

# COMS제도 변경이 KOSPI 200 주가지수 선물 및 옵션시장의 거래량 및 개인투자자 비중에 미치는 영향에 관한 연구

The Intervention Effect of Composite Optimized Margin  
System Change on Trading Volume and Individual Investor  
Weight in Futures and Option market

문성주, 이동호, 양성국, 유영중

## <요 약>

본 연구는 개입분석모형을 이용하여 기본예탁금 제도 변경이 선물 및 옵션의 거래량과 개인투자자 비중에 미치는 영향을 분석하였다.

첫째, 기본예탁금 수준 변경에 따른 선물 및 옵션의 거래량과 개인투자자 비중을 그래프로 살펴본 결과 기본예탁금 수준을 인상하는 경우 거래량과 개인투자자 비중은 등락을 거듭하다가 하락하는 모습을 보였으나 기본예탁금 수준을 인하한 경우의 거래량 및 개인투자자 비중은 대체로 증가하고 있음을 알 수 있었다.

둘째, 개입효과가 발생하기 이전의 시계열 자료를 이용하여 잡음항의 모형을 추정한 결과 선물 및 옵션의 거래량과 개인투자자 비중관련 시계열자료에는 단위근이 존재하지 않았으며 모두  $ARIMA(p=1, d=0, q=1)$  과정을 따랐다.

셋째, 개입모형을 이용한 분석 결과 기본예탁금 수준이 인상된 경우 유의적인 선물거래량의 감소가 나타났다. 그러나 개인투자자들의 선물 투자비중에는 유의적인 영향을 미치지 않음을 알 수 있었다. 한편, 기본예탁금 수준을 인하한 경우 개인투자자들의 옵션 투자비중은 유의적으로 증가하였으나, 옵션거래량에는 유의적인 영향을 미치지 못함을 알 수 있었다.

핵심단어 : 기본예탁금, 위탁증거금, 거래량, 개인투자자 비중, 개입효과

- \* 경상대학교 해양과학대학 수산경영학과 조교수
- \*\* 경상대학교 해양과학대학 수산경영학과 전임강사
- \*\* 제주대학교 경상대학 경영학과 부교수
- \*\*\* 상명대학교 금융보험학부 증권금융학과 교수

# I. 서론

대만 특허청은 증권선물거래소(KRX)가 KOSPI 200 선물 및 옵션 증거금 제도를 COMS(Composite Optimized Margin System)라는 서비스 상표로 출원한 것에 대해 등록 허용을 결정했다. 증권선물거래소에 의하면 2006년 11월 세계적 상품인 KOSPI 200 선물 및 옵션에 적용되는 증거금제도를 COMS라는 서비스 상표로 중국, 대만, 베트남, 인도네시아, 필리핀, 말레이시아 등 6개국에 등록 출원했으며, 2006년 7월 2일 대만특허청(TIPO : Taiwan Intellectual Property Office)으로부터 등록을 허용한다는 통지를 받았다. 이에 따라 국내 독자 개발의 KOSPI 200 선물 및 옵션 증거금제도는 COMS라는 고유 브랜드로 세계 시장간 경쟁에서 선도적 역할 수행이 기대된다.

COMS는 세계 유일하게 주문시에 증거금을 징수하는 사전증거금과 거래시간 종료 후에 징수하는 사후증거금이 혼합된 제도로 위험관리 능력의 우수성은 KOSPI 200 주가지수 선물 및 옵션의 세계적 거래량을 통해 이미 검증됐다는 것이 증권선물거래소의 설명이다. 나머지 국가는 현재 심사 중에 있으며, 또한 올해 안에 KOSPI 200 주가지수 선물 및 옵션의 매매체결 및 증거금제도에 대한 BM(Business Method/Model)특허를 국내외에 출원할 예정이다. 증권선물거래소는 COMS는 국내 제도와 시스템을 패키지로 한 해외수출로 세계 파생상품시장에서의 국제적 위상 제고 및 수익구조 다변화에 기여할 것이라고 밝혔다.

한편, 한국의 COMS 증거금제도는 미국 OCC에서 사용하고 있는 TIMS(Theoretical Intermarket Margin System)와 CME의 SPAN(Standard Portfolio Analysis of Risk) 등과 경쟁하고 있다. TIMS와 SPAN은 증거금산정방식이 사후증거금인 반면, 우리나라 증거금 제도는 사전증거금과 사후증거금이 섞인 독특한 방식이다. 이러한 증거금제도는 변동성이 크고 개인의 결제불이행이 큰 나라에 유리한 제도로 금융후발주자인 중국, 태국, 말레이시아, 인도네시아 등에 적합한 제도이다.

우리나라 COMS제도 하에서 사전증거금으로 기본예탁금을 부과하고 있다. 즉, 기본예탁금은 선물거래를 하려고 하는 자가 최초 거래시 또는 거래 재개시 선물업자에 납부하여야 하는 최소한의 예탁금으로 KOSPI 200 주가지수선물 및 옵션, 스타지수선물 및 주식옵션 등 주식관련 상품의 거래에 적용된다. 이러한 기본예탁금은 거래소 규정에서 정하고 있으며 시장상황 등에 따라 변동될 수 있다.

기본예탁금제도는 소액 개인투자자의 무분별한 참여로 인해 시장과열 또는 큰 손실이 발생할지도 모르는 사회적 문제를 미리 방지하고, 기관투자자 중심의 안정적 시장을 육성하고자 하는데 목적이 있다. 우리나라를 제외하고 기본예탁금 최저한도를 설정하는 경우는

없으며, 일반적으로 고객의 신용상태에 따라 거래개시 수준을 자율적으로 설정하고 있다. 기본예탁금 최저한도는 1996년 5월 3일에 3,000만원으로 정하여 출발하였으나, 1997년 7월 7일에 시장의 활성화를 위해 1,000만원으로 변경하였다가 1997년 11월 14일에 개인투자자의 무분별한 시장참여를 막기 위해 3,000만원으로 다시 변경하였다. 이후 2000년 2월 28일에 시장 활성화를 위해 1,000만원으로 낮추고, 2001년 2월 27일에 500만원 수준으로 낮췄다가 2003년 3월 24일에 개인의 과도한 투자를 억제시키기 위해 1,500만원으로 상향 조정하였다.

