

# 外換先物과 先物換의 헤징效果에 관한 實證的研究

陸 心 根\*

## I. 문제의 제기

외환선물시장의 기존연구는 외환선물시장 효율성여부에 대한 검증문제와 위험 극소화 및 수익극대화 헤징행위가 얼마만큼 유효한가 하는 헤징효과와 측정문제로 대별할 수 있다.<sup>1)</sup> 그런데 기업은 외환선물시장이 효율적인지 아닌지보다는 외환선물시장을 통해 헤징을 할 경우 환위험이 얼마만큼 분산되는지, 즉 이의 기준(헤징의사결정의 핵심적인 과제)이 되는 적정헤지비율(optimal hedge ratio), 다시 말하면 헤징보유량의 결정(무위험상태의 헤징포트폴리오를 구성하기 위해 관련 派生證券(Derivative Securities)의 보유포지션의 양을 결정하는 문제)과 이에 따른 헤징효과(hedging effectiveness)에 관심을 가지게 된다. 이에 많은 先驗研究가 진행되어 왔으며 주로 Johnson(1960)과 Stein(1961) 그리고 Edrington(1979)에 의한 最小分散헤징모델(포트폴리오헤징모형)을 적용하여 헤지비율과 헤징효과를 단순회귀분석으로 측정하였다. 그러나 기존연구들은 다음과 같은 문제점을 명쾌하게 밝히지 못함으로써 학문적 과제를 남겼다고 하겠다.

첫째, 환율변동으로 인한 환위험을 회피하기 위해 선택할 수 있는 대안으로 선물환시장과 외환선물시장 중 어느 시장이 상대적으로 우월한지 지금까지 논란이 계속되어 왔으나 명쾌한 결론을 제시하지 못했다는 점.

둘째, 일반적으로 대부분의 경제시계열들이 불안정시계열(nonstationary time series)들로서 單位根(unit roots)을 갖는 시계열인데도 불구하고 기존 연구들은 원시

\* 영남대학교 대학원

1) 외환선물시장의 효율성에 관한 연구는 Geweke & Feige(1979), Hansen & Hodrick(1980), Hill & Schneeweis(1981), Lai & Lai(1991) 등 많이 있음.

조대우, "선물환율의 예측효율성 검증-공적분 검정과 인과검정을 중심으로", 한국금융선물협회, 선물의 세계, 1994. 7. pp.40-51.

계열 자체의 **安定性(stationarity)**에 관한 언급이 전혀 없다는 점.

셋째, 단순히 절대가격(수준변수)의 차분(가격변화, 가격변화율)을 통해 이러한 시계열의 안정성(stationarity)을 확보하려는 시도는 장기적 추세변동에 관한 자료를 상실하는 문제점을 발생시킴으로 **共積分概念**을 도입함으로써 불안정시계열들간의 안정적인 선형결합에 관한 검정을 통해 만약 변수간 공적분관계가 있을 경우에는 **誤差修正模型(ECM: Error Correction Model)**을 적용하여 이러한 諸문제점을 해소할 수 있으리라는 점 등이다.

本 研究의 目的은 이러한 학문적과제에 대하여 실증적 검증을 통해 문제점들을 해결해 보고자 함에 있다.

## II. 檢定節次 및 檢定方法

### 1. 자료구성 및 기본가정

본 연구의 시계열자료는 1989년 5월부터 1990년 6월까지 The Wall Street Journal지에 공시된 영국 파운드(BP), 독일 마르크(DM), 스위스 프랑(SF) 및 일본 엔(JY) 등 4개 통화별 현물환율과 3개월 선물환율의 일별자료를 활용하였다. 외환선물가격은 CME의 IMM에서 거래되는 주요 4개국통화의 최근월물(0-3개월물)이며 역시 일별자료이다. 스위스 프랑(200개)을 제외한 나머지 3개통화의 총관측치(observation)는 206개이다.

본 연구의 실증분석을 위해 도입하고 있는 **基本假定**은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 순수헤저(기업 혹은 투자자)가 대외거래에서 보유하게 된 현물포지션의 환위험의 헤징에 있다고 가정한다. 즉 매도헤지에 한정하여 분석하고자 한다.

둘째, 헤저는 일정만기의 반복계약(perpetual contract), 즉 연속헤지방법을 선택하는 것으로 가정한다.<sup>2)</sup>

2) 3개월물 선물환계약과 근월물 외환선물계약을 분석할 때의 문제점은 외환선물의 경우 1년에 4번의 만기일이 있는 반면에 선물환은 어떤 날이라도 만기일이 될 수 있다는 것이다. 이에 대한 자세한 내용은 Herbst, A.F., Kare, D.D., and Caples, S.C., "Hedging Effectiveness and Minimum Risk Hedge Ratios in the Presence of Autocorrelation: Foreign Currency Futures," *The Journal of Futures Markets*,

## 2. 검정절차

본 연구의 구체적 검정절차는 다음과 같다.

첫째, 통화별 현물환율과 선물환율, 외환선물환율을 개별 시계열별로 단위근 검정을 실시하여 안정성여부를 확인한다. 만약 안정성이 확인되었을 경우에는 기존의 연구·검정방법에 따른 분석을 하게 되고 불안정성 확인시에는 다음 단계로 넘어간다.

둘째, 통화별 현물환율과 선물환율, 현물환율과 외환선물환율의 공적분회귀방정식을 OLS로 추정한다. 공적분회귀방정식에 OLS를 적용하여 얻어진 공적분잔차를 이용하여 공적분의 존재여부를 확인한다.

셋째, 현물환율과 선물환율, 현물환율과 외환선물환율간 공적분이 존재하는 것으로 판정되면 공적분회귀식의 잔차항에 1기 시차를 둔 이른바 오차수정항을 이용하여 오차수정모형(ECM)을 구성하고 이를 추정한 후 위험이 분산된 정도를 통해 양 시장간의 헤징능력 즉, 헤징효과를 비교한다.

## 3. 검정 방법

본 연구를 수행하기 위한 단위근 검정에는 DF검정법과 ADF검정법을 적용하고자 하며 공적분 검정에는 Engle와 Granger(1987)가 제시한 방법을 그리고 공적분이 확인될 경우 보다 정치한 헤징효과의 도출을 위해 ECM모형을 설정해 추정하고자 한다. 아울러 기존연구와의 대비를 위해 헤지선택기준(절대가격, 가격변화 및 가격변화율)<sup>3)</sup>에 따른 단순회귀분석을 실시하여 ECM모형과 비교하기로 하며 통계 package는 RATS 4.0과 Micro TSP 7.0을 사용한다.

