

# 국채선물을 이용한 채권포트폴리오의 VECM과 VAR모형에 의한 헤지

韓成允\* · 林秉鎭\*\* · 元鐘顯\*\*\*

## 요 약

2000년 7월부터 채권시가평가의 실행으로 채권운용자들도 채권포트폴리오의 위험을 채권선물을 이용하여 통제하거나 감소시키기 위해 헤지를 하여야 한다. 이때 헤지비용을 추정하는 방법으로는 전통적 회귀분석모형, 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)과 VAR모형(Vector AutoRegressive Model)이 있다. 전통적인 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비용은 시계열자료의 불안정성(nonstationary) 등으로 인하여 잘못 추정될 가능성이 있어 면밀한 검토와 분석 후 사용하여야 한다. 시계열자료의 불안정성으로 말미암아 야기되는 문제점들을 개선할 수 있는 모형으로서 VECM과 VAR모형이 널리 이용되고 있다.

따라서 본 연구는 VECM과 VAR모형을 사용하여 추정된 헤지비용과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 추정한 헤지비용을 비교하여 어떤 모형으로 추정한 헤지비용이 더 정확한지를 평가하는데 목적을 두고 있다. 즉, 본 연구는 KTB 현·선물의 헤징에 대한 연구로 2000년 1월 4일부터 2001년 7월 27일까지 385일간의 KTB 현·선물 자료와 블룸버그 국채지수를 대상으로 VECM 및 VAR모형과 전통적 회귀분석모형에 의한 헤지비용을 추정하고 각 모형의 설명력과 예측력을 비교하고자 한다.

이 연구의 실증분석 결과, KTB 현물가격과 KTB 선물가격간, 블룸버그 국채지수와 KTB 선물가격간에는 공적분 관계가 존재하며, VECM 및 VAR와 전통적 회귀분석모형을 이용하여 추정한 최적헤지비용의 크기는 大同小異하며, 전통적 회귀분석방법을 이용하는 것이 VECM과 VAR모형을 이용할 때 보다 설명력과 예측력이 우월한 것으로 나타났다.

---

\* 국민연금연구센터 부연구위원

\*\* 국민연금연구센터 책임연구원

\*\*\* 국민연금연구센터 주임연구원

## I. 서 론

채권가격은 여러 가지 요인에 의하여 매일매일 시시각각으로 변동되는데 시중금리, 경제상황과 같은 외적요인과 채권의 만기, 발행주체의 지급불능위험과 같은 내적 요인의 두 가지 요인에 의해서 결정된다고 볼 수 있다. 우리나라에서도 2000년 7월부터 채권시가평가가 전격적으로 실시됨으로써 채권가격이 매일매일 시시각각으로 변하기 때문에 채권포트폴리오의 가치 역시 매일매일 시시각각으로 변동하게 된다. 따라서 채권펀드나 채권포트폴리오 매니저들도 주식펀드나 주식포트폴리오 매니저와 마찬가지로 가격변동 위험에 노출되어 있어 채권포트폴리오의 가격변동위험을 통제해야만 된다. 주식펀드나 주식포트폴리오는 주가지수선물을 통하여 가격변동 위험을 회피할 수 있다. 채권펀드나 채권포트폴리오도 역시 채권선물을 통하여 가격변동 위험을 회피할 수 있다. 우리나라에서도 채권펀드나 채권포트폴리오의 가격변동 위험을 회피할 수 있는 채권선물의 일종인 국채선물이 1999년 9월 29일부터 한국선물거래소에 상장 거래되고 있다.

이 국채선물은 채권선물의 가격을 결정하는 기준현물이 정부에서 발행한 국가신용등급의 국채이다. 즉, 채권선물이 보다 넓은 뜻에서 채권 전체를 포괄하는 선물이라고 한다면, 국채선물은 좁은 의미로 국채에 한정된 선물이다. 한국선물거래소에 상장되어 거래되는 국채선물은 국채 중에서도 가장 발행규모가 크고 시장실세금리로 발행되는 3년만기 국고채권을 기준현물로 삼고 있다. 즉, 국채선물(KTB)은 국채를 대상으로 하는 금융선물의 일종으로 현물시장의 투자위험을 헤지(hedge)하기 위하여 사용된다.

우리 나라에서도 국채선물(KTB)은 국채를 기준으로 1999년 9월 29일부터 한국선물거래소에서 거래되기 시작하여 국채가격변동위험을 회피할 수 있는 한수단으로 이용되고 있다. 한국선물거래소에 1999년 9월 29일 상장한 국채선물(treasury bond futures)은 정부에 의해 발행된 국채를 기초자산으로 하는 선물계약이다. 이와 같은 국채선물을 활용하여 기관투자자는 금리변동에 따른 고정수익증권(fixed-income securities)의 가격변동 리스크를 저렴하고 효율적으로 관리할 수 있고, 장래 일정 시점의 금리 예상에 따라 투자수단으로도 국채선물을 이용할 수 있다. 다시 말해서, 기관투자자는 보유채권의 헤지거래, 현·선물차익거래, 투기거래 및 채권포트폴리오의 듀레이션 조정 등 다양한 목적으로 국

채선물을 활용할 수 있다.

일반적으로 헤지거래는 상품 및 유가증권의 가격이 예측치 못한 방향과 크기로 변동한다는 데에 그 필요성이 있다. 채권의 경우 이자율이 가격변동에 가장 중요한 요소이므로 채권투자에는 금리변동에 의한 위험관리가 필수적이다. 국채선물을 이용하면 금리변동에 의한 위험관리를 할 수 있어 원하는 수준의 위험관리가 가능하다.

헤지는 원래 현물가격의 변화와 반대의 결과를 낳도록 선물을 이용하는 것이며, 헤지대상 채권의 가격변동 크기와 선물의 가격변동 크기를 최대한 일치시키도록 함으로써 효과를 높일 수 있다. 이때 주의하여야 할 점은 헤지의 목적이 선물자체에서의 이익을 추구하는 것이 아니라 선물을 이용함으로써 현물부문에서 노출된 가격변동 위험을 최소화 할려는 것이라는 점을 인식하는 것이다. 따라서 헤지의 목적은 주어진 수익률 수준에서 채권포트폴리오의 가격변동위험을 최소화하는데 있다. 따라서 헤지(hedger)들은 포트폴리오의 위험을 통제하거나 감소시키기 위해서 최적헤지비율(optimal hedge ratio)을 결정해야 한다. 헤지비율은 헤지비율추정모형에 따라 차이를 보인다.

