

기본예탁금 제도 변경의 개입효과에 관한 연구
The intervention effect of customer margins
change policy

문 성 주 (건국대학교)

양 성 국 (제주대학교)

유 영 중 (상명대학교)

기본예탁금 제도 변경의 개입효과에 관한 연구

The intervention effect of customer margins change policy

문성주, 양성국, 유영중

<요 약>

본 연구에서는 개입분석모형을 통해 기본예탁금 제도 변경을 통한 위탁증거금 변화가 선물 시장의 거래량에 미치는 일시적·영구적 효과를 파악하고자 하였다.

첫째, 기본예탁금제도 변경에 따른 선물거래량의 변화추이를 그래프로 살펴보면 기본예탁금을 이전보다 높인 1997년 11월, 2003년 3월 이후에 거래량은 감소하였고, 이전보다 하락시킨 1997년 7월, 2000년 2월, 2001년 2월 이후에는 거래량이 증가하였다. 그렇지만 이러한 변화가 과연 시계열적 패턴에 의한 것인지? 기본예탁금제도 변경에 의한 것인지를 정확하게 파악하기 위해 개입분석을 실시하였다.

둘째, 개입효과를 분석하기 앞서 개입효과 이전의 시계열인 1996년 5월부터 1997년 7월까지의 시계열을 바탕으로 잡음항의 모형을 검증하였다. 그 결과 잡음항은 계절성을 포함한 $ARIMA(p=1, d=1, q=1(12))$ 과정을 따랐다.

셋째, 잔차항을 포함한 개입분석모형을 분석한 결과 위탁증거금이 증가할수록 선물의 거래량은 감소하고, 이에 반하여 위탁증거금이 감소할수록 선물의 거래량은 증가하는 추세를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 2003년 3월 개입사건만이 통계적으로 유의하였다.

결과적으로 기본예탁금제도 변경에 의한 위탁증거금의 변화가 선물시장 거래량에 미치는 영향은 기존의 연구와 달리 항상 유의적이지 못하였다. 그 이유는 기존연구의 경우 위탁증거금 변화에 의한 선물시장 거래량 변화 분석시 시계열적 패턴에 의해 영향을 받을 수 있는 부분을 통제하지 못하였기 때문이다. 이러한 연구결과가 정책당국에게 주는 시사점은 위탁증거금의 변경이 선물거래량에 항상 유의적인 영향을 미치지 않아 규제당국의 원하는 결과를 얻지 못할 수도 있고, 설령 제도 변경후 원하는 결과를 얻었다고 할 경우라도 이는 정책효과보다는 시계열적 패턴에 의한 가능성이 있다는 것이다.

핵심단어 : 기본예탁금, 위탁증거금, 거래량, 개입효과

- * 건국대학교 사회과학대학 겸임교수
- ** 제주대학교 경상대학 경영학과 교수
- *** 상명대학교 금융보험학부 증권금융학과 교수

I. 서론

선물거래란 미래의 특정시점에 일정한 물건을 미리 정한 가격으로 주고 받을 것을 지금 체결하는 계약의 형태로 그 근본에는 신용을 지켜야 한다는 의식이 깔려있다. 자신이 체결한 거래(미결제약정)를 미래에 반드시 이행하겠다는 약속의 증표로 일정금액을 거래소에 맡기게 되는데 먼저 거래를 체결시킨 후 맡기면 사후증거금이라 부른다. 즉, 사후증거금 제도하에서 거래를 체결시킨 후 시장상황이 자신에게 불리하게 나타났다고 해서 증거금을 납부하지 않게 되면 이 투자자는 바로 신용불량자로 리스트에 오르게 되고 다시는 거래에 참여할 수 없게 된다. 이에 반하여 사전증거금제도는 투자자가 선물시장에서 거래를 하고자 할 경우 계약을 체결하기 전 일정액의 현금 또는 유가증권이 선물계좌에 있어야만 이 주문이 이행되도록 하는 제도로 계약체결 후 증거금이 납부되지 않을 가능성을 사전에 차단하는 장치이다.