### 1) 단위근 검정

본 연구의 단위근 검정에 적용하고자 하는 첫번째 단위근 검정방법인 DF검정법(Dickey-Fuller test)은 오차항이 i.i.d(independent, identically distributed variable)라는 즉, 오차항  $e_t$ 는 상호독립적이며 동일한 (공)분산을 갖는 분포를 갖는다는 가정하에서

1989, Vol.9, pp.185-197.와 Herbst, A.F., Swanson, P.E., Caples, S.C., "A Redetermination of Hedging Strategies Using Foreign Currency Futures Contracts and Forward Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 12, No. 1, 1992, pp.93-104. 그리고, Pelletier, R., "Contracts that Don't Expire Aid Technical Analysis," *Commodities*, 1983.3, pp.71-75.를 참조바람.

3) 헤지선택기준에 대한 자세한 내용은 조대우, "외환선물거래의 헤징효과측정에 관한 연구", 서울대 박사 학위논문, 1989, pp.96-101과 \_\_\_\_\_, "선물환시장과 외환선물시장을 이용한 복합대체 헤징효과의 비교," 무역학회지, 제 16권, 한국무역협회, 1991, 3, pp.103-123을 참고바람.

구한 통계량이 점근적(asymptotically)으로 극한분포(limiting distribution)를 가진다는 사실을 이용한 단위근 검정방법이다. 검정방법은 단위근의 존재여부를 검정하고자 하는 시계열에 대한 자기회귀모형을 아래의 세가지 식과 같이 설정한 후 시차변수에 대한 t통계량 값을 통해 최소자승추정이 단위근( $\rho = 1$ )과 유의적으로 다른지를 알아보는 것이다. 즉  $\rho = 1$ 이라는 귀무가설(단위근을 갖는다)을 설정한 후 구한 통계량이 임계치보다 크고 작으냐의 여부를 통해 단위근의 유무를 알아보는 검정방법이다.

$$y_t = \rho y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, \quad e_t \sim i. i. d(0, \sigma^2) \quad (\text{II-1})$$

$$y_t = \beta \cdot t + \rho y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, \quad e_t \sim i. i. d(0, \sigma^2) \quad (\text{II-2})$$

$$y_t = \alpha + \beta \cdot t + \rho y_{t-1} + e_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, \quad e_t \sim i. i. d(0, \sigma^2) \quad (\text{II-3})$$

가설검정은 식(II-1)에서 (II-3)까지의 모형으로부터 단순회귀에 의해  $\rho$ 를 추정한 뒤 앞서 구한 통계량을 Fuller(1979)의 통계적 임계치<sup>4)</sup>와 비교해 귀무가설을 기각할 것인지 채택할 것인지를 결정하는 순서로 한다. 모형이 3가지인것은 각각 변수에 상수항이 없을 때와 있을 때 그리고 추세선이 있을 때를 고려하기 위한 것이다. 본 연구의 DF검정에는 (II-3)식을 사용하게 된다.

두번째의 단위근 검정방법인 ADF검정법(Augmented Dickey and Fuller Test, Said and Dickey Test)는 현재 가장 널리 사용되고 있는 기법이며, Nelson과 Plosser(1982)가 사용한 검정통계량과 Fuller(1976), Dickey-Fuller (1981)의 연구를 근간으로 Said-Dickey(1984, 1985)에 의해 개발되었다. ADF검정법은 DF검정법의 엄격한 가정(잔차항이 i.i.d라는 가정)을 완화하기 위해 검정방법을 확장한 것으로 검정하고자 하는 시계열을 그 시차변수와 일정수의 시차차분변수에 회귀시킨 다음, 시차변수에 대한 계수의 최소자승추정치가 단위근과 유의하게 다른지를 t값을 이용하여 판단함으로써 이루어진다.

4) DF통계량의 분포는 Dickey-Fuller(1979)의 정리 1과 보조정리 1에 나와 있는데 이 정리에 의거하여 Fuller(1979)는 Monte Carlo실험을 통해 통계량들의 경험적 누적분포를 구하여 그 통계적 임계치들을 표로 제시하고 있다.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta \cdot y_{t-1} + \gamma t + \sum_{j=1}^m R_k \Delta y_{t-1-j} + e_t \quad (\text{II-4})$$

여기서  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ 이며,  $t$ 는 추세치를 의미한다.  $\gamma t$ 를 포함한 상기식은 시간추세치를 설명변수로 포함시킴에 의해 혼동되기 쉬운 TS(trend stationarity)와 DS(difference stationarity)를 구분할 수 있다는 장점이 있다.<sup>5)</sup> 단위근이 존재한다는 가설은 위의 식에서  $\beta = 0$ 이라는 귀무가설에 의해서 검정되며 임계치(critical value) 表는 Micro TSP ver 7.0에서 자동적으로 계산되어 나오는 Mackinnon의 검정통계량을 이용하기로 한다. 그런데 단위근 검정에 있어서 하나의 문제점은 1차 차분된 시차 변수(lagged dependent variables)의 수( $P$ )를 결정하는 문제라고 할 수 있다. Schwert(1978)는  $P$ 를  $4(T/100)^{0.25}$ 나  $12(T/100)^{0.25}$ 의 정수부분(integer part)과 같도록 할 것을 권고하고 있다. 여기에서  $T$ 는 표본수(observation)를 말한다. 본 연구에서는 기본적으로  $4(T/100)^{0.25}$ 의 기준에서 출발하여 모델선택기준(model selection criteria)의 하나인 BIC(Rissanen(1978), Schwarz (1978))에 의거하여 가장 적합한 모델을 선택하였다. BIC기준은 다음과 같다.

$$\text{BIC}(p, q) = \min(\ln \hat{\sigma}^2 + (p + q)T^{-1} \ln T) \quad (\text{II-5})$$

여기에서  $p$ 는 AR 설명변수의 수,  $q$ 는 MA 설명변수의 수,  $\hat{\sigma}^2$ 는 ARIMA모델의 오차분산(error variance)의 추정치이다.<sup>6)</sup>

## 2) 공적분 검정

공적분 분석은 개별 시계열이 단위근을 가지고 있더라도 이들 시계열간에 가성적관계가 성립하지 않을 조건을 찾게함으로써 회귀분석의 결과가 의미를 갖게 할 수 있다는 데 그 의의를 찾을 수 있다. 일반적으로 공적분의 존재와 공적분벡터의 추정을 위한 방법으로는 Engle과 Granger(1987)의 방법과 Stock과 Watson (1988)의 방법 등이 있

5) 조정구, 선물거래 상장품목선정에 관한 연구, 대외경제정책연구원, 1993.4. p.187.

