

선물시장과 역외선물환시장(NDFs) : VECM vs ARCH류 모형의 성과분석*

홍정효** · 문규현***

<국문초록>

본 연구는 우리나라 외환파생상품인 원달러 선물시장(futures markets)과 역외선물환시장(NDFs market)을 이용하여 원달러 현물환 포트폴리오의 가격하락위험을 방지하기 위한 최적헤지비용을 추정하고 어느 시장을 이용하여 헤지하는 것이 보다 나은지를 비교·분석하고자 하였다. 이를 위하여 분석모형은 Ederington(1979)이 제시한 전통적인 최소분산헤지모형, 이를 보완한 VECM모형, Engle(1982)이 제시한 시간변동 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용하였다.

실증분석결과 전체분석기간동안 원달러 역외선물환시장보다는 선물시장의 헤지비용이 상대적으로 높은 것으로 나타났으며, 전통적인 최소분산헤지모형보다는 VECM 및 ARCH모형의 헤지비용이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이는 정한규(1999), 이재하·장광열(2001)의 우리나라 주식시장 현·선물시장에 대한 연구결과 및 Ghosh and Clayton(1996)의 연구결과와 일맥상통하는 것으로 나타났다. 또한 파생상품시장별 헤지성과를 비교분석한 결과 원달러 선물시장의 헤지성과가 원달러 역외선물환시장의 헤지성과보다 상대적으로 나은 것으로 나타났으며 각 파생상품시장내의 헤지모형별 헤지성과는 시간변동 ARCH 모형보다는 전통적인 최소분산헤지모형과 VECM의 헤지성과가 상대적으로 나은 것으로 나타났다. 이러한 헤지성과 분석결과는 Myers(1991) 및 우리나라 채권선물시장을 연구한 이재하·장광열(2001), 정진호·임병진·원종현(2002) 등의 연구와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

핵심단어 : 원달러 역외선물환시장, 원달러 선물시장, 최소분산헤지모형, VECM모형, 이변량 ECT-ARCH(1)모형
JEL 분류기호 : G10, G13

* 저자들은 유익한 논평을 해 주신 익명의 두분의 심사위원들과 편집위원장께 감사드립니다. 물론 남아있는 오류는 전적으로 필자들의 몫임을 밝힌다. 본 연구는 2006학년도 경남대학교 학술연구장려금 지원으로 이루어졌음.

** 제1저자, 경남대학교 경영학부 교수(E-mail : hong0312@kyungnam.ac.kr)

*** 교신저자, 경기대학교 경영학부 교수(E-mail : ghmoon@kyonggi.ac.kr)

I. 서론

본 연구는 국내 원달러현물시장의 가격하락 위험을 줄이거나 상쇄시키기 위해 이용되는 원달러 역외선물환과 선물시장의 최적헤지비율을 추정하는 데 있다. 외환선도시장과 선물시장의 경제학적인 측면에서 주요기능 중의 하나는 환리스크에 대한 헤징기능이다. 또한 선도가격과 선물가격은 미래 가격발견기능(price discovery)과 방향성 제시기능을 지니고 있다.

선도시장의 역사적 기원에 대해서는 여전히 명확하지 않지만 조직화된 선물시장은 1848년 시카고의 CBOT(Chicago Board of Trade)의 개장으로부터 시작되었다. 선물계약은 기초자산에 따라 크게 4가지 즉, 상품선물, 통화선물, 이자율을 포함하는 금융선물 및 주가지수선물로 나누어 볼 수 있다. 통화선물을 제외하고는 나머지 3가지 선물시장은 선도시장보다 상대적으로 거래량 등에서 매우 활성화되어 있다.

우리나라는 1990년 3월 이후 제한적 변동환율제도의 성격을 띤 시장평균환율제도를 도입하였다. 시장평균환율제도의 도입 초기에는 일중 환율변동 제한폭이 기준환율의 상하 0.4%였으나 그 후 수차례에 걸쳐 제한폭이 점차 확대되어 기준환율 대비 상하 10.0%에까지 이르렀다. 그러다가 1997년 12월 이후에는 환율의 일일변동폭이 완전히 폐지됨으로써 완전한 자유변동환율제도로 이행하게 되었다. 이에 따라 환율변동성이 외환위기 이전에 변동률이 0.5% 수준에 불과했던 것이 외환위기 이후에는 4.9%로 매우 크게 확대됨에 따라 그 예측이 더욱 어려워지고 있어 대처도 힘든 상황이다.¹⁾ 따라서 기업들과 금융기관들은 외환시장의 불안정성에 대비해 외환리스크 관리에 대한 중요성은 매우 커지고 있다.

이와 같이 환율제도의 변경과 더불어 수출증가로 인한 대외의존도 상승, 국내증시에 대한 외국인투자자금의 유입 및 최근 세계적인 달러 약세현상 등은 우리경제를 더욱더 환노출 속으로 빠져들게 하고 있다. 따라서 환리스크 관리는 대기업, 중소기업을 막론하고 국내 기업들의 선택이 아닌 필수사안이 되었다. 환율 하락으로 인한 충격은 대기업보다 중소기업들에 있어 더욱 심각한 실정이다. 이는 대부분의

1) 출처 : 한국은행.

중소기업들이 환위험 관리에 대한 준비가 없거나, 있더라도 매우 초보적인 수준에 불과하기 때문이다.

환거래노출에 대한 환위험 관리방법은 크게 대내적 환노출관리 방법과 대외적 환노출관리 방법으로 나눈다. 전자의 경우에는 네팅(netting), 매칭(matching), 리딩(leading)과 래깅(lagging) 등의 방법이 있다. 또한 대외적 환노출관리방법으로는 외환선도 및 선물시장, 옵션 및 스왑시장 등 다양한 외환파생상품시장을 통한 헤지방법 등이 있다. 본 연구는 후자의 경우로 현물시장에서 원달러환율변동 위험을 헤지하기 위해 원달러 선물시장과 원달러 역외선물환시장에 최소분산헤지모형, 벡터오차수정모형 및 이변량 ARCH류 모형을 적용하여 헤지비율을 측정하고 이들 추정모형 및 파생상품시장에 따라 헤지비율의 차이가 존재하고 있는지를 검증한 후 각 시장 및 모형별 헤지성과를 분석하고자 하였다.

지금까지 상품, 금리, 통화, 주식, 채권 등에 대한 헤지전략은 여러 파생상품을 중심으로 다양하게 이루어져 왔다. 먼저 국외의 경우 Figlewski(1984, 1985), Witt, Schroeder, and Hayenga(1987), Myers(1991), Kroner and Sultan(1993), Ghosh(1993), Park and Switzer(1995), Ghosh and Clayton(1996), Crain and Lee(2004) 등이 있다.

특히 Kroner and Sultan(1993)은 5개의 외환선물의 헤지성과를 오차수정항을 포함한 벡터오차수정모형을 통해 측정하였다. 분석결과 오차수정항을 고려한 헤지모형이 현물의 위험을 줄이는데 더 기여한 것으로 보고하였다. 그러나 Crain and Lee(2004)는 유로달러선물을 이용하여 유로달러선물옵션 포지션을 헤지하는 경우 시간가변성 헤지비율을 사용할 경우가 헤지비율을 일정하게 유지하는 최소분산모형에 의할 경우보다 헤지성과가 높은 것으로 보고하였다.

