

KOSPI 200 선물거래, 주식시장의 변동성 그리고 시장마찰요인

권택호* · 박종원**

〈요 약〉

본 논문에서는 기업특성변수를 고려하여 KOSPI 200을 구성하는 포함종목에 대응되는 대응종목을 선정하고 두 집단간의 변동성차이를 비교·분석함으로써 KOSPI 200 선물거래가 주식시장의 변동성에 미치는 영향을 분석하였다. 분석의 신뢰성을 높이기 위하여 개별기업의 체계적 위험, 시장가치, 회전율, 주가수준 등의 특성변수들을 통제하였으며 대외의존도가 높은 한국의 경제적 특성을 고려하여 환노출의 영향도 통제하였다. 분석결과는 KOSPI 200 선물거래는 현물거래의 제약요인을 줄여주어 현물시장의 효율성을 제고시키고 단기변동성의 증가를 가져오는 역할을 하지 못하였음을 보여준다. 선물거래 도입 이후 현물시장의 변동성은 상대적으로 감소하는 모습을 보이고 있으며 외환위기 이후에 들어서야 변동성이 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 선물거래 도입 이후에 현물시장의 변동성과 자기상관에 나타난 변화는 시장마찰요인에 크게 영향을 받고 있으며, 규제완화가 상당히 이루어진 외환위기 이후에는 포함종목의 변동성이 이전기간에 비해 상대적으로 큰 폭으로 증가하였으며 시장마찰요인에 의한 영향도 크게 개선된 것으로 나타나고 있다.

I. 서 론

선물(futures)이나 옵션(option)과 같은 파생상품거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향에 대한 논의는 선물(옵션) 시장의 기능 및 운영의 문제와 결부되어 학문적 측면에서뿐만 아니라 정책적 측면에서도 큰 관심의 대상이 되어왔다. 특히 1970년대 들어 금융상품에 대한 선물(옵션)거래가 시작된 것을 계기로 이들 금융선물 및 옵션 거래가

* 여수대학교 무역학과 조교수

** 제주대학교 경영학과 조교수

*** 이 논문은 한국재무관리학회의 1999년 추계학술대회에서 “KOSPI 200 선물(옵션)거래와 한국주식시장의 변동성 : 시장마찰요인의 영향”이라는 제목으로 발표된 내용을 수정·보완한 것입니다. 저자들은 학회에서 유익한 토론을 하여 주신 장국현교수와 학회참석자, 그리고 재무관리연구의 심사자들에게 깊은 감사를 드립니다.

현물시장에 미치는 영향에 관한 연구가 활발하게 진행되어왔다.

파생상품거래가 현물시장의 불안정성을 증가시켜 시장참가자의 후생(welfare)의 감소를 가져온다거나(Stein(1987) 새로운 정보의 생산을 가능하게 하고 시장마찰요인을 감소시켜 현물시장의 효율성을 제고시킨다는(Cox(1976), Brorsen (1991), Antoniou and Holmes(1995)) 이론적인 논의들은, 전제로 하고 있는 가정에 따라 파생상품거래가 현물시장의 변동성을 증가 또는 감소시킬 수 있음을 보이고 있다. 따라서 선물(옵션)거래가 현물시장의 변동성에 어떤 영향을 미치며 그 원인이 무엇인가를 실증적으로 분석하는 것은 현재 거래되고 있는 파생상품뿐만 아니라 앞으로 개설될 파생상품거래의 경제적 의의를 평가하게 해주며 그 당위성을 제시해준다는 점과, 거래제도의 개선에 대한 정책적 시사점을 제공해줄 수 있다는 점에서 학문적으로나 실무적으로 매우 중요한 의의를 갖는다.

한국증권거래소에서는 지난 1996년 5월부터 한국주가지수 200(KOSPI 200)을 기초자산으로 하는 주가지수선물을, 1997년 7월부터는 동일 주가지수에 대한 주가지수옵션을 거래하기 시작하였으며 KOSPI 200 선물과 옵션 시장규모는 매우 빠른 속도로 커지고 있다.¹⁾ 미국이나 영국 등의 선진증권시장(developed markets)과는 달리 한국과 같은 신흥증권시장(emerging markets)의 경우 파생상품거래의 경험이 일천하고 현물시장의 발달정도 또한 상대적으로 뒤져있다. 한국시장의 경우 현물시장과 파생상품시장에 선진시장과는 차별적인 특성을 갖고 있으며 여러 시장마찰요인을 가지고 있다.²⁾ 이런 상황에서, 한국증권시장에의 파생상품 도입이 현물시장의 변동성에 어떤 영향을 미치는가에 대하여 시장의 개설 단계에서부터 현재까지 지속적인 논의가 이루어지고 있으며(김인준, 김동석, 박건엽(1997), 권택호, 박종원(1997), 변종국(1998)), 파생상품시장과 현물시장의 제도를 정비하여 파생상품거래의 순기능을 제고시키기 위한 노력이 지속되고 있다(이상빈(1997), 강병호, 국찬표, 이상빈, 최홍식(1998)).

선물(옵션)거래가 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석하는 실증연구들은 주로 선물(옵션)거래 도입을 전후하여 현물시장의 변동성에 어떤 변화가 있었는지를 비교·분석하고 있으나³⁾ 기존의 실증연구들은 선물거래가 현물시장의 변동성을 증가 또는 감

1) 일 평균 선물거래 계약 수는 96년 3,670 계약에서 97년 11,137 계약, 98년 61,279 계약 등으로 증가하고 있으며 일평균 옵션거래 계약 수는 97년 31,890계약에서 98년 110,653계약으로 증가하고 있다(주식(1999.2)).

2) 예를 들어 한국시장의 경우 market maker의 역할을 하는 specialist나 scalper 제도가 없으며, 선진시장에 비해 공매에 대한 제약과 가격제한폭에 대한 제약이 크고 외국인에 대한 투자한도제약이 존재한다.

3) 기존연구로 Simpson and Ireland(1985), Edward(1988a, 1988b), Skinner(1989), Harris(1989), Conrad(1989), Baldauf and Santoni(1991), Lee and Ohk(1992), Kamara, Miller, and Siegel(1992), Antoniou and Holmes(1995) 등을 참조할 수 있다. 선물거래가 현물시장의 변동성에 미친 영향에 관해 상품선물거래를

소시키는지에 대해 일관된 결과를 보여주지 못하고 있다. Baldauf and Santoni(1991)와 Edwards(1988a,b)는 미국시장의 주가지수선물을 대상으로 한 연구에서, Simpson and Ireland(1982)와 Edwards(1988b)는 GNMA와 T-bond 선물 등 금리선물을 대상으로 한 연구에서 선물거래도입이 현물시장의 변동성을 증가시키지 않았음을 보이고 있으며, Conrad(1989)는 미국시장에서의 콜옵션 도입을 전후하여 현물시장의 변동성이 감소하고 있음을 보이고 있다. 반면에 Harris(1989)와 Kamara, Miller, and Siegel(1992)은 미국시장의 주가지수선물을 대상으로 한 연구에서, Lee and Ohk(1992)은 미국 등 7개국 시장의 주가지수선물을 대상으로 한 연구에서 주가지수선물의 도입이 현물시장의 변동성을 증가시켰다고 주장하고 있다. 한국증권시장을 대상으로 한 연구에서는 변종국(1998)은 KOSPI 200 선물 도입 이후 주식시장의 변동성이 증가했다고 보고하고 있으며, 김인준, 김동석, 박건엽(1997)과 권택호, 박종원(1997)은 KOSPI 200 선물거래 도입이 주식시장의 변동성을 증가시키지 않았다고 보고하고 있다.

분석결과의 이러한 차이는 분석대상(주가지수 또는 개별종목)이나 분석방법(시계열 분석 또는 횡단면분석)의 차이에도 그 원인이 있으나 선물거래의 도입 외에 현물시장의 변동성에 영향을 미치는 다른 요소들을 통제한 정도에 의해서도 크게 영향을 받는다. 특히 선물거래의 도입 이후에 현물시장의 변동성에 변화가 있다 하더라도 이를 순수한 선물거래의 효과로 해석하기 위해서는 변동성에 영향을 미칠 수 있는 변수들에 대한 통제가 매우 중요함을 그 간의 연구결과들은 보여준다(Harris(1989), Brorsen, Oellermann, and Farris(1989), Carlton (1983)). 더욱이 한국과 같이 대외의존도가 상대적으로 큰 신흥시장의 경우 주식수익률의 결정에 환위험프리미엄이 중요한 역할을 할 수 있다. 환위험이 주식가격결정의 중요한 요인이 되고 있다는 것은 선진국 시장을 대상으로 한 연구결과에서 보고된 바 있으며(Fang and Loo(1996), Choi and Rajan (1997)), 한국의 주식시장을 대상으로 한 연구에서도 보고된 바 있다(권택호와 박종원(1999)).

본 연구에서는 기존의 여러 연구에서 나타난 문제점들을 고려하여 선물(옵션)거래 도입 시점을 전후로 구분한 각 기간별로 현물시장의 변동성 변화를 분석하는 시계열분석과, 변동성에 영향을 미칠 수 있는 특성변수들을 통제하면서 선물(옵션)거래가 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석하는 횡단면분석을 병행하여 선물(옵션)거래가 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석하고자 한다. 한국증권시장에서 거래되는 주가지수

중심으로 수행한 이전의 연구들은 Kamara(1982)를 참고할 수 있다.

선물과 옵션의 기초자산인 KOSPI 200은 한국증권거래소에 상장되어 있는 종목들 중 200개를 뽑아 구성된 시가총액식지수이다. 본 연구에서는 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들 중 유사한 기업특성을 갖는 종목들을 뽑아 KOSPI 200에 대응하는 대응표본을 구성하고 이 두 집단의 변동성의 차이를 주가지수와 개별종목의 관점에서 분석한다. 특히 신흥시장인 한국의 주식시장이 갖는 해외요인과의 밀접한 상관관계를 반영하여 거시적인 특성변수로 환위험을 반영하여 분석한다.

분석 결과, 선물(옵션)거래 도입 후 시장전체의 변동성과 개별종목들의 변동성의 절대적인 크기는 증가한 것으로 나타났다. KOSPI 200 포함종목과 대응종목을 구분하고 특성변수를 통제하여 분석한 결과는 선물거래의 도입 이후 KOSPI 200 포함종목들의 변동성이 대응종목에 비해 상대적으로 감소했으며 시장마찰요인에 의한 영향은 상대적으로 증가한 것으로 나타났다. 그러나 1997년 말의 외환위기 이후의 기간에서는 포함종목의 변동성이 크게 증가하고 시장마찰의 정도도 개선된 것으로 나타난다. 선물거래 이후의 정보생산의 정도, 현물시장에서의 포함종목과 대응종목의 거래량의 변화, 외국인 투자한도제약, 차익거래의 정도 등을 고려할 때 선물거래 도입 이후에 나타나는 현물시장의 상대적인 변동성 변화는 현물시장에서의 시장마찰요인의 크기에 크게 영향을 받은 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. II 장에서는 연구방법을 설명하고 III 장에서는 실증분석과 분석 결과를 정리한다. IV 장에서는 시장마찰요인이 변동성에 미친 영향에 대해 논의하고 V 장에서는 연구의 결론과 시사점을 정리한다.

