

선물시장도입이 현물가격 안정화에 미치는 효과

김 기 현*

I. 서론

정부는 1996년부터 국내 선물시장을 설립하여 운영할 것이라고 발표한 바 있다. 우리나라에서도 선물시장이 개설됨에 따라 선물시장을 이용하여 경제 주체들은 가격위험을 헷징할 수 있고, 생산자가 미래가격에 대한 지침으로 선물가격을 이용하여 생산결정을 내릴 수 있으며, 또한 선물시장의 도입으로 현물가격을 안정화시킬 수 있을 것으로 예측된다. 그러나 선물시장 도입으로 현물가격을 안정화시킨다는 주장은 많은 논란이 되고 있다.

선물거래가 가장 활발한 미국의 경우에서도 선물거래로 인해 현물가격이 불안정하게 된다는 주장이 있었다. 그 결과 미국에서는 1958년 양파의 선물거래가 금지되었고, 다른 품목의 선물거래에 대해서도 1974년의 Commodity Futures Trading Commission Act에 의해 규제를 하기 시작하였다. 그러나 이러한 법률을 제정하거나 동의한 사람들조차도 선물거래가 현물가격을 불안정하게 만든다는 논리적 근거를 제시하지 못하였다. 선물시장 도입이 현물가격 안정화에 미치는 영향에 관한 논쟁은 지금까지도 계속되고 있는데, 선물거래로 현물가격의 안정화를 초래한다고 주장하는 사람이 있는 반면에 오히려 이와 반대되는 주장을 하고 있다.¹⁾

선물시장의 도입이 후생에 미치는 영향을 살펴보는 또 다른 요인은 헷저가 지불하는 위험 프리미엄이 얼마나 되는지이다. 일반적으로 헷저는 위험을 줄이는 보답으로 투기자에게 위험 프리미엄을 지불하게 된다. 헷저가 선물을 매도한다면 현재

* 제일경제연구소 경제연구실 연구원

1) Gray(1963), Cox(1976), Powers(1970), Turnovsky(1983), Kawai(1983)은 선물시장 도입이 가격을 안정화시켰다고 주장한 반면에, Johnson(1973), Naik(1970), Hart와 Kreps(1986), Stein(1987)은 선물시장이 존재함으로써 현물가격을 더욱 불안정하게 하였다는 주장을 하고 있다.

선물가격은 기대되는 선물가격보다 낮고(normal backwardation), 헷저가 선물을 매입한다면 현재 선물가격은 기대되는 선물가격보다 높게 된다(contango).²⁾ 이들 두 가격 간의 차이는 헷저가 지불하는 위험 프리미엄이 되고, 위험 프리미엄이 높으면 높을수록 헷저의 후생은 감소하게 된다. 따라서 선물시장의 도입으로 경제주체의 후생이 얼마나 증대될 지는 가격안정화 효과와 위험 프리미엄의 크기에 의해 좌우될 수 있다.³⁾

본 연구에서는 시뮬레이션(numerical simulation) 접근방법을 통하여 선물시장의 도입이 현물가격의 안정화와 위험 프리미엄에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

Kawai(1981)는 수요와 공급곡선의 계수들이 일정하다는 가정하에서 선물도입으로 인한 가격안정화 효과와 위험 프리미엄을 분석하였다. 그러나 Turnovsky(1983)는 선물시장이 도입되면 이들 계수가 변한다는 것을 보였다. 즉, 선물시장의 도입으로 생산자들은 가격 위험을 줄일 수 있어 더 많은 양의 생산을 하게 되고, 이에 따라 공급곡선의 기울기가 완만해 진다는 것을 보임으로써 선물시장의 도입에 따른 현물가격의 안정화 효과를 분석하고 있다.

그러나 기존의 Turnovsky(1983) 논문에서는 베이스스 위험(basis risk)이⁴⁾ 없는 경우를 분석하고 있다.⁵⁾ 베이스스 위험이 없다는 것은 Turnovsky가 암묵적으로 선물계약(futures contracts)이라기 보다는 선도계약(forwards contracts)을 가정하고 있기 때문이다. 일반적으로 선물계약은 만기에서도 헷징에 의해 제거할 수 없는 베이스스 위험이 남기 때문에 이러한 베이스스 위험은 생산과 헷징결정에 영향을 미치게 된다.⁶⁾

-
- 2) Keynes(1923)와 Hicks(1939)의 normal backwardation 이론에 따르면 생산자들이 보유한(보유하게 될) 상품의 가격불확실성을 헷지하기 위해서 선물을 판매하게 되어 선물가격은 하향편차(downward bias)가 일어나고, 이를 normal backwardation이라고 하였다. 그리고 투기자들은 헷저를 대신하여 위험을 부담하는 댓가로 선물거래 야기되는 기대되는 수익이 정(positive)되어야 할 것이다. 이러한 논리는 오랫동안 많은 사람들에 의해 받아 들여졌다. 그러나 Britto(1984)는 시장전체에 영향을 미치는 생산 불확실(market-wide production uncertainty)은 가격에 영향을 미치고, 이 경우 수요가 탄력적이라면 생산량이 증대될 때 가격이 상승하고 생산자의 소득은 감소하게 되어 생산자는 선물을 매입하게 된다고 하였다. 만약 생산자(헷저)가 선물을 구매하게 된다면 현재의 선물가격이 기대되는 선물가격보다 높게 되고 이 경우를 contango라 한다.
- 3) 위험 프리미엄은 기대수입에 영향을 미치게 된다. 그리고 가격 안정화는 생산량을 변화시키고, 이는 기대수입을 변화시킬 뿐만 아니라 수입에 대한 분산에도 영향을 미친다. 따라서 기대수입과 수입에 대한 분산은 서로 영향을 미치게 된다.
- 4) 선물가격과 생산자의 현지 현물가격의 차이를 베이스스 위험이라고 하고 특히 선물계약의 만기에서의 베이스스를 만기 베이스스(maturity basis)라고 한다.
- 5) 많은 연구들이 만기의 선물가격과 현물가격이 같다는 가정에서 출발한다. 그러나 엄밀히 말해 이러한 경우는 선물계약(futures contract)이라기 보다는 선도계약(forwards contract)이라고 할 수 있다.
- 6) 베이스스 위험이외에도 생산 불확실성이 있거나[Sakong, Hayes, and Hallam(1993)], 생산이 동태적으로 결정되고 산출물 가격과 생산요소 가격이 서로 독립적이지 아니라면[Lence, Sakong, and

