

환율과 주가의 관계 : 국제적 실증비교

지호준* · 김영일**

〈요 약〉

본 연구는 우리 나라를 비롯한 미국, 영국, 독일, 일본시장을 대상으로 환율과 주가의 선행행 결합관계를 검정해 보고 선행변수가 원인변수가 될 수 있는가에 대한 인과관계를 검정해 보고자 시도되었다. 이를 위해서 1980년부터 1997년까지를 분석기간으로 교차상관관계검정과 인과관계검정을 시도해 보았다. 우선 AIC에 따른 최적시차를 대상으로 교차상관관계에 대한 Ljung-Box Q 통계량 검정을 실시한 결과 한국, 영국, 독일의 경우에는 환율이 주가에 선행 결합하는 것으로 나타났으나 미국, 일본은 유의적인 관계가 도출되지 않았다. 또한 안정적 시계열 자료를 대상으로 Granger, Sims, Geweke-Meese-Dent 모형에 따라 인과관계를 검정해 본 결과에서는 한국, 영국, 독일의 경우에는 환율변동률이 주식수익률에 대한 일방적 원인변수로 나타났다. 이를 환율변동의 크기에 따라 루브르 협정 이전과 이후로 구분해서 검정해 본 결과 환율변동이 매우 심했던 협정 이전 기간에는 한국과 영국의 일부 모형에서만 환율변수가 유의적인 원인변수로 작용하였지만 환율변동이 작았던 협정 이후 기간에는 한국, 영국, 독일을 대상으로 모든 검정모형에서 유의적인 인과관계가 나타났다. 반면에 미국, 일본의 경우에는 분석기간 전체 뿐만 아니라 루브르 협정 이전과 이후를 구분하더라도 유의적인 인과관계가 나타나지 않았다. 이는 미국, 일본의 대외무역의존도가 20%대 수준에 머물고 있어서 상대적으로 40%대 이상의 대외무역의존도를 기록하고 있는 한국, 영국, 독일과는 다른 결과가 도출된 것이라고 볼 수 있다. 따라서 대외무역의존도가 높은 한국, 영국, 독일에서는 환율이 주가에 비해 선행하여 변동한다고 볼 수 있다.

I. 서 론

최근 발생한 몇몇 국가들의 외환·금융위기가 전개되면서 전세계적으로 환율변동과 주식시장의 관계에 대한 관심이 매우 높아지고 있다. 우리 나라에서도 IMF 관리체제에 접어들면서 대미달러 원화환율이 급속히 상승하고 반대로 주가가격은 급격하게 하

* 안동대학교 경영학과 조교수

** 안동대학교 경영학과 강사

락하는 모습을 직접 경험하였다. 예상하지 못했던 외환위기를 겪으면서 환율이나 주식 가격의 움직임이 더욱 불안한 모습을 보이지만 이들간에는 일정한 관계를 갖고 움직이는 모습을 보여주는 것으로 평가되고 있다.

1990년대 이후 전세계적으로 시장이 통합되는 글로벌화가 급격히 진행되면서 한 국가의 주식시장은 단지 자국내 경제적 요인뿐만 아니라 외환시장의 움직임에도 민감하게 반응하게 되었다. 일반적으로 기업가치는 미래의 해당기업이 갖고 있는 예상현금흐름에 대한 현재가치로 측정되지만 이때 미래의 예상현금흐름은 제품생산, 판매의 글로벌화로 인해 더 이상 자국내의 상황에서만 측정해서는 타당성이 크게 떨어질 수밖에 없을 것이다.

외환시장과 주식시장의 관계에 대해서는 여러 가지 논의가 이루어질 수 있을 것이다. 우선 환율의 예상치 못한 변화는 주가의 상승 또는 하락을 유발하는 일방적 원인변수로 파악할 수도 있다. 이는 급격한 환율하락, 즉, 해당국 통화의 평가절상은 수출비중이 높은 기업의 수출경쟁력을 떨어뜨려 기업의 매출을 감소시키고 기업수익을 악화시켜 주가를 하락시키게 된다고 보는 것이다.

또는 반대로 주가가 미래의 현금흐름을 예상하여 미리 반영되므로 환율의 변화는 주가가 움직임에 후행하여 움직인다고도 볼 수 있다. 이는 환율하락의 누적된 효과가 J 커브 효과에 의해 1~2년 늦게 나타나기 때문에 정책적으로도 국제수지 흑자 등의 환율하락 요인이 어느 정도 사라질 때까지 환율하락압력이 계속되지만 주가가 이를 미리 반영하기 때문이라는 점에 근거를 둔 것이다.

하지만 한편으로는 외환시장과 주식시장은 모두 해당 국가의 경제상황이라는 공통요인에 의해 결정되기 때문에 동반하여 영향을 주고받는 상호관계에 있는 것으로도 볼 수 있을 것이다. 예를 들면, 경기가 호황국면에 접어들면서 높은 경제성장률, 국제수지 흑자 등이 발생하게 되면 환율하락과 더불어 주가상승도 동반하게 된다고 보는 것이다.

이상과 같이 외환시장과 주식시장의 움직임이 어떠한 관계를 보일 것인가에 대하여 이론적 연구뿐만 아니라 실증연구는 그 중요성에 비하여 활발히 이루어지지 않고 있으며, 더구나 국내시장을 대상으로는 거의 이루어지지 않고 있다. 향후 대외개방이 가속화되고 글로벌화가 진전될수록 환율과 주가가 더욱 긴밀한 관계를 가지면서 움직일 것으로 전망된다. 따라서 본 연구는 우리 나라에서 변동환율제도 가운데 하나인 복수통화 바스켓 제도가 도입된 1980년부터 1997년까지를 분석기간으로 하여 환율과 주가 사이에는 어떠한 선후행관계 및 인과관계가 존재하는지를 다양한 분석을 통해서 시도해 보도록 한다. 이때 국내시장 뿐 아니라 동일한 기간의 미국, 영국, 독일, 일본 시

장도 함께 연구의 대상으로 선정하여 분석함으로써 국가간 비교분석을 하여 이들의 공통적인 요인을 도출해 보도록 한다.

II. 기존의 연구

환율과 주가의 관계에 관한 연구는 그다지 활발히 진전되지 못하였지만 일부에서는 이론적 연구와 함께 실증적 연구도 시도되었다. 우선 환율의 변화와 주가와의 상호관계에 대한 이론적 접근을 시도한 경우로는 Aggarwal(1981)을 들 수 있다. 이에 따르면 우선 환율의 변화는 다국적기업(multinational corporations)의 주가에 직접적으로 영향을 미치며, 국내기업(domestic firms)에는 간접적으로 영향을 미친다고 하였다. 다국적기업의 경우 환율의 변화가 기업의 해외 영업활동 성과에 영향을 미칠 것이고 이것은 기업의 재무제표상에 수익 혹은 손실로 나타나게 되면서 해당 기업의 주가에 직접적으로 영향을 미치게 된다는 것이다. 한편, 생산물의 일부를 수출하는 국내기업은 환율이 상승하게 되면 수출가격의 하락으로 수출량이 증가하게 되고 이는 부분적으로 기업의 수익성 확대로 이어지므로 역시 주가가 영향을 받게 된다. 반면 생산원료의 일부를 수입하는 국내기업의 경우도 환율의 상승은 원자재 수입가격을 높여 부분적으로 비용을 증대시키고 수익을 감소시켜 주가의 하락을 가져오게 된다는 것이다.