II. 연구방법론

1. 논문의 이론적 토대

Cox(1976)는 선물거래가 새로운 뉴스를 계속적으로 반영하여 현물가격 형성에 영향을 줄 경우 현물시장의 변동성과 효율성은 함께 증가할 수 있음을 지적하였다. Ross(1989)는 주가가 마팅게일(martingale) 과정을 따르는 상황에서 주식수익률의 변동성은 시장에 투입되는 정보흐름의 변동성과 동일함을 보였다. 이들에 따르면 선물거래의 도입으로 보다 많은 정보가 생산되고 현물가격의 정보반영 속도가 증가한다면 현물시장의 변동성은 선물거래의 도입 이후에 증가할 것으로 예상할 수 있다.⁴⁾ Brorsen(1991)

4) 이와는 달리 Weller와 Yano(1987)는 특정상황하에서는 선물거래가 현물시장의 변동성을 줄일 수 있음을

은 선물거래가 현물시장의 변동성을 감소시킬 수 있다고 주장하는 기존의 이론적 연구들은 시장의 균형상태를 전제로 한 연구인데 이러한 전제는 적어도 단기에는 성립하지 않는다는 점을 지적하였다. 그는 가격에 정보가 반영되는 것을 지연시키는 시장마찰요인이 존재하는 현실상황에서는 현물시장의 단기수익률에 양(+의 자기상관관계가 존재한다는 점을 지적하고, 선물거래는 현물시장의 시장마찰요인을 줄여주는 역할을 하여 자기상관관계 정도를 감소시킨다고 주장하였다. 또한 이러한 시장마찰요인의 감소는 변동성을 증가시킨다는 사실을 보여주었는데, 이는 선물거래가 시장마찰요인을 감소시켜 시장효율성을 증가시키며 단기적으로는 변동성을 증가시킨다는 주장이다.

Brorsen(1991)을 따르면 균형주가(log price)가 random walk을 따른다 하더라도 실제주가의 단기적인 변동은 거래비용과 같은 시장의 제도적인 마찰요인으로 인해 균형주가의 변동을 즉각적으로 반영하지 못하고 다음과 같이 지연반응하게 된다.

$$p_t - p_{t-1} = a(p_t^* - p_{t-1}) \quad (1)$$

p_t : 시점 t의 실제주가(log price)

p_t^* : 시점 t의 균형주가(log price)

a : 실제주가가 균형주가를 반영하는 정도를 나타내는 상수

$$(0 < a < 1)$$

$$p_t^* = p_{t-1}^* + u_t, \quad u_t \sim WN(0, \sigma_u^2) \quad (2)$$

식 (1)에서 실제주가가 균형주가를 반영하는 정도인 a 는 시장마찰요인에 따른 가격 반응의 효율성을 나타내는 계수라 할 수 있으며, 식 (1)과 식 (2)하에서 매기의 주식수익률(R_t)은 u_t 의 MA(∞)로 표현되고 이로부터 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁵⁾

$$R_t = (1-a)R_{t-1} + au_t \quad (3)$$

즉 주식수익률은 AR(1)모형으로 표현될 수 있으며 주식수익률의 1차 자기상관계수는 바로 1-효율성계수가 된다. 식 (3)을 이용하면 주식수익률의 분산은 다음과 같이 표현된다.

$$Var(R_t) = a/(2-a) \cdot Var(u_t) \quad (4)$$

보였고 Edwards(1988)와 Conrad(1989)는 실증분석을 통해 선물과 옵션 거래의 도입 이후 현물시장의 변동성이 증가하지 않았거나 감소했음을 보이고 있다.

5) Brorsen(1991) p.157, Brorsen, Oellermann, and Farris(1989) pp.275-276 참조.

식 (4)에서 주식수익률의 분산 $Var(R_t)$ 를 시장효율성계수 a 에 1차 편미분한 값을 구하면 $[2/(2-a)^2]Var(u_t)$ 이므로 주식수익률의 자기상관계수가 작아질수록(시장효율성계수 a 가 커질수록) 주식수익률의 분산은 커짐을 알 수 있다. Cox(1976)와 Brorsen (1991)의 주장처럼 선물시장은 현물시장에 비해 여러 가지 제약요소가 작아 선물가격은 현물가격에 비해 보다 신속하게 정보를 반영하고, 이 정보는 선물시장과 현물시장 간의 차이거래과정을 통해 현물가격에 반영되게 되므로 선물거래는 현물시장의 마찰요인을 줄여주는(시장효율성을 제고시키는) 역할을 하게 된다. 따라서 선물시장의 도입에 따라 시장마찰요인이 감소하는 경우 현물시장의 단기변동성은 증가하게 된다.

한편 Ross(1989)에 의하면 차이거래의 기회가 없고 주가가 마팅계일 과정을 따르는 상황에서 주가변동은 주식시장에 투입되는 정보의 량과 비례하게 되고 주식수익률의 분산은 바로 정보흐름의 분산과 동일하다. 이는 곧 식 (4)의 $Var(u_t)$ 는 시장에 투입되는 정보흐름(s_t)의 분산을 나타냄을 의미한다.

$$Var(u_t) = Var(s_t) \quad (5)$$

식 (4)와 식 (5)를 이용하면 $Var(u_t)$ 는 시장에서 발생한 정보생산의 정도를 나타내는 척도로 시장효율성계수 a (또는 자기상관계수)는 제도적 측면의 효율성을 나타내는 척도로 표현할 수 있다. 이 때 $Var(u_t)$ 는 시장마찰요인에 의해 영향을 받지 않는 장기수익률(예를 들어 주별 또는 월별 수익률)을 이용하여 측정된 분산을 이용할 수 있다(Brorsen (1991)).

단기수익률(예를 들어 일별수익률)에 나타나는 자기상관의 크기는 해당시장의 제도적 특성을 나타내는 여러 시장마찰요인들에 의해 영향을 받는다. 거래비용의 크기, 가격제한폭, 공매의 제약, 투자한도의 존재, price rounding, market maker의 역할 등은 잘 알려진 마찰요인들이다(Schwartz and Whitcomb(1977), Scholes and Williams (1977), Cohen, Maier, Schwartz, Whitcomb(1986)).⁶⁾ 한편 기존의 여러 연구들은 시장

6) 단기수익률의 자기상관을 가져오는 주요원인으로 Copeland(1976)는 시계열상관된 정보흐름의 발생을 들고 있다. 본 논문에서는 시장마찰요인에 따른 가격의 지연반응을 중심으로 분석하고 정보흐름이 시계열상관되어 있는 문제는 고려하지 않기로 한다. 또 한국시장에서는 market maker제도가 없으므로 자기상관에서 market maker의 역할은 문제가 되지 않는다. 그러나 한국시장에 존재하는 가격제한폭제도는 주식수익률의 변동성과 자기상관에 영향을 미칠 수 있다. 표본기간동안에 가격제한폭은 1995년 4월 1일 이전에는 가격대별로 달랐으나 평균 4.6%, 95년 4월 이후 96년 11월 24일까지는 6%, 96년 11월 25일 이후 98년 2월 말까지는 8%, 98년 3월 이후 12월까지지는 12%, 그리고 99년 이후는 15%이다. 그러나 본 논문에서 이루어질 주된 실증분석은 KOSPI 200 포함종목과 대응종목을 비교하는 횡단면분석이므로 가격제한폭의 변동은

마찰요인에 따른 수익률의 자기상관과 정보흐름의 분산 외에도 여러 변수들이 주식수익률의 변동성과 밀접한 관계를 가짐을 보여주고 있다. 주가수준, 체계적 위험(β), 거래량, 시장가치, 인플레이션 등의 변수가 잘 알려진 특성변수들이다(Harris(1989), Brorsen, Oellermann, Farris(1989), Carlton(1983)). 선물(옵션)거래의 도입 이후 현물시장의 변동성에 변화가 발생한 경우 이러한 변화를 선물거래 때문에 발생한 것으로 간주하기 위해서는 선물거래 이외에 현물시장의 변동성에 영향을 미치는 이러한 변수들을 통제하는 것이 필요하다.

주식수익률의 변동성과 밀접한 관련을 갖는 특성변수들의 집합을 X 라 하면 식(4)의 주식수익률의 단기변동성은 다음과 같이 시장마찰요인에 따른 시장효율성계수 a 와 특성변수 X , 그리고 정보생산의 정도를 나타내는 $Var(u_t)$ 의 함수로 분석할 수 있게 된다.

$$Var(R_t) = f(a, X, Var(u_t)) \quad (6)$$

본 논문에서는 단기주식수익률의 변동성과 이에 영향을 주는 여러 특성변수들이 선형의 관계를 갖는다고 가정하고 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 효과를 분석하고자 한다.

2. 실증분석모형

선물거래의 도입 이후 현물시장의 변동성과 시장마찰의 정도가 어떤 변화를 보였는지를 분석하기 위해 먼저 한국주식시장의 대표적 주가지수인 한국종합주가지수(KOSPI), 한국주가지수 200(KOSPI 200)과 KOSPI 200에 대응되도록 구성된 대응지수(Non-KOSPI 200)의 수익률자료를 이용하여 1차자기상관계수와 변동성의 크기를 비교·분석한다. 분석의 신뢰성을 높이기 위하여 전체 표본기간을 중요한 사건일 기준으로 몇 개의 하위기간으로 나누었으며, 변동성의 척도는 일별 및 주별 자료의 증가를 기준으로 한 표본분산(또는 표본 표준편차)을 이용한다.

Harris(1989)는 S&P 500 현물지수의 변동성이 선물거래와 옵션거래의 도입에 따라 어떻게 변동하였는지를 보기 위해 개별종목들의 자료를 이용한 횡단면 분석을 수행하였다. 본 연구에서는 Harris(1989)의 방법을 확장하여 주식수익률의 변동성에 영향을 주는 것으로 알려진 기업의 특성변수들을 고려하여 KOSPI 200 구성종목(이하 포함종목)들 각각에 대하여 대응하는 종목을 KOSPI 200에 포함되지 않은 종목들 중에서 추

두 집단에 공통적인 영향을 미친다고 보고 별도의 분석은 하지 않기로 한다.

출하고(이하 대응종목), 이 두 집단의 변동성의 차이를 기간별로 분석한다. 특성 변수로는 체계적 위험, 시장가치, 회전을율, 주가수준, 환노출 등을 사용한다.⁷⁾

개별종목자료를 이용한 분석의 첫 번째 단계로 기업의 특성변수를 고려하여 KOSPI 200 포함종목들에 대응하는 종목들을 선정한 후⁸⁾ 포함종목과 대응종목들의 표준편차 차이를 다음과 같은 횡단면 회귀모형을 이용하여 분석한다.

$$SM_i = b_0 + b_1 DKOSPI_i + b_2 (|\beta_i| \times \sigma_M) + b_3 LMV_i + b_4 TOR_i + b_5 INVP_i + e_i \quad (7)$$

SM_i : 주식 i 의 수익률의 표준편차

$DKOSPI_i$: 더미변수로 KOSPI 200 포함 기업은 1, 대응기업은 0

$|\beta_i| \times \sigma_M$: 주식 i 의 베타의 절대값 \times 시장포트폴리오의 표준편차

LMV_i : 주식 i 의 시장가치에 자연대수(ln)를 취한 값

TOR_i : 주식 i 의 거래회전을율(=거래량/발행주식수)

$INVP_i$: 주식 i 의 주가의 역수

$e_i \sim N(0, \sigma_e^2)$

식 (7)은 주식수익률의 변동성에 영향을 미치는 기업의 특성변수들을 통제한 상태에서 포함종목과 대응종목의 변동성의 차이를 분석하는 모형으로 더미변수의 계수인 b_1 이 포함종목과 대응종목의 표준편차의 차이를 나타내는 계수이다.⁹⁾

7) Harris(1989)에서는 유동성의 지표로 거래일과 비거래일의 비율을 사용하였으나 결과는 유의적이지 못하였다. 본 연구의 경우 회전을 대신 거래된 일수의 비율을 사용한 분석결과는 회전을 사용한 경우와 유사하였으나 모형의 적합도나 계수의 유의성은 낮게 나타났다.

