

# 돈육선물시장의 헤징기능과 정보전달에 관한 연구\*

## Hedging Function and Information Transmission in Lean Hog Futures Markets

윤병삼(Byung-sam Yoon)\*\*

### ABSTRACT

It has been over 3 years since lean hog futures contract was listed, but the lean hog futures itself does not serve as an effective risk management tool yet due to the lack of liquidity. The primary objective of this study is to examine the hedging function of lean hog futures market and the information transmission between lean hog spot and futures markets. The results show that there exists no statistically significant basis risk in lean hog futures market, and the hedging effectiveness measured by  $R^2$  tends to be very low. The Granger causality test reveals that unidirectional causality runs from lean hog futures prices to representative pork prices('pork carcass price index'), and there exists bidirectional causality(feedback) between lean hog futures prices and average auctioned prices in Seoul(Eumseong) livestock wholesale market. Based on the findings, this study suggests that the underlying asset of lean hog futures should be changed into hog carcasses rather than the current representative pork price('pork carcass price index').

*Key words* : lean hog futures, basis risk, hedge ratio, hedging effectiveness, VAR model, Granger causality

\* 이 논문은 2011년도 충북대학교 학술연구지원사업의 연구비 지원에 의하여 연구되었음.

\*\* 충북대학교 농업경제학과 교수(bsyoon@chungbuk.ac.kr)

## I. 서 론

국내 선물시장에 농산물 선물거래가 도입된 것은 2008년 7월 21일 상장된 돈육선물이 최초이며, 그 이후로는 아직까지 새로운 농산물이 상장되지 못하고 있다. 상장 당시 돈육선물은 돈육가격 변동위험에 노출되어 있는 양돈농가와 육가공업체 등에게 효율적인 위험관리 수단을 제공함으로써 양돈농가의 소득안정 및 육가공업체의 경영안정에 크게 기여할 것으로 기대를 모았다.

그러나 이러한 당초의 기대와는 달리 돈육선물은 거래량 부족으로 말미암아 위험관리수단으로서의 제 역할을 다하지 못하고 있다(이춘수, 2011). 돈육선물 거래량은 2008년 16,258계약(일평균 144계약), 2009년 13,703계약(일평균 55계약), 2010년 13,943계약(일평균 56계약), 2011년 5,981계약(일평균 25계약)으로 감소하였으며, 2012년에 들어서는 상장폐지가 우려될 만큼 거래가 극히 부진한 실정이다.<sup>1)</sup> 돈육선물의 거래가 부진한 이유로는 가격위험관리에 대한 인식 부족, 돈육 선물거래에 대한 교육 및 홍보 부족, 기초자산인 돈육대표가격에 대한 이해 부족, 과다한 기본예탁금으로 인한 진입장벽<sup>2)</sup>, 선물회사의 시장조성자(market maker) 역할 미흡 등 다양한 요인들이 지적되고 있다(손승태, 2010).

정부는 그동안 물가안정 차원에서 축산물 가격안정화를 위해 다각적인 노력을 기울여 왔다. 이러한 노력에 발맞춰 돈육선물시장이 위험관리기구 및 가격안정화기구로서의 역할을 제대로 수행하기 위해서는 무엇보다도 거래활성화가 시급한 과제다. 최근 돼지고기 가격의 불안정을 해소하고 양돈농가의 소득을 안정시키기 위해 돈육선물시장을

1) 한국거래소(KRX)의 『파생상품시장 업무규정 시행세칙』 제160조 및 제161조에 의하면, 거래소는 돈육선물과 같이 일반상품을 기초자산으로 하는 선물 및 옵션의 경우 매월 최초거래일을 기준으로 직전 3개월간의 일평균거래량이 50계약에 미달하는 경우 '유동성관리상품'으로 지정한다. 지정일로부터 4년이 경과한 시점에서 직전 2년간 일평균거래량이 5계약 미만이고 거래체결일수가 총 거래일수의 10% 미만인 경우 거래소는 '상장폐지예고상품'으로 지정하여 상장폐지의 수순을 밟는다. 돈육선물은 2011년 3월 유동성관리상품으로 지정되었다.

2) 돈육선물의 기본예탁금은 상장시점부터 1,500만원으로 유지되어오다가 2010년 9월 13일부터 1/3수준인 500만원으로 인하되었다. 2008년 7월부터 2010년 8월까지 돈육선물 최근월물 가격 및 돈육대표가격의 평균이 4,200원/kg 수준이었던 점을 감안하면, 기본예탁금 1,500만원은 계약당 주문증거금(개시증거금)의 17배에 해당한다( $4,200\text{원} \times 1,000\text{kg} \times 21\%$  (개시증거금율) = 882,000원:  $15,000,000\text{원} \div 882,000\text{원} = 17.0$ ).

활용한 '가격보장보험제도'를 도입하는 방안이 제시되었으나(윤건용, 2012), 이러한 방안 역시 거래활성화가 전제되지 않고서는 원천적으로 불가능한 일이다.