6) Mills, T.C., *Time series techniques for economists*, Cambridge University Press, 1990, pp.138-139.

는데 본 연구에서는 Engle과 Granger(1987)의 방법을 사용하고자 한다.<sup>7)</sup> Engle과 Granger의 모형은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + u_t \quad (\text{II-6})$$

이런 연후에 회귀식 (II-6)에서 계산된 잔차시계열  $u_t$ 가 단위근을 갖는가의 여부를 식 (II-7)로 검정한다.

$$\Delta u_t = -\alpha_0 u_{t-1} + \alpha_1 \Delta u_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta u_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{II-7})$$

검정결과 귀무가설 ( $H_0 : \alpha_0 = 0$ )이 기각되지 않으면 잔차가 안정적이지 못하며 따라서  $x_t$ 와  $y_t$ 사이에는 공적분이 존재하지 않는다. 그러나 귀무가설이 기각되면 회귀잔차가 안정성을 가지며 두 시계열은 공적분이 존재함을 의미한다.

### 3) 오차수정모형

오차수정모형 즉 ECM은 Sargan(1964)과 Phillips(1954)에 의해 도입되었으나, ECM과 공적분간의 관계는 Granger(1981)에 의해서 처음으로 지적되었다. Engle-Granger(1987)는 공적분된 시계열을 ECM으로 나타낼 수 있음을 Granger의 정리로

7) Engle과 Granger(1987)는 공적분관계가 있다고 생각되는 변수를 회귀시켜서 공적분벡터를 구한 다음 이 회귀식에서 유도된 오차항의 안정성검정 또는 단위근검정을 통해 그 공적분 존재여부를 결정했다. 즉 회귀식에 포함된 개별변수들이 단위근을 가져 불안정적이라고해도 오차항이 정상적일 경우 변수들간의 안정적인 선형결합이 존재할 수 있다는 것을 의미한다. 그들은 이러한 오차항의 안정성여부를 검정하기 위한 방법으로 Dickey-Fuller test, Augmented Dickey-Fuller test 그리고 Cointegrating regression Durbin Waston(CRDW) test 등의 통계량을 제시하였다. 검정방법의 원리에 대해 간단히 설명하면 임의의 변수  $y_t$ 와  $x_t$ 가 단위근을 가질 때  $y_t$ 를  $x_t$ 에 대해 최소자승법을 실시하여 구해진 오차항  $u_t = y_t - b x_t$ 에 대해 DF검정 또는 ADF검정 등을 실시한다는 것이다. 이 때 만일  $u_t$ 가 안정적인 시계열로 판정될 경우  $y_t$ 와  $x_t$ 간에는 공적분이 성립한다는 것이다.

김인수, "오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석," 경제브리프스, 제501호, 한국산업은행, 1993, 2, pp.1-43.

이종원, 계량경제학, 박영사, 1994, pp.906-908.

Engle, R.F. and Granger, C.W.F., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 1987, pp.251-276.

보였으며 그 후 ECM은 경제학에서 널리 사용되고 있다.

ECM의 기본생각은, 임의의 어느 한 시점은 장기 균형점으로 가는 과정의 일부이기 때문에 장기 균형점에서의 이탈의 일부는 조정되어 동시점에 반영된다는 데에서 출발한다. 또한 ECM의 특징은 공적분된 변수들의 중요한 특성을 나타낼 수 있다는 데 있으며 다시 말하면 공적분된 변수들간의 관계는 오차수정모형에 의해 표현될 수 있으며 역의 논리 또한 성립됨을 의미한다.<sup>8)</sup>

Engle-Granger의 2단계추정법에 의하면 오차수정모형은 다음과 같이 추정된다. 먼저 1단계로 공적분 벡터를 찾기 위해 식(II-8)을 최소자승법으로 추정한다.

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t + e_t \quad (\text{II-8})$$

2단계에서는 1단계에서 추정된 식으로부터 구한 전기의 오차수정항( $e_{t-1} = Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}$ )과 차분된 변수를 포함시켜 최소자승법으로 추정한다. 즉 1단계에서 앞서 말했던 공적분검정을 통해 공적분된 변수들을 찾아내어 변수들간의 장기적인 관계의 존재를 확인한 다음, 2단계에서 동태적 관계(dynamic relationship)를 찾는 것이다.

2단계에서 최종적으로 도출된 오차수정모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma \hat{e}_{t-1} + \sum \delta_i \Delta X_{t-i} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (\text{II-9})$$

$$\text{단, } \hat{e}_{t-1} = Y_{t-1} - a_0 - a_1 X_{t-1}$$

위의 식(II-9)에는 오직 전기의 불균형(disequilibrium)만이 설명변수로 들어갔으나, 그 이전의 시차에서 생긴 불균형도 새로운 균형점으로의 점진적인 조정이라는 의미에서 고려될 수 있다.<sup>9)</sup>

본 연구에서는 안정성에 관한 단위근검정결과  $S_t$ 와  $F_t$ 가 I(1)이고 즉, 각 통화별

8) Engle, R.F and Granger, C.W.F., *Ibid.*

9) 김인수, 전계서, pp.22-24.

시계열들이 불안정성을 가지고 ( $S_t - \beta F_{t-1}$ )는 I(0) 다시 말하면 각 통화별 현물환율과 선물환율, 현물환율과 외환선물환율의 공적분검정결과 잔차항이 안정성을 가지는 것으로 확인되면 다음과 같은 오차수정방식으로 검정을 하게 된다.

$$\Delta S_t = \alpha + \alpha_1 \Delta F_t + \lambda (S_{t-1} - \beta F_{t-1}) + \nu_t \quad (\text{II-10})$$

$\Delta S_t$  : 현물환율의 가격변화자료(price change; 1차차분변수)

$\Delta F_t$  : 선물환율 또는 외환선물환율의 가격변화자료( " )

$\alpha_1$  : 헤지비율

$\lambda$  : 동태적 조정계수(dynamic adjustment coefficient)

$S_{t-1} - \beta F_{t-1}$ : 오차수정항

위 식은 모든 항이 I(0)이므로 즉 안정성을 가지므로 단기적 조정내용(short-run adjustment)을 추정할 수 있는 방정식이며<sup>10)</sup> 전통적 회귀분석을 적용하는 데 아무런 하자가 없다.<sup>11)</sup>

### III. 檢定結果 및 解釋

#### 1. 단위근검정결과 및 해석

본 연구의 단위근 검정방법인 DF검정과 ADF검정은 단위근을 갖는다는 귀무가설을 검정하기 때문에 통계량이 임계치보다 작으면 귀무가설이 채택되므로 단위근을 갖는 것으로 이해할 수 있다. 먼저 DF검정의 경우 수준변수와 1차차분변수를 가지고 단위근검정을 함으로써 개별변수가 I(1)인지 또는 I(2)변수인지 여부를 알아보았다.

