

주가지수선물시장과 증거금정책 : 실증분석

옥 기 울*

〈요 약〉

본 연구는 일본주가지수선물시장에서의 증거금 변화와 선물시장행태와의 관계를 알아보았다. 선물 증거금의 조정은 선물 가격변동성에 통계적으로 유의적일 정도의 영향을 미치지 않았다. 또한 증거금의 조정이 선물거래활동(futures trading activity)에 미치는 영향을 실증분석하였는데, 일관성있는 영향을 주지 못하는 것으로 나왔다. 이 결과에 의하면 증거금 규제는 선물시장에서의 가격변동성 및 선물거래활동을 통제하기 위한 적절한 도구는 아니라는 것을 의미한다. 또한 본 연구는 선물증거금의 조정을 야기시키는 변수가 무엇인가를 알아보았는데, 일본 주가지수선물시장에서의 네번의 증거금 조정중 두번의 경우에만 가격변동성이 중요한 변수로 작용했다. 또한 놀랍게도 선물증거금의 수준은 선물거래활동의 증가함수라는 결과를 보였다. 보편적인 관점에 의하면, 선물거래활동이 활성화되면 즉, 거래량과 미청산약정고가 증가하면 유동성이 증가하여 위험이 감소하게 되고 이는 곧 증거금의 수준을 낮추게 된다. 그러나 일본의 경우는 이러한 관점과 정반대의 결과를 보였다. 이러한 재미있는 결과의 세부적인 분석을 위해, 본 연구는 일본 증거금 규제기관이 증거금의 수준을 결정하는데 있어서 어떤 기준이 있다면 그 기준을 적용하는데 일관성을 가지는지를 살펴보았는데, 분석결과는 일본의 증거금 규제당국이 일관성을 가지지 못하는 것으로 나왔다.

I. 서 론

1982년 2월 24일 Kansas City Board of Trade에서 최초로 주가지수선물이 상장되어 거래된 이후로 미국을 비롯한 세계 여러나라에서 주가지수선물시장이 개설되었다. 선물과 같은 새로운 파생금융상품은 증권시장에서 여러가지 재미있는 이슈를 야기시켰다. 이러한 이슈들 중 특히 관심의 대상이 된 것은, 첫째 선물시장의 개설이 기존의 현물시장에 어떠한 영향을 미쳤는가, 둘째 선물시장에 있어서 증거금의 경제적 역할은 무엇인지, 셋째 적정 증거금은 어떤식으로 결

* 삼성증권 선물지원 T/F장

정되는지 그리고 마지막으로 증거금의 변화는 선물시장의 가격변동성 및 선물의 거래활동에 어떠한 영향을 미치는가 등으로 요약될 수 있다.

이러한 선물과 관련된 이슈들은 여러 학자들뿐만 아니라 딜러, 브로커 등의 실무자 및 정책입안자의 초미의 관심사가 되었으며 여러 학자들에 의해 연구되어 왔다.

본 연구는 1996년 한국증권거래소에 개장될 주가지수선물시장에 대비하여, 주가지수선물과 관련하여 이러한 이슈 중 일부를 실증적으로 검증해봄으로써 이를 토대로 하여 아직 개설되지 아니한 우리나라의 선물시장제도에 대한 정책수립에 도움을 주고자 한다.

지금까지의 주가지수선물과 관련된 대부분의 연구는 미국에서의 주가지수선물시장을 그 연구대상으로 하고 있다. 이러한 연구들은 주가지수선물시장과 관련된 이슈들에 대해 많은 재미있는 경제적 해석 및 결과를 제시하고 있지만 그 연구대상이 미국이라는 동일한 경제적 환경, 시장구조에서의 결과라는 점에서 이와 다른 경제적 환경 및 시장구조하에서도 검증될 필요가 있다. 이 연구는 일본의 주가지수선물시장을 그 연구대상으로 하여, 선물시장과 그것의 증거금과의 관계를 살펴봄으로써 기존의 미국시장을 연구대상으로 한 연구결과와 비교하여, 이 결과를 토대로 곧 개설될 우리나라의 주가지수선물의 제도에 조금이라도 도움이 되고자 한다.

일본의 선물시장은 미국과 다른 그들 나름대로의 독특한 시장구조 및 제도를 가지며 이는 앞으로 개설될 우리나라의 선물시장과 비슷하기 때문에 그 결과는 여러 측면에서 의의가 있다고 볼 수 있다. 1986년 9월 3일 Nikkei 225를 대상으로 하는 주가지수선물이 싱가포르 국제선물거래소(SIMEX: Singapore International Monetary Exchange)에서 거래되기 시작한 이후로, 2년 후인 1988년 9월 3일 Nikkei 225 및 동경종합주가지수(TOPIX)를 대상으로 하는 주가지수선물이 오사카증권거래소 및 동경증권거래소에 각각 상장되었다. 특히 Nikkei 225 선물은 시카고상업거래소(CME: Chicago Mercantile Exchange)에 상장된 S&P500 지수선물보다 1990년 이후로 그 거래량이 초과할 정도로 활발히 거래되었다. 또한 오사카증권거래소는 이러한 Nikkei 225 지수 선물의 성공에 힘입어 1993년 1월에 이르러 58개의 회원사가 117개로 늘어났다.

일본에서의 주가지수선물시장은 계속해서 성장한 반면에 오히려 현물시장은 침체하기 시작했다. 주가는 계속해서 떨어지고 거래량도 계속 감소하여, 단지 오사카증권거래소에서의 Nikkei 225 지수선물의 거래액이 현물시장의 전체 거래액을 훨씬 초과하게 되었다. 이러한 현물시장의 침체로 인해 주가지수선물이 현물시장 침체의 원인이라는 여러 가지 논란이 야기되었다.

주가지수선물시장이 현물시장 침체의 원인이라는 어떠한 실증적이고 논리적인 결과가 없는 가운데 일본의 주가지수선물규제기관은 주가지수선물시장을 위축시키기 위해 1990년, 1991년, 1992년에 걸쳐 일련의 규제조치를 취했다. <표 1>에서 보여지는 것처럼, 일본규제당국

〈표 1〉 OSE 에서의 Nikkei 225 선물 증거금 수준의 변화

증거금 변경일	비회원	회원
최초	9% (현금으로는 3%)	6%
1990. 8. 24	15% (현금으로는 5%)	10%
1991. 1. 31	20% (현금으로는 7%)	20% (현금으로는 2%)
1991. 6. 27	25% (현금으로는 8%)	20% (현금으로는 5%)
1991. 12. 18	30% (현금으로는 13%)	25% (현금으로는 10%)

은 주가지수선물의 증거금을 4차례에 걸쳐 비회원고객에 대해서는 9%에서 30%로, 회원에 대해서는 6%에서 25%로 올렸다. 증거금의 증가는 곧 거래비용의 증가를 의미한다.