따라서 본 연구에서는 Turnvosky 모형에 베이스스 위험을 고려하여 모형을 설정하였다.

II. 분석모형

경제주체간의 효용극대화 최적행위를 선물시장이 도입되기 전과 도입된 이후로 나누어서, 시장균형과 장기균형 현물가격 및 현물가격의 점근적 분산값을 도출하고 이들을 서로 비교함으로써 선물시장 도입의 효과를 살펴보기로 한다.

1. 생산자

모형의 단순화를 위해 생산불확실성이 없고, 비용은 2차함수의 형태를 갖는다는 가정 하에서 생산자의 이윤, $\pi_{i,t}^p$ 은 식(1)이 된다.

$$\pi_{i,t}^p = P_t y_{i,t} + (P_{t-1}^f - P_t^f)\phi z_{i,t-1} - \frac{1}{2} cy_{i,t}^2 \quad (1)$$

여기서 $y_{i,t}$ 는 대표적 생산자 i 의 t 기에서의 생산량; P_t 는 t 기의 현물가격; P_{t-1}^f 는 t 기가 만기인 선물의 $(t-1)$ 기에서의 가격; $z_{i,t-1}$ 은 선물시장에서의 순매도 포지션으로 $z_{i,t-1}$ 이 양이면 선물을 매도하는 것이고, $z_{i,t-1}$ 이 음이면 선물을 매입하는 것이다. 그리고 c 는 생산비용 계수이고($c > 0$), ϕ 는 선물이 존재할 경우 1이고 존재하지 않을 경우는 0이 된다.

만기 베이스스를 고려하면 현물가격과 선물가격간의 베이스스 위험은 식(2)과 같이 나타낼 수 있다.

Hayes(1994)] 헷징을 하기 이전의 포지션이 선물가격과 선형관계에 있지 않아 선물로 제거할 수 없는 위험이 남게 된다.

$$P_t = P_t^f + \varepsilon_t; \quad E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(P_t^f \varepsilon_t) = 0 \quad (2)$$

생산자가 기대효용함수를 극대화할 때 이윤에 영향을 주는 확률변수들이 정규분포를 갖고, CARA(constant absolute risk aversion) 효용함수를 갖는다고 가정하면, 극대화하고자 하는 목적함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$V_{i,t}^p = E_{t-1}(\pi_{i,t}^p) - \frac{1}{2} \alpha \text{Var}_{t-1}(\pi_{i,t}^p) \quad (3)$$

여기서 $E_{t-1}(\pi_{i,t}^p)$ 는 t기의 이윤에 대한 (t-1)기에서의 조건부 기대치; $\text{Var}_{t-1}(\pi_{i,t}^p)$ 는 t기의 이윤에 대한 (t-1)기에서의 조건부 분산; α 는 생산자의 절대 위험회피계수(coefficient of absolute risk aversion)를 나타낸다.

목적함수 $V_{i,t}^p$ 를 $y_{i,t}$ 와 $z_{i,t-1}$ 에 대하여 극대화하면, 선물시장이 존재하지 않는 경우 ($\phi=0$)와 존재하는 경우 ($\phi=1$)에서의 t기의 적정생산량과 적정 선물포지션을 다음과 같이 구할 수 있다.⁷⁾

$$y_{i,t} = \frac{(1-\phi)E_{t-1}P_t + \phi P_{t-1}^f}{c + \alpha(1-\phi k^2)\sigma_p^2(t, t-1)} \quad (4)$$

$$z_{i,t-1} = \frac{P_{t-1}^f}{c + \alpha(1-k^2)\sigma_p^2(t, t-1)} - \frac{E_{t-1}P_t - P_{t-1}^f}{\alpha k^2 \sigma_p^2(t, t-1)} \quad (5)$$

$$\text{혹은 } z_{i,t-1} = y_{i,t} - \frac{E_{t-1}P_t - P_{t-1}^f}{\alpha k^2 \sigma_p^2(t, t-1)}$$

7) 선물시장이 도입되었을 경우 식(4)에서 $\phi=1$ 이 되어 $E_{t-1}P_t$ 항은 나타나지 않게 된다. 도출과정은 필요하다면 저자가 제공할 수 있다.