증거금과 관련한 국내외 선행연구는 증거금제도의 차이에 따라 차이를 보이고 있다. 사후증거금제도가 시행되고 있는 미국의 경우 많은 선행연구는 증거금 수준의 변화가 시장의 안정성에 미치는 영향에 초점을 두고 있다. 예컨대 Hardouvelis(1988, 1990)는 미국의 주식시장 자료를 이용하여 기초증거금과 주가의 변동성의 상관관계를 실증적으로 분석하였는데, 증거금 수준의 증가가 시장의 가격변동성을 감소시킨다고 결론을 내렸다.

Hardouvelis와 Peristiani(1991)는 주가의 잠정적인 구성부분을 유행가설을 설정하여 검증하고 증거금의 인상이 유행 내지는 거품부분에 미치는 효과를 분석하여 증거금의 인상이 주가의 변동성을 감소시킨다고 주장하고 있다.

Salinger(1989)는 주가의 변동성과 증거금의 관계가 표본기간동안 일정하게 유지되는 것이 아니라 초기의 강한 관계가 전체 결과를 편향시키고, 특히 1946년 이후에는 유의한 관계가 전혀 발견되지 않았다는 것을 근거로 Hardouvelis의 결과를 비판하고 있다. 즉 증거금의 증가 이후에 시장의 변동성이 줄어드는 것은 시장의 변동성이 큰 기간에 연방준비위원회가 증거금 수준을 인상했기 때문이라고 해석하는 것이 타당하므로 Hardouvelis의 결론은 타당하지 않다고 주장하였다.

Hsieh와 Miller(1990)는 Hardouvelis가 분석한 증거금과 가격 변동성과의 관계는 분석에 이용한 회귀분석모형이 잔차항의 계열상관과 서로 상관관계가 있는 독립변수를 함께 분석한 오류 즉 다중공선성(multicollinearity)에 의한 것이라고 주장하고, 다중공선성 문제를 수정한 결과 증거금 수준과 가격변동성 사이에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타나고 있다고 주장하고 있다.

이에 반하여 사전증거금제도가 시행되고 있는 국내 선행연구들은 대부분 기본예탁금제도 변경에 의한 위탁증거금 변화가 시장의 안정성, 유동성 및 효율성에 미치는 영향을 분석하고 있다. 예컨대 황선웅(1992)은 위탁증거금 변화가 시장의 안정성에 미치는 영향을 다변량 회귀분석을 통해 분석한 결과 위탁증거금변동에 따른 주가변동성의 추이를 검증하여 위탁증거금의 징수가 시장의 변동성을 감소시킨다는 결론을 내리고 있다.

이해영, 임병진(2000)은 위탁증거금 변화가 시장의 안정성, 유동성 및 효율성에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 증거금을 축소 변경한 전후에는 안정성 측면에서 변경 후의 현물시장과 선물시장의 수익률변동성이 작아져 두 시장 모두 안정적인 것으로 나타났고, 유동성의 측면에서 증거금수준 변화와 현물 및 선물 거래량은 유의적인 관련성이 있었으며, 증거금 변경VAR분석에 의하면 변경 후가 변경 전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 커진 것으로 나타나 증거금 축소 후의 선물시장은 비효율적인 것으로 나타났다고 주장한다.

본 연구는 선행연구와 달리 기본예탁금제도 변경을 통해 규제당국이 얻고자 하였던 시장 활성화와 무분별한 개인투자자의 투자참여 억제에 기본예탁금 제도의 변경이 영향을 주었는지를 살펴보고자 한다. 또한 그 개입효과가 일시적인지 아니면 영구적인지 여부도 살펴보고자 한다. 이러한 연구결과는 규제당국에 시사점을 제공할 수 있을 것으로 생각된다.

## II. 연구자료 및 연구모형

### 2.1 연구자료

본 연구의 목적을 달성하기 위하여 1996년 5월 3일부터 2005년 12월까지의 일별 거래량을 이용하여 분석하였다. 또한 기본예탁금 수준의 변경일인 1997년 7월 7일(3000만원 → 1000만원), 1997년 11월 14일(1000만원 → 3000만원), 2000년 2월 28일(3000만원 → 1000만원), 2001년 2월 27일(1000만원 → 500만원), 2003년 3월 24일(500만원 → 1500만원)을 개입사건으로 설정하여 분석에 이용하였다.

### 2.2 연구모형

개입(intervention)이란 어떤 시계열 자료를 발생시키는 확률구조에 대한 예외적인 외부사건의 영향을 말하며, 이렇게 개입된(intervened) 시계열 자료를 분석하기 위한 모형을 개입분석모형(intervention analysis model)이라 한다.

전이함수모형의 특별한 형태인 개입분석모형은 Box와 Tiao(1975)<sup>2)</sup>에 의해 제시된 모형으로서, 어떤 시점에서 외부 개입의 유무에 따라 발생한 개입을 나타내는 변수인 입력변수  $X_t$ 를 사용하여 분석하는 모형이다.

개입이 발생한 시점  $T$ 가 알려졌을 때 전이함수모형을 이용한 개입분석모형은 식 (1)과 같이 표현할 수 있다.

$$Y_t = v(B)X_t + n_t \quad (1)$$

여기서,  $v(B) = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)}$  는 개입사건의 효과,

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s, \quad \delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r,$$

$X_t$ 는 개입변수,

$n_t$ 는 잡음항 모형으로 일반  $ARIMA(p, d, q)$ 과정을 따르고,  $X_t$ 와는 독립이다.

위에서  $\omega_s$ 는 개입효과를,  $\delta_r$ 는 감소효과를 나타낸다. 개입변수  $X_t$ 는 시간  $t$ 에 따라 0 또는 1의 값을 갖는 지시변수(indicator variable)의 형태를 취하는데, 다음의 두 가지 형태로 나타낼 수 있다.

첫째, 개입의 효과가 시점  $T$ 부터 지속적으로 나타나는 경우는 식 (2)와 같이 단계함수(step function)로 표현된다.

$$S_t(T) = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \cdot \quad \text{여기서, } T \text{는 개입이 발생한 시점.} \quad (2)$$

둘째, 개입효과가 시점  $T$ 에서의 충격만을 나타내는 경우는 식(3)과 같이 충격함수(impulse function)로 표현할 수 있다.

$$P_t(T) = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \cdot \quad \text{여기서, } T \text{는 개입이 발생한 시점.} \quad (3)$$

식 (1)에서  $t$ 가 개입이 일어나는 시점  $T$  이전이라면  $X_t=0$ 이 되므로  $Y_t=n_t$ 가 되어

---

2) Box, G. E. P. and G. C. Tiao, " Intervention Analysis with Applications to Economics and Environmental Problems." *Journal of the American Statistical Association*, 70(1975), pp. 70-79.

