같다.

$$\tau = \frac{\hat{\rho}}{se(\hat{\rho})}$$

단, $se(\hat{\rho})$: $\hat{\rho}$ 의 표준오차

그런데 DF 검정은 일반적으로 검정상의 편의를 위해 다음과 같이 변형된 모형으로 수행된다.

$$H_0: \rho - 1 = 0 \quad (\text{즉, } \rho = 1 \text{ 임})$$

$$\text{모형 (1b)} : \Delta y_t = (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (2b)} : \Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{모형 (3b)} : \Delta y_t = \alpha + \gamma t + (\rho - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t$$

위의 식들 중에서 어느 것이 적절한지는 모형 (3b)에서 $H_0: \gamma = 0$ 에 대한 DF 검정을 거쳐 판정할 수 있다. 이 때 검정통계량은 $\tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}$ (단, $se(\hat{\gamma})$ 는 $\hat{\gamma}$ 의 표준오차)이 된다. 마찬가지로 상수항에 대한 유의성 검정 ($H_0: \alpha = 0$)을 통하여 위 모형 중에서 어떤 것이 단위근 검정에 이용되어야 하는가를 사전에 검정할 수 있다.

DF 검정의 취약점은 시계열변수는 AR(1)이고, 오차항 ε_t 는 상호 독립적이며 동일한 분산을 갖는 분포를 이루고 있다는 가정 즉, $\varepsilon_t \sim iid$ 에 기초하고 있다는 점이다. 일

반적으로 추정 결과 도출되는 잔차항 ε_t 는 대부분의 경우 자기상관현상을 가지고 있으며, 따라서 일관성있는 추정량의 도출이 불가능하므로 DF 검정의 유효성은 심각한 문제를 내포하고 있다. ADF 검정은 이러한 자기상관의 영향을 제거하기 위하여 DF 검정을 수행하기 위한 3가지 모형에 각각 차분추가항(augmented terms), y_{t-j} ($j=1, \dots, p$)를 추가시켜 추정할 것을 제안하고 있다.

Said와 Dickey(1984, 1985)는 이와 같이 차분추가항을 충분히 추가시켜 주면 이 때 산출되는 검정통계량은 자기상관의 효과가 제거된 상태에서 도출되는 효과를 가지므로 그의 분포가 DF 검정통계량과 점진적으로(asymptotically) 동일하게 된다는 사실을 증명하였다.

ADF 검정은 DF 검정과 동일한 방법으로 $\hat{\tau}$ 통계량을 다음의 식(4)에 적용하여 실시하며(이 때 ADF 통계량은 DF 통계량과 점진적으로 동일한 분포를 가지게 됨), ADF 검정에서 검정할 가설의 설정이나 검정방법 등도 DF 검정의 경우와 같다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

그리고 $\hat{\tau}$ 통계량은 다음과 같이 정의된다.

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})}$$

여기서 유의할 사항은 DF 검정이나 ADF 검정은 시계열이 순수한 AR과정에 의해 생성되었다는 가정에 입각하여 전개되었다는 점이다. Said와 Dickey는 현실적으로 시계열이 MA과정에 의해 생성될 수도 있다는 점을 감안하여 시계열이 보다 일반적인 ARMA 과정에 의해 생성되었다는 가정하에서 단위근 검정을 수행할 것을 제안하였다. 물론 ARIMA(p,d,q) 모형은 AR(1)으로 전환이 가능하므로 결국 Said-Dickey 검정은 형태상으로는 ADF 검정과 같아지며, 단지 AR의 차수만이 달라진다는 특성을 갖는다.

2. Phillips-Perron(PP) 검정

$\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 와 같은 오차항에 대한 가정이 충족되지 못하는 보다 포괄적인 상황, 즉 $\hat{\varepsilon}_t$ 가 자기상관은 물론 이분산 현상까지 갖는 경우를 상정하여 단위근 검정을 적용

하고자 DF 검정을 수정하게 되는데 이를 PP 검정이라 한다.

