

통화선물을 이용한 최소분산 헤지비율 분석

吳世烈**

〈요약〉

본 논문에서는 통화선물(일본 엔화와 독일 마르크화)에 대한 듀레이션 효과와 만기효과를 검증 하였다. 두 통화에 대한 1990-1994년까지의 현물과 선물의 주별자료를 가지고 분석한 결과 엔화와 마르크화의 통화선물계약에 대한 최소분산 헤지비율은 헤지기간(hedge duration)이 1주부터 5주까지 변함에 따라 증가하고 있으며 이러한 듀레이션효과는 계약만기가 가까워 짐에 따라 헤지가 점점 제거되는 현상, 즉 만기효과에 의해서 영향을 받는 것으로 나타났다.

그리고 선형추세분석을 통해서 최소분산헤지비율이 베타헤지비율에 어떠한 추세로 접근하는 지를 알아 보았다. 그 결과 듀레이션이 길어질수록 최소분산헤지비율이 증가하고, 계약만기에 가까워짐에 따라 최소분산헤지비율이 베타헤지비율, 1에 가까워지는 현상이 나타났다.

I. 서론

선물시장의 헤징모형은 원래 상품선물거래를 대상으로 발전되었고 여기서 개발된 헤징모형들이 통화, 이자율 및 주가지수 선물거래에도 응용되고 있다.

기존의 실증연구는 OLS나 중복회귀식을 이용하여 포트폴리오 이론적 모형에 의해 헤지비율을 구하고 통화선물의 헤징효과를 구하는데 관심이 주어졌다.

Dale(1981)은 환율의 변동이 국제무역의 흐름에 장애를 야기하므로 통화선물에 의한 헤징이 국제무역의 증가를 가져올수 있을 것이라 가정하고 Ederington(1979)의 모형을 따라 최소분산헤지비율 $b^* = \sigma_{sf} / \sigma_f^2$ 를 추정하였다.

여기서 $b^*=1$ 일때, 즉 현물통화가격과 통화선물가격이 함께 움직일때 기업은 환 위험을 헤지하여 산출을 극대화할 수 있음을 보이고 있다.

Dale은 1974년부터 1980년까지 영국 파운드, 독일 마르크, 일본 엔의 통화선물가격시계열 자료를 이용하여 2주와 4주 헤지의 효과를 가격수준을 사용한 회귀식을 통해 측정한 결과 세 통화 모두 97%이상의 헤지효과가 나타났다.

* 유익한 조언을 해주신 익명의 두분 심사위원께 감사드립니다.

** 성신여대 경영학과 교수

즉 통화선물가격이 헤징의 도구로서 매우 유효한 수단임을 보여주고 있으며 이러한 높은 헤징효과를 인하여 미래에는 더욱 많은 헤저들이 통화선물시장을 이용하게 될 것이라 결론지었다.

Hill & Schneeweis(1981)는 Dale(1981)이 가격수준 변수를 사용하여 회귀하는 것을 비판하고 가격변화 변수를 사용하였다. 비판의 이유는 첫째, 헤징의 목적은 통화가격변화에 대한 기업의 위험노출을 축소하는 것인데 가격수준간의 관계를 회귀하는 것은 그릇된 헤지비용과 효과를 측정하게 한다.

둘째, 통화선물가격과 현물통화가 함께 변하는 경향이 있을때, 가격수준 사이에는 높은 자기상관이 존재하기 쉬우나 가격변화 사이에는 그렇지 않다.

따라서 Hill & Schneeweis(1981)은 가격변화 변수를 사용함으로써 Dale(1981)의 연구를 보완했다. 이들은 1974년 3월부터 1980년 12월까지 영국파운드와 독일마르크에 대해서 헤징효과와 헤지비용을 측정하여 Dale(1981)의 연구와 비교해 본 결과 헤징효과는 Dale(1981)의 경우보다 낮게 나타났고 잔여만기에 따라 헤지비용이 변한다는 사실을 알아냈다. 또한 가격수준에 대해 회귀할 경우에는 잔차에 자기상관이 존재하기 때문에 표준오차(standard error)가 실제치보다 낮게 측정되었다.

그리고 1974년 8월부터 1978년 12월까지 영국 파운드, 독일 마르크, 일본 엔, 스위스 프랑, 캐나다 달러에 대한 1개월, 3개월, 6개월물 총 20개 통화선물계약을 이용하여 헤징효과와 헤지비용을 측정했다.

회귀식을 이용한 검증결과 여러 통화선물 계약에서 헤지의 유용성이 증명되었고, 헤지기간이 길수록 헤징효과가 증가하는 것으로 나타났다. 통화선물시장과 선도환시장에서 헤징효과를 비교해 보면 독일 마르크와 영국파운드의 경우 3개월 헤지 기간에서의 헤징효과는 차이가 없었으나 일본 엔의 경우 두 시장간에 헤징효과가 현저하게 차이가 나타나는 것으로 나타났다.

Naidu & Shin(1981)는 포트폴리오 모형을 기초로 과거의 가격변화로 부터 헤지비용과 헤징효과를 측정하였다.

1977년부터 1979년까지 독일 마르크, 일본 엔, 캐나다 달러, 스위스 프랑, 영국 파운드에 관한 현물가격과 통화선물가격을 이용하여 실증분석한 결과 통화선물계약을 이용함으로써 70-90%정도의 위험감소가 가능하다는 것을 제시하고 있다.

Grammatikos & Saunders(1983)은 기존의 헤징효과 측정에 사용되었던 OLS회귀분석은 최적 헤지비용이 전체 표본기간동안 안정적이라는 가정하에서 가능한데, 실제로 통화시장은 안정적이지 못하기 때문에 문제가 있다고 지적하였다.

1974년 1월부터 1980년 6월까지 IMM에서 거래되고 있는 영국 파운드, 독일 마르크, 캐나다 달러, 일본 엔, 스위스 프랑에 대한 헤지비용의 안정성을 검증하기 위하여 OLS로 회귀

분석한 결과 모두 90% 이상의 높은 헤징효과를 나타냈다

또한, 시간경과에 따라 회귀계수의 분산이 크면 클수록 최적 헤지비용의 척도로서 OLS회귀계수는 덜 효율적인 것이 되는데 이를 검정하기 위해 첫째, 중복회귀(overlapping regression) 분석을 하였다.

그 결과 이동 헤지비용은 영국 파운드와 일본 엔이 시간 경과에 따라 상승하는 경향을 나타낼 뿐 나머지 통화는 대체로 안정적이었으며 헤징효과와 이동회귀결과에 있어서는 독일 마르크와 스위스 프랑이 전기간에 걸쳐 높은 수준을 일정하게 유지했다.

둘째, 헤지비용의 구조적인 변동여부를 검정하기 위해 전체 검정기간을 다시 네 기간으로 나누어 각각의 β 를 측정하였는데 영국 파운드와 일본 엔의 경우 유의적인 변동이 있었던 것으로 나타났다.

셋째, 헤지비용의 랜덤여부를 측정한 결과 랜덤하게 나타남으로써 전체적으로는 헤지비용이 안정적임을 보여주었다.

II. 최소분산헤지비용모형

Ederington(1979) 과 Lindahl(1992)은 포트폴리오의 이론을 헤징에 적용함으로써 최소분산헤지비용을 전개하였다. 즉 두자산-선물포지션과 현물포지션-으로 구성되어 있는 포트폴리오의 경우 최적헤지비용은 보유하고 있는 선물계약수에 대한 포트폴리오의 분산을 최소화하는 식으로 구해진다.

