

새우 선물시장의 투기 효율성에 관한 연구

강 석 규*

The Speculative Efficiency of Frozen Shrimp Futures Market

Kang, Seok - Kyu*

〈 목 차 〉

I. 서 론	(2) Fama(1984)모형에 의한 검정
II. 이론적 배경 : 상품선물시장의 보 유비용 모형과 투기 효율성 가설	IV. 실증분석 1. 기초통계량 2. 검증결과
III. 표본자료 및 연구방법론 1. 표본자료 2. 연구방법론 (1) 공적분 회귀모형에 의한 검정	V. 요약 및 결론 참고문헌 Abstract

I. 서 론

새우 선물은 1964년 미국 시카고 상업거래소(Chicago Mercantile Exchange)에서 처음 상장되어 거래되었고 1993년 7월 미국 미네아폴리스 곡물거래소(Minneapolis Grain Exchange)에 재상장되었지만, 저조한 거래량을 이유로 2000년 5월에 상장폐지 되었다. 이후 2002년 9월에 일본 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에 상장되어 현재까지 거래되어 오고 있다.

선물시장은 미래 현물의 가격변동위험을 회피할 수 있는 헤징 기능 이외에도 투기 기회를 제공함으로써 시장 정보의 양과 질을 높여 미래 현물의 가격 예측치를 제공한다. 선물시장에서 거래되는 특정상품에 대한 선물가격은 미래 현물가격에 대한 시장

접수 : 2007년 8월 15일 게재확정 : 2007년 9월 17일

* 제주대학교 경영학과(Corresponding author : 064 - 754 - 3120, kangsk@cheju.ac.kr)

참여자의 공통된 예상가격으로 간주된다. 그래서 선물시장에 참여하지 않는 구성원들도 선물거래 대상 상품의 미래 가격예측치로 활용할 수 있게 해준다. Gardner(1976)와 Eales et al.(1990) 등은 생산자들이 자원배분에 관한 의사결정을 내릴 때 선물가격을 이용하고 있음을 보여주었다.

본 연구는 수산물을 기초자산으로 하고 있는 새우 선물시장의 효율성을 검토하는데 그 목적이 있다. 선물시장이 효율적이고 선물가격이 미래 예상 현물가격과 같다면, 선물가격은 미래 현물가격에 대한 불편 추정치가 된다. 만약 선물가격이 부정확하거나 편향된 예측을 제공한다면 그러한 예측을 바탕으로 생산과 양식 면적 등에 관하여 내려진 의사결정은 자원의 최적배분을 실현하지 못하는 결과를 낳게 될 것이다. 뿐만 아니라 선물가격이 미래 현물가격의 편의추정치(biased estimate)를 제공한다면 생산자들은 신뢰할 수 있는 가격예측치를 얻기 위해 별도의 많은 시간과 비용을 들여야만 할 것이다. 따라서 선물시장이 수행하는 가격예측기능은 선물시장의 유효성을 판가름하는 중요한 요인이 된다. 이처럼 상품 선물시장의 선도가격 결정기능은 생산자들의 생산 및 유통에 관한 의사결정에서 매우 중요한 역할을 한다.

최근 정부와 부산시는 침체에 빠진 수산업계에 활력을 불어넣고, 지역균형발전 및 수산업의 중추적인 관리기능을 강화하기 위해 국제수산물거래소를 개설하고, 국제수산물거래소의 발전을 위해 새우, 명란, 명태, 참치 등 냉동 수산물 선물을 상장시킬 계획을 지니고 있다. 이러한 시점에서 유일하게 수산물을 기초자산으로 하는 냉동 새우선물시장을 대상으로 선물시장 본연의 선도가격결정기능을 검토하고 있는 본 연구는 중요하다 할 수 있다. 특히 본 연구의 결과는 성공적인 새우 선물계약을 설계하는데 도움을 제공할 뿐만 아니라 다른 수산물 상품선물의 개발 및 설계에도 유익한 정보와 지침을 제공할 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 결과는 표준화가 쉽지 않고 장기적으로 저장성이 없는 상품 선물계약의 선도가격 결정기능에 대한 실증적 의미를 제공함으로써 학자들 간의 지속적인 토론에 기여할 것으로 기대한다.

II. 이론적 배경: 상품선물시장의 보유비용모형과 투기 효율성 가설

이론적인 선물가격은 무위험이자율로 차입 또는 대출을 할 수 있고, 공매계약이나 거래비용 등이 없는 효율적인 완전자본시장 하에서 보유비용모형(cost of carrying model)에 의해 설명된다. 만약 현물가격에 대한 무위험이자율, 보관비용과 보유편익률이 일정한 비율로 연속적으로 발생한다면, 이론적인 선물가격은 식 (1)과 같이 만기까지 현물을 보유하는데 소요되는 보유비용모형에 의해 결정된다.

$$F_t = S_t e^{(r+u-y)(T-t)} \quad (1)$$

여기서, F_t 는 t 시점의 선물가격, S_t 는 t 시점의 현물가격, r 은 무위험이자율, u 는 보관비용, y 는 보유편익률(convenience yield), T 는 선물계약의 만기일, $T-t$ 는 선물계약의 잔존 만기일수이다.

식 (1)의 보유비용모형은 무위험 차익거래기회 때문에 계속해서 성립한다. 만약 선물가격(F_t)이 식 (1)의 우변항보다 크다면 [$F_t > S_t e^{(r+u-y)(T-t)}$], 선물을 매도하는 동시에 무위험이자율로 차입하여 현물을 매입하여 만기까지의 현물보유에 따른 편익을 획득하고 보관비용을 지급함으로써 [$F_t - S_t e^{(r+u-y)(T-t)}$]만큼의 매수차익(long arbitrage profit)을 얻을 수 있다. 한편, 선물가격(F_t)이 식 (1)의 우변항 이하로 하락한다면 [$F_t < S_t e^{(r+u-y)(T-t)}$], 선물을 매입하고 현물을 공매하는 동시에 대금을 만기까지 무위험이자율로 투자하고, 만기까지의 현물 보유편익을 포기하고 보관비용을 절감함으로써 [$S_t e^{(r+u-y)(T-t)} - F_t$]만큼의 매도차익(short arbitrage profit)을 얻을 수 있다. 이와 같이 불균형관계가 존재한다면, 식 (1)과 같이 균형에 달할 때까지 무위험차익거래가 발생할 것이다. 따라서 선물계약의 잔존기간동안 매 t 시점에서 보유비용관계가 만족되는 한, 거래비용이 없는 효율적인 시장하에서 무위험차익거래는 발생하지 않는다.