이와는 달리 Frankel(1983) 등의 포트폴리오 균형모형에 따르면 주가의 변화가 환율에 영향을 줄 수 있다고 보았다. 포트폴리오 균형이론에 따르면 개인들은 그들의 자산을 국내외의 화폐 혹은 증권으로 분산하여 보유하는데 국내증권에 대한 수요는 국내금리와는 양의 관계, 해외금리와는 음의 관계를 갖는다. 똑같은 원리로 해외증권에 대한 수요는 해외금리와 양의 관계, 국내금리와는 음의 관계를 갖는다고 가정할 수 있다. 여기서 환율의 역할은 이러한 자산에 대한 수요와 공급에 균형을 가져오는 것이므로 자산에 대한 수요와 공급의 변화는 균형환율에 영향을 미치게 되는 것이다. 다시 말해 국내 주가가격의 외생적 상승은 국내자산 가치의 상승을 가져오게 되고, 포트폴리오 균형이론에 의하면 증가된 가치는 자금에 대한 수요의 증대를 초래하고 이는 금리의 상승으로 이어져 해외자본의 유입을 증가시키므로 결국 자국화폐가치의 절상을 가져오게 된다는 것이다.

외환시장과 주식시장의 움직임에 대한 이론적인 고찰 이외에 두 시장간의 관계에 대한 실증적 연구를 시도한 경우로는 우선 Smith(1992)를 들 수 있다. 여기에서는 국제자산선택 최적화 모형으로부터 환율식을 도출하여 이를 독일마르크-미달러 시장, 엔-

미 달러 시장에 적용하였다. 이 모형은 주식뿐만 아니라 통화와 정부채권도 포함하는데, 주가변동이 환율결정에 강력한 요인으로 작용하고 있으며, 통화와 정부채권 가격의 변동은 영향력이 미미한 것으로 나타났다.

Choi, Elyasiani & Kopecky(1992)는 다요인모형(multifactor index model)을 이용하여 48개의 미국 은행 주식수익률의 민감도에 대한 연구를 시도하였다. 1975년부터 1987년까지의 자료를 바탕으로 한 이 실증연구에서는 금리와 환율 그리고 시장위험요인에 대한 주식의 복합 민감도(joint sensitivity)에 초점을 두고 있는데, 여기에서 환율은 은행의 주식수익률과 유의적인 음(-)의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다.

환율결정이론의 포트폴리오 접근법에 근거한 Bahmani-Oskooee & Sohrabian(1992)의 연구는 Granger 인과관계모형을 이용하여 환율의 변화가 주가에 영향을 미칠 뿐 아니라 주가의 변동이 환율에 영향을 미칠 수도 있는 즉, 상호간의 영향이 양방향(two-way)으로 미치고 있다는 것을 보여주었다. 이 연구에 의하면 S&P 500 지수와 미 달러의 실효환율간에는 장기적으로 양방향의 영향력이 없는 것으로 나타났지만 단기적으로는 양방향의 인과관계가 존재하는 것으로 나타났다.

Adrangi & Ghazanfari(1996)는 쌍무적 환율모형(bilateral exchange rate model)을 이용하여 미 달러화 환율과 국내 및 해외의 주식수익률간의 인과관계를 평가하였다. 1978년부터 1991년까지를 분석기간으로 하고 쌍무적 시장으로서 독일과 일본을 선정하여 Granger 인과관계모형을 적용하였다. 그 결과 달러화 환율의 변동은 주식수익률에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 그러나 미 달러화와 독일 마르크간에는 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

이러한 연구결과들은 주로 미국시장을 대상으로 분석하였으며, 외환시장과 주식시장에 대한 일치된 의견을 제시해 주지 못하였다. 따라서 다양한 국가들을 대상으로 하여 비교 분석해 볼 필요가 있으며, 아울러 환율체제가 급격히 변화한 1987년 2월 루브르(Louvre) 협정을 전후해서도 비교 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 더욱이 국내시장을 대상으로는 이에 대한 연구가 대단히 미진한 수준이므로 본 연구에서는 국내 뿐만 아니라 주요국가들을 포함하여 환율체제 변화를 감안하여 환율과 주가의 선행관계 및 인과관계에 대한 실증적 분석을 실시해 보도록 한다.

Ⅲ. 연구의 모형

환율과 주가가 어떠한 관계를 갖고 있는가를 파악하기 위해서는 두 변수간의 시차회

귀분석, 교차상관관계분석, 인과관계분석 등 다양한 접근방법이 시도될 수 있을 것이다. 그런데 시차회귀분석을 통해서 회귀계수의 크기를 측정하는 것은 본질적인 시차관계라기보다는 회귀계수의 크기 자체에 의미를 두는 것이므로 결과해석에 한계가 있다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구에서는 외환시장과 주식시장 사이의 선행 시차관계가 존재하는가를 파악하기 위해 교차상관관계검정을 실시하도록 한다. 또한 Bahmani-Oskooee & Sohrabian(1992), Adrangi & Ghazanfari(1996) 등에서의 같이 두 시장 사이에 어느 시장이 원인변수가 될 수 있는가를 파악하기 위해 인과관계 검정을 시도해보도록 한다. 이와 같은 교차상관관계 및 인과관계 검정을 통해 나타난 결과들간에는 국가별로 어떠한 차이가 발생하는가에 대해서도 비교해 보도록 한다.

Rogalski & Vinso(1977)는 $t-k$ 기의 X_1 값과 t 기의 X_2 값 사이의 결합도(the degree of association)를 나타내는 교차상관계수(cross-correlation coefficient)로서 선행결합하는가 여부를 알 수 있으므로 이 방법을 통해 선행성을 분석할 것을 주장하였다. 따라서 본 연구에서는 이와 같은 내용을 토대로 외환시장과 주식시장 사이에는 어느 시장이 선행하여 변동하는가를 분석하도록 한다.

