

스타지수선물의 상장실패 요인에 관한 연구

박철호* · 이성훈**

〈요 약〉

본 연구는 2005년 11월 한국거래소에 상장된 스타지수 주가지수선물의 상장실패 요인을 분석한다. 신규 상장되는 선물상품이 성공적으로 거래되기 위해서는 헤징효과성, 기초자산의 높은 가격변동성, 큰 규모의 현물시장과 활발한 거래, 다수의 매수자와 매도자, 시장의 투명성과 같은 요건이 갖춰져야 한다. 분석 결과, 스타지수선물은 헤징효과성 면에서 코스피200 지수선물을 이용한 교차헤지보다 통계적으로 우월하였으며, 기초자산인 스타지수도 높은 가격변동성을 지닌 것으로 나타났다. 그러나 스타지수 현물시장의 규모는 다른 주가지수에 비해 매우 작았으며, 시장참여자들의 대부분은 헤지거래에 소극적인 개인투자자들로 이루어져 있었다. 특히, 스타지수는 경쟁지수인 코스피200 지수에 비해 수익성은 낮은 대신 리스크는 높았으며, 빈번한 종목교체로 인해 지수의 안정성이 크게 떨어지고 시장의 투명성 또한 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이와 같은 요인들로 인해 헤지나 차익거래자로서의 역할을 할 수 있는 기관투자자와 외국인투자자들을 시장으로 유인하는데 실패한 것으로 분석된다.

주제어 : 스타지수, 선물계약, 헤징효과성, 현물가격변동성, 시장투명성

논문접수일 : 2013년 11월 24일 논문수정일 : 2013년 12월 23일 논문게재확정일 : 2014년 01월 15일

* 주저자, 충북대학교 경영학부 조교수, E-mail : optimus@cbnu.ac.kr

** 교신저자, 청주대학교 경제학과 조교수, E-mail : seonghoon@cju.ac.kr

I. 서 론

선물거래소들은 회원 또는 주주들의 효용을 극대화하기 위해 다양한 혁신적 활동을 추구한다. 회원이나 주주들의 효용을 극대화하는 문제는 회원(또는 주주)과 선물거래소 자체의 수익을 극대화하는 문제로 구체화될 수 있으며, 이는 결국 상장상품의 지속적인 증가와 경영의 효율화를 통해 달성될 수 있다. 이 때문에 많은 선물거래소들이 이미 상장되어 있는 상품들의 거래활성화 뿐만 아니라 신상품의 개발, 거래시스템의 확장 및 초고속화, 인수·합병을 통한 규모의 경제 실현과 비용절감, 장외파생상품 청산업(clearing business)과 같은 신사업에의 진출 등을 활발히 모색해 왔다. 특히, 새로운 상품을 개발하여 성공적으로 거래되게 하는 것은 수익원의 다변화와 지속적인 수익 창출을 유발한다는 측면에서 선물거래소들에게는 매우 중요한 과제가 되어왔다.

한국거래소 또한 1996년 코스피200 주가지수선물을 상장한 이래 20여 개의 선물 및 옵션 상품을 상장하여 신상품 개발에 힘써왔다.¹⁾ 그러나 일부 종목들은 거래가 부진하여 상장이 폐지되었으며, 현재 일정한 유동성을 확보하고 있는 종목은 6개(코스피200 지수선물과 옵션, 개별주식선물, 3년 및 10년 국채선물, 미국달러선물) 정도에 불과한 실정이다.²⁾

각국의 사례를 살펴보다라도 신규상품이 충분한 유동성을 확보하여 지속적으로 상장을 유지하는 것이 결코 쉬운 일이 아님을 알 수 있다. Carlton(1984, p. 257)에 따르면, 1921~1983년 기간 동안 미국에서 새롭게 소개된 184개의 선물상품 가운데 40% 이상이 6년 내에 상장폐지되었으며, Corkish et al.(1997)은 1982~1994년에 걸쳐 런던국제금융선물거래소(LIFFE)에 상장된 25개의 선물상품 가운데 12개 종목이 상장폐지되었음을 보고하고 있다. 비교적 최근의 자료인 유석(2008)의 연구에서는 1996~2007년 기간 동안 세계 주요 선물거래소에 상장된 총 528개의 장내파생상품들 가운데 80개(약 15%)의 상품들만이 일평균 1,000계약 이상 거래되고 있는 것으로 조사된 바 있다.

2005년 11월 증권선물거래소(현 한국거래소)는 코스닥 시장의 스타지수를 기초로 한 스타지수 선물계약을 상장하였다. 스타지수는 코스닥 시장에 상장된 주식종목 중 기업규모, 유동성, 그리고 재무건전성 등을 고려하여 선정된 30개의 우량종목들로 구성된다. 사실, 코스닥 주가지수를 기초자산으로 하는 선물거래는 스타지수 선물계약이 상장되기 이전인 2001년 1월 한국선물거래소(Korea Futures Exchange: KOFEX)가 코스닥50 주가지수를

1) 코스피200 주가지수선물은 증권거래소에 상장되었으나, 본 연구에서는 선물상품이 상장되어 거래되는 거래소를 '선물거래소'로 통칭하여 사용하기로 한다.

2) 상장이 폐지된 종목은 CD금리선물, 코스닥50 선물 및 옵션, 3년 국채선물에 대한 옵션, 그리고 통안증권선물이다.

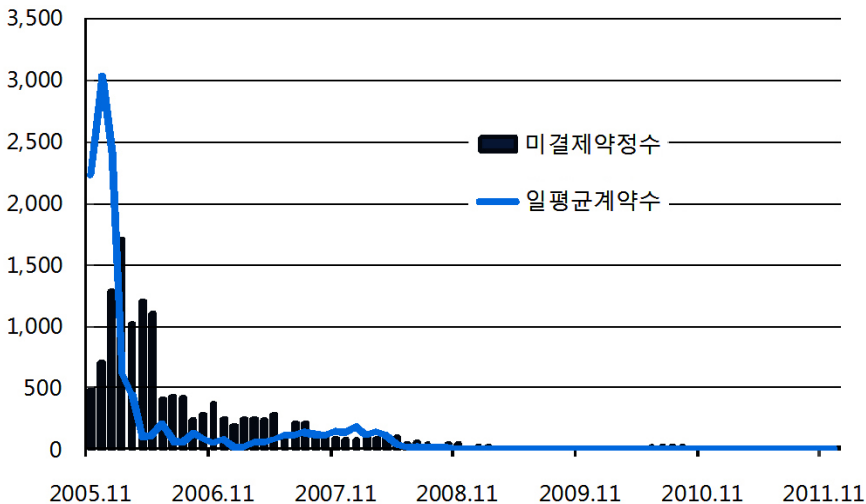
기초자산으로 하는 코스닥50 선물계약을 상장하면서부터 시작되었다. 그러나 거래승수를 변경하는 등의 다각적인 노력에도 불구하고 오랫동안 거래가 활성화되지 못하자 스타지수 선물계약으로 대체 상장하였던 것이다.

당초 스타지수선물은 스타지수의 높은 가격변동성과 코스닥 시장에서의 개인투자자들의 높은 참여비중 및 투기적 거래에 힘입어 성공적인 선물상품으로 안착할 것이란 기대를 받았었다. 그러나 [그림 1]에서 보는 것처럼 스타지수선물은 상장 후 수개월부터 거래량과 미결제약정이 크게 감소하기 시작했으며, 2008년 9월 이후에는 월별 일평균거래계약수가 10계약에도 미치지 못하게 되었다. 2005년 11월 상장시점에서부터 2011년 말까지 월별 일평균거래계약수와 월말 기준 미결제약정수는 각각 153계약과 176계약에 불과하였다. 유동성 부족 현상이 심화되면서 소량의 선물거래만으로도 지수의 급등락이 초래되었고, 때로는 시장의 흐름에 역행하는 서킷브레이커(circuit breaker)와 사이드카(side car)를 발동시키는 등 오히려 현물시장을 왜곡하는 현상마저도 나타나게 되었다.

[그림 1] 스타지수선물의 월별 거래량 및 미결제약정수

이 그림은 2005년 11월부터 2011년 12월까지 한국거래소(KRX)에서 거래된 스타지수선물의 월별 일평균계약수와 미결제약정수를 나타낸다. 미결제약정수는 월 말을 기준으로 측정된 값이다.

(단위 : 계약)



코스닥 주가지수 선물상품들의 연이은 거래부진은 여러 가지 요인들에 기인하고 있는 것처럼 보인다. 구체적으로, 코스피200 주가지수선물로의 거래쏠림 현상, 개인투자자들의 과다한 투기거래에 비해 상대적으로 저조한 기관 및 외국인 투자자들의 시장참여, 작은

현물시장 규모, 현물시장의 불공정거래로 인한 시장불투명성 등과 이러한 요인들이 복합적으로 작용한 결과일 것으로 추정된다.