첫째, 통화별 현물환율 시계열에 대한 검정결과 통화에 관계없이  $\rho = 1$ 로서 불안

10) 어떤 공적분된 시계열도 오차수정표현식을 가진다는 것은 Engle-Granger (1987)에 의해 입증됨.

11) 자세한 내용은 이종원, 전계서, pp.897-900을 참조바람.

정적(nonstationary)인 것으로 나타났다. 즉 모든 변수가 1% 내지 5%의 유의수준하에서 귀무가설( $\rho = 1$ )을 채택한 것으로 나타났으며 따라서 모든 변수가 최소한 단위근을 한개 갖는 즉 I(1)임을 알 수 있었다. 통화별 선물환율 시계열에 대한 검정결과 역시 통화에 관계없이  $\rho = 1$ 로서 불안정적인 것으로 나타났으며 외환선물 시계열 역시 같은 결과를 나타내어 최소한 단위근을 한개 갖는 I(1)임을 알 수 있었다.

둘째, 통화별 현물환율과 선물환율, 외환선물환율의 I(2)여부를 알아보기 위한 (즉 단위근이 2개가 존재하는지 여부를 알아보는) 1차차분변수를 이용한 단위근검정에서는 반대로 검정통계량이 모두 1% 또는 5%의 유의수준하에서 임계치보다 큰 관계로 귀무가설을 기각하였다. 따라서 DF검정결과는 모든 통화의 현물환율, 선물환율, 외환선물환율이 I(1)변수인 것으로 나타났다.

DF검정을 통한 단위근 검정결과는 <表 III-1>에서 <表 III-3>과 같다.

ADF검정의 경우 우선 적정시차계산을 위한 즉, BIC기준에 따른 검정결과 모든 시계열의 시차가 1을 넘지 못하는 것으로 나타났지만 편의상 시차가 1과 2인경우로 요약한다. 임계치는 MicroTSP Version 7.0에서 자동적으로 계산되어 나오는 Mackinnon의 검정통계량을 이용한 관계로 기록하지 않는다.

<表 III-1> 통화별 현물환율 시계열의 단위근검정(DF검정)

	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	-2.3688	-2.1772	-2.6687	-2.5392
1차차분변수 (price change)	-14.4668	-15.6306	-14.2808	-15.1778

주) 임계치는 1%유의수준에서 -4.01~-0.30  
5%유의수준에서 -3.44~-0.91

<表 III-2> 통화별 선물환율 시계열의 단위근검정(DF검정)

	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	-2.4967	-2.1779	-2.9820	-2.7316
1차차분변수 (price change)	-14.1494	-14.5118	-13.1819	-14.8668

주) <表 III-1>과 동일.

**<表 Ⅲ-3> 통화별 외환선물환율 시계열의 단위근검정(DF검정)**

	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	-2.4556	-2.1934	-3.1869	-2.7100
1차차분변수 (price change)	-13.8713	-15.0005	-15.5980	-14.7800

주) <表 Ⅲ-1>과 동일.

먼저 시차가 2일 때 수준변수를 가지고 단위근을 갖는지 여부를 알아본 결과 모든 시계열이 I(1)인 것으로 나타났으며 이것은 시차를 1로 했을 때에도 같았다. DF검정과 마찬가지로 1차차분변수에 대해 I(2)여부를 검정한 결과 모든 시계열이 귀무가설을 기각함으로써 각 통화별 현물환율, 선물환율, 외환선물환율 시계열들은 I(1), 즉 단위근을 한개 갖는 불안정한 시계열인 것으로 나타났다. 따라서 다음단계인 공적분검정 절차를 진행하기로 한다. ADF검정결과는 다음의 <表 Ⅲ-4>에서 <表 Ⅲ-6>으로 요약할 수 있다.

**<表 Ⅲ-4> 통화별 현물환율 시계열의 단위근검정(ADF검정)**

	LAG	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	1	-2.5061	-2.1012	-2.9316	-2.4972
	2	-2.3410	-1.9731	-2.7421	-2.4504
1차차분변수 (price change)	1	-9.6810	-10.0149	-9.6559	-9.9052
	2	-8.9278	-8.7204	-8.2788	-8.9179

주) 임계치는 MicroTSP Version 7.0의 Mackinnon의 검정통계량을 사용하는 관계로 생략함.

**<表 Ⅲ-5> 통화별 선물환율 시계열의 단위근검정(ADF검정)**

	LAG	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	1	-2.4698	-2.1245	-3.0475	-2.5605
	2	-2.5460	-2.0748	-2.9447	-2.7261
1차차분변수 (price change)	1	-10.4424	-10.3156	-10.2758	-10.3298
	2	-8.9918	-8.6354	-8.3898	-8.8999

주) <表 Ⅲ-4>와 동일.

&lt;表 Ⅲ-6&gt; 통화별 외환선물환을 시계열의 단위근검정(ADF검정)

	LAG	BP	DM	JY	SF
수준변수 (절대가격; level price)	1	-2.4847	-2.1137	-3.2410	-2.5251
	2	-2.5339	-2.1179	-3.4183	-2.8059
1차차분변수 (price change)	1	-10.5913	-10.5094	-10.1994	-10.3155
	2	-9.1273	-8.7037	-8.3051	-8.9229

주) <表 Ⅲ-4>와 동일.

## 2. 공적분 검정결과 및 해석

앞서 단위근 검정결과 모든 변수가 I(1)변수, 즉 불안정한 시계열임이 판명되었다. 이미 언급한 바와 같이 본 절에서는 시계열이 불안정적임에도 불구하고 각 통화별 시계열간의 선형결합(현물환율과 선물환율, 현물환율과 외환선물환율간의 선형결합)이 안정적인지 즉, 공적분관계가 존재하는지의 여부를 알아보고자 한다.