돈육선물 상장 이후 돈육선물시장에 관한 국내 연구(김석진 외, 2011; 양성범·양승룡, 2011; 홍정효, 2011)는 주로 돈육선물의 헤지비율(hedge ratio)을 추정하고 헤지성과를 분석하는데 집중되었을 뿐 돈육 선물거래의 활성화 방안을 모색한 연구는 거의 없었다. 돈육 선물거래의 활성화를 위해서는 앞서 제시된 거래부진 요인들을 해소하기 위한 다각적인 노력뿐만 아니라 돈육선물의 계약명세(계약조건)에 대한 근본적인 재검토 등 제도개선을 위한 노력도 병행되어야 한다. 특히 돈육 현물시장과 선물시장 간에 원활한 정보전달이 이루어지고 두 시장 간에 적절한 가격관계가 형성되는지에 대한 면밀한 분석을 바탕으로 현물시장과 선물시장 간의 상호연계성을 강화해나가야 한다.

본 연구는 돈육선물이 상장된 지 3년여가 경과한 시점에서 돈육선물시장의 헤징기능과 돈육 현·선물시장간 정보전달체계를 분석하는데 목적을 두고 있다. 구체적으로 본 연구는 돈육선물시장의 베이스스 위험(basis risk)에 대해 평가하고 돈육선물의 헤지성과에 대해 분석하고자 한다. 그리고 돈육선물의 기초자산인 돈육대표가격이 현물시장을 대표하는 가격으로서 돈육선물가격과 양방향적인 피드백(feedback) 관계를 형성하는지 검증하고자 한다. 돈육대표가격과 돈육선물가격 간에 이러한 긴밀한 관계가 형성되지 않는다면 돈육 선물거래의 활성화를 위해 기초자산(거래대상)의 변경을 포함한 다양한 제도개선 노력이 이루어져야 할 것이다.

돈육선물의 성공적인 정착이 갖는 의미는 매우 크다. 왜냐하면 돈육선물은 농산물 중 성공 가능성이 가장 높은 것으로 평가되어 최초로 상장된 만큼 향후 선물거래가 다른 농산물로 확대될 수 있을지를 가늠할 중요한 시금석이 되기 때문이다.

## II. 돈육선물의 계약명세 및 돈육대표가격

〈표 1〉 돈육선물의 주요 계약명세

구분	주요내용
거래대상	돈육대표가격(산출기관 : 축산물품질평가원)
계약크기	1,000 Kg
결제월	분기월 중 2개와 그 밖의 월 중 4개
최장거래기간	6개월
가격의 표시	원/kg
호가가격단위	5원
최소가격변동금액	5,000원 (=1,000Kg × 5원)
거래시간	10:15 ~ 15:15 (최종거래일 포함)
최종거래일	각 결제월의 세 번째 수요일
최종결제일	결제월의 최종거래일부터 기산하여 3일째 거래일
최종결제방법	현금결제(최종결제가격 : 돈육대표가격)
가격제한폭	기준가격 대비 상하 ± 21%
단일가격경쟁거래	개장 시(09:15 ~ 10:15) 및 거래종료 시(15:05 ~ 15:15)
증거금률	위탁증거금률(개시증거금률) : 21%
	거래증거금률(유지증거금률) : 14%

1) 자료 : 한국거래소(www.krx.co.kr)

돈육선물의 주요 계약조건은 〈표 1〉에 요약된 내용과 같다. 돈육선물의 거래대상(기초자산)은 축산물품질평가원(구 축산물등급판정소)에서 산출하는 돈육대표가격이다. 돈육대표가격은 돈육선물의 기초자산일 뿐만 아니라 최종결제 시 현금정산을 위한 기준가격(최종결제가격)으로도 활용되며, 아래의 산식에 의해 산출된다.

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^{2C} \text{도체별 경락가격}_{it} \times \text{도체중량}_{it}}{\sum_{i=1}^{2C} \text{도체중량}_{it}} \quad (1)$$

돈육대표가격은 전국 14개 축산물도매시장 및 공판장 가운데 전산화가 미비하거나

거래실적이 낮은 3개 도매시장을 제외한 11개 도매시장에서 거래된 돼지도체(지육)의 경락가격을 이용하여 산출하는 돈육가격지수이다. 구체적으로 돈육대표가격은 지수산출일( $t$ 일)과 직전일( $t-1$ 일) 2일간 전국 11개 축산물도매시장에서 거래된 돈육도체( $1^+A \sim 2C$  등급)의 경락금액(=경락가격 $\times$ 도체중량) 합계를 도체중량의 합계로 나누어 계산('2일간 도체중량가중평균지수')하며, kg당 가격으로 표시된다.<sup>3)</sup>

돈육대표가격은 지수산출일( $t$ 일) 다음날( $t+1$ 일) 오전 10시에 공표된다. 예컨대, 월요일 오전 10시에 발표되는 돈육대표가격은 지난주 목요일과 금요일에 거래된 돈육의 평균가격이다.<sup>4)</sup> 돈육선물의 거래 당일을 기준으로 볼 때, 돈육대표가격은 시계열상 돈육선물가격보다 후행하는 변수가 된다.

