

## 국내 부동산시장과 주요 거시경제지표들간의 선-후행성 연구\*

홍 정 효\*\* · 문 규 현\*\*\*

### <요 약>

본 연구는 국내 부동산시장과 주요 거시경제지표사이의 가격발견기능에 관한 연구를 실시하고 정책적 함의를 도출하는 데 있다. 이를 위하여 1991년 3월부터 2008년 7월까지 월별 아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, CD 및 국민주택채권금리를 이용하였으며 전체표본기간을 IMF 외환위기 전·후로 나누어 분석하였다. Granger인과관계 및 분산분해분석 결과 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

첫째, 금리와 부동산시장의 경우, 피드백적인 관계가 존재하고 있으며 장기금리보다는 단기금리와 부동산시장사이의 영향력이 강하게 존재하는 것으로 나타났다.

둘째, 부동산과 주식시장의 경우, 전반적으로 주식시장과 부동산시장사이의 상호의존성은 거의 존재하지 않는 것으로 나타났으나, 외환위기 이후 주식시장이 부동산시장에 대하여 다소 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다.

셋째, 부동산과 외환시장의 경우, 외환시장은 부동산시장에 대한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나 그 반대현상은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

넷째, 금리와 주가는 피드백적인관계가 존재하고 있으나, 단기금리의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. 금리와 외환시장의 경우 단기금리와 외환시장사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 장기금리는 외환시장에 영향력이 거의 없는 것으로 나타났다.

다섯째, 환율과 주가사이에도 피드백적인 예측력이 존재하고 있으며 이러한 현상은 IMF 외환위기이후에 더욱 강해진 것으로 나타났다.

전반적으로 시간이 경과 할수록 부동산시장과 주요거시경제지표사이의 상호의존성이 증가하고 있으며 단기금리와 환율이 주요거시경제에 대한 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과는 정책당국의 통화정책수립과 투자자들의 포트폴리오 및 위험관리전략수립에 도움을 줄 수 있을 것으로 보여 진다.

주제어 : 부동산, 외환, 주식시장 및 장단기금리, VECM, 정보전달메커니즘

논문접수일 : 2009. 4. 30 1차 수정일 : 2009. 5. 30 게재확정일 : 2009. 6. 3

\* 본 논문의 심사과정에서 유익한 조언을 해주신 익명의 두 분의 심사위원님과 편집위원장님께 깊이 감사드립니다. 본 연구는 2009학년도 경남대학교 학술연구장려금 지원으로 이루어졌음.

\*\* 제1저자 : 경남대학교 경영학부 교수(연락처 : 055-249-2404, E-mail : hong0312@kyungnam.ac.kr)

\*\*\* 교신저자 : 경기대학교 경영학부 교수(연락처 : 031-249-9433, E-mail: ghmoon@kyonggi.ac.kr)

## I. 序 論

각 시장 또는 기초자산사이의 상관관계에 대한 이해는 자산배분(asset allocation)과 포트폴리오관리(portfolio management)를 위하여 마코위츠가 제시한 현대포트폴리오 이론을 실무에 적용하는데 있어 매우 중요한 변수이다. [Lettau and Ludvigson(2001), Rubinstein(2002)]

동 연구는 국내부동산시장과 주식시장, 채권시장 및 외환시장간의 정보전달메커니즘에 대한 실증분석을 실시하고자 하였다. 만약 시장이 효율적이라면 새로운 정보는 자본자산가격에 즉각적으로 반영됨으로써 투자자들은 동 새로운 정보를 이용하여 시장 초과수익률을 얻을 수 없다. 즉, 시장이 효율적이라면 투자자들은 차익거래기회를 얻을 수 없게 되며 각 시장사이의 선-후행(Lead-Lag)관계도 존재하지 않게 된다.

그러나 금융시장에서 거래비용 및 정보의 비대칭성, 세금 등 다양한 시장마찰(market friction)이 존재하게 되는 경우 각 시장사이에는 선-후행성관계가 존재하게 된다. 정보에 대하여 시장 또는 상품이 어떻게 반응하는지에 관한 이론으로는 혼합분포가설과 순차적정보가설이 있다. 혼합분포가설하에서는 시장에서 발생한 모든 정보는 동시에 투자자들에게 전달되기 때문에 선도-지연관계가 존재하지 않는다고 주장하고 있다. 그러나 순차적정보가설하에서는 투자자들은 시장에서 발생한 정보에 대하여 차별적으로 반응하기 때문에 각 시장사이에는 선도-지연관계가 발생할 수 있음을 제시하고 있다. [홍정효(2008)]

이러한 금융시장사이의 선도-지연관계에 관한 연구는 Grubel(1968)의 연구이후 국내 외적으로 다양하게 진행되어 왔다. 초기의 연구들은 주로 상관관계분석, 회계분석 또는 VAR모형을 이용하여 각 시장사이의 상호의존성을 분석하였다. Granger and Morgenstern (1970)은 국제증권시장사이의 동조화현상은 존재하지 않으며 각 증권거래소는 자국내의 정보에 더 많은 영향을 받는다고 주장하였다.

Eun & Shim(1989)과 Becker et al.(1990)은 VAR 모형을 이용하여 미국 및 주요선진국 주식시장간의 단기적인 정보전달메커니즘에 대한 연구를 시도하였다.

1980년대 이후 Engle(1982)의 ARCH 모형과 Bollerslev(1986)의 GARCH 모형이후 시간변동 GARCH모형을 이용한 시장사이의 정보이전효과에 대한 연구들이 활발히 진행되어 왔다.[Hamao et al.(1990), Lin et al.(1994)]

국제증권시장사이의 수익률 및 변동성간의 이전효과에 대한 이해는 국제포트폴리오 관리를 위하여 매우 중요하며 미국증시가 해외증시에 대하여 지배적인 영향을 미치고 있음을 주장한 연구들이 있다.[Decker et al.(2001) Masih and Manih(2002), Kearney(2000)]

Dornau(1998)은 뉴욕, 동경 및 프랑크푸르트 증권시장 수익률간의 상호관계에 관한 연구를 실시하였다. Baur and Jung(2005)은 미국과 독일 주식시장간의 수익률 및 변동성간의 상관관계를 분석하였으며 분석결과 다우존스산업평균지수와 DAX지수사이에는 피드백적인 변동성이전효과가 존재하고 있음을 제시하였다.

이들 주식시장간의 상관관계분석 외에도 주식시장과 외환시장간의 상호작용에 관한 연구들도 있다. 그러나 이들 연구는 외환시장과 주식시장사이의 관계에 대한 일관성 있는 결과를 제시해 주지 못하였다. 예를 들어 Phylaktis and Ravazzolo(2005)는 1980년부터 1998년까지 아시아 태평양지역 국가들의 주식시장과 외환시장간의 장·단기적인 상호의존성을 분석한 결과 외환시장과 주식시장은 정(+)의 상관관계가 있으며 미국 주식시장이 아시아태평양지역 국가들의 외환시장과 주식시장에 중요한 역할을 하고 있음을 제시하였다.

Roll(1992)은 외환시장과 주식시장사이에는 정(+)의 관계에 있음을 주장하였다. Aggarwal(1981)은 미국 달러의 재평가(revaluation)는 주식시장에 긍정적인 영향이 있음을 주장하였다. 이와 대조적으로 Soenen and Hennigar(1986)은 외환시장과 주식시장사이에는 부(-)의 관계에 있음을 주장하였으며 Chow et al.(1997)은 외환시장과 주식시장사이에는 관계가 없음을 제시하였다.

또한 채권시장관련 초기 연구들에 의하면 각 채권시장은 외부시장의 영향을 받지 않는 것으로 제시하였다.[Levin(1974), Kwack(1971), Hendershott(1967)] 그러나 Fung and Lo(1995)는 미국 T-bill 및 유로달러선물시장간의 정보전달체계를 분석한 결과 두 금리시장사이에는 장기적 균형관계가 존재하고 있으며 시간이 경과할수록 이러한 시장 통합화는 증가추세에 있음을 주장하였다.

유로달러시장과 미국 국채선물시장사이에 피드백적인관계에 있다는 연구들도 있다.[Kaen and Hachey(1983), Hartman(1984), Swanson(1988)] Tse(1998)은 미국과 일본 금리시장사이의 정보전달체계를 분석한 결과 유로엔과 유로달러선물시장간에는 피드백적인 상호의존성이 존재하고 있음을 주장하였다. Fung et al.(1992)은 유로달러시장과 홍콩을 중심으로 한 아시아 달러시장사이의 정보전달체계를 분석한 결과 두 역외 금융센터간의 금리의 움직임에는 동조화 현상이 존재하고 있음을 주장하였다. 국내의 경우 미국주식시장과 한국주식시장간의 영향력 분석결과 미국증시의 한국증시에 대한 영향력이 지배적임을 주장한 연구들이 있다.[지청, 조단, 양채열(2001), 김인무, 김찬웅(2001) 및 장국현(2001)]

이와 같이 기존의 국내외 선행연구들은 주로 주식, 채권, 통화 등을 중심으로 각 시장사이의 상호작용에 관한 연구가 진행되어 왔다. 그러나 최근 전 세계적으로 많은 관심을 받고 있는 부동산시장과 다른 시장사이의 정보전달체계에 관한 연구는 거의

이루어지지 않은 것으로 보여 진다. 따라서 동 연구는 기존연구를 확장하여 국내 부동산시장과 주식, 외환 및 채권시장사이의 상호작용에 관한 실증분석을 실시한 후 정책적인 함의를 도출하고자 하였다.

