

새우 선물계약의 헤징유효성과 선물계약 설계†

강 석 규*

The Hedging Effectiveness of Shrimp Futures Contract and Futures Contract Design

Seok-Kyu Kang*

〈 목 차 〉

- | | |
|-----------------|-------------------|
| I. 서론 | IV. 실증분석 |
| II. 표본자료 | 1. 기초통계량 |
| III. 연구방법론 | 2. 베이스스 위험과 헤징유효성 |
| 1. 헤징유효성의 측정방법 | V. 요약 및 결론 |
| 2. 최적헤지비율의 추정방법 | 참고문헌 |
| | Abstract |

I. 서론

선물은 미래의 일정 시점에 수량, 품질, 규격 등이 표준화되어 있는 특정상품을 미리 정해진 가격으로 인도 또는 인수하기로 약정한 계약을 말한다. 선물의 거래는 조직화된 시장에서 경쟁매매방식으로 이루어지는데, 거래 조건이 표준화되어 있고 일일정산과 증거금제도를 통한 결제기관의 이행보증으로 거래 상대방에 대한 신용위험이 없는 것이 특징이라 할 수 있다.

이러한 선물거래는 우리 사회에 중요한 경제적 기능을 제공한다. 첫째, 미래 특정상품의 가격 예측치를 제공한다. 선물시장은 투기자에게 투기의 기회를 제공함으로써 시장 정보의 양과 질이 높아지고 선물시장에서 거래되는 특정상품에 대한 선물가격은 미

접수 : 2010년 3월 5일 최종심사 : 2010년 5월 28일 게재확정 : 2010년 6월 3일

† 이 논문은 2008년도 제주대학교 학술연구지원사업에 의하여 연구되었음.

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

래 현물가격을 예시하게 된다. 그래서 선물시장에 참여하지 않는 구성원들도 선물거래 대상 상품의 미래 가격예측치로 활용할 수 있게 해준다. 둘째, 미래 가격변동위험을 회피할 수 있는 헤징(hedging)기능을 제공한다. 헤징은 미래 자산가격의 변동으로부터 위험에 노출되어 있을 경우 선물거래를 통해 위험을 감소시키는 행위이다. 이와 같이 선물시장은 가격변동에 따른 위험관리수단을 제공함으로써 경영자는 생산 및 투자계획을 보다 확실하게 수립하게 된다. 셋째, 현물시장의 거래를 활성화시킨다. 선물거래는 현물의 가격변동위험을 헤징할 수 있으므로 그 만큼 현물의 투자위험이 감소되는 결과를 가져와 투자자들을 현물시장으로 끌어들이며 현물시장의 거래를 활성화시키는 역할을 제공한다.

새우 선물계약은 1964년 시카고 상업거래소(Chicago Mercantile Exchange)에서 최초로 상장되었으나 저조한 거래량으로 인해 1966년에 상장 폐지되었다. 이후 1993년 7월 미국 미네아폴리스 곡물거래소(Minneapolis Grain Exchange)에서 재상장되었으나 저조한 거래량으로 2000년 5월 상장폐지에 이른다. 이와 같이 미국 선물거래소에서 새우선물계약의 상장실패에도 불구하고, 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)는 2002년 6월에 새우선물계약을 상장하여 현재까지 거래가 이루어지고 있다.

본 연구에서는 오사카 간사이 상품거래소에 상장되어 있는 새우선물계약의 선물가격 및 현물가격자료를 이용하여 헤징유효성을 측정하고, 이로부터 선물계약 설계에 대한 실증적 의미를 도출하고자 한다.

Black(1986), Leuthold et al.(1989) 등은 성공적인 선물계약을 위한 다음과 같은 필수조건들을 제안하였다. 필수조건들은 상대적 상품의 동질성, 표준화를 제공할 수 있는 크고 잘 정의된 기초현물시장, 충분한 가격변동성, 경쟁적인 시장구조, 경제적 욕구(헤징수요), 투자자들을 끌어들이 수 있는 능력(풍부한 유동성), 그리고 자유로운 공공정보의 흐름과 같은 경제적 조건들을 포함한다. 이들 요소 이외에도 계약은 매입과 매도 어느 쪽에도 치우침이 없도록 잘 설계되어야 한다.

헤징유효성에 관한 기존의 실증적 연구는 주가지수, 금리, 통화 등의 금융상품 선물시장과 옥수수, 생우, 사육우, 생돈 등 농축산물 선물시장을 대상으로 폭 넓게 진행되어 왔다. 새우 선물계약의 헤징유효성에 관한 주요 실증적 연구로는 Maynard et al.(2001)과 Sanders & Manfredo(2002) 등의 연구를 들 수 있다. Maynard et al.(2001)은 1994년 11월 15일부터 1998년 6월 23일까지 미국 미네아폴리스 곡물거래소에 상장되어 있는 냉동 블랙 타이거와 화이트 선물계약의 헤징유효성을 분석하였다. 그들은 현물가격과 새우 선물가격의 낮은 상관관계로 인해 가격변동위험보다 배이스스 위험이 크게 나타나고 있으며, 비교적 헤징성과가 높게 나타난 에콰도르 현물

화이트 새우에 대한 새우선물의 헤징유효성은 6%에 지나지 않아 선물을 이용한 헤징이 가격위험의 94%를 제거하지 못하고 있음을 보여주고 있다.

Sanders & Manfredo(2002)는 1993년 8월부터 2000년 5월까지 월별자료에 기초하여 미국 미네아폴리스 곡물거래소에 상장되어 있는 새우 선물계약의 성과를 분석하였는데, 시장의 구조가 성공적인 조건을 갖추고 있다하더라도 새우 선물계약의 상장폐지는 새우선물계약의 낮은 유동성과 저조한 헤징유효성에 있으며, 이외에 계약설계에 내재되어있는 매도자 옵션(delivery option) 즉 만기시 매도자 재량에 의한 표준등급 이외의 새우현물 인도와 선물에 대한 시장참여자들의 이해부족 등도 상장폐지의 원인으로 작용하고 있음을 보여주었다.

본 연구는 새우선물의 헤징유효성에 관한 기존의 연구와 비교하여 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에 상장되어 있는 새우 선물계약을 대상으로 외표본 헤징기간의 설정을 통해 사전적 헤징유효성을 측정하고 있는 점에서 차별성을 지닌다.

II. 표본자료

분석에 이용된 자료는 일본 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에 상장되어 있는 냉동 새우 선물가격과 현물가격 시계열자료이며, 일본 간사이 상품거래소에 상장되어 있는 냉동 새우 선물 상품의 주요 명세서는 <표 1>과 같다.

