財務管理硏究 第二十六券 第二號(2009. 6), 155~180

통화선물시장의 헤징유효성 비교 : 신흥통화 대 선진통화

강석규*

〈요 약〉

본 연구에서는 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장과 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 선진 통화선물시장을 대상으로 최적헤지비율을 추정하고, 외표본헤지기간을 두고 헤징유효성을 측정 및 비교하고자 하였다. 헤지비율은 모수의 추정기간을 한기간씩 이동하여 모수를 추정하는 롤링 윈도우즈(rolling windows)에 따른 OLS 모형, 오차수정모형과 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 어떠한 헤징모형을 이용하더라도 한국 원/달러 선물을 이용한 헤징은 현물환율의 가격변동위험을 97% 상회할 정도로 감소시키고 있음을 보여주고 있다. 둘째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 한국 원화 선물시장은 브라질 리알화, 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물시장과 유럽 유로화, 영국 파운드화, 일본 엔화 등의 선진통화 선물시장보다 현물환율의 변동위험에 대한 헤징수단으로 우월함을 보여주고 있다. 이는 한국 원/달러 통화선물이 현물환율의 위험관리수단으로 유용성이 매우 높고 위험관리도구로서 역할을 성실히 수행하고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 셋째, 헤징모형 간의 헤징유효성을 비교하면, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 최적헤지비율의 추정에 이용된 단순모형, OLS 모형, 오차수정모형, 그리고 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 따른 헤징성과에 유의한 차이가 없음을 보여준다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, OLS 모형, 오차수정모형, 이변량 GARCH(1, 1) 모형 등의 복잡한 계량모델을 이용한 헤징보다 단순히 현물보유포지션과 반대되는 동일한 금액의 포지션을 선물시장에 취하는 단순모형을 이용한 헤징이 유용할 수 있음을 시사하고 있다. 넷째, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 헤징기간이 늘어날수록 헤징유효성 또는 헤징성과가 높아지고 있음을 보여주고 있다.

주제어 : 통화선물시장, 헤징성과, 선진통화, 신흥통화

논문접수일 : 2008년 07월 24일 논문수정일 : 2009년 02월 26일 논문게재확정일 : 2009년 04월 06일

* 제주대학교 경영학과, E-mail : kangsk@cheju.ac.kr

Ⅰ. 서 론

본 연구에서는 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장과 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 선진 통화선물 시장의 헤징유효성을 측정 및 비교하고자 한다.

글로벌 투자은행들은 2000년 초반부터 이어진 세계경기의 꾸준한 호조로 다양한 해외투자펀드를 개발하여 해외 실물자산이나 금융자산에 대한 투자를 지속적으로 늘려왔다. 이러한 과정에서 미국달러 이외에도 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 선진통화와 한국, 멕시코, 브라질 등 신흥통화에 대한 수요도 증가하게 되었고, 이들 통화로부터 발생하는 환율변동위험을 감소시킬 헤징수요 역시 증가하게 되었다.

한국의 원화 선물은 1999년 4월 23일 상장 이후 환위험 관리도구로서 꾸준한 거래증가세를 시현하여 2003년 일평균거래량이 6,073계약에 이를 정도로 성장해 왔다. 미국선물산업협회(FIA, Futures Industry Association)에 따르면, 2005년 상반기 대략 126만 계약 기록하여 아시아 거래소 통화선물상품 중 1위의 거래량을 보이고 있으며, 전세계 거래소 152개 통화선물 상품 중에서는 11위로 도약하는 괄목한 성장세를 보이고 있다. 이와 같이 한국통화선물시장은 외형적으로 성공적인 시장이라 할 수 있지만 헤징성과라는 선물시장의 유효성을 기준으로 시장의 질적인 측면에서의 평가가 필요한 시점이라 할 수 있다.

헤징은 불확실한 미래 현물의 가격변동으로 인한 리스크를 감소시키거나 제거하기 위해 현물시장과는 반대되는 포지션을 선물시장에 취하는 것을 말한다. 즉 현물보유에 따른 손실이나 이익이 선물거래의 이익이나 손실로 서로 상쇄될 수 있도록 선물시장에서 포지션을 취하는 것을 말한다. 그러나 현물과 선물가격의 움직임이 항상 동일하지 않기 때문에 베이시스 위험이 발생하며, 이러한 베이시스 위험으로 인해 미래 현물가격의 가격변동위험을 조정하기 위해서 선물시장에서 얼마만큼의 포지션을 취해야 하는가라는 최적헤지비율의 결정문제에 직면하게 된다. 만약 베이시스 위험만이 불확성의 유일한 원천이라면, 최적헤지비율은 선물가격의 조건부 분산에 대한 현·선물가격의 조건부 공분산 비율이 될 수 있다. 이러한 최적헤지비율을 추정하기 위하여 Benninga et al.(1983), Myers(1991) 등의 기존연구들은 단순히 현물에 대한 선물의 OLS회귀 모형의 기울기를 이용하여 왔다.

한편, 새로운 정보가 시간에 따라 시장에 유입되면, 현물가격과 선물가격은 시간에 따라 변동하게 되며, 이에 따라 최적헤지비율 역시 시간 가변적 특성을 지닌다. Cecchetti

et al.(1988), Baillie and Myers(1991), Kroner and Sultan(1993) 등은 헤지비율의 시간가변적 특성을 고려하고 있는 이변량 GARCH(1, 1) 모형을 이용하여 헤지비율을 추정하고 있다.

지금까지 환율변동위험에 대한 헤징연구는 중요함에도 불구하고, 한국 통화선물을 직접 대상으로 헤징유효성을 분석한 연구는 홍정효・문규현(2004), 윤원철・안현진(2004), 윤원철(2007) 등의 연구에 국한되고 있다. 홍정효・문규현(2004)은 원・달러 선물을 이용한 최적헤지비율과 헤지성과를 분석하고 있다. 특히 이들은 단순헤지 모형과 최소분산헤지모형에 의한 헤징효과가 시변적 특성을 고려한 이변량 ECT-ARCH(1) 모형에 의한 헤징효과보다 상대적 더 높음을 보여주었다. 윤원철・안현진(2004)은 국내 원/달러 선물계약과 국외 역외선물환(NDF) 자료를 이용하여 헤징효과를 비교하였는데, 단순헤지모형, OLS헤지 모형 및 오차수정 모형에 의한 헤징효과분석에서 선물환율을 활용하는 경우가 역외 NDF 선도환율을 활용하는 경우보다 우월함을 보여주었다. 윤원철(2007)은 한국증권선물거래소에 상장된 달러화(USD), 엔화(JPY), 유로화(EUR) 통화선물을 대상으로 단순헤지모형, OLS헤지 모형 및 오차수정모형에 의한 헤징효과를 비교하였는데, 헤징효과 측도를 위험요소만을 고려하는 경우에는 달러화(USD)의 헤징성과가 가장 높게 나타나고 있으며, 위험과 수익 모두를 고려하는 경우 상반된 결과로서 엔화(JPY)와 유로화(EUR)의 헤징성과가 높게 나타나고 있음을 보여주고 있다. 이외에도 위험요소만을 고려하는 경우 오차수정 모형에 의한 헤징성과가 우월하며, 위험과 수익요소를 모두 고려할 경우 단순헤지 모형에 의한 헤징성과가 우월함을 보여주고 있다.

본 연구에서는 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장과 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 선진 통화선물시장을 대상으로 헤지비율을 추정하고, 외표본헤지기간을 두고 헤징유효성을 측정・비교한다. 헤지비율은 모수의 추정기간을 한 기간씩 이동하여 모수를 추정하는 롤링 윈도우즈(rolling windows)에 따른 OLS헤지 모형, 오차수정 모형 및 CCC-BGARCH(1, 1) 모형에 의해 추정된다.

본 연구는 최근 국제금융시장에서 신흥시장으로 급부상하고 있는 우리나라, 브라질, 멕시코 등의 신흥통화 선물시장을 대상으로 헤징성과를 측정하고, 이를 일본, 영국 등 선진통화 선물시장의 헤징성과와 비교하고 있는 점에서 기존의 선행연구와 차별성을 지니며, 또한 시장간 헤징성과의 비교는 한국통화선물시장의 질적인 평가를 가능하게 한다는 측면에서 의미를 부여할 수 있다. 이와 함께 헤징모형 간의 헤징유효성을 비교할 수 있다.

Ⅱ. 표본자료

본 연구의 분석에 이용된 자료는 시카고상업거래소(CME, Chicago Mercantile Exchange)에 상장되어 있는 유럽의 유로화, 일본 엔화, 영국 파운드화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 통화선물과 한국증권선물거래소(KRX, Korea Exhange)에 상장되어 있는 한국 원화 통화선물과 이에 대응되는 각 국가의 현물환율 자료이다.

<표 1>은 표본자료로 이용되고 있는 선진통화와 신흥통화 선물상품의 주요 계약명세서를 나타내고 있다.

헤징유효성 분석에 사용된 표본자료는 2001년 1월 1일부터 2006년 3월 10일까지 일별단위로 추출된 자료이며, 주 5일 거래일 중 거래일이 없는 날의 경우에는 전일 자료를 사용하였고, 각 국가의 선물가격과 현물환율은 미국달러를 기준통화로 하는 유럽식 표기법으로 표기하여 분석하였다.

