한국산업경제저널 제1권 제2호 2009년 12월(pp. 173~186)

동적헤지모형을 이용한 금현물시장의 위험방어전략*

문규현**

요 약

본 연구는 뉴욕상업거래소의 금선물시장을 이용하여 시카고상품거래소의 금현물시장과 런던금현물시장의 가격변동에 따른 위험을 줄이기 위한 여러 가지 방안 중 헤지수단의 유용성을 제시하는 데 그 목적을 두고 있다. 표본기간은 2006년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 금현물과 금선물의 1일물 가격변화량자료를 사용하였다. 헤지분석모형은 전통적모형인 최소분산헤지모형과 오차항을 고려한 ECT-GARCH(1,1)모형을 도입하였다. 구체적인 헤지성과 분석은 내표본과 외표본으로 나누어 실시하였다. 주요분석 결과는 다음과 같다.

모형별 성과에서는 분석결과 내표본(within-sample) 및 외표본(out-of-sample)기간 동안 헤지비율이 일정한 최소분산헤지모형(minimum variance hedging model)의 헤지성과가 오차항을 고려한 ECT-GARCH(1,1)모형의 헤지성과보다 상대적으로 더 나은 것으로 나타났다. 상품별성과에서는 뉴욕상업거래소의 금선물시장을 이용하는 경우 영국금현물시장의 헤지성과보다 시카고상품거래소의 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 지속적인 수요가 있는 금시장의 가격변동에 따른 위험을 줄이거나 없애기 위한 방안으로 헤지전략의 유효성을 검정하는 데 있으며 향후 여러 상황에 따라 변동이 예상되는 금현물시장의 위험을 방어하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

핵심주제어 : 뉴욕금현물, 뉴욕금선물, 런던금현물, 헤지성과, 최소분산헤지모형, ECT-GARCH(1,1) 헤지모형

* 논문접수일 2009년 12월 5일, 게재확정일 2009년 12월 17일
**교수, 경기대학교 경영학과 (ghmoon@kyonggi.ac.kr)

Ⅰ. 서 론

본 연구는 자본시장의 불안으로 투자자들의 금수요가 증가하는 가운데 금현물시장(gold spot market)에 내재되어 있는 위험(risk)을 금선물시장(gold futures market)을 이용하여 줄이거나 없애기 위한 투자전략(investment strategy)을 강구하는 데 목적이 있다. 2009년 12월말 현재 금가격이 온스당 1200달러 이상으로 2009년초 1000달러에 비해 20%이상 증가한 것으로 나타났으며 앞으로도 금상품에 대한 인기가 지속적인 상승추세를 이어갈 것으로 판단된다.

본 논문에서 도입하고자하는 금헤지전략(gold hedge strategy)이란 롱포지션(보유)하고 있는 물품(현물)에 내재되어 있는 미래가격에 대한 불확실성(uncertainty)에 기인한 가격변동위험(risk)을 감소시키거나 제거하기 위해 금선물시장에서 물품(현물)과 반대되는 숏포지션(short position)을 취하는 것을 말한다. 다시 말해 금현물보유에 따른 손실(이익)이 선물거래의 이익(손실)에 의해 상쇄될 수 있도록 금선물시장에서 포지션을 취함으로써 미래에 가격이 어떤 방향으로 변화되더라도 수익을 일정수준에서 안정시키는 것을 의미한다. 일반적으로 헤지거래는 그 목적에 따라 여러 가지가 있을 수 있으나 여기서는 보유하고 있는 금현물시장에 따른 선물포지션의 매도를 통한 매도헤지에 한정하기로 한다.

실증분석을 위해 세계에서 가장 먼저 금선물시장을 개장한 이래 거래가 가장 활발하게 이루어지는 뉴욕의 금선물(gold futures)시장을 이용하여 미국과 영국의 금현물(gold spot)의 변동에 따른 헤지비율 및 헤지성과를 추적하고자 한다. 분석방법으로는 가장 전통적으로 많이 사용되어져 온 회귀분석모형에 의한 최소분산헤지모형(minimum variance hedge model) 및 이분산성을 이용한 ECT-GARCH(1,1)헤지모형을 사용한다. 전체표본은 2006년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지이며, 내표본(in-sample)은 2006년 4월 1일부터 2007년 3월 31일까지, 외표본(out-of-sample)은 2007년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지로 각각 나누었다.