일반적으로 가장 많이 사용되는 헤지비율추정모형은 전통적인 회귀분석모형인데, 이 모형에 의하여 추정된 헤지비율은 시계열자료의 불안정성과 위험이 시간에 관계없이 일정하다는 가정으로 인하여 잘못 추정될 가능성이 있다. 또한 잘못 추정된 헤지비율을 그대로 이용할 경우 불리한 가격변동에 따른 채권포트폴리오의 시장위험을 최소화시키지 못하고 적절한 헤징을 하지 못하는 결과만을 초래할 수 있다. 시계열자료의 불안정성으로 말미암아 야기되는 문제점들을 개선할 수 있는 헤지비율추정모형으로 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : 이하 VECM모형)과 VAR(Vector Autoregressive Model ; 이하 VAR모형)이 널리 이용되고 있다.

본 연구는 국내에서 KTB 현·선물의 헤지에 관한 연구로 VECM과 VAR을 사용하여 추정한 헤지비율과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 추정한 헤지비율을 비교하여 각 추정모형의 설명력과 예측력을 비교, 분석하는 데 그 목적을 두고 있다. 즉, 본 연구는 KTB 현·선물자료와 블룸버그 국채지수를 토대로 VECM에 의하여 추정된 현·선물간의 헤지비율과 전통적 회귀분석모형에 의하여 추정된 현·선물간 헤지비율을 비교, 분석하여 두 추정모형의 설명력과 예측력을 평가하고자 한다.

본 연구는 문헌적 연구방법과 실증적 연구방법을 병용하였다. 먼저 문헌적 연구방법을 사용하여 헤징 및 헤지비용에 관한 기존연구들을 검토하고 헤지비용의 추정모형들을 고찰하였다. 또한 본 연구는 실증적 연구방법을 사용하여 2000년 1월 4일~2001년 7월 11일까지 한국선물거래소에서 발표하는 375개의 KTB 현·선물자료와 증권업협회에서 발표하는 블룸버그 국채지수를 토대로 VECM과 VAR모형에 의하여 추정된 헤지비용과 전통적 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비용을 비교, 분석하였고, 2001년 7월 12일~2001년 7월 27일까지 10개의 자료로는 표본외예측(out-of-sample forecasting)을 하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 장은 선행연구들을 살펴보았다. III장에서는 본 연구에서 사용될 데이터 및 헤지비용추정에 이용된 방법론을 설명하였고, IV장에서는 실증결과를 제시하였다. V장에서는 본 연구결과의 요약 및 한계점과 향후 추가로 필요한 연구를 제시하였다.

## II. 선행연구

금융선물거래에서 헤징(hedging)이란 환율 및 이자율변동에 따라 발생하는 현물시장에서의 손실(또는 이익)을 선물시장에서의 이익(또는 손실)으로 상쇄하는 것을 말한다. 즉, 헤징은 장래에 불확실한 환율 및 이자율 수준을 일정하게 고정(fix)시킴으로써 손실발생 위험을 제거하는 것을 의미한다. 헤지비용에 관한 연구는 선물시장이 초창기의 상품선물시장에서 금융선물시장으로 발전함에 따라 활발하게 진행되어 왔다.

지금까지 헷징효과에 관한 많은 실증연구들이 금리선물, 상품선물 및 주가지수선물 등을 대상으로 하여 이루어져 왔다. 본 연구에서는 주가지수선물을 이용한 헤징과 금리 및 채권선물을 이용한 헤징에 관한 대표적인 실증연구를 살펴보겠다.

우선 주가지수선물을 이용한 주식포트폴리오의 헤징에 관한 연구는 국내외적으로 많이 있다. 주로 ECM에 의한 국내 연구로는 정한규, 임병진(1998), 정한규(1999)과 이재하, 장광렬(2001)의 연구 및 정진호, 임병진, 원종현(2001)의 연구가 있다. 해외 연구로는 Ghosh (1993)연구와 Ghosh and Clayton (1996)의 연구가 있다.

Gohsh<sup>1)</sup>는 통화선물시장에서 기존의 절대가격수준과 차분가격을 기준으로 한 단순회귀 분석의 방법을 비판하며 더 효율적이며 예측타당한 헤지비율의 추정을 위해 Granger(1987)에 의해 제시된 공적분의 개념을 도입하고 오차항에 대해 오차수정모형(Error Correction Model)을 도입하였다. 이로써 기존의 연구들이 범하고 있는 오류를 보완하였다. 또한 그의 논문은 시계열의 장, 단기적인 추세를 모두 고려한 최적의 헤지비율을 구하여 그 효과를 측정하여 기존의 연구결과와 비교, 분석해 보는데 그 목적이 있다.

Ghosh(1993)는 전통적인 OLS모형으로 추정한 헤지비율은 과소 또는 과대추정됨을 지적하였다. 그는 1990년 1월 2일부터 1991년 12월 5일까지를 분석대상 기간(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 OLS분석으로 추정한 헤지비율 보다 높은 것으로 나타났다.(Dow Jones 공업평균지수의 경우는 반대임) 그리고 ECM이 전통적 OLS 회귀분석모형보다 예측력과 설명력에 있어 우월하다는 실증결과를 제시하고 있다. 그러나 Ghosh and Clayton(1996)의 연구에서는 큰 차이가 없는 결과를 제시하였다.

금리 및 채권선물을 이용한 헤징에 관한 연구로 국내의 KTB 현·선물을 이용한 연구는 거의 없고 해외의 연구로는 Ederington(1979)의 연구와 Maness(1981)의 연구가 있다.

첫째, Ederington<sup>2)</sup>은 포트폴리오 헤징이론을 이용하여 90일 T-bill현물과 GNMA현물을 각각 90일 T-bill선물과 GNMA선물을 이용하여 헤징함으로써 두 선물시장의 헤징효과를 비교분석하였다.

