

주가지수선물시장에서 지정가 주문의 체결과 취소에 대한 생존분석*

A Competing Risk Analysis on Executions and Cancellations of Limit Orders in KOSPI200 Index Futures Market

한 상 범**

Sang Buhm Hahn

본 연구는 KOSPI200 주가지수 선물시장을 대상으로 지정가 주문에서의 투자자별 의사결정 과정을 체결듀레이션(execution duration)과 취소듀레이션(cancellation duration)에 대한 경쟁위험모형(competing risks model)을 이용하여 분석하였다.

주가지수선물시장에서 투자자별 주문의 비중은 외국인 < 기관 < 개인 순으로 크며, 외국인의 경우에는 약 74%가 취소주문이다. 지정가 주문의 듀레이션은 오른쪽 꼬리가 매우 긴 비대칭적인 분포를 가지며, 주문 듀레이션의 길이도 외국인 < 기관 < 개인 순으로 크다. 특히, 외국인의 경우에는 체결 듀레이션이 취소 듀레이션보다 짧은 특징을 보여준다. 경쟁위험모형의 추정결과에 의하면, 공격적(price aggressive)인 가격 설정 여부가 체결 및 취소 듀레이션에 큰 영향을 주며, 자신의 주문과 경쟁적 관계에 있는 주문이 많을수록 늦게 체결되는 경향이 있다. 반면에 취소위험률의 경우에는 개인과 기관은 경쟁적 주문이 많으면 취소를 빨리하는 경향이 있다. 또한, 시장의 상대방이 공급하는 유동성이 많으면 체결이 신속하게 이루어진다. 특히, 체결하기를 원하는 주문량이 많으면 체결이 지연되는 반면, 취소는 빨리 이루어지는 경향이 있음이 조사되었다. 체결위험률의 경우 모든 투자자들에 대해서 상대적 활동성이 증가하면 체결 듀레이션이 짧아진다. 반면에 취소위험률의 경우 개인과 기관에 대해서는 절대적 활동성이 취소 듀레이션에 영향을 미치지 않는다. 반면에 외국인은 시장의 활동성이 커지면 취소 결정을 매우 신속히 한다. 이는 외국인이 취소 지정가 주문에서 역선택위험을 회피하는 전략적 거래를 수행함을 의미한다. 또한 잔존만기가 가까워질수록 체결과 취소가 신속히 이루어지는 경향이 있음이 발견되었다.

국문 색인어: 경쟁위험모형, 생존분석, 역선택위험, 지정가 주문, KOSPI200 주가지수선물
한국연구재단 분류 연구분야 코드: B050704

* 본 연구는 2009년도 경기대학교 학술연구비 지원에 의하여 수행되었음.

** 경기대학교 경제학과 교수(sbhahn@kgu.ac.kr)

논문 투고일: 2012. 04. 23, 논문 최종 수정일: 2012. 05. 15, 논문 게재 확정일: 2012. 05. 31

I. 서 론

우리나라의 대표적인 파생상품시장인 KOSPI200 주가지수 선물시장은 1996년 5월 증권거래소(KSE : Korea Stock Exchange)에 처음 상장되어 문을 연 이래 눈부신 발전을 이루고 있다. 2009년 11월 16일부터는 시카고상업거래소(CME) 글로벡스에서도 연계거래가 이루어지고 있다. 박철호(2011)에 의하면 2010년 현재 한국의 KOSPI200 주가지수 선물 및 옵션시장을 포함한 장내파생상품시장은 거래량 측면에서 세계 1위를 달리고 있으며, KOSPI200 주가지수 선물시장이 국내 장내파생상품에서 차지하는 비중은 계약금액기준으로 70%를 차지한다. 이러한 외형적 성장에도 불구하고 전형적인 전자 지정가 주문 거래시장(electronic limit order market)인 지수선물시장에 대한 시장미시구조와 관련된 학술적 연구는 주식시장에 비해서 그렇게 활발하지 않은 형편이다. 본 연구는 KOSPI200 주가지수 선물시장을 대상으로 지정가 주문에서의 투자자별 의사결정 과정을 체결듀레이션(execution duration)과 취소듀레이션(cancellation duration)에 대한 경쟁위험모형(competing risks model)을 이용하여 분석하고자 한다.

KOSPI200 주가지수 선물시장에서 투자자들이 선택할 수 있는 주문의 형태는 지정가 주문(limit order)과 시장가 주문(market order), 조건부 지정가 주문, 최유리 지정가 주문이 있다. 시장가 주문은 종목 및 수량은 지정하지만 가격을 지정하지 않는 주문으로 가장 유리한 가격으로 즉시 체결된다. 반면 지정가 주문은 수량뿐만 아니라 가격을 지정하는 주문으로 투자자가 지정한 가격 또는 그 가격보다 유리한 가격에 거래를 하고자 하는 주문이다. 따라서 매수 주문의 경우 지정된 가격이나 그보다 낮은 가격에, 매도 주문의 경우에는 지정된 가격이나 그보다 높은 가격이면 체결이 이루어진다. 지수선물시장에서는 이 중에서 시장가주문, 시장가주문의 성격이 있는 최유리 지정가 주문 및 조건부 지정가 주문은 유동성이 낮은 종목의 가격왜곡 방지를 위하여 최근월물에만 허용된다. 시장가 주문은 즉시 체결될 수 있다는 장점이 있지만 불리한 가격에 체결될 수 있는 단점을 가지는데, 이를 정보거래 측면에서 보면 불리한 가격을 받아들이는 대신 정보보유자와의 거래로

부터 발생하는 역선택 위험을 부담하지 않기 위한 전략적 행동으로 파악할 수 있다. 반면에 지정가 주문은 시장가 주문에 비해 유리한 가격에 체결된다는 장점을 가지지만, 체결이 되지 않을 위험이 존재하며, 또한 체결이 되더라도 체결까지 많은 시간이 걸릴 수 있는 단점이 있다. 그러나 이 경우에도 정보거래측면에서 보면 지정가 주문을 제출한 투자자는 유리한 가격의 체결을 위해서 정보보유자와의 거래로부터 발생하는 역선택위험을 이익의 대가로 부담하는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 본 논문에서는 투자자를 개인, 기관, 외국인으로 분류하여 각 투자자들에 대한 경쟁위험모형 추정을 통해 역선택위험에 대한 회피 전략을 검정하고자 한다.

일반적으로 시장에서의 유동성 공급은 지정가 주문에 의해서 이루어지기 때문에 지정가 주문과 관련된 시장미시구조 연구는 대부분 지정가 주문에 의한 유동성 공급이 주문흐름이나 가격발견, 거래비용, 또는 가격변동성에 미치는 영향을 분석하는데 초점이 맞추어져 있다. 지정가주문의 제출부터 체결까지 걸리는 시간을 정의한 체결듀레이션에 대한 연구는 Hollifield, Miller and Sandås(2004)에 의해 이루어졌다. Lo, MacKinlay and Zhang(2002)은 체결듀레이션에 대한 계량경제학적 방법론으로 생존분석방법(duration analysis)을 제시하고 미국 주식시장을 대상으로 그 적합성을 검정하였다. 그러나 이들은 계량방법론에만 주로 관심이 있었으므로 체결듀레이션의 생존분석에서 파생되어 나오는 시사점에 대해서는 크게 다루지 않았으며, 취소듀레이션에 대한 분석은 아예 다루지 않았다. Chakrabarty et. al.(2006)는 Lo, MacKinlay and Zhang(2002)의 연구를 확장하여 경쟁위험모형을 이용한 체결듀레이션과 취소듀레이션 분석을 수행하였다. 그러나 이들의 논문도 지정가 주문을 가장 잘 적합시키는 계량경제학적 모형이 어떤 것인가에 주로 초점이 맞추어져 있다. 지정가 주문의 체결듀레이션과 관련된 국내 논문은 류근관·정재만·조재근(2003)이 유일하다. 이들은 2변수 경쟁위험모형을 사용하여 주식시장에 대한 지정가 주문의 생존분석을 수행하여, 투자자 구분없이 추정한 매수 주문의 경우 호가와와 거리, 유동성 경쟁, 시장의 활동성이 체결시간에 영향을 미치고, 매도주문의 경우에는 주문량이 취소결정에 중요한 영향을 미치는 것

으로 분석하고 있다. 이들은 또한 투자주체별 타입을 식별하여 개인의 경우 매수에서는 인내형 투자자가 다수 존재하지만 매도에서는 성급형 투자자가 훨씬 많음을 보여주고 있다. 반면에 기관과 외국인은 매수 및 매도 주문 모두에서 성급형 투자자가 훨씬 많이 존재한다고 주장하였다.

국내외를 막론하고 지금까지 지정가 주문의 체결 듀레이션에 대한 학술적 연구는 주로 주식시장에 대해서만 이루어져 왔으며, 파생상품시장인 주가지수선물시장에 대한 실증적 연구는 거의 전무한 상태이다. 투자자들이 지수선물시장과 같은 파생상품시장에 참여하는 이유가 주시시장과는 달리 주로 헤징과 투기적 거래에 있으므로 지정가 주문에서의 의사결정은 주식시장과는 다를 것으로 판단된다. 따라서 본 연구에서는 주가지수선물시장의 일중(intra-day)거래 및 체결자료를 사용하여 시장에 참여하는 투자자들의 지정가 주문에 대한 듀레이션분석을 통해 주문의 의사결정에 대한 차별성을 주식시장의 경우와 비교분석하고자 한다. 이를 위해 체결듀레이션과 취소듀레이션을 분석하는데 유용한 경쟁위험모형을 이용하여 이들이 지정가주문의 위치, 지정가 주문량, 그리고 시장상황 등에 따라 어떻게 영향을 받는지를 살펴본다. 경쟁위험모형은 실패의 원인이 2개 이상 존재할 때 유용하게 사용할 수 있는 생존분석모형이다. 지수선물시장에서 투자자가 지정가 주문을 제출하면 그 주문은 체결이 되거나 또는 취소가 되는 2가지의 배타적인 결과 중 하나의 결과로 실현되게 되는데, 만약 취소가 실현되기 전에 체결이 먼저 실현되면 체결듀레이션이, 반대로 체결이 되기 전에 취소가 먼저 실현되면 취소듀레이션이 관찰되게 된다. 즉, 2개의 서로 다른 원인에 의해 듀레이션이 결정된다. 따라서 관찰된 듀레이션은 경쟁위험모형에 의해 가장 적절하게 모형화될 수 있다. 본 연구에서는 선물시장에 참여하는 투자자들을 개인, 외국인, 기관투자자 등으로 보다 세분화하여, 이들의 주문체결 및 취소 행태를 비교분석함으로써 이들의 시장참여 동인에 대한 분석 및 정보거래자 여부를 평가할 수 있을 것으로 판단된다.