지금까지 금융자산을 이용한 헤지분석은 많이 이루어져 왔다. 대표적 해외연구로는 Keynes(1930), Working(1953)은 주로 전통적인 헤지이론을 제시하였으며, Johnson(1960), Ederington(1979), Baillie-Myers(1991), Myers(1991), Kroner-Sultan(1993), Ghosh(1993), Park-Switzer(1995), Ghosh and Clayton(1996)등은 전통적인 헤지전략보다는 이변량 GARCH모형이나 오차수정모형(ECM: error correction model)과 같은 금융시계열 모형을 이용함으로써 헤지성과를 향상시키고자 하였다. 대표적 국내연구로는 이상빈(1989), 장경찬(1990), 이재하, 장광열(2001), 이재하, 한덕희(2002), 홍정효, 문규현(2006 a, b) 등이 있다.

연구의 구성은, 제Ⅰ장의 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 데이터설명과 분석모형을 제시한다. 제Ⅲ장에서는 실증분석결과를, 제Ⅳ장에서는 본 연구결과 및 요약을 제시한다.

II. 자료 및 분석모형

1. 데이터 분석

표본은 뉴욕상업거래소(New York Mercantile Exchange; NYMEX)의 금선물시장, 시카고 상품거래소(Chicago Board of Trade; CBOT)의 금현물시장과 영국 LBMA(London Bullion Market Association; LBMA)의 금현물시장의 일별 시계열자료를 사용하였으며 표본기간은 2006년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 설정한다. 분석모델에 따른 헤지성과 분석을 위해 전 표본을 두 개의 하위표본으로 나눈다. 먼저 내표본(within-sample)은 2006년 4월 1일부터 2007년 3월 31일까지 250개의 자료이며, 외표본(out-of-sample)은 2007년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 250개의 자료로 재구성한다. 각각의 가격변화량은 다음과 같이 추정하였다.

$$\Delta S_t = LN(ST_t - ST_{t-1})$$
$$\Delta F_t = LN(FT_t - FT_{t-1}) \quad (1)$$

위 식에서 여기서 ST_t는 금현물가격, FT_t는 금선물가격을, ΔS_t는 금현물의 가격변화량, ΔF_t는 금선물의 가격변화량을 각각 나타낸다. 모든 분석자료들은 정규성을 벗어난 왜도(skewness)와 첨도(kurtosis)[2]를 보였으며 Bera-Jacque 검정통계량의 값도 1%수준에서 통계적으로 유의하게 기각되어 정규분포를 벗어난 것으로 나타났다. 시계열자료의 안정성여부를 판단하기 위해 일반적으로 널리 사용되는 ADF 검정(Dickey and Fullers, 1979)과 PP검정(Phillips and Perron, 1988)법을 통해 분석한 결과가 <표1>에 제시되어 있으며 불안정한 특성을 따르는 것으로 나타났다. 비록 시계열들이 불안정할지라도 장기적인 균형관계를 유지한다면 자료의 특성을 최대한 살린 오차수정항모형을 이용할 수 있다. 이를 위해 요한센(Johansen)검정법을 통한 공적분 검정(co-integration test)을 실시하였으며 그 결과 <표2>에 제시되어 있으며 시계열간에는 공적분이 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 모형설정 시 오차수정항(error correction term)을 추가한 모델을 사용하기로 한다.

2) 첨도의 기준 값은 일반적으로 3으로 정하며 3보다 큰 경우 정규분포를 벗어난 것으로 판단하며, 본 연구에 사용된 자료들은 모두 첨도가 3을 초과하는 것으로 나타났음.

<표1> 단위근 검정

	금선물		금현물			
			뉴욕		런던	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
ADF	-2.20	-3.13**	-2.15	-2.90**	-2.14	-3.46**
PP	-2.30	-15.24***	-3.30**	-16.25***	-3.27**	-16.16***

주) ADF 검정과 PP 검정의 단위근(unit root)가설을 기각하기 위한 Mackinnon 임계치(critical value)는 ***(1%): -3.45, **(5%): -2.87, *(10%): -2.57임.

