

외환위기 전후의 KOSPI200 지수선물시장 투자자별 영향분석*

고 봉 찬**
김 희***

.....

1997년말 외환위기 당시 한국 주식시장이 경험한 대규모 주가하락의 진원에 대하여 흔히 외국인 투자자의 대규모 주식매도를 꼽지만, 선행 연구들에 의하면 이러한 외국인의 매도세력의 영향이 그리 크지 않았음을 보이고 있다. 다만 외국인 투자자들이 국내 선물시장을 통하여 현물 주식시장을 불안정하게 할 수 있다는 가능성에 대해서는 아직 직접적인 검증결과가 전무한 상황이다. 이에 본 연구에서는 국내 선물시장의 거래활동을 외국인, 기관, 개인으로 나누어 각 투자자별로 현물시장에 미친 영향을 심층 분석하고자 한다. 선물시장의 투자자별 가격공헌도를 측정하여 이를 현물시장과 함께 VAR 분석을 수행한 결과, 외환위기 당시 선물시장의 하락에 가장 큰 기여를 한 것은 개인투자자이며, 외국인 투자자의 기여도는 미미한 수준이며 외환위기 전후에 따라 큰 변동이 없었다. 기관투자자의 선물 가격공헌도는 외환위기 기간에 오히려 감소하였으며, 선물 가격공헌도를 통한 현물시장에의 영향력은 외환위기 이전에 비하여 감소한 것으로 분석되었다.

.....

I. 서 론

1997년말 한국 주식시장이 경험한 대규모 주가하락은 같은 해 아시아 각국이 경험한 금융시장 위기의 대표적인 예로서, 당시의 금융위기 진원과 책임 소재를 놓고 다양한 견해가 제시되어 왔다. 특히 외국인 투자자에 대한 책임소재 공방은 금융시장

*본 연구는 서울대학교 경영대학 경영연구소의 연구비 지원에 의하여 수행되었음.

**서울대학교 경영대학 교수

***한국산업은행

세계화를 반대하는 입장의 주요 논거로 활용된다는 점에서뿐만 아니라, 어느 한 그룹의 시장 참가자에게 금융위기의 책임을 전가하는 것이 과연 정당한가라는 점에서도 그 진위를 평가하는 것은 중요한 의미를 갖는다.

Choe, Kho and Stulz(1999)는 1997년말 한국의 외환위기 당시 외국인 투자자의 주식거래가 주식시장을 불안정하게 하거나 대규모 주가하락을 초래했다는 증거를 찾을 수 없다고 밝혔다. 그러나 1987년 10월 Black Monday 때 미국 뉴욕 증시의 대폭락과정에서 경험하였듯이 현물 주식시장과 밀접하게 연계되어 있는 선물시장의 연쇄반응이 주가 폭락과정을 가속화시킬 수 있음을 보였다. 따라서 한국 주식시장의 급락 과정에서도 과연 현물 주식시장과 밀접하게 연계되어 있는 선물시장이 어떠한 역할을 하였으며 이 과정에서 외국인 투자자의 역할은 어떠한지를 밝힐 필요가 있다. Ghysels and Seon(2000)은 한국의 외환위기 기간 중 선물시장에서 외국인 투자자의 추종거래(positive feedback trading)와 군집현상(herding)이 강화되었다는 점을 근거로 선물시장 내에서 외국인 투자자가 중요한 영향력을 행사하였다고 지적하였지만, 외국인 투자자의 선물거래가 현물 주식시장에 어떠한 영향을 주었는가에 대해서는 구체적인 분석이 제시되지 않고 있다. 따라서 본 논문에서는 외환위기 당시 현선물시장간의 관계에 대한 보다 정교한 분석을 수행하고, 외국인 투자자가 외환위기 당시에 선물거래를 통하여 주식시장을 교란시켰는가를 검증하고자 한다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제II장에서는 현선물시장간의 관계에 대한 기존 논문과 투자자별 거래 활동의 결과로 나타나는 가격변동 공헌도분석과 관련된 기존 연구내용을 소개한다. 제III장에서는 분석대상 데이터의 소개와 1997년 외환위기 전후의 현선물시장의 일반적인 통계량을 분석하며, 제IV장에서는 KOSPI200 지수선물시장에서 투자자별 가격공헌도를 분석한다. 제V장에서는 IV장에서 분석한 내용을 바탕으로 각 투자자별 선물거래 활동이 현물시장에 미친 영향을 VAR 분석을 통해 알아보고, 마지막으로 제VI장에서 결론을 제시한다.

II. 현선물 동학과 가격공현도에 관한 기존 연구

1. 현선물 동학

효율적인 자본시장에서는 새로운 정보가 현물시장에 뿐만 아니라 그를 기초자산으로 하는 선물시장에도 동시에 반영되어야 한다. 그러나 선물시장의 풍부한 유동성과 적은 거래비용, 공매도의 용이성 등은 선물시장이 현물시장을 선행할 수 있게 하는 중요한 요인이 되고 있으며, 또한 현물 주가지수 구성종목의 불빈번거래(*infrequent trading*)와 현물 주가지수 발표시점까지의 시간적 지연 등과 같은 기술적 요인들도 선물시장이 현물시장보다 더 효율적으로 가격발견기능을 수행하게 하는 요인으로 꼽히고 있다[Harris, 1989; Tse, 1999].

선물의 이론가격모형으로서 보유비용모형(*cost of carry model*)에 의하면, 현선물 간의 차익거래기회가 존재하지 않기 위해서는 선물가격과 현물지수는 보유비용 및 배당수익률 등을 고려하여 일정한 범위 내의 베이스를 유지하며 변화하게 된다. 즉 현물시장과 선물시장은 물리적으로는 분리되어 있지만 실질적으로는 하나의 시장을 형성하고 있는 것으로 볼 수 있으며, 서로 장기균형관계를 유지하고 수렴토록 하는 자동적인 오차수정 메커니즘이 시장 내에 존재한다고 볼 수 있다[Stoll and Whaley, 1990; Kleidon and Whaley, 1992]. 따라서 선물시장에서의 거래활동은 이러한 현선물 간의 자동적인 오차수정 메커니즘에 의하여 현물시장에 영향을 주게 된다. 이처럼 선물지수의 선행성과 오차수정 메커니즘을 고려하여 외환위기 동안에 현선물 시장에서 경험한 대규모의 가격하락에 대한 진원을 파악하고자, 본 연구에서는 투자자별로 선물거래 활동이 현물시장에 미친 영향을 분석하도록 한다.

2. 추종거래와 가격공현도

시장을 불안정하게 하는 투자자의 거래유형으로서 추종거래(*positive feedback trading*)가 자주 지적된다. 이것은 가격이 오를 때 따라서 사고 내릴 때 따라서 파는 거래유형으로서, 이론적으로 주식의 시장가격을 본원적인 가치로부터 이탈시켜 시장

을 불안정하게 하는 효과를 가지는 것으로 알려져 있다[De Long, Shleifer, Summers, and Waldmann, 1990]. 이러한 투자전략을 구사하는 투자자는 가격에 대한 과거추세가 앞으로 계속 이어질 것이라는 기대감(extrapolative expectations)을 바탕으로 하고 있으며, stop-loss orders(가격이 일정 수준 이하로 하락하면 자동으로 최우선 호가에 매도하도록 하는 주문) 또는 마진 콜에 의한 강제청산, 포트폴리오 인슈어런스 투자 전략 등을 사용하는 경우에도 나타날 수 있다. Ghysels and Seon(2000)은 한국의 97년 말 외환위기 당시 투자자별 가격형성 주문불균형(price-setting order imbalance)을 측정하여 외국인이 선물시장에서 추종거래를 하였음을 보이고, 이러한 사실을 근거로 외국인의 선물거래가 현물시장을 불안정하게 하였다고 결론지었다. 그러나 단순히 선물시장에서 외국인의 추종거래활동을 발견하였다는 것만으로 외국인의 선물 거래 활동이 현물시장을 불안정화시켰다고 단정지을 수는 없다. 특히 현물 지수가 급등락 하는 시기의 추종거래는 경제 전반에 대한 정보나 기대에 반응하여 이루어질 수도 있기 때문에, Choe, Kho, and Stulz(1999)가 보여준 것처럼 추종거래자가 반드시 시장을 불안정하게 한다고 단정할 수는 없다.¹⁾

이러한 관계를 정확히 측정하기 위해서는 선물시장에서 투자자별 거래활동이 선물 가격 변화에 기여한 정도를 정확히 측정할 수 있는 측정치가 필요하며, 그리고 이것이 현물 주식시장에 어떠한 영향을 주었는지 분석해야 한다. 즉 외국인이 선물시장에서 추종거래를 하였다 하더라도, 현선물가격의 형성과 변화에 크게 영향을 주지 못했다면, 외국인의 선물거래가 외환위기 당시의 현물시장을 불안정하게 한 것으로 결론지을 수 없다. 따라서 본 논문에서는 좀더 정확한 영향관계 파악을 위해 97년 외환위기 전후에 기관, 개인, 외국인별로 선물시장에서의 가격공헌도(price contribution)를 측정하고, 이것이 현물지수의 급등락에 어떠한 영향을 주었는가를 벡터자기회귀모형(VAR: vector autoregression)을 사용하여 분석하고 있다. 본 연구에서 사용하는 가격공헌도 측정치는 Barclay and Warner(1993)에 의하여 최초로 제시된 것으로서, 대규모 거래자가 정보 누출을 방지하기 위하여 거래주문을 소량으로 나누어 내는 경향이 있다는 은닉거래(stealth trading)가설을 검증하는데 사용되었다. 그 후 Chakravarty

1) Karolyi(1999)도 1997년 아시아 금융위기 당시 일본 주식시장에서 외국인의 현물 순매수 거래 활동이 주가에 유의적인 영향을 주지 않았음을 VAR 모형을 이용하여 보이고 있다.

(2001)는 Barclay and Warner의 방법을 이용하여 중규모의 거래가 가격변화에 가장 큰 영향을 미쳤음을 보임으로써 은닉거래가설을 지지하였다. 또한 Cao, Ghysels and Hatheway(2000)는 NASDAQ에서 개장 전 호가접수시간 동안에 딜러가 가격발견 기능을 수행하고 있다는 것을 가격공헌도를 측정하여 보여주었다.

