

돈육 현 선물시장간의 선도-지연관계에 관한 실증적 연구*

홍정효**

요 약

본 연구는 돈육선물시장과 현물시장 수익률사이의 선도-지연관계를 분석하였다. 이를 위하여 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지 최근월물 돈육선물가격과 돈육현물가격을 사용하였으며 연구방법으로는 VAR모형에 기초를 둔 Granger인과관계 및 충격반응함수분석을 실시하였으며 주요 실증분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 돈육선물과 현물시장 수준변수사이의 공적분 검증결과 두 시장사이에는 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, Granger 인과관계 및 분산분해분석 결과, 돈육 현·선물시장사이에는 피드백적인 인과관계가 존재하고 있으나, 돈육선물시장의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다.

셋째, 충격반응함수분석결과 돈육선물시장은 돈육현물시장에 대한 영향력이 10기간이상 지속되는 것으로 나타났으며 돈육현물의 선물시장에 대한 영향력은 10기간정도 지속되는 것으로 나타났으나 돈육선물의 영향력의 크기가 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다.

이러한 실증분석결과는 Ng(1991), Kawaller et al.(1987, 1990), Chan et al.(1991), Broussard et al.(1998), 이필상, 민준선(1997), 홍정효(201)의 연구결과와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

핵심주제어 : 돈육 현 선물, VAR, Granger Causality, 충격반응함수, 분산분해분석

* 논문접수일 2010년 11월 16일, 게재확정일 2010년 12월 21일

본 연구는 학술진흥재단과 한국산업경제저널에서 정한 연구윤리규정을 준수함

**경남대학교 경영학부 교수(hong0312@kyungnam.ac.kr)

I. 서론

선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계에 대한 실증적 연구는 재무분야의 주요한 주제로 다루어져 왔다. 본 연구는 한국거래소에 상장된 돈육선물과 돈육현물시장의 수익률사이의 선도-지연관계를 실증적으로 분석하였다.

선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계에 관한 해외의 실증적 연구 중에서 Iihara et al.(1996)은 일본 Nikkei 주가지수 선물시장과 현물시장사이의 상호의존성을 분석한 결과 선물시장에서 현물시장으로 변동성전이효과가 존재하고 있음을 제시하였다. Tse(1999)는 미국 다우존스산업평균지수(DJIA: Dow Jones Industrial Average) 현·선물시장의 상관관계를 분석한 결과 선물시장에서 현물시장으로의 변동성이전효과가 더 강하게 존재하고 있음을 보고하였다.

Stoll & Whaley(1990)와 Chan(1992)은 S&P500 및 MMI(money market Index)지수 현물과 선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 보고하였다. Fleming et al.(1996)은 S&P500지수선물과 S&P500현물 및 S&P100지수현물사이의 선도-지연관계를 분석한 결과, S&P500지수선물시장이 S&P500 및 S&P100지수현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다.

Abhyankar(1998)는 영국 FTSE100지수 현 선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 FTSE100지수선물시장이 현물시장을 5분내지 15분정도 선도하고 있음을 보여주었다. Brooks et al.(2001)은 1996년 6월부터 1997년까지 FTSE100지수 현·선물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과, 선물시장이 현물시장에 대한 예측기능을 하고 있음을 주장하였다. Grunbichler et al.(1994)은 독일(Germany)의 주가지수 현·선물시장을 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 제시하였다. Frino와 West(1999)는 호주 주가지수 현·선물시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있는 것으로 보고하였다.

Ghosh(1993)는 오차수정모형(ECM: error correction model)과 공적분(co-integration)모형을 이용하여 S&P500지수 현물과 선물시장 사이의 영향력을 분석한 결과 선물시장의 현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우 보다 더 강한 것으로 보고하였다. Shyy et al.(1996)은 프랑스지수 현·선물시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장을 선도하고 있음을 주장하였다. 이와 같이 미국, 영국 및 일본 등 선진국 주가지수 현물과 선물시장에 대한 선도-지연관계를 분석한 결과 선물시장이 현물시장보다 정보에 더 효율적으로 반응하고 있음을 보여주고 있다.

그러나 선물시장의 현물시장에 대한 영향력보다는 현물시장의 선물시장에 대한 영향력이

상대적으로 더 강한 것으로 주장하는 연구들도 있다. 예를 들어 Lin et. al.(2002)은 대만주가 지수 현·선물시장사이의 변동성이전효과를 분석한 결과 두 시장사이에는 피드백적인 정보이전효과가 존재하고 있으나, 현물시장의 선물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강한 것으로 보고하였다. Wahab & Lashgari(1993)은 오차수정모형(ECM: error correction model)을 이용하여 S&P500과 FTSE100지수 현·선물시장간의 선도-지연관계를 분석한 결과, 선물시장이 현물시장을 선도하는 것 보다는 현물시장의 선물시장에 대한 영향력이 상대적으로 더 강한 것으로 제시하였다.