우선 교차상관계수를 도출하기 위해 필요한 t 기의 X_1 과 $t-k$ 기의 X_2 사이의 교차공분산 또는 $t-k$ 기의 X_1 과 t 기의 X_2 사이의 교차공분산 $C_k[X_1(t); X_2(t)]$ 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$C_k[X_1(t); X_2(t)] = \begin{cases} \frac{1}{N} \sum_{t=0}^{N-k} [X_1(t) - E(X_1)][X_2(t-k) - E(X_2)] \\ \qquad \qquad \qquad \text{여기서 } k = 0, 1, 2, 3, \dots \\ \frac{1}{N} \sum_{t=0}^{N-k} [X_2(t) - E(X_2)][X_1(t-k) - E(X_1)] \end{cases} \quad (1)$$

위의 교차공분산은 다음과 같이 그 표준편차로 나누어 lag K 시차를 갖는 X_1 과 X_2 의 교차상관계수 $\hat{\gamma}_k$ 로 변환할 수 있다.

$$\hat{\gamma}_k = \gamma_k[X_1(t); X_2(t)] = \frac{C_k[X_1(t); X_2(t)]}{\sqrt{C_0[X_1(t)]}\sqrt{C_0[X_2(t)]}} \quad (2)$$

이렇게 산출된 X_1 과 X_2 의 교차상관계수 $\hat{\gamma}_k$ 의 경우는 $t-k$ 기의 X_1 값과 t 기의 X_2 값 사이의 결합도를 의미하는데, 만일 외환시장의 정보를 나타내는 X_1 변수가 주식시장을 나타내는 X_2 변수와의 교차상관계수 상에서 (-)시차상에서 유의적인 결과를 나타내면

외환시장이 선행하고, (+)시차상에서 유의적인 결과를 나타내면 주식시장이 선행한다고 해석할 수 있다. 이러한 시차적인 관계를 통계적으로 검정하기 위해서는 Ljung-Box Q 통계량으로 선행행결합여부에 대한 검정을 실시할 수 있을 것이다.

$$Q = T(T+2) \left[\sum_{j=1}^k \frac{\Pi_j^2}{T-j} \right] \quad (3)$$

여기서 T 는 표본의 크기, k 는 $\min(T/2, \sqrt[3]{T})$, Π_j 는 잔차 j 번째의 시차자기상관계수(lag autocorrelation coefficient)를 나타낸다.

한편 Granger(1969, 1980)의 정의에 의하면 평균이 0인 선형 정상확률과정(jointly linearly regular stationary stochastic process)의 경우에

$$\lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | \varepsilon_k^*(t) |^2 \} < \lim_{k \rightarrow \infty} \{ \inf E | \varepsilon_k(t) |^2 \} \text{ 이면,}$$

$X_2(t)$ 는 $X_1(t)$ 를 예측하는데 유용하다고 하였다. 여기서 $\varepsilon_k^*(t)$ 는 $X_1(t)$ 와 $X_2(t)$ 를 사용하였을 때의 오차항(error term)이고 $\varepsilon_k(t)$ 는 $X_1(t)$ 만을 사용했을 때의 오차항이다. 이러한 정의를 AR 표현으로 나타내면 다음과 같다.

$$a_{11}(0)X_1(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k)X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{13}(k)X_2(t-k) + \varepsilon_1(t) \quad (4)$$

$$a_{21}(0)X_2(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k)X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{23}(k)X_2(t-k) + \varepsilon_2(t) \quad (5)$$

여기서 $\varepsilon_1(t)$ 와 $\varepsilon_2(t)$ 는 시차상관이 없는 백색잡음(white noise)이고 $a_{11}(0)=1$, $a_{21}(0)=1$ 이다. 위의 AR 표현에서 모든 시차 k 에 대하여 $a_{22}(k) \neq 0$ 이고, $a_{13}(k)=0$ 이면 $X_1(t)$ 는 $X_2(t)$ 를 예측하는데 유용하다고 해석된다.

Sims(1972, 1980)는 Granger의 인과관계를 분석할 수 있는 방법을 제시하기 위하여 통계적 외생성(statistical exogeneity)의 개념을 도입하였다. 이에 따르면 X_1 의 현재와 과거치로부터 주어진 X_2 로의 외생성이 존재하려면 X_1 의 과거, 현재, 그리고 미래치를 이용한 X_2 에 대한 추정에 있어 X_1 의 미래치 계수는 0이 되어야 한다는 것이다. 이러한 관계가 성립하면 두 변수 사이의 상호의존적 관계가 없으며, X_2 에 대한 X_1 의 일방적 인과관계가 성립한다는 것이다. 이러한 내용을 AR(autoregressive) 표현으로 나타내면

식(6), (7)과 같다.

$$a_{11}(0)X_1(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{12}(k)X_2(t-k) + \varepsilon_1(t) \quad (6)$$

$$a_{21}(0)X_2(t) = \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{22}(k)X_1(t-k) + \varepsilon_2(t) \quad (7)$$

여기서 $H_0(1) : \{a_{12}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되고, $H_0(2) : \{a_{22}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되지 않으면 X_1 은 X_2 에 대하여 즉, 일방적 원인변수라고 볼 수 있다는 것이다.

그런데 Sims 모형과는 별도로 Geweke-Meese-Dent(1982)는 시차독립변수를 가지고 증대된 양측분포시차를 사용하는 외생성 검정법을 제시한 바 있다. 이를 모형으로 설명하면 Sims 모형에 종속변수 자신의 과거치들이 설명변수로 포함될 수 있을 것이다.

$$a_{11}(0)X_1(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{12}(k)X_1(t-k) + \sum_{k=-\infty}^{\infty} a_{13}(k)X_2(t-k) + \varepsilon_1(t) \quad (8)$$

$$a_{21}(0)X_2(t) = \sum_{k=1}^{\infty} a_{22}(k)X_1(t-k) + \sum_{k=1}^{\infty} a_{23}(k)X_2(t-k) + \varepsilon_2(t) \quad (9)$$

이러한 Geweke-Meese-Dent(이하 GMD)검정에서의 귀무가설 설정, 검정 및 결과 해석은 Sims 검정과 동일하게 $H_0(1) : \{a_{13}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되고, $H_0(2) : \{a_{22}(k) = 0, k < 0\}$ 이 기각되지 않으면 X_2 에 대한 X_1 의 인과관계를 뜻한다고 볼 수 있다. 본 연구에서는 Granger, Sims, GMD 검정모형을 각각 이용하여 외환시장과 주식시장간의 인과관계를 검정해 보도록 한다.

IV. 실증분석 결과

1. 자료 및 시차선정

외환시장과 주식시장의 관계를 보다 명확하게 파악하고 이를 국가별로 비교하기 위해 한국뿐만 아니라 주요 금융선진국인 미국, 일본, 영국, 독일 등 5개국을 대상으로 실증분석을 시도하도록 한다. 이 때 주식시장과 외환시장간의 교차상관관계 및 인과관계 등을 검정하기 위한 추가자료는 일반적으로 사용되는 미국의 S&P 500 지수, 일본의 동증지수(TOPIX), 독일의 DAX 지수, 영국의 FTSE 100 지수 그리고 한국의 종합주가

지수를 이용하였다. 환율자료는 각국 화폐의 대미달러 환율을 이용하였고 미국의 경우에는 IMF에서 제공하는 명목환율지수를 이용하였다. 자료의 기간은 1980년부터 1997년까지이며, 월간자료를 채택하였다.