1996년에 주가지수선물을 처음으로 도입한 우리나라의 경우 사전증거금제도를 채택하고 있다. 사전증거금에는 예탁을 받는 주체에 따라 거래소 회원이 거래소에 예탁하는 거래증거금과 고객이 회원사에 예탁하는 위탁증거금으로 구분할 수 있다. 또한, 위탁증거금은 개시증거금, 유지증거금, 추가증거금 등으로 세분할 수 있다. 여기서, 개시증거금은 **선물거래**의 첫 주문을 낼 때 내는 증거금이다. 개시증거금 수준은 대체로 약정금액의 15% 이상으로 이중 5% 이상은 반드시 현금이어야 한다. 그리고 유지증거금은 **선물계약**을 보유하고 있는 경우 유지해야 하는 **증거금**의 최소한도를 말하는데 약정금액의 10% 이상이다. 만약 선물가격 변동으로 증거금 수준이 유지증거금 수준을 밑돌면 개시 증거금 수준만큼 증거금을 추가로 납부해야 하는데 이를 추가증거금이라 한다. 추가증거금 **납부통지**는 증권사가 하는데 이를 마진 콜이라 한다. **마진콜**이 발생하면 추가증거금을 다음날 12시까지 **거래소**에 납부해야 하는데 대응이 없으면 거래소가 임의로 **반대매매**를 통해 **미결제 약정**을 청산한다. 현재 주가지수선물의 경우 미결제약정이 없는 고객이 신규로 주문을 하려면 1,500만원 이상에서 회원이 자율적으로 정하는 기본예탁금을 미리 납부해야 하며, 기본예탁금은 전액을 위탁증거금으로 충당할 수 있다.

기본예탁금 제도는 개인들의 무분별한 시장 참여를 막기 위해 1996년 5월 3일에 3,000만원으로 정하였으나, 1997년 7월 7일에 시장의 활성화를 위해 1,000만원으로 변경하였다가 1997년 11월 14일에 개인투자자의 무분별한 시장참여를 막기 위해 3,000만원으로 다시 변경하였다. 또 다시 2000년 2월 28일에 시장 활성화를 위해 1,000만원으로 낮추고, 2001년 2월 27일에는 500만원으로 수준으로 낮추다가 2003년 3월 24일 개인의 과도한 선물투자를 자제시키기 위해 1,500만원으로 상승시켰다.

이처럼 기본예탁금제도의 변경은 위탁증거금 수준의 변화를 야기하여 시장의 움직임에 영향을 미친다. 증거금제도가 시장에 미치는 영향은 안정성 측면과 유동성 측면으로 나누어 볼 수 있다. 안정성 측면이란 증거금의 변경이 주가변동성을 감소시켜 가격 안정화의 기능을 충실히 수행하고 있는지 조사하는 것이며, 유동성 측면은 시장의 거래량을 증가시켜 시장의 유동성 기능을 충실히 수행하고 있는지를 분석하는 것이다.

이와 관련한 국내외 선행연구들은 대부분 위탁증거금 변경이 시장의 안정성에 미치는 영향을 t검증, 상관관계분석 그리고 회귀분석 등을 통해 증거금 변경효과를 측정하였다. 이에 반해 기본예탁금제도 변경을 통해 정책당국이 얻고자 하였던 기본 취지인 선물시장 거래량에 영향을 주었는지? 주었다면 그 효과가 일시적인지? 아니면 영구적인지에 관한 연구가 부족한 상태이다. 그래서 본 연구에서는 개입분석모형을 통해 기본예탁금 제도 변경을 통한 위탁증거금 변화가 선물시장의 거래량에 미치는 일시적·영구적 효과를 파악하고자 한다.

II. 선행연구

증거금의 변경 효과에 관한 연구는 주로 시장의 안정성에 관한 것이 대부분이다. 시장의 안정성에 대한 해외연구로 Hardouvelis(1988, 1990)는 미국의 주식시장 자료로 기초증거금과 주가의 변동성의 상관관계를 실증적으로 분석하였다. 그 결과 증거금증가가 시장의 가격변동성을 감소시킨다고 결론을 내렸다.

Hardouvelis와 Peristiani(1991)는 주가의 잠정적인 구성부분을 유행가설을 설정하여 검정하고 증거금의 인상이 유행 내지는 거품부분에 미치는 효과를 함께 검토하여 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.

Schwert(1989)는 Hardouvelis의 결과를 실증분석 방법상의 인과관계를 근거로 하여 비판하였다. 즉 그는 증거금의 증가 이후에 시장의 변동성이 줄어드는 것은 시장의 변동성이 큰 기간에 연방준비위원회가 증거금 수준을 인상했기 때문이라고 해석하는 것이 타당하므로 Hardouvelis의 추론은 타당하지 않다고 주장하였다.