선물상품의 성공 및 실패사례를 사후적으로 면밀히 관찰하여 그 요인을 분석하는 것은 기존 선물상품뿐만 아니라 향후 새로이 도입될 상품의 거래활성화를 위해서도 매우 중요한 과정이라 할 수 있다. 특히, 국내외를 막론하고 중소기업과 벤처기업 위주로 구성된 주가지수를 바탕으로 선물상품의 상장을 고려하는 경우, 스타지수선물의 실패는 귀중한 참고사례가 될 수 있다.

이에 본 연구에서는 코스닥 시장의 주가지수 선물계약인 스타지수선물이 실패한 원인을 분석하고자 한다. 일반적으로 주가지수선물은 기초자산의 동질성, 가격변동성, 결제방식(현금결제) 등에 있어서 금리선물을 비롯한 기타 선물상품들보다 상장 및 거래에 유리한 특성을 지니고 있다. 그럼에도 스타지수선물의 거래가 활성화되지 못했다는 사실은 스타지수선물의 기초자산 시장이나 선물상품 자체에 특별한 문제점이 내재되어 있을 가능성을 시사한다. 지금까지 상품선물(commodity futures)이나 금리선물의 실패사례를 분석한 해외 연구는 다수 있어 왔으나, 주가지수선물에 대한 실패사례는 본 연구에 의해 처음으로 시도된다.

본 논문의 나머지 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 기존 문헌에 나타난 선물상품의 성공조건 및 관련 선행연구를 살펴본다. 제 III장에서는 스타지수선물의 거래제도를 소개하고, 제 IV장에서는 주가지수 선물거래의 활성화에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인들에 대해 실증분석을 수행한다. 끝으로 제 V장에서는 실증분석 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

II. 선물상품의 성공조건 및 선행연구

선행연구들에 따르면, 일반적으로 선물상품이 성공적으로 거래되기 위해서는 헤지거래자들(hedgers)과 투기거래자들(speculators)을 선물시장으로 유인할 수 있는 상품의 특성과 시장여건이 갖춰져야 하며, 선물계약의 거래대상, 거래단위, 인수도 조건, 그리고 결제방식 등이 적절히 설계되어야 한다(Gray, 1966; Silber, 1981; Black, 1986; Brorsen and Fofana, 2001).

상품의 특성과 관련하여 Brorsen and Fofana(2001)는 선물상품의 성공적인 거래를 위해 필요한 구체적인 조건들을 다음과 같이 정리하여 제시하고 있다 : (1) 효과적인 리스크 관리 수단—자기헤지(own-hedge)를 목적으로 상장하려는 선물상품이 기존의 교차헤지

(cross-hedge)에 사용되고 있는 선물상품보다 리스크를 감소시키는데 있어서 더욱 효과적이어야 하며, 유동성 비용(liquidity cost)이 교차헤지 상품의 유동성 비용보다 지나치게 크지 않아야 한다. (2) 기초자산 가격의 높은 변동성—기초자산 가격이 헤지수요와 투기적 관심을 불러일으킬 수 있을 만큼 충분히 큰 변동성을 가져야 한다. (3) 큰 현물시장 규모—많은 잠재고객들(헤저(hedgers) 및 투기거래자)을 선물시장으로 유인하기 위해서는 현물시장 규모가 충분히 커야 한다. (4) 거래가 활성화된 현물시장—현물시장이 빈번한 거래와 함께 활성화 되어 있어야 한다. (5) 상품의 동질성—상장하려는 상품이 동질적이고 잘 정의된 등급체계를 갖추고 있어야 한다. (6) 마케팅 채널이 수직계열화(vertical integration) 되어 있거나 지나치게 집중되어 있지 않아야 한다.³⁾

그 외에도 Black(1986)은 ‘제한 없는 공급(unrestricted supply)’을 신상품 성공의 중요한 요인으로 간주하였으며, 시장에 비경쟁적인 요소들이 없어야 함을 강조하였다. 정부, 카르텔(cartel), 또는 독점에 의한 시장공급의 조절은 가격통제를 가능하게 하거나 가격조작을 야기할 수 있어 선물거래가 활성화되기 어렵다.

상품 특성에 관한 조건들에 더해 Black(1986)은 선물상품의 계약적 특성들을 헤저 및 투기거래자들의 유인과 가격조작의 방지라는 측면에서 논의하였다. 선물시장 참여자들 가운데 중요한 그룹은 헤저들로, 이들은 상품의 가격변동위험을 회피할 목적으로 선물시장에 참여한다. 일찍이 Working(1954)은 선물시장의 거래량이 헤지 물량에 의해 결정된다고까지 주장하였는데, 선물상품의 거래활성화를 위해서는 무엇보다 헤저들의 적극적인 시장참여를 이끌어낼 수 있는 선물계약의 설계가 중요하다. 효과적인 헤징은 현·선물 가격의 예측 가능한 관계에 의존하므로 선물계약이 현물거래의 완전한 대체제가 될 수 있도록 설계되어야 하며, 이를 위해서는 선물계약 단위의 크기, 등급 및 인수도 조건, 결제방식 등을 현물시장의 관행과 여건에 합치되도록 설정해야 한다.

일반적으로 헤저들만이 참여하는 선물시장은 큰 가격편의(price biases) 또는 매매호가(bid-ask spreads)의 차이를 발생시켜 시장에 초과수요 또는 초과공급을 야기할 가능성이 높으며, 그 결과로서 유동성 부족 현상이 나타나게 된다. 따라서 선물시장의 초과 수급을 흡수하기 위해서는 투기거래자들의 시장참여가 필수적인 요소이다. 투기거래의 부족으로 인한 낮은 유동성은 높은 헤지비용을 초래하고, 이는 다시 헤지거래의 감소와 궁극적인 선물시장의 실패를 초래할 수 있기 때문이다. 그러므로 선물계약을 설계할 때 투기거래자들

3) 여기서, 상품의 동질성이나 수직계열화되어 있지 않은 마케팅 채널은 상품선물(commodity futures)의 상장에 특히 중요한 조건이 된다. 수직계열화란 제품의 생산에서 판매에 이르기까지 여러 단계의 처리과정을 한 기업이 관리하는 것을 말한다. 주로 기업의 시장지배력을 증대시킬 목적으로 활용된다.

을 유인할 수 있는 방안도 함께 고려되어야 하며, 그런 방안의 한 예로는 계약단위의 크기를 작게 조정하는 것을 들 수 있다.

상품의 설계가 적절히 이루어졌다 할지라도, 시장에 가격조작 위험이 상존한다면 잠재적인 거래자들의 시장참여는 저조할 수밖에 없다. 실물인수도 방식에 의해 최종 결제되는 실물 또는 금융과생산상품의 가격조작은 기초자산의 (의도되거나 또는 자연적인) 공급부족으로부터 비롯된 경우가 많다.⁴⁾ 가격조작의 가능성을 줄일 수 있도록 선물상품을 설계하는 한 방법은 인수도 대상이 되는 기초자산의 등급, 품목, 인수도 장소 등을 다양화하여 선물계약의 만기가 도래했을 때 기초자산이 충분히 공급될 수 있도록 하는 것이다. 단, 인수도 대상 등급이나 품목의 확대는 인수도 되는 상품에 대한 불확실성을 증가시킬 수 있으므로 할증이나 할인율을 적절히 책정하는 것이 중요하다.

선물상품의 실패사례에 관한 선행연구들을 살펴보면, 금융선물상품이 성공적으로 거래되지 못하는 요인은 선물계약이나 기초자산의 다양한 특성으로부터 비롯되고 있음을 알 수 있다. Johnston and McConnell(1989)은 1975년 시카고상품거래소(CBOT)에 도입된 GNMA(Government National Mortgage Association) 담보부예탁증서(Collateralized Depository Receipt; CDR) 선물계약의 사례를 분석하였다. 이 선물계약은 최초의 금리선물계약으로서 상장초기의 활발한 거래에도 불구하고 지나치게 포괄적인 인수도 옵션(delivery option)으로 인해 현·선물가격이 왜곡되고 헤징효과성(hedging effectiveness)이 감소하였으며, 이에 따라 헤지수요의 감소와 함께 거래량도 축소되어 궁극적으로 상장폐지되기에 이르렀다.⁵⁾

1989년 CBOT에 상장된 모기지담보부(mortgage-backed) 선물계약은 GNMA 담보부예탁증서(CDR) 선물계약의 단점을 보완하여 결제방식을 현금결제로 전환하고 이표를 기존의 고정된 이표에서 현행이표(current coupon)로 개선하였다. 모기지담보부 선물계약은 상장초기에 GNMA 증권에 대한 헤징효과성에 있어서 다른 헤지수단들(장단기 미국채선물)보다 다소 우월한 것으로 나타났으나, 활발한 GNMA 선도거래시장이 존재하고 있음에 따라 시장유동성을 확보하는데 실패한 것으로 분석되었다(Nothaft et al., 1995). Ioannides

4) 가령, 선물시장에서 매도포지션을 취한 거래자들은 만기 전에 반대매매를 통해 청산하거나 현물상품을 인도해야 하는데, 현물상품의 공급이 부족할 경우 매입포지션을 취한 거래자들은 현물상품을 인수할 뜻을 밝혀 스퀴즈(squeezes)나 코너(corners)와 같은 가격조작을 시도할 수 있다. 즉, 매도포지션을 취한 거래자들은 자신들의 포지션 청산을 위해 선물계약을 환매하거나 현물상품을 매입하여 인도해야 하는데, 이는 현물 또는 선물 (또는 현·선물 모두의) 가격을 상승시켜 정상적인 가격관계를 왜곡시키고, 매입포지션을 취한 거래자들에게는 막대한 이익을, 매도포지션을 취한 거래자들에게는 상응하는 손실을 야기한다.