Christiano & Ljungqvist(1988), Geweke(1984) 등의 연구결과에 의하면 교차상관관계를 분석하거나 인과관계 검정을 하기 위해서는 시차길이(lag length)의 선택과 자료변환방법의 선택에 분석결과가 민감한 것으로 나타났다. 시차길이를 임의로 설정하게 되면 진실한 모형에 대해 절사오차(truncation error)가 발생하기 때문에 연구결과의 신뢰성을 확보하기 위하여 정보이론에 의한 최적시차선정방법을 사용할 필요가 있을 것이다. 최적시차선정방법에는 AIC(Akaike information criterion), SC(Schwarz criterion), 우도비 검정(likelihood ratio test), HQ(Hannan & Quinn) 방법 등이 알려져 있으나 본 연구에서는 가장 널리 쓰이는 AIC¹⁾를 사용하여 최적시차를 선정하였다.

0에서 12개월까지의 기간을 대상으로 AIC를 적용한 결과에 따르면 최적의 시차는 미국은 8기, 일본은 9기, 독일은 12기, 영국은 5기, 그리고 한국은 4기의 시차가 도출되었다. 따라서 한국에 대해서는 4개월, 미국에 대해서는 8개월, 일본에 대해서는 6개월, 영국은 5개월, 독일은 12개월의 시차를 적용하여 교차상관관계 및 인과관계검정을 실시하도록 한다.

2. 교차상관관계 검정결과

주식시장과 외환시장간의 선후행결합관계를 판단하기 위해서 교차상관관계분석을 실시하였다. <표 1>은 각 시차별 교차상관계수를 나타내고 있는데 계수의 부호를 보면 대부분의 시차에서 환율과 주가는 음의 상관관계를 나타내고 있으므로 환율변동의 움직임은 주식가격에 반대의 영향을 미치고 있는 것으로 볼 수 있다. 이는 환율이 하락, 즉 자국통화의 가치가 상승하면 주식가격은 상승하고 환율이 상승하면 주식가격은 하락하는 역의 관계를 보여주고 있는 것으로 해석할 수 있다.

환율과 주가의 선후행결합관계를 파악하기 위해 앞에서 AIC를 통해 도출된 시차를 적용하여 Ljung-Box Q 통계량으로 두 변수간 선후행 관계를 검정한 결과가 <표 2>에 나타나 있다. 주가와 환율간의 교차상관관계상에서 t 기의 환율과 $t+k$ 기의 주가간의 교차상관계수 값이 0이 될 것에 대해 Ljung-Box Q 통계량으로 검정할 수 있다. 만일 일정 유의수준에서 교차상관계수 값이 0이 아니라고 나타난다면 t 기의 환율과 k 만큼의

1) $AIC = T \log(RSS) + 2k$, 여기서 T 는 관측치의 수, k 는 회귀계수의 수, RSS는 잔차제곱의 합.

시차를 가진 $t+k$ 기의 주가간에는 유의적으로 교차상관관계가 있다고 할 수 있으므로 이들간에는 선행결합관계가 있다고 할 수 있다. 반대로 t 기의 환율과 k 만큼의 시차를 가진 $t-k$ 기의 주가간에 유의적인 교차상관관계가 나타난다면 주식시장은 외환시장에 대하여 선행결합관계에 있다고 할 수 있다.

<표 1> 환율과 주가간의 교차상관계수

국가	Lags	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
한국	0 to 12	-.18	-.28	-.12	-.12	-.09	-.03	-.01	-.01	-.06	-.05	-.03	-.17	-.12
	-1 to -12		-.14	-.05	-.05	-.03	-.02	-.02	-.00	-.02	-.04	-.04	-.01	-.01
미국	0 to 12	-.01	.10	.08	-.03	.01	-.04	.06	-.12	-.04	-.15	-.02	.07	.10
	-1 to -12		.00	-.01	-.02	-.03	-.11	-.07	.00	.04	.14	-.07	-.07	-.02
일본	0 to 12	-.14	-.02	.07	.03	.00	.05	.11	-.07	-.14	-.11	.00	.08	-.04
	-1 to -12		.05	.00	.01	-.07	-.07	-.03	-.04	-.03	-.07	-.18	-.15	-.16
영국	0 to 12	.21	-.01	-.11	.08	.09	-.10	-.11	-.06	.00	.04	-.10	-.11	-.11
	-1 to -12		.17	.06	-.03	.13	-.15	-.03	-.00	.03	.04	-.15	-.07	-.03
독일	0 to 12	.12	.08	.00	-.08	-.09	-.01	-.11	-.15	-.10	.01	-.06	.04	-.14
	-1 to -12		.09	.03	.05	-.11	.13	-.07	-.05	.09	.13	.00	.14	-.04

<표 2> 환율과 주가간의 교차상관관계 검정결과

국 가	Ljung-Box Q 통계량	P
한 국	Q(1 to 4) = 23.9689	0.0043**
	Q(-4 to -1) = 13.6072	0.1370
	Q(-4 to 4) = 71.6329	0.0000**
미 국	Q(1 to 8) = 13.0184	0.1112
	Q(-8 to -1) = 5.1809	0.7380
	Q(-8 to 8) = 18.2643	0.3723
일 본	Q(1 to 9) = 13.9203	0.1251
	Q(-9 to -1) = 6.1031	0.7255
	Q(-9 to 9) = 24.7267	0.1697
영 국	Q(1 to 5) = 15.3662	0.0018**
	Q(-5 to -1) = 10.8472	0.3845
	Q(-5 to 5) = 30.9635	0.0422*
독 일	Q(1 to 12) = 14.2998	0.0020**
	Q(-12 to -1) = 14.7978	0.0966
	Q(-12 to 12) = 39.5335	0.0037**

주) * : P < 0.05

** : P < 0.01

<표 2>에 따르면 한국, 영국, 독일의 경우에는 t 기의 환율과 $t+1$ 기에서 $t+k$ 기까지의 주가간에 아무런 결합관계가 없다는 가설은 Ljung-Box Q 통계량이 각각 23.9689, 15.3662, 14.2998로서 유의수준 0.05에서 기각되었다. 반면에 t 기의 환율과 $t-1$ 기에서

$t-k$ 기까지의 주가와환의 관계에서는 유의적인 결과가 도출되지 않았다. 따라서 과거의 환율과 현재의 주가 또는 현재의 환율과 일정시차후의 주가간에는 교차상관계수가 유의적이라 할 수 있으므로 이는 환율의 주가에 대한 선행적 결합관계로 해석할 수 있을 것이다. 그러나 미국, 일본에서는 주가와 환율간의 교차상관계수는 유의하지 않은 것으로 나타나 이들 국가에서는 두 변수간에 어떠한 선행관계도 도출되지 않았다.

3. 인과관계 검정결과

1) 단위근 검정결과

Nelson-Plosser(1982)와 그 이후의 연구에 의하면 VAR 모형에 의한 시계열 분석에서는 자료가 불안정(non-stationary)일 때 허구적 회귀현상(spurious regression)의 오류를 범할 수 있다고 하였다. 따라서 외환시장과 주식시장간의 인과관계 검정을 실시하기에 앞서 이들의 분석대상자료가 안정적인 시계열을 이루고 있는지를 검토하여야 할 것이다. 이를 위해 DF 검정과 ADF 검정을 이용하여 분석자료들이 단위근을 포함하는지를 검정하였다.