또한 선물시장과 현물시장사이에 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있는 것으로 보고한 연구들이 있다.[Ng(1991), Kawaller et al.(1987, 1990), Chan et al.(1991)] Broussard et al.(1998)은 독일 Dax지수 현·선물시장사이의 선도 지연관계를 분석한 결과 피드백적인 인과관계가 존재하고 있으나 선물시장의 영향력이 지배적임을 제시하였다.

국내의 연구 중에서 문규현, 홍정효(2005)는 국제선도금리시장과 국제현물시장사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 새로운 정보에 국제선도금리시장이 국제현물시장보다 더 효율적으로 반응하고 있음을 제시하였다. 이필상과 민준선(1997)은 KOSPI200지수 현·선물시장간의 선도-지연효과를 분석한 결과 두 시장사이에는 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있음을 제시하였다. 홍정효(2010)는 영국 파운드, 캐나다 달러, 호주달러, 원달러 및 브라질 레알화 통화선물시장과 현물시장 수익률사이의 선도-지연관계를 분석한 결과 통화선물 및 현물시장사이에는 피드백적인 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다. 각 통화선물시장의 현물시장에 대한 가격발견기능이 통화현물시장의 선물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 높은 것으로 제시하였다.

이와 같이 선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계에 관한 연구는 주가지수 현물과 선물, 통화선물 및 현물시장, 금리선도 및 현물시장중심으로 상당히 많이 진행되고 있으나 상품선물시장과 현물 시장사이의 선도-지연관계에 관한 연구는 거의 이루어지지 않은 것으로 보여 진다. 특히, 2008년 7월 21일 한국거래소에 상장된 돈육현물과 선물시장사이의 선도-지연관계에 관한 연구는 동 연구가 처음인 것으로 보여 지므로 향후 동 분야의 연구의 계기를 마련했다는 측면에서 기존연구들과 차별을 보일 것으로 여겨진다.

따라서 돈육선물시장과 현물시장사이의 선도-지연관계를 분석하기 위하여 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지 최근월물 돈육 선물 일별자료와 돈육현물 자료를 사용하였으며 분석방법으로는 벡터자기회귀모형에 근거를 둔 Granger인과관계, 충격반응함수분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 실증분석결과 돈육선물시장과 현물시장사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 레버리지효과가 존재하는 돈육선물시장의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제1장의 서론에 이어 제2장에서는 돈육현물과 선물시

장 자료에 관한 기초통계량분석, 단위근 및 공적분 검증을 실시하였다. 제3장에서는 실증분석에 앞서 주요 연구방법론인 VAR모형 및 Granger 인과관계 등에 대한 설명을 제시하였다. 제 4장에서는 실증분석결과를 제시하였으며 마지막으로 제 5장에서는 본 연구의 요약 및 결론을 제시하였다.

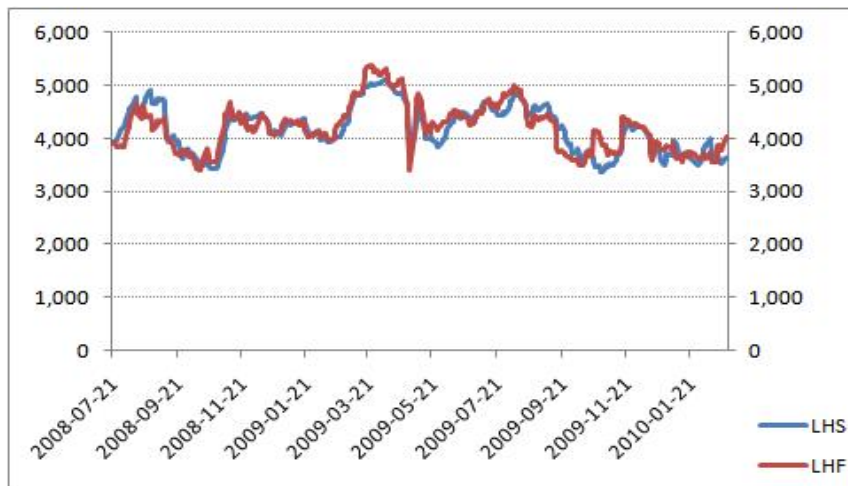
II. 기초 통계량 분석

본 연구는 돈육선물시장과 현물시장 사이의 선도-지연관계를 분석하기 위하여 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지 한국거래소에 상장된 돈육선물시장의 최근월물 일별 가격과 돈육현물시장 자료를 사용하였으며, 이들 자료는 KOSCOM으로부터 구하였다. 돈육선물과 돈육현물의 수익률은 로그 값을 취한 t일 증가와 로그 값을 취한 t-1일의 차이로 구하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.[문규현, 홍정효(2005), 홍정효(2010) 논문참조]