선물시장의 효율성 검증은 식 (1)의 보유비용모형에 기초하여 차익거래기회가 존재하지 않는 선물과 현물의 균형관계가 성립하는지를 검토하는 것이다. 그러나 상품선물 시장에서 현물 상품의 보유로부터 발생하는 보유편익률(convenience yield)은 미래 상품의 확보 가능성에 대한 시장의 기대를 반영하여 매기 일정하지 않은 스톱캐스틱 과정(stochastic process)을 따르기 때문에 식 (1)의 균형관계를 검증하는데 어려움이 따른다. 따라서 Tomek and Gray(1970), Gross(1981) 등의 대부분 연구들은 Fama(1970)의 다음과 같은 약형 및 투기적 시장의 효율성 검증방법에 의존하고 있다.

$$S_t = \beta_1 + \beta_2 F_{t-\tau} + \varepsilon_t ; \varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2) \quad (2)$$

여기서 S_t 는 만기 t 시점의 기대현물가격, $F_{t-\tau}$ 는 만기가 도래하는 현재시점 ($t-\tau$)의 선물가격을 나타낸다.

이 접근방법에서 시장의 투기 효율성은 선물가격이 미래 현물가격의 불편추정치가 되어야 함을 요구한다. 투기 효율성 가설의 단순한 실증방법은 식 (2)에서 무위험 프리미엄가설($\beta_1=0$)과 합리적 기대가설($\beta_2=1$)의 결합 가설의 검증에 기초한다. 이 가설에 따르면, 시장참여자들이 위험 중립적이며 모든 정보를 합리적으로 이용하기 때문에 그 시점에서 형성되는 선물가격은 미래 현물가격의 불편추정치를 이루게 된다는 것이다. 만약 투기 효율성 가설의 기각($\beta_1 \neq 0$ 또는 $\beta_2 \neq 1$)은 비효율적인 시장을 의미하거나 위험프리미엄이 있음을 의미하며, 반대로 투기 효율성 가설의 채택($\beta_1=0$ 이고 $\beta_2=1$)은 위험프리미엄이 없는 효율적 시장을 의미한다.

투기 효율성 가설의 실증적 의미는 일반적으로 거래자들이 매매 계약의 특권인 워햄프리미엄을 지불하지 않도록 현재의 선물가격이 미래의 현물가격을 정확히 예측할 수 있어야 한다는 것을 의미한다.

Ⅲ. 표본자료 및 연구방법론

1. 표본자료

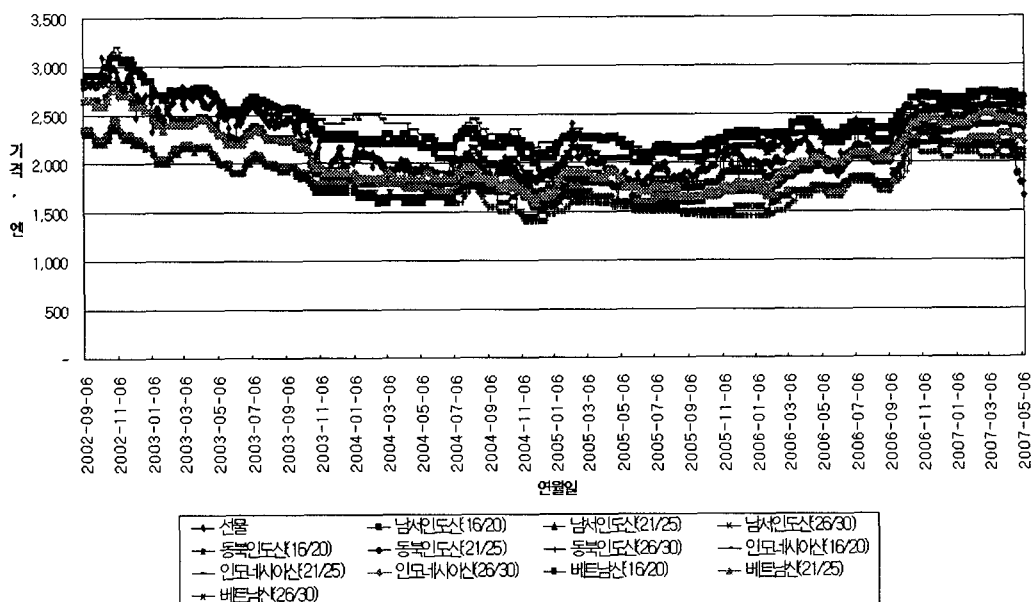
분석에 이용된 자료는 일본 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에 상장되어 있는 블랙 타이거(black tiger) 냉동 새우 선물상품이며, 상장된 2002년 9월 6일부터 2007년 5월 10일까지의 일별 새우선물계약의 선물과 현물가격자료이다.

