

## An Empirical Investigation on the Interactions of Foreign Investments, Stock Returns and Foreign Exchange Rates<sup>1)</sup>

Yoon Tae Kim<sup>2)</sup>, Kyu Seok Lee<sup>3)</sup> and Dong Ho Shin<sup>4)</sup>

### Abstract

Foreign investors' shares and their influences on the Korean stock market have never been larger and greater before since the market was completely open to foreign investors in 1992. Quantitatively and qualitatively as well, as a result, changes in the patterns of foreign investments have caused enormous effects on the interactions of major macroeconomic indices of the Korean economy. This paper is intended to investigate the causal relations of the four variables, foreigners' buy-sell ratios, stock returns, ₩/\$ exchange rates and ¥/\$ exchange rates, over the two time periods of the pre-IMF (1996.1.1-1997.8.15) and the post-IMF (1997.8.16-2000.6.15) based on the daily data of the variables. Granger Causality Test, Forecast Error Variance Decomposition(FEVD) using VAR model and Impulse Response Function were implemented for the empirical analysis.

*Keywords* : Foreign Investments, Foreign Exchange Rate, Stock Returns, IMF, Granger Causality, VAR.

### 1. 서론

1981년부터 단계적으로 추진되어온 자본시장 국제화 계획에 따라 1992년 1월 3일부터 국내 주식시장이 외국인 투자자에게 완전 개방되었다. 그 이후 국내 주식시장에서 외국인들의 주식투자가 전체 주식거래에서 차지하는 비중은 지속적으로 확대되어 왔다. 특히 1998년 5월 25일에 외국인 주식투자한도가 폐지되면서 외국인의 순매수 동향이 국내 주가의 중요한 결정 요소가 되었으며 외국인들의 적극적인 주주권 행사는 기업경영에 큰 파장을 미쳤다.

그러나 외국인 주식투자가 국내주식시장에서 차지하는 비중이 높아지면서 투자자금 유출입이 국내 주가와 환율에 미치는 영향력이 커지고 있어 앞으로 유출입 자금의 규모가 확대될 경우 거

1) This work was supported by RESEARCH FUND, Hallym University 2000.

2) Assistant Professor, Department of Statistics, Hallym University, Chuncheon, 200-702, Korea  
E-mail: yoonkim@fisher.hallym.ac.kr

3) Department of Statistics, Seoul National University, Seoul, 151-742, Korea

4) Department of Business Administration, Seoul National University, 151-742, Korea

&lt;표 1&gt; 연도별 외국인 직접투자현황

(백만달러, 건, 전년(동기)대비: %)

	95년	96년	97년	98년	99년	2000년 1~5월
금액 (증감률)	1,947 (47.8)	3,203 (64.5)	6,971 (117.6)	8,852 (27.0)	15,541 (75.6)	4,552 (31.0)
건수 (증감률)	873 (35.1)	967 (10.8)	1,055 (9.1)	1,399 (32.6)	2,102 (50.3)	1,656 (138.6)

&lt;표 2&gt; 외국인 증권투자자금 유출입 추이

(단위: 억 달러)

	94년	95년	96년	97년	98년	99년
유입	86.4	102.2	125.7	132.0	164.8	414.6
유출	67.0	77.7	80.0	121.2	117.0	362
유출입계	153.4	179.9	205.7	253.2	281.8	777.3
순유입	19.4	24.5	45.7	45.7	47.8	51.9

&lt;표 3&gt; 외국인투자자의 평균주식보유기간 및 회전율

	96년	97년	98년	99년(1~7월)
평균주식보유기간	22.3개월	14.4개월	11.5개월	9.3개월
회전율	53.8%	83.4%	104.0%	128.9%

&lt;표 4&gt; 주요경제통계

(단위: 억 달러)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000(1~4)
수출 기준	1,250.6	1,297.2	1,361.6	1,332.2	1,436.9	530.0
	1,351.2	1,503.4	1446.2	933.4	1,197.5	522.2
경상수지	-85.1	-230.0	-81.7	405.6	250.0	10.3
상품수지	-44.4	-149.6	-31.8	416.3	287.2	28.8
서비스수지	-29.8	-61.8	-32.0	6.3	-10.1	-9.8
소득수지	-13.0	-18.1	-24.5	-50.5	-46.6	-12.5
경상이전수지	2.2	-0.5	6.7	33.5	19.5	3.9
자본수지	167.9	233.3	13.1	-39.9	5.8	112.5
가용외환보유액	327.1	294.2	88.7	485.1	740.5	855.7

주 (1) 2000년의 통관기준 수출입과 경상수지 및 그 세부항목은 4월까지의 누계임

(2) 가용외환보유액은 기말 기준이며, 2000년 수치는 5월 15일 기준임

시경제변수의 변동폭이 더욱 커질 가능성도 배제하기 어렵다.

1992년 주식시장이 외국인에게 개방된 시점 초기에는 외국인들은 중장기투자를 선호했지만 최근 들어 주식보유기간이 단축되고 회전율도 상승하는 추세이다. 평균 주식보유기간은 96년 22.3개월, 97년 14.4개월, 98년 11.5개월, 99년(1~7월) 9.3개월로 단축되었다. 회전율도 96년 53.8%, 97년 83.4%, 98년 104.0%, 99년(1~7월) 128.9%로 상승하였다. 이는 개인, 투신, 은행도 마찬가지여서 주식투자가 단기화 되는 추세와 함께 한다. 개인의 경우, 주식보유기간과 회전율은 96년 5.8개월, 206.9%에서 99년 1.2개월, 1040.5%로 단축되었으며 투신의 경우 96년 11.2개월, 107.3%에서 99년 2.4개월, 501.9%로 은행의 경우도 96년 46.8개월, 25.6%에서 99년 6.6개월, 182.5%로 각각 단기화 되는 추세를 보인다. 전체적으로 보면 평균주식보유기간은 96년 12.3개월에서 2.6개월로 회전율은

97.2%에서 466.0%로 단기화 되었다. 이와 같이 주식보유기간이 단축되고 회전율이 높아지고 있는 것은 외환위기 후 주가 변동폭이 크게 확대되고 사이버 트레이딩 등으로 거래 편의성이 높아진데 기인한 것으로 보인다. 외환위기 시점을 전후한 이러한 외국인의 투자규모 확대와 투자패턴의 변화는 우리나라의 거시경제변수들, 환율, 주가, 금리 등의 변동폭을 크게 하여 우리나라 경제에 부정적인 영향을 끼칠 우려가 있다.