본 연구에서는 일본에서의 증거금정책과 주가지수선물시장의 행태와의 관계를 알아보기 위해 아래의 세가지 방식으로 접근한다.

첫째, 증거금 수준의 변화가 일본주가지수선물시장에서의 가격변동성및 거래활동에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고, 둘째 일본 주가지수선물시장에서의 증거금수준을 결정하는 요소는 무엇인지를 살펴본다. 마지막으로, 일본의 선물규제당국이 주가지수선물시장의 적정 증거금을 결정하는데 있어서 일정한 기준이 있는지를 검증함으로써 일본규제당국의 증거금 정책에 대해서 더 자세히 알아보기로 한다.

II. 선물증거금과 선물시장행태

1. 증거금변화가 선물시장변동성과 거래활동에 미치는 효과

먼저 증거금의 변화가 선물시장의 변동성에 미치는 효과를 살펴보면, 이는 두가지의 상반된 이론적 배경을 가진다.

하나의 배경은 정책입안자들이 증거금을 정책도구로 이용한다는 것이다. 즉, 선물시장에서 증거금의 수준을 올린다는 것은 거래보증금을 올리는 것이므로 이는 곧 거래비용(trading cost)의 증가를 의미한다. 선물시장에 있어서의 거래비용의 증가는 헤지들보다 투기거래자의 거래 활동을 위축시키며, 이로인해 시장의 안정화에 부의 영향을 미치는 투기거래자가 시장을 떠나게 되므로 인해 가격변동성은 낮아진다는 것이다. 그러므로 증거금의 수준과 가격변동성은 부의 관계를 가진다는 것이다.

상반된 또 하나의 배경은 증거금의 증가로 인한 거래비용의 증가는 선물투기거래자를 포함

한 모든 시장참여자의 거래활동을 위축시키기때문에 이는 시장유동성의 감소를 초래하게 되어 가격변동성을 증가시키는 결과를 가져온다는 것이다.

증거금의 변화가 선물시장의 가격변동성에 미치는 효과에 대한 이슈는 많은 학자들의 의해 연구되어왔다. Hartzmark(1986)는 비모수적 검증방법론을 이용하여 증거금과 가격변동성과의 관계를 살펴보았는데 어떠한 체계적인 관계가 없다고 하였다. 즉 증거금의 변화는 가격변동성에 영향을 미치지 않는다는 것이다. Fishe, Goldberg, Gosnell & Sinha(1990)는 증거금변화와 가격변동성은 부의 관계를 가진다고 했는데 이는 증거금의 증가는 가격변동성을 감소시키고 증거금의 감소는 가격변동성을 증가시킨다는 것을 의미한다.

다음은 증거금의 변화가 선물거래활동(futures trading activity)에는 어떠한 영향을 미치는가를 알아본다. 증거금의 수준을 올리게 되면 이는 거래비용의 증가를 의미하므로 선물거래활동은 위축될 것이다. 선물거래활동은 일반적으로 거래량과 미청산약정고(open interest)로 측정한다. 증거금이 선물거래활동에 미치는 효과에 관한 연구는 아직도 그 결론을 내리지 못하고 있다. Fishe & Goldberg(1986)는 1972년에서 1978년까지의 시카고상품거래소(CBOT: Chicago Board of Trade)에서 거래된 선물의 증거금변화의 효과를 연구했는데 그의 연구결과에 의하면, 근월물인 경우에는 증거금이 거래량과 반대의 관계를 가지며 원월물인 경우에는 유의적인 관계를 보이지 않았다. Tomek(1985)은 선물거래활동과 증거금은 역의 관계를 가진다고 하였다. Hartzmark(1986)의 연구결과에 의하면 증거금은 미청산약정고와는 역의 관계를 보이며 거래량에는 영향을 미치지 않았다.

2. 적정 증거금의 수준에 영향을 미치는 변수

증거금으로 어떤식으로 결정되는가? 이 이슈는 많은 연구자에 의해 계속적으로 연구되어왔다. 선물시장에 있어서 증거금이란 선물시장의 재무적 건전성(financial integrity)을 보장하기위한 일종의 계약이행보증금(performance bond)이다. 선물시장이 불안정하게 되면 이는 선물계약불이행의 확률을 증가시키게 되므로, 선물시장에서 증거금의 수준을 결정하는 정책입안자는 증거금을 높게 된다. 일반적으로 거래소는 회원사의 이익을 대변하게 되는데 여기에는 두가지의 상충된 면이 있다. 하나는 증거금을 감소시킴으로써 거래를 더욱더 활성화시키려고 하고, 다른 한편으로는 계약불이행위험을 줄이기위해 증거금을 올리려고 하기도 한다. 이 두가지의 상충된 측면을 적절히 조화시켜 적정증거금의 수준을 결정하는 것이 거래소의 역할이며 동시에 증거금의 수준을 결정하는 정책입안자의 역할이라고 할 수 있다.

Rutz(1984)는 증거금의 수준을 결정하는 변수로 가격변동성, 가격수준, 거래량, 미청산약정고 및 선물포지션의 집중정도등을 이용하여 이러한 변수들이 선물증거금의 수준을 결정하는

중요요소인지를 검증하였다. Fishe, Goldberg, Gosnell, & Sinha(1990)는 그들의 논문에서, CBOT의 증거금결정위원회는 증거금의 수준을 결정하는데 있어서 가격변동성, 일일가격제한폭, 선물계약가격, 미청산약정고 및 거래량, 그리고 특별한 시장환경의 다섯가지 변수를 참조한다고 서술했다. 일반적으로 대부분의 거래소가 적정증거금을 결정하는데에는 가격변동성, 가격수준, 거래량 및 미청산약정고 등의 변수가 이용된다.

앞에서 서술한 여러 변수들이 증거금의 수준에 미치는 영향을 이론적인 측면에서 살펴보자. 먼저 가격변동성이 증거금의 수준에 미치는 영향을 살펴보면, 증거금은 가격변동성의 양함수이다. 즉, 가격변동성이 증가하면 증거금의 수준은 높아진다는 것이다. Moser(1991)는 그의 연구에서 증거금이 가격변동성에 미치는 영향은 일관성이 없는 반면, 가격변동성은 증거금의 수준을 결정하는데 양의 영향을 미친다는 것을 보였다.

둘째로 선물거래활동가 증거금의 수준에 어떠한 영향을 미치는 가를 알아보면, 선물거래활동이 활발해진다는 것은 선물계약의 시장유동성이 높아진다는 것을 의미하는 데, 이는 곧 가격변동성이 낮아진다는 것으로 연결된다. 본 연구에서는 선물거래활동에 대한 측정변수로 거래량과 미청산약정고를 이용한다. 거래량과 미청산약정고는 선물거래활동을 대변한다는 측면에서는 동일한 변수의 역할을 하지만, 증거금은 장중에 똑같은 계약분을 사고 팔은 거래량에 대해서 부과되는 것이 아니며, 단지 장이 끝난후의 미청산약정고에 대해서 부과된다. 본 연구에서는 증거금의 수준을 결정하는 변수로 가격변동성, 거래량 및 미청산약정고를 이용한다.