<표 3> 단위근 검정 결과

				DF	ADF	임계치
주 가	수준변수	한국	<i>KOS</i>	-1.3769*	-1.3995*	-3.71, -0.63
		미국	<i>USS</i>	4.4696	2.8752	
		일본	<i>JPS</i>	-1.4930*	-1.6980*	
		영국	<i>UKS</i>	0.6122	1.0773	
		독일	<i>GMS</i>	1.6662	1.6396	
	로그차분	한국	<i>dKOS</i>	-12.0473	-5.2195	
		미국	<i>dUSS</i>	-11.7375	-4.2368	
		일본	<i>dJPS</i>	-10.1243	-4.6418	
		영국	<i>dUKS</i>	-14.0105	-6.5744	
		독일	<i>dGMS</i>	-12.6187	-6.0739	
환 율	수준변수	한국	<i>KOF</i>	6.9602	-1.0360*	
		미국	<i>USF</i>	-0.8995*	-1.3875*	
		일본	<i>JPF</i>	-1.3092*	-1.6440*	
		영국	<i>UKF</i>	-2.3789*	-2.6385*	
		독일	<i>GMF</i>	-1.1228*	-1.3301*	
	로그차분	한국	<i>dKOF</i>	-7.8575	-3.8632	
		미국	<i>dUSF</i>	-9.6718	-5.7262	
		일본	<i>dJPF</i>	-12.4659	-5.7774	
		영국	<i>dUKF</i>	-12.5383	-6.0245	
		독일	<i>dGMF</i>	-13.4264	-5.3865	

주) * : 유의수준 5%에서 단위근이 존재함.

<표 3>에 따르면 DF 검정과 ADF 검정에 의하면 거의 모든 주가와 환율 변수가 단위근을 포함하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 이들을 1차 로그차분한 변수에서는 단위근이 발견되지 않아 안정적인 시계열을 구성하고 있는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구에서는 주가지수와 환율을 1차 로그차분한 변수, 즉 주식수익률과 환율변동률을 인과관계분석에 이용하도록 한다.

2) 인과관계 검정결과

외환시장과 주식시장간의 인과관계를 검정함에 있어서도 분석기간은 1980년부터 1997년까지 18년간으로 설정하였다. 분석기간 중에는 매우 주목할 만한 사건이 하나 발생하였다고 볼 수 있다. 이는 1987년 2월 미국, 일본, 서독, 프랑스, 캐나다, 이태리, 영국 등 G7 재무장관들이 프랑스의 루브르에 모여 미 달러환율에 대한 5%의 목표환율대의 설정을 통한 환율안정 협정을 맺은 것이다. 이러한 루브르 협정(Louvre Accord) 이후 G7 각국의 중앙은행들은 외환시장에 전례에 드문 강력한 개입을 하게 되면서 환율움직임의 변동성(volatility)이 크게 줄어들었다.²⁾ 따라서 본 연구에서는 분석기간 전 기간을 통한 분석 뿐 아니라 루브르 협정 이전과 이후의 두 기간으로 나누어 각각 외환시장과 주식시장의 관계에 대해 분석하기로 한다. 루브르 협정 이전에 해당하는 전기는 1980년 1월부터 1987년 2월까지이며, 루브르 협정 이후에 해당하는 후기는 1987년 3월부터 1997년 12월까지로 설정하도록 한다.

(1) 전체기간

먼저 전체 분석기간에 대해 Granger, Sims, GMD의 검정을 실시한 결과를 보면 <표 4>와 같다. 여기서 X_1 과 X_2 는 각각의 인과관계 검정모형에서의 설명변수와 피설명변수를 나타내는 것으로 앞에서 밝힌바와 같이 주가와 환율을 로그차분한 자료가 이용되었다. 이 때 Granger 검정에서는 과거시차의 변수가 설명변수가 되며, Sims와 GMD 검정에서는 미래시차의 변수가 설명변수가 된다. 우선 Granger 검정에서 환율변동률을 설명변수로 하고 주식수익률을 피설명변수로 하였을 때, 한국의 경우 F 검정통계량이

2) 분석기간을 플라자 협정(Plaza Agreement) 등에 의해 환율의 상승, 하락추세별로 '80~'85, '86~'91, '92~'97 세 기간으로 나누었을 경우 미달러화의 각 기간별 변동성을 나타내는 표준편차는 각각 15.5263, 8.8489, 4.3810으로 나타났으나, 루브르 협정(Louvre Accord)을 기준으로 두 기간으로 나누었을 경우에는 각각 14.9597과 4.8959로 나타났다. 따라서 환율추세별로 세 기간으로 구분하는 것보다는 루브르 협정을 기준으로 두 기간으로 나누는 것이 환율변동성의 차이를 더 잘 구분하는 것으로 판단되며, 이때 두 기간 각각의 환율 변동률은 통계적으로 유의한 차이를 보이고 있다($t=2.175$, $p=0.031$).

6.7297로서 유의적인 것으로 나타났다. 이는 과거의 환율변동정보가 현재의 주식수익률을 설명하는 원인변수로 작용하고 있는 것으로 볼 수 있다. 또한 영국과 독일의 경우에는 각각 F 검정통계량이 3.3446, 1.8397로서 환율의 주가에 대한 유의적인 인과성이 검정되었다. 그러나 미국과 일본의 경우에는 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

한편, 주식수익률을 설명변수로 두고 환율변동률을 피설명변수로 두었을 경우에는 어떠한 나라에서도 유의적인 관계가 검정되지 않았다. 따라서 전체 기간에 대한 Granger 검정결과 한국, 영국, 독일의 경우에는 외환시장이 주식시장에 대해 일방적(unidirectional) 인과관계가 있는 것으로 나타났으며, 미국, 일본의 경우에는 의미있는 관계가 도출되지 못하였다.

Sims 검정모형을 적용한 결과를 보면 환율변동률이 설명변수일 때에는 모든 나라에서 두 변수간에 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 그러나 주식수익률이 설명변수이고 환율변동률이 피설명변수일 때에는 한국과 영국의 경우에서 유의수준 0.05에서 유의적인 인과관계가 나타나고 있다. 또한 유의수준을 0.10으로 확대하면 독일의 경우도 유의적인 인과관계가 나타나 주식수익률의 미래치는 현재의 환율변동률을 설명하는데 도움을 주고 있다고 할 수 있다. 이는 결국 한국을 비롯하여 영국, 독일의 경우에는 현재 환율의 움직임이 미래의 주가변동을 예측하는데 도움이 될 수는 있지만 현재의 주가가 가지고 있는 정보로는 미래의 환율을 예측하는데 도움이 되지 않는다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