<표 1> 신흥통화선물과 선진통화선물의 계약명세서

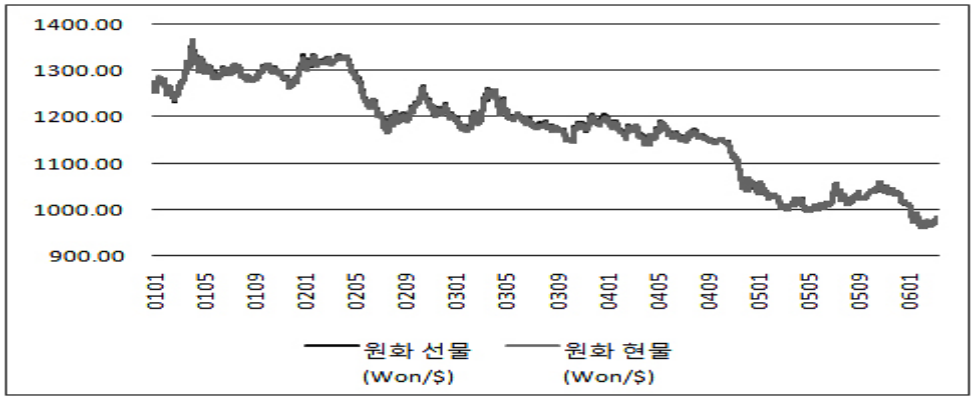
이 표는 시카고상업거래소(CME)에 상장되어 있는 유럽의 유로화, 일본 엔화, 영국 파운드화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 통화선물과 한국증권선물거래소(KRX)에 상장되어 있는 한국 원화 통화선물의 주요 계약명세서이다. 선진통화 선물과 신흥통화 선물의 두드러진 차이점은 최근월물의 결제 주기에 있다. 영국 파운드화와 일본 엔화 등 선진통화 선물의 경우 분기별 결제월 주기를 지니는 반면 한국 원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 신흥통화 선물의 경우 월별 결제월 주기를 지닌다. 또한 브라질 리알화 통화선물은 다른 통화와 달리 결제일에 현금결제가 이루어지는 특징을 지니고 있다.

구 분	신흥통화			선진통화		
통화표시	한국 원 (won/$)	멕시코 페소 ($/peso)	브라질 리알 ($/real)	유럽 유로 ($/Euro)	영국 파운드 ($/pound)	일본 엔 ($/yen)
거래장소	KRX	CME	CME	CME	CME	CME
거래단위	50,000 US$	500,000 Mexican Peso	100,000 Brazilian Real	125,000 Euro	62,500 Pound Sterling	12,500,000 Japan Yen
상장 및 결제월	3개의 연속 역월물 및 3, 6, 9, 12월	13개의 연속 역월물 및 3, 6, 9, 12월	12개의 연속 역월물	6개의 3, 6, 9, 12월	6개의 3, 6, 9, 12월	6개의 3, 6, 9, 12월
최종거래일	결제월의 세 번째 수요일직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 마지막 거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일	결제월의 세 번째 수요일 직전 2거래일
결제방법	실물인수도	실물인수도	현금결제	실물인수도	실물인수도	실물인수도
가격제한폭	없음	없음	없음	없음	없음	없음

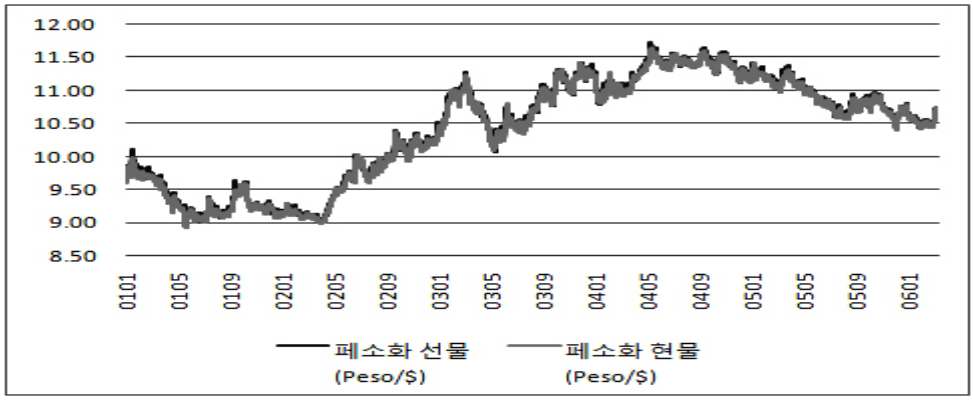
시카고상업거래소(CME)에서 거래되고 있는 영국 파운드화, 일본 엔화, 브라질 리알화, 멕시코 페소화의 일별 선물가격과 현물환율의 종가자료는 Thomson Datastream으로부터 구하였으며, 한국 원화의 일별 선물가격과 현물환율의 종가자료는 한국증권선물거래소(KRX)로부터 구하였다. 각 통화의 일별선물가격은 유동성이 높은 최근월 선물가격이다.

[그림 1]에서 [그림 6]은 각각 한국 원화, 브라질 리알화, 멕시코 페소화, 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 최근월 선물환율과 현물환율의 가격추이를 보여준다. 전반적으로 전체표본기간동안 원/달러, 유로/달러, 파운드/달러 환율이 지속적으로 하락하고 있음을 보여주고 있고 있는 반면 페소/달러, 리알/달러, 엔/달러 환율은 상승이후 하락하고 있음을 보여주고 있다.

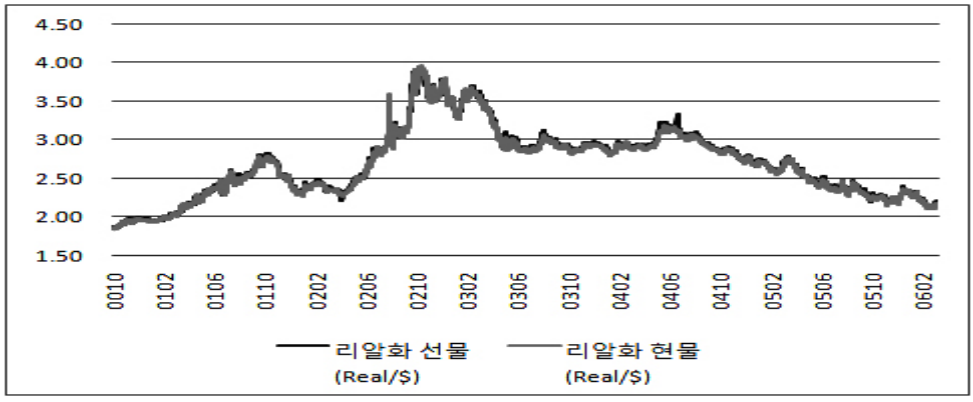
[그림 1] 원화의 선물환율과 현물환율의 추이(단위, 원/달러)



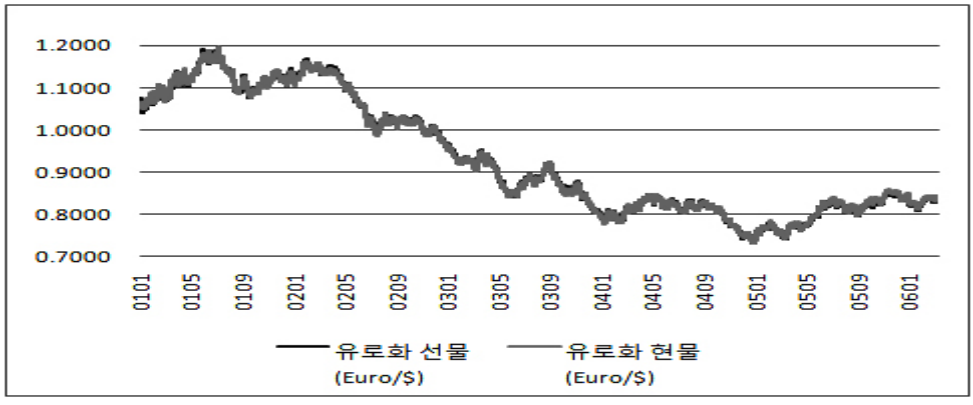
[그림 2] 페소화의 선물과 현물환율의 추이(단위, 페소/달러)



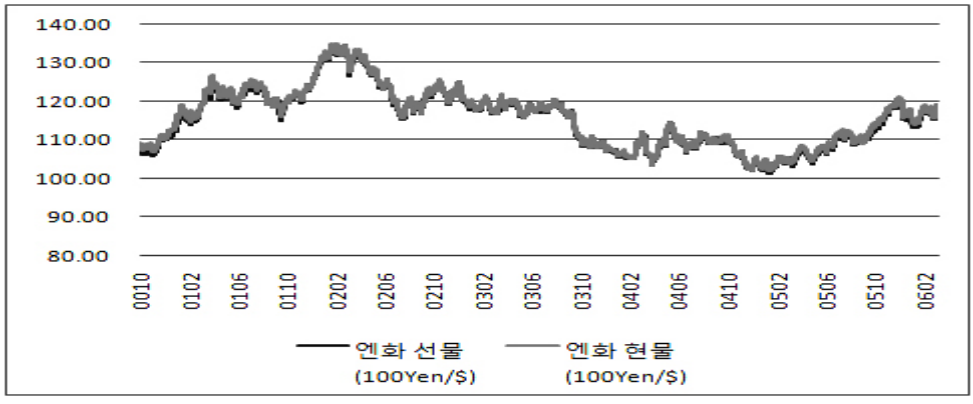
[그림 3] 리알화의 선물과 현물환율의 추이(단위, 리알/달러)