최근의 Kapur, Chu와 Tung(2000)의 Morgan Stanley Dean Writer의 보고서에 따르면 우리나라의 주식수익률이 원·달러환율보다 엔·달러 환율변동에 더 민감한 영향을 받는 것으로 보고됐다. 장하성·최홍용(1994)은 외국인 주식투자가 주가에 영향을 미치는 변동요인으로서 이해될 수 있는가를 알아보기 위하여 주가지수와 외국인 주식거래량 및 외국인 고객예탁금의 일별 자료를 이용하여 인과관계를 실증하였다. 실증결과로 외국인 주식투자는 주가지수에 영향을 주지 못하고 주가지수가 외국인 주식투자의 변동요인임을 보였다. 또한 이근영(1998)은 주식시장개방이 주식수익률 변동성에 어떠한 영향을 미치는가, 그리고 뉴스충격반응곡선에 개방일정이 순차적으로 어떤 영향을 미쳤는가를 연구했다. 특히, 주식시장개방 이전과 그 이후를 비교 분석해보면 주식수익률의 변동성이 유의하게 달라졌다고 주장하였다. 외국인 주식투자한도가 점진적으로 확대됨에 따라 주식수익률 변동성이 더욱 크게 증대하였고 이에 따라 주가가 그날의 시장상황을 잘 반영할 수 있는 여건이 마련되었고 주식시장 개방이후 주식수익률의 변동성이 유의하게 나타났다고 주장하였다.

따라서 본 논문에서는 외환위기 전·후의 외국인 매수·매도비율과 종합주가지수, 원·달러, 엔·달러 등의 거시경제변수를 이용하여 상호변수간의 인과관계를 살피고 외환위기 전·후에 다른 특징을 나타내는가를 실증분석 해 볼 것이다. 외국인 주식투자가 국내 주식시장에서 차지하는 비중이 점점 커지면서 투자자금 유출입 자체가 국내 주가와 환율에 미치는 영향력이 점증되고 있는 현실에서 이에 대한 실증적 분석이 필요하다고 생각된다.

위의 내용을 실증분석하기 위해 각 변수간의 Granger 인과관계검정(Granger Causality Test)과 벡터자기회귀모형(Vector Autoregression Model)을 통한 충격반응함수(Impulse Response Function) 및 분산분해(Variance Decomposition)와 같은 시계열자료 분석법을 도입하였다. 또한 본 논문에서는 기존의 연구보고서와 논문들이 주로 월별·주별 자료를 사용한데 비해 일별 자료를 사용함으로써 보다 정밀한 변수간의 관계를 파악할 것이다. VAR 모형에 대해서는 김명직·장국현(1998)을 참고하였으며, 분석도구로는 RATS(Doan,1992)를 주로 이용하였다.

## 2. 연구방법 및 실증분석결과

본 논문에서는 1996년 1월 1일부터 2000년 6월 15일까지의 주가, 외국인 매수·매도비율, 원달러환율, 그리고 엔달러환율의 일별 자료를 이용하였다. 이들 자료는 IMF 고조기에 해당되는 1997년 8월을 전후로 하여 그 변동폭이 상당히 다른 양상을 보였고 따라서 전체자료를 IMF 이전·이후의 두 기간으로 나누어 분석하는 것이 타당하다고 생각되었다. 그리고 실제 자료의 분석과정에서도 전체자료를 이용하는 경우에는 분석의 가정들을 만족시키는 자료의 변환작업이 거의 불가

능하였으나 구분된 두 자료를 이용하는 경우에는 여러 가정들을 만족시키는 변환을 생각할 수 있었다. 여러 그래프를 통한 분석을 통해 이 기간구분의 시점으로 1997년 8월 15일을 고려하였다. 또한 이렇게 구분된 자료를 이용하는 분석은 IMF를 전후로 한 여러 변수간의 관계에 생긴 변화를 살펴보기에 적합하였다.

### [1]. 그레인저 인과관계(Granger Causality)

여기서는 IMF를 전후로 하여 각 해당기간동안 외국인 주식투자, 원달러 환율, 엔달러 환율, 그리고 종합주가지수간에는 어떠한 영향관계와 상호작용이 있었는지를 살펴보고자 한다. 분석을 위해서는 인과관계의 검증방법으로 많이 사용되는 Granger(1969)와 Sims(1972)의 방법을 사용하기로 한다.

시간에 따라 관측되는 평균이 0인 두 개의 정상적인 확률과정(stationary stochastic process),  $X_t$ 와  $Y_t$  사이의 인과관계(causality)를 검정하기 위한 Granger의 방법은 다음과 같다. 두 개의 확률과정이 다음의 모델을 만족시킨다고 하자.

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t, \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t, \end{aligned}$$

여기서  $\varepsilon_t$ 와  $\eta_t$ 는 서로 상관계수가 0인 백색잡음과정이다. 즉,  $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0$ ,  $E[\eta_t \eta_s] = 0$ ,  $s \neq t$ , 이며 모든  $t, s$ 에 대해  $E[\varepsilon_t \eta_s] = 0$ 을 만족시킨다. 물론  $m$ 의 값은 무한대일 수도 있다. Granger는 예측오차의 분산의 관점에서 causality를 정의하였는데, 이런 선형모형의 경우에는  $b_j \neq 0$ 인 계수가 존재하면 “ $Y_t$  is causing  $X_t$ ”,  $c_j \neq 0$ 인 계수가 존재하면 “ $X_t$  is causing  $Y_t$ ”라는 것과 동치이다. 따라서 현실적으로는 이런 causality를 검증하기 위해 실제 자료에서는 선형모형과 여러의 정규성을 가정한 후 다음의 다항회귀식