<표 4> 전체기간에 대한 Granger, Sims, GMD 검정결과

X_1	X_2	Granger		Sims		GMD	
		Lags	F (P)	Lags	F (P)	Lags	F (P)
$dKOS$	$dKOF$	1 to 4	0.6481 (0.628)	-1 to -4	5.3951 (0.000)	-1 to -4	2.5675 (0.039)
$dKOF$	$dKOS$	1 to 4	6.7297 (0.000)	-1 to -4	0.3093 (0.893)	-1 to -4	0.2830 (0.888)
$dUSS$	$dUSF$	1 to 8	0.7211 (0.723)	-1 to -8	0.6535 (0.730)	-1 to -8	0.7717 (0.628)
$dUSF$	$dUSS$	1 to 8	0.7318 (0.713)	-1 to -8	1.9461 (0.060)	-1 to -8	1.3370 (0.228)
$dJPS$	$dJPF$	1 to 9	1.5916 (0.126)	-1 to -9	0.3733 (0.826)	-1 to -9	0.4787 (0.870)
$dJPF$	$dJPS$	1 to 9	0.9361 (0.520)	-1 to -9	1.1361 (0.257)	-1 to -9	0.6943 (0.696)
$dUKS$	$dUKF$	1 to 5	1.4754 (0.200)	-1 to -5	2.9201 (0.014)	-1 to -5	2.1202 (0.064)
$dUKF$	$dUKS$	1 to 5	3.3446 (0.006)	-1 to -5	1.5453 (0.178)	-1 to -5	1.3061 (0.263)
$dGMS$	$dGMF$	1 to 12	1.1897 (0.294)	-1 to -12	1.5786 (0.101)	-1 to -12	1.7988 (0.042)
$dGMF$	$dGMS$	1 to 12	1.8397 (0.046)	-1 to -12	1.1981 (0.290)	-1 to -12	1.3114 (0.217)

두 가지 검정방법에 더하여 GMD 검정을 실시한 결과를 보면 한국과 독일의 경우에는 유의수준 0.05에서 환율변동률이 피설명변수이고, 주식수익률이 설명변수일 때만 F 검정통계량의 값이 유의한 것으로 나타났다. 또한 유의수준을 0.10으로 확대했을 경우에는 영국에서도 환율변동률이 주식수익률에 대한 외생적인 결합관계가 나타났다. 즉 한국과 독일 및 영국에서는 미래의 주식수익률은 현재의 환율변동으로 의미있게 설명될 수 있다는 것이다. 이는 다시 말해 현재의 환율변동정보는 미래의 주식수익률을 설명하는 원인변수로 작용할 수 있다는 것을 의미한다고 볼 수 있다.

이상과 같은 세 가지 검정결과를 종합적으로 살펴보면, 우리 나라를 비롯하여 영국, 독일 등은 환율변동이 주식수익률을 설명하는 원인변수로 작용하고 있으며, 그 반대의 경우는 전혀 나타나지 않고 있다. 따라서 이들 국가에서는 외환시장이 주식시장에 대해 일방적 인과관계에 있다고 해석할 수 있다. 이 때 미국과 일본의 경우에는 세 가지 검정모형 결과에서 모두 어떠한 유의적인 관계도 나타나지 않았다.

(2) 루브르 협정 이전

분석기간을 환율변동에서 큰 차이를 보인 1987년 2월 루브르 협정을 기점으로 양분하여 그 이전과 이후에 외환시장과 주식시장간의 관계에는 어떠한 차이가 있는지를 비교하기 위하여 우선 루브르 협정 이전의 자료를 대상으로 분석해 보았다. 루브르 협정 이전에는 환율의 변동률이 훨씬 크게 나타났지만 전체기간을 대상으로 검정한 결과에 비해 대체적으로 인과관계의 정도가 낮게 나타나고 있다. 루브르 협정 이전에 대한 Granger, Sims, GMD 인과관계 검정을 실시한 결과는 <표-5>와 같다. 이에 따르면 우선 Granger 인과관계 검정결과에서는 영국의 경우에만 환율변수가 주가변수에 대해 일방적인 인과관계를 가지고 있는 것으로 나타났으며, 다른 나라에서는 아무런 유의적인 관계가 검정되지 않았다.

협정 이전의 기간에 대한 Sims 검정모형결과에 의하면 한국의 경우에만 주가가 설명변수이고, 환율이 피설명변수일 때 유의적인 F 검정통계량 값이 도출되었다. 따라서 한국의 현재 환율변동이 미래의 주식수익률을 설명하는 원인변수로 작용하고 있는 것으로 나타났다. 그러나 다른 나라에서는 두 변수사이에 아무런 유의적인 관계가 도출되지 않았다.

GMD 검정을 통한 결과에서는 모든 나라에서 두 변수간의 유의한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 어떠한 경우에도 유의한 F 검정통계량이 도출되지 않았으므로 GMD 검정에 의해서는 아무런 유의적인 인과관계를 발견할 수가 없었다.

따라서 환율변동률이 상대적으로 크게 나타난 루브르 협정 이전의 기간에 대한 외환

시장과 주식시장의 인과관계 검정결과에서는 전체기간에 비해 전반적으로 인과정도가 낮게 나타났으며, 한국과 영국에서만 일부 모형에서 환율시장변수의 주식시장변수에 대한 인과관계가 나타났다.

<표 5> 협정 이전 Granger, Sims, GMD 검정결과

X_1	X_2	Granger		Sims		GMD	
		Lags	F (P)	Lags	F (P)	Lags	F (P)
$dKOS$	$dKOF$	1 to 4	1.1967 (0.319)	-1 to -4	2.5467 (0.046)	-1 to -4	1.5377 (0.201)
$dKOF$	$dKOS$	1 to 4	1.3799 (0.249)	-1 to -4	1.7574 (0.147)	-1 to -4	1.5554 (0.196)
$dUSS$	$dUSF$	1 to 8	1.3136 (0.214)	-1 to -8	0.7332 (0.661)	-1 to -8	0.5010 (0.849)
$dUSF$	$dUSS$	1 to 8	1.2908 (0.227)	-1 to -8	0.9735 (0.465)	-1 to -8	1.0365 (0.421)
$dJPS$	$dJPF$	1 to 9	0.9769 (0.472)	-1 to -9	0.7904 (0.649)	-1 to -9	0.4556 (0.881)
$dJPF$	$dJPS$	1 to 9	1.0995 (0.363)	-1 to -9	0.4561 (0.721)	-1 to -9	1.6784 (0.126)
$dUKS$	$dUKF$	1 to 5	0.2185 (0.953)	-1 to -5	1.6106 (0.169)	-1 to -5	1.5198 (0.196)
$dUKF$	$dUKS$	1 to 5	3.1497 (0.014)	-1 to -5	0.1112 (0.989)	-1 to -5	0.1756 (0.970)
$dGMS$	$dGMF$	1 to 12	0.4657 (0.924)	-1 to -12	0.8442 (0.606)	-1 to -12	0.7284 (0.714)
$dGMF$	$dGMS$	1 to 12	0.6658 (0.774)	-1 to -12	1.1009 (0.381)	-1 to -12	0.6905 (0.749)

(3) 루브르 협정 이후

환율변동률이 크게 줄어든 루브르 협정 이후에는 협정 이전에 비해 비교적 높은 인과관계가 나타났으며, 협정 이후의 기간에 나타난 결과들은 전기간에 걸친 분석과 비슷한 결과가 도출되었다. <표 6>에 나타난 Granger 검정결과에 의하면 유의수준 0.05에서 한국, 영국, 독일의 경우에 환율변동률이 주식수익률에 대해 원인변수로 작용하고 있는 것으로 나타났으나 주식수익률은 환율변동률에 대한 원인변수가 아닌 것으로 나타나 외환시장이 주식시장에 대해 일방적인 인과관계에 있는 것으로 분석되었다. 그러나 역시 미국과 일본의 경우에는 아무런 관계도 도출되지 않았다.