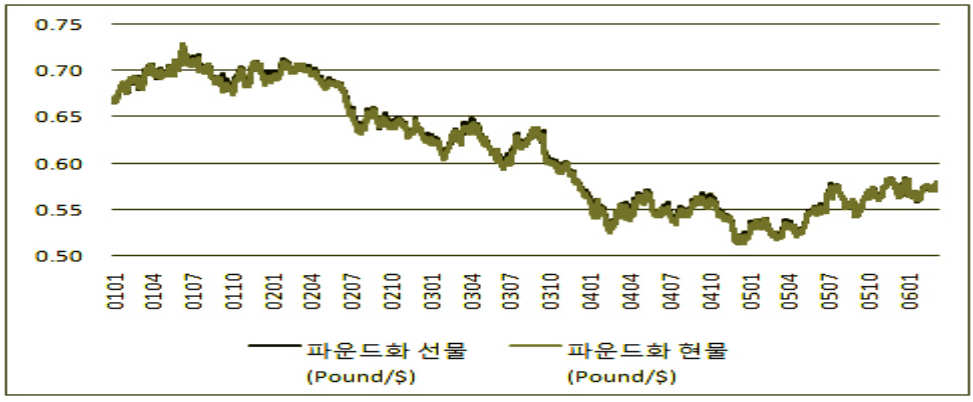
[그림 4] 유로화의 선물과 현물환율의 추이(단위, 유로/달러)



[그림 5] 엔화의 선물과 현물환율의 추이(단위, 100엔/달러)



[그림 6] 파운드화의 선물과 현물환율의 추이(단위, 파운드/달러)



Ⅲ. 연구방법론

1. 헤지비율의 추정방법

본 연구에서는 Myers(1991), Ghosh(1993), Park-Switzer(1995), 홍정효·문규현(2004), 강석규(2007) 등 기존연구와 마찬가지로 가격변화량에 기초하여 일정헤지비율을 가정하는 단순헤지모형, 전통적 OLS헤지 모형, 장기균형관계를 고려한 오차수정모형 및 시간 변동적 특성을 고려한 GARCH 모형에 의한 헤지비율을 추정하고자 한다.

1) OLS헤지 모형

단순헤지모형은 헤지비율이 단순히 1이라는 가정 하에 현물보유포지션과 반대되는 동일한 금액의 포지션을 선물시장에 취하는 모형이다. Ederington(1979)은 단순헤지모형의 대안으로써 최소분산헤지모형을 제안하였는데, 매도(매수)헤저는 현물 한 단위를 매입(매도)하고 선물 $\hat{\beta}$만큼을 매도(매수)함으로써 포트폴리오의 분산이 최소가 되는 헤지를 하게 되는데 식 (1)과 같이 표기할 수 있다. 추정된 $\hat{\beta}$를 최소분산헤지비율 또는 최소분산모형에 의한 최적헤지비율이라 한다. 또한 식 (1)과 같이 최소분산헤지($\hat{\beta}$)를 회귀 식을 통해 추정할 수 있다는 점에서 OLS(ordinary least square)헤지모형에 의한 헤지비율이라고도 한다.

$$\triangle S_t = \alpha + \beta \triangle F_t + \epsilon_t \tag{1}$$

여기서 $\triangle S_t$와 $\triangle F_t$는 각각 t시점의 현물가격의 변화량($S_t - S_{t-1}$)과 선물가격의 변화량($F_t - F_{t-1}$)을 나타낸다.

2) 오차수정모형

Engle-Granger(1987)에 따르면 현물과 선물가격이 I(1) 과정에 따르고 공적분관계가 존재하는 경우 식 (1)에 의해 추정되는 헤지비율 $\hat{\beta}$은 자료를 과도하게 차분함에 따른 하향편의가 발생할 수 있다는 것이다. 이러한 문제점을 개선하기 위해서는 현물과 선물가격 간에 장기적인 균형관계가 존재하는 경우 단기시차모형에 오차수정항을 포함하는 오차수정모형(error correction model : ECM)을 이용할 수 있다.

$$\triangle S_t = \beta_{0,s} + \beta_{1,s} u_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{i,s} \triangle S_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{j,s} \triangle F_{t-i} + \varepsilon_{s,t} \tag{2}$$

$$\triangle F_t = \beta_{0,f} + \beta_{1,f} u_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_{i,f} \triangle S_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{j,f} \triangle F_{t-j} + \varepsilon_{f,t} \tag{3}$$

$\triangle S_t$와 $\triangle F_t$는 각각 현물 및 선물의($S_t - S_{t-1}$), ($F_t - F_{t-1}$)인 가격변화량이며 $\beta_{0,s}$, $\beta_{0,f}$, $\beta_{1,s}$, $\beta_{1,f}$, $\gamma_{i,s}$, $\gamma_{j,s}$, $\gamma_{i,f}$, $\gamma_{j,f}$는 각각 추정해야 할 모수이다. u_{t-1}은 오차수정항으로 S_t과 F_t의 공적분회귀식인 $S_{t-1} = C + \delta F_{t-1} + u_{t-1}$ 이다. 식 (2)~식 (3)의 u_{t-1}은 공적분 관계가 있는 현물과 선물간의 공적분회귀식을 통하여 S_t과 F_t의 장기적인 균형관계를 반영한 것이 되고, $\sum_{i=1}^{m} \gamma_{i,s} \triangle S_{t-i} + \sum_{j=1}^{n} \gamma_{j,s} \triangle F_{t-j}$은 단기적 조정과정을 동태적인 측면에서 파악할 수 있게 해주는 항이라고 볼 수 있다.

Lien(1996)에 의하면 오차수정모형에서 헤지비율은 모형을 추정함으로써 구해지는 선물과 현물의 잔차 공분산을 선물의 잔차 분산으로 나눈 비율인 $Cov(\varepsilon_{s,t},\ \varepsilon_{f,t}) / Var(\varepsilon_{f,t}) = \rho(\sigma_{s,t} / \sigma_{f,t})$가 된다.

3) 일정 조건부상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형

실시간으로 새로운 정보가 시장에 유입됨에 따라 헤지비율 역시 시간가변적인 특성

을 지닌다. 이러한 헤지비율의 시간가변적 특성을 고려하고 있는 이변량 GARCH 모형을 이용하여 헤지비율을 추정한다.

본 연구에서는 Kroner-Sultan(1993), 강석규(2007) 등과 마찬가지로 현·선물 가격변화량 간의 조건부 상관관계가 시간에 따라 일정하다는 일정 조건부 상관관계(constant conditional correlation) 이변량 GARCH(1, 1) 모형[이하, CCC BGARCH(1, 1) 모형]을 이용하여 헤지비율을 추정하였다. CCC BGARCH(1, 1) 모형은 다음과 같이 표기할 수 있다.

$$\triangle S_t = \theta_{s0} + \theta_{s1}\triangle S_{t-1} + \epsilon_{s,t} \tag{4}$$

$$\triangle F_t = \theta_{f0} + \theta_{f1}\triangle F_{t-1} + \epsilon_{f,t} \tag{5}$$

$$\begin{bmatrix}\epsilon_{s,t}\\ \epsilon_{f,t}\end{bmatrix} \mid \Omega_{t-1} \sim N(0, H_t),\ H_t = \begin{bmatrix}h_{s,t} & h_{sf,t}\\ h_{sf,t} & h_{f,t}\end{bmatrix}$$

$$h_{s,t} = \gamma_s + \alpha_s\epsilon_{s,t-1}^2 + \beta_s h_{s,t-1} \tag{6}$$

$$h_{f,t} = \gamma_f + \alpha_f\epsilon_{f,t-1}^2 + \beta_f h_{f,t-1} \tag{7}$$

$$h_{sf,t} = \rho\sqrt{h_{s,t}h_{f,t}} \tag{8}$$

여기서 $\triangle S_t$와 $\triangle F_t$는 각각 현물가격변화량과 선물가격변화량을 나타낸다. 식 (4)와 (5)는 조건부 평균 방정식으로 AR(1) 과정에 의해 생성된 $\epsilon_{s,t}$와 $\epsilon_{f,t}$는 평균이 0이고 조건부분산이 H_t인 이변량 정규분포를 따른다고 가정하며, Ω_{t-1}는 $t-1$시점에서의 정보집합을 나타낸다. 조건부 분산과 공분산방정식은 식 (6)~식 (8)이며, $h_{s,t}$와 $h_{f,t}$는 현물과 선물의 조건부분산을 나타내며, $h_{sf,t}$는 현물과 선물간의 일정상관계수(ρ)를 지닌 조건부 공분산을 나타낸다. 조건부 분산방정식에서 $i=s,\ f$에 대해 $\gamma_i,\ \alpha_i,\ \beta_i$는 모두 양의 값을 지니며, $\alpha_i+\beta_i \leq 1$이어야 한다.

CCC BGARCH(1, 1) 모형의 장점은 조건부 분산과 공분산의 값이 양(+)이 되게 하는 양정부호(postive semidefinite)를 지닌다는 점이다. 이는 분산-공분산행렬이 항상 양의 값을 지닌다는 의미로, 양의 값을 지닌 헤지비율을 생성하게 하는 고유의 특성을 지닌다. 그러므로 CCC BGARCH(1, 1) 모형은 헤지비율을 측정하기 쉽고, 롤링윈도우즈(rolling-windows)에 기초하여 다음 기간의 조건부 분산과 공분산을 예측하고 예측

기간 동안의 헤지비율을 계산하는데 보다 효율적이라 할 수 있다.