U를 헤지하지 않은 포지션의 수익률이라고 한다면

$$E(U) = X_s E[P_s^2 - P_s^1], \quad Var(U) = X_s^2 \sigma_s^2 \tag{1}$$

현물시장 보유량 X_s 와 선물시장 보유량 X_f 를 포함하는 포트폴리오의 수익률을 R이라고 하면 $E(R)$ 은 다음과 같다.

$$E(R) = X_s E[P_s^2 - P_s^1] + X_f E[P_f^2 - P_f^1] - K(X_f) \tag{2}$$

$$Var(R) = X_s^2 \sigma_s^2 + X_f^2 \sigma_f^2 + 2X_s X_f \sigma_{sf} \tag{3}$$

여기서 X_s 와 X_f = 현물과 선물시장 보유량

$K(X_f)$ = 거래비용

$\sigma_s^2, \sigma_f^2, \sigma_{sf}^2$ = 단위시간에 대한 분산과 공분산

$b = X_f / X_s$ 은 헤지되는 현물포지션의 비율을 나타낸다.

헤지에서 X_s 와 X_f 는 반대부호를 나타내므로 b 는 양(positive)의 값을 가진다.

$$\text{Var}(R) = X_s^2[\sigma_s^2 + b^2\sigma_f^2 - 2b\sigma_{sf}] \tag{4}$$

$$\begin{aligned} E(R) &= X_s[E(P_s^2 - P_s^1) - b E(P_f^2 - P_f^1)] - K(X_s, b) \\ &= X_s[(1 - b)E(P_s^2 - P_s^1) + bE(P_s^2 - P_s^1) - bE(P_f^2 - P_f^1)] - \\ &\quad K(X_s, b) \end{aligned} \tag{5}$$

$E(\Delta b) = E[P_f^2 - P_s^1 - (P_f^1 - v_s^1)]$ 라고 두면 베이스스의 기대변화는 ⑥과 같다.

$$E(R) = X_s[(1 - b)E(S) - bE(\Delta B)] - K(X_s, b) \tag{6}$$

여기서 $E(S) = E(P_s^2 - P_s^1)$ 은 현물상품 1단위당 기대 가격변화이다.

베이스스의 기대변화가 0이면 기대이익과 손실은 $b \rightarrow 1$ 로 수렴함에 따라 줄어든 것이다.

또한 기대되는 베이스스의 변화는 헤지하지 않은 포트폴리오,

즉 $[E(U) = X_s E(S)]$ 의 이득과 손실에 더해지거나 차감될 것이다.

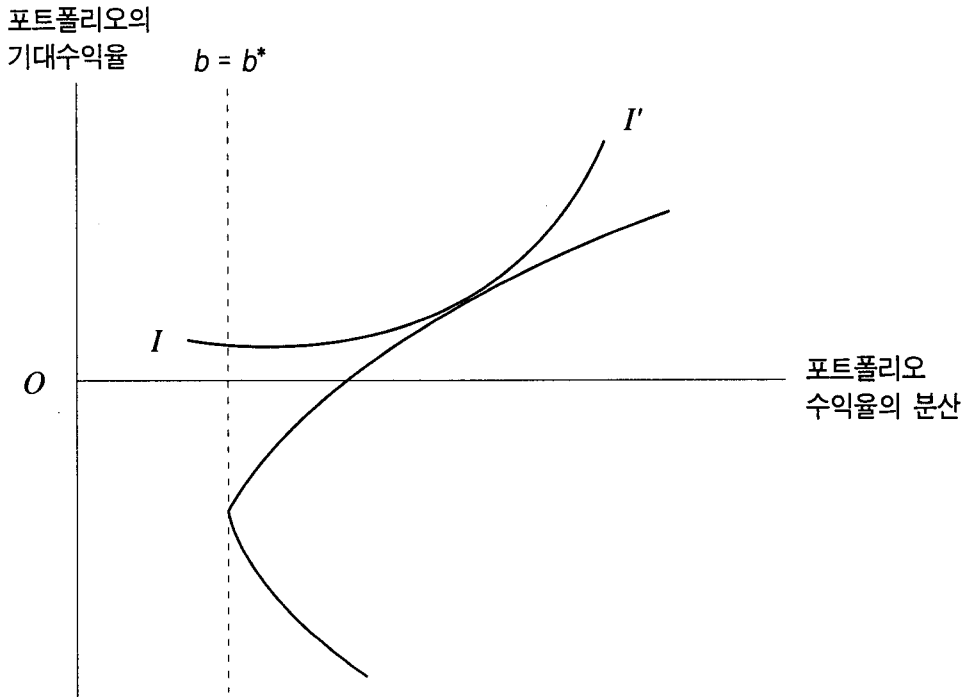
X_s 가 일정할 때 포트폴리오 R의 기대수익률과 분산에 대한 헤지비율 b 의 변화효과를 보면 다음과 같다.

$$\frac{\partial \text{Var}(R)}{\partial b} = X_s^2[2b\sigma_f^2 - 2\sigma_{sf}] \tag{7}$$

따라서 위험을 최소화 하는 b^* 는 다음과 같다.

$$b^* = \frac{\sigma_{sf}}{\sigma_f^2} \tag{8}$$

$$\frac{\partial E(R)}{\partial b} = -X_s[E(\Delta B) + E(S)] - \frac{\partial K(X_s, b)}{\partial b} \tag{9}$$



(그림 1) 기대수익율과 분산의 기회선

$E(\Delta B)$ 와 $E(S)$ 는 양의 값 또는 음의 값을 가지므로 $E(R)$ 과 $Var(R)$ 의 가능한 기회선은 다음 그림과 같다.

b 가 증가함에 따라 헤지는 ⑨식에 의존하는 궤적주위를 시계방향 또는 시계 반대방향으로 움직인다.

한편 선물과 현물포지션의 투자산으로 구성된 포트폴리오의 분산 최소화식은 다음과 같이 구해진다.

$$Min\sigma^2(\Delta P_t) = x_s^2\sigma^2(\Delta S_t) + x_f^2\sigma^2(\Delta f_t) + 2x_sx_fCOV(\Delta S_t, \Delta f_t) \tag{10}$$

$\Delta S_t, f_t, p_t = t$ 기간의 현물, 선물, 포트폴리오의 가격변화

x_f = 포트폴리오에서 선물계약의 비중

x_s = 포트폴리오에서 현물상품의 비중 (1로 가정)

σ^2 = 가격변화의 분산

최소위험 헤지비율 HR^* 는 다음과 같다.

$$x_f^* = HR^* = \frac{COV(\Delta S_t, \Delta f_t)}{\sigma^2 \Delta f_t} \quad (11)$$

즉 HR^* 는 헤지의 목표가 위험 감소를 극대화하는 데 있는 경우 이미 보유하고 있는 현물 포지션을 헤지하기 위하여 필요한 선물계약의 비율을 말한다.

HR^* 는 포트폴리오 모형의 최적 헤지비율이라고도 하는데 이는 현물과 선물가격변동의 공분산을 선물가격변동의 분산으로 나누어 준 것과 같다.

이를 달리 표현하면 HR^* 은 선물가격변동(독립변수)을 현물가격변동(종속변수)으로 회귀분석하였을 경우의 독립변수의 계수라고 정의할 수 있다. 즉 선물가격변동에 대한 현물가격의 변동을 나타내며 이 계수를 β 라고 한다.

현재 보유하고 있는 현물시장의 매입포지션을 헤지하기 위하여는 선물계약을 공매하고 기대하는 헤지를 달성하기 위해서 선물계약을 매입하면 된다. 이러한 전략과 관련된 헤지효율성의 정도는 일반적으로 R^2 로 알려진 결정계수로 측정한다.

HR^* 는 설정된 현물포지션을 기준으로 한다.

본 연구에서는 현물포지션은 이미 결정되어 있고 안정적이라고 가정한다. 이는 이미 보유하고 있는 포트폴리오나 규모는 결정되었으나 나중에 보유하게 될 포트폴리오를 헤지하는 경우가 된다.