만약 각 변수간의 공적분관계가 성립된다면 단기적인 측면과 장기적인 측면을 모두 고려할 수 있는 오차수정모형의 추정이 가능해 진다. 이미 앞에서 공적분 검정이 Engle-Granger의 2단계추정의 제 1단계라는 것은 설명한 바 있다. 본 논문에서는 DF 검정과 ADF검정방식을 통해 검정하였으며, 임계치는 Engle와 Yoo (1987)<sup>12)</sup>의 검정통계량을 사용하였다. 공적분검정의 DF검정과 ADF검정에 활용된 기본식은 식(Ⅲ-11)과 (Ⅲ-12)이며 검정결과는 <表 Ⅲ-7>에서 <表 Ⅲ-10>과 같다.

$$\text{DF검정: } \Delta \hat{\epsilon}_t = \hat{\gamma} \hat{\epsilon}_{t-1} + \nu_t \quad (\text{Ⅲ-11})$$

$$\text{ADF검정: } \Delta \hat{\epsilon}_t = \hat{\gamma} \hat{\epsilon}_{t-1} - \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + \nu_t \quad (\text{Ⅲ-12})$$

12) Engle, R.F., and Yoo, B.S., "Forecasting in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35, 1987, pp.143-159.

&lt;表 Ⅲ-7&gt; 영국 파운드화(BP)의 공적분 검정결과

추 정 식	DF	ADF
$SP_t = \alpha + \beta_1 FO_t$	-11.1089	-4.9624
$SP_t = \alpha + \beta_2 FU_t$	-12.8416	-7.1500

- 주) 1) SP: 현물환 시계열(spot), FO: 선물환 시계열(forward),  
FU: 외환선물 시계열(future).  
2) 임계치는 1%, 5% 유의수준의 단측검정치임. (n = 206)  
① DF검정의 경우 1% : -4.00  
5% : -3.37  
② ADF검정의 경우 1% : -3.78  
5% : -3.25

&lt;表 Ⅲ-8&gt; 독일 마르크화(DM)의 공적분 검정결과

추 정 식	DF	ADF
$SP_t = \alpha + \beta_1 FO_t$	-11.6325	-5.7667
$SP_t = \alpha + \beta_2 FU_t$	-14.0795	-7.5300

주) <表 Ⅲ-7>과 동일.

&lt;表 Ⅲ-9&gt; 일본 엔화(JY)의 공적분 검정결과

추 정 식	DF	ADF
$SP_t = \alpha + \beta_1 FO_t$	-11.6421	-5.6147
$SP_t = \alpha + \beta_2 FU_t$	-14.8788	-7.7046

주) <表 Ⅲ-7>과 동일.

&lt;表 Ⅲ-10&gt; 스위스 프랑화(SF)의 공적분 검정결과

추 정 식	DF	ADF
$SP_t = \alpha + \beta_1 FO_t$	-11.5884	-5.0401
$SP_t = \alpha + \beta_2 FU_t$	-13.7060	-7.4230

주) <表 Ⅲ-7>과 동일.

DF통계량을 이용하여 공적분검정을 실시한 결과 모형전부에서 잔차항( $\epsilon_t$ )의 단위근현상( $H_0: \gamma = 0$ )이 채택되지 못하여 공적분관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이는 ADF검정결과 역시 동일하였다. 각 통화별 시계열간의 공적분관계가 나타남으로써 오차수정모형의 추정이 가능하게 되었고 결국 오차수정모형을 통해 보다 정치한 헤지비율과 헤징효과를 측정할 수 있게 된다.

### 3. 오차수정모형을 이용한 추정

앞서 단위근 검정과 공적분 검정을 통해서 비록 변수들이 단위근을 가지고 있더라도 공적분검정에 의해 수준변수들간에 장기적으로 안정적인 선형관계를 얻을 수 있다는 것을 알 수 있었다. 따라서 기존의 추정방식에 의한 가성적 회귀현상을 방지하고 단위근의 제거에 따른 장기적 속성의 **流失**을 방지하도록 해서, 두 변수간에 단기 동태적 성격과 장기적 속성을 반영하는 오차수정모형을 추정할 수 있었으며 이에 따라 기존연구의 검정보다 더 정치한 헤지비율과 헤징효과를 기대할 수 있게 되었다.

현물통화포지션(spot exchange position)을 현물환시장에서 다른 통화로 전환하지 않고 선물환시장이나 외환선물시장을 통해 직접헤지를 한 결과 위험이 분산된 정도를 통해 양 시장의 헤징능력을 비교한 결과를 현물통화별로 살펴보면 <表 III-11>에서 <表 III-14>에 요약된 것과 같다. 본 논문의 목적상 기존연구의 검정방법인 OLS와 비교를 위해 헤징선택기준별(절대가격, 가격변화 및 가격변화율) 단순회귀분석에 의한 검정결과를 대비시켜 보았다. 분석에 앞서 정의상 최적헤지비율이란 비용의 측면에서 현물 1단위에 대해 매도해야 할 선물의 양을 의미하며 헤징효과는 수익의 측면으로서 헤징하지 않은 경우에 대한 위험의 감소정도를 나타내는 것으로 해석할 수 있다.

&lt;表 III-11&gt; 영국 파운드화(BP)의 최적헤지비율 및 헤징효과

시장별 헤지선택기준	선물환 시장			외환선물시장		
	헤지비율	헤징효과	D.W	헤지비율	헤징효과	D.W
절대가격(수준변수) <sup>a</sup> (level price)	1.0382 (0.011) 90.612 (0.0001)	0.9758	1.51	0.7888 (0.014) 55.049 (0.0001)	0.9369	0.53
1차차분변수(가격변화) <sup>b</sup> (price change)	0.7711 (0.043) 17.763 (0.0001)	0.6085	2.93	0.7386 (0.044) 16.761 (0.0001)	0.5803	3.06
가격변화율 <sup>c</sup> (price change ratio)	0.7711 (0.043) 17.746 (0.0001)	0.6080	2.94	0.7143 (0.043) 16.539 (0.0001)	0.5740	3.06
오차수정모형 (ECM)	0.7415 (0.037) 22.065 (0.0001) -0.7528* (-12.13)	0.7573	2.05	0.7732 (0.031) 25.182 (0.0001) -0.8940* (-14.27)	0.8051	2.04

주) ① 헤지비율항은 헤지비율, 헤지비율의 표준오차, t값, p값의 순.

② 오차수정모형(ECM)의 헤지비율항의 \*는  $ECM_{t-1}$ 의 계수와 t값임.