5) GNMA CDR 선물계약은 1980년 연간거래량이 2,326만 계약에 이를 만큼 거래가 활성화되었으나, 이후 거래가 점차 감소하기 시작하여 1987년에는 1만 계약 이하에 그쳤다.

and Skinner(1999)는 1986년 CBOT의 회사채지수 선물계약이 실패했던 원인으로 상품설계의 문제점을 들고, 기초지수에 있어서 신용등급과 만기가 명확하게 설정되지 않은 점을 지적하였다.

CBOT가 1985년 도입한 장기지방채(municipal bonds) 선물계약은 무려 18년 동안이나 상장을 유지해오다 상장이 폐지되었다는 점에서 독특한 사례라고 할 수 있다. Cusatis(2008)는 장기지방채 선물계약이 다른 대안적인 헤지수단들(장기 국채선물, LIBOR 스왑, 지방채 스왑)보다 헤징효과성 면에서 우수하였음에도 불구하고, 장기지방채 선물의 거래량과 밀접한 상관관계를 보인 장기미국채(treasury bonds) 선물의 거래량이 2000년대 초부터 크게 감소함에 따라 거래량이 급감한 것으로 분석하였다. 이어 도입된 중기지방채(municipal notes) 선물계약의 경우, 보다 효과적인 헤지수단들(LIBOR 스왑, 지방채 스왑)이 이미 거래되고 있었다는 것 외에도 상품설계의 결함(지수 공시, 결제 문제 등)과 선물거래에 소극적인 개인투자자들이 현물시장의 주요 참여자들이었다는 점이 실패의 원인으로 지목되었다.⁶⁾

Ⅲ. 스타지수 선물계약

스타지수선물은 주가변동성이 높은 코스닥 시장에 대해 헤지수단 및 가격발견의 기능을 제공하고 주식 현·선물시장의 연계를 통한 양 시장에서의 거래를 활성화할 목적으로 상장되었다. 한국거래소는 코스닥 시장에 상장된 주식들 중 30종목에 대하여 기준일인 2003년 1월 2일의 지수를 1,000포인트로 하여 2004년 1월 26일부터 ‘유동주식수 가중시가총액방식’으로 스타지수를 산출·발표하고 있다.

스타지수 종목의 선정기준은 다음의 두 가지 요건을 충족하는 종목에 대해 평균시가총액이 큰 종목 순으로 선정하되, 유동비율이 10% 미만인 종목은 제외될 수 있다.⁷⁾ (1) 일평균거래대금 기준으로 심의대상종목 중 상위 300위 이내여야 한다(다만, 월평균회전율이 2.5% 미만인 종목은 제외한다); (2) 최근 2사업연도 연속 경상이익을 실현해야 한다(다만, 최근 사업연도 말 현재 자본잠식상태가 아닌 경우는 최근 2사업연도 연속 경상손실을 기록하지

6) 그 밖에 특정 실물상품 선물시장의 실패를 규명한 연구로서, Thompson et al.(1996)과 Sanders and Manfredo(2002)는 각각 Minneapolis Grain Exchange(MGE)에 상장된 액상과당(high-fructose corn syrup) 선물계약과 흰새우(white shrimp) 선물계약의 실패 원인을 조사하였다.

7) 유동비율은 $1 - (\text{비유동주식수} / \text{발행주식총수})$ 로 구한다. 단, 비유동주식은 최대주주(특수관계인 포함) 지분, 자기주식(신탁 포함) 보유분, 우리스주조합 지분, 정부(중앙 및 지방정부로 한정) 지분 및 기타(유통 제한 사실이 객관적으로 인정되고 공식적으로 확인 가능한 주식)로 정의된다.

않아야 한다). 또한, 특정 대형주의 지수교란을 막기 위해 개별종목의 시가총액이 전체 시가총액의 10%를 초과하지 못하도록 제한하고 있다.

한국거래소는 거래가 부진했던 기존의 코스닥50 지수선물의 문제점들을 개선하여 스타지수선물의 거래제도를 투자자들에게 친숙한 코스피200 지수선물과 유사하게 설계하였다. 선물회사에만 결제권이 부여되었던 이전의 코스닥50 선물과는 달리, 스타지수선물은 증권 회사에도 결제권을 부여함으로써 증권회사를 이용하는 다수의 투자자들이 한 계좌를 통해 코스피200 선물·옵션 등과 스타지수선물을 함께 거래할 수 있도록 하였다. 또한 거래시스템을 기존의 선물투자자들이 익숙한 코스피200 선물·옵션 거래시스템에 탑재하고 증거금의 상계처리를 통해 거래시작을 위해 필요한 기본적인 비용을 절약할 수 있도록 하여 투자자들의 거래편의를 최대한 도모하였다.

스타지수선물의 상품명세는 <표 1>과 같다. 먼저 거래승수는 ‘스타지수선물가격 × 1만원’으로, 가령 스타지수가 1,000포인트라면 한 계약의 가치는 ‘1,000 × 1만원 × 1계약 = 1,000만 원’이 된다. 결제월은 3월, 6월, 9월 및 12월의 ‘분기월’로 하며, 결제월의 수는 4개, 각 결제월의 거래기간은 1년이다. 호가가격단위는 0.5포인트로서, 최소가격변동폭인 1틱의 금액은 5,000원(= 0.5 × 1만 원)이다. 가격제한폭은 코스피200 선물과 마찬가지로 기준가격(전일의 정산가격) 대비 ±10%로 정해졌다. 최종결제가격은 최종거래일의 최종 스타지수이나,

<표 1> 스타지수 선물계약의 상품명세

기초자산	스타지수
거래단위	스타지수선물가격×1만(거래승수)
결제월	3, 6, 9, 12월
상장결제월	1년 이내의 4개 결제월
가격의 표시	스타지수선물수치(포인트)
호가가격 단위	0.50포인트
최소가격변동금액	5,000원(0.50×1만 원)
거래시간	09:00~15:15(최종거래일 09:00~14:50)
최종거래일	각 결제월의 두 번째 목요일(공휴일인 경우 순차적으로 앞당김)
최종결제일	최종거래일의 다음 거래일
결제방법	현금결제
가격제한폭	기준가격 대비 상하 ±10%
단일가격경쟁거래	개장시(08:00~09:00) 및 거래종료시(15:05~15:15)
필요적 거래중단 (Circuit Breakers)	선물가격/현물가격 급변시 선물거래 일시중단

자료 : 한국거래소.

최종거래일에 해당 주가지수가 없거나 이를 산출할 수 없는 경우에는 최종거래일 다음 거래일에 스타지수 구성종목의 최초약정가격(기세를 포함한다)을 기초로 하여 스타지수의 산출방법에 따라 거래소가 산출하는 주가지수의 수치(이를 ‘특별최종결제가격’이라 한다)로 한다. 그 외 거래시간, 최종거래일, 최종결제일, 결제방법 등은 코스피200 선물거래제도와 동일하다.

IV. 실증분석

이 장에서는 스타지수 선물계약의 거래부진을 야기했을 것으로 추정되는 잠재적 요인들을 차례로 검토한다. 이러한 요인들에는 헤징효과성, 기초자산의 가격변동성과 규모, 기초자산의 성과 및 안정성이 포함된다.

1. 자료

본 연구의 실증분석을 위한 자료로는 한국거래소가 제공하고 있는 2005년 11월 7일부터 2008년 6월 12일까지의 스타지수와 코스피200 지수의 현·선물 가격을 사용하였다. 분석기간을 스타지수선물의 상장시점에서부터 2008년 6월말 선물의 최종거래일까지로 결정한 이유는 이후 결제월물들의 월평균 미결제약정이 100계약 이하로 급격히 감소했으며, 거래량이 전무한 영업일도 종종 나타났기 때문이다.