Sims 검정모형을 적용한 결과에서는 유의수준 0.05에서 한국과 영국에서 주식시장이 설명변수이고 외환시장이 피설명변수일 때 유의한 F 검정통계량이 도출되었다. 즉 현재의 환율변동률이 주가변수의 미래치를 설명하는데 도움을 준다는 것이다. 이는 다시 말해 현재의 환율정보가 미래의 주가정보를 설명하는 원인변수가 될 수 있다는 것으로 환율변수는 주가변수에 대해서 인과관계를 보이고 있다고 해석할 수 있다.

GMD 검정결과에 따르면 역시 앞의 Sims 검정과 마찬가지로 유의수준 0.05에서 한국과 영국에서 현재의 환율이 미래의 주가를 설명하는 원인변수로 작용하고 있는 것으로

로 나타났다. 유의수준을 0.10으로 확대하면 독일에서도 현재의 환율정보가 미래의 주가정보를 설명하는 원인변수가 될 수 있는 것으로 나타났다. 따라서 루브르 협정 이후의 기간에는 전체기간과 마찬가지로 미국과 일본에서는 두 변수간에 아무런 관련성을 발견할 수 없었으나 한국, 영국, 독일의 경우에는 대체로 일관되게 환율이 주가에 대한 인과성을 갖는 것으로 나타나고 있다.

<표 6> 협정 이후 Granger, Sims, GMD 검정결과

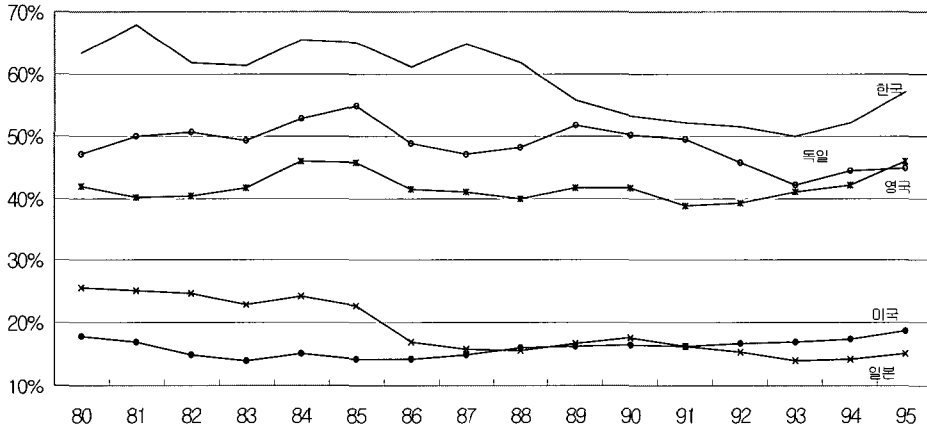
X_1	X_2	Granger		Sims		GMD	
		Lags	F (P)	Lags	F (P)	Lags	F (P)
$dKOS$	$dKOF$	1 to 4	0.4255 (0.789)	-1 to -4	5.7010 (0.000)	-1 to -4	0.2659 (0.036)
$dKOF$	$dKOS$	1 to 4	6.4945 (0.000)	-1 to -4	0.1849 (0.945)	-1 to -4	0.1274 (0.972)
$dUSS$	$dUSF$	1 to 8	1.3100 (0.193)	-1 to -8	0.9600 (0.471)	-1 to -8	0.6153 (0.763)
$dUSF$	$dUSS$	1 to 8	0.9498 (0.502)	-1 to -8	1.8451 (0.110)	-1 to -8	1.5160 (0.161)
$dJPS$	$dJPF$	1 to 9	1.0989 (0.368)	-1 to -9	0.8218 (0.507)	-1 to -9	0.3714 (0.945)
$dJPF$	$dJPS$	1 to 9	0.7913 (0.658)	-1 to -9	0.1516 (0.955)	-1 to -9	0.9423 (0.492)
$dUKS$	$dUKF$	1 to 5	1.5825 (0.170)	-1 to -5	2.9408 (0.015)	-1 to -5	2.4362 (0.039)
$dUKF$	$dUKS$	1 to 5	2.7072 (0.023)	-1 to -5	1.7055 (0.138)	-1 to -5	1.5079 (0.193)
$dGMS$	$dGMF$	1 to 12	1.4112 (0.172)	-1 to -12	1.5539 (0.119)	-1 to -12	1.6359 (0.093)
$dGMF$	$dGMS$	1 to 12	1.9155 (0.040)	-1 to -12	1.2828 (0.242)	-1 to -12	1.0793 (0.388)

이상과 같은 Granger, Sims, GMD 검정을 통한 인과관계분석 결과를 종합해 보면 한국과 영국, 독일은 전반적으로 외환시장의 주식시장에 대한 인과성이 도출되었으나 미국과 일본은 모든 검정방법에 있어서 의미있는 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 분석기간을 1980년부터 1997년까지 전체기간으로 했을 때에는 한국과 영국 그리고 독일에 있어서 외환시장이 주식시장의 원인변수가 되는 것으로 볼 수 있었으며, 루브르 협정을 기점으로 분석기간을 양분하였을 때 협정 이전의 기간에 있어서는 일반적으로 인과관계가 다소 약하게 나타나고 있으나 후기에는 이보다 훨씬 강한 인과관계가 검정되었다. 협정 이전에는 영국이 Granger 검정을 통해 외환시장이 주식시장에 대해 일방적 인과관계를 갖고 있는 것으로 나타났고, 한국도 Sims 검정을 통해 외환시장의 일방적 인과관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 협정 이후에 있어서는 한국, 영국의 모든 검정방법과 독일의 Granger와 GMD 검정에서 모두 주식시장에 대한 외환시장의 인과성이 검정되었다. 반면, 미국과 일본은 외환시장과 주식시장간에 특정한 관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 따라서 환율변동이 안정된 상태에서는 불안정한 변동에

비해 외환시장의 주식시장에 대한 인과관계가 뚜렷함을 알 수 있었다.

여기서 협정 이전기간에 비해 이후의 기간에 있어서 환율의 주가에 대한 인과관계가 강하게 나타난 것은 각 개별국가의 경제가 글로벌화되면서 외부적으로는 환율변동에 대한 국제적 협조체제가 갖추어지고, 내부적으로는 시장효율성이 강화된 점에 기인한 것으로 해석 할 수 있을 것이다. 경제의 글로벌화는 개방화와 효율화를 동반하게 되어 금융시장간의 영향력이 각종 규제에 의해 통제되지 않고 직접적으로 미칠 수 있을 것으로 사료된다.