③ a)  $S_t = \alpha + \beta F_t + \epsilon_t$

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

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

&lt;表 Ⅲ-12&gt; 독일 마르크화(DM)의 최적헤지비율 및 헤징효과

시장별	선물환 시장			외환선물시장		
	헤지비율	헤징효과	D.W	헤지비율	헤징효과	D.W
헤지선택기준						
절대가격(수준변수) <sup>a</sup> (level price)	1.0310 (0.004) 263.42 (0.0001)	0.9971	1.89	1.0698 (0.006) 189.57 (0.0001)	0.9944	1.20
1차차분변수(가격변화) <sup>b</sup> (price change)	0.8211 (0.0397) 20.679 (0.0001)	0.6781	3.06	0.7909 (0.043) 18.601 (0.0001)	0.6302	3.05
가격변화율 <sup>c</sup> (price change ratio)	0.8208 (0.041) 20.242 (0.0001)	0.6687	3.09	0.7897 (0.044) 18.017 (0.0001)	0.6153	3.07
오차수정모형 (ECM)	0.7787 (0.032) 24.596 (0.0001) -0.8139* (-12.82)	0.7962	2.06	0.8089 (0.027) 30.433 (0.0001) -0.9982* (-15.85)	0.8566	2.02

주) <表 Ⅲ-11>과 동일.

&lt;表 Ⅲ-13&gt; 일본 엔화(JY)의 최적헤지비율 및 헤징효과

시장별 헤지선택기준	선물환 시장			외환선물시장		
	헤지비율	헤징효과	D.W	헤지비율	헤징효과	D.W
절대가격(수준변수) <sup>a</sup> (level price)	0.9209 (0.014) 65.242 (0.0001)	0.9543	1.43	0.7325 (0.0195) 37.423 (0.0001)	0.8729	0.39
1차차분변수(가격변화) <sup>b</sup> (price change)	0.6884 (0.043) 15.869 (0.0001)	0.5537	2.89	0.7846 (0.044) 17.984 (0.0001)	0.6144	3.08
가격변화율 <sup>c</sup> (price change ratio)	0.6873 (0.044) 15.604 (0.0001)	0.5453	2.89	0.7962 (0.045) 17.737 (0.0001)	0.6078	3.08
오차수정모형 (ECM)	0.7927 (0.032) 24.595 (0.0001) -0.7908* (-13.04)	0.7902	2.09	0.7760 (0.030) 25.475 (0.0001) -0.9517* (-15.01)	0.7891	1.95

주) <表 Ⅲ-11>과 동일.

&lt;表 III-14&gt; 스위스 프랑화(SF)의 최적헤지비율 및 헤징효과

시장별 헤지선택기준	선물환 시장			외환선물시장		
	헤지비율	헤징효과	D.W	헤지비율	헤징효과	D.W
절대가격(수준변수) <sup>a</sup> (level price)	1.0546 (0.006) 174.82 (0.0001)	0.9936	1.90	1.1014 (0.010) 109.91 (0.0001)	0.9839	1.07
1차차분변수(가격변화) <sup>b</sup> (price change)	0.7879 (0.0397) 19.827 (0.0001)	0.6662	3.07	0.7229 (0.043) 16.636 (0.0001)	0.5842	3.12
가격변화율 <sup>c</sup> (price change ratio)	0.7897 (0.040) 19.581 (0.0001)	0.6606	3.08	0.7216 (0.044) 16.276 (0.0001)	0.5735	3.12
오차수정모형 (ECM)	0.7403 (0.033) 22.779 (0.0001) -0.7791* (-12.52)	0.7690	2.08	0.7949 (0.027) 29.993 (0.0001) -0.9654* (-15.72)	0.8523	2.08

주) <表 III-11>과 동일.

영국 파운드화(BP)의 경우 본 연구의 실증분석결과 단순회귀분석을 통한 최적헤지비율은 선물환시장의 경우 1.0382로서 조 대우(1991)의 0.9855, Herbst, Swanson & Caples(1992)의 0.9868보다 높다고 볼 수 있는 데 이는 다음의 요인에 기인한다.

첫째, 잔차항의 자기상관과 같은 통계적 문제로 인해 회귀계수가 과대추정될 수 있다.

둘째, 자료원천의 문제와 일별자료보다는 기존의 많은 연구에서 행해진 주별, 월별 자료의 이용 또한 요인이 될 수 있다.

셋째, 선물계약의 만기를 처리하는 방법이 이러한 차이의 부분적 이유가 될 수 있다.

외환선물시장을 통한 헤징의 경우 Durbin-Watson통계치가 0.53으로서 가격변동을

과소평가하고  $R^2$ 를 과대평가하는 이른바 가성적 회귀현상을 나타내고 있는 것으로 볼 수 있다. 절대가격을 이용한 단순회귀분석의 이러한 문제점을 해결하기 위해 조대우(1991)는 가격변화율(log-difference형식)자료를 통한 헤징을 권하고 있으며 Herbst, Swanson & Caples(1992)는 Box-Jenkins의 ARIMA모형을 통해 이러한諸문제점을 해결하고자 했다. 그러나 기존연구들은 전술한 바와 같이 원시계열 자체의 안정성에 관한 언급이 없이 단순히 잔차항( $\varepsilon_t$ )의 자기상관정도와 이의 제거에 대해서만 초점을 둬으로써 과연 이러한 연구결과 나타난 회귀계수(즉, 헤지비율)가 최적헤지비율인가 하는 데 대해서는 의문의 여지가 있다고 하겠다.

본 연구의 오차수정모형(ECM)은 이러한 문제점을 해결함과 동시에 단기동태적 성격과 장기적 속성을 반영한 최적헤지비율을 보여주고 있으며 앞서 언급했듯이 비용측면으로 여겨지는 적정헤지비율은 기존의 연구<sup>13)</sup>보다 낮은 것으로 나타났다. 본 연구의 OLS검정과 ECM추정결과 선물환시장의 경우 각각 1.0382와 0.7415, 외환선물시장의 경우 각각 0.7888과 0.7732로서 최적헤지비율은 상당히 낮은 것으로 나타났다. 외환거래에 관련된 크기를 고려할 때 이러한 최적헤지비율의 감소는 헤저에게 증거금 예치(margin deposit) 및 거래비용의 감소와 같은 상당한 혜택(benefit)을 제공해 준다는 데 그 경제적 의미가 있다. 또한 오차수정모형을 통한 최적헤지비율의 추정은 OLS나 ARIMA를 이용한 경우보다 헤저에게 외환위험에 노출되는 정도를 감소시켜 주고, 현물포지션의 변동위험을 헤지하기 위한 선물계약의 수를 줄여주기 때문에 증거금(margin)과 수수료(commission)비용을 줄일 수 있는 이점이 있다.