8) 구체적인 선정방법은 Harris(1989)의 방법을 원용한 것으로 다음과 같다. ① 해당 기간에 새로이 KOSPI 200종목에 포함되었거나 탈락한 기업과 특성변수 자료를 이용할 수 없는 기업들은 분석에서 제외하고 기업들을 KOSPI 200 포함기업과 비포함기업으로 분류하여 기간별로 정리한다. ② KOSPI 200 포함 기업들을 대상으로 회귀분석을 수행하여 특성 변수들(베타, 시장가치, 회전을율, 주가의 역수)의 회귀계수를 추정한다. ③ KOSPI 200 포함기업과 동일한 산업에 속하는 비포함기업들을 대상으로 특성변수 벡터공간(vector space)상에서, 대응기업을 찾고자 하는 KOSPI 200 포함기업과 비포함기업들의 특성변수들의 차이의 거리를 계산하여 가중합을 계산한다. 이때 각 특성 변수의 가중치로 ②에서 추정된 회귀계수를 사용한다. ④ KOSPI 200 비포함기업들 중에서 ③에서 추정된 거리의 가중합이 가장 작은 기업을 선택하여 대응기업으로 한다. ⑤ ④에서 선택한 기업을 제외하고 ③이하의 과정을 모든 KOSPI 200 기업들의 대응기업이 추출될 때까지 반복한다.

9) 모형에서 베타의 절대값을 사용한 것은 변동성과 체계적 위험의 크기관계에 초점을 두었기 때문이며, 해당 기간의 시장포트폴리오의 표준편차를 곱한 것은 계수의 기간별 비교를 위해서이다. 시장모형에 따르면 개별주식의 베타의 크기나 시장수익률의 표준편차는 개별주식 수익률의 표준편차와 정(+)의 관계를 가지기 때문에 b_2 는 양(+)의 부호를 가질 것이다. 주식의 시장가치는 비체계적 위험의 정도를 나타내준다. 시장가치가 큰 대규모 기업일수록 소유권이 잘 분산되어 있으며 더욱 많은 공개 정보를 얻을 수 있고 유동성이 높아 더 작은 거래비용으로 거래가 이루어질 수 있다. 거래비용과 변동성은 (+)의 관계를 가지므로

그러나 현물시장의 변동성 변화는 미시적 요인인 기업의 특성변수뿐만 아니라 환율이나 인플레이션 같은 거시요인과의 관련이 있다(Borsen, Oellermann, Farris(1989), 권택호와 박종원(1999)). 거시요인이 두 집단에 속한 기업들의 변동성에 상이한 영향을 미친다면 미시적 특성변수만을 통제하여 표본을 구성하는 것은 정당화될 수 없다. 특히, 한국 기업들의 대외 의존적인 구조적 특성이나 주식시장에서의 외국인 투자자가 미치는 영향 등을 고려해 볼 때 환율변동이 포함종목과 대응종목의 변동성에 미치는 영향의 정도가 다를 수 있다. 이러한 경우에 변동성의 차이를 선물거래에 의한 영향이라고 해석하기 위해서는 변동성의 차이 분석에 환율의 변동에 의한 영향을 고려해야 할 것이다. 본 연구의 분석기간인 90년대는 한국 기업들이 국제화를 추진하는 과정에서 경영성과가 국제경제환경의 변화에 보다 많은 영향을 받게 되었으며, 자본시장의 개방에 따라 주식시장에서 외국인의 주식보유한도가 점차 확대되는 등 주식수익률이 환율변동에 영향을 받을 수 있는 여건들이 성숙되어 왔다. 또한 환율제도도 90년 3월 시장평균환율제도 실시이후 일일변동폭이 확대되어 왔으며,¹⁰⁾ 97년 12월 16일부터는 제한 폭이 없는 변동환율제도로 이행하는 등 본 연구의 분석기간 동안에 환율변동이 주식시장에 미치는 영향이 점증적으로 증가할 수 있는 제도상의 변화가 있었다.

환율의 변동이 주식수익률의 변동성에 미치는 영향을 통제하기 위해서 식 (7)에 환노출을 추가한 식 (8)을 사용하여 분석한다. 개별주식의 수익률과 시장수익률의 관계가 기업에 따라 다르듯이 환율변동과 주식수익률의 관계도 기업에 따라 다르다. 환율변동이 주식수익률에 미치는 영향은 환노출로 추정할 수 있으며, 환노출의 절대값이 커질수록 주식수익률의 변동성은 증가할 것이다.¹¹⁾ 환노출의 추정은 Jorion(1990)을 따라 식 (8a)를 이용한다. 식 (8)에서 EXP_i 는 기업 i 의 환노출을 R_m 은 시장포트폴리오의 수익률이며 R_i 는 기업 i 의 주식수익률, ΔFX_t 는 자연대수의 차이로 계산한 환율변동률이다.

η_i 와 ε_i 는 회귀식의 잔차로 정규분포를 따름을 가정한다.

$$SM_i = b_0 + b_1 DKOSPI_i + b_2 (|\beta_i| \times \sigma_M) + b_3 LMV_i + b_4 TOR_i + b_5 INV P_i + b_6 (|EXP_i| \times \sigma_{\Delta FX}) + \eta_i \quad (8)$$

$$R_{i,t} = \delta_i + \beta_i^m R_{m,t} + EXP_i \Delta FX_t + \varepsilon_{i,t} \quad (8a)$$

주식의 시장가치는 변동성과 부(-)의 관계를 가질 것이다. 거래량 또는 회전율은 변동성과 정(+)의 관계를 갖는다(Karpoff, 1987). 주식의 시장가격의 크기는 거래비용과 부(-)의 관계를 가지며, 거래비용과 변동성은 정(+)의 관계를 가지므로 변동성과 가격역수는 정(+)의 관계를 가질 것이다.

10) 일일변동폭은 원/달러 환율의 경우 시장평균환율제도를 시작하였던 90년 3월 0.4%에서 91년 9월 0.6%, 92년 7월 0.8%, 93년 10월 1.0%, 94년 11월 1.5% 그리고 95년 12월 2.25% 등으로 확대되어 왔다.

11) 한국 기업들의 환노출 특성에 관해서는 권택호(1998, 1999), 권택호와 박종원(1999) 등을 참고 바람.

Ⅲ. 실증분석과 결과

1. 표본자료 및 표본기간

분석에 사용될 자료는 한국증권전산에서 제공하는 일반통계자료의 종목별 매매정보 II(확장형)에 제시되어 있는 자료들을 정리하여 사용한다. 확장형 자료에는 날자, 기업체코드, 일별주가(시가, 고가, 저가, 종가), 거래량, 거래대금, 상장주식수, 시가총액, 선물구분 등의 자료가 일별로 모든 상장종목에 대하여 수록되어 있다. 분석기간은 1990년 1월 3일부터 1998년 12월 28일까지로 분석 목적상 몇 개의 하위기간으로 나누어 분석한다. 비교의 기준이 되는 기간 I은 KOSPI 200 지수 발표 이전으로 1990. 1. 3~1994. 6. 14까지이며, 기간 II는 지수발표에서 선물거래 시작 전까지의 기간으로 1994. 6. 15~1996. 5. 2까지이며, 기간 III은 선물거래 도입 후 옵션거래 도입 전까지의 기간으로 1996. 5. 3~1997. 7. 6까지이고, 기간 IV는 선물과 옵션이 동시에 거래되었던 1997. 7. 7~1998. 12. 28까지이다. 한편, 기간 IV에 있었던 외환위기가 주식시장에 구조적인 변화를 초래했을 수 있는 가능성을 고려하여 선물거래 시작 이후를 외환위기 기간을 제외하고 두 개의 하위기간으로 나누어 함께 분석한다.¹²⁾ 기간 F는 1996. 5. 3~1997. 10. 31까지이고 기간 S는 1998. 1. 3~1998. 12. 28까지이다. 분석에 필요한 주가지수의 수익률 자료는 증권거래소에서 제공받아 사용하며,¹³⁾ 환율자료는 일별 기준환율로 한국은행으로부터 입수하여 사용하며 주식관련 자료와 날짜를 일치시켜 사용한다.

2. 선물거래가 주가지수의 변동성과 자기상관에 미친 영향

선물거래의 시작이후 현물시장의 변동성에 변화가 있었는지의 여부를 먼저 주가지수의 변동성을 분석함으로써 살펴본다. 이용되는 주가지수는 한국증권거래소에 상장되어 있는 모든 종목을 포함하는 시가총액식지수인 한국종합주가지수(KOSPI)와 선물거래대상지수인 KOSPI 200, 그리고 KOSPI 200에 대응되도록 구성된 대응지수인 Non-KOSPI 200이다. Non-KOSPI 200은 KOSPI 200에 포함되어 있지 않은 종목들 중에서 유사한 특성변수들을 갖는 종목들을 뽑아 KOSPI 200에 대응되도록 구성하였다. Non-KOSPI 200은 1990년 1월 3일을 기준시점으로 주식 8에서 설명한 방법에 따라 선

12) 97년 11월과 12월을 외환위기 기간으로 설정한 것은 IMF 구제금융 신청과 큰폭의 환율상승 등의 요인을 고려하여 임의로 결정한 것이다.

13) 자료수집에 많은 도움을 주신 증권거래소의 관계자 여러분께 감사드린다.

정된 대응종목들로 구성된 시가총액식지수이며,¹⁴⁾ 대응종목의 구성내용에 대해서는 뒤에 서술한다.

각 하위기간별로 각 주가지수의 일별수익률과 주별수익률의 표본표준편차를 구하였다. 주별수익률의 표준편차는 식(3)에서 제시한 정보흐름의 변동성을 나타내는 대리치이다.¹⁵⁾ 다음의 <표 1>에 KOSPI, KOSPI 200, Non-KOSPI 200의 각 기간별 일별수익률과 주별수익률의 변동성을, <표 2>에 1차 자기상관계수를 제시하였다.

<표 1> 주가지수의 일별 및 주별 수익률의 표준편차
(K-200 : KOSPI 200, NK-200 : Non-KOSPI 200)

구분 기간	일별수익률			주별수익률		
	KOSPI	K-200	NK-200	KOSPI	K-200	NK-200
I	0.0139	0.0143	0.0136	0.0342	0.0350	0.0346
II	0.0096	0.0102	0.0106	0.0252	0.0260	0.0304
III	0.0125	0.0134	0.0155	0.0334	0.0354	0.0397
IV	0.0285	0.0303	0.0250	0.0734	0.0767	0.0741
F	0.0138	0.0147	0.0155	0.0372	0.0390	0.0411
S	0.0284	0.0304	0.0244	0.0730	0.0768	0.0702

주) 기간 I : 1990년 1월 3일~1994년 6월 14일, 기간 II : 1994년 6월 15일~1996년 5월 2일,
기간 III : 1996년 5월 3일~1997년 7월 6일, 기간 IV : 1997년 7월 7일~1998년 12월 28일,
기간 F : 1996년 5월 3일~1997년 10월 31일, 기간 S : 1998년 1월 3일~1998년 12월 28일

<표 1>의 일별 수익률의 표준편차를 보면 세 지수 모두 기간 II(KOSPI 200 작성 이후)에 변동성이 감소하였으나 선물거래 도입 이후인 기간 III에 변동성이 증가하였으며 특히 옵션거래 도입 이후인 기간 IV에 변동성이 크게 증가하였다. 그러나 기간 III과 IV를 외환위기 이전과 이후로 구분하여 보면 외환위기 이전의 경우는 변동성의 증가정도가 그리 크지 않으나 외환위기 이후의 기간(S)에는 변동성이 큰 폭으로 증가하여 이 기간에 시장에 큰 변화가 있었음을 암시한다. 특히 기간 I, II, III의 경우와는 달리 기간 S에 KOSPI 200의 변동성이 Non-KOSPI 200의 변동성보다 크게 증가한 모습을 보여준다.