〈표 1〉은 일본 간사이 상품거래소에 상장되어 있는 냉동 새우선물의 주요 계약 명세서를 나타내고 있다. 새우선물계약은 블랙타이거 냉동 새우를 기초자산으로 하고 있으며, 거래단위는 1단위(108kg)이고, 6개의 연속 역월물이 상장되어 있어 새우 양식업체나 유통업자들은 언제든지 새우선물계약을 이용하여 미래의 불확실한 가격변동위험을 관리할 수 있다. 만기일은 인도월의 10일이며, 결제방법은 실물인수도방식을 따른다. 간사이 상품거래소는 여러 개의 인도등급을 허용하고 있어 매도자는 인도등급을 선택할 수 있는 매도자옵션을 지닌다. 인도등급은 원산지와 새우크기에 따라 기준등급과 대체등급으로 구분하고 있다. 1파운드(453g)당 16/20 사이즈 16~20尾數의 인도산 블랙타이거 새우를 기준등급으로 하고 있으며, 기준등급이 아닌 인도산(21/25,26/30), 인도네시아산(16/20,21/25,26/30), 베트남산(16/20,21/25,26/30) 블랙타이거 상품거래소 새우 등 대체등급의 인도 시는 거래소에서 발표하는 할인 또는 할

〈표 1〉 냉동새우선물계약의 주요 명세서

구 분	내 역
기초자산	냉동 블랙타이거(Black tiger) 새우
거래단위	1단위(108kg)
인 도 월	6개의 연속 역월물
만 기 일	해당월의 10일
인도방법	창고증권에 의한 실물인도
인도명세	<ul style="list-style-type: none"> - 기준등급은 냉동 블록 1파운드(453g)당 16/20尾數의 인도산 블랙타이거 새우, 동일 가공업자, 동일 브랜드의 신선 껍질 붙은 無頭의 거래소 기준(일반 유통품 이상)을 충족시키는 것 - 대체등급은 인도산(21/25,26/30), 인도네시아산(16/20,21/25,26/30), 베트남산(16/20,21/25,26/30) 블랙타이거 새우로 거래소에서 지정한 할인 또는 할인료를 적용함.

새우 선물시장의 투기 효율성에 관한 연구



〈그림 1〉 원산지/크기별 새우현물과 근월 선물가격의 시계열 추이

증료를 적용하여 산정한다.

분석에 필요한 일별 선물가격과 현물가격자료는 간사이 상품거래소 사이트 (www.kanex.or.jp)로부터 구하였다. 선물가격 자료는 유동성이 높은 근월 선물가격 자료를 활용하였다. 표본기간동안 냉동 새우선물계약의 근월 선물가격과 현물가격시계열의 추이는 〈그림 1〉과 같이 나타낼 수 있다.

본 연구에서는 Hansen - Hodrick(1980), Kellard et al.(1999) 등과 같이 잔차항의 자기상관 문제를 야기할 수 있는 중복된 기간을 피하기 위하여 근월 선물가격의 시계열은 영업일을 기준으로 동일한 간격인 만기일 14일전의 선물가격으로 구성되며, 현물시계열은 이들 선물가격시계열에 대응되는 만기일의 현물가격자료로 구성한다. 이러한 절차를 통해 표본기간동안 중복되지 않는 관찰치를 최종분석에 이용한다.

2. 연구방법론

(1) 공적분 회귀모형에 의한 검정

Tomek & Gray(1970) 등은 OLS절차에 따라 식 (1)의 모수를 추정하고 제약하여 선물시장의 효율성을 평가하였다. 그러나 OLS에 의한 모수의 추정은 비정상적인 시계열자료인 경우 검정통계량이 표준적인 t분포와 F분포를 따르지 않아 결합가설검정이 정확하지 않은 허구적 회귀문제를 발생시킨다.

이러한 경우, 식 (1)을 통한 투기 효율성 가설을 정확하게 검정하기 위해서 Engle -

Granger(1987)가 언급하고 있는 현물과 선물가격간의 공적분 즉 장기균형관계를 고려해야 한다.

직접적으로 공적분 관계식의 모수 제약을 허용하는 현물과 선물가격의 결합분포는 다음과 같은 벡터오차수정모형(VECM)으로 표기할 수 있다.

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \mu + V_t; V_t \sim iid(0, \Sigma) \quad (3)$$

여기서 X_t 는 2×1 벡터 $(S_t F_{t, t-n})'$ 이고 μ 는 2×1 벡터 상수항과 선형 추세항을 포함하는 결정적인 구성요소이다. 그리고 V_t 는 백색잡음 오차항의 2×1 벡터 $(v_{1,t} \ v_{2,t})$ 이고, Σ 는 2×2 분산/공분산 행렬이다.

식 (3)은 X_t 의 변화에 대한 단기조정계수(Γ_i)와 장기조정계수(Π)의 정보를 포함하고 있으며, Johansen(1991)에 의해 개발된 최대우도추정(maximum likelihood estimation) 절차에 따라 계수를 추정할 수 있다.

장기조정 계수행렬 Π 의 위수(r)는 $0 \leq r \leq 2$ 의 값을 가지며, X_t 구성 시계열 간의 장기균형관계를 결정한다. 공적분관계가 성립하면 즉 $r=1$ 이면, X_t 구성시계열인 만기일의 현물가격시계열(S_t)과 만기일 이전의 선물가격시계열($F_{t, t-n}$)간의 선형결합은 정상적인 과정을 따르게 되어 1개의 공적분 관계식을 갖게 되며, ΠX_{t-1} 는 오차수정항이 된다. 이러한 경우에, 장기조정계수행렬 Π 를 $\Pi = \alpha\beta'$ 의 형태로 분리하여 공적분 관계를 표현할 수 있다. 여기서 α 는 장기균형상태로의 수렴속도를 측정하는 오차수정계수의 벡터이며, β 는 공적분 모수의 벡터를 의미한다.

만약 벡터오차수정모형의 시차가 1이라면 식 (4)와 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{pmatrix} \Delta S_t \\ \Delta F_{t, t-1} \end{pmatrix} = \Gamma_1 \begin{pmatrix} \Delta S_{t-1} \\ \Delta F_{t-1, t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_1 \\ a_2 \end{pmatrix} (1 \ \beta_1 \ \beta_2) \begin{pmatrix} S_{t-1} \\ F_{t-1, t-2} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \end{pmatrix} \quad (4)$$