논문의 구성을 간단히 소개하면, 제2장에서는 본 연구에서 사용된 경쟁위험모형에 대한 방법론을 정리하고 있고, 제3장에서는 데이터에 대한 논의와 기초통계

량을 논의하고 있으며, 제4장에서는 실증분석의 결과를 제시하고 이를 해석하였으며, 제5장에서는 시사점과 논문의 한계를 정리하면서 논문을 마무리한다.

II. 방법론

1 경쟁위험 생존분석

지정가주문의 체결듀레이션과 취소듀레이션을 분석하기 위한 계량경제학적 방법론으로 본 연구에서는 경쟁위험모형을 이용한다. 시장에 제출된 지정가주문은 체결(execution)되거나 취소(cancellation)되는 두 가지 결과로 귀착되는데, 만약 취소가 이루어지기 전에 체결이 이루어지면 “체결까지 걸린 시간”(체결듀레이션)이 관측되고, 체결이 이루어지기 전에 주문이 취소가 되면 “취소까지 걸린 시간”(취소듀레이션)이 관측된다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

2개의 경쟁위험이 존재하는 경우에 서로 다른 원인($j = 1, 2$)에 의해 다른 사건이 발생하는데 걸리는 시간인 잠재적인 생존시간(latent survival times)들을 T_1, T_2 이라고 하면, 실제 관측되는 생존기간(듀레이션)은 먼저 관측된 사건이 발생하는데 걸린 시간인 $T = \min\{T_1, T_2\}$ 가 되고, 사건의 원인은 $J = \operatorname{argmin}_{j=1,2} T_j$ 이 된다. 지정가 주문의 종결은 체결과 취소의 경우밖에 없으므로 종결의 원인이 체결로 관측되면 $J = 1$, 취소면 $J = 2$ 로 나타낼 수 있다. 지정가주문의 경우 주문이 제출된 후 체결이나 취소가 이루어지지 않고 폐장시간까지 지정가 주문장(order book)에 미체결·미취소 상태로 남아있게 되면 우측절단(right-censored data)된 자료가 된다. δ 를 우측절단 지시함수(right-censoring indicator)라고 하고 $\delta = 0$ 이면 우측절단 자료, $\delta = 1$ 이면 생존기간(듀레이션)이 관측된 자료를 나타낸다고 하자. T_c 는 우측절단까지 걸린 시간을 나타낸다. 따라서 i 번째 지정가주문은 미체결·미취소 상태로 장이 마감되었는지 여부에 따라서 $(t_i, j_i, \delta_i = 1)$ 또는 $(t_i, \delta_i = 0)$ 의 형태를 취하게 된다. t_{ci} 가 i 번째 지정가주문의 우측절단된 시간이므로

$t_i \in (t_0, t_{ci})$ 는 자료가 우측절단되지 않은 경우의 실제 체결 또는 취소가 이루어진 시간을 나타내며, 우측절단된 경우에는 $t_i = t_{ci}$ 가 우측절단된 시간이 된다.

이제 각 지정가 주문에 대하여 체결듀레이션과 취소듀레이션의 결합생존확률 함수(joint survival function)는

$$S(t_1, t_2 | t_0) = P\{T_1 > t_1, T_2 > t_2 | T_1 > t_0, T_2 > t_0\}$$

와 같이 표현되며, 지정가 주문이 우측절단된 확률은 다음과 같은 결합생존확률 함수(joint survival function)로 주어진다.

$$P\{\delta_i = 0 | T_{1i} > t_0, T_{2i} > t_0\} = S(t_{ci}, t_{ci} | t_0)$$

또한 우측절단 사건이 생존기간과는 독립적으로 발생한다고 가정하면 로그우도함수는 다음과 같이 간단한 형태로 주어진다.

$$L = \sum_{i=1}^n [(1 - \delta_i) \ln S(t_{ci}, t_{ci} | t_0) + \delta_i \ln f(t_i, j_i | t_0)] \quad (1)$$

위 식에서 i 번째 지정가 주문에 대하여 $\delta_i \in \{0, 1\}$, $t_i \in (t_0, t_{ci}]$, $j_i \in \{1, 2\}$ 가 관측되며, 체결듀레이션과 취소듀레이션의 위험별(risk-specific) 확률밀도함수 $f(\cdot, \cdot | t_0)$ 는

$$f(t, j | t_0) = - \left. \frac{\partial S(t_1, t_2 | t_0)}{\partial t_j} \right|_{t_1 = t_2 = t}, \quad j = 1, 2$$

와 같다. 위험별(risk-specific) 확률밀도함수는 다시 위험별(risk-specific) 위험률 함수(hazard rate function)를 이용하여 $f(t, j | t_0) = h_j(t | t_0) S(t_1, t_2 | t_0)$ 로 표현된다. 이때, 각 위험별 위험률은 누적 위험률로부터 구할 수 있는데, 체결듀레이션과 취소듀레이션이 독립이라는 가정 하에서 누적위험률은 각각의 원인별 위험률의 적분한 값을 더하여 구할 수 있다.

$$H(t_1, t_2 | t_0) = \int_{t_0}^{t_1} h_1(\tau | t_0) d\tau + \int_{t_0}^{t_2} h_2(\tau | t_0) d\tau$$

또한 누적위험률함수와 생존함수간의 $H(t_1, t_2 | t_0) = -\ln(S(t_1, t_2 | t_0))$ 의 관계를 이용하면 결합생존확률은 다음의 위험별 조건부 생존확률의 곱으로 표현된다.

$$S(t_1, t_2 | t_0) = \exp\left[-\left(\int_{t_0}^{t_1} h_1(\tau | t_0) d\tau + \int_{t_0}^{t_2} h_2(\tau | t_0) d\tau\right)\right] = S_1(t_1 | t_0) S_2(t_2 | t_0)$$

따라서 로그우도함수 식 (1)에 위에서 정의된 위험별 위험률과 조건부 생존확률을 대입하면 경쟁위험모형을 추정할 수 있다.

본 연구에서는 체결 및 취소드레이션의 경쟁위험 확률에 영향을 미치는 지정가 주문가격, 주문수량 및 주문이 제출되는 시점의 시장상황들을 고려하여 이들 변수들이 투자자 주문의 체결과 취소에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 이를 위해 생존분석 회귀분석에서 주로 사용되는 Cox(1972)의 비례위험모형 (proportional hazards model)을 이용하여 분석을 수행한다. 이 모형은 각 j 위험에 대해서 관측치 i 에 대한 위험률함수 $h_j(t, i)$ 를 모든 표본에 공통적인 기저위험함수(baseline hazard function)와 각 표본의 설명요인들의 함수로 나타난 개별위험함수인 상대위험함수(relative hazard function)의 곱으로 표현한다. 즉, $h_j^0(t)$ 를 j 위험률의 기저위험함수라고 할 때 Cox 모형에서 각 관측치의 위험함수는 식 (2)의 형태를 가진다.

$$\begin{aligned} h_j(t, i) &= h_j^0(t) \exp(Z_i' \beta) \\ &= h_j^0(t) \exp(\beta_1 z_{i1} + \beta_2 z_{i2} + \dots + \beta_k z_{ik}) \end{aligned} \tag{2}$$

여기서 $Z_i = (z_{i1}, z_{i2}, \dots, z_{ik})$ 는 k 개의 설명변수로 이루어진 i 번째 관측치의 설명변수 벡터이고, $\beta' = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ 는 해당 설명변수에 대응하는 회귀계수 벡터이다. 만약 모든 설명변수의 값이 영(zero)의 값을 가지게 되면 지수함수로 이루어진 개별위험함수는 1이 된다. 이는 각 설명변수가 위험함수에 미치는 영향이 전혀 없다는 것을 의미하게 되므로 위험함수 $h_i(t)$ 는 모든 관측치에 동일한 기저위험

함수만을 갖게 된다. Cox의 비례위험모형에서는 기저위험함수 $h_j^0(t)$ 에 대한 사전적인 가정을 필요로 하지 않는다는 장점이 있으므로 본 연구에서는 Cox 모형을 이용하여 경쟁위험모형을 분석하며, 논의를 단순하게 하기 위해서 체결듀레이션과 취소듀레이션은 서로 독립이라는 가정하에 Lunn and McNeal(1995)의 방법을 이용하여 모형을 추정한다.