β 모형에서의 베타헤지비율은 단순히 포트폴리오의 베타를 말한다. 전통적인 1 대 1 헤지비율은 현물포지션과 정반대이고 규모(금액)가 같은 선물포지션을 요구하는 것으로 언뜻 보기에 이러한 방법은 현물포지션과 선물포지션을 금액 대 금액으로 일치시키는 것으로 해석할 수 있다. 베타는 선물가격변동(독립변수)을 현물가격변동(종속변수)으로 회귀분석했을 때 독립변수의 계수로서 이는 현물가격변동과 선물가격변동 사이의 공분산을 선물가격변동의 분산으로 나누어 준 값과 같다.

$$\beta = cov(R_s, R_M) / \sigma^2(R_M) \quad (12)$$

R_s : 현물가격변동

R_M : 선물가격변동

본 연구에서는 일본엔화와 독일마르크화의 선물계약을 대상으로 헤지듀레이션별 HR^* 와 계약만기까지의 남은 기간별 HR^* 의 안정성을 분석하는데 그 검정할 가설은 다음의 두가지이다.

듀레이션효과 : 헤지기간(hedge duration)이 증가할수록 최소분산 헤지비율은 증가한다.

만기효과 : 각 듀레이션하에서 만기가 가까워 짐에 따라 최소분산헤지비율은 베타헤지비율 1에 가까워 진다.

듀레이션효과를 보기 위해서 헤지듀레이션은 1, 2, 3, 5주별로 분석하고 만기효과는 헤지 듀레이션별로 계약만기까지의 남은 주에 대해서 검증한다.

그리고 HR^* 의 값이 예측가능한 안정적인 추세를 가지는 지를 분석하고 이를 베타헤지비율(순수헤지비율)과 비교한다.

듀레이션효과를 검증한 연구로서는 Ederington(1979), Hill & Schneeweis(1982), Figlewski(1985), Chen, Sears, & Tzang(1987)등이 있는데 이들은 상품선물이나 주가지수선물을 가지고 분석한 결과 HR^* 가 헤지듀레이션과 비례한다는 결론에 이르고 있다.

그러나 Marmer(1986)와 Lasser(1987)의 경우 HR^* 에 의한 헤지가 순수헤징전략에 비해서 우월 하지 않은 결과를 가져왔다.

Lindahl(1992)은 MMI 와 S&P 500 주가지수 선물계약에 대한 1983-1989까지의 데이터로 분석한 결과 최소분산 헤지비율이 헤지듀레이션이 1주로 부터 4주로 증가함에 따라 유의하게 증가하고 나아가서 이러한 현상은 각 듀레이션하에서 만기가 가까워 짐에 따라서도 나타남을 검증하였다.

기존 논문은 헤지비율의 안정성을 검증하기 위해서 상품선물이나 금융선물 또는 주가지수 선물을 주로 사용하였고 통화선물을 사용하더라도 듀레이션 효과만 검증했기 때문에 본 연구에서는 통화선물을 통한 듀레이션 효과와 만기 효과를 검증하였다.

Ⅲ. 실증적 분석

1) 자료와 분석방법

본 연구에서 사용한 표본은 독일 마르크와 일본 엔의 1990.1- 1994.10 까지의 선물가격과 현물가격의 주별 자료이며 매주 목요일의 종가(closing prices)를 이용하였고 해당일에 거래가 없을때는 그 전일의 종가를 사용하였다. 마르크와 엔화를 택하기 전 여러통화(DM, JY, AD, CD)의 현물가격과 선물가격의 주별 가격변동에 대한 시도표(Plotting)를 그려보았다. 1990.1-1994.10.기간 동안의 가격변동 추이와 OLS를 통한 헤지비율을 살펴본 결과 AD와 CD의 경우보다 DM, JY가 헤지비율이 높게 나타나고 현물과 선물가격의 특이값이 존재하지

않았다. 두 통화의 현물과 선물가격의 변화추이는 〈부록〉과 같다.

선물가격은 일본엔화와 독일 마르크화 지수에 대해서 3월-6월-9월-12월에서 가장 가까운 선물계약(근월물)만을 사용하였다. 통상적으로 선물계약의 거래가 만기가 가까운 근월물계약에 집중되어 있기 때문에 각각의 선물계약중에서 시계열 데이터를 구성할 때 근월물만을 사용함으로써 거래부족으로 야기되는 편의(non-trading bias)문제를 회피할 수 있다.

최소분산헤지비용(Minimum variance hedge ratio)의 안정성을 테스트하기 위해서 일본엔화와 독일마르크화의 선물계약에서 1, 2, 3, 5주별 헤지듀레이션에 따라 행해진 헤지와 헤지 듀레이션 별로 계약만기전 0주와 12주사이에 행하여진 헤지를 대상으로 분석하였다. 최소분산헤지비용은 선물가격변동에 대하여 현물가격변동을 회귀분석하여 계산되고 베타헤지비용은 각각의 헤지에 대해서 1과 같다. 헤지듀레이션에 대한 최소분산헤지비용(HR*)의 안정성을 분석하기 위해 최소자승법 단순회귀분석을 1주, 2주, 3주, 5주별로 실행한다. OLS의 단순회귀분석은 다음과 같이 나타낸다.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta f_t + e_t$$

이때 ΔS_t , Δf_t : 1주 듀레이션 헤지(one-week duration hedges)에 대한

$$S_t - S_{t-1} \text{와 } f_t - f_{t-1},$$

$$2\text{주 듀레이션 헤지에 대한 } S_t - S_{t-2} \text{와 } f_t - f_{t-2},$$

$$3\text{주 듀레이션 헤지에 대한 } S_t - S_{t-3} \text{와 } f_t - f_{t-3}$$

$$5\text{주 듀레이션 헤지에 대한 } S_t - S_{t-5} \text{와 } f_t - f_{t-5}$$

$$\beta_0, \beta_1 : HR^* = \beta \text{ 일때 회귀계수}$$

$$e_t : \text{잔차항}$$

계약만기일에 대하여 HR*의 안정성을 분석하기 위해 분리된 최소자승법 단순회귀분석(separate OLS simple regression)은 각하위 기간별로 실행한다.

만기효과(expiration effect)를 분석하기 위한 HR*는 다중회귀분석(multiple regression)을 이용하여 추정한다. OLS 다중회귀분석은 서로 다른 크기의 자료를 활용하기 위해서 더미변수(dummy variables)를 이용한다.

$$\Delta S_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta f_t D_1 + \beta_2 \Delta f_t D_2 + \beta_3 \Delta f_t D_3 + \dots + \beta_{n+1} \Delta f_t D_{n+1} + e_t$$

여기서, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n+1}$: 만기까지 0, 1, 2, ... n주를 가지고 헤지를~할때 HR*의 회

회귀계수

D_1 : 만기와 같으면 1이고 만기와 다른 경우는 나머지는 0이다.

D_2 : 만기로부터 1주의 차이인 경우는 1이고 만기와 다른 경우는 0으로 한다.

D_3, \dots, D_{n+1} : 만기로부터 2, 3, 4주 ... n주의 차이가 나는 경우는 1이고 나머지는 0으로 한다.

더미변수를 이용한 다중회귀분석은 단지 한 개의 절편(상수)이 추정되어지기 때문에 만기까지의 잔여기간별 개별자료마다 하나의 절편이 구해지는 단순회귀분석보다 통계적으로 검정력이 있다.

또한 제약을 둔 최소자승 다중회귀모델(A restricted least squares(RLS) Multiple regression model)을 통하여 자료를 분석한다. RLS모델에서는 만기까지의 남은주가 0주인 회귀계수를 1로 두고 이를 기준으로 하고 dummy 변수의 상관계수는 base case로부터의 차이로 나타낸다.

이러한 제약모델은 현물과 선물가격이 만기가 도래할때 균형을 이루기 때문에 이론적으로 정당화되고, 실제로 만기까지의 잔여주가 0인 헤지는 1과 유의적으로 다르지 않는 HR*을 가지기 때문에 실증적으로도 정당화 된다. RLS회귀분석은 다음과 같이 나타낸다.

$$\Delta s_t = \beta_1(\Delta s_t D_1 + \Delta f_t M_1) + \beta_2 \Delta f_t D_2 + \beta_3 \Delta f_t D_3 + \dots + \beta_{(n+1)} \Delta f_t D_{(n+1)} + e_t$$

여기서, β_1 : 1, base case(만기와 같은 경우)

$\beta_2, \dots, \beta_{n+1}$: base caes와의 차이를 나타내는 회귀계수

M_1 : 만기와 같으면 0, 그렇지 않은 경우 1.

