

換率과 株價間의 因果關係分析*

李 根 榮**

논문초록 | 본 논문은 내생적으로 구조적인 분기점을 선택하는 모형을 통해 기간을 분리한 후 환율과 주가 간의 동태적인 관계를 분석하였다. 충격반응과 분산분해분석에 따르면 기존의 실증분석결과와 달리 종합주가지수에 대한 플러스 충격은 변수의 순서에 관계없이 전체기간, 특히 최근에 들어와 포트폴리오 접근법이 시사하는 대로 원/달러환율을 하락시킨다. 이 결과는 엔/달러환율 또는 다우존스지수를 고려하는 3변수 모형의 경우에도 유사하다. 한편 종합주가지수에 대한 원/달러환율의 플러스 충격은 변수의 배열순서에 따라 달라지는데 특히 전체기간과 외환위기 이후 그 효과가 애매하다.

핵심 주제어: Bai-Perron검정, 오차수정모형, 포트폴리오 접근법

경제문헌 주제분류: F3

* 이 논문은 2001년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음(KRF-2001-041-C00 223). 이 논문에 대해 유익한 논평을 해주신 두 분의 심사위원께 감사를 드리며 남아 있는 오류는 전적으로 필자의 책임임을 밝힌다.

** 성균관대학교 경제학부 부교수

1. 서론

외환위기 이후 환율제도가 일일 환율변동 허용폭이 제한되어 있는 시장평균환율제에서 자유변동환율제로 이행함에 따라 전에 예상치 못했던 환율의 급격한 변화가 가능해졌다. 또한 주가의 일일 변동 상하한폭이 확대되고 외국인 주식투자한도가 완전히 자유화됨에 따라 주식시황에 따라 급격한 자본의 유출입이 발생할 가능성이 더욱 커지고 있다. 이와 같이 금융 및 외환시장의 자유화되고 개방됨에 따라 환율과 주가가 우리 경제에 미치는 영향은 더욱 커지고 환율과 주가와 관계는 전보다 더욱 밀접해지리라 보인다. 따라서 거시적인 측면에서뿐만 아니라 기업 및 산업적 측면에서 환율과 주가와 관계에 대한 보다 깊이 있고 폭 넓은 연구가 필요하다.

일반적으로 원화가치의 상승은 외화표시 수출재 가격을 올려 수출을 감소시킨다. 이와 같이 수출감소는 수출기업의 매출과 이익을 떨어뜨려 그 기업의 주식수익률을 하락시킨다. 반면 원화가치 상승은 수입을 증대시키며 수입증대는 수입기업의 주식수익률을 상승시킨다. 따라서 수출기업의 경우 환율하락과 그 기업의 주식수익률과는 마이너스 상관관계를 갖고 있는 반면 수입기업의 경우에는 환율하락과 그 기업의 주식수익률이 플러스 상관관계를 갖고 있다고 볼 수 있다. 그러나 현실적으로 기업들은 수출과 수입을 동시에 하기 때문에 이런 경우 환율변화에 따른 주식수익률의 반응은 수출입 비율에 의해 결정될 것이다. Aggarwal(1981)은 환율변화가 다국적기업의 주가에 직접적으로 영향을 미치는 반면 국내기업의 주가에는 간접적으로 영향을 미친다고 주장하였다.

한편 금융 및 자본시장이 더욱 개방되고 자유화됨에 따라 주가와 환율은 경상수지보다 자본이동과 더 밀접한 관련을 갖게 되었다. 예를 들어 주가가 상승하는 경우 투자자들의 재산이 증식되고 이는 화폐에 대한 수요를 증가시켜 금리를 상승시키며 금리상승은 자본유입을 통해 환율을 하락시킨다. 즉 주가와 환율은 역의 상관관계를 가지고 있다.

이와 같이 환율과 주가는 서로 인과관계를 가지고 있는데 먼저 환율변화가 경상수지변화를 통해 기업의 주가에 영향을 미친다는 주장을 전통적 접근법(traditional approach)이라고 한다. 반면 주가변화가 자본이동을 통해 환율에 역으로 영향을 미친다는 주장을 포트폴리오 접근법(portofolio approach) (Krueger, 1983)이라고 부른다. 둘 다 논리적으로 타당하나 현실적으로 어떤 접근법이 더 옳은지 또는 환율과

주가가 서로 상호작용하고 있는지는 실증적 분석을 통해 살펴볼 수밖에 없다.

기존 연구결과에 따르면 미국과 일본의 경우 환율변화가 주식수익률에 미치는 영향이 상반된 것으로 나타났다. 우리나라의 경우 Abdalla and Murinde(1997), Granger, Huang, and Yang(2000) 등에 따르면 환율변화가 주가에 영향을 미치는 것으로 나타났으나 이들이 사용한 자료는 외환위기전 또는 직후까지의 자료만을 사용하였고, 특히 Granger, Huang, and Yang(2000)은 분석기간을 일률적으로 나누어 두 변수간의 관계를 살펴보았다. 그러나 외환위기 이후 자유변동환율제로의 이행조치나 일일 주가변동 상하한폭 확대조치 및 외국인 주식투자한도 폐지 등과 같은 일련의 외환 및 금융시장의 적극적인 개방조치로 환율과 주가가 급격하게 움직임에 따라 이들 변수가 우리 경제에 미치는 충격이 더욱 커졌을 뿐만 아니라 이들 변수간에 관계도 변화하였으리라 보인다.

따라서 본 논문에서는 가장 최근까지의 자료를 이용하여 원/달러환율과 종합주가지수가 어떤 인과관계를 가지고 있으며 동태적으로 서로에게 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다. 특히 원/달러환율이 종합주가지수에 아직도 일방적으로 영향을 미치고 종합주가지수는 환율에 영향을 미치지 않는지를 분석해 보기로 한다. 또한 다른 변수들, 예를 들어 엔/달러환율이나 미국주가가 우리 경제 전반에 큰 영향을 미치는 것으로 알려져 있기 때문에 엔/달러환율이나 미국주가를 고려할 때 원/달러환율과 종합주가지수간의 관계가 어떻게 달라지는지 비교해 본다. 한편 사용되는 표본기간 및 자료가 1990년대 초부터 외환위기 이후 최근까지의 일별 자료인데, 주지하다시피 표본기간동안 우리나라는 많은 금융 및 외환시장의 변화를 겪어 왔다. 대표적인 예로 1992년 1월부터 우리나라 주식시장이 단계적으로 개방되기 시작하였는데 개방 이후 일일 주가 상하한 변동폭과 외국인 주식투자한도가 지속적으로 확대되었다. 또한 1997년 말에는 외환위기로 인해 원화가치와 주가가 폭락하는 사태를 맞이하였다. 이러한 구조적인 변화가 환율과 주식수익률과의 관계를 기간에 따라 변동시킬 수 있기 때문에 이를 분석해 보고자 한다. 그러나 기존의 연구들처럼 기간을 제도 및 정책변화나 외환위기와 같은 외생적 사건이 발생한 시점을 기준으로 나누어 분석하는 것이 아니라 내생적으로 구조적인 분기점을 선택하는 모형을 통해 환율과 주가간의 동태적인 관계를 분석해 보고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ절에서는 환율과 주가와의 상호관계에 관한 기존 연구들을 살펴본다. 제Ⅲ절에서는 원/달러환율과 종합주가지수에 관한 단

위근 및 공적분점정을 실시한 후 내생적으로 구조적인 분기점을 선택하는 모형을 통해 전체기간을 하위 표본기간으로 나눈다. 또한 기존의 분석방법 외에 구조적 분기점을 고려한 단위근 및 공적분점정을 함께 검토해 본다. 제Ⅳ절에서는 분석모형을 설정하고 추정한 후 환율과 주가와의 인과관계를 검토해 본다. 또한 제 3의 요소로서 엔/달러 환율이나 미국주가 등이 원/달러환율과 종합주가지수에 어떤 영향을 미치는가도 동시에 분석해 본다. 제Ⅴ절에서는 충격반응함수와 분산분해방법을 이용해 환율과 주가가 각각 동태적으로 어떤 영향을 미치는가를 비교해 본다. 마지막 제Ⅵ절에서는 논문을 요약하고 결론을 맺는다.

Ⅱ. 기존연구

선진국, 특히 미국과 일본의 경우 환율과 주식수익률간의 관계에 관한 많은 기존 연구들이 있다. 먼저 미국의 경우를 살펴보면 이 두 변수간의 상관관계에 관한 실증적 분석결과가 상반되게 나타나고 있다. 예를 들면 Aggarwal(1981)와 Roll(1992) 등은 달러가치 상승이 주식수익률과 양의 상관관계를 가지고 있음을 보여주는 반면 Soenen and Hennigar(1988) 등은 음의 관계를 가지고 있음을 보여주고 있다. Bahmani-Oskooee and Sohrabian(1992)은 환율변화가 주식수익률에 영향을 미칠 뿐만 아니라 주식수익률 변화가 환율에 영향을 미칠 수 있음을 보여주고 있다. Chow, Lee, and Solt(1997)은 1977년부터 1989년까지의 월별 자료를 이용해 환율이 주식수익률에 영향을 미치지 못하고 있음을 보여주고 있다. 한편 미시적인 측면에서 여러 연구들이 외환위험이 기업에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다. Jorion(1990, 1991), Bodnar and Gentry(1993), Amihud(1994), Bartov and Bodnar(1994) 등이 환율과 미국 다국적기업의 주식수익률간의 관계를 살펴보았으나 그 상관관계는 약한 것으로 나타났다.

일본의 경우에도 실증적 분석결과가 상반되게 나타나고 있다. Hamao(1988), Brown, and Otsuki(1990) 등에 따르면 환위험이 일본 주식수익률에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 그러나 최근의 연구(He and Ng, 1998; Choi, Hiraki, and Takezawa, 1998)들은 환율변화가 일본 주식수익률에 유의적인 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

그 밖에 Ajayi and Mougoue(1996)와 Nieh and Lee(2001)가 각각 선진국 8개국과 G-7 국가에 대해 환율과 주가간의 관계를 살펴보았으며 Morley(2002)는 EU 회원국들에 대해 분석하였다. 또한 Ajayi, Friedman and Mehdian(1998)과 Gunduz and Hatemi-T(2002)는 아시아 8개국과 중동 및 아프리카 지역국가를 대상으로 환율과 주가간의 인과관계에 대한 혼합된 결과를 얻었다. Phylaktis and Ravazzolo(2000)은 아시아 6개국을 상대로 미국주가를 포함한 환율과 주가간의 장기 및 단기 동태분석을 시도하였다. 한편 Mansor(2000)는 말레이시아에 대해 2변량 모형의 경우 주가로부터 환율로 일방적인 단기 인과관계를 발견한 반면 일부 다변량 모형을 사용하는 경우에는 환율과 주가가 서로 영향을 주고 있음을 발견했다. Wu(2000)에 따르면 싱가포르의 경우 환율로부터 주가로 일방적인 인과관계를 가지고 있는 반면 Hatemi-J and Irandoust(2002)는 스웨덴의 경우에는 반대의 결과가 나타남을 보여주고 있다. 한편 미시적인 측면에서 Dominguez and Tesar(2001)은 환율이 전세계 걸쳐 있는 8개국 기업 및 산업에 영향을 미치고 있음을 보여준다.

우리나라와 관련하여서는 Abdalla and Murinde(1997)가 인도, 한국, 파키스탄, 필리핀 등 4개국의 1985년 1월부터 1994년 7월까지의 월별 자료를 이용해 환율과 주가와와의 관계를 분석하고 있는데 그들의 실증적 분석결과에 따르면 한국의 경우 전통적 접근법을 따르는 것으로 나타났다. 즉 환율이 주식수익률에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 Granger, Huang, and Yang(2000)은 1986년 1월 3일부터 1998년 6월 16일까지의 일별 자료를 사용한 인과관계 및 충격반응분석을 통해 환율 변화가 주식수익률에 동태적으로 영향을 미친다는 실증적 결과를 보여주고 있다. 마찬가지로 Muradoglu, Taskin, and Bigan(2001)은 한국을 포함한 브라질, 콜롬비아, 그리스, 멕시코의 경우에 대해 같은 결과를 얻었다.