냉동 새우 선물계약은 냉동 블랙타이거 새우를 기초자산으로 하고 있으며, 거래단

< 표 1 > 냉동새우선물계약의 주요 명세서

구분	냉동새우 선물
기초자산	냉동 블랙타이거(Black tiger) 새우
거래단위	1단위(108kg)
결제월주기	1개월
상장결제월수	6개 결제월
최종거래일	각 결제월의 10일
최종결제일	최종거래일+5영업일
결제방법	창고증권에 의한 실물인도
거래시간	10:00, 11:00 A.M. 2:00, 3:00 P.M.
인도명세	- 기준등급은 냉동 블록 1파운드(453g)당 16/20尾數의 동일 가공업자, 동일 브랜드의 신선 껍질 붙은 無頭의 인도산 블랙타이거 냉동새우로서, 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 할증 또는 할인료를 적용함.

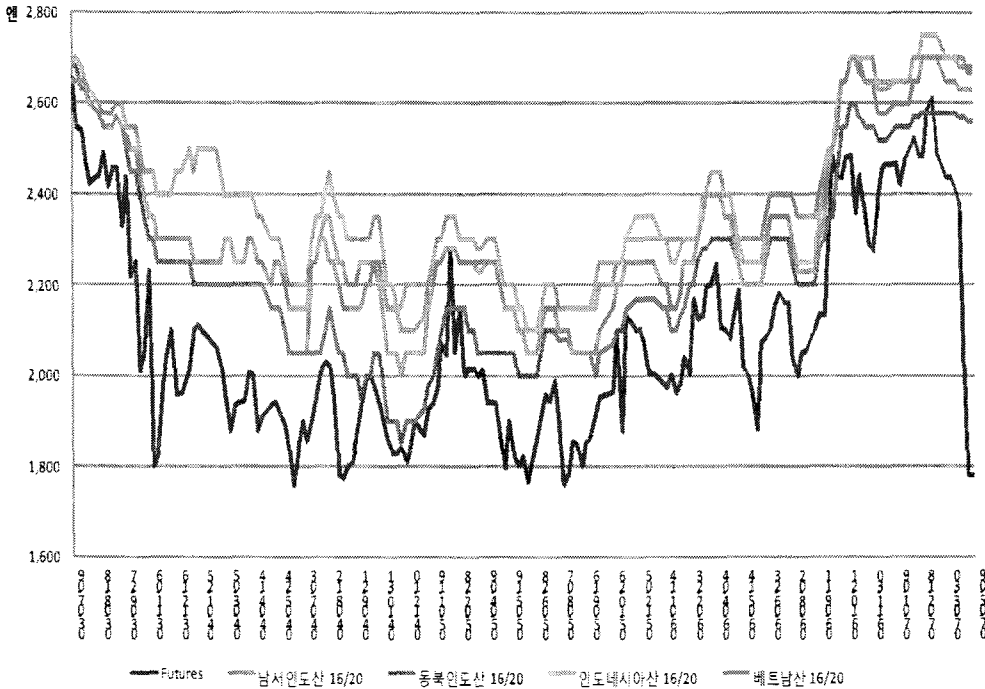
위는 1단위(108kg)이고, 매달 연속해서 최종결제가 이루어질 수 있도록 결제주기가 1개월이며, 6개의 결제월을 지닌 선물상품이 상장되어 있어 새우 양식업체나 유통업자들은 언제든지 새우선물계약을 이용하여 미래의 불확실한 가격변동위험을 관리할 수 있다. 최종거래일은 결제월의 10일이며, 결제방법은 창고증권에 의한 실물인수도방식을 채택하고 있다. 거래시간은 오전과 오후로 구분하여 거래가 이루어지고 있고, 오전 거래시간과 오후 거래시간을 각각 2회로 구분하여 단일약정가격에 의한 거래방식인 이타요세(Itayose)법에 의해 약정가격이 형성된다¹⁾. 또한 간사이거래소는 여러 개의 인도등급을 허용하고 있는데 인도등급은 원산지와 새우크기에 따라 기준등급(standard grade)과 대체등급(substitute grade)으로 구분하고 있다. 기준등급은 1파운드(453g)당 16/20 尾數, 즉 1파운드당 16에서 20마리의 인도산 블랙타이거 새우를 말하며, 대체등급은 기준등급이 아닌 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(16/20, 21/25, 26/30), 베트남산(16/20, 21/25, 26/30) 블랙타이거 새우 등을 말한다. 대체등급의 인도 시에는 거래소에서 발표하는 할인 또는 할증료를 적용하여 정산한다.

분석에 필요한 일별 선물가격과 현물가격자료는 간사이 상품거래소 사이트(www.kanex.or.jp)로부터 구하였다. 표본기간은 2002년 6월 17일부터 2007년 5월 10일까지이며, 선물가격 자료는 유동성이 높은 근월 선물가격 자료를 활용하였다.

본 연구에서는 주간단위로 헤징을 한다는 가정 하에 2002년 6월 17일부터 2007년 5월 10일 동안의 높은 유동성을 가진 일별 최근월 새우선물가격과 현물가격 시계열 중에서 딜러들의 시장 조성에 따른 상장효과와 요일효과 등을 배제하기 위하여 매주 수요일의 근월선물과 현물가격 자료를 추출하여 2003년 7월 9일부터 2007년 5월 9일까지의 표본자료를 최종분석에 이용하였다. 이렇게 추출된 냉동새우선물가격과 1파운드(453g)당 16/20 尾數 지닌 산지별 현물가격의 시계열의 추이는 <그림 1>과 같이 나타낼 수 있다.

1) 이타요세법은 미리 정해진 거래시간이 되면 거래소의 계원이 거래소에 설치된 피트에서 전날의 최종 가격 등을 참고로 하여 특정 한월의 가약정가격을 제시하면 이 가격에 대하여 거래 참가자(회원)는 희망하는 매도 및 매수 수량을 수신호로 제시한다. 이 때 거래소의 계원은 거래 참가자로부터의 수신호를 보고, 예를 들면 "A: 5계약 매도, B: 7계약 매수, C: 3계약 매도" 등으로 외치면서 매수 주문량과 매도 주문량의 차이를 계산한 후, 만약 매수 주문량이 매도 주문량보다 많을 경우 가약정가격을 올림으로써 매도 주문을 유도하고 반대로 매도 주문량이 매수 주문량보다 많으면 가약정가격을 내려 매입주문을 유도한다. 이와 같은 과정이 매도주문과 매수주문량의 합계가 일치할 때까지 반복되며, 매도 주문량의 합계와 매수 주문량의 합계가 일치하는 가격에서 거래소 계원은 특정 한월의 약정가격으로 결정하고 이 약정가격에 의하여 거래가 이루어지는 방식을 말한다. 자세한 내용은 연규영(2001) 등의 연구를 참고하기 바란다.