PP 검정은 DF 검정통계량을 추정한 후 추정된 오차항의 분산 값을 이용하여 DF 검정통계량을 변환시킴으로써 자기상관 등의 영향을 제거시킨 검정통계량을 창출한 다음에 실시하게 된다. PP 검정을 위한 검정모형은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

η_t : 백색잡음항(white noise)

그리고 PP 검정을 수행할 때 사용할 가설과 모형은 다음과 같다.

$$H_0: \rho = 1$$

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

특히, PP 검정시 시차수의 결정은 매우 중요한데, 만약 시차수가 적을 경우 분산에 대해 편의추정량(biased estimator)을 가질 수 있고, 반면에 시차수가 많을 경우에는 추정치가 유의하지 않은 시차를 사용할 우려가 있다는 데 유의해야 한다.

3. 공적분 검정(cointegration test)

Engle과 Granger(1987)에 의해 도입된 공적분 분석은 개별 시계열이 단위근을 가지고 있더라도 이들 시계열간에 가성적 관계가 성립하지 않는 조건을 찾게 함으로써 회귀 분석의 결과가 의미를 갖게 할 수 있다는 데 그 의의가 있으며, 다음과 같이 정의된다.

벡터 X의 모든 원소가 d차 차분한 후 안정성을 가지고 $[X \rightarrow I(d)]$, 벡터 X의 선형 결합 $U = \beta'X$ 가 (d-b)차 적분되도록 하는 0이 아닌 상수벡터 β 가 존재할 때 즉, $U \rightarrow I(d-b)$, $b > 0$ 이면 벡터 X의 원소들은 (d,b)차 공적분되었다고 하며, $[X \rightarrow CI(d,b)]$ β 를 공적분 벡터(cointegration vector)라고 부른다.

시계열 상호간 공적분의 존재는 다수 시계열 사이에 장기적인 균형관계가 있다는 것을 의미한다. 만약 비정상적인 시계열 x_t 와 y_t 간에 이와 같은 공적분 존재여부를 Engle과 Granger의 방법에 의해 검정하고자 한다면 다음 회귀식을 이용하여 잔차항을 계산한다. 공적분 검정에 사용되는 모형은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (6)$$

두 개의 변수 x , y 의 경우에 x 와 y 가 모두 I(1)인지를 알기 위해 단위근 검정을 실

시한다. 그리고 다음 단계로 x 에 대해 y 를 회귀(또는 y 에 대해 x 를 회귀)하고 $\hat{u} = y - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x$ 를 구한다. 그런 다음 \hat{u} 에 대해 단위근 검정을 수행한다. 만약에 x 와 y 가 공적분되었다면, $u = y - \alpha - \beta x$ 는 $I(0)$ 가 된다. 반면에 만약에 x 와 y 가 공적분되지 않았다면, u 는 $I(1)$ 이 될 것이다. u 에 대해 단위근 검정을 적용할 것이기 때문에, 귀무가설은 '단위근이 존재한다'이다. 따라서 공적분 검정을 위한 귀무가설과 대립가설은 다음과 같다.

H_0 : u 는 단위근을 가지고 있다. 또는 x 와 y 는 공적분되지 않는다.

H_1 : x 와 y 는 공적분되어 있다.

4. ECM

Eagle과 Granger는 만약 두개의 시리즈(series)가 불안정적(nonstationary)이고 시리즈의 선형결합(linear combination)이 안정적(stationary)이며, 두 개의 시리즈가 공적분되어 있다면 오차수정값(error correction representation)이 존재한다고 주장한다. 이러한 주장을 바탕으로 다음 두 절차를 거쳐 ECM이 유도된다. 위의 식(6)에서 공적분관계가 없다면, 다음 회귀식에 의해 ADF 검정을 할 수 있다.

$$\Delta u_t = \delta u_{t-1} + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \Delta u_{t-j} + \nu_t \quad (7)$$

ν_t : 백색잡음항(white noise)

단위근 검정을 위한 공적분 잔차(u_t)는 다음과 같다.