일반적인  $ARIMA(p, d, q)$ 모형을 따르며,  $T$  시점 이후( $t \geq T$ )에는  $X_t=1$ <sup>3)</sup> 또는  $T$ 시점 ( $t = T$ )에서만  $X_t=1$ <sup>4)</sup>이 되므로,  $Y_t$ 는 일반  $ARIMA(p, d, q)$ 모형과 개입효과인  $v(B)$ 가 혼합된 모형을 따르게 된다.

한편, 충격함수  $P_t(T)$ 는 식 (4)와 같이 단계함수  $S_t(T)$ 의 차분 형태로 나타낼 수도 있다.

$$P_t(T) = S_t(T) - S_{t-1}(T) = (1-B)S_t(T) \quad (4)$$

따라서, 식 (1)에서의  $X_t$ 는 식 (2)와 식 (3)을 이용하여 표현할 수 있고, 식 (4)를 통해 상호 전환될 수 있다. 개입변수  $X_t$ 는 지시변수의 형태를 보이기 때문에 전이함수모형에서와 같은 사전 백색화과정을 적용시킬 수 없다.<sup>5)</sup> 왜냐하면, 충격반응함수는 교차공분산에 비례하지 않기 때문에 전이함수모형에서처럼 교차상관함수를 이용해 개입모형을 인식할 수 없기 때문이다. 그 대신 개입시점인  $T$ 근방의  $Y_t$ 의 형태와 다양한 개입모형의 반응함수 형태를 비교하여 모형을 식별할 수 있다.

한편, 개입이  $a$ 번 발생한 경우의 개입모형은 식 (5)와 같이 나타낼 수 있다.

$$Y_t = \frac{\omega_{s1}(B)B^{b1}}{\delta_{r1}(B)} X_t(T_1) + \frac{\omega_{s2}(B)B^{b2}}{\delta_{r2}(B)} X_t(T_2) + \dots + \frac{\omega_{sa}(B)B^{ba}}{\delta_{ra}(B)} X_t(T_a) + n_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^a \frac{\omega_{sj}(B)B^{bj}}{\delta_{rj}(B)} X_t(T_j) + n_t \quad (5)$$

여기서,  $X_t(T_j)$ ,  $j=1, 2, \dots, a$  는 식 (1)의  $X_t$ 와 같이  $T_1, T_2, \dots, T_a$ 시점에서 개입이 발생한 것을 나타내는 개입변수들을 의미한다.

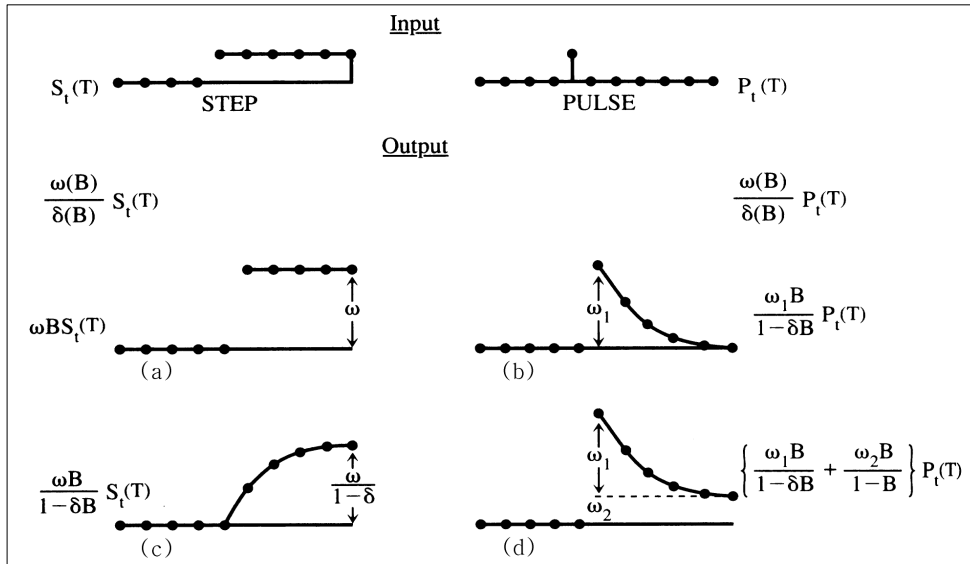
개입모형의 반응함수는 일반적으로 개시(onset)와 지속기간(duration)의 측면에서 구분할 수 있다. 개시의 측면에서 보면 급진적(abrupt)이거나 점진적(gradual)이며, 지속기간면에서 보면 영구적(permanent)이거나 일시적(temporary) 형태를 띠게 된다. 다음의 <그림 1>은 개입 개시와 지속시간에 따른 반응함수의 네 가지 효과의 형태를 나타낸 것이다.

3) 식 (2)로 표현.

4) 식 (3)으로 표현.

5) 전이함수 모형에서  $Y_t$ 와  $X_t$ 는 연속적인 분포하에 관측값을 갖는 것을 가정한다.

<그림 1> 개입에 따른 반응함수의 형태



(a) 급진적·영구적(abrupt·permanent)형태의 경우는 개입에 따른 반응의 변화가  $(T+1)$  시점에서 즉각적으로 나타나면서 그 영향이 영구적으로 지속되는 형태로 개입에 따른 변화는  $v(B) = \omega B S_t(T)$ 로 표현된다.

(b) 급진적·일시적(abrupt·temporary)형태의 경우는 반응이 초기에  $\omega_1$ 만큼 증가하였다가 시간이 지날수록  $\delta$ 의 비율만큼 감소하여 결국 원래의 수준에 수렴하게 되는 형태로 이러한 경우의 반응함수는  $v(B) = \frac{\omega_1 B}{1-\delta B} P_t(T)$ ,  $(0 < \delta < 1)$ 로 표현할 수 있다.