국내학자의 연구로는 지호준·김영일(1999)이 한국, 미국, 영국, 독일, 일본시장의 환율과 주가의 인과관계를 살펴보고 한국의 경우 다른 실증적 분석과 마찬가지로 환율이 주가에 비해 선행하여 변화함을 보였다. 그 밖에 권택호·박종원(1999), 이현석(1999), 유일성(2000) 등이 환위험이 한국주식시장에 어떤 영향을 미치는가를 분석하고 있다.

Ⅲ. 자료의 특성 및 검정

본 논문에서 사용되는 환율은 일별 원/달러환율의 종가이며 주가는 종합주가지수(KOSPI)의 종가이다. 분석기간은 시장평균환율제가 시행된 1990년 3월 2일부터 2001년 12월 28일까지로 표본크기는 2797개이다. 일자와 표본크기를 일치시키기 위해 토요일이나 연말과 같이 환율과 종합주가지수 자료가 일치하지 않는 경우 표본에서 제외시켰다.

최근 연구결과들에 따르면 대부분 거시경제변수들이 1차 차분 후에 안정성을 갖고 있는 것으로 알려져 있기 때문에 여기서는 먼저 단위근검정을 실시한다. 단위근검정에는 여러 통계량이 존재하고 있으나 우선 ADF검정(Dickey and Fuller, 1979)과 PP검정(Phillips and Perron, 1988)을 이용하였다. Phillips and Perron(1988)은 검정통계량이 확률오차항의 자기상관관계나 이분산성에 의해 영향받지 않도록 ADF검정을 수정하였다. 두 검정의 경우 모두 4개의 시차가 사용되었으며 PP검정 통계량 계산시 공분산항의 가중치는 Newey and West(1987) 방법을 통해 구하였다. <표 1>의 상단은 전체기간(1990. 3. 2~2001. 12. 28)에 걸친 원/달러환율(₩/\$)과 종합주가지수(KOSPI)에 대한 단위근검정결과를 보여주고 있다. ADF와 PP검정은 추세를 가진 수준변수의 경우 원/달러환율과 종합주가지수가 각각 단위근을 갖고 있다는 귀무가설은 10% 유의수준하에서도 기각되지 않음을 보여주고 있다. <표 1>에는 나타나지 않았으나 추세를 갖지 않은 경우에도 마찬가지이다.

그러나 이와 같은 단위근검정결과는 외환위기와 같은 역사적 사건 또는 자유변동 환율제로의 이행이나 일일 주가변동 상하한폭 확대조치 및 외국인 주식투자한도 폐지 등과 같은 일련의 외환 및 금융정책 변화가 발생했던 기간을 포함하는 경우 신뢰할 수 없을 가능성이 크다. 이 문제를 보완하기 위해 하나의 구조적 전환점이 사전적으로 결정되는 것이 아니라 모형 내에서 내생적으로 결정되는 경우의 단위근검정 방법(Zivot and Andrews, 1992)을 고려해보기로 한다. Zivot and Andrews(1992)가 제시한 세 가지 방법중 다음과 같은 방법을 이용하여 단위근검정을 다시 해본다.

$$\Delta x_t = a + bt + \gamma DU_t(\lambda) + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \theta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서 Δx_t 는 $100 \times (\ln x_t - \ln x_{t-1})$ 로 환율 또는 주가의 변화율(%)을 나타낸다. λ 는 T_B/T 이며 T 와 T_B 는 각각 전체기간과 구조적 분기점을 표시한다. $t > T\lambda$ 일 때 $DU_t(\lambda)$ 는 1이며 그렇지 않은 경우에는 0이다. 이 방법은 검정통계량 $t_{\rho}(\lambda)$ 을 사용하여 $\rho=1$ 이라는 귀무가설에 가장 먼 결과를 가져오는 분기점 λ 를 선택하는 것이다.

<표 1>의 ZA는 이 통계량을 표시하고 있다. 전체기간(1990. 3. 2~2001. 12. 28)에 걸쳐 종합주가지수의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설이 여전히 기각되지 않는다. 그러나 원/달러환율의 경우 10% 유의수준하에서 귀무가설이 기각된다(임제치에 대해서는 Zivot and Andrew의 Table 2 참조).

한편 개별 환율과 주가들이 단위근을 갖고 있더라도 이들 변수간의 확률적 추세가 공통적이면 이 수준변수들간의 공적분 관계가 존재한다. Engle and Granger (1987)에 의해 제시된 공적분 검정방법이 일반적으로 단위근 검정과 밀접하게 연관되어 있는데 이 방법은 주가에 대한 환율의 회귀, 또는 환율에 대한 주가의 회귀로부터 얻은 잔차항의 단위근 여부를 검정하는 것이다. 그러나 ADF검정과 마찬가지로 Engle-Granger 검정도 또한 구조적 분기점들을 고려하지 못하고 있다. Gregory and Hansen(1996)이 상수항 또는 설명변수에서의 구조적 전환점을 고려하여 잔차항에 기초한 공적분 검정을 발전시켰다. Gregory-Hansen 검정에서는 다음과 같은 회귀식이 먼저 추정된다.

$$y_{1t} = a + bt + \gamma DU_t(\lambda) + \theta_1 y_{2t} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

y_{1t} 와 y_{2t} 는 각각 환율 또는 주가를 나타낸다. 식 (2)를 추정한 후 오차항에 대해 위와 같은 방법으로 단위근 검정을 실시한다. 그러나 여기서는 전체기간의 경우 <표 1>이 보여주는 바와 같이 원/달러환율이 $I(0)$ 을 따르기 때문에 이 기간에 대해 공적분 검정을 실시하지 않는다.

이와 같이 구조적 전환점이 1개 존재하는 경우에도 구조적 전환점을 고려하지 않은 경우보다 단위근이 존재하지 않거나 공적분이 존재할 가능성이 커짐을 Zivot and Andrew(1992)와 Gregory and Hansen(1996) 검정은 보여주고 있다.

최근에는 구조적 분기점이 여러 개 존재하는 경우를 분석하는 연구들이 등장하고 있다. 예를 들어 Andrew, Lee, and Ploberger(1996), Garcia and Peron(1996),

Liu, Wu, and Zidek(1997), Bai and Perron(1998, 2001) 등이 있다. 여기서는 다음과 같은 Bai and Perron(1998, 2001)의 방법을 이용하여 구조적 분기점이 여러 개 존재하는 경우를 살펴보고자 한다.

다음과 같은 m 개의 분기점을 가진 회귀방정식을 고려해보자.

$$y_t = x_t' \beta + z_t' \delta_j + \varepsilon_t, \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j, \quad j = 1, \dots, m+1 \quad (3)$$

$T_0=0$ 이고 $T_{m+1}=T$ 이다. x_t 와 z_t 는 각각 $p \times 1$ 과 $q \times 1$ 벡터이고 β 와 δ_j 는 관련 벡터의 계수이다. 분기점 (T_1, \dots, T_m)은 알려지지 않은 것으로 간주한다. 순수한 구조전환모형인 Liu, Wu, and Zidek(1997)와 달리 이 모형은 β 가 구조적으로 변화하지 않는 부분구조전환모형이다. $p=0$ 일 때 식 (3)은 계수가 모두 변화에 종속된 순수구조전환모형이 된다. 식 (3)은 다음과 같은 행렬형태의 회귀방정식으로 다시 표시할 수 있다.

$$Y = X\beta + \bar{Z}\delta + E \quad (4)$$

$Y = (y_1, \dots, y_T)'$, $X = (x_1, \dots, x_T)'$, $E = (\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T)'$, $\delta = (\delta_1, \dots, \delta_T)'$, $\bar{Z} = \text{diag}(Z_1, \dots, Z_{m+1})$, $Z_i = (z_{T_{i-1}+1}, \dots, z_{T_i})$. 식 (4)는 연속적인 방법을 통해 추정한다. 먼저 식 (4)의 평방오차합(sum of squared residuals)을 최소화시키는 첫 번째 분기점을 찾아낸다. 이 분기점을 \hat{T}_1 이라 한다면 다음에는 하위 표본 $[1, \hat{T}_1]$ 또는 $[\hat{T}_1, T]$ 에서 평방오차합(sum of squared residuals)을 최소화시키는 분기점을 각각 찾아낸다. 이와 같은 방법을 반복함으로써 원하는 여러 개의 구조적인 분기점을 찾아낼 수 있다. 다음으로 이렇게 찾아낸 구조적인 전환점들이 통계적으로 의미 있는 것인가를 검정해 본다. Bai and Perron(1998, 2001)을 따라 구조적인 분기점이 없다는 귀무가설($H_0: m=0$)에 대해 k 개의 구조적인 분기점이 있다는 대립가설($H_1: m=k$)을 다음과 같은 F검정방법을 이용하여 살펴본다.

$$F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_k; q) = \left(\frac{T - (k+1)q - p}{kq} \right) \hat{\delta}' R' (R \hat{V}(\hat{\delta}) R')^{-1} R \hat{\delta} \quad (5)$$

R은 F검정에서 통상적으로 $(R\delta)' = (\delta_1' - \delta_2', \dots, \delta_k' - \delta_{k+1}')$ 을 구성하는 행렬을 나타내며 $M_X = I - X(X'X)^{-1}X'$ 이다. $\hat{V}(\hat{\delta})$ 은 계열상관과 이분산성을 가진 $\hat{\delta}$ 의 공분산 행렬 ($V(\hat{\delta}) = \text{plim } T(\bar{Z}'M_X\bar{Z})^{-1}\bar{Z}'M_X\Omega M_X\bar{Z}(\bar{Z}'M_X\bar{Z})^{-1}$)의 추정치이다.

다음으로는 k개의 분기점이 존재한다는 귀무가설에 대해 추가적인 분기점, 즉 k+1개의 분기점이 존재한다는 대립가설이 받아들여지는가를 검정해 보기로 한다. 다시 말하면 k+1개의 분기점을 가진 경우의 평방오차의 합이 k개의 분기점을 가진 경우의 평균오차의 합보다 충분히 작다면 귀무가설을 기각하게 된다. Bai and Perron(1998)을 따라 다음과 같은 검정방법이 이용된다.

$$F_T(k+1 | k) = [S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_k) - \min_{1 \leq i \leq k+1} \inf_{\omega \in \mathbb{R}_1} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, \omega, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_k)] / \hat{\sigma}^2 \quad (6)$$

$$\Psi_{i,\eta} = [\omega; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq \omega \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta]$$

$S_T(T_1, \dots, T_k)$ 은 평방오차의 합을 나타낸다. $\hat{\sigma}^2$ 은 귀무가설하에서의 σ^2 의 일차추정량이다.

<표 3>은 Bai-Perron 검정결과를 보여주고 있다. 여기서는 z_t 가 상수인 순수구조 전환모형을 추정하였으며 검정통계량이 오차항의 계열상관관계나 이분산성에 의해 영향을 받지 않도록 공분산항의 가중치를 Newey and West(1987) 방법을 통해 구하였다. 분기점이 외환위기의 여파 등으로 한 쪽으로 몰리는 것을 막기 위해 표본 양쪽 끝의 15%를 제외한 후 검정을 실시하였다. 분기점이 4개까지만 전환모형에 대한 검정결과가 <표 3>에 나타나 있다. 예를 들어 k=2인 경우는 먼저 전체 표본 기간의 양극단의 15%를 제외한 기간에 대해 검정통계량을 극대화시키는 첫 번째 분기점을 찾아낸 다음 두 하위 표본으로 나누어진 각 표본에 대해 다시 똑 같은 절차를 거쳐 각 하위 표본에 대해 분기점을 각각 하나씩 찾아낸다. 다음 두 가지 경우 중 F 검정통계량이 큰 경우를 <표 3>에 보고하였다. 다른 경우도 마찬가지로 방법으

로 분기점을 구하였다. $k=1$ 일 때 원/달러환율의 분기점은 1997년 11월 7일로 외환위기가 시작되는 시점으로 <그림 1>은 이 시점부터 원/달러환율이 이전과 달리 급격하게 상승하고 있음을 보여주고 있다. 종합주가지수(KOSPI)의 분기점은 1996년 12월 3일로 경상수지적자가 확대되고 경기침체가 심화되어 주가가 크게 하락하고 있는 시점이다. <그림 1>은 이 분기점 이전에는 대수를 취한 종합주가지수가 6.2부터 7.0 사이에서 상대적으로 작은 등락을 보인 반면 이 분기점 이후에는 5.6부터 6.9 사이에서 더 큰 등락을 거듭하고 있음을 보여주고 있다. 이 분기점은 이미 살펴본 Gregory and Hansen(1996) 검정에서의 분기점과 정확하게 일치하지는 않지만 유사하다. 먼저 구조적인 분기점이 없다는 귀무가설($H_0: m=0$)에 대해 k 개의 구조적인 분기점이 있다는 대립가설($H_1: m=k$)을 검정한 결과를 살펴보면 원/달러환율이나 종합주가지수에 관계없이 또한 분기점의 개수에 관계없이 구조적인 분기점이 없다는 귀무가설은 명백하게 기각된다(임제치에 대해서는 Bai and Perron의 Table 1 참조). F 검정통계량은 큰 값을 갖는 것으로 나타났다. 다음으로는 k 개의 분기점이 존재한다는 귀무가설에 대해 추가적인 분기점, 즉 $k+1$ 개의 분기점이 존재한다는 대립가설이 받아들여지는가를 검정하였는데, 검정결과는 원/달러환율이나 종합주가지수나에 관계없이 모두 귀무가설이 기각되고 대립가설이 받아들여진다. 여기서는 $k=4$ 인 경우까지만 검정을 실시하였는데 $k=5$ 이상인 경우에는 하위표본의 수가 작아져 공분산 행렬의 가중치를 계산하는 데 Newey and West(1987) 방법을 적용할 수 없기 때문에 더 이상의 검정은 실시하지 않았다.