가격수준은 이 연구에서 결정변수로 이용되지 않는다. 왜냐하면 일본의 주가지수선물시장에서의 증거금은 미국의 선물증거금결정방법과 달리 가격대비 비율로 결정된다. 미국에서의 증거금은 가격대비 비율로 결정되는 것이 아니라 일정금액으로 결정되므로, 가격수준이 많이 변하지 않는 한은, 일정금액기준으로 결정된 증거금은 변하지 않는다. 그러므로 미국에서는 가격수준이 증거금의 수준을 결정하는 변수로서의 역할을 할수도 있지만 일본시장에서는 의미가 없다.

III. 연구자료와 방법론

1. 연구자료

본 연구에서는 OSE와 SIMEX에서 거래되는 Nikkei 225 선물의 일일 증가, 거래량, 미청산약정고를 이용한다. Nikkei 225 선물 자료를 이용하는 이유는 첫째, 이 선물이 일본에서 가장 활발하게 거래되는 선물이라는 점과, 둘째, Nikkei 225선물은 OSE와 SIMEX의 두거래소에서 다 거

래되기 때문에, SIMEX의 자료를 통제변수(control variable)로 사용할 수 있다는 것이다.¹⁾

증거금의 변화와 가격변동성과의 관계를 알아보기 위해 본 연구에서는 1990년 6월부터 1992년 1월까지의 기간동안에 만기가 곧 도래하는 근월물의 선물가격자료를 마지막 거래일에 차근월물의 선물가격자료와 연결시켜(roll over) 일련의 일일 선물가격자료를 구성하였다.

또한 증거금변화와 선물거래활동과의 관계를 알아보기 위해 OSE와 SIMEX에서 거래되는 Nikkei 225선물의 전체거래량 및 미청산약정고를 이용하였다.

OSE에서 거래된 Nikkei 225 선물자료는 Futures Industry Institute Data Center에서 제공되었으며, SIMEX에서의 자료는 자체 거래소에서 직접 구했다.²⁾

수익률은 전일가격대비 당일가격의 자연로그값으로 정의된다.³⁾

2. 방법론

선물증거금수준 변화전과 후의 선물가격변동성 및 증거금 조정전의 두 블럭사이의 선물가격변동성의 동일성 여부를 알아보기 위해 수정 Levene 통계량을 이용한다. 귀무가설은 이고, 대립가설은 이다. 여기에서 는 선물수익률의 분산이다. 가설검정을 위해 Brown & Forsythe(1974)에 의해 제안된 수정 Levene 검정통계량(modified Levene statistic)을 이용한다. 그들은 자료의 분포가 정규분포보다 더 두터운 꼬리를 가지고 또한 더 뾰족한 분포를 가진다면 F통계량은 동분산의 귀무가설을 너무 자주 기각한다는 것을 모의실험(simulation study)을 통해서 보였다.⁴⁾ 이 수정 Levene 통계량은 데이터의 분포가 정규성에서 벗어날 경우에도 강력한(robust) 방법론이다.

수정 Levene 통계량의 계산을 위해 G개의 그룹이 있다고 하자. 각 그룹은 $n_i(i=1, \dots, G)$ 개의 자료를 가진다. σ_i^2 는 i번째 그룹의 분산이다. 귀무가설은 $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_G^2$ 이다. X_{ij} 를 i그룹의 j번째 데이터라고 하자. 이럴때, Levene 통계량은 다음과 같이 계산된다.

1) CME(Chicago Mercantile Exchange)에서 거래된 Nikkei 225 선물 데이터도 통제변수로 사용될 수 있으나, Nikkei 225 선물이 CME에 상장되어 거래되기 시작한 것은 일본의 증거금 첫째 상향일(1990.8.24) 한달후인 1990년 9월 25일이었기 때문에 본 연구에서는 SIMEX에서 거래된 Nikkei 225 선물 데이터를 통제변수로 이용했다.

2)

3) 여기에서 정의되는 수익률은 선물의 경우 초기투자액이 계약액전체가 아니기 때문에 엄격한 의미에서 수익률이라고 보기는 힘들다.

4) Nikkei 225 선물 수익률 데이터를 이용하여 본 연구는 평균, 분산, 왜도(skewness), 첨도(kurtosis) 및 Bera-Jarque 통계량을 추정했다. Bera & Jarque(1981)에 의해 제시된 Bera-Jarque 검정통계량은 데이터의 정규성 여부를 검정하는 통계량으로서 왜도와 첨도가 0과 유의적으로 다른지의 여부를 검정함으로써 데이터의 분포가 정규성을 띄는지를 분석하는 결합검정방법(joint test)이다. Nikkei 225 선물 데이터의 정규성 여부를 이 Bera-Jarque 검정을 행하였는데 정규성의 귀무가설이 기각되었다.

$$z_{ij} = |X_{ij} - X_i| \quad \text{여기에서 } X_i = \sum_j X_{ij}/n_i \quad (1)$$

$$= [\sum_i n_i(z_i - z_{..})^2 / (G-1)] / [\sum_i \sum_j (z_{ij} - z_i)^2 / \sum_i (n_i - 1)]$$

$$\text{여기에서 } z_i = \sum_j z_{ij} / n_i, \quad z_{..} = \sum_i \sum_j z_{ij} / \sum_k n_{ik} \quad (2)$$

Xij가 서로 독립이고 동일한 분포를 가진다는 가정하에서 통계량 W는 점근적으로(asymptotically) $F(G-1, \sum_i(n_i-1))$ 분포를 따른다. Brown & Forsythe는 평균 Xi를 절사평균(trimmed mean)으로 바꿈으로써 수정 Levene 통계량을 제시하였다. 절사평균을 사용하는 이유는 데이터 중에 특이값(outlier)에 의해 야기되는 왜곡된 결과를 방지하기 위해서이다. 이 연구에서는 Brown & Forsythe에 의해 제안된 10% 절사평균을 계산하여 사용한다. 여기에서 유의해야 할 것은 수정 Levene 통계량이 어떤 분포를 따르는 가이다. 이 통계량의 분포는 bootstrap 방법을 이용해 알 수 있는데, 먼저 검정할 일련의 일별 선물수익률 데이터로부터 임의적으로 데이터를 하나씩 일별 수익률 데이터의 수만큼 추출하여 나열한다. 임의적으로 선택된 일련의 데이터를 반씩 두 그룹으로 나눈 후 이에 해당하는 수정 Levene 값을 계산한다. 이러한 절차를 1000번 반복함으로써 수정 Levene 통계량의 bootstrap 분포를 구할 수 있다.⁵⁾