$$u_t = \mu + \beta u_{t-1} + \xi_t \quad (8)$$

ξ_t : $I(0)$

식(1)부터 식(8)의 결과들로부터 ECM을 도출하면 식(9)와 같다.¹⁾

$$\Delta C_t = \alpha u_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta C_{t-j} + e_t \quad (9)$$

ΔC_t : 현물가격변화율

1) 식(9)에서 u_{t-1} 는 $y_t = \alpha + \beta x_t + u_t$ 으로부터 산출하며, 시간지체변수의 적정차수는 Akaike information criterion(AIC)에 의하여 구한다.

u_{t-1} : 시간지체균형오차(lagged equilibrium error)

β : 헤지비율

ΔF_t : 선물가격변화율

$\Delta F_{t-i}, \Delta C_{t-j}$: 先物과 現物價格變化의 시간지체변수

e_t : 백색잡음항

ECM에서 현물가격의 변화는 선물가격의 변화, 선물과 현물 시간지체변수들의 변화, 그리고 시간지체균형오차의 함수이다. 여기에서 선물과 현물의 시간지체변수들은 단기 역동성(short-run dynamics)을 나타내고 시간지체균형오차는 장기균형관계를 측정한다. 그리고 선물가격변화의 계수인 β 는 헤지比率를 나타낸다. 위와 같은 결과를 바탕으로 추론해 본다면, ECM은 전통적인 모형과는 달리 헤지比率의 측정에 중대한 영향을 미칠 수 있는 장단기 역동성(short & long-run dynamics)을 포함하고 있기 때문에 헤지比率에 대한 새로운 대안을 제시할 수 있다.

IV. 實證的 分析

1. 연구설계 및 자료

1) 연구설계

일반적으로 경제변수들의 시계열자료는 대부분 불안정한 특성을 가지고 있는 것으로 알려져 있으며, 이러한 불안정한 시계열자료를 이용하여 전통적인 회귀분석을 실시할 경우 실제로는 변수간에 아무런 상관관계가 없음에도 불구하고 외견상 의미있는 상관관계가 있는 것처럼 보이는 가성적 회귀현상이 발생할 수 있다. 또한 시계열자료의 불안정성으로 인한 가성적 회귀문제를 해결하기 위해 일반적으로 차분과정을 거쳐 안정적 시계열을 도출한 다음 회귀분석을 수행한다.

그러나 차분과정은 시계열의 고유한 잠재정보를 상실시킴으로써 동태적이고 안정적인 장기균형관계를 도출할 수 없게 된다는 문제를 내포하고 있다. 따라서 전통적인 회귀모형에 의해 추정된 헤지비율은 잘못된 추정치를 제공할 수 있으며, 정확한 최적헤지비율이 아닐 수 있다.

Granger(1981)와 Engle과 Granger(1987)는 재무 시계열의 불안정성 문제를 해결하기

위해 장기균형관계와 단기변동을 결합하는 공적분이론을 이용하였다. 이들은 불안정적인 두 시계열이 각각 동차 적분되어 있고, 그 시계열들의 선형결합이 안정적이면 두 시계열은 공적분관계에 있으며, 두 변수가 공적분관계에 있으면 오차수정모형을 이용하여 추정하여야 한다고 주장하였다. 즉, 공적분 분석에 의하면 비록 개별적인 시계열자료가 불안정할지라도 시계열자료가 동차 적분되어 공적분의 관계에 있으면 두 시계열의 선형결합은 안정적이며, 두 변수간의 회귀결합에서는 가성회귀(spurious regression)가 발생하지 않는다는 것이다.

따라서 본 연구에서는 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수 시계열의 불안정성 문제와 가성적 회귀문제를 해결하기 위하여 다음의 순서와 방법에 의하여 실증분석을 실시한다.

첫째, KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수 시계열자료의 안정성을 ADF 검정과 PP 검정을 이용하여 단위근 검정을 실시한다. 둘째, KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수 시계열자료간의 공적분관계 여부를 확인하기 위해서도 역시 ADF 검정과 PP 검정을 실시한다. 셋째, 전통적 회귀분석과 ECM에 의한 헤지비율을 구하여 두 모형의 설명력과 예측력을 비교 평가한다.

