

원·달러 선물시장을 이용한 헤지효과성

홍정효* · 문규현**

〈요 약〉

본 연구는 원·달러현물포지션보유에 따른 현물변동의 위험을 헤지하기 위하여 원·달러선물시장(Futures Markets)을 이용한 헤지효과성을 분석하고자 하였다. 이를 위하여 동적헤지모형인, 이변량 ECT-ARCH(1)모형과 최소분산모형을 설정한 후, 2001년 1월 2일부터 2002년 12월 31일까지의 일별 단위로 추출된 원·달러현물환율자료와 원·달러선물자료를 사용하여 헤지비용을 추정하고 헤지성과를 분석하였다. 또한 헤지성과의 비교 및 분석 시에서는 단순헤지모형(naive hedging model)을 추가적으로 포함시켰으며, 전통적 헤지모형인 최소분산헤지모형과 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용하여 추정한 헤지비용의 크기는 크게 다르지 않는 것으로 나타났다. 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, 전체분석기간과 분석기간을 세분화한 연도별 헤지비용 모두 최소분산헤지모형의 헤지비용이 시간이 경과함에 따라 헤지비용이 변동하는 것으로 가정하는 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 헤지비용보다 상대적으로 나쁘지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 헤지효과성을 측정된 결과 내표본(within-sample) 및 외표본(out-of-sample)기간동안 단순헤지모형과 최소분산헤지모형(minimum variance hedging model)모두 헤지비용이 시간에 따라 변화하는 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 헤지효과성보다 상대적으로 더 나은 것으로 나타났다. 따라서 투자자들이 원·달러현물환율 및 선물환율의 시계열 특성이나 헤지비용의 시간가변성 등을 고려하지 않고 단순한 최소분산모형을 헤지전략에 사용하여도 무방함을 의미한다.

셋째, 헤지기간에 따른 헤지성과를 분석하기 위해 헤지기간을 1주일물과 2주일물 원·달러선물로 확대하였을 경우, 1일물을 이용한 경우보다 헤지성과가 내표본과 외표본에서 모두 상대적으로 더 나은 것으로 나타났다.

주제어 : 원·달러현물(Spot), 원·달러선물(Futures), 헤지성과, 최소분산헤지모형, 이변량(bivariate) ECT-ARCH(1)모형

논문접수일 : 2003년 6월 17일

논문게재확정일 : 2003년 12월 1일

* 예금보험공사

** 국립안동대학교 경영학과

I. 서론

헤지(hedge)이란 현물시장에서의 거래와 반대되는 거래를 선물시장에서 행함으로써 양 시장간의 손익을 상쇄하여 현물시장의 가격변화에 대처하는 것을 말한다(Fitzgerald (1983)). 통화선물시장의 주요기능은 외화자산 및 부채의 가격변동위험에 대한 헤지기능과 장래 현물환율 변동에 대한 가격발견기능(price discovery)이 있다. 원래 헤지모형은 상품선물시장을 대상으로 발전되었고 여기서 개발된 헤지모형들이 외환시장, 이자율 및 주가지수 선물시장에도 응용되었다. 그러나 이자율의 경우 듀레이션(duration)을 고려해야 한다는 점에서 상품선물과는 다르지만 금융선물의 경우 대부분의 상품선물의 헤지모형이 잘 적용되는 경향이 있다. 특히 금융선물중 외환선물의 경우 그 대상 자산의 성격이 만기나 이자가 없으므로 상품선물의 헤지모형을 적용하기에 보다 적합하다. 오히려 외환선물의 경우 상품선물에서 고려해야 하는 보관비용이나 인도비용 등을 고려하지 않아도 되는 장점이 있다.

이러한 점에 착안하여, 본 연구는 원·달러선물(₩/\$ Futures)시장을 이용하여 원·달러현물(₩/\$ Spot)의 변동에 따른 헤지비용 및 헤지성과를 전통적인 회귀분석모형에 의한 최소분산헤지모형(minimum variance hedge model)과 시간 가변적인(time-varying) 이변량 ARCH(1)모형을 통해 추정하였다. 또한 기간에 따른 헤지효과성을 분석하기 위하여 일별, 1주별, 2주별 원·달러현물자료와 원·달러선물자료를 이용하였다. 구체적으로 헤지효과(hedge effects)는 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)으로 나누어 분석하였다.

IMF이후 환율제도변경(제한적 변동환율제도에서 자유변동환율제도), 금융시장개방 및 3단계에 걸친 자본자유화 조치 등으로 인하여 원·달러환율의 변동성(volatility)이 크게 확대되었다. 최근 들어 이라크사태이후 달러약세에 따른 유로화, 엔화 및 원화의 상대적인 강세 등으로 환위험관리(foreign exchange risk management)는 기업의 재무담당자 및 금융기관의 외환담당자들에게 매우 중요한 관심사로 대두되었다. 또한, 외환위기 이후 한국증시에 대한 외국인투자제한 철폐 등은 외국인투자자들의 국내주식투자에 대한 걸림들의 제거를 의미하며, 이로 인해 국내 증시도 외국인 투자자들로부터 더 이상 자유로울 수 없는 상황이 되었다. 이런 점도 원·달러환율변동성 증대에 매우 큰 영향을 미치게 되는 계기가 되었다.

지금까지 주식, 채권시장에서의 현물자산 가격변동위험에 대하여 선물시장을 통한 헤지는 최소분산헤지모형, ECM(error correction model), ARCH(Autoregressive Conditional

Heteroskedasticity), GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity), EGARCH 등 다양한 모형들을 이용하여 헤지성과에 대한 연구들이 이루어져왔지만 기초자산의 종류 및 시장에 따라 어느 모형이 더 우수한지에 대한 통일된 견해는 없는 것으로 나타났다. 또한, 국내 원·달러현물환율변동 위험을 원·달러선물시장을 통한 헤지효과분석은 거의 이루어지지 않은 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서도 원·달러현물환율변동에 대한 헤지성과를 분석하기 위해 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적 최소분산헤지모형과 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는(time-varying) 이변량(bivariate) ARCH(1)모형을 모두 이용하였다. 이를 토대로, 추정된 헤지비율이 모형과 헤지기간에 따라 차이가 있는지를 분석한 후 각 모형들의 헤지성과(hedge performance)를 추가적으로 분석하였다.

현물시장의 기초자산보유에 따른 가격변동 위험헤지와 관련된 기존연구를 살펴보면, Keynes(1930), Hicks(1953), Working(1953)은 주로 전통적인 헤지이론을 제시하였으며, Johnson(1960), Stein(1961), Ederington(1979), Baillie-Myers(1991), Myers(1991), Howard-D'Antonio(1991), Kroner-Sultan(1993), Ghosh(1993), McNew-Fackler(1994), Gagnon-Lypny(1995), Park-Switzer(1995), Chang-Chang-Fang(1996), Ghosh and Clayton (1996), Crain-Lee(1997) 등은 전통적인 헤지모형을 발전시키면서 이변량 GARCH모형이나 오차수정모형(ECM : error correction model)과 같은 금융시계열 모형을 이용할 경우 헤지성과가 개선된다는 것을 보여주었다.