헤징효과의 경우 전술한 바와 같이 기존연구(수준변수를 이용한 단순회귀분석)의 헤징효과는 과대계상되었다고 볼 수 있으며 앞서 단위근 검정결과에서 나타났듯이 1차차분변수와 가격변화율자료는 안정성은 가지지만 원시계열이 가지고 있는 각종 정보를 유실할 수 있으므로 표에 나타난 결과치는 큰 의미가 없는 것으로 볼 수 있다.

ECM에 의한 헤징효과는 최적헤지비율을 고려하지 않고 단순비교만을 했을 경우 0.7573 對 0.8051로서 외환선물시장을 이용한 헤징이 다소 우수한 것으로 나타났다. ECM의  $ECM_{t-1}$ 의 계수는 단순차분으로 인한 시계열자료의 장기적 속성의 유실을 반영하는 것으로 선물환시장의 경우 전기의 실제치와 균형치간의 괴리중 약 75.3%정

13) 조대우(1991)의 경우 가격변화율 자료를 이용한 단순회귀분석을 통해 0.8048과 0.9103의 최적헤지비율을 구했으며 Herbst, Swanson & Caples(1992)의 경우 Box-Jenkins의 ARIMA모형을 통해 0.9419와 0.9235의 최적헤지비율을 구했다.

도가, 외환선물시장의 경우 89.4%가 금기의 현물시계열에 수정·반영되었음을 나타내고 있다.

독일 마르크화와 일본 엔화, 스위스 프랑화에 대한 분석방법은 영국 파운드화의 경우와 동일하므로 간략히 서술하기로 한다.

독일 마르크화(DM)의 경우 헤징효과는 0.7962 對 0.8566으로 외환선물시장을 이용한 헤징효과가 높은 것으로 나타났으며, 일본 엔화(JY)의 경우는 0.7902 對 0.7891로서 선물환시장을 이용한 헤징효과가 높게 나타났다. 마지막으로 스위스 프랑화(SF)의 경우 0.7690 對 0.8523으로 선물환시장을 이용한 헤징효과가 선물환시장의 경우보다 높게 나타났다.

이상의 실증분석 결과를 종합해 보면 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 단위근 검정에서 통화별 현물환율과 선물환율, 외환선물환율이 모두 단위근을 갖는 불안정 시계열인 것으로 나타났다. 그러나 1차차분변수의 경우는 모두  $\rho = 1$ 이라는 귀무가설을 기각함으로써 안정적 시계열로 나타났다.

둘째, 불안정한 시계열들간의 안정적 선형결합 여부를 알아보기 위한 공적분 검정 결과 모든 통화에서 현물환율과 선물환율, 현물환율과 외환선물환율이 안정적 선형관계 즉 공적분관계가 있는 것으로 나타났다. 이런 결과를 바탕으로 오차수정모형을 통한 추정이 가능하게 되었고 보다 정직한 최적헤지비율과 헤징효과를 측정할 수 있었다.

마지막으로 오차수정모형에 의한 최적헤지비율의 추정은 자료원천의 차이는 있지만 Herbst, Swanson & Caples(1992)의 연구보다 상당히 낮은 것으로 나타났다. 이는 오차수정모형을 통한 최적헤지비율의 추정이 전술한 바와 같은 경제적 의미를 내포하고 있으며 기존연구의 방법론보다 우수함을 나타내고 있다고 볼 수 있는 것이다.

#### IV. 結 論

1971년 固定換率制度가 붕괴되고 變動換率制度로 변화한 이후 증가된 換危險은 기업의 재무담당자나 해외증권투자가 들이 해결해야 할 재무적 필수과제로 등장하였다. 이와 함께 1972년부터 CME의 IMM에서 거래가 시작된 외환선물거래(Foreign

Exchange Futures Contracts)는 기존의 대표적인 환위험 헤징수단이던 선물환거래 (Foreign Exchange Forward Contracts)에 비해 외환거래자들의 환위험관리에 있어 다양한 기회를 제공하면서 급성장을 해왔으며 최근 自律化 및 國際化의 진전으로 國內經濟의 不確實性이 날로 증대되고 있는 우리나라에서도 이러한 선물거래에 대한 관심이 날로 고조되고 있다.

이에 따라 外換先物去來가 향후 우리나라의 환위험 헤지수요자에게 새로운 헤징 수단으로서 정착하기 위해 이에 대한 연구가 요망되고 있고 본 연구의 목적은 이러한 맥락에서 헤징에 관한 연구를 擴大해 보고자 함에 나름대로 그 意味를 부여할 수 있다고 하겠다.

外換先物市場의 既存研究는 외환선물시장의 效率性여부에 대한 검증문제와 위험극소화 및 수익극대화 헤징행위가 얼마만큼 유효한가 하는 헤징효과의 측정문제로 대별할 수 있으며 후자의 경우 많은 선행연구들이 주로 Johnson과 Stein, Edrington에 의한 최소분산헤징모형을 적용하여 최적헤지비율과 헤징효과를 단순회귀분석으로 測定하였다.

이러한 연구들의 基本論理는 미래 환율변동의 불확실성에 기인하는 환위험에 대해 무조건적으로 커버거래를 행하는 극단적 위험회피 전략이나 인간능력의 범위를 벗어나는 환율예측에 대한 신념을 바탕으로 행해지는 투기적 전략 모두 불합리하며 환율변동이 제기하는 差損威脅(환율변동위험)을 극소화하면서 복수의 통화들 사이에 나타나는 상관관계 또는 共變性 情報를 최대한 활용하고 추세평균 등 단순한 예측기법하에서 외환차손을 극소화할 수 있는 방법을 모색해 보고자함에 있다고 하겠다.

그러나 최소분산헤징모형을 적용한 既存研究들은 대부분 시계열자료가 安定的이지 못함에도 불구하고 최적헤지비율의 추정과 헤징효과의 측정에 시계열의 안정성을 가정하고 그 派生方式을 찾아 밝혀내려는 데서 많은 문제점을 발생시켰다고 볼 수 있다. 이러한 안정적이지 못한 시계열자료들을 이용한 회귀분석 자체의 문제점을 해결하기 위해서 本 研究는 單位根 檢定을 통해 통화별 현물환율, 선물환율, 외환선물환율(가격)의 불안정성을 밝혀냈으며, 비록 불안정한 시계열들이 존재하더라도 안정적인 선형관계 즉 共積分關係가 존재하면 시계열간의 장기적인 안정관계가 성립되므로 이를 토대로 단기동태적인 측면까지 고려한 誤差修正模型을 추정할 수 있음을 보였고 이에 따라 기존의 연구보다 더 정치한 최적헤지비율과 헤징효과를 측정할 수 있었다. 그러나 이같은 결과에 반하여 본 연구는 다음과 같은 한계에 노출되어 있다고 볼 수

있다.