이변량 현물가격변화량과 선물가격변화량이 주어져 있을 경우, 시간가변적 헤지비율(ζ^*)은 식 (6)~식 (8)의 조건부 분산-공분산 방정식에 의해서 식 (9)와 같이 측정할 수 있다.

$$\zeta_t^* = \widehat{h_{sf,t}} \ / \ \widehat{h_{f,t}} \tag{9}$$

조건부 평균과 분산 방정식의 모수추정치는 BHHH(1974)의 알고리즘을 이용하여 식 (10)과 같이 조건부 로그우도함수를 최대화함으로써 얻어진다[1].

$$L_t(\theta) = -\log 2\Pi - 1/2\log|H_t| - 1/2\,\epsilon_t'(\theta)\,H_{t-1}(\theta)\,\epsilon_t(\theta) \tag{10}$$

단, θ는 모형의 모든 모수 벡터임.

2. 헤징유효성의 측정

헤징유효성은 헤지하지 않은 포트폴리오에 대한 헤지 포트폴리오의 위험감소비율로 정의할 수 있다. 헤지하지 않은 포트폴리오의 수익(R_{UP})와 헤지 포트포리오의 수익(R_{HP})은 각각 식 (11)과 식 (12)와 같이 표기할 수 있으며, F_t와 S_t는 t시점의 선물 및 현물가격이며, ζ는 헤지비율이다. 헤지 포트폴리오의 수익(R_{HP})은 t시점에서 현물 한 단위를 매수하는데 대한 선물 ζ단위를 매도할 때 생성되는 수익으로 현물보유로부터 발생할 수 있는 미래의 가격변동위험을 줄이거나 없애기 위한 매도헤지전략(short hedge strategy)에 의한 헤지 포트폴리오의 수익을 의미한다.

$$R_{UP} = S_{t+1} - S_t \tag{11}$$

$$R_{HP} = (S_{t+1} - S_t) - \zeta(F_{t+1} - F_t) \tag{12}$$

이들 포트폴리오의 위험은 각 위의 식에 분산을 취해줌으로써 얻어지게 되는데 헤지하지 않은 포트폴리오와 헤지 포트폴리오의 분산은 각각 식 (13)과 (14)와 같다. 여기서 σ_s^2와 σ_f^2는 현물과 선물가격의 분산을, $\sigma_{s,f}$는 양시계열의 공분산을, ζ는 헤지비율을

1) 일부의 경우에 있어서는 Marquardt의 최적알고리즘도 함께 이용하였다.

나타낸다.

$$Var(R_{UP}) = \sigma_s^2 \tag{13}$$

$$Var(R_{HP}) = \sigma_s^2 + \zeta^2\sigma_f^2 - 2\zeta\sigma_{s,f} \tag{14}$$

Ederington(1979) 등에 따르면 헤징성과 또는 헤징유효성(*HE*, Hedging Effectiveness)은 식 (15)와 같이 헤지하지 않은 포트폴리오의 분산에서 헤지 포트포리오의 분산을 차감한 후 헤지하지 않은 포트폴리오의 분산으로 나눈 값에 의해 측정된다.

$$HE = \frac{Var(R_{UP}) - Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})} = 1 - \frac{Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})} \tag{15}$$

Ⅳ. 실증분석

1. 기초통계량

<표 2>는 분석 자료의 기초통계량을 나타내고 있다. 우선 Panel A의 가격수준 시계열에서 신흥통화선물시장의 기초통계량을 살펴보면, 한국 원화의 경우 현물가격과 선물가격 수준 시계열의 평균은 각각 달러당 1,173.08원과 1,174.00원을 나타내고 있으며, 멕시코 페소화의 경우 현물가격과 선물가격 수준 시계열의 평균은 각각 달러당 10.40페소와 10.43페소를 나타내고 있고, 브라질 리알화의 경우 현물가격과 선물가격 수준 시계열의 평균은 각각 달러당 2.72리알과 2.74리알을 나타내고 있어 통화선물 가격시계열의 평균이 현물환 가격시계열 보다 높은 콘탱고 현상을 보여주고 있다. 그리고 한국 원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 모든 가격수준 시계열에서 1% 유의수준에서 정규성을 기각하고 있으며, 비정상적이라는 귀무가설을 기각하지 않고 있다. 다음으로 선진통화선물시장의 가격수준 시계열 기초통계량을 보면, 유로화와 파운드화의 경우 달러당 0.93유로, 달러당 0.61파운드로 각각 현물가격과 선물가격시계열의 평균이 동일한 값을 보여주고, 엔화에 있어서는 현물가격 시계열의 평균 달러당 116.20엔이 선물가격시계열의 평균 달러당 115.85엔 보다 높게 나타나고 있다. 또한 앞의 신흥통화와 마

<표 2> 분석자료의 기초통계량

이 표는 2001년 1월 1일부터 2006년 3월 10일까지 분석기간동안의 기초통계량을 나타낸다. Panel A는 가격수준 시계열의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정, Phillips-Perron의 비정상성 검정을 포함하고 있으며, Panel B는 1차 차분 즉 가격변화량 시계열의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, Jarque-Bera의 정규성 검정, 계열상관검정, Phillips-Perron의 비정상성 검정을 포함하고 있다.

A : 가격수준 시계열

구 분		변수	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	PP
신흥통화	한국	현물	1173.08	104.18	-0.36	2.04	80.94**	-3.04
	원화	선물	1174.00	104.63	-0.36	2.04	81.73**	-3.00
	멕시코	현물	10.40	0.80	-0.38	1.77	118.95**	-1.68
	페소화	선물	10.43	0.80	-0.39	1.78	118.73**	-1.62
	브라질	현물	2.72	0.43	0.52	2.89	62.78**	-1.45
	리알화	선물	2.74	0.43	0.47	2.79	52.80**	-1.67
선진통화	유럽	현물	0.93	0.14	0.43	1.65	145.76**	-1.40
	유로화	선물	0.93	0.14	0.43	1.64	145.83**	-1.39
	영국	현물	0.61	0.06	0.18	1.58	121.34**	-1.78
	파운드화	선물	0.61	0.06	0.18	1.57	122.15**	-1.84
	일본	현물	116.20	7.65	0.22	2.38	31.94**	-2.16
	엔화	선물	115.85	7.63	0.22	2.39	32.62**	-2.20

B : 1차 차분(가격변화량) 시계열

구 분		변수	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	$Q(12)$	$Q^2(12)$	PP(Δ)
신흥통화	한국	현물	-0.2100	4.94	0.28	5.34	326.16**	12.06	213.2**	-37.12**
	원화	선물	-0.2143	4.99	0.29	5.32	322.54**	11.42	205.5**	-37.23**
	멕시코	현물	0.0008	0.05	0.52	5.08	305.74**	13.89	110.4**	-32.38**
	페소화	선물	0.0008	0.05	0.60	5.49	432.76**	27.54**	55.37**	-37.07**
	브라질	현물	0.0002	0.03	-0.40	26.25	30544.80**	89.97**	95.60**	-38.19**
	리알화	선물	0.0001	0.03	-0.22	11.79	4370.97**	13.65	380.6**	-38.39**
선진통화	유럽	현물	-0.0002	0.01	-0.01	4.00	56.62**	16.47	103.6**	-37.79**
	유로화	선물	-0.0002	0.01	0.21	4.27	100.15**	16.23	79.86**	-38.94**
	영국	현물	-0.0001	0.01	0.02	3.65	23.97**	3.56	20.37†	-37.46**
	파운드화	선물	-0.0001	0.01	0.01	4.01	57.92**	6.69	28.42**	-37.48**
	일본	현물	0.0034	0.68	-0.08	4.15	75.39**	11.04	13.24	-37.27**
	엔화	선물	0.0043	0.69	-0.21	4.68	168.88**	10.40	11.30	-37.63**

주) 1. J-B는 Jarque-Bera(1980)의 정규성 검정통계량을 나타냄.

2. $Q(12)$와 $Q^2(12)$는 각각 시계열과 시계열 자승에 대한 12시 차에 이르는 모든 계열상관들이 0과 무관하다는 귀무가설을 검정하는 Ljung-Box Q통계량을 의미함.

3. PP와 PP(Δ)는 각각 수준시계열과 1차 차분시계열의 Phillips-Perron 검정방법에 의한 시계열의 비정상성 가설 검정통계량을 의미하며, 상수항과 선형추세를 고려한 PP검정 모형임.

4. **와 *는 각각 1%, 5% 이하의 유의수준을 나타냄.

찬가지로 유럽의 유로화, 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 모든 가격수준 시계열에서 1% 유의수준에서 정규성을 기각하고 있으며, 비정상적이라는 귀무가설을 기각하지 않고 있다.

한편 Panel B의 1차 차분 즉 가격변화량 시계열에서 신흥통화선물시장의 기초통계량을 살펴보면, 한국 원화의 경우 현물가격변화량과 선물가격변화량의 평균은 각각 달러당 -0.2100와 -0.2143원이며, 그 표준편차는 각각 4.9380과 4.9994로서 베이시스 위험이 존재하고 있음을 확인할 수 있다. 현물가격변화량과 선물가격변화량의 첨도 값은 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포보다 더 급첨하는 형태를 보여주고 있고, 현·선물 시계열 모두 Jarque-Bera의 정규성 검정통계량 값이 각각 326.16과 322.54로 정규성을 1% 이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여준다.

그리고 각 시계열의 자승에 대한 계열상관검정 결과인, $Q^2(12)$값을 보면, 현·선물 시계열 모두 조건부 이분산성으로 인해 발생하는 비선형 종속시계열임을 보여주고 있다. 따라서 표본자료의 조건부 이분산적 특성을 고려한 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형을 이용한 검정이 필요함을 암시하고 있다.