또한 증거금의 수준과 선물거래활동과의 관계를 살펴보기 위해 본 연구에서는 아래의 회귀 분석을 행한다. 먼저 증거금의 변화가 선물거래활동에 미치는 영향을 살펴보기 위해 식(3)을 이용한다.

$$OSE_{i,t} = \alpha_i + \delta_i D_{i,t} + \beta_i SIMEX_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

여기에서 i=1 : 거래량

2 : 미청산약정고

D=1, $t \geq t^*$

0, $t < t^*$

t^* : 증거금변화일

OSE : OSE에서 거래된 Nikkei 225의 거래량 및 미청산약정고

SIMEX : SIMEX에서 거래된 Nikkei 225의 거래량 및 미청산약정고

일본의 증거금 정책이 선물거래활동에 미치는 효과를 알아보기 위해서는 선물거래활동에 영향을 미치는 다른 요수들을 통제할 필요가 있다. 본 연구에서는 그 통제변수로서 SIMEX에서 거래된 선물거래량 및 미청산약정고를 이용한다. 위 회귀모델에서 알 수 있듯이 SIMEX에서

5) 자세한 설명은 Efron(1982)을 참조.

거래된 여러 선물거래활동에서 설명되지않는 일본시장에서의 증거금변화후에 선물거래활동에서 어떠한 변화가 있었는지를 분석하기 위해 가변수를 이용한다. 이 가변수가 유의적인 값을 가지면, 증거금의 변화는 선물거래활동 즉, 거래량이나 미청산약정고에 영향을 미친다는 것을 의미한다.

본 연구는 잔차의 이분산성(heteroscedasticity)으로 인한 편기를 피하기 위해 White(1980)의 방법론을 이용한다.⁶⁾

본 연구는 또한, 오히려 선물거래활동에 있어서의 변화가 증거금의 수준을 결정하는 중요한 요소가 아닌가를 검증하기 위해 아래의 회귀분석을 행한다.

$$OSE_{i,t} = \alpha_i + \delta_i D_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

여기에서 $i=1$: 거래량

2 : 미청산약정고

$D=0, -60 \leq t \leq -31$

1, $-30 \leq t \leq -1$

t^* : 증거금변화일(=0)

증거금의 수준을 변화시키기 전에 선물거래활동에 어떠한 변화가 있었는가를 알아보기 위해 가변수를 이용한다. 이 가변수의 계수가 유의한 값을 가지면 이는 거래량이나 미청산약정고 등의 선물거래활동이 증거금의 수준을 결정하는 중요한 요소임을 의미한다. 만약 추정치가 양이면, 이는 거래량이나 미청산약정고가 증가하면 증거금의 수준이 증가한다는 의미이고, 추정치가 음이면 선물거래활동은 증거금의 감소함수임을 의미한다. 앞에서 언급한바와 같이 이론적으로나 실무적으로 선물거래활동은 증거금의 감소함수로 본다.

여기에서도 위의 회귀분석과 같이 잔차의 이분산성으로 인한 편기를 제거하기 위해 White의 방법론을 이용한다.

IV. 실증적 검증과 경제적 해석

1. 증거금의 변화가 가격변동성 및 선물거래활동에 미치는 영향

일본주가지수선물시장에서의 증거금 변화가 가격변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하

6) 자세한 설명은 White(1980) 혹은 RATS(Regression Analysis of Time Series) 3.0(5-4)을 참조.

〈표 2〉 증거금의 상향조정이 선물 가격변동성에 미치는 효과

	첫번째 조정	두번째 조정	세번째 조정	네번째 조정	포트폴리오
증거금 조정일 전후 10거래일					
조정일 전 표준편차	.0279	.0162	.0170	.0243	.0115
조정일 후 표준편차	.0319	.0102	.0210	.0264	.0102
수정 Levene값 bootstrap 유의수준	.61 (.492)	1.29 (.323)	.37 (.609)	.02 (.910)	1.94 (.233)
증거금 조정일 전후 30거래일					
조정일 전 표준편차	.0211	.0198	.0120	.0710	.0090
조정일 후 표준편차	.0327	.0117	.0150	.0193	.0106
수정 Levene값 bootstrap유의수준	5.39 (.030)**	6.08 (.021)**	2.12 (.153)	1.33 (.243)	.16 (.688)

* : 10% 유의수준, ** : 5%유의수준, *** : 1%유의수준

기 위해 수정 Levene 통계량을 이용한다. 증거금의 변화가 가격변동성에 미치는 중단기효과를 알아보기 위해 검증기간을 증거금변화일 10일 전후, 30일 전후의 두개의 표본구간을 이용한다. 30일 전후의 표본구간을 이용한 이유는 첫째, 검증기간은 어떠한 영향이라도 일시적인 것은 아니라는 것을 보이기 위해서 충분히 길어야 한다는 점과 둘째, 검증구간이 서로 중복되어서는 안된다는 점을 고려했다.⁷⁾ 10일 전후의 구간을 이용한 것은 증거금의 변화가 단기적으로는 가격변동성에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위해서이다.

〈표 2〉는 증거금상향조정일 전후의 두구간에서의 Nikkei 225 선물계약수익률의 표준편차 및 수정 Levene 값을 보여준다. 괄호안의 숫자는 각 계산된 수정 Levene 값의 bootstrap 유의수준이다.

〈표 2〉에서 알 수 있듯이, 10일 전후의 표본구간에서는, 네번의 증거금 상향조정정책 모두다에 있어서 가격변동성에 어떠한 유의적인 결과를 보이지 않았다. 30일 전후의 증거 표본구간

7) 이 연구는 증거금 변화와 선물시장행태(가격변동성, 선물거래행위)와의 관계를 알아보기 위해 각 증거금 조정일을 기준으로해서 90거래일의 데이터를 이용한다. i) 증거금 결정에 영향을 미치는 변수를 알아보기 위해 증거금 조정일 전 60거래일의 데이터를 이용하며, ii) 증거금 변화가 선물시장행태에 미치는 영향을 분석하기 위해 증거금 조정일 전후 30거래일씩의 데이터를 이용한다. 1991년 1월 31일 두번째 증거금 상향조정후 동년 6월 27일의 세번째 증거금 변경까지의 기간이 일본 주가지수선물시장에서의 네번의 증거금 조정중 가장 빠른 조정이었는데 그 두 조정일 사이의 거래일이 약 90일이다. 그래서 본 연구는 30일을 분석기간단위로 한 경제적 이유는 없지만 검증기간의 중복을 피하기 위해 비교 불려당 30거래일의 데이터를 이용한다.