새우 선물계약의 헤징유효성과 선물계약 설계



〈그림 1〉 주별 새우현물과 근월 선물가격자료의 시계열 추이

Ⅲ. 연구방법론

1. 헤징유효성의 측정방법

헤징성과 또는 헤징유효성은 헤지하지 않은 포트폴리오에 대한 헤지 포트폴리오의 위험감소비율로 정의할 수 있다. 헤지하지 않은 포트폴리오의 수익(R_{UP})와 헤지 포트폴리오의 수익(R_{HP})은 각각 식 (1)과 식 (2) 같이 표기할 수 있으며, F_t 와 S_t 는 t 시점의 선물 및 현물가격이며, h 는 헤지비율이다. 헤지 포트폴리오의 수익(R_{HP})은 t 시점에서 현물 한 단위를 매수하는데 대한 선물 h 단위를 매도할 때 생성되는 수익으로 현물보유로부터 발생할 수 있는 미래의 가격변동위험을 줄이거나 없애기 위한 매도헤징전략(short hedging strategy)에 의한 헤지 포트폴리오의 수익을 의미한다.

$$R_{UP} = S_{t+1} - S_t \quad (1)$$

$$R_{HP} = (S_{t+1} - S_t) - h(F_{t+1} - F_t) \quad (2)$$

이들 포트폴리오의 위험은 각 위의 식에 분산을 취해줌으로써 얻어지게 되는데 헤지하지 않은 포트폴리오와 헤지 포트폴리오의 분산은 각각 식 (3), (4)와 같다. 여기서

σ_s^2 와 σ_f^2 는 각각 현물과 선물 가격변화량의 분산을 나타내고, $\sigma_{s,f}$ 는 양시계열의 공분산을 나타낸다.

$$\text{Var}(UP) = \sigma_s^2 \tag{3}$$

$$\text{Var}(HP) = \sigma_s^2 + h\sigma_f^2 - 2h\sigma_{s,f} \tag{4}$$

Ederington(1979) 등에 따르면 헤징성과 또는 헤징유효성(Hedging Effectiveness, HE)은 식 (5)와 같이 헤지하지 않은 포트폴리오의 분산에서 헤지 포트폴리오의 분산을 차감한 후 헤지하지 않은 포트폴리오의 분산으로 나눈 값에 의해 측정된다. 헤징성과 또는 헤징유효성은 식 (4)의 헤지비율(h)의 추정 값에 따라서 결정된다는 것을 직관적으로 알 수 있다.

$$HE = \frac{\text{Var}(UP) - \text{Var}(HP)}{\text{Var}(UP)} = 1 - \frac{\text{Var}(HP)}{\text{Var}(UP)} \tag{5}$$

2. 최적헤지비율의 추정방법

Ederington(1979)은 최소분산헤지모형을 제안하였는데, 매도(매수)헤지는 현물 한 단위를 매입(매도)하고 선물 β 만큼을 매도(매수)함으로써 포트폴리오의 분산이 최소가 되는 헤지를 하게 되는데 식 (6)과 같이 표기할 수 있다. 추정된 β 를 최소분산헤지비율 또는 최소분산모형에 의한 최적헤지비율이라 한다. 또한 식 (6)과 같이 최소분산헤지비율(β)를 회귀 식을 통해 추정할 수 있다는 점에서 OLS(ordinary least square) 헤지모형에 의한 최적헤지비율이라고도 한다. 여기서 ΔS_t 과 ΔF_t 는 각각 t 시점의 현물 가격의 변화량($S_t - S_{t-1}$)과 선물가격의 변화량($F_t - F_{t-1}$)을 나타낸다.

$$\Delta S_t = \alpha + \beta \Delta F_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

IV. 실증분석

1. 기초통계량

분석 자료의 기초통계량은 < 표 2 >에 제시하였다. < 표 2 >는 표본기간동안의 주별 냉동새우 선물과 현물의 가격수준 시계열과 1차 차분(가격변화량)시계열 자료의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도, 정규성 검정을 포함하고 있다. 우선 < 표 2 >의 패널 A에 의하면, 선물가격 수준 시계열의 평균 가격은 2,079.59엔으로, 기준등급인 남서 또는 동북 인도산(16/20) 현물시계열과 대체등급인 인도네시아산(16/20)과 베트남산

새우 선물계약의 헤징유효성과 선물계약 설계

〈 표 2 〉 기초통계량

패널 A : 가격수준 시계열 (단위: 엔)							
구분	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	(P)	관찰치
선물가격	2079.59	225.20	0.747	2.472	19.555	(0.000)	187
남서인도산 (16/20)	2335.19	190.08	0.711	2.326	19.281	(0.000)	187
남서인도산 (21/25)	1995.88	247.17	0.977	2.551	31.346	(0.000)	187
남서인도산 (26/30)	1780.80	202.84	1.105	2.854	38.201	(0.000)	187
동북인도산 (16/20)	2232.89	207.31	0.552	2.206	14.419	(0.001)	187
동북인도산 (21/25)	1922.46	246.83	0.769	2.249	22.848	(0.000)	187
동북인도산 (26/30)	1692.19	213.66	0.734	2.326	20.322	(0.000)	187
인도네시아산 (16/20)	2386.52	175.42	0.552	2.206	14.399	(0.001)	187
인도네시아산 (21/25)	2051.87	226.90	0.906	2.626	26.648	(0.000)	187
인도네시아산 (26/30)	1829.31	205.29	1.149	3.068	41.213	(0.000)	187
베트남산 (16/20)	2313.05	190.99	0.663	2.321	17.299	(0.000)	187
베트남산 (21/25)	1982.89	247.45	0.751	2.363	20.762	(0.000)	187
베트남산 (26/30)	1759.36	219.04	0.891	2.787	25.106	(0.000)	187
패널 B : 1차차분 시계열 (단위: 엔)							
구분	평균	표준편차	왜도	첨도	J-B	(P)	관찰치
선물가격	-4.70	88.99	-0.982	7.016	154.842	(0.000)	186
남서인도산 (16/20)	-0.05	31.75	1.196	12.531	748.379	(0.000)	186
남서인도산 (21/25)	0.48	32.17	-0.462	7.832	187.598	(0.000)	186
남서인도산 (26/30)	0.22	27.86	0.612	9.143	304.065	(0.000)	186
동북인도산 (16/20)	-0.65	30.61	-0.237	6.370	89.738	(0.000)	186
동북인도산 (21/25)	-0.11	32.50	-0.162	6.286	84.474	(0.000)	186
동북인도산 (26/30)	-0.27	32.54	0.638	9.938	385.647	(0.000)	186
인도네시아산 (16/20)	0.00	35.38	-0.106	5.385	44.450	(0.000)	186
인도네시아산 (21/25)	0.54	35.64	-0.547	10.063	395.873	(0.000)	186
인도네시아산 (26/30)	0.91	31.34	0.395	8.830	268.260	(0.000)	186
베트남산 (16/20)	-0.11	36.66	-0.055	4.897	27.984	(0.000)	186
베트남산 (21/25)	0.54	34.87	-0.651	5.843	75.762	(0.000)	186
베트남산 (26/30)	0.22	33.29	-0.379	12.301	674.881	(0.000)	186

주 1) J-B는 Jarque-Bera(1980)의 정규성 검정통계량이며, ()은 유의수준 확률 값을 의미함.