14) KOSPI 200과 Non-KOSPI 200의 수익률분포는 비슷한 특성을 보여준다. 두 지수 모두 0에 가까운 왜도(skewness) 값을 가지며, 상당히 큰 초과첨도(excess kurtosis) 값을 갖는다. 정규분포검정을 위한 Jarque-Bera 통계량은 두 지수의 수익률이 모두 정규분포가설이 기각됨을 나타낸다. 그러나 표본기간동안 KOSPI 200은 일평균 -0.016355%, Non-KOSPI 200은 0.00615%의 수익률을 보이며 KOSPI 200수익률의 표준편차가 더 큰 값을 보이고 있다.

15) 이 경우 $Var(u_t)$ 는 event 별 하위기간마다 정보생산이 달라진다고 보고 각 하위기간별로 변동하는 것으로 가정한 것이다.

한편 시장에 투입된 정보흐름의 정도를 나타내는 주별수익률의 표준편차를 보면 그 변화양상이 일별수익률의 경우와 크게 다르지 않다. KOSPI 200 작성 이후에는 그전에 비해 변동성이 감소하는 모습을 보이며 선물과 옵션 거래 도입 이후에는 변동성이 증가하는 양상을 보인다. 특히 외환위기 이전인 기간 F와 외환위기 이후인 기간 S를 보면 기간 F에는 그 전에 비해 변동성의 증가폭이 그리 크지 않으나 기간 S에는 변동성이 큰 폭으로 증가하고 있다. 이러한 모습은 선물(옵션) 거래 도입 이후에 시장에 투입되는 정보량이 증가했음을 보여주는 것이다. 특히 외환위기 이후의 기간에 시장의 정보생산이 크게 증가했으며, 이 기간에 Non-KOSPI 200에 비해 선물거래지수인 KOSPI 200의 정보생산이 상대적으로 더욱 크게 증가했음을 보여준다.

<표 2> 주가지수의 일별 및 주별 수익률의 자기상관계수
(K-200 : KOSPI 200, NK-200 : Non-KOSPI 200)

구분 기간	일별수익률			주별수익률		
	KOSPI	K-200	NK-200	KOSPI	K-200	NK-200
I	0.0704*	0.0683*	0.0951**	-0.0620	-0.0582	-0.0721
II	0.1277**	0.1119**	0.1842**	-0.0051	0.0100	-0.0427
III	0.1994**	0.1986**	0.1451**	-0.0866	-0.0465	-0.2743*
IV	0.1702**	0.1542**	0.2872**	-0.0348	-0.0996	0.1328
F	0.2021**	0.1904**	0.1832**	-0.0660	-0.0762	-0.2311*
S	0.1324*	0.1228*	0.2254**	0.0582	0.0267	0.0820

주) **, *는 시차 1에서의 Ljung-Box Q통계량의 검정결과로 각각 1%, 5% 유의수준에서 유의함을 의미함

<표 2>의 자기상관계수를 보면 일별수익률의 경우 세 지수 모두 상당히 큰 1차 자기상관을 보여주며, 대부분 1% 유의수준에서 통계적 유의성을 갖는다. 그러나 주별수익률의 경우는 일부기간의 Non-KOSPI 200을 제외하고는 모두 자기상관계수의 크기가 크지 않으며 통계적 유의성도 없어 주별수익률의 변동성을 정보흐름의 대리치로 사용하는데 큰 문제가 없음을 보여준다. 일별수익률의 자기상관계수는 KOSPI와 KOSPI 200의 경우 선물거래 도입 이후에 더욱 커져 새로운 정보의 가격반영이 오히려 지연되고 있음을 보여주며, 옵션거래 도입 이후에는 전기간에 비해 자기상관계수가 작아진 모습을 보여준다. 그러나 KOSPI 200의 경우 선물거래 이후 자기상관계수가 커진 현상은 주로 외환위기 이전인 기간 F에 나타난 결과이다. 외환위기 이후의 기간에는 그 이전 기간에 비해 자기상관계수가 크게 줄었으며 통계적 유의성도 감소해 시장마찰의 정도가 줄어들었음을 보여준다. 특히 KOSPI 200과 Non-KOSPI 200을 비교하면 기간 S

의 경우 KOSPI 200의 자기상관계수가 크게 작아졌으나 Non-KOSPI 200은 오히려 자기상관계수가 크게 증가하여 외환위기 이후에 KOSPI 200의 효율성의 정도가 개선되었음을 보여주고 있다. 이는 <표 1>에서 기간 S에 KOSPI 200의 변동성이 Non-KOSPI 200에 비해 크게 증가한 것이 기간 S에 나타난 KOSPI 200의 자기상관계수의 감소와 주별수익률 변동성의 증가로 설명될 수 있음을 말해주는 것이다.

기간별로 주가지수의 변동성을 분석한 결과에 의하면 KOSPI 200에 대한 선물거래와 옵션거래의 도입 이후 현물시장의 변동성이 증가한 것으로 나타난다. 주별수익률의 변동성은 선물거래 도입 이후와 외환위기 이후 크게 증가하여 이 기간동안에 시장의 정보흐름이 크게 증가한 것으로 나타난다. 일별수익률의 변동성 역시 선물거래 도입 이후와 외환위기 이후에 큰 폭으로 증가하고 있다. 이는 시장에 투입되는 정보량의 증가와 시장마찰요인 등의 영향이 반영된 것으로 추측할 수 있으나 자기상관계수의 분석 결과는 일관된 결과를 보여주지 못해 시장마찰요인의 영향에 대한 정확한 판단을 내리기는 어렵다. 다만, KOSPI 200의 경우 외환위기 이후 기간에 자기상관계수의 크기가 크게 감소하였으며, 통계적 유의성도 감소하여 시장마찰요인의 영향이 큰 폭으로 줄었음을 시사해주고 있다.

그러나 이러한 결과들은 개별종목이 아닌 주가지수에 대한 분석결과로 변동성의 측정과정에서 변동성에 영향을 미치는 공통요인들과 주가지수의 자기상관에 영향을 미치는 비동시거래효과(nonsynchronous trading effect) 등이 통제되지 않은 결과이므로 선물(옵션)거래의 도입에 따라 현물시장의 변동성이 증가했다고 결론지을 수 없다. 특히 시장의 변동성에 영향을 미치는 여러 요인들의 영향이 선물(옵션)거래 도입의 영향보다 더 중요하다면 단순한 주가지수의 변동성 변화는 선물시장의 영향을 분석하는 데에 큰 의미를 갖지 못한다. 이러한 점을 고려하여 다음 절에서는 개별종목들을 대상으로 변동성에 영향을 미치는 주요변수들을 통제하면서 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향을 분석하기로 한다.

3. 선물거래가 KOSPI 200 포함종목과 대응종목의 변동성에 미친 영향

1) 포함종목과 대응종목의 구성내역

KOSPI 200 포함종목들과 대응종목들의 변동성을 기간별로 비교하여 평가하기로 한다. 분석에 앞서 분석에 사용될 포함종목과 비포함종목의 전체적인 구성 내용을 KOSPI 200 구성의 기준이 되는 업종별로 <표 3>에 정리하였다.¹⁶⁾ KOSPI 200 포함종

목과 비포함종목을 선정하는 기준은 해당기간의 자료의 이용 가능성과 계속성을 고려하여 해당 기간에 지수에서 탈락했거나 지수에 새로이 포함된 기업들은 분석 대상 자료에서 제외한다. 따라서 포함종목은 해당기간동안 계속해서 KOSPI 200을 구성한 종목이며, 비포함종목은 해당기간 동안 한번도 KOSPI 200에 포함되지 않았던 종목들 중에서 주가, 베타, 시장가치, 거래량 등 특성변수계산을 위한 자료를 이용할 수 있는 종목들이다.

<표 3> 분석에 사용한 KOSPI 200 포함종목과 비포함종목의 구성상태

기간		구분	제조업(전기·가스업 포함)	건설업	유통·서비스(통신업포함)	금융서비스업	합계
I	1990. 1. 3 ~1994. 6. 14	포함종목	136	14	16	25	191
		비포함종목	262	28	36	59	385
II	1994. 6. 15 ~1996. 5. 2	포함종목	125	13	12	23	173
		비포함종목	310	29	41	61	441
III	1996. 5. 3 ~1997. 6. 30	포함종목	125	14	13	28	180
		비포함종목	341	34	47	66	488
IV	1997. 7. 1 ~1998. 12. 28	포함종목	109	13	15	25	162
		비포함종목	347	33	40	57	477
F	1996. 5. 3 ~1997. 10. 31	포함종목	119	13	13	28	173
		비포함종목	334	33	47	66	480
S	1998. 1. 3 ~1998. 12. 28	포함종목	114	15	15	27	171
		비포함종목	365	35	42	57	499

<표 3>을 보면 KOSPI 200에 대응되는 대응종목들을 구성하는데 이용할 수 있는 비포함종목들의 수는 대략 포함종목 수의 2배~3.5배 정도로 충분하지는 않으나 어느 정도의 선별력은 확보할 수 있을 것으로 판단된다.¹⁷⁾ 비포함종목 중에서 포함종목과 가장 유사한 특성을 갖는 종목을 주식 8에서 언급한 방법에 따라 선정하였다. 주식관련자

16) 업종의 분류는 선물지수 구성 원칙 발표시 사용한 업종 구분을 약간 변형하였다. 업종구분을 변경한 이유는 전기·가스업과 통신업의 경우에 이에 대응시킬만한 비포함종목들이 없었기 때문이다.

17) 기간 I의 경우 분석 대상이 된 지수 포함종목은 191개 종목이며, 이와 비교하여 대응종목으로 선정될 수 있는 비포함종목들은 385개 기업이다. 건설업의 경우 2배수의 비포함종목들 중에서 대응기업을 추출하는 결과가 되며 금융 서비스업의 경우 2.36배수 중에서 선택하는 결과가 되어 지수 포함종목에 대응하는 대응 종목들의 선택이 중요한 문제가 될 수 있다.

료는 보통주를 대상으로 하였으며, 특성변수의 하나인 개별종목의 베타(β)는 6일 기준 수익률을 이용하여 시장모형으로 추정하였다. β 추정시 수익률 자료는 각 하위기간이 짧은 점을 고려하여 6영업일을 기준으로 중복하여(overlapping) 계산하였으며, 시장수익률은 KOSPI 수익률을 사용하였다. 시장가치는 자연로그를 취한 값이며, 회전율은 일별 거래량을 당일의 상장주식수로 나누어 계산한 값이다.

2) 포함종목과 대응종목의 일별 및 주별 변동성

선물거래가 포함종목과 대응종목의 변동성에 미친 영향을 분석하기에 앞서 각 기간별로 포함종목과 대응종목의 일별 및 주별 수익률의 표준편차와 자기상관계수를 구하여 <표 4>에 정리하였다.