### III. 분석자료 및 분석방법

#### 1. 분석자료

본 연구에 이용된 선물가격은 한국거래소(KRX)에서 거래된 돈육선물 최근월물의 일일 정산가격이다. 최근월물 시계열자료를 구성함에 있어서 최근월물에서 차근월물로 이행하는 시점은 돈육선물의 최종거래일로 하였다. 시계열자료의 표본기간은 돈육선물이 최초 상장된 2008년 7월 21일부터 2011년 12월 30일까지로 돈육선물을 대상으

3)  $1^+A \sim 2C$  등급은  $1^+A$ ,  $1A$ ,  $1B$ ,  $2A$ ,  $2B$ ,  $2C$ 를 말한다. 축산물품질평가원은 2011년 6월 1일부로 돼지 등급판정기준을 변경하여 기존 17개 등급에서 7개 등급으로 단순화하였다.

4) 이와 같이 2일간의 도체중량가중평균방식으로 산출되는 돈육대표가격은 흔히 '마감지수'로 불린다. 마감지수는 2일간의 거래가 종료된 다음날 오전 10시에 발표되므로 투자자들의 입장에서는 돈육대표가격의 흐름을 실시간으로 파악하기가 어렵다. 이런 이유로 한국거래소는 축산물품질평가원과 제휴하여 전일과 당일 현재시점까지 전국 11개 축산물도매시장에서 거래된 모든 경락정보를 토대로 1분 단위로 산출하는 도체중량가중평균가격을 '돈육실시간지수'로 발표하고 있다(오전 9시부터 오후 5시까지). 실시간지수는 투자자들에게 보다 많은 정보를 제공하기 위한 취지로 마련된 것이며, 마감지수와는 달리 제경매 정보의 누락 또는 전산시스템의 고장 등으로 실제 마감지수와 오차가 생길 수 있어 참고용으로만 활용하도록 권고하고 있다.

로 한 연구 중 가장 긴 시계열자료를 이용하였다.

한편 현물가격은 돈육선물의 기초자산인 돈육대표가격과 더불어 농협서울축산물공판장(이하 '농협서울')에서 거래된 돼지도체(지육)의 평균 경락가격(등외 제외)을 이용하였다.<sup>5)</sup> 현물가격으로 돈육대표가격 외에 농협서울(음성)의 평균가격을 함께 고려한 이유는 돈육대표가격이 돈육선물가격보다 후행하는 지표인데 비해 농협서울(음성)의 경락가격은 돈육선물과 동시적으로(contemporaneously) 거래된다는 점을 이용하여 돈육선물의 베이스스 위험, 헤지성과 및 돈육 현·물시장간 정보전달체계를 비교 분석하기 위한 것이다. 돈육대표가격과 농협서울(음성)의 평균가격은 모두 축산물품질평가원(구 축산물등급판정소)으로부터 입수하였으며, 가격자료의 표본기간은 돈육선물과 동일하다. 돈육 선물가격과 현물가격은 모두 자연로그(natural log)를 취하여 사용하였다.

## 2. 분석방법

본 연구는 먼저 각 시계열자료의 안정성(stationarity)을 확인하기 위해 단위근 검정을 실시한다. 그리고 베이스스 위험의 평가를 위해 돈육대표가격과 돈육선물가격 간의 베이스스 및 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간의 베이스스를 각각 구한 다음 베이스스의 유의성에 대한 통계적 검정을 실시한다. 한편 회귀방정식을 이용하여 돈육선물의 헤지비율을 추정하고 헤지효과를 분석한다. 마지막으로 돈육 현·선물시장간 정보전달체계를 분석하기 위해 VAR(Vector Autoregression) 모형을 추정하고 Granger 인과관계(Granger causality)에 대한 검정을 실시한다.

### 1) 헤지비율 추정 및 헤지효과성 분석

본 연구에서는 돈육 현물가격(돈육대표가격 및 농협서울(음성) 평균가격)과 선물가격 간의 헤지비율을 추정하고 헤지효과를 분석하기 위해 아래의 회귀방정식을 최소화

5) 농협서울축산물공판장('농협서울', 가락시장 소재)은 1986년부터 26년간 국내 축산물 유통의 중심지 역할을 담당해 오다가 마침내 충북 음성으로 이전하였으며, 2011년 3월 2일에 농협음성축산물공판장('농협음성')으로 개장하였다.

승법(OLS: ordinary least squares)으로 추정한다.

$$\Delta \ln R_t (\text{또는 } \Delta \ln S_t) = \alpha + \beta \Delta \ln F_t + \epsilon_t \quad (2)$$

여기서,  $\Delta \ln R_t$  : 돈육대표가격의 변동분( $= \ln R_t - \ln R_{t-1}$ )

$\Delta \ln S_t$  : 농협서울(음성) 평균가격의 변동분( $= \ln S_t - \ln S_{t-1}$ )

$\Delta \ln F_t$  : 돈육선물가격의 변동분( $= \ln F_t - \ln F_{t-1}$ )

위의 회귀방정식에서 이분산(heteroskedasticity)과 자기상관(serial correlation)에 대한 검정은 각각 White 검정과 Breusch-Godfrey LM 검정을 이용한다. 이분산이 발견되면 White의 이분산 일치 추정법(White heteroskedasticity consistent estimator)을 이용하여 회귀식을 다시 추정하고, 자기상관이 발견되면 Newey-West 추정법(Newey-West estimator)을 이용하여 회귀식을 다시 추정한다.