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

에서 모든  $b_j$ 가 0이라고 할 수 있는지를 검정하게 되는데, 이는 식 (1)을 적합시켰을 때 구해진 잔차제곱합과 다음의 제한된 회귀식

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

&lt;표 5&gt; 인과관계 검정 결과

	인과관계의 방향	유의 확률		인과관계
		시차=4	시차=8	
IMF 이전기간 (1996.1.1 ~ 1997.8.15)	주가 → 외국인	0.0026 **	0.0226 *	주가 → 외국인
	외국인 → 주가	0.2081	0.1612	
	주가 → 엔달러	0.2243	0.5166	
	엔달러 → 주가	0.5056	0.7428	
	주가 → 원달러	0.1853	0.3669	
	원달러 → 주가	0.1464	0.4193	
	외국인 → 엔달러	0.5148	0.5994	
	엔달러 → 외국인	0.3524	0.1995	
	외국인 → 원달러	0.9533	0.9982	
	원달러 → 외국인	0.9925	0.9989	
IMF 이후기간 (1997.8.16 ~ 2000.6.15)	주가 → 외국인	0.0509	0.0277 *	주가 → 외국인 외국인 → 주가
	외국인 → 주가	0.0068 **	0.0024 **	
	주가 → 엔달러	0.1876	0.2479	
	엔달러 → 주가	0.1414	0.1753	
	주가 → 원달러	0.0000 **	0.0000 **	주가 → 원달러
	원달러 → 주가	0.2358	0.4477	
	외국인 → 엔달러	0.0000 **	0.0000 **	외국인 → 엔달러
	엔달러 → 외국인	0.3121	0.5647	
	외국인 → 원달러	0.1258	0.5719	
	원달러 → 외국인	0.1747	0.3596	

주 (1) 검정의 귀무가설은 “인과관계가 없다”이다.

(2) \*는 유의수준 5%에서, \*\*는 1%에서 유의한 값을 의미한다.

(3) 주가는 수익률을, 외국인은 외국인 매수·매도비율을, 원달러 환율과 엔달러 환율은 1차 차분된 자료를 의미한다.

을 적합시켜서 얻어진 잔차제곱합을 이용한 F통계량의 값을 이용해서 검정한다.

Granger의 causality를 분석하기 위해서는 먼저 자료를 정상화하는 작업이 필요한데 이를 위해서 각각의 일별자료의 단위근 검정(Dickey&Fuller,1979)과 SAS의 ARIMA절차를 이용한 ACF, PACF, 그리고 적합된 모델의 잔차를 확인해 본 결과

주가자료 : 수익률 자료,  
외국인 매수·매도 비율 : 매수/매도 자료,  
원달러환율 : 1차 차분된 자료,  
엔달러환율 : 1차 차분된 자료

를 이용하기로 하였다. <표 5>은 이 네 개의 자료를 두 변수끼리 묶어  $m=4$ 와  $m=8$ 에서 인과관계 검증을 한 결과이다.

IMF 이전기간의 분석결과에서는 시차 4와 8에서 주가가 외국인 매수·매도비율의 원인변수가 된다는 것만이 유의하게 나타났다. 이는 장하성·최홍용(1994)의 1992년 외국인 투자 개방시점부터 이후 2년간의 자료를 이용한 실증분석결과와도 일치한다.

IMF 이후기간의 분석에서는 이전기간의 분석결과와는 달리, 시차 4와 8 모두에서 외국인 매수·매도비율이 주가에 선행하는 경향이 더욱 강하게 나타났다. 이는 외환위기 이후 국내 금융시장의 전면 개방에 따라 국내시장과 외국시장과의 상관관계가 크게 높아졌으며, 국내시장은 외국인 투자패턴의 변화에 과거보다 민감하게 반응한 결과로 보인다. 그리고 우리의 결과에서 특이 할 만한 점은 IMF 이전기간과는 달리 이후기간에서는 주가가 원달러환율의 원인변수가 된다는 점과 외국인 매수·매도비율이 엔달러환율의 원인변수가 된다는 두 가지 인과관계가 매우 강한 것으로 나타났다는 것이다.

참고로, 이상의 분석에서 유의할 점은 Granger의 논문에서 Granger 자신이 밝혔듯이 두 개의 정상시계열  $X_t$ 와  $Y_t$ 사이의 인과관계를 위와 같은 방법으로 분석할 때, '인과관계'(causality)라는 표현을 사용하기 위해서는  $X$ 와  $Y$ 의 값 이외의 임의의 다른 변수는 이 값의 변화에 영향을 주지 못한다는 가정이 필요하다는 것이다. 예를 들어, 다른 변수  $Z$ 가 존재해서 세 변수  $X$ ,  $Y$ , 그리고  $Z$ 를 고려할 때는 실제로는  $Z$ 가  $X$ 와  $Y$ 의 원인변수이고  $Z$ 의 영향을 제거한 후에는  $X$ 와  $Y$ 사이에는 인과관계가 없어도, 변수  $X$ 와  $Y$ 만을 고려한 분석에서는 '인과관계가 있는 것처럼'(spurious causality) 보일 수도 있다는 것이다.

## [2]. 예측오차 분산분해 (Forecast Error Variance Decomposition)

두 개 이상의 정상시계열(stationary time series)을 동시에 분석하는 경우의 ARMA(Auto-Regressive Moving Average)모델을 VARMA(Vector ARMA)라고 부른다. 이론적으로는 안정적(causal)이고 가역적(invertible)인 VARMA( $r,q$ )모형은 유한차수 VAR( $p$ )모형으로 근사할 수 있기 때문에 실제 응용에 있어서는 분석의 편의를 위해 VAR모형을 많이 사용한다.