(16/20)의 현물시계열의 평균가격보다 낮게 형성되고 있어, 냉동 새우 선물가격과 산지별 1파운드당 16/20미수를 지닌 현물가격간에 노말 백워드이션(normal backwardation) 관계가 성립하고 있음을 보여준다. 그러나 이와 달리 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30)과 베트남산(21/25, 26/30) 현물시계열의 평균가격보다 높게 형성되고 있어, 선물가격과 이들 현물가격 간에 콘탱고(contango) 관계가 있음을 보여주고 있다. 이렇게 볼 때, 선물가격과 현물가격 간의 관계는 1파운드당 尾數의 크기에 따라 달라지고 있는데, 이는 아마도 선물시장 참여에 대한 매수 또는 매도 투기자(speculator)의 위험프리미엄이 새우의 크기에 따라 영향을 받을 수도 있음을 보여준다. 그리고 모든 가격수준 시계열의 분포는 1% 이하의 유의수준에서 Jarque - Bera(1980)의 정규성을 기각하고 있음을 보여준다.

한편 패널 B의 1차 차분 즉 가격변화량 시계열의 평균을 보면, 선물가격 변화량의 평균과 표준편차는 각각 -4.70엔과 88.99엔인데 반해, 기준등급인 남서인도산(16/20) 현물가격 변화량의 평균과 표준편차는 각각 -0.05엔과 31.75엔을 나타내고 있어 베이스스 위험이 존재하고 있음을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 기준등급인 동북인도산(16/20)외에도 인도네시아산과 베트남산 등 모든 대체등급에도 일관되게 베이스스 위험이 있음을 확인할 수 있다. 그리고 모든 가격변화량 시계열의 분포는 가격수준 시계열 분포와 마찬가지로 1% 이하의 유의수준에서 Jarque - Bera(1980)의 정규성을 기각하고 있음을 보여준다.

< 표 3 >은 표본기간동안 선물가격 변화량과 기준등급인 남서 또는 동북 인도산(16/20), 대체등급인 인도네시아산(16/20), 그리고 베트남산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수를 나타내고 있다. 우선 선물가격 변화량과 현물가격 변화량의 상관관계를 살펴보면, 선물가격 변화량과 남서인도산(16/20) 현물가격 변화량의 상관계수는 0.181, 선물가격 변화량과 동북인도산(16/20) 현물가격 변화량의 상관계수는 0.141, 선물가격 변화량과 인도네시아산(16/20) 현물가격 변화량의 상관계수는 0.168, 선물가격 변화량과 베트남산(16/20) 현물가격 변화량의 상관계수는 0.208로 비교적 낮게 측정되고 있다. 다음으로 1파운드당 16/20의 미수를 지닌 산지별 현물가격 변화량간의 상관계수를 보면, 남서인도산(16/20)과 동북인도산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.657, 남서인도산(16/20)과 인도네시아산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.715, 남서인도산(16/20)과 베트남산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.733, 동북인도산(16/20)과 인도네시아산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.721, 동북인도산(16/20)과 베트남산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.736, 인도네시아산(16/20)과 베트남산(16/20)의 현물가격 변화량 간의 상관계수는 0.754로 비교적 높게 측정되고 있다.

〈표 3〉 선물가격변화량과 현물가격변화량 간의 상관계수

구분	선물가격	남서인도산 (16/20)	동북인도산 (16/20)	인도네시아산 (16/20)	베트남산 (16/20)
선물가격	1.000				
남서인도산 (16/20)	0.181	1.000			
동북인도산 (16/20)	0.141	0.657	1.000		
인도네시아산 (16/20)	0.168	0.715	0.721	1.000	
베트남산 (16/20)	0.208	0.733	0.736	0.754	1.000

성공적인 헤징을 위해서는 헤징수단으로 이용되는 선물의 가격과 헤징대상이 되는 현물의 가격 간의 관계가 중요하다. 특히 헤징대상 현물의 등급이 헤징에 이용되는 선물의 기초자산 등급과 정확히 일치하지 않는 경우에 더욱 그러하다. 〈표 3〉에 의하면, 선물가격 변화량과 인도 가능한 산지별 현물(16/20)의 가격변화량간에 상관관계가 매우 낮은 0.141~0.208의 분포를 보이고 있다. 이와 같이 낮은 상관관계는 선물을 이용한 헤징성과를 떨어뜨리는 원인이 될 수 있음을 암시한다.

2. 베이스스 위험과 헤징유효성

(1) 베이스스 위험

베이스스(basis)는 일반적으로 일정시점에서의 현물가격(S_t)과 선물가격(F_t)의 차이를 말한다. 만약에 헤징 대상이 되는 현물가격과 선물가격이 언제나 동일한 금액만큼 변동한다면, 베이스스는 변동하지 않는다. 이러한 경우, 현물포지션과 선물포지션의 규모가 동일하다면, 현물포지션에서 발생 가능한 손실(이익)은 선물포지션에서의 이익(손실)에 의해 완전하게 보전되며, 미래의 불확실한 가격변동 위험은 완전하게 제거된다. 그러나 만기일 이전 기간 동안 현물가격과 선물가격은 계속해서 변동하고 변동폭이 일정하지 않기 때문에 베이스스의 변동은 일정하지 않다. 특히 헤징대상 현물이 헤징에 이용되는 선물의 기초자산과 정확히 일치하지 않는 경우에 크게 나타나는데, 이와 같은 불규칙한 베이스스의 변동은 헤징유효성을 저해하는 원인으로 미래의 불확실한 가격변동 위험을 완전히 제거하지 못하게 되는데, 이를 베이스스 위험이라 한다. 이러한 베이스스 위험이 크게 나타날수록 선물을 이용한 헤징수요를 감소시키는 요인으로 작용하게 된다.