차이를 나타내는 회귀계수에 기초값 1을 더하면 HR*에 대한 RLS추정치를 얻을 수 있다.

2) 실증분석 및 결과

<표 1>에서 <표 7>까지는 일본엔화와 독일 마르크화의 선물가격헤지에 대한 듀레이션효과와 만기효과를 요약하고 있다. <표 1>은 듀레이션효과에 대한 정보를 제공하고 <표 2>에서 <표 5>는 만기효과에 대한 정보를 제공한다. <표 4>와 <표 5>는 선형추세분석(Linear trend analysis)을 실행하기 위한 자료로 사용되어지고, 그 분석결과는 <표 6>과 <표 7>에 요약되고 있다.

〈표 1〉 최소분산헤지비용과 베타헤지비용 : 듀레이션 효과

통화 선물 계약	헤지 듀레이션 (주별)	HR* (최소분산 헤지비용)	표준 오차	R ² (결정계수)	관찰치수	HR*가 베타헤지 비용인 1보다 적은가?
일본엔화	1	0.884434	0.051914	0.8437	244	예(95%)
	2	0.898124	0.043598	0.8935	122	예(95%)
	3	0.956609	0.043054	0.9627	80	예(99%)
	5	0.978742	0.048442	0.9732	44	예(99%)
독일마르크화	1	0.831296	0.043567	0.7948	250	예(95%)
	2	0.91743	0.03221	0.8666	12	예(95%)
	3	0.970858	0.026932	0.8808	83	예(99%)
	5	0.972168	0.020748	0.9000	50	예(99%)

(1) 듀레이션효과(duration effect)

① 〈표 1〉은 만기전 12주내에 있는 일본엔화지수와 독일 마르크화지수를 1, 2, 3, 5주 듀레이션별로 헤지한 결과이다. 〈표 1〉은 최소분산헤지비용(HR*)이 베타헤지비용미만이고 HR*이 헤지듀레이션이 1주에서 5주로 증가함에 따라 대체적으로 증가하는 추세를 보여주고 있다. 〈표 1〉에 의하면 엔화 지수에서 최소분산헤지비용은 1, 2, 3, 5주 헤지 대하여 0.884434, 0.898124, 0.956609, 0.978742로 증가한다. 그리고 독일 마르크화는 0.831296, 0.91743, 0.970858, 0.972168로 증가추세를 보이고 있다. 엔화지수는 신뢰구간 95%에서 1주 최소분산헤지비용보다 유의적으로 4주 최소분산헤지비용이 더 크다는 것을 볼 수 있다. 그리고 마르크화지수는 신뢰구간 90%에서 1주 최소분산헤지비용보다 유의적으로 4주 최소분산헤지비용이 더 크다

Figlewski는 S&P 500주가지수선물계약에 대한 HR*이 7달동안의 자료에 대해서 0.65(daily), 0.85(weekly), 0.81(three weeks)이 되고 16달동안의 자료에 대해서는 0.67(daily), 0.85(weekly), 0.83(four weeks)으로 나타났다. 결국 평균적으로 듀레이션이 긴 헤지는 계약만기와 가까워진다는 사실을 알 수 있다.

(2) R²를 통한 헤징 효율성의 측정

헤징을 통해서 현물가격변화로부터 오는 위험이 베이스의 변화, 즉 현물가격과 선물가격의 차이에서 오는 위험으로 대체된다.

헤징은 일반적으로 위험감소전략이지만 헤지의 효율성은 전혀 헤지되지 않은 현물가격의 분산을 줄이고자 하는 선물가격의 능력으로 판단된다. 가장 잘알려진 헤징효율성의 척도는 선

〈표 2〉 최소분산 헤지비용과 베타 헤지비용 : 만기효과 - 일본 엔화

통화선물계약	헤지할 만기까지의 잔여기간	HR* (최소분산 헤지비용)	표준오차	R ² (결정계수)	관찰치수	HR*가 베타헤지비용인 1보다 적은가?
1주헤지	0	0.973961	0.1754601	0.9624	20	아니오
	1	0.972740	0.1163976	0.9690	19	아니오
	2	0.951784	0.1945731	0.9120	19	아니오
	3	0.929816	0.1554387	0.9213	19	아니오
	4	0.912175	0.1866571	0.9229	19	아니오
	5	0.914160	0.0659722	0.9187	19	아니오
	6	0.906845	0.2084243	0.8983	19	아니오
	7	0.874274	0.2222342	0.8866	19	아니오
	8	0.855039	0.2156138	0.8805	19	예 (90%)
	9	0.880308	0.1778843	0.8401	19	예 (99%)
	10	0.847676	0.1353125	0.8660	19	예 (99%)
	11	0.834654	0.1436796	0.8895	18	예 (95%)
	12	0.837544	0.1592400	0.8549	18	예 (95%)
0-12	0.884434	0.051914	0.8437	244	예 (90%)	
2주헤지	0	0.993719	0.1321315	0.9691	19	아니오
	2	0.952281	0.1010351	0.9472	19	아니오
	4	0.931344	0.1287657	0.9293	19	아니오
	6	0.919164	0.1266700	0.9147	19	아니오
	8	0.906881	0.1568698	0.9161	20	예 (90%)
	10	0.887470	0.0746779	0.8858	19	예 (90%)
	12	0.862397	0.1352409	0.8648	10	예 (90%)
	0-12	0.898124	0.0435980	0.8935	122	예 (90%)
4주헤지	0	0.965336	0.0594365	0.9361	20	아니오
	4	0.976957	0.0695830	0.9033	19	예 (90%)
	8	0.937208	0.0876971	0.8428	19	예 (90%)
	12	0.925476	0.0878564	0.8769	4	예 (90%)
	0-12	0.947988	0.0461818	0.9293	61	예 (90%)

물가격변화를 독립변수로하고 현물가격변화를 종속변수로하는 회귀분석에서의 결정계수, R²이다.

R² 값은 헤지에서 최대위험 감소 잠재치를 나타내는 지표이다. R²는 최소분산시점에서 헤지되지않은 현물가격의 분산감소부분을 나타낸다.

〈표 3〉 최소분산 헤지비율과 베타 헤지비율 : 만기효과

해 지 구 분	헤지할 만기까지의 잔여기간	HR^* (최소분산 헤지비율)	표 준 오 차	R^2 (결정계수)	관찰치수	HR^2 가 베타헤지비율인 1보다 작은가?
1주헤지	0	0.978140	0.1588027	0.9782	20	아니오
	1	1.046996	0.0910098	0.9523	19	아니오
	2	0.973133	0.1426955	0.9333	19	아니오
	3	0.924668	0.1440209	0.9384	19	아니오
	4	1.915118	0.1594111	0.9236	19	아니오
	5	0.916483	0.1084129	0.9023	19	아니오
	6	0.892332	0.1159478	0.9474	19	아니오
	7	0.878969	0.1685819	0.8953	19	아니오
	8	1.862444	0.1803902	0.8708	20	예 (90%)
	9	0.843544	0.1890142	0.8817	20	예 (99%)
	10	0.830723	0.1754435	0.8707	19	예 (99%)
	11	0.804110	0.1795712	0.8412	19	예 (95%)
	12	0.84272400	0.1727412	0.8327	19	예 (90%)
	0-12	0.831296	0.043567	0.7948	250	예 (90%)
2주헤지	0	1.113521	0.1452643	0.9655	19	아니오
	2	0.977964	0.1400712	0.9406	19	아니오
	4	1.124780	0.1874397	0.9352	19	아니오
	6	0.924560	0.1319827	0.9366	19	예 (90%)
	8	0.917300	0.2530062	0.9267	20	예 (90%)
	10	0.909150	0.2143296	0.9115	20	예 (90%)
	12	0.901342	0.4987702	0.9008	9	예 (90%)
	0-12	0.917430	0.0322167	0.8666	125	예 (90%)
4주헤지	0	0.986950	0.0673769	0.9476	19	아니오
	4	0.961558	0.1015517	0.9387	19	예 (90%)
	8	0.929667	0.1183542	0.9240	19	예 (90%)
	12	0.905476	0.0878564	0.9169	4	예 (90%)
	0-12	0.958622	0.0243090	0.9239	62	예 (90%)

$$R^2 = 1 - (\text{Var}(R^*) / \text{Var}(U))$$

여기서 $\text{Var}(R^*)$ = 현물, 선물 포트폴리오에서 최소분산

$\text{Var}(U)$ = 헤지되지 않은 현물가격의 분산

만일 현물가격변화와 선물가격변화사이에 완전상관관계가 존재한다면 R^2 는 1이 된다.