다음의  $n$ -차원 VAR( $p$ )모형을 생각하자.

$$(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \cdots - \Phi_p B^p) X_t = \varepsilon_t,$$

여기서  $B$ 는 후방이동연산자(backward shift operator)를 의미하며, 벡터  $\varepsilon_t$ 는 서로 독립인 잡음과정을 의미한다. 이 식에서 계수행렬  $\Phi_i$ 가 안정적인 조건을 만족하면 이를 다음의 VMA( $\infty$ )로

$$X_t = \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \Psi_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots$$

표현할 수 있는데, 이런 모형에서  $t$ -시점에서  $s$ 시점후인  $(t+s)$ -시점의 자료를 조건부기대값인  $E_t[X_{t+s}]$ 로 예측하는 경우 그 예측오차는

$$X_{t+s} - E_t[X_{t+s}] = \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \cdots + \Psi_{s-1} \varepsilon_{t+1}$$

로 주어진다. 그러므로  $t$ -시점에서의  $s$ -단계 예측의 평균제곱오차를  $MSE_{st}$ 라 하면

$$MSE_{st} \equiv \Sigma + \Psi_1 \Sigma \Psi_1^t + \cdots + \Psi_{s-1} \Sigma \Psi_{s-1}^t, \quad \Sigma \equiv Var[\varepsilon_t]$$

로 주어진다. 만약  $\Sigma$ 가 단위행렬인 경우에는 이 식에서  $j$ -번째 원소만이 1인 열벡터를  $a_j = (0, \dots, 0, 1, 0, \dots, 0)^t$ 로 표시하면  $MSE_{st}$ 는

$$\sum_{i=1}^n (a_i a_i^t + \Psi_1 a_i a_i^t \Psi_1^t + \cdots + \Psi_{s-1} a_i a_i^t \Psi_{s-1}^t) \equiv \sum_{i=1}^n V_i$$

로 표현할 수 있는데,  $V_i$ 는 오차  $\varepsilon_t$ 의  $i$ -번째 항이  $MSE$ 에 얼마만큼 기여하는지를 측정한다.  $\Sigma$ 가 단위행렬이 아닌 일반적인 경우에도 오차  $\varepsilon_t$  대신 촐레스키분해 등을 이용해서 오차항간의 상관관계를 제거한 직교오차항을 고려한 후 직교오차항의 기여정도를 측정할 수 있는데 이를 예측오차분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)라 부른다. 특별히  $MSE$ 의 (1,1)-원소만을 생각할 때, 행렬  $V_i$ 의  $(k,l)$ -항을  $V_i^{(k,l)}$ 로 표현하기로 하면

$$\frac{V_i^{(1,1)}}{\sum_{j=1}^n V_j^{(1,1)}} \times 100$$

은  $i$ -번째 오차가 첫 번째 변수의 예측오차에 미치는 영향으로 해석할 수 있다. 다음의 <표 6>부터 <표 13>까지는 IMF를 전후로 한 각 변수들의 예측오차 분산분해에 대한 결과이다. 그리고 VAR모형에서는 변수의 배열순서에 따라 결과가 달라지므로 본 논문에서는 인과관계 검정의 결과를 토대로 한 외생성의 강도를 감안하여 다음의 변수배열

IMF 이전시기(1996.1.1 ~ 1997.8.15) : 원달러, 엔달러, 주가, 외국인  
 IMF 이후시기(1997.8.16~2000.6.15) : 원달러, 엔달러, 외국인, 주가

을 고려하였다. 그리고 시차는 VAR(p)모형에서 적정래그  $p$ 를 4로 결정하여 분석하였다. 이는 우도비검정(Likelihood Ratio Test)을 이용한 결과이다.

&lt;표 6&gt; 원달러환율 예측오차의 분산분해 (전)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	100.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	96.52192	2.10292	0.11494	1.26022
3	96.44080	2.10652	0.16305	1.28963
4	96.38701	2.16115	0.16885	1.28298
5	96.31572	2.19764	0.16890	1.31774
10	96.25769	2.24194	0.17098	1.32939
15	96.25756	2.24199	0.17103	1.32942
20	96.25756	2.24199	0.17103	1.32942

&lt;표 8&gt; 엔달러환율 예측오차의 분산분해 (전)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	1.39828	98.60172	0.00000	0.00000
2	1.53073	98.30228	0.01022	0.15678
3	1.85217	97.34572	0.04160	0.76051
4	2.11155	96.36931	0.46965	1.04950
5	2.08870	96.13606	0.72902	1.04623
10	2.13876	96.01240	0.77984	1.06900
15	2.13931	96.00839	0.78258	1.06972
20	2.13931	96.00830	0.78265	1.06974

&lt;표 10&gt; 외국인 예측오차 분산분해 (전)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	0.00137	0.00313	99.99550	0.00000
2	0.02093	0.00940	98.22687	1.74281
3	0.08282	0.49740	95.43907	3.98070
4	0.11303	0.76333	94.98570	4.13793
5	0.11257	0.91565	94.56153	4.41025
10	0.12265	0.96945	94.25615	4.65174
15	0.12286	0.97269	94.25124	4.65322
20	0.12286	0.97277	94.25111	4.65326

&lt;표 7&gt; 원달러환율 예측오차의 분산분해 (후)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	100.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	96.55476	0.04552	0.13020	3.26951
3	95.83857	0.31017	0.14192	3.70935
4	94.72016	0.37917	0.73298	4.16770
5	94.72578	0.37256	0.74860	4.15306
10	94.67941	0.39858	0.75074	4.17126
15	94.67821	0.39919	0.75072	4.17188
20	94.67819	0.39920	0.75072	4.17190

&lt;표 9&gt; 엔달러환율 예측오차의 분산분해 (후)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	0.28542	99.71458	0.00000	0.00000
2	0.51783	97.73385	1.66246	0.08587
3	0.51927	93.83813	5.55938	0.08322
4	0.51870	93.70425	5.68036	0.09670
5	0.54020	92.64486	5.89445	0.92048
10	0.59965	92.42044	6.05838	0.92152
15	0.60026	92.41860	6.05895	0.92219
20	0.60026	92.41859	6.05895	0.92220

&lt;표 11&gt; 외국인 예측오차 분산분해 (후)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	1.18353	0.69259	97.98652	0.13736
2	1.50762	0.82163	96.95389	0.71687
3	2.18648	0.81345	96.12098	0.87909
4	2.16792	1.42742	95.34958	1.05508
5	2.15194	1.52490	95.06093	1.26224
10	2.15385	1.53015	95.03445	1.28155
15	2.15386	1.53038	95.03415	1.28162
20	2.15386	1.53038	95.03414	1.28162

주 (1) (전)은 IMF 이전기간을 (후)는 IMF 이후기간을 의미한다.