검증결과 GNMA선물이 T-bill선물보다 헤징효과가 더 크며, 대체로 단기선물에 의한 헤징보다 장기선물에 의한 헤징이 더 효과적인 헤징효과를 보였다. 또한 헤징기간이 길수록 헤징효과가 커짐을 보였다. Ederington은 그의 연구결과에서 T-bill에 의한 헤징효과가 GNMA에 의한 헤징효과보다 낮은 이유에 대

---

1) Figlewski, S., "Hedging With Stock Index Futures : Theory and Applicatios in a New Market," Journal of Futures Markets, 5, 1985, 183-199.

2) Ederington, L. E., "The Performance of the New Futures Markets," The Journal of Finance, Vol.34, (1979. 3), 157-170.

해 T-bill 수익율의 연방기금 수익률과의 밀접한 관계로 설명하였다.

Ederington의 연구결과는 금리선물거래에 있어서 헤징기간 및 만기일이 헤징 효과에 유의적인 영향을 미칠 것이라는 가설을 지지해 주고 있다. 그러나 그의 실증연구는 현물시장과 선물시장의 거래대상 품목이 동일한 경우로 금리선물거래가 대부분 교차 헤징에 의해 이루어진다는 것을 감안해 볼 때, 이는 그의 연구가 갖는 한계라고 지적할 수 있다.

둘째, Maness<sup>3)</sup>는 헤징기간이 결정된 상황하에서 헤지비율과 거래를 결정하려 할 때의 현명한 지침을 제시하기 위해 매입헤징전략을 이용하여 90일 T-bill 선물시장의 헤징효과를 전통적 헤징이론과 포트폴리오 헤징이론에 따른 헤징효과를 비교분석하였다.

실증분석결과 헤징기간, 헤지비율 및 계약 실행일 사이의 관계를 고려하여 헤징전략을 변화시키면 수익을 측면에서 비록 포트폴리오 헤징전략이 전통적 헤징전략을 능가한다 할지라도 두 전략 모두 헤징하지 않은 전략에 비해 열세를 보였다. 한편 위험 측면에서 보면 포트폴리오 헤징전략 및 전통적 헤징전략 모두 헤징하지 않은 전략에 비해 위험이 감소되었다.

그리고 포트폴리오헤징전략이 전통적 헤징전략보다 한층 효과적인 최적 헤징을 이루며 전기에서 결정된 최적 헤지비율로 차기의 헤징을 행하는 것은 전통적 헤징전략을 이용할 때보다 위험을 감소시키는 면에서는 효율성이 떨어진다. 결국 헤저들은 미래 이자율 분포에 대한 보다 나은 정보가 없다면 전통적 헤징전략을 이용하는 것이 더 낫다는 결론을 내리고 있다.

### Ⅲ. 데이터 및 헤지비율추정모형

#### 1. 데이터

본 연구는 KTB선물을 이용하여 현물 포트폴리오로 가정한 KTB 현물가격과 KTB 선물가격 및 블룸버그 채권지수와 KTB 선물가격에 대한 헤지비율을

---

3) Maness, T. S., "Optimal versus Naive Buy-Hedging with T-bill Futures," The Journal of Futures Markets, Vol.1, 1981, 393-403.

VECM과 VAR모형으로 각각 추정하고, 이를 포트폴리오 헤징모형에 따라 전통적인 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비율과 비교하고, 두 모형의 예측력을 비교하였다.

본 연구의 실증분석자료는 증권업협회에서 매일 발표하는 블룸버그 국제지수, KTB 현물가격과 KTB 선물가격의 일별종가이며, KTB선물의 가격은 거래량이 많아 유동성이 풍부한 최근 월물 증가로 하였다. 그리고 분석대상기간은 KTB 선물이 처음 상장된 1999년 9월 29일 이후 2000년 1월 4일부터 2001년 7월 27일까지이며 총 거래일은 385일이다. 이 중에서 375개의 관찰치는 모형의 추정에 사용되었고, 나머지 10개의 관찰치는 표본외예측(out-of-sample forecasting)에 사용되었다. 그리고 실증분석에서는 각 변수의 차분한 값의 시계열을 이용하였다. 이 자료는 <표 1> 헤지비율 추정을 위해 사용한 자료와 같다.

<표 1> 헤지비율추정을 위해 사용한 자료

데 이 터	기 간	발표기관
KTB 선물지수 (f)	2000. 1. 4~2001. 7. 27	KOFEX
KTB 현물지수 (s)	2000. 1. 4~2001. 7. 27	KOFEX
블룸버그국제지수	2000. 1. 4~2001. 7. 27	증권업협회

## 2. 헤지비율추정모형

### (1) 회귀모형

전통적인 OLS 회귀분석방법에 의한 헤지비율추정모형은 자료의 불안정성과 위험이 시간에 관계없이 일정하다는 통계적인 가정상의 문제점을 지니고 있다. 따라서 이 모형을 사용하여 추정한 헤지비율이 정확한 최적헤지비율여부를 알아보고 사용하여야 한다. 회귀분석방법에 의하여 헤지비율을 구하는 전통적인 모형은 다음과 같다.

$$S_t - S_{t-1} = \alpha + \beta(F_t - F_{t-1}) + \epsilon_t$$

즉,  $dS_t = \alpha + \beta * dF_t + e_t$

$e_t$  : 오차

$\alpha, \beta$  : 추정계수

위 식으로 추정한 헤지비율은 가정상의 문점점을 지니고 있다. 그 이유는 다음과 같다. 먼저 이 식으로 추정된 헤지비율에는 Granger와 Newbold(1974)가 지적한 가성적 회귀현상(spurious regression)이 포함되어 있고, 또한 시간지체 변수들(lagged variables)을 배제하고 있어 단기역동성(short-run dynamics)을 무시하고 있다. 그리고 이 식은 오차수정항(error correction term)을 무시하고 있기 때문에 이전기간의 균형오차(equilibrium error)의 영향을 고려하지 않고 있다. 또한 시간지체변수들을 배제하고 있어 단기역동성을 무시하고 있다. 따라서 이 모형에 의해 구해진 헤지비율은 통계적인 가정상의 문제점을 지니고 있으므로 헤지비율로 사용하기 위해서는 비교 분석한 후에 사용하여야 한다.