첫째, 기초자료를 Wall Street Journal지에서 직접 수작업으로 구하는 과정에서 오류가 발생할 가능성이 있다는 점이다.

둘째, 표본기간 중에 과연 헤지비율이 전반적으로 안정적이었는가 하는 헤지비율의 안정성(stability) 여부에 대한 언급이 없었다는 점이다. 이는 표본기간 중에 불규칙적이고 예외적인 변동이 있었다고 하면 그로 인해 소위 헤지비율은 영향을 받았을 것이고, 그렇다면 사전적 의사결정수단으로서는 부적정한 것이 되기 때문이다.

셋째, 본 연구에서는 미국의 외환선물시장을 기초로 분석하였기 때문에 원/달러화의 선물거래가 없고, 주요 결재통화가 달러화인 우리나라 기업에게 본 연구나 기존의 연구결과들이 줄 수 있는 경제적 의미는 제약을 가지고 있다.

넷째, 헤징효과가 일본 엔화만이 선물환 시장에서 높게 나타났고 나머지 영국 파운드화, 독일 마르크화, 스위스 프랑화는 외환선물시장에서 높게 나타났지만 이러한 결과는 현물환율의 변동에 대해 선물환율보다는 외환선물환율이 더 비슷하게 움직이고 있음을 뜻하는 것이지(相關關係가 높음을 뜻함) 외환선물시장의 헤징능력이 선물환시장보다 우수하므로 헤지의사결정의 대안으로서 외환선물시장을 선택하는 것이 반드시 유리하다고 할 수는 없다. 왜냐하면 양시장의 헤징능력을 비교하기에는 현실적으로 가격결정원리의 상이함, 만기불일치의 문제, 제반 비용(증거금, 수수료, 諸세금 등)의 상이함, 거래방식의 차이, 정보의 효율성 등 많은 考慮要因들이 존재하기 때문이다.

## 참 고 문 헌

- 김인수, "오차수정모형에 대한 이론적 고찰 및 실증분석," 경제브리프스, 제501호, 한국산업은행, 1993. 2.
- 김태혁·신용길, 선물시장론, 박영사, 1994.
- 박상철, "외환선물시장을 이용한 환위험 헤징전략에 관한 연구", 고려대학교 박사학위논문, 1990.
- 신민식·박병수, "선물시장의 세계화와 우리나라 선물시장의 장래", 경북대학교 경제경영연구소, 경상논집 제21권 제4호, 1993. 12.
- 이종원, 계량경제학, 박영사, 1994.
- 전양진, "외환선물거래를 이용한 원화의 교차헤지효과 분석", 경영연구 제4집, 대구경북경영학회, 1993.
- 조대우, "선물환율의 예측효율성 검증-공적분 검정과 인과검정을 중심으로", 한국금융선물협회, 선물의 세계, 1994. 7, 40-51.
- \_\_\_\_\_, "외환선물거래의 헤징효과측정에 관한 연구", 서울대 박사학위논문, 1989.
- \_\_\_\_\_, "선물환시장과 외환선물시장을 이용한 복합대체 헤징효과의 비교," 무역학회지, 제16권, 한국무역협회, 1991. 3, 103-123.
- 조정구, 선물거래 상장품목선정에 관한 연구, 대외경제정책연구원, 1993, 4.
- 대한상공회의소, 환위험 회피수단의 다양화를 위한 금융선물시장 육성방안, 1991.
- 한국금융선물협회, 선물의 세계, 1994, 7.
- Blank, S.C., Carter, C.A. and Schmiesing, B.H., *Futures and Options Markets*, Prentice-Hall, Inc., (1991).
- Cornell, B., and Reinganum, M., "Forward and Futures Prices: Evidence from the Foreign Exchange Markets," *Journal of Finance*, Vol.36, (1981), 1035-1045.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, (1979), 427-423.
- Ederington, L.H., "The Hedging Performance of the New Futures Markets,"

- Journal of Finance*, Vol.34, No.1, (1971), 157-170.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.F.**, "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, (1987), 251-276.
- Engle, R.F. and Yoo, B.S.**, "Forecasting in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35, (1987), 143-159.
- Ghosh, A.**, "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices," *The Journal of Futures Markets*, Vol.13, No.2, (1993), 193-198.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P.**, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, (1974), 111-120.
- Herbst, A.F., Kare, D.D., and Caples, S.C.**, "Hedging Effectiveness and Minimum Risk Hedge Ratios in the Presence of Autocorrelation: Foreign Currency Futures," *The Journal of Futures Markets*, Vol.9, (1989), 185-197.
- Herbst, A.F., Swanson, P.E. and Caples, S.C.**, "A Redetermination of Hedging Strategies Using Foreign Currency Futures Contracts and Forward Markets," *The Journal of Futures Markets*, Vol.12, No.1, (1992), 93-104.
- Hill, J., and Schneeweis, T.**, "The Hedging Effectiveness of Foreign Currency Futures," *Journal of Financial Research*, Vol.5, (1982), 95-104.
- Junkus, J.C. and Lee, C.F.**, "Use of Three Stock Index Futures in Hedging Decisions", *The Journal of Futures Markets*, Vol.5, No.2, (1985), 201-222.
- Kamara, A.**, "Issues in Futures Markets: A Survey," *The Journal of Futures Markets*, Vol.2, No.3, (1982), 261-294.
- Kolb, R.**, *Understanding Futures Markets*, 3rd ed., Kolb Publishing Company, (1991).
- Lai, K.S., and Lai, M.**, "A Cointegration Test for Market Efficiency," *The Journal of Futures Markets*, Vol.11, No.5, (1991), 567-575.
- Mills, T.C.**, *Time series techniques for economists*, Cambridge University Press, (1990).
- Nelson, C.R. and Plosser, C.I.**, "Trends and Random Walks in Macroeconomic

Time Series: Some Evidence and Implications," *Journal of Monetary Economics*, 10, (1982), 139-162.

**Pelletier, R.**, "Contracts that Don't Expire Aid Technical Analysis," *Commodities*, (1983. 3), 71-75.

**Pitts, M.**, "Cross-hedging, Hedge Effectiveness, and the Trade-off between Risk and Return," *Advances in Futures and Options Research*, Vol.1, (1986), 29-47.

**Powers, J. J.**, *Inside the Financial Futures Markets*, 2nd. ed, New York, John Wiley & Sons, (1984).