

# 한국과 중국의 현물시장과 주가지수선물시장간의 선-후행관계에 관한 연구

서상구\*

## <요 약>

고빈도 자료를 이용하여 한국과 중국에서 주가지수선물시장이 개설된 이후 현물 시장과의 동적관련성에 어떠한 특징적 차이점이 있는지에 대해 분석하였다. KOSPI 200의 경우 시차변수를 이용한 다중회귀분석에서 주가지수선물가격이 현물 가격을 약 15분 정도 선행하는 것으로 나타나 주가지수선물시장이 현물시장에 대해 가격발견기능을 수행하는 것으로 나타났다. EGARCH 모형을 이용한 수익률 변동성의 선-후행관계 분석의 경우 강하지는 않지만 주가지수선물가격의 변동성이 현물가격의 변동성에 선행하는 것으로 나타났다. 한국의 경우 주가지수선물시장이 개설된 초기단계에서부터 다른 선진국의 경우와 비슷하게 선물시장과 현물시장 간에는 가격 및 가격변동성의 동적관련성이 존재하는 것으로 나타났다.

CSI 300의 경우 한국과는 다른 특징적 차이를 보여주고 있다. 우선 현물시장의 가격이 주가지수선물시장의 가격에 선행하는 것으로 나타났다. 그 이유는 국내의 개인투자자와 외국인 투자자들이 주가지수선물거래에 참여하는 것이 엄격히 제한됨으로써 선물시장으로 유입되는 정보가 상대적으로 늦게 가격에 반영되어 선물시장의 가격발견기능을 약화시킨 결과로 판단된다. 변동성의 경우 현물시장과 주가지수선물시장 간에는 양방향의 상호의존성이 나타나고 있어 어느 한 시장의 일방적인 선행효과는 발생하지 않는 것으로 나타났다.

정리하면, 중국의 주가지수선물시장은 투자자들의 시장참여에 대한 여러 가지 제약으로 인해 충분한 정보전달 기능을 수행하지 못하는 것으로 나타났다.

핵심주제어: KOSPI 200, CSI 300, 가격발견기능, 변동성 전이효과

## I. 서 론

국내에서 최초로 개설된 파생금융 시장인 KOSPI 200 주가지수선물시장은 짧은 역사에도 불구하고 획기적인 발전을 이루었다. 한때는 세계 2위의 거래규모를 보였으나 2012년 상반기 파생시장과 관련한 규제로 말미암아 성장세가 둔화되어 세계 6위의 거래규모를 나타내고 있다. 반면, 2010년 4월에 개설된 중국의 CSI 300 주가지수선물시장은 중국금융당국의 엄격한 규제에도 불구하고 KOSPI 200 주가지수선물시장의 경우와 비슷하게 성장 초기부터 급속하게 성장하여 성공적인 자리매김을 하고 있다. 2012년 5월 기준으로 볼 때, CSI 300 지수선물의 경우 일평균 약 35만 계약(약 50조원)의 거래량을 보여 일평균 약 23만 계약(31조원)의 거래량을 기록하고 있는 KOSPI 200 지수선물을 초과하는 성장세를 보이고 있다.

선물시장은 현물을 기초자산으로 하여 거래가 이루어지기 때문에 현물시장과 밀접한 동적관련성을 가지고 있다. 이와 관련하여 선물시장의 가격발견(price discovery)기능이 학술적 또는 실무적으로 많은 관심을 받고 있다. 동일한 자산이 서로 다른 시장에서 거래되는 경우 양 시장 간에는 거래비용, 레버리지 효과, 유동성, 공매 등의 시장의 미시구조적인 차이로 인해 시장정보의 처리속도에 차이가

발생하게 되어 가격형성에 특정한 시차를 가질 수 있다. 이로 인해 한 시장의 가격변동이 다른 시장의 가격에 선행하여 영향을 미치게 된다. 이러한 선물시장의 가격발견기능은 금융시장의 발전을 위해 현물시장과 더불어 선물시장이 필요한 중요한 근거가 된다. 일반적으로 선물거래 기초자산의 가격은 불안정성을 보이기 때문에 선물시장의 가격발견기능에 관한 연구는 공적분관계 또는 오차수정모형 등을 이용하여 많이 이루어지고 있다 (Ghosh, 1993; Yang, Bessler & Leatham, 2001; Chatrath, Christie-David, Dhanda & Koch, 2002).

선물시장과 관련한 또 다른 이슈는 선물시장과 현물시장간의 변동성 전이효과(volatility transmission)에 관한 것이다. Chan, Chan, and Karolyi(1991)의 연구에 의하면 현물시장과 선물시장의 수익률 변동성은 서로 관계를 가지고 다양하게 변하기 때문에 이러한 현상을 간과하면 양 시장간의 관련성에 대해 부적절한 추론을 유도할 가능성이 있다고 지적하고 있다. 다시 말해, 수익률 변동성을 분석해봄으로써 정보가 양 시장간에 어떻게 전달되는지를 알 수 있다고 주장하고 있다. 또한 Lien and Yang(2006, 2008)의 연구에 의하면 변동성 전이의 강도는 선물시장에서 위험을 최소화하는 헤징효율성에 중요한 정보를 제공한다는 것을 실증적

으로 나타내고 있다.

이러한 이유로 선물시장과 현물시장간의 관련성에 관한 연구는 시장의 효율성, 차익거래, 시장의 규제 등에 대한 유용한 정보를 제공할 수 있게 된다.