위의 회귀방정식에서 추정된 회귀계수  $\beta$ 는 바로 위험최소화 헤지비율(risk minimizing hedge ratio)이다(Kolb, 1999). 그리고 회귀방정식으로부터 얻어진  $R^2$ (결정계수)는 헤지효과성(hedging effectiveness)을 측정하는 지표로 활용된다(Ederington, 1979).<sup>6)</sup>

## 2) VAR(Vector Autoregression)모형 및 Granger 인과관계(Granger causality)

본 연구에서는 돈육 현물시장과 선물시장간의 정보전달메커니즘을 분석하기 위해 아래와 같이 VAR(Vector Autoregression) 모형을 추정하는 한편 Granger 인과관계(Granger causality)에 대한 검정을 실시한다.

6) Ederington(1979)에 의하면 헤징을 통해 포트폴리오의 위험이 얼마만큼 감소되는가를 나타내는 헤지효과는  $R^2$ 로 측정되어질 수 있다. 즉,

$$HE(Hedging Effectiveness) = 1 - \frac{Var(Hedged Portfolio)}{Var(Unhedged Portfolio)} = R^2 \text{의 관계식이 성립한다.}$$

$$\Delta \ln F_t = c_f + \sum_{i=1}^p a_{fi} \Delta \ln F_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{fj} \Delta \ln R_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_{fk} \Delta \ln S_{t-k} + \epsilon_{ft} \quad (3)$$

$$\Delta \ln R_t = c_r + \sum_{i=1}^p a_{ri} \Delta \ln F_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{rj} \Delta \ln R_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_{rk} \Delta \ln S_{t-k} + \epsilon_{rt} \quad (4)$$

$$\Delta \ln S_t = c_s + \sum_{i=1}^p a_{si} \Delta \ln F_{t-i} + \sum_{j=1}^p b_{sj} \Delta \ln R_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_{sk} \Delta \ln S_{t-k} + \epsilon_{st} \quad (5)$$

여기서  $F$ 는 돈육선물가격,  $R$ 은 돈육대표가격, 그리고  $S$ 는 농협서울(음성) 평균가격을 나타낸다. 그리고  $\Delta \ln F_t$ ,  $\Delta \ln R_t$  및  $\Delta \ln S_t$ 는 각각의 가격에 자연로그를 취한 후 차분(differencing)한 값이고,  $\Delta \ln F_{t-i}$ ,  $\Delta \ln R_{t-j}$  및  $\Delta \ln S_{t-k}$ 는 각각 이들의 시차 값(lagged value)을 나타낸다.

VAR모형의 식(3)에서  $\Delta \ln R_{t-j}$ 의 계수들이 모두 통계적으로 유의하지 않다면(즉,  $b_{fj} = 0$ ), 이것은 돈육대표가격( $R$ )의 변화가 돈육선물가격( $F$ )의 변화를 설명하는데 아무런 도움이 되지 않는다는 것을 의미한다. 즉, Granger 인과관계의 관점에서 보면, 돈육대표가격( $R$ )이 돈육선물가격( $F$ )에 아무런 인과적 영향을 미치지 않는다(Granger non-causality:  $R$  does not Granger cause  $F$ )는 것을 의미한다.

VAR모형의 식(4)에서  $\Delta \ln F_{t-i}$ 의 계수들이 하나라도 통계적으로 유의하다면(즉,  $a_{ri} \neq 0$ ), 이것은 돈육선물가격( $F$ )의 변화가 돈육대표가격( $R$ )의 변화에 대한 설명력을 갖는다는 것을 의미한다. 이것을 Granger 인과관계의 관점에서 보면, 돈육선물가격( $F$ )으로부터 돈육대표가격( $R$ )으로 일방향적인 인과관계(unidirectional causality)가 존재한다는 것을 의미한다. 즉, 선도-지연(lead-lag)관계에 있어서 돈육선물가격( $F$ )이 돈육대표가격( $R$ )을 선도한다는 것을 시사한다.

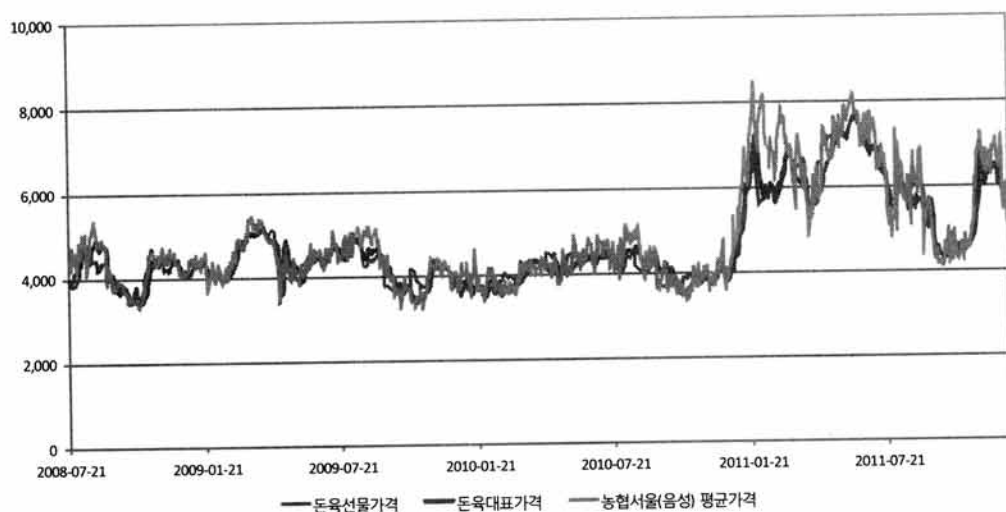
한편 VAR모형의 식(3)과 (4)에서  $\Delta \ln R_{t-j}$ 의 계수들( $b_{fj}$ )과  $\Delta \ln F_{t-i}$ 의 계수들( $a_{ri}$ )이 통계적으로 유의하다면, 이것은 돈육대표가격( $R$ )의 변화와 돈육선물가격( $F$ )의 변화가 서로 간에 영향을 미친다는 것을 의미한다. Granger 인과관계의 관점에서 보면, 이것은 돈육선물가격( $F$ )과 돈육대표가격( $R$ )간에 양방향적인 인과관계(bidirectional causality), 즉 피드백 체계(feed back mechanism)가 존재한다는 것을 의미한다.