<표 4> 포함종목과 대응종목의 표준편차와 자기상관계수

구분 기간	일별수익률				주별수익률			
	SD(K)	SD(NK)	r(K)	r(NK)	SD(K)	SD(NK)	r(K)	r(NK)
I	0.0220	0.0234	0.0802	0.1196	0.0533	0.0598	-0.0426	-0.0051
II	0.0220	0.0249	0.0867	0.0973	0.0540	0.0633	-0.1077	-0.1019
III	0.0279	0.0327	0.0822	0.1081	0.0649	0.0810	-0.0719	-0.0751
IV	0.0496	0.0498	0.1241	0.1546	0.1291	0.1313	0.0055	0.0359
F	0.0283	0.0328	0.0777	0.1087	0.0627	0.0785	-0.0880	-0.0694
S	0.0525	0.0510	0.0991	0.1074	0.1329	0.1287	0.0135	-0.0122

주) SD(K) : 포함종목의 표준편차평균, SD(NK) : 대응종목의 표준편차평균, r(K) : 포함종목의 1차자기상관계수평균, r(NK) : 대응종목의 1차자기상관계수평균

<표 4>의 결과는 선물거래 이후 포함종목과 대응종목의 일별변동성이 크게 증가한 모습을 보여준다. 특히 선물과 옵션이 동시에 거래된 기간 IV에 그 증가폭이 매우 크다. 그러나 이러한 결과는 외환위기 이전의 변동성 증가보다는 외환위기 이후의 기간에 나타난 변동성 증가에 따른 영향임을 기간 F와 기간 S의 분석결과로부터 알 수 있다(주별변동성 역시 일별변동성과 비슷한 특성을 보이고 있다). 특히 기간 S의 경우 다른 기간의 분석결과와는 달리 포함종목의 변동성이 대응종목의 변동성보다 더 큰 모습을 보여 이 기간에 포함종목들의 변동성이 상대적으로 크게 증가했음을 보여준다. 일별수익률의 자기상관계수의 분석결과는 전체적으로 대응종목이 포함종목에 비해 더 큰 값을 갖고 있으며, 기간 IV에 들어 크게 증가한 모습을 보이고 있다.

3) 기업특성변수를 통제 한 경우의 변동성차이

포함종목과 대응종목들을 대상으로 식 (7)을 이용하여 두 집단간에 표준편차의 차이가 있는지를 분석한다. 차이분석은 수익률의 계산 간격에 따라 1일, 3일, 6일, 12일, 18일, 24일 표준편차로 나누어 수행하며, 3, 6, 12, 18, 24일의 수익률 표준편차는 오버래핑(overlapping)된 수익률자료를 이용하여 계산한다. 계산된 각각의 표준편차에 대하여 동일한 분석을 수행하기로 한다.¹⁸⁾

식 (7)의 추정 결과에서 포함종목과 대응종목의 표준편차의 차이를 나타내는 계수 b_1 의 값을 <표 5>에 정리하였다.

<표 5> 기업특성변수를 고려한 KOSPI 200 기업과 대응기업간의 표준편차 차이

구분 기간		표준편차 측정기간					
		1일	3일	6일	12일	18일	24일
I	1990. 1. 3 ~1994. 6. 14	0.00017 (0.42089)	-0.00071 (0.09088)	-0.00243 (0.00094)	-0.00522 (0.00015)	-0.00769 (0.00006)	-0.01009 (0.00002)
II	1994. 6. 15 ~1996. 5. 2	-0.00100 (0.00157)	-0.0285 (0.00008)	-0.00489 (0.00002)	-0.00821 (0.00005)	-0.01131 (0.00004)	-0.01366 (0.00007)
III	1996. 5. 3 ~1997. 7. 6	-0.00181 (0.00004)	-0.00391 (0.00011)	-0.00627 (0.00009)	-0.01008 (0.00013)	-0.01275 (0.00023)	-0.01481 (0.00038)
IV	1997. 7. 7 ~1998. 12. 28	-0.00257 (0.00155)	-0.00646 (0.00077)	-0.01108 (0.00024)	-0.01774 (0.00053)	-0.02413 (0.00073)	-0.02904 (0.00097)
F	1996. 5. 3 ~1997. 10. 31	-0.00182 (0.00001)	-0.00374 (0.00015)	-0.00580 (0.00026)	-0.00987 (0.00012)	-0.01347 (0.00004)	-0.01563 (0.00005)
S	1998. 1. 3 ~1998. 12. 28	-0.00203 (0.02550)	-0.00524 (0.00523)	-0.00910 (0.00160)	-0.01531 (0.00134)	-0.01864 (0.00248)	-0.01930 (0.00754)

주) () 값은 이분산성을 조정한 유의수준임

<표 5>에서 계수의 값이 음(-)인 것은 포함기업의 표준편차가 대응기업에 비해 계

18) 각 수익률 측정간격에 따른 표준편차를 구하고 각 기간에서 식 (7)의 추정결과 결정계수(Adj. R^2)는 33.8%~69.1%의 크기를 보이며 더빈-왓슨 통계량(Durbin-Watson statistics)은 1.90~2.13의 값을 보여, 모형이 자료에 비교적 잘 적합되고 있으며 자기상관의 영향이 문제되지 않아 식 (7)을 이용한 통계적 검정에 문제가 없음을 보여준다. 또 각 특성변수의 회귀계수의 부호는 모형설정시 예상한 부호와 동일하였다.

수의 절대값만큼 작다는 것을 의미한다. 선물거래의 영향이 전혀 없었던 기간 I의 분석 결과 1일, 3일 표준편차는 포함기업과 대응기업간에 유의적인 차이가 없다. 이것은 표준편차의 차이를 분석하기 위해 본 모형에서 고려한 기업의 특성변수들이 적절하다는 것과, 이후의 기간들에서 나타나는 표준편차의 차이를 선물거래의 도입과 결부하여 해석하는 것이 타당하다는 것을 시사하는 것이다. 6일 이상의 간격으로 측정된 표준편차 차이는 모두 유의적이다. 표준편차는 측정간격에 관계없이 포함종목이 대응종목에 비하여 작은 것으로 나타나고 있으며 측정간격이 길어질수록 차이가 커지고 있다.

1일 표준편차 분석 결과를 기준으로 보면 지수작성 전에는 두 집단의 종목들의 표준편차 차이가 없었으나 지수 작성기간에는 포함종목의 표준편차가 대응종목에 비해 0.001만큼 작아진다. 이는 동기간에 포함종목들의 표준편차의 평균인 0.0220의 약 5% 정도 되는 규모이다. 선물거래 도입 이후에는 그 차이가 더욱 커져 0.00181의 차이가 나며(포함종목변동성의 6.5%), 기간 IV에는 0.00257(포함종목변동성의 5.18%)의 차이가 난다. 선물(옵션)이 거래되던 외환위기 이전의 기간인 기간 F에서는 표준편차의 차이가 더 확대되어 당시의 포함종목 변동성의 약 6%에 해당하는 차이가 난다. 그리고 외환위기 이후의 기간인 기간 S에서는 그 차이의 크기는 더욱 확대되나 동기간의 포함종목의 표준편차에 대한 비율로 보면 약 4%정도의 규모로 기간 F에 비해 비율은 감소한 것으로 나타났다. 이와 같이 기간 I, II, III, IV에서 포함종목과 대응종목의 변동성의 차이가 확대되는 결과는 수익률 측정간격이 3일, 6일, 12일, 18일, 24일로 확대된 경우에도 동일하다. 결과적으로 선물거래를 위한 지수의 작성과 선물 및 옵션거래는 KOSPI 200에 포함된 종목들의 현물시장에서의 변동성을 상대적으로 감소시켰다고 결론지을 수 있다.

4) 기업특성변수 및 환노출을 통제된 경우의 변동성 차이

환율변동에 의한 영향을 고려하여 포함종목과 대응종목의 변동성의 차이를 분석하기 위하여 식 (8a)에 의해 환노출을 추정하고 추정된 환노출계수를 설명변수로 사용하는 식 (8)을 이용하여 변동성의 차이를 분석하였다¹⁹⁾. 환노출은 기간별 자료부족의 문제를 해결하기 위해서 6영업일 간격으로 중복된(overlapping) 자료를 이용하여 추정하였다.

19) 한국 기업들을 대상으로 환노출을 추정할 경우 일반적으로 추정 계수의 유의성이 높지 않은 점을 고려할 때(권택호, 1999) 이러한 분석 방법의 사용은 변수오차의 문제(errors in variables problems)에 노출되어 있다고 할 수 있다. 환노출을 기업의 특성 변수로 대응기업의 추출 단계에서부터 적용할 수도 있으나 변수오차의 문제를 고려하여 표준편차 차이 분석에서만 환노출을 고려한다.

환노출이 주식수익률의 변동을 설명하는 특성변수인 경우²⁰⁾ 환노출의 차이는 변동성의 차이를 가져온다. 포함기업과 비포함기업간에 환노출에 차이가 있는지를 보기 위해 다음의 <표 6>에 두 집단을 구성하는 기업들의 환노출 분포의 특성을 정리하였다.

<표 6> 포함종목과 대응종목의 환노출계수의 분포특성

기간	구분	평균	표준편차	최대값	최소값
I	포함종목	0.5989	0.4653	2.3192	0.0014
	대응종목	0.8697	0.6540	3.6284	0.0028
II	포함종목	0.7201	0.5445	2.9307	0.0082
	대응종목	0.7763	0.6318	3.1075	0.0131
III	포함종목	0.8096	0.6985	5.1167	0.0002
	대응종목	1.0125	0.8626	5.3790	0.0003
IV	포함종목	0.2851	0.1913	0.7662	0.0030
	대응종목	0.4208	0.2938	1.2382	0.0048
F	포함종목	0.8503	0.7202	4.7051	0.0027
	대응종목	0.9684	0.7484	4.4098	0.0201
S	포함종목	0.3007	0.2767	1.9866	0.0020
	대응종목	0.3126	0.2628	1.1417	0.0097

<표 6>의 결과를 보면 포함종목과 대응종목들의 환노출은 상당히 차별적인 모습을 보여준다. 기간 S를 제외한 전기간에서 대응종목은 포함종목에 비해 환노출의 크기가 평균적으로 크며 그 분포 또한 넓은 범위에 걸쳐 퍼져 있다. 그러나 기간 S에 들어서는 두 집단간에 환노출의 크기는 평균적으로 큰 차이가 없으며 그 분산도는 오히려 포함종목이 대응종목에 비해 더 큰 모습을 보이고 있다. 이러한 결과는 각 기간별로 환노출의 차이에 따라 주식수익률의 변동성이 달라질 수 있음을 의미하는 것이다.

식 (8)의 추정결과 나타나는 선물거래더미변수의 회귀계수의 크기(두 집단간의 표준편차의 차이)와 유의수준을 다음의 <표 7>에 정리하였다.

20) 1일, 3일, 6일, 12일, 18일, 24일 등 각 수익률 간격을 기준으로 측정한 기업들의 표준편차와 측정된 환노출과의 회귀분석결과 환노출변수의 회귀계수는 기간 I을 제외한 모든 기간의 각 경우에서 1% 유의수준에서 유의적인 결과를 보여주었다. 회귀계수는 양의 값으로 추정되어 환노출 정도가 클수록 변동성도 큰 것으로 나타나고 있다. 또한 기간 II, F, S로 오면서 계수의 크기가 점차적으로 증가해 환율변동이 주식의 변동성에 미치는 영향의 정도가 증가하고 있음을 보여준다. 전반적으로 계수의 크기는 크지 않지만 높은 유의성으로 보아 환노출이 주가의 변동성을 설명하는 의미 있는 설명변수라고 할 수 있다. 또한 각 기간 자료를 pooling하여 식 (8)을 추정한 결과는 모형의 결정계수가 각 측정간격에서 74%~79%의 크기로 기업특성변수만을 고려한 경우에 비해 크게 증가한 모습을 보여 모형이 잘 적합됨을 보여준다.