〈표 4〉 다중회귀분석과 만기효과 - 독일 마르크화

헤지 듀레이션		회 귀 계 수							
		O L S		제약을 둔 최소자승법(Restricted OLS)					
		계수 추정치 (HR*)	표준 오차	계수 추정치	표준오차	t 통계치	P>t	HR*	
1주	0	0.973879	0.14163174	1	0.1110501	8.990	0.0001	1	
	1	1.027658	0.16837867	0.024363	0.1850860	0.132	0.8770	1.024363	
	2	0.967521	0.20862500	-0.017638	0.2143620	-0.082	0.2889	0.982362	
	3	0.922024	0.19963071	-0.020022	0.2074654	-0.097	0.0230	0.979978	
	4	1.149977	0.21683484	-0.045383	0.2203427	-0.206	0.4964	0.954617	
	5	0.950653	0.16798106	-0.031795	0.1849043	-0.172	0.0870	0.968205	
	6	0.945310	0.15018397	-0.019386	0.1724901	-0.112	0.4387	1.019386	
	7	0.871981	0.20600562	-0.067267	0.2115540	-0.318	0.2809	0.932733	
	8	1.092324	0.15717351	-0.101920	0.1773945	-0.575	0.5966	0.89808	
	9	0.843355	0.14454523	-0.115319	0.1688701	-0.683	0.0366	0.884681	
	10	0.833936	0.16458723	-0.129841	0.1822590	-0.712	0.0474	0.870159	
	11	0.812971	0.15162570	-0.122430	0.1712240	-0.715	0.4156	0.87757	
	12	0.806532	0.12326579	-0.176590	0.1835637	-0.962	0.6034	0.862341	
		R ²	0.9598		0.9590				
	관찰치	250		250					
2주	0	1.057326	0.13939148	1	0.1056361	9.466	0.0001	1	
	2	0.973979	0.22342168	-0.009382	0.2301514	-0.041	0.2960	0.990618	
	4	1.056655	0.22653032	-0.062003	0.2299161	-0.096	0.6514	0.937997	
	6	0.914135	0.15946753	-0.099179	0.1798953	-0.273	0.3487	0.900821	
	8	0.909758	0.21394448	-0.126871	0.2215165	-0.257	0.1850	0.873129	
	10	0.906453	0.19634299	-0.110351	0.2087280	-0.337	0.0393	0.889649	
	12	1.003697	0.22805541	-0.097276	0.2319051	-0.419	0.8455	0.902724	
		R ²	0.9735		0.9384				
		관찰치	125		125				
4주	0	0.967106	0.11064611	1	0.0641241	15.595	0.0001	1	
	4	0.962366	0.12378245	0.002823	0.0933233	0.03	0.1507	1.002823	
	8	0.954346	0.16206760	-0.005064	0.1084749	-0.047	0.1198	0.994936	
	12	0.901436	0.10975831	-0.027287	0.1246182	-0.219	0.7231	0.972720	
		R ²	0.9854		0.9082				
	관찰치	62		62					

〈표 5〉 다중회귀분석과 만기효과 - 일본 엔화

		회 귀 계 수							
		O L S		제약을 둔 최소자승법(Restricted OLS)					
헤지 듀레이션	만기까지 의 남은 주	계수 추정치 (HR*)	표준 오차	계수 추정치	표준오차	t 통계치	P>t	HR*	
1주	0	0.975925	0.09894791	1	0.0903674	11.101	0.0001	1	
	1	0.926897	0.12588878	-0.019055	0.2427925	-0.078	0.6178	0.980945	
	2	1.06616	0.07010635	0.000454	0.2406705	0.002	0.4918	1.000454	
	3	0.962743	0.00991583	-0.053497	0.2121298	-0.252	0.1029	0.946503	
	4	0.937911	0.07935238	-0.058940	0.2563246	-0.230	0.0218	0.94106	
	5	0.916357	0.09000766	-0.049456	0.2114545	-0.234	0.6939	0.950544	
	6	0.902510	0.11718553	-0.113358	0.2994344	-0.379	0.9232	0.886642	
	7	1.019098	0.09413405	-0.101430	0.2708323	-0.375	0.4031	0.89857	
	8	0.903843	0.09042072	-0.113195	0.2119054	-0.534	0.0421	0.886805	
	9	0.895135	0.09554370	-0.098842	0.2299854	-0.430	0.0266	0.901158	
	10	0.881932	0.07579592	-0.108044	0.2324311	-0.465	0.0965	0.891956	
	11	0.881754	0.10715527	-0.168677	0.2077530	-0.812	0.2687	0.831323	
	12	0.844537	0.12653786	-0.198763	0.2182676	-0.911	0.6114	0.801237	
		R2	0.9088		0.9178				
	관찰치	245		245					
2주	0	0.971010	0.14507347	1	0.1287538	7.767	0.0001	1	
	2	0.958854	0.12926065	-0.036665	0.1762639	-0.208	0.4249	0.963335	
	4	0.948181	0.12127089	-0.117614	0.1710307	-0.278	0.5145	0.882386	
	6	0.938073	0.11846692	0.194782	0.1695670	0.267	0.0990	0.805218	
	8	0.921933	0.11373502	-0.181075	0.1663977	-0.607	0.2363	0.818925	
	10	0.911346	0.08998789	-0.210604	0.2080782	-0.532	0.4413	0.789396	
	12	0.906146	0.17550093	-0.247276	0.2080782	-0.708	0.3534	0.752724	
		R2	0.9381		0.9557				
		관찰치	125		125				
4주	0	0.941810	0.05807593	1	0.0487291	20.546	0.0001	1	
	4	0.938962	0.07335060	-0.039399	0.0770269	-0.511	0.0775	0.960601	
	8	0.922060	0.08192284	-0.049722	0.0819102	-0.607	0.2583	0.950278	
	12	0.914376	0.07694323	-0.065476	0.0876843	-0.747	0.2089	0.93453	
		R2	0.9440		0.9348	0.072727	-1.337	0.2027	
		관찰치	61		61				

〈표 6〉 선형추세분석

통화 선물	헤지 듀 레이션	절편	표준오차 (절편)	계수수렴율 (가울기)	표준오차 (계수)	R ²	관찰치
일본 엔화	1	0.914710	0.08397955	-0.021157	0.01020907	0.2483	15
	2	0.995056	0.04344042	-0.027805	0.00912431	0.5702	9
독일	1	0.954507	0.08993343	-0.013154	0.01093286	0.1002	15
마르크화	2	0.939480	0.07011778	-0.007667	0.01157957	0.0988	6

그러나 R²척도의 단점은 최소자승회귀에서 기대가격변화와 비기대가격변화를 구분하지 못하는 점이다. 이 결점에도 불구하고 R²위험감소 통계치는 헤징효율성을 측정하는 척도로서 가장 많이 사용되고 있다. R²가 높을수록 위험감소는 더크게 이루어지고 헤징효율성은 증가된다.