(c) 점진적·영구적(gradual·permanent)형태의 경우는 반응이 즉각적으로 나타나지 않고 점진적이고 영구적으로 나타나는 형태로 이는  $v(B) = \frac{\omega B}{1-\delta B} S_t(T)$ ,  $(0 < \delta < 1)$ 인 반응함수를 갖고 궁극적으로  $\frac{\omega}{1-\delta}$ 의 수준으로 수렴하게 된다.

(d) 점진적·일시적(gradual·temporary) 형태의 경우는  $(T+1)$ 시점부터 개입효과가 영구적으로  $\omega_2$ 만큼 지속적인 동시에 <그림 1>의 (b)의 경우처럼  $(T+1)$ 시점 이후 짧은 기간 동안에는 일시적으로 그 효과가 감소되는 형태로, 식 (6)과 같은 반응형태를 보인다.

$$v(B) = \left\{ \frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} + v(B) \frac{\omega_2 B}{1 - B} \right\} P_t(T), \quad (0 < \delta < 1) \quad (6)$$

개입분석모형을 나타내는 식 (1)에서  $n_t$ 는  $ARIMA(p, d, q)$ 과정을 따르므로, 이를 다시 표현하면 식 (7)이 된다.

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)} X_t + \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)} a_t \quad (7)$$

모형 식별과정을 통해 개입전의 노이즈 계열에서 모형의 차수  $p, d, q$ 가 결정되고 반응함수에서 개입영향을 나타내는 차수  $r, s, b$ 가 결정되면  $r + s + p + q$ 개의 모수  $\underline{\delta} = (\delta_1, \dots, \delta_r)'$ ,  $\underline{\omega} = (\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s)'$ ,  $\underline{\Phi} = (\phi_1, \dots, \phi_p)'$ ,  $\underline{\Theta} = (\theta_1, \dots, \theta_q)'$ 를 추정하여야 한다. 이를 위해 식 (7)을 식 (8)의 형태로 변형시키고, 이를 잔차  $a_t$ 에 대하여 정리하면 식 (9)가 된다.

$$\Phi(B)Y_t = \Phi(B)v(B)X_t + \Theta(B)a_t \quad (8)$$

$$a_t = \Theta^{-1}(B)\Phi(B)Y_t - \Theta^{-1}(B)\Phi(B)v(B)X_t \quad (9)$$

여기서, 잔차  $a_t$ 가 독립적이며 평균이 0이고 분산이  $\sigma_a^2$ 인 동일한  $N(0, \sigma_a^2)$ 의 분포를 따른다고 가정하면, 우도함수(likelihood function)는 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$L(\delta, \omega, \Phi, \Theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2\right] \quad (10)$$

식 (10)의  $a_t$ 는 식 (9)에서  $\Theta(B), \Phi(B), v(B)$ 의 함수로 표현되므로 식 (10)을 최대화하는 것은 다음의 식 (11)을 최소화하는 것이 된다.

$$\sum_{t=1}^n a_t^2 = \sum_{t=1}^n [\Theta^{-1}(B)\Phi(B)Y_t - \Theta^{-1}(B)\Phi(B)v(B)X_t]^2 \quad (11)$$

따라서, 식 (11)을 최소화시키는  $\underline{\delta}, \underline{\omega}, \underline{\Phi}, \underline{\Theta}$ 는 최소자승 추정치가 된다. 추정된 모형을 진단하는 방법은 일반적으로 다음과 같다. 모형의 진단결과는 추정된 잔차  $\hat{a}_t = Y_t - \hat{Y}_t$ 이 백색잡음(white noise)을 따르는가에 대한 검정과정으로서 잔차  $\hat{a}_t$ 가 백색잡음과정을 따른다면  $\hat{a}_t$ 의 평균이 0이고 분산이 일정하며  $\hat{a}_t$ 의  $k$ 차 자기상관계수  $\rho_k$ 들이 모두 0이어야 한다. 또한 잔차  $\hat{a}_t$ 가 백색잡음과정을 따르는지의 여부는 식 (12)의 가설을



통해 검정할 수 있다.

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0 \quad (12)$$

한편, Ljung과 Box(1978)는 식 (12)의 귀무가설이 사실일 때, 식 (13)의 통계량은 점근적으로 자유도  $(K-p-q)$ 인  $\chi^2$ 분포를 따른다는 것을 입증하였다.<sup>6)</sup>

$$Q^* = n(n+2) \sum_{i=1}^K \frac{\widehat{\gamma}_i^2(\widehat{a})}{n-i} \quad (13)$$

여기서,  $n$ 은 관측치의 수,

$K$ 는 임의의 양의 정수,

$\widehat{\gamma}_i^2(\widehat{a})$ 는 잔차  $\widehat{a}_i$ 의 표본 자기상관함수으로써  $\rho_i$ 의 추정량이다.

따라서, 식 (13)에서 통계량값인  $Q^*$ 를 유의수준  $\alpha$ 에서 임계치인  $\chi^2(K-p-q, \alpha)$ 와 비교하여 식 (12)의 가설을 검정할 수 있다. 그리고 식 (12)의 가설을 검정할 때마다 AR항의 차수  $k$ 가 결정되어야 하므로 실제 검정시에는  $k$ 를 변화시켜 가설검정을 여러 번 반복해서 수행하여야 한다.

### III. 연구결과

#### 3.1 연구자료의 시계열특성

##### 3.1.1 기본예탁금 변경에 따른 선물 및 옵션의 거래량 변화 추이

기본예탁금 전액은 위탁증거금으로 충당할 수 있기 때문에 기본예탁금 수준의 변경은 위탁증거금에 직접적 영향을 미친다. 기본예탁금 수준 변경에 따른 선물거래량의 변화추이

---

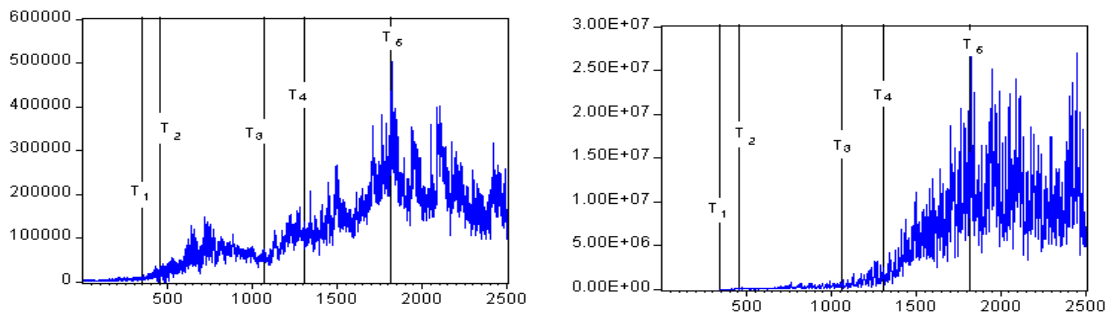
6) Box와 Pierce(1970)의 통계량  $Q = n \sum_{i=1}^K \widehat{\gamma}_i^2(\widehat{a})$ 를  $\chi^2$ 분포에 더욱 접근하도록 수정한 것임.