Cecchetti, Cumby & Figlewski(1988)는 Engle(1982)의 ARCH 모형을 이용하여 미재무성채권의 가격변동성에 대한 최적헤지비율을 분석하였으며, 분석결과 미재무성채권의 헤지비율도 시간이 경과함에 따라 변동하는 것으로 보고하였다. 특히, Kroner-Sultan (1993)은 오차수정항(ECT : error correction term)을 고려한 이변량 GARCH모형을 이용하여 영국 파운드, 캐나다 달러, 독일 마르크, 일본 엔, 스위스 프랑의 5개국 외환선물시장을 이용한 시간변동 최적헤지비율을 구하였다. 이들은 또한 시간변동 최적헤지비율과 기존의 여러 전통적 헤지방법론에 의한 최적헤지비율을 이용해 내표본(within sample)과 외표본(out-of-sample) 헤지성과를 상호 비교하였다. 분석결과 시간변동 최적헤지비율을 이용해 헤지를 하였을 경우가 내표본뿐만 아니라 외표본에서도 나은 결과를 보였다.

국내의 경우, 이상빈(1989)과 장경찬(1990)이 주가지수선물시장이 개설되기 전에 매경지수, 한경지수 등의 주가지수의 헤지가능성을 보았고, 곽수종(1997), 정한규(1999), 이재하, 장광열(2001)은 주가지수선물시장 개설이후 KOSPI 200 선물을 이용한 최적헤지비율과 헤지성과를 분석하였다. 특히 이재하, 장광열(2001)의 연구에서는 이변량 GARCH

(1,1)모형 및 이변량 EGARCH(1,1)모형의 헤지성과와 최소분산모형 및 VEC모형의 헤지성과와의 차이는 통계적으로 유의하지 않음을 보였다. 이외에도 정진호, 임병진, 원종현(2002)과 이재하, 한덕희(2002)는 이변량 GARCH(1,1)모형을 이용한 국제선물시장의 헤지성과를 분석하였으며 단순한 최소분산헤지모형의 헤지성과가 이변량 GARCH모형에 의한 헤지성과에 비해 뒤떨어지지 않음을 보였다. 한편, 옥기울(1998)은 Nikkei 225 주가지수선물을 이용한 최적헤지비율 추정에서 ARCH(1)모형을 이용하였으며 분석 결과 단순헤지모형 및 최소분산헤지모형보다 시간변동 ARCH(1)모형의 헤지성과가 더 우수함을 보여주었다.

이러한 연구들의 결과는 주로 주식시장과 채권시장을 중심으로 이루어져 왔다. 그러나 Jorion(1989)이 언급한 것처럼 시장의 메커니즘이 근본적으로 상이한 외환시장(foreign exchange market) 특히, 원·달러현물 가격변동위험에 대한 원·달러선물시장을 이용한 헤지효과분석에서는 어떠한 모형을 이용한 헤지성과가 상대적으로 나은지의 문시되며, 여기에 대한 실증분석결과는 학계뿐만 아니라 업계에 매우 중요한 의미를 지닐 것으로 사료된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. I 장의 서론에 이어 II 장에서는 본 연구에서 사용될 데이터와 기초통계량 분석을 제시하였고, III 장에서는 연구방법론을 제시하였다. IV 장에서는 실증분석결과를, V 장에서는 본 연구결과 및 요약을 제시하였다.

II. 기초 통계량 분석

1. 分析 資料

현물환이란 거래계약체결과 통화의 수도결제에 동시에 일어나는 거래를 의미하지만 절차상에 있어 가격을 결정한 후 바로 통화의 수도결제가 일어나는 것은 아니고 일정한 기간을 요하는데 그 기간이 경과하면 교환이 이루어지도록 하는 것이 일반적이며, 국제 외환시장에서는 2영업일을 정상적인 결제기간으로 정하고 있다.

원·달러선물은 장내파생상품으로서 선물거래소에 상장되어 있으며, 본 연구에서는 최근월물 원·달러선물자료를 사용하였다. 원·달러선물은 거래액과 결제일이 표준화되어 있고, 조직화된 거래소에서 거래가 이루어지며, 만기에 외국환 실물의 인수도가 이루어지는 경우는 거의 드물다. 대부분의 경우 만기이전에 반대거래로 상쇄되고 차액만 결제되며, 통화선물에 대한 청산기관의 증개와 보증 및 계약이행보증금으로서 일정액의

증거금의 요구로 개별 거래상대방의 신용위험(credit risk)을 염려할 필요가 없는 특징을 가지고 있다.

1999년 4월 23일 부산에 한국선물거래소가 개장됨에 따라 미국달러선물¹⁾이 상장되었으며, 상장 이후 미국달러선물에 대한 거래량은 점진적으로 상승하고 있는 추세를 보여 왔다. 특히 외환위기 이후 환위험헤지에 대한 관심이 상당히 높아져 미국달러선물의 일평균거래량이 상장 첫해인 1999년 1,465계약, 2000년 5,556계약, 2001년 6,817계약으로 급증하다가 2002년에는 5,880계약으로 다소 감소하였다. 이는 2002년 2/4분기중 미 경기 회복 지연 전망으로 지속적인 달러화 약세가 환율을 계속해서 떨어뜨림을 알 수 있다. 그러나 하반기 들어 환율이 1,200원대에서 횡보를 보임에 따라 가격변동성 및 기관투자자의 헤지규모가 축소되어 거래량이 감소된 것으로 보인다. 선물거래를 하는 주요 이유 중의 하나가 헤지의 목적이라고 할 때, 미국달러선물 거래량은 지속적으로 증가할 것으로 예상할 수 있다.

본 논문에서 사용하는 데이터의 표본기간은 2001년 1월 2일부터 2002년 12월 31일까지 원·달러현물환율과 최근월물 원·달러선물의 일별, 1주별, 2주별 시계열자료를 사용하였다. 이들 자료는 모두 datastream으로부터 구하였다. 원·달러현물환율(W/\$ spot exchange rate)과 원·달러선물들의 증가는 서울외환시간이 폐장하는 오후 4시 30분의 자료를 이용하였다. 원·달러현물환율과 원·달러선물의 가격변화량은 다음과 같이 정의된다. 여기서 ST_t 는 원·달러현물환율, FT_t 는 원·달러선물을 나타낸다. 또한 RST_t 는 원·달러현물환율의 가격변화량, RFT_t 는 원·달러선물의 가격변화량을 각각 나타낸다.²⁾

$$RST_t = ST_t - ST_{t-1} \quad (1)$$

$$RFT_t = FT_t - FT_{t-1} \quad (2)$$

2. 基礎統計量分析

본 연구에서는 실증분석에 앞서 각 시계열 자료들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 분석기간 동안 1일물, 1주일물, 및

-
- 1) 선물거래소에 상장된 미국달러선물의 거래단위는 US\$ 50,000이고, 최소가격변동금액은 5,000원이며, 최종 결제일은 해당 결제월(3, 6, 9, 12월)의 세 번째 수요일이다. 거래시간은 오전 9시 30분부터 오후 4시 30분까지이며, 최종 거래일의 거래시간은 오전 9시 30분부터 오전 11시 30분까지이다. 결제방법은 인수도결제방법을 통하여 이루어진다.
 - 2) 1주별 수익률 = t 주 수요일의 종가 - t-1 주 수요일의 종가, 2주별 수익률 = t 주 수요일의 종가 - t-2 주 수요일의 종가로 계산하였다.