Hsieh와 Miller(1990)는 Hardouvelis가 추적한 증거금과 가격 변동성과의 관계는 그가 모형화한 회귀분석이 잔차항의 계열상관과 서로 상관관계가 있는 독립변수를 함께 분석한 오류 즉 다중공선성(multicollinearity)에 의한 것이라고 주장하고, 다중공선성 문제를 수정

한 결과 증거금 수준과 가격변동성 사이에는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타나고 있다고 주장하고 있다.

국내시장에 대한 연구로는 황선웅(1992)의 주식시장의 위탁증거금에 대한 연구가 있다. 그는 다변량 회귀분석을 통해 국내증권시장의 위탁증거금변동에 따른 주가변동성의 추이를 검증하여 위탁증거금의 장수가 시장의 변동성을 감소시킨다는 결론을 얻었다.

정기만(1992)이 금융선물시장에서의 증거금변경효과를 국제적으로 비교하고 있다. 그는 선물가격자료의 시계열적인 특성을 제거한 후에 t-검정을 통해서 증거금 변경 전후의 가격의 변동성의 유의적인 차이여부를 검정하고 이를 상품 간 국가간(미국, 영국, 일본)으로 비교하였다.

이에 반하여 시장의 유동성에 대한 국내외 연구는 상대적으로 미미한 편이다. 시장의 유동성과 관련한 국내 연구로는 이해영, 임병진(2000)이 있다. 이들은 증거금 변화가 시장의 안정성, 효율성 및 유동성에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 증거금을 축소 변경한 전후에는 안정성 측면에서 현물시장과 선물시장의 수익률변동성이 변경 후가 작아져 두 시장 모두 안정적인 것으로 나타났고, VAR분석에 의하면 변경 후가 변경 전에 비하여 선물이 현물을 선도하는 시차가 커진 것으로 나타나 선물시장에서 증거금 축소 후에 시장이 비효율적인 것으로 나타났다. 그리고 유동성, 즉 거래량 측면에서 현물시장의 거래량 평균은 증거금 변경 후에 그 크기는 작은 것으로 분석되었으나 선물시장에서는 변경 후가 평균 차가 더 큰 것으로 나타나 증거금 축소 변경 후에 유동성이 풍부해졌음을 나타내고 있다. 하지만 이와 같은 거래량의 변화가 일시적인지 또는 영구적인지에 대한 분석은 미흡하였다.

Ⅲ. 연구자료 및 연구모형

3.1 연구자료

본 연구는 위탁증거금 변경에 직접적 영향을 미치는 기본예탁금 제도의 변화가 선물시장의 거래량에 미치는 영향을 분석하기 위해 시장개장일인 1996년 5월부터 2005년 12월까지의 월별 거래량을 이용하였다. 여기서, 월별 거래량을 채택한 이유는 거래량에 영향을 미칠 수 있는 계절요인을 사전적으로 제거하기 위함이다. 또한 기본예탁금 제도의 변경 월인 1997년 7월(3000만원→1000만원), 1997년 11월(1000만원→3000만원), 2000년 2월(3000

만원->1000만원), 2001년 2월(1000만원->500만원), 2003년 3월(500만원-> 1500만원)을 개입사건으로 설정하였다.

3.2 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)²⁾에 의해 제시된 모형으로서, 어떤 시점에서 외부 개입의 유무에 따라 발생된 개입을 나타내는 변수인 입력변수 X_t 를 사용하여 분석하는 모형이다.

개입이 발생한 시간 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, $v(B) = \frac{\omega_s(B)B^p}{\delta_r(B)}$ 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 ω_s 는 개입효과를, δ_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 경우로, 식 (2)와 같이 단계함수(step function)로 표현된다.

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

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.

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

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

식 (1)에서 t 가 개입이 일어나는 시점 T 이전이라면 $X_t=0$ 이 되므로 $Y_t=n_t$ 이 되어 일반적인 $ARIMA(p,d,q)$ 모형을 따르며, T 시점 이후($t \geq T$)에는 $X_t=1$ ³⁾ 또는 T 시점($t=T$)에서만 $X_t=1$ ⁴⁾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.⁵⁾ 왜냐하면, 충격반응함수는 교차공분산에 비례하지 않기 때문에 전이함수모형에서처럼 교차상관함수를 이용해 개입모형을 인식할 수 없다. 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