## IV. 분석결과

### 1. 요약통계(Summary Statistics)

〈그림 1〉은 2008년 7월부터 2011년 12월까지 돈육선물가격, 돈육대표가격 및 농협서울(음성) 평균가격의 변동 추이를 나타낸 것이다. 돈육가격은 2010년 하반기까지 평균 4,000원/kg 수준에서 비교적 안정된 모습을 보여 왔으나, 2010년 11월 28일 경북 안동에서 돼지 구제역(FMD)이 확인된 후 급격한 변동을 나타냈다.



〈그림 1〉 돈육가격의 변동 추이(2008. 7. ~ 2011. 12.)

〈표 2〉는 돈육선물가격( $F$ ), 돈육대표가격( $R$ ) 및 농협서울(음성) 평균가격( $S$ )에 대한 요약통계이다. 왜도, 첨도 및 Jarque-Bera(J-B) 통계량에 있어서 각각의 가격수준 및 가격변화율 모두 정규분포와는 다른 분포를 나타내고 있다.

한편 평균에 있어서는 농협서울(음성) 평균가격이 돈육선물가격과 돈육대표가격보다 각각 127.93원/kg, 153.83원/kg씩 높은 것으로 나타났다.<sup>7)</sup> 이러한 가격차이가 나

타나는 이유는 농협서울(음성) 평균가격이 박피도체를 기준으로 한 가격인데 비해 돈육대표가격은 탕박도체와 박피도체를 모두 포함한 가격이며, 돈육선물가격은 돈육대표가격을 기초자산으로 하여 형성된 가격이기 때문이다. 이러한 가격구조는 농협서울(음성)에 출하하는 양돈농가의 입장에서 볼 때 선물가격이 현재시세(현물가격)보다 오히려 낮게 인식됨으로써 자칫 돈육 선물거래 참여를 꺼리게 하는 요인으로 작용할 수 있다.<sup>8)</sup>

〈표 2〉 돈육가격에 대한 요약통계

변수	평균 (원/kg)	표준편차 (원/kg)	왜도	첨도	J-B 검정
가격수준(price level)					
$F$	4,695.33	990.63	1.19	3.48	210.93**
$R$	4,669.43	986.76	1.14	3.40	192.71**
$S$	4,823.26	1,155.80	1.16	3.39	196.99**
가격변화율(price change)					
$\Delta \ln F$	0.0004	0.0259	-0.0581	15.2426	5,340.00**
$\Delta \ln R$	0.0004	0.0201	-0.3901	8.8420	1,237.55**
$\Delta \ln S$	0.0002	0.0642	0.4444	5.2965	216.03**

- 1)  $F$ 는 돈육선물가격,  $R$ 은 돈육대표가격, 그리고  $S$ 는 농협서울(음성) 평균가격을 나타낸다.  $\Delta \ln F$ ,  $\Delta \ln R$  및  $\Delta \ln S$ 는 각각의 가격에 자연로그를 취한 후 차분(differencing)한 값을 나타낸다.  
 2) \*\*는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

## 2. 단위근(Unit Root) 검정 결과

〈표 3〉은 각각의 돈육가격에 단위근(unit root)이 존재하는지 여부를 확인하기 위한 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정 결과를 보여주고 있다. 가격수준에 대해서

- 7) Paired  $t$ -test를 실시한 결과 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간의 차이, 그리고 농협서울(음성) 평균가격과 돈육대표가격 간의 차이에 대한  $t$ -통계량은 각각 8.95와 11.29로 유의하게 나타났다.  
 8) 특히 평균가격보다 더 높은 가격을 받는 상위 등급(예컨대 1<sup>+</sup>A, 1A, 1B 등)의 출하자일수록 경락가격(현물가격)과 돈육선물가격 간의 차이가 더 크게 인식될 것이다.

는 모두 단위근의 존재를 기각하지 못하는 반면, 가격변화율(1차 차분변수)에 대해서는 모두 단위근의 존재를 기각하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 각각의 돈육가격이 1차 차분에 의해 정상적(difference stationary)이 되는 I(1) 변수라는 것을 말해 준다.