III. 실증분석 결과

1. 분석 자료의 구성과 특성

본 논문에서 분석하고 있는 현선물자료는 IFB/KSE 선물옵션 거래자료를 이용하였으며, 표본기간은 현물지수가 급락하기 시작한 1997년 9월을 중심으로 전후 10개월을 포함하는 1996년 11월 1일부터 1998년 6월 30일까지의 총 485 거래일로 하였다. 분석 대상자료는 표본기간 동안 거래된 총 7개의 KOSPI200 지수선물 최근월물로 하였으며, 선물 만기일효과를 제거하기 위하여 만기일이 포함된 주일에는 그 다음 최근월물로 롤오버하여 분석하였다.²⁾

표본기간 동안 현물 주식거래는 평일 오전 9시 30분~11시 30분, 오후 1시~3시, 오후 3시 10분~3시 40분에 이루어졌으며, 이 중 오후 2시 50분~3시까지는 장 마감 동시호가시간으로 거래가 없으며, 오후 3시 10분~3시 40분은 장 마감 후 종가로 거래되는 시간외거래이다. 선물거래는 평일 오전 9시 30분~11시 30분, 오후 1시~3시 15분에 이루어졌는데, 마지막 10분 동안에는 장 마감 동시호가시간으로 거래가 없으며, 현물거래와 달리 장 마감 후 시간외거래는 없다(현선물시장 모두 토요일에는 오후장이 없었음). 이와 같은 이유로 일중 거래자료 분석에서는 현선물의 거래시간이 일치하지 않는 마지막 25분을 제거하여 평일 2시 50분과 토요일 11시 20분까지의 거래자료를 이용하여 분석을 수행하였으며, 일별 거래자료 분석에서는 현물수익률을 구할 수 있는 오후 3시까지의 거래자료를 이용하였다. 또한 선물시장 개장 직전인 오

2) KOSPI200 지수선물의 만기일은 3월, 6월, 9월, 12월의 둘째 주 목요일이며, 표본 기간에 거래된 최근월물 7개의 만기일은 각각 96/12/12, 97/3/13, 97/6/12, 97/9/11, 97/12/11, 98/3/12, 98/6/11이다.

전 8시~9시 30분까지 접수된 동시호가는 단일가로 체결되므로 가격공헌도 측정에 영향을 주지 않기 때문에 이러한 체결자료는 VAR분석에서 제외하였다.

실증분석에 사용된 현선물의 수익률은 일중 분석에서는 거래시간을 5분 간격으로 나누어 매 구간의 마지막 선물거래의 선물가격과 이 때의 분 단위 KOSPI200 현물지수를 이용하여 각각 로그수익률로 계산하였으며, 일별 거래자료 분석에서는 현물거래시간을 고려하여 오후 3시 직전 마지막 선물거래의 선물가격과 이 때 관찰된 분 단위 KOSPI200 현물지수를 사용하여 각각 로그수익률로 계산하였다. IFB/KSE 선물옵션 거래자료는 일중에 발생한 모든 거래에 대해 거래시간, 가격, 체결수량, 주문수량 뿐만 아니라 투자자 유형에 대한 정보를 담고 있기 때문에 본 논문에서는 이 정보를 이용하여 투자자를 기관, 개인, 외국인으로 분류하여 각 투자자별 일별 및 일중 매수·매도량과 가격공헌도를 구하였다.

〈표 1〉은 분석 대상자료의 기초통계량을 보여주고 있는데, 외환위기 이전에 비하여 외환위기 기간에 현물지수(KOSPI200지수)와 선물가격 모두 평균 약 20포인트 정도가 하락하였고, 수익률의 표준편차도 2배 정도 증가하여, 이 기간에 시장의 하향 불안정화 현상이 있었음을 확인할 수 있다. 특히 개인의 선물거래가 크게 증가하여 최대 거래자가 된 반면 외국인의 선물거래량도 2배 이상 증가하기는 하였으나 전체 거래량 중에서 차지하는 비중이 5% 미만으로서 거래량 자체로 보면 외국인의 선물거래가 현물시장에 영향을 주기에는 개인이나 기관의 거래량에 비해 상대적으로 적었음을 알 수 있다. 순매수량을 보면 평균적으로 기관이 외환위기 이전의 순매수에서 외환위기 기간 중에 순매도로 전환하였고 개인은 최대 순매수자가 되었다. 특히 외국인은 거래량이 상대적으로 작음에도 불구하고 외환위기 기간 중에 평균적으로 최대 순매도자가 됨으로써 선물시장의 하락에 어느 정도 영향을 주었을 가능성을 내포하고 있다.

〔그림 1〕은 표본기간 동안 투자자별 일별 순매수량을 누적하여 계산한 누적순매수량의 추이를 보여주고 있다. 외국인의 경우 일별 거래량 비중이 작음에도 불구하고 현물지수가 급락하기 시작한 97년 10월부터는 누적순매수량이 매도로 전환되어 98년 1월 말 이후부터는 누적순매도의 규모가 지속적으로 커지고 있음을 알 수 있다. 이와는 대조적으로 국내 기관과 개인 투자자들의 누적순매수량 합계는 98년 1월 말까지 양수로 나타나고 있으며, 특히 개인 투자자들의 누적순매수량은 그 이후에도 꾸준히

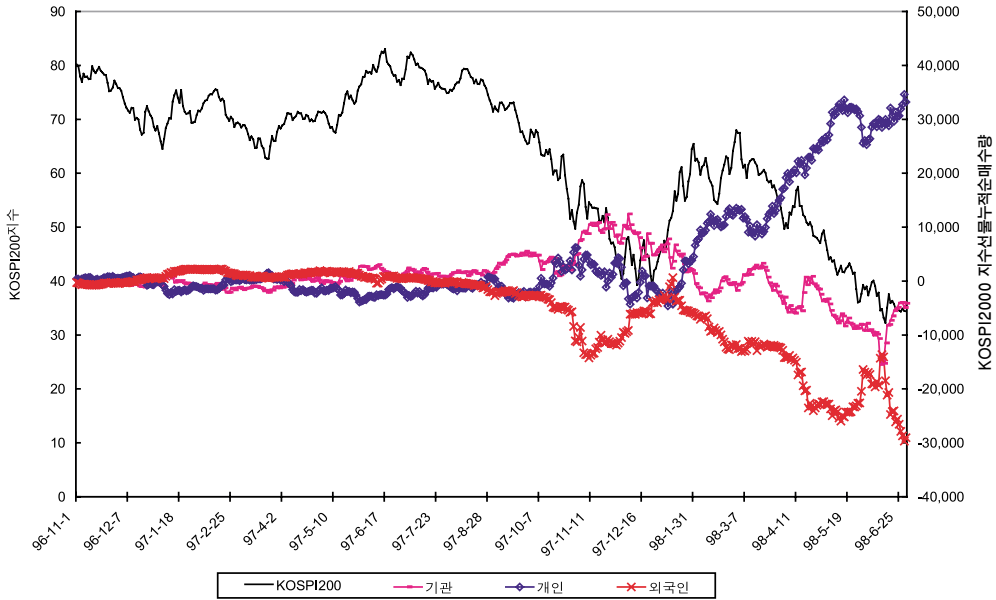
〈표 1〉 KOSPI200 지수선물의 투자자별 거래량 일별 통계

최근월물 KOSPI200 지수선물 거래자료를 이용하였음. 아래에서 Cash는 KOSPI200 현물지수, Futures는 KOSPI200 선물가격, Ret_C는 현물지수 로그수익률, Ret_F는 선물가격 로그수익률, Vol은 일별 거래량(계약수), Trd는 일별 거래수를 나타냄. 또한 INS_S, INS_B, INS_N은 기관의 선물 매도량, 매수량, 순매수량을 각각 나타내며, IND_S, IND_B, IND_N과 FOR_S, FOR_B, FOR_N은 각각 개인과 외국인의 선물 매도량, 매수량, 순매수량을 나타냄.

변수	외환위기 이전 (1996/11/1~1997/8/31)				외환위기 기간 (1997/9/1~1998/6/30)			
	평균값	표준편차	최소값	최대값	평균값	표준편차	최소값	최대값
Cash	73.58	4.59	62.70	83.00	53.16	10.52	32.26	73.13
Futures	73.69	6.03	61.30	85.70	52.91	11.61	31.10	75.00
Basis (F-C)	0.11	1.70	-3.41	3.33	-0.25	1.99	-5.98	4.26
Ret_C (%)	-0.03	1.39	-4.04	5.59	-0.31	3.36	-9.04	8.27
Ret_F (%)	-0.04	1.71	-5.89	6.56	-0.33	3.93	-14.87	9.76
Vol	6,121.62	2,813.03	840	18,103	30,212.98	17,168.46	111	92,936
Trd	1,617.75	601.88	258	3,871	7,524.77	3,773.27	111	18,332
INS_S	4,433.53	1,921.04	562	11,502	14,814.39	8,116.57	1	41,323
IND_S	1,485.79	1,009.78	156	6,071	14,336.44	8,944.81	68	45,369
FOR_S	202.14	140.94	7	983	1,057.08	1,074.25	0	7,296
INS_B	4,438.63	1,916.67	576	11,853	14,791.34	8,188.26	0	45,144
IND_B	1,488.72	1,039.68	144	6,409	14,471.45	8,997.95	70	45,964
FOR_B	194.06	138.41	0	916	945.29	929.88	0	6,606
INS_N	5.10	327.86	-1,097	1,021	-23.05	1,112.93	-4,802	4,219
IND_N	2.93	330.72	-937	1,406	135.01	1,167.97	-4,065	3,310
FOR_N	-8.08	150.65	-715	509	-111.79	987.56	-4,416	5,023

증가하고 있어 외국인의 지속적인 매도로 인한 가격하락 압력을 상당히 흡수하였던 것으로 판단된다. 이러한 양상은 특정 투자자가 추종거래를 하더라도 그러한 거래의 영향을 흡수할 만한 다른 투자자의 거래활동이 있다면 시장교란현상이 발생하지 않는다는 Choe, Kho and Stulz(1999)의 주장에 부합하는 것이다.