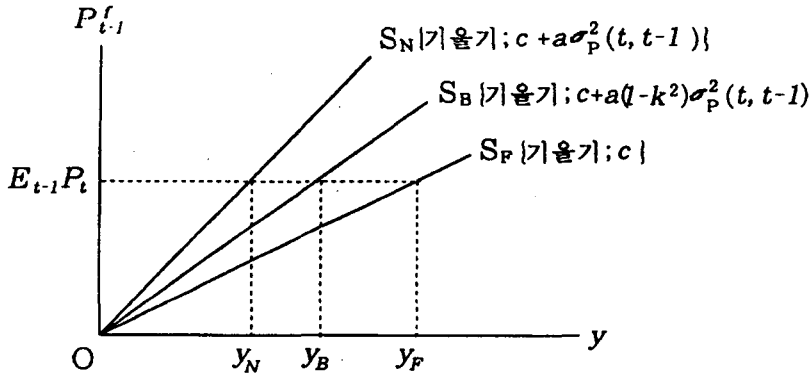
여기서 $k^2 = \sigma_{p'}^2(t, t-1) / \sigma_p^2(t, t-1)$, $0 \leq k \leq 1$ 이며, $\sigma_p^2(t, t-1)$ 과 $\sigma_{p'}^2(t, t-1)$ 는 각각 t 기의 현물가격과 선물가격에 대한 $(t-1)$ 기에서의 조건부 분산이다.

베이스스 위험을 고려하지 않은 Turnovsky 모형에서는 $\sigma_{p'}^2(t, t-1) = \sigma_p^2(t, t-1)$ 이므로 $k=1$ 이 되어 적정 생산량을 나타내는 식(4)에서 분모의 두 번째 항이 0이 된다. 따라서 베이스스 위험을 고려하게 되면 베이스스 위험을 고려하지 않은 경우와 다음과 같은 두 가지의 차이점을 발견할 수 있다. 첫째는, 베이스스 위험을 고려하지 않을 때 t 기의 생산량은 선물거래량과 분리되어 결정되지만(separation theorem), 베이스스 위험을 고려하게 되면 t 기의 적정 생산량은 현물가격변동과 위험회피정도에 따라 변하므로 생산량과 선물거래량은 동시에 결정되게 된다.⁸⁾ 둘째로, 베이스스 위험으로 인해 선물시장의 도입에 따른 공급곡선의 기울기가 완만해지는 효과가 베이스스 위험을 고려할 때는 어느 정도 상쇄된다는 점이다. 선물시장이 도입되었을 때, 식(4)의 분모에 나타나는 $a(1-k^2)\sigma_p^2(t, t-1)$ 항은 가격변동의 총위험 중에서 일부를 선물시장의 도입에 의하여 헛지고 남게 되는 위험으로 생산량을 줄이는 효과를 갖는다. 현물가격 위험에 비해 베이스스 위험이 상대적으로 작을 수록(즉 k^2 값이 1에 가까울 수록) 생산량은 증가하게 되고 선물시장 도입의 효과가 크게 되는 것이다.

이를 그림으로 나타내어 보면 <그림 1>과 같이 나타낼 수 있다.

8) 단지 현재의 선물가격이 만기의 기대 선물가격과 같은 불편가격(unbiased price)이라면 생산과 선물거래는 분리되어 결정된다(이에 대한 도출과정이 필요하다면 저자가 제공할 수 있다). 그러나 불편가격인 경우만을 제외하고는 베이스스 위험이 존재한다면 적정 생산량과 선물거래량은 동시에 결정되고 이 둘에는 가격분포나 생산자의 위험회피 정도에 영향을 받게 된다. 한편 생산불확실성이 존재하더라도 Turnovsky 모형에서와 같이 $y_{i,t} = \bar{y}_{i,t} + v_{i,t}$ 로 표현될 수 있다면(additive uncertainty) separation theorem은 성립한다. 그러나 $y_{i,t} = \bar{y}_{i,t} v_{i,t}$ 로 표현된다면(multiplicative uncertainty) separation theorem은 성립하지 않는다.

<그림 1> 선물시장 도입에 따른 공급곡선의 변화



설명의 편의상 현재의 선물가격을 $P_{t-1}^{f*} = E_{t-1}P_t$ 라고 가정하자. 선물시장이 존재하지 않는 경우 생산자의 공급곡선은 OS_N 이고, 생산자는 미래의 기대되는 가격 P_{t-1}^{f*} 에서 y_N 만큼을 생산한다. 베이스스 위험이 없는 선도계약의 경우 기업의 공급곡선은 식(5)에서와 같이 OS_F 로 이동하고, P_{t-1}^{f*} 가격에서 생산량은 y_F 로 증가한다. 그러나 베이스스 위험을 고려하는 선물계약에서는 공급곡선이 OS_F 보다 이동폭이 적은 OS_B 까지만 이동하게 되고 P_{t-1}^{f*} 가격에서 생산량은 y_F 보다 적은 y_B 만큼 증가하게 된다. 이때 증가하는 생산량의 크기는 생산자에 직면한 위험(베이스스 위험과 위험회피정도)의 크기에 반비례한다.

그리고 식(5)의 우변 첫 번째 항은 계획된 생산량 $y_{i,t}$ 을 선물시장에서 헷지하는 것이고, 두 번째 항은 투기적인 선물거래를 나타낸다. 따라서 생산자의 선물거래 행위는 산출물 가격에 대한 가격위험을 헷지하는 거래와 기대되는 가격차이를 이용하여 기대수익을 증대시키고자 하는 투기적 거래로 나누어질 수 있다.