(1) 단위근 검정

본 연구에서는 우선 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수 시계열의 안정성 여부를 판별하기 위해 앞에서 설명한 식(4)의 ADF 검정과 식(5)의 PP 검정을 이용하여 단위근 검정을 실시하였다.

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \eta_t \quad (5)$$

각 시계열 자료에 대해 식(4)와 식(5)와 같이 절편과 선형시간추세를 갖는 모형을 이용하여 시계열이 불안정적이라는 단위근 귀무가설을 검정한다. ADF 검정을 이용하는 경우 오차항이 백색오차(white noise)가 되도록 충분한 수의 차분 시차변수를 추가하는데, 차분추가항의 차수(p)는 표본자료의 정보량을 잘 반영하는 Akaike(1976)의 정보기준 AIC에 의거하여 AIC값이 최소가 되는 모형을 선택하였다. 또한 귀무가설에 대한 유의성 검정은 MacKinnon(1991)이 제시하고 있는 유한표본크기에서의 임계치를 이용하는데, ADF 검정통계량과 PP 검정통계량의 값이 임계치보다 큰 것으로 나타나면 시

계열은 안정적임 $I(0)$ 을 의미한다.

(2) 공적분 검정

위와 같이 각 시계열에 대한 단위근 검정을 실시하여 시계열 자료의 안정성을 판별한 후, 두 시계열간의 공적분관계를 검증한다. 시계열 상호간 공적분의 존재는 다수 시계열 사이에 장기적인 균형관계가 있다는 것을 의미한다. 만약 비정상적인 시계열 x_t 와 y_t 간에 이와 같은 공적분 존재여부를 Engle과 Granger의 방법에 의해 검정하고자 한다면 다음 회귀식을 이용하여 잔차항을 계산한다.

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (6)$$

두 개의 변수 x , y 의 경우에 x 와 y 가 모두 $I(1)$ 인지를 알기 위해 단위근 검정을 실시한다. 그리고 다음 단계로 x 에 대해 y 를 회귀(또는 y 에 대해 x 를 회귀)하고 $\hat{u} = y - \hat{\alpha} - \hat{\beta}x$ 를 구한 후 \hat{u} 에 대해 단위근 검정을 수행한다. 만약에 x 와 y 가 공적분되었다면, $u = y - \alpha - \beta x$ 는 $I(0)$ 가 된다. 그러나 x 와 y 가 공적분되지 않았다면, u 는 $I(1)$ 이 될 것이다. u 에 대해 단위근 검정을 적용할 것이기 때문에, 귀무가설은 ‘단위근이 존재한다’이다.

(3) 오차수정모형을 이용한 헤지비율의 추정과 예측

만약 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수간의 공적분관계를 분석한 결과 두 시계열간에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타난다면, 두 번째 단계에서는 오차수정모형을 이용하여 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수간의 장기균형관계와 단기적인 변동에 관한 정보를 ECM으로 표현할 수 있다. 본 연구에서 사용된 ECM은 다음과 같이 정의된다.

$$\Delta C_t = \alpha u_{t-1} + \beta \Delta F_t + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta F_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_j \Delta C_{t-j} + e_t \quad (9)$$

식(9)는 현물가격지수의 변화 (ΔC_t)는 마지막 기간의 장기균형오차 (u_{t-1})와 시차를 지닌 단기간의 현물가격지수의 변화 (ΔC_{t-j}) 및 선물가격지수 변화 (ΔF_{t-i})의 함수일 뿐만 아니라 일반적으로 최적헤지비율을 추정하는 데 이용되는 선물가격 변화 (ΔF_t)의 함수라는 것을 의미한다.