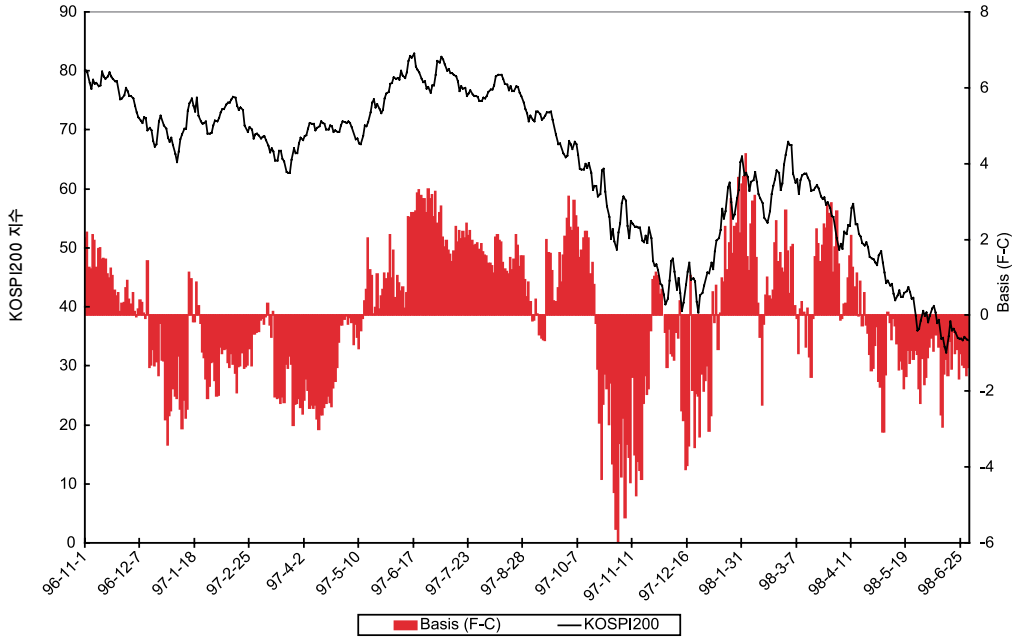
한편 [그림 2]에서는 표본기간 동안의 선물가격과 현물지수의 차이로 계산된 베이스(F-C)의 추세를 나타내주고 있다. 외환위기가 심화되던 97년 10월부터 12월까지 선물가격이 저평가되는 백워드이션 현상이 심각했음을 보여주고 있으나, 97년 6월 이



(그림 1) KOSPI200 지수선물 투자자별 누적순매수량과 현물지수

전에도 이러한 저평가 현상이 지속되었다는 점을 감안할 때 1987년 뉴욕증시에서와 같은 현선물시장간 폭포효과(cascade effect), 즉 현선물간 균형 붕괴로 인한 급격한 동반폭락현상은 없었던 것으로 판단된다. 더욱이 국내에서는 KOSPI200 지수선물이 1996년부터 거래되기 시작하여 97년 말의 외환위기 당시까지만 해도 포트폴리오 보험전략이나 지수차익거래전략과 같이 폭포효과를 초래할 만한 선물거래전략이 활발하지 않았다는 점을 상기할 필요가 있다. 따라서 외환위기 동안의 대규모 추가하락은 현선물간의 폭포효과와 같은 단기간에 이루어진 것이라기 보다는 외환위기 전후 기간에 걸쳐 누적되어 온 것이라고 할 수 있다. 이러한 이유로 본 연구의 제IV장에 나오는 VAR분석은 외환위기 기간 중 현선물간 균형의 급격한 붕괴는 없었다는 가정에 이루어졌다.

〈표 2〉는 5분 단위 현선물 수익률간의 자기상관(autocorrelation)계수를 나타낸다. 현물 수익률은 외환위기 전후 모두에서 강한 자기상관을 나타내고 있는데, 이것은 현물지수 구성종목들의 비동시적 거래(non-synchronous trading)로 인하여 현물지수가 진부화되는 현상에 기인하는 것이다. 반면 선물 수익률의 자기상관은 두 기간 모두에



[그림 2] 1997년 이후의 베이스스 변화 추이

서 현물 수익률에서보다 훨씬 약하게 나타나고 있어 선물가격의 진부화 문제는 크지 않음을 알 수 있다. 주목할 점은 현선물 모두 외환위기 기간의 수익률 자기상관정도가 외환위기 이전과 비교하여 약화되었음을 알 수 있는데, 이는 외환위기 기간에 오히려 현선물가격이 시장에 들어 오는 정보에 더 민감하게 반응하면서 시장이 더욱 효율적으로 되었음을 나타내는 것이다. 한편 표에는 보고되지 않았으나 현선물 수익률 간의 교차상관관계(cross-autocorrelation)를 계산한 결과, 선물 수익률이 양 기간 모두에서 현물 수익률을 선행하는 것으로 나타남으로써 선물시장이 현물시장을 선행한다는 결과를 지지해주고 있다.

2. 투자자별 선물 가격공헌도 분석 결과

투자자별 선물 가격공헌도(price contribution)는 일정 기간 동안 각 투자자의 선물 거래가 선물가격 변화에 공헌한 정도를 측정하는 수단으로서, 해당 기간의 모든 선물

〈표 2〉 5분 단위 현선물 수익률간의 자기상관계수

아래 표는 5분 단위 현선물 수익률간 자기상관계수와 Ljung-Box Q-statistics를 보여주고 있음. Ljung-Box Q-statistics는 k-th lag까지의 자기상관계수 모두가 유의한지 여부를 검증하는 통계량으로서 $\chi^2(k)$ 분포를 따름. *는 5% 유의수준에서 유의함을 의미함.

Lag(k)	현물 수익률				선물 수익률			
	외환위기 이전		외환위기 기간		외환위기 이전		외환위기 기간	
	자기상관	Q-stat(k)	자기상관	Q-stat(k)	자기상관	Q-stat(k)	자기상관	Q-stat(k)
1	0.360*	1,320.3*	0.198*	366.7*	0.049*	24.1*	0.024*	5.5*
2	0.205*	1,746.7*	-0.030*	374.8*	0.032*	34.5*	0.011	6.7*
3	0.046*	1,768.4*	-0.094*	457.7*	-0.004	34.7*	-0.021*	10.9*
4	-0.056*	1,800.6*	-0.052*	483.0*	-0.027*	41.9*	-0.019*	14.4*
5	-0.069*	1,848.7*	0.008	483.6*	-0.014	43.8*	0.007	14.8*
6	-0.086*	1,924.2*	0.032*	493.0*	-0.013	45.5*	-0.003	14.9*
7	-0.058*	1,957.9*	0.020*	496.9*	0.016	48.2*	-0.002	15.0*
8	-0.039*	1,973.4*	0.005	497.1*	0.015	50.5*	0.012	16.3*
9	-0.012	1,974.8*	-0.006	497.4*	0.019*	54.2*	-0.014	18.2*
10	0.001	1,974.8*	0.009	498.2*	-0.001	54.2*	0.003	18.3*

거래를 투자자별로 구분하여 각 투자자에게 귀속되는 가격변화가 해당 기간의 선물 가격변화에서 차지하는 비중으로 계산하게 된다. 이렇게 선물가격 변화에 대한 공헌도를 각 투자자별로 구분하여 계량화함으로써 거래량만으로는 파악하기 힘든 각 투자자별 선물거래활동에 의한 현물가격 변동에의 영향을 보다 정확하게 파악할 수 있다.

본 연구에서는 표본기간 동안의 선물거래 시간대를 5분 단위로 나누어 평일에는 9:30~9:35, 9:35~9:40, ..., 11:25~11:30, 13:00~13:05, ..., 14:45~14:50의 46개 구간으로, 토요일에는 9:30~11:20분까지 22개의 구간으로 나누어서 분석하였다. 또한 모든 거래를 가격형성거래(price-setting trade)의 관점에서 매수 또는 매도의 어느 한 방향으로 구분하였으며, 그것의 투자자 유형코드에 의거하여 그 거래를 해당 투자자의 매수 또는 매도 가격형성거래(buy or sell price-setting trade)로 분류하여 아래 식 (1), (2), (3)과 같이 정의된 투자자별 가격공헌도를 구하였다.³⁾ 이때 매수 가격형성

3) 가격형성거래(price-setting trade)는 상대방의 매입 또는 매도주문이 기다리고 있는 상태에서

거래는 매도주문이 기다리고 있는 상태에서 매수주문이 접수되어 체결된 거래(즉, 매수주문을 낸 투자자에 의해 가격이 형성되는 거래)이며, 매도 가격형성거래는 매수주문이 나온 후 매도주문에 의해 체결된 거래(즉, 매도주문을 낸 투자자에 의해 가격이 형성되는 거래)를 의미한다.

먼저 t 일의 5분 단위 구간 i 에서 투자자 j 의 가격공헌도(price contribution)는 아래와 같이 정의된다.

$$PC_{i,t}^j = \frac{\sum_{n=1}^{N_i} \Delta P_{i,t}^n I_{n,j}}{|\Delta P_t|} \quad (1)$$

여기서 ΔP_t 는 t 일의 가격변화, N_i 는 i 번째 구간의 총 거래수, $\Delta P_{i,t}^n$ 는 i 번째 구간의 n 번째 거래에 의한 가격변화, $I_{n,j}$ 는 n 번째 거래가 j 투자자의 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 결국 위 식 (1)은 매수(+)와 매도(-) 가격공헌이 서로 상쇄되어 순가격공헌도의 의미를 담게 되며, 분모에 있는 t 일의 가격변화가 0 또는 아주 작은 값을 가질 경우에는 분자 값이 적더라도 순가격공헌도 값은 무한대 또는 매우 큰 값을 갖게 되는 모순을 갖는다.

따라서 가격공헌도의 값이 일정한 경계 내의 값(예, 0~100%)을 갖게 하기 위해서는 매수와 매도를 서로 상쇄시키지 말고 아래 식 (2)와 (3)과 같이 매수와 매도 가격공헌도를 따로 계산하는 대체적인 방법을 고려할 필요가 있다. 즉 t 일의 5분 단위 구간 i 에서 투자자 j 의 매수 가격공헌도(buy price contribution)는

$$PCB_{i,t}^j = \frac{\sum_{n=1}^{N_i} \Delta P_{i,t}^n I_{n,j} S_n^+}{\sum_{m=1}^{N_T} \Delta P_t^m S_m^+} \quad (2)$$

와 같이 정의된다. 여기서 N_T 는 t 일의 총거래수, ΔP_t^m 는 t 일의 m 번째 거래에 의한 가

거래가 체결되게 하는 반대편 주문을 의미하며, 일반적으로 모든 거래의 매입과 매도측 중에서 나중에 접수된 주문이 이에 해당하게 됨. IFB/KSE 거래자료에는 모든 주문의 접수시간과 매입 또는 매도 여부가 기록되어 있기 때문에 가격형성거래를 구분하는 것이 가능하지만, 그렇지 않을 경우에는 Lee and Ready(1992)의 알고리즘을 이용하여 측정하게 됨.