(2) 주가는 수익률을, 외국인은 외국인 매수·매도비율을, 원달러 환율과 엔달러 환율은 1차 차분된 자료를 의미한다.

각 변수들의 예측오차분산분해 결과는 다음과 같다.

첫째, 원달러환율의 경우 원달러환율 이외의 예상치 못한 변화가 설명하는 부분이 IMF 이전기간보다 IMF 이후기간에서 1.6% 정도 증가했으며 이 중에서도 주가의 설명력이 차지하는 부분이

크게 증가했음을 알 수 있다.

<표 12> 주가 예측오차의 분산분해 (전)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	0.45851	0.03759	0.46329	99.04061
2	0.70278	0.06859	0.47033	98.75831
3	0.90764	0.62851	1.76360	96.70025
4	1.90346	0.62172	1.80022	95.67460
5	2.00634	0.82159	1.81489	95.35718
10	2.06218	0.84378	1.83310	95.26093
15	2.06234	0.84394	1.83348	95.26023
20	2.06234	0.84395	1.83349	95.26021

<표 13> 주가 예측오차의 분산분해 (후)

단계	원달러	엔달러	외국인	주가
1	2.82178	1.47086	0.00000	95.70736
2	2.88361	2.17004	1.00582	93.94052
3	2.95910	2.46659	1.99598	92.57834
4	3.29972	2.48927	2.00356	92.20745
5	3.39079	2.49319	2.05887	92.05715
10	3.41016	2.51145	2.15175	91.92664
15	3.41163	2.51150	2.15209	91.92479
20	3.41164	2.51150	2.15209	91.92477

주 (1) (전)은 IMF 이전기간을 (후)는 IMF 이후기간을 의미한다.

- (2) 주가는 수익률을, 외국인은 외국인 매수 · 매도비율을, 원달러 환율과 엔달러 환율은 1차 차분된 차료를 의미한다.

둘째, 엔달러환율의 경우 엔달러환율 이외의 예상치 못한 변화가 설명하는 부분이 IMF 이전기간 보다 IMF 이후기간에서 2배 가량 증가했으며 주목할 만한 사항은 외국인 매수 · 매도비율이 엔달러환율에 단기적으로나 장기적으로 큰 영향을 주고 있다는 것이다.

셋째, 외국인 매수 · 매도비율의 경우 <표 14>와 <표 15>에서 나타났듯이 IMF 이후기간에서 주가의 설명력은 크게 줄어들었으며, 원달러환율의 설명력은 크게 증가했다.

넷째, 주가의 변화 역시 예상치 못한 변화가 설명하는 부분이 IMF 이후기간에서 2배 가량 증가했으며 단기적으로나 장기적으로 원달러환율과 엔달러환율의 설명력이 크게 커졌고, 크게 차이가 나지는 않지만 외국인의 설명력도 증가했음을 알 수 있다.

전체적으로는 이는 1절에서 보인 인과관계의 방향과도 일치하는 결과이며 IMF 이후기간의 경우에 변수들간의 상호관련성이 더욱 증대되었음을 보여준다고 할 수 있다..

### [3]. 충격 반응 함수(Impulse Response Function)

2절에서 소개한  $n$ -차원 VMA( $\infty$ )을 다시 생각해 보자:

$$X_{t+s} = \varepsilon_{t+s} + \Psi_1 \varepsilon_{t+s-1} + \dots + \Psi_s \varepsilon_t + \dots$$

이 때,

$$\frac{\partial X_{t+s}}{\partial \varepsilon_t} = \psi_s$$

이 성립하는데. 이는 다음과 같이 해석할 수 있다.  $n \times n$  행렬  $\Psi_s$ 의  $(i, j)$ -원소를  $\psi_{ij}^s$ 로 표현하기로 하면 이는 다른 모든 시점에서의 모든 오차항이 고정되어 있다고 가정하고,  $t$ -시점에서  $j$ -번째 변수의 오차항( $\varepsilon_{t,j}$ )이 한 단위 증가하였을 때  $(t+s)$ -시점에서  $i$ -번째 변수( $X_{t+s,i}$ )에 어떤 영향을 미치는지를 측정한다. 따라서  $\psi_{ij}^s$ 를  $s$ 의 함수로 표현하면 이는  $j$ -번째 변수의 오차항에 대해  $s$ 시점후의  $X_i$ 의  $i$ -번째 변수에 미치는 영향을  $s$ 에 관한 함수로 보여주는데, 이를 충격반응함수(Impulse Response Function)라 부른다. 그리고 예측오차 분산분해에서처럼  $Var[\varepsilon_t]$ 가 대각행렬이 아닌 경우에는 이와 같은 충격의 반응이 초기에 발생한 충격 자체에 기인한 직접적인 효과인지 아니면 초기충격이 다른 변수와의 현시점에서의 상관관계에 기인한 간접적인 효과인지 구분하기 어려우므로, 2절에서처럼 이 경우에도 역시 오차  $\varepsilon_t$ 대신 촐레스키분해등을 이용해서 오차항간의 상관관계를 제거한 직교오차항을 고려한 후 충격반응을 살펴보는 것이 바람직하다. 또한 분석에서 사용하는 여러 변수들은 그 측정단위가 서로 다르므로 충격의 단위를 변수마다 동일하게 1-표준편차로 하여 그 효과를 추적하는 것이 바람직하다.