2. 설명변수의 정의

지정가 주문의 특성과 선물시장의 시장상황이 체결듀레이션 또는 취소듀레이션에 미치는 영향을 분석하기 위해서 Lo, MacKinlay and Zhang(2002)에서와 같이 다음과 같은 설명변수들을 모형에 포함시킨다. 이들 변수들은 지정가주문의 최근 시장가 및 호가대비 상대가격, 지정가주문 수량, 시장의 심도, 유동성, 시장의 활동성과 관련된 변수들이다. 보다 구체적으로 이들 변수들을 정의하기 위해서 먼저 Lo, MacKinlay and Zhang(2002)을 따라서 P, P_l, P_b, P_o, P_q 를 각각 시장가(가장 최근에 체결된 가격), 지정가 주문가격, 매수호가, 매도호가 및 최우선 매수·매도호가의 중간가격이라고 하고, S_l, S_b, S_o 를 각각 지정가 주문량, 최우선 매수 주문량, 최우선 매도주문량이라고 하자.

이제 매수(buy) 지정가 주문 모형에 포함된 설명변수들은 다음과 같이 정의되며, 모든 변수들은 지정가 주문이 제출되는 시점에서 측정된다.

$$MQLP = P_q - P_l$$

$$BSID = \begin{cases} 1 & \text{if } P > P_q \\ 0 & \text{if } P = P_q \\ -1 & \text{if } P < P_q \end{cases}$$

$$MKD1 = \begin{cases} (1 + P_b - P_l) \ln S_b & \text{if } P_l \leq P_b \\ 0 & \text{if } P_l > P_b \end{cases}$$

$$MKD2 = \begin{cases} \frac{\ln S_o}{1 + P_o - P_l} & \text{if } P_l \leq P_o \\ \ln S_o & \text{if } P_l > P_o \end{cases}$$

$$SZSD = \begin{cases} (1 + P_o - P_l) \ln S_l & \text{if } P_l < P_o \\ \ln(S_l - S_o) & \text{if } P_o = P_l \text{ and } S_l > S_o \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$STKV = \text{trades last half hour} / \text{trades last one hour}$$

$$TURN = \ln(\text{trades last one hour})$$

위에서 정의된 변수 중에서 다음의 4개의 설명변수는 매도(sell) 지정가 주문 모형에서는 변수들에 대한 해석의 일관성을 유지하기 위하여 다음과 같이 재정의되며, 지수선물시장의 특성을 반영하여 매수 및 매도 모형 모두에 잔존만기(MTR) 변수를 추가한다.

$$MQLP = P_l - P_q$$

$$MKD1 = \begin{cases} (1 + P_l - P_o) \ln S_o & \text{if } P_l \geq P_o \\ 0 & \text{if } P_l < P_o \end{cases}$$

$$MKD2 = \begin{cases} \frac{\ln S_b}{1 + P_l - P_o} & \text{if } P_l \geq P_b \\ \ln S_o & \text{if } P_l < P_b \end{cases}$$

$$SZSD = \begin{cases} (1 + P_l - P_b) \ln S_l & \text{if } P_l \geq P_b \\ \ln(S_l - S_b) & \text{if } P_b = P_l \text{ and } S_l > S_b \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

이렇게 정의된 설명변수들은 지정가 주문이 이루어지는 시점의 현재 시장 상황 뿐만 아니라 동태적인 측면도 반영하고 있다. 이를 구체적으로 살펴보면, $MQLP$ 변수는 지정가 주문이 제출되는 시점에서의 최우선 매수·매도호가의 중간가격과 지정가 주문가격과의 차이를 측정한다. 이 변수의 계수값이 음(-)이라면 이는 최우선 매수·매도호가의 중간가격과 지정가 주문가격과의 괴리가 크면 클수록

체결이 안 될 가능성이 높거나 또는 취소를 안 할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

*BSID*는 지정가 주문을 제출하기 직전의 체결이 매수주문에 의해서 이루어졌는지 아니면 매도주문에 의해서 이루어졌는지를 나타내는 변수이다. 체결이 매수주문에 의해 이루어졌으면 1, 매도주문에 의해 이루어졌으면 -1의 값을 가진다. 따라서 이 변수의 부호가 양(+)이라면 체결위험률의 경우에는 직전거래가 매수주도 거래(buyer-initiated trade)인 경우 체결듀레이션이 짧아진다는 것을 의미하며 취소위험률의 경우에는 취소를 빨리할 가능성이 높다는 것을 의미한다. 반면에 직전거래가 매도주도 거래(seller-initiated trade)인 경우에는 체결위험률의 경우 체결듀레이션이 길어질 가능성이 높으며 취소위험률의 경우에는 취소를 늦게 할 가능성이 높다는 것을 나타낸다.

*MKD1*는 자신의 주문보다 체결될 가능성이 높은 경쟁지정가 주문량의 최소값을 나타내는 변수이다. 만약 어떤 투자자의 지정가 주문가격이 최우선 매수호가보다 높다면 그 투자자의 주문이 체결될 가능성이 더 높으므로 이 변수의 값은 0의 값을 가지게 된다. 그러나 그 반대의 경우에는 최우선 매수호가 잔량을 포함하여 투자자의 주문가격보다 높은 매수호가에 의한 주문이 모두 체결되어야 그 투자자의 주문이 체결될 기회를 갖게 되며 이 변수는 그 중에서도 최우선 매수호가 잔량만을 고려하므로 이러한 경쟁지정가 주문량의 최소값이 된다. 이 변수는 다시 지정가 주문가격과 최우선 매수호가 사이의 거리에 의해서 재조정된다. 만약 *MKD1*의 계수가 음(-)이라면 이는 경쟁지정가 주문량이 많으면 많을수록 체결위험률의 경우 체결이 늦게 이루어질 가능성이 높아지게 되며, 취소위험률의 경우에는 취소를 늦게 할 가능성이 높다는 것을 의미한다.

*MKD2*는 주문의 상대방 측에서 제공하는 유동성을 측정한다. 만약 어떤 투자자의 지정가 주문가격이 최우선 매도호가보다 높다면 최우선 매도호가 잔량 전부는 그 투자자의 주문에 의해 체결될 가능성이 높게 되므로 최우선 매도호가 잔량 전부를 변수의 값으로 택한다. 반면에 주문가격이 최우선 매도호가보다 낮다면 지정가 주문가격과 최우선 매도호가와의 거리가 멀수록 더 작은 값을 갖도록 변수가 구성된다. 따라서 *MKD2*의 계수의 부호가 양(+)의 값을 가지면 시장의 매도측 유

동성 공급이 많아질수록 체결위험률의 경우 체결이 빨리 이루어질 가능성이 높아지게 되며, 취소위험률의 경우에는 취소를 하게 될 가능성이 높아지게 된다.

*SZSD*는 지정가 주문 투자자가 체결시키기 위해 주문한 지정가 주문 유동성을 측정한다. 이 변수는 지정가 주문가격과 최우선 매도호가와의 차이를 가중치로 부여하여 이 차이가 클수록 큰 값을 가지도록 구성된다. 만약 최우선 매도호가 지정가 주문가격보다 높으면 지정가 매수주문 투자자가 체결하여야 할 주문량이 상대적으로 많아지게 되고, 그 반대의 경우에는 신속하게 주문이 체결될 수 있어서 매수주문 투자자의 주문 체결 부담이 적어지게 된다. 따라서 *SZSD*의 계수가 음(-)이라면 이는 매수지정가 주문량이 상대적으로 많으면 많을수록 체결위험률의 경우 체결이 늦게 이루어질 가능성이 높아지게 되며, 취소위험률의 경우에는 가급적 취소하지 않고 기다릴 가능성이 커진다는 것을 의미한다.

*STKV*는 단기의 시장활동성의 변화를 측정하는 변수이다. 이 변수는 지정가주문 직전 30분간의 거래횟수를 직전 1시간 동안의 거래횟수로 나누어 구한다. 반면에 *TURN*은 주문 직전 1시간 동안의 거래횟수의 로그값으로 측정되며, 시장의 절대적인 활동성을 의미한다. 이 변수의 계수가 양(+)인 경우 시장의 거래가 활발하여 활동성이 높아지면 체결위험률의 경우 체결이 빠르게 이루어질 가능성이 높다는 것을 의미하며, 취소위험률의 경우에는 취소 가능성이 높아진다는 것을 의미한다.

매도(sell) 지정가 모형의 설명변수에 대해서도 *BSID*를 제외하고 동일한 방향에서의 해석이 가능하다.

III. 데이터 및 기초통계량

본 연구는 KOSPI200 주가지수선물시장의 체결 및 호가자료를 이용하여 지정가 주문의 생존분석을 수행한다. 2007년 3월 만기인 3월물¹⁾을 대상으로 하여 분석기

1) 2007년 중 만기가 돌아오는 3월물 이외에 6월물, 9월물, 12월을 대상으로 연구한 자료들에 대한 추정결과의 양이 많아 여기에 제시하지 않으나 결과는 대동소이 하였다.

간은 선물거래가 가장 활발하게 이루어지는 만기 9일전부터 만기전 5일까지인 2007년 2월 22일부터 2월29일까지의 기간으로 하였다.

본 연구에서는 분석기간 중에 10시부터 장마감 동시호가 시작되는 15시 5분까지 시장에 제출된 모든 매수 지정가 주문 및 매도 지정가 주문을 대상으로 한다. 15시 5분 이전에 제출되었으나 15시 5분까지 체결되거나 취소되지 않은 주문은 우측절단된 자료로 간주된다. 주문 자료를 장 개시 시간인 9시가 아니라 10시 이후 자료만을 사용하는 이유는 설명변수로 사용되는 *STKV*와 *TURN*를 계산하기 위해서 사전적으로 주문 직전 1시간 거래자료가 필요하기 때문이다. 또한 15시 5분 이후에 제출된 지정가 주문을 분석에서 제외하는 이유는 동시호가의 영향을 분석에서 배제하기 위함이다.