여기서 오차수정항은 장기균형관계를 측정하는 것이므로 오차수정항의 계수 (α)는

두 변수간에 장기적으로 불균형상태가 존재할 경우 균형상태로 복귀하는 속도조정계수(speed adjustment coefficient)를 의미한다. 그리고 시차변수는 단기적인 변동을 측정하며, 선물가격 변화의 계수(β)는 최적헤지비율을 나타낸다. 또한 오차수정모형의 구조결정을 위해 시차변수들의 적정차수는 일반적으로 이용되는 Akaike의 AIC 값을 이용하여 결정하였다.

식(9)의 오차수정모형을 통하여 추정한 계수 β 를 앞 장에서 설명된 3가지의 전통적 회귀모형중에서 이 추정모형과 가장 유사한 모형인 식(2)를 이용하여 헤지비율²⁾을 추정하였다. 그리고 결정계수(R^2)등의 통계치를 이용하여 식(9)의 ECM과 식(2)의 회귀모형과를 비교 분석하였다. 모형의 추정을 위하여 310개의 관찰치 중에서 10개의 관찰치를 전방일단계 표본외예측(one-step ahead out-of-sample forecasting)에 이용하였으며, 예측의 정확도를 나타내는 척도로 평균자승잔차의 제곱근(root mean squared error : RMSE)를 이용하여 두 모형의 예측력을 비교하였다.

2) 자료

본 연구는 KOSPI 200 주가지수선물을 이용하여 현물 포트폴리오로 가정한 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 지수선물에 대한 헤지비율을 ECM으로 추정하고, 이를 포트폴리오 헤징모형에 따라 전통적인 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비율과 비교하고, 두 모형의 예측력을 비교하였다.

본 연구의 실증분석자료는 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 지수선물의 일별종가이며, KOSPI 200 지수선물의 가격은 거래량이 많아 유동성이 풍부한 최근 월물 증가로 하였다. 그리고 분석대상기간은 KOSPI 200 지수선물이 처음 상장된 1996년 5월 3일부터 1997년 5월 24일까지이며 총 거래일은 310일이다. 이 중에서 300개의 관찰치는 모형의 추정에 사용되었고, 나머지 10개의 관찰치는 표본외예측(out-of-sample forecasting)에 사용되었다. 그리고 실증분석에서는 각 변수에 자연로그값을 취한 시계열을 이용하였다.

2. 단위근 검정 및 공적분 검정

단위근 검정은 ADF 검정에 의하여 시행되었다. <표 1>에서 볼 수 있는 바와 같이

2) 본 연구에서는 시계열자료에 log값을 취하여 사용하고 있으므로 식(2)와 식(9)에 의하여 추정된 헤지비율은 변화율변수를 이용하여 추정된 헤지비율이다.

KOSPI 200 現物指數와 KOSPI 200 先物指數의 原時系列 자료에는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않았다. 즉, ADF 검정통계량은 -2.39, -2.42로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열은 불안정적임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분한 시계열의 ADF 검정에서는 ADF 검정통계량이 -6.58, -7.04로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 명백하게 기각할 수 있다. 이는 1차 차분한 시계열 자료는 안정적임을 알 수 있다.

<표 1> ADF 단위근 검정결과

구 분	KOSPI 200 현물지수	KOSPI 200 선물지수	critical value
	ADF	ADF	5%
levels	-2.39	-2.42	-2.86
differences	-6.58	-7.04	-2.86

주) * 예측을 위해 10영업일은 남겨두고, 1996년 5월 3일부터 1995년 5월 12일까지 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열자료를 ADF와 PP 검정을 위해서 각각 300개의 data로부터 구하였음.

** critical value는 MacKinnon 방법에 의한 수치임.

<표 2>는 PP 검정에 의한 단위근 검정결과를 나타내고 있다. PP 검정의 결과도 KOSPI 200 現物指數와 KOSPI 200 先物指數의 원시계열자료는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않음을 보여주고 있다. 즉 시계열은 불안정적임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분한 시계열의 PP 검정결과는 단위근이 존재한다는 귀무가설을 명백하게 기각하고 있다. 즉, 1차 차분한 시계열자료는 안정적임을 알 수 있다.