다음 장에 이어지는 <그림 1>, <그림 2>, <그림 3> 그리고 <그림 4>는 IMF를 전후로 한 각 변수들의 충격반응함수를 보여준다. 그리고 변수의 배열순서는 2절에서처럼 인파관계 검정의 결과를 토대로 한 외생성의 강도를 감안하여 다음의 변수배열

IMF 이전시기(1996.1.1 ~ 1997.8.15) : 원달러, 엔달러, 주가, 외국인

IMF 이후시기(1997.8.16~2000.6.15) : 원달러, 엔달러, 외국인, 주가

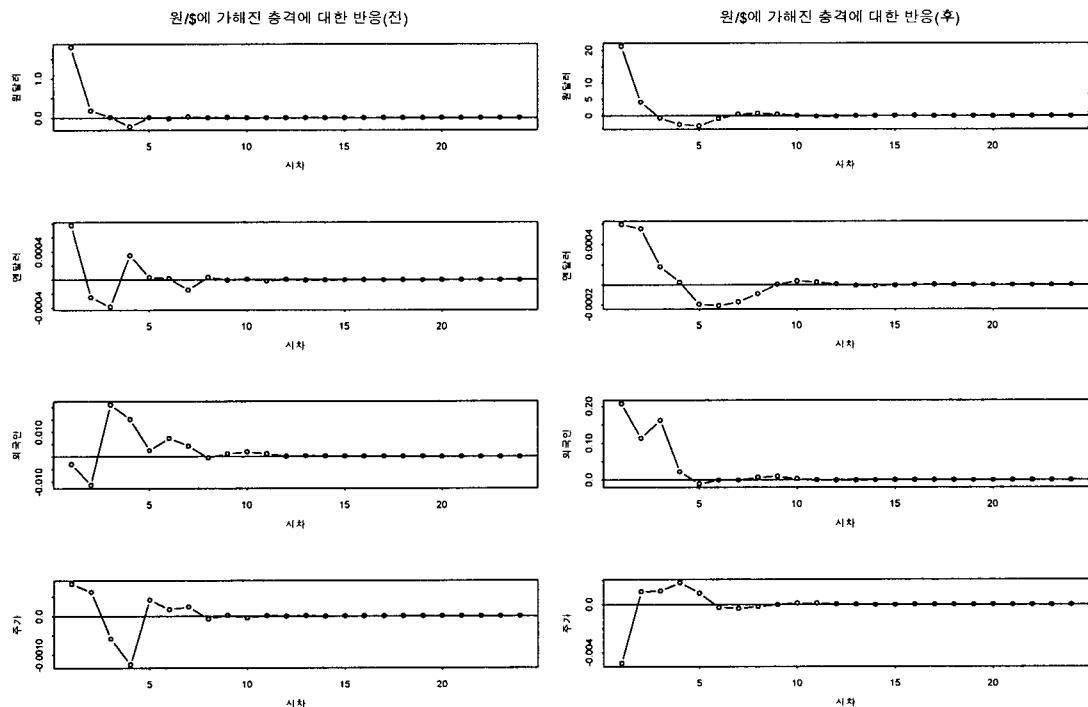
를 고려하여 분석하였다. 그림에서 (전)은 IMF 이전기간을 (후)는 IMF 이후기간을 의미한다. 그리고 주가는 수익률을, 외국인은 외국인 매수·매도비율을, 원달러 환율과 엔달러 환율은 1차 차분된 자료를 의미한다.

그림의 결과를 보면, 우선 전체적으로는 외생적인 충격의 효과가 10일이 지나고 나서부터는 그 영향력이 소멸되고 있음을 알 수 있다. 구체적으로 각 변수에 대한 충격을 변동폭과 패턴에 대해서 살펴보면 다음과 같다.

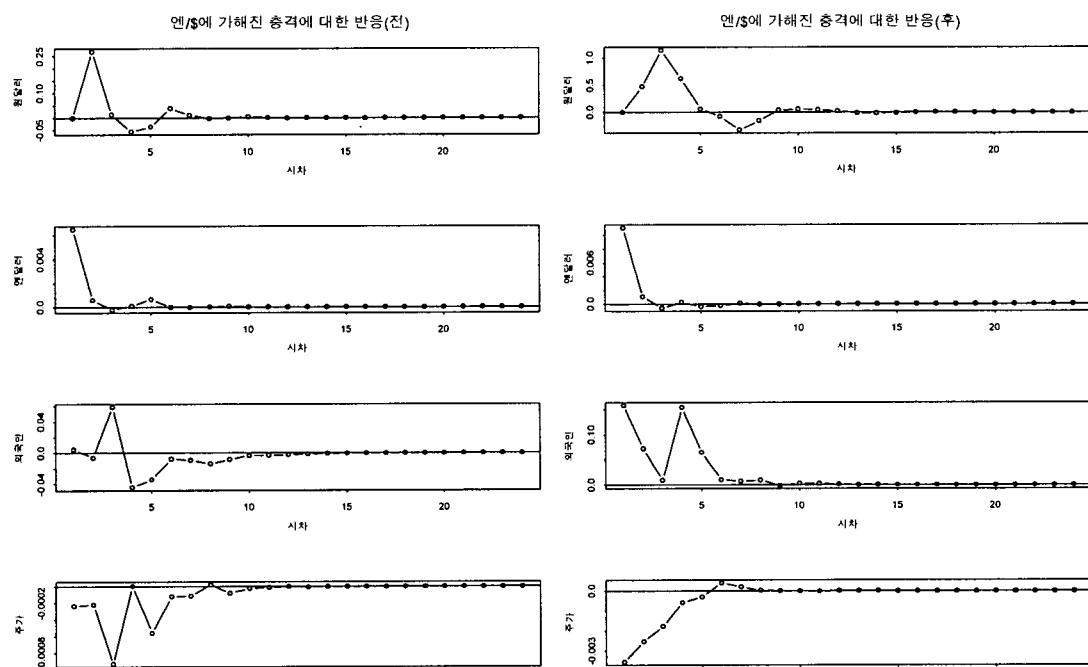
첫째, <그림 1>의 원달러환율 충격에 대한 원달러환율 자체의 반응은 비슷한 패턴을 띠긴 하지만 그 변동폭의 정도가 IMF 이후기간에서 거의 20배 가량이나 증가했음을 알 수 있다. 엔달러 환율의 반응은 변동폭에는 차이가 없지만, 그 패턴에는 약간의 차이가 있음을 알 수 있다. 외국인 매수·매도비율의 반응은 변동폭의 정도가 IMF 이후기간에서 거의 10배 가량이나 증가했으며 IMF 이전기간에는 처음 2일까지는 부(-)의 영향을 이후 7일까지는 정(+)의 영향을 나타내고 있지만, IMF 이후기간에는 처음부터 정(+)의 영향을 주는 것으로 분석되었다. 주식수익률의 반응은 변동폭이 약간 증대되었고 패턴에도 약간의 차이가 있음을 알 수 있다