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

## (2) 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model)

Engle과 Granger(1987)<sup>4)</sup>는 경제변수 사이에 공적분관계가 존재하고 시계열 자료가 불안정적일 때 이들 변수들간의 관계는 오차수정모형으로 표현될 수 있다고 주장했다. 즉,  $(X_t, Y_t) \sim CI(1,1)$  오차수정모형(ECM : Error Correction Model)의 일반적인 식은 다음과 같다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^n (\delta_i \Delta X_{t-i}) + \sum_{i=1}^n (\theta_i \Delta Y_{t-i}) + \nu_t$$

위의 식에서  $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 는 공적분이 존재할 때 전기의  $X_{t-1}$ 과  $Y_{t-1}$ 사이의 불균형오차를 반영한 ECM모형이다. 위 식에서  $\hat{\varepsilon}_{t-1} \sim I(0)$ 이다. 이는  $Y_t$ 의 변화가  $X_t$ 의 변화뿐만이 아니라 두 변수간의 불균형의 정도에 의해서도 영향을 받는 것으로 나

4) R. F. Engle and C. W. Granger, Co-integrated and error correction : representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55, 1997.



타나고 있다. 이러한 ECM모형은 장기균형의 특징을 파악함과 동시에 단기적 조정과정을 동태적으로도 파악할 수 있게 해주고 있다.

현물지수와 선물지수간에 공적분 관계가 존재할 경우 현물가격변동(dS)과 선물가격변동(dF)을 가지고 추정하는 것은 1차 차분한 데이터를 사용할 경우 변수들간의 장기적 관계에 대한 중대한 정보를 손실할 가능성이 있어<sup>5)</sup>, 헤지비용의 하향 편의를 초래할 위험이 있다<sup>6)</sup> 그러므로 우선적으로 현물과 선물간의 장기적인 안정성을 가지는 현물과 선물간의 공적분 관계를 검정하고 이 검정이 유의할 경우 적절한 벡터( $\delta$ )를 도입하므로서 이 양자간의 벡터오차수정모형을 이용한 것이다.

이러한 벡터오차수정모형(VECM)은 다음과 같다.

$$S_{t-1} = c + \delta F_{t-1} + \varepsilon_{t-1}$$

$S_{t-1} \sim I(1)$ ,  $F_{t-1} \sim I(1)$ 에서  $\varepsilon_{t-1} = S_{t-1} - c - \delta F_{t-1} \sim I(0)$ 이 되는  $\delta$ 를 추정, 이를 오차수정항으로 수식에 포함시키면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} [S_{t-1} - \delta F_{t-1} - c] + \sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} \\ \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix}$$

단,  $\begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t)$ ,  $H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}$ , n : lag 수

즉, 이 벡터오차수정모형은 현물과 선물가격간에 장기적으로 평균에 수렴하는 공적분 관계를 가질 경우, 장기적 균형관계를 보장하기 위해 오차수정항을 모형에 포함시킨 것이다. 이 경우 선물과 현물간의 공적분을 선물의 분산으로 나누는 비율을 헤지비율로 사용한다. 여기에서 추정된 헤지비율 역시도 KTB 현물과 선물시장에서의 위험은 헤지기간 동안 일정하다는 가정의 문제는 해결되지 않은 채로 여전히 남아있게 된다.

### (3) 벡터자기회귀 모형(VAR모형)

벡터자기회귀모형(VAR모형)은 회귀분석모형과 시계열분석모형이 결합하여 나

5) Greene, W. H., "Econometric Analysis," 2nd, MacMillan, N.Y., 1993, p.567.

6) 이재하, 장광열 "KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략", Engle, R., and C. Granger, "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing," Econometrica, 35, 1987, 251-276을 재인용.

타나는 형태이다. 외생변수가 2개이고 I(0)를 따르는 VAR모형의 일반적인 식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha_1 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_{1t} \\ \Delta X_t &= \alpha_2 + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda_i \Delta X_{t-i} + u_{2t}\end{aligned}$$

위 식에서  $u_t$ 는 stochastic error term으로서 충격(impulses 또는 innovation)이다. 모형을 통해 추정된 계수들에 대한 해석 외에도 VAR모형은 충격반응함수(impulse response function)를 사용하게 된다. 충격반응함수는 오차항의 충격에 반응하는 종속변수를 추적하는 것이다. 충격반응함수는 그러한 충격의 영향을 미래의 일정기간 동안 추적하게 되는 것이다. 충격반응함수는 VAR모형의 계수추정의 해석을 보완하는 방법으로서 예측오차의 분산분해와 함께 VAR모형에서 많이 사용되고 있다.<sup>7)</sup> VAR모형은 n개의 선형회귀방정식으로 구성되는데 각 방정식은 각 변수들의 현재 관측치를 종속변수로 하고 자신과 여타 변수들의 과거 관측치들을 설명변수로 설정한다. 결국, VAR모형은 모형내의 모든 변수의 현재 관측치를 내생변수로 그리고 모든 시차변수들을 설명변수로 간주하고 있는 것이다. 본 연구에서 사용하게 될 VAR모형은 다음의 식과 같다.

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} &= \sum_{i=1}^n \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} & \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \\ \text{단, } \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} &\sim N(0, H_t), \quad H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}\end{aligned}$$

## IV. 실증결과 분석

### 1. 가 정

국채선물(KTB)을 이용하여 채권가격변동위험을 회피하기 위해서 헤지비율을 추정하여야 한다. 이 연구에서는 헤지비율을 추정하기 위해 사용된 모형은 최소 분산모형, 벡터오차수정모형(VECM), VAR모형이다. 이 모형들을 이용하는데

7) D. E. Runkle, "Vector Autoregression and Reality," Journal of Business and Economic Statistics, Vol.5, 1987, 437-454.

있어서의 가정은 다음과 같다.

첫째, KTB선물은 한월물간 만기이전(roll over)가 자유롭다.

둘째, 시장충격비용(market impact cost)은 없다.

셋째, 블룸버그 국채지수, KTB선물 및 현물의 거래 수수료, 거래세 등도 없다.

넷째, 채권포트폴리오 구성시 블룸버그 국채지수, KTB현물지수를 복사하는 방법으로 자유롭게 블룸버그 국채와 KTB현물을 이용할 수 있다.