〈표 3〉 단위근(unit root) 검정 결과

가격변수	ADF 검정	p-값
가격수준(price level)		
$\ln F$	-2.4832	0.1199
$\ln R$	-2.4974	0.1164
$\ln S$	-2.8233	0.0554
가격변화율(price change)		
$\Delta \ln F$	-23.1496**	0.0000
$\Delta \ln R$	-10.7631**	0.0000
$\Delta \ln S$	-27.3527**	0.0000

- 1)  $\ln F$ ,  $\ln R$ , 그리고  $\ln S$ 는 각각 돈육선물가격( $F$ ), 돈육대표가격( $R$ ), 그리고 농협서울(음성) 평균가격( $S$ )에 자연로그를 취한 값이다.  $\Delta \ln F$ ,  $\Delta \ln R$  및  $\Delta \ln S$ 는 자연로그를 취한 가격을 차분(differencing)하였음을 나타낸다.
- 2) ADF 검정에 필요한 시차를 결정하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion)를 이용한 결과  $p=1$ 에서  $p=5$  사이에서 최적 시차(optimal lag length)가 결정되었다.
- 3) \*\*는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

### 3. 베이스스 위험(Basis Risk)의 검정 결과

〈표 4〉는 돈육대표가격( $R$ )과 농협서울(음성) 평균가격( $S$ )을 기준으로 한 각각의 베이스스 수준 및 베이스스의 유의성에 대한 검정 결과를 보여준다. 돈육대표가격( $R$ )과 돈육선물가격( $F$ )간의 베이스스 평균은 -25.90원/kg으로 나타났으나,  $t$ -검정통계량이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 농협서울(음성) 평균가격( $S$ )과 돈육선물가격( $F$ )간의 베이스스 평균은 127.93원/kg으로 나타났으나, 마찬가지로  $t$ -검정통계량이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 돈육대표가격이나 농협서울(음성) 평

균가격을 현물거래의 기준가격으로 삼는 거래자가 돈육선물을 이용하여 헤징할 경우 통계적으로 유의한 베이스스 위험이 존재하지 않는다는 것을 시사한다.

〈표 4〉 베이스스 수준 및 유의성에 대한 검정 결과

베이스스(Basis)	평균	표준편차	t-통계량
돈육대표가격( $R$ ) - 돈육선물가격( $F$ )	-25.90	249.42	-0.10
농협서울(음성) 평균가격( $S$ ) - 돈육선물가격( $F$ )	127.93	418.86	0.31

#### 4. 헤지비율(Hedge Ratio) 및 헤지효과성(Hedging Effectiveness)

〈표 5〉는 최소자승법(OLS)을 이용하여 돈육선물의 헤지비율 및 헤지효과성을 추정한 결과이다. 돈육대표가격의 변동분( $\Delta \ln R$ )을 종속변수로 하고 돈육선물가격의 변동분( $\Delta \ln F$ )을 독립변수로 한 회귀모형에서 헤지비율은 0.1697,  $R^2$ 는 0.0478로 나타났다. 한편 농협서울(음성) 평균가격의 변동분( $\Delta \ln S$ )을 종속변수로 하고 돈육선물가격의 변동분( $\Delta \ln F$ )을 독립변수로 한 회귀모형에서는 헤지비율이 0.6254,  $R^2$ 가 0.0636로 나타났다.<sup>9)</sup> 이와 같이 헤지비율이 1보다 작게 나타난다는 것은 돈육선물을 이용하여 헤징할 경우 1:1 단순헤지가 적절하지 않음을 시사한다. 한편  $R^2$ 값이 매우 작다는 것은 돈육 선물가격의 변동이 현물가격(돈육대표가격 및 농협서울(음성) 평균가격)의 변동에 대해 아주 미미한 설명력을 갖는다는 것을 의미하며, 결과적으로 돈육선물의 헤지효과가 매우 낮음을 보여준다.

〈표 5〉 돈육선물의 헤지비율 및 헤지효과성

변수	상수항		헤지비율		$R^2$ (헤지효과)
	$\alpha$	t-값	$\beta$	t-값	
$\Delta \ln R_t$	0.0003	0.44	0.1697**	2.66	0.0478
$\Delta \ln S_t$	-0.0001	-0.04	0.6254**	7.63	0.0636

1) \*\*는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

9) 5톤 트럭 1대분의 돼지 출하물량(40두×110kg×지육률 70%≒지육 3,000kg)과 헤지비율 0.6을 가정할 경우 헤징에 필요한 적정 선물계약수는 약 2계약에 해당한다(0.6×3,000kg/1,000kg(돈육선물 1계약) = 1.80).

## 5. VAR(Vector Autoregression)모형의 추정 결과

〈표 6〉는 VAR모형을 추정한 결과를 나타내고 있다. 돈육선물가격의 변동분( $\Delta \ln F_t$ )을 종속변수로 한 모형(즉, 식(3))에서 돈육대표가격 변동분( $\Delta \ln R_t$ )의 시차항들( $\Delta \ln R_{t-1}$  및  $\Delta \ln R_{t-2}$ )이 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그리고 농협서울(음성) 평균가격의 변동분( $\Delta \ln S_t$ )을 종속변수로 한 모형(즉, 식(5))에서도 돈육대표가격 변동분( $\Delta \ln R_t$ )의 시차항들( $\Delta \ln R_{t-1}$  및  $\Delta \ln R_{t-2}$ )이 모두 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 한편 돈육대표가격의 변동분( $\Delta \ln R_t$ )을 종속변수로 한 모형(즉, 식(4))에서는 다른 가격변수의 시차항들이 모두 유의한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 돈육대표가격 변동분의 과거값들이 돈육선물가격 및 농협서울(음성) 평균가격 변동분의 현재값을 설명하는데 아무런 기여를 하지 못한다는 것을 의미한다.