이를 위하여 본 연구에서는 1991년 3월부터 2008년 7월까지 월별 전국아파트매매가격지수, 한국종합주가지수, 원달러 환율 및 국내 장·단기 금리 자료를 이용하여 VAR 모형에 기초를 둔 Granger 인과관계분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 실증분석결과 외환시장 및 금리시장의 부동산시장에 대한 영향력이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 장기금리보다는 단기금리시장의 부동산가격에 대한 영향력이 강한 것으로 나타났다. 이러한 현상은 IMF 외환위기 이후 다소 강하게 나타났다. 또한 부동산 시장도 단기금리시장 및 외환시장에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났으나 주식시장에 대한 영향력은 다소 낮은 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성되었다. 제1장의 서론에 이어 제2장에서는 데이터에 관한 상세한 설명과 기초통계량분석, 단위근검증 및 공적분검증을 실시하였으며, 제3장에서는 연구방법론을 제시하였으며 제 4장에서는 실증분석결과를 제시하였으며 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 결론 및 정책적 함의를 제시하였다.

## Ⅱ. 분석자료 및 기초통계량 분석

### 1. 분석자료

국내 부동산시장과 주요 거시경제지표사이의 정보전달메커니즘을 분석하기 위하여 사용하는 표본기간은 1991년 3월부터 2008년 7월 말까지 이다. 세부적인 분석자료는 월별 전국아파트매매가격지수, 한국종합주가지수, 원달러 현물환율 및 장단기 금리로는 콜금리, 양도성예금증서금리와 5년물 국민주택채권금리를 사용하였다.

전국아파트매매가격지수는 국민은행으로부터 구하였으며, 장·단기금리, 한국종합주가지수 및 원달러 현물환율은 한국은행으로부터 구하였다. 보다 세부적인 분석을 위하여 전체분석기간을 IMF 외환위기 전·후로 나누어 각 시계열사이의 상호의존성에 관한 분석을 실시하였다.

각 시계열들의 수익률자료는 로그(natural log)값을 취한 당월 말 종가와 로그 값을 취한 전월말 종가의 차이에 100을 곱하여 계산하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$X_t = \ln(R_t) - \ln(R_{t-1}) \quad (1)$$

위 식(1)에서  $X_t$ 는  $t$  시점 전국아파트매매가격, 한국종합주가지수(KOSPI), CD, Call, 5년물 국민주택채권금리, 원달러 환율의 수익률을 의미하며  $R_t$ 와  $R_{t-1}$ 는  $t$ 시점과  $t-1$  시점 각 시계열들의 수준변수를 각각 의미한다.

## 2. 기초통계량분석, 단위근 및 공적분검증

먼저 전국아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러 현물환율 및 장·단기 금리의 수준변수와 수익률자료에 대한 기본적인 특성을 살펴보았으며 각 시계열들에 대한 기초통계량분석결과가 <표 1>의 panel a, panel b 및 panel c에 제시되어 있다. 국민은행이 제시하는 전국아파트 매매가격지수는 2007년 12월을 100으로 하여 산정하였다.

<표 1> panel a의 전국 아파트매매가격지수에 대한 기초통계량분석결과에 의하면, 분석기간동안 평균가격지수는 65.47수준이며 평균수익률은 0.2717로 나타났다. IMF 외환위기이전보다는 IMF 외환위기이후 전국아파트가격의 평균상승폭이 매우 큰 것으로 나타났다.

전국아파트매매가격지수의 변동성을 나타내는 표준편차의 경우 IMF 이전보다는 IMF 외환위기 이후 수준변수와 수익률이 모두 상대적으로 높아진 것으로 나타났다. 분석자료의 정규성을 검증하는 J-B 검정통계량과 분석자료의 자기상관현상의 존재유무를 파악하는 Q(12)는 모두 통계적으로 유의한 수준에서 기각됨으로써 전국 아파트매매가격지수는 모두 정규분포가 아니며 분석자료에 자기상관현상이 존재하는 것으로 나타났다.

Panel b의 KOSPI 및 원달러환율에 대한 기초통계량분석결과에 의하면, 분석기간동안 KOSPI의 평균지수는 872.76이며 평균수익률은 0.4208로 나타났다. KOSPI의 최고점은 2064.9포인트이며 최저점은 297.9포인트로 나타났다. IMF 외환위기이전 KOSPI지수의 평균수익률은 마이너스(-)이었으나 외환위기 이후 KOSPI의 평균수익률은 플러스(+)로 전환되었다. KOSPI의 표준편차는 수준변수와 수익률모두 IMF 이후 크게 증가하였다.

원달러환율의 경우 분석기간동안 평균환율은 1012.20원으로 나타났으며 최대값은 외환위기이전 1695원이었으며 최소값은 외환위기 이전 722.5원으로 나타났다. 원달러환율 수익률의 표준편차는 외환위기 이전대비 IMF 외환위기 이후 오히려 감소한 것으로 나타났다. KOSPI 및 원달러환율 모두 정규성을 나타내는 통계량값(J-B)은 1% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났다.

Panel c의 장·단기 금리에 대한 기초통계량분석결과에 의하면, 분석기간 동안 평균 콜금리는 8.3192%이었으며, 외환위기 이전(13.0548%)이 외환위기 이후(5.29%)보다 상

대적으로 높은 것으로 나타났다. 전체분석기간동안 콜 금리의 수익률 평균과 외환위기 이후시점의 수익률 평균 모두 음(-)으로 동 분석기간동안 콜 금리가 점진적으로 하락 하였음을 알 수 있다. 콜금리 수익률의 표준편차는 외환위기 이후 낮아졌으며, 왜도, 첨도 및 J-B 통계량 값 모두 콜금리는 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

분석기간동안 CD금리의 평균은 9.2589%로 콜 금리 평균(8.3192%)보다 높은 것으로 나타났으며 콜 금리와 마찬가지로 외환위기 이후 전반적으로 CD금리도 크게 낮아 진 것으로 나타났다. CD금리 수익률의 표준편차는 외환위기이후 낮아 졌으며 CD금리의 최대값은 IMF 외환위기이후 23.1%이었으며 CD 금리의 최소값은 3.39%인 것으로 나 타났다. 왜도, 첨도 및 J-B 검증통계량 모두 CD 금리가 정규분포가 아님을 보여주고 있다.

다음으로 장기금리의 대응치로 도입한 5년물 국민주택채권금리의 전체분석기간동안 의 평균금리는 9.1091%로 CD 금리(9.2589)보다 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 이 러한 장단기 금리의 역전현상은 외환위기이전에 지속되었으나 외환위기이후에는 5년 물 국민주택채권의 평균금리가 CD평균금리보다 상대적으로 높아짐으로써 수익률곡선 이 정상적인 상태로 변경되었음을 보여주고 있다. 국민주택채권 수익률의 표준편차는 외환위기 이전대비 외환위기 이후 높아졌으며 앞의 단기금리, KOSPI, 원달러 환율 및 전국아파트매매가격지수에 대한 기초통계량분석결과와 마찬가지로 국민주택채권금리 도 정규분포를 이루고 있지 않음을 보여주었다.

#### <표 1> 기초통계량 분석

panel a : 아파트매매가격지수에 대한 기초통계량 분석

구 분	전국		외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	65.4711	0.2717	53.1913	-0.0646	73.3031	0.4862
중간값	55.4928	0.1923	52.1468	0.0000	76.4957	0.4397
최대값	103.474	3.9839	60.6000	3.0153	103.474	3.9839
최소값	47.7712	-3.1780	50.7569	-2.8882	47.7712	-3.1780
표준편차	17.2944	1.0132	2.5603	0.7856	18.1230	1.0842
왜 도	0.84034	0.2845	1.3277	0.0784	0.0425	0.0900
첨 도	2.19762	6.3932	3.9151	7.7397	1.5982	6.1996
J-B	30.0603***	102.594***	26.6263***	75.9030***	10.436***	54.347***
Q(12)	1601.8***	271.95***	279.30***	50.931***	948.41***	143.14***
N	208	208	81	81	127	127

panel b : KOSPI 및 원달러환율에 대한 기초통계량 분석

구 분	KOSPI		IMF 외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	872.76	0.4208	764.886	-0.6934	941.571	1.1370
중간값	787.75	-0.1796	745.400	-1.1564	821.200	1.3729
최대값	2064.9	41.067	1105.60	18.0763	2064.90	41.0677
최소값	297.90	-31.806	376.300	-31.8067	297.900	-23.7972
표준편차	359.01	8.9178	156.209	7.3419	428.950	9.7526
왜 도	1.3156	0.3765	-0.0479	-0.5283	0.8573	0.5210
첨 도	4.4215	5.2291	2.5014	5.9865	2.8026	4.5295
J-B	77.522***	47.97***	0.8700	33.871***	15.765***	18.128***
Q(12)	1011.0***	9.9346	342.12	7.8812	612.94***	7.9901
N	208	208	81	81	127	127

구 분	원달러 환율		외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	1012.20	0.1604	815.092	1.0484	1137.92	-0.4059
중간값	971.25	0.0224	794.400	0.1140	1159.20	-0.4130
최대값	1695.0	37.067	1695.00	37.0679	1633.00	9.3090
최소값	722.50	-16.616	722.500	-2.2285	900.700	-16.6163
표준편차	207.17	3.8966	116.233	4.6765	145.014	3.1982
왜 도	0.4523	4.1584	5.8214	6.4915	0.2914	-1.0917
첨 도	2.4207	44.654	42.7550	47.4971	2.9277	8.9740
J-B	9.9999***	15.637***	5791.56***	7251.39	1.8261	214.089***
Q(12)	1663.6***	20.00*	9.1184	1.3480	687.18***	13.174
N	208	208	81	81	127	127

panel c : 장단기 금리에 대한 기초통계량 분석

구 분	콜(Call) 금리		외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	8.3192	-0.5140	13.0548	0.5789	5.2989	-1.2111
중간값	5.0200	0.00000	12.4800	0.1131	4.4600	0.0000
최대값	25.310	52.9107	23.0000	52.9107	25.3100	9.5705
최소값	3.2700	-27.1638	9.3400	-27.1638	3.2700	-25.4335
표준편차	4.9886	7.4718	2.3461	10.1182	3.7119	5.0455
왜 도	0.8759	1.1301	1.3547	1.4080	3.9629	-2.4082
첨 도	2.9579	16.6470	5.6532	11.0325	18.5082	10.7198
J-B	26.6160***	1658.38***	48.5363***	244.528***	1605.0***	438.117***
Q(12)	1483.3***	31.851***	135.13	5.032	295.86***	175.54***
N	208	208	81	81	127	127