두 시계열 간의 공적분 관계는 투기 효율성 가설을 위한 필요조건이기는 하나 충분조건은 아니다. 공적분 관계가 효율성 가설의 필요충분조건이 되기 위해서는 식 (4)의 백색잡음(white noise)이 보장되어야 하며, 두 시계열의 공적분 벡터 $\beta' = (1 \ \beta_1 \ \beta_2)$ 의 값이 각각 $(1 \ 0 \ -1)$ 이어야 한다. 만약 $\beta_1 \neq 0$ 또는 $\beta_2 \neq -1$ 이라면, 새우선물 시장은 위험프리미엄이 존재하거나 현재 시장의 참여자들이 미래의 기대현물가격을 합리적으로 예측하고 있지 않음을 의미한다. 따라서 투기 효율성 가설의 검증은 공적분 벡터 $\beta' = (1 \ \beta_1 \ \beta_2)$ 의 $\beta_1 = 0$ 이고 $\beta_2 = -1$ 라는 제약을 통해 이루어지며, 이들 제약에 대한 검정통계량은 Johansen - Juselius(1990)이 제안하고 있는 식 (5)의 LR 검정통계량을 이용하였다.

$$-T[\ln(1 - \lambda_1) - \ln(1 - \lambda_2)] \sim \chi^2(2) \quad (5)$$

여기서 λ_1 와 λ_2 은 각각 제약모형과 비제약모형의 가장 큰 고유 값을 의미하고 T 는 관찰치의 수를 나타낸다. 통계량은 β' 에 대한 제약 수와 동일한 자유도를 지니며 점근적으로 분포한다.

(2) Fama(1984)모형에 의한 검정

Fama(1984)의 회귀모형은 식 (6)과 같이 표현할 수 있다. Fama(1984)의 회귀모형을 통하여 현재의 베이스스가 미래 현물가격에 관한 정보를 포함하고 있는지를 검토하고, 또한 $\alpha_1=0$ 이고 $\beta_1=1$ 이라는 귀무가설에 대한 Wald 검정을 통하여 선물가격이 만기일 실현 현물가격의 불편추정치로서 역할을 수행하는지를 검토하고자 한다.

$$S_{t+1} - S_t = \alpha_1 + \beta_1(F_t - S_t) + \varepsilon_{1,t+1} \quad (6)$$

여기서 F_t 와 S_t 는 각각 t 시점의 선물가격과 현물가격을 나타내고, $(F_t - S_t)$ 는 t 시점의 베이스스이며, S_{t+1} 은 만기일 $t+1$ 의 실현 현물가격이고, $\varepsilon_{1,t+1}$ 은 잔차항을 나타낸다.

만약 β_1 이 유의하게 영(0)과 다르다면, 베이스스($F_t - S_t$)가 미래 만기일의 현물가격에 관한 정보를 내포하고 있다고 추론할 수 있다.

IV. 실증분석

1. 기초통계량

분석 자료의 기초통계량은 <표 2>에 제시하였다. <표 2>는 현물과 선물시계열 가격자료의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 정규성 검정, 비정상성 검정을 포함하고 있다. 만기 14일전의 선물 시계열의 평균 가격은 2,195.7엔으로, 선물의 매도자가 만기일에 할증 또는 할인 없이 실물을 인도할 수 있는 기준등급 남서 또는 동북 인도산(16/20)과 만기일에 할증되는 대체등급 인도네시아산(16/20)과 베트남산(16/20)의 현물시계열의 평균가격들보다 낮게 형성되고 있어 만기일 이전의 선물가격과 만기일의 실현 현물가격 간에 노말 백워드이션(normal backwardation) 관계가 있음을 보여주고 있다. 그러나 이와 달리 만기일에 할인한 가격에 실물을 인도하는 대체등급, 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30)과 베트남산(21/25, 26/30)에서는 만기일 이전의 선물가격과 만기일의 실현 현물가격 간에 콘탱고(contango) 관계가 있음을 보여주고 있다. 만기일 이전의 선물가격과 만기일의 실현 현물가격 간의 관계는 1파운드당 尾數의 크기에 따라 달라지고 있음을 보여주고 있다.

한편 동북 인도산(16/20) 현물가격 시계열을 제외한 모든 시계열의 분포는 10%이하의 유의수준에서 Jarque - Bera(1980)의 정규성을 기각하고 있다. 그리고 수준 시계

〈표 2〉 기초통계량

구분	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B(p)	PP	PP(Δ)	관찰치	
선물가격	2195.7	302.6	0.547	2.053	4.885(0.087)	-1.514	-9.230**	56	
현 물 가 격	남서 인도산(16/20)	2409.6	256.0	0.657	2.485	4.654(0.098)	-1.285	-8.856**	56
	남서 인도산(21/25)	2076.4	299.7	0.627	2.008	5.962(0.051)	-1.035	-8.452**	56
	남서 인도산(26/30)	1841.3	237.5	0.627	1.875	6.618(0.037)	-1.288	-7.992**	56
	동북 인도산(16/20)	2236.8	211.0	0.545	2.178	3.648(0.161)	-2.535	-6.507**	47
	동북 인도산(21/25)	1928.7	249.6	0.769	2.176	5.960(0.051)	-2.450	-6.753**	47
	동북 인도산(26/30)	1693.8	216.3	0.698	2.224	4.996(0.082)	-2.195	-6.456**	47
	인도네시아산 (16/20)	2460.2	239.0	0.779	3.151	5.712(0.057)	-1.396	-9.067**	56
	인도네시아산 (21/25)	2125.4	274.7	0.649	2.266	5.189(0.075)	-0.932	-8.857**	56
	인도네시아산 (26/30)	1883.9	231.1	0.660	2.024	6.291(0.043)	-0.993	-8.485**	56
	베트남 (16/20)	2388.2	255.0	0.708	2.667	4.935(0.085)	-1.314	-8.312**	56
	베트남 (21/25)	2063.4	293.5	0.508	1.982	4.822(0.090)	-1.041	-7.339**	56
	베트남 (26/30)	1816.6	247.0	0.487	1.929	4.889(0.087)	-1.195	-6.546**	56

주 1) 선물가격은 만기일 14일전의 선물가격시계열을 의미함.

2) J-B는 Jarque - Bera(1980)의 정규성 검정통계량이며, ()은 유의수준 확률 값을 의미함.