2주일물의 원·달러현물환율과 원·달러선물의 가격변화량(price change)은 모두 음(-)으로 나타나 동 기간동안 원화가 강세였음을 추론해 볼 수 있다.

변동성(volatility)의 크기를 나타내는 표준편차의 경우, 원·달러현물환율과 원·달러선물의 가격변화량의 변동성이 1일물에서 1주일물 및 2주일물로 기간이 증가할수록 늘어나는 추세를 보여 주었다. 또한, 이러한 현상은 원·달러 현물환율과 선물가격의 수준변수들의 변동성에서도 동일한 추세를 보였다.

전체분석기간, 1일물, 1주일물 및 2주일물의 원·달러현물환율 및 선물 가격변화량들의 왜도(skewness)는 모두 양(+)으로 꼬리부분이 오른쪽으로 길어진(skewed to the right) 형태를 보이고 있다. 한편, 수준변수의 경우 전체분석기간동안 원·달러현물환율 및 선물 수준변수들의 왜도는 모두 음(-)으로 꼬리부분이 왼쪽으로 길어진(skewed to the left) 형태를 보이고 있는 것으로 나타났다. 원·달러현물 및 선물 가격변화량 첨도의 값도 모두 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포보다 더 뾰족한 형태를 보여주고 있다.

또한, 표본에 대한 정규성(normality) 검정을 위해서는 Bera-Jacque 검정통계량을 사용하였으며, 원·달러현물환율 및 선물들의 수준변수 및 가격변화량들의 Bera-Jacque 검정통계량 값은 1%와 5%수준에서 모두 통계적으로 유의하게 기각되어 각 시계열들의 분포가 정규분포가 아님을 알 수 있다.

이러한 기초통계 분석결과 각 현물환율 및 선물가격을 이용한 추정회귀식의 잔차항이 이분산성(heteroskedasticity)을 가질 가능성이 높다는 것을 제시해 주고 있다. 따라서 이러한 분석대상 자료의 비정규성, 예상되는 추정 잔차의 이분산성 등은 시간가변적인 ARCH모형류를 이용한 분석의 타당성을 높여주고 있다.

<표 1> 원·달러현물환율(Spot rate)과 원·달러선물(Futures)에 대한 기초통계

Panel a : 원·달러 현물환율(₩/US\$ Spot Exchange Rate)

구 분	1일물		1주일물		2주일물	
	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량
평 균	+1270.98	-0.13775	+1271.40	-0.57083	+1272.23	-0.09375
중간값	+1284.00	-0.10000	+1283.65	-0.00000	+1284.05	-0.15000
최대값	+1365.20	+21.5000	+1365.20	+60.7000	+1365.20	+59.9000
최소값	+1165.60	-23.1000	+1175.10	-40.2000	+1175.10	-51.0000
표준편차	+44.5246	+5.71742	+44.7523	+13.6324	+45.1028	+22.2462
왜 도	-0.53577	+0.18590	-0.46552	+0.54452	-0.43118	+0.32294
첨 도	+2.08507	+4.36551	+2.007582	+6.58811	+2.14852	+3.35321
J-B	+40.5330***	+40.8916***	+6.88378**	+56.2121***	+2.93738**	+11.0838**

Panel b : 원·달러 선물(₩/US\$ Futures)

구분	1일물		1주일물		2주일물	
	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량	수준변수	가격변화량
평균	+1273.27	-0.14653	+1273.63	-0.54791	+1274.58	-0.03958
중간값	+1286.50	-0.20000	+1285.50	-0.15000	+1286.70	+0.75000
최대값	+1367.00	+23.5000	+1367.00	+61.2000	+1367.00	+60.0000
최소값	+1167.70	-21.0000	+1176.50	-41.0000	+1176.50	-52.0000
표준편차	+44.4624	+5.77814	+44.7290	+13.7712	+45.1459	+22.5566
왜도	-0.52252	+0.20720	-0.46114	+0.49851	-0.42921	+0.31833
첨도	+2.07425	+4.12804	+2.07704	+6.60998	+2.14919	+3.35372
J-B	+39.7945***	+29.4858***	+6.80989**	+56.1040***	+2.92155**	+11.0609**

주) ① ***, **는 각각 1%, 5%유의수준.

② B-J(Bera-Jarque)는 분석 자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 다음과 같으며, 귀무가설 정규성 하에서 χ^2 분포를 따름.

$$B - J = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$$

시계열분석에서 분석자료의 안정성을 검증하는 것은 매우 중요하다. 본 연구에서는 각 시계열의 단위근 검정(unit root test)을 위해 일반적으로 이용되는 ADF 검정(Dickey and Fullers, 1979)과 PP검정(Phillips and Perron, 1988)을 실시하였다.³⁾

개별 환율자료들이 단위근을 갖고 있더라도 이들 수준변수들간의 선형결합함수는 안정적일 수 있기 때문에 허구적 회귀현상(spurious regression)이 발생하지 않을 수도 있다.⁴⁾ 즉 원·달러현물 및 선물환율의 수준변수들간에 공적분관계가 존재하고 있는데도 불구하고 차분된 자료를 분석에 사용할 경우 정보유실문제가 발생할 수 있다.

본 연구에서는 각 시계열 수준변수들간의 장기적인 균형관계가 존재하는지 살펴보기 위하여 요한센공적분검증을 실시하였으며 그 결과 1%, 5% 유의수준에서 원·달러현물 환율과 원·달러선물들의 수준변수들간에 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 원·달러현물환율과 원·달러선물 수준변수들 사이에 공적분관계가 존재하는 경우 오차수정항(ECT : error correction term)을 분석모형에 포함하여 추정할 것을 권고하고 있

3) 분석결과 원·달러 현물 및 선물가격은 불안정적인 것으로 나타났으며 수익률들은 모두 안정적(stationary) 시계열인 것으로 나타났다.

4) 예를 들어, 원·달러현물환율 y_t 와 원·달러선물 x_t 가 각각 불안정(non-stationary)한 I(1) 변수라고 하더라도 이 두 시계열의 선형결합인 $y_t - \beta x_t$ 도 일반적으로는 불안정한 I(1)변수로 기대될 수 있으나 만약 두 시계열간의 선형결합이 안정적인 I(0)로 나타난다면 이는 원·달러현물환율과 원·달러선물은 서로 공적분(cointegration)관계에 있다고 볼 수 있다.