우측절단되지 않은 모든 지정가 주문에 대하여 체결과 취소를 구분하여 생존기간인 듀레이션을 계산한다. 주가지수 선물시장에서 투자자의 지정가 주문은 정상주문, 정정주문, 그리고 취소주문으로 분류되어 시장에 제출된다. 따라서 정상주문은 시장에서 체결되거나 투자자에 의해 정정 또는 취소된다. 정상주문이 정정되는 경우는 주문이 취소된 것으로 간주하고, 정정되어 새롭게 제출된 주문을 새로운 정상주문으로 인식하여 다시 체결과 취소 여부를 구분한다. 주문 체결의 경우 한 번에 주문 전량이 체결(*complete kill*)되는 경우뿐만 아니라 부분적으로 체결(*partial kill*)된 경우에도 체결로 간주한다. 따라서 체결듀레이션은 첫 번째 체결(*first kill*)된 자료만 포함한다. 취소의 경우도 마찬가지로 자료를 다루었으나, 논의를 단순하게 하기 위해서 한 주문이 동시에 부분적으로 체결되고 부분적으로 취소된 경우는 자료에서 제외하였다.

위에서 구한 체결 및 취소듀레이션 중에서 체결 및 취소까지 걸리는 시간이 1초 이하인 주문(*fleeting limit order*)은 Chakrabarty et. al.(2006)²⁾와 류근관 외 2인(2003)에서와 같이 분석에서 제외하였다. 이러한 주문들이 주문에서 차지하는 비중은 매수 지정가 주문의 경우 약 25.0%를 차지하고, 매도 지정가 주문의 경우에는 25.9%를 차지한다. 이러한 주문들은 주문가격을 특정한다는 점에서 지정가 주문

2) Chakrabarty et. al.(2006)는 듀레이션이 2초 미만의 자료를 분석에서 제외하였다.

문이나 대부분의 거래가 최우선 매도호가보다 높은 매수주문 가격을 제출하거나 최우선 매수호가보다 낮은 매도주문 가격을 제출함으로써 거래가 즉시 체결되게 되어 오히려 시장가 주문에 가까운 주문들이다. 따라서 이러한 주문 듀레이션의 움직임은 정상적인 지정가 주문과는 다른 동태적 특징을 가질 가능성이 높다.

〈표 1〉 매수 지정가 주문 듀레이션의 기초통계량

단위: 분(minutes)

	자료수	평균	표준편차	최소값	1사분위	중앙값	3사분위	최대값
전체자료								
전체	163,793	7.65	26.73	0.02	0.18	0.68	3.14	304.79
개인	96,964	8.69	28.07	0.02	0.25	0.93	4.28	304.79
기관	44,429	7.52	26.98	0.02	0.19	0.66	2.85	303.75
외국인	22,400	3.40	18.69	0.02	0.07	0.22	0.71	302.55
체결 지정가주문								
전체	59,589	4.76	16.12	0.02	0.17	0.56	2.16	267.91
개인	36,450	5.05	16.41	0.02	0.2	0.64	2.57	219.45
기관	17,562	4.63	16.15	0.02	0.14	0.48	1.79	184.40
외국인	5,577	3.30	13.93	0.02	0.12	0.35	1.08	267.91
취소 지정가주문								
전체	100,683	6.68	22.11	0.02	0.19	0.72	3.40	300.30
개인	58,197	8.03	23.96	0.02	0.28	1.09	4.93	300.30
기관	25,925	6.47	21.47	0.02	0.21	0.77	3.3	298.65
외국인	16,561	2.23	14.37	0.02	0.06	0.18	0.57	295.18
미체결 지정가주문								
전체	3,521	84.41	93.85	0.02	5.11	49.54	131.96	304.79
개인	2,317	82.57	92.93	0.02	5.09	42.35	127.95	304.79
기관	942	90.34	98.69	0.02	5.24	52.71	138.8	303.75
외국인	262	79.37	82.82	0.04	5.12	55.6	133.79	302.55

체결듀레이션 및 취소 듀레이션의 기초통계량이 〈표 1〉과 〈표 2〉에 정리되어 있다. 매수 지정가 주문의 경우인 〈표 1〉을 먼저 살펴보면, 첫째, 전체 매수 주문

중에서 체결 주문이 차지하는 비중은 36.4%이고, 취소 주문이 차지하는 비중은 61.5%로 취소주문이 높다. 특히, 외국인의 매수 주문 중에서 취소 주문의 비중이 체결 주문의 비중보다 현저히 높다. 외국인 체결율은 24.9%인데 반해, 취소율은 73.9%에 달한다. 반면에 개인과 기관의 체결율과 취소율은 서로 엇비슷하여 체결율의 경우는 각각 37.6%, 39.5%이고, 취소율의 경우는 각각 60.0%, 58.4%이다. 이는 외국인이 개인이나 기관에 비하여 더 능동적으로 시장상황에 따라 위험회피를 추구한다는 것을 의미하는 것으로 해석된다.

둘째, 매수 주문의 제출건수에서 개인, 기관, 외국인 순으로 많음을 알 수 있다. 총 매수 지정가 주문 제출건수에서 개인은 59.2%, 기관은 27.1%, 외국인은 13.7%를 차지하여, 개인이 다른 투자자에 비해서 매우 활발하게 지수선물시장에 참여한다는 것을 나타낸다.

셋째, 매수 지정가 주문의 듀레이션은 전체 평균은 7.65분인데 반해 중앙값은 0.68분(40.8초)으로 오른쪽 꼬리가 매우 긴 비대칭적인 분포를 가지고 있다. 이는 주식시장의 주문 듀레이션을 분석한 류근관 외 2인(2003)의 결과와 유사하나 주식시장의 경우보다 분포가 더 비대칭적으로 것으로 판단된다.

넷째, 매수 지정가 주문 듀레이션의 크기는 개인, 기관, 외국인 순으로, 개인의 주문 듀레이션이 가장 길고 외국인의 주문 듀레이션이 가장 짧다. 특히, 개인과 기관은 체결듀레이션이 각각 4.76분과 5.05분인데 반해 취소 듀레이션은 각각 6.68분과 8.03분으로 그 길이가 더 길데 반해, 외국인의 경우에는 체결 듀레이션이 3.30분이며 취소 듀레이션은 그 보다 더 짧은 2.23분이다. 이는 체결 주문의 경우에는 외국인이 개인과 기관에 비해 더욱 신속한 체결을 선호하며 취소 주문의 경우에도 개인과 기관에 비해 더욱 민감하게 시장상황에 반응하여 적극적으로 취소를 결정한다는 것을 의미한다. 이는 외국인이 다른 투자자에 비해 취소를 자주 빨리 하므로 체결률은 낮아지고 체결된 건수의 듀레이션도 다른 투자자에 비해 짧아지는 것으로 보인다. 이러한 결과는 주식시장의 주문 듀레이션을 분석한 류근관 외 2인(2003)의 결과와 매우 다르다. 이들은 주식 주문의 경우에 외국인의 체결 듀레이션이 개인에 비해서 짧지만, 취소 듀레이션의 경우에는 외국인이 개인에

비해 더 길다고 보고하고 있으며, 따라서 체결의 경우에는 외국인이 주문의 신속한 체결을 선호하지만, 취소의 경우에는 개인이 더 시장에 민감하게 반응하여 신속히 취소한다고 설명하고 있다.

다섯째, 우측절단에 해당하는 미체결 및 미취소율을 보면, 개인은 전체 매수 지정가 주문 중에 2.4%, 기관은 2.1%, 외국인은 1.2%로 개인의 미체결·미취소율이 가장 높다. 이는 개인의 주문전략이 외국인에 비해서 정교하지 않거나 또는 시장 상황에 적극적으로 대응하지 않는 것을 반영하는 것으로 앞에서 언급된 투자자별 특징과 그 궤를 같이한다고 해석된다.

〈표 2〉 매도 지정가 주문 듀레이션의 기초통계량

단위: 분(minutes)

	자료수	평균	표준편차	최소값	1사분위	중앙값	3사분위	최대값
전체자료								
전체	158,026	7.44	25.28	0.02	0.2	0.71	3.39	304.64
개인	92,459	8.36	26.18	0.02	0.26	1.00	4.61	304.64
기관	43,118	7.74	26.68	0.02	0.2	0.72	3.24	303.5
외국인	22,449	3.05	16.88	0.02	0.07	0.23	0.65	304.17
체결 지정가주문								
전체	57,465	4.86	17.27	0.02	0.17	0.56	2.48	266.19
개인	34,585	5.09	17.14	0.02	0.20	0.66	2.93	266.19
기관	17,025	5.06	18.7	0.02	0.15	0.50	2.33	262.61
외국인	5,855	2.94	13.08	0.02	0.11	0.32	1.03	240.97
취소 지정가주문								
전체	97,125	6.79	21.35	0.02	0.20	0.77	3.60	303.49
개인	55,636	7.95	22.37	0.02	0.31	1.18	5.26	303.49
기관	25,123	7.26	23.21	0.02	0.24	0.85	3.57	282.67
외국인	16,366	2.11	12.25	0.02	0.06	0.19	0.53	254.46
미체결 지정가주문								
전체	3,436	68.71	87.40	0.02	3.24	24.32	105.63	304.64
개인	2,238	68.97	86.57	0.02	3.85	25.60	104.93	304.64
기관	970	66.98	88.95	0.02	2.28	20.99	95.29	303.50
외국인	228	73.44	88.98	0.05	5.86	26.03	122.87	304.17

〈표 2〉는 매도 지정가 주문의 기초통계량이 정리되어 있는데, 전반적으로 매수 지정가 주문의 기초통계량에서 보여 주고 있는 특징과 유사한 결과를 보여주고 있다. 그 특징을 간략히 살펴보면, 첫째, 매도 지정가 주문 중에서 개인의 주문이 가장 많고 다음으로 기관, 외국인 투자자 순으로 주문이 많다. 둘째, 매도 지정가