격 변화, S_n^+ 는 i 구간의 n 번째 거래가 매수 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수, S_m^+ 는 t 일의 m 번째 거래가 매수 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수, $I_{n,j}$ 는 n 번째 거래가 j 투자자의 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 마찬가지로 매도 가격공헌도는 아래와 같이 정의된다.

$$PCS_{i,t}^j = \frac{\sum_{n=1}^{N_i} \Delta P_{i,t}^n I_{n,j} S_n^-}{\sum_{m=1}^{N_T} \Delta P_t^m S_m^-} \quad (3)$$

여기서 N_T 는 t 일의 총거래수, ΔP_t^m 는 t 일의 m 번째 거래에 의한 가격변화, S_n^- 는 i 구간의 n 번째 거래가 매도 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수, S_m^- 는 t 일의 m 번째 거래가 매도 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수, $I_{n,j}$ 는 n 번째 거래가 j 투자자의 가격형성거래이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수이다. 이처럼 가격공헌도를 매수와 매도에 대하여 각각 측정함으로써 서로 다른 투자자의 가격공헌도 측정치간의 비교 가능성이 한층 높아질 뿐만 아니라, 선물시장에서의 매수 가격형성거래와 매도 가격형성거래가 현물시장에 비대칭적인 영향을 줄 수 있다는 점을 고려해준다는 장점이 있다. 따라서 이러한 매수 및 매도 가격공헌도를 사용하여 벡터 자기회귀모형에 의한 분석을 수행하는 것이 본 연구의 목적상 더 적절한 것으로 판단된다.

〈표 3〉은 선물거래 자료를 이용하여 계산한 일별 가격공헌도에 대한 요약통계량을 제시하고 있다. 앞에서 이미 언급한 것처럼 식 (1)에 의하여 계산된 가격공헌도는 일정한 경계 값이 없이 매우 큰 양 또는 음의 특이치(outliers)를 갖고 있어 투자자간 비교를 할 때 이들 특이치들로 인하여 왜곡된 결과를 얻게 될 가능성이 존재한다. 예컨대, 기관투자자의 가격공헌도는 외환위기를 전후로 평균 9.16%에서 -55.52%의 음수로 전환되었으며, 개인투자자는 -2.25%에서 81.8%의 양수로 급증하였으며, 외국인투자자는 -6.2%에서 -37.78%로 하락한 것으로 나타나고 있는데, 이들 측정치들은 최대, 최소값에서 알 수 있는 바와 같이 매우 큰 양 또는 음의 특이치들에 의해 영향을 받아 왜곡된 결과를 낳을 가능성이 있으므로 이후의 분석에서는 제외하기로 한다. 반면 식 (2)와 (3)과 같이 매수와 매도 각각에 대하여 가격공헌도를 구하게 되면 일정

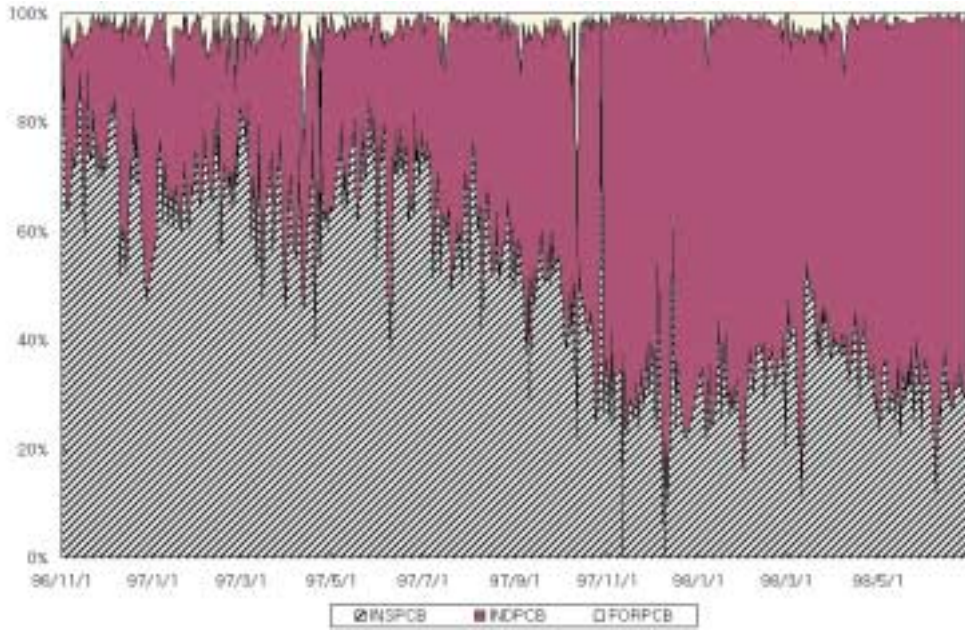
〈표 3〉 일별 선물 가격공헌도 요약통계량(%)

아래의 가격공헌도는 식 (1), (2), (3)에 의하여 계산하였으며, 일간 가격변화가 없었던 날은 가격공헌도 분석에서 제외하였음. INS_PC: 기관투자자에 의한 가격공헌도, IND_PC: 개인투자자에 의한 가격공헌도, FOR_PC: 외국인 투자자에 의한 가격공헌도; INS_PCB: 기관투자자에 의한 매수 가격공헌도, IND_PCB: 개인투자자에 의한 매수 가격공헌도, FOR_PCB: 외국인 투자자에 의한 매수 가격공헌도; INS_PCS: 기관투자자에 의한 매도 가격공헌도, IND_PCS: 개인투자자에 의한 매도 가격공헌도, FOR_PCS: 외국인 투자자에 의한 매도 가격공헌도.

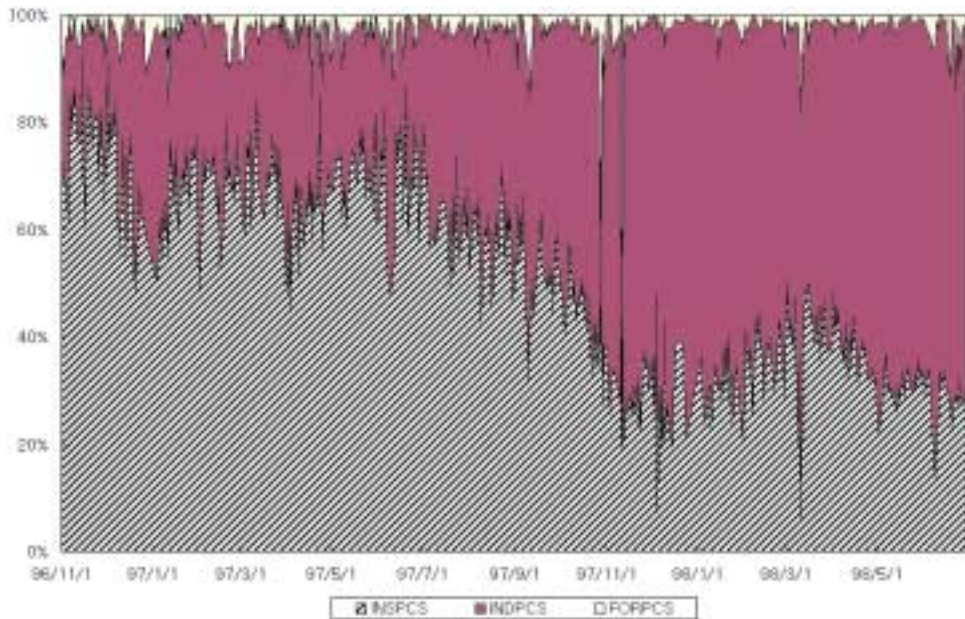
변수	외환위기 이전					외환위기 기간				
	평균값	표준편차	최소값	최대값	중간값	평균값	표준편차	최소값	최대값	중간값
INS_PC	9.16	303.78	-2,500.00	1,349.00	-4.60	-55.52	948.48	-7,900.00	7,599.00	-2.50
IND_PC	-2.25	302.16	-1,299.00	2,800.00	-6.27	81.80	10,216.15	-7,699.00	13,550.00	4.88
FOR_PC	-6.20	94.37	-450.00	340.00	0.00	-37.78	552.87	-6,150.00	2,100.00	-10.00
INS_PCB	67.22	9.62	37.81	93.75	68.15	36.20	10.43	0.00	62.85	35.59
IND_PCB	29.82	9.54	3.12	57.14	29.05	61.25	10.19	16.67	87.85	61.89
FOR_PCB	2.98	3.85	-13.33	31.58	2.41	2.52	5.90	0.14	83.33	1.48
INS_PCS	67.14	9.43	42.86	92.59	67.85	36.71	9.52	5.86	65.59	35.66
IND_PCS	30.03	9.43	5.94	57.14	29.28	60.76	9.46	33.33	80.91	61.78
FOR_PCS	2.82	2.76	-9.62	15.56	2.38	2.50	2.75	0.00	18.54	1.63

한 경계 내에서 값을 갖게 되므로 투자자간 비교가 더 의미 있게 된다. 먼저 기관투자자의 경우 매수 가격공헌도는 외환위기를 전후로 평균 67.22%에서 36.2%로 하락하였으며, 매도 가격공헌도도 비슷한 수준으로 하락하여 외환위기 기간 중 기관투자자에 의한 선물거래가 선물가격형성에 미친 영향이 크게 줄어들었음을 알 수 있다. 외국인의 경우에는 매수 가격공헌도가 평균 2.98%에서 2.52%로 소폭 감소하였으며, 매도 가격공헌도도 2.82%에서 2.5%로 감소하여 외환위기 기간 중 외국인의 선물거래에 의한 선물시장 가격변동이 비교적 작았음을 알 수 있다. 한편 개인의 경우에는 매수 가격공헌도가 외환위기 이전의 29.82%에서 외환위기 기간 중 61.25%로 크게 증가하였으며, 매도 가격공헌도도 30.03%에서 60.76%로 크게 증가하여 외환위기 기간 중 개인투자자에 의한 선물거래가 선물가격 형성에 가장 큰 기여를 하였음을 알 수 있다.

[그림 3]은 KOSPI200 지수선물의 투자자별 매수 가격공헌도의 변화추이를 보여주고 있는데, 각 투자자의 매수 가격공헌도는 해당 영역으로 나타나고 있으며, 투자자



[그림 3] KOSPI200 지수선물의 투자자별 매수 가격공헌도 변화 추이



[그림 4] KOSPI200 지수선물의 투자자별 매도가격공헌도 변화 추이

별 매수 가격공헌도의 총합은 100%가 된다. 그림에서 보는 바와 같이 외환위기가 심화되던 97년 9월부터 12월까지 개인투자자에 의한 매수 가격공헌도가 약 30~40% 수준에서 60% 정도로 지속적으로 증가하였음을 알 수 있다. 반면 기관투자자의 매수 가격공헌도는 동기간에 현저히 감소하고 있으며, 외국인의 경우에는 외환위기 기간 이전과 비교하여 큰 변화가 없었음을 알 수 있다. 투자자별 매도 가격공헌도의 변화 추이를 보여주는 [그림 4]도 [그림 3]과 비슷한 추이를 보이고 있어 외환위기 기간 중 KOSPI200 지수선물시장에서 매수 및 매도 양방향의 가격형성에 가장 큰 기여를 한 투자자는 개인투자자이었음을 알 수 있다.