다. 따라서, 본 연구에서도 각 환율들의 수준변수들 사이에 공적분이 존재하는 것으로 나타나 시간가변적인 ARCH(1)모형⁵⁾ 추정 시 오차수정항을 포함⁶⁾시킨 후 최적헤지비율(optimal hedging ratio) 및 헤지성과(hedging performance)를 분석하였다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 최소분산헤지모형

본 연구에서는 Ederington(1979)이 제시한 최소분산헤지모형(minimum variance hedge model)을 이용하여 원·달러현물환율의 가격변화량과 원·달러선물의 가격변화량을 회귀분석하여 최적헤지비율을 구하였다. 최적헤지비율은 원·달러선물과 원·달러현물환율의 결합포지션의 가격변동위험을 최소화한다. 먼저 헤저(hedger)는 원·달러현물환율과 원·달러선물의 가격변화량간에 적절한 회귀식을 아래와 같이 구성하고 추정된 회귀계수(β)를 최적헤지비율로 사용할 수 있다.

$$RST_t - RST_{t-1} = \alpha + \beta(RFT_t - RFT_{t-1}) + \epsilon_t \quad (3)$$

위 식에서 $RST_t - RST_{t-1}$ 은 t-1시점에서 t시점까지의 원·달러현물환율(₩/\$ spot exchange rates) 가격변화량이고, $RFT_t - RFT_{t-1}$ 은 t-1시점에서 t시점까지의 원·달러선물(₩/\$ futures)의 가격변화량이다. β 는 최소자승추정법(OLS : Ordinary Least Squares)으로 추정된 최소위험 헤지비율의 추정치이다.

그러나 위와 같은 최소분산헤지모형을 이용한 헤지비율추정에는 두 가지 문제가 발생할 수 있다. 첫째, 원·달러현물환율과 원·달러선물의 수준변수(level variable)들 사이에 공적분관계가 존재한다면 분석에 사용되는 데이터를 과도하게 차분(over-differencing)하게 되어 원·달러현물과 원·달러선물들간의 장기적인 균형관계를 불분명하게 하는 결과를 초래할 수 있다.⁷⁾ 둘째, 최소분산헤지모형에 적용되는 원·달러현물과 원·달러

5) 본 연구에서 이변량 GARCH(1,1)모형을 추정하였으나 통계적으로 유의하지 못한 결과를 보여 이변량 ARCH(1)모형이 본 연구에서는 더 적합한 것으로 판단된다. 욱기울(1998)의 "Nikkei 225 선물과 최적헤지"에서도 이변량 GARCH(1,1)모형보다는 이변량 ARCH(1)모형이 더 적합함을 보고하였다.

6) Engle과 Granger(1987)는 두 변수간에 공적분 관계가 존재하는 경우 시계열 분석모형에 오차수정항(error correction term)을 포함시킬 것을 주장하였다.

7) 이러한 문제점을 해소하기 위해서 오차수정항(ECT : error correction term)이 포함하는 모형들이 사용되나 본 연구에서는 원·달러현물과 원·달러 선물 수준변수들간의 공적분점결과 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타나 최적헤지비율(optimal hedging ratio) 및 헤지성과(hedging performance)분

선물시장에서의 위험은 헤지기간동안 일정한(constant)한 것으로 가정하지만, 이는 원·달러현물의 가격발견기능을 하는 것으로 추론되는 원·달러선물의 일별변동성, 헤지시점, 헤지기간 등을 고려하면 헤지비율을 일정한 것으로 가정하는 최소분산헤지모형은 현실과 차이가 발생할 수 있다. 이러한 문제를 해소하기 위하여 헤지기간 동안 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변화하는 것으로 가정하는 ARCH모형을 사용하였다.

2. 이변량 ECT-ARCH(1)모형

본 연구에서는 원·달러현물환율의 수준변수(level variable)와 원·달러 선물의 수준변수들간에 나타나는 공적분(co-integration)관계를 고려하여 Engle(1982)에 의해 제시된 ARCH(autoregressive conditional)모형 추정시 오차수정항(ECT : error correction term)을 분석모형에 포함시켜 추정하였다.⁸⁾ Bollerslev, Engle & Wooldridge(1988)에 의해 제시된 다변량 GARCH(Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형을 근거로 한 ECT-ARCH(1)모형은 다음과 같은 식으로 나타낼 수 있다.

$$RST_t = \alpha_0s + \alpha_{1s}(RST_{t-1} - \gamma RFT_{t-1} - C) + e_{st} \quad (4)$$

$$RFT_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(RST_{t-1} - \gamma RFT_{t-1} - C) + e_{ft} \quad (5)$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} | \Psi \sim N(0, H_t), \quad (6)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

$$\text{Vech}(H_t) =$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{s,t-1}^2 \\ \epsilon_{s,t-1}\epsilon_{f,t-1} \\ \epsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (8)$$

위 식 (4)~식 (8)에서 RST_t, RFT_t 는 t시점의 원·달러현물환율과 선물(Futures)의

석에서 오차수정항을 포함시켜 추정하였다.

8) 위에서 설명한 것처럼 외환시장은 국내의 금융시장에서 발생하는 새로운 정보에 따라 자산가격들도 실시간으로 변화하고 있으므로 원·달러환율 및 선물도 시간이 경과함에 따라 확률적으로 변할 수 있다는 시간가변성(time variance)을 분석모형에 포함시킬 필요성이 제기 되었다. 또한 기초통계량분석에서 분석 자료들의 초과 척도, 비정규성 및 예상되는 추정잔차의 이분산성은 ARCH모형류를 이용한 헤지성과 분석의 타당성을 암시해주고 있다.

가격변화량(price change)들을 의미한다. H_t 는 원·달러현물환율 및 원·달러선물 가격변화량의 조건부 공분산행렬(conditional covariance matrix)로 t-1기의 잔차제곱의 함수로 시간이 경과함에 따라 변동하게되며, Ψ_{t-1} 는 t-1시점에서의 정보집합(information set)을 나타낸다. $h_{ss,t}$, $h_{ff,t}$ 는 원·달러현물환율 가격변화량과 원·달러선물 가격변화량의 분산(variance), $h_{sf,t}$ 는 원·달러현물환율 가격변화량과 원·달러선물 가격변화량 간의 시간변동 공분산(covariance)을 각각 의미한다. $Vec(\cdot)$ 는 $N \times N$ 행렬의 하방삼각형(lower triangular)을 $\{N(N+1)/2\} \times 1$ 벡터로 차례로 쌓아 표시하는(stacking) vector-half operator(예를 들어 이변량(bivariate)인 경우, 즉 $N=2$ 인 경우 2×2 행렬을 3×1 벡터로 나타낼 수 있다)를 의미한다. 이변량 ECT-ARCH(1)모형 분석을 그냥 할 경우 식 (8)의 분산방정식(variance equation)에서 추정해야할 계수값들은 모두 12개로써 너무 많으며, 또한 그 경제적 의미에서도 본 연구에서 추정하고자 하는 최적헤지비율(optimal hedge ratio)을 구하는데 있어 불필요한 부분이 존재한다. 따라서 Bollerslev, Engle & Wooldridge (1988)이 제시한 필요한 모수(parameter)만 추정한다(parsimonious representation)는 측면에서 b를 대각행렬(diagonal matrix)이라 가정한다. 이는 조건부분산식에서 추정해야 할 모수의 수를 6개로 줄일 수 있게 된다. 대각행렬의 제약 하에서 b_{12} , b_{13} , b_{21} , b_{23} , b_{31} , b_{32} 는 0이 된다. 이 경우 교차항 $e_{i,t}$, $e_{j,t}$ 의 계수가 음의 값을 가질 경우 그 의미를 가지지 못한다.⁹⁾ 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$Vech(H_t)$$

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{s,t-1}^2 \\ \varepsilon_{s,t-1}, \varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (9)$$

헤지비율 및 헤지성과 분석을 위하여 추정해야할 계수는 식 (4)와 식 (5)의 평균방정식에서 4개와 식 (9)의 분산방정식에서의 6개인 모두 10개이다. 모든 모수(parameter)의 추정치는 대수우도값(log-likelihood)¹⁰⁾을 최대화함으로써 구해질 수 있다. 본 연구에서는 우도함수를 최대화하기 위해서 ARCH 및 GARCH 형태의 모형을 추정하는데 일반적

9) 김명직, 장국현, 금융시계열분석, 경문사, 1998, 164.