를 <그림 2>를 통해 살펴보면 다음과 같다. 기본예탁금은 1996년 5월 선물시장 개설시 3,000만원으로 출발한 이후 선물시장이 침체국면에 접어들자 옵션시장 개장일인 1997년 7월 7일( $T_1$ )에 1,000만원으로 인하하였다. 그 결과 선물거래량이 소폭 상승하였으며 옵션은 개장 초기인 관계로 영향이 나타나지 않았다.

기본예탁금 수준의 인하에 따라 현물시장에서의 손실을 만회하기 위한 개인투자자들의 과도한 선물 및 옵션시장의 참여가 우려된 규제당국은 1997년 11월 14일( $T_2$ )에 다시 기본예탁금 수준을 3,000만원으로 변경하였다. 발표 다음날 선물 및 옵션의 거래량이 급감하였으나 이 후 오히려 일정수준 상승 후에 감소하는 패턴을 보였다.

그리고 2000년 2월 28일( $T_3$ )에 기본예탁금 수준을 1,000만원으로 하락하였을 때는 선물 및 옵션거래량은 일정수준 상승하는 패턴을 보였고 2001년 2월 27일( $T_4$ )에 최저 수준인 500만원으로 하락시키자 상승추세가 이어졌다. 규제당국이 다시 2003년 3월 24일( $T_5$ )에 1,500만원으로 상승시킴에 따라 선물 및 옵션거래량은 등락을 거듭하다가 하락추세를 보였다. 그렇다면 이러한 선물 및 옵션의 거래량 변화가 기본예탁금 수준 변경에 따른 개입효과인지? 아니면 시계열 특성에 의한 것인지 여부를 살펴볼 필요가 있다.

<그림 2> 선물과 옵션의 거래량 변화추이(왼쪽 : 선물, 오른쪽 : 옵션)



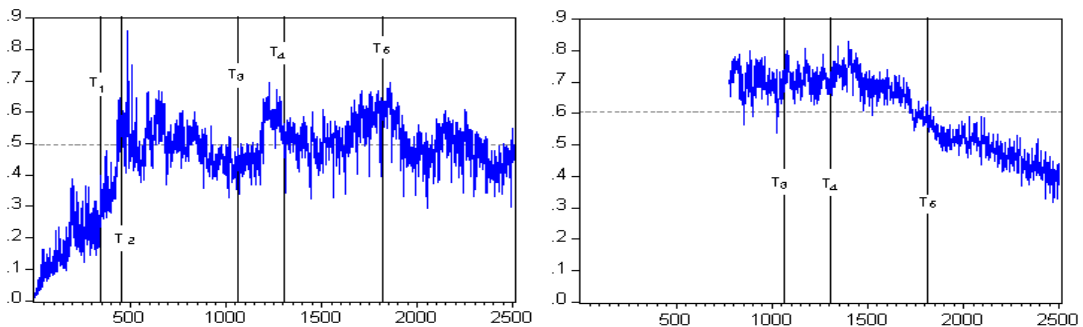
주1)  $T_1$ : 1997년 7월 7일( 3,000만→1,000만 인하) ,  $T_2$ : 1997년 11월 14일( 1,000만→3,000만 인상)  
 $T_3$ : 2000년 2월 28일( 3,000만→1,500만 인하) ,  $T_4$ : 2001년 2월 27일( 1,500만→500만 인하)  
 $T_5$ : 2003년 3월 24일( 500만→1,500만 인상)

### 3.1.2 기본예탁금 변경에 따른 개인투자자 비중 변화 추이

기본예탁금 변경의 주요한 또 다른 목적의 하나는 과도한 개인투자의 시장참여 억제에 있다. 그러나 전체 조사기간 동안 개인투자자들의 선물거래 및 옵션거래 비중의 평균은 각각 49%, 61%로 기관을 중심으로 움직이는 파생상품시장을 조성하고자 하는 규제당국의 의도와는 달리 여전히 개인투자자들의 투자비중이 높은 편이었다.

개인투자자들의 투자 비중을 낮추기 위한 규제당국의 노력을 <그림 3>을 통해서 살펴보면 1997년 11월 14일( $T_2$ )에 기본예탁금을 1,000만원에서 3,000만원으로 변경하였으나 여전히 개인투자자들의 투자비중은 높았다. 그러나 2003년 3월 24일( $T_5$ )에 기본예탁금을 500만원에서 1,500만원으로 상승시키자 선물 및 옵션에 대한 개인투자자들의 비중은 서서히 하락하였다. 그렇지만 이러한 개인투자자들의 투자비중 하락이 단순한 시계열적 특성인지 아니면 규제당국의 기본예탁금 수준 변경에 의한 효과인지는 개입분석을 통해 살펴볼 필요가 있다.

<그림 3> 선물과 옵션의 개인투자자 비중 변화추이(왼쪽 : 선물, 오른쪽 : 옵션<sup>7)</sup>)



주1)  $T_1$ : 1997년 7월 7일( 3,000만→1,000만 인하) ,  $T_2$ : 1997년 11월 14일( 1,000만→3,000만 인상)  
 $T_3$ : 2000년 2월 28일( 3,000만→1,500만 인하) ,  $T_4$ : 2001년 2월 27일( 1,500만→500만 인하)  
 $T_5$ : 2003년 3월 24일( 500만→1,500만 인상)

7) 옵션의 개인투자자 비중에 대한 자료는 증권선물거래소에서 1999년 1월 4일부터 제공되었고, 선물의 경우는 1996년 5월 3일부터 제공되었다.