〈표 4〉는 표본기간 동안 산지에 따른 등급별 현물가격과 최근월 선물가격 간의 차이인 베이스스를 나타내고 있다. 남서인도산(16/20) 현물가격과 최근월 선물가격의 베

강석규

〈표 4〉 현 - 선물가격의 베이스스

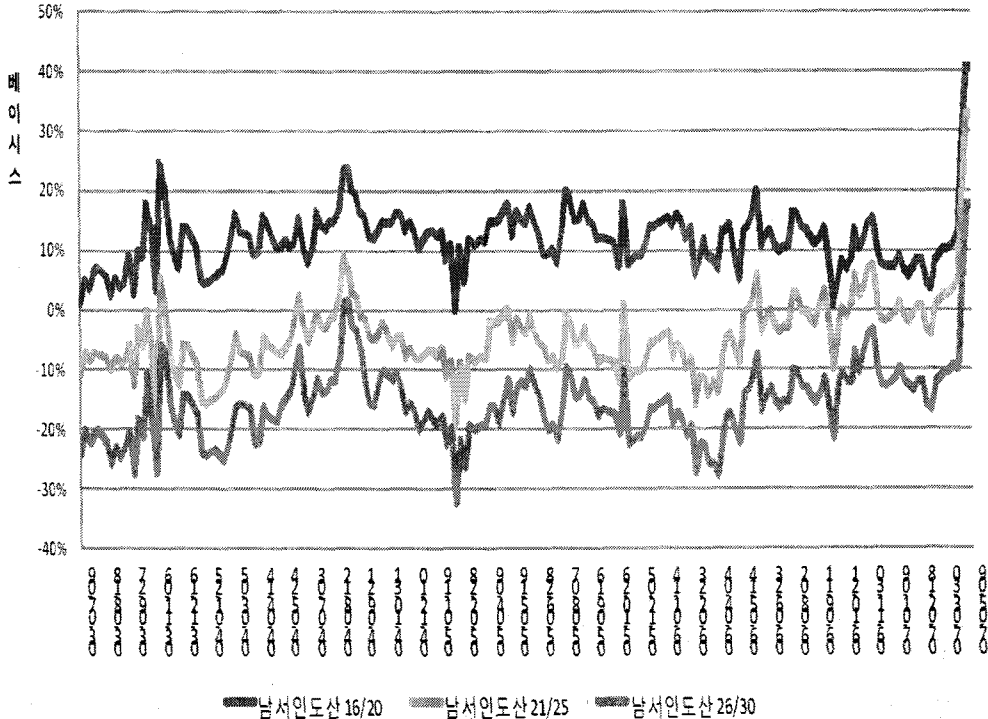
(단위 : 엔)

구분	평균	최대치	최소치	표준편차
남서인도산 (16/20)	255.60	890	0	112.90
남서인도산 (21/25)	- 83.71	690	- 400	139.79
남서인도산 (26/30)	- 298.79	340	- 630	134.34
동북인도산 (16/20)	153.30	780	- 132	115.21
동북인도산 (21/25)	- 157.13	580	- 480	132.73
동북인도산 (26/30)	- 387.40	250	- 682	136.09
인도네시아산 (16/20)	306.94	900	18	127.58
인도네시아산 (21/25)	- 27.72	700	- 330	133.77
인도네시아산 (26/30)	- 250.28	470	- 575	146.47
베트남산 (16/20)	233.46	850	- 5	111.63
베트남산 (21/25)	- 96.70	650	- 382	136.99
베트남산 (26/30)	- 320.23	290	- 632	137.29

이시스는 255.60엔의 평균값을 지니며, 동북인도산(16/20) 현물가격과 최근월 선물가격의 베이스스는 153.30엔의 평균값, 인도네시아산(16/20) 현물가격과 최근월 선물가격의 베이스스는 306.94엔의 평균값, 베트남산(16/20) 현물가격과 최근월 선물가격의 베이스스는 233.46엔의 평균값을 보이고 있어 기준등급인 남서 또는 동북 인도산(16/20)과 대체등급인 인도네시아산(16/20)과 베트남산(16/20)에 있어서는 노말 백위대이션 시장 상황을 보여주고 있다. 그러나 이와 달리 남서 및 동북 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(21/25, 26/30)과 베트남산(21/25, 26/30) 등의 모든 베이스스는 음(-)의 평균 값을 보여주고 있어, 이들에 있어서는 콘탱고 시장 상황이 나타나고 있음을 보여준다.

베이스스의 비교를 용이하게 하기 위하여, Sanders & Manfredo(2002) 등의 연구와 마찬가지로 베이스스는 $\ln(S/F_t)$ 에 의해 계산하였으며, 표본기간 동안의 베이스스 추이는 〈그림 2〉에 나타나고 있다. 〈그림 2〉에 의하면, 기준등급 남서 인도산(16/20)과 대체등급 남서 인도산(26/30)에 있어서는 평균적으로 11% 이상의 매우 불규칙한 베이스스 변동을 보여주고 있다. 이러한 결과는 도시하지 않았지만 인도네시아산(16/20, 21/25, 26/30), 베트남산(16/20, 21/25, 26/30)에서도 유사하게 나타난다. 이와 같은 베이스스 위험은 헤징유효성을 저해하는 원인이 된다.

새우 선물계약의 헤징유효성과 선물계약 설계



< 그림 2 > 남서인도산 현물과 최근월선물의 베이스 추이

(2) 최적헤지비율의 추정

< 표 5 > 는 표본기간 전체인 2002년 6월 17일부터 2007년 5월 10일 동안의 주별 현물가격과 선물가격 변화량에 대해 OLS모형에 의한 최소분산헤지비율 즉 최적헤지비율($\hat{\beta}$)의 추정결과를 나타내고 있다. 남서인도산(26/30)과 동북인도산(26/30) 현물을 제외한 모든 냉동새우 현물가격변화량에 대한 냉동새우 선물가격변화량의 최소분산헤지비율($\hat{\beta}$)은 0.0357에서 0.0855까지 추정되었으며, 10% 이하의 수준에서 통계적으로 유의한 결과를 보여주고 있다. 그러나 사후적(ex-post) 헤징성과 또는 헤징유효성을 나타내는 모형의 설명력(R^2)²⁾은 매우 저조한 0.4%~4.3%의 분포를 나타내 냉동타이거 새우현물의 가격변동위험을 0.4%~4.3% 정도만 감소시키고 있음을 보여주고 있다. 이는 냉동 새우 선물시장이 냉동 새우 현물가격 변동의 위험관리수단으로 그 역할을 수행하고 있지 않음을 의미한다. 구체적으로 살펴보면, 기준등급인 남서인도산

2) 종속변수 현물가격변화량(ΔS)에 대한 설명변수 선물가격변화량(ΔF)의 선형회귀식 결정계수(R^2)는 헤징성과 또는 헤징유효성($HE = 1 - \frac{Var(HP)}{Var(UP)}$)과 동일하다. 자세한 내용은 Ederington(1979)의 논문을 참고하기 바란다.