Ederington(1979)은 미국 국채선물시장에 대한 헤지비율 추정결과 T-bond가 T-note의 헤지성과보다 높은 것으로 나타났다. Ghosh(1993)은 S&P500주가지수 및 NYSE종합주가지수에 대한 가격변동위험을 헤징하기 위하여 S&P500주가지수선물의 최적헤지비율을 추정하였다. 분석결과 S&P500주가지수 현물에 대해서는 벡터오차수정모형이 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적인 최소분산헤지모형보다 헤지성과가 더 나은 것으로 보고하였으나 Ghosh and Clayton(1996)은 NYSE종합주가지수에 대한 S&P500주가지수선물의 헤지성과 분석결과 오히려 최소분산헤지

모형의 헤지성과가 벡터오차수정모형보다 우수한 것으로 보고하였다.

Cecchetti, Cumby, and Figlewski(1988)은 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 ARCH모형 등을 이용하여 헤지비율을 추정하였으나 일관성 있는 결과를 보여주지 못하였으며, Kroner and Sultan(1993)은 이러한 시간변동헤지모형의 분석결과들이 일관성이 없음을 비판하였다. 특히 Myers(1991)는 상대적으로 복잡하고 새로운 정보를 반영하여 헤지비율을 변동시키는 ARCH 및 GARCH모형류를 이용한 헤지성과가 최소분산헤지모형보다 상대적으로 더 나은 결과를 제시한다는 결과를 발견할 수 없다고 제시하였다.

이외에도 Howard and D'Antonio(1991), McNew and Fackler(1994), Gagnon and Lypny(1995), Chang, Chang, and Fang(1996) 등은 전통적인 헤지모형뿐만 아니라 이변량 GARCH모형 및 벡터오차수정모형과 같은 동태적인 금융시계열 모형을 이용하여 헤지성과를 추정하였다.

한편, 국내연구의 경우 국내주가지수 선물시장에 대한 실증분석결과에서 어느 헤지모형이 더 우수한지에 대한 일관성 있는 결과를 보여주고 있지 못하고 있다. 예를 들어 옥기율(1998)은 일본 Nikkei225 주가지수선물시장을 이용한 헤지성과분석에서 시간변동 ARCH모형의 헤지성과가 전통적인 최소분산헤지모형보다 상대적으로 나은 것으로 제시하였다.

곽수종(1997)과 정한규(1999), 이재하·장광열(2001)은 KOSPI200지수선물을 이용한 헤지성과를 분석하였다. 특히 이재하·장광열(2001)은 전통적인 최소분산헤지모형의 헤지성과가 VECM모형에 뒤지지 않음을 보고하였다. 정한규(1999)는 VECM모형이 최소분산헤지모형보다 설명력 및 예측력이 상대적으로 나은 것으로 나타났다.

또한 국내 채권선물시장의 헤지성과분석에서는 정진호·임병진·원종현(2002), 이재하·한덕희(2002) 등의 연구가 있으며 이들 연구들의 실증분석결과 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 최소분산헤지모형의 헤지성과가 이변량 GARCH류 모형의 헤지성과와 비교하여 뒤떨어지지 않음을 제시하였다.

따라서 동 연구에서는 기존문헌을 확장하여 원달러 선물시장과 역외선물환시장 중 어느 외환과생상품시장이 원달러 가격변동위험관리에 더 나은 헤지성과를 보이는지 비교분석하고자 하였다. 이를 위하여 헤지비율이 시간변동에 관계없이 일정

한 전통적인 최소분산헤지 및 VECM 모형뿐만 아니라 시간이 경과함에 따라 헤지 비율도 변하는 것으로 가정하는 이변량 ECT-ARCH(1) 모형을 도입하였다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 I장의 서론에 이어 제 II장에서는 본 연구에서 사용될 데이터와 기초통계량 분석을 제시하였고, 제 III장에서는 본 연구에 사용된 연구방법론을 제시하였다. 제 IV장에서는 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제 V장에서는 본 연구의 결론과 시사점을 제시하였다.

II. 기초통계량분석

선물시장과 선도시장은 본질적으로는 미래 가격발견 및 헤지기능 등 비슷한 기능을 가지고 있다. 두시장간의 비슷한 기능들에도 불구하고 선도시장은 장외시장에서 거래되며, 시장 및 고객이 요구하는 다양한 형태로 선도계약조건을 만들어 줄 수 있는 유연성을 가지고 있다. 원달러 역외선물환시장은 계약체결 후 오직 만기에만 손익의 정산이 이루어지며 선물시장에 비하여 상대적으로 감독기구의 규제나 간섭이 적다. 반면 선물계약은 정형화된 거래소에서 표준화된 형태로 매매가 이루어지며, 손익이 선물계약만기 또는 반대 매매 등을 통한 청산시점까지 누적되는 것이 아니라 매일 정산되는 일일정산(marking-to-market) 등의 특징들을 지니고 있다.

본 연구에서는 실증분석에 앞서 각 시계열 자료들의 특성을 기초통계량 분석을 통해 살펴보았으며, 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다. 분석기간은 2001년 1월부터 2003년 12월말까지이며 이들 자료는 한국증권전산으로부터 구하였다. 전체분석기간동안 각 시계열들의 수익률은 모두 음(-)으로 나타나 동 분석기간 동안 원달러 환율이 전반적으로 하락하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

이러한 원달러 환율하락에 따라 국내 수출기업체들의 채산성이 상당히 악화되고 있어 이에 대한 대책마련이 필요함을 시사에 주고 있다. 특히, 원화강세에 따른 채산성 악화부분을 국제 경쟁력이 매우 높은 일부 대기업들의 경우 판매단가 인상 및 기술개발을 통한 생산성 향상 등으로 만회할 수 있으나 이러한 경영전략시행이 어려운 중소기업 등 나머지 기업들은 환율하락에 따른 수익성저하는 불가피할 것

으로 보이는 바 환위험관리에 상당한 주의를 기울여야 할 것으로 보인다.

각 시계열들의 표준편차는 위험을 나타내는 지표로 외환과생상품시장의 변동성이 현물시장의 변동성보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 원달러선물시장, 역외 선물환시장 및 원달러 현물시장 순서로 변동성이 높은 것으로 나타났다. 이는 이들 외환선물시장에서 존재하는 레버리지효과(leverage effect)에 기인하는 것으로 보인다.

또한, 각 시계열들의 왜도, 첨도 및 Bera-Jacque 검정통계량에 의하면 원달러 현물환율, 선물환율 및 역외선물환시장의 분포는 정규분포가 아님을 보여주고 있다. 이로부터 Engle(1982)의 ARCH류 모형을 이용한 헤지비율추정의 타당성을 제시해 주고 있다.