구 분	CD		외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	9.2589	-0.5574	14.3282	0.0649	6.0257	-0.9544
중간값	7.0450	-0.2004	13.8600	-0.7243	4.9100	0.0000
최대값	23.100	24.839	19.0200	24.8392	23.100	21.9362
최소값	3.3900	-25.048	10.4600	-18.8733	3.3900	-25.0489
표준편차	5.1703	5.8392	2.3418	6.4470	3.6576	5.4053
왜 도	0.6123	-0.0639	0.5893	0.7205	3.3044	-0.9998
첨 도	2.1273	7.5699	2.2294	5.3091	14.1845	9.4395
J-B	19.599***	181.14***	6.6930**	25.0054***	893.080***	240.595***
Q(12)	1624.7***	79.895***	252.31***	8.2925	375.07	58.366
N	208	208	81	81	127	127

구 분	국민주택채권		외환위기 전		외환위기 후	
	수준변수	수익률	수준변수	수익률	수준변수	수익률
평 균	9.1091	-0.4482	12.8724	-0.0520	6.7088	-0.7009
중간값	8.4650	-0.3412	12.1900	-0.1860	5.7200	-0.7936
최대값	17.000	23.512	17.0000	23.5127	16.5800	14.1933
최소값	3.5300	-19.198	9.2400	-11.6339	3.5300	-19.1988
표준편차	3.8638	5.4514	2.0645	4.4976	2.6285	5.9844
왜 도	0.4009	0.2327	0.7344	1.5228	1.8075	-0.0645
첨 도	1.9349	5.0808	2.3328	11.1680	6.3319	3.3731
J-B	15.402***	39.404***	8.7840**	256.478***	127.903***	0.8249
Q(12)	1727.9***	54.067***	376.58***	7.8777	605.91***	19.942*
N	208	208	81	81	127	127

주 1 : 분석기간은 1991년 3월부터 2008년 7월 말까지 임.

2 : \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5% 및 10% 유의수준을 의미함.

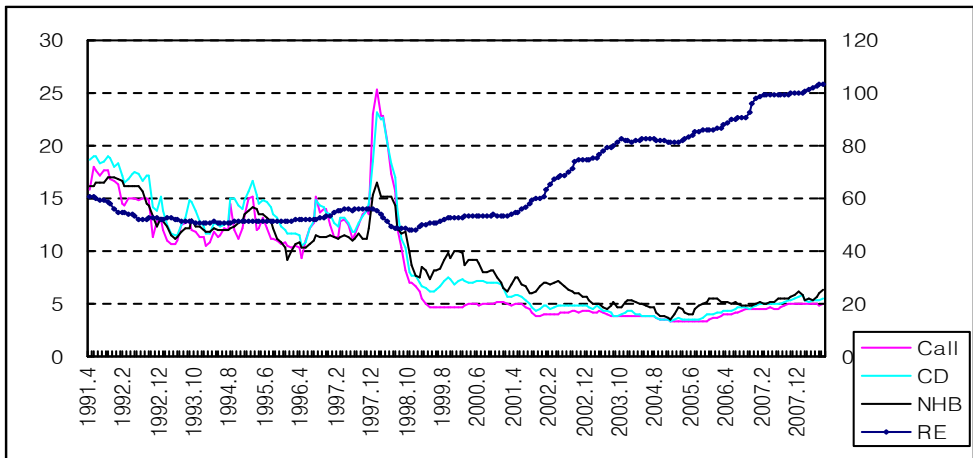
3 : 아파트매매가격지수는 2007년 12월을 기준(100)으로 산정하였으며 동 자료는 국민은행이 고시하는 자료임.

4 : 전체분석기간은 외환위기시점(1997년 12월)을 기준으로 외환위기 이전과 이후기간으로 구분하였음.

<그림 1>은 전국 아파트매매가격과 장단기 금리와의 관계를 보여주고 있다. 분석기간동안 아파트매매가격은 상승추세에 있으나, 장단기금리는 점진적으로 하락추세를 보이고 있는 것으로 나타났다. <그림 2>의 전국 아파트매매가격과 KOSPI의 추이에 의하면 2000년 이후 부동산시장과 증권시장 모두 상승추세를 보이고 있으나 증권시장의

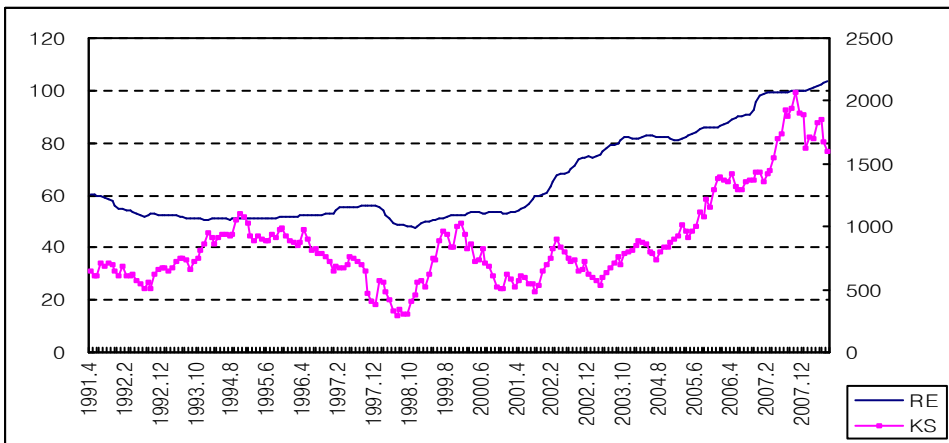


경우 2007년 하반기를 기점으로 하락추세를 보여주고 있다. <그림 3>의 아파트매매가격과 원달러 환율의 추이에 의하면 외환위기를 기점으로 원달러 환율은 하락추세를 보이다가 2007년 말 이후 상승추세로 전환되었으나 전국아파트가격은 1998년 이후 지속적으로 상승추세를 보이다가 2007년 하반기를 기점으로 상승률이 점차 둔화되는 것으로 나타났다.



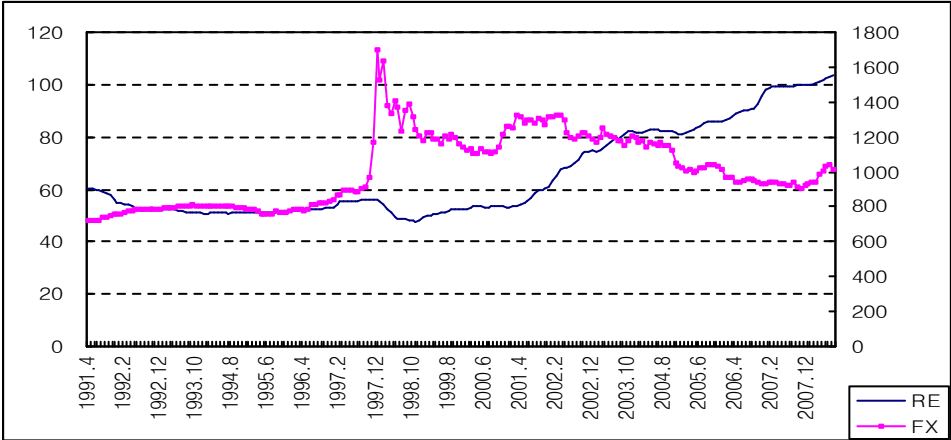
주 : Call, CD, NHB, RE는 각각 콜금리, 양도성예금증서금리, 국민주택채권금리 및 아파트매매가격지수를 각각 의미한다.

<그림 1> 전국 아파트매매가격과 장단기금리와의 관계



주 : RE, KB는 각각 아파트매매가격지수와 코스피지수를 각각 의미한다.

<그림 2> 전국 아파트매매가격과 KOSPI의 추이



주 : RE, FX는 각각 아파트매매가격지수와 원달러환율을 각각 의미한다.

<그림 3> 전국 아파트매매가격과 원달러환율의 추이

이러한 각 시계열자료에 대한 기초통계량분석외에도 본 연구는 각 시계열의 안정성을 검증하기 위하여 일반적으로 사용되는 ADF 및 PP 검증을 실시하였으며 그 결과가 <표 2>에 제시되어 있다. 예상한 바와 같이 각 시계열들의 수준변수는 불안정한 자료로 보이나 수익률자료는 모두 안정적인 자료로 나타남에 따라 분석모형에 사용하여도 무난함을 보여주고 있다. 또한 부동산시장과 각 시계열 수준변수사이의 장기적인 균형 관계를 분석하기 위하여 요한센 공적분검증을 실시하였으며 그 결과가 <표 3>에 제시되어 있다. 분석결과 부동산시장과 장·단기금리사이에는 장기적인 균형관계가 존재하는 것으로 나타났다.