멕시코 페소화의 경우 현물가격변화량과 선물가격변화량의 평균은 모두 달러당 0.0008페소이며, 그 표준편차는 각각 0.0515와 0.0524로서 베이시스 위험이 존재하며, 각 시계열의 정규성 검정과 자승에 대한 계열상관검정 결과는 한국 원화의 검정결과와 동일함을 보여준다. 브라질 리알화의 경우도 한국 원화와 멕시코 리알화의 기초 통계량과 유사한 결과를 보여주고 있다. 그리고 한국 원화, 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 모든 1차 차분 즉 가격변화량 시계열에서 1% 유의수준으로 비정상적이라는 귀무가설을 기각하고 있다.

다음으로 선진통화의 기초통계량을 살펴보면, 유럽 유로화의 경우 현물가격변화량과 선물가격변화량의 평균은 모두 달러당 -0.0002유로와 -0.0002유로이며, 그 표준편차는 각각 0.0057과 0.0059로서 베이시스 위험이 존재하고 있음을 확인할 수 있다. 각 시계열의 정규성 검정과 자승에 대한 계열상관검정 결과는 신흥통화의 검정결과와 동일함을 보여준다. 영국 파운드화의 경우 유로화의 기초통계량 분석결과와 유사한 결과를 보이고 있으나 일본 엔화의 경우 각 시계열의 자승에 대한 계열상관검정 결과는 앞의 결과와 달리 비선형 종속시계열이 아님을 보여준다. 그리고 신흥통화와 마찬가지로 유럽의 유로화, 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 모든 1차 차분 즉 가격변화량 시계열에서 1% 유의수준으로 비정상적이라는 귀무가설을 기각하고 있다.

2. 공적분분석

<표 3>은 Johansen의 공적분 검정결과를 나타내고 있다. 공적분 관계가 성립하기 위해서는 각 시계열이 동일한 차수로 적분되어 있어야 한다. 앞의 시계열 정상성 검정 결과에서 모든 표본통화의 현물시계열과 선물시계열이 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 존재하기 위한 전제조건을 충족하고 있다.

공적분 검정결과, 원화, 페소화, 리알화 등 신흥통화와 유로화, 파운드화, 엔화 등 모든 표본 통화의 현물가격과 선물가격시계열에서 한 개의 공통확률 추세인 공적분 관계 즉 장기 균형관계가 성립함을 보여주고 있다. 예를 들어 한국 원화의 경우 현물가격과 선물가격간의 관계에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설 ($r=0$)은 λ_{trace}와 λ_{max} 통계량이 각각 128.5385와 128.4906으로 측정되어 5% 이하의 유의수준으로 기각된다. 그러나 공적분관계가 기껏해야 한 개가 존재한다는 가설($r \leq 1$)은 5% 유의수준

<표 3> Johansen의 공적분 검정결과

이 표는 Johansen의 공적분 검정결과를 나타내고 있다. 공적분 검정은 현물과 선물시계열 두 변수 간에 장기균형관계(long-term equilibrium)가 존재하는지를 알아보기 위한 것으로 비정상적인 현물과 선물가격 시계열이 하나의 공통확률추세를 갖는지를 검정하는 것이라 할 수 있다. 공적분분석의 시차구조는 VAR(p) 모형에 기초하여 10시 차부터 내림 차순으로 AIC(1973) 값이 가장 낮은 시차(p)를 최종 시차길이로 선택하였다. r은 공적분 벡터의 수를 나타내며, $\lambda_{trace}(r) = -T\sum_{i=t+1}^{n}\ln(1-\lambda_i)$이며 $\lambda_{\max}(r, r+1) = -T\ln(1-\lambda_{i+1})$이다.

구 분		가 설	λ_{trace}			$\lambda_{\max}$		
			trace	5% 임계치	확률	max	5% 임계치	확률
신흥통화	원화 (p = 4)	$r=0$	128.5385	15.4947	0.0001	128.4906	14.2646	0.0001
		$r \leq 1$	0.048	3.8415	0.8266	0.048	3.8415	0.8266
	페소화 (p = 5)	$r=0$	161.388	15.4947	0.0001	159.9005	14.2646	0.0001
		$r \leq 1$	1.4875	3.8415	0.2226	1.4875	3.8415	0.2226
	리알화 (p = 7)	$r=0$	100.492	15.4947	0.0001	97.7058	14.2646	0.0000
		$r \leq 1$	2.7862	3.8415	0.0951	2.7862	3.8415	0.0951
선진통화	유로화 (p = 10)	$r=0$	39.07112	15.4947	0.0000	38.3539	14.2646	0.0000
		$r \leq 1$	0.7173	3.8415	0.3970	0.7173	3.8415	0.3970
	파운드화 (p = 7)	$r=0$	49.255	15.4947	0.0000	47.9879	14.2646	0.0000
		$r \leq 1$	1.2671	3.8415	0.2603	1.2671	3.8415	0.2603
	엔화 (p = 4)	$r=0$	51.6607	15.4947	0.0000	49.1569	14.2646	0.0000
		$r \leq 1$	2.5038	3.8415	0.1136	2.5038	3.8415	0.1136

에서 기각하지 않고 있다. 이러한 결과는 멕시코의 페소화와 브라질의 리알화 등 신흥통화와 유럽의 유로화, 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 선진통화에서 동일하게 나타나고 있다.

이와 같이 모든 표본통화에서 현물가격과 선물가격 시계열간에 공적분 관계가 성립하고 있음을 보여주고 있다. 따라서 이러한 표본자료의 특성을 고려하여 공적분관계식을 포함하는 오차수정모형을 이용하여 헤지비율을 추정하고 헤징성과를 비교하고자 한다.

3. 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형의 모수 추정 및 적합성 검증

실시간으로 새로운 정보가 시장에 유입됨에 따라 헤지비율 역시 시간가변적인 특성을 지닌다. 이러한 헤지비율의 시간가변적 특성을 고려하고 있는 CCC BGARCH(1, 1) 모형 즉 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형을 이용하여 모수를 추정하고 추정된 모수는 다음 기의 예측 최적헤지비율을 계산하는데 필요한 조건부 분산과 공분산 값을 산출한다.

<표 4>는 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형에 의한 모수 추정 결과를 나타내고 있다.

조건부 평균 방정식에서 신흥통화 한국원화의 경우 현물가격변화량에 대한 전기 현물가격변화량의 회귀계수(θ_{s1})와 선물가격변화량에 대한 전기 선물가격변화량의 회귀계수(θ_{f1})는 각각 -0.2235와 -0.2192로 측정되어 1% 이하의 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 현물가격과 선물가격 변화량 모두에서 전기와는 상반된 가격변화량의 움직임을 보여주고 있다. 이러한 결과는 브라질 리알화, 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물과 유럽의 유로화, 영국의 파운드화, 일본의 엔화 등 선진통화 선물의 모든 표본에서 일관되게 나타나고 있다.

조건부 분산 방정식에서 $i=s,\ f$에 대한 $\gamma_i,\ \alpha_i,\ \beta_i$의 비부조건과 유의성, $\alpha_i+\beta_i \leq 1$의 수렴조건에 기초하여 각 통화선물에 대해 CCC BGARCH(1, 1) 모형의 적합성을 살펴본다. 우선 신흥통화 중 한국 원화 선물시장에 대한 모형은 $\gamma_i,\ \alpha_i,\ \beta_i$의 비부조건과 $\alpha_i+\beta_i \leq 1$의 수렴조건을 유의적으로 충족시키고 있어 그 적합성이 매우 높다고 판단된다. 즉, 추정잔차 제곱의 전기 1시차 변수항의 계수들 즉 α_s와 α_f 그리고 조건부 분산 자신의 전기 1시차 변수항의 계수들 β_s와 β_f 역시 1% 이하의 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있어 “조건부 분산이 전기의 잔차 제곱항 뿐만 아니라 전기의

<표 4> 일정 조건부상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형의 모수 추정 및 적합성 분석

이 표는 표본전체기간동안 신흥통화와 선진통화의 일별 현물가격과 선물가격 변화량에 대해 AR(1)에 의해 생성된 잔차항의 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형에 의한 모수 추정 결과를 나타내고 있다. ( )과 [ ]의 값은 각각 z 통계량과 확률치를 의미한다.