본 연구는 고빈도 자료를 사용하여 주가지수 현물시장과 주가지수 선물시장간의 가격발견기능 및 변동성 전이효과에 대해 실증적으로 연구함으로써 양 시장 간의 동적관련성, 다시 말해 선(lead)-후행(lag)관계를 밝히는데 그 목적이 있다. 특히, 한국시장과 중국시장에 대해 분석을 해봄으로써 국가별 차이점을 이해할 수 있을 것으로 기대된다.

보다 구체적으로 도입 초기단계에서의 중국의 주가지수선물시장과 한국의 주가지수선물시장을 비교 분석해 봄으로써 자본시장의 미시구조적인 차이점을 관찰할 수 있다. 특히, Ng & Wu(2007)년의 연구에서처럼 다른 나라와는 달리 기관투자자에 비해 개인투자자의 비중(97.9%)이 훨씬 많은 독특한 시장구조를 가지고 있는 최대의 신흥국인 중국의 연구결과를 큰 시사점을 제공할 수 있을 것으로 판단된다.

본 연구는 모두 6장으로 구성된다. I장 서론에 이어 II장에서는 연구와 관련한 선행연구의 결과들을 살펴보고 III장에서는 중국선물시장에 대해 소개한다. 그리고 IV장에서는 연구방

법을 제시하고 V장에서 실증분석을 결과를 제시하며, 마지막으로 결론을 유도한다.

## II. 선행 연구

선물시장과 현물시장 간에 동적관련성이 발생하는 원인에 관해 다음의 연구결과들이 있다. 첫째, 현물지수를 구성하는 주식들의 비동시적 거래가 양시장간의 선행(lead) 또는 후행(lag) 관계를 유도할 수 있다는 것이다. Lo & Mackinlay(1988)는 주가지수선물 가격은 비동시적 거래의 문제를 내포하고 있기 때문에 현물가격에 비해 새로운 정보에 대해 보다 빨리 반응할 가능성이 높다고 주장한다. Stoll & Whaley(1990), Chan, Chan & Karolyi(1991), Chan(1992) 등은 비동시적 거래로 인해 나타나는 양 시장간의 선-후행관계는 허구적이라고 주장하고 있다. 둘째, 거래빈도와 거래량 등으로 표현되는 거래활동의 강도의 상대적인 차이가 양 시장간의 동적관련성에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. Admati & Pfleiderer(1988)는 새로운 정보를 가진 투자자는 거래활동이 활발할 때 주로 거래하기 때문에 거래활동의 강도가 높은 시장일수록 보다 많은 정보가 유입되며, 양 시장간에는 선-후행관계가 발생할 수 있다고 주장한다. 셋째, 현물시장에

대한 공매에 제한을 받을 때 양 시장 간에는 정보반응속도에 차이가 발생하여 선-후행관계가 발생하게 된다. Diamond & Verrecchia(1987)는 현물 시장에서의 공매의 제한은 개별정보에 대한 가격조정을 지연시키지만 선물시장은 공매의 제한이 없기 때문에 선물가격은 호재와 악재에 반응하는 정도가 대칭적이다. 따라서 선물가격이 현물가격을 선행할 수 있다는 것을 보이고 있다. 넷째, 현물지수에 포함되는 주식의 수가 많을수록 개별정보보다는 시장전체정보가 더 중요성을 가지게 되어 양 시장 간에는 선-후행관계가 발생할 수 있다는 것이다. Chan(1992)은 시장전체정보를 가진 투자자의 경우 현물시장 보다는 주가지수선물시장을 통해 상대적으로 더 큰 수익을 실현할 수 있다고 주장하고 있다.

선진국들의 경우 일반적으로 선물시장이 현물시장에 대해 가격발견의 기능을 수행하고 있는 것으로 나타났다. Stoll & Whaley(1990)는 5분 수익률 자료를 사용한 다중회귀분석을 한 결과 S&P 500과 MMI 지수선물가격이 모두 현물가격을 약 5분에서 10분 정도 선행하는 것으로 나타났다. Chan(1992)은 주식의 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해 MMI 현물지수의 수익률에 대해 AR모형을 적용한 다음 이 모형의 잔차항을 현물수익률의 대용치로 사용하여 분석한

결과에서도 주가지수선물가격이 대체로 현물가격을 선행하는 것으로 나타났다. Abhyankar(1995)는 영국 FT-SE 100 지수에 대해 분석을 한 결과 주가지수선물가격이 현물가격보다 15분 정도 선행하는 것으로 나타났다으며, 때로는 현물가격이 주가지수선물가격을 선행하고 있는 것으로 나타났다. Shyy, Vijayraghavan & Quinn(1996)은 프랑스 CAC 40 지수의 1분 수익률을 이용하여 양 시장간의 관련성을 분석한 결과 주가지수선물가격이 현물가격을 선행하는 것으로 나타났다.

국내시장에 관한 연구로 이필상 & 민준선(1997)의 연구가 있다. 그들은 주가지수선물시장 개설 후 4개월 동안의 시장자료를 사용하여 분석한 결과 선물가격이 현물가격을 10분 정도 선행하나 15분 후에는 현물가격이 선물가격에 선행하는 피드백 현상이 존재하는 것으로 나타나 양 시장 간에 뚜렷한 특징적인 관련성이 없는 것으로 나타났다. 정재엽 & 서상구(1999)는 약 3년간의 시장자료를 이용하여 분석한 결과 주가지수선물시장이 현물시장에 대해 가격발견기능을 하고 있는 것으로 나타났으며 비동시적 거래를 통제한 경우에도 동일한 결과가 나타났다.