〈표 6〉 VAR모형의 추정결과

변수	$\Delta \ln F_t$		$\Delta \ln R_t$		$\Delta \ln S_t$	
	계수	t-통계량	계수	t-통계량	계수	t-통계량
c	0.0003	0.31	0.0000	0.18	0.0002	0.11
$\Delta \ln F_{t-1}$	0.2012**	5.55	0.2642**	14.29	0.3098**	3.51
$\Delta \ln F_{t-2}$	-0.0169	-0.42	0.1091**	5.26	0.1156	1.17
$\Delta \ln R_{t-1}$	-0.0705	-1.14	0.3663**	11.62	-0.0274	-0.18
$\Delta \ln R_{t-2}$	0.0806	1.57	-0.1230**	-4.69	-0.0271	-0.22
$\Delta \ln S_{t-1}$	0.0564**	3.87	0.0886**	11.93	-0.3386**	-9.56
$\Delta \ln S_{t-2}$	0.0128	0.84	0.0705**	9.07	-0.2149**	-5.79

1) AIC(Akaike Information Criterion)를 이용하여 VAR모형의 시차를 결정한 결과  $p=2$ 에서 최적 시차(optimal lag length)가 결정되었다.

2) \*\*는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

## 6. Granger 인과관계(Granger causality)의 검정 결과

〈표 7〉은 앞서 추정한 VAR모형을 이용하여 Granger 인과관계(Granger causality)에 대한 검정을 실시한 결과이다. 〈표 7〉의 상단 패널에서 보는 바와 같이, 돈육대표가격의 변화는 돈육선물가격에 아무런 인과적 영향을 미치지 못하는 반면 돈육선물가격은 돈육대표가격을 선도(lead)하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 돈육대표가격이 돈육선물가격보다 시간적으로 후행하는 변수라는 점을 감안할 때 충분히 납득할 수 있는 일이다.

그리고 〈표 7〉의 중간 패널에서 보는 바와 같이, 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간에는 양방향적인 인과관계, 즉 피드백(feedback) 관계가 성립한다. 이러한 결과는 돈육선물시장과 농협서울의 거래가 동시적이라는 점에 비취볼 때 충분히 납득 가능하며, 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간의 정보전달이 돈육대표가격과 돈육선물가격 간의 정보전달보다 원활하다는 것을 시사한다.<sup>10)</sup>

〈표 7〉 Granger 인과관계(Granger causality) 검정 결과

귀무가설( $H_0$ )	F-통계량	p-값
$\Delta \ln R \nRightarrow \Delta \ln F$ (즉, $b_{fj} = 0$ )	1.4414	0.2372
$\Delta \ln F \nRightarrow \Delta \ln R$ (즉, $a_{ri} = 0$ )	186.1491**	0.0000
$\Delta \ln S \nRightarrow \Delta \ln F$ (즉, $c_{fk} = 0$ )	7.7075**	0.0005
$\Delta \ln F \nRightarrow \Delta \ln S$ (즉, $a_{si} = 0$ )	7.8665**	0.0004
$\Delta \ln S \nRightarrow \Delta \ln R$ (즉, $c_{rk} = 0$ )	145.3362**	0.0000
$\Delta \ln R \nRightarrow \Delta \ln S$ (즉, $b_{sj} = 0$ )	0.6045	0.5466

1) \*\*는 1%의 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

한편 〈표 7〉의 하단 패널에서 보는 바와 같이, 농협서울(음성) 평균가격은 돈육대표가격을 선도하는 반면 돈육대표가격의 변화는 농협서울(음성) 평균가격에 아무런 인과

10) 돈육선물시장의 거래시간과 농협서울(음성)의 경매시간이 완전히 일치하는 것은 아니지만, 적어도 돈육대표가격처럼 후행하는 것은 아니고 동일한 날짜에 거래된다는 점에서 동시적이라고 표현하고 있다.

적 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과도 돈육대표가격이 농협서울(음성) 평균가격보다 시간적으로 후행하는 변수라는 점을 감안하면 충분히 납득할 수 있는 일이다.

## V. 요약 및 결론

돈육선물이 상장된 지 3년여가 지났지만 극심한 거래부진으로 말미암아 위험관리기구로서의 역할을 제대로 수행하지 못하고 있다. 본 연구는 돈육선물시장의 헤징기능 및 돈육 현·선물시장 간의 정보전달체계를 분석함으로써 돈육 선물거래의 활성화를 위한 방안을 모색하는데 목적을 두고 있다.