<표 7> 기업특성변수와 환노출을 고려한 표준편차 차이

구분 기간		표준편차 측정기간					
		1일	3일	6일	12일	18일	24일
I	1990. 1. 3 ~1994. 6. 14	0.00019 (0.375)	-0.00062 (0.141)	-0.00228 (0.002)	-0.00495 (0.0004)	-0.00732 (0.0002)	-0.00962 (0.0000)
II	1994. 6. 15 ~1996. 5. 2	-0.00090 (0.000)	-0.00254 (0.0003)	-0.00429 (0.0001)	-0.00714 (0.0001)	-0.00979 (0.0002)	-0.01169 (0.0004)
III	1996. 5. 3 ~1997. 7. 6	-0.00178 (0.0000)	-0.00384 (0.0000)	-0.00613 (0.0000)	-0.00992 (0.0000)	-0.01255 (0.0001)	-0.01457 (0.0003)
IV	1997. 7. 7 ~1998. 12. 28	-0.00173 (0.0183)	-0.00445 (0.00468)	-0.00759 (0.0028)	-0.01203 (0.0054)	-0.01599 (0.0072)	-0.01856 (0.0094)
F	1996. 5. 3 ~1997. 10. 31	-0.00193 (0.0000)	-0.00402 (0.0000)	-0.00628 (0.0000)	-0.01070 (0.0000)	-0.01449 (0.0007)	-0.01681 (0.0000)
S	1998. 1. 3 ~1998. 12. 28	-0.00108 (0.2303)	-0.00339 (0.0655)	-0.00625 (0.0260)	-0.01117 (0.0151)	-0.01390 (0.0205)	-0.01405 (0.0463)

주) ()값은 이분산성이 조정된 유의수준임

<표 7>에 정리한 더미변수의 계수값 추정 결과를 보면, 기간 I에서 1일, 3일 표준편차의 경우 유의적인 차이가 나타나지 않은 것은 환노출 정도를 고려하기 전의 결과와 동일하나 환노출 정도를 고려하지 않은 경우와 몇 가지 측면에서 차이가 있다. 기간 II, 기간 III, 기간 F에서는 전 기간에 비해 표준편차의 차이 정도가 증가하여 선물거래가 포함종목들의 변동성을 상대적으로 감소시키는 정도가 더 커진 것으로 나타난다. 그러나 기간 S에서는 기간 F에 비해 그 차이가 오히려 줄었으며 전통적인 수준에서 통계적 유의성이 없다. 이 결과는 <표 6>에서 나타난 기간 S의 두 집단의 환노출차이가 줄어든 결과와 일치하는 것이다. 즉, 환노출을 특성변수로 고려하지 않은 <표 5>에서 외환위기 이후 포함종목의 변동성이 전기간에 비해 더 크게 감소한 것으로 나타난 이 유가 환노출의 영향이었음을 의미하는 것이다. <표 5>와 <표 7>의 결과는 한국주식시장의 변동성 분석에서 환노출이 중요한 변수임을 보여주는 것이다.

결론적으로 기업특성변수와 환노출을 고려한 경우 선물거래는 현물시장의 변동성을 상대적으로 줄이고 있다(기간 I, II, F에서 포함종목은 대응종목에 비해 환노출의 크기가 유의적으로 작은 모습을 보이며, 일별수익률의 표준편차의 경우 더미변수 회귀계수의 절대치는 각기 373%와 114%가 증가하고 있다). 그러나 기간 S의 경우 대응종목들의 환노출이 크게 작아져 두 집단에 환노출의 유의적인 차이가 없으며, 전기간에 비해

변동성의 상대적 차이가 감소하여 환노출이 중요변수임을 말해준다.

5) 포함종목과 대응종목의 변동성 차이의 원인

앞서 분석된 포함종목과 대응종목의 변동성 차이의 원인을 분석해보자. Brorsen (1991)과 Ross(1989)에 의하면 현물시장의 변동성 변화는 시장마찰요인과 시장에 투입 되는 정보흐름의 변동으로 설명할 수 있다.²¹⁾ 먼저 선물거래도입 이후에 정보흐름의 크기에 어떤 변화가 발생했는지를 보기 위해 각 종목의 주별수익률의 표준편차를 선물 거래더미변수와 특성변수에 대해 회귀분석한 후 각 기간별로 더미변수의 계수와 유의성 변화를 분석했다. 이후 일별수익률의 자기상관계수를 대상으로 동일한 분석을 수행하였다. 다음의 <표 8>에 포함종목과 대응종목의 주별수익률의 변동성과 자기상관계수의 차이의 분석결과를 제시하였다.

<표 8> 포함종목과 대응종목의 주별변동성과 자기상관계수의 차이

구 분 기 간	표본기간					
	I	II	III	IV	F	S
주별수익률 변동성 차이	-0.00251 (0.000)	-0.00448 (0.000)	-0.00578 (0.001)	-0.00629 (0.018)	-0.00761 (0.0000)	-0.00667 (0.019)
일별수익률 자기상관계수 차이	-0.0349 (0.000)	-0.0173 (0.029)	-0.0089 (0.228)	-0.0223 (0.004)	-0.0132 (0.081)	-0.0197 (0.009)

주) 괄호안의 값은 유의수준임.

<표 8>의 주별수익률의 변동성차이를 보면 포함종목과 대응종목의 변동성차이가 점차 확대되고 있음을 보여준다. 기간 I, II, III, IV에서 변동성차이는 매우 유의적이며 그 크기는 점차 확대된다. 그러나 기간 S의 경우 기간 F에 비해 변동성 차이는 소폭이 나마 줄어든다. 이러한 결과는 선물거래 이후에 포함종목에 비해 대응종목들의 변동성 증가(정보흐름의 증가)가 상대적으로 더 컸음을 의미한다. 즉, 선물(옵션)거래의 도입 이후 선물시장에서 발생한 정보가 KOSPI 200을 구성하는 종목들에 비해 대응종목들의 가격에 보다 큰 영향을 미쳤음을 의미한다.²²⁾

21) 일별수익률의 표준편차를 1차자기상관계수와 주별수익률의 표준편차에 대해 회귀분석한 결과는 다음과 같다.

일별표준편차 = 0.0064 - 0.02949(자기상관계수) + 0.3576(주별표준편차), Adj. R² = 0.95

유의수준 (0.000) (0.000) (0.000)

22) 이는 선물시장에서 발생한 정보가 포함종목들의 가격을 변화시킬수 있는 새로운 정보는 아니나 대응종

한편 자기상관계수의 차이는 포함종목이 대응종목에 비해 자기상관계수의 크기가 평균적으로 더 작은 것을 알 수 있다. 그러나 이러한 차이는 기간 I, II, III에서 점차 줄어들고 있어 선물거래 도입 이후에 두 집단의 자기상관계수의 차이가 줄어들고 있음을 보여준다. 이는 선물거래 이후 대응종목의 가격이 정보를 반영하는 효율성의 정도가 상대적으로 더 커졌음을 의미한다. 즉, 지수작성과 선물거래 도입 이후에 포함종목의 거래에 있어 시장마찰에 따른 영향의 정도가 대응종목에 비해 상대적으로 커졌음을 나타내는 것이다. 그러나 기간 IV에 들어와서 자기상관계수의 차이는 증가하였다. 특히 기간 F에 비해 기간 S에 두 집단의 자기상관계수의 차이가 크게 나타나 외환위기 이후에 포함종목의 시장마찰에 따른 가격반영의 지연정도가 대응종목에 비해 크게 개선되었음을 말해준다.

<표 8>의 결과를 종합하면 선물거래 이후에 포함종목과 대응종목의 자기상관계수의 차이는 기간 S를 제외하고는 줄어들고 있으며 정보흐름의 변동성차이는 선물거래 이후 증가하고 있다. 이는 선물거래 이후 대응종목들이 포함종목에 비해 상대적으로 가격반영의 효율성이 더 커졌음을(대응종목들에 대한 시장마찰정도가 상대적으로 감소한) 말해주며, 정보생산의 정도 역시 대응종목들이 상대적으로 선물거래 이후 더 큰 증가를 가져왔음을 의미한다. 결과적으로 <표 7>에서 일별수익률의 변동성차이가 선물거래 이후 더 크게 나타나는 것은 선물거래 이후 대응종목들에 나타난 상대적인 시장마찰의 감소와 정보생산의 증가에 기인하는 것으로 해석할 수 있다. 한 가지 특기할 것은 기간 S에 나타난 일별수익률 변동성차이의 감소와 자기상관계수차이의 증가이다. 이는 외환위기 이후 대응종목의 환노출이 감소하고 포함종목들이 대응종목들에 비해 시장마찰정도가 상대적으로 크게 감소하였으며 이로 인해 포함종목들의 변동성이 증가한 것으로 해석된다.

IV. Discussion : 현물시장의 시장마찰요인과 변동성

선물(옵션) 시장의 도입을 전후하여 포함종목과 대응종목의 일별수익률의 변동성 변화를 비교 분석한 결과 포함종목의 변동성이 상대적으로 감소한 것으로 나타났다. 일별수익률의 자기상관계수에 대한 분석결과는 선물거래 도입 이후에 포함종목보다는 대응종목의 시장마찰요인에 따른 효율성의 정도가 상대적으로 크게 개선된 것으로 나타

목들에게는 새로운 뉴스가 될 수 있는 정보이었을 가능성을 시사하는 것이며 선물거래가 정보의 확산에 긍정적인 작용을 함을 보여주는 한 증거로 해석될 수도 있다.

나며, 정보흐름의 정도를 나타내는 주별수익률의 변동성분석 역시 선물거래 이후 대응종목에 보다 많은 정보가 생산되었음을 보여준다. 이는 시장마찰요인의 정도가 낮은 선물거래가 현물시장에서의 정보에 대한 지연반응의 정도를 감소시켜 효율성을 증가시키며 현물시장의 단기 변동성을 증가시킨다는 Brorsen(1991)의 주장과는 반대되는 결과이다. 그러나 외환위기 이후의 기간에는 포함종목의 자기상관계수가 상대적으로 줄어 시장마찰의 정도가 크게 개선되고, 포함종목의 단기변동성이 상대적으로 증가하였음을 보여준다.

이러한 결과들은 한국증권시장에 존재하는 제도적인 시장마찰요인들이 포함종목과 대응종목의 변동성에 큰 영향을 미치고 있음을 의미한다. 따라서 KOSPI 200에 대한 선물(옵션)거래가 한국주식시장의 변동성에 미친 영향을 엄밀히 분석하기 위해서는 분석기간동안에 한국주식시장에 존재한 시장마찰요인의 특성이 충분히 고려될 필요가 있다. 이 장에서는 표본기간동안에 한국 주식시장에 존재했던 시장의 제도적인 특성들이 선물거래와 관련하여 현물시장의 변동성과 어떤 관련을 갖는지를 논의하고자 한다.

1. 평균거래량과 외국인투자한도

<표 9>에 정리된 분석기간 동안의 대응종목과 포함종목의 1일 평균 거래량의 변화를 보면 선물거래 후 외환위기 이전 기간에 포함종목은 대응종목에 비해 거래가 상대적으로 위축된 것을 알 수 있다. 포함종목의 거래량은 기간 III(F)에서 기간 II에 비해 오히려 감소했으며, 대응기업들은 거래량이 33(25)%나 증가했다. 이러한 결과는 선물거래의 도입이 새로운 정보의 생산과 현물-선물간의 차익거래 등을 통해 현물시장의 유동성을 제고시킬 것이라는 상식적인 논리와는 배치되는 결과이며, 이 기간에 포함종목의 거래를 위축시키고 대응종목의 거래를 활성화시킨 제도적인 마찰요인이 존재했음을 암시한다. 반면 기간 S에서는 기간 F에 비해 포함종목들은 거래량이 312%가 증가한 반면 대응종목들은 140%의 증가에 그쳤다.