3) PP와 PP(Δ)는 각각 자연대수 변환 수준시계열과 1차차분시계열의 Phillips - Perron검정방법에 의한 시계열의 비정상성 가설 검정통계량을 의미하며, 상수항과 선형추세를 고려한 PP검정모형임.

4) **는 1%이하의 유의수준을 나타냄.

열에 대한 비정상성 PP검정통계량은 시계열자료가 비정상적이라는 귀무가설을 기각하지 않으나 1차 차분한 가격 시계열의 비정상성 PP검정통계량은 시계열자료가 비정상적이라는 귀무가설을 1%이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다. 이와 같이 정상성 검정 결과에서 만기일 실현현물가격과 선물가격은 1차 적분 시계열이므로 공적분 관계가 존재하기 위한 전제조건을 충족하고 있다. 최종분석에서는 자연대수를 취한 변환시계열자료를 이용하였다.

2. 검증결과

(1) 공적분 회귀모형에 의한 검정

벡터오차수정모형의 선택은 AIC(1973)값에 의하여 최종 시차길이는 1로 선택되었

〈표 3〉 Johansen의 공적분 검정결과:

구 분	λ_{max}		λ_{trace}	
	가설	검정통계량	가설	검정통계량
남서 인도산 (16/20)	$r=0$	18.477*	$r=0$	24.742**
	$r\leq 1$	6.265	$r\leq 1$	6.265
남서 인도산 (21/25)	$r=0$	12.984	$r=0$	15.292
	$r\leq 1$	2.308	$r\leq 1$	2.308
남서 인도산 (26/30)	$r=0$	12.555	$r=0$	15.317
	$r\leq 1$	2.762	$r\leq 1$	2.762
동북 인도산 (16/20)	$r=0$	18.174*	$r=0$	20.718*
	$r\leq 1$	2.544	$r\leq 1$	2.544
동북 인도산 (21/25)	$r=0$	12.652	$r=0$	13.231
	$r\leq 1$	0.579	$r\leq 1$	0.579
동북 인도산 (26/30)	$r=0$	11.850	$r=0$	13.602
	$r\leq 1$	1.751	$r\leq 1$	1.751
인도네시아산 (16/20)	$r=0$	18.322*	$r=0$	25.213**
	$r\leq 1$	6.891	$r\leq 1$	6.891
인도네시아산 (21/25)	$r=0$	9.979	$r=0$	13.597
	$r\leq 1$	3.617	$r\leq 1$	3.617
인도네시아산 (26/30)	$r=0$	8.769	$r=0$	11.926
	$r\leq 1$	3.156	$r\leq 1$	3.156
베트남 (16/20)	$r=0$	26.307**	$r=0$	33.266**
	$r\leq 1$	6.960	$r\leq 1$	6.960
베트남 (21/25)	$r=0$	10.208	$r=0$	13.977
	$r\leq 1$	3.769	$r\leq 1$	3.769
베트남 (26/30)	$r=0$	10.217	$r=0$	15.473
	$r\leq 1$	5.256	$r\leq 1$	5.256

주) 1) 공적분 분석은 공적분 방정식 내 상수항만을 포함하는 VAR(1,1)모형으로 검정함.

2) r 은 공적분 벡터의 수를 나타내며, $\lambda_{max}(r, r+1) = T \ln(1 - \lambda_{i+r})$ 이며, $\lambda_{max}(r) = T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$ 임. λ_i 는 식(2)의 Π 행렬의 추정된 고유값을 의미함. $r=0$ 에 대한 λ_{max} 검정통계량의 1%와 5%의 임계치는 20.20과 15.67이며, $r < 1$ 에 대한 λ_{max} 검정통계량의 1%와 5%의 임계치는 12.97과 9.24임. 또한 $r=0$ 에 대한 λ_{trace} 검정통계량의 1%와 5%의 임계치는 24.60과 19.96이며, $r\leq 1$ 에 대한 λ_{trace} 검정통계량의 1%와 5%의 임계치는 12.97과 9.24임.

3) **와 *는 각각 1%와 5%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

고 결정요소로 상수항만을 포함하는 공적분 벡터를 이용하였다. 모형의 진단은 잔차 항에 대한 계열상관 LM(6)검정, Jarque - Bera의 정규성 검정, 그리고 White의 이분산성 검정을 포함한다.

〈표 3〉은 새우 원산지, 파운드당 미수 등에 따라 다양한 만기일의 실현 현물가격과 14일전 선물가격간의 공적분 관계에 대한 추정통계량을 나타낸다. 남서 인도산(16/20), 동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 베트남산(16/20)의 만기일 실현 현물가격과 선물가격간의 관계에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량이 각각 5%이하의 유의수준으로 기각되나, 공적분관계가 기각해야 한 개가 존재한다는 가설($r=1$)은 기각하지 않는다. 따라서 남서 인도산(16/20), 동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 베트남산(16/20)의 만기일 실현 현물가격과 선

물가격 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여준다.

그러나 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30), 베트남산(21/25, 26/30)의 만기일 실현 현물가격과 선물가격간의 관계에서 공적분관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 와 통계량이 각각 전통적 유의수준에서 기각되지 않고, 또한 공적분관계가 기껏해야 한 개가 존재한다는 가설($r=1$) 역시 기각하지 않는다. 따라서 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30), 베트남산(21/25, 26/30)의 만기일 실현 현물가격과 선물가격 간에 공적분 관계 즉 장기균형관계가 성립하지 않음을 보여주고 있다.