본 연구결과에 의하면 돈육선물시장에서는 현물가격(돈육대표가격 및 농협서울 평균가격)과 선물가격 간의 차이가 통계적으로 유의할 만큼 크지 않아 베이스스 위험이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 회귀방정식을 이용하여 돈육선물의 헤지비율을 추정한 결과 헤지비율이 1보다 작게 나타남으로써 1:1 단순헤지가 적절하지 않음을 시사하는 한편,  $R^2$  값이 매우 작게 나타나 돈육선물의 헤지효과가 매우 낮은 것으로 드러났다. Granger 인과관계 검정 결과 돈육선물가격이 돈육대표가격을 선도(lead)하는 한편, 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간에는 양방향적인 인과관계, 즉 피드백(feedback) 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 농협서울(음성) 평균가격과 돈육선물가격 간의 정보전달이 돈육대표가격과 돈육선물가격 간의 정보전달보다 원활하다는 것을 시사한다.

본 연구에서 얻어진 결과를 토대로 할 때 돈육 선물거래의 활성화를 위해서는 돈육선물의 기초자산을 현재의 돈육대표가격에서 '규격돈(105~115kg의 비육돈)의 지육'으로 보다 단순하게 변경하는 방안을 고려해 볼 수 있다.

그 이유는 첫째, 돈육선물의 거래대상(기초자산)을 돈육가격지수인 돈육대표가격으로 정함으로써 돈육선물이 주가지수와 같은 지수상품(index commodity)으로 인식될 소지가 크다는 점이다. 시장참여자들의 입장에서 보면 돈육선물의 거래대상을 돈육가격지수보다 돼지도체(돈지육)로 인식하는 것이 돈육선물을 이해하고 접근하는데 보다

쉽게 느껴질 것이다.

둘째, 돈육대표가격은 돈육선물의 최종결제를 위한 기준가격으로서의 역할로 충분하기 때문이다. 돈육선물은 만기 시 실물인수도(physical delivery)가 아닌 현금정산(cash settlement)을 통하여 최종결제가 이루어지도록 설계되었기 때문에 최종결제 시 현물시장을 대표하는 가격이 반드시 필요하며, 돈육대표가격이 돈육선물의 최종결제가격으로 유용하게 활용될 수 있다.

축산물 선물거래에서 오랜 역사를 지닌 시카고상업거래소(CME; Chicago Mercantile Exchange)의 경우 돈육선물(lean hog futures)의 거래대상을 '거세한 수태지(barrow) 및 새끼를 낳지 않은 암돼지(gilt)의 지육(hog carcasses)'으로 규정하고 있다. 또한 돈육선물의 최종결제방식에 있어서도 국내 돈육선물과 마찬가지로 실물인수도가 아니라 현금정산방식을 채택하고 있으며, 최종결제가격으로는 'CME Lean Hog Index'를 사용한다. 즉, 시카고상업거래소(CME)의 돈육선물에서도 돈육가격지수는 최종결제를 위한 기준가격으로 활용되고 있을 뿐 돈육가격지수 그 자체가 거래대상이 되고 있지는 않다.<sup>11)</sup>

돈육선물은 농산물 가운데 국내 최초로 상장된 품목이라는 점에서 매우 큰 의미를 갖는다. 만약 돈육 선물거래가 실패한다면 단지 돈육시장에서 가격위험의 관리수단이 사라지게 되는 것뿐만 아니라 농산물 선물거래의 실패를 선례로 남기게 됨으로써 향후 다른 농산물이 선물시장에 상장될 수 있는 여지를 크게 제한하게 될 것이다. 따라서 돈육선물의 기초자산을 변경하는 등 제도개선을 포함하여 돈육 선물거래 활성화를 위한 다양한 노력의 강구가 절실히 요청된다.

11) 시카고상업거래소(CME)의 돈육선물은 1966년 2월 28일에 상장되었다. 거래단위는 40,000 파운드(≈18톤)로 약 200마리분의 돼지를 도축하여 얻는 지육중량에 해당한다(국내 돈육선물 거래단위의 18배). CME Lean Hog Index는 'negotiated 거래(상대거래)'와 'swine or pork market formula 거래(즉, formula pricing에 의한 거래)'에 의한 2일간의 총지육금액을 총지육중량으로 나눈 '2일 가중평균값(two-day weighted average)'으로 계산된다.



## 참고문헌

- 김석진·윤영준·도영호(2011), “돈육선물의 헤지성과,” 「농업경제연구」, 52(2), 27-49.
- 손승태(2010), “돈육선물시장 활성화 방안에 대한 연구,” 서울대학교 석사학위논문.
- 양성범·양승룡(2011), “돈육선물 헤지, 어떻게 할 것인가? -양돈업자의 경우-,” 「농업경영·정책연구」, 38(4), 831-847.
- 윤건용(2012), “돼지고기 가격 안정화 방안,” 농협경제연구소(NHERI) 주간 브리프, 2012-5, 1-3.
- 이춘수(2011), “돈육선물시장, 제 역할을 하고 있는가?,” 한국과생상품시장연구회 발표자료.
- 이소담(2010), “돈육선물가격과 현물가격 변동성간의 관계,” 건국대학교 석사학위논문.
- 홍정효(2011), “돈육선물시장의 헤지성과에 관한 연구,” 「금융공학연구」, 10(1), 33-50.
- Edertington, L. H.(1979), “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *Journal of Finance*, 34(1): 157-170.
- Kolb, R. W.(1999), *Futures, Options, and Swaps*, 3rd ed., Malden: Massachusetts, Blackwell Publishers Inc.

(논문접수일 : 2012년 4월 22일, 1차수정일 : 2012년 6월 3일, 게재확정일 : 2012년 6월 28일)