$$LHFR_t = \frac{\ln(LHF_t)}{\ln(LHF_{t-1})} = \ln(LHF_t) - \ln(LHF_{t-1}) \quad (1)$$

$$LHSR_t = \frac{\ln(LHS_t)}{\ln(LHS_{t-1})} = \ln(LHS_t) - \ln(LHS_{t-1}) \quad (2)$$

위 식(1)과 식(2)에서 $LHFR_t$ 와 $LHSR_t$ 은 t 시점 돈육선물과 돈육현물 수익률을 각각 의미하며 LHF_t 와 LHF_{t-1} 는 t시점과 t-1시점 돈육선물 가격의 수준변수(level variable), LHS_t 와 LHS_{t-1} 는 t시점과 t-1시점 돈육현물 가격의 수준변수를 각각 의미한다. 각 시계열 자료사이의 선도-지연관계 분석에 앞서 전체 분석기간 동안 돈육선물과 돈육현물 가격추이를 살펴보았다.



[그림 1] 돈육 현물과 선물가격추이

전체 분석기간 동안 돈육선물과 현물가격은 2008년 7월 21일 상장된 이후 2009년 3월까지 점진적으로 상승추세를 보였으나 2009년 4월 이후부터는 지속적으로 하락하고 있는 것으로 나타났다. 돈육선물과 현물시장 자료의 특성을 보다 세밀하게 분석하기 위하여 각 시계열의 수준변수와 차분변수에 대한 기초통계량분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 1>에 제시되어 있다.

전체분석기간동안 돈육현물시장의 평균가격은 4196.59, 평균수익률은 -0.0002로 나타났으며 돈육선물선물시장의 경우 평균가격은 4221.23, 평균수익률은 0.00001로 나타났다. 이로부터 전체분석기간동안 돈육 현·선물시장은 전반적으로 약보합상태임을 보여주고 있다. 변동성을 나타내는 표준편차의 경우 레버리지효과가 존재하는 돈육선물시장 수익률의 표준편차가 0.02641로 돈육현물시장 수익률의 표준편차 0.0194보다 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 돈육선물과 현물자료에 대한 왜도, 첨도 및 Bera-Jacque 검증 통계량 값에 의하면 돈육선물과 돈육현물 시계열들은 모두 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

또한 돈육선물과 현물가격 수준변수와 차분변수 자료의 안정성(stationarity)을 검증하기 위하여 단위근 검증을 실시하였다. 단위근 검증은 ADF와 PP 검증법을 사용하였다. 분석결과 돈육선물의 수준변수에 대한 ADF검정결과 5%수준에서 안정한 자료로 나타났으나 PP검증결과에 의하면 수준변수들은 모두 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 그러나 1차 차분된 돈육선물과 현물 수익률자료는 모두 통계적으로 유의한 수준에서 안정적인 시계열인 것으로 나타났다.

<표 1> 기초통계량 분석 분석결과

구 분	돈육현물시장		돈육선물시장	
	수준 변수	1차 차분변수	수준 변수	1차 차분변수
평 균	4196.59	-0.0002	4221.23	0.00001
중간값	4230.50	0.0002	4247.50	0.0000
최대값	5136.00	0.1248	5385.00	0.18990
최소값	3364.00	-0.1270	3395.00	-0.14473
표준편차	444.75	0.0194	448.70	0.02641
왜 도	0.04018	-0.4754	0.4245	0.91818
첨 도	2.06657	12.3141	2.7017	14.8761
B-J	14.62***	1460.95***	13.49***	2406.91***
표본수	401	401	401	401
LB(12)	3117.20***	103.00***	2932.10***	51.01***
ADF	-2.6582*	-12.7289***	-3.3671**	-13.6674***
PP	-2.3312	-11.7507***	-2.6994*	-14.3318***

- 주 1) 전체분석기간은 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지임.
 2) B-J는 Bera-Jarque 검정통계량을 의미함.
 3) ADF는 시차(lag) 4를 적용하였으며, PP는 시차 6을 적용함.
 4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