<표 2>는 스타지수 현·선물과 코스피200 현·선물의 수준변수 및 수익률 시계열에 대한 기초통계량 분석결과를 제시하고 있다. 표에서 알 수 있는 것처럼, 스타지수와 코스피200 지수의 일평균 로그수익률($R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$, 단 P_t 와 P_{t-1} 은 각 지수의 일별 현물 또는 선물가격을 나타낸다.)은 각각 0.044%, 0.05%로 나타나 분석기간 동안 국내 증시가 전반적으로 상승하였음을 알 수 있다. 가격변동성을 나타내는 수익률 표준편차의 경우, 스타지수(일평균 1.73%)가 코스피200 지수(일평균 1.35%)보다 상대적으로 더 높은 것으로 나타났다.

각 지수의 현·선물 수익률 자료들은 모두 음(-)의 왜도(skewness)를 가지고 있어 분포의 꼬리부분이 왼쪽으로 긴 형태를 띠고 있으며, 첨도(kurtosis) 또한 모두 3보다 큰 것으로 나타나 정규분포보다 더 뾰족한 형태를 보이고 있다. 두 주가지수 현·선물의 수준변수 및 수익률에 대한 Jarque-Bera 검정통계량도 1% 유의수준에서 모두 기각되어 각 시계열들의 분포가 정규분포하지 않음을 알 수 있다. 단위근 검정을 실시한 결과, 스타지수 현·선물과 코스피200 현·선물의 수준변수들은 단위근을 갖고 있는 반면, 수익률 자료들은 모두 단위근이 존재하지 않는 안정적인 시계열로 나타났다.

<표 2> 스타지수와 코스피200 지수의 현·선물에 대한 기초통계량

분석기간은 2005년 11월 7일부터 2008년 6월 12일까지이다. Jarque-Bera 통계량은 수익률 시계열의 정규성(normality)을 검정하기 위한 것이며, 정규성의 귀무가설 하에서 χ^2 분포를 따른다. ADF(1)과 PP(1)은 모형에 상수항만 포함하는 경우의 단위근(unit root) 검정결과이며, ADF(2)와 PP(2)는 상수항과 추세선을 모두 포함한 결과이다. ADF(1) 검정과 PP(1) 검정의 가설을 1%, 5%, 10% 유의수준에서 기각하기 위한 MacKinnon 임계치(critical value)는 각각 -3.4404, -2.8659, -2.5691이며, ADF(2) 검정과 PP(2) 검정에 대해 상응하는 MacKinnon 임계치(critical value)는 각각 -3.9725, -3.4169, -3.1308이다. ***는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. 패널 A는 스타지수 현·선물에 대한 기초통계량을, 그리고 패널 B는 코스피200 지수 현·선물에 대한 기초통계량을 분석한 결과이다.

패널 A : 스타지수 현물과 선물

	수준변수		수익률	
	현물	선물	현물	선물
평균	1411.00	1405.42	0.000411	0.000439
중앙값	1362.23	1362.00	0.001605	0.001318
최대값	1941.25	1935.00	0.084069	0.087930
최소값	1094.33	1080.00	-0.109030	-0.105290
표준편차	196.95	201.45	0.017329	0.018529
왜도	0.595	0.541	-0.772	-0.733
첨도	2.340	2.280	7.785	7.942
Jarque-Bera	49.3***	45.0***	672.5***	706.0***
ADF(1)	-1.866	-1.895	-24.643***	-22.703***
ADF(2)	-2.327	-2.212	-24.632***	-22.696***
PP(1)	-1.923	-1.895	-24.638***	-22.572***
PP(2)	-2.216	-2.206	-24.628***	-22.564***
관측수	640	640	639	639

패널 B : 코스피200 지수 현물과 선물

	수준변수		수익률	
	현물	선물	현물	선물
평균	199.54	200.16	0.000539	0.000568
중앙값	186.340	187.23	0.001604	0.001689
최대값	261.820	265.00	0.052079	0.060313
최소값	155.430	155.45	-0.06628	-0.068160
표준편차	28.949	29.230	0.013513	0.014531
왜도	0.471	0.470	-0.496	-0.424
첨도	1.809	1.832	4.793	4.985
Jarque-Bera	61.3***	59.7***	111.6***	123.5***
ADF(1)	-1.564	-1.623	-24.854***	-26.083***
ADF(2)	-2.096	-2.290	-24.847***	-26.074***
PP(1)	-1.568	-1.575	-24.860***	-26.195***
PP(2)	-2.091	-2.215	-24.853***	-26.187***
관측수	640	640	639	639

2. 헤징효과성

스타지수선물의 부진 요인들 가운데 가장 우선적으로 검토되어야 할 사항은 스타지수의 가격변동위험을 헤지하는데 있어서 스타지수선물을 이용한 자기헤징(own hedging)이 이미 잘 발달되어 있는 코스피200 지수선물을 이용한 교차헤징(cross hedging)보다 효과성 측면에서 우월하지 않을 것이란 믿음이다. 거래량 또는 유동성의 부족으로 인해 현·선물 간의 베이스(basis)가 불규칙하게 변동하는 경우, 교차헤징이 자기헤징보다 더욱 효과적일 수 있다.

헤징효과성을 평가하기 위한 전형적인 방법들 가운데 하나는 헤징을 현물과 선물로 구성된 포트폴리오의 위험을 감소시키기 위한 과정으로 간주하고 ‘헤지된 포트폴리오’의 위험과 ‘헤지되지 않은 포트폴리오’의 위험을 비교하는 것이다(Johnson, 1960; Ederington, 1979).⁸⁾ 이 방법에 따른 사후적인(ex post) 헤징효과성은 결과적으로 다음의 단순선형회귀식의 추정으로부터 얻게 되는 결정계수(R^2)와 같게 된다.⁹⁾

$$R_{St} = \alpha + \beta R_{Ft} + \epsilon_t \quad (1)$$

단, $R_{St} = \ln(S_t/S_{t-1})$ 이고 $R_{Ft} = \ln(F_t/F_{t-1})$ 로서 현물가격(S)과 선물가격(F)의 각각에 대한 연속복리수익률을 나타내며, β 는 ‘최소분산헤지비율’이다. R^2 값이 클수록 헤징효과성의 정도 또한 높아지므로, R^2 값의 비교를 통해 자기헤징이나 교차헤징의 우수성 여부를 개략적으로 파악할 수 있다.

그럼에도 불구하고, R^2 값을 단순히 비교하는 것만으로는 헤징효과성의 우수성에 대해 통계적 유의성을 판단할 수 없다. Northaft et al.(1995)은 식 (1)의 잔차항에 기초한 변수변환을 통해 헤징수단들 간의 우수성을 비교하기 위한 통계검정방법을 소개하였으며, 본 연구에서는 이들의 방법론을 적용하여 스타지수를 종속변수로 하고 스타지수선물과 코스피200 선물을 각각의 독립변수로 하는 두 회귀식을 최소자승추정법(OLS)을 이용해 추정한다.

ϵ_{St} 와 ϵ_{Kt} 를 스타지수선물과 코스피200 지수선물을 독립변수로 하여 추정한 각 회귀식의 잔차항이라 한다면, 다음과 같은 두 개의 새로운 변환변수를 만들 수 있다.

8) 그 외에도 포트폴리오의 위험과 기대수익을 함께 고려하는 방법으로 샤프비율(Sharpe ratio)과 샤프비율을 응용한 다양한 척도들이 개발되어 왔다(Howard and D'Antonio, 1984; Chang and Shanker, 1986; Lindahl, 1991).

9) $R^2 = 1 - \text{var}(R^*)/\text{var}(U)$ 로 나타낼 수 있으며, 여기서 $\text{var}(R^*)$ 과 $\text{var}(U)$ 는 각각 ‘헤지된 포트폴리오’의 분산과 ‘헤지되지 않은 포트폴리오’의 분산을 나타낸다.

$$\lambda_{1,t} = \epsilon_{St} + \epsilon_{Kt} \quad (2)$$

$$\lambda_{2,t} = \epsilon_{St} - \epsilon_{Kt} \quad (3)$$

위 두 식으로부터 $cov(\lambda_{1,t}, \lambda_{2,t}) = var(\epsilon_{St}) - var(\epsilon_{Kt})$ 임을 유도할 수 있고, $cov(\lambda_{1,t}, \lambda_{2,t}) = 0$ 를 검정하는 것은 $var(\epsilon_{St}) = var(\epsilon_{Kt})$ 를 검정하는 것과 동일한 문제가 된다.¹⁰⁾ 따라서 두 변환변수를 포함하는 다음의 회귀식을 OLS로 추정한다.

$$\lambda_{1,t} = b_0 + b_1 \lambda_{2,t} + \mu_t \quad (4)$$

식 (4)에서 만약 $b_1 = cov(\lambda_{1,t}, \lambda_{2,t}) / var(\lambda_{1,t}) = 0$ 이라면, $cov(\lambda_{1,t}, \lambda_{2,t}) = 0$ 이고 $var(\epsilon_{St}) = var(\epsilon_{Kt})$ 임을 의미한다. 각 잔차분산(residual variance)은 헤징 후에도 여전히 남아있는 ‘헤지되지 않은 포트폴리오’의 위험의 일정부분($1 - R^2$)에 해당한다. 그러므로 b_1 이 통계적으로 0과 다르지 않다면, 헤징에 사용된 두 선물계약들은 동일한 헤징효과성을 갖게 된다. 만약 $b_1 > 0$ 이 통계적으로 유의하다면, $var(\epsilon_{St}) > var(\epsilon_{Kt})$ 이므로 코스피200 지수선물을 사용하여 스타지수의 가격변동위험을 관리하는 교차헤징이 스타지수선물을 사용하는 자기헤징보다 더욱 효과적일 것이다. 반대로, $b_1 < 0$ 이 유의하다면 자기헤징이 보다 효과적인 헤징방법이 된다.