<표 2> 단위근검증(unit root test)

구 분		ADF 검증		PP 검증	
		$\alpha$ : t-static	$\delta$ : t-static	$\alpha$ : t-static	$\delta$ : t-static
전국아파트매 가격 지수	수준변수	1.7922	-1.8597	1.7836	-1.8836
	수익률	-6.4024***	-4.4379***	-6.4024***	-6.7645***
KOSPI	수준변수	-0.7004	-1.5050	-0.8360	-1.6361
	수익률	-12.6327***	-12.6206***	-12.5650***	-12.5457***
원달러 환율	수준변수	-2.0808	-1.9955	-2.0536	-1.9736
	수익률	-12.8404***	-12.8568***	-12.7715***	-12.7825***

구 분			ADF 검증		PP 검증	
			$\alpha$ : t-static	$\delta$ : t-static	$\alpha$ : t-static	$\delta$ : t-static
금리	콜	수준변수	-2.3653	-3.0763	-2.0766	-3.0016
		수익률	-11.5982***	-11.5981***	-11.6813***	-11.6728***
	CD	수준변수	-2.2432	-3.3401*	-2.0023	-2.9048
		수익률	-9.0805***	-9.0322***	-9.0805***	-9.0989***
	국민주 택채권	수준변수	-1.8900	-2.9518	-1.8287	-2.7627
		수익률	-10.2499***	-10.2662***	-10.2894***	-10.2923***

주 1 : 각 계수값은 t 값이며, 위 표에서  $\alpha$ 는 상수항만을,  $\delta$ 는 상수항과 추세선을 동시에 포함하여 ADF 및 PP 검증을 추정한 결과임.

2 : \*\*\*, \*는 1%, 10% 유의수준을 각각 나타내며, 각 수준변수 및 가격변화량들의 Mackinnon 임계치(critical value)는 1% -3.9726, 10% -3.1304임.

<표 3> 요한센(Johansen) 공적분검증

구 분	Eigenvalue (고유값)	Likelihood Ratio(우도비)	5 % 임계치	hypothesized No. of CE(s)
전국아파트매매가격지수 /원달러	0.03104	6.51307	15.4947	none
	0.00055	0.11173	3.84146	at most
전국아파트매매가격지수 /코스피지수	0.02279	5.46701	15.4947	none
	0.00386	0.78569	3.84146	at most
전국아파트매매가격지수 /물	0.07382	15.9144**	15.4947	none
	0.00169	0.34519	3.84146	at most
전국아파트매매가격지수 /양도성예금증서금리	0.07714	16.4125**	15.4947	none
	0.00057	0.11579	3.84146	at most
전국아파트매매가격지수 /국민주택채권	0.07609	16.0677**	15.4947	none
	0.00006	0.00134	3.84146	at most

주 1 : 공적분검증을 위한 모형추정시 trend 가정은 linear deterministic trend를 사용하였음.

2 : \*\*는 5% 유의수준을 각각 나타냄.

3 : “전국아파트 매매가격지수 / 원달러”의 귀무가설은 “전국 아파트매매가격지수와 원달러 수준변수사이에 공적분관계가 존재하지 않는다.”이며 다른 시계열들간의 귀무가설도 동일한 메커니즘이 적용되었음.

### Ⅲ. 연구 방법(Methodology)<sup>2)</sup>

본 연구의 목적은 국내 부동산시장의 변동이 주식시장, 채권시장 및 외환시장의 변동으로부터 영향을 받는지? 또는 부동산시장의 변동이 주식, 채권 및 외환시장의 변동에 영향을 주는지? 분석하는데 있다. 자본시장의 투자자금은 새로운 수익원을 확보하기 위하여 이동하게 되며 투자자산의 포트폴리오를 구성함에 있어 기본적으로 고려하는 시장들이 부동산, 외환, 채권 및 주식시장이다.

이러한 부동산시장과 각 거시경제지표사이의 동태적인 선-후행성관계 및 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위한 적절한 금융시계열모형이 VAR(vector autoregressive model)이다. 또한 보다 효과적으로 각 시장사이의 정보전달메커니즘을 분석하기 위하여 VAR 모형에 기초를 둔 Granger 인과관계분석 및 분산분해분석을 실시하였다. Granger 인과관계분석관련 귀무가설은 아래와 같이 나타낼 수 있다.[홍정효(2008)]

$$RER_t = \alpha_1 + \sum_{k=1}^n \lambda_1 RER_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_1 KSR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \gamma_1 FXR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \delta_1 BDR_{t-k} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

위 식(2)에서의 귀무가설은  $H_0: \lambda_1=0, \beta_1=0, \gamma_1=0$  및  $\delta_1=0$ 에 대한 F통계량을

$$KSR_t = \alpha_2 + \sum_{k=1}^n \lambda_2 RER_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_2 KSR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \gamma_2 FXR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \delta_2 BDR_{t-k} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

위 식(3)에서의 귀무가설은  $H_0: \lambda_2=0, \beta_2=0, \gamma_2=0$  및  $\delta_2=0$ 에 대한 F통계량을

$$FXR_t = \alpha_3 + \sum_{k=1}^n \lambda_3 RER_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_3 KSR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \gamma_3 FXR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \delta_3 BDR_{t-k} + \varepsilon_{3t} \quad (4)$$

위 식(4)에서의 귀무가설은  $H_0: \lambda_3=0, \beta_3=0, \gamma_3=0$  및  $\delta_3=0$ 에 대한 F통계량을

$$BDR_t = \alpha_4 + \sum_{k=1}^n \lambda_4 RER_{t-k} + \sum_{k=1}^n \beta_4 KSR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \gamma_4 FXR_{t-k} + \sum_{k=1}^n \delta_4 BDR_{t-k} + \varepsilon_{4t} \quad (5)$$

위 식(5)에서의 귀무가설은  $H_0: \lambda_4=0, \beta_4=0, \gamma_4=0$  및  $\delta_4=0$ 에 대한 F통계량을 계산하여 각 통계량값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는지를 분석한다. 위 식

2) 홍정효(2008), 홍정효, 문규현(2008) 논문 참조

(2)~식(5)에서 RER은 전국 아파트매매가격지수, KSR은 한국종합주가지수, FXR은 원달러 현물환율 및 BDR은 장·단기 금리의 수익률을 각각 의미한다.

위 식(2)~식(5)에서  $\lambda$ 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되는 경우 부동산시장의 변동이 주식, 외환 및 장·단기 금리변동에 대하여 영향력을 미치고 있음을 의미한다.  $\lambda$ 값이 통계적으로 유의한 수준에서 기각되지 않는 경우 부동산시장은 다른 주요 거시경제지표에 대하여 가격발견기능을 가지고 있지 않음을 의미한다.  $\beta$ ,  $\gamma$  및  $\delta$ 는 KOSPI, 원달러 환율 및 장단기 금리 수익률이 다른 시장에 대하여 영향을 미치고 있는지를 분석하는 계수 값 들이다.

또한 수준변수간의 장기적인 균형관계가 존재하는 경우 VAR 모형에 오차수정항을 포함시켜 각 시계열간의 정보전달메커니즘을 분석하였으며 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.[홍정효(2008), 홍정효,문규현(2008)]

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} RER_t \\ CAR_t \\ CDR_t \\ BDR_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_{PER} \\ a_{CAR} \\ a_{CDR} \\ a_{BDR} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{PER} \\ \beta_{CAR} \\ \beta_{CDR} \\ \beta_{BDR} \end{bmatrix} ECT + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} & \delta_{14,4} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} & \delta_{24,4} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} & \delta_{34,4} \\ \delta_{41,1} & \delta_{42,2} & \delta_{43,3} & \delta_{44,4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_t \\ CAR_t \\ CDR_t \\ BDR_t \end{bmatrix} \\ &+ \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} & \delta_{14,4} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} & \delta_{24,4} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} & \delta_{34,4} \\ \delta_{41,1} & \delta_{42,2} & \delta_{43,3} & \delta_{44,4} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_{t-p} \\ CAR_{t-p} \\ CDR_{t-p} \\ BDR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{RER,t} \\ \epsilon_{CAR,t} \\ \epsilon_{CDR,t} \\ \epsilon_{BDR,t} \end{bmatrix} \quad (6) \end{aligned}$$

위 식(6)에서 RER, CAR, CDR, BDR은 전국아파트매매가격지수, Call, CD 및 5년물 국민주택채권의 수익률을 각각 의미한다. 이러한 VECM(vector error correction model)을 토대로 각 시계열사이의 분산분해분석을 통하여 각 시장사이의 상대적인 영향력의 크기를 추가적으로 분석하였다.

## IV. 실증 분석 결과

### 1. Granger 인과관계분석

먼저 부동산시장과 각 주요거시경제지표사이의 Granger인과관계분석을 실시하기 이전에 VAR 모형의 시차(lag)를 결정하기 위하여 일반적으로 사용되는 BIC(Schwarz Criteria)를 추정하였으며 그 결과가 <표 4>의 panel a, panel b 및 panel c에 제시되어 있다.

전체적으로는 시차 2에서의 BIC값이 가장 작은 것으로 나타났으며, 콜금리와 국민 주택채권금리를 포함한 panel a와 panel c인 경우 VAR(2) 모형에 상수항을 포함하지 않는 경우의 BIC값이 상수항을 포함하는 경우보다 더 작은 것으로 나타났다.