여기서는 전체기간외에 종합주가지수(KOSPI)의 $k=4$ 인 경우의 하위 표본을 이용하여 원/달러환율과 종합주가지수의 인과관계 및 충격반응관계를 분석하고자 한다. 종합주가지수의 $k=4$ 인 경우의 분기점은 각각 1993년 11월 12일(874), 1996년 12월 3일(1596), 1997년 10월 8일(1796), 1999년 4월 1일(2146)이다. <그림 1>이 보여주는 바와 같이 첫 번째 하위 표본기간(1990.3.2~1993.11.11)의 경우 종합주가지수가 이 기간 중 하락하였다가 다시 상승하여 초기의 지수를 회복한 기간이다. $k=1$ 일 때 분기점인 1996년 12월 3일을 중심으로 후반기에 비해 전반기가 작은 순환변동을 보이고 있는데 첫 번째 표본기간은 이 순환변동중 전반부, 즉 주가가 바닥을 치고 다시 회복하는 기간이 된다. 이 기간중 원/달러환율(W/\$)은 완만하게 지속적으로 상승하여 정점에 도달하며 경상수지는 1990년대 초반에 계속 적자를 보다가 1993년에 9억 9천만 달러로 흑자로 돌아선다. 이 기간중의 제도적인 변화를

살펴보면 1990년 3월 시장평균환율제가 시행된 이래 일일환율 변동허용폭이 $\pm 0.4\%$ 에서 1991년 9월 4일, 1992년 7월 1일, 1993년 10월 6일에 각각 $\pm 0.6\%$, $\pm 0.8\%$, $\pm 1.0\%$ 로 확대되었다. 또한 1992년초에 주식시장이 개방되었는데 이 기간 중 외국인 주식투자한도와 상하한 주가 변동허용폭이 각각 10%와 $\pm 4\%$ 이었다.

두 번째 하위 표본기간(1993. 11. 12~1996. 12. 2)의 경우에는 종합주가지수의 작은 순환변동기간중 후반부로 종합주가지수가 상승하였다가 정점을 지나 하락하는 과정에 있는 기간이다. 이미 언급한 바와 같이 이 기간중에 경기가 1995년 4/4분기에 정점에 도달한 후 하강하기 시작하였으며 1996년에는 경상수지적자가 230억 달러에 달하게 된다. 원/달러환율은 이 기간중에 시장개방 등의 여파로 자본유입이 증가함에 따라 처음에는 하락하다가 후반부에는 엔고현상과 더불어 경상수지적자가 악화됨에 따라 상승하기 시작한다. 이 기간중 원/달러환율의 일일변동 허용폭이 1994년 11월 2일과 1995년 12월 6일에 각각 $\pm 1.5\%$ 와 $\pm 2.25\%$ 로 확대되어 실질적으로 이전에 비해 환율변화가 매우 커지고 환율예측이 어려워졌다. 외국인 주식투자한도는 1994년 12월 1일, 1995년 7월 1일, 1996년 4월 1일, 1996년 10월 1일에 각각 12%, 15%, 18%, 20%로 순차적으로 상향조정되었으며 상하한 주가 변동허용폭은 1995년 6월 1일과 1996년 10월 1일에 각각 $\pm 6\%$ 와 $\pm 8\%$ 로 확대되었다.

세 번째 하위 표본기간(1996. 12. 3~1997. 10. 7)은 외환위기가 발생하기 직전 기간으로 종합주가지수는 연초 사상 초유의 경상수지적자와 대기업 등의 도산으로 저점에 머물다가 경기회복 등에 대한 기대감으로 일시적으로 상승하였으나 태국 등에서 외환위기의 징조가 보임에 따라 다시 하락하기 시작한다. 원/달러환율은 이 기간중에 경상수지적자와 태국 등의 외환위기로 지속적으로 상승한다. 태국이 1997년 7월 2일에 변동환율제로 이행하였으며 이어서 인도네시아, 말레이시아 등의 통화 가치가 폭락하였다. 1997년 10월에는 홍콩의 주가가 폭락하여 전세계 금융시장에 큰 파장을 일으켰다.

네 번째 하위 표본기간(1997. 10. 8~1999. 3. 31)은 외환위기가 발생하여 이 위기를 극복해 가는 기간이다. 이 기간은 종합주가지수가 큰 순환변동을 보이는 전체표본기간의 후반부중 주가가 하락하였다가 회복해 가는 기간이다. 원/달러환율 또한 급격히 상승하였다가 정점에 도달한 후 다시 하락한다. 이 기간중 일일환율 변동허용폭이 1997년 11월 20일에 $\pm 10.0\%$ 로 확대되었고 1997년 12월 16일에는 자유변동환율제로 이행하였다.

마지막 하위 표본기간(1999. 4. 1-2001. 12. 28)은 큰 순환변동기간중 후반부로 이 기간중 종합주가지수는 신용도 상승과 노조파업유보 등의 영향으로 상승하였다가 다시 하락한 후 일정 수준에서 등락을 거듭하고 있다. 반면 원/달러환율은 경상수지가 계속 흑자를 보이고 있으나 흑자폭이 급속하게 감소하고 유가가 상승함에 따라 완만히 하락하였다가 상승한 후 일정 수준을 유지하고 있다. 종합주가지수와 원/달러환율 모두 $k=4$ 일 때 첫 번째 분기점을 제외한 나머지 분기점들이 대체적으로 일치하고 너무 기간을 세분하는 경우 표본수가 작아지기 때문에 이 기간을 분석대상으로 삼는다.

본격적인 분석을 하기 전에 먼저 5개의 하위 표본기간에 대한 단위근 검정결과를 살펴보자. <표 1>이 보여주는 바와 같이 ADF검정과 PP검정결과는 원/달러환율과 종합주가지수가 5개의 하위 표본기간에 걸쳐 모두 단위근을 갖고 있음을 보여주고 있다. 그러나 각 하위 표본기간별로 한 개의 분기점을 고려한 Zivot and Andrews (1992)의 단위근 검정결과는 두 번째 하위 표본기간(1993. 11. 12~1996. 12. 2)을 제외하고는 원/달러환율과 종합주가지수 두 변수중 한 변수는 적어도 10% 유의수준 하에서 단위근을 갖고 있지 않음을 보여주고 있다.

두 번째 하위 표본기간의 경우 두 변수 모두 단위근을 갖고 있기 때문에 이 기간에 대해서는 공적분 검정을 실시한다. 먼저 Engle and Granger (1987) 공적분 검정에 따르면 <표 2>가 보여주는 바와 같이 어느 변수가 종속변수이냐에 관계없이 공적분 관계가 존재하지 않는다. 그러나 한 개의 분기점을 고려한 Gregory and Hansen (1996) 검정결과에 따르면 원/달러환율이 종속변수인 경우 공적분 관계가 존재하지 않는다는 귀무가설은 10% 유의수준하에서 기각되는 것으로 나타났다(임계치에 대해서는 Gregory and Hansen (1996)의 Table 1 참조). <표 1>과 <표 2>에 나타나 있지는 않으나 일반적으로 알려져 있는 바와 같이 차분변수에는 모든 경우 단위근이 존재하지 않는다.

IV. 모형설정 및 추정

여기서는 먼저 Granger 인과관계를 분석하기 위해 이변량 VAR모형을 설정한다. 환율과 주가 사이에 공적분이 존재하는 경우에는 다음과 같은 오차수정모형이 고려된다.

$$\Delta y_{1t} = a_0 + \beta_1(y_{1t-1} - \alpha y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} a_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} a_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (7a)$$

$$\Delta y_{2t} = b_0 + \beta_2(y_{1t-1} - \alpha y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} b_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^{q-1} b_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (7b)$$

y_{1t} 와 y_{2t} 가 각각 환율과 주가라고 할 때 $\beta_1=0$ 과 $a_{21}=a_{22}=\dots=a_{2k}=0$ 이라는 귀무가설이 기각된다면 주가가 환율의 Granger 원인변수가 됨을 의미한다. 마찬가지로 $\beta_2=0$ 과 $b_{11}=b_{12}=\dots=b_{1k}=0$ 이라는 귀무가설이 기각된다면 환율이 주가의 Granger 원인변수가 됨을 나타낸다. 만약 공적분이 존재하지 않는 경우에는 차분변수가 사용된다.

원/달러환율(W/\$)과 종합주가지수(KOSPI) 간의 인과관계검정을 살펴보기 전에 먼저 VAR 모형의 시차를 결정한다. 시차는 Schwarz 기준에 따라 결정하였는데 전체기간의 경우에는 시차가 10이며 하위 표본기간의 경우에는 시차가 모두 1이다. AIC 기준에 따르는 경우에도 두 번째, 세 번째, 다섯 번째 하위 표본기간의 경우 시차가 1이다.

전체기간의 경우 이미 알려져 있는 바와 같이 원/달러환율(W/\$)이 종합주가지수(KOSPI)의 원인변수가 됨을 <표 4>의 F 검정이 보여주고 있다. 그러나 기존의 주장과 달리 종합주가지수 또한 원/달러환율의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설이 받아들여질 확률이 0에 가깝다. 즉 원/달러환율과 종합주가지수는 서로에게 영향을 미치고 있다. 하위 표본기간으로 가면 두 변수의 인과관계는 기간에 따라 많이 달라진다. 먼저 자본 및 외환시장의 개방과 자유화가 덜 이루어진 1990년대 초반으로 구성된 첫 번째 하위 표본기간(1990. 3. 2~1993. 11. 11)의 경우에는 원/달러환율과 종합주가지수가 각각 상대방의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설이 각각 10% 유의수준하에서 기각된다. 두 번째 하위 표본기간(1993. 11. 12~1996. 12. 2)과 세 번째 하위 표본기간(1996. 12. 3~1997. 10. 7)의 경우에는 원/달러환율과

종합주가지수가 서로에게 원인변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 외환위기기간을 포함한 네 번째 하위 표본기간(1997. 10. 8~1999. 3. 31)의 경우 주가와 환율이 모두 급격하게 변화하는 기간으로 환율이 주가의 원인변수가 되지 못한다는 귀무가설은 기각되는 반면 주가가 환율의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설은 받아들여진다. <그림 1>에 나타난 바와 같이 환율의 정점이 주가의 저점에 선행하고 있다. 외환위기기간이 끝나고 금융 및 자본시장이 더욱 자유화되고 개방된 최근 기간으로 구성된 다섯 번째 하위 표본기간(1999. 4. 1~2001. 12. 28)의 경우에는 환율이 주가의 원인변수가 되지 못한다는 귀무가설이 10% 유의수준하에서도 받아들여지는 반면 첫 번째 하위 표본의 경우와 같이 주가가 환율의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설은 기각된다.