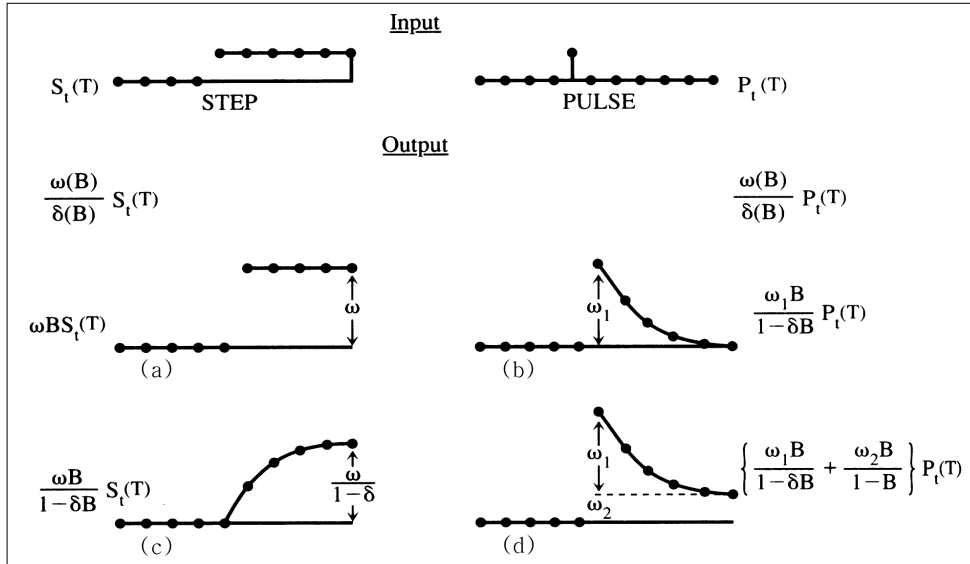
3) 식 (2)로 표현.

4) 식 (3)으로 표현.

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

것을 나타내는 개입변수들을 의미한다.

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



<그림 1> 개입에 따른 반응함수의 형태

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

(b) 급진적·일시적(abrupt·temporary)형태의 경우는 반응이 초기에 ω_1 만큼 증가하였다가 시간이 지날수록 δ 의 비율만큼 감소하여 결국 원래의 수준에 수렴하게 되는 형태로 이러한 경우의 반응함수는 $v(B) = \frac{\omega_1 B}{1 - \delta B} P_i(T)$, $(0 < \delta < 1)$ 로 표현할 수 있다.

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

갖고 궁극적으로 $\frac{\omega}{1-\delta}$ 의 수준으로 수렴하게 된다.

(d) 점진적·일시적(gradual-temporary) 형태의 경우는 (T+1)시점부터 개입효과가 영구적으로 ω_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 σ_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 $\Theta(B)$, $\Phi(B)$, $\nu(B)$ 의 함수로 표현되므로 식 (10)을 최대화하는 것은 다음의 식 (11)을 최소화하는 것이 된다.

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

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 ρ_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 χ^2 분포를 따른다는 것을 입증하였다.⁶⁾

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

여기서, n 은 관측치의 수,

K 는 임의의 양의 정수,

$\widehat{\gamma}_i^2(\hat{a})$ 는 잔차 \hat{a}_t 의 표본 자기상관함수로서 ρ_i 의 추정량이다.

따라서, 식 (13)에서 통계량값인 Q^* 를 유의수준 α 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

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

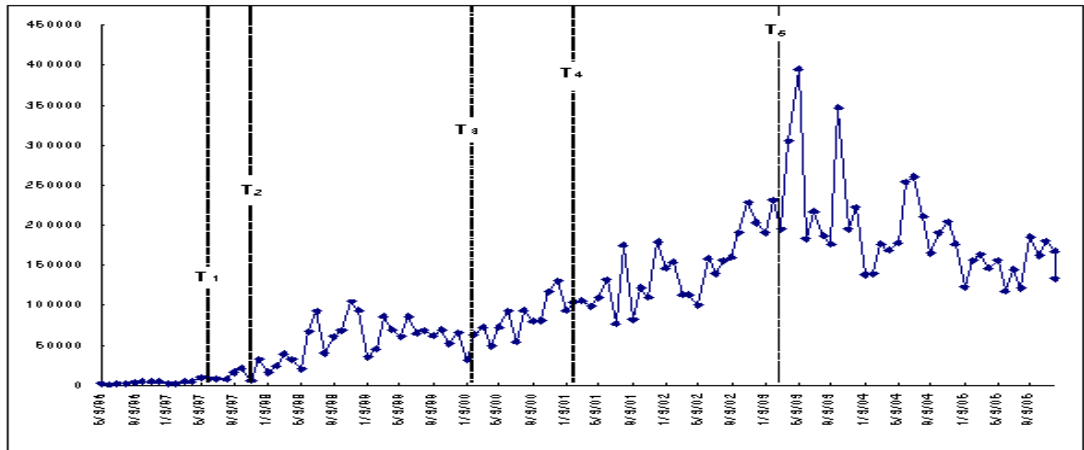
차수 k 가 결정되어야 하므로 실제 검증시에는 k 를 변화시켜 가설검정을 여러 번 반복해서 수행하여야 한다.