〈표 1〉에서 R²는 헤지듀레이션이 길어짐에 따라 커진다는 것을 알 수 있었다. 즉 일본엔화와 독일마르크화의 경우 헤지듀레이션이 1, 2, 3, 5주로 증가함에 따라 R²가 각각 0.8437, 0.8935, 0.9627, 0.9732 와 0.7948, 0.8666, 0.8808, 0.9로 증가하고 있음을 볼 수 있다.

Figlewski(1984)와 Graham & Jennings(1987)의 연구결과도 주가지수선물을 이용한 실증분석결과, 헤지듀레이션이 길어짐에 따라 결정계수는 크게 나타난다.

(3) 만기효과(expiration effect)

〈표 2〉와 〈표 3〉은 엔화와 마르크화지수에 대한 최소분산헤지비용과 베타헤지비용과의 관계를 나타내고 있다. 듀레이션을 1, 2, 4주로 구분하고 듀레이션별로 계약만기까지 남아있는 기간에 대해 최소자승법(Separated OLS)을 이용하여 최소분산헤지비용을 분석하였다.

대체로 계약만기에 가까워질수록 HR*는 베타헤지비용, 1과 유의적으로 다르지 않고, 최소분산헤지비용은 계약만기에 가까워질수록 베타 헤지비용 1을 향해서 증가한다는 가설을 지지하고 있다. 주가지수 선물에 대한 Lindahl(1992)의 연구결과, 1주, 2주, 4주 듀레이션에 대해서 계약만기전 5주이상인 헤지는 베타헤지비용보다 적은 HR*가 나타났다. S&P 500에서 1주 듀레이션의 만기전 2주와 8주의 결과는 그 패턴과 같지 않은 결과가 나타났다. 대체적으로 최소분산헤지비용은 헤지가 계약만기에 가까워질수록 베타헤지비용, 1에 접근하고 있다.

〈표 2〉와 〈표 3〉에 의해 결정계수의 가치는 만기에 가까워짐에 따라서 대체로 증가함을 알 수 있다. Chen Sears, Tzang(1987)의 결과도 만기에 가까워진 계약은 결정계수의 값이 증가하고 있다.

〈표 7〉 예측된 최소분산헤지비용

계약헤지듀레이션 (만기까지의 기간)	일본 엔화) (1주	일본 엔화 (2주)	독일 마르크 (1주)	독일 마르크 (2주)
0 ^a	1	1	1	1
1	0.8936		0.9414	
2	0.8724	0.9394	0.9282	0.9088
3	0.8512		0.9150	
4	0.8301	0.88838	0.9019	0.8781
5	0.8089		0.8887	
6	0.7878	0.8282	0.8756	0.8475
7	0.7666		0.8624	
8	0.7455	0.7726	0.8493	0.8169
9	0.7243		0.8361	
10	0.7031	0.71700	0.8230	0.7863
11	0.6820		0.8098	
12	0.6608	0.66139	0.7967	0.7557
수렴율 ^b	-0.021157	-0.027805	-0.01315	-0.00766

a. 선형추세분석의 회귀상수는 유의적으로 1과 다르지 않다.

b. 〈표 6〉에서의 회귀계수와 같다.

(4) 다중회귀분석(Multiple regression Analysis)의 결과

만기효과를 보기 위해서 두가지의 다중회귀분석을 시행한다. 하나는 듀레이션별로 남은 주를 독립변수로 하는 다중회귀분석을 시행하고, 다른 하나는 절편을 0으로 하는 제약하에서 만기가 도래한 주에 대한 계수추정치, 즉 최소분산헤지비용이 1이 되도록하는 다중회귀분석을 시행한다. 그결과는 〈표 4〉와 〈표 5〉에 나타나 있다.

일반적으로 헤지가 만기로부터 멀리 멀어짐에 따라 최소분산헤지비용이 점점 더 작아진다는 것을 알 수 있다. 즉 만기에 가까워지면서 최소분산헤지비용은 1에 가까워진다는 사실을 볼 수 있다.

(5)제약을 둔 최소자승법(Restricted Least Squares Method)

RLS의 계수추정치는 만기가 도래한 기초값의 계수를 1로 둘 때 최소분산헤지비용(HR^*)과

기초값 1의 차이로 나타난다. 따라서 만기까지 남은주가 크면 클수록 RLS의 계수는 더 큰 부의 값을 가진다. <표 4>의 독일마르크화의 2주헤지를 보면 2,4,6,8,10,12주에 대한 RLS의 계수추정치는 -0.009382, -0.022003, -0.049179, -0.056871, -0.070351, -0.097276로 나타나 만기가 멀어 질수록 더 큰 부의 값을 가지고 따라서 계수추정치에 대한 t통계치도 만기가 멀어질수록 -0.041, -0.096, -0.273, -0.257, -0.337, -0.419로 대체적으로 커지고 있다.

(6) 선형추세분석(Linear Trend Analysis)

만기효과를 다른 시각에서 분석하기 위해서 RLS의 결과에서 도출된 최소분산 헤지비율을 종속변수로 하고 계약만기까지의 남은 주를 독립변수로하여 회귀분석 하였다.

<표 4>와 <표 5>에서 나타난 RLS의 차이계수가 0에 접근하여 최소분산 헤지비율추정치가 베타헤지비율에 가까워 질때의 수렴율(rate of convergence)을 결정하기 위해서 차이계수에 기초값 1을 더하여 분석했다.

$$HR^*_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + e_i$$

여기서, X_1 : X_1 은 1주 듀레이션에 대한 만기까지의 남은 주(0, 1, 2, ..., n)

X_2 는 2주 듀레이션에 대한에서 만기까지의 남은 주(0, 2, 4, ..., n)

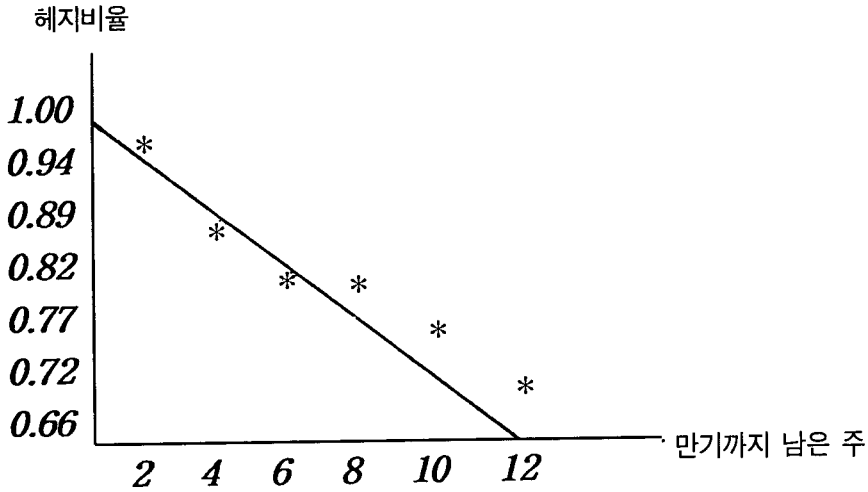
β_0, β_1 : 기간마다 베타헤지비율에 수렴하는 최소분산헤지비율의 수렴율

그 결과 베타헤지비율에 접근하는 수렴율(rates of convergence)을 추정 하였다. 일본엔화의 1주와 2주헤지에 대한 최소분산 헤지비율의 수렴율은 각각 약 2.1%와 2.8%로 나타났고, 독일 마르크화의 1주와 2주헤지에 대한 수렴율은 각각 1.3% 와 0.8%로 나타났다. 이는 계약 만기전 12주에 걸쳐서 평균적으로 매주 일본엔화는 1주와 2주헤지에 대해서 2.1%,와 2.8%씩 최소분산 헤지비율이 증가하고, 독일마르크화는 1.3%와 0.8%씩 증가함으로써 계약 만기에 이르면 베타헤지비율인 1에 접근하게 된다.