<표2> 공적분 검정

구 분		Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)	5 % 임계치	공적분존재
뉴욕현물/ 뉴욕선물	시차(lag)가 5인 경우	0.187	55.76	15.49	None
		0.031	5.55	3.84	at most1
	시차(lag)가 10인 경우	0.219	78.16	15.49	None
		0.085	25.26	3.84	at most1
뉴욕현물/ 뉴욕선물	시차(lag)가 5인 경우	0.226	74.33	15.49	None
		0.020	5.67	3.84	at most1
	시차(lag)가 10인 경우	0.325	123.60	15.49	None
		0.092	19.18	3.84	at most1

주) 귀무가설: 변수간의 공적분 관계가 없다.

2. 분석모형

금현물시장의 가격하락위험을 줄이기 위한 헤지전략을 강구하기 위해 본 연구에서는 두 가지 모형을 이용하고자 한다. 헤지전략에 일반적으로 이용되는 모델로는 시간변동에 관계없이 헤지비율이 항상 일정한 것으로 가정하는 정태적 모형(static hedge model)과 시간변동에 따라 수시로 헤지비율이 변하는 것으로 가정한 동태적 모형(dynamic hedge model)이 있다. 대표적 정태적 모형은 최소분산헤지모형(minimum variance hedge model)이며, 동태적인 헤지모형으로는 Engle(1982)이 제시한 ARCH모형, Bollerslev(1986)의 GARCH모형, 또는 Nelson(1991)의 EGARCH 모형이 포함될 수 있다.

이외에도 단순헤지모형은 헤지비율이 1, 즉 현물포지션 보유금액만큼 선물시장에서 반대포지션을 취하게 되는 헤지전략을 의미한다. 그러나 현물과 선물가격의 움직임이 같지 않다면 헤지비율을 1로 유지하는 1대 1헤지는 최적의 헤지전략이 될 수 없다. 이 경우 현물과 선물가격변화간에 적절한 회귀식을 구성하여 회계계수(β)를 최적헤지비율로 설정할 수 있

다. 즉 현물 1단위를 매입(long)하고 선물 β단위를 매도(short)함으로써 순포지션의 분산이 최소가 되는 헤지를 하게 된다. 현물과 선물간의 순포지션의 분산(위험)을 최소화시킨다는 의미에서 최소분산헤지전략(minimum variance hedge)이라고 한다.

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \epsilon_t \tag{2}$$

여기서, $\beta = \dfrac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)}$

$$h^* = -\frac{Cov(\Delta S_0, \Delta F_0)}{Var(\Delta F_0)} \tag{3}$$

$$= \frac{\sigma_{\Delta S \Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = \frac{\sigma_{\Delta S}\sigma_{\Delta F}\rho_{\Delta S \Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = -\frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}}\rho_{\Delta S \Delta F}$$

$$= -\beta_{\Delta S \Delta F} \tag{4}$$

위 식에서 ΔS_t은 t-1시점에서 t시점까지의 현물가격변화량이고, ΔF_t은 t-1시점에서 t시점까지의 선물가격변화량이다. β는 최소자승추정법(OLS: ordinary least squares)으로 추정된 최소위험헤지비율의 추정치이다.[3] 이러한 최소분산헤지비율은 단순헤지모형과 마찬가지로 헤지시작 시점부터 헤지가 만료되는 시점까지 시간변동에 관계없이 헤지비율은 변하지 않고 일정한 것으로 가정한다.