〈표 3〉 1계약 주문의 듀레이션에 대한 기초통계량

단위: 분(minutes)

패널 A: 매수 지정가 주문

	자료수	계약비중	평균	표준편차	최소값	중앙값	최대값
개인							
1계약 주문	64,353	66.37(%)	8.85	28.06	0.02	1.02	304.79
1계약 이상 주문	32,611	33.63(%)	8.39	28.09	0.02	0.76	302.64
기관							
1계약 주문	23,420	52.71(%)	6.52	22.84	0.02	0.71	303.75
1계약 이상 주문	21,009	47.29(%)	8.64	30.91	0.02	0.62	298.65
외국인							
1계약 주문	3,014	13.46(%)	7.65	28.30	0.02	0.50	295.18
1계약 이상 주문	19,386	86.54(%)	2.74	16.61	0.02	0.20	302.55

패널 B: 매도 지정가 주문

개인							
1계약 주문	59,440	64.29(%)	9.19	28.09	0.02	1.11	304.64
1계약 이상 주문	33,019	35.71(%)	6.86	22.27	0.02	0.81	299.45
기관							
1계약 주문	23,348	54.15(%)	7.25	24.15	0.02	0.83	303.00
1계약 이상 주문	19,770	45.85(%)	8.31	29.37	0.02	0.62	303.50
외국인							
1계약 주문	2,895	12.90(%)	8.12	27.71	0.02	0.43	265.16
1계약 이상 주문	19,554	87.10(%)	2.30	14.47	0.02	0.21	304.17

주문의 경우에도 주문 듀레이션이 오른쪽 꼬리가 매우 긴 매우 비대칭적인 분포를 가진다. 셋째, 매도 주문 듀레이션의 크기를 살펴보면 개인과 기관의 체결 및 취소 듀레이션은 그 크기가 비슷하며 외국인의 경우는 체결 및 취소 듀레이션은 모두 다른 투자자에 비해 매우 짧다. 넷째, 매도 주문의 경우에도 외국인의 취소 주문 비중이 체결 주문의 비중보다 현저히 높다는 것을 알 수 있다. 외국인 주문 중에서 외국인 체결율은 26.1%인데 반해, 취소율은 73.1%에 달한다. 다섯째, 우측 절단에 해당하는 미체결 및 미취소율을 보면, 개인은 전체 매수 지정가 주문 중에 2.3%, 기관은 2.2%, 외국인은 1.0%로 외국인의 미체결·취소율이 가장 낮다.

〈표 3〉에는 투자자별로 지수선물 주문을 계약규모를 기준으로 분류한 기초통계량이 정리되어 있다. 지수선물시장에 투자자들이 참여하기 위해서는 개시증거금이 필요한데, 만약 현재 선물지수가 200포인트라고 한다면 1계약당 1500만원의 증거금을 필요로 한다. 따라서 개인의 경우는 거래 규모에 대한 부담이 크기 때문에 1계약 주문이 차지하는 비중이 높아서 개인의 주문 중에서 약 65%를 차지하는 것을 확인할 수 있다. 반면에 외국인은 대개 충분한 자금을 가지고 전략적인 거래를 도모하므로 1계약과 같은 소규모 주문은 단지 13%에 지나지 않으며 87%가 1계약 이상의 대량주문이다. 기관의 경우는 1계약 주문과 1계약 이상의 주문이 거의 비슷한 비중을 차지한다. 〈표 3〉에서 흥미로운 점은 첫째, 외국인 경우 1계약을 주문하는 그룹의 주문 듀레이션의 평균이 〈표 1〉과 〈표 2〉의 결과와 다르게 기관보다도 길고 개인과는 비슷하다는 점이다. 이는 소규모 주문을 제출하는 외국인의 행동이 개인의 주문 패턴과 비슷하다는 것을 의미한다. 둘째, 개인의 경우는 매수 지정가 주문에서 1계약 주문을 제출하는 그룹과 1계약 이상의 주문을 제출하는 그룹 간에 평균에서 큰 차이가 없어 보이며, 매도 지정가 주문의 듀레이션의 경우에는 1계약 이상의 주문을 제출하는 그룹의 듀레이션의 평균이 감소한다. 셋째, 기관의 경우에는 1계약 이상의 주문에서 오히려 평균 듀레이션이 약간 증가하는 경향을 보인다.

〈표 4〉 설명변수들의 기초통계량

		매수				매도			
		전체	개인	기관	외국인	전체	개인	기관	외국인
mq1p	평균	0.13	0.14	0.13	0.07	0.12	0.14	0.13	0.06
	표준편차	0.37	0.39	0.33	0.34	0.40	0.43	0.38	0.29
	최소값	-0.03	-0.02	-0.03	-0.02	-0.38	-0.38	-0.03	-0.03
	중앙값	0.07	0.07	0.03	0.03	0.07	0.07	0.03	0.03
	최대값	20.97	19.52	20.93	20.97	25.58	25.58	24.83	25.22
bsid	평균	-0.06	-0.06	-0.09	-0.02	0.03	0.03	0.05	-0.01
	표준편차	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
	최소값	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00
	중앙값	-1.00	-1.00	-1.00	-1.00	1.00	1.00	1.00	-1.00
	최대값	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
mkd1	평균	5.08	5.16	5.04	4.80	5.08	5.16	5.07	4.76
	표준편차	2.05	2.12	1.88	1.98	2.13	2.21	2.12	1.75
	최소값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	중앙값	5.01	5.04	4.96	4.96	5.02	5.06	4.97	4.96
	최대값	126.24	114.24	111.19	126.24	135.10	134.96	135.10	127.68
mkd2	평균	4.49	4.46	4.53	4.50	4.27	4.25	4.32	4.29
	표준편차	0.94	0.93	0.91	1.03	0.88	0.87	0.85	0.99
	최소값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	중앙값	4.69	4.66	4.73	4.76	4.47	4.42	4.50	4.56
	최대값	6.44	6.42	6.44	6.42	6.11	6.08	6.11	6.06
szsd	평균	0.76	0.52	1.12	1.06	0.80	0.57	1.13	1.09
	표준편차	1.26	0.93	1.65	1.35	1.42	1.01	1.72	1.94
	최소값	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
	중앙값	0.00	0.00	0.00	0.73	0.00	0.00	0.00	0.76
	최대값	94.41	28.60	94.41	78.83	170.50	46.50	94.18	170.50
stkv	평균	0.50	0.50	0.51	0.50	0.50	0.50	0.51	0.51
	표준편차	0.12	0.12	0.12	0.11	0.12	0.12	0.12	0.12
	최소값	0.25	0.25	0.25	0.26	0.25	0.25	0.25	0.25
	중앙값	0.48	0.49	0.49	0.47	0.49	0.49	0.49	0.49
	최대값	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88	0.88
turn	평균	8.97	8.96	8.97	9.00	8.96	8.95	8.95	8.99
	표준편차	0.42	0.41	0.41	0.43	0.41	0.41	0.41	0.41
	최소값	7.51	7.51	7.51	7.51	7.51	7.51	7.52	7.53
	중앙값	8.98	8.97	8.98	9.00	8.97	8.97	8.96	8.98
	최대값	10.13	10.13	10.13	10.13	10.16	10.16	10.13	10.13

〈표 4〉에는 경쟁위험모형에 포함된 설명변수들의 기초통계량이 정리되어 있다. 최우선 매수·매도호가의 중간가격(mid-quote price)과 지정가 주문가격과의 차이를 측정하는 *MQLP* 변수는 매수 주문과 매도 주문 간에 큰 차이가 없었으며 외국인의 경우에 가장 작은 값을 가지며, 개인과 기관은 비슷한 수치를 보였다. 이는 외국인이 지정가 주문가격을 시장가와 가장 근접하게 제출하는 투자자라는 것을 의미한다.

*BSID*는 직전 체결된 거래가 매수주문에 의한 거래($BSID = 1$)인지 매도주문에 의한 거래($BSID = -1$)인지를 나타내는데, 매수 주문의 경우에는 모든 투자자의 경우에 음(-)의 값을 가지므로 직전 체결 주문과 반대 방향의 주문을 내는 경향이 있음을 의미한다. 매도 주문의 경우에는 개인과 기관 투자자의 경우에 평균이 양(+)의 값을 가지므로 매수 주문과 마찬가지로 이들 투자자들은 직전 체결 주문과 반대 방향의 주문을 내는 경향이 있다. 반면에 외국인의 경우는 음(-)의 값을 가지지만 평균이 0³⁾에 가까워 외국인의 매도 주문은 직전 체결 거래의 방향성과 관계가 없는 것으로 보인다.

자신의 주문보다 체결될 가능성이 높은 경쟁지정가 주문량의 크기를 나타내는 *MKD1*은 매수 주문과 매도 주문 모두 개인이 가장 크고, 다음으로 기관, 외국인 순이다. 따라서 외국인이 상대적으로 체결의 우선순위가 높도록 주문을 제출하는 경향이 있음을 알 수 있다. *MKD2*는 주문의 상대방 축에서 공급하는 유동성의 크기를 말하는데, 매수 주문과 매도 주문 모두 투자자 간에 큰 차이를 보이지 않는다.

*SZSD*는 투자자가 체결을 원하는 지정가 주문량을 나타내는데, 매수 주문과 매도 주문 모두 기관 투자자가 가장 크고 다음으로 외국인, 개인 순으로, 외국인과 기관이 개인에 비해 대량의 주문을 내는 경향이 있음을 알 수 있다.