〈표 5〉 최소분산해지비율의 추정

구분	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	R^2
남서인도산 (16/20)	0.2506	0.0647** [2.367]	0.033
남서인도산 (21/25)	0.7876	0.0646*** [2.691]	0.032
남서인도산 (26/30)	0.3037	0.0188 [1.116]	0.004
동북인도산 (16/20)	-0.4172	0.0485** [2.163]	0.020
동북인도산 (21/25)	0.1169	0.0477** [2.146]	0.017
동북인도산 (26/30)	-0.1405	0.0273 [1.572]	0.006
인도네시아산 (16/20)	0.3147	0.0669** [2.438]	0.028
인도네시아산 (21/25)	0.8012	0.0560* [1.947]	0.020
인도네시아산 (26/30)	1.0819	0.0357* [1.677]	0.010
베트남산 (16/20)	0.2947	0.0855** [2.498]	0.043
베트남산 (21/25)	0.7797	0.0515* [1.966]	0.017
베트남산 (26/30)	0.4678	0.0537** [2.220]	0.021

주) 1) []안은 Newey와 West(1987)의 공분산행렬에 의해 이분산성과 자기상관을 조정한 t값임.

2) *, **, ***는 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준임.

(16/20)에 대한 헤징유효성은 저조한 3.3%를 나타내고 있어 남서인도산(16/20) 현물의 불확실한 가격변동위험을 3.3%를 감소시키고 있음을 보여주고 있으며, 기준등급인 동북인도산(16/20)과 대체등급인 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(16/20, 21/25, 26/30), 베트남산(16/20, 21/25, 26/30)의 경우에도 유사한 결과를 보이고 있다.

한편, 이와 같은 OLS모형에 의한 최적헤지비율 추정 외에도 최적헤지비율은 공적분 관계를 고려한 오차수정모형에 의해서도 추정되어진다. 그러나 〈부록 1〉에 제시한 바와 같이 베트남산(16/20)을 제외한 모든 현물가격과 선물가격 간에 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설($r=0$)은 λ_{trace} 와 λ_{max} 통계량에서 10% 이하의 유의수준으로도 기각되지 않는다. 따라서 본 연구에서는 현물가격과 선물가격 간에 공적분 관계가 성립되지 않아 오차수정모형에 의한 최적헤지비율을 추정하지 않았다.

(3) 외표본 헤징기간의 헤징유효성

사전적(ex-ante) 헤징유효성을 측정하기 위하여, 사전적 헤징유효성은 OLS에 의

한 헤지비율을 추정한 후 그 헤지비율을 미래 관측치에 적용하는 외표본(out-of-sample) 헤징기간을 설정하였다.

사전적 헤징유효성의 측정은 다음과 같은 절차에 따라 이루어졌다. 우선 2003년 7월 16일부터 2007년 5월 9일까지의 표본기간을 두 기간으로 분할하여 2003년 7월 16일부터 2005년 6월 8일까지 표본기간 자료는 최적헤지비율을 추정하는데 사용하고 나머지 2005년 6월 15일부터 2007년 5월 9일까지 외표본 기간의 자료는 최적헤지비율과 헤징유효성을 측정하는데 사용하였다. 최적헤지비율은 가장 최근의 자료를 반영하고 가장 오래된 자료를 제외시키는 'rolling-windows' 방식을 이용하여 추정하였다. 예를 들면 외표본 헤징기간동안 2005년 6월 15일 첫째 주의 최적헤지비율을 추정하기 위해 2003년 7월 16일부터 2005년 6월 8일까지의 93개의 주별 자료를 사용하고 2005년 6월 22일 둘째 주의 최적헤지비율을 추정하기 위해 2003년 7월 16일의 관찰치를 버리고 2003년 7월 23일부터 2005년 6월 15일까지의 93개 주별 자료를 이용한다. 이와 같은 방법을 반복하여 추정된 최적헤지비율에 기초하여 외표본 헤징기간동안의 헤징유효성을 측정하였다.

〈표 6〉은 외표본 헤징기간 동안의 헤지하지 않은 무헤지포트폴리오와 OLS모형에 의한 헤지포트폴리오의 분산 및 헤징유효성을 보여주고 있다.

우선 기준등급을 살펴보면, 남서 및 동북 인도산(16/20) 새우 현물에 대한 OLS헤지모형에 의한 헤지폴리오의 분산은 각각 685.68과 776.29로 측정되어 현물의 가격변동위험에 그대로 노출되어 있는 헤지하지 않은 무헤지포트폴리오의 분산과 큰 차이가 없고, 남서 및 동북 인도산(16/20) 새우 현물에 대한 헤징유효성은 각각 -2.2%와 1.4%의 매우 저조한 값을 보여주고 있다. 이는 헤징수단인 새우선물이 남서 및 동북 인도산(16/20) 새우 현물가격의 변동으로부터 노출된 위험을 거의 제거하지 못함을 보여주고 있다. 대체등급인 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(16/20, 21/25, 26/30), 베트남산(16/20, 21/25, 26/30)의 경우에도 유사한 결과를 보이고 있는데 헤징유효성은 매우 저조한 -4.4%에서부터 3.4% 사이의 분포를 보여주고 있다. 비교적 헤징성도가 높게 나타나고 있는 베트남산(16/20)에 대한 헤징유효성은 3.4%에 지나지 않아 베트남산(16/20) 현물 새우가격 변동위험의 96.6%를 제거하지 못함을 보여주고 있다. 이러한 연구결과를 기초해 볼 때, 냉동새우 선물계약은 기준등급 및 대체등급 뿐만 아니라 산지별 또는 크기별 새우현물에 관계없이 가격위험의 관리수단으로서 한계가 있음을 보여주고 있다.