또한 돈육선물과 돈육현물시장 수준변수사이의 장기적인 균형관계를 분석하기 위하여 요한센 공적분 검증을 실시하였으며 그 분석결과가 <표2>에 제시되어 있다. 요한센 공적분 검증 결과, 돈육선물 가격과 돈육현물가격의 수준변수 사이에는 장기적인 균형관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 따라서 돈육선물 가격과 돈육현물 가격의 수준변수사이에는 통계적으로 유의한 수준에서 장기적인 균형관계가 존재하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

<표 2> 요한센(Johansen) 공적분 검증결과

구 분	Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)	5% 임계치	1% 임계치	비 고
돈육현물가격 /	0.0568	32.4185***	15.41	20.04	None
돈육선물가격	0.0245	9.6664***	3.76	6.65	At most 1

- 주1) 공적분 검정을 위한 귀무가설은 “돈육선물 가격과 거래량(미결제약정) 수준변수 사이에 장기적인 균형관계가 존재하지 않는다.” 임.
 2) 요한센(Johansen) 공적분 검정 추정을 위한 방정식의 시차(lag)는 8를 적용하였으며 절편

(intercept)는 포함하였으나 추세(trend)는 제외하였음.

III. 연구방법(Methodology)

본 연구의 목적은 돈육선물과 현물시장사이의 선도-지연관계를 실증적으로 분석하는데 있다. 만약 돈육선물 및 현물시장이 효율적시장(efficient market)이라면 시장에서 발생하는 새로운 정보는 돈육 현물과 선물시장 가격에 실시간으로 반영되기 때문에 투자자들은 새로운 정보를 이용하더라도 시장수익률을 상회하는 초과수익률을 얻을 수 없게 된다. 그러나 자본 시장에서는 거래비용, 감독당국의 규제 등과 같은 다양한 형태의 시장마찰(market friction) 요인들이 존재하기 때문에 각 금융시계열들이 정보를 가격에 반영하는 속도에 차이가 발생할 수 있다. 이러한 경우 각 시계열 사이에는 선도-지연관계가 존재하게 된다.

돈육선물과 현물시장에서의 선도-지연관계를 분석하기 위하여 VAR(vector auto regressive)모형에 기초를 둔 Granger인과관계분석, 충격반응함수 및 분산분해분석을 실시하였다. VAR모형은 돈육선물 및 현물가격 사이의 동태적인 인과관계를 분석함에 있어 추정모형에 어떠한 제약을 가하지 않는 모형으로 어느 변수가 설명변수이고 어느 변수가 종속변수인지 즉, 각 변수사이의 인과관계가 불분명한 경우 적절한 실증분석모형으로 많이 사용되고 있다. 돈육선물 및 현물가격사이의 단기적인 인과관계 분석을 위한 VAR(p)모형은 다음과 같이 구축할 수 있다. [문규현, 홍정효(2005), 홍정효(2010) 논문참조]

$$\begin{bmatrix} LHFR_t \\ LHSR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR_{t-1} \\ LHSR_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR_{t-p} \\ LHSR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{f,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

위 식(3)에서 LHFR, LHSR는 돈육선물과 현물 수익률을 각각 의미한다. 또한 돈육현물과 선물시장사이의 공적분 관계를 고려하여 VAR(p)모형에 오차수정항(ECT: error correction term)을 포함한 벡터자기회기(VECM: vector error correction term)모형을 도입하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$\begin{bmatrix} LHFR_t \\ LHSR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_f \\ \beta_s \end{bmatrix} ECT + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR_{t-1} \\ LHSR_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR_{t-p} \\ LHSR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{f,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix} \quad (4)$$

위 식(4)에서 $\begin{bmatrix} \beta_f \\ \beta_s \end{bmatrix}$ 는 돈육선물과 돈육현물 수익률의 2 x 1 행렬벡터, ECT은 오차 수정항을 의미한다. 돈육선물수익률이 돈육현물 수익률을 Granger인과한지 않는다는 귀무가설은

$H_0: \delta_{21} = 0$ 로 나타낼 수 있으며 만약 δ_{21} 이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 이는 돈육선물 수익률은 돈육현물 수익률에 대하여 영향력을 미치고 있음을 의미한다. 돈육현물수익률의 돈육선물 수익률을 Granger인과하지 않는다는 귀무가설은 $H_0: \delta_{12} = 0$ 로 설정할 수 있으며 δ_{12} 가 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 이는 돈육현물시장이 돈육선물시장을 선도(lead)하고 있음을 의미한다.

각 시계열 사이의 Granger인과관계 분석을 위한 귀무가설들은 F검증통계량 값을 사용하여 기각여부를 결정하였다. 벡터자기회귀모형의 차수는 앞의 AIC와 BIC검증결과를 토대로 시차 8을 적용하였다. Granger인과관계 분석을 통한 돈육선물 수익률 및 돈육현물 수익률사이의 단기적인 동적연관성 분석 외에도 한 시계열에서 발생한 수익률충격이 다른 시계열에 대한 영향력의 지속성(persistence)을 분석하기 위한 충격반응함수분석과 각 변수사이의 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위한 분산분해분석을 추가적으로 실시하였다.