<표 9> 기간별 1일 평균 거래량(단위 : 천주)

구분 \ 기간	I	II	III	IV	F	S
포함종목	61,030	87,859	75,991	264,137	77,195	318,022
대응종목	19,935	27,968	37,207	67,686	34,889	83,972

자료 : 한국증권거래소

한국주식시장의 개방 이후 외국인의 투자동향은 시장에 큰 영향을 미쳐 왔으며, 외국인투자한도는 시장마찰정도를 나타내는 대표적인 요인이다. 외국인 투자한도는 점진적으로 확대되어 왔으나 개별종목별로는 차이가 있었다.²³⁾ 포함종목들 중 외국인들이 관심이 많았던 공공법인들의 투자한도는 97년 말 이전에 비해 그 이후에는 큰 폭으로 상향조정되었다. 외국인투자의 전체한도는 공공법인의 경우 97년 5월의 18%에서 97년 말 이후에는 30%로 확대되었으며 일반법인들의 경우에는 23%에서 55%를 거쳐 98년 5월에 한도가 폐지되었다. 동일인한도의 경우 공공법인은 97년 5월의 1%에서 98년 5월에 3%로 확대되었으며 일반법인의 경우는 6%에서 한도가 폐지되었다.

<표 10> 포함종목과 대응종목의 외국인 투자한도 소진율

구분 시점	소진율 평균(%)		99% 이상 소진된 종목수	
	포함종목	대응종목	포함종목	대응종목
1996. 3.31	18.32	10.77	2	1
1996.12.27	50.27	27.52	25	14
1997.12.27	56.60	41.82	32	14

자료: 한국증권거래소

외국인 투자한도와 관련하여 볼 때 대응종목들에 비해 포함종목들은 외국인 한도 소진율이 평균적으로 높고 한도가 모두 소진된 경우가 상대적으로 많아 외국인들의 투자가 불가능한 경우가 많았다. <표 10>을 보면 선물거래 도입 이후 97년 말까지의 기간에 포함종목들의 외국인 한도 소진율 평균이 50% 이상으로 대응종목에 비해 상당히 높은 수준을 보이고 있으며, 선물이 거래되고 있던 1996년 12월 27일 외국인 한도가 99%이상 소진되었던 종목은 총 39개 종목이었는데 그 중 포함종목은 25개였고 대응종

23) 상장주식 외국인 투자한도 확대 추이

확대일자	92.1.3 개방	94.12.1 1차	95.7.1 2차	96.4.1 3차	96.10.1 4차	97.5.2 5차	97.11.3 6차	97.12.11 7차	97.12.30 8차	98.5.25 9차
전체한도 · 일반법인 · 공공법인	10% 8%	12% 8%	15% 10%	18% 12%	20% 15%	23% 18%	26% 21%	50% 25%	55% 25%	폐지 30%
1인한도 · 일반법인 · 공공법인	3% 1%	3% 1%	3% 1%	4% 1%	5% 1%	6% 1%	7% 1%	50% 1%	50% 1%	폐지 3%

이외에도 전기통신사업법, 항공법, 수산업법, 광업법, 은행법 등의 규정에 의해 외국인 투자한도가 관리되는 종목의 대부분은 KOSPI 200을 구성하는 종목들이다.

목은 14개로 포함종목의 한도 소진 종목 비율이 훨씬 높다. 1997년 12월 27일 기준으로 하면 각기 32개 종목과 14개 종목이다. 이것은 외국인 투자자의 관점에서 볼 때 투자한도가 크게 확대된 1998년 5월 이전까지의 기간에서는 현물시장에서 투자시에 포함종목에 대한 시장마찰 정도가 대응종목에 비해 높았음을 의미한다. 외국인 투자와 관련된 내용을 좀 더 분석하기 위해 다음의 <표 11>에 일평균 외국인거래량이 전체 상장주식수에서 차지하는 비중을 포함종목과 대응종목 전체와 외국인 거래가 활발한 상위 50개 종목을 기준으로 정리하였다.

<표 11> 포함종목과 대응종목의 상장주식수 대비 외국인거래량의 비율

구분 \ 기간	기간Ⅱ	기간Ⅲ	기간Ⅳ	기간Ⅴ	기간Ⅵ
종목전체					
포함종목	0.042	0.048	0.084	0.053	0.080
대응종목	0.035	0.038	0.021	0.033	0.023
상위50개종목					
포함종목	0.045	0.055	0.101	0.062	0.114
대응종목	0.046	0.055	0.028	0.049	0.033

주) 기간 Ⅱ는 1995년 1월 3일부터 1996년 5월 3일까지의 자료이며, 표의 결과는 서울대학교 경영대학 증권금융연구소의 데이터베이스에서 계산된 것임.

<표 11>의 결과는 선물거래 도입 이후인 기간 Ⅲ에 외국인거래량이 전체상장주식수에서 차지하는 비율이 그리 크게 증가하지 않았음을 보여준다. 외국인 거래가 활발한 상위 50개 종목들의 경우에는 포함종목과 대응종목의 차이가 없어, 포함종목에 비해 대응종목이 유동성이 떨어지고 소규모 주식들인 점을 고려하면 이 기간에 대응종목에 대한 외국인 거래가 보다 활발했음을 보여준다. 그러나 기간 Ⅳ에 들어서는 포함종목에 대한 외국인 거래의 비율이 크게 증가하고 있다. 특히 외환위기 이전과 이후로 구분하여 보면 외환위기 이후에 포함종목에 대한 외국인 거래가 급격히 증가했음을 보여준다. 이러한 결과는 <표 9>와 <표 10>에서 보인 결과와 일관성을 갖는 것으로서 선물거래 도입 이후에 포함종목의 거래가 위축된 주요원인의 하나가 외국인 거래의 부진임을 말해주는 것이다.

결과적으로 기간 S를 제외하고는 선물거래 이후의 기간에서 포함종목에 비해 대응종목들의 거래량증가가 크게 이루어졌으며, 외국인 투자한도제약에 따른 영향을 포함종목들이 더 크게 받았음을 알 수 있다. 이 결과 선물거래 이후 대응종목들의 변동성

증가와 시장마찰정도의 개선이 포함종목들에 비해 상대적으로 크게 이루어졌다고 얘기할 수 있다. 그러나 기간 S에 들어와서는 외국인투자한도제약의 완화 등에 힘입어 포함종목의 거래가 급증하고 있으며 이에 따라 시장마찰에 따른 자기상관의 정도가 크게 줄어들고 변동성의 증가가 이루어진 것으로 볼 수 있다.

2. 프로그램매매와 신용거래

시장마찰의 정도를 나타내는 또 하나의 유용한 지표로 현물시장과 선물시장간의 차익거래의 정도를 들 수 있다. 차익거래가 활발하면 할수록 선물시장에 먼저 반영된 정보의 현물가격에의 반영이 보다 효율적으로 이루어질 것이며 이에 따라 현물가격의 단기변동성은 증가할 것이다. <표 12>에 각 기간별로 이루어진 프로그램매매 거래량에 대한 결과를 제시하였다. 프로그램매매는 KOSPI 200을 구성하는 종목들 중 15개 이상의 주식을 동시에 매매하는 거래로 지수차익거래(index arbitrage)와 15개 이상의 종목을 동시에 거래한 모든 거래(비차익거래)를 포함한 것이다.

<표 12> 각 기간별 프로그램 매매거래량

구분 기간	프로그램매매거래량(천주)			총거래량 (천주)	프로그램매매 비율(%)
	지수차익거래	비차익거래	합 계		
기간 I, II	-	-	-	-	-
기간 III	27,643	9,661	37,304	9,820,347	0.38
기간 IV	425,499	243,497	668,996	34,994,787	1.91
기간 F	53,212	23,182	76,394	13,119,401	0.58
기간 S	380,158	221,489	601,647	28,533,107	2.11

자료 : 주식(1996.12, 1997.6, 1997.12, 1998.6, 1998.12, 1999.6)

<표 12>에서 지수차익거래가 가능해진 기간 III 이후의 프로그램매매가 전체거래량에서 차지하는 비율을 보면 전체거래에서 차익거래를 포함한 프로그램매매가 차지하는 비중은 매우 낮으나, 기간 III에 비해 기간 IV에 그 비율이 크게 증가하였다. 그러나 기간 III과 IV를 외환위기를 기준으로 기간 F와 기간 S로 나누어 분석한 결과를 보면 기간 F의 경우에는 프로그램매매 비율이 0.58%에 불과하나 기간 S에는 그 비율이 2.11%로 크게 증가하였다. 이는 외환위기 이후 KOSPI 200을 포함하는 종목들에 대한 지수차익거래와 기타 프로그램매매가 크게 증가했으며 이에 따라 선물시장과 현물시장간의 정보의 전이가 보다 신속하고 충분하게 이루어졌음을 의미한다.

새로운 정보가 현물가격에 반영되는 것을 지연시키며 현물시장과 선물시장의 차익거래를 어렵게 만드는 시장마찰요인의 하나로 신용거래에 대한 제약을 기간별로 살펴본다. 신용거래의 제약(특히 공매의 제약)이 있는 경우 새로운 정보가 현물가격에 반영되는 것이 지연된다. 또한 차익거래의 실행을 어렵게 하여 이에 따라 선물시장으로부터의 현물시장으로의 정보의 전이가 효율적으로 이루어지지 않게 된다. 신용거래는 신용융자(money loans)와 대주(stock loans)를 합한 금액으로 계산하며, 포함종목과 대응종목의 전체거래량에서 신용거래가 차지하는 비중에 대한 계산결과를 <표 13>에 제시하였다.

<표 13> 포함종목과 대응종목의 신용거래현황

구분 기간	포함종목			대응종목		
	신용융자	대주	합계	신용융자	대주	합계
기간 I, II	-	-	-	-	-	-
기간 III	23.07	1.40	24.47	30.11	0.16	30.27
기간 IV	7.76	0.31	8.07	8.98	0.04	9.02
기간 F	22.12	1.44	23.56	28.31	0.16	28.47
기간 S	5.36	0.04	5.40	5.83	0.01	5.84

주) 위 자료는 서울대학교 경영대학 증권금융연구소의 데이터베이스에서 계산된 것이며, 기간 III은 1996년 11월 25일에서 1997년 7월 6일까지의 거래자료이다.

<표 13>의 결과를 보면 전체거래에서 신용거래, 특히 대주(공매)가 차지하는 비중이 매우 낮음을 알 수 있다. 한국주식시장의 경우 개인투자자를 대상으로 한 신용융자와 대주는 일정요건이 만족되는 경우 이루어지고 있으나 기관투자자를 대상으로 한 대주는 이루어지지 않고 있다.²⁴⁾ 이러한 신용거래(특히, 대주)의 제약은 한국주식시장에서 현물가격의 정보반영이 지연되며 차익거래가 활발하지 못한 하나의 원인이다. 특히 기관투자자에 대한 공매의 제약은 시장전체적인 정보에 따라 발생할 수 있는 차익거래를 어렵게 만드는 주요한 원인이 될 수 있다. 김종오(1998)의 연구에 따르면 한국주식시장에서 공매는 개별종목에 특유한 정보뿐만 아니라 시장요인에 대해서도 유의적으로 영향을 받는 것으로 나타나고 있으며, 주가지수선물이나 주가지수옵션이 거래되지 않고 있어 차익거래가 불가능한 KOSPI 200을 구성하지 않는 종목들은 주가지수옵션 도입 이후 개별종목정보에 더욱 민감한 반응을 보이는 것으로 나타나고 있다.

24) 증권금융회사를 통한 신용거래인 유통융자와 유통대주는 1985년 중단되었다가 지나 1996년 3월부터 재개되었으나 유통대주는 이루어지지 않고 있다. 기관투자자는 1996년 9월부터 실시되고 있는 유가증권대차거래제도를 이용하여 증권예탁원으로부터 주식을 빌려 공매할 수 있으나 그 규모는 미미하며 자료를 입수할 수가 없어 분석에서 제외한다.