그결과는 <표 6>에 나타나 있는데 1주, 2주 듀레이션에 대한 엔화와 마르크화지수의 선형 회귀식을 보여준다. 여기서 최소분산헤지비율은 헤지듀레이션이 증가함에 따라 만기에 가까워 짐을 알수있으며 수렴율은 회귀선의 기울기와 같고 만기가 도래한 시점에서 최소분산헤지비율은 베타헤지비율과 유의적으로 다르지 않았다.

결론적으로 현물포지션을 헤징할때 선물을 이용한 헤징은 동적인 과정이라는 사실을 선형 추세분석을 통해서 알 수 있다.

<표 7>을 보면, 최소분산전략에 의한 헤징은 헤지듀레이션이 길어지고 만기에 가까워 질수



(그림 2) 일본 엔화의 2주헤지 예측선과 RLS 헤지비용

* : 일본엔화의 2주헤지에 대한 RLS 최소분산 헤지비용(HR*) <표 5 참조>
 예측된 최소분산 헤지비용 <표 7 참조>
 (예측된 최소분산 헤지비용은 소수점 2째자리에서 반올림 했슴)

록 헤지가 잘 이루어 진다는 사실을 알 수 있다. 수렴율은 만기와 관련되어 남아있는 기간의 최소분산헤지비용을 예측하는데 사용된다. 일본엔의 2주헤지에 관한 예측된 최소분산 헤지비용<표 7 참조>과 사후적 RLS최소분산 헤지비용<표 5 참조>과의 관계를 그래프로 나타내면 다음과 같다.

네가지 주별환율의 평균 수렴율은 -0.0174인데 이는 최소분산헤지비용이 13주간의 계약기간동안 1주에 약 1.74%변한다는 것을 의미한다.

예를들어 펀드 매니저가 1500만불의 일본엔화의 통화가치를 보전하고자 한다고 가정한다.

펀드 매니저는 이 통화의 가치가 과대평가되어 가격이 하락할 것을 우려하여 헤지듀레이션이 2주인 포트폴리오를 선택하고 노출되어 있는 시장위험을 완전히 제거하기 위한

헤지전략을 세우려고 한다.

현물의 통화가치를 보전하기 위해서 선물계약 100개를 공매한다고 가정하면 만기가 도래하여 헤지가 제거되는 시점에서 베타는 1이 되고 계약 100개를 공매하게 된다. 가장 가까운 선물계약(근월물)의 만기가 10주라고 한다면 계획된 2주 헤지는 만기이전 8주인 시점에서 계약이 만료된다.

〈표 7〉에서 만기까지의 기간이 8주이고 헤지듀레이션이 2주인 일본엔화의 최소분산 헤지비용은 0.7726이다. 따라서 이 펀드 매니저는 $1,5000,000 / 150,000 \times 0.7726 = 77.26$ 개의 계약을 공매한다. 그로부터 2주가 지나면 만기까지의 기간이 6주가 되므로 헤지비용은 0.8282로 증가할 것으로 예측된다. 이때 펀드 매니저는 완전헤지를 유지하기 위해서 약 6개($82.82 - 77.26 = 5.56$)의 계약을 추가로 공매해야 한다. 이와 같이 헤지비용은 만기가 되어 헤지비용이 1(100개의 계약)이 될 때까지 2주 간격으로 계속 증가하게 된다. 따라서 선물을 통한 헤지는 옵션에서의 헤지와 마찬가지로 동태적인 과정으로 파악되어야 한다.

IV. 결 론

현물과 선물시장에서 최소분산 헤지비용을 이용한 헤지전략은 여러 금융상품(금리선물, 주가지수선물, 통화선물, 상품선물)을 통해서 분석되어져 왔다. 처음에는 가격수준이 아닌 가격변화에 대한 헤지비용을 구하는데 초점이 주어졌으며(Dale(1981), Schneeweis(1981)) 그후 각 선물시장에서 헤지기간이 증가하게 되면 최소분산 헤지비용이 어떻게 변하는 가를 보기 위한 많은 연구(Marmer(1986), Chen, Sears, and Tzang(1987))가 행해 졌다. 그리고 이러한 듀레이션 효과와 각 듀레이션하에서 만기가 가까워 짐에 따라 최소분산 헤지비용이 베타 헤지비용에 접근하는 만기효과를 동시에 검증하는 연구가 이루어져 왔다. (Lindahl(1992)). Lindahl은 S&P500과 MMI 주가지수선물을 이용하여 83-89년까지의 주별자료를 가지고 듀레이션 효과와 만기효과를 검증하였다.

본 논문에서는 통화선물(일본 엔화와 독일 마르크화)에 대한 듀레이션 효과와 만기효과를 검증 하였다. 두 통화에 대한 1990-1994년까지의 현물과 선물의 주별자료를 가지고 분석한 결과 엔화와 마르크화의 통화선물계약에 대한 최소분산 헤지비용은 헤지기간(hedge duration)이 1주부터 5주까지 변함에 따라 증가하고 있으며 이러한 듀레이션효과는 계약만기가 가까워 짐에 따라 헤지가 점점 제거되는 현상에 의해서 영향을 받게 된다. 표본을 계약 만기까지 남은 주별로 세분해서 단순 OLS(Simple Regression), 다중 OLS(Multiple Regression), 그리고 계약을 둔 OLS(RLS)(Restricted Regression)방법을 사용하여 회귀 분석한 결과 헤지가 계약 만기일에 가까워 질수록 최소분산헤지비용이 증가하는 것으로 나타났다.

즉, 최소분산 헤지비용은 계약 만기시점에서 베타헤지비용인 1에 접근하는 만기효과가 나타났다.

그리고 만기효과를 다른 시각에서 분석하기 위해서 RLS의 결과에서 도출된 최소분산 헤지

비율을 종속변수로 하고 계약만기까지의 남은 주를 독립변수로하여 회귀분석 하고 베타헤지비용에 접근하는 수렴율(rates of convergence)을 추정 하였다. 일본엔화의 1주와 2주헤지에 대한 최소분산 헤지비용의 수렴율은 각각 약 2.1%와 2.8%로 나타났고, 독일 마르크화의 1주와 2주헤지에 대한 수렴율은 각각 1.3% 와 0.8%로 나타났다. 이는 계약 만기전 12주에 걸쳐서 평균적으로 매주 일본엔화는 1주와 2주헤지에 대해서 2.1%,와 2.8%씩 최소분산 헤지비용이 증가하고, 독일마르크화는 1.3%와 0.8%씩 증가함으로써 계약만기에 이르면 베타 헤지비용인 1에 접근하게 된다.

본 논문의 결과 현실적으로 헤저나 펀드 매니저는 선물계약을 통해서 통화가치의 변동으로 인해 노출되어 있는 시장위험을 시간에 따라 제거하는 헤지전략을 세울 수 있다. 따라서 선물을 통한 헤지는 옵션에서의 헤지와 마찬가지로 동태적인 과정으로 파악되어진다.

Lindahl(1992)이후의 헤징에 관한 연구경향은 헤지비용을 헤징비용과의 관계에서 분석하거나 ((Howard and D' Antonio(1994)) 단위근검증이나 공적분검증과 같은 새로운 시계열 분석방법에 의한 헤징 연구(Lien and Xiang (1993) (1994)), 그리고 이분산성의 존재를 인식하고 다기간 헤징방법(Lien and Xiang (1994))등을 통한 연구가 이루어 지고 있다.

본 연구에서는 표본기간내(In-Sample)에서 과거 일정기간 동안의 최소분산 헤지비용을 구했다. 그러나 앞으로 표본기간외(Out-of-Sample)에서 최소분산 헤지비용을 구하고 그 결과를 표본기간내의 결과와 비교해 봄으로서 헤지비용의 정확성을 분석해 보는것이 의미가 있을 것이다.