그러나 최소분산헤지모형은 기본적으로 각 시계열자료가 정규분포인 것으로 가정하고 있으나 앞의 기초통계량분석에서 제시된 바와 같이 각 자료들은 정규분포가 아닌 것으로 나타났다. 또한 각 현·선물시장사이에 장기적인 균형관계가 관계가 존재하는 경우 과도차분문제가 발생할 수 있으며 헤지비율이 일정하다는 가정은 시장변동에 따라 현물과 선물가격이 변하는 현실세계를 제대로 반영하지 못하는 문제가 발생할 수 있다. 이러한 최소분산헤지모형의 한계를 보완할 수 있는 모형이 Bollerslev(1986)가 제시한 GARCH모형이다. 각 수준변수사이에 공적분 관계가 존재하는 경우 오차수정항(ECM: error correction term)을 포함시켰으며 추정하였다. 시간변동 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta S_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} + e_{st} \tag{5}$$

$$\Delta F_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} + e_{ft} \tag{6}$$

3) 문규현(2009) 발표논문집 참고.

$$\triangle S_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft} \tag{7}$$

$$\triangle F_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft} \tag{8}$$

단, $\begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} | \Psi \sim N(0, H_t),$ (9)

$$H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix} \tag{10}$$

$\overrightarrow{h(H_t)}$ =

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

위 식(5)~식(11)에서 $\triangle S_t$, $\triangle F_t$은 금현물과 금선물시장의 수익률, Ψ_{t-1}는 t-1시점까지 정보집합. $h_{ss,t}$, $h_{ff,t}$, $h_{sf,t}$는 ε_{st}의 분산, ε_{ft}의 분산, ε_{st}와 ε_{ft}의 공분산을 각각 의미한다. $Vec(\cdot)$는 N×N행렬의 하방삼각형을 {N(N+1)/2}×1벡터로 차례로 쌓아 표시하는 연산자, $S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C$는 오차수정항을 의미한다.

식(11)의 조건부분산방정식을 이용하여 금현물시장과 금선물시장의 적정헤지비율을 계산하기 위하여 추정해야 할 모수의 수는 모두 21개이나, b와 c를 대각행렬(diagonal matrix)로 가정하면 식(11)에서 추정모수의 수는 9개로 줄게 된다.[Bollerslev et al.(1988)] 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$Vech(H_t)$

$$\begin{bmatrix} h_{ss,t} \\ h_{sf,t} \\ h_{ff,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{ss,t-1} \\ h_{sf,t-1} \\ h_{ff,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ 0 & c_{22} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon^2_{s,t-1} \\ \varepsilon_{s,t-1,}\varepsilon_{f,t-1} \\ \varepsilon^2_{f,t-1} \end{bmatrix} \tag{12}$$

따라서 ECT-GARCH(1,1)모형에서 금현물시장과 금선물시장의 적정헤지비율을 추정하는데 필요한 모수의 수는 평균방정식에서 4개와 식(12)의 조건부분산방정식에서의 9개로 모두 13개이다. 이변량 GARCH와 ECT-GARCH모형에서 금현물시장과 금선물시장의 적정헤지비율은 금현물시장과 금선물시장의 수익률사이의 공분산을 금선물의 분산으로 나눈 비율, 즉 $h_{sf,t}/\ h_{ff,t}$로 계산되며 최소분산헤지모형과 s달리 동 비율은 헤지기간이 경과함에 따라 시장상황을 반영하여 변하게 된다.

각 헤지성과를 보다 효과적으로 분석하기 위하여 전체분석기간을 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)으로 나누어 추정하였다. 헤지성과는 금선물로 헤지된 포트폴리오(*HP*: hedged portfolio)의 분산을 헤지되지 않은 포트폴리오(*UP*: unhedged portfolio) 분산으로 나눈 비율을 1에서 차감한 값으로 계산하였으며 이를 식으로 나타내면 아래와 같다.

$$\text{헤지성과(hedge performance: } R^2) = 1 - \frac{Var(HP)}{Var(UP)} \tag{13}$$

위 식에서 $Var(HP)$는 금선물시장으로 헤지된 포트폴리오의 분산, $Var(UP)$는 금선물시장으로 헤지되지 않은 포트폴리오의 분산을 의미한다. GARCH모형의 모든 모수는 Berndt et al. (1974)에 의해 제시된 BHHH 알고리즘을 도입하였다.