## 2. 사전기초통계 분석

단위근 검정은 ADF와 PP검정에 의하여 시행되었다. ADF검정결과는 <표 2>에서 볼 수 있는 바와 같이 KTB 현물가격, KTB 선물가격, 블룸버그국채지수의 원시계열 자료에는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않았다.

즉 ADF 검정통계량은 KTB현물가격, KTB현물가격, 블룸버그 국채지수가 -0.954, -1.179, -0.637로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열은 불안정적임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분한 시계열의 ADF 검정에서는 ADF 검정통계량이 KTB현물가격, KTB현물가격, 블룸버그 국채지수가 -9.501, -9.416, -9.448로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 명백하게 기각할 수 있다. 이는 1차 차분한 시계열 자료는 안정적임을 알 수 있다.

<표 2> ADF 단위근 검정결과

구 분	KTB 현물가격	KTB 선물가격	블룸버그 국채지수	critical value(5%)
levels	-0.954	-1.179	-0.637	-2.869
differences	-9.501	-9.416	-9.448	-2.869

주) 1) 예측을 위해 10영업일은 남겨두고, 2000년 1월 4일부터 2001년 7월 12일까지 KTB 현물가격 및 KTB 선물가격과 블룸버그국채지수의 시계열자료를 ADF와 PP 검정을 위해서 각각 375개의 data로부터 구하였음.

2) critical value는 MacKinnon방법에 의한 수치임.

<표 3>는 PP 검정에 의한 단위근 검정결과를 나타내고 있다. PP 검정의 결과도 KTB 현물가격, KTB 선물가격과 블룸버그 국채지수의 원시계열자료는 모두 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않음을 보여주고 있다. 즉 PP

검정통계량은 KTB현물가격, KTB현물가격, 블룸버그 국채지수가 -0.690, -0.990, -0.454로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각하지 못하여 시계열은 불안정적임을 알 수 있다. 그러나 1차 차분한 시계열의 PP 검정에서도 PP 검정통계량이 KTB현물가격, KTB현물가격, 블룸버그 국채지수가 -16.299, -18.243, -16.566으로 나타나 5%의 유의수준에서 단위근이 존재한다는 귀무가설을 명백하게 기각할 수 있다. 이는 1차 차분한 시계열 자료는 안정적임을 알 수 있다.

〈표 3〉 PP 단위근 검정결과

구 분	KTB 현물가격	KTB 선물가격	블룸버그 국채지수	critical value(5%)
levels	-0.690	-0.990	-0.454	-2.869
differences	-16.299	-18.243	-16.566	-2.869

주) 1) 예측을 위해 10영업일은 남겨두고, 2000년 1월 4일부터 2001년 7월 12일까지 KTB 현물 가격 및 KTB 선물가격과 블룸버그 국채지수의 시계열자료를 ADF와 PP 검정을 위해서 각각 375개의 data로부터 구하였음.

2) critical value는 MacKinnon방법에 의한 수치임.

KTB 현물가격과 KTB 선물가격, 블룸버그 국채지수와 KTB 선물가격의 시계열 자료는 I(1)과정으로 공적분 존재의 검정이 필요하다. <표 4>은 요한슨 공적분 검정결과이다. <표 4>는 공적분 검정(cointegration test)을 Johansen 방법으로 실시한 결과를 나타낸 것으로 공적분관계가 있다는 귀무가설을 모든 경우에 1% 유의수준에서 기각하지 못하고 있어 벡터오차수정모형이 유용한 모형이 될 수 있음을 시사하고 있다. 즉 KTB 현물가격과 KTB 선물가격의 시계열 자료는 공적분 관계가 있음을 알 수 있다.

〈표 4〉 공적분 검정결과

구 분	국채현물 (s)	블룸버그 국채지수(k)	국채현물차분 (cha)	블룸버그국채 지수차분(kook)
Likelihood Ratio	6.249	15.029	164.570	171.217

주) MacKinnon 방법에 의한 critical value.

1% critical value : 20.04

5% critical value : 15.41

### 3. 실증분석 결과

Engle과 Granger는 시계열자료간에 공적분관계가 있다면, 이 시계열은 오차 수정항이 존재한다고 주장하였다. Ederington, Figlewski와 다른 연구자들이 헤지비율을 구할 때 사용한 전통적 회귀분석모형은 시차변수와 오차수정항을 무시하고 있다. 반면 VECM은 시차변수와 오차수정항을 모두 포함하고 있다. 전통적 회귀분석모형과 VECM 및 VAR모형에 의한 변수들의 추정치는 <표 5>부터 <표 8>과 같다.

#### (1) 최소분산 회귀분석모형

최소분산 회귀분석모형에 분석결과는 <표 5>의 최소분산 회귀분석모형 분석결과와 같다. 이 분석결과에서 계수값  $\hat{\beta}$ 이 바로 헤지비율이 되는데 KTB 현물이 0.630627이 되며, 블룸버그 국제지수의 경우 0.502847이 된다. 이 헤지비율은 t-값이 KTB 현물 26.44, 블룸버그 국제지수의 경우 25.76이 되어 통계적으로는 의미가 있다.

<표 5> 최소분산 회귀분석모형 분석결과

추정모수 \ S	KTB 현물	블룸버그국제지수
$\hat{\alpha}$	0.00866 (1.16)	0.04805 (7.87)
$\hat{\beta}$	0.630627 (26.44)	0.502847 (25.76)
adjusted $R^2$	0.65114	0.63912
RMSE(예측시)	0.06135	0.06821

주) ( )는 t 값을 나타냄.  
 $dSt = \alpha + \beta * dFt + e_t$   
 $e_t$  : 오차  
 $\alpha, \beta$  : 추정계수

#### (2) VECM모형

벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model : VECM)의 추정결과는 <표 6> VECM모형 분석과 <표 8> VAR모형과 VECM모형에 의한 헤지비율 추정결과와 같다. <표 8> VAR모형과 VECM모형에 의한 헤지비율 추정결과에

서 보는 것과 같이 VECM모형에서 추정하는 헤지비율은 현물과 선물의 공분산을 선물의 분산으로 나눈 비율인  $b^* = c_{sf}/c_{ff}$  로 계산된다.