### 3.2 연구모형의 적합성 검증결과

기본예탁금 수준 변경이 선물 및 옵션의 거래량에 미치는 영향을 보다 정확하게 판단하기 위해서는 개입모형을 통한 분석이 필요하다고 생각된다. 이를 위해 첫째, 단위근 검증을 통해 시계열의 안정성을 확인할 필요가 있다. 만약 불안정적 시계열이라면 차분 또는 로그차분을 통해 안정적 시계열로 변환시켜야 한다.

둘째, 개입이 일어나기 전의 시계열을 바탕으로 잡음항 모형을 추정하여야 한다. 만약 개입효과가 없다면 개입 후에도 잡음항 모형의 시계열 움직임에 변화가 없을 것이다.

셋째, 기본예탁금 수준 변경의 개입변수가 식(2)의 단계함수인지 아니면 식(3)의 충격함수인지를 결정하여야 한다. 본 연구에서는 <그림 1>의 (b)급진적·일시적형태를 기본모형으로 하여 개입효과를 살펴보고자 한다. 왜냐하면 기본예탁금 수준의 변경이 일정기간 동안 여러 번 발생하였으므로 개입변수는 단계함수보다는 변경기간 내 일정기간 또는 변경시점에서 발생하는 충격함수로 선물 및 옵션의 거래량 및 개인투자자들의 투자비중에 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다.

#### 3.2.1 시계열의 안정성 검증

기본예탁금 수준의 변경이 선물 및 옵션의 거래량과 개인투자자 비중에 미치는 영향을 분석하기 전에 시계열의 안정성 유무를 파악하기 위해 단위근 검정을 실시하였다. 시계열에 단위근이 존재하는지를 파악하기 위해 PP검정법을 사용하였다. 단위근 검정에 대한 결과는 <표 1>에 제시되어 있다. 모든 선물 및 옵션의 거래량과 개인투자자 비중에는 단위근이 존재하지 않으며 안정적인 시계열로 판명되었다.

<표 1> 단위근 검정 결과

구 분	선물거래량	옵션거래량
검 정 법	PP	PP
원수준	-5.872(0.000)***	-8.034(0.000)***
1차 차분	-236.606(0.000)***	-209.077(0.000)***
구 분	개인투자자들의 선물투자비중	개인투자자들의 옵션투자비중
검 정 법	PP	PP
원수준	-7.416(0.000)***	-3.734(0.003)***
1차 차분	-178.573(0.000)***	-162.053(0.000)***

주1)PP(Phillips & Perron) 검정의 단위근(unit root) 가설 기각여부를 판단하기 위해 Mackinnon 임계치(critical value)를 사용함. (귀무가설 : 단위근이 존재한다.)

주2)\*\*\*:1% 유의수준에서 유의, \*\*:5% 유의수준에서 유의, \*:10% 유의수준에서 유의.

### 3.2.2 개입이전의 시계열 모형의 추정

개입효과가 발생하기 전의 잡음항 모형( $n_t$ )을 추정하기 위해 선물 거래량의 경우 1996년 5월 6일부터 1997년 7월 6일까지의 시계열자료를 이용하여 모형을 검증하였고, 옵션 거래량의 경우는 1997년 7월 7일부터 1997년 11월 13일까지의 시계열 자료를 이용하여 바탕으로 추정하였다. 그리고 선물에 대한 개인투자자들 비중의 경우 1996년 5월 6일부터 1997년 7월 6일까지의 시계열자료를 이용하여 모형을 검증하였고, 옵션에 대한 개인투자자 비중의 경우는 1999년 1월 4일부터 2000년 2월 27일까지 시계열자료를 이용하여 추정하였다.

그 결과 잡음항은  $ARIMA(p=1, d=0, q=1)$  과정을 따름을 알 수 있었다<sup>8)</sup>. 그러므로 개입모형에서의 잡음항 모형( $n_t$ )은 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$n_t = \frac{1 - \theta_1 B}{(1 - \phi B)} v_t$$

여기서,  $\phi_i$ :  $i$ 번째 차수의 AR계수,  $\theta_i$ :  $i$ 번째 차수의 MA계수

### 3.2.3 개입모형의 분석결과

개입효과가 발생하기 전의 적절한 잡음항이 구성된 후 이 모형에 5개의 개입변수(1997년 7월 7일, 1997년 11월 14일, 2000년 2월 28일, 2001년 2월 27일, 2003년 3월 24일)를 식(3)에 충격함수 형태로 대입한 후의 잡음항 모형과 급진적/일시적 개입요소를 포함하는 개입분석모형은 아래와 같이 나타낼 수 있다<sup>9)</sup>.

---

8) 최적의 개입전 모형을 추정하기 위해 AIC(Akaike information criteria)기준 및 BIC(Schwarz-Bayesian information criteria)을 이용하여 선택하였다.

9) 본 연구에서는 <그림 1>의 (b)급진적·일시적 형태를 기본모형으로 하여 개입효과를 살펴보고자 한다. 왜냐하면 기본예탁금 수준의 변경이 일정기간 동안 여러 번 발생하였으므로 개입변수는 단계함수보다는 변경기간 내 일정기간 또는 변경시점에서 발생하는 충격함수로 선물의 거래량 및 개인투자자 비중에 영향을 미칠 것으로 예상되기 때문이다. 이러한 모형 설정이 최적인지를 확인하기 위해 잡음항을 ARMA(1,1)으로 설정한 후 다양한 개입모형을 설정하여 분석하였다. 그 결과 AIC(Akaike information criteria)기준 및 BIC(Schwarz-Bayesian information criteria) 기준에 의하면 일시적 형태가 급진적·영구적 형태, 점진적·영구적

$$Y_t = \frac{\omega_1}{(1-\delta_1 B)} X_t(T_1) + \frac{\omega_2}{(1-\delta_2 B)} X_t(T_2) + \frac{\omega_3}{(1-\delta_3 B)} X_t(T_3) + \frac{\omega_4}{(1-\delta_4 B)} X_t(T_4) + \frac{\omega_5}{(1-\delta_5 B)} X_t(T_5) + n_t$$

여기서,  $Y_t$  : 선물(옵션)거래량 및 선물(옵션)개인투자자 비중의 원수준

$X_t(T_i)$  : 개입일이  $T_i$ 인  $i$ 번째 개입변수

$\omega_i$  :  $i$ 번째 개입후의 변화폭 모수

$\delta_i$  :  $i$ 번째 개입의 지속효과

$B$  : 후행연산자

위의 모형을 이용하여 분석한 결과 <표 2>에서와 같이 2003년 3월 24일에 기본예탁금을 500만원에서 1,500만원으로 변경한 시점에서 유의적인 선물거래량의 감소가 나타났다. 그러나 동일한 기본예탁금 수준의 인상은 개인투자자들의 선물투자 비중에는 유의적인 영향을 미치지 않음을 알 수 있다. 그리고 기본예탁금을 3,000만원에서 1,000만원으로 인하한 경우 개인투자자들의 옵션 투자비중은 유의적으로 증가하였으나, 옵션의 거래량에는 유의적인 영향을 미치지 못하였음을 알 수 있다.