구 분	신흥통화			선진통화		
	원화	페소화	리알화	유로화	파운드화	엔화
조건부 평균						
θ_{s0}	-0.2654*	-0.0003	-0.0012*	-0.0002	0.0001	0.0050
	(-2.184)	(-0.203)	(-2.370)	(-1.430)	(0.023)	(0.272)
	[0.029]	[0.839]	[0.0178]	[0.153]	[0.982]	[0.785]
θ_{s1}	-0.2235**	-0.1056**	-0.0793**	-0.2111**	-0.1937**	-0.2599**
	(-15.487)	(-4.635)	(-3.233)	(-10.770)	(-11.741)	(-9.137)
	[0.000]	[0.000]	[0.0013]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
θ_{f0}	-0.2612*	-0.0002	-0.0011	-0.0002	0.0001	0.0058
	(-2.109)	(-0.151)	(-1.894)	(-1.460)	(0.020)	(0.310)
	[0.035]	[0.880]	[0.058]	[0.144]	[0.984]	[0.757]
θ_{f1}	-0.2192**	-0.3572**	-0.3276**	-0.3383**	-0.1743**	-0.2502**
	(-15.384)	(-15.041)	(-15.421)	(-16.110)	(-10.174)	(-8.702)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
조건부분산						
γ_s	1.6323**	0.0001**	0.00003**	0.0001**	0.0001	0.0021†
	(7.661)	(5.104)	(6.610)	(2.679)	(0.908)	(1.851)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.007]	[0.364]	[0.064]
α_s	0.0517**	0.0975**	0.2219**	0.0556**	0.0192**	0.0055
	(11.082)	(8.996)	(15.135)	(6.326)	(5.9108)	(1.470)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.141]
β_s	0.8770**	0.8599**	0.7434**	0.9282**	0.9791**	0.9896**
	(74.479)	(58.430)	(48.268)	(73.980)	(268.350)	(267.982)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
γ_f	1.7220**	0.0001**	0.0001**	0.0001**	0.0001	0.0023†
	(7.460)	(2.987)	(8.086)	(5.106)	(1.441)	(1.942)
	[0.000]	[0.003]	[0.0000]	[0.000]	[0.150]	[0.052]
α_f	0.0534**	0.0300**	0.1783*	0.0276**	0.0229**	0.0041
	(10.916)	(5.706)	(12.757)	(5.279)	(9.476)	(1.254)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.210]
β_f	0.8734**	0.9616**	0.7776**	0.9559**	0.9755**	0.9906**
	(66.663)	(143.477)	(55.003)	(157.46)	(339.798)	(280.789)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ρ	0.9742**	0.6376**	0.6875**	0.8591**	0.9129**	0.9405**
	(1123.34)	(42.538)	(53.251)	(131.936)	(243.939)	(183.734)
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
로그우도	-6073.73	4555.76	6504.15	11018.60	12927.23	-1422.23

주) **, *, † 는 각각 1%, 5%, 10% 이하의 유의수준을 나타냄.

조건부분산 자체에 의해도 설명된다"는 GARCH 효과가 있음을 제시해 주고 있다.

이러한 적합성 결과는 멕시코 페소화, 브라질 리알화에도 동일하게 적용된다. 다음으로 선진통화의 유로화에 대한 모형은 한국 원화의 적합성 결과와 마찬가지로 γ_i, α_i, β_i의 비부조건과 $\alpha_i+\beta_i \leq 1$의 수렴조건을 유의적으로 충족시키고 있어 그 적합성이 매우 높다.

또한, 영국 파운드화와 일본 엔화에 있어서도 각각 γ_i의 유의성 조건과 α_i의 유의성 조건을 제외한다면 CCC BGARCH(1, 1) 모형의 적용이 어느 정도 적합하다고 볼 수 있다. 한편, 조건부 공분산 방정식에서 상관계수는 한국 원화 0.9742, 일본 엔화0.9405, 영국 파운드0.9129, 유로화0.8591, 브라질 리알0.6875, 멕시코 페소0.6376 순으로 측정되었다.

4. 헤징유효성의 비교

1) 최적헤지비율의 추정

헤징유효성은 2001년 1월 2일부터 2006년 3월 10일 동안의 전체표본 기간 중 2006년 1월 2일부터 2006년 3월 10일까지 외표본(out-of-sample) 헤지기간의 설정을 통해 측정하였다. 헤징유효성은 외표본 헤지기간동안 롤링 윈도우 방식 단순헤지모형, OLS헤지모형, 오차수정 모형, 그리고 일정 조건부상관관계 이변량GARCH 즉 CCC BGARCH (1, 1) 모형에 의해 추정된 최적헤지비율에 기초하여 계산되어 진다.

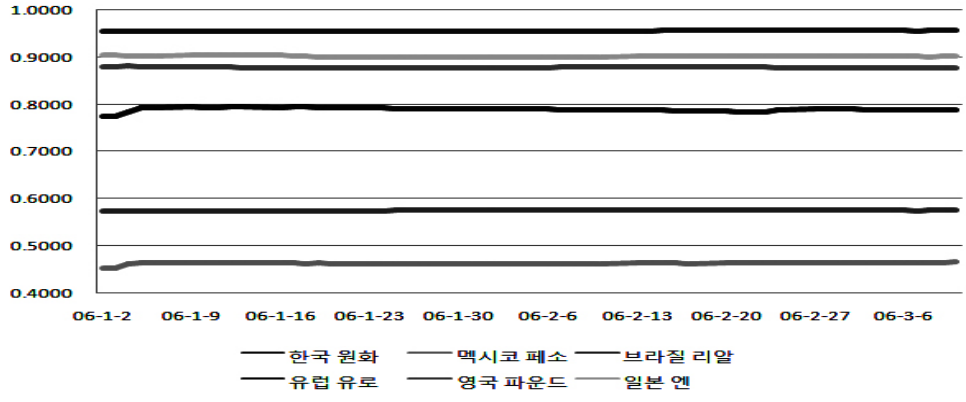
본 연구에서는 다음과 같이 최적헤지비율을 추정하였다. 우선 일정 조건부 상관관계 이변량GARCH(1, 1) 모형에 의한 최적헤지비율의 추정절차는 다음과 같다. 첫 번째 모수추정단계로서 모수추정을 위한 충분한 자료와 안정성을 확보하기 위하여 2001년 1월 2일부터 2005년 12월 30일까지 내표본(in-sample)기간동안의 1,304개 관측치를 이용하여 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의해 모수를 추정한다. 두 번째 단계로서 모수추정에 기초하여 다음 날의 조건부분산과 공분산 값을 예측한다. 세 번째 단계는 외표본헤지기간 동안의 첫 번째 최적헤지비율 추정단계로서 예측되어진 다음 날의 조건부공분산을 조건부분산으로 나눈 값에 의하여 최적헤지비율이 추정된다. 네 번째 단계는 모수의 추정기간을 한기간 이동하여 모수를 추정하는 롤링윈도우즈(rolling windows) 방식에 의한 CCC BGARCH(1, 1) 모형의 모수를 2001년 1월 3일부터 2006년 1월 2일까지의 1,304개 관측치를 대상으로 추정하고 앞의 두 번째 단계로 넘어가 그 다음 날의 조건부분산과 공분산 값을 예측하고 다음 단계의 최적헤지비율을 추정한다. 이러한 절차

로 통해 외표본헤지기간인 2006년 1월 2일부터 2006년 3월 10일까지 50개의 최적헤지비율이 추정된다.

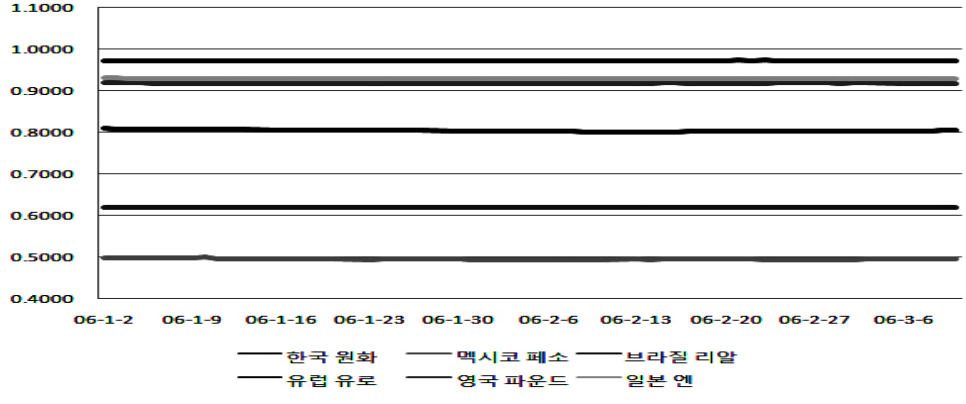
다음으로 오차수정 모형에 의한 최적헤지비율의 추정방법은 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 최적헤지비율의 추정절차를 따르지만, 최적헤지비율은 모수추정에 기초하여 구해지는 선물과 현물의 잔차 공분산을 선물의 잔차 분산으로 계산된다. 한편, OLS모형에 의한 최적헤지비율은 모수 $\hat{\beta}$(공분산/분산) 자체가 바로 다음 주의 최적헤지비율이 된다는 점이 다르다고 할 수 있다.

[그림 7]에서 [그림 9]는 롤링윈도우즈 방식을 적용한 외표본 헤지기간인 2006년 1월 2일부터 2006년 3월 10일까지의 OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 일정 조건부 상관관

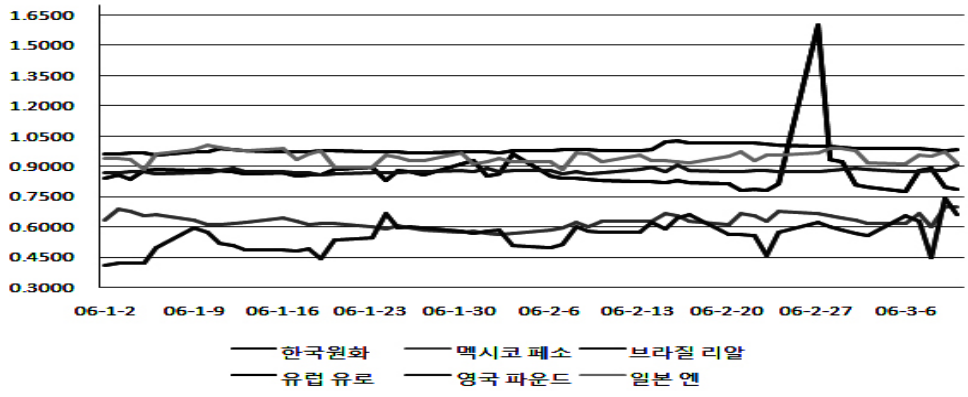
[그림 7] 외표본 헤지기간동안 OLS모형에 의한 최적헤지비율



[그림 8] 외표본 헤지기간동안 오차수정모형에 의한 최적헤지비율



[그림 9] 외표본 헤지기간동안 CCC BGARCH(1, 1)모형에 의한 최적헤지비율



계 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정된 통화별 최적헤지비율을 도시한 것이다.