시장의 활동성을 나타내는 *STKV*와 *TURN*는 투자자 간에 매수 주문 및 매도 주문에 관계없이 큰 차이를 보이지 않는다. 이는 본 연구가 지수선물시장에 제출된 모든 주문을 분석 대상으로 하므로 거의 모든 시간대에 초 단위로 이루어진 모든 투자자의 주문 자료가 포함되게 되어 직전 30분 및 1시간 동안의 거래횟수로

3) 평균이 0이라는 귀무가설의 p-값이 0.39이다.

측정되는 시장활동성의 정도가 투자자 간에 차이가 없게 되기 때문이다. 이러한 점이 모든 주문 자료를 분석에 이용하는 대신 비복원 추출방법에 의해서 일부 자료를 선택하여 주식시장을 분석한 류근관 외 2인(2003)에서의 결과와 차이를 보이는 이유인 것으로 판단된다.

IV. 실증분석

〈표 5〉에는 매수 지정가 주문에 대한 전체 자료 및 투자자별 경쟁위험 모형을 Cox 비례위험모형을 이용한 Lunn and McNeal(1995)의 방법론을 사용하여 추정한 결과가 정리되어 있다.

전체 추정에서 체결 위험률의 $MQLP$ 의 계수는 -10.277로 1% 유의수준에서 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 값을 가진다. 취소 위험률의 경우에도 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지지만 계수의 절대값의 크기는 체결 듀레이션의 경우에 비해 작은 값을 가진다. 이는 지정가 주문가격이 중간호가(mid-quote price) 수준과 가까워질수록 즉, 지정가 주문의 가격설정이 보다 더 공격적(price aggressive)으로 이루어지면 질수록 체결과 취소가 빨리 이루어질 가능성이 높다는 것을 의미한다. 또한 체결이 취소에 비해 지정가 주문의 가격 변화에 훨씬 더 민감하게 반응한다는 것을 나타낸다. 이러한 결과는 덜 공격적인 가격으로 제출된 주문의 경우에는 체결보다는 취소될 가능성이 더 높다는 것을 의미한다. 이를 투자자별로 살펴보면, 체결위험률의 경우 개인과 기관 투자자의 계수 값은 서로 비슷한 -10.097과 -10.063의 값을 가지는 반면 외국인의 경우는 이들 투자자에 비해 절대값이 매우 큰 -16.694의 유의한 추정값을 갖는다. 이는 외국인 투자자의 경우 다른 투자자에 비해 가격 변화에 훨씬 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 취소위험률의 경우도 마찬가지로 외국인의 민감도가 다른 투자자들에 비해서 더 크다. 이러한 결과는 $MQLP$ 에 대한 외국인 민감도가 개인의 민감도보다 낮게 나온 류근관 외 2인(2003)의 주식시장 분석 결과와 다르다.

〈표 5〉 투자자별 경쟁위험모형의 추정결과(매수 지정가 주문)

	전체	개인	기관	외국인
체결위험률				
mqlp	-10.277*** (0.135)	-10.097*** (0.161)	-10.063*** (0.246)	-16.694*** (1.007)
bsid	-0.080*** (0.005)	-0.071*** (0.006)	-0.091*** (0.009)	-0.074*** (0.015)
mkd1	-0.235*** (0.005)	-0.205*** (0.007)	-0.293*** (0.011)	-0.287*** (0.018)
mkd2	0.276*** (0.007)	0.259*** (0.009)	0.248*** (0.014)	0.408*** (0.024)
szsd	-0.102*** (0.005)	-0.195*** (0.008)	-0.056*** (0.007)	0.003 (0.016)
stkv	0.991*** (0.038)	1.051*** (0.048)	0.931*** (0.070)	0.855*** (0.127)
turn	0.136*** (0.012)	0.104*** (0.015)	0.167*** (0.024)	0.261*** (0.037)
mtr	-0.082*** (0.003)	-0.088*** (0.004)	-0.068*** (0.007)	-0.073*** (0.010)
취소위험률				
mqlp	-1.074*** (0.047)	-0.797*** (0.054)	-1.102*** (0.087)	-1.220*** (0.292)
bsid	0.038*** (0.003)	0.039*** (0.005)	0.023*** (0.007)	0.084*** (0.008)
mkd1	0.006 (0.004)	0.014*** (0.005)	0.030*** (0.008)	-0.019* (0.010)
mkd2	0.043*** (0.007)	0.130*** (0.010)	0.094*** (0.014)	-0.120*** (0.011)
szsd	0.093*** (0.003)	0.055*** (0.005)	0.1400*** (0.004)	-0.167*** (0.014)
stkv	0.054* (0.027)	0.033 (0.036)	0.112** (0.053)	0.490*** (0.071)
turn	0.031*** (0.009)	-0.004 (0.011)	-0.028 (0.018)	0.219*** (0.020)
mtr	-0.058*** (0.002)	-0.075*** (0.003)	-0.029*** (0.005)	-0.064*** (0.006)
N	163793	96964	44429	22400

BSID의 계수는 체결위험률의 경우 모든 투자자에 대해서 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 값을 갖는다. 따라서 직전 체결된 주문이 매수 주도에 의해서 이루어졌으면 자신의 매수 주문의 체결이 지연된다는 것을 의미하며, 매도 주문에 의해

이루어졌으면 체결이 신속히 이루어진다는 것을 의미한다. 이는 고빈도에서의 평균회귀효과(mean reversal effect)로 해석된다. 반면에 취소위험률의 경우에는 모든 투자자에 대해서 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 나왔는데, 이는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 부호로 추정된 류근관 외 2인(2003)의 결과와 다르다. 따라서 매수 지정가 주문에서 직전 주문이 매수 주도인 경우에는 자신의 매수 주문을 빠르게 취소하여 주문을 거두어들이는 경향이 있다는 것을 의미하며, 투자자별로 볼 때 외국인이 개인이나 기관에 비하여 더욱 신속하게 취소하는 경향이 있다는 것을 나타낸다.

자신의 주문보다 상대적으로 체결우선 순위가 높은 주문량의 규모를 나타내는 *MKD1* 계수의 추정 결과는 체결위험률과 취소위험률이 서로 다른 모습을 보이고 있다. 체결위험률의 경우에는 모든 투자자에 대해서 추정계수가 음(-)의 값을 가져서 자신의 주문과 경쟁적 관계에 있는 주문이 많으면 많을수록 늦게 체결되는 경향이 있다. 반면에 취소위험률의 경우에는 개인과 기관은 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값을 가지며, 외국인의 경우는 10% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이는 개인과 기관은 경쟁적 주문이 많으면 많을수록 자신의 주문이 체결될 가능성이 낮다고 판단하여 취소를 빨리하는 경향이 있는 반면 외국인은 반대로 취소를 지연시키는 전략을 수행한다는 것을 의미한다.

거래의 상대방이 공급하는 유동성의 크기를 나타내는 *MKD2*는 체결위험률의 경우 모든 투자자에 대해서 매우 유의한 양(+)의 값을 가진다. 따라서 시장의 상대방이 공급하는 유동성이 많으면 체결이 신속하게 이루어지게 된다. 취소위험률의 경우에도 외국인 투자자를 제외하고 개인과 기관은 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값이 추정되어서 상대방의 유동성 공급이 많으면 취소를 신속히 하는 경향이 있다. 반면에 외국인의 경우는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가져서 외국인이 제출한 좋은 가격 조건의 매수 주문에 대해서 매도를 원하는 거래상대방들 간에 경쟁이 치열해지면 외국인 투자자들은 취소를 늦게 하는 경향이 있음을 알 수 있다.

*SZSD*의 경우에는 외국인을 제외한 개인과 기관의 경우에는 체결위험률에 대

해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지며, 취소위험률에 대해서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 이는 체결하기를 원하는 주문량이 많으면 체결이 지연되는 반면, 취소는 빨리 이루지는 경향이 있음을 나타낸다. 외국인의 경우 체결위험률은 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가져서 체결시켜야할 주문량이 체결위험률에 영향을 미치지 않는다. 그러나 취소위험률의 경우에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 주문량이 많으면 취소를 지연하는 경향이 있음을 알 수 있다.

지수선물시장에서의 상대적 활동성과 절대적 활동성을 나타내는 *STKV*와 *TURN*은 매수 지정가 주문의 체결위험률의 경우 모든 투자자에 대해서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값으로 추정된다. 이는 시장의 상대적 활동성이 증가하면 매수 지정가 주문이 공격적인 매도 주문자에 의해서 체결될 가능성이 높아진다는 것을 의미한다. 반면에 취소위험률의 경우 개인 투자자에 대해서는 *STKV*와 *TURN* 변수 모두 통계적으로 유의하지 않게 추정되며, 기관에 대해서는 절대적 활동성을 나타내는 *TURN*의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 가진다. 반면에 외국인은 두 변수 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 외국인의 경우 시장의 활동성이 커지면 정보보유자로부터의 역선택 위험을 부담하지 않기 위하여 전략적으로 개인이나 기관에 비해 취소 결정을 매우 신속히 취한다는 것을 의미한다.

마지막으로 잔존만기를 나타내는 *MTR*의 계수는 체결위험률과 취소위험률 공히 모든 투자자에 대해서 통계적으로 매우 유의한 음(-)의 값을 가진다. 잔존만기는 시간의 감소함수이므로 이러한 결과는 잔존만기가 가까워질수록 체결과 취소가 신속히 이루어지는 경향이 있음을 나타낸다.