< 표 4 >는 공적분 관계가 성립하는 만기일 실현 남서 인도산(16/20), 동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 베트남산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전 선물가격 간 공적분 회귀식의 모수제약을 통한 새우선물시장의 투기 효율성 검증결과를 나타내고 있다. 투기 효율성 가설의 검정은 공적분 관계 $\beta'X_{t-1}=(1 \beta_1 \beta_2)(S_{t-1} 1 F_{t-1, t-n-1})'$ 에서 무위험 프리미엄가설($\beta_1=0$)과 합리적 가설($\beta_2=-1$)을 동시에 제약함으로써 이루어진다. 이 제약을 기각하지 않는다면, 새우 선물가격은 만기일의 실현 현물가격의 불편추정치로써 역할을 하며, 만기일 실현 현물의 가격예시기능을 제공하는 것으로 해석할 수 있다. < 표 4 >에 제시되는 바와 같이, 잔차항에 대한 계열상관 LM(6)검정, Jarque - Bera의 정규성 검정, 그리고 White의 이분산성 검정을 통한 모형의 진단 결과는 만기일 14일전의 선물가격과 만기일의 실현 현물가격 간의 관계에서 일부분 잔차항의 정규성이 기각되고 이분산성이 나타나고 있으나 전통적인 통계적 유의수준에서 잔차항의 계열상관은 존재하지 않아 모형은 적합한 것으로 판단되며, 잔차항의 백색잡음을 어느 정도 보장하고 있는 것으로 보인다.

우선 매도자가 만기일에 할증 또는 할인 없이 실물을 인도할 수 있는 기준등급인 만기일 실현 남서 인도산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간 공적분 회귀 제약식을 살펴보면, β_1 과 β_2 는 각각 -1.563 과 -0.809 로 추정되었으며, 무위험 프리미엄가설($\beta_1=0$)은 χ^2 검정통계량이 11.595로 1%이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있고, 또한 합리적 가설($\beta_2=-1$)은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 10.745로 측정되어 1%이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여준다. 그리고 $\beta_1=0$ and $\beta_2=-1$ 로 제약했을 때, 즉 이들의 결합가설인 투기 효율성 가설은 $\chi^2(2)$ 검정통계량이 37.921로 측정되어 1%이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 만기일 14일전의 새우 선물가격이 만기일 실현 남서 인도산의 현물가격의 불편추정치가 아니며, 위험프리미엄이 존재하고 만기일의 실현 현물가격을 합리적으로 예측하지 않음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 또 다른 기준등급인 만기일 실현 동북 인도산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간 공적분 회귀 제약 결과

에서도 동일하게 나타나고 있는데, 무위험프리미엄가설과 합리적가설의 결합가설을 동시에 $\beta_1=0$ and $\beta_2=-1$ 로 제약한 투기 효율성 가설은 $\chi^2(2)$ 검정통계량이 29.306으로 측정되어 1%이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다.

< 표 4 > 공적분 회귀식의 모수제약에 대한 우도비 검정

구분		β_1	β_2	$H_0 : \beta_1=0$		$H_0 : \beta_2=-1$		$H_j : \beta_1=0 \beta_2-1$		LM(6)	J-B	White
기준 등급	남서인도산(16/20) 현물과 선물가격	-1.563	-0.809	11.595**	(0.001)	10.745**	(0.001)	37.921**	(0.000)	3.298 (0.509)	12.144 (0.016)	56.339 (0.001)
	동북인도산(16/20) 현물과 선물가격	-0.588	-0.931	1.532	(0.216)	1.250	(0.264)	29.306**	(0.000)	2.764 (0.598)	12.936 (0.012)	32.721 (0.206)
대체 등급	인도네시아산(16/20) 현물과 선물가격	-2.275	-0.720	11.092**	(0.001)	10.548**	(0.001)	27.210**	(0.000)	4.527 (0.339)	18.268 (0.001)	39.801 (0.054)
	베트남산(16/20) 현물과 선물가격	-1.669	-0.795	16.301**	(0.000)	15.394**	(0.000)	41.348**	(0.000)	4.188 (0.381)	18.773 (0.001)	33.645 (0.177)

- 주) 1) 개별가설(H_0)과 결합가설(H_j)에 대한 검정통계량은 각각 $\chi^2(1)$ 와 $\chi^2(2)$ 에 대한 검정통계량을 의미하고, **, *, †는 각각 1%, 5%, 10%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.
- 2) ()은 확률치를 의미함.
- 3) LM(6)은 6차수에서 잔차항의 계열상관이 존재하지 않는다는 귀무가설의 $\chi^2(4)$ 검정통계량을 의미함.
- 4) J-B는 잔차항의 분포가 정규분포를 따른다는 귀무가설의 Jarque - Bera검정통계량이며, Cholesky의 이변량 정규분포검정에 의해 산출하였음.
- 5) White는 교차항을 고려한 잔차항의 이분산성이 존재하지 않는다는 $\chi^2(27)$ 검정통계량을 의미함.

다음으로 만기일에 할증 또는 할인하여 실물을 인수도하여야 하는 만기일의 실현 인도네시아산(16/20)과 베트남산(16/20) 등 대체등급의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간 공적분 회귀 제약 결과를 살펴보면, 만기일의 실현 인도네시아산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간의 관계에서 β_1 과 β_2 는 각각 -2.275와 -0.720으로 추정되었으며, 무위험 프리미엄가설($\beta_1=0$)은 $\chi^2(1)$ 검정통계량이 11.092로 1%이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있고, 또한 합리적 가설($\beta_2=-1$)은 $\chi^2(2)$ 검정통계량이 10.548로 측정되어 1%이하의 통계적 유의수준에서 기각하고 있음을 보여준다. 그리고 이들의 결합가설인 투기 효율성 가설은 검정통계량이 27.210로 측정되어 1%이하의 유의수준에서 기각하고 있음을 보여주고 있다. 이러한 결과는 대체등급인 만기일의 실현 베트남산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간의 공적분 회귀식 제약결과에서도 동일하게 나타나고 있다. 이는 만기일 14일전의 새우 선물가격이 만기일 실현 인도네시아산(16/20) 및 베트남산(16/20) 현물가격의 불편추정치로서 역할을 하지 않으며, 또한 위험프리미엄이 존재하며, 만기일의 실현 현물가격을 합리적으로 예측하지 않고 편의된 예측치를 제공하고 있음을 보여주는 것이다.

공적분 회귀식의 모수제약 검정결과를 종합하면, 새우 선물가격은 기준 및 대체등

급 등 인도등급과 관계없이 만기일 실현 남서·동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 그리고 베트남산(16/20) 현물가격의 불편추정치로서 역할을 제공하지 않으며, 또한 위험프리미엄이 존재하며, 만기일의 실현 현물가격을 합리적으로 예측하지 않고, 편향된 예측치를 제공하고 있음을 보여주고 있어 새우 선물시장은 효율적이지 않음을 시사하고 있다.