IV. 실증분석결과

4.1. VAR(p)모형의 차수(lag)결정

먼저 돈육선물과 돈육현물 수익률사이의 인과관계 분석에 앞서 VAR모형의 차수를 결정하기 위하여 AIC(Akaike Information Criteria)와 BIC(Schwarz Criteria)를 추정하였으며 그 결과 <표 3>에 제시되어 있다. 분석결과 VAR모형에 상수항을 포함하는 경우보다는 상수항을 포함하지 않은 AIC 및 BIC값이 상대적으로 작은 것으로 나타났다. 상수항이 포함되지 않은 AIC와 BIC값은 시차 8과 시차 10에서 가장 작은 것으로 나타남에 따라 벡터자기회귀모형의 시차는 8을 적용하였다.

<표 3> VAR모형의 차수결정을 위한 AIC 및 BIC 추정결과

상수항		돈육 현·선물 가격 및 돈육선물 거래량			
		상수항 불 포함		상수항 포함	
		Akaike Information Criteria(AIC)	Schwarz Criteria (BIC)	Akaike Information Criteria(AIC)	Schwarz Criteria (BIC)
시차	1	-7.8681	-7.7776	-7.8454	-7.7247
	2	-7.8797	-7.6981	-7.8569	-7.6449
	3	-7.8783	-7.6047	-7.8553	-7.5513
	4	-7.8757	-7.5096	-7.8527	-7.4561
	5	-7.8613	-7.4019	-7.8385	-7.3485
	6	-7.8426	-7.2892	-7.8202	-7.2360
	7	-7.7842	-7.1360	-7.7620	-7.0830
	8	-7.7482	-7.0046	-7.7266	-6.9520
	9	-7.8366	-6.9967	-7.8164	-6.9454
	10	-7.8458	-6.9089	-7.8259	-6.8578
	11	-8.1745	-7.1399	-8.1539	-7.0879
	12	-8.2079	-7.0747	-8.1858	-7.0211

주1) VAR(p)모형의 시차결정을 위하여 상수항을 포함한 모형과 포함하지 않은 VAR모형;

$$\begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-1} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-p} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{f,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} a_{f,t} \\ a_{s,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-1} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-p} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{f,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix}$$

여기서 LHFR, LHSR은 돈육선물 수익률과 돈육현물 수익률을 각각 의미한다.

4.2. Granger 인과관계분석

다음으로 동 연구에서는 돈육선물과 돈육현물시장 수익률사이의 Granger인과관계분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 4>에 제시되어 있다. Panel a의 돈육선물 수익률과 돈육 현물 수익률사이의 Granger 인과관계 분석결과에 의하면 돈육선물 수익률은 돈육현물 수익률을 Granger-cause하지 않는다는 귀무가설은 시차 1부터 10까지 1% 수준에서 통계적으로 기각되는 것으로 나타났다. 이는 돈육선물시장이 돈육현물시장의 변동에 예측력을 지니고 있음을 의미한다.

또한 돈육현물 수익률은 돈육선물 수익률을 Granger-cause하지 않는다는 귀무가설은 시차 4부터 시차 10까지 5% 또는 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석 결과로부터 돈육선물수익률과 돈육현물 수익률사이에는 쌍방향적인(bi-directional) 영향력을 미치고 있으나 레버리지효과가 존재하는 돈육선물시장의 돈육현물시장에 대한 영향력이 그 반대의 경우보다 상대적으로 더 강하고 지속적인 것으로 나타났다.

Granger인과관계 분석결과로부터 돈육 현·선물시장사이에는 피드백적인 인과관계가 존재하고 있으나 돈육선물시장의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. 이로부터 자본시장에서 발생한 새로운 정보에 대하여 돈육현물시장보다는 레버리지효과가 존재하는 돈육선물시장이 더 효율적으로 반응하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

<표 4> Granger 인과관계 분석 결과

귀무가설: 돈육선물 수익률은 현물수익률을 Granger-cause하지 않는다.		귀무가설: 돈육현물 수익률은 선물수익률을 Granger-cause하지 않는다.	
시차	F 값 수익률	시차	F 값 수익률
1	23.6269***	1	0.23367
2	9.86203***	2	2.13529
3	7.08551***	3	2.19697*
4	7.19224***	4	2.72835**
5	5.86518***	5	2.45209**
6	5.17422***	6	2.70160**
7	4.47113***	7	2.36703**
8	3.89753***	8	2.64553***
9	3.57375***	9	2.86222***
10	3.41822***	10	3.04083***

주 1) 분석기간은 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지임.