지금까지의 결과를 요약하면 원/달러환율이 일방적으로 종합주가지수에 영향을 미친다는 기존의 실증적 연구결과와 달리 원/달러환율과 종합주가지수는 전체기간에 걸쳐 서로에게 영향을 미치는 인과관계를 가지고 있다. 기간별로 보면 1990년대 초반에는 주가와 환율이 서로 인과관계를 가지고 있었다. 그러나 그 이후부터 외환위기 직전까지는 원/달러환율과 종합주가지수가 서로의 원인변수가 되지 않는 것으로 나타났다. 한편 외환위기 직후에는 환율이 주가의 원인변수가 되는 반면 외환위가 끝난 뒤에는 주가가 환율의 원인변수가 된다.

우리는 지금까지 환율과 주가만을 고려하여 두 변수간의 인과관계를 살펴보았다. 이 인과관계검정에 따르면 전체기간에 걸쳐 원/달러환율이 종합주가지수에 영향을 미치는 것으로 나타났는데 이미 잘 알려진 바와 같이 원/달러환율은 엔/달러환율에 의해 크게 영향을 받으며 이 동조화 추세는 최근에 더욱 커지는 것으로 알려져 있다. 여기서는 원/달러환율과 종합주가지수 외에 원인변수로 엔/달러환율을 추가적으로 도입하여 엔/달러환율이 원/달러환율과 종합주가지수에 어떤 영향을 미치며 또한 엔/달러환율의 도입으로 두 변수가 서로에게 미치는 영향이 어떻게 달라지는지를 살펴보기로 한다.¹⁾ 3변수 모형의 경우 식 (7)에 Δy_{3t} 와 y_{3t} 변수가 설명 및 피설명변수에 추가된다.

먼저 전체기간에 대해 살펴보면 <표 4>가 보여주는 바와 같이 엔/달러환율

1) 연방기금금리(federal fund rate)의 경우에도 살펴보았으나 연방기금금리는 원/달러환율과 종합주가지수에 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 더 이상 여기에서는 언급하지 않기로 한다.

(¥/\$)은 원/달러환율(W/\$)의 원인변수가 되지 않을 확률이 0에 가깝다. 원/달러환율이 엔/달러환율에 의해 영향을 받는다는 기존의 실증적 결과를 다시 한번 확인할 수 있다. 엔/달러환율이 종합주가지수(KOSPI)의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설 또한 5% 유의수준에서 기각된다. 전체기간에 걸쳐 엔/달러환율은 원/달러환율뿐만 아니라 종합주가지수에도 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 엔/달러환율이 도입되는 경우에도 원/달러환율과 종합주가지수는 서로에게 영향을 준다. 첫 번째 하위 표본기간(1990. 3. 2~1993. 11. 11)의 경우 엔/달러환율은 금융 및 자본시장개방의 초기단계이고 시장평균환율제하에서 원/달러환율의 일일변동폭이 상대적으로 제한됨에 따라 원/달러환율에 크게 영향을 미치지 못한다. 두 번째 하위 표본기간(1993. 11. 12~1996. 12. 2)의 경우에는 엔고현상으로 인해 원/달러환율이 상승함에 따라 첫 번째와 반대로 엔/달러환율이 원/달러환율에 영향을 미친다. 세 번째 하위 표본기간(1996. 12. 3~1997. 10. 7)에는 외환위기 직전 기간으로 원/달러환율이 엔/달러환율의 움직임에 크게 관계없이 상승한다. 외환위기 직후부터 최근에 들어올수록 엔/달러환율은 원/달러환율에 더욱 영향을 미친다. 반면 엔/달러환율이 기간별로 종합주가지수에 미치는 영향은 원/달러환율에 비해 상대적으로 작고 다르다. 엔/달러환율이 도입되는 경우 하위 기간별로 원/달러환율과 종합주가지수가 서로의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설을 기각할 확률이 마지막 기간만을 제외하고 크게 증가한다.

금융 및 자본시장이 개방됨에 따라 외환시장은 물론 각국의 주식시장이 동조화되는 현상이 크게 증가하고 있다. Phylaktis and Ravazzolo(2000)은 아시아 6개국 분석에서 미국주식시장이 외환시장과 국내주식시장을 연결하는 배관 역할을 하고 있음을 보여주고 있다. 우리나라의 경우에도 마찬가지로 종합주가지수가 선진국, 특히 미국주가에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 여기서는 엔/달러환율외에 미국의 다우존스지수가 두 변수에 어떤 영향을 미치는가를 살펴본다.

먼저 <표 4>에 나타난 바와 같이 전체기간에 걸쳐 다우존스지수는 원/달러환율(W/\$)과 종합주가지수(KOSPI)에 모두 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기간별로 살펴보면 다우존스지수가 원/달러환율보다는 종합주가지수에 더 큰 영향을 미치는 것으로 보인다. 특히 최근 들어 다우존스지수가 종합주가지수는 물론 원/달러환율에도 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 다우존스지수를 고려하는 경우 앞의 결과들과는 달리 원/달러환율은 전체기간에 걸쳐 종합주가지수에 영향을 미치지

못하는 것으로 나타났다. 기간별로 살펴보면 엔/달러환율을 고려할 때보다 원/달러환율이 종합주가지수에 미치는 영향은 줄어든 반면 반대로 종합주가지수가 원/달러환율에 미치는 영향은 기간별로 다르다.

위의 결과들을 요약하면 전체기간에 걸쳐 엔/달러환율과 다우존스지수는 원/달러환율과 종합주가지수에 영향을 미친다. 특히 외환위기가 끝난 이후에는 다우존스지수가 원/달러환율과 종합주가지수에 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면 엔/달러환율은 원/달러환율에만 크게 영향을 미친다. 두 변수만을 고려하는 경우와 엔/달러환율을 추가하는 경우와 달리 다우존스지수를 고려하는 경우 전체기간에 걸쳐 원/달러환율은 종합주가지수에 영향을 미치지 못한다. 기간별로 살펴보면 엔/달러환율을 고려하는 경우 원/달러환율이 종합주가지수에 미치는 영향이 대체적으로 커진다.

V. 충격반응과 분산분해

다음은 모형내 각 충격들이 환율과 종합주가지수에 어떤 영향을 미치는가를 충격반응함수(impulse response function)를 통해 살펴보고자 한다. 충격반응함수는 벡터오차수정모형을 수준변수로 변형하여 구하였다. 여기서는 먼저 원/달러환율(W/\$)과 종합주가지수(KOSPI)로 구성된 2변수 모형의 경우를 분석한다. 변수의 순서는 원/달러환율, 종합주가지수의 순이다.

〈그림 2〉는 각 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 각 변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 점선은 부스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 500회 반복함으로써 얻은 표준오차를 충격반응 추정치에 더해 주거나 빼준 신뢰구간을 의미한다. 편의상 1기를 〈그림 2〉에서는 0기로 표시하였다. 먼저 첫 번째 열은 원/달러환율이 자기자신의 플러스 충격에 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 전체기간 또는 하위 표본기간 모두 원/달러환율을 상승시킨다. 외환위기기간동안 충격이 가장 크고 외환위기기간을 제외하는 경우 최근에 가까워질수록 원/달러환율이 크게 상승한다. 전체기간에는 10개의 시차가 사용되기 때문에 충격반응곡선이 초기에 크게 변화하나 하위 표본기간의 경우에는 오차수정항을 포함한 1개의 시차만 사용되기 때문에 그렇지 않다. 네 번째 열은 종합주가

지수 자신의 충격에 따른 종합주가지수의 반응을 보여주고 있다. 자기자신의 플러스 충격에 대해 외환위기기간동안 종합주가지수가 가장 크게 상승하며 다음으로 외환위기 이후 기간, 외환위기 직전 기간 순이다. 두 번째 열은 종합주가지수의 충격에 원/달러환율이 어떻게 반응하고 있는가를 보여주고 있다. 전체기간의 경우 종합주가지수의 플러스 충격은 원/달러환율을 하락시킨다. 기간별로 살펴보면 첫 번째 하위 표본기간을 제외한 다른 하위 기간의 경우 원/달러환율이 하락한다. 다른 기간에 비해 외환위기 이후 기간에 원/달러환율이 가장 크게 하락하며 통계적으로도 유의적이다. 세 번째 열은 원/달러환율의 충격에 종합주가지수가 어떻게 반응하고 있는가를 보여주고 있다. 전체기간의 경우 원/달러환율의 플러스 충격은 종합주가지수를 하락시킨다. 기간별로 살펴보면 세 번째 하위 표본기간을 제외한 다른 하위 표본기간의 경우 종합주가지수가 하락한다. 다른 기간에 비해 외환위기 또는 이후 기간에 종합주가지수가 초기에 크게 하락한다.

〈그림 3〉은 변수의 순서를 종합주가지수, 원/달러환율 순으로 바뀌었을 경우 각 교란요인에 자신의 표준편차만큼의 크기로 충격이 주어졌을 때 각 변수가 시간이 흐름에 따라 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 먼저 첫 번째 열은 종합주가지수가 자기자신의 플러스 충격에 어떻게 반응하는가를 보여주고 있는데 〈그림 2〉의 네 번째 열의 경우와 유사하다. 마찬가지로 〈그림 3〉의 네 번째 열은 원/달러환율 자신의 충격에 따른 원/달러환율의 반응을 보여주는데 〈그림 2〉의 첫 번째 열과 비슷하다. 두 번째 열은 원/달러환율의 충격에 종합주가지수가 어떻게 반응하고 있는가를 보여주고 있다. 전체기간의 경우 원/달러환율의 플러스 충격은 〈그림 2〉의 세 번째 열과 달리 장기적으로 종합주가지수를 상승시킨다. 그러나 통계적으로 유의적이지는 못하다. 〈그림 2〉와 비교해 볼 때 외환위기 직전, 외환위기, 외환위기 이후 기간동안에도 다르게 움직이며 상대적으로 신뢰구간이 넓다. 세 번째 열은 종합주가지수의 충격에 원/달러환율이 어떻게 반응하고 있는가를 보여주고 있다. 외환위기기간을 제외하고는 〈표 2〉의 두 번째 열과 크게 다르지 않다.

〈그림 4〉의 첫 번째와 두 번째 열은 엔/달러환율(¥/₩)을 포함한 3변수 모형의 경우 엔/달러환율이 1단위의 표준편차만큼 상승하였을 때 원/달러환율과 종합주가지수가 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 변수의 순서는 엔/달러환율, 원/달러환율, 종합주가지수의 순이다. 엔/달러환율의 플러스 충격은 원/달러환율을 모든 경우 상승시킨다. 외환위기기간중 원/달러환율이 가장 크게 반응하나

통계적으로 유의적이지 못하다. 다음으로는 외환위기 이후 기간에 원/달러환율이 크게 상승한다. 전체기간동안 종합주가지수는 엔/달러환율의 플러스 충격으로 하락한다. 기간별로 살펴보면 외환위기 이후를 제외한 다른 기간동안에는 전체기간과 마찬가지로 종합주가지수가 하락한다. 외환위기 이후 기간동안에는 종합주가지수가 상승하나 통계적으로 유의적이지 못하다.

〈그림 4〉의 세 번째와 네 번째 열은 다우존스지수를 포함한 3변수 모형의 경우 다우존스지수가 1단위의 표준편차만큼 상승하였을 때 원/달러환율과 종합주가지수가 동태적으로 어떻게 반응하는가를 보여주고 있다. 변수는 다우존스지수, 원/달러환율, 종합주가지수의 순서로 나열되었다. 다우존스지수의 플러스 충격은 전체기간의 경우 원/달러환율을 하락시킨다. 기간별로 보면 외환위기 이전 세 기간동안에는 오히려 원/달러환율이 상승하나 외환위기 및 이후 기간동안에는 원/달러환율이 하락한다. 전체기간동안 종합주가지수는 다우존스지수의 플러스 충격으로 상승한다. 기간별로 살펴보면 두 번째 하위 표본기간을 제외한 다른 기간동안에는 종합주가지수가 상승한다. 외환위기와 이후 기간동안에 종합주가지수가 초기에 크게 상승한다.