에서는, 첫째 증거금 상향조정후에는 선물가격변동성이 증가했으며, 두번째 증거금 상향조정후에는 가격변동성이 오히려 감소하였고 나머지 그 다음의 두번의 증거금 상향조정에서는 가격변동성에 있어서 어떠한 유의적인 결과를 보이지 않았다.

이러한 각각 다른 결과는 Nikkei 225 선물의 가격변동성이 증거금변화외에 여러가지 다른 경제적 변수에 의해서도 영향을 받을 수 있기 때문이다. 만일 증거금 수준의 상향조정후 바로 이러한 경제적 변화가 일어났을 경우, 이 변화가 선물가격변동성의 원인일수도 있다는 것이다. 그러므로 증거금변화가 아닌 다른 요소가 선물가격변동성에 미치는 영향을 통제하기 위해 네번의 각 증거금 상향조정일을 기준일로 하여 네개의 Nikkei 225 선물수익률 시리즈로 포트폴리오를 구성한다. 그리하여 증거금 변화라는 사건 전과 후의 가격변동성을 비교하여 만약 그것이 유의적으로 다른 결과를 나타내면 이는 일본선물시장에 있어서 증거금의 변화는 선물시장의 가격변동성에 영향을 미친다고 할 수 있다. <표 2>의 여섯번째 열은 이 포트폴리오의 증거금변화전과 후의 표준편차, 수정 Levene 값 및 이의 bootstrap 유의수준을 보여준다. 수정 Levene 값에 의하면 단기 및 중기 둘다 증거금의 변화는 가격변동성에 영향을 미치지 않는다는 것을 보여준다. 이러한 결과는 선물시장의 가격변동성을 통제할 목적으로 선물 증거금을 상향 조정한다는 것은 별 의미가 없는 정책임을 시사해준다.

또한 본 연구는 증거금의 변화가 선물거래활동에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보기 위해 앞에서 제시한 식 (3)의 회귀분석모델을 이용한다. 앞에서 언급한 바와 같이 선물거래활동은 선물거래량과 미청산약정고의 데이터를 이용한다. 증거금의 변화가 선물거래활동에 미치는 영향을 분석하기 위해 각 거래일 기준으로 해서 거래되고 있는 모든 Nikkei 225 선물거래량과 미청산약정고를 각각 합한다. 왜냐하면 주가지수선물의 각 한월물에 대한 선물거래활동은 만기일이 다가올수록 거래량 및 미청산약정고가 증가하는 행태를 보인다. 그러므로, 만약에 하나의 한월에 대한 선물거래량 및 미청산약정고의 데이터를 이용할 경우, 그 선물의 만기일이 우리의 검증기간에 포함된다면, 만기일이 다가올수록 증가하는 거래량 및 미청산약정고로 인해 왜곡된 결과를 초래할 것이다.

<표 3>은 증거금의 변화가 선물거래활동에 미치는 영향에 대한 실증검증결과를 보여주는데, 위 부분은 거래량에 대한 것이고 아래부분은 미청산약정고에 대한 결과이다. <표 3>에서 보여주는, 증거금 변화가 선물거래량에 미치는 영향을 알아보는 가변수의 계수가 첫번째와 두번째의 경우 유의적이지 못하다는 데에서 알 수 있듯이, 첫번째와 두번째의 증거금 상향조정시에는 선물거래활동의 하나의 측도인 거래량에는 변함이 없다는 것을 보여준다. 세번째와 네번째의 증거금 상향조정시에는, 추정된 가변수의 계수에서 알 수 있듯이, 증거금의 수준을 올리면 거래량이 감소하는 음의 관계를 보인다. 이 결과는 Tomek(1985)의 결과와 유사하다.

〈표 3〉 증거금 증가가 선물거래활동에 미치는 효과

	첫번째 조정	두번째 조정	세번째 조정	네번째 조정
1. 거래량				
$\alpha(x0^{-5})$.7545 (8.44)***	.9122 (6.87)***	.8027 (11.71)***	1.0409 (8.28)***
$\delta(x0^{-5})$.1031 (1.50)	.1128 (1.23)	-.1289 (-3.32)***	-.2852 (-2.35)**
β	-3.92 (-1.71)	4.96 (.84)	6.02 (2.69)***	-.93 (-.36)
조정된 R^2	.04	.02	.26	.12
2. 미청산약정고				
$\alpha(x0^{-5})$.6805 (8.37)***	2.6023 (4.24)***	1.7758 (22.60)***	2.1816 (21.13)***
$\delta(x0^{-5})$.3392 (4.79)***	.0947 (.82)	-.0597 (-1.23)	.6270 (1.18)
β	8.23 (3.84)***	-.83 (-.80)	2.20 (2.57)**	-6.31 (-1.41)
조정된 R^2	.88	-.02	.02	.04

1. 괄호안의 숫자는 t값임.
2. * : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준
3. 검정통계량은 이분산성(heteroscedasticity)을 해결하기 위해 White(1980)의 방법론을 이용했음.

또 증거금의 변화가 미청산약정고에 미치는 영향에 대한 〈표 3〉의 결과에 의하면, 단지 첫 번째 증거금 상향조정때만이 미청산약정고가 증가했다는 결과를 보인다.⁸⁾

위의 결과에 의하면 증거금의 변화가 선물거래활동의 척도인 선물거래량과 미청산약정고에 미치는 영향이 서로 다르다는 것을 알 수 있다. 그 이유는, 비록 선물거래량 및 미청산약정고 둘다 선물거래활동의 척도라고는 하지만 선물시장에서의 증거금은 단지 매일 장이 끝난 후 미청산된 오픈 포지션에 의해 부과된다는 측면에서 서로 다르다. 이 결과는 Hartzmark(1986)의 연구와 상반된 결과를 보이는데, 그의 연구결과에 의하면 증거금은 미청산약정고와는 음의 관계

8) 본 검증의 통제변수로서 SIMEX의 선물거래량 및 미청산약정고를 이용한다. 그런데 일본에서의 선물거래 증거금이 상향조정되면 OSE의 거래량 중 일부는 대체관계에 있는 SIMEX로 이전될 가능성이 있고 이러한 사실은 여러 자료에서 언급되었다. 따라서 일본에서의 증거금변동은 OSE뿐만 아니라 SIMEX의 선물거래량에도 영향을 미칠 수 있으므로, SIMEX의 데이터를 통제변수로 이용할 경우 결과가 다소 왜곡될 수도 있다. 이러한 점을 지적한 익명의 심사위원에게 감사드린다.

를 가지고 거래량에는 영향을 미치지 않는 것으로 나왔다.