(2) Fama(1984)모형에 의한 검정

< 표 5 >는 Fama(1984)모형에 의한 검정결과를 보여주고 있다. 우선 미래의 현물가격 변화에 대한 현재 베이스의 영향력을 살펴보면, 기준등급인 만기일 실현 남서·동북인도산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전 선물가격 간의 관계에서, β_1 의 값이 통계적으로 유의하지 않아, 미래 만기일의 남서 및 동북 인도산(16/20)의 현물가격변화는 현재시점의 베이스에 의해 설명되지 않음을 보여주고 있다. 그러나 대체등급인 만기일 실현 인도네시아산 및 베트남산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전 선물가격간의 관계를 살펴보면, β_1 의 값이 5%이하의 통계적 수준에서 유의하여 미래 만기일의 인도네시아 및 베트남산(16/20)의 현물가격변화는 현재시점의 베이스에 의해 영향을 받고 있음을 보여주고 있다.

< 표 5 > Fama(1984)모형에 의한 검정

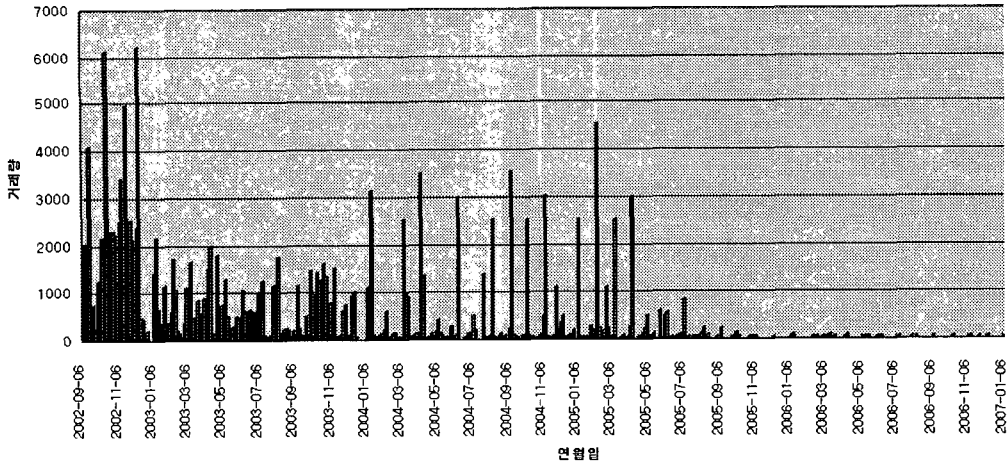
모형 : $S_{t+1} - S_t = \alpha_1 + \beta_1(F_t - S_t) + \varepsilon_{t+1}$						
만기시점의 인수도 현물	α_1	β_1	F통계 [확률]	Wald 검정 F 통계량[확률]		
				$H_0 : \alpha_1 = 0$	$H_0 : \beta_1 = 1$	$H_j : \alpha_1 = 0 \beta_1 = 1$
남서 인도산 (16/20)	-0.003 (-0.528)	-0.002 (-0.033)	0.0006 [0.981]	0.278 [0.600]	312.745 [0.000]	659.66 [0.000]
동북 인도산 (16/20)	0.004 (0.639)	0.099 (1.454)	0.918 [0.343]	0.408 [0.526]	175.144 [0.000]	404.293 [0.000]
인도네시아산 (16/20)	0.012 (1.897)	0.112* (2.520)	2.152 [0.148]	3.599 [0.063]	396.692 [0.000]	783.819 [0.000]
베트남산 (16/20)	0.008 (1.293)	0.132* (2.352)	1.775 [0.188]	1.673 [0.201]	240.097 [0.000]	463.529 [0.000]

주) 1) ()은 t값을 의미함.

2) *와 †는 각각 5%와 10%이하의 통계적 유의수준을 나타냄.

다음으로 $\alpha_1 = 0$ 이고 $\beta_1 = 1$ 이라는 귀무가설에 대한 Wald 검정통계량의 결과를 살펴보면, 기준등급 만기일 실현 남서·동북인도산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격 간의 관계뿐만 아니라 대체등급 만기일 실현 인도네시아산 및 베트남산(16/20)의 현물가격과 만기 14일전의 선물가격간의 관계에서 모두 기각하고 있다. 이러한 결과는 공적분 회귀식의 모수제약 검정결과와 동일한 결과로서, 인도등급과 관계없이 새우 선물가격은 미래 현물가격의 불편추정치로서 역할을 수행하지 않음을 보

새우 선물시장의 투기 효율성에 관한 연구



〈그림 2〉 일별 새우선물시장의 거래량 추이

여주는 것이다. 따라서 새우 선물시장은 효율적이지 않으며, 선물시장 본연의 기능이라 할 수 있는 미래 현물 새우가격에 대한 선도결정 기능을 제공하지 않음을 보여주고 있다.

그렇다면 이와 같은 새우 선물시장의 비효율성 원인은 어디에서 찾을 수 있을까? 아마도 거래부진으로 인한 유동성 부족에서 그 원인을 찾아 볼 수 있을 듯하다. 〈그림 2〉는 오사카 간사이 상품거래소에 거래되고 있는 새우 선물계약의 상장이후 일별 거래량 추이를 나타내고 있다. 2002년 9월 상장이후 계속해서 감소하고 있는 것을 볼 수 있다.