주가지수선물시장과 현물시장간의 변동성 관련성에 관한 연구에서도 대체로 선물시장의 변동성이 현물시장

의 변동성에 선행하고 있는 것으로 나타났다. Chan, Chan & Karolyi(1991)는 MMI 지수선물의 5분 수익률 자료를 사용하여 분석한 결과 시간의 흐름에 따라 양 시장 간의 수익률의 선-후행관계는 약해짐에도 불구하고 수익률 변동성의 선-후행관계는 지속적으로 유지되는 것으로 나타났다. Koutmos & Tucker(1996)는 EGARCH모형을 이용하여 S&P 500 지수선물과 현물지수의 일별증가에 대해 변동성을 추정 후 분석한 결과 주가지수선물시장에 미친 시장충격으로 인해 현물시장의 변동성은 증가되는 것으로 나타났다. 현물시장에서의 충격은 주가지수선물시장의 변동성에 어떠한 영향도 미치지 않는 것으로 나타났다. 그리고 일본 NSA 지수선물을 대상으로 하는 Iihara, Kato & Tokunaga(1996)의 연구와 KOSPI 200 지수선물 대상으로 하는 정재엽 & 서상구(1999)의 연구에서도 Koutmos & Tucker(1996)와 비슷한 결과를 나타내고 있다. 그러나 서브프라임사태 전·후 기간을 대상으로 변동성 전이효과를 분석한 박종해, 변영태 & 서상구(2008)에 의하면 주가지수선물과 현물시장 간의 변동성 전이 효과는 양방향으로 존재한다는 것으로 보이고 있다.

### III. 중국선물시장

중국의 주식시장은 1990년 초에 도입된 후 빠른 속도로 성장을 거듭해 오고 있으며 국제적으로 많은 관심을 받고 있다. 상해(Shanghai)거래소와 심천(Shenzhen)거래소가 각각 1990년과 1991년에 개설되었으나 양 시장 간의 실적 모두를 반영해주는 기초적인 주가지수가 없었다. 이후 중국 현물시장에 거래가 제한되어 있는 차이나 A(China A)주식의 거래실적을 반영하는 최초의 종합 주가지수로서 CSI(China Securities Index) 300 주가지수가 중국증권지수공사에 의해 개발되어 2005년 4월 8일에 발표되었다. CSI 300 지수는 상해와 심천증권거래소의 A시장에 거래되는 주식 중에서 유동성이 풍부하고 시가총액 규모가 큰 300여개의 대형주 종목으로 구성되어 있으며 상해A주식의 비중이 절대적으로 높다. 지수의 기준시점은 2004년 12월 31일이며, 기준지수는 1000P이다. 그리고 KOSPI 200 주가지수와 마찬가지로 유동주식 비율을 감안한 시가총액 가중방식으로 주가지수가 산출된다. 그리고 구성종목의 변경은 6개월에 한 번씩 정기적으로 이루어지고 있다. 점심시간 동안 휴장되며 매매시간은 오전 9:30~11:30까지 오후 13:00~15:00이다.

CSI 300 주가지수선물거래는 주식

투자자들에게 투자위험을 헤지할 수 있는 기회를 제공하기 위해 2010년 4월 16일 개시되었다. CSI 300 주가지수 선물거래의 최종거래일은 결제일의 세 번째 금요일이며 당월, 차월 그리고 최근 2개 분기월 등 모두 4개의 월물이 상장되어 매월 최근월물의 만기가 도래하는 특징을 지니고 있다. 현물시장과 마찬가지로 점심시간 동안 휴장되며 매매시간은 오전 9:15~11:30까지 오후 13:00~15:15까지이다. 그리고 정산가격으로 종가를 사용하는 한국과는 달리 인위적인 가격조정을 방지하기 위하여 마감 1시간 전 거래량 가중 평균가격을 사용하고 있다. 1계약의 규모는 CSI 300 주가지수에 300위안을 곱하여 산출된다.

CSI 300 주가지수는 도입한지가 얼마 되지 않기 때문에 아직까지 당국으로부터 세심한 감시와 규제를 받고 있다. 중국 국내의 개인투자자들이 주가지수 선물거래를 하기 위한 제공하는 기본예탁금은 50만 위안(약 9천만원)으로 KOSPI 200의 1500만원보다 약 6배가 높으며, 거래 증거금률은 12%로 되어 있다. 그리고 개인투자자들에게 거래코드를 별도로 부여하여 코드에 따라 헤지, 차익거래, 투기거래로 구분해서 계좌를 지정하도록 하

고 있다. 또한 개인투자자에게는 거래소에서 시행하는 시험을 80점 이상 기록하여야 함과 동시에 주가지수 모의선물거래 10일 이상과 20건 이상의 주문체결 실적이 있어야 한다. 또한 지난 3년간 10건 이상의 상품 선물거래의 기록도 있어야 한다.

기관투자자들도 마찬가지로 주가지수 선물의 투자한도에 제한을 받고 있다. 기관투자자의 최소 예탁금은 100만 위안으로 되어 있으며, 지수선물의 매수는 전체 자산규모의 10% 이내에서 지수선물 매도는 20% 이내에서 거래가 가능하도록 하였다. 그리고 초기에는 GFII(외국인적격기관투자자)가 주가지수선물거래에 참여하는 것이 허용되지 않았다. 이렇게 시장에 대해 다양한 규제를 한다는 것은 초기단계의 주가지수선물시장이 국내의 개인투자자나 외국인투자자를 위한 시장이라기보다는 국내의 기관투자자를 보호하기 위한 시장이라는 것을 의미한다. 따라서 초기단계에 있어 CSI 300 지수선물의 거래량은 KOSPI 200 지수선물에 버금가는 기록을 하고 있으나 CSI 300 지수선물의 가격은 현물시장만큼 시장에 유익한 정보를 제공하지 못할 수 있다.