둘째, 엔달러환율 충격에 대한 원달러환율의 반응은 오히려 변동폭이 절반 가량 줄어들었으며

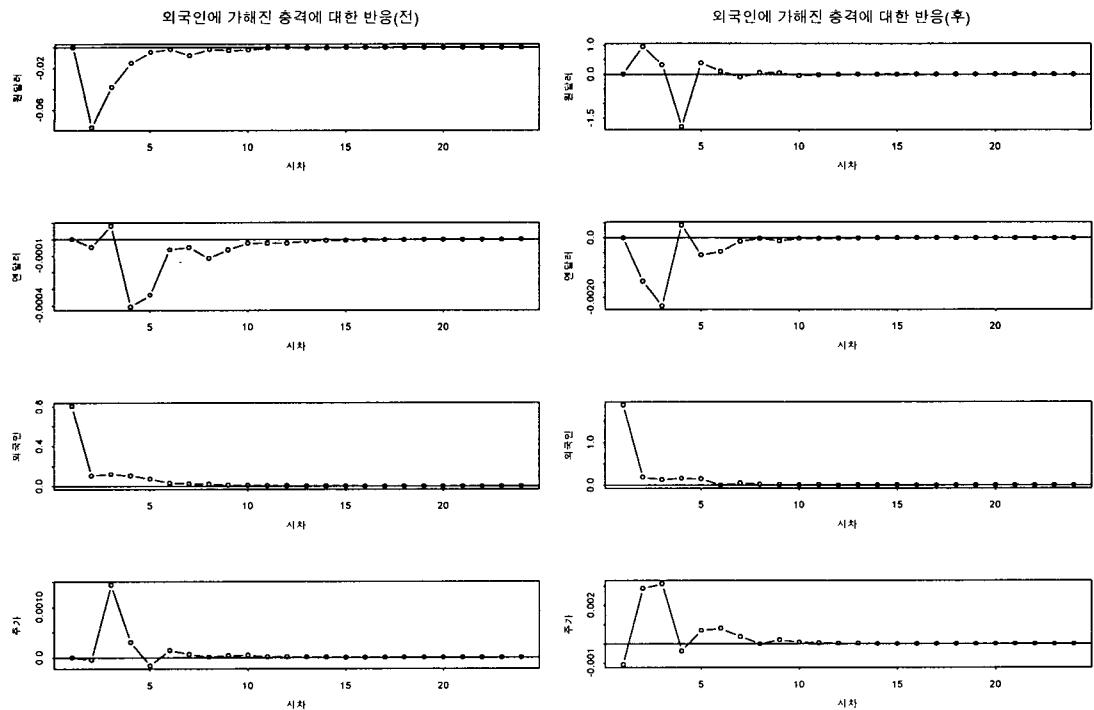
<그림 1> ₩/\$ 환율에 가해진 충격에 대한 충격반응함수



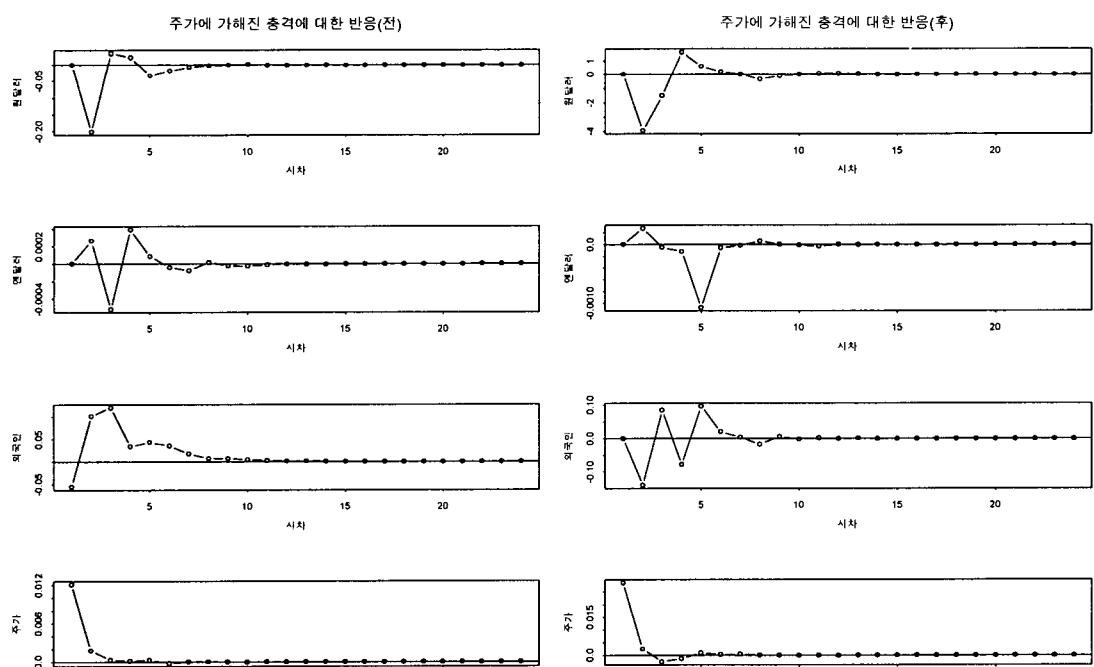
<그림 2> ₩/\$ 환율에 가해진 충격에 대한 충격반응함수



<그림 3> 외국인 매수·매도비율에 가해진 충격에 대한 충격반응함수



<그림 4> 주가수익률에 가해진 충격에 대한 충격반응함수



정(+) 부(-)의 영향도 지속기간이 길어진 것으로 분석되었다. 엔달러환율 자체의 반응은 거의 비슷한 폭과 패턴을 보이고 있다. 외국인 매수·매도비율의 반응은 변동폭에는 큰 차이가 없지만 IMF 이후기간에서는 정(+)의 효과만을 보인 점만이 특이하다. 주식수익률의 반응은 전후 모두 부(-)의 영향만을 보이고 있으며 변동폭은 약 30배 이상 증가했음을 알 수 있다.