〈표 6〉 연도별 새우 선물계약의 일평균 거래량

구분	2002년	2003년	2004년	2005년	2006년	2007년
일별평균 거래량	1091.4	359.2	208.1	110.1	10.2	7.1

〈표 6〉은 연도별 새우 선물계약의 일평균 거래량을 나타내고 있다. 상장했던 2002년도 일별평균거래량은 1,091.4계약이었던 것이 2003년도 359.2계약, 2004년 208.1계약, 2005년도 110.1 계약, 2006년도 10.2계약, 2007년도에 들어서 5월 10일 현재까지 7.1계약에 불과할 정도로 거래가 부진한 것을 알 수 있다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 새우 선물시장의 효율성을 검증하고자 하였다. 분석에 이용된 자료는 일본 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에서 거래되고

있는 블랙타이거 냉동 새우 선물계약이며, 표본기간은 새우 선물이 상장된 2002년 9월 6일부터 2007년 5월 10일까지의 일별 새우 선물계약의 선물과 현물가격자료를 이용하였다. 선물가격 자료는 유동성이 높은 근월 선물가격 자료를 활용하였고 잔차항의 자기상관 문제를 야기할 수 있는 중복된 기간을 피하기 위해 근월 선물가격의 시계열은 영업일을 기준으로 동일한 간격인 만기일 14일전의 선물가격으로 구성되며, 현물시계열은 이들 선물가격시계열에 대응되는 만기일의 현물가격자료로 구성하였다. 선물시장의 효율성 검증방법은 공적분 회귀모형의 모수계약과 Fama(1984)의 회귀모형 모수계약을 통하여 이루어졌다.

새우 선물시장의 투기 효율성 검증결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 남서 인도산(16/20), 동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 베트남산(16/20)의 만기일 실현 현물가격과 선물가격 간에 공적분관계가 성립하고 있음을 보여준 반면, 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30), 베트남산(21/25, 26/30)의 만기일 실현 현물가격과 선물가격 간에 공적분 관계 즉 장기균형관계가 성립하지 않음을 보여주고 있다. 따라서 선물가격과 만기일의 실현현물가격간의 장기균형관계는 파운드당 尾數 즉 새우 사이즈에 따라 영향을 받고 있음을 보여준다. 둘째, 새우 선물가격은 인도등급과 관계없이 만기일 실현 남서·동북 인도산(16/20), 인도네시아산(16/20), 그리고 베트남산(16/20) 현물가격의 불편추정치로서 역할을 하지 않음을 보여주고 있다. 이는 새우 선물시장이 효율적이지 않음을 의미하는 것으로 위험프리미엄이 존재하며, 만기일의 실현 현물가격을 합리적으로 예측하지 않고 편향된 예측치를 제공함으로써 선물시장 본연의 미래 현물 새우가격에 대한 선도결정 기능을 수행하지 않음을 보여주는 것이다. 셋째, 새우 선물시장의 비효율성 원인은 거래부진으로 인한 유동성 부족에서 기인하는 것으로 보인다.

본 연구의 결과는 최근 정부와 부산시가 국제수산물거래소를 개설하고, 국제수산물 거래소의 발전을 위해 새우, 명란, 명태, 참치 등 냉동 수산물 선물을 상장시킬 계획을 지니고 있는 시점에서 그 시사하는 바가 크다고 하겠다.

참고문헌

- 강석규, "KOSPI200선물시장의 불편성과 헤징유효성에 관한 연구," 선물연구, 제15권 제1호, 2007, pp.73 - 100.
- 남수현, "일본 냉동새우 선물시장의 가격발견기능에 관한 연구," 수산경영론집, 제37권 제1호, 2006, pp.95 - 110.
- Akaike, H., Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. In B. Petrov & F. Csake (Eds.), Second International Symposium on Information

- Theory, Budapest: Akademiai Kiado, 1973.
- Bera, A., & Jarque, C., "Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6(1980), pp.225 – 259.
- Eales, J. S., Engle, B. K., Hauser, R. J., & Thompson, S. R., "Grain Price Expectations of Illinois Farmers and Grain Merchandiser," *American Journal of Agricultural Economics*, 72(1990), pp.701 – 708.
- Engle, R. B., & Granger, C. W., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55(1987), pp.251 – 276.
- Fama, E. F.(1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25, pp.383 – 416.
- Fama, E.F., "Forward and Spot Exchange Rate," *Journal of Monetary Economics*, 14(1984), pp.319 – 338.
- Gardner, B. L.(1976), "Futures Price in Supply Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, 58, pp.81 – 84.
- Goss, B. A., "The Forward Pricing Function of the London Metal Exchange," *Applied Economics*, 13(2), (1981), pp.133 – 150
- Hansen, L.P., & Hodrick, R.J., "Forward Exchange Rate as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis," *Journal of Political Economy*, 88(1980), pp.829 – 853.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59(1991), pp.1551 – 1580.
- Johansen, S., & Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(1990), pp.169 – 210.
- Kellard, N., Newbold, P., Rayner, T., & Ennew, C., "The Relative Efficiency of Commodity Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 19(1999), pp.413 – 432.
- Phillips, P., & Perron, P., "Testing for Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75(1988), pp.335 – 346.
- Switzer, L.N., & El – Khoury, M., "Extreme Volatility, Speculative Efficiency, and the Hedging Effectiveness of the Oil Futures Markets," *The Journal of Futures Markets*, 27(2007), pp.61 – 84.
- Tomek, W. G., & Gray, R. W., "Temporal Relationships Among Prices on Commodity Futures Markets: Their Allocative and Stabilizing Roles," *American Journal of Agricultural Economics*, 52(1970), pp.372 – 380.

강석규

The Speculative Efficiency of Frozen Shrimp Futures Market

Kang, Seok – Kyu

Abstract

The objective of this study is to examine the speculative efficiency of shrimp futures market. Testing for the speculative efficiency hypothesis is carried out using Johansen's the maximum-likelihood cointegration method and Fama(1984) regression model. Analysis data are obtained Kansai Commodities Exchange in Osaka and are daily data of frozen shrimp futures and cash prices for all trading days in the time period from September 6, 2002, frozen shrimp futures is introduced, to May 10, 2007.

The empirical results are summarized as follows: First, there exists the cointegrating relationship between realized spot India 16/20, Indonesia 16/20, vietnam 16/20 prices and futures prices of the 14 day to maturity. Second, shrimp futures contract prices do not behave as unbiased predictors of future spot shrimp prices. This indicates that the shrimp futures market is inefficient.

key words : Shrimp Futures Market, Speculative Efficiency, Cointegration Method