이와 같이 헤징유효성을 떨어뜨리는 주된 원인으로 지적될 수 있는 것은 다음과 같다. 우선, 헤징대상 현물가격과 선물가격간의 낮은 상관관계에서 찾아 볼 수 있다. 헤징대상 현물(16/20)의 가격변화량과 선물가격 변화량 간에 상관관계는 매우 낮은

〈표 6〉 외표본 헤징기간 동안의 헤징유효성

구분	무헤지 포트폴리오의 분산(Var(R_{UP}))	헤지 포트폴리오 분산(Var(R_{HP}))	헤징성과 (HE)
남서인도산 (16/20)	671.04	685.68	-0.0218
남서인도산 (21/25)	748.66	781.84	-0.0443
남서인도산 (26/30)	616.05	610.91	0.0083
동북인도산 (16/20)	787.40	776.29	0.0141
동북인도산 (21/25)	981.50	988.83	-0.0075
동북인도산 (26/30)	1048.17	1049.79	-0.0015
인도네시아산 (16/20)	1198.71	1193.82	0.0041
인도네시아산 (21/25)	905.68	898.68	0.0077
인도네시아산 (26/30)	1053.30	1042.01	0.0107
베트남산 (16/20)	1312.68	1268.34	0.0338
베트남산 (21/25)	892.77	909.26	-0.0185
베트남산 (26/30)	1046.16	1028.34	0.0170

주 1) 외표본 헤징기간 동안 무헤지 포트폴리오와 헤지 포트폴리오의 분산은 각각 $\sigma^2(\Delta S_t)$ 와 $\sigma^2(\Delta S_t - h_t \Delta F_t)$ 에 의해 측정된 값임.

$$2) HE = \frac{\text{Var}(R_{UP}) - \text{Var}(R_{HP})}{\text{Var}(R_{UP})} = 1 - \frac{\text{Var}(R_{HP})}{\text{Var}(R_{UP})}$$

0.141~0.208의 분포를 보여주고 있다. 통계학적으로 모형의 설명력(R^2)로 측정되는 사후적(ex-post) 헤징유효성은 선물과 현물가격 간 상관계수의 제곱과 일치하므로, 현물가격과 선물가격간의 상관관계에 따라 결정된다고 볼 수 있다. 둘째, 낮은 유동성에서 찾아 볼 수 있다. 선물가격이 현물가격보다 낮은(높은) 백워드이션(콘탱고) 현상이 나타날 때, 순매수(순매도) 투기포지션이 유입되어 수급의 균형을 이루어야 한다. 그러나 강석규(2007) 등에서 보여주고 있는 저조한 유동성은 수급의 불균형을 초래하여 헤징유효성을 떨어뜨릴 수 있다. 셋째, 계약설계상 선물매도자에게 주어지는 인도상품 선택권(quality option) 등에서도 찾아볼 수 있다. 인도상품 선택권은 인도가능 상품들 중에서 기준등급 이외의 대체등급의 현물새우를 선택하여 인도할 수 있는 권한을 말한다. 기준등급 이외의 대체등급을 인도할 경우 할증료나 할인료를 적용하고 있지만 인도상품의 가치변동을 반영하지 못하여 헤징유효성을 저해할 수 있다.

Martinez & Anderson(1999)이 언급한 것처럼, 선물시장에서 거래되는 밀이나 금은 빵이나 보석과 같은 최종상품이 되기 위하여 가공단계를 거친다. 그러나 냉동새우는 소비자가 필요로 하는 최종상품으로서, 특정 크기의 새우를 필요로 하는 해산물 레스토랑에서 새우의 크기는 성공적인 사업을 결정하는 요인이 될 수 있다. 따라서 미래에 특정 크기의 새우를 원하는 매입헤저(long hedger)에게 크기가 다른 대체등급의 인도는 매입헤징 수요를 떨어뜨리게 하는 주요 요인이 되어 유동성이 떨어질 것이며 이에 따른 수급불균형의 심화로 헤징유효성은 감소될 수 있다.

이상의 내용을 종합하면, 새우 선물계약은 충분한 헤징수요, 투기자를 끌어들이 수 있는 풍부한 유동성, 매입과 매도 어느 쪽에도 치우침이 없는 계약 설계 등의 성공적인 요건을 충족시키는데 한계가 있음을 보여준다.

V. 요약 및 결론

본 연구에서는 오사카 간사이 상품거래소(Kansai Commodities Exchange)에 상장되어 있는 새우선물계약의 헤징유효성을 측정하고, 이로부터 선물계약 설계에 대한 실증적 의미를 도출하고자 하였다. 표본기간은 주간단위로 헤징을 한다는 가정 하에 2002년 6월 17일부터 2007년 5월 10일 동안의 높은 유동성을 가진 일별 최근월 새우 선물가격과 현물가격 시계열 중에서 상장효과, 요일효과 등을 배제하기 위하여 매주 수요일의 최근월 선물과 현물가격 자료를 추출하여 2003년 7월 9일부터 2007년 5월 9일까지의 표본자료를 최종분석에 이용하였다. 헤징유효성은 새우 선물시장의 주간단위의 과거 현·선물가격변화량 자료로부터 가장 최근의 자료를 반영하고 가장 오래된 자료를 제외시키는 롤링윈도우즈(rolling-windows)방식을 이용하여 OLS모형에 의해 헤지비율을 추정한 후 그 헤지비율을 미래 관측치에 적용하는 외표본(out-of-sample)헤지를 통해 헤징유효성을 측정하였다.

본 연구의 주요 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 선물가격 변화량과 인도 가능한 산지별 현물(16/20)의 가격변화량 간에 상관관계가 매우 낮은 0.141~0.208의 분포를 보여 주었다. 둘째, 표본전체기간동안 남서인도산(26/30)과 동북인도산(26/30) 현물을 제외한 최소분산헤지비율($\hat{\beta}$)는 10% 이하의 통계적 유의수준을 지닌 0.0357~0.0855값으로 추정되었으며, 모형의 설명력으로 측정된 사후적 헤징유효성은 매우 저조한 0.4%~4.3%의 분포를 나타내 냉동타이거 새우현물의 가격변동위험을 0.4%~4.3% 정도만 감소시키고 있음을 보여주고 있다. 이는 냉동 새우 선물시장이 냉동 새우 현물가격 변동의 위험관리수단으로 그 역할을 수행하고 있지 않음을 의미한다. 셋째, 외표본 헤징기간을 통한 사전적 헤징유효성은 기준 등급 남서 및 동북 인도산

(16/20) 새우 현물의 경우 각각 -2.2%와 1.4%의 매우 저조한 값을 보여주었고, 대체 등급 인도산(21/25, 26/30), 인도네시아산(16/20, 21/25, 26/30), 베트남산(16/20, 21/25, 26/30)의 경우에도 매우 저조한 -4.4%에서부터 3.4% 사이의 분포를 보여주고 있다. 헤징성과가 비교적 높게 나타나고 있는 베트남산(16/20)에 대한 헤징유효성은 3.4%에 지나지 않아 베트남산(16/20) 현물 새우가격 변동위험의 96.6%를 제거하지 못함을 보여주고 있다. 이러한 결과는 냉동새우 선물계약은 기준등급 및 대체등급 뿐만 아니라 산지별 또는 크기별 새우현물에 관계없이 가격위험의 관리수단으로서 한계가 있으며, 냉동 새우 선물시장이 냉동 새우 현물가격 변동에 대한 위험관리 기능을 제공하지 않음을 보여주는 것이다. 넷째, 헤징유효성을 떨어뜨리는 주된 원인으로 는 헤징대상 현물의 가격과 선물가격 간의 낮은 상관관계, 저조한 유동성, 인도상품 선택권(quality option) 등에서 찾아볼 수 있다. 끝으로, 이상의 내용을 종합하면 새우 선물계약은 충분한 헤징수요, 투기자를 끌어들이 수 있는 풍부한 유동성, 매입과 매도 어느 쪽에도 치우침이 없는 계약 설계 등의 성공적인 요건을 충족시키는데 한계가 있음을 보여준다.