포함종목과 대응종목을 구분하여 <표 13>의 결과를 보면 선물거래 도입 이후 신용거래가 전체거래에서 차지하는 비중은 포함종목에 비해 대응종목이 오히려 더 높음을 알 수 있다. 특히 기간 III의 경우 그 차이는 5%포인트의 크기이다. 한국금융시장에 발생한 금융위기를 고려하여 외환위기 이후의 기간인 기간 S에 나타난 신용거래의 위축을 무시하면, 선물거래 도입 이후에도 대응종목이 포함종목에 비해 신용거래의 제약이 덜 했음을 알 수 있다. 이는 시장에 새로 발생한 정보의 가격반영이 포함종목에 비해 대응종목에서 보다 활발히 이루어졌음을 의미하는 것이다.

포함종목과 대응종목의 거래량 변화와 외국인 투자한도제약, 그리고 차익거래의 정도 등을 고려하여 볼 때 선물거래 도입 이후에 나타난 포함종목의 상대적인 변동성 감소는 분석기간동안에 포함종목들의 거래에 영향을 미친 시장마찰요인들에 크게 영향을 받은 것으로 판단된다. 선물거래 이후 외환위기 이전까지의 기간에서는 시장에 존재하는 여러 제도적인 제약요인들의 영향으로 선물시장에서 발생한 정보의 현물시장으로의 신속한 전이와 현물가격의 새로운 정보반영이 신속하게 이루어지지 못하였으며, 이로 인해 선물거래가 현물시장에서 시장마찰을 줄여 포함종목들의 거래가 활발하게 이루어지도록 하는 역할을 하지 못했음을 의미한다. 그러나 외환위기 이후인 기간 S에서 포함종목의 거래량이 크게 증가하고 변동성이 증가한 것은 한국주식시장에서의 규제 완화와 함께 시장에 변화가 오고 있음을 나타내는 것으로 볼 수 있을 것이다.

V. 결론 및 시사점

선물(옵션)거래가 현물시장의 변동성에 미친 영향을 분석하였다. 시장의 전반적인 변화와 선물(옵션)거래의 영향을 구분하여 분석하기 위하여 표본을 KOSPI 200 포함종목과 대응종목으로 구성하여 주가지수와 개별종목의 관점에서 변동성의 변화를 비교분석하였다. 한국의 경우에 선물(옵션)거래를 전제로 KOSPI 200을 구성하였기 때문에 지수의 구성 시점에서부터 선물(옵션)거래의 영향이 현물시장에 나타날 수 있다는 점을 고려하여 지수구성 시점, 선물거래시점, 옵션거래시점을 기준으로 하여 하위기간을 구성하였다. 분석기간에 외환위기가 있었던 점을 고려하여 외환위기를 전후한 하위기간 구성도 분석에 포함하였다. 포함종목과 대응종목간의 변동성의 차이분석의 신뢰성을 높이기 위하여 개별기업의 체계적 위험, 시장가치, 회전율, 주가수준 등의 특성변수들을 통제하였으며 대외의존도가 높은 한국의 경제적 특성을 고려하여 환노출의 영향도

통제하였다.

분석결과 선물거래 도입 이후 포함종목들은 대응종목들에 비해 변동성이 상대적으로 감소하고 시장마찰정도는 상대적으로 더 커진 것으로 나타났다. 그러나 외환위기 이후의 기간에서는 포함종목의 시장마찰정도가 크게 개선되고 변동성이 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 현물시장에서의 포함종목과 대응종목의 거래량 변화, 현물시장에서의 외국인 투자한도제약, 그리고 프로그램매매의 정도 등을 고려하여 판단할 때 선물거래의 영향이라기보다는 포함종목의 거래를 상대적으로 위축되게 했던 시장마찰에 의한 영향에 주로 기인한다고 판단된다.

선물시장과 현물시장의 관계에 대한 본 연구의 분석 결과는 선물거래소를 개설하여 본격적인 선물거래 시대를 준비하는 현재의 상황에서 제도개선을 위한 정책적 시사점을 제공해줄 수 있을 것이다. 본 연구의 분석 결과로 판단할 때 한국주가지수 200 선물거래는 현물거래의 제약요인을 줄여주어 현물시장의 효율성을 제고시키고 단기변동성의 증가를 가져오는 역할을 하지 못하였다. 선물거래 도입 이후 현물시장의 변동성은 상대적으로 감소하는 모습을 보이고 있으며 외환위기 이후에 들어서야 변동성이 증가하는 모습을 보이고 있다. 그러나 선물거래 도입 이후에 현물시장의 변동성과 효율성(자기상관)에 나타난 이러한 변화는 시장마찰요인들에 크게 영향을 받고 있으며, 규제완화가 상당히 이루어진 외환위기 이후에 들어서야 선물거래가 현물시장의 시장마찰의 정도를 줄여주는 역할을 하고 있다. 이러한 결과는 선물거래가 갖는 순기능을 제고시키기 위해서는 시장마찰요인을 줄이기 위한 제도개선이 지속적으로 이루어져야 하며, 한국주식시장에서 선물거래가 현물시장의 변동성과 효율성에 미친 영향에 대한 의미 있는 분석을 수행하기 위해서는 현물시장의 시장마찰 정도가 현저히 감소한 외환위기 이후의 자료를 대상으로 분석하는 것이 필요함을 말해주는 것이다. 또한 외환위기 이후에 환율변동이 주식수익률의 변동성에 유의적인 영향을 미침을 보여주고 있어, 한국주식시장에서 선물시장과 현물시장의 관계를 연구하는데 환노출이 중요변수로 고려되어야 함을 말해준다.

참 고 문 헌

- 강병호, 국찬표, 이상빈, 최홍식, “파상상품거래의 규제·감독방향”, 선물연구, 제6호, 1998, 한국선물학회, 1-23.
- 권택호, “환노출의 통화별 차이와 비대칭성”, 무역학회지, 제23권 제2호, 한국무역학회, 1998, 23-34.
- _____, “KOSPI 200 포함 기업과 비포함 기업의 환노출 특성”, 경영학연구, 제27권 제5호, 1999, 한국경영학회, 1311-1329.
- 권택호, 박종원, “KOSPI 200 선물거래가 현물시장의 변동성에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제14권 제2호, 1997, 한국재무관리학회, 57-81.
- _____, “한국 주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업 특성”, 재무관리연구, 제16권 제1호, 1999, 한국재무관리학회, 245-260.
- 김인준, 김동석, 박건엽, “주가지수선물거래도입이 주식시장 분산성에 미치는 영향 : 한국에서의 실증분석”, 선물연구, 제5호, 1997, 한국선물학회, 59-84.
- 김종오, “공매의 결정요인과 그 영향에 관한 연구”, 서울대학교 대학원 박사학위논문, 1998.
- 변종국, “KOSPI 200 지수선물이 현물주식시장의 유동성 및 변동성에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제15권 제1호, 1998, 한국재무관리학회, 139-163.
- 이상빈, “우리나라 주가지수선물거래 구조와 운영체계에 대한 평가 분석”, 선물연구, 제5호, 1997, 한국선물학회, 135-160.
- Antoniou, A. and P. Holmes, “Futures Trading, Information and Spot Price Volatility : Evidence for the FTSE-100 Stock Index Futures Contract Using GARCH,” *Journal of Banking and Finance*, 19, 1995, 117-129.
- Baldauf, B. and G. J. Santoni, “Stock Price Volatility : Some Evidence from an ARCH Model,” *Journal of Futures Markets*, 11, 1991, 191-200.
- Bessembinder, H. and P. J. Seguin, “Futures Trading Activity and Stock Price Volatility,” *Journal of Finance*, 47, 1992, 2015-2034.
- Brorsen, B. W., “Futures Trading, Transaction Costs, and Stock Market Volatility,” *Journal of Futures Markets*, 11, 1991, 153-163.
- Brorsen, B. W., C. M. Oellermann and P. L. Farris, “The Live Cattle Futures Market and Daily Cash Price Movements,” *Journal of Futures Markets*, 9, 1989, 273-282.

- Carlton, D. W., "Futures Trading, Market Interrelationships, and Industry Structure," *American Journal of Agricultural Economics*, 65, 1983, 380-387.
- Chatrath, A., S. Ramchander and F. Song, "The Roll of Futures Trading Activity in Exchange Rate Volatility," *Journal of Futures Markets*, 16, 1996, 561-584.
- Choi, J. J. and M. Rajan, "A Joint test of Market Segmentation and Exchange Risk Factor in International Capital Markets," *Journal of International Business Studies*, 1997, 29-49.
- Clifton, E. V., "The Currency Futures Market and Interbank Foreign Exchange Trading," *Journal of Futures Markets*, 5, 1985, 375-384.
- Cohen, K., S. Maier, R. Schwartz, and D. Whitcomb, "The Microstructure of Securities Markets," Prentice Hall, Englewood, NJ, 1986.
- Conrad, J., "The Price Effect of Option Introduction," *Journal of Finance*, 44, 1989, 487-498.
- Copeland, T. E., "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31, 1976, 1149-1168.
- Cox, C. C., "Futures Trading and Market Information," *Journal of Political Economy*, 84, 1976, 1215-1237.
- Edwards, F. R., "Does the Futures Trading Increase Stock Market Volatility?," *Financial Analysts Journal*, 44, 1988a, 63-69.
- _____, "Futures and Cash Market Volatility : Stock Index and Interest Rate Futures," *Journal of Futures Markets*, 8, 1988b, 421-439.
- Fang, H. and J. C. H. Loo, "Foreign Exchange Risk and Common Stock Returns : A Note on International Evidence," *Journal of Business Finance & Accounting*, 23(3), 1996, 473-480.
- Grammatikos, T. and A. Saunders, "Futures Price Variability : A Test of Maturity and Volume Effects," *Journal of Business*, 59, 1986, 319-330.
- Harris, L., "S&P 500 Cash Stock Price Volatilities," *Journal of Finance*, 44, 1989, 1155-1175.
- Jorion, P., "The Exchange-Rate Exposure of US Multinationals," *Journal of Business*, 63, 1990, 331-345.
- Kamara, A., "Issues in Futures Markets : A Survey," *Journal of Futures Markets*,

- 2, 1982, 261-294.
- Kamara, A., Jr., T. Miller and A. F. Siegel, "The Effect of Futures Trading on the Stability of Standard and Poor 500 Returns," *Journal of Futures Markets*, 12, 1992, 645-658.
- Karpoff, J. M., "The Relation Between Price Changes and Trading Volume : A Survey," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 1987, 109-126.
- Lee, S. B. and K. Y. Ohk, "Stock Index Futures Listing and Structural Changes in Time-varying Volatility," *The Journal of Futures Markets*, 12, 1992, 493-509.
- Ross, S. A., "Information and volatility : The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44, 1989, 1-17.
- Scholes, M. and J. Williams, "Estimating Beat from Non-synchronous Data," *Journal of Financial Economics*, 5, 1977, 309-327.
- Schwartz, R. A. and D. K. Whitcomb, "Evidence on the Presence and Causes of Serial Correlation in Market Model Residuals," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12, 1977, 291-313.
- Simpson, W. and T. Ireland, "The Impact of Financial Futures on the Cash Market for Treasury Bills," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 1985, 371-379.
- Skinner, D. J., "Options Market and Stock Return Volatility," *Journal of Financial Economics*, 23, 1989, 61-78.
- Stein, J. C., "Informational Externalities and Welfare Reducing Speculation," *Journal of Political Economy*, 96, 1987, 1123-1145.
- Weller, P. and M. Yano, "Forward exchange, futures trading, and spot price volatility : A general equilibrium approach," *Econometrica*, 55, 1987, 1433-1450.