결국, 실증적 결과에 의하면 증거금의 변화와 선물거래활동 사이에는 어떤 일정한 관계를 보이지 않았는데, 이는 곧 증거금의 조정이라는 것은 일본선물시장에서의 최근의 초과분산성을 제어하기 위한 적절한 정책적 도구는 아니다라는 것을 의미한다. 그러므로 증거금은 단지 선물을 거래하는 당사자들의 선물계약의 이행을 보장하는 도구로서의 역할을 수행하는 것으로 이해되어야 한다.

2. 증거금의 적정수준을 결정하는 변수

여기에서는 증거금 상향조정일전의 60 거래일에 걸친 선물데이터를 이용하여 일본 주가지수 선물시장에서의 증거금 수준을 결정하는 요소가 과연 무엇인가를 알아본다. 가격변동성, 거래량 그리고 미청산약정고가 증거금의 수준을 결정하는 주요한 결정변수인지의 여부를 알아보기 위해 각 데이터를 두개의 블록으로 나누었다. 첫째 블록은 증거금 조정일전 60번째 거래일에서 31번째 거래일까지의 데이터이고 둘째 블록은 조정일전 30번째 거래일에서 하루전까지의 데이터로 구성했다.

먼저 가격변동성이 증거금 정책에 미치는 영향을 분석한다. 만약 첫번째 블록과 두번째 블록 사이에 가격변동성에 변화가 있다면, 이는 가격변동성이 일본의 증거금의 수준을 결정하는 정책입안자에 의해 중요한 요소로 간주되었다는 것을 의미한다. <표 4>는 첫번째와 두번째 블록의 표준편차, 이들이 상이한가의 여부를 검정하는 검정통계치인 수정 Levene 값 및 그것의 bootstrap 유의수준을 보여준다 <표 4>를 보면 알 수 있듯이, 네번의 증거금 상향조정중에서 첫번째와 네번째의 경우에는 첫번째 블록(증거금 상향조정전 60번째 거래일에서 31번째 거래일까지)보다 두번째 블록(30번째 거래일에서 하루전 거래일까지)의 변동성이 크다는 것을 알 수 있는데 이는 그 때 당시에는 주가지수선물시장의 가격변동성이 증가하여 이에 대한 정책적 대응으로 선물시장을 안정화시킬 의도로 증거금을 상향조정했다는 것을 의미한다. 그러나 나머지 두 증거금 상향조정때에는 두 블록 사이에 선물시장의 가격변동성에 차이를 보이지 않았다. 이러한 결과는 일본의 선물시장에서는 선물가격변동성이 증거금 결정기관에 의해 증거금의 수준을 결정하는데 중요한 요소로 간주되기도 하고 그렇지 않기도 했다는 것을 의미한다. 이 결과는 가격변동성이 증거금의 수준을 결정하는 중요한 요소임을 보여주는 Fishe, Goldberg, Gosnell, & Sinha(1990)의 연구결과와는 다소 다르다.

〈표 4〉 선물가격변동성이 증거금 수준 결정에 미치는 효과

	첫번째 조정전	두번째 조정전	세번째 조정전	네번째 조정전
블럭 1의 표준편차	.0097	.0188	.0091	.0081
블럭 2의 표준편차	.0211	.0198	.0120	.0170
수정 Levene 값 bootstrap 유의수준	13.31 (.000)***	.03 (.856)	1.00 (.312)	3.20 (.086)*

1. * : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준
2. 블럭 1은 증거금 조정전 60번째 거래일에서 31번째 거래일까지를 말함.
블럭 2는 증거금 조정전 30번째 거래일에서 하루전까지를 말함.

〈표 5〉 선물거래활동이 증거금 정책에 미치는 효과

	첫번째 조정	두번째 조정	세번째 조정	네번째 조정
1. 거래량				
$\alpha(x0^{-5})$.5689	.6410	.7174	.7705
$\delta(x0^{-5})$	(53.71)***	(21.96)***	(30.84)***	(26.71)***
(x)	.0315 (1.50)	.3917 (4.64)***	.2600 (6.36)***	.2248 (3.82)***
조정된 R ²	.02	.25	.40	.18
2. 미청산약정고				
$\alpha(x0^{-5})$.7841 (56.31)***	1.6771 (72.15)***	1.8318 (83.41)***	1.5764 (217.47)***
$\delta(x0^{-5})$.2162 (7.51)***	.8032 (6.74)***	.1662 (3.43)***	.4343 (6.33)***
조정된 R ²	.48	.42	.15	.39

1. 괄호안의 숫자는 t값임.
2. * : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준
3. 검정통계량은 이분산성(heteroscedasticity)를 해결하기 위해 White(1980)의 방법론을 이용했음.

또한 본 연구는 선물거래활동이 일본선물시장에서 증거금의 수준을 결정하는 요소인지의 여부를 알아보기 위해, 첫번째 블럭(증거금 상향조정전 60번째 거래일에서 31번째 거래일까지)에서는 0의 값을, 두번째 블럭(30번째 거래일에서 하루전 거래일까지)에서는 1의 값을 가지는 가변수가 포함된 회귀분석을 행한다. 여기서 만약 가변수의 계수 추정치가 유의적이면 선물거래활동은 증거금의 수준을 결정하는 요소로 간주된다는 것을 의미한다.

〈표 5〉는 선물거래활동이 일본의 증거금 정책에 미치는 영향에 대한 결과를 보여준다.

〈표 5〉의 윗부분은 거래량에 대한 결과를, 아랫부분은 미청산약정고에 대한 결과를 보여준다. 첫번째 증거금 상향조정인 경우를 제외한 나머지 세번의 증거금 상향조정인 경우 가변수의 계수 추정치가 유의적인 양의 값을 가졌는데 이는 증거금은 거래량의 증가함수임을 의미한다. 이 결과는 놀랍게도 이론적인 측면에서 뿐만 아니라 대부분의 다른 연구결과와도 상반된 결과를 보인다. 보편화된 논리에 의하면, 거래량이 증가한다는 것은 유동성의 증가를 의미하고, 이는 곧 선물시장의 위험의 감소를 의미한다. 그러므로 계약이행을 보장하기 위해 유지하는 증거금의 수준도 하향조정되어야 한다.

미청산약정고에 대한 결과는 〈표 5〉의 아랫부분에서 보여주는데, 네번의 증거금 상향 조정의 모든 경우에 다 가변수의 계수 추정치가 유의적인 양의 값을 가졌다. 이는 일본 주가지수선물시장에서는 증거금 수준을 결정하는 기관이 적정 증거금의 수준을 결정하는 과정에 미청산약정고를 중요한 변수로 고려하고 있으나, 이론적인 측면이나 미국의 여타 거래소의 관점과는 반대로 미청산약정고가 증가할 때 오히려 증거금을 상향조정했다는 것이다.⁹⁾

여러 실증연구 및 보편화된 관점과 대조적인 결과를 보이는 이러한 결과로 인해 본 연구는 일본 주가지수선물시장의 증거금 정책과 선물시장행태를 더 세부적으로 살펴본다.