<표 4> VAR모형의 차수 결정을 위한 BIC(Schwarz Criteria) 추정

Panel a : Call 금리와 주요 지표간의 BIC(Schwarz Criteria) 추정

상수항	시차(lag)						
	1	2	3	4	5	6	7
포 함	21.54886	21.46193	21.69509	21.96942	22.25261	22.56527	22.90974
불포함	21.46600	21.41187	21.64488	21.92304	22.19737	22.50350	22.85098

Panel b : 양도성예금증서금리와 주요 지표간의 BIC(Schwarz Criteria) 추정

상수항	시차(lag)						
	1	2	3	4	5	6	7
포 함	16.76681	16.57921	16.88107	17.15182	17.49617	17.84512	18.15392
불포함	16.78389	16.61247	16.86999	17.11334	17.42987	17.77265	18.08315

Panel c : 국민주택채권 금리와 주요 지표간의 BIC(Schwarz Criteria) 추정

상수항	시차(lag)						
	1	2	3	4	5	6	7
포 함	16.04330	15.93061	16.22157	16.41569	16.75758	17.09808	17.41885
불포함	16.04281	15.92404	16.19006	16.36633	16.68786	17.02360	17.34372

주 1 : 분석기간은 1991년 3월부터 2008년 7월 말까지임.

2 : BIC 산정을 위하여 아래의 VAR(p)모형을 추정하였으며,

$$\begin{bmatrix} RER_t \\ KSR_t \\ FXR_t \\ BDR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a1 \\ a2 \\ a3 \\ a4 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} \\ \delta_{41,1} & \delta_{42,2} & \delta_{43,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_{t-1} \\ KSR_{t-1} \\ FXR_{t-1} \\ BDR_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} & \delta_{13,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} & \delta_{23,p} \\ \delta_{31,p} & \delta_{32,p} & \delta_{33,p} \\ \delta_{41,p} & \delta_{42,p} & \delta_{43,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_{t-p} \\ KSR_{t-p} \\ FXR_{t-p} \\ BDR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$
$$\begin{bmatrix} RER_t \\ KSR_t \\ FXR_t \\ BDR_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11,1} & \delta_{12,2} & \delta_{13,3} \\ \delta_{21,1} & \delta_{22,2} & \delta_{23,3} \\ \delta_{31,1} & \delta_{32,2} & \delta_{33,3} \\ \delta_{41,1} & \delta_{42,2} & \delta_{43,3} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_{t-1} \\ KSR_{t-1} \\ FXR_{t-1} \\ BDR_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \delta_{11,p} & \delta_{12,p} & \delta_{13,p} \\ \delta_{21,p} & \delta_{22,p} & \delta_{23,p} \\ \delta_{31,p} & \delta_{32,p} & \delta_{33,p} \\ \delta_{41,p} & \delta_{42,p} & \delta_{43,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} RER_{t-p} \\ KSR_{t-p} \\ FXR_{t-p} \\ BDR_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{bmatrix}$$

3 : 각 BIC 값은 ( i )상수항의 포함여부, ( ii ) p=1, …7까지의 시차(lag)변수 포함여부에 따라 계산되었으며, 위 방정식에서 RER, KSR, FXR, BDR은 전국 아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리의 수익률을 각각 의미한다.

콜금리와 국민주택채권 금리를 VAR모형에 포함하는 경우 상수항이 없는 VAR 모형을 추정하였다. 그러나 CD금리와 전국아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러 환율 간의 정보전달메커니즘 분석 시 BIC 값을 고려하여 상수항을 포함하여 추정하였다. 또한 전체분석기간을 IMF 외환이전과 이후기간으로 나누어 세부적으로 분석하였으며 그 결과가 <표 5>, <표 6> 및 <표 7>에 제시되어 있다.

먼저 금리와 부동산시장사이의 정보전달메커니즘을 분석하였다. <표 5> panel a의 전체분석기간동안 부동산시장과 주요거시지표사이의 Granger 인과관계분석결과에서 「call과 CD금리는 전국아파트매매가격지수를 Granger 인과하지 않는다」는 귀무가설은 시차 5와 시차 6에서 5% 유의수준에서 기각되는 것으로 나타났으나, 국민주택채권금리는 부동산시장에 대하여 영향력이 없는 것으로 나타났다.

「전국아파트매매가격지수는 콜 금리를 Granger 인과하지 않는다」는 귀무가설은 시차 2부터 시차 5까지 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 전국아파트매매가격지수의 CD에 대한 영향력은 시차 3에서 유의한 것으로 나타났으나 국민주택채권금리에 대한 영향력은 통계적으로 유의한 수준에서 존재하지 않는 것으로 나타났다.

<표 6> panel a의 외환위기이전 부동산시장과 금리와의 관계를 분석결과에 의하면 두 시장사이에는 통계적으로 유의한 수준에서 Granger 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 <표 7> panel a의 외환위기이후의 경우 부동산시장이 장·단기금리변동에 대하여 강한 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다.

금리와 부동산시장사이의 상호의존성관계를 요약해보면 전반적으로 두 시장사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 부동산시장의 금리시장 특히 단기금리시장에 대한 영향력이 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 외환위기이후 더욱 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 이는 부동산시장에서 발생한 대출수요가 은행의 대출금리결정 메커니즘에 영향을 미치고 있음을 추론해 볼 수 있다.

다음으로 부동산시장, 주식 및 외환시장사이의 정보전달메커니즘을 분석하였다. <표 5> panel b의 전체 분석기간 동안의 Granger 인과관계 분석결과에 의하면 주식시장보다는 외환시장의 변동이 부동산시장의 변화에 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나 부동산시장은 외환 및 주식시장에 대하여 영향력을 미치고 있지 않은 것으로 나타났다. <표 6> panel b에 의하면 외환위기 이전에는 부동산, 주식 및 외환시장사이에는 통계적으로 유의한 수준에서 Granger 인과관계는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 주식 및 외환시장에서 외국인투자자들에 대한 정부의 규제에 의하여 자본이동이 자유롭지 못함에서 기인하는 것으로 보여 진다. <표 7> panel b의 외환위기 이후 부동산시장은 외환시장에 대한 예측력을 지니고 있으나, 외환시장은 부동산시장에 대한 영향력이 거의 없는 것으로 나타났다. 주식시장은 부동산시장에 대하여 다소

약한 영향력을 미치고 있으나 부동산시장은 주식시장에 대하여 예측력이 없는 것으로 나타났다.

부동산, 외환 및 주식시장사이의 상호의존성에 대한 분석결과 부동산시장은 외환 및 주식시장에 대하여 영향력이 없는 것으로 나타났으며, 외환시장은 부동산시장에 대한 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났다. 주식시장과 부동산시장사이에는 피드백적인 영향력을 미치고 있으며 이러한 관계는 IMF외환위기 이후 더욱 강하게 존재하는 것으로 나타났다.

또한, 금리와 주식시장사이의 영향력을 분석하였다. 이론적으로 금리가 상승하는 경우 자금을 차입한 기업의 이자부담이 증가하게 된다. 이로 인하여 기업의 수익성은 악화되고 주가는 하락하게 되므로 금리와 주가사이에는 부(-)의 관계가 있음을 추론해 볼 수 있다. <표 5> panel c에 의하면 전체분석기간동안 금리와 주식시장사이에는 피드백적인 예측력이 존재하고 있으나 금리의 주식시장에 대한 영향력이 주식시장의 금리에 대한 영향력보다 더 큰 것으로 나타났다. 특히, 장기금리보다는 단기금리의 주식시장에 대한 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. <표 6> panel c에 의하면 IMF 외환위기이전동안 주식시장은 콜과 장기금리에 대하여 예측력을 다소 지니고 있는 것으로 나타났으나 그 반대 현상은 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 <표 7> panel c의 외환위기이후 금리와 주가사이에는 피드백적인 영향력이 존재하고 있다. 장기금리와 주식시장사이보다는 단기금리와 주식시장사이의 상호의존성 관계가 통계적으로 더 강한 것으로 나타났다.

금리와 주식시장사이의 상호의존성관계를 요약해보면 두 시장사이에는 피드백적인 상호의존관계가 있으며 장기금리보다는 단기금리의 주식시장에 대한 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. 두 시장사이의 이러한 상호의존현상은 IMF 외환위기이후 더욱 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 또한 이러한 분석결과로부터 주식투자자들이 한국은행의 콜금리결정 등 단기금리의 변동을 주식투자의사결정에 주요 지표로 참고하고 있음을 추론해 볼 수 있다.

마지막으로 금리와 외환시장사이의 상호의존성을 분석하였다. 환율결정에 영향을 미칠 수 있는 변수는 매우 다양하다. 예를 들어 한 국가의 중앙은행이 금리를 인상하는 경우 국제투자자금의 유입이 증가될 가능성이 높아진다. 국내 주식투자를 위하여 외국인보유 달러자금이 유입될 경우 국내 외환시장 또는 역외 외환시장에서 달러공급이 증가하게 되고 이 경우 달러가치는 하락하고 원화가치는 상승(평가절상 또는 달러/원 환율하락)하게 되는 시나리오를 생각해 볼 수 있다. 따라서 국내금리인상과 달러/원 환율은 다른 조건이 일정한 경우 부(-)관계가 있음을 추론해 볼 수 있다.

<표 5> panel d에서 전체분석기간동안 외환시장은 장·단기금리변화에 강한 예측



력을 지니고 있으며 3가지 금리 중에서 콜금리만 외환시장에 영향력을 미치고 있는 것으로 나타났다. <표 6> panel d의 외환위기이전의 경우 외환시장은 장·단기금리변동에 강한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나, 그 반대현상은 존재하지 않는 것으로 나타났다. <표 7> panel d의 외환위기이후의 경우 금리와 외환시장사이에는 피드백적인 상호의존성이 존재하고 있으며 콜금리가 CD와 국민주택채권금리보다 외환시장에 대한 영향력이 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 이러한 현상은 IMF 외환위기 이후 상대적으로 더 강해진 것으로 나타났다.

금리와 외환시장사이의 관계를 요약해 보면, 두 시장사이에는 피드백적인 가격예측기능이 존재하고 있다. 또한 장기금리보다는 단기금리와 외환시장사이의 상호의존성이 매우 강한 것으로 나타났다. 따라서 정책당국의 통화정책수립 시 장기금리보다는 단기금리변동에 더 많은 관심을 기울여야 할 것을 보여주고 있다.