결과적으로 기본예탁금 수준의 변경이 선물 및 옵션 거래량에 미치는 영향은 기존의 연구와 달리 항상 유의적이지 못하였다. 즉, 기본예탁금 수준 변경은 선물 및 옵션 거래량에 항상 유의적인 영향을 미친다는 기존의 연구결과와는 다른 것이다. 이렇게 결과가 다른 이유는 기존연구의 경우 기본예탁금 수준 변화에 의한 선물 및 옵션거래의 거래량 변화 분석시 시계열적 패턴에 의해 영향을 받을 수 있는 부분을 통제하지 못한 것에 기인하는 것으로 생각된다.

이러한 결과는 기본예탁금 수준의 변경이 선물·옵션 거래량 및 개인투자자들의 투자비중에 항상 유의적인 영향을 미치지 않는다는 것을 의미하는 것이다. 이것은 규제당국이 기본예탁금 수준의 변경을 통해서 얻고자 하는 결과가 항상 나타나지는 않을 수도 있음을 의미하는 것으로 해석할 수 있다. 그러나 기본예탁금 수준의 변경은 개인투자자들의 신규 시장 진입에 매우 큰 영향을 줄 수 있으므로 기본예탁금 제도의 변경은 신중하게 이루어져야 할 것으로 생각된다.

---

형태, 점진적·일시적 형태보다 보다 적합한 모형임을 알 수 있었다.

<표 2> 개입분석 결과

추정모수	선물거래량	옵션거래량	개인투자비중 (선물)	개인투자비중 (옵션)
$\Theta_1$	0.1441 (0.0001)***	0.6200 (0.0001)***	0.3149 (0.0001)***	0.4586 (0.0001)***
$\Phi_1$	0.7431 (0.0001)***	0.9679 (0.0001)***	0.8399 (0.0001)***	0.9100 (0.0001)***
$\omega_1$	-1881.0 (0.9296)	-	0.1053 (0.0116)**	-
$\omega_2$	17910.5 (0.4468)	-3211.4 (0.9957)	0.0092 (0.8125)	-
$\omega_3$	-3383.8 (0.8866)	89322.3 (0.9640)	-0.0231 (0.5290)	0.040 (0.0642)*
$\omega_4$	2104.6 (0.9218)	111124.3 (0.8299)	-0.0388 (0.2567)	-0.0149 (0.4941)
$\omega_5$	-100433.5 (0.0001)***	-1348740 (0.3689)	-0.0332 (0.2399)	-0.0005 (0.2678)
$\delta_1$	-0.8172 (0.8093)	-	0.0908 (0.0854)	-
$\delta_2$	-0.1599 (0.9098)	-0.9844 (0.8208)	0.3819 (0.8900)	-
$\delta_3$	-0.1306 (0.9861)	0.4184 (0.9748)	0.3320 (0.8406)	-0.5091 (0.2607)
$\delta_4$	0.3946 (0.9527)	-0.9897 (0.0001)***	-0.8284 (0.0006)***	-0.6088 (0.5354)
$\delta_5$	-0.3603 (0.1133)	-0.6149 (0.4109)	-0.9197 (0.0001)***	0.9978 (0.0001)***

주1)  $\Theta_1$  : MA(1)계수,  $\Phi_1$  : AR(1)계수,  $\delta_i$  : i번째 개입의 지속효과

$\omega_1$  : 1997년 7월 7일 기본예탁금 3,000만에서 1,000만으로 인하의 개입효과

$\omega_2$  : 1997년 11월 14일 기본예탁금 1,000만에서 3,000만으로 인상의 개입효과

$\omega_3$  : 2000년 2월 28일 기본예탁금 3,000만에서 1,500만으로 인하의 개입효과

$\omega_4$  : 2001년 2월 27일 기본예탁금 1,500만에서 500만으로 인하의 개입효과

$\omega_5$  : 2003년 3월 24일 기본예탁금 500만에서 1,500만으로 인상의 효과

주2) \*\*\* : 1% 유의수준에서 유의함. \*\* : 5% 유의수준에서 유의함. \* : 10%에서 유의함.

## IV. 결론

본 연구는 개입분석모형을 이용하여 기본예탁금 수준 변경에 따른 위탁증거금 변화가 선물 및 옵션의 거래량 및 개인투자자들의 선물·옵션거래 투자 비중에 미치는 효과를 분석하는데 목적이 있다. 주요한 연구결과는 다음과 같이 요약할 수 있다..

첫째, 기본예탁금 수준 변경에 따른 선물 및 옵션의 거래량 및 개인투자자들의 선물·옵션거래 투자비중을 그래프로 살펴본 결과는 다음과 같다. 개입시점 또는 개입기간에서 기본예탁금 수준을 인상하는 경우 선물·옵션거래량 및 개인투자자들의 투자비중은 등락을 거듭하다가 하락하는 모습을 보여주고 있다. 그리고 기본예탁금 수준을 인하한 경우의 선물 및 옵션거래량 및 개인투자자들의 투자비중은 대체로 증가하고 있음을 알 수 있었다.

둘째, 개입효과가 발생하기 이전의 시계열자료를 이용하여 잡음향의 모형을 추정된 결과 선물·옵션 거래량 및 개인투자자들의 투자비중 시계열자료에 단위근이 존재하지 않았으며 모두  $ARIMA(p=1, d=0, q=1)$  과정을 따른다.

셋째, 개입모형을 이용한 분석 결과 기본예탁금 수준이 인상된 경우 유의적인 선물거래량의 감소가 나타났다. 그러나 개인투자자들의 선물 투자비중에는 유의적인 영향을 미치지 않음을 알 수 있다. 한편, 기본예탁금 수준을 인하한 경우 개인투자자들의 옵션 투자비중은 유의적으로 증가하였으나, 옵션거래량에는 유의적인 영향을 미치지 못하였다.