주 2) ***, **, *는 1%, 5%, 10% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

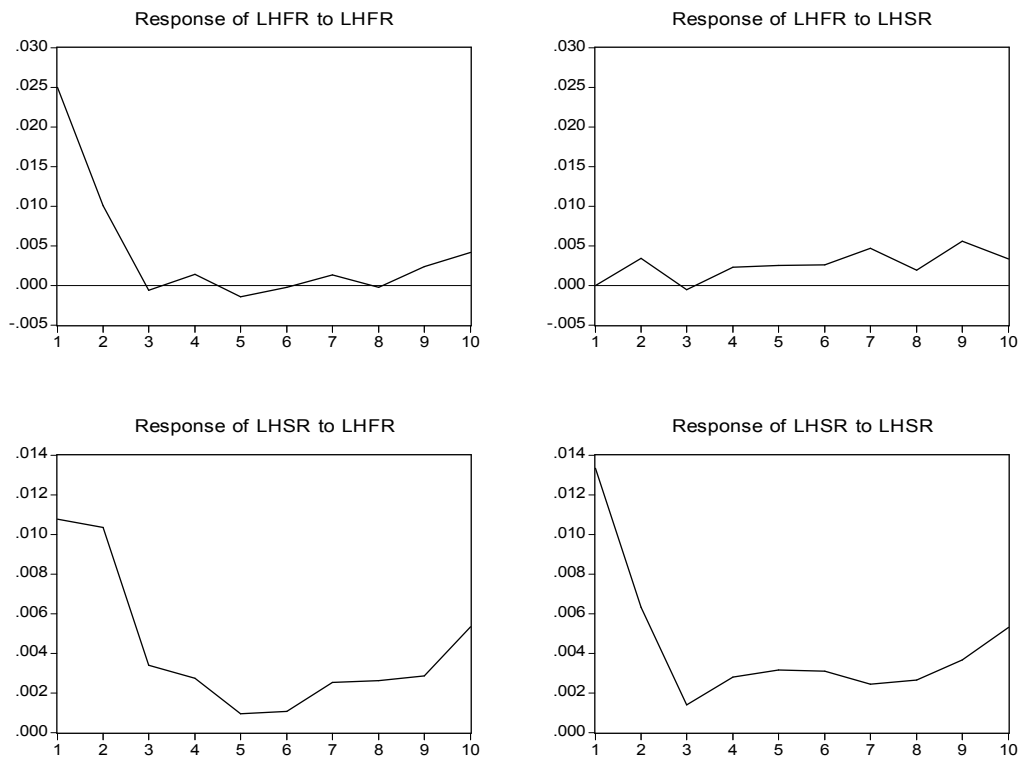
4.2. 충격반응함수분석

동 연구에서는 돈육선물 수익률과 돈육현물 수익률 한 단위가 변화할 경우 다른 변수에 어느 정도의 기간까지 영향력을 미치고 있는지를 분석하기 위하여 충격반응함수 분석을 실시하였다. 충격반응함수는 삼각화 방법으로 인하여 어떤 변수를 먼저 두는가에 따라 분석결과가 달라질 수도 있으므로 동 연구는 돈육선물 수익률, 돈육현물 수익률의 순서로 하여 충격반응함수를 실시하였다. 그 결과가 <그림 2>에 제시되어 있다.

돈육현물 수익률 충격 한 단위에 대하여 돈육선물수익률은 즉각적인 양(+)의 반응을 보인 이후 동 영향력의 크기는 10기간 이상 지속되는 것으로 나타났다. 다음으로 돈육선물 수익률 충격 한 단위에 대하여 돈육현물 수익률도 즉각적인 양(+)의 반응을 보인 후 10기간 이상 지속되는 것으로 나타났다.

충격반응함수 결과를 요약해 보면 앞의 Granger인과관계 분석결과와 마찬가지로 돈육선물 수익률과 돈육현물 수익률은 서로 영향을 미치고 있으나 영향력의 지속성과 크기는 돈육선물시장이 돈육현물시장에 비해 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

Response to Cholesky One S.D. Innovations



[그림 2] 충격반응함수분석

주 1) 전체분석기간은 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지임.