<표 3>은 2005년 11월부터 2008년 6월까지의 전 표본기간과 각 하위 표본기간 동안에 걸쳐 스타지수에 대한 스타지수선물과 코스피200 지수선물 각각의 헤징효과성(R^2), 그리고 ‘두 선물계약 간 헤징효과성에 차이가 없다($b_1 = 0$)’라는 귀무가설에 대한 t-검정 결과를 나타내고 있다. 전체 표본기간 동안 스타지수선물의 헤징효과성(0.84)은 코스피200 선물의 헤징효과성(0.58)보다 우수하였고, 이러한 차이는 통계적으로도 유의한 것으로 나타났다.

하위 표본기간들에 대한 결과들도 전체 표본기간의 결과와 대체로 유사하였으며, 마지막 하위 표본기간인 2008년 상반기에서만 두 주가지수선물을 이용한 헤징효과성의 차이가 통계적으로 유의하지 않았다. 그러나 2007년 하반기를 제외할 경우, 시간의 흐름에 따라 스타지수선물의 헤징효과성은 감소하는 반면, 코스피200 지수선물의 헤징효과성은 증가

10) $cov(\lambda_1, \lambda_2) = \frac{1}{2} [var(\lambda_1) + var(\lambda_2) - var(\lambda_1 - \lambda_2)]$
 $= \frac{1}{2} [var(\epsilon_S + \epsilon_K) + var(\epsilon_S - \epsilon_K) - 4var(\epsilon_K)] = var(\epsilon_S) - var(\epsilon_K).$

하는 양상을 보였다. 이는 스타지수선물의 유동성이 상장된 후 수개월부터 점차 감소해 온 것과 무관치 않은 것으로 보인다.

<표 3> 스타지수선물과 코스피200 지수선물의 헤징효과성 비교

표의 두 번째 열과 세 번째 열은 2005년 11월부터 2008년 6월까지의 전 표본기간과 각 하위 표본기간 동안 스타지수현물에 대한 스타지수선물과 코스피200 지수선물 각각의 헤징효과성(R^2)을 나타낸다. 마지막 열은 ‘두 선물계약 간 헤징효과성의 차이가 없다’라는 귀무가설에 대한 t -통계량이고, 음(-)의 통계량은 스타지수선물을 이용한 자기헤징이 코스피200 지수선물을 이용한 교차헤징보다 효과적임을 의미한다. ***은 1% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

표본 기간	스타지수선물	코스피200 지수선물	스타지수선물 vs. 코스피200 지수선물
2005. 11~2006. 06	0.86	0.51	-9.55***
2006. 07~2006. 12	0.81	0.52	-5.99***
2007. 01~2007. 06	0.79	0.52	-5.10***
2007. 07~2007. 12	0.96	0.69	-14.19***
2008. 01~2008. 06	0.68	0.63	-0.79
2005. 11~2008. 06 (전체 표본기간)	0.84	0.58	-13.34***

한편, 단순회귀모형에 의한 헤징효과성의 추정치는 주어진 수익률 자료가 정규분포함을 가정한다. 그러나, 일반적으로 주가지수 수익률은 정규성(normality)을 충족하지 않는 것으로 알려져 있다. 특히, 앞장에서 살펴 본 기초통계량에 관한 분석결과는 식 (1)의 잔차항이 이분산성(heteroskedasticity)을 가질 가능성이 높다는 것을 암시하며, 비정규성과 추정잔차의 예상되는 이분산성 등은 시간가변적인 GARCH류의 모형을 이용하여 분석의 강건성을 제고할 수 있다.

또한, 스타지수 현물과 각 지수선물의 수준변수들이 단위근을 갖고 있다 하더라도 이 수준변수들 간의 선형결합함수는 안정적일 수 있다. 만약 스타지수 현물과 각 지수선물의 수준변수들 사이에 공적분 관계가 존재한다면, 분석에 사용되는 자료를 과도하게 차분하게 되어 스타지수 현물시장과 각 선물시장 간에 존재할 수도 있는 장기적인 균형관계를 불분명하게 할 수 있다. 따라서 각 시계열 수준변수들 간에 장기적인 균형관계가 존재하는지를 살펴보기 위해 요한센(Johansen) 공적분 검정을 실시하였다. <표 4>의 검정결과에 의하면 시차가 4인 경우를 기준으로 1% 유의수준에서 스타지수 현·선물의 수준변수들 간에 공적분 관계가 존재하는 것으로 밝혀졌다. 그러나 스타지수 현물과 코스피200 선물의 수준변수들 간에는 공적분 관계가 존재하지 않았다.

<표 4> 공적분 검정 결과

패널 A는 스타지수 현물과 선물의 수준변수들 간에 공적분 관계가 존재하는지에 대한 검정결과이며, 패널 B는 스타지수현물과 코스피200 지수선물의 수준변수들 간의 공적분 검정결과이다. p-value는 MacKinnon-Haug-Michelis(1999)의 p-value를 나타낸다.

패널 A : 스타지수 현물과 선물

귀무가설의 공적분 수	고유치	Trace 통계량	1% 임계치	5% 임계치	p-value
None	0.036479	27.05387	19.93711	15.49471	0.0006
At most 1	0.005495	3.493482	6.634897	3.841466	0.0616

귀무가설의 공적분 수	고유치	최고 고유치 통계량	1% 임계치	5% 임계치	p-value
None	0.036479	23.56039	18.52001	14.26460	0.0006
At most 1	0.005495	3.493481	6.634897	3.841466	0.0616

패널 B : 스타지수 현물과 코스피200 지수 선물

귀무가설의 공적분 수	고유치	Trace 통계량	1% 임계치	5% 임계치	p-value
None	0.016501	12.68138	19.93711	15.49471	0.12702
At most 1	0.003357	1.132175	6.634897	3.841466	0.14423

귀무가설의 공적분 수	고유치	최고 고유치 통계량	1% 임계치	5% 임계치	p-value
None	0.036479	10.54921	18.52001	14.26460	0.1783
At most 1	0.005495	2.132175	6.634897	3.841466	0.1442

위 결과에 따라, 스타지수선물을 이용한 자기회정에 대해서는 오차수정항(error correction term; ECT)을 포함하는 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형을 적용하고, 코스피200 선물을 이용한 교차회정에 대해서는 GARCH(1,1)모형을 적용하여 회정효과성을 재추정하였다. 전체 표본기간에 대해 이변량 ECT-GARCH(1,1)모형으로부터 추정된 자기회정의 효과성은 0.85로 나타났으며, GARCH(1,1)모형으로부터 추정된 교차회정의 효과성은 0.60으로 나타나 단순회귀모형에 의해 추정된 값들(각각, 0.84와 0.58)과 크게 다르지 않았다.

3. 기초자산의 가격변동성

장래 기초자산 가격의 불확실성은 선물거래를 위한 두 가지 유인을 제공한다. 첫째, 리스크를 전가하려는 수요를 발생시킨다. 대량의 기초자산을 보유하고 있는 자는 선물시

장에서 매도 포지션을 취하여 헤지하려 하고, 장래에 기초자산을 필요로 하는 자는 선물 매입 포지션을 취하려 한다. 설령 기초자산의 보유량이 같다고 하더라도 리스크에 대한 선호가 다르다면, 사람들은 여전히 거래하길 원할 것이다. 예를 들어, Keynes(1930)는 “리스크를 매우 기피하는 사람들”인 헤저들(hedgers)이 상품을 보유하는데 따른 리스크를 “리스크를 덜 기피하는 사람들”인 투기거래자들(speculators)에게 전가하려 한다고 주장한다.

불확실성 하에서 선물거래에 대한 두 번째 유인은 시장참여자들이 갖는 정보의 차이로부터 발생한다. 시장참여자들이 획득하는 정보에 질적, 양적 차이가 존재하는 경우, 특정 상품의 미래가치는 주어진 정보를 바탕으로 계산되는 확률에 따라 달라진다. 시장가격은 모든 정보를 반영하는 경향이 있으나 만약 모든 정보를 완전하게 반영하지 않는다면, 정보의 차이에 의해 생성되는 미래 상품가치에 대한 시장참여자들의 서로 다른 생각은 선물거래를 촉진하게 된다(Grossman, 1975, 1977). 따라서 불확실성의 증가는 헤지거래량과 ‘생각의 차이’에서 비롯된 거래량 모두를 증가시킨다.