〈표 6〉에는 매도 지정가 주문에 대한 경쟁위험모형의 추정결과가 정리되어 있는데, 그 결과는 매수 지정가 주문의 경우와 유사하므로 간략하게 그 특징을 정리한다. 먼저, *MQLP*의 계수는 체결위험률과 취소위험률 모두 모든 투자자에 대해서 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 따라서 매도 주문이 공격적으로 이루어질수록 주문이 체결되거나 취소될 가능성이 높아진다. 또한 매수 주문

〈표 6〉 투자자별 경쟁위험모형의 추정결과(매도 지정가 주문)

	전체	개인	기관	외국인
체결위험률				
mqlp	-10.127*** (0.134)	-10.222*** (0.165)	-9.222*** (0.240)	-17.202*** (0.881)
bsid	0.074*** (0.005)	0.091*** (0.006)	0.041*** (0.009)	0.072*** (0.014)
mkd1	-0.204*** (0.009)	-0.176*** (0.012)	-0.298*** (0.018)	-0.192*** (0.028)
mkd2	0.296*** (0.010)	0.274*** (0.012)	0.234*** (0.019)	0.533*** (0.029)
szsd	-0.095*** (0.005)	-0.172*** (0.008)	-0.058*** (0.007)	0.010 (0.016)
stkv	0.544*** (0.041)	0.500*** (0.054)	0.437*** (0.077)	0.928*** (0.107)
turn	0.619*** (0.013)	0.632*** (0.016)	0.583*** (0.024)	0.677*** (0.041)
mtr	-0.023*** (0.004)	-0.015*** (0.005)	-0.034*** (0.007)	-0.037*** (0.011)
취소위험률				
mqlp	-1.226*** (0.059)	-0.868*** (0.080)	-1.105*** (0.090)	-1.658*** (0.410)
bsid	-0.030*** (0.004)	-0.042*** (0.010)	-0.01 (0.010)	-0.042*** (0.010)
mkd1	-0.007* (0.004)	0.010 (0.010)	0.010 (0.010)	-0.021** (0.010)
mkd2	0.026*** (0.008)	0.157*** (0.010)	0.054*** (0.020)	-0.163*** (0.010)
szsd	0.116*** (0.003)	0.112*** (0.010)	0.137*** (0.000)	-0.146*** (0.020)
stkv	0.247*** (0.028)	0.199*** (0.040)	0.332*** (0.060)	0.060 (0.060)
turn	0.093*** (0.009)	0.051*** (0.010)	0.046*** (0.020)	0.313*** (0.020)
mtr	-0.040*** (0.002)	-0.052*** (0.000)	-0.023*** (0.010)	-0.026*** (0.010)
N	158026	92459	43118	22449

의 경우와 유사하게 체결위험률과 취소위험률에서의 외국인의 민감도가 다른 투자자에 비해서 더 크다.

*BSID*의 계수는 체결위험률의 경우 모든 투자자에 대해서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값을 가지므로 직전 체결된 주문이 매수 주문이면 자신의 매도 주문이 더 신속하게 체결된다는 것을 의미한다. 취소위험률의 경우에는 기관 투자자를 제외하고는 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되었다. 따라서 직전 주문이 매수 주문인 경우에는 개인과 외국인은 매도 주문을 늦게 취소하는 경향이 있다는 것을 나타낸다.

*MKD1*의 경우에는 체결위험률의 경우에는 매수 주문에서와 마찬가지로 모든 투자자에 대해서 자신의 주문과 경쟁적 관계에 있는 주문이 많으면 많을수록 늦게 체결되는 경향이 있다. 반면에 취소위험률의 경우에는 개인과 기관은 통계적으로 유의하지 않게 추정되며, 외국인의 경우는 1% 유의수준에서 유의한 음(-)의 값을 가진다. 이는 개인과 기관에 있어서는 경쟁적 주문이 체결에 영향을 미치지 않는 반면 외국인은 매도 주문의 취소를 지연시키는 경향이 있음을 의미한다.

*MKD2*의 경우에는 매수 주문에서와 유사하게 개인과 기관 투자자들은 모두 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 추정되고 외국인의 경우에만 취소위험률에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 따라서 매도 주문을 제출한 외국인들은 매수를 원하는 거래상대방들 간에 경쟁이 치열해지면 매도 주문의 취소를 지연시키는 경향이 있음을 알 수 있다.

*SZSD*의 경우에도 매수 주문에서와 같이 외국인을 제외한 개인과 기관의 경우 체결위험률에 대해서는 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가지며, 취소위험률에 대해서는 통계적으로 유의한 양(+)의 값을 가진다. 외국인의 경우는 체결위험률은 통계적으로 유의하지 않은 양(+)의 값을 가지며, 취소위험률의 경우에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 매도 주문량이 많으면 취소를 지연하는 경향이 있다.

시장의 활동성을 나타내는 *STKV*와 *TURN*은 매도 주문의 체결위험률과 취소위험률의 경우 모든 투자자에 대해서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값으로

추정되는 반면 외국인은 취소위험률의 *STKV*의 계수가 통계적으로 유의하지 않다. 잔존만기를 나타내는 *MTR*의 계수는 체결위험률과 취소위험률 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 값을 가진다. 따라서 매도 지정가 주문의 경우에도 잔존만기가 가까워질수록 체결과 취소가 신속히 이루어지는 경향이 있음을 알 수 있다.

〈표 7〉에는 추가적으로 개인과 외국인에 대해서 매수 지정가 주문의 경우 주문 계약 규모에 따른 추정결과가 제시되어 있다. 〈표 3〉에서 살펴보았듯이 개인의 경우 1계약 거래가 개인의 총 주문 중에서 약 2/3를 차지하고, 외국인의 경우는 13%를 차지한다. 추정의 강건성을 체크하는 차원에서 두 투자자 그룹에 대해서 주문을 1계약주문과 1계약 이상의 주문으로 나누어 경쟁위험모형을 추정하였다. 이 때 1계약 주문의 경우에는 다중공선성의 문제로 인하여 *SZSD* 변수는 추정에서 제외된다.

먼저, 개인에 대한 추정결과를 살펴보면, 1계약 주문만을 하는 그룹과 1계약 이상을 주문하는 그룹과는 큰 차이를 보이지 않으나, 취소위험률에서 시장의 활동성을 나타내는 *STKV*와 *TURN*의 계수가 통계적으로 유의하지 않음을 알 수 있다. 이는 개인들 중에서 소규모 주문을 제출하는 개인들은 시장의 활동성이 높은 경우에도 역선택비용을 축소하기 위한 전략적 거래행위를 추구하지 않는다는 것을 의미한다. 1계약 이상을 주문하는 개인의 경우에는 체결위험률과 취소위험률 모두 절대적 활동성을 나타내는 *TURN*의 계수는 통계적으로 유의미하지 않지만 상대적 활동성을 나타내는 *STKV*는 통계적으로 유의한 양(+)의 값으로 추정되어 시장의 상대적인 활동성이 증가하면 전략적인 취소 주문을 제출하는 것으로 파악된다.

1계약 주문을 제출하는 외국인 그룹의 추정결과는 1계약 이상을 주문하는 외국인 그룹과 다르게 개인에 대한 추정결과와 매우 유사하였다. 특히, 체결위험률의 경우 주문의 공격적인 측면을 반영하는 *MQLP*의 계수의 추정치는 -10.128로 개인이나 기관의 추정치와 비슷하다. 반면, 1계약 이상을 주문하는 외국인 그룹의 추정치는 -21.070으로 절대값이 매우 큰 값을 가진다. 그러나 취소위험률의 경우에는 두 외국인 그룹 모두 *MQLP*와 경쟁적 주문을 나타내는 *MKD1*에 대한 계수는 통계적으로 유의하게 추정되지 않았다.

〈표 7〉 주문 경쟁위험모형의 추정결과(매수 지정가 주문)

	개인		외국인	
	1계약 주문	1계약 이상 주문	1계약 주문	1계약 이상 주문
체결위험률				
mqlp	-10.659*** (0.194)	-9.071*** (0.299)	-10.128*** (0.988)	-21.070*** (1.307)
bsid	-0.034*** (0.007)	-0.135*** (0.010)	-0.062** (0.031)	-0.058*** (0.018)
mkd1	-0.242*** (0.009)	-0.145*** (0.011)	-0.355*** (0.037)	-0.313*** (0.021)
mkd2	0.264*** (0.011)	0.255*** (0.015)	0.311*** (0.051)	0.376*** (0.027)
szsd		-0.066*** (0.014)		0.169*** (0.021)
stkv	1.025*** (0.059)	1.131*** (0.085)	0.792*** (0.221)	0.819*** (0.154)
turn	0.142*** (0.019)	0.041 (0.026)	0.192*** (0.066)	0.232*** (0.043)
mtr	-0.080*** (0.005)	-0.096*** (0.008)	-0.089*** (0.020)	-0.071*** (0.012)
취소위험률				
mqlp	-0.665*** (0.067)	-1.062*** (0.095)	-0.802 (0.749)	-0.305 (0.301)
bsid	0.045*** (0.006)	0.033*** (0.007)	0.233*** (0.037)	0.043*** (0.008)
mkd1	0.021*** (0.006)	0.001 (0.008)	0.075 (0.046)	-0.006 (0.010)
mkd2	0.182*** (0.014)	0.058*** (0.013)	0.142* (0.082)	-0.060*** (0.011)
stkv	-0.023 (0.045)	0.124** (0.060)	0.521** (0.209)	0.642*** (0.075)
turn	0.002 (0.014)	-0.008 (0.019)	0.281*** (0.073)	0.293*** (0.021)
mtr	-0.073*** (0.004)	-0.074*** (0.005)	-0.048** (0.022)	-0.050*** (0.006)
N	64353	32611	3014	19386

V. 결론

본 연구는 KOSPI200 주가지수 선물시장을 대상으로 지정가 주문에서의 투자자별 의사결정 과정을 체결듀레이션(execution duration)과 취소듀레이션(cancellation duration)에 대한 경쟁위험모형(competing risks model)을 이용하여 분석하였다.