III. 실증분석결과

1. 정태적인 헤지모형을 이용한 적정헤지비율 추정

대표적으로 이용되는 정태적인 모형인 최소분산헤지모형(Ederington,1979)을 이용하여 시카고상품거래소와 런던의 금현물시장에 대한 뉴욕상업거래소의 금선물시장의 적정헤지비율을 추정하였으며, 그 분석결과가 <표3>에 제시되어 있다. <표3>에 의하면 β은 앞의 식(2)의 최소분산헤지모형을 뉴욕금선물에 적용하여 추정한 값으로 시카고상품거래소와 런던의 현물과 뉴욕선물시장사이의 공분산을 뉴욕선물시장의 분산으로 나누어 계산된다.

먼저 뉴욕금선물시장의 시카고상품거래소시장의 금현물시장에 대한 적정헤지비율(β) 은 0.933972이며 런던금현물시장에 대한 적정헤지비율 0.639216으로 시카고상품거래소의 금현물시장에 대한 헤지비율이 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

<표3> 전통적 최소분산헤지모형을 이용한 적정헤지비율 추정결과

최소분산헤지비율 추정방정식: $\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \epsilon_t$, 여기서, $\beta = \dfrac{Cov(\Delta S_t, \Delta F_t)}{Var(\Delta F_t)}$

$$h^* = -\frac{Cov(\Delta S_0, \Delta F_0)}{Var(\Delta F_0)} = \frac{\sigma_{\Delta S \Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = \frac{\sigma_{\Delta S}\sigma_{\Delta F}\rho_{\Delta S \Delta F}}{\sigma^2_{\Delta F}} = -\frac{\sigma_{\Delta S}}{\sigma_{\Delta F}}\rho_{\Delta S \Delta F} = -\beta_{\Delta S \Delta F}$$

***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타내며, ( )는 t 값을 의미한다. 분석기간은 표본전체기간인 2006년

4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 설정하였음.

구 분	뉴욕(New York) 금 현물시장에 대한 직접헤지	런던(London) 금 현물시장에 대한 교차헤지
$\hat{\alpha}$	+0.000006 (0.290180)	+0.000320 (0.721321)
$\hat{\beta}$	**+0.933972***** (59.71604)	**+0.639216***** (19.03742)
R^2 (헤지효율성)	+0.883329	+0.434861
F	+3566.005***	+362.4235***

2. 동태적인 헤지모형을 이용한 적정헤지비율 추정

본 연구에서는 시간변동에 따라 헤지비율이 변하게 되는 동태적인 GARCH모형을 이용하여 헤지비율을 추정하였다. 먼저 정보의 대칭적인 특성을 반영하는 ECT-GARCH 모형을 이용하여 시카고상품거래소와 런던의 금현물시장과 뉴욕금선물시장의 적정헤지비율을 추정하였으며 그 결과가 <표4>에 제시되어 있다.

시카고상품거래소의 금현물시장과 뉴욕금선물시장 및 런던금현물시장과 뉴욕금선물시장 사이에 존재하는 장기적인 균형관계를 고려하여 오차수정항을 GARCH모형에 포함시켜 헤지비율을 추정하였다. 뉴욕금선물시장의 시카고상품거래소의 금현물시장에 대한 적정헤지비율($\hat{\beta}$) 은 0.78490이며 런던금현물시장에 대한 적정헤지비율 0.43710으로 시카고상품거래소의 금현물시장에 대한 헤지비율이 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다. 양 모형에서 시카고상품거래소의 금현물시장에 대한 뉴욕금선물시장의 헤지비율이 높은 것으로 나타났으며, 특히 최소분산모형을 통한 시카고상품거래소의 금현물시장에 대한 뉴욕금선물시장의 헤지비율이 가장 높았다.

<표4> 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형을 이용한 적정헤지비율 추정결과

뉴욕금선물시장과 런던금현물시장, 뉴욕금선물시장과 시카고금현물시장 수준변수사이의 공적분관계를 고려하여 다음과 같이GARCH(generalized autoregressive conditional heteroskedasticity)모형에 오차 수정항(ECT: error correction term)을 포함시켜 추정하였다.

$$\triangle S_t = \alpha_{0s} + \alpha_{1s} + e_{st},\ \triangle F_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f} + e_{ft}$$
$$\triangle S_t = \alpha_{0f} + \alpha_{1f}(S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C) + e_{ft}$$