2. 투기자

투기자는 (t-1)기에 현물을 구매하는 동시에 선물을 매도하고, t기에 이와 반대 매매를 함으로써 (t-1)기의 포지션을 상쇄(offset)시키게 된다. 편의상 재고비용은 2차함수의 형태를 지닌다고 가정할 때, 대표적인 투기자 j 의 이윤함수는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\pi_{j,t}^s = i_{j,t-1}(P_t - P_{t-1}) + \phi x_{j,t-1}(P_{t-1}^f - P_t + \varepsilon_t) - \frac{1}{2} d i_{j,t-1}^2 \quad (6)$$

여기서 $i_{j,t-1}$ 는 투기자의 재고수요량, $x_{j,t-1}$ 은 투기자의 선물매도량, d 는 재고비용을 나타내 주는 계수($d > 0$)이고, 선물시장이 있을 때 $\phi = 1$, 선물시장이 없을 때는 $\phi = 0$ 이다. 투기자도 CARA효용함수를 갖는다고 가정한다면 투기자 j 는 다음의 평균과 분산으로 나타난 함수를 극대화 하게 된다.

$$V_{j,t}^s = E_{t-1}(\pi_{j,t}^s) - \frac{1}{2} \beta \text{Var}_{t-1}(\pi_{j,t}^s) \quad (7)$$

식(7)을 $i_{j,t}$ 와 $x_{j,t-1}$ 에 대하여 극대화하는 1차조건으로 부터 선물시장이 존재하지 않을 경우 ($\phi=0$)와 존재하는 경우 ($\phi=1$)에서의 투기자의 (t-1)기 적정 재고수요량과 적정 선물거래량을 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$i_{j,t-1} = \frac{(1-\phi)E_{t-1}P_t + \phi P_{t-1}^f - P_{t-1}}{d + \beta(1-\phi k^2)\sigma_p^2(t,t-1)} \quad (8)$$

$$x_{j,t-1} = \frac{P_{t-1}^f - P_{t-1}}{d + \beta(1-k^2)\sigma_p^2(t,t-1)} + \frac{P_{t-1}^f - E_{t-1}P_t}{\beta k^2 \sigma_p^2(t,t-1)} \quad (9)$$

$$\text{혹은 } x_{j,t-1} = i_{j,t-1} + \frac{P_{t-1}^f - E_{t-1}P_t}{\beta k^2 \sigma_p^2(t,t-1)}$$

베이스스 위험을 고려하지 않은 모형 ($k=1$)에서는 식(8)에서 분모의 두 번째 항이 0이 되어 투기자는 가격분포(혹은 베이스스 위험의 크기)나 위험회피 정도에 영향을 받지 않고, 단지 선물가격과 현물가격간의 차이에 의해 재고수요를 결정하게 된다. 그러나 베이스스 위험을 고려하게 되면 ($0 < k < 1$), 이 투기자의 적정 재고수요량은 가격분포와 위험회피정도에 영향을 받게 된다.

그리고 식(9)는 생산자의 경우에서와 같이 투기자의 재고보유에 따른 헷지거래량과 투기적 거래량을 나타내고 있다. 따라서 선물시장의 도입으로 재고수요의 기울기가 완만히 되고, 베이스스 위험이 없을 때 보다 이를 고려하였을 경우 선물시장 도입의 효과를 어느 정도 상쇄하게 됨을 알 수 있다.

3. 시장균형

식(4)와 식(8)을 시장전체에서 모두 합하면 생산물 시장에서의 총공급함수와 총재고수요함수를 구할 수 있으며 식(5)와 식(9)로 부터 선물시장에서의 균형조건을 구할 수 있다.⁹⁾ 그리고 소비자의 경우에는 단순히 총수요함수가 선형관계에 있다고 가정한다.

시장전체의 균형조건으로부터 선물시장이 도입되지 않았을 경우와 선물시장이 도입되었을 경우의 장기균형 현물가격과 1기간 조건부 현물가격의 분산 및 점근적 분산을 도출할 수 있으며 여기서 도출된 장기균형방정식이 본고에서 행하는 시뮬레이션 분석의 기본방정식이 된다.¹⁰⁾

선물시장이 도입되었을 경우의 장기균형방정식은 선물시장이 도입되기 전의 장기균형방정식과 전체적으로 유사하며 단지 수요함수, 공급함수, 재고수요함수의 가격민감도(price sensitivity)를 나타내는 계수들이 변화하게 된다. 따라서 선물시장의 도입이 현물가격에 미치는 효과는 이들 세 계수들의 변화와 동일한 효과임을 알 수 있다.

9) 시장전체에서 생산자와 투기자는 한 사람만이 존재한다고 하더라도 분석결과에는 차이가 없다.

10) 시뮬레이션 기본방정식 도출은 지면관계상 생략하였다. 필요하다면 저자에게 요구할 경우 제공할 수 있다.

III. 시뮬레이션 分析

앞의 균형방정식에서 주의할 점은 균형방정식의 해가 비선형임으로 나타난다는 것이다.

McCafferty and Driskill(1980)에 따르면 이러한 비선형관계가 합리적 기대균형모형의 해를 유일하지 않게 하거나 존재하지 않게 하는 문제점을 유발시킴을 지적하고 있다.

이러한 문제점으로 인해 선물시장 도입효과에 관한 기존의 분석들은 극단적인 경우를 상정하는 경우에만 분석이 가능하다는 한계점을 가졌다. 그러나 이러한 분석상의 어려움은 Turnovsky와 Campbell(1985)이 제안한 수치적 시뮬레이션 접근방법에 의해 그 분석이 가능하게 된다. 따라서 본고에서는 Turnovsky와 Campbell의 시뮬레이션 분석방법에 의해 선물시장이 도입되기 전과 도입된 이후의 현물가격의 장기평균값과 분산값을 도출하고 그 결과수치로서 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 미치는 영향을 비교하고 있다. 시뮬레이션 분석은 최적화문제의 해결에 있어서 실용적이고도 간편한 프로그램인 GINO를 이용하였다.