3. 일본 주가지수선물시장의 증거금 정책에 대한 세부적인 분석

여기에서는 일본의 증거금 수준을 결정하는 기관이 적정 증거금을 결정하는데 어떤 기준이 있다면, 그 기준이 네번의 증거금 상향조정을 걸쳐 일관성이 있는지의 여부를 실증검증을 통해 알아본다. 본 연구에서는 일본에서 주가지수선물시장이 개설된 이후로 처음으로 조정된 증거금의 수준(일반투자자의 경우 15%, 회원일 경우 10%)이 선물거래 활성화의 목적과 계약불이행의 확률을 최소화하는 두 목적을 다 고려하여 결정한 최적수준이라고 가정한다.

먼저 두 블럭들로 이루어진 일련의 데이터를 구성한다. 첫번째 블럭은 첫째 증거금 상향조정일(1990년 8월 24일)전 30거래일전부터 하루전까지의 데이터로 구성하고 두번째 블럭은 두번째 증거금 상향조정일(1991년 1월 31일)전 30거래일전부터 하루전까지의 데이터로 구성한다. 이 두 블럭을 비교쌍 1로 한다. 비교쌍 2의 첫번째 블럭은 비교쌍 1의 두번째 블럭이며 비교쌍 2의 두번째 블럭은 세번째 증거금 상향조정일(1991년 6월 27일)전 30거래일전부터 하루

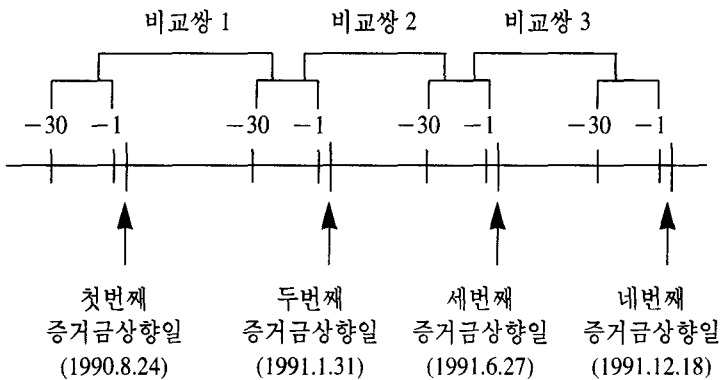
9) 서론에서 언급한 바와 같이 주가지수선물시장이 현물시장의 침체원인이라는 논리적이고 경제적인 실증결과 는 없지만, 이 소주제에서는 일본 규제당국의 증거금 결정 행태를 분석하기 때문에 앞서 서술한 바와 같이 일본의 경우 현물시장의 침체가 선물시장규제의 기본동기인바 일본규제당국이 비논리적 행태를 보여서 그런것이 아니라 현물시장의 움직임이 선물시장의 어떤 요소보다 더 중요한 요소로 고려했을 수도 있다.

현물시장상황이 선물증거금변동에 영향을 줄 수 있는 다음과 같은 가설도 제시될 수 있다.

가설 : 추가하락 → 경제전체적 부감소 → 경제전체적 신용도하락 → 부도위험증가 → 선물증거금 증가
이러한 점을 제시해 준 심사위원에게 감사드린다.

전까지의 데이터로 구성한다. 같은 방법으로 비교쌍 3의 첫번째 블럭은 비교쌍 2의 두번째 블럭이며, 두번째 블럭은 네번째 증거금 상향조정일(1991년 12월 18일)전 30거래일전부터 하루 전까지의 데이터로 구성한다 <그림 1>은 실증검증할 표본구간및 일련의 비교 데이터를 이해가 용이하도록 일목요연하게 보여준다.

<그림 1> 증거금 정책의 일관성 검증을 위한 비교쌍



일본의 증거금결정기관은 첫째 증거금 상향조정때 증거금의 수준을 비회원에 대해 최초 9%에서 15%로 올렸다. 1991년 1월 31일, 증거금 결정기관은 증거금을 15%에서 20%로 상향조정했으며, 또한 1991년 6월 27일에는 25%로, 그해 12월 18일에는 30%까지 증거금을 상향조정했다. 만약 일본의 증거금 결정기관이 여타 미국의 여러 선물거래소와 같이 증거금의 수준을 결정할 때 선물거래의 활성화와 계약불이행 확률의 최소화라는 두가지 목적에 충실했다고 하자. 또한 증거금을 상향조정할 때 이의 두가지 목적을 위해 가격변동성이나 선물거래활동에 대해 일관된 기준을 가지고 정책수행을 했다고 하면, 각 비교쌍의 결과는 가격변동성에 있어서는 증가, 선물거래활동에 있어서는 감소의 결과를 보여야 한다. 왜냐하면, 증거금은 가격변동성이 증가하면 계약불이행의 위험을 줄이기위해 올려야 하며, 선물거래활동이 위축될 때에는 유동성의 감소로 선물시장에서의 위험이 증가하므로 증거금은 상향조정되어야 한다.

<표 6>은 각 비교쌍에 대한 표준편차, 수정 Levene 값및 bootstrap 유의수준을 보여준다. 비교쌍 1과 3은 가격변동성에 있어서 유의적인 결과를 보이지않으나, 비교쌍 2에서는 놀랍게도 가격변동성이 오히려 0.0198에서 0.0112로 유의적으로 감소하였다. 이 결과는 일본의 선물증거금 결정기관은 선물계약불이행위험의 전형적인 척도인 선물가격변동성이 유의적인 변화가 없거나 혹은 감소했는데도 불구하고 증거금을 상향조정했다는 것을 의미한다.

〈표 6〉 가격변동성에 대한 증거금 정책의 일관성

	비교쌍 1	비교쌍 2	비교쌍 3
블럭 1의 표준편차	.0211	.0198	.0112
블럭 2의 표준편차	.0198	.0112	.0170
수정 Levene 값	.25	5.49	.60
bootstrap 유의수준	(.718)	(.029)**	(.434)

1. * : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준

〈표 7〉 선물거래활동에 대한 증거금 정책의 일관성

	비교쌍 1		비교쌍 2		비교쌍 3	
	거래량	미청산약정고	거래량	미청산약정고	거래량	미청산약정고
$\alpha(x0^{-5})$.6004 (32.87)***	1.0003 (39.67)***	1.0326 (13.02)***	2.4804 (21.22)***	.9774 (29.07)***	1.9979 (46.34)***
$\delta(x0^{-5})$.4323 (5.31)***	1.4800 (12.38)***	-.0522 (-.64)	-.4824 (-3.87)***	.0178 (.29)	.0128 (.16)
조정된 R ²	.31	.71	-.01	.19	-.02	-.02

1. 괄호안의 숫자는 t값임.