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

단, $\begin{bmatrix} e_{s,t} \\ e_{f,t} \end{bmatrix} |\Psi \sim N(0, H_t)$, $H_t = \begin{bmatrix} h_{ss,t} & h_{sf,t} \\ h_{sf,t} & h_{ff,t} \end{bmatrix}$, $\overrightarrow{h(H_t)}$ =

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

대각형렬을 가정하는 경우 모수추정 $Vech(H_t)$

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

여기서 $\triangle S_t$, $\triangle F_t$은 금현물과 금선물시장의 수익률, Ψ_{t-1}는 t-1시점까지 정보집합. $h_{ss,t}$, $h_{ff,t}$, $h_{sf,t}$는 ε_{st}의 분산, ε_{ft}의 분산, ε_{st}와 ε_{ft}의 공분산을 각각 의미한다. $Vec(\cdot)$는 N×N 행렬의 하방삼각형을 {N(N+1)/2}×1벡터로 차례로 쌓아 표시하는 연산자, $S_{t-1} - \gamma F_{t-1} - C$는 오차수정항을 의미한다. 표본기간은 2006년 4월 1일부터 2008년 3월 31말까지이며, ***, **, *은 1%, 5% 또는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

구 분	뉴욕(New York) 금 현물시장에 대한 직접헤지	런던(London) 금 현물시장에 대한 교차헤지
α_{0s}	-0.03440	-0.99512***
α_{0f}	-0.38355**	+0.10536
α_{1s}	+0.05060	-0.43916***
α_{1f}	+0.54830**	+0.04508
α_{11}	+0.00013*	+0.00012**
α_{22}	+0.00024***	+0.00013*
α_{33}	+0.00014**	+0.00016**
b_{11}	+0.44547*	0.45290**
b_{22}	+0.00918	+0.01438
b_{33}	+0.44736**	+0.40250**
c_{11}	+0.45539*	0.46903*
c_{22}	+0.36106	+0.41686
c_{33}	+0.45854*	0.45424
Log-L	3839.96	3616.95
$\overline{HR}$	+0.78490***	+0.43710***

3. 헤지성과(hedge performance) 비교분석

일반적으로 헤지성과 분석은 내표본(within-sample)과 외표본(out-of-sample)에 의한 두 가지 방식으로 나누어 금현물가격변동에 대한 금선물의 헤지성과를 분석한다. 차이점은 내표본에서는 분석기간 내에서 헤지비율의 추정과 동시에 헤지성과의 측정이 이루어진다. 따라서 헤지모형을 설정할 때 미래의 금현물과 금선물에 대한 완전예측(perfect forecasting)을 가정하고 있다. 그러나 이러한 내표본 추정에 대한 가정은 현실과 상당히 다를 수 있으므로 과거 관측치로부터 헤지모형을 설정한 후 그 모형을 미래예측에 적용하는 외표본 헤지에 대한 분석이 보다 현실적으로 요구된다.

따라서 외표본의 헤지성과를 분석하기 위해서는 내표본으로부터 최소분산모형(OLS)과 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형을 통해 헤지비율을 추정하고, 여기서 얻어진 모수(parameter)를 사용해서 나머지 외표본기간에 대한 헤지성과를 측정한다. 금선물을 이용한 금현물의 가격변동위험을 헤지하기 위한 헤지성과(hedge performance)분석은 1-(헤지포지션분산/무헤지포지션분산), 즉 헤지결과 분산의 감소비율로 측정하였다. 두 표본에 의한 분석결과가 <표5>에 제시되어 있다.

내표본의 헤지성과를 살펴보면, 전체적으로 시카고상품거래소의 금현물시장 가격위험을 헤지하기 위해 뉴욕금선물시장을 이용하는 경우 영국금현물시장 가격위험을 방어하기 위해 미국뉴욕금선물시장을 이용하는 경우에 비해 전체적으로 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 모형별에 있어서는 최소분산모형에 의한 헤지성과가 시카고상품거래소의 금현물시장의 경우 약0.886937, 영국금현물시장의 경우 약0.433427로 오차항을 수정한 이변량 ECT-GARCH(1,1) 모형에 의한 성과인 시카고상품거래소의 금현물시장의 경우 0.85575, 영국금현물시장의 경우 0.86238보다 높은 것으로 나타났다. 영국금현물시장의 경우 모형에 따른 차이가 비슷한 것으로 나타났으나 시카고상품시장의 금현물의 경우 전통적인 헤지모형인 최소분산모형에 의한 결과가 뚜렷이 높음을 보였다.