〈표 1〉 현물환율, 선물환율 및 역외선물환율에 대한 기초통계

구 분	현물환율			선물환율		
	수준변수	가격변화량	수익률	수준변수	가격변화량	수익률
평 균	1244.329	-0.097294	-0.000079	1246.306	-0.101894	-0.000082
중간값	1243.400	-0.300000	-0.000254	1244.00	-0.500000	-0.000388
최대값	1365.200	21.50000	0.016589	1367.00	23.50000	0.019786
최소값	1147.200	-23.10000	-0.017065	1146.00	-21.00000	-0.015804
표준편차	53.95194	5.502445	0.004405	54.21408	5.603306	0.004482
왜 도	0.072621	0.305434	0.335064	0.071704	0.365248	0.392461
첨 도	1.570308	4.953587	4.879041	1.580459	4.888997	4.902524
J-B	63.588***	129.0067***	122.5467***	62.68146***	126.3054***	130.4242***

구 분	역외선물환율		
	수준변수	가격변화량	수익률
평 균	1252.195	-0.084574	-0.000068
중간값	1247.600	-0.200000	-0.000168
최대값	1371.200	23.40000	0.017213
최소값	1154.800	-22.800000	-0.016768
표준편차	53.29092	5.563302	0.004420
왜 도	0.088772	0.349898	0.369387
첨 도	1.612380	5.098035	4.992349
J-B	60.25969***	150.6164***	139.0318***

- 주) 1. ***는 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.
- 2. B-J(Bera-Jarque)는 분석자료의 정규성(normality)을 검정하는 것으로 통계량은 다음과 같으며, 귀무가설 정규성하에서 χ^2 분포를 따름. $B-J = T \left(\frac{Skewness^2}{6} + \frac{(Kurtosis - 3)^2}{24} \right)$
- 3. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 말일까지임.

금융시계열분석에서 분석자료의 안정성을 검증하는 것은 매우 중요하다. 따라서 본 연구에서는 원달러 현물, 선물 및 역외선물환가격에 대한 단위근검정(unit root test)을 위해 일반적으로 이용되는 ADF 검정(Dickey and Fullers, 1979)과 PP 검정(Phillips and Perron, 1988)을 실시하였다.²⁾ <표 2>는 단위근 검정결과를 제시해 주고 있으며, 각 시계열들의 수준변수들은 모두 불안정한 I(1) 변수로 나타났으나, 1차 차분된 수익률 자료들은 모두 안정적인(stationary) 시계열로 나타났다.

<표 2> 현물환율, 선물환율 및 역외선물환율에 대한 단위근 검정결과

구 분		ADF 검정		PP 검정	
		상수항(1)	추세선(2)	상수항(1)	추세선(2)
현물환율	수준변수	-1.4088	-2.8699	-1.3731	-2.6362
	가격변화량	-11.1016***	-11.0992***	-27.7572***	-27.7412***
	수익률	-11.0628***	-11.0600***	-27.6878***	-27.6718***
선물환율	수준변수	-1.4203	-2.9005	-1.3638	-2.6611
	가격변화량	-11.1085***	-11.1066***	-28.0801***	-28.0674***
	수익률	-11.0816***	-11.0793***	-27.9938***	-27.9782***
역외선물환	수준변수	-1.4341	-2.8679	-1.3980	-2.6296
	가격변화량	-10.8745***	-10.8742***	-27.9562***	-27.9409***
	수익률	-10.8218***	-10.8210***	-27.8618***	-27.8464***

- 주) 1. ***는 1% 수준에서 유의함을 의미하며, ADF 검정과 PP 검정의 단위근(unit root) 가설을 기각하기 위한 MacKinnon 임계치(critical value)는 1% -3.9810, 5% -3.4209, 10% -3.1329임.
 2. (1)는 상수항만 포함하는 경우이며, (2)는 상수항과 추세선을 동시에 포함하는 경우임.
 3. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 말일까지임.

Engle and Granger(1987)는 두 개의 금융시계열간에 장기적인 균형관계 즉, 원달러 현물환율과 선물환율 수준변수들 사이에 공적분관계가 존재하는 경우 오차수정

2) ADF 모형 : $\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$, PP 모형 : $y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \eta_t$ 여기서 y_t 는 선물과 현물가격의 시계열 자료, t 는 선형시간추세, ϵ_t, η_t 는 각각 백색오차(white noise)이다. 단위근검정은 현물과 선물환율가격의 시계열 자료에 대해 양식에서처럼 절편과 선형시간추세를 갖는 모형을 구성한 후, 시계열이 불안정적이라는 단위근 귀무가설을 검정함으로써 이루어진다.

모형을 분석에 포함하여 추정할 것을 권고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 각 시계열 수준변수간의 장기적인 균형관계가 존재하는지 살펴보기 위하여 요한센 공적분검정을 실시하였으며 그 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 분석결과 원달러 현물시장과 원달러 선물시장뿐만 아니라 원달러 현물시장과 원달러 역외선물환시장간에도 공적분관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 원달러 선물 및 역외선물환시장의 헤지비율추정을 위한 벡터자기회귀 및 ARCH 모형 추정시 오차수정항을 분석모형에 포함시켜 분석하였다.

<표 3> 공적분검정 결과

구 분		Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio (우도비통계량)	1 % 임계치	비고
원 · 달러현물 /선물환율	시차(lag)가 5인경우	+0.05636	+44.4943***	+15.41	none
		+0.00268	+1.9688	+3.76	at most 1
	시차(lag)가 10인경우	+0.04280	+34.0897***	+15.41	none
		+0.00307	+2.2383	+3.76	at most 1
원 · 달러현물 /역외선물환율	시차(lag)가 5인경우	+0.07280	+57.2311***	+15.41	none
		+0.00247	+1.8193	+3.76	at most 1
	시차(lag)가 10인경우	+0.04180	+33.5371***	+15.41	none
		+0.00336	+2.4517	+3.76	at most 1

- 주) 1. ***는 1% 수준에서 유의함을 의미하며, 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 말일까지임.
 2. 분석자료의 linear deterministic trend를 고려하고 추세는 제외하고 상수(intercept)만 포함된 공적분분석 결과임.

Ⅲ. 연구방법론

일반적으로 원달러 현물시장에서 발생하는 가격변동위험을 커버하기 위하여 헤저(hedger)는 현물시장과 반대되는 포지션을 선물시장 또는 선도시장에서 취함으로써 현물시장의 손익을 선물 및 선도시장에서 발생하는 익손으로 상쇄시킬 수 있다.

그러면 외환선물 또는 역외선물환시장에서 몇 계약을 반대포지션 취해야 하느냐가 중요 관심사이다. 단순헤지(naive hedge)의 경우에서처럼 현물포지션 보유금액의 100%에 해당하는 금액을 선물 또는 역외선물환시장에서 반대 포지션을 취하는 경우 과도비용을 초래할 수 있다.