<표 1> KOSPI 200 지수선물과 CSI 300 지수선물 비교

	한 국	중 국
기초지수	KOSPI 200	CSI 300
기초지수 계산	유동비율가중시가총액방식	유동비율가중 시가총액방식
기초지수 종목수	200개	300개
거래소	한국거래소	중국금융선물거래소
계약승수	50만원	300위안
명목대금	약 140,000,000원	약 900,000위안
최고가격변동폭	0.05p	0.2p
틱가치	25,000원	60위안
상장결제월	3, 6, 9, 12월	당월, 차월, 최근 2개 분기월
거래시간*	오전 09:30 ~ 11:30 오후 15:00 ~ 15:15	오전 09:15 ~ 11: 30 오후 13:00 ~ 15: 15
최종거래일 거래시간	오전 09:00 ~ 오후 14: 50	오전 09:15 ~ 오전 11: 30 오후 13:00 ~ 오후 15: 00
가격제한폭	상하 15%	상하 10%
증거금율	13.5%	12%
최종거래일	결제월 두 번째 목요일	결제월 세 번째 금요일
결제방식	현금결제	현금결제
정산가격	당일종가	평일:마감 1시간 거래량 가중평균가격 최종거래일:마감 2시간 산술평균가격
기본예탁금	1,500만원 내외	50만위안

주) 분석기간 동안 한국의 주식시장도 오전장과 오후장의 구분이 있었다.

#### IV. 연구방법

##### 1. 수익률의 선-후행관계

주가지수선물시장과 현물시장간의 가격발견의 동적관련성을 분석하기 위해 Chan(1992), Abhyankar(1995)가 실증적 연구에서 사용한 다중회귀모형을 사용한다.

$$R_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \mu_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot R_{f,t+k} + \eta_t \quad (2)$$

$R_{f,t}$  : t시점에서의 현물지수의 수익률  
 $R_{s,t}$  : t시점에서의 주가지수선물의 수익률  
 $\varepsilon_{s,t}$  : t시점에서의 현물지수 수익률의 잔차항  
 $\alpha$  : 상수항,  $\beta_k$  : 회귀계수,  $\mu_t$ 와  $\eta_t$  : 잔차항

위 모형의 시차계수  $\beta_k$ 에서 는 시

차를 나타내며 음(-)의 시차계수를 선행계수( $\beta_{-k}$ )라 하며, 양(+)의 시차계수를 후행계수( $\beta_{+k}$ )라 한다. 선행계수는 주가지수선물시장이 현물시장에 비해 시장정보의 반영속도가 빠르다는 것을 의미하며, 후행계수는 현물시장에서 시장정보의 반영속도가 빠르다는 것을 의미한다. 한편, Stoll & Whaley(1990)와 Chan(1992)은 S&P 500 지수선물의 가격발견기능에 관한 실증적 연구에서 현물지수에 포함되는 구성종목수가 많을수록 개별주식들의 호가차이와 비동시적 거래의 영향은 분산화로 인해 사라지므로 이들 요인들이 전체 포트폴리오에 미치는 영향력은 아주 미미하다고 주장하고 있다. 마찬가지로 KOSPI 200 지수의 경우에도 구성종목수가 비교적 많기 때문에 호가차이와 비동시적 거래가 실제 현물지수의 결정에 미치는 영향은 미미하다고 할 수 있다. 그리고 Chan(1992)의 경우와 같이 현물수익률에 대한 비동시적 거래의 영향을 통제하기 위해 AR모형의 수익률 잔차항인  $\varepsilon_{s,t}$ 을 현물수익률의 대응변수로 사용한다.

$$R^*_{s,t} = \mu_s + \sum_{k=1}^p \Phi_k \cdot R^*_{s,t-k} + \varepsilon_{s,t} \quad (3)$$

한편으로 수익률 시계열의 경우 이

분산성과 자기상관성이 존재하게 되면 OLS에 의한 회귀계수의 추정량은 모수추정에 불편성과 일관성을 가지지만 효율적 추정량은 되지 못한다. 따라서 시계열의 자기상관과 이분산성을 고려한 t값을 사용하여 회귀계수의 유의성을 검증하기 위해 회귀식의 추정 및 검증을 Newey & West(1987)의 이분산성과 자기상관성이 고려된 공분산행렬을 사용한다.