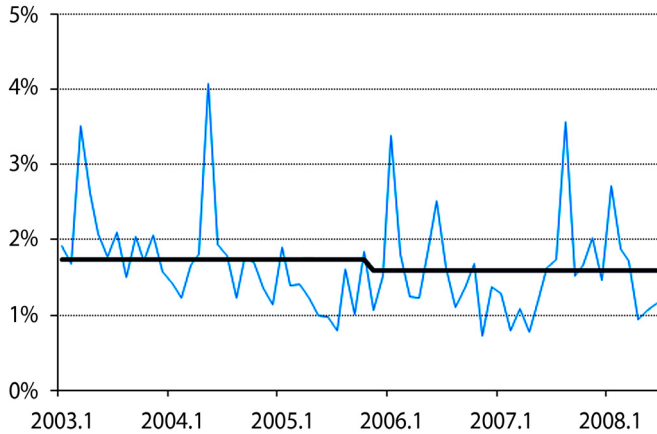
일반적으로 불확실성의 수준에 대한 대응치로서 현물지수 또는 (현물지수가 발표되지 않은 경우) 선물가격의 사후적인 변동성을 사용한다. 또한, Cornell(1981)은 미국의 거래소들에 상장된 다수의 상품선물들과 T-bill 선물들에 대해 선물가격의 변동성과 거래량 간에 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계가 있음을 밝힌 바 있다.

본 연구에서 가격변동성은 분석기간 동안의 일별 로그수익률의 표준편차, 즉 $\sqrt{\sum_{t=1}^T (R_{st} - \bar{R}_s)^2 / (T-1)}$ 로 측정된다. [그림 2]는 스타지수선물의 상장시점을 전후한 스타지수의 월간 가격변동성 추이를 나타내고 있다. 스타지수의 산출을 위한 기준시점(2003년 1월 2일)에서부터 2005년 10월까지의 월평균 가격변동성은 1.73%(연 20.77%), 스타지수선물이 상장된 2005년 11월부터 2008년 6월까지의 월평균 가격변동성은 1.58%(연 19.00%)로 나타났다. 따라서, 스타지수의 가격변동성은 선물상품의 상장 이후 다소 감소한 것으로 추정되었으나 그 차이는 연평균 1.77%에 지나지 않았다.

같은 기간(2005. 11~2008. 6) 동안 코스피200 지수의 월평균 가격변동성은 1.28%(연 15.32%)로서 스타지수의 변동성보다 낮은 것으로 나타났다. 비록 선물거래를 유발하기 위해 필요한 변동성 수준의 기준치(threshold)를 제시하는 것은 어려운 일이나, 스타지수의 가격변동성 자체는 헤징과 ‘생각의 차이’에서 비롯된 거래를 유인하는데 있어서 결코 낮지 않은 수준이었던 것으로 판단된다.

[그림 2] 스타지수 수익률의 월간 변동성 추이

그림에서 가는 실선은 2003년 1월 2일(스타지수의 산출시점)부터 2008년 6월까지 스타지수 로그수익률의 월간 변동성 추이를 나타낸다. 굵은 실선은 2003년 1월부터 2005년 10월(스타지수선물의 상장 전월)까지의 월평균 가격변동성(1.73%, 연 20.77%)과 2005년 11월부터 2008년 6월까지의 월평균 가격변동성(1.58%, 연 19.00%)을 나타낸다.



4. 기초자산시장의 규모

1982~1994년 기간 동안 LIFFE(London International Financial Futures Exchange)의 신상품 도입 성공과 실패사례를 조사한 Corkish et al.(1997)은 기초자산의 가격변동성 외에도 기초자산시장의 규모가 선물거래의 활성화와 밀접한 관련이 있음을 발견하였다. 즉, 기초자산시장의 규모를 통해 헤지수요의 잠재적인 규모를 가늠해 볼 수 있다.

Black(1986)은 선물계약의 기초자산에 대한 수요와 공급이 커야 하는 이유로 다음의 세 가지 논거를 제시한다. 첫째, 어떤 상품에 대한 공급이 충분히 크다면 소수에 의한 시장지배력의 행사가 어렵고, 따라서 공정하고 경쟁적인 시장이 형성될 수 있어 선물거래의 활성화에 기여한다. 둘째, 어떤 상품이 다수의 시장참여자들로부터 폭 넓은 관심을 얻게 될 때 풍부한 잠재적 헤지거래자들을 확보할 수 있다. 셋째, 큰 규모의 현물시장은 해당 상품의 수요자와 공급자가 연속적이고 질서 있게 만날 수 있는 장을 제공하므로 선물시장에서 중요한 역할을 하는 현·선물의 차익거래나 실물인수도 등을 가능하게 한다.

2007년 말을 기준으로 한 스타지수 구성종목들의 시가총액 합은 약 31.8조 원인 것으로 나타났다. 이것은 같은 시점의 코스피200 구성종목들의 시가총액 합인 830.3조 원보다 훨씬 작은 규모일 뿐만 아니라, 코스피200의 개별 구성종목들인 삼성전자나 포스코의 시가총액(각각 91.7조 원과 50.1조 원)에도 미치지 못하는 것이다.

세계 각국에 상장되어 있는 주가지수 선물상품들의 기초자산 시장규모와 비교해보았을 때도 스타지수만큼 작은 규모의 시가총액을 가지고 있는 경우는 흔하지 않다.¹¹⁾ <표 5>는 선물상품의 기초자산으로 활용되고 있는 전 세계 주가지수들 중 2007년의 시가총액을 기준으로 상위 10개와 하위 10개를 나누어 제시하고 있다. 대체적으로 시가총액이 클수록 선물거래량도 많은 것을 알 수 있으며, 두 변수 간의 상관계수는 0.87에 달했다.¹²⁾

<표 5> 전 세계 주요 주가지수의 시가총액과 선물거래량

이 표는 선물상품의 기초자산으로 활용되고 있는 전 세계 주가지수들 중 2007년의 시가총액을 기준으로 상위 10개와 하위 10개를 제시하고 있다.

(단위 : 백만 달러, 계약)

주가지수	선물거래소	시가총액	선물거래량
S&P500 Index	CME	13,195,197	415,348,228
Dow Jones Industrial Index	CBOT	4,283,645	40,098,882
DJ Euro Stoxx 50	EUREX	3,971,043	327,034,149
FTSE 100 Index	LIFFE - UK	3,134,817	33,535,934
Nikkei225	OSE	2,870,881	49,107,059
Nasdaq 100 Index	CME	2,406,162	95,309,053
Dax	EUREX	2,120,672	50,413,122
CAC 40	LIFFE - Paris	2,068,045	44,668,975
Hang Seng Index	HKEX	1,705,183	17,160,964
SPI 200	SFE	1,284,479	8,407,052
KLSE Composite Index	MDEX	235,809	3,157,341
ISE-30 Index	TurkDEX	184,039	17,015,352
WIG20 Index	WSE	166,062	8,792,219
ATX Index	WIENER Börse AG	152,215	108,020
Swiss Market Index Mid-Cap	EUREX	147,493	152,977
PSI-20 Index	LIFFE - Lisbon	130,293	110,485
Techdax	EUREX	60,451	585,377
Budapest Stock Index	BUX	44,068	3,950,947
STAR Index	KRX	34,011	21,919
Techwig Index	WSE	24,272	8,204

주) 각 선물거래소의 명칭은 다음과 같다 : BUX = Budapest Stock Exchange; CBOT = Chicago Board of Trade; CME = Chicago Mercantile Exchange; HKEX = Hong Kong Exchanges and Clearing Limited; EUREX = European Exchange; KRX = Korea Exchange; LIFFE = NYSE Euronext; MDEX = Malaysia Derivatives Exchange Berhad; OSE = Osaka Securities Exchange; SFE = Sydney Futures Exchange; TurkDEX = Turkish Derivatives Exchange; WSE = Warsaw Stock Exchange.

자료 : Bloomberg.

11) 코스닥 시장의 벤치마크라 할 수 있는 나스닥(Nasdaq) 시장의 나스닥100 지수선물 기초자산 시장규모는 2007년 말 기준 2조 4,062억 달러로서 코스피200(8,695억 달러)의 약 3배, 스타지수(340억 달러)의 약 70배에 이른다.

12) 선물상품이 존재하고 시가총액이 파악된 주가지수의 총수는 44개로, 이들의 시가총액과 선물거래량 간의 상관계수는 0.81로 나타났다.

시가총액이 작은 10개의 주가지수들 가운데 현물시장규모에 비해 선물거래량이 많은 주가지수들(KLSE Composite Index, ISE-30 Index, WIG20 Index, Budapest Stock Index)은 해당 국가의 경제를 대표하는 주가지수들인 반면, 기술주 중심으로 구성된 주가지수들(Techdax, 스타지수, Techwig Index)의 선물거래는 매우 부진한 것으로 나타났다.