따라서 현물시장 가격변동을 헤지하고자 의사결정이 내려진 후 헤저는 원달러현물환율과 선물환율 또는 역외선물환율로 구성된 포트폴리오의 위험을 방어하거나 줄이기 위한 최적헤지비용을 추정하여야 한다. Witt et al.(1987)은 선물시장에서 매도해야하는 최적헤지계약수를 추정하는데 있어서 다음과 같은 세 가지 방법을 제시하였다.

$$\text{현물환율과 선물환율의 데이터(price level)} : S_t = \alpha + bF_t + v_i \quad (1)$$

$$\text{현물환율과 선물환율의 가격변화량} : S_t - S_{t-1} = \alpha + \delta(F_t - F_{t-1}) + \epsilon_i \quad (2)$$

$$\text{현물환율과 선물환율의 수익률} : \ln(S_t - S_{t-1}) = \gamma + \beta \ln(F_t - F_{t-1}) + \omega_i \quad (3)$$

위 식 (1), 식 (2) 및 식 (3)에서 S_t 와 F_t 는 t 시점의 원달러 현물환율과 선물(역외선물)환율을 나타내며, b , β , δ 는 각각 방정식의 기울기 즉 헤지비용을 나타낸다. 그러나 앞의 기초통계량에서 제시된 것처럼 환율은 불안정한 특성을 가지기 때문에 위 (1)와 같은 회귀분석을 이용한 접근법은 Granger and Newbold(1974)에 의해 제기된 것처럼 가성회귀(spurious regression)의 문제가 발생할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 최적 수익률을 추정하기 위해 식 (3)을 이용하여 실증분석하였다.

1. 최소분산헤지모형

먼저 본 연구에서는 Ederington(1979)이 제시한 최소분산헤지모형을 이용하여 현물환율과 선물(역외선물)환율의 수익률을 회귀분석하여 최적헤지비용을 구하였다. 최적헤지비용은 선물환율과 현물환율의 결합포지션의 가격변동위험을 최소화한다. 먼저 헤저는 원달러현물환율과 선물환율 수익률간에 적절한 회귀식을 아래와 같이 구성하고 추정된 회귀계수($\hat{\beta}$)를 최적헤지비용으로 사용할 수 있다.

이때 헤지는 원달러 현물 1단위를 매입(long)하고 원달러 선물(역외선물환)을 β 단위를 매도함으로써 순포지션(net position)의 분산이 최소가 되는 헤지를 하게 된다. 원달러현물과 선물시장간 순포지션의 분산을 최소화시킬 수 있다는 의미에서 최소분산헤지하며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.³⁾

$$\ln(S_t - S_{t-1}) = \alpha + \beta \ln(F_t - F_{t-1}) + \omega_t \quad (4)$$

여기서, $\beta = \frac{\text{Cov}(s_t, f_t)}{\text{Var}(f_t)}$

위 식에서 s 은 t-1시점에서 t시점까지의 원달러 현물환율 수익률이고, f 은 t-1시점에서 t시점까지의 원달러 선물환율 또는 역외선물환율의 수익률이다. β 는 최소자승추정법(OLS : Ordinary Least Squares)으로 추정된 최소위험 헤지비율의 추정치이다.

2. VAR 및 VECM 모형

본 연구에서는 원달러 현물시장에서 보유하고 있는 달러자산 포트폴리오의 다운사이드 리스크를 커버하기 위하여 VAR 모형을 추정하여 원달러 선물시장과 역외선물환시장의 최적헤지비율 및 헤지성과를 분석하였다. Ederington(1979)이 제시한 최소분산헤지모형을 이용한 헤지비율 추정시에는 분석자료의 비정규성 및 현선물시장간의 장기적인 균형관계 등으로 인하여 헤지비율의 하향편의문제가 발생할 수 있다. 이를 보완한 모형이 VAR 모형으로 원달러 현물시장과 선물시장 수준변수간의 공적분 관계를 고려하여 오차수정항을 포함시켜 추정하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.⁴⁾

$$s_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{is} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{js} f_{t-j} + \epsilon_{st} \quad (5)$$

3) 이재하·장광열(2001)의 KOSPI200선물 헤지전략 논문 참조.

4) 이재하·장광열(2001), 정진호·임병진·원종현(2002) 논문 참조.

$$f_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{if} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{jf} f_{t-j} + \epsilon_{ft} \quad (6)$$

$$e_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{st} \\ \epsilon_{ft} \end{bmatrix} \sim N(0, H_t) \quad (7)$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{fs,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \quad (8)$$

위의 공적분방정식에서 S_{t-1} , F_{t-1} 은 각각 t-1기의 원달러 현물환율과 원달러 선물(역외선물환율)가격이고, δ 는 공적분계수, C 는 상수가 된다. 또한 s_t 와 f_t 는 원달러 현물환율과 원달러 선물(역외선물)환율의 수익률을, α_{0s} , α_{1s} , α_{0f} , α_{1f} , d_{1s} , d_{2s} , d_{1f} , d_{2f} , γ_{is} , γ_{if} , θ_{js} , θ_{jf} 는 추정할 모수(parameters)를, e_t 는 (2×1) 잔차의 벡터를, H_t 는 잔차의 분산-공분산행렬을, $h_{ss,t}$, $h_{ff,t}$ 와 $h_{sf,t}$, $h_{fs,t}$ 는 잔차의 분산-공분산을 나타내며, $S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C$ 는 오차수정항을 의미한다.

벡터오차수정모형 하에서 헤지비율은 모형을 추정함으로써 구해지는 현물과 선물 가격간의 공분산(covariance)을 선물가격의 분산(variance)으로 나눈 비율인 $h_{sf,t}/h_{ff,t}$ 가 된다. Ghosh(1993)는 현선물시장간에 공적분관계가 존재하는 경우 VAR 모형에 오차수정항을 포함시킨 VECM 모형을 이용하여 헤지비율을 추정할 것을 제시하였다. 전통적인 최소분산모형과 VECM 모형은 시간변동에 관계없이 헤지 시작시점에 정해진 헤지비율은 헤지 만기시점까지 변화하지 않는 것으로 가정하고 있다.

3. 이변량 ECT-ARCH(1) 모형

최소분산헤지모형과 VECM 모형은 시간변동에 관계없이 선물시장 및 역외선물환시장의 매도헤지비율은 일정한 것으로 가정하고 있다. 그러나 이러한 가정은 현실세계를 적절히 반영하지 못하는 문제점을 지니고 있다. 따라서 본 연구에서는 선물시장과 역외선물환시장의 시간가변성을 고려하여 시간이 경과함에 따라 헤지비율을 변동시키는 보다 현실적인 모형을 이용하여 헤지비율을 추정하고자 하였다.

이를 위하여 Engle(1982)에 의해 제시된 ARCH(autoregressive conditional) 모형을 도입하였다. 원달러 선물(역외선물환)시장과 현물시장간의 공적분관계를 고려하여

선물시장의 최적헤지비율 추정시에는 ARCH 모형에 오차수정항을 포함시켜 추정하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$WDSR_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{st} \tag{9}$$

$$WDFR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft} \tag{10}$$

$$\text{단, } \begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} | \Psi \sim N(0, H_t), \tag{11}$$

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \tag{12}$$

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

위 식 (9)~식 (13)에서 $WDSR_t, WDFR_t$ 는 t시점의 원달러현물환율과 선물(역외 선물)환율의 수익률을 의미한다. H_t 는 원달러현물환율 및 선물시장 수익률간의 조건부 공분산행렬로 시간이 경과함에 따라 변동하게 되며, Ψ_{t-1} 는 t-1기까지 정보의 집합을 의미한다. $h_{ss,t}, h_{ff,t}$ 는 원달러현물과 선물 수익률의 분산, $h_{sf,t}$ 는 원달러현물과 선물 수익률간의 시간변동 공분산을 각각 의미한다.