선물시장 도입에 따른 안정화효과가 파라메타 값들에 따라 얼마나 영향을 받는가에 대한 분석결과는 표<1>~표<4>에 나타나 있다.

<표 1>는 수요함수의 기울기를 나타내는 파라메타인 a 값이 변함에 따라 가격안정화 효과가 어떻게 달라지는가를 보이고 있다.

분석결과에서도 나타나듯이 수요함수의 계수가 증가함에 따라 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과는 현저한 폭으로 감소한다. $a=0.1$ 은 상대적으로 가파른 기울기를 가진 수요곡선을 나타내는데, 이 경우 선물시장의 도입은 장기평균 현물가격을 17.6% 감소시키고, 장기평균 현물가격의 분산을 2.79% 감소시킨다. 이와는 대조적으로 상대적으로 완만한 기울기를 가진 수요곡선을 나타내는 $a=2$ 의 경우에는 선물시장의 도입은 장기평균 현물가격을 0.19%만 감소시키고, 장기평균 현물가격의 분산의 감소효과는 0이다.

<표 1> 수요함수의 기울기가 가격안정화에 미치는 영향

구 분		선물시장이 도입되지 않았을 경우	선물시장이 도입되었을 경우	증 감 율 (%)	베이스스 위험을 고려할 경우	증 감 율 (%)
a=0.1	\bar{P}	5.9025	4.8639	-17.60	5.0693	-14.12
	σ_b^2	12.8462	12.4883	-2.79	12.5592	-2.23
	r	0.0962	0.0803		0.0835	
a=0.6	\bar{P}	3.9412	3.8548	-2.19	3.8722	-1.75
	σ_b^2	1.6252	1.6234	-0.11	1.6238	-0.09
	r	0.0684	0.0669		0.0672	
a=2.0	\bar{P}	2.5052	2.5005	-0.19	2.5014	-0.15
	σ_b^2	0.2088	0.2088	0	0.2088	0
	r	0.0456	0.0455		0.0456	

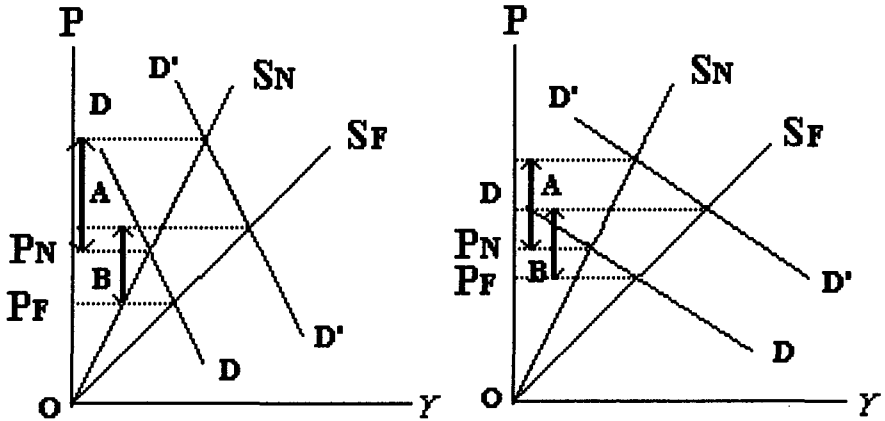
주 : 여기서 얻은 결과는 $c=0.5$, $d=5$, $a=0.01$, $\beta=0.001$, $k^2=0.8$ 인 가정하에서 구하였다.

대개의 경우 $a=0.6$ 이상일 경우에는 선물시장 도입에 따른 장기평균 현물가격의 감소효과는 거의 나타나지 않는다. 한편 고려하고 있는 수요함수 계수의 전 범위에 걸쳐 현물가격의 분산을 감소시키는 효과는 미미한 수준이며, 베이스스 위험의 고려는 선물시장 도입에 따른 가격안정화 효과를 전반적으로 약화시키고 있다.

수요곡선의 기울기가 가격안정화에 미치는 상이한 효과는 <그림 2>를 이용하여 설명될 수 있다.

<그림 2> 수요곡선의 기울기가 가격안정화에 미치는 효과

- ① 가파른 기울기를 갖는 수요곡선 ② 완만한 기울기를 갖는 수요곡선



OS_F와 OS_N은 선물시장이 존재하는 경우와 존재하지 않는 경우의 시장공급곡선을 나타내며 균형가격은 각각 P_F와 P_N이 된다. 그림에서 나타나는 바와 같이 선물시장의 도입에 따른 현물가격의 하락효과(P_N - P_F)는 수요곡선이 가파를수록 크게 나타난다. 그리고 예기치 못한 수요의 변동으로 수요곡선이 DD에서 D'D'으로 이동하였다 하자. 이때 선물시장이 존재하는 경우의 가격변동폭을 A라고 하고 선물시장이 존재하지 않는 경우의 가격변동폭을 B로 나타내어 보면, 이 역시 가파른 기울기를 갖는 수요곡선에서 가격변동의 감소(A₁-B₁)가 완만한 기울기를 갖는 수요곡선에서의 가격변동의 감소(A₂-B₂)보다 크게 나타남을 알 수 있다.

<표 2>는 공급함수의 계수를 나타내는 파라메타인 c값이 변함에 따라 가격안정화 효과가 어떻게 달라지는 가를 보이고 있다.