10) T개의 시계열 자료를 가진 조건부대수우도함수(conditional log likelihood function)는 아래와 같이 나타낼 수 있다.

$$L(\psi) = -T \log 2\pi - 0.5 \sum_{t=1}^T \log |H_t(\psi)| - 0.5 \sum_{t=1}^T e_t(\psi)' H_t^{-1}(\psi) e_t(\psi), \text{ 여기서 } \psi \text{ 는 추정모수의 집합을 나타낸다.}$$

으로 이용되는 Berndt, Hall, Hall & Hausman(1974)에 의해 제시된 BHHH 알고리즘에 기초를 둔 비선형 최적화기법(nonlinear optimization technique)을 사용하였다.

분석기간동안 헤지비율(hedge ratio)은 식 (9)의 분산방정식 추정결과에서 나오는 분산-공분산행렬을 이용하게 된다. 따라서 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원·달러 현물환율과 원·달러선물간의 조건부공분산을 원·달러선물의 조건부분산으로 나눈 비율($h_{sf,t}/h_{ff,t}$)을 헤지비율로 사용한다. 분석기간동안 시간에 따라 변화하는 헤지비율은 식 (9)의 조건부분산식을 추정하여 도출되는 분산-공분산행렬을 사용하였다.¹¹⁾

이변량(bivariate) ECT-ARCH(1)모형에 의한 헤지성과(hedge performance)는 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)을 모두 사용하였으며 헤지비율에 의해 헤지된 헤지포트폴리오(HP : hedged portfolio) 가격변화량의 분산을 헤지되지 않은 포트폴리오(UP : unhedged portfolio) 가격변화량의 분산으로 나눈 비율을 1에서 차감한 분산의 감소비율로 측정하였다. 또한 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$\text{헤지성과(hedge performance : } R^2) = 1 - \frac{\text{Var}(HP)}{\text{Var}(UP)} \tag{10}$$

위 식 (10)에서 $\text{Var}(HP)$ 는 헤지포트폴리오의 분산, $\text{Var}(UP)$ 는 헤지되지 않은 포트폴리오의 분산을 의미한다.¹²⁾

IV. 실증결과분석

1. 전통적 최소분산 회귀분석모형에 의한 헤지비율 추정

본 연구에서는 식 (3)의 전통적인 최소분산헤지모형을 통하여 원·달러현물환율 변동에 따른 원·달러 선물의 최적헤지비율(optimal hedge ratio)을 추정하였으며, 분석결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 전체분석기간동안 1일물, 1주일물, 2주일물의 자료를 이용하는 경우 최소분산헤지모형의 원·달러선물의 헤지비율(β)은 각각 +0.97636, +0.98689, +0.99236으로 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 헤지기간을 확대하는 경우의 헤지비율 계수값이 상대적으로 높은 것으로 나타났다.¹³⁾ 따라서 최적헤지비

11) 헤지비율은 현물의 위험을 방어하기 위해 취하게 되는 선물의 반대포지션의 양을 의미한다.
 12) 헤지성과의 비율은 선물을 이용하여 헤지를 할 경우 감소하게되는 현물의 분산(위험)의 정도를 의미한다. 따라서 이를 흔히 헤지 효율성이라고도 표현한다.
 13) 원·달러현물환율에 대한 원·달러선물환율들의 헤지비율은 Figlewski(1984)가 미국 증시의 주요지수

율이 높다는 것은 원·달러현물환율의 움직임과 원·달러선물의 가격변화량간의 상관 계수가 그 만큼 높다는 것을 의미한다.

<표 2> 전통적 최소분산모형을 이용한 헤지비율 추정

구 분	1일물	1주일물	2주일물
$\hat{\alpha}$	+0.00531 (+0.04198)	-0.03009 (-0.2752)	-0.08802 (-0.67879)
$\hat{\beta}$	+0.97636*** (+134.28)	+0.98689*** (+123.72)	+0.99236*** (112.87)
R^2 (헤지효율성)	+0.9736	+0.9939	+0.9963
F	+18032.26***	+15307.49***	+12741.46***

주) ***는 1% 유의수준, ()은 t 값임.

2. 이변량 ECT-ARCH(1)모형에 의한 헤지비율 추정

현실적으로 원·달러현물 포지션을 보유한 투자자는 원·달러선물을 이용하여 환위험을 헤지하려고 한다. 또한 투자자는 경제환경변화에 따라 원·달러현물환율이 변하고 이에 따라 최적헤지비율도 시간이 경과함에 따라 변동하는 것으로 보고 원·달러선물을 통하여 시간 가변적 최적헤지 포트폴리오를 구성한다.

이변량 ECT-ARCH(1)모형의 최적헤지비율은 시간변동 원·달러현물 및 선물환율간의 공분산(covariance)을 원·달러 선물환율의 분산으로 나눈 비율인 $HR^* = h_{sf,t} / h_{ff,t}$ 로 계산된다. 헤지비율은 헤지기간동안 시간에 따라서 변동하게 된다. 원·달러선물 자료를 식 (4)와 식 (5)의 이변량(bivariate) ECT-ARCH(1) 모형을 통해 추정된 분석결과가 <표 3>에 제시되어 있다.

이변량 ECT-ARCH(1) 분산방정식에서 잔차의 시차변수에 대한 제곱의 계수인 c_{11} , c_{22} , c_{33} 와 조건부분산의 시차변수(h_{t-1})의 계수인 b_{11} , b_{22} , b_{33} 는 모두 1% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 H_t 가 시차를 갖는 잔차의 제곱에 의해서 설명된다는 것을 제시해 주고 있다. 전체분석기간동안 1일물, 1주일물, 2주일물의 자료를 이

들인 S&P500, NYSE, Dow Jones 산업평균지수, AMEX지수를 S&P500지수선물을 이용한 최소분산헤지비율(0.85, 0.82, 0.86 및 0.78)보다 상대적으로 높은 수치임. 따라서 이러한 분석결과로부터 국내외환시장에 대하여 원·달러시장을 이용한 헤지성과가 미국증시에서 주가지수선물을 이용한 헤지성과보다 상대적으로 높을 것임을 추론해 볼 수 있다.

용하는 경우 ECT-ARCH(1)모형의 평균헤지비율은 각각 +0.97615, +0.98994, +0.98067로 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 최소분산모형의 결과에서처럼 헤지기간이 길수록 헤지비율의 계수값이 큰 것으로 나타났다.