식 (13)의 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 그대로 이용하여 선물시장의 최적헤지비율 추정시 추정 계수값들이 조건부 평균 및 분산식에서 모두 12개로써 너무 많으므로 Bollerslev, Engle, and Wooldridge(1988)이 제시한 필요한 모수(parameter)만 추정한다는 측면에서 식 (13)을 대각행렬(diagonal matrix)로 가정한다. 따라서 조건부분산식에서 추정모수는 6개로 줄일 수 있게 된다. 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$Vech(H_t) \begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{s,t-1}^2 \\ \epsilon_{s,t-1}\epsilon_{f,t-1} \\ \epsilon_{f,t-1}^2 \end{bmatrix} \tag{14}$$

원달러 선물시장의 최적헤지비율을 계산하기 위하여 추정해야할 계수의 수는 식 (9)과 식 (10)의 평균방정식에서 4개와 식 (14)의 분산방정식에서의 6개인 모두 10개이다. 본 연구에서는 우도함수를 최대화하기 위해서 ARCH류 모형을 추정하는데

일반적으로 이용되는 Berndt, Hall, Hall, and Hausman(1974)에 의해 제시된 BHHH 알고리즘에 기초를 둔 비선형 최적화기법을 사용하였다. 이번량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 원달러 선물시장의 적정헤지비율은 시간변동 원달러 현선물시장간의 조건부공분산을 시간변동 원달러선물시장의 조건부분산으로 나눈 비율($h_{sf,t}/h_{ff,t}$)을 헤지비율로 사용하였다.

또한 원달러 선물시장과 역외선물환시장의 헤지성과는 원달러 선물(역외선물환)시장을 통해서 헤지된 현물포트폴리오의 분산을 헤지되지 않는 현물포트폴리오의 분산으로 나눈 값을 1로부터 차감한 분산의 축소비율로 헤지성과를 측정하였다.⁵⁾

IV. 실증결과분석

1. 최소분산헤지모형을 이용한 헤지비율 추정결과⁶⁾

먼저 식 (4)의 최소분산헤지모형을 적용하여 원달러 선물시장과 역외선물환시장의 헤지비율을 추정된 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. 분석결과 원달러 선물시장의 최적헤지비율인 β 값이 0.95870, 원달러 역외선물환시장이 0.72874로 원달러 선물시장의 헤지비율이 역외선물환율의 헤지비율보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 전통적인 최소분산모형에서 결정계수(R-squared)는 헤지성과를 측정하는 것으로 사용된다. 원달러 선물시장과 역외선물환시장의 R^2 는 각각 0.95172, 0.53477로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 원달러현물환율변동에 대하여 원달러선물환율의 헤지성과가 원달러 역외선물환시장보다 상대적으로 높을 것임을 추론해 볼 수 있다.

5) Kroner and Sultan(1993), 이재하·장광열(2001), 이재하·한덕희(2002), 정진호·임병진·원종현(2002)등의 논문 참조.

6) 각 모형의 헤지성과추정에 앞서 헤지비율을 추정하였으며 추정기간은 전체표본기간(2001/1/2~2003/12/31)에서 내표본기간인 2001/1/1부터 2003/9/30일까지를 선정하였다. 여기에서 구해진 추정비율을 외표본 성과추정 시 최소분산헤지모형과 VECM헤지모형에 사용하게 된다.

〈표 4〉 전채분석기간동안 전통적 최소분산모형을 이용한 헤지비율 추정결과

구 분	선물환율	역외선물환율
$\hat{\alpha}$	+0.000007 (+0.00003)	-0.000002 (+0.00011)
$\hat{\beta}$	+0.95870*** (+77.8870)	+0.72874*** (+29.1061)
R^2 (헤지효율성)	0.95172	0.53477
F	14530.58***	847.169***

- 주) 1. 최적헤지비율추정에 사용된 최소분산헤지모형 : $\ln(S_t - S_{t-1}) = \alpha + \beta \ln(F_t - F_{t-1}) + \omega_t$
 위 식에서 s 은 t-1시점에서 t시점까지의 현물환율 수익률을 의미하며, f 은 t-1시점에서 t시점까지의 원달러 선물 및 역외선물환율의 수익률을 각각 나타냄.
 2. ***는 1% 수준에서 유의함을 나타내며, ()는 t 값임.
 3. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 9월 말까지임.

2. 벡터오차수정모형(VECM)을 이용한 헤지비율 추정결과

다음으로 벡터자기회귀모형(VAR : Vector Autoregressive Model)을 이용하여 원달러 선물시장과 원달러 역외선물환시장의 최적헤지비율을 추정하고 그 결과를 분석하고자 하였다. 원달러 현물 수준변수와 원달러 선물 및 역외선물환 수준변수간의 공적분관계를 고려하여 오차수정항을 포함한 벡터오차수정모형의 헤지비율을 추정하였다.

우선, VECM 모형의 추정에 앞서 벡터오차수정모형의 차수(lag)를 결정하기 위하여 일반적으로 이용되는 BIC(Bayesian Information Criterion)를 추정하였으며 그 분석결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 원달러 현물시장과 원달러 선물시장을 이용한 벡터오차수정모형을 추정한 결과 시차 4에서의 BIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 그리고 원달러 현물시장과 원달러 역외선물환시장에 VECM 모형을 적용하여 BIC 값을 추정한 결과 시차 5의 BIC 값이 가장 작은 것으로 나타났다. 상수항은 포함하는 것보다는 포함시키지 않는 BIC 값이 상대적으로 더 작은 것으로 나타났다. 따라서 원달러 현물 포트폴리오의 가격변동위험을 헤지하기 위하여 선물시장과 역외선물환시장에서 매도해야할 최적헤지비율 추정 시 원달러 선물시장은 시차 4, 선

도환시장에서는 시차 5를 각각 사용하였다.

<표 5> VAR/VECM모형의 차수(lag) 결정을 위한 BIC 추정결과

구 분	상수항	시차(lag)					
		1	2	3	4	5	6
원달러현물/선물환율	포 함	-18.7932	-18.9240	-18.9652	-18.9691	-18.9542	-18.9449
	불포함	-18.8022	-18.9329	-18.9741	-18.9780	-18.9631	-18.9538
원달러현물/역외선물환율	포 함	-16.6062	-16.7249	-16.7977	-16.7963	-16.8050	-16.7927
	불포함	-16.6151	-16.7339	-16.8067	-16.8053	-16.8140	-16.8017

주) 1. BIC 산정을 위하여 아래의 VAR(p)모형을 추정하였으며,

$$\begin{bmatrix} WDSR_t \\ WDFR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{WDSR} \\ \alpha_{WDFR} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} WDSR_t \\ WDFR_t \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} WDSR_{t-p} \\ WDFR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{WDSR,t} \\ \epsilon_{WDFR,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} WDSR_t \\ WDFR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} WDSR_t \\ WDFR_t \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} WDSR_{t-p} \\ WDFR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{WDSR,t} \\ \epsilon_{WDFR,t} \end{bmatrix}$$

여기서 WDSR 및 WDFR은 원달러현물 및 원달러 선물(역외선물환) 수익률을 각각 나타낸다.

2. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 9월 말까지임.

VECM모형을 이용한 헤지비율은 원달러 현물환율과 선물시장 및 역외선물환시장의 수익률을 이용한 추정잔차에 대한 공분산(covariance)을 선물 및 역외선물환율의 수익률의 잔차의 분산(variance)으로 나눈 비율인 $HR^* = h_{sf,t}/h_{ff,t}$ 로 계산되며 분석결과가 <표 6>에 제시되어 있다. 계수값 b^* 가 벡터오차수정헤지모형의 원달러 선물환율 및 원달러 역외선물환율의 최적헤지비율을 의미한다.

<표 6>의 헤지비율 추정결과에 의하면, 원달러선물시장의 $\hat{\beta}$ 값은 +0.96657, 원달러 역외선물환시장의 $\hat{\beta}$ 값은 0.69854로 최소분산헤지모형의 헤지비율 추정결과와 마찬가지로 원달러 선물시장의 헤지비율이 역외선물환시장에 비해 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

또한, 최소분산헤지모형과 VECM의 헤지모형별의 헤지비율을 비교·분석해 보면, 원달러 선물시장과 역외선물환시장 모두 VECM 모형이 최소분산헤지모형보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

〈표 6〉 VECM모형을 이용한 헤지비율 추정결과

구 분	선물환율	역외선물환율
c_{ss}	0.0000220570	0.0000169619
c_{sf}	0.0000220769	0.0000152530
c_{ff}	0.0000228405	0.0000218356
b^*	0.96657	0.69854
Log likelihood	7029.169	6241.510

주) 1. 선물환율에서의 적정헤지비율을 추정하기 위하여 아래의 상수항이 없는 VECM(4)모형을 추정하였으며, 역외선물환율에 대해서는 VECM(5)모형을 추정하였음 ;

$$s = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{is} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{js} f_{t-j} + \epsilon_{st}$$

$$f = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C) + \sum_{i=1}^m \gamma_{if} s_{t-i} + \sum_{j=1}^n \theta_{jf} f_{t-j} + \epsilon_{ft}$$

$$e_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{st} \\ \epsilon_{ft} \end{bmatrix} | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad H_t = \begin{bmatrix} h_{ss} & h_{sf} \\ h_{fs} & h_{ff} \end{bmatrix}$$

s, f : 현물환율과 선물환(역외선물환)율의 수익률을 각각 의미한다.

$\alpha_{0s}, \alpha_{1s}, \alpha_{0f}, \alpha_{1f}, \gamma_{is}, \gamma_{if}, \theta_{js}, \theta_{jf}$: 추정해야할 모수(parameter)의 수를 의미함.

e_t : (2×1) 잔차의 벡터, Ψ_{t-1} : t-1시점에서의 정보집합

H_t : 잔차의 분산-공분산행렬, $S_{t-1} - \delta F_{t-1} - C$: 오차수정항(ECT)

2. $b^* = h_{sf}/h_{ff}$ 는 VECM 모델에 의한 헤지비율임.

3. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 9월 말일까지임.

3. 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 이용한 헤지비율 추정결과

일반적으로 완전효율적인 금융시장은 새로운 정보가 시장에 도착했을 경우 이를 즉시 금융자산가격에 반영함으로써 투자자들은 이러한 정보를 이용하여 초과수익을 얻을 수 없는 시장을 의미한다. 그러나 현실세계에서는 다양한 시장마찰로 인하여 차익거래 기회가 존재하게 된다.

원달러 환율하락(평가절상)에 따른 투자자들의 다운사이드 리스크를 방지하기 위하여 외환시장 참가자들은 외환선물시장 및 역외선물환시장 등을 통하여 헤지를 시도하게 된다. 따라서 현물포지션의 가격변동위험을 커버하기 위하여 몇 계약을 선물 및 역외선물환시장에서 매도포지션을 취하여 하느냐는 매우 중요한 사실이다.

〈표 7〉 이변량 ECT-ARCH(1) 모형 및 ARCH(1) 모형을 이용한 선물환율과 역외선물환율의 최적헤지비율(optimal hedge ratio) 추정결과

구 분	선물환율	역외선물환시장
α_{0s}	+1.69756*** (+0.55886)	-1.09934*** (+0.30935)
α_{0f}	+2.49842*** (+0.55252)	+0.70247* (+0.39350)
α_{1s}	+0.41110*** (+0.12032)	+0.06010*** (+0.01590)
α_{1f}	+0.59862*** (+0.12066)	-0.03651** (+0.01915)
α_1	+23.72155*** (+1.19240)	+21.08230*** (+1.10910)
α_2	+23.37227*** (+1.18160)	+18.56284*** (+1.06753)
α_3	+23.64062*** (+1.19236)	+21.52072*** (+1.13804)
b_{11}	+0.35318*** (+0.04026)	+0.81526*** (+0.07103)
b_{22}	+0.36057*** (+0.03901)	+0.82775*** (+0.06432)
b_{33}	+0.37000*** (+0.03829)	+0.84628*** (+0.06711)
Log-L	-1933.0958	-2799.1149
\overline{HR}	+0.97627*** (+0.05311)	+0.81695*** (+0.27509)

주) 1. 원달러 현물에 대한 선물환율 및 역외선물환율의 최적헤지비율을 추정하기 위하여 아래의 이변량 ECT-ARCH(1, 1) 모형을 추정하였다.

$$WDSR_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{st},$$

$$WDFR_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft},$$

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

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

2. ()안의 값은 표준편차(standard deviation)임.

3. ***, **, *은 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타냄.

4. 분석기간은 2001년 1월 2일부터 2003년 9월 말일까지임.

이러한 선물시장과 역외선물환 가격의 시간가변성을 고려하여 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 것으로 가정하는 이변량 ARCH류 모형을 이용하여 선물시장과 역외선물환시장의 최적헤지비율 추정결과가 <표 7>에 제시되어 있다. 원달러선물시장 및 역외선물환시장과 원달러 현물시장간의 장기적인 균형관계를 고려하여 오차수정항을 포함시킨 이변량 ECT-ARCH(1)모형을 추정하였다.

<표 7>의 실증분석 결과에 의하면, 원달러 선물시장의 최적헤지비율은 0.97627, 원달러 역외선물환시장의 최적헤지비율은 0.81695로 전통적인 최소분산헤지모형 및 VECM의 헤지비율추정결과와 마찬가지로 원달러 선물시장의 최적헤지비율이 역외선물환시장의 헤지비율보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 이러한 분석결과로부터 원달러 선물시장의 헤지성과가 원달러 역외선물환시장의 헤지성과보다 상대적으로 높을 것으로 추론해 볼 수 있다.