<표 1>에서 수요곡선의 기울기가 완만할 수록 선물시장 도입에 따른 현물가격 하락율이 감소하는 것과는 반대로 공급의 경우에는 <표 2>에서 나타나는 바와 같이 공급곡선의 기울기가 가파르게 될수록 현물가격 하락율은 감소하게 된다. c=0.01일 경우는 공급곡선의 기울기가 상대적으로 완만한 경우로 선물시장의 도입에 따라 현물가격은 66.65%나 감소하게 된다. 그러나 상대적으로 가파른 공급곡선의 기울기를 나

<표 2> 공급함수의 기울기가 가격안정화에 미치는 영향

구 분		선물시장이 도입되지 않았을 경우	선물시장이 도입되었을 경우	증 감 율 (%)	베이스스 위험을 고려할 경우	증 감 율 (%)
c=100	\bar{P}	24.3904	24.3903	-0.00	24.3903	-0.00
	σ_p^2	3.5911	3.5909	-0.01	3.5909	-0.01
	r	0.264	0.264		0.264	
c=0.5	\bar{P}	4.3677	4.185	-4.18	4.2218	-3.34
	σ_p^2	2.939	2.9309	-0.28	2.9324	-0.22
	r	0.0747	0.0717		0.0723	
c=0.01	\bar{P}	0.3736	0.1246	-66.65	0.1747	-53.24
	σ_p^2	2.7926	2.7815	-0.40	2.7837	-0.32
	r	0.0074	0.002		0.0031	

주 : 여기서 얻은 결과는 $a=0.1$, $d=5$, $\alpha=0.01$, $\beta=0.001$, $k^2=0.8$ 인 가정하에서 구하였다.

타내는 $c=100$ 인 경우에는 선물시장의 도입이 현물가격에 거의 영향을 미치지 않게 된다. 그리고 고려하고 있는 공급곡선 기울기의 전 범위에 걸쳐 선물시장 도입이 현물가격의 분산을 감소시키는 효과는 미미한 수준이다.

이러한 결론은 <그림 2>에서와 동일한 방식으로 공급곡선의 기울기가 가격안정화에 미치는 영향을 분석해보면 쉽게 도출할 수 있다.

한편 本考의 분석에서 고려하고 있는 공급곡선 기울기의 범위를 수요곡선 기울기의 범위와 비교해보면 공급곡선 기울기의 범위가 훨씬 넓게 고려되고 있으므로 선물시장 도입의 상대적인 효과는 수요곡선 기울기를 나타내는 파라메타의 변화에 보다 민감하다는 것을 알 수 있다.

<표 3>는 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 미치는 효과에 있어서 생산자와 투기자의 위험회피정도가 얼마나 영향을 미치는 가를 나타내고 있다.

분석결과에서도 나타나듯이 위험회피계수가 높을수록 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과는 증대하며, 위험 중립적일 경우를 의미하는 $\alpha=0.0001$, $\beta=0.0001$ 일 경우에는 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화 효과가 거의 없어지게 된다.

<표 3> 생산자, 투기자의 위험회피정도가 가격안정화에 미치는 영향

구 분		선물시장이 도입되지 않았을 경우	선물시장이 도입되었을 경우	증 감 율 (%)	베이스스 위험을 고려할 경우	증 감 율 (%)
$\alpha=0.01$ $\beta=0.01$	\bar{P}	5.9343	5.3146	-10.44	5.4351	-8.41
	σ_b^2	13.2054	12.4885	-5.43	12.6268	-4.38
	r	0.0948	0.0793		0.0824	
$\alpha=0.0001$ $\beta=0.0001$	\bar{P}	4.7732	4.7675	-0.12	4.7687	-0.09
	σ_b^2	12.4952	12.4882	-0.06	12.4896	-0.04
	r	0.0807	0.0805		0.0805	
$\alpha=0.01$ $\beta=0.001$	\bar{P}	5.9025	<u>4.8639</u>	-17.60	5.0693	-14.12
	σ_b^2	12.8462	<u>12.4883</u>	-2.79	12.5592	-2.23
	r	0.0962	<u>0.0803</u>		12.4716	
$\alpha=0.001$ $\beta=0.01$	\bar{P}	4.878	<u>4.8639</u>	-0.29	4.8667	-0.23
	σ_b^2	12.9019	<u>12.4883</u>	-3.21	12.5686	-2.58
	r	0.0805	<u>0.0803</u>		0.0803	

주 : 여기서 얻은 결과는 $\alpha=0.1$, $c=0.5$, $d=5$, $k^2=0.8$ 인 가정하에서 구하였다.

$\alpha=0.01$, $\beta=0.001$ 일 경우는 선물시장 도입에 따른 본질적인 혜택을 받을 수 있는 생산자가 상대적으로 높은 수준의 위험회피계수를 가진 경우에 해당하는데 선물시장의 도입으로 인해 현물가격은 17.6%하락하고, 현물가격의 분산은 2.79%감소한다. 그러나 투기자가 상대적으로 높은 수준의 위험회피계수를 가진 $\alpha=0.01$, $\beta=0.001$ 의 경우에는 선물시장 도입에 따른 현물가격의 하락은 0.29%에 지나지 않으며, 현물가격 분산의 감소는 3.21%로 오히려 생산자가 상대적으로 높은 수준의 위험회피계수를 가진 경우보다 높다.

따라서 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 매우 효율적인 영향을 미치는 경우는 생산자와 투기자의 위험회피계수가 모두 높은 수준인 경우이며, 또한 생산자의 위험회피계수가 투기자의 위험회피계수보다 상대적으로 높을 경우임을 알 수 있다.