셋째, 외국인 매수·매도비율 충격에 대한 반응은 원달러환율의 경우에는 IMF 이전기간에서는 부(-)의 영향만이 IMF 이후기간에서는 정(+) 부(-)의 효과가 번갈아가며 나타났고 변동폭도 2배 이상 커졌음을 알 수 있다. 엔달러환율의 경우는 IMF 이전기간에는 1일 부(-) 2일 정(+) 3일 이후에는 부(-)의 효과가, IMF 이후기간에는 거의 부(-)의 효과만이 나타났고 그 폭은 약 5배 가량 증가했다. 외국인 매수·매도비율 자체의 반응은 거의 비슷한 패턴을 보이며 오히려 변동폭은 1/4선으로 줄어들었다. 주식수익률의 경우 IMF 이전·이후기간 모두 거의 정(+)의 효과만이 나타났으며 변동폭은 2배 가량 증가했다.

넷째, 주식수익률의 충격에 대한 반응은 원달러환율의 경우는 IMF 이전·이후 모두 2일에 큰 부(-)의 효과를 보이는 것이 특이할 만하며 변동폭은 약 20배 가량 증가했다. 엔달러환율의 경우는 변동폭은 약 2배 가량 증가했으며 패턴에도 약간의 차이가 보인다. 외국인 매수·매도비율의 경우는 IMF 이전기간은 거의 정(+)의 효과만이 나타난 데 반해 IMF 이후기간에는 정(+)과 부(-)의 효과가 번갈아가며 나타나는 것이 특이할 만하다. 주식수익률 자체의 반응은 거의 비슷한 패턴이며 변동폭은 약간 증가했음을 알 수 있다.

전체적으로는, IMF 이후기간의 경우 어떤 한 변수에 가해진 충격에 대한 다른 변수들의 반응의 변동폭이 훨씬 커졌다라는 점이 주목할 만하다.

### 3. 요약 및 결론

본 연구에서는 외국인 주식투자가 주가에 영향을 미치는 변동요인으로서 이해될 수 있는가를 알아보기 위하여 주가지수와 외국인 투자 매수·매도비율 및 원·달러 환율과 엔·달러 환율의 일별자료를 이용하여 인과관계를 실증분석하였다. 실증분석결과, IMF 이후기간에는 IMF 이전기간과는 달리 외국인 매수·매도비율이 주식수익률과 엔달러환율의 원인변수였음을 알 수 있었다. 그리고 VAR 모형을 이용한 실증분석 결과에서는 IMF 이후기간의 경우 변수들간에 상호관련성이 더욱 증대되었음을 확인할 수 있었다.

1996년 1월 1일부터 2000년 6월 15일까지의 일별자료 분석에서 IMF 고조기에 해당되는 1997년 8월을 전후로 하여 그 변동폭이 상당히 다른 양상을 보였는데 Granger 인과관계 분석결과 IMF 이전기간의 분석결과와 달리 시차 4와 8 모두에서 외국인 매수·매도비율이 주가에 선행하는 경향이 더욱 강하게 나타났다. 또한 특이할 만한 점으로 IMF 이전기간과는 달리 이후기간에서는 주가가 원달러환율의 원인변수가 된다는 점과 외국인 매수·매도비율이 엔달러환율의 원인변수가 된다는 두 가지 인과관계가 매우 강하게 나타났다는 사실을 알 수 있었다. 즉 외환위기 이후 IMF의 권고에 따른 개방화와 글로벌 스탠다드화 수용정책을 추구하면서 국제경제에 대한 국내경

제의 연계성이 깊어졌으며 국내경제에 미치는 국제경제의 영향력이 강화된 것으로 보인다. 또한 예측오차 분산분해(Forecast Error Variance Decomposition)분석 결과에 의하면 IMF 이후기간에 변수들간에 상호관련성이 더욱 크게 증대되었음을 알 수 있었는데 이는 앞의 분석에서 나타난 인과관계의 방향과도 일치하는 것이었다. 그리고 충격반응함수(Impulse Response Function) 분석결과에 의해 전체적으로 외생적인 충격의 효과가 10일이 지나고 나서부터는 그 영향력이 소멸되고 있음을 보였다.

결론적으로 본 연구의 실증분석 결과는 외환위기를 전후하여 국내경제가 국제경제와의 연계성이 더욱 높아지면서 외국인 투자패턴의 변화가 우리나라의 주요 거시경제지표와 갖는 상호관계에 커다란 변화를 초래하였다는 것이다. 이에 따라 우리나라 경제는 개방화정책으로 국제경제와의 연계성이 높아진 상황에서 그에 상응하는 경쟁체제에 바탕을 둔 시장경제원리를 중시하고 글로벌 스탠다드에의 적응을 요구받고 있는 것이다. 왜냐하면 시장경제원리에 반하는 정책은 외국 투자자들에 대한 대외신인도를 떨어뜨려 또 다른 경제위기의 원인을 제공하여 국내시장의 혼란을 초래할 가능성이 높기 때문이다. 국내 주식시장이 외환위기 이후 완전히 개방되었으나 외국인의 시가총액비중은 98년 초 20% 수준까지 확대된 이후 계속 그 수준을 유지하고 있다. 현재 외국인 주식보유비중이 조금만 변동하여도 막대한 외자유출입에 따른 파급효과가 우리나라 경제에 미치는 영향을 고려할 때 금융시장에서의 추가적인 외자유치는 주식시장보다 채권시장에 초점을 맞춰야 할 필요가 있다고 보여진다.

### 참고문헌

- [1] 김명직, 장국현(1998) 「금융시계열분석」, 경문사
- [2] 이근영(1998), 주식시장 개방이 주식수익률 변동성과 뉴스충격반응곡선에 미치는 영향, 「금융학회지」 제 3권 2호
- [3] 장하성 · 최홍용(1994), 외국인 주식투자와 추가의 인과관계에 관한 실증연구, 투자신탁
- [4] 한국은행, 「조사통계월보」, 각호
- [5] Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time-Series with a Unit Root, *Journal of American Statistical Association*, vol. 74, 427~431
- [6] Doan, T.A. (1992), *RATS User's Manual version 4*, Estima
- [7] Granger, C.W.J. (1969), Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, Vol. 37, No. 3, 424~438
- [8] Sims, C.A. (1972), Money, Income, and Causality, *American Economic Reviews*, Vol. 62, 540~552

[ 2001년 7월 접수, 2002년 2월 채택 ]