〈그림 5〉는 엔/달러환율($¥/₩$)을 포함한 3변수 모형의 경우 원/달러환율과 종합주가지수가 1단위의 표준편차만큼 상승하였을 때의 충격반응곡선을 보여주고 있다. 자기자신의 충격에 대한 원/달러환율의 반응은 2변수 모형의 경우인 〈그림 2〉와 유사하다. 종합주가지수의 플러스 충격에 대한 원/달러환율의 반응도 외환위기 기간을 제외하고는 유사하다. 외환위기기간동안에는 〈그림 2〉와 달리 원/달러환율이 상승한다. 자기자신의 충격에 대한 종합주가지수의 반응은 〈그림 2〉와 유사하거나 충격의 반응정도가 작아진다. 원/달러환율의 플러스 충격에 대한 종합주가지수의 반응은 전체기간의 경우 〈그림 2〉와 비교해 볼 때 엔/달러환율의 영향으로 상대적으로 줄어든다. 기간별로 살펴보면 외환위기 직전과 이후 기간을 제외한 세 기간의 경우 〈그림 2〉와 약간의 차이가 있다.

〈그림 6〉은 다우존스지수를 포함한 3변수 모형의 경우 원/달러환율과 종합주가지수의 플러스 충격에 대한 두 변수의 반응곡선을 보여주고 있다. 〈그림 6〉은 엔/달러환율을 포함한 3변수 모형인 경우인 〈그림 5〉와 대체적으로 크게 다르지 않다.

〈표 5〉는 예측오차의 분산분해(variance decomposition)를 보여주고 있는데 분산분해란 각 충격이 한 변수의 변화를 어느 정도 설명하고 있는지를 비율로 나타낸 것

이다. 그러므로 이를 통해 각 충격의 상대적 중요도를 측정할 수 있다. 2변수 모형이 원/달러환율, 종합주가지수의 순서를 가진 경우 전체기간에 걸쳐 원/달러환율과 종합주가지수 충격이 원/달러환율을 설명하는 비율은 20일 후에 각각 97.4%와 2.6%이다. 반면 각 충격이 종합주가지수를 설명하는 비율은 각각 5.2%와 94.8%로 모두 1% 수준하에서 통계적으로 유의적이다. 통계적 유의성은 부스트랩(bootstrap) 시뮬레이션을 500회 반복함으로써 얻은 표준오차로 검정한다. 그러나 변수를 종합주가지수, 원/달러환율의 순서로 하는 경우 전체기간에 걸쳐 원/달러환율과 종합주가지수 충격이 원/달러환율을 설명하는 비율은 각각 86.5%와 13.5%로 모두 1% 수준하에서 유의적이다. 한편 각 원/달러환율과 종합주가지수 충격이 종합주가지수를 설명하는 비율은 각각 0.1%와 99.9%이다. <표 5>는 이러한 경향이 외환위기와 이후 기간동안에 크게 나타나고 있음을 보여주고 있다.

엔/달러환율을 포함한 3변수 모형의 경우 엔/달러환율 충격이 원/달러환율과 종합주가지수를 설명하는 비율은 전체기간에 걸쳐 각각 4.2%와 4.3%로 통계적으로 유의적이다. 기간별로 보면 4차 엔고 현상 이후 엔화가 약세를 보이던 두 번째 하위 표본기간과 외환위기 이후 기간에 엔/달러환율 충격이 원/달러환율을 설명하는 비율이 크다. 다우존스지수를 포함한 3변수 모형의 경우 다우존스지수 충격이 원/달러환율과 종합주가지수를 설명하는 비율은 엔/달러환율을 포함한 경우와 달리 전체기간에 걸쳐 각각 0.7%와 6.9%로 종합주가지수의 경우만 1% 수준하에서 유의적이다. 그러나 기간별로 보면 외환위기 이후에는 다우존스지수 충격이 원/달러환율과 종합주가지수를 설명하는 비율이 적어도 10% 수준하에서 유의적이다. 이들 3변수 모형들의 경우 원/달러환율과 종합주가지수 충격의 설명비율은 2변수 모형의 경우와 비슷하기 때문에 더 이상 언급하지 않기로 한다.

충격반응과 분산분해에 관한 위의 결과들을 요약하면 기존의 실증분석결과와 달리 전체기간, 특히 외환위기가 끝난 이후 종합주가지수에 대한 플러스 충격은 포트폴리오 접근법이 시사하는 바와 같이 장기적으로 원/달러환율 하락시킨다. 그러나 종합주가지수에 대한 원/달러환율의 플러스 충격효과는 변수의 배열 순서에 따라 달라지는데 특히 전체기간과 외환위기 이후 그 차이가 크다. 이 결과는 엔/달러환율 또는 다우존스지수를 고려한 3변수 모형의 경우에도 다르지 않다. 엔/달러환율의 플러스 충격은 원/달러환율을 상승시키는 반면 종합주가지수를 하락시킨다. 그러나 외환위기 이후 기간에는 종합주가지수를 비록 통계적으로 유의적이지 못하지

만 상승시킨다. 다우존스지수의 플러스 충격은 전체기간, 특히 외환위기 이후에 원/달러환율을 하락시키는 반면 종합주가지수를 상승시킨다.

하위 표본기간별로 살펴보면 표본기간에 따라 결과가 일정하지 않은데 이는 외환 및 자본시장이 제도적으로 제약되어 있거나 금융·외환위기 등이 이 기간중에 발생했기 때문이다. 즉 외환시장의 경우 시장평균환율제하에서 환율의 일일 변동 허용폭이 $\pm 0.4\%$ 에서 $\pm 10\%$ 까지 확대되었으며 금융·외환위기 이후 자유변동환율제로 이행하면서 원/달러환율이 급격히 상승하였다. 주식시장의 경우에도 1992년 자본시장이 개방되면서 외국인 주식투자한도 및 일일 변동 상하한폭이 지속적으로 커져왔다. 따라서 1990년대 초반에 시장이 비효율적이었고 이에 따라 투자자가 투자에 미숙하였을 뿐만 아니라 1997년에는 외환위기가 발생하였기 때문에 표본기간 선택에 따라 주가와 환율간의 관계가 달라질 수 있다. 그러나 외환위기 이후 기간동안에는 자본 및 외환시장이 대폭 개방되고 자유화되었을 뿐만 아니라 선물, 옵션 등 선진금융기법이 도입되고 금융개혁이 이루어짐에 따라 환율과 주가가 보다 안정적인 관계를 가질 것으로 보인다.

이미 살펴본 바와 같이 금융 및 자본시장이 개방되고 자유화됨에 따라 주가와 환율이 경상수지보다는 자본이동과 더 밀접한 관계를 가짐으로써 종합주가지수가 원/달러환율에 영향을 미치나 종합주가지수에 대한 원/달러환율의 영향은 판단하기 쉽지 않다. 전통적인 접근법에 따르면 환율이 하락하는 경우 수출이 감소하여 수출기업의 주가가 하락하는 반면 수입은 증가하여 수입기업의 주가는 상승하기 때문에 환율변화가 개별 기업 또는 특정 산업의 주가에는 영향을 미칠 수 있으나 종합주가지수에는 영향을 미치지 못할 수 있다. 또한 원화가치의 절상은 화폐적 접근법이 의미하는 바와 같이 국내경제가 건실하게 성장하고 있음을 반영하고 있기 때문에 수출을 감소시키지만 내수가 활발하기 때문에 내수를 기반으로 하는 수출기업의 주가를 하락시키지 못할 수 있다. 자본 및 금융시장이 발달될수록 위험을 헤지할 수 있는 선물, 옵션 등의 금융상품이 등장하고 있다. 만약 수출입 기업들이 수출입에 따른 위험을 많이 헤지할수록 환율이 주가에 미치는 영향은 과거보다 줄어들 것이다.

VI. 요약 및 결어

본 논문에서는 원/달러환율과 종합주가지수가 어떤 인과관계를 가지고 있으며 동태적으로 서로에게 어떤 영향을 미치는가를 살펴보았다. 특히 기존의 연구들이 주장하는 것처럼 원/달러환율이 종합주가지수에 일방적으로 영향을 미치고 종합주가지수는 환율에 영향을 미치지 않는지, 또한 엔/달러환율과 다우존스지수를 고려할 때 원/달러환율과 종합주가지수간의 관계가 어떻게 달라지는지를 비교해 보았다. 뿐만 아니라 표본기간동안 우리나라는 많은 금융 및 외환시장의 변화를 겪어 왔기 때문에 이러한 구조적인 변화가 환율과 주식수익률과의 관계를 기간에 따라 변동시킬 수 있는가를 내생적으로 구조적인 분기점을 선택하는 Bai and Perron (1998) 모형을 통해 기간을 분리한 후 환율과 주가간의 동태적인 관계를 분석하였다.

먼저 인과관계 검정결과에 따르면 원/달러환율이 일방적으로 종합주가지수에 영향을 미친다는 기존의 실증적 연구결과와 달리 원/달러환율과 종합주가지수는 전체 기간에 걸쳐 서로에게 영향을 미치는 인과관계를 가지고 있다. 또한 엔/달러환율과 다우존스지수도 원/달러환율과 종합주가지수에 각각 영향을 미치는 것으로 나타났다. 기간별로 살펴보면 하위 표본기간에 따라 인과관계가 달라진다. 엔/달러환율은 외환시장이 자유화되고 외환위기를 겪지 않은 기간, 특히 최근에 들어와 원/달러환율에 크게 영향을 미치는 반면 다우존스지수는 종합주가지수에 상대적으로 큰 영향을 미치고 있다.

충격반응과 분산분해분석에 따르면 기존의 실증분석결과와 달리 종합주가지수에 대한 플러스 충격은 전체기간, 특히 최근에 들어와 포트폴리오 접근법이 시사하는 대로 원/달러환율을 하락시킨다. 이 결과는 변수의 순서를 바꾸는 경우에도 변함이 없으며 엔/달러환율 또는 다우존스지수를 포함한 3변수 모형의 경우에도 유사하다. 또한 엔/달러환율에 대한 플러스 충격은 원/달러환율을 상승시키는 반면 다우존스에 대한 플러스 충격은 예상한 대로 원/달러환율을 하락시키며 최근에 가까워질수록 더욱 이들 충격의 설명비율은 커진다. 한편 엔/달러환율에 대한 플러스 충격은 전체기간에 걸쳐 종합주가지수를 하락시키나 외환위기 이후에는 상승시킨다. 반면 다우존스지수에 대한 플러스 충격은 전체기간을 물론 외환위기 이후에도 종합주가지수를 상승시킨다.

그러나 종합주가지수에 대한 원/달러환율의 플러스 충격은 변수의 배열 순서에

따라 달라지는데 특히 전체기간과 외환위기 이후 그 차이가 크다. 일반적으로 시장이 비효율적이거나 투자자가 투자에 미숙한 경우 또는 표본기간의 선택에 따라 환율이 주가에 영향을 미치지 못할 수 있다. 우리나라의 경우 최근 주가와 환율이 경상수지보다는 자본이동과 더 밀접한 관계를 가짐으로써 종합주가지수가 원/달러환율에 영향을 미치나 종합주가지수에 대한 원/달러환율의 영향은 판단하기 쉽지 않다. 환율변화는 개별 기업 또는 특정 산업의 주가에는 영향을 미칠 수 있으나 종합주가지수에는 영향을 미치지 못할 수 있으며 또한 수출뿐만 아니라 내수까지 고려하는 경우 내수를 기반으로 하는 수출기업의 주가를 하락시키지 못할 수 있다. 또한 수출입 기업들이 수출입에 따른 위험을 많이 헤지할수록 환율이 주가에 미치는 영향은 과거보다 줄어들 것이다. 따라서 앞으로 미시적인 차원에서 환율변화가 특정 국내산업에 미치는 영향뿐만 아니라 수출입기업간의 비대칭효과 및 수출입기업들의 헤지효과를 좀 더 고찰해 볼 필요가 있다.