이러한 결과는 위험회피계수가 위험 프리미엄의 크기에 영향을 미치기 때문에 나타나는데, 이는 식(5)에서 설명된 바와 같이 생산자의 위험회피계수는 위험 프리미엄의 구성요인이 되기 때문이다. 동일한 위험에 대해서 생산자가 투기자보다 위험회피의 정도가 크다고 하면 이는 결국 투기자가 생산자보다 주어진 위험을 더 적게 인식

하는 것이 되고 이에 따라 투기자가 보상받기를 바라는 위험 프리미엄의 크기는 감소한다. 그러므로 생산자의 상대적인 위험회피계수가 높을 수록 투기자에게 보상되는 위험 프리미엄의 크기는 감소하게 되며 이에 따라 선물시장의 도입효과는 증대되는 것이다.

한편 <표 3>에서 주목할 점은 베이스스 위험을 고려하지 않게 되면 생산자와 투기자의 위험회피계수의 상대적인 차이를 분리해서 분석할 수 없게 된다는 점이다. <표 3>에서 $\alpha=0.01$, $\beta=0.001$ 일 때와 $\alpha=0.001$, $\beta=0.01$ 일 때의 시뮬레이션 분석결과를 비교해보면 선물시장이 도입될 경우에서의 장기균형 현물가격과 현물가격의 분산 및 r 값이 동일하게 나타나고 있다.

이러한 결과는 Turnovsky와 Campbell의 시뮬레이션 기본방정식에서 그 원인을 찾을 수 있다. Turnovsky와 Campbell의 시뮬레이션 기본방정식에서는 생산자와 투기자의 위험회피계수를 포함하는 항이 $(1/\alpha + 1/\beta)$ 항으로만 나타나기 때문에 생산자와 투기자의 위험회피계수의 상대적인 차이는 모형의 결과에 아무런 영향을 미칠 수 없게 되는 것이다.

하지만 이러한 문제점은 <표 3>에서 나타나는 바와 같이 모형 내에서 베이스스 위험을 고려하게 되면 생산자와 투기자의 위험회피계수의 각각의 변화를 기본방정식에 반영시킬 수 있게 된다.

그리고 <표 3>에서의 결과와 같이 베이스스 위험을 고려하지 않은 경우에는 고려했을 경우에 비해 생산자가 상대적으로 높은 수준의 위험회피계수를 가진 경우($\alpha=0.01$, $\beta=0.001$)에서의 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과를 과대평가하고 있음을 알 수 있다.

<표 4>는 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 미치는 효과에 있어서 재고수요함수의 계수가 얼마나 영향을 미치는 가를 나타내고 있다.

분석결과에서 나타나는 바와 같이 일반적으로 재고수요함수의 계수가 적을수록 선물시장의 도입에 따른 현물가격의 하락효과는 어느 정도 나타나지만, 현물가격의 분산에 미치는 영향은 일정한 패턴을 갖지는 않는다.

<표 4> 재고수요함수의 계수가 가격안정화에 미치는 영향

구 분		선물시장이 도입되지 않았을 경우	선물시장이 도입되었을 경우	증 감 율 (%)	베이스스 위험을 고려할경우	증 감 율 (%)
d=0.2	\bar{P}	4.3677	4.185	-4.18	4.2218	-3.34
	σ_p^2	2.939	2.9309	-0.26	2.9324	-0.22
	r	0.0747	0.0717		0.0723	
d=1	\bar{P}	4.2184	4.1714	-1.11	4.1808	-0.89
	σ_p^2	0.7931	0.7893	-0.48	0.7901	-0.38
	r	0.2421	0.2403		0.2407	
d=0.25	\bar{P}	4.1776	4.1677	-0.24	4.1696	-0.19
	σ_p^2	0.2019	0.2016	-0.15	0.2017	-0.10
	r	0.4697	0.4692		0.4693	

주 : 여기서 얻은 결과는 $a=0.4$, $c=0.5$, $\alpha=0.01$, $\beta=0.001$, $k^2=0.8$ 인 가정하에서 구하였다.

한편 <표 1>~<표 4>의 분석결과에서 나타나는 바와 같이 베이스스 위험의 고려로 인해 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과는 전반적으로 감소하며 베이스스 위험이 커질 수록 안정화효과는 줄어들게 된다. 베이스스 위험이 커질 수록 식(5)에서 설명한 바와 같이 위험 프리미엄이 커지게 되므로 이에 따라 선물시장의 도입효과는 감소하게 된다. 그리고 실제 선물거래에 있어서는 베이스스 위험에 따라 차익거래가 발생하는데, 차익거래는 그 거래를 시작하는 시점에 선물시장과 현물시장에 수요와 공급을 제공하고 이에 따라 양시장의 가격수준에 변화를 초래하며, 또한 반대매매시점에는 반대로 가격수준에 변화를 초래한다. 이와 같이 차익거래는 차익거래포지션을 형성하고 해제함에 따라 선물가격과 현물가격의 변동을 가져다주기 때문에 차익거래가 계속해서 일어난다면 양시장의 가격수준의 변화는 지속적으로 나타나게 된다.

지금까지의 <표 1>~<표 4>에서 나타난 분석결과들을 종합해 보면 대부분의 경우에서 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 매우 효율적인 영향을 미치는 경우는 생산자와 투기자 모두가 위험회피의 정도가 매우 높으며 또한 매우 비탄력적인 생산물의 수요에 대응된다. 그리고 선물시장 도입에 따른 안정화효과가 어떤 특정한 파라메타에 얼마나 영향을 받는가에 대한 본고의 분석에서 실제로 다른 모든 경우에서도 나타나는 일반적인 현상은 상대적으로 완만한 수요곡선의 기울기는 다른 파라메타 값

들에 크게 영향을 받지 않고 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 별다른 도움을 주지 못함을 나타내고 있다.