<표 3> ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지비율 추정결과

구분	1일물	1주일물	2주일물
a_{0s}	-1.70192** (+0.85845)	-1.12422 (+3.89432)	+0.21637 (4.67588)
a_{0f}	-2.99985*** (+0.87939)	-199590 (+3.82265)	-0.18904 (+4.71247)
a_{1s}	+0.44145* (+0.23172)	+0.24895 (+1.44934)	-1.63158 (+3.11327)
a_{2s}	+0.79816*** (+0.23740)	+0.61231 (+1.43152)	-0.98486 (+3.17242)
b_{11}	+26.20846*** (+1.74960)	+164.0364*** (+15.6577)	+391.6309*** (47.82727)
b_{22}	+26.40536*** (+1.79913)	+162.6147*** (+15.3026)	+398.42975*** (48.72728)
b_{33}	+27.10554*** (+1.87635)	+165.9745*** (+15.2092)	+406.01468*** (+50.4110)
c_{11}	+0.16816*** (+0.04223)	+0.03890*** (+0.04313)	+0.34355*** (+0.09378)
c_{22}	+0.16182*** (+0.04191)	+0.03956*** (+0.04362)	+0.34373*** (+0.09273)
c_{33}	+0.15867*** (+0.04200)	+0.04151*** (+0.04638)	+0.34400*** (+0.09245)
Log-L	-1223.12	-338.44	-182.17
\overline{HR}	+0.97615***	+0.98994***	+0.98067***

주) 1. \overline{HR} 은 원·달러선물(Futures) 헤지비율(hedge ratio)의 평균값이며, ()안의 값은 표준편차임.
 2. ***은 1% 유의수준.

3. 헤지비율 추정결과 비교

원·달러 현물환율변동위험을 헤지하기 위하여 원·달러선물을 이용한 헤지비율 추정결과가 아래 <표 4>에 제시되고 있다. 각 모형에 의한 헤지비율을 비교해 보면, 전체 분석기간동안 1일물의 경우 최소분산헤지모형을 이용한 원·달러선물의 헤지비율

(+0.97615)과 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원·달러선물의 헤지비율(+0.97636)간에는 별차이가 없는 것으로 나타났다. 또한 헤지기간을 1주일물과 2주일물로 확장시키는 경우에도 두 모형간의 큰 차이는 없었다. 오히려 2주일물에서는 헤지비율이 일정한(constant)것으로 가정하는 전통적 최소분산헤지모형을 이용한 헤지비율이 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 것으로 가정하는 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원·달러선물의 헤지비율보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 따라서 이러한 분석결과로부터 두 모형중 어느 헤지모형을 이용하여 원·달러현물환율 가격변동위험을 헤지하여도 헤지성과에는 큰 차이가 없을 것임을 간접적으로 추론해 볼 수 있다. 그러나 두 헤지모형의 공통점은 헤지기간이 긴 1주일물과 2주일물의 헤지비율이 상대적으로 높다는 것을 보여 주고 있다.

<표 4> 모형별 평균헤지비율 비교

구 분	1일물	1주일물	2주일물
이변량 ECT-ARCH(1)모형	+0.97615***	+0.98994***	+0.98067***
최소분산헤지모형	+0.97636***	+0.98689***	+0.99236***

주) ***은 1% 유의수준.

4. 헤지효과성 분석 결과

본 연구에서는 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)에 의한 두 가지 방식을 사용하여 원·달러 현물환율변동에 대한 원·달러선물의 헤지성과를 분석하였다. 내표본 방식에 의한 헤지성과 분석은 분석기간 내에서 모형의 추정과 헤지성과의 측정이 동시에 이루어진다. 즉, 헤지모형을 설정할 때 미래의 원·달러 현물환율 및 원·달러선물에 대한 완전예측(perfect forecasting)을 가정하고 있다. 그러나 이러한 내표본 추정에 대한 가정은 현실과 상당한 괴리가 발생할 수 있으므로 과거 관측치로부터 헤지모형을 설정한 후 그 모형을 미래예측에 적용하는 외표본 헤지에 대한 분석이 필요하다.

따라서 외표본에 의한 원·달러선물의 헤지성과를 분석하기 위하여 분석기간을 나누어 앞의 분석기간 동안 최소분산모형(OLS), 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 통하여 헤지비율을 추정하고, 여기서 얻어진 모수(parameter)를 사용해서 나머지 기간에 대한 헤지성과를 측정하였다. 원·달러선물을 이용한 원·달러현물환율의 가격변동 위험을 헤지하기 위한 헤지성과(hedge performance)분석은 1-(헤지포지션분산/무헤지포지션분산), 즉 헤지결과 분산의 감소비율로 측정하였다.

4.1 내표본의 헤지성과

본 장에서는 먼저 전체분석기간의 자료를 1일물, 1주일물, 2주일물로 나누어 헤지모형별 및 헤지기간별 헤지성과를 비교분석하기 위하여 내표본(within-sample)에서의 헤지성과를 측정하였다. 전체분석기간 동안 각 헤지방법을 이용하여 원·달러선물을 매도하는 시점은 2001년 1월 2일부터이고 헤지의 만기시점은 2001년 12월말까지이다.¹⁴⁾ 또한 단순헤지모형을 이용한 원·달러선물의 헤지성과에 대해서도 추가적으로 분석하였다.

최소분산헤지모형에서는 앞서 구한 원·달러선물을 이용한 최적헤지비율인 +0.97636, +0.98689 및 +0.99236을 원·달러선물 매도포지션(short position) 비율로 헤지만기 시점까지 일정한 것으로 하였다. 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 것으로 가정하는 시간변동ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지모형에서는 원·달러선물 매도포지션 비율이 헤지 만기시점까지 매일 변동하게 된다.

내표본(within-sample)에서의 최소분산헤지모형, 단순헤지모형 및 이변량 ECT-ARCH (1)헤지모형에 대한 헤지성과결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 분석결과에 의하면, 우선 1일물의 경우 최소분산헤지모형의 헤지성과가 +0.97806으로 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원·달러선물의 헤지성과 +0.97765와 단순헤지모형을 이용한 원·달러선물의 헤지성과 +0.97761보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

그러나 헤지기간에 따라서는 각 모형별의 헤지성과는 단순헤지모형에 의한 경우 1일물은 +0.97761, 1주일물은 +0.99695, 2주일물은 +0.99405로 1주일물의 헤지성과가 다소 높았으며, 최소분산헤지모형에 의한 경우에는 1일물은 +0.97806, 1주일물은 +0.99697, 2주일물은 +0.99746으로 2주일물의 헤지성과가 가장 높았다. 또한 이변량 ECT-ARCH (1)모형의 경우에는 1일물이 +0.97765, 1주일물이 +0.99696, 2주일물이 +0.99685로 1주일물의 헤지성과가 다소 우수한 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 헤지기간이 1일물에서 1주일물 및 2주일물로 기간이 늘어날수록 헤지성과는 우수함을 보여주고 있다.

결론적으로 내표본 기간동안의 분석결과에 의하면, 원·달러 환율변동에 따른 위험을 커버하기 위하여 최근시점에 발생한 정보를 최대한 반영하면서 헤지를 행하는 시간변동 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 헤지방법이 시간변동에 관계없이 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 최소분산헤지모형보다 상대적으로 좋은 환위험(foreign exchange rate risk)관리방법임을 보여주지는 못했다. 즉, 단순헤지모형, 최소분산모형 및 이변량 ECT-

14) 2주일물의 경우 전체분석기간 동안 각 헤지방법을 이용하여 원·달러선물을 매도하는 시점은 2001년 1월 2일부터이고 헤지의 만기시점은 2002년 6월말까지로 설정하였다.