■ 참고 문헌

1. 권택호·박종원, "한국 주식시장에서의 환위험 프리미엄과 기업특성," 『재무관리연구』, 제 16권, 제1호, 1999, pp. 245~260.
2. 유일성, "한국주식시장에서 환율위험노출과 환율위험 프리미엄 측정," 『재무관리연구』, 제 17권, 제2호, 2000, pp. 229~256.
3. 이현석, "우리나라 기업 및 산업의 환노출과 특성변수와의 관계분석," 『재무관리연구』, 제 16권, 제2호, 1999, pp. 383~404.
4. 지호준·김영일, "환율과 주가의 관계: 국제적 실증분석," 『재무관리연구』, 제16권, 제1호, 1999, pp. 261~281.
5. Abdalla, I. S. A. and V. Murinde, "Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Financial Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan, and Philippines," *Applied Financial Economics*, Vol. 7, 1997, pp. 25~35.
6. 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.
7. Ajayi, R. A., J. Friedman, and S. M. Mehdian, "On the Relationship between Stock

- Returns and Exchange Rates: Tests of Granger Causality," *Global Finance*, Vol. 9, 1998, pp. 241~251.
8. Ajayi, R. A. and M. Mougoue, "On the Dynamic Relation between Stock Prices and Exchange Rates," *Journal of Financial Research*, Vol. 19, 1996, pp. 193~207.
9. Amihud, Y., "Evidence on Exchanges Rates and Valuation of Equity Shares," Y. Amihud and R. M. Levich, eds., *Exchange Rates and Corporate Performance*, Irwin Professional Publishing, New York, 1994.
10. Andrew, D. W. K., I. Lee, and W. Ploberger, "Optimal Change-point Tests for Normal Linear Regression," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 9~38.
11. Bahmani-Oskooee, M and A. Sohrabian, "Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar," *Applied Economics*, Vol. 24, 1992, pp. 459~464.
12. Bai, J. and P. Perron, "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, Vol. 66, 1998, pp. 47~78.
13. ———, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," manuscript, Boston University, 2001.
14. Bartov, E. and G. M. Bodnar, "Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange Rate Exposure Effect," *Journal of Finance*, Vol. 49, 1994, pp. 1755~1785.
15. Bodnar, G. M. and W. M. Gentry, "Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan, and the USA," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, 1993, pp. 29~45.
16. Brown, S. J. and T. Otsuki, "Macroeconomic Factors and the Japanese Equity Markets: The CAPMD Project," E. J. Elton and M. J. Gruber, eds., *Japanese Capital Markets*, Harper & Row, New York, 1990.
17. Choi, J. J., T. Hiraki, and N. Takezawa, "Is Foreign Exchange Risk Priced in the Japanese Stock Market?" *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 33, 1998, pp. 361~382.
18. Chow, E. H., W. Y. Lee and M. S. Solt, "The Exchange Rate Risk Exposure of Asset Returns," *Journal of Business*, Vol. 70, 1997, pp. 644~657.
19. Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
20. Dominguez, K. and T. Linda, "A Re-Examination of Exchange Rate Exposure," *NBER Working Paper*, No. 8128, 2001.
21. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
22. Granger, C. W. J., B. N. Huang, and C. W. Yang, "A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 40, 2000, pp. 337~354.
23. Garcia, R. and P. Perron, "An Analysis of the Real Interest Rate under Regime Shifts," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, 1996, pp. 111~125.
24. Gregory, A. W. and B. E. Hansen, "Residual-Based Tests for Cointegration in

- Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol. 70, 1996, pp. 99~126.
25. Gunduz, L and A. Hatemi-J, "On the Causal Relationship between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from MENA Region," manuscript, Beykent University, 2002.
26. Hamao, Y., "Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory," *Japan and the World Economy*, Vol. 1, 1988, pp. 45~62.
27. Hatemi-J, A. and M. Irandoust, "On the Causality between Exchange Rates and Stock Prices: A Note," *Bulletin of Economic Research*, Vol. 54, 2002, pp. 197~203.
28. He, J. and L. NG, "The Foreign Exchange Exposure of Japanese Multinational Corporations," *Journal of Finance*, Vol. 53, 1998, pp. 733~753.
29. Jorion, P., "The Exchange Rate Exposure of U. S. Multinationals," *Journal of Business*, Vol. 63, 1990, pp. 331~346.
30. Jorion, P., "The Pricing of Exchange Rate Risk in the Stock Market," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, Vol. 26, 1991, pp. 361~376.
31. Krueger A. O., *Exchange-Rate Determination*, Cambridge University Press, Cambridge 1983.
32. Liu, J., W. Wu, and J. V. Zidek, "On Segmented Multivariate Regressions," *Statistica Sinica*, Vol. 7, 1997, pp. 497~525.
33. Mansor, H. L., "Cointegration and Granger Causality Tests of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia," *ASEAN Economic Bulletin*, Vol. 17, 2000, pp. 36~47.
34. Morley, B., "Exchange Rates and Stock Prices: Implications for European Convergence," *Journal of Policy Modeling*, Vol. 24, 2002, pp. 523~526.
35. Muradoglu, G. K. Metin, and R. Argac, "Is There a Long Run Relationship between Stock Returns and Monetary Variables: Evidence from an Emerging Market," *Applied Financial Economics*, Vol. 11, 2001, pp. 641~649.
36. Newey, W. K. and K. D. West, "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 703~708.
37. Nieh, C-C. and C-F. Lee, "Dynamic Relationship between Stock Prices and Exchange Rates for G-7 Countries," *Quarterly Review of Economics and Finance*, Vol. 41, 2001, pp. 477~490.
38. Phillips, P. C. B. and P. Perron, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335~346.
39. Phylaktis, K. and F. Ravazzolo, "Stock Prices and ExchangeRate Dynamics," manuscript, City University Business School, 2000.
40. Roll, R., "Industrial Structure and the Comparative Behavior of International Stock Market Indices," *Journal of Finance*, Vol. 47, 1992, pp. 3~41.
41. 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*, Fall, 1988, pp. 7~16.

42. Wu, Y., "Stock Prices and Exchange Rates in a VEC Model: The Case of Singapore in the 1990s," *Journal of Economic and Finance*, Vol. 24, 2000, pp. 260~274.
43. Zivot, E. and W. K. Andrew, "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, 1992, pp. 25~44.

〈부 록〉

〈표 1〉 단위근 검정 (추세를 가진 수준변수)

기 간	변수	ADF	PP	ZA
1990. 3. 2~2001. 12. 28	₩/\$	-1.602	-1.048	-3.864* (0.645)
	KOSPI	-2.104	-2.133	-2.968 (0.559)
1990. 3. 2~1993. 11. 11	₩/\$	-1.189	-1.183	-4.086* (0.416)
	KOSPI	-2.351	-2.413	-4.227* (0.706)
1993. 11. 12~1996. 12. 2	₩/\$	-0.201	-0.202	-2.910 (0.824)
	KOSPI	-2.134	-2.134	-3.100 (0.816)
1996. 12. 3~1997. 10. 7	₩/\$	-2.092	-2.092	-3.155 (0.227)
	KOSPI	-1.526	-1.519	-3.395* (0.876)
1997. 10. 8~1999. 3. 31	₩/\$	-3.170	-3.203	-5.556** (0.073)
	KOSPI	-1.246	-1.246	-3.425* (0.338)
1999. 4. 1~2001. 12. 28	₩/\$	-1.892	-1.895	-4.801** (0.594)
	KOSPI	-2.510	-2.510	-3.955* (0.467)

주: 1) +, *, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

2) ZA는 Zivot and Andrew(1992) 검정을 의미하며 () 안 값은 λ 값을 나타냄. $\lambda=0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9$ 에 대한 5% 임계치는 각각 -3.68, -3.77, -3.76, -3.72, -3.76, -3.76, -3.80, -3.75, -3.69임 (Zivot and Andrew의 Table 2 참조).

〈표 2〉 공적분 검정

기 간	변수	Engle-Granger	Gregory-Hansen
1993. 11. 12~1996. 12. 12	₩/\$	-1.451	-4.760*
	KOSPI	-2.710	-4.536

주: 1) +는 10% 수준에서 유의적임을 표시.

2) Gregory and Hansen(1996) 검정에서 식 (2)에 대한 10%, 5%, 1% 임계치는 각각 -4.72, -4.99, -5.45임 (Gregory and Hansen의 Table 1 참조).

<표 3> Bai-Perron 검정

	k	분기점	$H_0: m=0$ $H_1: m=k$	$H_0: m=k$ $H_1: m=k+1$
₩/\$	1	1997. 11. 7	486. 379	2485. 076
	2	1997. 11. 7, 1998. 11. 20	414. 323	654. 278
	3	1991. 8. 9, 1997. 11. 7, 1998. 11. 20	634. 947	744. 832
	4	1991. 8. 9, 1996. 12. 2, 1997. 11. 7, 1998. 11. 20	559. 579	763. 397
KOSPI	1	1996. 12. 3	12. 888	486. 315
	2	1993. 11. 12, 1996. 12. 3	67. 623	672. 207
	3	1993. 11. 12, 1996. 12. 3, 1999. 4. 1	48. 873	595. 309
	4	1993. 11. 12, 1996. 12. 3, 1997. 10. 8, 1999. 4. 1	52. 594	828. 790

주: 1) k는 분기점을 나타냄.

2) F 검정통계량의 임계치는 Bai and Perron(1998)의 Table 1 참조.

〈표 4〉 환율변화율과 주식수익률간의 인과관계검정

기간		1990. 3. 2~ 2001. 12. 28	1990. 3. 2~ 1993. 11. 11	1993. 11. 12~ 1996. 12. 2	1996. 12. 3~ 1997. 10. 7	1997. 10. 8~ 1999. 3. 31	1999. 4. 1~ 2001. 12. 28
시차		10	1	1	1	1	1
2변수 모형	₩/\$→KOSPI	5.309 [0.000]	2.438 [0.088]	0.600 [0.549]	0.672 [0.512]	5.187 [0.006]	0.497 [0.608]
	KOSPI→₩/\$	3.573 [0.000]	2.538 [0.080]	1.668 [0.189]	0.659 [0.519]	0.203 [0.816]	3.614 [0.027]
3변수 모형 (¥/\$포함)	¥/\$→₩/\$	5.089 [0.000]	1.335 [0.264]	14.524 [0.000]	0.735 [0.481]	2.297 [0.102]	3.960 [0.020]
	¥/\$→KOSPI	2.059 [0.020]	4.741 [0.009]	0.314 [0.730]	1.379 [0.254]	8.084 [0.000]	1.093 [0.336]
	₩/\$→KOSPI	1.992 [0.025]	5.410 [0.005]	3.233 [0.040]	6.334 [0.002]	6.031 [0.003]	0.215 [0.807]
	KOSPI→₩/\$	39.481 [0.000]	6.370 [0.002]	3.746 [0.024]	1.615 [0.202]	6.071 [0.003]	2.062 [0.128]
3변수 모형 (DJ포함)	DJ→₩/\$	2.934 [0.001]	2.553 [0.078]	1.070 [0.344]	0.722 [0.487]	1.633 [0.197]	10.561 [0.000]
	DJ→KOSPI	9.953 [0.000]	6.870 [0.001]	4.373 [0.013]	0.803 [0.449]	4.391 [0.013]	32.771 [0.000]
	₩/\$→KOSPI	0.912 [0.528]	3.752 [0.024]	6.464 [0.002]	4.150 [0.017]	0.744 [0.476]	0.207 [0.813]
	KOSPI→₩/\$	39.857 [0.000]	8.862 [0.000]	1.717 [0.180]	2.527 [0.083]	5.830 [0.003]	1.895 [0.181]

주: 1) DJ는 다우존스지수를 의미.

2) F 검정통계량 아래 [] 안에 있는 값은 환율(또는 주가)이 주가(또는 환율)의 원인변수가 되지 않는다는 귀무가설이 받아들여질 확률을 나타냄.