〈표 6〉 VECM모형 분석

구 분	S	K
$\delta$	-1.0058274(-30.7373)	-2.3527496(-5.80707)
<b>c</b>	0.042268088	0.10812985
<b>b</b> <sub>1</sub>	-0.024322922(-0.72630)	0.0036762652(0.91718)
<b>b</b> <sub>2</sub>	0.060125042(1.36229)	0.012225654(1.85291)
$\lambda_{111}$	-0.028764892(-0.31203)	-0.15925271(-1.79237)
$\lambda_{112}$	0.090110479(0.98221)	0.086732591(0.97328)
$\lambda_{113}$	-0.10594373(-1.15952)	-0.028579052(-0.32030)
$\lambda_{114}$	0.14846206(1.63940)	0.099405751(1.12490)
$\lambda_{115}$	-0.24985486(-2.87655)	-0.20604906(-2.46506)
$\lambda_{121}$	0.18466184(2.57881)	0.23102303(4.28850)
$\lambda_{122}$	0.028021339(0.38534)	0.056532086(1.01027)
$\lambda_{123}$	0.020178544(0.27926)	0.0067689789(0.12077)
$\lambda_{124}$	-0.1124813(-1.57310)	-0.065295963(-1.16611)
$\lambda_{125}$	0.095897635(1.37076)	0.049465238(0.91004)
$\lambda_{211}$	0.020791537(0.17113)	-0.096064112(-0.65680)
$\lambda_{212}$	0.20767216(1.71759)	0.2408587(1.64191)
$\lambda_{213}$	-0.015492593(-0.12866)	0.039725776(0.27047)
$\lambda_{214}$	0.043880983(0.36767)	0.036653316(0.25197)
$\lambda_{215}$	-0.29790913(-2.60245)	-0.29822985(-2.16741)
$\lambda_{221}$	0.070593658(0.74803)	0.12658196(1.42743)
$\lambda_{222}$	-0.04618606(-0.48193)	-0.019116651(-0.20753)
$\lambda_{223}$	-0.04366281(-0.45851)	-0.070603697(-0.76526)
$\lambda_{224}$	-0.01211818(-0.12860)	-0.012666847(-0.13742)
$\lambda_{225}$	0.090248246(0.97883)	0.045055008(0.50355)
<b>c</b> <sub>1</sub>	0.024479576(1.96766)	0.06731167(4.82447)
<b>c</b> <sub>2</sub>	0.025860373(1.57723)	0.29347714(1.27782)

주) ( )는 t 값을 나타냄.

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \end{bmatrix} [S_{t-1} - \delta F_{t-1} - c] + \sum_{i=1}^5 \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} \\ \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix}$$

단,  $\begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t)$      $H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}$

〈표 7〉 VAR모형 분석

구 분	S	K
$\lambda_{111}$	-0.04410874(-0.48743)	-0.16314875(-1.83274)
$\lambda_{112}$	0.07469407(0.82911)	0.07800787(0.87381)
$\lambda_{113}$	-0.11796697(-1.30784)	-0.028823857(-0.32239)
$\lambda_{114}$	0.14378558(1.60023)	0.10303957(1.16476)
$\lambda_{115}$	-0.2554651(-2.95338)	-0.21509861(-2.57229)
$\lambda_{121}$	0.20151169(2.93816)	0.22845692(4.23729)
$\lambda_{122}$	0.043524859(0.61895)	0.057742628(1.03041)
$\lambda_{123}$	0.033744169(0.47834)	0.0052638363(0.9367)
$\lambda_{124}$	-0.10472026(-1.49163)	-0.071952143(-1.28163)
$\lambda_{125}$	0.10437494(1.51321)	0.050664202(0.92836)
$\lambda_{211}$	0.050229873(0.42055)	-0.098330112(-0.66927)
$\lambda_{212}$	0.23909036(2.01077)	0.22943955(1.55719)
$\lambda_{213}$	0.0098703797(0.08291)	0.035887033(0.24320)
$\lambda_{214}$	0.066276688(0.55886)	0.034605857(0.23702)
$\lambda_{215}$	-0.28594825(-2.50467)	-0.32216454(-2.33430)
$\lambda_{221}$	0.034556563(0.38175)	0.1160236(1.30384)
$\lambda_{222}$	-0.081236569(-0.87527)	-0.025986725(-0.28097)
$\lambda_{223}$	-0.070955668(-0.76208)	-0.076730374(-0.82733)
$\lambda_{224}$	-0.039676773(-0.42820)	-0.023259977(-0.25103)
$\lambda_{225}$	0.068588946(0.75341)	0.044983002(0.49941)
$c_1$	0.023760021(1.91526)	0.068284709(4.89686)
$c_2$	0.026067628(1.59206)	0.032318824(1.40425)

주) ( )는 t 값을 나타냄.

$$\begin{bmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_t \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^5 \begin{bmatrix} \lambda_{11i} & \lambda_{12i} \\ \lambda_{21i} & \lambda_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta S_{t-i} \\ \Delta F_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix}$$

단,  $\begin{bmatrix} e_{st} \\ e_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t)$   $H_t = \begin{bmatrix} c_{ss} & c_{sf} \\ c_{sf} & c_{ff} \end{bmatrix}$

VECM모형에 의한 경우도 최소분산헷지에서와 같이 KTB선물과 현물 및 KTB선물과 블룸버그 국제지수의 일간 수익률별로 헤지비율을 추정하였다. VECM에 의해 추정된 헤지비율은 KTB 현물이 0.620810이 되며, 블룸버그 국제지수의 경우 0.489098이 된다.

〈표 8〉 VAR모형과 VECM모형에 의한 헤지비율 추정결과

VAR 블룸버그, 선물		VAR 국채현물, 선물		VECM 국채현물, 선물		VECM 블룸버그, 선물	
Cff	Csf	Cff	Csf	Cff	Csf	Cff	Csf
0.091981	0.044931	0.091343	0.056262	0.091026	0.05651	0.091292	0.044651
b*	0.488481	b*	0.615943	b*	0.62081	b*	0.489098

### (3) 벡터자기회귀 모형(VAR모형)

VAR모형에 의한 추정결과는 앞의 <표 7> VAR모형 분석과 <표 8> VAR모형과 VECM모형에 의한 헤지비율 추정결과와 같다. <표 8> VAR모형과 VECM모형에 의한 헤지비율 추정결과에서 보는 것과 같이 VAR모형에서 추정하는 헤지비율은 현물과 선물의 공분산을 선물의 분산으로 나눈 비율인  $b^* = c_{sf}/c_{ff}$ 로 계산된다.