또한 각 파생상품시장 내에서의 헤지모형별 최적헤지비율을 비교해 보면, 이변량 ECT-ARCH(1)의 헤지비율이 전통적인 최소분산헤지모형과 VECM모형의 헤지비율보다는 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

4. 헤지성과(hedge performance) 분석

마지막으로 본 연구에서는 원달러 선물시장과 역외선물환시장중 어느 시장을 이용하는 것이 원달러 현물시장의 가격변동위험을 커버하는데 더 나은지를 분석하고자 하였다. 각 외환파생상품시장간 헤지성과 분석뿐만 아니라 파생상품시장 내에서 각 헤지모형별 헤지성과도 함께 분석하였다. 또한 각 파생상품별 및 헤지모형별 헤지성과를 보다 효과적으로 분석하기 위하여 전체분석기간을 대표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)기간으로 나누어 분석하였다.

먼저 대표본(within-sample)기간의 헤지성과를 분석하였다. 대표본기간동안 원달러 선물 및 역외선물환의 매도시점은 2001년 1월 2일이며 헤지의 만기시점은 2003년 9월 30일까지이다. 외표본기간은 2003년 10월 1일부터 12월말까지이다. 또한 현물시장에서 보유하고 있는 포지션의 100%를 선물 및 선도시장에서 매도포지션을

취하는 헤지전략인 단순헤지에 대한 헤지성과도 추가적으로 실시하였다. 헤지성과는 포트폴리오위험의 축소 크기로 측정하였다.

외환과생상품시장에서 취하는 매도포지션 비율의 경우 최소분산헤지모형 및 VECM 모형에서는 앞서 원달러선물시장 및 역외선물환시장을 이용하여 구한 최적 헤지비율을 헤지만기 시점까지 일정하게 유지하는 것으로 하였다. 그러나 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하는 것으로 가정하는 이변량 ECT-ARCH(1) 모형을 이용한 헤지성과 분석 시에는 최적헤지비율도 헤지 만기시점까지 시장에서 발생하는 새로운 정보를 반영하여 계속 변하게 된다.

내표본 및 외표본기간동안 외환과생상품시장 및 헤지모형별 헤지성과에 대한 분석결과가 <표 8>에 제시되어 있다. 먼저 과생상품시장별 헤지성과를 비교해보면 내표본기간 뿐만 아니라 외표본기간에서도 전체적으로 원달러 선물시장의 헤지성과가 역외선물환시장보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 단순헤지와 이변량 ECT-ARCH(1) 모형을 제외하고 내표본기간보다는 외표본기간에서 각 시장별 헤지성과가 다소 높은 것으로 나타났다.

다음으로 각 외환과생상품시장 내에서 각 헤지모형별 헤지성과를 비교분석해보면, 원달러 선물시장에서는 내표본 및 외표본기간 모두 전통적인 최소분산헤지모형의 헤지성과가 시간변동 이변량 ECT-ARCH(1) 모형의 헤지성과보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 또한 원달러 역외선물환시장의 경우에서도 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 전통적인 최소분산헤지모형 및 VECM 모형의 헤지성과가 시간이 경과함에 따라 헤지비율이 변하게 되는 ARCH류 모형보다 헤지성과가 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

외환과생상품시장에서 전통적인 최소분산헤지모형의 헤지성과가 시간변동 이변량 ARCH류 모형의 헤지성과에 뒤지지 않는다는 이러한 실증분석결과는 영국 등 해외 주요외환선물시장에서 전통적인 모형과 ARCH류 모형간의 헤지성과를 비교 분석한 Kroner and Sultan(1993)의 연구결과, 일본 Nikkei225 주가지수선물시장에 대한 옥기울(1998) 등의 연구결과와는 다소 다르게 나타났으나, 국내 국채선물시장에 대한 이재하·장광열(2001), 정진호·임병진·원종현(2002), 이재하·한덕희(2002) 등의 분석결과와는 다소 일맥상통하는 것으로 나타났다.

〈표 8〉 내표본 및 외표본의 헤지성과 비교

구 분	선물환율		역외선물환율	
	내표본	외표본	내표본	외표본
단순헤지(naive hedge)모형	+0.95983	+0.84707	+0.57143	+0.87531
최소분산헤지모형	+0.99441	+0.99936	+0.52601	+0.94306
VECM 모형	+0.99676	+0.99967	+0.98078	+0.99913
이변량 ECT-ARCH(1)모형	+0.96564	+0.80120	+0.57783	+0.72460

- 주) 1. 앞에서 구한 각 모형과 시장에서 추정된 헤지비율을 근거로 헤지성과를 추정하였다. 이때 헤지성과는 헤지된 포지션과 헤지되지 않는 포지션간 분산의 비율을 1에서 차감한 분산의 감소비율(percent reduction in variation)로 측정하였음.
2. 분석기간은 2003년 10월 1일부터 2003년 12월 말일까지임.

V. 결론

최근 경상수지 흑자지속, 외국인 주식투자자금 유입 등에 따른 원달러 환율하락은 국내 수출기업들의 채산성 악화를 초래할 뿐만 아니라 경제성장의 대외의존도가 매우 높은 국내 경제에 매우 심각한 문제로 나타나고 있다. 수출기업의 외환시장 담당자들과 달러표시 자산을 보유하고 있는 국내투자자들은 원달러 하락으로 인한 환위험관리에 어떻게 대처해야하는지가 주요한 관심사가 되었다.

외환현물시장에서 보유하고 있는 원달러 현물포지션의 가격하락위험을 방지하는 데는 다양한 방법들이 사용될 수 있다. 회사 내부적으로는 결제시기 및 결제통화 변경, 상계, lead-lag, 수출선 다변화 등의 방법을 사용할 수 있다. 또한 대외적으로는 외환파생상품시장을 이용하여 이러한 환위험을 커버할 수 있다. 이러한 환위험관리기법으로 사용할 수 있는 파생상품 중에서 대표적인 시장이 원달러 선물시장과 역외선물환시장이다.

따라서 본 연구에서는 원달러 환율변동위험을 커버하기 위하여 원달러 선물시장과 선도시장을 대표하는 역외선물환시장중 어느 시장을 이용하는 것이 보다 효율적인지 분석할 뿐만 아니라 각 외환파생상품시장 내에서 어느 헤지모형을 이용하는 것이 더 효과적인지를 실증 분석하였다. 또한 기존의 연구에서 각각의 원달러

선물시장과 역외선물환시장의 헤지성과에 대한 분석은 다소 이루어졌으나 외환과 생상품시장간의 최적헤지비율추정 및 헤지성과를 함께 분석한 연구는 거의 이루어지지 않았다.

이를 위하여 2001년 1월 2일부터 2003년 12월 말일까지 원달러 현물환율, 원달러 선물 및 원달러 장외시장에서 대표적으로 사용되는 3개월물 원달러 역외선물환율의 일별 시계열 자료를 사용하였다. 분석모형으로는 전통적인 최소분산헤지모형과 이를 보완한 벡터오차수정모형, 헤지비율의 시간가변성을 고려한 이변량 ARCH류 모형을 사용하였다.