<표 2> PP 단위근 검정결과

구 분	KOSPI 200 현물지수	KOSPI 200 선물지수	critical value
	PP	PP	5%
levels	-2.16	-2.25	-2.86
differences	-14.67	-17.43	-2.86

주) * 예측을 위해 10영업일은 남겨두고, 1996년 5월 3일부터 1995년 5월 12일까지 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열자료를 ADF와 PP 검정을 위해서 각각 300개의 data로부터 구하였음.

** critical value는 MacKinnon 방법에 의한 수치임.

KOSPI 200 現物指數와 KOSPI 200 先物指數의 시계열 자료는 I(1)과정으로 공적분

존재의 검정이 필요하다. <표 3>은 ADF 공적분 검정결과이다. 공적분 검정을 위한 ADF 검정결과는 KOSPI 200 現物指數와 KOSPI 200 先物指數의 시계열자료가 모두 공적분되어 있지 않다는 귀무가설이 기각됨을 보여 주고 있다. 즉 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열 자료는 공적분 관계가 있음을 알 수 있다.

<표 3> ADF 공적분 검정결과

regress and spot	regressor	critical value(5%)
	stock futures ADF	
KOSPI 200	-6.95	-2.87

주) * 1996년 5월 3일부터 1995년 5월 12일까지 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열 자료에 log를 취하여 ADF와 PP 검정을 실시하였음.
 ** critical value는 MacKinnon 방법에 의한 수치임.

<표 4>는 PP 공적분 검정결과이다. 공적분 회귀를 위한 PP 검정결과는 KOSPI 200 現物指數와 KOSPI 200 先物指數의 시계열 자료가 모두 공적분 되어 있지 않다는 귀무가설을 기각하게 됨을 나타내고 있다. 즉, KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열자료는 공적분 관계가 있음을 알 수 있다.

<표 4> PP 공적분 검정결과

regress and spot	regressor	critical value(5%)
	stock futures PP	
KOSPI 200	-17.46	-2.87

주) * 1996년 5월 3일부터 1995년 5월 12일까지 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수의 시계열 자료에 log를 취하여 ADF와 PP 검정을 실시하였음.
 ** critical value는 MacKinnon 방법에 의한 수치임.

3. 실증분석 결과

Engle과 Granger는 시계열자료간에 공적분관계가 있다면, 이 시계열은 오차수정항이 존재한다고 주장하였다. Ederington, Figlewski와 다른 연구자들이 헤지比率을 구할 때 사용한 식(2)는 시차변수와 오차수정항을 무시하고 있다. 반면 식(9)는 시차변수와 오차수정항을 모두 포함하고 있으며, 식(9)에서의 시차변수는 AIC 기준에 의하여 구해졌다. ECM과 전통적 회귀분석모형에 의한 변수들의 추정치는 <표 5>와 같다.

〈표 5〉 전통적인 회귀분석모형과 ECM의 추정결과 비교

regressor	regress and KOSPI 200 現物	
	equation (9)	equation (2)
constant	0.0010 (2.15)	0.0005 (1.15)
u_{t-1}	-0.0006 (-3.16)	-
ΔF_t	0.6220 (25.54)	0.6053 (22.86)
ΔF_{t-1}	0.2773 (6.42)	-
ΔF_{t-2}	0.0541 (2.02)	-
ΔC_{t-1}	-0.1431 (-2.35)	-
ΔC_{t-7}	-0.029 (-1.21)	-
adjusted R^2	0.7194	0.6396
RMSE(예측시)	0.0070	0.0078

주) * ()는 t 값을 나타냄.