이처럼 선물시장에서의 투자자별 매수 또는 매도 가격공헌도의 일별 패턴은 외국인 투자자의 영향력이 일반적으로 생각하던 것보다 훨씬 적은 수준이었음을 알려주고 있다. 다음으로 외국인 투자자의 선물거래가 현선물 가격변화에 얼마만큼의 영향을 주었는지를 구체적으로 측정해보기 위하여, 5분 단위로 측정된 현선물의 수익률과 투자자별 선물 매수 및 매도 가격공헌도 측정치를 이용하여 아래와 같은 회귀분석을 일별로 수행한 후, 전체 거래일에 대한 요약통계량을 <표 4>에 제시하였다.

$$\begin{aligned} \text{RET}_F = & \beta_0 + \beta_1 \text{INS_PCB} + \beta_2 \text{IND_PCB} + \beta_3 \text{FOR_PCB} + & (4) \\ & + \beta_4 \text{INS_PCS} + \beta_5 \text{IND_PCS} + \beta_6 \text{FOR_PCS} + \varepsilon_f \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{RET}_C = & \beta_0 + \beta_1 \text{INS_PCB} + \beta_2 \text{IND_PCB} + \beta_3 \text{FOR_PCB} + & (5) \\ & + \beta_4 \text{INS_PCS} + \beta_5 \text{IND_PCS} + \beta_6 \text{FOR_PCS} + \varepsilon_c \end{aligned}$$

<표 4>의 선물 수익률에 대한 회귀분석 결과를 살펴보면, 각 투자자의 매수가격공헌도의 회귀계수는 양의 값을 가지고 매도가격공헌도의 회귀계수는 음의 값을 가져, 매수가격형성거래는 선물가격을 상승시키고 매도가격형성거래는 선물가격을 하락시키게 된다는 것을 확인할 수 있다. 또한 투자자별로 가격공헌도의 회귀계수 값이 비슷하여 모든 투자자의 가격형성거래가 선물 수익률에 비슷한 정도의 영향을 주었음을 알 수 있는데, 외국인 투자자의 가격공헌도의 회귀계수에 대한 t-value는 다른 투자자에 비해 상대적으로 낮아서 외국인의 영향력이 비교적 낮았음을 다시 한번 확인해주고 있다.

〈표 4〉 5분 단위 현선물 수익률과 투자자별 가격공헌도의 일별 회귀분석 요약 통계량

		Intercept	INS_PCB	IND_PCB	FOR_PCB	INS_PCS	IND_PCS	FOR_PCS	Adj.R ²
선물 수익률에 대한 회귀분석 결과									
외환위기 이전	mean	-0.004	0.122	0.125	0.115	-0.122	-0.122	-0.126	0.708
	(t-val)	(-0.08)	(16.86)	(10.87)	(3.54)	(-17.83)	(-10.59)	(-4.48)	
	stdev	0.050	0.069	0.073	0.192	0.059	0.073	0.207	0.240
	max	0.273	0.456	0.416	0.969	-0.025	0.052	1.095	1.000
	min	-0.330	-0.003	0.017	-1.456	-0.320	-0.493	-1.484	-0.058
	median	-0.001	0.114	0.113	0.103	-0.114	-0.109	-0.102	0.770
외환위기 기간	mean	0.011	0.956	0.916	0.841	-0.941	-0.935	-0.935	0.596
	(t-val)	(0.15)	(11.36)	(11.49)	(2.90)	(-11.55)	(-11.70)	(-3.01)	
	stdev	0.192	0.625	0.624	1.099	0.608	0.609	1.310	0.322
	max	1.442	2.846	3.460	4.709	0.596	0.808	5.632	0.997
	min	-0.713	-0.392	-0.965	-3.762	-2.992	-2.859	-9.563	-0.624
	median	0.007	0.887	0.864	0.826	-0.897	-0.884	-0.876	0.665
현물 수익률에 대한 회귀분석 결과									
외환위기 이전	mean	-0.017	0.046	0.061	0.079	-0.041	-0.048	-0.051	0.067
	(t-val)	(-0.42)	(2.49)	(2.07)	(0.77)	(-2.42)	(-1.70)	(-0.61)	
	stdev	0.057	0.036	0.055	0.187	0.027	0.054	0.237	0.154
	max	0.185	0.184	0.284	0.921	0.021	0.159	1.253	0.547
	min	-0.237	-0.036	-0.099	-0.878	-0.132	-0.296	-1.475	-0.281
	median	-0.008	0.037	0.053	0.058	-0.036	-0.046	-0.040	0.034
외환위기 기간	mean	-0.018	0.332	0.395	0.420	-0.306	-0.389	-0.597	0.075
	(t-val)	(-0.25)	(2.03)	(2.50)	(0.66)	(-1.98)	(-2.41)	(-0.78)	
	stdev	0.206	0.355	0.400	1.678	0.334	0.383	1.281	0.207
	max	1.358	1.904	2.509	8.098	1.098	0.535	3.952	0.992
	min	-0.708	-0.632	-0.929	-10.342	-1.836	-2.041	-8.226	-0.487
	median	-0.031	0.268	0.335	0.361	-0.273	-0.346	-0.387	0.036

한편 현물 수익률에 대한 회귀분석 결과를 살펴보면, 각 투자자의 선물 매수가격공헌도의 회귀계수는 양의 값을 가지고 선물 매도가격공헌도의 회귀계수는 음의 값을 가져, 선물시장에서의 각 투자자별 가격공헌도에 대해 현물가격도 선물가격과 같은 방향으로 영향 받았음을 알 수 있다. 이는 현물시장과 선물시장이 긴밀하게 결합된 하나의 시장을 형성하고 있어, 각 투자자의 선물거래 영향이 선물가격 변동과 같은

방향으로 현물시장에 전달되어짐을 나타낸다. 그러나 회귀계수의 크기는 선물 수익률에 대한 결과에 비해 작아서 투자자별 선물거래의 영향이 제한적으로만 현물시장에 전달되었음을 알 수 있다. 또한 외환위기 기간 중 각 변수의 회귀계수의 크기가 증가하여 각 투자자별 거래활동에 현물지수가 더 민감하게 반응하였음을 알 수 있는데, 이러한 현상은 외환위기 기간 중 현선물 지수의 급등락현상을 반영하는 것이다. 그럼에도 불구하고 외국인의 선물 가격공헌도에 대한 회귀계수는 외환위기 이전과 외환위기 기간 모두에서 평균적으로 유의하지 않은 것으로 나타나고 있어 외국인의 선물거래가 상대적으로 기관과 개인에 비해 현물시장에 큰 영향을 주지 못했음을 알 수 있다. 그러나 지금까지의 회귀분석은 선물시장이 현물시장에 시차를 두고 영향을 미치는 점을 감안하지 못하는 단순한 모형이므로, 다음 IV장에서는 VAR 분석을 통해 각 투자자의 선물거래가 현물시장에 미치는 영향을 동적으로 분석하도록 한다.

IV. VAR 분석결과

1. 투자자별 선물 순매수량을 이용한 VAR 분석결과

투자자별 가격공헌도를 이용하여 VAR 분석을 하기에 앞서 투자자별 순매수량과 현선물 수익률 자료를 이용하여 아래 식 (6)과 같은 5변량 VAR 분석을 수행하였다. 분석 기간은 외환위기 이전과 외환위기 기간으로 나누어 5분 단위 자료를 사용하여 분석하였다. 또한 개장 동시호가에 의하여 체결된 자료와 현선물의 거래시간이 일치하지 않는 구간의 자료를 제거하여 현선물간의 동학이 정상적으로 이루어질 수 있는 시간대의 자료만을 사용하였다.

$$z_t = \Pi_1 z_{t-1} + \Pi_2 z_{t-2} + \cdots + \Pi_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$z_t = (\text{Ret}_C, \text{Ret}_F, \text{INS}_N, \text{IND}_N, \text{FOR}_N)'$$

$$\varepsilon_t \sim WN(0, \Sigma)$$

〈표 5〉는 5분 단위 거래자료를 이용한 VAR 분석결과를 보여주고 있다. 우선 투자

〈표 5〉 선물 순매수량을 이용한 VAR 분석결과

	RET_C	RET_F	INS_N	IND_N	FOR_N
외환위기 이전					
RET_C(-1)	0.2579***	0.0431*	-6.5849	25.1557***	6.1769***
RET_C(-2)	0.0574***	-0.1221***	-34.8817***	11.1075***	4.5477***
RET_C(-3)	-0.0510***	-0.0901***	-14.3679**	3.3161	-1.5368*
RET_C(-4)	-0.0909***	-0.0270	-8.6131	-5.0131**	1.7882**
RET_C(-5)	-0.0539***	-0.0448**	-9.2359**	-3.7521**	-1.7675***
RET_F(-1)	0.1552***	0.0705***	3.3484	-8.0224***	-0.3006
RET_F(-2)	0.1430***	0.0814***	22.7816***	-8.1027***	-2.7304***
RET_F(-3)	0.0465***	-0.0003	15.1430***	-7.9309***	-0.4703
RET_F(-4)	0.0284***	-0.0379**	2.4538	-2.3867	-1.3881**
RET_F(-5)	0.0374***	0.0267**	5.3453*	1.3880	0.3198
INS_N(-1)	0.0001**	0.0000	0.1481***	0.0550***	0.0053**
INS_N(-2)	0.0000	0.0000	0.0293*	0.0004	0.0084***
INS_N(-3)	0.0001***	0.0002***	0.0204	0.0133**	0.0049**
INS_N(-4)	0.0002***	0.0002***	0.0404***	0.0105*	-0.0007
INS_N(-5)	0.0001*	0.0000	0.0380***	0.0026	0.0018
IND_N(-1)	0.0002***	0.0003**	-0.0599**	0.1784***	0.0012
IND_N(-2)	-0.0001	-0.0001	-0.0607**	0.0755***	0.0060
IND_N(-3)	0.0001	0.0003**	0.0127	0.0243**	0.0005
IND_N(-4)	0.0001**	0.0004***	0.0401	0.0366***	0.0090**
IND_N(-5)	-0.0001	0.0001	0.0158	0.0020	-0.0041
FOR_N(-1)	0.0001	-0.0002	-0.1406*	-0.0609**	0.1215***
FOR_N(-2)	-0.0005***	-0.0003	0.0465	-0.0593**	0.0636***
FOR_N(-3)	-0.0003	-0.0003	-0.1191	-0.0679**	0.0088
FOR_N(-4)	0.0000	-0.0002	0.0697	-0.0178	0.0173
FOR_N(-5)	-0.0002	0.0002	0.0415	-0.0084	0.0016
외환위기 기간					
RET_C(-1)	0.2071***	0.0631***	-36.5509***	50.8383***	4.4076**
RET_C(-2)	-0.2469***	-0.1553***	-25.8968***	-35.3545***	-2.1841
RET_C(-3)	-0.1154***	0.0256	-23.6641***	-14.8814***	0.4382
RET_C(-4)	-0.0611***	0.0162	-12.3015**	-13.1832***	-0.9140
RET_C(-5)	-0.0157**	-0.0071	-6.5161	-2.7267	0.8255