ARCH(1)모형의 헤지성과에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

또한, 이러한 분석결과는 영국 등 5개국 외환시장에서의 통화선물을 이용한 Kroner & Sultan(1993)의 분석결과와 다소 상이한 결과를 보여주고 있다. 이들의 연구결과에 의하면, 시간변동 최적헤지비율을 이용하여 헤지성과(optimal hedge ratio)를 추정했을 경우가 내표본 및 외표본에서 모두 전통적인 최적헤지모형을 이용하는 것보다 훨씬 나은 결과를 보여주었다.

4.2 외표본의 헤지성과

실제적으로 원·달러현물시장 투자자 입장에서 보면 과거보다는 미래가 더 중요하다. 즉, 원·달러현물포지션을 가지고 있는 투자자들에게는 과거의 정보를 이용한 헤지방법과 동일한 방법으로 미래에도 헤지를 하게될 경우 어느 헤지모형을 이용하는 것이 환위험(foreign exchange risk)을 최소화할 수 있는가가 주요한 관심사이다. 따라서 본 연구에서는 외표본(out-of-sample) 기간 동안 각 헤지모형을 이용한 헤지성과를 분석하였다.

1일물과 1주일물의 경우, 각 헤지방법을 이용하여 원·달러선물을 매도하는 시점은 2002년 1월 2일부터이고 헤지의 만기시점은 2002년 12월말까지이다.¹⁵⁾ 본 연구에서는 내표본분석과 마찬가지로 단순헤지모형을 이용한 원·달러선물의 헤지성과에 대해서도 추가적으로 분석을 실시하였다. 최소분산헤지모형에서는 내표본(within-sample)에서 사용한 동일한 헤지비율을 사용하였다.

외표본(out-of-sample)에서의 최소분산헤지와 시간변동헤지비율에 근거한 ECT-ARCH(1)모형에 대한 헤지성과결과가 <표 5>에 제시되어있다. 분석결과에 의하면, 내표본기간동안 분석결과와 마찬가지로 1일물의 경우 최소분산헤지모형의 헤지성과가 +0.97528로 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지성과 +0.97358과 단순헤지모형을 이용한 헤지성과 +0.97426보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 1주일물의 경우 각 헤지모형에 따른 헤지성과의 차이는 거의 없음을 보여주고 있다. 마지막으로 2주일물의 경우 최소분산헤지모형과 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지성과가 단순헤지모형의 헤지성과에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

그러나 헤지기간에 따라서는 각 모형별로 단순헤지모형에 의한 경우 1일물은 +0.97426, 1주일물은 +0.98849, 2주일물은 +0.98331로 1주일물의 헤지성과가 다소 높았으며, 최소분산헤지모형에 의한 경우에는 1일물은 +0.97528, 1주일물은 +0.98891, 2주일물은 +0.99462

15) 2주일의 경우 원·달러선물을 매도하는 시점은 2002년 7월 1일부터이고 헤지의 만기시점은 2002년 12월 말까지이다.

로 2주일물의 헤지성과가 가장 높았다. 또한 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 경우에는 1일물이 +0.97358, 1주일물이 +0.98884, 2주일물이 +0.99423으로 최소분산헤지모형의 결과와 같이 2주일물의 헤지성과가 가장 우수한 것으로 나타났다. 이러한 결과들은 헤지기간이 1주일물 및 2주일물로 기간이 늘어날수록 헤지성과는 우수한 것으로 나타났다. 이는 헤지기간이 짧을 경우 선물가격변화량이 현물가격변화량보다 현저히 크지만, 헤지기간이 충분히 길면 두 가격변화량의 차이가 줄어들기 때문인 것으로 볼 수 있다.

요약해보면, 외표본(out-of-sample)기간동안에서도 내표본(within-sample)기간동안의 분석결과와 마찬가지로 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적 최소분산헤지모형의 헤지성과가 시간변동 최적헤지비율(time-varying optimal hedge ratio)을 이용한 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지성과에 뒤지지 않음을 보여주었다. 또한 헤지시점별로 헤지성과가 차이를 보이는 것은 헤지기간의 경우 헤지기간이 길수록 헤지하려는 가격변화량이 크기 때문이나, 각 헤지기간의 특정 헤지시점에 헤지성과가 높은 것은 이 시점에서 가격변화량을 크게하는 다양한 경제적 이유가 복합된 결과로 추론해 볼 수 있다.

<표 5> 내표본 및 외표본의 헤지성과 비교

구 분	1일물		1주일물		2주일물	
	내표본	외표본	내표본	외표본	내표본	외표본
단순헤지모형	+0.97761	+0.97426	+0.99695	+0.98849	+0.99405	+0.98331
최소분산헤지모형	+0.97806	+0.97528	+0.99697	+0.98891	+0.99746	+0.99462
이변량 ECT-ARCH(1)모형	+0.97765	+0.97358	+0.99696	+0.98884	+0.99685	+0.99423

V. 결 론

본 연구는 원·달러 현물포지션 보유에 따른 환율변동의 위험을 헤지하기 위하여 원·달러 선물물을 이용하여 최적헤지비율(optimal hedge ratio)과 헤지성과(hedge performance)를 분석하고자 하였다. 이를 위하여 2001년 1월 2일부터 2002년 12월 31일까지 원·달러 현물환율과 최근월물 원·달러선물의 1일물, 1주일물 및 2주일물 가격변화량자료를 사용하였다. 원·달러선물의 최적헤지비율 및 헤지성과분석을 위하여 시간변동에 따른 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적모형인 최소분산헤지모형 및 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 사용하였다. 또한 헤지성과 분석

을 위해 내표본 기간동안의 헤지성과를 분석한 후 그 모수를 미래의 데이터에 적용하는 보다 현실적인 외표본헤지에 대한 분석을 실시하였다. 본 연구의 가장 중요한 결과들을 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체분석기간동안 1일물과 2주일물의 경우 헤지비율이 일정한(constant)것으로 가정하는 전통적인 최소분산헤지모형을 이용한 원·달러선물의 헤지비율이 각각 +0.97636과 +0.99236으로 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 것으로 가정하는 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원·달러선물의 헤지비율 +0.97615, +0.98067보다 다소 높은 반면, 1주일물의 경우에는 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 비율이 +0.98994로 최소분산헤지모형의 비율 +0.98689보다 다소 높은 것으로 나타났으나 큰 차이는 없었다. 따라서 이러한 헤지비율추정의 결과로부터 두 모형중 어느 헤지모형을 이용하여 원·달러현물환율 가격변동위험을 헤지하여도 헤지성과에는 큰 차이가 없음을 간접적으로 추론해 볼 수 있다.

둘째, 원·달러 환율변동에 따른 위험을 커버하기 위하여 최근시점에 발생한 정보를 최대한 반영하면서 헤지를 행하는 시간변동 최적헤지(time-varying optimal hedge)를 이용한 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 헤지방법이 시간변동에 관계없이 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 최소분산헤지모형보다 상대적으로 나은 환위험(foreign exchange rate risk)관리방법임을 보여주지는 못했다. 즉, 최소분산모형과 이변량 ECT-ARCH(1)모형의 헤지성과에는 큰 차이가 없는 것으로 나타났다.