내표본(2006년 4월 1일부터 2007년 3월 31일까지)에서 추정한 헤지비율을 외표본(2007년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지)의 뉴욕금선물시장에 곱한 다음 시카고상품거래소의 금현물시장과 영국금현물시장의 외표본과 포트폴리오를 구성하여 헤지성과를 추정하였다. 상품별로는 시카고상품거래소의 금현물시장의 헤지성과가 영국금현물시장의 헤지성과에 비해 높았으며 모형별로는 내표본의 결과와 비슷하게 전통적인 최소분산모형에 의한 결과가 시카고상품거래소의 금현물시장의 경우 0.0.856455, 영국금현물시장의 경우 0.435872로 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형에 의한 결과인 시카고상품거래소의 금현물시장의 경우 0.41948, 영국금현물시장의 경우 0.43285에 비해 높은 것으로 나타났다. 따라서 금현물시장의 위험을 줄이

기 위한 헤지전략으로 금선물시장을 사용하는 경우 전통적인 최소분산모형을 사용하여 될 것으로 판단된다.

<표5> 헤지성과 분석결과

panel a: 내표본(within-sample)에서의 헤지성과 분석

구 분	뉴욕(New York)	런던(London)
	금 현물시장에 대한 직접헤지	금 현물시장에 대한 교차헤지
전통적인 최소분산 헤지모형	+0.886937	+0.433427
ECT-GARCH(1,1) 헤지모형	+0.85575	+0.86238

주) 내표본 기간은 표본 2006년 4월 1일부터 2007년 3월 31일까지 설정함.

panel b: 외표본(out-of-sample)에서의 헤지성과 분석 결과

구 분	뉴욕(New York)	런던(London)
	금 현물시장에 대한 직접헤지	금 현물시장에 대한 교차헤지
전통적인 최소분산 헤지모형	+0.856455	+0.435872
ECT-GARCH(1,1) 헤지모형	+0.41948	+0.43285

주) 외표본 기간은 2007년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 설정함.

Ⅳ. 결 론

1987년 11월의 외환위기와 2008년 9월 금융위기를 겪으면서 투자자들의 금에 대한 관심은 지속적으로 증가해 왔으며 2009년 말에는 1온스당 1200달러에 육박하는 증가세를 보이고 있다. 이러한 상황에서 금 실수요자에 대한 미래의 불확실성을 더욱 증가되는 추세다. 금시장의 가격변동에 따른 위험을 줄이기 위한 여러 가지 방안 중 헤지수단의 유용성을 제시하는데 그 목적을 두고 있다. 금현물 포지션보유(long position)에 따른 가격변동의 위험을 헤지하기 위하여 금선물을 이용한 최적헤지비율(optimal hedge ratio)과 헤지성과(hedge performance)를 분석하고자 하였다. 표본으로는 국제적으로 대표성을 갖는 미국뉴욕상업거래소의 금선물, 시카고상품거래소의 금현물 및 영국의 금현물자료를 이용하였으며, 표본기간은 2006년 4월 1일부터 2008년 3월 31일까지 금현물과 금선물의 1일물 가격변화량자료를 사용하였다. 모형은 전통적모형인 최소분산헤지모형과 오차항을 수정한 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형을 도입하였다. 구체적인 헤지성과 분석은 내표본과 외표본으로 나누어 실시하였다. 주요분석 결과는 다음과 같다.

실증분석결과 내표본(within-sample) 및 외표본(out-of-sample)기간 동안 헤지비율이 일정한 최소분산헤지모형(minimum variance hedging model)의 헤지성과가 오차항을 고려한 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형의 헤지성과보다 상대적으로 더 나은 것으로 나타났다. 상품별에서는 미국뉴욕금선물시장을 이용하는 경우 영국금현물시장의 헤지성과보다 시카고상품거래소의 금현물시장의 헤지성과가 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 지속적인 수요가 있는 금시장의 가격변동에 따른 위험을 줄이거나 없애기 위한 방안으로 헤지전략의 유효성을 검정하는 데 있으며 향후 여러 상황에 따라 변동이 예상되는 금현물시장의 위험을 방어하는 데 도움을 줄 수 있을 것으로 판단된다.