2) 충격반응함수분석을 위한 VECM(8) 추정방정식;

$$\begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_t = \begin{bmatrix} a_{f,t} \\ a_{s,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-1} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} LHFR \\ LHSR \end{bmatrix}_{t-8} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{f,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{bmatrix}$$

4.3. 분산분해분석

동 연구에서는 돈육선물 수익률과 돈육현물 수익률사이의 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위하여 분산분해분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 5>에 제시되어 있다. 실증분석 결과 시차 8을 기준으로 돈육선물 수익률에 대해서는 돈육선물 자신의 영향력이 93%, 돈육현물 수익률의 영향력이 7% 수준으로 나타났다.

다음으로 돈육현물 수익률에 대해서는 돈육현물 수익률 자신의 영향력이 50.2%, 돈육선물 수익률의 영향력이 49.8% 수준으로 서로 비슷한 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과로부터 앞의 Granger 인과관계 및 충격반응함수분석과 마찬가지로 돈육선물시장의 돈육현물시장에 대한 영향력이 돈육현물시장의 돈육선물시장에 대한 영향력보다 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다.

<표 5> 분산분해분석결과

Variance Decomposition of LHFR:			
Period	S.E.	LHFR	LHSR
1	0.0250	100.0000	0.0000
5	0.0274	96.9358	3.0642
8	0.0281	92.9913	7.0087
10	0.0292	88.5870	11.4130
Variance Decomposition of LHSR:			
Period	S.E.	LHFR	LHSR
1	0.017124	39.51972	60.48028
5	0.021893	50.62523	49.37477
8	0.022715	49.79149	50.20851
10	0.024369	49.38499	50.61501

주 1) 전체분석기간은 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지임.

2) 분산분해분석을 위한 VECM(8) 추정방정식;

$$\begin{vmatrix} LHFR_t \\ LHSR_t \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \alpha_{t,t} \\ \alpha_{s,t} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} LHFR_{t-1} \\ LHSR_{t-1} \end{vmatrix} + \dots + \begin{vmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{vmatrix} \begin{vmatrix} LHFR_{t-8} \\ LHSR_{t-8} \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} \varepsilon_{t,t} \\ \varepsilon_{s,t} \end{vmatrix}$$

V. 요약 및 결론

본 연구는 2008년 7월 21일 한국거래소에 돼지고기가격의 안정을 도모하고 돼지고기 수요자 또는 공급자의 가격변동 리스크를 헤지하기 위한 상품으로 돈육선물이 상장된 이후 2년간 가량의 시간이 경과한 시점에서 돈육선물시장이 선물시장의 주요 기능중의 하나인 가격발견 기능을 적절히 수행하고 있는지를 실증적으로 분석하였다.

돈육선물시장과 돈육현물시장 수익률사이의 선도-지연관계를 분석하기 위하여 2008년 7월 21일부터 2010년 2월 26일까지 일별시계열자료를 사용하였다. 연구방법으로는 금융시계열사이의 인과관계가 명확하지 않은 경우 사용되는 VAR모형에 기초를 둔 Granger 인과관계분석, 충격반응함수분석 및 분산분해분석을 실시하였으며 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, 돈육선물과 현물시장 수준변수 사이의 공적분 검증결과 각 시장사이에 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, Granger 인과관계를 분석한 결과 돈육 현·선물시장사이에는 피드백적인 인과관계가 존재하고 있으나 돈육선물시장의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다.

셋째, 충격반응함수 분석결과 돈육선물과 돈육현물 수익률은 상대시장에 대하여 시차 10까지 영향력을 미치고 있으나 돈육선물시장의 돈육현물시장에 대한 영향력이 상대적으로 더 강하고 지속적인 것으로 나타났다.

넷째, 분산분해분석결과 돈육선물시장에 대해서는 돈육선물시장 자신의 영향력이 93%, 돈육현물시장의 영향력은 7% 수준으로 나타났다. 돈육현물시장에 대해서는 돈육현물시장 자신의 영향력이 50.2%, 돈육선물시장의 영향력이 49.8% 수준으로 서로 비슷한 것으로 나타났다.

이와 같이 돈육선물시장과 현물시장사이에는 피드백적인 선도-지연관계가 존재하고 있으며 돈육선물시장이 정보에 더 효율적으로 반응한다는 연구결과는 Ng(1991), Kawaller et al.(1987, 1990), Chan et al.(1991), Broussard et al.(1998), 이필상, 민준선(1997), 홍정효(2010)의 연구결과와 일맥상통하는 것으로 나타났다.