V. 結 論

최근 우리나라에서도 국내 선물시장 개설을 위한 여건마련과 적정 대상상품의 선정에 관해서도 많은 연구가 행해지고 있다. 그러나 이러한 연구들은 주로 선물거래의 긍정적인 효과를 설명하는 선에서 그치고 있으며 이러한 선물거래의 긍정적인 효과가 국민경제에 어떻게 얼마나 영향을 주는 지에 대해서는 연구가 미약한 실정이다.

따라서 본고에서는 최근까지도 많은 논란의 대상이 되고 있는 선물거래의 경제적 효과중 현물가격 안정성에 미치는 효과에 대한 논의를 시뮬레이션 접근방법을 통하여 분석하였다. 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과가 어떤 특정한 파라메타에 얼마나 영향을 받는가에 대한 분석결과는 다음과 같다.

먼저 수요함수의 기울기가 가파를 수록 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과는 증대하며, 상대적으로 완만한 기울기를 가진 수요함수에서는 선물시장 도입이 현물가격 안정화에 별다른 도움을 주지 못함을 알 수 있다.

한편 완만한 기울기를 가진 수요함수가 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과를 현저하게 감소시키는 것과는 정반대로 공급의 경우에는 공급곡선의 기울기가 증가함에 따라 선물시장 도입에 따른 장기평균 현물가격의 감소율은 증가하고 있음을 알 수 있다.

그리고 생산자와 투기자의 위험회피계수가 모두 높은 수준이고, 또한 생산자의 위험회피계수가 투기자의 위험회피계수보다 상대적으로 높을 경우에 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 매우 효율적인 영향을 주게 된다.

여기서 한가지 주목할 점은, 베이스스 위험을 고려하지 않게 되면 생산자와 투기자의 위험회피계수의 상대적인 차이를 분리해서 분석할 수 없게 된다는 것이다. 이에 따라 위험회피계수의 상대적인 차이가 위험 프리미엄에 미치는 영향을 고려하지 못하게 되고 그 결과 생산자가 상대적으로 높은 수준의 위험회피계수를 가진 경우에서의 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과를 과대평가 하게 된다.

일반적으로 재고함수의 계수가 클 수록 선물시장이 도입효과에 따른 현물가격의 하락효과는 어느 정도 나타나지만, 현물가격의 분산에 미치는 영향은 일정한 패턴을 갖지는 않는다. 베이스 위험의 고려는 선물시장 도입에 따른 현물가격 안정화효과를 전반적으로 감소시키며, 또한 베이스 위험이 커질수록 안정화효과는 더욱 감소하게 된다.

그리고 대부분의 경우에서 선물시장의 도입이 현물가격 안정화에 매우 효율적인 영향을 미치는 경우는 생산자와 투기자 모두가 위험회피의 정도가 매우 높으며 또한 매우 비탄력적인 생산물의 수요에 대응된다.

참 고 문 헌

- 홍범교**, 「선물투기와 현물가격」, 한국선물학회 1993년도 제1회 학술발표회 발표논문집, 1993. 4.
- Blume, M., Mackinlay, and B. Terker**, "Order Imbalances and Stock Price Movement on October 19 and 20, (1987)," *Journal of Finance*, Vol. 44, (Sept. 1989), 827-848.
- Chiang, A.C.**, *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 3rd, McGraw-Hill Inc, (1984).
- Cox, C.C.**, "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*, 84, (1976), 1215-1237.
- Feder, G., Just, R.E. and A. Schmitz**, "Futures Markets and the Theory of the Firm Under Price Uncertainty," *Quarterly Journal of Economics*, 94 (March 1980), 317-328.
- Gray, R.W.**, "Onions Revisited," *Journal of Farm Economics*, 65, (1963), 273-276.
- Hart, O. and D. Kreps**, "Price Destabilizing Speculation," *Journal of Political Economy*, Vol.94, (Oct. 1986), 927-952.
- John Hull**, *Introduction to Futures and Options Markets*, Prentice-Hall Inc. (1991).
- Johnson, A.C.**, *Effects of Futures Trading on Prices Performance in the Cash Onions Market*, (1930-68), U.S. Department of Agriculture Technical Bulletin No.1470. Washington, D.C. (1973).
- Kawai, M.**, "Spot and Futures Prices of Nonstorable Commodities under Rational Expectations," Johns Hopkins University, (1981).
- _____, "Price Volatility of Storable Commodities under Rational Expectations in Spot and Futures Markets," *International Economic Review*, 24, (June 1983), 435-459.
- Marshall, J.F.**, *Futures and Options Contracting*, South-Western Publishing Co. (1989).

- McCafferty, S., and R. Driskill**, "Problems of Existence and Uniqueness in Nonlinear Rational Expectations Models," *Econometrica*, 48, (1980), 1313-1317.
- Turnovsky, S.J.**, "Futures Market, Private Storage, and Price Stabilization," *Journal of Public Economics*, 12, (1979), 301-327.
- _____, "The Determination of Spot and Futures Prices with Storage Commodities," *Econometrica*, 51, (Sept. 1983), 1363-1387.
- Turnovsky, S.J. and R.B. Campbell**, "The Stabilizing and Welfare Properties of Futures Markets," *International Economic Review*, Vol. 26, No. 2, (June 1985). 277-303.