실증분석결과 먼저 외환과생상품시장별 최적헤지비율 추정결과에 의하면 원달러 선물시장의 최적헤지비율이 역외선물환시장의 헤지비율보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 다음으로 각 외환과생상품시장에서 헤지모형별 최적헤지비율 추정결과에 의하면 원달러 선물시장 및 역외선물환시장 모두 이변량 ARCH류 모형의 헤지비율이 전통적인 최소분산헤지모형 및 VECM 모형을 이용한 헤지비율보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

헤지성과분석결과, 파생상품시장별 헤지성과를 비교해보면 전체적으로 원달러 선물시장의 헤지성과가 원달러 역외선물환시장의 헤지성과보다 상대적으로 높은 것으로 나타났으며 내표본기간보다는 외표본기간에서 각 시장별 헤지성과가 다소 높은 것으로 나타났다.

또한 각 외환과생상품시장 내에서 각 헤지모형별 헤지성과를 비교해보면, 예상과는 달리 원달러 선물시장 및 역외선물환시장 모두 최소분산헤지모형 및 VECM 모형의 헤지성과가 이변량 ARCH 모형의 헤지성과보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 따라서 우리나라 외환시장의 위험관리를 위해서는 헤지비율이 일정한 것으로 가정하는 최소분산헤지모형과 VECM 헤지모형중 어느 모형을 사용하여도 환 위험관리에 무난한 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과는 최근 세계적인 달러 하락추세로 인한 원화하락에 따른 외환손실위험 축소를 고려하고 있는 중소기업 재무담당자 및 한국은행 등 외환시장정책을 담당하는 실무자들에게 다소나마 도움을 줄 수 있을 것으로 사료된다. 한편, 헤지성과는 헤지기간의 설정에 따라 다소 달라질 수 있다는 한계점이 있다.

〈참 고 문 헌〉

1. 광수중, “코스피 200 선물의 최적헤지비용 및 헤지효과 분석,” 『선물연구』 제5호, 1997, 1-30.
2. 옥기울, “Nikkei225 선물과 최적헤지,” 『재무연구』 제15호, 1998, 101-122.
3. 이재하 · 장광열, “KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략,” 『증권학회지』 제28집, 2001, 379-417.
4. 이재하 · 한덕희, “국채선물을 이용한 헤지전략,” 『선물연구』 제2호, 2002, 25-56.
5. 정진호 · 임병진 · 원종현, “국채선물을 이용한 적정 헤지비용 추정에 관한 연구,” 『증권학회지』 제30집, 2002, 163-188.
6. 정한규, “KOSPI 200 현 · 선물간 최적헤지비용의 추정,” 『재무관리연구』 제16권 제1호, 1999, 223-243.
7. 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.
8. 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.
9. Cecchetti, Stephen G., Robert E. Cumby, and Stephen Figlewski, “Estimation of the Optimal Futures Hedges,” *Review of Economics and Statistics* 70(4), 1988, 623-630.
10. Chang, C. W., J. S. K. Chang, and H. Fang, “Optimum Futures Hedges with Jump Risk and Stochastic Basis,” *Journal of Futures Markets* 16, 1996, 441-458.
11. Crain, S. and J. Lee, “Hedging Effectiveness of T-Bill Futures and Eurodollar Futures,” *Advanced Analysis and Portfolio Management*, 2004, 1:79-110.
12. 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.
13. Ederington, L. H., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,”

- Journal of Finance* 34(1), March 1979, 157-170.
14. Engle, R. F., "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation," *Econometrica*, 1982, 987-1008.
 15. Engle, Robert F. and C. Granger, "Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica* 55, 1987, 251-1008.
 16. Figlewski, S., "Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures," *Journal of Finance* 39, 1984, 657-669.
 17. Figlewski, S., "Hedging with Stock Index Futures : Theory and Application in a New Market," *Journal of Futures Markets* 5, 1985, 183-199.
 18. Gagnon, L. and G. Lypny, "Hedging Short-Term Interest Risk Under Time-Varying Distributions," *Journal of Futures Markets* 15, 1995, 767-783.
 19. Ghosh, A., "Hedging with Stock Index Futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model," *Journal of Futures Markets* 13, 1993, 743-752.
 20. Ghosh, Asim and Ronnie Clayton, "Hedging with International Stock Index Futures : An Intertemporal Error Correction Model," *Journal of Financial Research* 19, 1996, 477-492.
 21. Granger, C. and P. Newbold, "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics* 2, 1974, 111-120.
 22. Howard, C. T. and L. J. D'Antonio, "Multiperiod Hedging Using Futures : A Risk Minimization Approach in the Presence of Autocorrelation," *Journal of Futures Markets* 11, 1991, 697-710.
 23. Kroner, Kenneth F. and Jahangir Sultan, "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 28, 1993, 535-551.
 24. 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.
 25. McNew, K. P. and P. L. Fackler, "Nonconstant Optimal Hedge Ratio Estimation and Nested Hypothesis Tests," *Journal of Futures Markets* 14, 1994, 619-635.

26. Myers, R., "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets," *Journal of Futures Markets* 11, 1991, 39-54.
27. Park, T. H. and L. N. Switzer, "Bivariate GARCH Estimation of Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures : A Note," *Journal of Futures Markets* 15, 1995, 61-67.
28. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 1988, 335-346.
29. Witt, H., T. Schroeder, and M. Hayenga, "Comparison of Analytical Approaches for Estimating Hedge Ratios for Agricultural Commodities," *Journal of Futures Markets* 7, 1987, 135-146.

< Abstract >

Estimation of the Hedge Performance between the Won/Dollar Futures and Non-Deliverable Forward Markets

Chung-Hyo Hong, Gyu-Hyun Moon

We investigate the pertinent hedging ratios and hedge performance of Won/Dollar futures market and Non-Deliverable Forward market against Won/Dollar spot market. For this purpose, we make use of the traditional minimum variance hedge model of Ederington (1979), vector error correction model (VECM) and a bivariate ECT-ARCH model of Engle (1982). The whole sample period is from January 2, 2001 to December 31, 2003. We use the daily data of the Won/Dollar spot, futures and three month non-deliverable forward markets. The major findings are as follows ;

First, the optimal hedge ratios of Won/Dollar futures market are relatively higher than those of non-deliverable forward market. From these empirical results we may infer that the hedge performance of futures market is relatively superior to that of forward market. We also find that the hedge ratio of VECM and OLS model with constant hedge ratios over time are a little lower than that of the time varying ECT-ARCH model.

Second, the hedge performance of traditional minimum variance and VECM model are relatively greater than that of bivariate ECT-ARCH(1) model. We also find that the overall hedge effects of Won/Dollar futures market is higher than that of non-deliverable forward market.

Keywords : Won-Dollar NDFs, Won-Dollar Forwards, Hedge Performance, Minimum Variance Hedge Model, Bivariate ECT-ARCH(1) Model

JEL Classification Number : G10, G13