VAR모형에 의한 경우도 최소분산헷지에서와 같이 KTB선물과 현물 및 KTB선물과 블룸버그 국채지수의 일간 수익률별로 헤지비율을 추정하였다. VAR에 의해 추정된 헤지비율은 KTB 현물이 0.615943이 되며, 블룸버그 국채지수의 경우 0.488481이 된다.

## 4. 헤지비율 추정결과비교

헤지모형별로 추정되는 각각 추정헤지비율에 대한 비교는 <표 9> 회귀분석모형과 VECM 및 VAR모형의 비교와 <표 10> 추정헤지비율 비교와 같다. 이 결과에 KTB 현물과 블룸버그 국채지수의 헤지비율을 보면 근소한 차이가 있다. 헤지모형별로 추정되는 추정헤지비율이 헤지모형간 추정 헤지비율간의 차이가 통계적인 의미를 가지는지 보기 위해 분산분석(ANOVA)을 실시하였다.

<표 9>에서 볼 수 있는 바와 같이 조정  $R^2$ 가 VECM 및 VAR모형보다 전통적인 회귀분석모형(OLS)이 모든 경우에 있어서 높았으며, 10개의 자료에 의한 표본외예측에서도 VECM 및 VAR모형보다 전통적인 회귀분석모형(OLS)의 RMSE가 보다 작아진 것을 발견할 수 있다. 이런 결과들은 회귀분석모형에 의하여 추정된 헤지비율이 VECM 및 VAR모형 의하여 추정된 헤지비율보다 더 나은 헤



지비율임을 의미하는 것이라고 볼 수 있다.

〈표 9〉 회귀분석모형과 VECM 및 VAR모형의 비교

구 분	모 형					
	VECM		VAR		OLS	
	KTB현물	블룸버그	KTB현물	블룸버그	KTB현물	블룸버그
adjusted $R^2$	0.110879	0.120265	0.11819	0.10956	0.65207	0.64008
RMSE(예측시)	0.29813	0.31244	0.14356	0.13156	0.06135	0.06821

〈표 10〉 추정헤지비율 비교

헤지비율 \ S	KTB 현물	블룸버그국채지수
최소분산헤지모형	0.630627	0.502847
VECM모형	0.620810	0.489098
VAR모형	0.615943	0.488481

헤지모형별로 추정되는 추정헤지비율이 헤지모형간 추정 헤지비율간의 차이가 통계적인 의미를 가지는지 보기 위해 분산분석(ANOVA)을 실시하였다. 이 용된 모델간의 추정헤지비율에 대한 유의성 검정결과는 <표 10> 추정헤지비율 비교에서 보는 바와 같이 헤지모형간 추정헤지비율이 98.6%의 신뢰로 유의적인 차이를 보이지 않았다.

## V. 결 론

전통적 방법인 OLS 회귀분석을 통하여 추정한 헤지비율은 시계열자료의 불안정성과 위험이 시간에 관계없이 일정하다는 통계적인 가정으로 인하여 잘못 추정될 가능성이 있다. 따라서 전통적 방법인 OLS 회귀분석에 의한 추정헤지비율을 이용할 경우에는 면밀한 검토가 필요하다. 따라서 본 연구에서는 시계열 자료의 불안정성에 따른 문제점들을 해결할 수 있는 벡터오차수정모형(VECM) 및 VAR 모형과 전통적 회귀분석모형을 사용하여 현물포트폴리오를 KTB 채권

포트폴리오 및 블룸버그 국제지수로 가정하여 KTB 현물가격과 KTB 선물가격, 블룸버그 국제지수와 KTB 선물가격에 대한 헤지비율을 비교분석함으로써 두 추정모형의 설명력과 예측력을 평가하였다.

본 연구의 분석대상자료는 블룸버그 국제지수 및 KTB 현물가격과 KTB 선물의 일별종가이며, KTB 선물가격은 거래량이 많고 유동성이 풍부한 최근 월물 종가로 하였다. 그리고 분석대상기간은 KTB 선물이 처음 상장된 1999년 9월 29일 이후 2000년 1월 4일부터 2001년 7월 11일까지이며 총 거래일은 375일이다. 이 중에서 375개의 관찰치는 헤지비율의 추정에 이용되었고, 나머지 10개의 관찰치는 표본외 예측(out-of-sample forecasting)에 사용되었다. 그리고 실증분석에서는 각 변수에 차분한 시계열을 이용하였다.

본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 시계열자료의 안정성에 대한 단위근 검정의 결과 KTB 현물가격과 KTB 선물가격 및 블룸버그 국제지수는 1차 적분된 시계열은 안정적임을 확인하였다. 그러나 원 시계열자료는 불안정적이다.

둘째, KTB 현물가격과 KTB 선물가격간과 블룸버그 국제지수와 KTB 선물가격간에는 공적분관계가 존재한다.

셋째, 전통적인 회귀분석모형을 이용하여 추정한 헤지비율이 VECM과 VAR모형에 의하여 추정한 헤지비율이 설명력측면에서 높게 나타나므로 전통적인 회귀분석모형이 VECM과 VAR모형보다 우월한 추정모형이라고 볼 수 있다.

넷째, 전통적인 회귀분석모형의 경우 예측의 정확도를 측정하는 RMSE의 값이 상대적으로 낮으므로 전통적인 회귀분석모형의 예측력이 VECM과 VAR모형의 예측력 보다 우월하다고 해석할 수 있다.

이상의 실증분석 결과를 종합해 볼 때, 현실적으로 헤저나 펀드매니저들이 KTB 선물을 통하여 불리한 가격변동으로 인한 채권포트폴리오의 시장위험을 제거시키기 위해서는 시계열의 안정성 등 통계적인 가정들을 해결하기 위하여 VECM이나 VAR모형을 이용하여 헤지비율을 추정하기보다는 전통적인 회귀분석모형으로 추정한 헤지비율을 면밀히 검토한 후에 사용하는 것이 바람직한 것으로 판단된다.