IV. 연구결과

4.1 연구자료의 특성

기본예탁금 전액은 위탁증거금으로 충원할 수 있다. 그러므로 기본예탁금제도 변경은 위탁증거금에 직접적 영향을 미친다. 기본예탁금제도 변경에 따른 선물거래량의 변화추이를 살펴보면 기본예탁금 3,000만원하에서 1996년5월 선물시장이 개설된 이후 선물시장이 침체국면에 접어들자 1997년 7월(T_1)에 기본예탁금을 3,000만원에서 1,000만원으로 인하하여 선물거래량이 소폭 상승함을 알 수 있다. 선물시장의 과열로 개인투자자의 참여가 우려된 규제당국은 4개월 후인 1997년 11월(T_2)에 다시 기본예탁금을 3,000만원으로 변경하였으나 선물거래량은 오히려 일정수준 상승 후에 감소하는 패턴을 보였다.

이에 다시 2000년 2월(T_3)에 기본예탁금을 1,000만원으로 하락하자 선물거래량은 일정수준 상승하는 패턴을 보이다가, 다시 2001년 2월(T_4)에 500만원으로 하락시키자 상승추세를 이어갔다. 이에 규제당국은 다시 기본예탁금을 다시 2003년 3월(T_5)에 1,500만원을 상승시키자 선물거래량은 등락을 거듭하다가 하락추세를 보였다.



<그림 2> 위탁증거금 변화에 따른 선물거래량의 변화 추이

4.2 연구모형의 적합성 검증결과

위탁증거금 변화가 선물거래량에 미치는 영향을 보다 정확하게 판단하게 위해서는 계절요인을 감안한 개입분석모형의 결과를 검토하여야 한다.

먼저 개입효과 이전의 잡음항 모형(n_t)을 설정하기 위해 1996년 5월부터 1997년 7월까지의 시계열을 바탕으로 모형을 검증하였다. 그 결과 잡음항은 계절성을 포함한 $ARIMA(p=1, d=1, q=1(12))$ 과정을 따랐다. 그러므로 개입모형에서의 잡음항 모형(n_t)은 아래와 같이 설정할 수 있다.

$$n_t = \frac{1 - \theta_1 B}{(1 - \phi B)(1 - \phi_{12} B)} v_t$$

여기서, θ_i : i 번째 차수의 AR계수

ϕ_i : i 번째 차수의 MA계수

ϕ_{12} : 계절차수

적절한 개입효과 이전의 잡음항이 구성된 후 이 모형에 5개의 개입(1997년 7월, 1997년 11월, 2000년 2월, 2001년 2월, 2003년 3월)을 삽입한 후 잡음항 모형과 급진적/영구적 개입요소를 포함하는 개입분석모형은 아래와 같다.

$$Y_t = \omega_1(1-B)X_t(T_1) + \omega_2(1-B)X_t(T_2) + \omega_3(1-B)X_t(T_3) + \omega_4(1-B)X_t(T_4) + \omega_5(1-B)X_t(T_5) + n_t$$

여기서, Y_t : 선물거래량 원수준

$X_i(T_i)$: 개입일이 T_i 인 i 번째 개입변수

ω_i : i 번째 개입후의 변화폭 모수

B : 후행연산자

위의 연구모형을 이용하여 최우추정방법에 의해 모수를 추정한 결과 $\omega_1 = 4823.2$, $\omega_2 = -3008.1$, $\omega_3 = 330.2$, $\omega_4 = 2688.8$ 는 유의하지 못하였지만, $\omega_5 = -7190.4$ 로 유의하였다. 그리고, 잡음항 모형의 경우 n_t 가 백색잡음과정을 따

른다는 가설을 기각할 수 없으므로, 잔차에 대한 자기상관함수와 부분자기상관함수 역시 모형의 타당성을 뒷받침해주고 있다. 모형진단을 위해 시차를 6, 12, 18, 24로 변환시켜 보았으나 잔차의 표본자기상관함수는 모두 0과 다르지 않음을 알 수 있다. 개입분석모형을 이용한 최종분석결과는 <표 1>과 같다.