본 연구의 결과는 성공적인 새우 선물계약을 설계하는 데 담론을 제공할 뿐만 아니라 표준화가 쉽지 않고 다양한 현물등급을 지닌 일반상품 선물의 개발과 설계에 유의한 정보를 제공할 것으로 기대한다.

참고문헌

- 강석규, "통화선물시장의 헤징유효성 비교: 신흥통화 대 선진통화", 재무관리연구, 제26권 제2호, 2009, pp.155 - 180.
- _____, "새우 선물시장의 투기 효율성에 관한 연구", 수산경영론집, 제38권 제2호, 2007, pp.63 - 78.
- 남수현, "일본 냉동새우 선물시장의 가격발견기능에 관한 연구", 수산경영론집, 제37권 제1호, 2006, pp.95 - 110.
- 연규영, "일본 상품선물거래소의 거래방법 및 가격형성에 관한 고찰", 농업경영·정책연구, 제28권 제2호, 2001, pp.399 - 414.
- Black, D. G.(1986), *Success and Failure of Futures Contract: Theory and Empirical Evidence*, New York: Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions.
- Bera, A., & Jarque, C., "Efficient Tests for Normality, Heteroskedasticity, and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6, 1980, pp.225 - 259.
- Ederington, L.H., "The Hedging Performance of the New Futures Markets," *The Journal of Finance*, 34, 1979, pp.157 - 170.
- Johansen, S., "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1991, pp.1551 - 1580.
- Leuthold, R. M., Junkus, J. C., & Cordier, J. E.(1989), *The Theory and Practice of Futures Markets*, Lexington, MA: Lexington Books.
- Martinez - Garmendia, J. & Anderson, J. L.(1999), "Hedging Performance of Shrimp Futures Contracts with multiple deliverable grades," *The Journal of Futures Markets*, 19, pp.957 - 990.
- Maynard, L. J., Hancock, S., & Hoagland, H.(2001), "Performance of Shrimp Futures Markets as Price Discovery and Hedging mechanisms," *Aquaculture Economics and Management*, 5, pp.115 - 129.
- Newey, W., and K. West., "A Simple Positive Semi - definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, 55, 1987, pp.703 - 708.
- Sanders, D. R. & Manfredo, M. R.(2002), "The White Shrimp Futures Market: Lessons in Contract Design and Marketing," *Agribusiness*, 18, pp.505 - 522.

The Hedging Effectiveness of Shrimp Futures Contract and Futures Contract Design

Seok-Kyu Kang

Abstract

The objective of this study is to examine the hedging effectiveness of shrimp futures market. Hedging effectiveness is measured by OLS model based on rolling windows. Analysis data are obtained from Kansai Commodities Exchange in Osaka and are weekly data of frozen shrimp futures and cash prices in the time period from July 9, 2003, to May 9, 2007.

The empirical results are summarized as follows: First, the correlation coefficients between the nearby futures price changes and the cash(16/20) price changes are very low and have range from 0.141 to 0.208 values. Second, the minimum variance hedge ratios($\hat{\beta}$) are all statistically different from 0 at the 5% level and range from 0.0477 to 0.5039 values excluding Indian shrimps(26/30). Ex post hedging effectiveness, as measured by the coefficient of determination, R^2 , is relatively very low and range from a low of 0.4% for west-south Indian shrimps(26/30) to a high 4.3% for Vietnamese shrimps(16/20). Third, ex ante hedging effectiveness, as measured by out-of-sample hedging period, is also very low and range from a low of -4.4% for west-south Indian shrimps(21/25) to a high of 3.4% for Vietnamese shrimps(16/20). This indicates that the shrimp futures market doesn't behave as risk management instrument of shrimp spot.

Key words : Hedging Effectiveness, Shrimp Futures Market, Out-of-sample Hedging

새우 선물계약의 헤징유효성과 선물계약 설계

〈부록 1〉 요한슨의 공적분 검정

구분	가설	λ_{trace}			λ_{max}		
		통계	임계값	확률	통계	임계값	확률
남서 인도산 (16/20)	$r=0$	8.505	15.495	0.413	8.268	14.265	0.352
	$r \leq 0$	0.237	3.841	0.627	0.237	3.841	0.627
남서 인도산 (21/25)	$r=0$	9.847	15.495	0.293	9.014	14.265	0.285
	$r \leq 1$	0.833	3.841	0.361	0.833	3.841	0.361
남서 인도산 (26/30)	$r=0$	9.309	15.495	0.338	9.273	14.265	0.264
	$r \leq 1$	0.036	3.841	0.849	0.036	3.841	0.849
동북 인도산 (16/20)	$r=0$	9.969	15.495	0.283	8.753	14.265	0.307
	$r \leq 1$	1.216	3.841	0.270	1.216	3.841	0.270
동북 인도산 (21/25)	$r=0$	9.350	15.495	0.334	9.270	14.265	0.264
	$r \leq 1$	0.079	3.841	0.778	0.079	3.841	0.778
동북 인도산 (26/30)	$r=0$	9.821	15.495	0.295	8.989	14.265	0.287
	$r \leq 1$	0.832	3.841	0.362	0.832	3.841	0.362
인도네시아산 (16/20)	$r=0$	12.744	15.495	0.125	9.828	14.265	0.224
	$r \leq 1$	2.916	3.841	0.088	2.916	3.841	0.088
인도네시아산 (21/25)	$r=0$	9.467	15.495	0.324	9.438	14.265	0.252
	$r \leq 1$	0.029	3.841	0.864	0.029	3.841	0.864
인도네시아산 (26/30)	$r=0$	8.087	15.495	0.456	7.879	14.265	0.391
	$r \leq 1$	0.208	3.841	0.648	0.208	3.841	0.648
베트남산 (16/20)	$r=0$	13.604	15.495	0.095	8.849	14.265	0.299
	$r \leq 1$	4.754	3.841	0.029	4.754	3.841	0.029
베트남산 (21/25)	$r=0$	10.734	15.495	0.228	10.720	14.265	0.169
	$r \leq 1$	0.014	3.841	0.904	0.014	3.841	0.904
베트남산 (26/30)	$r=0$	11.181	15.495	0.201	10.080	14.265	0.207
	$r \leq 1$	1.101	3.841	0.294	1.101	3.841	0.294