본 연구가 지니고 있는 한계점과 향후에 추가연구를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 KTB 선물과 현물시장 및 블룸버그 국제지수 자료의 일간 자료를 이용하여 헤지비율을 추정하였다. 대부분 채권투자의 경우에는 장기 투자인데 비하여 데이터의 문제상 일간의 자료를 이용하였으나, 향후 KTB 선물과 현물시장 및 블룸버그 국제지수 등의 자료가 확보되면 주별, 월별로도 헤지비율 추정에 관한 연구가 필요하다.

둘째, 본 연구에서는 최소분산헤지모형, 벡터오차수정모형(VECM), VAR모형에 의한 헤지비율 추정에 관한 연구만을 하였다. 그러나 향후 헤지성과에 관한 연구도 필요하다.

셋째, 본 연구에서는 KTB 선물과 현물시장 및 블룸버그 국제지수에 관련한 헤지비율만을 추정하였다. 그러나 기관투자자나 포트폴리오 관리자들은 다양한 채권포트폴리오를 보유하고 있어 다양한 헤지비율이 있을 수가 있다. 따라서 주식시장의 KOSPI 200 이나 KOSDAQ 50 처럼 시장을 대표할 수 있는 채권지수의 개발이 시급하다.

넷째, 시장충격비용(market impact cost), 거래수수료, 세금 등이 없고 만기이전(roll over)가 자유롭게 된다는 가정하에 연구를 하였으나, 현실적으로는 시장충격비용, 거래수수료, 세금 등이 있고, 만기이전(roll over)가 자유롭지 않을 수 있다. 따라서 향후에 이러한 가정들을 완화한 연구도 필요하다.

이상의 문제점들을 고려하여 KTB 현물시장과 선물시장과 기타 채권포트폴리오의 헤지비율과 헤지성과에 연구가 계속되어야 할 것이다.

## 참 고 문 헌

- 김명직 · 장국현, 금융시계열분석, 경문사, 1998.
- 김철중 · 윤평식, 파생상품의 평가와 헤징전략, 탐진, 1997.
- 이재하 · 장광열, “KOSPI200 선물 이용한 헤징전략”, 증권학회지, 제28집, 2001, 379-417.
- 정상국, “Currency Futures Hedging : Fractional Cointegration Evidence”, 한국증권학회발표논문집, 2001년 제4차 정기학술발표회, 677-679.
- 정진호 · 임병진 · 원종현, “한국 채권시장에서 국채선물을 이용한 적정헤지비율 추정에 관한 연구”, 한국증권학회발표논문집, 2001년 제4차 정기학술발표회, 651-675.
- 정한규, “KOSPI 200 현 · 선물간 최적헤지비율의 추정”, 재무관리연구, 제16권 제1호, (1999. 6), 223-243.
- 정한규 · 임병진, “Error Correction Model에 의한 현 · 선물간 헷징”, 산업경제연구, 제11권 제5호, (1998. 11), 117-133.
- Castelino, Mark G., “Minimum-Variance Hedging with Futures Re visited,” *Journal of Portfolio Management*, Vol.16 No.3, (Spring 1990), 74-80.
- Cecchetti, Stephen G., Robert E. Cumby, and Stephen Figlewski, “Estimation of the Optimal Futures Hedges,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.70 No.4, 1988, 623-630.
- Crain, S. and J. Lee, “Hedging in Interest Rate Markets : Options on Futures versus Futures,” *Proceedings of the 1997 Annual Meeting of the Korean Finance Association*.
- Dickey, D., and Fuller, W., “The Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Serise with a Unit Root,” *Econometrica*, 49, 1981, 1057-1072.
- Ederington, L. H., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *The Journal of Finance*, Vol.34 No.1, (March 1979), 157-170.
- Engle, R., and Granger, C., “Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, 55, 1987, 251-276.
- Falkenstein, Eric and Jerry Hanweck, “Minimizing Basis Risk from Non-Parallel Shifts in the Yield Curve,” *Journal of Fixed Income*, Vol.6, No.1, (June 1996), 60-68.

- Grammatikos, T. and Saunders, A., "Futures Price Variability : A Test of Maturity and Volume Effects," *Journal of Business*, 59, 1986, 319-330.
- Ghosh, Asim, "Cointegration and Error Correction Models : Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," *The Journal of Futures Markets*, Vol.13 No.2, (April 1993), 193-198.
- Ghosh, Asim and Ronnie Clayton, "Hedging with International Stock Index Futures : An Intertemporal Error Correction Model," *Journal of Financial Research*, Vol.19, No.4, (Winter 1996), 477-492.
- Granger, C., and Newbold, P., "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2, 1974, 111-120.
- Greene, W.H., "Econometric Analysis," 2nd, MacMillan, N.Y., 1993.
- Hamilton J.D., "Time Series Analysis," Princeton University press, N.J., 1994.
- Howard, Charles T. and Louis J. D'Antonio, "Risk-Return Measure of Hedging Effectiveness, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*," Vol.19 No.1, (March 1984), 101-112.
- Johansen, S., "Cointegration in partial system and the efficiency of single equation analysis," *Journal of Econometrics*, 52, (1992b), 389-402.
- Johansen, S., "Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand," *Journal of Policy*, 14, (1992c), 313-334.
- Johansen, S., and K. Juselius, "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 1990, 169-209.
- Johansen, S., and K. Juselius, "Testing structural hypothesis in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 53, 1992, 211-244.
- Johansen, S., and Juselius, K. "Identification of the long-run and the short-run structure : An application to the ISLM model," *Journal of Econometrics*, 63, 1994, 7-36.
- Kroner, Kenneth F., and Jahangir Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.28, No.4, (December 1993), 535-551.

- Mackinnon, J., Critical Value for Cointegration Tests for in R. F. Engle and C. W. J. Granger, Long-run Economic Relationships, Oxford University Press, 1991.
- Maddala, G. and I. Kim, Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge Univ. Press, Cambridge, U. K., 1998.
- Maness, T. S., "Optimal versus Naive Buy-Hedging with T-bill Futures," The Journal of Futures Markets, Vol.1, 1981, 393-403.
- Myers, Robert J., "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets," The Journal of Futures Markets, Vol.11, No.1, (February 1991, 39-54.
- Phillips, P., and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Serise Regression," Biometrika, 75, 1987, 335-346.