〈표 5〉에서 볼 수 있는 바와 같이 ECM에 의하여 추정된 헤지비율(0.6220)은 전통적 회귀분석모형으로부터 추정된 헤지비율(0.6053)보다 높다. 즉, 전통적인 회귀분석방법은 오차수정값과 시간지체변수들을 무시함으로써 최적헤지비율을 실제 값보다 낮은 값으로 나타내고 있음을 알 수 있다. 그리고 식(9)의 조정 R^2 가 식(2)의 조정 R^2 보다 높아졌고, 10개의 자료에 의한 표본외예측에서도 식(9)의 RMSE가 식(2)의 RMSE보다 작아진 것을 발견할 수 있다. 이런 결과들은 ECM에 의하여 추정된 헤지비율이 전통적 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비율보다 더 나은 헤지비율임을 의미하는 것이라고 볼 수 있다. ECM에 의한 추정결과가 내포하고 있는 의미를 살펴보면 다음과 같다.

첫째, 오차수정계수들은 모든 경우에 있어서 통계적으로 의미가 있다. 이것은 前期間의 균형오차(equilibrium error)가 뒤이은 現物市場 價格變化에 영향을 미친다는 것을 뜻한다.

둘째, 한 기간의 단기균형편차가 다음 기간에 영향을 미치므로 시간지체변수들도 통계적으로 의미가 있다. 이는 단기편차가 헤지비율에 중대한 영향을 미친다는 것을 의미한다. 이상을 종합해 볼 때 전통적 회귀분석모형으로부터 구한 헤지비율 보다는

ECM으로부터 얻은 헤지比率이 현물포지션의 危險을 더 줄여 줄 수 있다. ECM이 전통적인 회귀분석모형보다 우월하다는 결과는 Ghosh(1993)의 주장과도 일치한다. 이는 전통적인 회귀분석모형에 의한 헤지비율보다는 ECM으로 추정된 헤지비율을 사용하는 것이 현물포트폴리오의 시장위험을 감소시키는 데 있어서 더 좋은 성과를 나타내므로, ECM으로 헤지비율을 추정하면 불리한 가격변동으로 인한 위험과 헤징비용을 감소시킬 수 있음을 의미한다.

V. 결 론

전통적 방법인 OLS 회귀분석을 통하여 추정된 헤지비율은 시계열자료의 불안정성으로 인하여 잘못 추정될 가능성이 있으며, 잘못 추정된 헤지비율을 그대로 이용할 경우 불리한 가격변동에 따른 현물포트폴리오의 시장위험을 최소화시키지 못하고 헤징비용을 증가시키는 결과를 초래할 수 있다.

본 연구에서는 시계열자료의 불안정성에 따른 문제점들을 해결할 수 있는 오차수정모형과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 KOSPI 200 현물포트폴리오로 가정한 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 지수선물에 대한 헤지비율을 비교분석함으로써 두 추정모형의 설명력과 예측력을 평가하였다.

본 연구의 분석대상자료는 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 지수선물의 일별종가이며, KOSPI 200 지수선물가격은 거래량이 많고 유동성이 풍부한 최근 월물 증가로 하였다. 그리고 분석대상기간은 KOSPI 200 지수선물이 처음 상장된 1996년 5월 3일부터 1997년 5월 24일까지이며 총 거래일은 310일이다. 이 중에서 300개의 관찰치는 헤지비율의 추정에 이용되었고, 나머지 10개의 관찰치는 표본외예측(out-of-sample forecasting)에 사용되었다. 그리고 실증분석에서는 각 변수에 로그값을 취한 시계열을 이용하였다.

본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시계열자료의 안정성에 대한 단위근 검정의 결과 KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수는 1차 적분된 시계열(1차 차분한 변수들이 안정적임)임을 확인하였다.

둘째, KOSPI 200 현물지수와 KOSPI 200 선물지수간에는 공적분관계가 존재한다.

셋째, ECM과 전통적인 회귀분석모형을 통하여 추정된 헤지비율의 크기는 모형에 따라 상반되게 나타나지만, ECM의 설명력이 조금 높게 나타나므로 ECM이 전통적인 회

귀분석모형보다 다소 우월한 추정모형이라고 볼 수 있다.

넷째, ECM의 경우 예측의 정확도를 측정하는 RMSE의 값이 상대적으로 낮으므로 ECM이 모형의 예측력 측면에서 전통적인 회귀분석모형보다 다소 우월하다고 해석할 수 있다.