참 고 문 헌

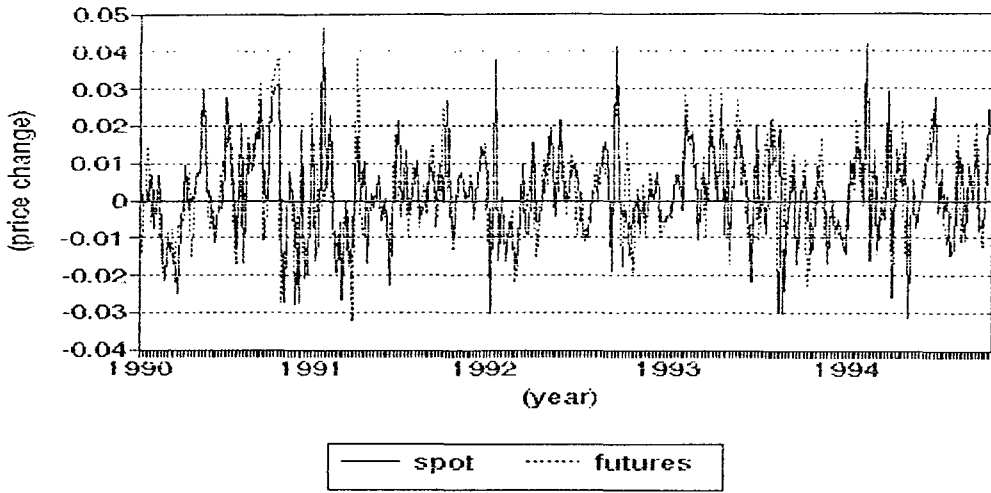
- 권영준 · 국찬표, 우리나라 주가지수선물거래의 대상지수선정에 관한 실증연구, 재무관리연구, 제6호, 1993년 8월.
- 이현상, 주가지수선물의 가격결정모형분석, 재무관리연구, 제7권 제1호, 재무관리학회, 19908, p89-143.
- 임병균, 주가지수선물에 관한 연구, 재무관리연구 제7권 제1호, 1990. 8.
- Cecchetti, S. G., Cumby, R. E., and Figlewski, S., "Estimation of The Optimal Futures Hedge," *Review of Economics and Statistics*, (1988), 623-630.
- Chen, K., Sears, R., and Tzang, D., Oil Prices and Energy Futures, *Journal of Futures Markets*, 7, (1987), 501-518.
- Chin- Wen Hsin, Jerry Kuo, and Cheng - Few Lee, "A New Measure to Compare the Hedging Effectiveness of Foreign Currency Futures Versus Options," *Journal of Futures Markets*, (1994), 685-707.
- Dale. C., "The Hedginging Effectiveness of Currency Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, (1981), 77-88.
- Ederington, L., "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *Journal of Finance* 34, (1979), 157-170.
- Figlewski, S., "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures," *Journal of Finance* 39, (1984), 657-669.
- _____, "Hedging with Stock Index Futures : Theory and Application in a New Market," *Journal of Futures Markets* 5, (1985), 183-199.
- Franckle, C., "The Hedging Performance of the New futures Market : Comment," *Journal of Finance* 35, (1980), 1273-1279.
- George, H. K., Wang, H. K., and JOT YAU, "A Time Series Approach to Testing for Market Linkage : Unit Root and Cointegration Tests," *Journal of Futures Markets*, (1994), 457-474.
- Ghosh, A., "Hedging with Stock Index Futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model," *Journal of Futures Markets*, (1993), 743-752.
- Graham, D. and Jennings, R., "Systematic Risk, Dividend Yield and the Hedging Performance of Stock Index Futures," *Journal of Futures Market* 7,

- (1987), 1-13.
- Grammatikos, T. and Saunders, A., "Stability and Hedging Performance of Foreign Currency Futures," *Journal of Futures Markets*, (1983), 295-305.
- Hill, J. and Schneeweis, T., "The Hedging Effectiveness of Foreign Currency Futures," *Journal of Financial Research*, (1982), 95-104.
- Howard, C. and D' Antonio, L., "Tretury Bill Futures as a Hedging Tool," *Journal of Financial and Quantatitive Analysis* 9, (1986), 25-40.
- _____, "The Cost of Hedging and the Optimal Hedge Ratio," *Journal of Futures Markets*, (1994), 237-258.
- Hsieh, D.A., "Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rate Changes," *Journal of Business*, (1989), 339-368.
- Johnson, L., "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies* 27, (1960), 139-151.
- Junkus, J. and Lee, C., "Use of Three Stock Index Futures in Hedging Decisions," *Journal of Futures Market*, (1985), 201-222.
- Kolb, R. W., "Utility Maximizing Hedge Ratios in the Extended Mean Gini Framework," *Journal of Futures Market*, (1993), 597-609.
- Lien, D. and Xiangdong, L., "Estimating Multiperiod Hedge Ratios in Cointegrated Markets," *Journal of Futures Markets*, (1993), 909-920.
- _____, "Multiperiod Hedging in the Presence of Conditional Heteroskedasticity," *Journal of Futures Markets*, (1994), 927-955.
- Lindahl, M., "Minimum Variance Hedge Ratios for Stock Index Futures: Duration and Expiration Effects," *Journal of Futures Market*, (1992), 33-53.
- _____, "Measuring Hedging Effectiveness with R^2 : A Note," *Journal of Futures Market*, (1989), 469-475.
- Lasser, D., "A Measure of Ex Ante Hedging Effectiveness for Tresury Bill and Tresury Bond Futures Markets," *The Review of Futures Markets* 6, (1987), 278-295.
- Mammer, H., "Portfolio Model Hedging with Danadian Dollar Futures : A Framework for Analysis," *Journal of Futures Markets* 6, (1986), 83-92.

Pirrong, S. C. , Kormendi, R. , and P. Meguire, "Multiple Delivery Points, Pricing Dynamics, and Hedging Effectiveness in Futures Markets for Spatial Commodities," *Journal of Futures Markets*, (1994), 545-573.

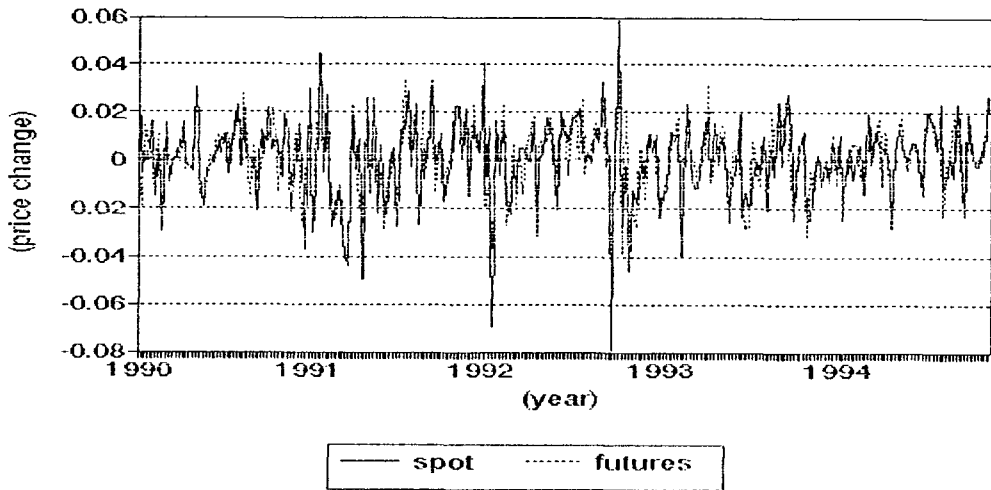
부 록

Spot & Futures Price (Japanese Yen)



A. 일본 엔화의 현물과 선물가격 변화추이

Spot & Futures Price (German Mark)



B. 독일 마르크화의 현물과 선물가격 변화추이

(그림 3) 각 통화별 현물과 선물가격 변화 추이