[그림 7], [그림 8]과 [그림 9]를 비교하여 보면, 모든 통화에 있어 이변량 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정된 최적헤지비율이 OLS 모형과 오차수정모형에 의해 추정된 최적헤지비율보다 더욱 시간변동적임을 확인할 수 있다.

2) 헤징유효성의 비교

<표 5>는 모형과 통화에 따른 헤징유효성 결과를 나타내고 있다. 우선 신흥통화 중 한국 원화의 헤징유효성 결과를 살펴보면, 단순모형, OLS 모형, 오차수정모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 기초한 헤지 포트폴리오의 분산은 각각 0.690656, 0.845651, 0.7752, 0.765470으로 측정되어 현물환율의 가격변동위험에 그대로 노출되어 있는 헤지하지 않은 무헤지포지션의 분산 값 29.6912보다 크게 감소하고 있음을 보여주고 있다. 그리고 단순모형, OLS 모형, 오차수정모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징유효성은 각각 0.9767, 0.9715, 0.9739, 0.9742로 비교적 높게 나타나고 있어, 어떠한 헤징모형을 이용하더라도 한국 원/달러 선물을 이용한 헤징은 현물환율의 가격변동위험을 97% 상회할 정도로 감소시키고 있음을 보여주고 있다.

멕시코 페소화에 있어 단순모형, OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징유효성은 각각 -0.0234, 0.2082, 0.2091, 0.1987로 비교적 낮게 측정되고 있다. 그리고 브라질 리알화에 있어서 단순모형, OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형

<표 5> 모형과 통화에 따른 헤징유효성 비교

이 표는 외표본 헤지기간동안의 통화별 헤지하지 않은 무헤지포지션과 헤징모형별 각 통화의 헤지 포트폴리오의 분산 및 헤징유효성을 보여주고 있다. 헤징유효성은 $\frac{Var(R_{UP})-Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})}=1-\frac{Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})}$로 측정하였으며, 헤지 포트폴리오분산은 $\sigma^2(\Delta S_t-h_t^*\Delta F_t)$에 의해 측정된 값이며, 무헤지포지션과 단순헤지의 최적헤지비율(h_t^*)은 각각 0과 1이다.

구 분		무헤지 포지션의 분산	단순 모형		OLS 모형		오차수정(EC) 모형		CCC BGARCH 모형	
			헤지포트폴리오분산	헤징 유효성	헤지포트폴리오분산	헤징 유효성	헤지포트폴리오분산	헤징 유효성	헤지포트폴리오분산	헤징 유효성
신흥통화	원화	29.691216	0.690656	0.9767	0.845651	0.9715	0.7752	0.9739	0.765470	0.9742
	페소화	0.001303	0.001334	-0.0234	0.001032	0.2082	0.0010	0.2091	0.001056	0.1897
	리알화	0.000294	0.000213	0.2767	0.000161	0.4538	0.00016	0.4559	0.000170	0.4225
선진통화	유로화	0.000016	0.000004	0.7545	0.000004	0.7738	0.000004	0.7773	0.000004	0.7842
	파운드화	0.000008	0.000001	0.8902	0.000001	0.8949	0.000001	0.8968	0.000001	0.8943
	엔화	0.400558	0.059566	0.8513	0.057406	0.8567	0.057161	0.8573	0.057787	0.8557

에 의한 헤징유효성은 각각 0.2767, 0.4538, 0.4559, 0.4225로 측정되고 있다. 다음으로, 선진통화의 헤징유효성 결과를 살펴보면, 유로화의 경우 단순모형, OLS 모형, 오차수정모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징유효성은 각각 0.7545, 0.7738, 0.7773, 0.7842로 측정되고 있으며, 일본 엔화의 경우 단순모형, OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징유효성은 각각 0.8513, 0.8567, 0.8573, 0.8557로 측정되고 있음을 보여주고 있다. 그리고 영국 파운드화의 경우 단순모형, OLS모형, 오차수정모형, 그리고 일정 조건부 상관관계 이변량 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징유효성은 각각 0.8902, 0.8949, 0.8968, 0.8943으로 측정되고 있어 상대적으로 엔화와 유로화 보다 높은 헤징성과를 보여주고 있다.

<표 6>은 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 따른 헤징유효성을 나타낸다. <표 6>에 의하면, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 헤징기간이 늘어날수록 헤징유효성 또는 성과가 높아지고 있음을 보여주고 있다. 특히 페소화와 리알화의 경우 이러한 현상이 두드러지게 나타나고 있다. 또한 한국 원화 선물시장은 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 멕시코 페소화, 브라질 리알화 등 신흥통화 선물시장과 유럽 유로화, 영국 파운드화, 일본 엔화 등의 선진통화 선물시장보다 현물환율의 변동위험에 대한 헤징수단으로 우월함을 보여주고 있다.[2)]

<표 6> 헤징기간에 따른 헤징유효성 비교

이 표는 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 따른 헤징유효성을 나타낸다. 2001년 1월 2일부터 2006년 3월 10일 동안 주별자료는 매주 수요일을 주간단위로 추출하였고, 월별의 경우 월 첫 거래일을 월간단위로 하여 자료를 추출하였다. 그리고 주별과 월별 단위의 모형별 최적헤지비율의 추정과 헤징유효성의 측정은 앞의 일별 모형별 최적헤지비율의 추정과 헤징유효성의 측정 절차를 따랐다. 헤징유효성은 $\frac{Var(R_{UP}) - Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})}$ $= 1 - \frac{Var(R_{HP})}{Var(R_{UP})}$로 측정하였다.

구 분		단순 모형			OLS 모형			오차수정 모형			CCC BGARCH 모형		
		일간	주간	월간	일간	주간	월간	일간	주간	월간	일간	주간	월간
신흥통화	원화	0.9767	0.9972	0.9985	0.9715	0.9962	0.9983	0.9739	0.9964	0.9975	0.9742	0.9966	0.9976
	페소화	-0.0234	0.9394	0.9409	0.2082	0.8985	0.9009	0.2091	0.9160	0.9176	0.1897	0.9179	0.9057
	리알화	0.2767	0.7953	0.9452	0.4538	0.7935	0.9282	0.4559	0.7754	0.9336	0.4225	0.8199	0.9249
선진통화	유로화	0.7545	0.8122	0.9088	0.7738	0.8305	0.9032	0.7773	0.8438	0.9147	0.7842	0.8301	0.9108
	파운드화	0.8902	0.9790	0.9885	0.8949	0.9854	0.9887	0.8968	0.9838	0.9868	0.8943	0.9830	0.9889
	엔화	0.8513	0.9923	0.9387	0.8567	0.9927	0.9278	0.8573	0.9927	0.9428	0.8557	0.9835	0.9467

통화별 헤징유효성을 비교하면 결과는 다음과 같이 종합할 수 있다. 첫째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 어떠한 헤지모형을 이용하더라도 한국 원/달러 선물을 이용한 헤징은 현물환율의 가격변동위험을 97% 상회할 정도로 감소시키고 있음을 보여주고 있다. 둘째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 한국 원화 선물시장은 브라질 리알화, 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물시장과 유럽 유로화, 영국 파운드화, 일본 엔화 등의 선진통화 선물시장보다 현물환율의 변동위험에 대한 헤징수단으로 우월함을 보여주고 있다. 이는 한국 원/달러 통화선물이 현물환율의 위험관리수단으로 유용성이 매우 높고 위험관리도구로서 역할을 성실히 수행하고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 셋째, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 헤징기간이 늘어날수록 헤징유효성 또는 성과가 높아지고 있음을 보여주고 있다.

한편 <표 5>에 기초하여 통화별 헤징모형 간의 헤징유효성을 비교하면, 한국 원화의 경우 단순모형에 의한 헤징성과 97.67%, CCC BGARCH(1, 1) 모형에 의한 헤징성과 97.42%, 오차수정 모형에 의한 헤징성과 97.39%, OLS모형에 의한 헤징성과 97.15% 순으로, 단순히 최적헤지비율 1이라는 단순모형에 의한 헤징성과가 가장 우수하게 나타나고 있다. 이와 달리 영국 파운드화, 일본 엔화, 브라질 리알화, 멕시코 페소화의 경

2) 제시하지 않았지만 가격수익률($\triangle \ln(F_t)$, $\triangle \ln(S_t)$]을 이용한 최적헤지비율의 추정과 헤징유효성 측정결과는 가격변화량($\triangle F_t$, $\triangle S_t$)에 기초로한 본 연구의 결과와 동일한 결론을 보여주었다.

<표 7> 통화별 헤징모형간의 헤지 포트폴리오의 분산 차이검정

이 표는 각 통화의 헤징모형간 헤지포트폴리오의 분산 차이검정 결과를 나타낸다. 각 통화의 헤징모형에 따른 헤징유효성은 식 (15)와 같이 헤지 포트폴리오의 분산 값에 의존하기 때문에 모형별 헤지 포트폴리오의 분산 차이검정을 통해 헤징모형간 헤징유효성의 차이에 대한 통계적 유의성을 검토할 수 있다. 검정가설은 헤징모형간 헤지 포트폴리오의 분산에 차이가 존재하지 않는다는 가설로 검정통계량은 Bartlett, Levene과 Brown-Forsythe이며, Bartlett은 자유도 3을 지닌 χ^2검정통계량을, Levene과 Brown-Forsythe는 자유도 3을 지닌 F검정 통계량을 의미한다. 그리고 ( )은 확률치를 나타낸다.