5. 기초자산의 성과와 안정성

당초 코스닥 시장은 코스피 시장의 상장요건에 미달하는 기업들 중 유망중소기업, 벤처 기업 등에게 증권시장을 통한 자금조달기회를 제공하는 한편, 투자자에게는 고위험·고수익의 투자수단을 제공하기 위해 개설되었다. 코스닥 시장의 주요 투자자는 단기적으로 고수익을 추구하는 개인투자자들로 구성되어 있으며(거래대금을 기준으로 약 90% 이상), 이들은 해징에 대한 유인을 가지고 있지 않다. 더구나, 2000년대 초 IT버블이 붕괴된 이후 기관투자자들과 외국인투자자들은 기술주 중심의 코스닥 시장을 외면해 왔다. 코스닥 시장의 성과를 코스피 시장의 성과와 비교해 보면 이는 필연적인 결과임을 알 수 있다.

<표 6>은 스타지수가 상장된 2005년부터 2012년까지 코스피200 지수와 스타지수, 그리고 나스닥100 지수의 수익률과 리스크, 변동종목수 및 변동비율을 나타낸다. 나스닥100 지수선물은 비록 지역적, 경제적 특성은 다르지만 비금융 기술주(2013년 6월 28일 기준, 약 57%의 비중) 중심의 주가지수선물로서 성공적인 상품으로 자리잡아왔기 때문에 그 기초자산시장의 특성을 파악하는 것은 참고할 만한 사례라 할 수 있다.

과거 8년의 기간 동안 스타지수가 코스피200 지수보다 수익률이 좋았던 해는 단지 2009년과 2011년이었으며, 표준편차로 측정된 리스크는 모든 기간에서 높은 것으로 나타났다. 코스피200 지수의 연평균 수익률과 표준편차는 각각 10.3%와 24.1%였던 반면, 스타지수의 수익률과 표준편차는 연평균 3.1%와 28.4%였다. 스타지수의 수익률이 코스피200 지수에 비해 훨씬 낮음에도 불구하고 리스크는 상대적으로 더 높았던 것이다. 이 같은 스타지수의 수익률-리스크 특성은 현물시장에서 단기적이고 투기적인 거래를 양산할 가능성이 높아 선물시장에서 헤지거래가 형성되는 것을 어렵게 한다. 참고로, 같은 기간 동안 나스닥100 지수의 수익률과 표준편차는 각각 연평균 6.2%와 22.0%로 나타났으며, 두 지표 모두 코스피200 지수의 수치들보다 낮아 상대적으로 안정적인 수익률-리스크 관계를 나타냈다.

<표 6> 코스피200 지수, 스타지수, NADAQ100 지수의 성과 및 안정성

(단위 : %, 종목 수)

		2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	연평균
코스피200 지수	수익률	43.1	4.4	26.3	-46.8	38.4	19.8	-12.7	10.3	10.3
	표준편차	17.0	18.3	23.1	39.3	25.6	15.8	27.3	16.7	24.1
	변경종목수	14	15	17	16	14	14	26	12	16
	변경비율	7.0	7.5	8.5	8.0	7.0	7.0	13.0	6.0	8.0
스타지수	수익률	42.3	-3.4	23.6	-63.0	39.1	5.0	-6.8	-12.0	3.1
	표준편차	21.5	27.6	27.0	47.5	27.6	18.2	28.8	18.0	28.4
	변경종목수	7	9	8	6	11	7	10	5	7.9
	변경비율	23.3	30	26.7	20	36.7	23.3	33.3	16.7	26.3
NASDAQ 100 지수	수익률	1.5	6.6	17.1	-54.3	42.9	17.6	2.7	15.5	6.2
	표준편차	13.9	15.7	18.7	42.4	26.5	19.5	23.9	15.4	22.0
	변경종목수	14	10	13	15	10	7	9	14	11.5
	변경비율	14.0	10.0	13.0	15.0	10.0	7.0	9.0	14.0	11.5

자료 : 한국거래소, NASDAQ, Yahoo! Finance, Wikipedia.

지수의 안전성 측면에서도 스타지수는 코스피200 지수에 비해 크게 뒤떨어지는 것으로 나타났다. <표 6>에서 코스피200 지수의 종목변경 비율은 2011년을 제외할 경우 매 해 한 자리 수에 그쳤으며, 연평균 변경비율은 8%인 것으로 나타났다. 대조적으로, 스타지수의 종목변경 비율은 매 해 두 자리 수 이상이었으며, 연평균 변경비율은 26.3%에 이르렀다. 코스닥 시장이 영업이익흐름이 좋지 않거나 재무구조가 상대적으로 취약한 중소·벤처기업 위주의 시장이다 보니 이들 기업만으로 구성된 지수는 매년 구성종목의 변경이 높아 파생상품의 기초자산으로서의 활용성이 떨어지는 것으로 분석된다. 나스닥100 지수의 경우, 종목 변경 비율은 연평균 11.5%로서 기술주 위주의 구성임을 감안할 때 종목유지 흐름이 비교적 안정적인 것으로 나타났다.

다른 한편으로, 지수의 구성종목이 자주 바뀌게 되면 지수에 투자하는 기관투자자나 외국인투자자들은 추적오차(tracking error)로 인한 손실이 발생하므로 적극적인 투자를 하기 어렵다. 2012년 말 현재, 코스피200 지수와 관련된 ETFs(exchange-traded funds) 상품은 약 20여 개가 존재하고 있으나, 스타지수와 관련된 ETF는 단지 한 개에 불과하다는 사실이 이를 뒷받침한다.

스타지수의 불안정성은 코스닥 시장의 불투명성과도 밀접한 관련이 있다. <표 7>은 2005년부터 2008년까지 거래소시장에서 발생한 불공정거래 형태별 건수를 나타낸다.

<표 7> 거래소시장의 불공정거래 발생 현황

(단위 : 건)

불공정거래 유형	시장	2005	2006	2007	2008	평균
시세조종	코스피	38	7	10	10	16.3(24.4%)
	코스닥	67	51	53	30	50.3(75.6%)
	합계	105	58	63	40	66.5(100.0%)
미공개정보 이용	코스피	41	10	15	18	21.0(40.6%)
	코스닥	18	33	42	30	30.8(59.4%)
	합계	59	43	57	48	51.8(100.0%)

자료 : 금융감독원.

위 표에서 알 수 있는 것처럼, 코스닥 시장에서 발생하는 시세조종 건수는 연도별로 차이는 있긴 하나 평균적으로 거래소시장 전체에서 발생하는 건수의 약 2/3를 차지하고 있다. 코스닥 시장에서는 미공개정보를 이용하는 불공정거래 행위도 평균적으로 약 60%의 비중을 차지해 코스피 시장보다 불공정거래가 훨씬 자주 발생하고 있음을 알 수 있다. 금융감독원(2009)의 분석에 따르면, 시세조종이나 미공개정보의 이용은 재무구조가 취약한 기업과 지배구조가 불건전한 기업들에서 빈발하는 것으로 밝혀졌다. 또한 코스닥 상장 기업들의 횡령·배임 및 불성실공시 등으로 시장의 신뢰도가 지속적으로 하락하고 있다. 비록 스타지수가 코스닥 시장의 우량기업들로 구성되어 있다고는 하지만, 최근 스타지수에 속한 한 기업이 감사의견거절(disclaimer of opinion)을 당해 상장이 폐지된 사례가 있음을 감안할 때, 스타지수 구성 종목이라 하여 예외를 두기는 어렵다.¹³⁾

이와 같은 코스닥 시장의 불투명성으로 인해 스타지수에 포함되었던 많은 코스닥 시장의 대형 우량기업들(NHN, 아시아나항공, LG텔레콤 등)이 이미지 개선이나 기관 및 외국인투자자 유치 등을 이유로 코스피 시장으로 이전하였다.¹⁴⁾ 이 때문에 스타지수의 시장규모, 수익성, 그리고 안정성이 더욱 떨어지는 악순환이 반복되었으며, 헤지 또는 차익거래자의 역할을 하는 기관투자자와 외국인투자자들의 관심으로부터 점차 멀어지게 되었다.

13) 2011년 3월 29일, 한국거래소는 관리종목으로 지정된 ‘포휴먼’을 스타지수 구성종목에서 제외하였다. 이 회사는 2008~2010년까지 164억여 원의 적자가 발생하였으나 세금계산서 등 관련 서류를 위조해 414억 원의 순이익을 본 것처럼 회계를 조작한 사실이 드러났다.

14) 엄정식, 강형철(2013)에 따르면, 1999년부터 2012년 8월까지 코스피로 상장을 이전한 코스닥 우량기업은 43개였으며, 이들 중 직전 시가총액이 1조 원 이상인 기업은 7개로 이전 당시 코스닥 시장에서 차지하는 시가총액 비중은 38%에 달하였다. 이러한 현상은 나스닥100 지수에 Apple, Microsoft, Google, Intel, Amazon 등과 같이 세계적으로 우수한 기업들이 오랫동안 머무르고 있는 것과는 대조적이다.