<표 5> Granger 인과관계 분석 결과(전체분석기간)

Panel a : 전국 아파트매매가격지수와 금리간의 분석

귀무가설: 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 아파트매매가격(APPI)을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설: 아파트매매가격(APPI)은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call ⇒ APPI	CD ⇒ APPI	NHB ⇒ APPI	시차	APPI ⇒ Call	APPI ⇒ CD	APPI ⇒ NHB
1	0.5461	0.5736	2.4463	1	1.7807	1.8703	3.0343*
2	0.0748	0.7557	0.3724	2	3.0066**	2.8317*	2.0145
3	1.5058	1.7074	1.1671	3	2.8674**	2.6496**	1.3675
4	2.2238*	2.0736*	1.3196	4	3.0822**	2.2492*	1.0710
5	2.6148**	2.5727**	1.9183*	5	2.5313**	2.0949*	1.1233
6	2.1281**	2.1693**	1.5078	6	2.0013*	1.9048*	1.1473
7	1.6311	1.7784*	1.1493	7	1.4281	1.5128	0.8841

Panel b : 전국 아파트매매가격지수와 주가, 환율, GDP간의 분석

귀무가설 : 주가 또는 환율은 아파트매매가격(APPI) 또는 주가를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 아파트매매가격(APPI) 또는 주가는 주가 또는 환율을 Granger-cause하지 않는다.			
시차	KS ⇒ APPI	FX ⇒ APPI	FX ⇒ KS	시차	APPI ⇒ KS	APPI ⇒ FX	KS ⇒ FX
1	1.9876	1.6596	19.7983***	1	0.3886	0.7942	2.2346

2	0.8153	1.3943	13.0296***	2	2.0222	0.6071	8.2037***
3	0.8865	3.0558**	12.5245***	3	1.5805	0.6543	4.9143***
4	0.8477	3.4839***	9.7822***	4	1.4550	0.4369	3.3585**
5	0.9229	4.0016***	7.9722***	5	1.0145	0.3730	2.9549**
6	0.7809	3.4252***	7.6528***	6	0.9987	0.3580	2.5640**
7	0.7214	3.0606***	6.5051***	7	1.1380	0.3800	2.8086***

Panel c : 장단기금리와 추가와의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 KOSPI를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : KOSPI는 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call ⇒ KS	CD ⇒ KS	NHB ⇒ KS	시차	KS ⇒ Call	KS ⇒ CD	KS ⇒ NHB
1	2.2498	1.4252	3.4832*	1	0.3219	0.0017	0.1770
2	5.4718***	9.5170***	2.0836	2	0.4484	0.6726	2.4002*
3	5.6661***	6.4600***	1.6921	3	0.9435	0.6856	1.3278
4	5.4890***	5.0960***	2.0744	4	0.8732	2.3912**	2.9993**
5	4.9878***	5.2902***	2.1381*	5	0.8784	1.8794*	2.2541**
6	7.6528***	4.5746***	4.6160***	6	2.5640**	0.7427	1.4328
7	4.1987***	4.1246***	2.0412**	7	0.9473	1.0841	1.7238*

Panel d : 장단기금리와 원달러시장과의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 원달러환율을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 원달러 환율은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call ⇒ FX	CD ⇒ FX	NHB ⇒ FX	시차	FX ⇒ Call	FX ⇒ CD	FX ⇒ NHB
1	1.2903	0.0350	0.0148	1	10.0408***	22.1483***	6.4616***
2	3.1224**	0.2694	0.6355	2	5.3625***	12.5466***	5.0582***
3	2.9111**	0.5081	0.4848	3	2.9382**	8.3063***	3.5582**
4	2.6506**	0.4296	0.5999	4	2.1798*	6.0791***	3.0037**
5	2.1786**	0.3563	0.6005	5	2.4123**	5.1000***	2.3022**
6	2.1988**	1.0969	0.7900	6	2.1134**	4.2335***	1.8834*
7	1.6344	0.7818	0.4697	7	2.1828**	3.3774***	2.6288**

주 1 : APPI, Call, CD, NHB, FX는 각각 아파트매매가격, 콜금리, 양도성예금증서금리, 국민주택채권금리, 원달러환율의 수익률을 의미한다.

2 : \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5% 및 10%의 통계적 유의수준을 각각 나타냄.

<표 6> Granger 인과관계 분석 결과(외환위기이전)

Panel a : 전국 아파트매매가격지수와 금리간의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 아파트매매가격(APPI)을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 아파트매매가격(APPI)은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call $\Rightarrow$ APPI	CD $\Rightarrow$ APPI	NHB $\Rightarrow$ APPI	시차	APPI $\Rightarrow$ Call	APPI $\Rightarrow$ CD	APPI $\Rightarrow$ NHB
1	0.3669	0.0352	0.0078	1	0.2025	0.2434	0.1633
2	0.6224	0.3180	0.3425	2	1.1955	0.6114	0.7984
3	0.1449	0.1684	0.8315	3	1.1160	0.5183	0.7438
4	0.0964	0.1254	0.7286	4	1.0881	0.6229	0.8215
5	0.2831	0.6223	0.7084	5	0.8929	0.5234	0.6660
6	0.5971	0.8943	0.5558	6	0.7143	0.3730	0.5163
7	1.2446	1.4094	0.7807	7	0.6753	0.3226	0.4377

Panel b : 전국 아파트매매가격지수와 증가, 환율, GDP간의 분석

귀무가설 : 증가 또는 환율은 아파트매매가격(APPI) 또는 증가를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 아파트매매가격(APPI) 또는 증가는 증가 또는 환율을 Granger-cause하지 않는다.			
시차	KS $\Rightarrow$ APPI	FX $\Rightarrow$ APPI	FX $\Rightarrow$ KS	시차	APPI $\Rightarrow$ KS	APPI $\Rightarrow$ FX	KS $\Rightarrow$ FX
1	0.0376	0.1948	1.1226	1	0.0688	0.0549	2.6965*
2	1.2529	0.4468	0.6732	2	0.1668	0.7951	1.4727
3	1.3611	0.2965	0.5372	3	0.6443	0.8711	1.8575
4	1.3439	0.3530	0.3054	4	1.1017	1.2602	1.5498
5	1.0066	0.3512	0.2484	5	0.4910	1.5642	1.2528
6	0.8734	0.3382	0.4036	6	0.4327	1.4151	1.1830
7	0.8800	0.4762	0.7009	7	0.4683	1.5678	1.1259

Panel c : 장·단기금리와 증가와의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 KOSPI를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : KOSPI는 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call $\Rightarrow$ KS	CD $\Rightarrow$ KS	NHB $\Rightarrow$ KS	시차	KS $\Rightarrow$ Call	KS $\Rightarrow$ CD	KS $\Rightarrow$ NHB
1	0.1068	0.0127	0.0103	1	0.0395	1.5914	4.6137**
2	0.1188	0.2194	0.1785	2	4.0940**	1.8781	3.1915**

3	0.3230	0.2061	0.1416	3	2.6807**	1.2016	2.3724*
4	0.4312	0.1741	0.1641	4	2.0108*	1.4420	2.0102
5	0.3054	0.2196	0.1770	5	1.5075	1.2084	1.7985
6	0.2451	0.2325	0.2829	6	1.4979	1.2712	1.5107
7	0.2425	0.2216	0.1989	7	1.3650	1.0691	1.2397

Panel d : 장·단기금리와 원달러시장과의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 원달러환율을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 원달러 환율은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call ⇒ FX	CD ⇒ FX	NHB ⇒ FX	시차	FX ⇒ Call	FX ⇒ CD	FX ⇒ NHB
1	0.8361	1.0001	1.6358	1	27.7928***	14.9485***	36.2526***
2	0.3732	0.4713	0.9124	2	17.0371***	8.4087***	17.4120***
3	0.5940	1.3411	1.6430	3	11.4182***	5.7980***	12.0496***
4	0.6445	1.1636	1.7072	4	8.4231***	4.2855***	9.1074***
5	0.4445	0.9369	1.5184	5	6.6601***	3.2990**	7.4100***
6	0.4621	0.8941	1.4181	6	5.3170***	2.9717**	6.0842***
7	0.3988	0.7832	1.4034	7	4.9157***	2.9930***	5.1454***

주 1 : APPI, Call, CD, NHB, FX는 각각 아파트매매가격, 콜금리, 양도성예금증서금리, 국민주택채권금리, 원달러환율의 수익률을 의미한다.

2 : \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5% 및 10%의 통계적 유의수준을 각각 나타냄.