구 분		Bartlett	Levene	Brown-Forsythe
신흥통화	원화	0.499206 (0.9191)	0.065906 (0.9779)	0.067937 (0.9769)
	페소화	1.186501 (0.7562)	0.626025 (0.599)	0.629686 (0.5967)
	리알화	1.369886 (0.7126)	0.539895 (0.6555)	0.536811 (0.6576)
선진통화	유로화	0.22374 (0.9737)	0.027416 (0.9939)	0.012661 (0.998)
	파운드화	0.050128 (0.9971)	0.042141 (0.9885)	0.03634 (0.9907)
	엔화	0.025411 (0.9989)	0.002886 (0.9998)	0.003046 (0.9998)

우 오차수정모형, OLS모형, CCC BGARCH(1, 1) 모형, 단순모형 순으로 오차수정 모형에 의한 헤징성과가 가장 높게 나타나고 있다. 그리고 유로화에 있어서는 헤지비율의 시간가변적 특성을 고려하고 있는 CCC BGARCH(1, 1) 모형의 헤징성과가 우수함을 보여주고 있다. 이러한 결과가 통계적으로 유의한지 즉 각 통화별 헤징모형에 따른 헤징유효성의 차이가 통계적으로 유의한지를 검토하기 위하여 각 통화의 헤징모형에 의해 추정되는 50개 헤지 포트폴리오의 분산 차이검정을 실시하였다.

<표 7>은 각 통화의 헤징모형간 헤지포트폴리오의 분산 차이검정 결과를 나타낸다. <표 7>에 의하면, 각국의 통화에 관계없이 Bartlett의 $\chi^2(3)$검정통계량, Levene과 Brown-Forsythe의 F검정통계량이 “헤징모형 간 헤지 포트폴리오의 분산에 차이가 존재하지 않는다”는 귀무가설을 기각하고 있지 않다. 이는 신흥통화와 선진통화와 관계없이 최적 헤지비율의 추정에 이용된 단순모형, OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 CCC BGARCH (1, 1) 모형에 따른 헤징성과에 유의한 차이가 없음을 보여준다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, OLS 모형, 오차수정 모형, 이변량 GARCH(1, 1) 모형 등의 복잡한 계량모델을 이용한 헤징보다 단순히 현물보유포지션과 반대되는 동일한 금액의 포지션을 선물시장에 취하는 단순모형을 이용한 헤징이 유용할 수 있음을 시사하고 있다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 연구에서는 한국의 원화, 멕시코의 페소화, 브라질의 리알화 등 신흥 통화선물시장과 유럽의 유로화, 일본의 엔화, 영국의 파운드화 등 선진 통화선물시장을 대상으로 최적헤지비율을 추정하고, 외표본헤지기간을 두고 헤징유효성을 측정 및 비교하고자 하였다. 헤지비율은 모수의 추정기간을 한기간씩 이동하여 모수를 추정하는 롤링 윈도우즈(rolling windows)에 따른 OLS 모형, 오차수정 모형과 일정 조건부 상관관계 이변량 GARCH(1, 1) 모형에 의해 추정하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 어떠한 헤징모형을 이용하더라도 한국 원/달러 선물을 이용한 헤징은 현물환율의 가격변동위험을 97% 상회할 정도로 감소시키고 있음을 보여주고 있다. 둘째, 일별, 주별, 월별 등 헤징기간에 관계없이 한국 원화 선물시장은 브라질 리알화, 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물시장과 유럽 유로화, 영국 파운드화, 일본 엔화 등의 선진통화 선물시장보다 현물환율의 변동위험에 대한 헤징수단으로 우월함을 보여주고 있다.

이는 한국 원/달러 통화선물이 현물환율의 위험관리수단으로 유용성이 매우 높고 위험관리도구로서 역할을 성실히 수행하고 있음을 보여주는 것이라 할 수 있다. 셋째, 헤징모형 간의 헤징유효성을 비교하면, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 최적헤지비율의 추정에 이용된 단순모형, OLS 모형, 오차수정 모형, 그리고 CCC BGARCH(1, 1) 모형에 따른 헤징성과에 유의한 차이가 없음을 보여준다. 이러한 결과에 비추어 볼 때, OLS 모형, 오차수정모형, 이변량 GARCH (1, 1) 모형 등의 복잡한 계량모델을 이용한 헤징보다 단순히 현물보유포지션과 반대되는 동일한 금액의 포지션을 선물시장에 취하는 단순모형을 이용한 헤징이 유용할 수 있음을 시사하고 있다. 넷째, 신흥통화와 선진통화에 관계없이 헤징기간이 늘어날수록 헤징유효성 또는 성과가 높아지고 있음을 보여주고 있다.

원・달러 통화선물시장은 7년 남짓한 짧은 역사에도 불구하고, 현재 양적인 측면에서 2005년 상반기 대략 126만 계약 기록하여 아시아 거래소 통화선물상품 중 1위의 거래량을 보이고 있으며, 전세계 거래소 152개 통화선물상품 중에서는 11위로 도약하는 괄목한 성장세를 보이고 있을 뿐만 아니라 질적인 측면에서도 브라질 리알화, 멕시코 페소화 등 신흥통화 선물시장과 유럽 유로화, 영국 파운드화, 일본 엔화 등의 선진통화 선물시장보다 현물환율의 변동위험에 대한 헤징수단으로 그 유효성이 우월함을 보여주고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 원/달러 환위험에 노출되어 있는 시장참여자 뿐만 아니라 정부 당국의 통화정책담당자에게도 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

참 고 문 헌

강석규, “KOSPI200 선물시장의 불편성과 헤징유효성”, 선물연구, 제15권 제1호(2007), 73-100.

김태혁, 엄철준, 강석규, “통화선물시장의 상대적 효율성 측정과 비교 : 선진통화 대 신흥통화, 재무관리연구, 제25권 제1호, (2008), 1-22.

윤원철, “국내 통화선물계약의 상대적 헤징효과 분석”, 선물연구, 제15권 제1호, (2007), 41-72.

윤원철, 안현진, “원/달러 선물계약과 NDF계약의 헤징효율성 비교”, 선물연구, 제12권 제2호, (2004), 73-99.

홍정효, 문규현, “원・달러 선물시장을 이용한 헤지효과성”, 재무관리연구, 제21권 제1호, (2004), 231-253.

Baillie, R. T. and R. j. Myers, “Bivariate GARCH Estimation of the Optimal Commodity Futures Hedge,” *Journal of Applied Econometrics*, 6, (1991), 109-124.

Benninga, S., R. Eldor, and I. Zilcha, “Optimal Hedging in the Futures Market under Price Uncertainty,” *Economics Letters,* 13, (1983), 141-145.

Bera, A. and C. Jarque, “Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals,” *Economic Letters*, 6, (1980), 225-259.

Berndt, E. K., B. H. Hall, R. E. Hall, and J. A. Hausman, “Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models,” *Journal of Economic and Social Measurement*, (1974), 653-665.

Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 31, (1986), 307-327.

Cecchetti, S. G., R. E. Cumby, and S. Figlewski, “Estimation of the Optimal Futures Hedge,” *Review of Economics and Statistics*, 70, (1988), 623-630.

Cotter, J. and J. Hanly, “Reevaluating Hedging Performance,” *The Journal of Futures Market*s, 26, (2006), 677-702.

Ederington, L. H., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *The Journal of Finance*, 34, (1979), 157-170.

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

Figlewski, S., “Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures,” *The Journal of Finance*, (1984), 657-669.

Ghosh, A., “Hedging with Stock Index Futures : Estimation and Forecasting with Error Correction Model,” *The Journal of Futures Markets*, 13, (1993), 743-752.

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.

Lien, D., “The effect of the cointegration relationship on futures hedging : A note,” *The Journal of Futures Markets*, 16, 1996, 773-780.

Myers, R. J., “Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ration on Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 11, (1991), 39-53.

Park, T. H. and L. N. Switer, “Bivariate GARCH Estimation of Optimal Hedge Ratios for Stock Index Futures : A Note,” *The Journal of Futures Market*s, 15, (1995), 61-67.

Switzer, L. N. and M. El-Khoury, “Extreme Volatility, Speculative Efficiency, and the Hedging Effectiveness of the Oil Futures Markets,” *The Journal of Futures Market*s, 27, (2007), 61-84.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 26, Number 2, June 2009

The Analysis and Comparison of the Hedging Effectiveness for Currency Futures Markets : Emerging Currency versus Advanced Currency

Seok-Kyu Kang*

〈abstract〉

This study is to estimate and compare hedging effectiveness in emerging currency and advanced currency futures markets. Emerging currency futures includes Korea won, Mexico peso, and Brazil real and advanced currency futures is Europe euro, British pound, and Japan yen. Hedging effectiveness is measured by comparing hedging performance of the naive hedge model, OLS model, error correction model and constant condintional correlation bivariate GARCH(1, 1) hedge model based on rolling windows. Analysis data is used daily spot and futures rates from January, 2, 2001 to March. 10, 2006.

The empirical results are summarized as follows : First, irrespective of hedging period and model, hedging using Korea won/dollar futures reduces spot rate's volatility risk by 97%. Second, Korea won/dollar futures market produces the best hedging performance in emerging and advanced currency futures markets, i.e. Mexico peso, Brazil real, Europe euro, British pound, and Japan yen. Third, there are no difference of hedging effectiveness among hedging models.

Keywords : Currency Futures Market, Hedging Effectiveness, Emerging Currency, Advanced Currency

* Department of Business Administration, Cheju National University