참 고 문 헌

- 문규현, 홍정효, "국채선도금리(Forward rate)의 효율성(Efficiency)에 관한 연구," 재무관리연구, 제22권 제2호, 2005, 1-24.
- 이필상, 민준선, "주가지수 선물가격변화량과 현물가격변화량간의 일중 관계에 관한연구", 재관리 연구 제 14권 제1호, 1997, 141-69.
- 홍정효, "다변량 GJR-GARCH 모형을 이용한 국제통화선물시장과 통화현물시장의 비대칭적 인과 관계 및 시장효율성 비교분석에 관한 연구", 재무관리연구, 제20권 제1호, 2010, 1-30.
- Abhyankar, A.H.(1995), "Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets, *The Journal of Futures Markets*, 15(4), 457-488.
- Brooks, C., Rew, A. G. and Ritson, S.(2001), "A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100," *International Journal of Forecasting* vol. 17, 31-44.
- Broussard, J. P., Booth, G. G. and Loistl, O.(1998), "Price discovery in German stock and futures markets," *Managerial Finance*, Vol. 24, No. 4, 3-18.
- Chan, K.(1992), "A Further Analysis of the Lead/Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Markets," *Review of Financial Studies* 5, 123-152.
- Chan, K., K. C. Chan, and G. A. Karolyi(1991), "Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market", *Review of Financial Studies* 4, 657-84.
- Fleming, J.(1996), Ostdiek, B., and Whaley, R.E., "Trading Costs and the Relative Rates of Price Discovery in Stock, Futures, and Options Markets", *The Journal of Futures Markets* 16(4), 353-387.
- Frino, A. and West, A.(1999), "The lead-lag relationship between stock indices and stock index futures contracts: further Australian evidence," *Abacus*, vol. 35, 333-341.
- Ghosh, A.(1993), "Cointegration and Error Correction Models: Intertemporal Causality between Index and Futures Prices", *The Journal of Futures Markets*, 13, 193-198.
- Grunbichler, A., Longstaff, F. A., and Schwartz, E. S.(1994), "Electronic screen trading and the transmission of information: an empirical examination," *Journal of Financial Intermediation*, 3, 166-187.
- Iihara, Y., K. Kato, and T. Tokunaga (1996), "Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan", *The Journal of Futures Markets*, 16, 147-162.
- Kawaller, I. G., Koch, P.D., & Koch, T.W.(1987), "The Temporal Price Relationship between

- Volatility in S&P500 Futures Prices and Volatility in the S&P500 Index", *The Journal of Finance* 42, 1309-1329.
- Kawaller, I. G., Koch, P.D., & Koch, T.W.(1990), "Intraday Relationships between volatility in S&P500 futures prices and volatility in the S&P500 index". *Journal of Banking and Finance* 14, 373-397.
- Lin, C. C, Chen, S. Y, Hwang, D. Y. and Lin, C. F. (2002), "Does Index Futures Dominate Index Spot? Evidence from Taiwan Market", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, Vol. 5, No. 2, 255-275.
- Ng, N.(1991), "Detecting Spot Forecasts in Futures Prices Using Causality Tests", *Review of Futures Markets*, 6, 250-267.
- Shyy, G., Vijayaraghavan, V. and Scott-Quinn, B.(1996), "A further investigation of the lead-lag relationship between the cash market and stock index futures market with the use of bid/ask quotes: the case of France," *Journal of Futures Markets*, Vol. 16, 405-420.
- Stoll, H., and R. Whaley(1990), "The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-68.
- Tse, Y. (1999), "Price Discovery and Volatility Spillovers in the DJIA Index and Futures Markets", *The Journal of Futures Markets*, 19, 911-930.
- Wahab, M. and M. Lashgari(1993), "Price Dynamics and Error Correction in Stock Index and Stock Index Futures Markets: A Cointegration Approach", *The Journal of Futures Markets*, 13, 711-742.

A Study on the Lead Lag Relationship between Lean Hog Spot and Futures Markets

Chung-Hyo HONG*

Abstract

This study tests the lead lag relationship between lean hog futures and lean hog spot markets. We introduce the Granger causality test, impulse response analysis and variance decomposition analysis based on vector autoregressive analysis(VAR). The main empirical results are as follows.

First, we find that there is a co-integration relationship between lean hog futures and spot markets' level variables.

Second, according to the Granger causality test, there is a bi-directional relationship between lean hog futures and spot market, but the influence of lean hog futures market against lean hog spot market is much more dominant.

Third, in terms of impulse response analysis lean hog futures and spot markets' impact are persistent to other variables more than 10 period.

Fourth, the lean hog futures influence is relatively greater than that of lean hog spot market.

These empirical results are consistent with those of Ng(1991), Kawaller et al.(1987, 1990), Chan et al.(1991), Broussard et al.(1998) and we also infer that lean hog futures market is more efficient on new information than lean hog spot market.

Keywords : Lean Hog Spot and Futures, Granger Causality Test, Impulse Response Analysis, Variance Decomposition

* Professor, Business Administration Division, Kyungnam University