2. * : 10% 유의수준, ** : 5% 유의수준, *** : 1% 유의수준

3. 검정통계량은 이분산성(heteroscedasticity)를 해결하기 위해 White(1980)의 방법론을 이용했음.

〈표 7〉은 회귀분석식 (4)를 이용하여 증거금의 수준을 결정하는데 있어서 선물거래활동에 대해서는 어떤 일관성있는 기준이 있는가의 여부에 대한 실증적 분석결과를 보여준다. 비교쌍 1은 유의적인 양의 결과를 보여준다. 이는 첫번째 증거금 상향조정일전 30거래일에서 하루전까지의 선물거래활동에 비해 두번째 증거금 상향조정일전 30거래일에서 하루전까지의 선물거래가 더욱 활발하게 이루어졌음에도 불구하고 증거금의 수준을 올렸다는 것을 의미한다. 이 결과는 선물시장에서 거래가 활성화되면 유동성이 증가하고 이는 곧 위험의 감소를 초래하므로 선물계약의 성실한 이행을 보장하는 증거금의 수준을 낮추어야 한다는 보편적인 관점과 대치된다. 비교쌍 2에 있어서는 미청산약정고의 경우에는 유의적으로 음의 값을 가지고 거래량에 있어서는 유의적인 결과를 보이지 않는다. 비교쌍 3은 미청산약정고뿐만 아니라 거래량 측면의 양쪽다 유의적인 결과를 보이지 않는다.

이러한 특이한 결과는 다음의 세가지로 해석될 수 있다. 첫째, 일본의 증거금 결정기관은 증거금의 적정수준을 결정하는데 있어서 선물시장의 가격변동성이나 거래량 및 미청산약정고등

의 선물거래활동을 중요한 요소로 간주하지 않는다. 둘째, 그렇지 않으면 증거금 결정기관이 일관된 증거금 정책이 없다는 것으로 해석될 수 있다. 위 두가지 경우가 아니면 마지막으로 다음과 같이 해석될 수 있다. 일본의 규제기관은 주가지수선물시장에 비해 현물시장이 계속해서 위축되며 하락하게 되자 주가지수선물시장이 현물시장의 침체원인이라는 어떠한 실증적이고도 논리적인 결과가 없는데도 불구하고 주가지수선물시장을 위축시키기 위해 계속해서 증거금을 상향조정하는 정책을 폈다는 것으로 해석될 수 있다. 본 연구의 실증분석결과를 토대로 한 일본의 주가지수선물증거금의 결정과정 및 방법을 보면, 가격변동성이나 선물거래활동 등과 같은 경제적인 측면을 고려한 내부적 요소에 의해 증거금의 수준을 결정하는 미국의 대부분의 거래소와는 달리 일본의 주가지수선물시장에서는 어떤 알려지지 않은 외부의 변수가 증거금의 수준을 결정한다고 볼 수 있다.

V. 요약 및 결론

이 연구는 일본의 주가지수선물시장에서의 증거금 변화가 시장행태에 미치는 영향과 시장행태와 선물시장 규제기관의 증거금 정책과의 관계를 실증적 분석을 통해 알아보았다. 그 결과는 첫째, 일본 주가지수선물시장에서의 증거금의 증가는 선물시장의 가격변동성에는 별 영향을 미치지 못하는 것으로 나왔다. 증거금의 변화가 거래량에 미치는 영향에 있어서는, 처음 두 번의 증거금 상향 조정 때에는 거래량에 있어서 변화를 보이지 않았고 나머지 세번째와 네번째의 증거금 상향조정 때에는 선물거래량은 감소하였다. 미청산약정고에 대해서는, 첫번의 증거금 상향조정 때 미청산약정고가 증가했다는 것을 제외하고는 그외 증거금 상향조정 때는 유의적인 변화를 보이지 않았다.

또한 이 연구는 증거금의 수준을 결정하는 변수가 무엇인가를 알아보았다. 실증분석결과⁹⁾ 의하면 가격변동성은 두번의 증거금 상향조정시에 중요한 요소로 간주되었고, 선물거래활동에 있어서는 놀랍게도 증거금은 거래량 및 미청산약정고의 증가함수로 나타났다. 이 결과는, 선물거래량이나 미청산약정고가 증가하면 이는 유동성을 증가시켜 위험을 감소시켜 결국 증거금의 수준을 하향조정해야 한다는 보편적인 관점과 상반된다.

이러한 보편적인 관점과 상반된 일본 주가지수선물시장의 증거금 정책을 더욱 더 자세히 알아보기 위해 본 연구는 증거금 정책의 일관성에 초점을 맞추어 분석하였다. 실증분석 결과 일본의 규제당국은 적절한 증거금의 수준을 결정하는 정책에 있어서 일관성이 없거나 아니면 현물시장 침체의 원인을 주가지수선물시장으로 보고 이 시장을 위축시키기 위한 정책을 폈다고

볼 수 있다. 이러한 증거금 정책은 주가지수선물시장의 활성화 및 최적 증거금의 수준을 결정하려는 일본규제당국의 노력에 흠집을 낼 수도 있다.

참 고 문 헌

- Brown, M. B. and A. B. Forsythe, "Robust Tests for the Equality of Variance," *Journal of the American Statistical Association* 69, 1974, 364-367.
- Efron, B., *The Jackknife, the Bootstrap and Other Resampling Plans*, Society for Industrial and Applied Mathematics, Philadelphia, 1982.
- Fishe, R. P. H. and L. G. Goldberg, "The Effect of Margins on Trading in Futures Market," *Journal of Futures Markets* 6, 1986, 307-24.
- Fishe, R. H., L. G. Goldberg, T. F. Gosnell, and S. Sinha, "Margin Requirements in Futures Markets: Their Relationship to Price Volatility," *Journal of Futures Markets* 5, 1990, 541-554.
- Hartzmark, M. L., "The Effect of Changing Margin Level on Futures Market Activity, the Composition of Traders in the Market, and Price Performance," *Journal of Business* 59 (1986 April), 148-80.
- 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* 10, 1991, 376-397.
- Levene, H., Robust tests for equality of variance, Contribution to Probability and Statistics, *Stanford University press*, Paolo Alto, CA., 1960.
- Rutz, R., "The Economics of Performance-Margins in Futures Markets," unpublished, 1984.
- Telser, L. G., "Theory of Speculation Relating Profitability and Stability," *Review of Economics and Statistics* 3 (1959 August), 295-301.
- Tomek, W. G., "Margins on Futures Contract: Their Economic Roles and Regulation," in *Futures Markets: Regulatory Issues*, Anne Peck Ed., American Enterprise Institute, Washington, D.C., 1985.
- White, H., "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica* 48, 1980, 817-38.
- RATS (Regression Analysis of Time Series) 3.0, *Var Econometrics*, Minneapolis, 1988.