〈표 5〉 계속

	RET_C	RET_F	INS_N	IND_N	FOR_N
RET_F(-1)	0.1943***	0.0455***	24.0115***	7.3067	0.5475
RET_F(-2)	0.1069***	0.0356**	12.4710**	9.3203**	1.4520
RET_F(-3)	0.0761***	-0.0163	7.4943	5.7814	-0.0463
RET_F(-4)	0.0475***	-0.0360***	-0.8612	3.1941	2.4640*
RET_F(-5)	0.0183***	-0.0010	4.2800	-2.7706	-0.4144
INS_N(-1)	0.0002***	0.0000	0.0552***	0.1507***	0.0054
INS_N(-2)	0.0001**	0.0000	-0.0448***	0.0396***	0.0032
INS_N(-3)	0.0000	0.0000	0.0199	0.0260**	0.0046
INS_N(-4)	0.0000	0.0000	0.0204	0.0097	-0.0095**
INS_N(-5)	0.0000	0.0001**	0.0501***	0.0346***	-0.0043
IND_N(-1)	0.0000*	0.0000	0.0453***	0.1238***	0.0003
IND_N(-2)	0.0000	0.0000	-0.0363**	-0.0044	-0.0056
IND_N(-3)	0.0000	0.0001	-0.0019	-0.0100	0.0065
IND_N(-4)	0.0000	0.0000	0.0491***	0.0132	0.0012
IND_N(-5)	0.0000	0.0000	0.0018	0.0040	-0.0080**
FOR_N(-1)	-0.0001	-0.0001	-0.0096	0.0014	0.2003***
FOR_N(-2)	0.0000	0.0001	0.0932**	0.0404	0.0654***
FOR_N(-3)	0.0000	0.0001	-0.0610	-0.0685**	0.0714***
FOR_N(-4)	0.0000	0.0001	-0.0132	0.0455	0.0569***
FOR_N(-5)	0.0000	0.0001	0.0637*	-0.0590*	0.0389***

***: 1%수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의

자별 선물거래가 현물 수익률에 얼마나 영향을 주었는지 알아보면, 외국인 투자자의 선물 순매수량(FOR_N)은 외환위기 이전에는 2차 래그항에서 현물 수익률에 유의한 음의 영향을 주었으나 외환위기 기간에는 유의적인 계수가 없는 것으로 나타나고 있다. 이것은 외국인 투자자의 선물거래가 외환위기 기간에 현물지수에 별로 영향을 주지 못했음을 의미하는 것이다. 반면 기관투자자(INS_N)의 경우는 외환위기 기간 중에도 1차 및 2차 래그항의 계수가 여전히 유의한 양수 값을 보이고 있어 기관 투자자의 영향력이 외국인 투자자보다 더 컸음을 알 수 있다. 개인투자자(IND_N)의 경우 위기 이전에는 1차 및 4차 래그항이 유의한 양의 계수를 가졌으나 위기 기간 중에는 1차항이 유의한 양의 값을 갖지만 그 크기가 매우 작아져 현물지수에 미친 영향이 줄

어 들었음을 알 수 있다.

한편 선물 수익률의 래그항들이 투자자별 선물 순매수량에 어떠한 영향을 주었는지 알아보면, 우선 기관의 순매수량은 외환위기 이전과 외환위기 기간 중에 선물 수익률의 래그항에 대해 유의하게 양의 반응을 보이고 있어 기관의 선물거래는 지속적으로 추종거래행태를 보였음을 알 수 있다. 개인의 경우에는 외환위기 이전에는 네거티브 피드백의 경향을 보이다가 외환위기 기간에는 포지티브 피드백 거래패턴을 보이고 있다. 반면 외국인 투자자는 외환위기 이전에는 네거티브 피드백 거래패턴을 보이다가 외환위기 기간 중에는 선물수익률의 변화에 민감하게 반응하지 않았음을 알 수 있다. 따라서 포지티브 피드백 거래활동이 시장을 불안정하게 한다는 가설의 측면에서 보면 1997년 외환위기 당시 선물시장의 불안정화에 기여한 것은 기관과 개인의 거래활동이었다고 할 수 있다. 한편 투자자간의 영향관계를 살펴보면, 기관은 외환위기 이전에 외국인의 순매수량 1차 래그항에 대해 유의한 음의 반응을 보였으며 외환위기 기간 중에는 2차 및 5차 래그항에 대해 유의한 양의 반응을 보여 외환위기 기간 중에 외국인의 거래활동에 대해 시차를 두고 같은 방향의 거래를 하였음을 알 수 있다. 반면 개인의 경우는 외환위기 이전과 기간 중에 모두 외국인의 거래에 대해 유의한 음의 반응을 보이고 있어 국내 투자자들이 외국인의 거래를 추종함으로써 시장을 불안정화시켰다는 주장이 개인 투자자에게는 해당되지 않음을 알 수 있다. 반면 외국인의 경우에는 외환위기 기간 중에 자신의 모든 시차 항에 대해 유의한 양의 계수를 보여 강한 군집거래(herding) 현상을 보였음을 알 수 있다. 그러나 이렇게 선물 순매수량을 이용한 분석은 앞서 언급한 바대로 각 투자자별 거래활동이 현선물시장에 미친 영향을 정확히 포착하지 못하므로, 다음 절에서는 투자자별 가격공헌도를 이용하여 각 투자자의 선물거래활동이 현선물 가격변화에 미친 영향을 분석하도록 한다.

2. 선물 가격공헌도를 이용한 VAR 분석결과

앞 절에서 살펴본 바대로 선물 순매수량을 이용하여 각 투자자별 선물거래활동이 현물시장에 미친 영향을 분석한 결과, 개인과 외국인 투자자의 선물거래에 대해 현물 지수가 민감하게 반응하지 않았음을 알았다. 그러나 앞서 제시한 요약 통계량에서 보듯이 외환위기 기간에 선물거래량이 크게 증가하였고 투자자별 거래패턴과 가격공헌

도가 바뀐 점을 고려할 때, 선물시장에서 개인과 외국인의 거래활동이 현물지수에 거의 영향을 주지 못했다는 것은 받아들이기 힘든 결론이다. 따라서 특정 투자자가 선물가격변화에 미친 영향을 직접적으로 측정할 수 있도록 고안된 가격공헌도를 사용하여 VAR 분석을 수행함으로써 해당 투자자의 선물거래가 현물시장에 미친 영향을 좀더 정확히 측정할 필요가 있다. 이를 위하여 본 절에서는 5분 단위 현선물 수익률과 투자자별 가격공헌도를 내생변수로 하여 아래와 같은 8변량 VAR 모형을 설정하여 분석하도록 한다.

$$z_t = \Pi_1 z_{t-1} + \dots + \Pi_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$z_t = (\text{Ret}_C, \text{Ret}_F, \text{INS_PCB}_t, \text{IND_PCB}_t, \text{FOR_PCB}_t, \text{INS_PCS}_t, \text{IND_PCS}_t, \text{FOR_PCS}_t)'$$

$$\varepsilon_t \sim WN(0, \Sigma)$$

<표 6>과 <표 7>은 각각 외환위기 이전과 외환위기 기간에 대한 VAR 분석 결과를 보이고 있는데, 앞서 투자자별 선물 순매수량을 이용한 분석과 다르게 개인과 외국인 투자자의 선물 가격공헌도가 위기기간 중에도 현물 수익률에 대해 유의한 설명력을 갖는 래그항이 있음을 알 수 있다. 기관투자자의 경우 외환위기 이전에 선물 매수가 가격공헌도(INS_PCB) 1, 2차 래그항이 유의한 음의 계수를 갖고 4차 항은 유의한 양의 계수를 가졌으며, 외환위기 기간 중에는 2차 항이 유의한 양의 계수를 갖고 3차 항이 유의한 음의 계수를 가져 선물시장에서 기관투자자의 선물 매수거래활동이 순환적으로 현물시장에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 기관의 선물 매도가격공헌도(INS_PCS)는 외환위기 이전에 1, 2차 항이 유의한 양의 계수를 갖고 4차 항은 유의한 음의 계수를 가졌으나 외환위기 중에는 2차 항이 유의한 음의 계수를 가져 외환위기 기간 중에 기관의 선물 매도거래가 현물시장의 하락에 영향을 준 것을 확인할 수 있다. 계수의 크기는 외환위기 기간 중에 증가하여 기관투자자의 선물거래활동이 외환위기 이전에 비하여 현물시장에 더 강한 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

개인투자자의 경우에는 외환위기 이전에 현물 수익률에 대해 선물 매수가격공헌도 1, 3차 래그항이 유의한 음의 계수를 갖고 4차 항은 유의한 양의 계수를 가졌으나, 외환위기 기간 중에는 2차 항이 유의한 양의 계수를 가져 외환위기 기간 중 선물시장에

〈표 6〉 선물 가격공헌도를 이용한 VAR 분석결과 (외환위기 이전)