	모수	t값	p값	Ljung-Box Q
	θ_1	0.999	0.120	0.902
	ϕ_2	0.258	2.360	0.018**
	ϕ_{12}	-0.094	-0.960	0.338
	ω_1	4823.2	0.960	0.338
	ω_2	-3008.1	-0.520	0.600
	ω_3	330.2	0.130	0.899
	ω_4	2688.8	1.100	0.272
	ω_5	-7190.4	-3.810	0.000***

<표 1>에서 보면 위탁증거금이 증가할수록 선물거래량은 감소하고(ω_2, ω_5), 이에 반하여 위탁증거금이 감소할수록 선물거래량은 증가하는(ω_1, ω_3) 추세를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 ω_5 의 개입사건만이 통계적으로 유의하였다. 이것이 위탁증거금의 변화가 선물거래량에 항상 유의적인 영향을 미치지 않아 규제당국의 원하는 결과를 얻지 못할 수 있음을 의미한다.

V. 결론

본 연구는 개입분석모형을 통해 기본예탁금 제도 변경을 통한 위탁증거금 변화가 선물시장의 거래량에 미치는 일시적·영구적 효과를 파악하고자 한다. 주요한 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 기본예탁금제도 변경에 따른 선물거래량의 변화추이를 그래프로 살펴보면 기본예탁금을 이전보다 높인 1997년 11월, 2003년 3월 이후에 거래량은 감소하였고, 이전보다 하락시킨 1997년 7월, 2000년 2월, 2001년 2월 이후에는 거래량이 증가하였다. 그렇지만 이러한 변화가 과연 시계열적 패턴에 의한 것인지? 기본예탁금제도 변경에 의한 것인지를 정

확하게 파악하기 위해 개입분석을 실시하였다.

둘째, 개입효과를 분석하기 앞서 개입효과 이전의 시계열인 1996년 5월부터 1997년 7월까지의 시계열을 바탕으로 잡음항의 모형을 검증하였다. 그 결과 잡음항은 계절성을 포함한 $ARMA(p=1, d=1, q=1(12))$ 과정을 따랐다.

셋째, 잔차항을 포함한 개입분석모형을 분석한 결과 위탁증거금이 증가할수록 선물의 거래량은 감소하고, 이에 반하여 위탁증거금이 감소할수록 선물의 거래량은 증가하는 추세를 보였지만 통계적으로 유의하지 않았다. 다만 2003년 3월 개입사건만이 통계적으로 유의하였다.

결과적으로 기본예탁금제도 변경에 의한 위탁증거금의 변화가 선물시장 거래량에 미치는 영향은 기존의 연구와 달리 항상 유의적이지 못하였다. 그 이유는 기존연구의 경우 위탁증거금 변화에 의한 선물시장 거래량 변화 분석시 시계열적 패턴에 의해 영향을 받을 수 있는 부분을 통제하지 못하였기 때문이다. 이러한 연구결과가 정책당국에게 주는 시사점은 위탁증거금의 변경이 선물거래량에 항상 유의적인 영향을 미치지 않아 규제당국의 원하는 결과를 얻지 못할 수도 있고, 실령 제도 변경후 원하는 결과를 얻었다고 할 경우라도 이는 정책효과보다는 시계열적 패턴에 의한 가능성이 있다는 것이다.

<참고문헌>

- 이혜영, 임병진, “선물시장의 증거금 변경이 현물 및 선물시장에 미치는 영향” 증권학회지, 제 27권, (2002년), pp. 181-212.
- 정기만, 『금융선물시장에서의 증거금변경에 관한 국제비교연구』, 성균관대학교 박사학위논문, 1992년 8월.
- 황선용, “위탁증거금의 변경이 주가변동을 및 주가의 잠정적인 구성부분에 미치는 영향에 관한 실증적 고찰,” 재무관리연구, 제9권, 제2호 (1992년 12월), 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. 261-272.
- 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 (Summer 1988), pp. 80-89.
- _____, G. A., "Margin Requirements, Volatility and Transitory Component of Stock Prices," *American Economic Review*, Vol. 80 (September 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 (November 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 (March 1990), pp. 3-29.
- Kahl, K., Rutz, R. and Sinquefeld, 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.