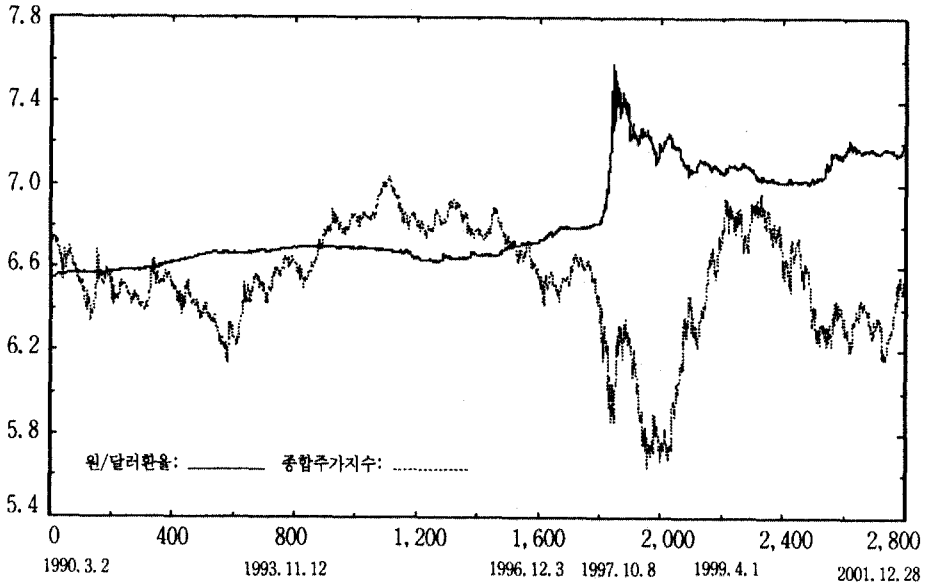
<표 5> 예측오차의 분산분해

기간			1990. 3. 2 ~ 2001. 12. 28	1990. 3. 2 ~ 1993. 11. 11	1993. 11. 12 ~ 1996. 12. 2	1996. 12. 3 ~ 1997. 10. 7	1997. 10. 8 ~ 1999. 3. 31	1999. 4. 1 ~ 2001. 12. 28
시차			20	20	20	20	20	20
2변수 모형 (₩/\$, KOSPI)	₩/\$	₩/\$	0.974**	0.987**	0.991**	0.970**	0.991**	0.968**
		KOSPI	0.026	0.013	0.009	0.030	0.001	0.032
	KOSPI	₩/\$	0.052**	0.011	0.016*	0.003	0.107**	0.074**
		KOSPI	0.948**	0.989**	0.984**	0.997**	0.893**	0.926**
2변수 모형 (KOSPI, ₩/\$)	KOSPI	KOSPI	0.999**	0.994**	0.997**	0.981**	0.995**	0.999**
		₩/\$	0.001	0.006	0.003	0.019	0.005	0.001
	₩/\$	KOSPI	0.135**	0.008	0.024	0.103	0.093**	0.204**
		₩/\$	0.865**	0.992**	0.976**	0.897**	0.907**	0.796**
3변수 모형 (¥/\$ 포함)	₩/\$	¥/\$	0.042**	0.003	0.215**	0.007	0.081	0.114**
		₩/\$	0.934**	0.978**	0.781**	0.964**	0.914**	0.854**
		KOSPI	0.025	0.019	0.004	0.029	0.004	0.032
	KOSPI	¥/\$	0.043**	0.041	0.013	0.039	0.348**	0.009
		₩/\$	0.043**	0.017	0.007	0.005	0.048	0.097**
		KOSPI	0.914**	0.942**	0.980**	0.956**	0.604**	0.894**
3변수 모형 (DJ 포함)	₩/\$	DJ	0.007	0.017	0.001	0.043	0.034	0.075'
		₩/\$	0.968**	0.973**	0.998**	0.882**	0.966**	0.904**
		KOSPI	0.024	0.010	0.001	0.075	0.000	0.021
	KOSPI	DJ	0.069**	0.031*	0.003	0.006	0.102**	0.145**
		₩/\$	0.037**	0.007	0.021'	0.003	0.115**	0.047**
		KOSPI	0.894**	0.962**	0.976**	0.991**	0.784**	0.809**

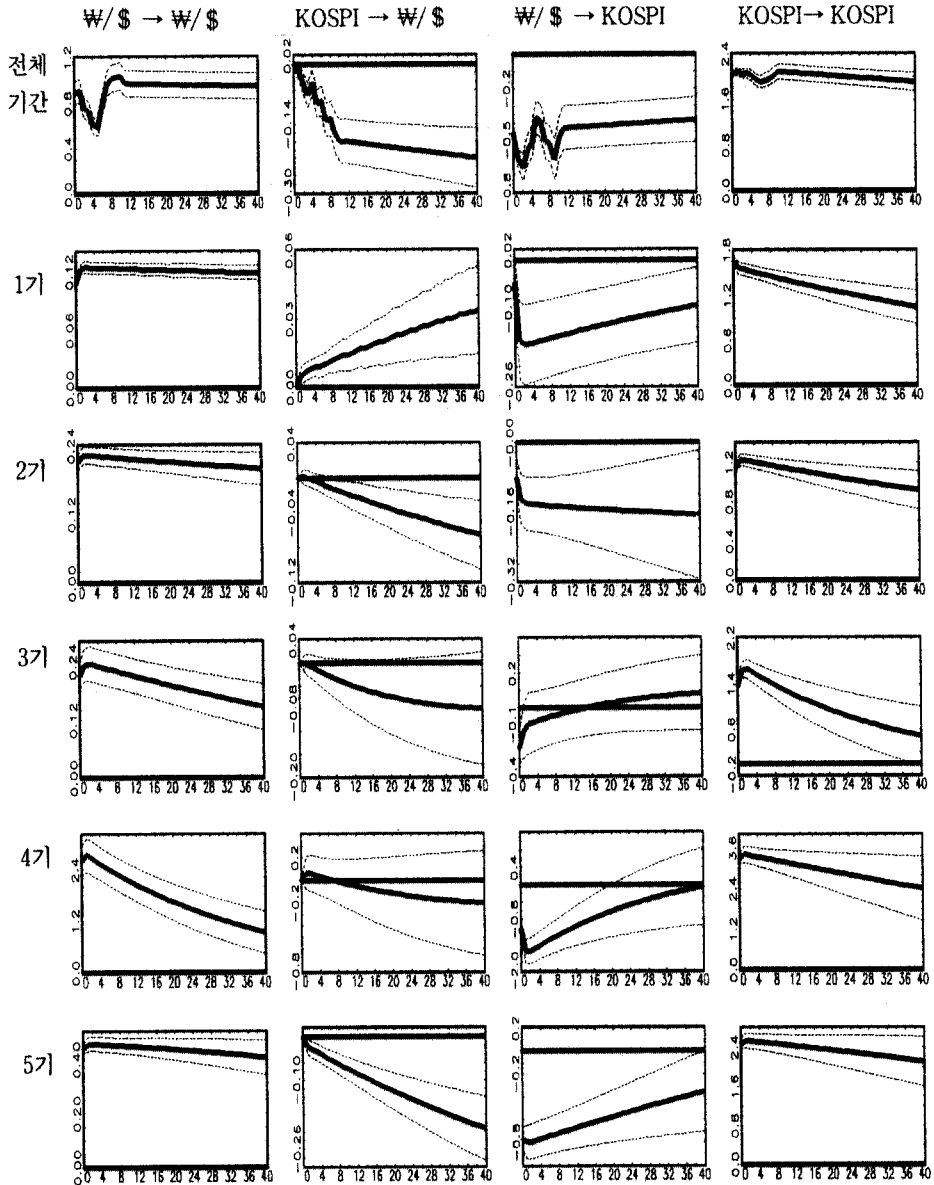
주: 1) DJ는 다우존스지수를 의미.

2) *, **, **은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시.

〈그림 1〉 환율과 주가 추이

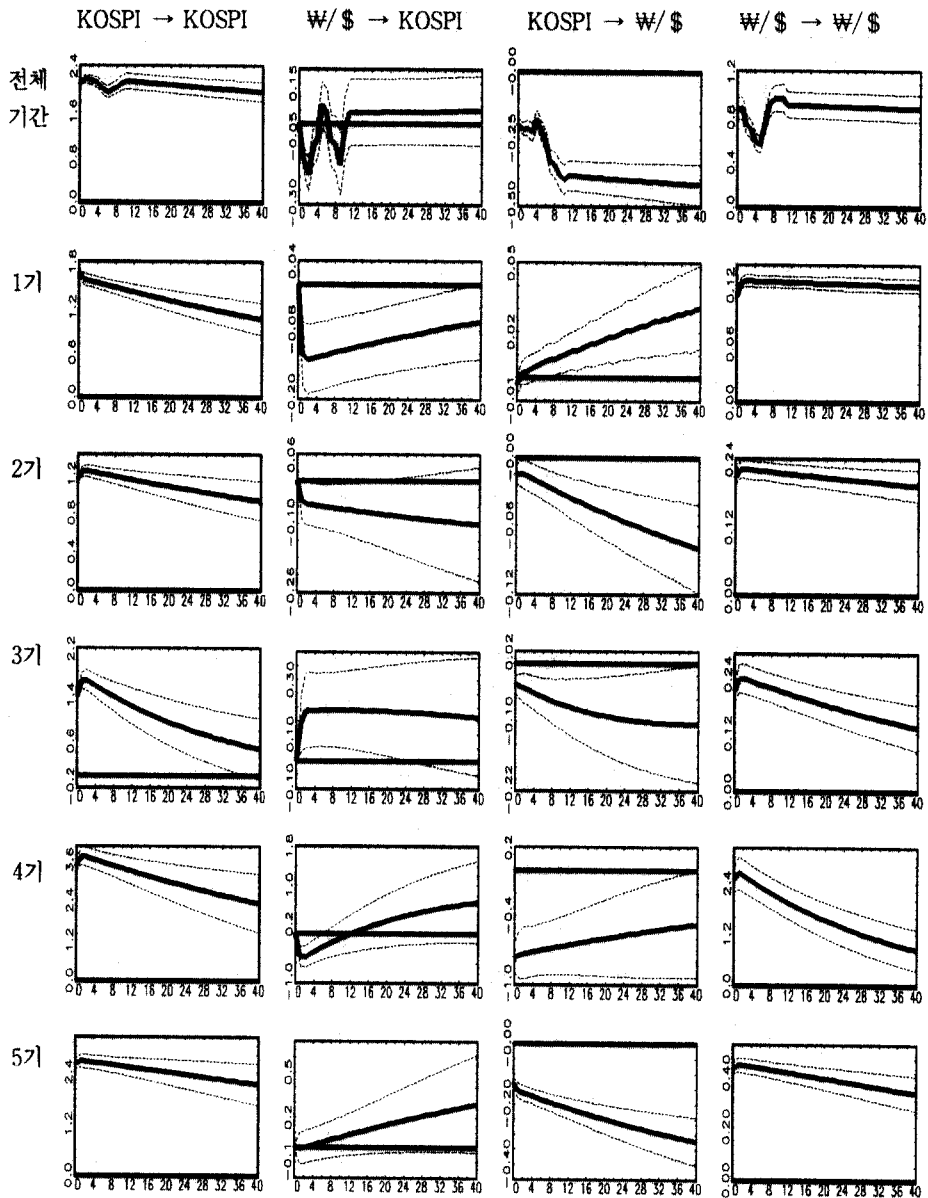


〈그림 2〉 2변수 충격반응곡선(W/\$, KOSPI)