<표 7> Granger 인과관계 분석 결과(외환위기이후)

Panel a : 전국 아파트매매가격지수와 금리간의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 아파트매매가격(APPI)을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 아파트매매가격(APPI)은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call ⇒ APPI	CD ⇒APPI	NHB ⇒APPI	시차	APPI ⇒ Call	APPI ⇒ CD	APPI ⇒ NHB
1	0.0945	0.4007	2.0540	1	3.3593*	9.1405***	5.6784**
2	0.8131	1.0831	0.5197	2	3.7846**	5.0823***	2.5314*
3	2.5898**	1.3379	0.6602	3	4.7305***	5.1176***	2.0007
4	0.9248	0.7212	0.3146	4	4.5654***	2.4576**	1.5269
5	1.2914	1.2925	0.7090	5	3.4030***	2.5679**	1.7629
6	1.3516	1.3693	0.6641	6	2.6412**	2.4143**	1.5632
7	1.3914	1.2128	0.6538	7	1.6365	1.7003	1.0176

Panel b : 전국 아파트매매가격지수와 주가, 환율, GDP간의 분석

귀무가설 : 주가 또는 환율은 아파트매매가격 (APPI) 또는 주가를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 아파트매매가격(APPI) 또는 주가는 주가 또는 환율을 Granger-cause하지 않는다.			
시차	KS $\Rightarrow$ APPI	FX $\Rightarrow$ APPI	FX $\Rightarrow$ KS	시차	APPI $\Rightarrow$ KS	APPI $\Rightarrow$ FX	KS $\Rightarrow$ FX
1	1.8338	0.2985	5.5452***	1	0.7250	6.7445**	0.1607
2	2.8898**	0.7488	9.3135***	2	1.8370	4.9027***	3.8569**
3	1.9297	0.0554	6.4977***	3	1.2223	2.7407**	0.7031
4	1.9602*	0.8392	3.6396***	4	1.1845	2.2016*	0.7809
5	1.2024	0.3008	2.1335*	5	0.9318	2.3583**	1.3962
6	1.0668	0.4076	2.8966**	6	0.9635	2.0902*	1.6710
7	1.0484	0.4515	2.8295***	7	1.0817	2.7855**	1.9052*

Panel c : 장단기금리와 주가와와의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 KOSPI를 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : KOSPI는 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call $\Rightarrow$ KS	CD $\Rightarrow$ KS	NHB $\Rightarrow$ KS	시차	KS $\Rightarrow$ Call	KS $\Rightarrow$ CD	KS $\Rightarrow$ NHB
1	0.9040	0.0315	0.3461	1	0.1375	0.6791	0.4013
2	6.1182***	9.2861***	0.3755	2	4.2637**	5.2507***	6.1429***
3	6.0930***	5.6469***	0.1641	3	3.0381**	5.1412***	3.5912**
4	4.1360***	3.7557***	0.3053	4	1.5479	4.0968***	4.1133***
5	5.0474***	4.3125***	0.8268	5	3.9271***	4.1765***	3.3320***
6	3.9964***	3.3991***	0.9464	6	3.3244***	4.5757***	2.8034**
7	2.8805***	2.7396**	0.7452	7	2.1869**	3.0210***	1.8669*

Panel d : 장단기금리와 원달러시장과의 분석

귀무가설 : 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)는 원달러환율을 Granger-cause하지 않는다.				귀무가설 : 원달러 환율은 장단기 금리(Call, CD, 국민주택채권)를 Granger-cause하지 않는다.			
시차	Call $\Rightarrow$ FX	CD $\Rightarrow$ FX	NHB $\Rightarrow$ FX	시차	FX $\Rightarrow$ Call	FX $\Rightarrow$ CD	FX $\Rightarrow$ NHB
1	1.3579	0.0028	0.4228	1	3.4821*	6.2142**	0.7941
2	0.4584	0.4268	0.9447	2	2.0547	6.1997***	2.9009**
3	4.3411***	2.0545	0.0720	3	3.1398**	6.8986***	2.1336*
4	3.3717**	1.7013	0.0776	4	4.1205***	2.9113**	2.2366*
5	3.0031**	1.4678	0.5143	5	1.6245	3.3660***	2.4182**
6	1.9874*	2.4515**	0.5612	6	2.3885**	2.5336**	2.2534**
7	1.9442*	2.3651**	0.2180	7	2.6196**	2.0498**	1.7056

주 1 : APPI, Call, CD, NHB, FX는 각각 아파트매매가격, 콜금리, 양도성예금증서금리, 국민주택채권금리, 원달러환율의 수익률을 의미한다.

2 : \*\*\*, \*\*, \*는 1%, 5% 및 10%의 통계적 유의수준을 각각 나타냄.

## 2. 분산분해분석

동 연구에서는 VECM(2)모형을 이용하여 전체분석기간, IMF 외환위기이전 및 이후 기간 동안 부동산시장, 단기금리시장, 주식시장 및 외환시장을 중심으로 상대적인 영향력의 크기를 분석하기 위하여 분산분해분석을 실시하였으며 그 결과가 <표 8>의 panel a, panel b, panel c에 제시되어 있다.

먼저 부동산시장에 대한 주요거시지표의 상대적인 영향력의 크기에 의하면 전체분석기간동안 부동산시장에 대하여 부동산시장자체⇒콜금리⇒외환시장⇒주식시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났다. 외환위기 이전의 경우 부동산시장자체⇒외환시장⇒주식시장⇒콜금리의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났으며 외환위기 이후의 경우 부동산시장자체⇒콜금리⇒주식시장⇒외환시장의 순서로 영향력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 전반적으로 부동산시장에 대해서는 콜금리의 영향력이 주식 및 외환시장보다 상대적으로 강한 것으로 나타났다.

다음으로 외환시장에 대한 주요거시지표의 상대적인 영향력의 크기에 의하면 전체분석기간동안 외환시장에 대하여 외환시장자체⇒콜금리⇒부동산시장⇒주식시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났다. 외환위기 이전의 경우 외환시장자체⇒주식시장⇒부동산시장⇒콜금리의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났으며 외환위기 이후의 경우 외환시장자체⇒부동산시장⇒콜금리⇒주식시장의 순서로 영향력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 전반적으로 외환위기이전보다 외환위기 이후 각 변수들의 외환시장에 대한 영향력이 상대적으로 높아졌으며 주식, 부동산 및 금리 모두 비슷한 수준에서 외환시장에 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다.

또한, 콜금리시장에 대한 주요거시지표의 상대적인 영향력의 크기에 의하면 전체분석기간동안 콜금리시장에 대하여 콜금리시장자체⇒외환시장⇒부동산시장⇒주식시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났다. 외환위기 이전의 경우 외환시장⇒콜금리시장자체⇒주식시장⇒부동산시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났으며 외환위기 이후의 경우 콜금리시장자체⇒외환시장⇒부동산시장⇒주식시장의 순서로 영향력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

마지막으로 주식시장에 대한 주요거시지표의 상대적인 영향력의 크기에 의하면 전체분석기간동안 주식시장에 대하여 주식시장자체⇒외환시장⇒콜금리⇒부동산시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났다. 외환위기 이전의 경우 주식시장자체⇒외환시장

⇒콜금리⇒부동산시장의 순서로 영향력이 큰 것으로 나타났으며 외환위기 이후의 경우 주식시장자체⇒외환시장⇒부동산시장⇒콜금리시장의 순서로 영향력이 상대적으로 큰 것으로 나타났다.

분산분해분석을 요약해보면 앞의 Granger인과관계분석결과와 마찬가지로 전반적으로 외환위기이전보다는 외환위기 이후 각 변수사이의 상대적인 영향력의 크기는 더 강화된 것으로 나타났으며, 부동산시장에서는 금리가, 주식시장과 콜금리에 대해서는 환율이, 외환시장에 대해서는 금리가 영향력이 높은 것으로 나타났다.

<표 8> 분산분해(variance decomposition) 분석 결과

Panel a : 전국아파트매매가격과 증가, 환율 및 Call/CD/NHB 금리에 대한 분산분해분석 결과 (전체분석기간)

구 분	시차 (lag)	S. E.	설 명 변 수			
			RE	FX	Call	KS
RE	5	1.3461	89.8557	3.5351	5.9853	0.6237
	10	1.7882	87.4926	4.9116	6.9674	0.6283
FX	5	4.9429	2.0266	85.2656	11.4721	1.2356
	10	5.8082	3.2367	79.5844	16.0451	1.1335
Call	5	11.2088	1.9756	40.6099	56.8400	0.5744
	10	14.5446	1.9920	45.9959	51.6486	0.3633
KS	5	13.8980	1.8053	15.4342	7.1698	75.5906
	10	17.9652	1.3591	12.7180	7.4315	78.4912

Panel b : 전국아파트매매가격과 증가, 환율 및 Call/CD/NHB 금리에 대한 분산분해분석 결과 (외환위기이전)

구 분	시차 (lag)	S. E.	설 명 변 수			
			RE	FX	Call	KS
RE	5	1.5529	55.6068	40.4054	0.7245	3.2630
	10	6.1516	7.9017	79.8471	0.6505	11.6005
FX	5	17.2725	0.6028	90.5243	0.5646	8.3082
	10	75.9004	0.2411	85.0849	0.5239	14.1499
Call	5	36.0113	0.9315	84.1727	10.5964	4.2991
	10	167.758	0.2805	86.7141	0.5439	12.4614
KS	5	8.4542	1.4094	21.2690	15.4856	61.8358
	10	11.1267	2.0233	46.6775	12.5389	38.7602

Panel c : 전국아파트매매가격과 주가, 환율 및 Call/CD/NHB 금리에 대한 분산분해분석 결과 (외환위기이후)

구 분	시차 (lag)	S. E.	설 명 변 수			
			RE	FX	Call	KS
RE	5	1.4916	88.2230	1.8233	5.3170	4.6365
	10	1.9900	87.3177	1.7919	5.9098	4.9804
FX	5	3.0072	8.4958	76.7552	8.0439	6.7049
	10	3.3532	11.1156	72.2421	8.1390	8.5030
Call	5	5.2619	1.3138	10.0745	88.0852	0.5263
	10	6.9032	2.1100	12.2490	85.3158	0.3250
KS	5	12.7128	7.8800	12.1166	4.5014	75.5019
	10	16.3927	8.5179	11.8081	4.4246	75.2492

주 1 : 분석기간은 1998년 1월부터 2008년 7월 말까지임.

2 : RE, KS, FX, Call, CD, NHB는 전국아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, 양도성 예금증서금리 및 국민주택채권금리를 각각 의미한다.

3 : 분산분해분석을 위한 VECM(2)모형 추정 시 순서(ordering)는 전국아파트매매가격지수, 원달러환율, 장단기 금리 및 한국종합주가지수의 의 순서임.

4 : panel a, panel b 및 panel c는 VECM(2)를 추정하였음.