## 2. 수익률변동성의 선-후행관계

주가지수선물시장과 현물시장에서 발생하는 변동성의 동적관련성을 살펴보기 위하여 주가지수선물수익률 변동성의 시차변수들을 독립변수로 하고 현물수익률 변동성을 종속변수로 하는 다중회귀모형을 사용한다.

$$h_{s,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \nu_t \quad (4)$$

$$h_{\varepsilon,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \gamma_t \quad (5)$$

$h_{s,t}$  = 시점 t에서의 현물수익률의 변동성  
 $h_{f,t}$  = 시점 t에서의 주가지수선물수익률의 변동성  
 $h_{\varepsilon,t}$  = 시점 t에서의 현물수익률 잔차항의 변동성  
 $\alpha$  : 상수항,  $\beta_k$  : 시차계수  $\nu_t$ 와  $\gamma_t$  : 잔차항



수익률 변동성을 추정하기 위해 Grammatikos & Saunders(1986)가 제시한 로그수익률의 자승을 사용하여 양 시장 수익률의 무조건부 변동성을 추정한다. 또한 Schwert & Seguin(1990), Ng(1990), Lamoureux & Lastrapes(1990), 조담(1994), 이정도 & 안영규(1997) 등의 연구에서와 같이 수익률 시계열이 조건부 이분산성을 가진다는 전제하에서 GARCH모형이 가지는 한계점을 보완한 Nelson(1991)의 EGARCH모형을 사용하여 양 시장 수익률의 조건부 변동성을 추정한다. Abhyankar(1995)는 EGARCH (1,1)모형을 사용하여 조건부 변동성을 추정하였다. 따라서 본 연구에서도 EGARCH(1,1)모형을 사용하여 수익률변동성의 전이효과를 분석하기로 한다. 그리고 분석기간 동안 양 시장 간의 수익률 및 수익률 변동성의 동적관련성을 추가적으로 평가하기 위해 다음  $\chi^2$ -통계량을 이용한 WALD-검증을 실시한다.

$H_0(\chi^2_{lead})$  : 선행계수는 모두 0이다.

$$(\beta_{-1} = \beta_{-2} = \dots = \beta_{-k} = 0)$$

$H_0(\chi^2_{lag})$  : 후행계수는 모두 0이다.

$$(\beta_{+1} = \beta_{+2} = \dots = \beta_{+k} = 0)$$

## V. 실증분석

### 1. 자료

KOSPI 200 주가지수선물과 현물지수의 거래자료는 한국증권거래소를 이용하였다. 분석기간은 주가지수선물 시장이 개설된 1996년 5월 3일부터 1998년 6월 30일까지의 약 2년간으로 총 634일 거래일이 된다. 634일 거래일 중 현물시장의 경우는 632일의 거래일 그리고 IMF의 여파로 거래가 되지 않았던 주가지수선물시장의 경우는 589일의 거래일의 거래자료가 사용되었다. CSI 300 주가지수선물시장과 현물시장의 거래자료는 미국 블룸버그사에서 제공하였다. 분석기간은 주가지수선물시장이 개설된 2010년 4월 16일부터 2012년 7월 30일까지 약 2년 정도이다.

주가지수선물계약의 경우 최근월물의 거래빈도와 거래량이 가장 많기 때문에 모두 최근월물의 거래가격만을 이용하여 분석하였다. 그리고 주식시장의 비동시적 거래의 영향을 완화시키기 위해 5분 간격으로 관찰된 가격을 자연로그에 의한 상대적 변화율의 형태로 전환하여 분석에 사용하였다.

$$R_{s,t} = \ln\left(\frac{P_{s,t}}{P_{s,t-1}}\right),$$

$$R_{f,t} = \ln\left(\frac{P_{f,t}}{P_{f,t-1}}\right)$$

- $P_{s,t}$  : t시점에서 현물지수의 수익률,  
 $R_{f,t}$  : t시점에서 주가지수선물의 수익률  
 $P_{s,t}$  : t시점에서의 현물지수  
 $P_{f,t}$  : t시점에서의 주가지수선물가격

주가지수선물시장은 현물시장보다 15분 늦게 폐장되기 때문에 이 시간 동안에는 대응되는 현물지수가 없다. 따라서 주가지수선물에 관한 자료 중 현물시장이 폐장되는 시간까지의 자료를 사용한다.

그리고 여러 가지 시장요인에 의해 정상적인 거래가 이루어지지 않았던 거래일은 분석대상에서 제외시킨다. 종합적으로 정리하면, 한국의 경우 평균적으로 44개의 일중 5분 수익률을 사용하였으며, 관찰치는 현물의 경우 27896개 지수선물의 경우 25916개의 관찰치가 분석에 사용하였다. 그리고 중국의 경우 평균적으로 48개의 일중 5분 수익률이 사용되었으며, 현물과 지수선물 모두 28224개의 관찰치가 분석에 사용되었다.

본 분석에 앞서 <표 2>에 현물수

익률과 주가지수선물수익률에 관한 기초통계량들이 제시되어 있다. 한국시장의 경우 평균수익률은 모두 부(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 선물시장이 도입된 이후 국내 자본시장이 침체에 있다는 것을 나타낸다. 표준편차의 경우 IMF의 경제체제의 영향을 더 많이 받은 주가지수선물수익률의 표준편차가 현물수익률의 표준편차에 비해 더 크게 나타나고 있다. 이는 미국과 독일의 경우와 마찬가지로 주가지수선물시장이 현물시장보다 변동성이 더 높다는 것을 의미한다. 왜도와 첨도를 살펴보면 양시장의 일중수익률의 분포는 정규분포와 대체로 유사하다.

중국시장의 경우 자본시장이 2010년 글로벌 금융위기로부터 아직 회복하지 못하고 있는 관계로 모두 부(-)의 값을 나타내고 있다. 표준편차의 경우 한국과는 달리 양시장 모두 비슷한 정도를 나타내고 있다. 왜도와 첨도를 통해 분포를 살펴보면 한국과는 달리 약간 왼쪽으로 긴꼬리를 가지며 상당히 높은 고봉분포의 특징을 가지고 있다.