이상의 실증분석 결과를 종합해 볼 때, 현실적으로 헤저나 펀드매니저들이 KOSPI 200 지수선물을 통하여 불리한 가격변동으로 인한 현물포트폴리오의 시장위험을 제거 시키기 위해서는 전통적인 회귀분석모형보다는 ECM으로 추정한 헤지비율을 사용하는 것이 바람직한 것으로 여겨지며, 앞으로 금리선물, 통화선물 및 상품선물 등을 이용한 헤징의 연구에서도 ECM을 이용하여 최적헤지비율을 추정하는 방법을 채택해 볼 필요가 있을 것으로 생각된다.

참 고 문 헌

- 김철중, 윤평식, 파생상품의 평가와 헤징전략, 탐진, 1997.
- 유지성, 계량경제학원론, 박영사, 1995.
- 이종원, 계량경제학, 박영사, 1996.
- 이종원, RATS을 이용한 계량경제학, 박영사, 1997.
- 이상빈, “韓國證券市場에서 株價指數 先物을 이용한 헤지 可能性 분석”, 韓國科學技術院 論文, 1989.6.
- 조대우, 外換先物거래의 헤징효과측정에 관한 연구, 서울대 대학원 박사학위논문, 1990.
- 장경천, “韓國證券市場에서 株價指數 先物の 헤징효과에 관한 擬態分析”, 증권학회지 제 12편, 1990.
- Dickey, D., and Fuller, W., “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Serise with a Unit Root,” *Econometrica* 49(1981), pp.1057-1072.
- Ederington, L. E., “The Performance of the New Futures Markets,” *Journal of Finance* 34(1979), pp.157-170.
- Ederington, L., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *Journal of Finance* 34(1979), pp.157-170.
- Engle, R., and Granger, C., “Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55(1987), pp.251-276.
- Figlewski, S., “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures,” *Journal of Finance* 39(1984), pp.657-669.
- Figlewski, S., “Hedging With Stock Index Futures : Theory and Applicatios in a New Market,” *Journal of Futures Markets* 5(1985), pp.183-199.
- Ghosh, A., “Hedging with Stock Index futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model,” *Journal of Futures Markets* 13(1993), pp.743-752.
- Granger, C., “Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification,” *Journal of Econometrics* 16(1981), pp.121-130.
- Granger, C., and Newbold, P., “Spurious Regression in Econometrics,” *Journal of Econometrics* 2(1974), pp.111-120.
- Grammatikos, Theoharry and Anthony Saunders, “Stability and the Hedging Performance of Foreign Currency Futures,” *Journal of Futures Markets*(1983), pp.

295-305.

Johnston, L., "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies* 27(1960), pp.139-151.

KPSS, "Testing The Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics* 54(1992), pp.159-178.

Lindahl, M., "Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures : Duration and Expiration Effects," *Journal of Futures Markets*, 12(1992), pp.33-54.

Nelson and Plosser, "Trends and Random Walks In Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics* 10(1982), pp.139-162.

Peters, E. "Hedged Equity Portfolios : Components of Risk and Return," *Advances in Futures and Options Research* 1(1986), pp.75-91.

Phillips, P., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica* 55(1987), pp. 227-301.

Phillips, P., and Perron, P.(1988) : "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75(1987), pp.335-346.

Said, S.E. and Dickey, D. A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika* 71(1984), pp.599-607.

Stein, J., "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices," *American Economic Review* 51(1961), pp.1012-1025.

Stulz, R.; Wasserfallen, W.; Stucki, T., "Stock Index Futures in Switzerland : Pricing and Hedging Performance," *Review of Futures Markets* 3(1990), pp.576-592.

Witt, H. J., Schroeder, T. C., and Hayenga, M. L., "Comparison of Analytical Approaches for Estimating Hedge Ratios for Agricultural Commodities," *Journal of Futures Markets* 7(1987), pp.135-146.

Maddala, G. S and In-Moo Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge Univ. Press, Cambridge, U.K. 1998.