셋째, 외표본(out-of-sample)기간동안에서도 내표본(within-sample)기간동안의 분석결과와 마찬가지로 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적 최소분산헤지모형의 헤지성과가 시간변동 최적헤지비율(time-varying optimal hedge ratio)을 이용한 이변량 ECT-ARCH(1)모형 및 단순헤지모형을 이용한 헤지성과보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이러한 내표본 및 외표본에서의 분석결과 시간변동 최적헤지비율을 이용하여 최적헤지성과가 최소분산헤지모형보다 훨씬 높은 헤지성과 결과를 제시한 Kroner & Sultan(1993)의 분석결과와 서로 다른 결과를 제시해 주고 있다.

넷째, 헤지기간에 따른 헤지성과를 내표본 방식과 외표본 방식을 종합해보면, 1일물에 비해 1주일물 및 2주일물로 기간을 늘릴수록 헤지성과는 향상되는 결과를 보였다. 이러한 결과는 헤지기간이 짧을 경우 선물가격변화량이 현물가격변화량보다 현저히 크지만, 헤지기간이 충분히 길면 두 가격변화량의 차이가 줄어들기 때문인 것으로 볼 수 있다.

결론적으로 우리나라 환율시장에서 투자자들이 원·달러선물을 이용하여 원·달러현물환율의 변동위험을 헤지하는 경우, 시간가변성 등을 고려한 정교하고 혁신적인 헤지

모형을 사용하지 않고 단순한 최소분산헤지모형을 사용하여도 바람직한 헤지성과를 얻을 수 있을 것이다. 또한 이러한 결과는 국내 주식시장이나 채권시장을 중심으로 연구한 국내의 대부분의 연구들과는 같은 결과임을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 곽수중, “KOSPI 200 선물의 최적헤지비용 및 헤지효과 분석”, *선물연구*, 제5호, 1997, 1-30.
- 김명직, 장국현, *금융시계열분석*, 경문사, 1998, 164.
- 이상빈, “한국증권시장에서 주가지수선물을 이용한 헤지 가능성 분석”, 한국과학기술원, 1989.
- 이재하, 장광열, “KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략”, *증권학회지*, 제28집, 2001, 379-417.
- 이재하, 한덕희, “국채선물을 이용한 헤지전략”, *선물연구*, 제2호, 2002, 25-56.
- 옥기울, “Nikkei 225 선물과 최적헤지”, *재무연구*, 제15호, 1998, 101-122.
- 장경환, “한국증권시장에서 주가지수선물의 헤징효과에 관한 의태분석”, *증권학회지*, 제12편, 1990.
- 정진호, 임병진, 원종현, “국채선물을 이용한 적정 헤지비용 추정에 관한 연구”, *증권학회지*, 제30집, 2002, 163-188.
- 정한규, “KOSPI200 현/선물간 최적 헤지비용의 추정”, *재무관리연구*, 제16집, 1999, 223-243.
- Baillie, R. and Myers, R., “Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge,” *Journal of Applied Econometrics*, 6, (1991), 109-124.
- Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall and J. A. Hausman C. : “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, (1974), 653-665.
- Bollerslev, T., “Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates : A Multivariate Generalized ARCH Approach,” *Review of Economics and Statistics*, 72, (1990), 498-505.
- Bollerslev, T., R. F. Engle, and J. M. Wooldridge, “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances,” *Journal of Political Economy*, (1998), 116-131.
- Cecchetti, Stephen G., Robert E. Cumby, and Stephen Figlewski, “Estimation of the Optimal Futures Hedges,” *Review of Economics and Statistics*, 4, (1988), 623-630.
- Chang, C. W., Chang, J. S. K. and Fang, H., “Optimum futures hedges with jump risk and stochastic basis,” *The Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 441-458.
- Dicky, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive

- Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, 74, (1979), 427~431.
- Ederington, L. H., "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *The Journal of Finance*, 34, (1979), 157-170.
- Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica*, (1982), 987-1008.
- Engle, Robert F. and Granger, C., "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, (1987), 251~1008.
- Fitzgerald, M. D., *Financial Futures*, Euromoney Publication, (1983), 67.
- Gagnon, L. and Lypny, G., "Hedging short-term interest risk under time-varying distributions," *The Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 767-783.
- Ghosh, A., "Hedging with stock index futures : Estimation and forecasting with error correction model," *The Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 743-752.
- Ghosh, Asim and Ronnie Clayton, "Hedging with International Stock Index Futures : An Intertemporal Error Correction Model," *Journal of Financial Research*, 19, (1996), 477-492.
- Hicks, J., *Value and Capital*, London, 1953.
- Howard, C. T., and D'Antonio, L. J., "Multiperiod hedging using futures : A risk minimization approach in the presence of autocorrelation," *The Journal of Futures Markets*, 11, (1991), 697-710.
- Johnson, L., "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies*, 27, (1960), 139-151.
- Jorion, P., "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 1, (1993), 427-445.
- Keynes, J., *Treatise on Money*, 2, London, 1930.
- Kroner, K. F. and J. Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, (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.

- McNew, K. P. and Fackler, P. L., "Nonconstant optimal hedge ratio estimation and nested hypothesis tests," *The Journal of Futures Markets*, 14, (1994), 619-635.
- Myers, R., "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 11, (1991), 39-54.
- Nelson, D., "Conditional heteroskedasticity in asset returns : a new approach," *Econometrica*, 59, (1991), 347-370.
- Park, T. H. and Switzer, L. N., "Bivariate GARCH estimation of optimal hedge ratios for stock index futures : A note," *The Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 61-67.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, (1988), 335-346.
- Stein, J., "The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices," *American Economic Review*, 51, (1961), 1012-1025.
- Working, H., "Futures Trading and Hedging," *American Economic Review*, 43, (June 1953), 314-343.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 21, Number 1, Jun. 2004

Hedge Effectiveness in Won-Dollar Futures Markets

Chung-Hyo Hong* · Gyu-Hyun Moon**

<abstract>

We examine hedge strategies that use Won-dollar futures to hedge the price risk of the Won-dollar exchange rate. We employ the naive hedge model, minimum variance hedge model and bivariate ECT-ARCH(1) model as hedge instruments, and analyze their hedge performances. The sample period covers from January 2, 2001 to December 31, 2002 with sub-samples such as daily, weekly, bi-weekly prices of the Won-dollar futures and cash.

The important findings may be summarized as follows. First, there is no significant difference in hedge ratio between the risk minimum variance model and bivariate ECT-ARCH(1) model that controls for the cointegration relationship of the Won-dollar futures and cash.

Second, hedge performance of the naive model and minimum variance model with constant hedge ratios is not far behind that of bivariate ECT-ARCH(1) model with time-varying hedge ratios. This results imply that investors are encouraged to use the minimum variance hedge model to hedge Won-dollar exchange rate with Won-dollar futures.

Third, hedge performance and effectiveness of each model is also analyzed with respect to hedge period appear to be greater over long than over the short period. This evidence supports the hypothesis that futures prices would have more time to respond to the greater cash price changes over the longer holding period, leading to an improved hedge performance.

Keywords : Won-dollar Exchange Spot, Won-dollar Futures, Hedge Performance, Minimum Variance Hedging Model, Bivariate ECT-ARCH(1)

* Korea Deposit Insurance Corporation
** Andong National University