<표 2> 일중 현물수익률 및 일중 주가지수선물수익률의 기초통계량

통계량	한국		중국	
	현물수익률 <sup>a</sup>	선물수익률	현물수익률	선물수익률
관찰치수 <sup>b</sup>	27896	25916	28224	28224
평균	-0.000086	-0.000035	-0.000046	-0.000052
표준편차	0.0017	0.0024	0.0023	0.0025
왜도	0.1356	-0.0311	-0.751	-0.320
첨도 <sup>c</sup>	0.7380	0.6134	7.776	12.950
최소값	-0.018432	-0.022873	-0.024224	-0.025822
최대값	0.012726	0.018353	0.014573	0.019212

† 평균, 표준편차, 왜도, 그리고 첨도 등은 분석기간 동안의 일별 평균치이다.

a 현물지수와 주가지수선물지수의 5분수익률을 나타낸다.

b 전체거래일수 중 정상적인 거래가 이루어지지 않은 거래일은 분석에서 제외시켰다.

c 첨도값은 3을 초과한 값이다.

## 2. 분석결과

수익률의 선-후행관계에 관한 회귀분석의 결과가 <표 3>에 제시되어 있다.

### 2.1 수익률 선-후행관계

현물시장과 주가지수선물시장간의

<표 3> 현물수익률과 주가지수선물수익률간의 회귀분석

$$R_{s,t} = \mu_s + \sum_{k=1}^p \Phi_k \cdot R_{s,t-k}^* + \epsilon_{s,t}$$

시차	한국		중국	
	계수	t값	계수	t값
$\alpha$	-5.45E-05	-5.0684**	-4.60E-05	-3.1649**
$\beta_{-3}^a$	0.028426	3.3334**	0.003178	0.5016
$\beta_{-2}$	0.179151	23.0591**	-0.082365	1.5457
$\beta_{-1}$	0.326259	33.8369**	0.143601	3.4064**
$\beta_0$	0.249613	29.9181**	0.257234	26.1725**
$\beta_1$	-0.025662	-3.3003**	0.311867	27.2397**
$\beta_2$	-0.042733	-7.4070**	0.201987	16.6784**
$\beta_3$	-0.016323	-2.7183**	-0.017863	0.4537
$X^2_{lead}$	1375.341**		98.584**	
$X^2_{lag}$	63.67742**		782.746**	
$\chi^2$	0.470477		0.46	

† 시차(-3~+3)는 현물수익률과 선물수익률간의 교차상관관계 분석결과에 따른 것이다.

†  $\chi^2_{lead}$ ,  $\chi^2_{lag}$ 는  $\chi^2$ -통계량으로써 선행(후행)계수가 모두 0인지를 검정하는 통계량이다.

a 음(-)의 시차는 선행계수를 양(+)의 시차는 후행계수를 나타낸다.

\*\* 1% 유의수준에서 유의함. \* 5% 유의수준에서 유의함.

한국시장의 경우 분석기간 동안 거의 모든 회귀계수들이 유의한 것으로 나타났다. 그러나 선행계수( $\beta_k$ )와는 달리 후행계수( $\beta_k$ )는 비록 통계적 유의성을 가지고는 있으나 값의 크기와 부호를 고려할 때 특별한 경제적 의미는 없는 것으로 판단된다. WALT 검증결과에서도  $X^2_{lead}$ 와  $X^2_{lag}$  통계량들은 모두 유의하지만, 통계량의 크기를 살펴볼 때 주가지수선물수익률이 지속적으로 현물수익률에 선행하는 경향이 보다 강하다는 것을 보여주고 있다. 이러한 결과는 과거 15분전부터의 주가지수선물시장의 가격이 현재의 현물가격에 선행하여 영향을 미친다는 것을 의미한다.

중국시장의 경우 한국시장과는 정

반대의 결과를 나타내고 있다. 분석기간 동안 선행계수( $\beta_{-k}$ )보다는 후행계수( $\beta_k$ )가 통계적 유의성을 가지고 있는 것으로 나타나 현물시장의 가격이 주가지수선물시장의 가격에 선행하는 경향을 보여주고 있다. 이러한 결과는 WALT 검증결과에서도  $X^2_{lag}$ 이  $X^2_{lead}$  보다 큰 통계량 값을 가지고 있어 현물시장의 가격발견기능을 뒷받침하고 있다.

### 2.2 수익률변동성 선-후행관계

EGARCH(1,1)모형을 사용하여 추정한 양 시장의 수익률 변동성을 이용하여 회귀분석을 한 결과가 <표 4>에 제시되어 있다.

<표 4> EGARCH모형을 사용한 현물변동성과 주가지수선물변동성간의 회귀분석

시차	한 국		중 국	
	계 수	t값	계 수	t값
$\beta_3^a$	0.001508	8.0550**	0.005447	6.1029**
$\beta_{-2}$	0.029314	2.1911*	0.032143	1.5627
$\beta_{-1}$	0.041680	5.4206**	0.136521	5.1982**
$\beta_0$	0.112527	4.6170**	0.205763	4.9234**
$\beta_1$	0.066734	6.5193**	0.163047	5.8332**
$\beta_2$	0.027893	1.6579	0.143287	3.5974**
$\beta_3$	0.023601	2.3616*	-0.126631	3.3558**
$\beta_4$	0.002431	0.3333	-0.04278	-0.2708
$X^2_{lead}$	63.204**		42.275**	
$X^2_{lag}$	9.691*		37.653**	
$\rho^2$	0.22		0.23	

$$h_{\epsilon,t} = \alpha + \sum_{k=-\infty}^{\infty} \beta_k \cdot h_{f,t+k} + \gamma_t$$

† 시차(-3~+3)는 양시장 수익률자승에 대한 교차상관관계 분석결과에 따른 것이다.  
 †  $\chi^2_{lead}$   $\chi^2_{lag}$  는  $\chi^2$ -통계량으로써 선행(후행) 계수가 모두 0인지를 검정하는 통계량이다.  
 a 음(-)의 시차는 선행계수를 양(+)의 시차는 후행계수를 나타낸다.  
 \*\* 1% 유의수준에서 유의함. \* 5% 유의수준에서 유의함.