	RET_C	RET_F	INS_PCB	IND_PCB	FOR_PCB	INS_PCS	IND_PCS	FOR_PCS
RET_C(-1)	0.2676***	0.0690***	0.1491	0.9839***	0.0700	0.7281***	-0.3723***	-0.0354
RET_C(-2)	0.0629***	-0.1103***	-0.9661***	0.2402**	-0.0237	0.6712***	-0.1969*	-0.1421***
RET_C(-3)	-0.0473***	-0.0816***	-0.2968	0.1254	-0.1053**	0.5401***	-0.0905	-0.0279
RET_C(-4)	-0.0907***	-0.0103	-0.2055	-0.1360	0.0839*	-0.1194	0.0548	-0.0071
RET_C(-5)	-0.0536***	-0.0525***	-0.4130***	-0.0565	-0.0400	0.0336	-0.0853	0.0237
RET_F(-1)	0.1975***	0.1727***	0.3722**	0.0439	0.0735*	0.1493	0.4074***	-0.0563*
RET_F(-2)	0.1571***	0.1015***	0.1440	-0.2866***	0.0253	-0.3009*	0.2366**	0.0006
RET_F(-3)	0.0590***	0.0281	0.2220	-0.4737***	0.2804***	-0.4455***	-0.1972*	0.0446
RET_F(-4)	0.0235**	0.0009	0.1373	-0.0279	-0.0932**	-0.2846*	0.0087	0.0633**
RET_F(-5)	0.0373***	0.0404***	0.1746	-0.0023	0.0009	-0.2052*	0.1687**	0.0206
INS_PCB(-1)	-0.0052***	-0.0177***	0.1044***	0.0243*	-0.0100**	0.1514***	0.0015	0.0187***
INS_PCB(-2)	-0.0036**	-0.0054**	0.1109***	0.0281**	-0.0031	0.0967***	-0.0039	0.0082**
INS_PCB(-3)	0.0002	-0.0014	0.0371*	0.0449***	-0.0362***	0.0545***	0.0512***	-0.0010
INS_PCB(-4)	0.0042***	-0.0036	0.0473**	-0.0219*	0.0181***	0.1105***	0.0025	-0.0027
INS_PCB(-5)	0.0010	-0.0034*	0.0461***	0.0125	0.0094**	0.0799***	0.0045	-0.0007
IND_PCB(-1)	-0.0031*	-0.0124***	-0.0139	0.0764***	0.0034	0.0614**	-0.0169	0.0098**
IND_PCB(-2)	-0.0030	-0.0041	0.0156	0.1172***	-0.0218***	0.0520**	0.0189	0.0068
IND_PCB(-3)	-0.0031*	-0.0065**	-0.0381	0.0699***	-0.0203***	0.0793***	0.0472***	0.0024
IND_PCB(-4)	0.0033*	-0.0009	0.0328	-0.0120	0.0168***	0.0733***	0.0098	-0.0002
IND_PCB(-5)	0.0005	-0.0025	-0.0207	0.0277**	0.0050	0.0414*	0.0271**	-0.0029
FOR_PCB(-1)	-0.0064**	-0.0174***	-0.0622	-0.2561***	0.0304***	-0.1590***	-0.0392	0.0206**
FOR_PCB(-2)	-0.0067**	-0.0132**	-0.0042	-0.1789***	0.0653***	0.1617***	-0.0305	0.0050
FOR_PCB(-3)	-0.0003	-0.0108*	0.0062	0.1128***	0.0155	0.2202***	0.0503*	0.0218**
FOR_PCB(-4)	-0.0021	-0.0021	-0.0161	-0.0512	0.0670***	-0.0197	0.0511	0.0174
FOR_PCB(-5)	-0.0011	-0.0061	0.0036	0.0161	0.0291**	0.1170**	0.0365	-0.0209*
INS_PCS(-1)	0.0049***	0.0154***	0.1894***	0.0497***	0.0208***	0.1626***	0.0865***	-0.0063
INS_PCS(-2)	0.0031**	0.0068***	0.0605***	0.0087	0.0014	0.0666***	0.0438***	-0.0101**
INS_PCS(-3)	-0.0009	0.0032	0.0729***	-0.0030	0.0201***	0.0215	-0.0183	0.0043
INS_PCS(-4)	-0.0041***	0.0029	0.0861***	0.0343***	-0.0046	0.0557***	0.0025	0.0048
INS_PCS(-5)	-0.0021*	0.0030	0.0787***	-0.0016	0.0029	0.0268*	0.0200**	0.0055*
IND_PCS(-1)	0.0031*	0.0115***	0.1232***	0.1401***	0.0217***	0.0741***	0.1810***	-0.0018
IND_PCS(-2)	0.0019	0.0045	0.0472*	0.0285*	0.0063	0.0139	0.0976***	-0.0040

〈표 6〉 계속

	RET_C	RET_F	INS_PCB	IND_PCB	FOR_PCB	INS_PCS	IND_PCS	FOR_PCS
IND_PCS(-3)	-0.0007	0.0010	0.0206	0.0044	0.0002	-0.0436*	0.0329**	0.0014
IND_PCS(-4)	-0.0012	0.0002	0.0171	0.0760***	0.0003	-0.0182	0.0769***	0.0107**
IND_PCS(-5)	0.0000	0.0042	0.0776***	0.0279**	0.0008	-0.0097	0.0311**	-0.0006
FOR_PCS(-1)	0.0063	0.0213***	0.2189***	0.0830**	0.0029	-0.0268	0.0653*	0.0919***
FOR_PCS(-2)	0.0125***	0.0140*	-0.0175	0.0856**	0.0377**	-0.0339	0.0172	0.0238**
FOR_PCS(-3)	0.0093**	0.0058	0.0048	-0.0812**	0.0443***	-0.0423	-0.0961**	0.0027
FOR_PCS(-4)	0.0003	0.0158**	0.0718	0.0214	-0.0226	-0.1297**	0.0076	0.0045
FOR_PCS(-5)	-0.0045	0.0052	0.1607***	0.0105	0.0096	-0.0141	0.0061	0.0307***

***: 1%수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의

서 개인투자자의 선물 매수거래활동이 현물가격의 상승에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 개인의 선물 매도가격공헌도는 외환위기 이전에 1차 래그항이 유의한 양의 계수를 가졌으나 외환위기 중에는 2차 항이 유의한 음의 계수를 가져 기관 투자자와 유사하게 외환위기 중에 개인의 선물 매도거래가 현물시장의 하락에 영향을 준 것을 확인할 수 있다. 계수의 크기도 기관 투자자와 유사하게 외환위기 중에 증가하여 개인 투자자의 선물거래활동도 외환위기 이전에 비하여 현물시장에 더 강한 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

외국인 투자자의 경우에는 외환위기 이전에 현물 수익률에 대해 선물 매수가격공헌도 1, 2차 래그항이 유의한 음의 계수를 가졌고, 외환위기 중에도 1차 항이 유의한 음의 계수를 가져 외환위기 중 선물시장에서 외국인 투자자의 선물 매수거래활동이 현물가격의 하락에 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 외국인의 선물 매도가격공헌도는 외환위기 이전에 2, 3차 래그항이 유의한 양의 계수를 가졌으나 외환위기 중에는 2차 항이 유의한 음의 계수를 갖고 3차 항이 유의한 양의 계수를 가져 외환위기 중에 외국인의 선물 매도거래활동이 현물가격에 순환적인 영향을 주었음을 확인할 수 있다. 계수의 크기는 외환위기 중에 증가하여 외국인 투자자의 선물거래활동도 외환위기 이전에 비하여 현물시장에 더 강한 영향을 미쳤음을 알 수 있다.

요약하면 각 투자자의 선물거래활동이 외환위기 이전과 기간 중 모두에서 현물시장의 움직임에 영향을 주었으며, 외환위기 기간 중에 기관과 개인의 선물거래활동은

〈표 7〉 선물 가격공헌도를 이용한 VAR 분석결과 (외환위기 기간 중)

	RET_C	RET_F	INS_PCB	IND_PCB	FOR_PCB	INS_PCS	IND_PCS	FOR_PCS
RET_C(-1)	0.2259***	0.0671***	-0.0235	0.1728**	0.0148*	0.1236	-0.0399	0.0025
RET_C(-2)	-0.2433***	-0.1413***	-0.0043	0.0388	0.0004	0.1971	-0.0466	-0.0177
RET_C(-3)	-0.1117***	0.0320**	0.0774	-0.1403**	0.0049	-0.3908***	0.4355***	0.0280
RET_C(-4)	-0.0601***	0.0248	-0.2933***	0.0134	0.0065	-0.0065	-0.1792	-0.1512***
RET_C(-5)	-0.0131	-0.0094	0.0253	-0.0097	-0.0007	0.1868*	-0.2366**	0.0178
RET_F(-1)	0.2248***	0.0648***	-0.0170	-0.0442	0.0107*	-0.0359	-0.0873	-0.0056
RET_F(-2)	0.0990***	0.0345**	-0.0085	0.0287	0.0341***	-0.0415	0.0770	0.0087
RET_F(-3)	0.0842***	0.0021	-0.0651	0.0207	-0.0030	0.1842*	-0.2710**	-0.0112
RET_F(-4)	0.0530***	-0.0212	0.1460***	-0.0062	-0.0142***	0.1068	-0.0239	0.0674***
RET_F(-5)	0.0222***	0.0102	-0.1581***	-0.0287	0.0049	-0.1869**	0.1249	-0.0856***
INS_PCB(-1)	0.0074	-0.0229**	0.1701***	0.2636***	-0.0082*	0.2742***	0.2840***	-0.0110
INS_PCB(-2)	0.0194***	-0.0099	0.0589*	0.0443	-0.0254***	0.1415*	0.0133	-0.0188
INS_PCB(-3)	-0.0116*	-0.0296***	0.0019	0.0069	0.0044	0.0137	0.0721	-0.0209
INS_PCB(-4)	-0.0032	-0.0193*	-0.0320	0.0094	0.0028	0.0271	-0.0035	-0.0210
INS_PCB(-5)	-0.0032	-0.0122	0.1648***	0.0486	-0.0168***	0.0876	0.0622	0.0581***
IND_PCB(-1)	-0.0041	-0.0388***	0.0454	0.4997***	0.0046	0.1478**	0.4985***	0.0298**
IND_PCB(-2)	0.0162***	-0.0137	-0.0664**	0.1024***	-0.0266***	0.0535	0.0266	-0.0050
IND_PCB(-3)	-0.0091	-0.0319***	-0.0480*	0.0684**	-0.0046	-0.0421	0.1169	-0.0156
IND_PCB(-4)	-0.0065	-0.0163*	-0.0989***	-0.0141	0.0175***	-0.0553	0.0152	-0.0100
IND_PCB(-5)	0.0012	-0.0059	0.0050	-0.0045	-0.0151***	-0.0221	-0.0454	0.0380***
FOR_PCB(-1)	-0.0525***	-0.1078***	0.0795	0.3833***	0.2305***	0.0532	0.5899**	0.0407
FOR_PCB(-2)	0.0227	-0.0125	-0.2141**	-0.2513**	-0.0144	-0.1555	-0.2459	-0.0302
FOR_PCB(-3)	0.0221	0.0077	-0.1473**	-0.2403***	-0.0094	-0.1542	-0.1759	0.0077
FOR_PCB(-4)	-0.0051	-0.0294	-0.0426	-0.0013	0.0709***	-0.0311	0.1065	0.0256
FOR_PCB(-5)	0.0069	-0.0079	0.0103	-0.0374	-0.0113***	-0.0117	-0.0698	0.0421***
INS_PCS(-1)	0.0005	0.0393***	0.0955***	-0.1200***	0.0117***	-0.0181	-0.1326	-0.0118
INS_PCS(-2)	-0.0163**	0.0175	0.1094***	-0.0580	0.0326***	-0.0228	0.0187	0.0170
INS_PCS(-3)	0.0079	0.0319***	0.0695**	0.0179	0.0074*	0.0826	-0.0635	0.0168
INS_PCS(-4)	0.0054	0.0235**	0.1279***	0.0274	-0.0208***	0.0557	0.0181	0.0195
INS_PCS(-5)	-0.0024	0.0102	-0.0269	0.0229	0.0175***	0.0107	0.0595	-0.0530***
IND_PCS(-1)	0.0011	0.0278***	0.1106***	0.0472	0.0133***	0.0273	0.0365	-0.0006
IND_PCS(-2)	-0.0094*	0.0135	0.0866***	-0.0225	0.0235***	-0.0094	0.0316	0.0157