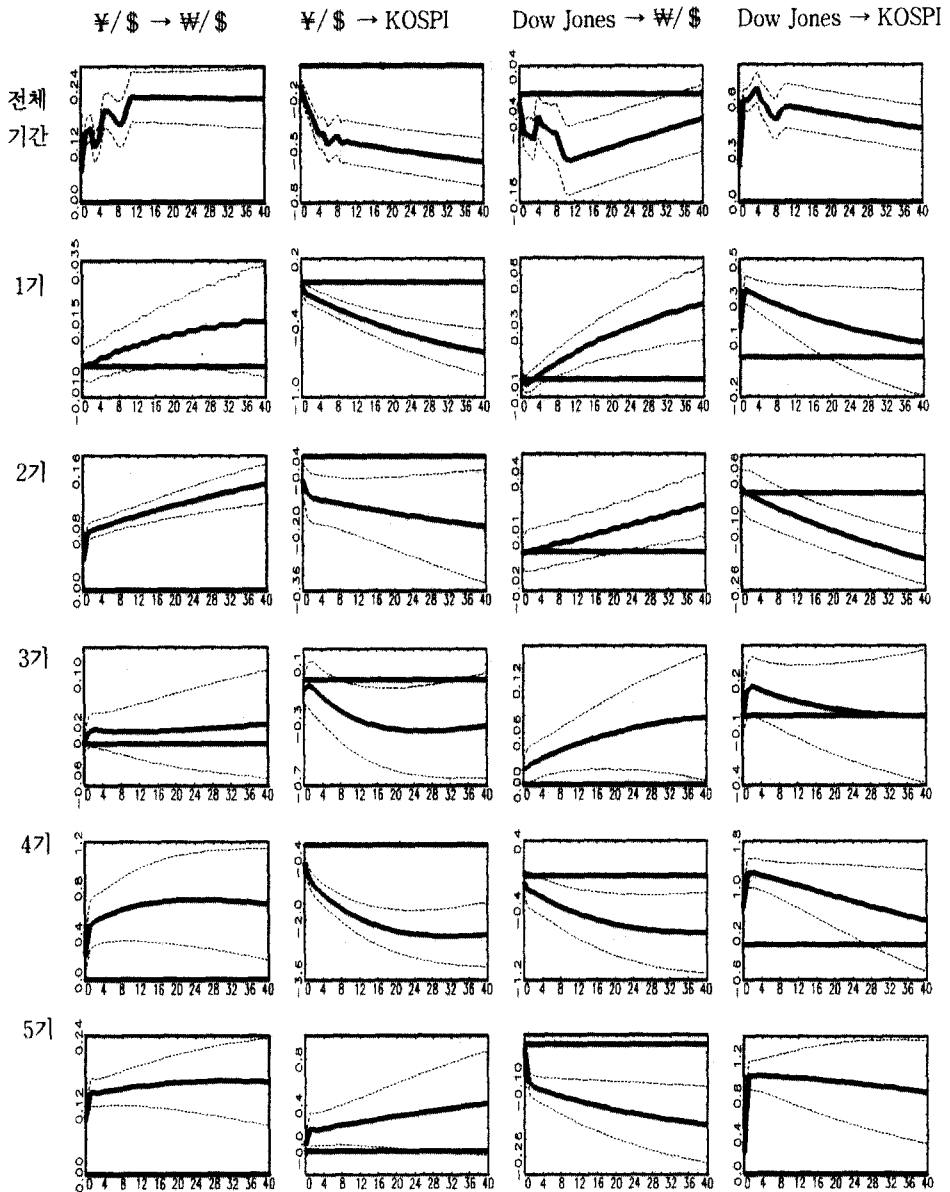
주: 1) 전체기간: 1990. 3. 2~2002. 12. 28, 1기:1990. 3. 2~1993. 11. 11, 2기:1993. 11. 12~1996. 12. 2, 3기:1996. 12. 3~1997. 10. 7, 4기:1997. 10. 8~1999. 3. 31, 5기:1999. 4. 1~2001. 12. 28
2) 점선은 신뢰구간을 표시.

〈그림 3〉 2변수 충격반응곡선(KOSPI, ₩/\$)



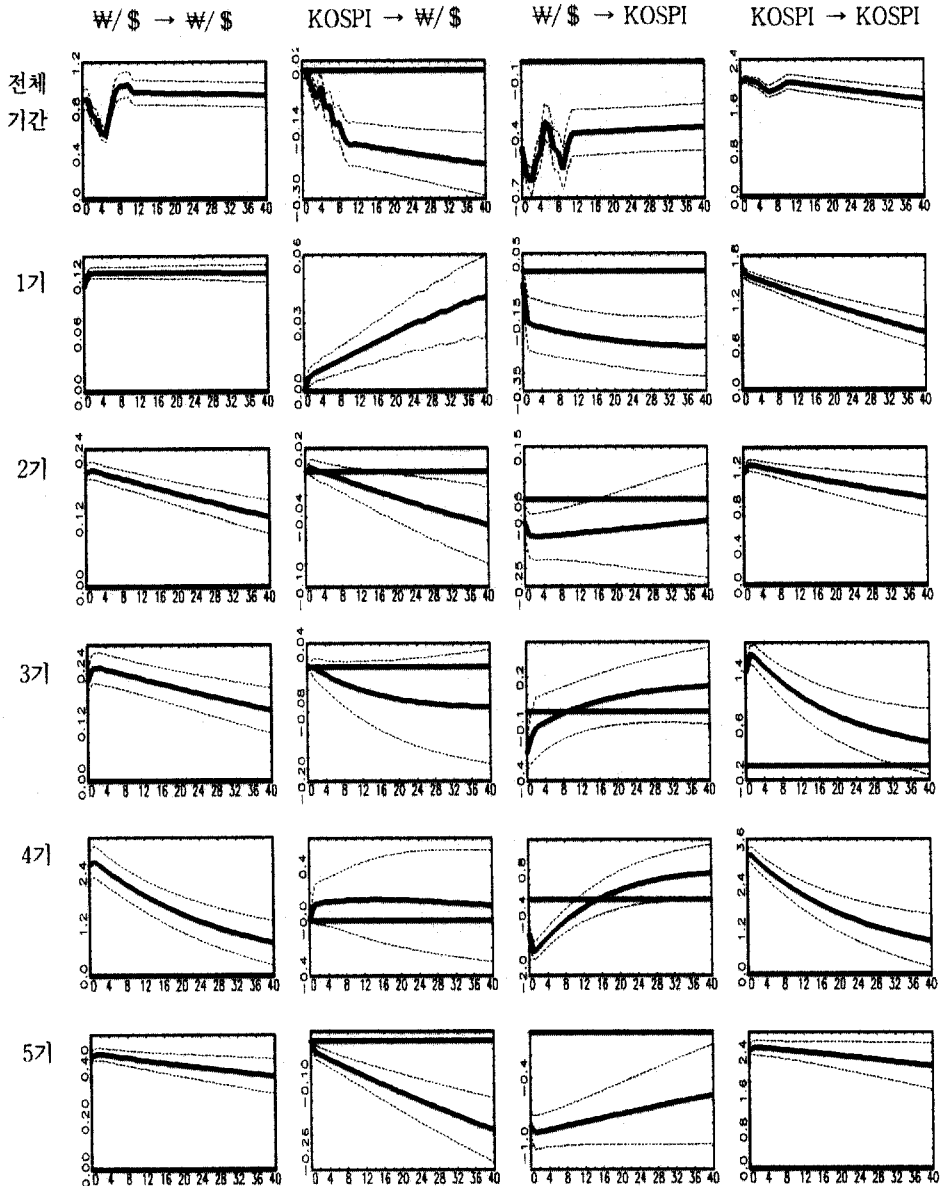
주: 1) 전체기간:1990. 3. 2~2002. 12. 28, 1기:1990. 3. 2~1993. 11. 11, 2기:1993. 11. 12~1996. 12. 2, 3기:1996. 12. 3~1997. 10. 7, 4기:1997. 10. 8~1999. 3. 31, 5기:1999. 4. 1~2001. 12. 28
2) 점선은 신뢰구간을 표시.

〈그림 4〉 3변수 충격반응곡선



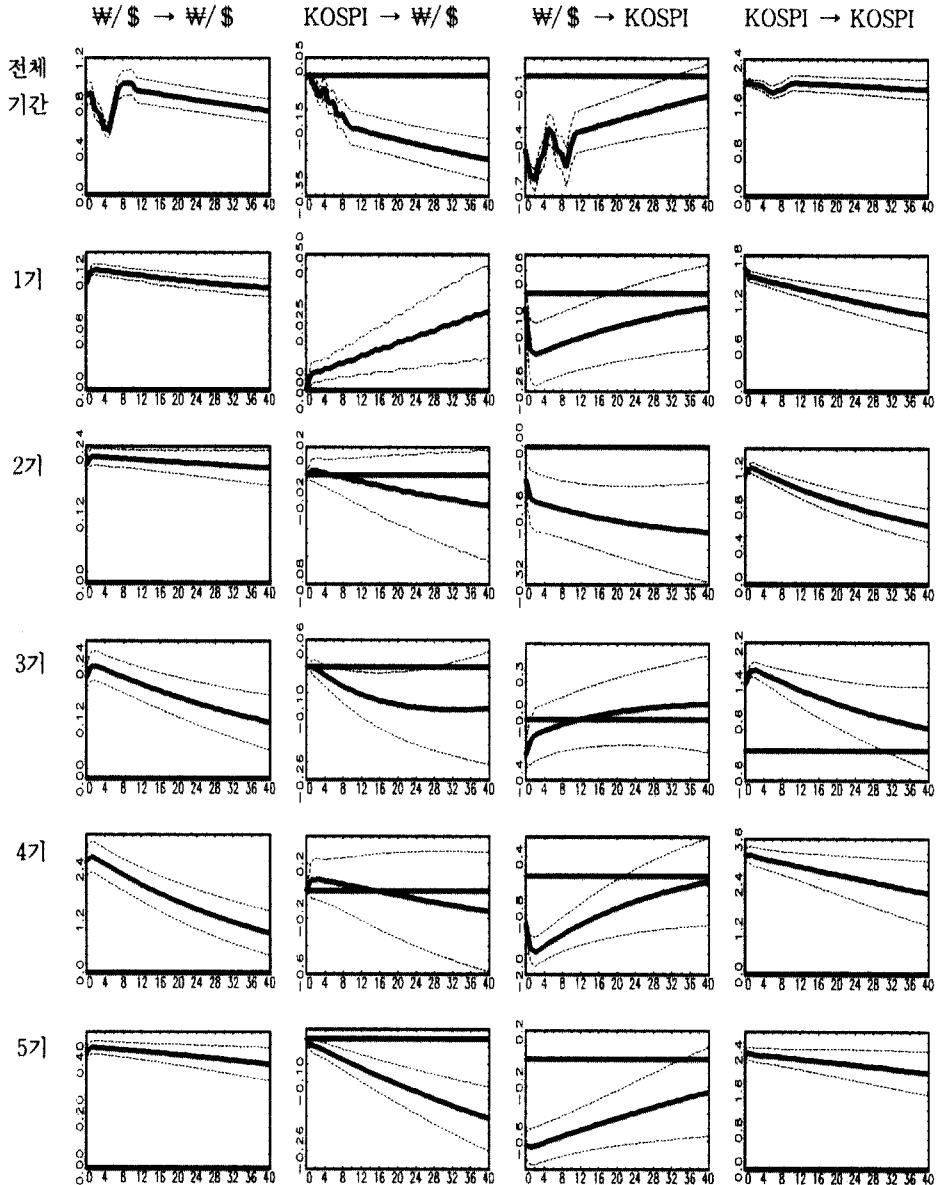
- 주: 1) 전체기간:1990. 3. 2~2002. 12. 28, 1기:1990. 3. 2~1993. 11. 11, 2기:1993. 11. 12~1996. 12. 2, 3기:1996. 12. 3~1997. 10. 7, 4기:1997. 10. 8~1999. 3. 31, 5기:1999. 4. 1~2001. 12. 28
- 2) 점선은 신뢰구간을 표시.
- 3) 1, 2열은 엔/달러 환율을 포함한 3변수 모형의 경우인 반면, 3, 4열은 Dow Jones지수를 포함한 3변수 모형의 경우임.

〈그림 5〉 3변수 충격반응곡선($\yen/\$$, $\won/\$$, KOSPI)



주: 1) 전체기간:1990. 3. 2~2002. 12. 28, 1기:1990. 3. 2~1993. 11. 11, 2기:1993. 11. 12~1996. 12. 2, 3기:1996. 12. 3~1997. 10. 7, 4기:1997. 10. 8~1999. 3. 31, 5기:1999. 4. 1~2001. 12. 28
2) 점선은 신뢰구간을 표시.

〈그림 6〉 3변수 충격반응곡선(Dow Jones, ₩/\$, KOSPI)



주: 1) 전체기간:1990. 3. 2~2002. 12. 28, 1기:1990. 3. 2~1993. 11. 11, 2기:1993. 11. 12~1996. 12. 2, 3기:1996. 12. 3~1997. 10. 7, 4기:1997. 10. 8~1999. 3. 31, 5기:1999. 4. 1~2001. 12. 28
2) 점선은 신뢰구간을 표시.

An Analysis of Causality between Exchange Rates and Stock Prices

Lee, Keun Yeong*

Abstract

The paper analyzes dynamic relations between won/dollar exchange rates and KOSPI, after it separates the time period using the model which treats the dates of the breaks as unknown variables to be estimated. The impulse response analysis provides that positive shocks to KOSPI decrease won/dollar exchange rates, as the portfolio approach suggests. The results are different from the other past empirical results and don't depend on Wold ordering. Things are not different in the three variable model including yen/dollar exchange rates or Dow Jones index. These empirical results become more apparent after the 1997 currency crisis. On the other hand, dynamic responses of KOSPI to won/dollar exchange rate shocks depend on the order of the two variables, especially after the currency crisis.

Key Words: Bai-Perron test, error correction model, portfolio Approach

* Associate Professor, School of Economics, Sungkyunkwan University