결과적으로 기본예탁금 수준의 변경이 선물 및 옵션 거래량에 미치는 영향은 기존의 연구와 달리 항상 유의적이지 못하였다. 즉, 기본예탁금 수준 변경이 거래량에 항상 유의적인 영향을 미친다는 기존의 연구결과와는 다른 것이다. 이렇게 결과가 다른 이유는 기존연구의 경우 기본예탁금 수준 변화에 의한 선물거래의 거래량 변화 분석시 시계열적 패턴에 의해 영향을 받을 수 있는 부분을 통제하지 못한 것에 기인하는 것으로 생각된다. 본 연구는 개입사건 전후의 거래량 평균의 차이 분석을 통해 기본예탁금 변경효과를 살펴본 기존 연구와 달리 개입모형을 활용하여 시계열 추세의 의한 영향을 제거하였고, 그 개입효과가 지속적인지 여부도 살펴보았다는 점이 기존연구의 논의에서 진일보되었다고 할 수 있다. 그러나 본 논의가 보다 의미 있는 시사점을 제공하기 위해서는 첫째, 주가 또는 변동성에 의한 상호간의 영향도 통제하여야 할 필요성이 있고, 동시에 연구기간 중 IMF외환위기, 9.11사건 등과 같이 시장에 큰 충격을 줄 수 있는 요인에 의한 영향도 통제할 필요가 있다. 둘째, 2006년 12월부터 실시되는 개인의 신용도에 따른 증거금 차등적용 부도 감안하여 분석할 필요가 있다. 이러한 연구과제는 추후 연구과제에서 다루고자 한다.



## <참고문헌>

- 이해영, 임병진, “선물시장의 증거금 변경이 현물 및 선물시장에 미치는 영향” 증권학회지, 제 27권, 2002년, pp. 181-212.
- 황선웅,, “위탁증거금의 변경이 주가변동을 및 주가의 잠정적인 구성부분에 미치는 영향에 관한 실증적 고찰,” 재무관리연구, 제9권, 제2호 1992년, pp. 101-147.
- Anderson, "Comments on 'Margins and Futures Contracts'," *Journal of Futures Markets*, Vol. 1. 1981, pp. 259-264.
- Fenn, G. W. and Kupic, P., "Prudential Margin Policy in a Futures-Style Settlement System," *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, 1993, pp. 389-408.
- Figlewski, S., "Margins and Market Integrity: Margin Setting for Stock Index Futures and Options," *Journal of Futures Markets*, Vol. 4, 1984, pp. 385-416.
- Fische, R. and Goldberg, M. J., "The Effects of Margins in Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, Vol. 6, 1986, pp. 61-272.
- Gay, G. D., Hunter, W. C. and Kolb, R. W., "A Comparative Analysis of Futures Contract Margins," *Journal of Futures Markets*, Vol. 6, 1986, pp. 307-324
- Hardouvelis, G. A., "Margin Requirements and Stock Market Volatility," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Vol. 13, 1988, pp. 80-89.
- \_\_\_\_\_, G. A., "Margin Requirements, Volatility and Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp. 737-762.
- Hardouvelis, G. A. and Peristiani, S., "Margin Requirements, Speculative Trading, and Stock Price Fluctuations: The Case of

- Japan," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, 1992, pp. 1333-1370.
- Hartzmark, M., "Regulating Futures Margins Requirements," *Review of Research in Futures Markets*, Vol. 5, 1986, pp. 242-260.
- Hsieh, D. A. and Miller, M. H., "Margin regulations and Stock Market Volatility," *Journal of Finance*, Vol. 45, 1990, pp. 3-29.
- Kahl, K., Rutz, R. and Siquefield, J., "The Economics of Performance Margins in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 5, 1985, pp. 103-112.
- Kalavathi, L. and Shanker L., "Margin Requirements and the Demand for Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, 1991, pp. 213-237.
- Kupiec, P. H., "Futures Margins and Stock Price Volatility: Is there any link?", *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, 1993, pp. 677-691.
- Moser, J. T., "The Implication of Futures Margin Changes for Futures Contracts: An Investigation of Their Impact on Price Volatility, Market Participation, and Cash-Futures Covariances, " *Review of Futures Markets*, 1991, pp. 377-404.
- Pliska, R. and Shalen, C. T., "The Effects of Regulations on Trading Activity and Return Volatility in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, 1991, pp. 135-151.
- Salinger, M. A., "Stock Market Margin Requirements and Volatility: Implication for Regulation of Stock Index Futures," *Journal of Financial Service Research*, Vol. 3, 1989, pp. 121-138.
- Schwert, G. W., "Margin Requirement and Stock Volatility," *Journal of Financial Service Research*, Vol. 3, 1989, pp. 153-164.
- Kalavathi, L. and Shanker, L., "Margin Requirements and the Demand for Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, Vol. 11, 1991, pp. 213-237.

Telser, L. G., "Margins on Futures Contracts," *Journal of Futures Markets*, Vol. 1, 1981, pp. 225-253.

## The Intervention Effect of Composite Optimized Margin System Change on Trading Volume and Individual Investor Weight in KOSPI 200 Futures and Option Market

Moon, Seong Ju\*·Lee, Dong-Ho\*\*·Yang, Seong-Kuk\*\*\*·Yoo, Young-Joong\*\*\*\*

### Abstract

The study is concerned with the empirical estimation of the effect of customer margin requirement policy change on trading volume and individual investor weight in Futures and Options using intervention model. The following is a summary of the results of this study. First, the trading volume and individual investor weight in Futures and Options is seemingly correlated with the customer margin requirement policy change. Second, the time series of trading volume and individual investor weight in Futures and Options didn't have unit root and have ARIMA( $p=1$ ,  $d=0$ ,  $q=1$ ). Third, Futures volume and individual investor weight in Options is significantly correlated with the customer margin requirement policy change.

*Key Words: Customer Margin Requirement, Trading Volume, Individual Investor, Intervention Effect*

---

\* Assistant Professor, GyeongSang University, Department of Fishery Business Administration, Korea

\*\* Full time Lecturer, GyeongSang University, Department of Fishery Business Administration, Korea

\*\*\* Associate Professor, Cheju University, Department of Business Administration, Korea

\*\*\*\* Full Professor, Sang Myung University, Department of Security & Finance, Korea