〈표 7〉 계속

	RET_C	RET_F	INS_PCB	IND_PCB	FOR_PCB	INS_PCS	IND_PCS	FOR_PCS
IND_PCS(-3)	0.0057	0.0217***	0.0508**	0.0405	0.0061*	0.0652	-0.0248	0.0117
IND_PCS(-4)	0.0050	0.0184**	0.0935***	0.0219	-0.0152***	0.0346	0.0231	0.0160
IND_PCS(-5)	-0.0034	0.0083	-0.0282	0.0191	0.0127***	0.0000	0.0423	-0.0406***
FOR_PCS(-1)	-0.0089	0.0055	-0.3783***	-0.3683***	0.0057	-0.4756***	-0.4230***	0.0670***
FOR_PCS(-2)	-0.0201*	0.0057	-0.1843***	-0.0150	0.0170**	-0.2139*	-0.0495	0.0419*
FOR_PCS(-3)	0.0178*	0.0261*	-0.0348	-0.0056	-0.0150**	-0.0657	-0.0699	0.0376*
FOR_PCS(-4)	-0.0080	0.0119	-0.0373	-0.0479	0.0154**	-0.0809	-0.0239	0.0304
FOR_PCS(-5)	0.0097	0.0135	-0.2529***	-0.1046**	0.0184***	-0.1410	-0.1785	-0.0513***

***: 1%수준에서 유의, **: 5% 수준에서 유의, *: 10% 수준에서 유의

선물시장에서와 같은 방향으로 영향을 주었으나 외국인의 경우에는 선물 매수가격형성거래가 현물 수익률의 하락에 영향을 주었고 선물 매도가격형성거래는 현물 수익률의 상승과 하락에 모두 영향을 주어, 외국인의 선물시장에서의 매도거래가 현물시장의 하락에 공헌한 정도는 제한적이라고 할 수 있다. 선물 수익률에 대하여 각 투자자별 선물 매수가격공헌도는 외환위기 이전과 기간 중에서 모두 유의한 음의 계수를 가졌고 선물 매도가격공헌도는 모두 유의한 양의 계수를 가져 각 투자자의 거래활동이 시차를 두고 선물 수익률에 반대의 영향을 미쳤음을 알 수 있다. 이러한 결과는 선물시장에서 각 투자자의 거래 활동에 대한 선물가격의 반응은 지속적이지 않고 시차를 두고 사라지는 것으로 해석할 수 있다.

앞에서 투자자별 선물 가격공헌도는 외환위기 기간에 개인이 가장 크게 증가한 반면 선물 가격공헌도에 대한 현물 수익률의 민감도는 세 유형의 투자자가 모두 비슷한 수준으로 증가하였으므로, 종합하면 외환위기 기간에 선물거래를 통하여 현물시장에 가장 큰 영향을 준 투자자는 개인투자자라고 할 수 있다. 외국인의 경우 선물 가격공헌도에 대한 계수의 크기는 증가하였으나 선물 매도가격공헌도가 현물 수익률에 대해 순환적인 영향을 주었고 선물 가격공헌도 자체는 크게 증가하지 않아 외환위기 기간에 현물시장의 변동성에 제한적인 영향을 준 것으로 판단할 수 있으며, 기관투자자의 경우에는 외환위기 기간에 오히려 선물거래를 통한 현물시장에의 영향력이 감소하였다고 할 수 있다. 한가지 주목할 점은 외환위기 당시 외국인의 우월한 정보력에

의해 국내 투자자들이 외국인 투자자들의 거래를 일종의 신호로 보고 외국인과 같은 방향의 거래를 해서 시장의 하락을 더욱 심화시켰다는 가설과는 달리, 외환위기 기간에 기관투자자와 개인투자자의 선물 가격공헌도는 외국인의 선물 가격공헌도와 대부분 음의 관계를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 이는 외환위기 당시 외국인의 거래활동이 가격하락에 대한 우려를 증폭시켜 가격하락을 심화시켰다는 가설과 상치되는 것으로, 외환위기 당시 외국인의 선물거래가 선물 및 현물 시장의 대규모 하락에 직접적으로 큰 영향을 주지 않았음을 보여주는 것이다.

V. 결 론

본 연구는 1997년말의 외환위기 당시 한국 주식시장이 경험한 대규모 주가하락이 과연 외국인 투자자의 대규모 매도세력 때문이었는가를 실증적으로 분석하였다. 주로 주식 현물시장에 대해서만 분석하고 있는 기존 연구들에서 한 걸음 더 나아가 본 연구에서는 외환위기 당시 선물시장에서의 외국인의 거래가 과연 현물시장에 어떠한 영향을 주었는가를 체계적으로 분석하였다. 구체적으로 본 연구에서는 선물시장에서 투자자별 거래활동을 선물 가격공헌도로 측정하여 이를 현선물 수익률과 함께 회귀 분석 및 VAR 모형을 통해 분석하였다.

실증분석 결과, 외환위기 당시 선물시장의 하락에 가장 큰 기여를 한 것은 개인투자자이며 외국인 투자자의 선물거래활동이 현물시장에 미친 영향에 있어서는 외환위기를 전후로 큰 변동이 없었다. 기관투자자에 의한 선물 가격공헌도는 외환위기 기간에 오히려 감소하였으며, 선물 가격공헌도에 대한 현물 수익률의 변동도 그다지 크게 증가하지 않은 것으로 분석되었다. 또한 외환위기 당시에 일반적인 예상과 달리 현선물 시장이 그 이전 기간에 비해 오히려 더 긴밀하게 통합된 하나의 시장을 형성하였으며, 선물시장의 효율성도 증가하였던 것으로 나타났다.

참고문헌

- 고봉찬, 김봉찬, 서병선 (2001). Threshold cointegration을 이용한 KOSPI200 현선물의 비선형 동적관계연구. *선물연구* 9, 105-139.
- 최혁, 이재선 (1999). 프로그램 매매가 주식가격에 미치는 영향. 한국선물학회 1999년 추계학술대회 자료집, 49-85.
- Barclay, M.J., and J.B. Warner (1993). Stealth trading and volatility, Which trades move prices?, *Journal of Financial Economics* 34, 281-305.
- Cao, C., E. Ghysels, and F. Hatheway (2000). Price discovery without trading: Evidence from the Nasdaq preopening, *Journal of Finance* 55, 1339-1365.
- Chakravarty, S. (2001). Stealth-trading: Which traders' trades move stock prices?, *Journal of Financial Economics* 61, 289-307.
- Choe, H., B.-C. Kho, R.M. Stultz (1999). Do foreign investors destabilize stock markets? The Korean experience in 1997, *Journal of Financial Economics* 54, 227-264.
- De Long, J.B., A. Shleifer, L.H. Summers, and R.J. Waldmann (1990). Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation, *Journal of Finance* 45, 379-395.
- Ghysels, E., and J. Seon (2000). The Asian financial crisis: The role of derivative securities and foreign investors, Working Paper, University of North Carolina at Chapel Hill.
- Griffin, J.M., J. Harris, and S. Topaloglu (2002). The dynamics of institutional and individual trading, Working Paper, Arizona State University.
- Grossman, S.J. (1988). Analysis of the implementations for stock and futures price volatility of program trading and dynamic hedging strategies, *Journal of Business* 61, 275-298.
- Harris, L. (1989). The October 1987 S&P 500 stock-futures basis, *Journal of Finance* 44, 77-99.
- Hasbrouck, J. (1995). One security, many markets: Determining the contributions to price discovery, *Journal of Finance* 50, 1175-1199.
- Karolyi, G.A. (1999). Did the Asian financial crisis scare foreign investors out of Japan?,

Working Paper, The Ohio State University.

- Kim, W., and S.-J. Wei (2002). Foreign portfolio investors before and during a crisis, *Journal of International Economics* 56, 77-96.
- Kleidon, A.W., and R.E. Whaley (1992). One market? Stocks, futures, and options during October 1987, *Journal of Finance* 47, 851-877.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R.W. Vishny (1992). The impact of institutional trading on stock prices, *Journal of Financial Economics* 32, 23-43.
- Nofsinger, J.R., and R.W. Sias (1999). Herding and feedback trading by institutional and individual investors, *Journal of Finance* 54, 2263-2295.
- Schwert, G.W. (1990). Stock volatility and the crash of '87, *Review of Financial Studies* 3, 77-102.
- Stoll, H.R. and R.E. Whaley (1990). The dynamics of stock index and stock index futures returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25, 441-468.
- Tse, Y. (1999). Price discovery and volatility spillovers in the DJIA index and futures markets, *Journal of Futures Markets* 19, 911-930.

Do Foreign Investors Destabilize Stock Markets Through Futures Trading During the Korean Crisis in 1997?

Bong-Chan Kho*

Hee Kim**

ABSTRACT

This paper examines the impact of foreign investors' futures trading on stock prices during the Korean crisis in 1997. We first construct five-minute interval data on returns and trade flows of the KOSPI200 index futures contracts traded at the KSE, and estimate a VAR model to see whether foreign investors' trade flows in futures markets caused the stock price to fall sharply during the crisis. The result shows that foreign investors' net sales in futures markets had an insignificant impact on stock prices, and the impact was no larger than those of domestic individuals and institutions.

As an alternative test, we compute five-minute price contributions of each type of investors in futures markets, and estimate a VAR model where the futures price contribution by each investor is allowed to interact with the KOSPI200 index stock and futures returns. The result shows that the largest impact on both futures and stock markets during the crisis came from domestic individual investors, and foreign investors' selling pressure was well absorbed by domestic investors.

Key Words: Foreign investors, Korean crisis, Index futures, Destabilize, Price contribution

*Associate Professor of Finance at Seoul National University

**The Korea Development Bank