## V. 요약 및 결론

본 연구에서는 1991년 3월부터 2008년 7월까지 국내 부동산시장과 주식시장, 채권시장 및 외환시장 등 주요거시경제지표사이의 동태적인 정보전달메커니즘을 분석하고자 하였다. 이를 위하여 월별 전국아파트매매가격지수, KOSPI, 원달러, 콜금리, 91일물 CD금리 및 5년물 국민주택채권금리를 사용하여 Granger 인과관계분석 및 분산분해분석을 실시하였다. 각 거시경제지표간의 보다 효과적인 상호의존성을 분석하기 위하여 전체분석기간을 IMF 외환위기이전과 외환위기이후로 나누어 분석하였다. 주요 실증분석결과는 다음과 같다.

먼저 금리와 부동산시장의 경우 피드백적인 관계가 존재하고 있으며 부동산시장의 금리시장 특히 단기금리시장에 대한 영향력이 강하게 존재하는 것으로 나타났다. 부동산과 주식시장의 경우, 외환위기이후 주식시장이 부동산시장에 대하여 다소 영향력을 미치고 있으나 전반적으로 주식시장과 부동산시장사이의 상호의존성은 거의 존재하지 않는 것으로 나타났다.

다음으로 부동산과 외환시장의 경우, 전체분석기간동안 외환시장은 부동산시장에 대



한 예측력을 지니고 있는 것으로 나타났으나 그 반대현상은 존재하지 않는 것으로 나타났다.

금리와 주가는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 단기금리의 영향력이 지배적인 것으로 나타났다. 금리와 외환시장의 경우 단기금리와 외환시장사이에는 피드백적인 관계가 존재하고 있으나 장기금리는 외환시장에 대하여 영향력이 거의 없는 것으로 나타났다. 환율과 주가의 경우 피드백적인 예측력이 존재하고 있으며 이러한 현상의 외환위기이후에 매우 강해진 것으로 나타났다.

전반적으로 부동산과 주요거시경제지표사이의 상호의존성이 존재하고 있으며 단기금리와 환율이 다른 변수에 대한 영향력이 상대적으로 더 강한 것으로 나타났다. 자본시장개방 및 외국인투자자유화 등의 영향력으로 시간이 경과할수록 각 거시경제지표사이의 상호의존성은 더욱 더 증가할 것으로 보여 진다. 또한 각 거시경제지표사이의 선-후행성이 존재한다는 사실은 정보가 자본자산가격에 동시에 즉각적으로 반영되지 못하는 것을 의미하므로 이는 순차적 정보가설을 지지하는 간접적인 증거로 볼 수 있다.

이러한 부동산과 환율, 주가 및 금리 등 주요 거시경제지표사이의 정보전달메커니즘에 대한 실증분석결과는 통화당국 및 금융감독당국의 통화정책 및 감독정책수립뿐만 아니라 투자자들의 투자전략 및 위험관리전략수립에 다소나마 기여를 할 수 있을 것으로 보여 진다.

## 참고 문헌

- 김인무·김찬웅, “한국, 일본, 미국 주식시장의 정보전달: KOSDAQ, JASDAQ, NASDAQ과 거래소시장을 중심으로,” 『증권학회지』, 제28집, 2001, 481-513.
- 장국현, “주식시장 동조화와 다운사이드 리스크,” 한국재무학회, 2001년 추계 학술발표 연구발표회 발표논문, 2001.
- 지청·조담·양채열, “우리나라 주가변동에 대한 미국 주가의 영향,” 『증권학회지』, 제28집, 2001, 1-19.
- 홍정효, “영국 GILT 통화선물시장의 거래량, 미결제약정 및 수익률간의 선-후행성에 관한 연구,” 『금융공학연구』, 제7권 제3호, 2008, pp.17-32.
- 홍정효·문규현, “코스피200 선물거래량 및 미결제약정수는 현물가격예측에 유용한 정보를 제공하는가?” 『금융공학연구』, 제7권 제1호, 2008, pp.1-25.

- Aggarwal, R., "Exchange rates and stock prices: a study of the US capital markets under floating exchange rates," *Akron Business and Economic Review* Fall, 1981, pp.7-12.
- Baur, D. and R.C. Jung, "Return and volatility linkages between the US and the German stock market," *Journal of International Money and Finance*, 2005, pp. 1-16.
- Becker, K.G., J.E. Finnerty, and M. Gupta, "The Intertemporal Relation Between the U.S. and Japanese Stock Markets," *Journal of Finance* 45(4), 1990, pp.1297~1306.
- Chow, E.H., W.Y. Lee, and M.S. Solt, "The exchange rate risk exposure of asset returns," *Journal of Business* 70, 1997, pp. 105-123.
- Decker, A., K. Sen, and M.R. Young, "Equity market linkages in the Asia Pacific region. A comparison of the orthogonalized and generalized VAR approaches," *Global Finance Journal*, 2001, pp.1-33.
- Dicky, D.A. and W.A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association* 74, 1979, pp.427~431.
- Dornau, R., "Shock around the clock-on the causal relations between international stock markets, the strength of causality and the intensity of shock transmission," An econometric analysis, ZEW-Working paper No. 98-13, 1998.
- Eun, C.S. and S. Shim, "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 24(2), 1989, pp.241-256.
- Fung, H.G., S. Isberg, and W. Leung, "A cointegration analysis of the asian dollar and eurodollar interest rate transmission mechanism," *Asia Pacific Journal of Management* 9, 1992, pp.167-177.
- Fung, H.G. and W.C. Lo, "An empirical examination of the ex ante international interest rate transmission," *The Financial Review* 30, 1995, pp.175-192.
- Granger, C., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica* 37, 1969, pp.424-438.
- Granger, C. and P. Newbold, "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics* 2, 1974, pp.111-20.
- Grubel, H., "International diversified portfolios: welfare gains and capital flows," *American Economic Review* 58, 1968, pp.1299-1314.

- Hamao Y., R.W. Masulis, and V. Ng, "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies* 3, 1990, pp.281-307.
- Hartman, D.G., "The international financial market and U. S. interest rates," *Journal of International Money and Finance* 3, 1984, pp.91-103.
- Hendershott, P.H., "The structure of international interest rates: The U. S. Treasury Bill rate and the Eurodollar deposit rate," *Journal of Finance* 22, 1967, pp.455-465.
- Kaen, F.R. and G.A. Hachey, "Eurocurrency and national money market interest rates," *Journal of Money, Credit and Banking* 15, 1983, pp.327-338.
- Kwack, S.Y. "The structure of international interest rates: An extension of Hendershott's tests," *Journal of Finance* 26, 1971, pp.897-900.
- Kearney, C., "The determination and international transmission of stock market volatility," *Global Finance Journal* 11, 2000, pp.31-52.
- Lettau, M. and S. Ludvigson, "Resurrecting the (C) CAPM. A cross-sectional test when risk premia are time-varying," *Journal of Political Economy* 109, 2001, pp.1238-1287.
- Levin, J.H., "The Eurodollar market and the international transmission of interest rates," *Canadian Journal of Economics* 7, 1974, pp.205-224.
- Lin, W., R. Engle, and K. Ito, "Do Bulls and Bears Move Across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies* 7, 1994, pp.507-538.
- Masih, A.M. and R. Manih, "Propagative causal price transmission among international stock markets: evidence from the pre-and post globalization period," *Global Finance Journal* 13, 2002, pp.63-91.
- Phillips, P.C.B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75, 1988, pp.335-346.
- Phylaktis, K. and F. Ravazzolo, "Stock price and exchange rate dynamics," *Journal of International Money and Finance* 24, 2005, pp.1031-1053.
- Roll, R., "Industrial structure and the comparative behaviour of international stock market indices," *Journal of Finance* 47, pp.3-41.
- Rubinstein, M., "Markowitz's portfolio selection: A fifty-year retrospective," *Journal of Finance* 57(3), 2002, pp.1041-1045.
- Soenen, L.A. and E.S. Hennigar, "An analysis of exchange rates and stock prices-

the US experience between 1980 and 1986." *Akron Business and Economic Review*, Winter, 1986, pp.7-16.

Swanson, P., "The international transmission of interest rates: A note on causal relationships between short-term external and domestic U. S. dollar returns," *Journal of Banking and Finance* 12, 1988, pp.563-573.

Tse, Y., "International transmission of information: evidence from the Euroyen and Eurodollar futures markets," *Journal of International Money and Finance* 17, 1998, pp.909-929.

Abstract

## A Study on the Interdependence among Real Estate, Stock, Bond and FX Markets in Korea

*Chung-Hyo Hong<sup>\*</sup> and Gyu-Hyen Moon<sup>\*\*</sup>*

This study investigates the information transmission mechanism among the returns of KOSPI, FX market, real estate market, call, CD and national housing bond market("NHB") markets using monthly data covering from March, 1991 to July, 2008. For this purpose we employs the vector-auto regressive model, Granger causality, impulse response function and variance decomposition. The major empirical results are as follows:

First, according to the Granger causality test, the real estate market influenced from foreign exchange and short-term interest market but not the KOSPI and long-term interest rate market. The real estate market also has an impact on the short-term interest rates such as call and CD. There is a bilateral information transmission between stock and foreign exchange marks. These kind of results are more strengthened with much more statistical robustness after the IMF financial crisis.

Second, according to the variance decomposition analysis, short-term interest and foreign exchange markets have more influence on real estate market than those of stock market and long-term interest rate. We also find a similar empirical result from the impulse response analysis.

Key words : VAR, GILT futures contract, VECM, Granger causality test, Lead-Lag

---

\* Professor, Business Administration Division, Kyungnam University

\*\* Professor, Business Administration Department, Kyonggi University