한국시장의 경우 분석기간 동안 선행계수들은 대부분 유의한 것으로 나타났다으나, 후행계수들은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 WARD 검정결과에서도  $\chi^2_{lead}$  통계량들은 유의하지만,  $\chi^2_{lag}$  통계량들은 일관성 약한 것으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성에 선행하여 영향을 미친다는 것을 의미한다.

중국시장의 경우 한국시장과는 달리 선행계수( $\beta_k$ )와 후행계수( $\beta_k$ ) 모두에서 계수값들이 통계적 유의성을 가지고 있다. 이는 어느 한 시장의 가격변동성이 일방적으로 다른 시장의 가격변동성에 영향을 미치는 것이 아니라 양 시장 간에는 강한 양방향(bi-direction)의 상호의존관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 WARD 검정결과에서도 나타나고 있다.

## VI. 요약 및 결론

본 연구에서는 약 2년 동안의 고빈도 자료를 이용하여 한국과 중국에서 주가지수선물시장이 개설된 이후 현

물시장과의 동적관련성에 어떠한 특징적 차이점이 있는지에 대해 분석하였다.

한국의 주가지수인 KOSPI 200의 경우 현물지수와 선물지수간의 시차변수를 이용한 다중회귀분석의 결과에서는 주가지수선물수익률이 현물수익률을 약 15분 정도 선행하는 것으로 나타났다. 이는 주가지수선물시장이 현물시장에 대해 가격발견기능을 수행하는 것을 의미한다. 다음으로 수익률 변동성의 선-후행관계를 살펴보기 위해 Nelson(1991)의 EGARCH모형을 사용하여 수익률의 변동성을 추정된 후 이를 갖고 분석한 결과 강하지는 않지만 주가지수선물수익률의 변동성이 현물수익률의 변동성을 선행하는 것으로 나타났다. 정리하면 한국의 경우 주가지수선물시장이 개설된 초기단계에서부터 다른 선진국의 경우와 비슷하게 선물시장과 현물시장 간에는 가격 및 가격변동성의 동적관련성이 존재하는 것으로 나타났다.

중국의 주가지수인 CSI 300의 경우 한국과는 다른 특징적 차이를 보여주고 있다. 우선 가격발견기능에 있어 현물시장이 주가지수선물시장에 선행하는 것으로 나타났다. 이러한 결과가

나타난 이유는 중국의 주가지수선물 시장의 구조적인 특징에 기인한다고 볼 수 있다. 중국의 경우 국내의 개인 투자자와 외국인 투자자들은 주가지수선물거래에 엄격한 규제를 받고 있다. 투자자들의 시장참여제한은 현물 시장에 비해 선물시장으로 유입되는 정보가 상대적으로 늦게 가격에 반영되는 결과를 초래하게 되어 주가지수선물시장의 가격발견기능을 약화시킨다. 따라서 주가지수선물시장의 개장 이후 현물지수가 급격하게 하락하게 된 원인으로 주가지수선물시장이 큰 역할을 했다고 판단하기는 힘들다. 변동성의 경우 현물시장과 주가지수선물시장 간에는 양방향의 상호의존성이 나타나고 있어 어느 한 시장의 일방적인 선행효과는 발생하지 않는 것으로 나타났다. 정리하면 중국이 주가지수선물을 도입한 직후 시장참여에 대한 여러 가지 제약으로 인해 충분한 정보전달 기능을 수행하지 못하는 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 갖고 있으며, 이에 따른 문제는 향후의 연구과제로 남겨두고자 한다.

첫째, 한국시장과 중국시장 모두 주가지수선물시장이 개설된 이후 약 2년의 짧은 기간을 대상으로 분석이 이루어졌으며 분석기간 동안 현물시장이 전반적으로 하락세에 있었기 때문에 연구결과를 일반적으로 단정 짓기에는 한계가 있다. 둘째, 주가지수

선물은 최근월물의 만기가 가까워짐에 따라 거래가 급격하게 증가하는 경향이 있다. 따라서 선물시장의 만기시점에서의 양 시장 간의 선-후행관계를 별도로 살펴볼 필요가 있다.