참 고 문 헌

문규현(2009), **금현 · 선물시장의 헤지 효율성**, 한국산업경제학회 춘계학술발표회.

이상빈(1989), "한국증권시장에서 주가지수선물을 이용한 헤지 가능성 분석", **한국과학기술원.**

이재하, 장광열(2001), "KOSPI 200 선물을 이용한 헤지전략", **증권학회지**, 제28집, 379-417.

이재하, 한덕희(2002), "국채선물을 이용한 헤지전략", **선물연구**, 제2호, 25-56.

장경찬(1990), "한국증권시장에서 주가지수선물의 헤징효과에 관한 의태분석", **증권학회지**, 제12편.

홍정효, 문규현(2006), "코스피200 지수선물을 이용한 교차헤지(cross hedge)", **재무관리연구**, 제23권, 제1호, 243-266.

홍정효, 문규현(2006), "환리스크관리에 관한 연구-외환선물 및 선도시장 헤지성과 비료를 중심으로", **리스크관리연구**, 제17권, 제2호, 91-125.

Baillie, R. and Myers, R.(1991), "Bivariate GARCH estimation of the optimal commodity futures hedge", *Journal of Applied Econometrics*, 6, 109-124.

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

Bollerslev, T.(1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity", Journal of Econometrics, 31, 307-327.

Bollerslev, T., Engle, R. F. and Wooldridge, J. M.(1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances", *Journal of Political Economy*, 116-131.

Dicky, D. A. and W. A. Fuller(1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time

Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
Ederington, L. H.(1979), "The Hedging Performance of the New Futures Markets", *The Journal of Finance*, 34, 157-170.
Engle, R. F.(1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U. K. Inflation", *Econometrica*, 987-1008.
Ghosh, A.(1993), Hedging with stock index futures: Estimation and forecasting with error correction model", *The Journal of Futures Markets*, 13, 743-752.
Ghosh, Asim and Ronnie Clayton(1996), "Hedging with International Stock Index Futures: An Intertemporal Error Correction Model", *Journal of Financial Research*, 19, 477-492.
Johansen, S.(1991), "Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
Johnson, L.(1960), "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures", *Review of Economic Studies*, 27, 139-151.
Keynes, J.(1930), *Treatise on Money*, 2, London.
Kroner, K. F. and J. Sultan(1993), "Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 535-551.
Myers, R.(1991), "Estimating Time-Varying Optimal Hedge Ratios on Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, 11, 39-54.
Nelson, D. B.(1991), "Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach", *Econometrica*, 59, 347-370.
Park, T. H. and Switzer, L. N.(1995), "Bivariate GARCH estimation of optimal hedge ratios for stock index futures: A note", *The Journal of Futures Markets*, 15, 61-67.
Phillips, P. C. B. and P. Perron(1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335-346.
Working, H.(1953), "Futures Trading and Hedging", *American Economic Review*, 43, 314-343.

Dynamic Hedging Performance of Gold Futures against CBOT Gold Spot and LBMA Gold Spot

Gyu-Hyen MOON*

Abstract

This study tests hedging strategies that use the gold futures to hedge the price risk of the gold spot. It employes the minimum variance hedge model and ECT-GARCH(1,1) model as hedge models. and analyzes their hedge performances. The sample period covers from April 1, 2006 to March 31, 2008.

The main findings may be summarized as follows. First, the hedge performance of CBOT(Chicago Board of Trade) gold spot is higher than that of London gold spot with NY gold futures. Second, for both the in-sample data and out-of-sample, hedging effectiveness of the risk-minimum variance hedge model is higher than that of ECT-GARCH(1,1) model.

Keyword: gold spot, gold futures, hedge performance, minimum variance hedge model, ECT-GARCH(1,1) model

* Professor, Division of Business Administration, Kyonggi University