V. 요약 및 결론

본 논문은 신규 상장되는 선물상품이 성공적으로 거래되기 위해 필요한 헤징효과성, 기초자산의 가격변동성과 규모, 기초자산의 성과 및 안정성과 같은 잠재적 요인들을 파악하는 것을 통해 스타지수선물의 상장실패 요인을 분석하였다.

분석 결과, 스타지수선물은 헤징효과성 면에서 코스피200 지수선물을 이용한 교차헤지보다 우월하였고, 스타지수 현물의 가격변동성 또한 선물거래를 유인하기에 충분할 만큼 높은 것으로 나타났다. 그러나 스타지수 현물시장의 규모는 거래가 활성화되어 있는 다른 주가지수선물들의 현물시장 규모에 비해 매우 작았으며, 시장참여자들의 대부분은 헤지거래를 거의 하지 않는 개인투자자들로 이루어져 있었다. 더욱이, 스타지수는 경쟁지수인 코스피200 지수에 비해 수익성이 낮은 대신 리스크는 높은 것으로 나타났으며, 재무적 안정성이 떨어지는 중소형주 중심의 시장구성과 시장의 불투명성으로 인해 지수의 종목교체가 빈번히 발생하였다. 결국, 이러한 요인들로 인해 선물시장에서 헤지나 차익거래자로서 역할을 하는 기관투자자와 외국인투자자들을 유인하는데 실패하게 된 것으로 분석된다.

스타지수 선물거래가 활성화되기 위해서는 앞서 언급된 코스닥 시장의 제문제점들이 선결되어야 한다. 예를 들어, 나스닥100 지수의 경우처럼 시가총액이 큰 기술관련 유망기업들을 다수 유치하여 시장규모의 적정성과 안정성, 그리고 수익성을 확보해야 하며, 불공정거래행위에 대한 감시 및 공시기준의 강화 등을 통해 시장의 투명성을 개선하려는 노력이 병행되어야 한다. 대형 기업들을 유치하는 과정에서 코스닥 상장기업에 대한 세제 혜택 등의 정책적인 유인(incentive)이 필요할 수도 있으며, 궁극적으로 코스피 시장의 하부시장이 아닌 차별화되고 독립적인 시장으로의 발전을 모색할 필요가 있다.

본 논문의 결과는 향후 기술주 중심의 주가지수선물을 상장하려는 선물거래소, 특히 신흥국들의 선물거래소에 시사하는 바가 크다. 선물거래소들은 관련 선물계약의 상장에 앞서 기초자산의 시장규모, 수익성 및 리스크, 안정성, 그리고 시장투명성과 같은 요인들을 주의 깊게 검토할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고, 중소기업이나 벤처기업들만으로 구성된 주가지수는 소속기업들의 사업상의 부침과 재무적 취약성 등으로 인해 태생적으로 안정성을 유지하기가 어렵다. 따라서 선물상품의 성공 가능성 또한 그만큼 낮다는 것이 한계로 지적된다.

참 고 문 헌

- 금융감독원, “2009년도 불공정거래 혐의통보종목의 특징 분석”, 보도자료, 2010(4. 19).
- 엄경식, 강형철, “한국자본시장의 거시구조 측면에서 고찰한 코스닥의 경제적 의의와 가치제고 방안”, 재무관리연구, 제30권 제2호, 2013, 203-235.
- 유 석, “최근 10년간 신상품 상장현황 및 성공도 분석”, 증권선물, 7월호(2008), 한국거래소, 63-108.
- Ashley, R., C. W. J. Granger, and R. Schmalensee, “Advertising and Aggregate Consumption : An Analysis of Causality,” *Econometrica*, 48, (1980), 1149-1167.
- Black, D. G., Success and Failure of Futures Contracts : Theory and Empirical Evidence, *Monograph Series in Finance and Economics 1986-1*, Salomon Brothers Center for the Study of Financial Institutions, 1986.
- Brorsen, B. W. and N. F. Fofana, “Success and Failure of Agricultural Futures Contracts,” *Journal of Agribusiness*, 19, (2001), 129-145.
- Carlton, D. W., “Futures Markets : Their Purpose, Their History, Their Growth, Their Success and Failures,” *Journal of Futures Markets*, 4, (1984), 237-271.
- Chang, J. S. K. and L. Shanker, “Hedging Effectiveness of Currency Options and Currency Futures,” *Journal of Futures Markets*, 6, (1986), 289-305.
- Corkish, J., A. Holland, and A. F. Vila, *The Determinants of Successful Financial Innovation : An Empirical Analysis of Futures Innovation on LIFFE*, Working Paper, No 70, Bank of England, (1997).
- Cornell, B., “The Relationship between Volume and Price Variability in Futures Markets,” *Journal of Futures Markets*, 1, (1981), 303-316.
- Cusatis, P. J., “An Analysis of the Failed Municipal Bond and Note Futures Contracts,” *Journal of Futures Markets*, 28, (2008), 656-679.
- Ederington, L. M., “The Hedging Performance of the New Futures Markets,” *Journal of Finance*, 34, (1979), 157-170.
- Gray, R. W., Why does Futures Trading Succeed or Fail? An Analysis of Selected Commodities, In *Proceedings of the Futures Trading Seminar 3* (115-137), Chicago, IL : Chicago Board of Trade, 1966.
- Grossman, S. J., “Rational Expectations and the Economic Modeling of Markets Subject

- to Uncertainty : A Bayesian Approach," *Journal of Econometrics*, 3(3), (1975), 255-272.
- Grossman, S. J., "The Existence of Future Markets, Noisy Rational Expectations and Informational Externalities," *Review of Economic Studies*, 64(3), (1977), 431-449.
- Howard, C. and L. D'Antonio, "A Risk-Return Measure of Hedging Effectiveness," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 19, (1984), 101-112.
- Ioannides, M. and F. S. Skinner, "Hedging Corporate Bonds," *Journal of Business, Finance and Accounting*, 26, (1999), 919-944.
- Johnson, L. L., "The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures," *Review of Economic Studies*, 27, (1960), 139-151.
- Johnston, E. T. and J. J. McConnell, "Requiem for a Market : An Analysis of the Rise and Fall of a Financial Futures Contract," *Journal of Financial Studies*, 2, (1989), 1-23.
- Lindahl, M., "Measuring Hedging Effectiveness with R^2 : A Note," *Journal of Futures Markets*, 9, (1989), 469-475.
- Keynes, J. M., *A Treatise on Money*, Vol. 2, Macmillan; London, 1930.
- MacKinnon, J. G., A. Haug, and L. Michelis, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration," *Journal of Applied Econometrics*, 14, (1999), 563-577.
- Nothaft, F. E., V. Lekkas, and G. H. K. Wang, "The Failure of the Mortgage-Backed Futures Contract," *Journal of Futures Markets*, 15, (1995), 585-603.
- Sanders, D. R. and M. R. Manfredo, "The White Shrimp Futures Market : Lessons in Contract Design and Marketing," *Agribusiness*, 18, (2002), 505-522.
- Silber, W. L., "Innovation, Competition, and New Contract Design in Futures Markets," *Journal of Futures Markets*, 1, (1981), 123-155.
- Thompson, S., P. Garcia, and L. D. Wildman, "The Demise of the High Fructose Corn Syrup Futures Contract : A Case Study," *Journal of Futures Markets*, 16, (1996), 697-724.
- Working, H., "Whose Markets? Evidence on Some Aspects of Futures Trading," *Journal of Marketing*, 19, (1954), 1-11.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 31, Number 1, March 2014

An Analysis of the Failure of the KOSTAR Futures Contract

Cheol-Ho Park* · Seong-Hun Lee**

〈abstract〉

This article investigates the causes of the failure of the KOSTAR equity index futures contract. A successful futures contract requires superior hedging effectiveness, variable spot prices, a sizable and active spot-market, numerous buyers and sellers, transparency in both the spot and futures markets, etc. Results indicate that the KOSTAR futures contract is a more effective hedge than the alternative KOSPI200 futures contract and that its underlying index has sufficiently high price volatility. However, the market size of the underlying asset is not large enough and the majority of the market participants are individual investors who are unlikely to take part in hedging. In particular, the KOSTAR index has lower returns but higher risk than the competitive KOSPI200 index and shows instability due to frequent replacement of its constituents. The KOSTAR spot market also appears to be relatively less transparent. These factors make the KOSTAR index less attractive to institutional investors and foreign investors who play a vital role in hedging or arbitrage.

Keywords : KOSTAR Index, Futures Contracts, Hedging Effectiveness, Spot Price Volatility, Market Transparency

* Lead Author, Assistant Professor, School of Business, Chungbuk National University

** Corresponding Author, Assistant Professor, Department of Economics, Cheongju University