## 참고문헌

1. 박종해 · 서상구(2012), “중국주식시장의 시가갭이 한국주식시장의 장중 수익률과 변동성에 미치는 영향에 관한 연구,” *경영과 정보연구*, 제31권 제3호, pp.307-322.
2. 박종해 · 변영태 · 서상구(2008), “KOSPI 200 지수선물시장에서 변동성 전이 효과에 관한 연구,” *Journal of the Korean Analysis Society*, 제10권 제6호, pp.3361- 3372.
3. 서상구(2011), “한국국채선물시장에서의 가격발견기능에 관한 연구,” *경영정보연구*, 제30권 제2호, pp.257-275.
4. 이상구 · 옥기울(2012), “VKOSPI와 KOSPI 200 현선물간의 선도 지연 관계에 관한 연구,” *경영과 정보연구*, 제31권 제4호, pp.1-22.
5. 이정도 · 안영규(1997), “한국증권시장에서 주식수익률의 시계열상관과 조건부 분산,” *증권학회지*, 제20집, pp.105-136.
6. 이필상 · 민준선(1997), “주가지수선물 수익률과 현물수익률간의 일중 관계에 관한 연구,” *재무관리연구*, 제14권 제1호, pp.141-169.
7. 정재엽 · 서상구(1999), “주가지수선물시장과 현물시장간의 동적관련성에 관한 연구,” *재무관리연구*, 제16권 제2호, pp.337-364.
8. Abhyankar, A.H.(1995), “Return and Volatility Dynamics in the FT-SE 100 Stock Index and Stock Index Futures Markets,” *The Journal of Futures Markets*, Vol. 15, pp.457-488.
9. Admati, A.R. and P. Pfleiderer(1988), “A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp.3-40.
10. Chan, K.(1992), “A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, pp.123-152.
11. Chan, K., K.C. Chan and A. Karolyi(1991), “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Market,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 4, pp.657-684.
12. Chatrath, A., Christie-David, R., Dhanda, K. and Koch, T. (2002), “Index futures, leader-ship, basis behavior, and trader selectivity,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 22, pp.649-677.
13. Diamond, D.W. and R.E. Verrecchia(1987), “Constraints on Short-Selling and Asset

- Price Adjustment to Private Information,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 18, pp.277-311.
14. Ghosh, A. (1993), “Cointegration and error correction models: Intertemporal causality between index and futures prices,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 13, pp.193-198.
15. Grammatikos, T. and A. Saunders(1986), “Futures Price Variability: A Test of Maturity and Volume Effects,” *Journal of Business*, Vol. 59, pp.319-330.
16. Iihara, Y., K. Kato and T. Tokunaga(1996), “Intraday Return Dynamics between the Cash and the Futures Markets in Japan,” *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp.147-162.
17. Koutmos, K. and M. Tucker(1996), “Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets,” *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp.55-69.
18. Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes(1990), “Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects,” *The Journal of Finance*, Vol. 45, pp.221-230.
19. Lien, D. and Yang, L. (2006), “Spot-futures spread, time-varying correlation, and hedging with currency futures,” *Journal of Futures Market*, Vol. 26, pp.1019-1038.
20. Lien, D. and Yang, L. (2008), “Asymmetric effect of basis on dynamic futures hedging: Empirical evidence from commodity markets,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 32, pp.187-198.
21. Lo, A.W. and A.C. MacKinlay (1988), “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test,” *The Review of Financial Studies*, Vol. 1, pp.41-66.
22. Nelson, D.(1991), “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach,” *Econometrica*, Vol. 59, pp.347-370.
23. Newey, W.K. and K.D. West(1987), “A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, Vol. 55, pp.703-708.



24. Ng, L.K.(1990), "Tests of the CAPM with Time Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach," Working Paper, The Univ. of Texas at Austin,
25. Ng, L. and Wu, F. (2007), "The trading behavior of institutions and individuals in Chinese equity markets.," *Journal of Banking and Finance*, Vol. 31, pp.2695-2710.
26. Schwert, G.W. and P. Seguin (1990), "Heteroscedasticity in Stock Returns," *The Journal of Finance*, Vol. 45, pp.1129- 1156.
27. Shyy, G., V. Vijayraghavan and B.S. Quinn(1996), "A Further Investigation of Lead-Lag Relationship between the Cash Market and Stock Index Futures Market with the Use of Bid/Ask Quotes: the Case of France," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 16, pp.405-420.
28. Stoll, H.R. and R.E. Whaley (1990), "The Dynamics of Stock and Stock Index Futures Returns," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 25, pp.441-468.
29. Yang, J., Bessler, D.A. and Leatham, D. J. (2001), "Asset storability and price discovery of commodity futures markets: A new look." *Journal of Futures Markets*, Vol. 21, pp.279-300.

## Abstract

### The Intraday Lead-Lag Relationships between the Stock Index and the Stock Index Futures Market in Korea and China

Seo, Sang-Gu\*

Using high-frequency data for 2 years, this study investigates intraday lead-lag relationship between stock index and stock index futures markets in Korea and China. We found that there are some differences in price discovery and volatility transmission between Korea and China after the stock index futures markets was introduced.

Following Stoll-Whaley(1990) and Chan(1992), the multiple regression is estimated to examine the lead-lag patterns between the two markets by Newey-West's(1987) heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix(HAC matrix).

Empirical results of KOSPI 200 shows that the futures market leads the cash market and weak evidence that the cash market leads the futures market. New market information disseminates in the futures market before the stock market with index arbitrageurs then stepping in quickly to bring the cost-of-carry relation back into alignment. The regression tests for the conditional volatility which is estimated using EGARCH model do not show that there is a clear pattern of the futures market leading the stock market in terms of the volatility even though controlling nonsynchronous trading effects. This implies that information in price innovations that originate in the futures market is transmitted to the volatility of the cash market.

Empirical results of CSI 300 shows that the cash market is found to play a more dominant role in the price discovery process after the Chinese index started a sharp decline immediately after the stock index futures were introduced. The new stock index futures markets does not function well in its price discovery performance at its infancy stage, apparently due to high

---

\* Professor, Dept. of MIS, Catholic University of Pusan, sgseo@cup.ac.kr

barriers to entry into this emerging futures markets. Based on EGAECH model, the results uncover strong bi-directional dependence in the intraday volatility of both markets.

Key Words: KOSPI 200, CSI 300, price discovery, volatility transmission