주가지수선물시장의 지정가 주문의 특징을 정리하면, 투자자별 주문의 비중은 개인, 기관, 외국인 순으로 크며, 총 주문 중에서 취소주문이 차지하는 비중이 61%에 달하며, 특히 외국인 취소주문 비중은 74%에 달한다. 지정가 주문의 듀레이션은 오른쪽 꼬리가 매우 긴 비대칭적인 분포를 가지고 있으며, 이는 주식시장의 주문 듀레이션의 경우보다 더 비대칭적이다. 지정가 주문 듀레이션의 크기는 개인, 기관, 외국인 순으로, 개인의 주문 듀레이션이 가장 길고 외국인의 주문 듀레이션이 가장 짧다. 특히, 외국인의 경우에는 체결 듀레이션이 취소 듀레이션보다 짧은데, 이는 취소 주문의 경우 외국인이 개인과 기관에 비해 더욱 민감하게 시장상황에 반응하여 적극적으로 취소를 결정한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 주식시장의 주문 듀레이션을 분석한 류근관 외 2인(2003)의 결과와 다르다. 우측절단에 해당하는 미체결 및 미취소율은 개인이 가장 높고 외국인이 가장 낮다. 이는 개인의 주문전략이 외국인에 비해서 정교하지 않거나 또는 시장상황에 적극적으로 대응하지 않는 것을 반영하는 것으로 해석된다.

경쟁위험모형의 추정결과에 의하면, 첫째, 지정가 주문의 가격 설정이 보다 더 공격적(price aggressive)으로 이루어지면 질수록 체결과 취소가 빨리 이루어질 가능성이 높다. 또한 체결이 취소에 비해 지정가 주문의 가격 변화에 훨씬 더 민감하게 반응한다. 둘째, 직전 체결된 주문이 매수 주도에 의해서 이루어 졌으면 자신의 매수 주문의 체결이 지연되며, 매도 주문에 의해 이루어졌으면 체결이 신속히 이루어진다. 취소위험률의 경우에는 모든 투자자에 대해서 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 나왔는데, 이는 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 부호를 추정한 류근관 외 2인(2003)의 결과와 다르다. 셋째, 체결위험률의 경우에는 모든 투자자에 대해서 자신의 주문과 경쟁적 관계에 있는 주문이 많으면 많을수록 늦게 체결되

는 경향이 있다. 반면에 취소위험률의 경우에는 개인과 기관은 경쟁적 주문이 많으면 많을수록 자신의 체결이 될 가능성이 낮다고 판단하여 취소를 빨리하는 경향이 있는 반면 외국인은 반대로 취소를 지연시키는 전략을 수행한다. 넷째, 시장의 상대방이 공급하는 유동성이 많으면 체결이 신속하게 이루어진다. 취소위험률의 경우에도 외국인 투자자를 제외하고 개인과 기관은 상대방의 유동성 공급이 많으면 취소를 신속히 하는 경향이 있다. 반면에 외국인의 경우는 자신이 제출한 좋은 가격 조건의 매수 주문에 대해서 매도를 원하는 거래상대방들 간에 경쟁이 치열해지면 외국인 투자자들은 취소를 늦게 하는 경향이 있다. 다섯째, 체결하기를 원하는 주문량이 많으면 체결이 지연되는 반면, 취소는 빨리 이루어지는 경향이 있다. 그러나 외국인의 경우에는 체결위험률은 통계적으로 유의하지 않아서 주문량이 체결위험률에 영향을 미치지 않는다. 그러나 취소위험률의 경우에는 통계적으로 유의한 음(-)의 값으로 추정되어 주문량이 많으면 취소를 지연하는 경향이 있다. 여섯째, 체결위험률의 경우 모든 투자자들에 대해서 상대적 활동성이 증가하면 체결 듀레이션이 짧아진다. 반면에 취소위험률의 경우는 개인 투자자에 대해서는 *STKV*와 *TURN* 변수 모두 통계적으로 유의하지 않게 추정되며, 기관에 대해서는 절대적 활동성을 나타내는 *TURN*의 추정치가 통계적으로 유의하지 않은 음(-)의 값을 가진다. 반면에 외국인은 두 변수 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 매우 유의한 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 외국인의 경우 시장의 활동성이 커지면 정보보유자로부터의 역선택 위험을 부담하지 않기 위하여 개인이나 기관에 비해 취소 결정을 매우 신속히 취한다는 것을 의미한다. 일곱째, 잔존만기가 가까워질수록 체결과 취소가 신속히 이루어지는 경향이 있다.

본 연구의 의의는 지금까지 주로 주식시장에 대해서만 이루어져 왔던 지정가 주문의 체결 및 취소 듀레이션에 대한 연구를 파생상품시장인 주가지수선물시장에 대해 수행하였다는 점이다. 앞에서 지적하였듯이 주가지수선물시장을 대상으로 한 분석결과는 주식시장의 경우와는 투자자별로 다르다는 것을 알 수 있다. 본 논문의 한계로 지적될 수 있는 것은 우선 분석기간을 2007년으로 한정하였다는 점이다. 2008년 금융위기와 2009년 시카고 선물거래소와의 지수선물 연계거래 허

용 등으로 인해 주가지수시장에 참여하는 투자자들의 거래행태에 변화가 발생하였을 수 있다. 따라서 이러한 점을 고려하여 최근의 자료로 분석을 하여 이와 비교할 필요가 있으며, 장기적인 시장상황의 변화에도 어떠한 영향을 받는지 살펴볼 여지가 있다. 두 번째로 지적할 수 있는 한계는 본 연구에서는 체결 듀레이션과 취소 듀레이션이 서로 독립이라는 가정하에 모형을 추정하였다. 그러나 보다 현실적으로는 체결 듀레이션은 투자자의 취소 듀레이션에 영향을 줄 수 있으므로 독립의 가정이 완화된 모형을 수립하여 분석할 필요가 있다. 또한 미관측된 이질성(frailty)이 모형의 추정에 미치는 영향도 살펴 볼 필요가 있으며 이는 추후의 과제로 남긴다.

참고문헌

- 박철호, 「국내 장내파생시장의 현황 및 발전 방향」, 『Capital market perspective』, Vol. 3 no. 2, 자본시장연구원, 2011.
- 류근관·정재만·조태근, 『지정가 주문의 체결과 취소에 대한 생존분석』, 한국증권학회 4차 정기학술발표회, 2003.
- 한국거래소, 파생상품시장 개설 15주년 성과, 보도자료, 2011.
- Biais, B. P. Hillion, and C. Spatt, “An Empirical Analysis of the Limit Order Book and Oder Flow in the Paris Bourse”, *Journal of Finance* 50, pp. 1655-1689, 1995.
- Chakrabarty, B., Z. Han, K. Tyurin and X. Zheng, “A Competing Risk Analysis of Executions and Cancellations in a Limit Order Market”, CAEPR Working Paper #2006-015, Indiana University, 2006.
- Chung, K., B. Van Ness and R. Van Ness, “Limit Orders and Bid-Ask Spread”, *Journal of Financial Economics* 53, 1999, pp. 255-287.
- Cox, D. R., “Regression Models and Life-tables”, *Journal of Royal Statistical Society* 26, pp. 187-202, 1972.
- Glosten, Lawrence R, “Is the Electronic Open Limit Order Book Inevitable?”, *Journal of Finance* 49, 1994, pp. 1127-1161.
- Handa, P. and R. Schwartz, “Limit Order Trading”, *Journal of Finance* 51, 1996, pp. 1835-1861.
- Hollifield, B., R. A. Miller and P. Sandås, “Empirical Analysis of Limit Order Markets”, *Review of Financial Studies* 71, 2004, pp. 1027-1063.
- Hollifield, B., R. A. Miller, P. Sandås and J. Slive, “Liquidity Supply and Demand in Limit Order Markets”, University of Pennsylvania Working Paper, 2003.
- Keim, D. and A. Madhavan, “Anatomy of the Trading Process: Empirical Evidence

on the Behavior of Institutional Traders”, *Journal of Financial Economics* 37, 1995, pp. 371-398.

Lo, A., C. MacKinlay and J. Zhang, “Econometrics Models of Limit-Order Executions”, *Journal of Financial Economics* 65, 2002, pp. 31-71.

Lunn, M. and D. McNeal, “Applying Cox Regression to Competing Risks”, *Biometrics* 51, 1995, pp. 524-532.

Parlour, Christine, “Price Dynamics in Limit Order Markets”, *Review of Financial Studies* 11, 1998, pp. 789-816.

Seppi, Duane J., “Liquidity Provision with Limit Orders and a Strategic Specialist”, *Review of Financial Studies* 10, 1997, pp. 103-150.

Abstract

The competing risks duration model is applied to the analysis of the execution and cancellation of limit orders which are submitted to the electronic trading system of KOSPI200 stock index futures market. We find that foreign investors rather than institutional or individual investors less frequently submit limit orders to the market. And more than 74% of the limit orders submitted by foreigners are cancellation orders. The durations of limit orders have very long right tails of the distribution. The limit orders by the individual investors have longer durations than those by foreign investors. In particular, we find that execution durations of foreign investors' limit orders are shorter than their cancellation durations.

According to the estimation results of the competing risks model, price aggressiveness has a significant effect on the time-to-execution and time-to-cancellation. In addition, we show that the execution duration is more sensitive to limit order prices and limit order sizes than the cancellation duration. The execution duration of limit orders by all the investors are increasing with the amount of liquidity on the same side of the market. But in the cancellation limit orders, the coefficients have different signs among investors. The execution duration and the cancellation duration of limit orders are decreasing with the amount of liquidity on the opposite side of the market except for the foreign investors in the cancellation limit orders. We also find that the execution duration and the cancellation duration are both decreasing as maturity approaches.

※ **Key words:** adverse selection, competing risks model, KOSPI200 stock index futures, limit order, survival analysis