한편 외환시장의 일방적 인과성이 검증된 한국, 영국, 독일과 아무런 관계가 없는 것으로 나타난 미국, 일본을 어떤 기준으로 구분할 수 있을지 분석해 볼 필요가 있을 것이다. 이에 대해서는 환율의 변동이 국가별 대외의존도에 따라 자국내 주식시장에 미치는 영향의 크기가 상당히 달라질 수 있을 것으로 판단해 볼 수 있다. 따라서 각 국가의 대외무역의존도를 통해서 이를 설명하기 위해 1980년부터 1995년까지의 각국별 대외무역의존도를 보면 [그림 1]과 같다.



[그림 1] 각국의 대외무역의존도³⁾

여기서 발견할 수 있는 사실은 외환시장의 인과성이 검증된 한국, 영국, 독일에 있어서 상대적으로 대외무역의존도가 매우 높게 나타났으며, 특정한 관계가 없는 것으로 밝혀진 미국과 일본의 경우에는 상대적으로 매우 낮은 대외무역의존도를 보이고 있다는 것이다. 한국의 경우 최저 49.9%에서 최고 68.1%까지의 높은 의존도를 보이

3) 여기서 무역의존도는 각국의 수출입 총액을 국내총생산(GDP)으로 나눈 값을 이용하였음.

고 있고 영국은 최저 38.1%에서 최고 45.9%의 의존도를 보이고 있으며, 독일의 경우 최저 42.2%에서 최고 54.8%의 의존도를 보이고 있는 것으로 나타났다. 그러나 미국과 일본의 경우는 이들 나라들과 두드러진 차이를 보이고 있는데 일본은 최고 26% 미만의 낮은 대외무역의존도를 보이고 있고 미국은 더욱 낮은 20% 미만의 의존도를 보이고 있다.

이를 통해 해석할 수 있는 것은 대외무역의존도가 일정한 수준 이상의 나라에서는 환율의 변동이 기업의 수익에 직접적으로 영향을 미치고 있으나 일정한 수준 이하의 나라에서는 환율의 변동이 기업활동에 미미한 영향을 미친다고 볼 수 있다는 것이다. 국가별로는 대외무역의존도가 높은 한국을 비롯한 영국, 독일 등은 외환시장의 움직임은 주식시장의 변동을 설명하는 원인변수가 될 수 있으나 대외무역의존도가 낮은 미국, 일본 등은 원인변수가 될 수 없게 나타난 것으로 볼 수 있다.

대외무역의존도가 두 시장간의 인과성에 미치는 영향에 대한 통계적 검정은 변수의 선정 가능성이 매우 제한적이므로 확정적으로 말하기는 힘들다. 다만 본 연구에서는 각 연도의 환율변동에 대한 주가변동의 비율을 종속변수로 하고 무역의존도를 독립변수로 하는 선형회귀분석을 통해서 검정해 보았다. 즉, 무역의존도에 따라 환율변동에 대한 주가변동의 비율이 어떤 유의적인 관계를 갖는가를 검정하는 것인데, 분석결과 전기 간에 대해서는 $Y = 0.494 + 0.582X$ 라는 회귀식이 도출되었고 이는 유의수준 10%에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 루브르 협정 이전 기간에 대해서는 유의한 값을 도출하지 못하였으나 이후 기간에 대해서는 $Y = 0.388 + 0.653X$ 라는 회귀식을 도출하였는데 이는 유의수준 5%에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 루브르 협정 이후 기간에서 주식, 외환시장간의 인과성이 더 강하게 나타난 것과 일치한다. 분석 결과를 요약하면 <표 7>과 같다.

<표 7> 무역의존도와 환율-주가 변동비율간의 선형회귀분석

Variable		B	SE B	Beta	t	Sig. T
전체	Constant	0.494	0.102		4.826	0.000
	X	0.582	0.297	0.241	1.959	0.055
전기	Constant	0.681	0.205		3.325	0.003
	X	0.347	0.571	0.118	0.607	0.549
후기	Constant	0.388	0.088		4.428	0.000
	X	0.653	0.263	0.392	2.487	0.018

V. 결 론

1. 연구의 요약

본 연구는 우리 나라를 비롯해서 미국, 영국, 독일, 일본 시장을 대상으로 외환시장과 주식시장 사이의 선행행결합관계를 검정해보고 또 선행변수가 후행변수를 결정하는데 영향을 미치는 원인변수가 되는가 하는 인과관계를 검정해 보고자 시도되었다. 이를 위하여 1980년부터 1997년까지를 분석기간으로 하여 교차상관관계검정과 다양한 인과관계 검정을 실시해 본 결과를 보면 다음과 같다.

첫째, AIC에 따라 선정된 한국의 경우 4기 영국은 5기, 미국은 8기, 독일은 12기, 일본은 9기를 대상으로 Ljung-Box Q 통계량에 의한 교차상관관계검정을 시도한 결과 한국과 영국, 독일의 경우 과거의 환율과 현재의 주가간에는 유의적 교차상관관계가 나타났다. 즉 한국과 영국, 독일의 경우 외환시장이 주식시장에 대해 선행결합하는 것으로 나타났다. 이는 Frankel(1983) 등이 제시한 포트폴리오 균형모형이 성립하지 않고 Aggarwal(1981)의 이론이 성립하는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 안정적 시계열자료를 대상으로 Granger 인과관계 모형을 비롯한 Sims, GMD 모형을 토대로 분석기간 전체에 대한 검정을 실시한 결과를 보면 한국, 영국, 독일은 외환시장이 주식시장에 대하여 일방적 원인변수로 나타났으며, 미국, 일본에서는 유의적인 관계가 나타나지 못하였다. 구체적으로 보면 Granger 검정결과 한국, 영국, 독일에서 과거시차의 환율변동률이 현재의 주식수익률에 일방적인 원인변수를 작용하는 것으로 나타났다. Sims, GMD 검정에 의하면 한국, 영국, 독일의 경우 현재의 주식수익률은 미래의 환율변동률을 예측하는데 통계적으로 유의하지 않게 나타났지만 현재의 환율변동률은 미래의 주식수익률을 예측하는데 유의한 것으로 나타나 외환시장변수가 주식시장 변수에 대한 인과성이 존재한다고 할 수 있다.

셋째, 외환시장과 주식시장의 인과관계검정을 보다 세부적으로 구분하기 위해 환율변동률이 크게 달라진 루브르 협정을 기준으로 두 기간으로 나누었을 경우에 변동률이 높았던 협정 이전보다는 변동률이 낮았던 협정 이후가 보다 유의적인 관계를 보여주었다. 구체적으로 보면 협정 이전에 있어서는 Granger 검정결과에서 영국의 경우에만 환율변수의 인과성이 도출되었고, Sims 검정결과에서는 한국의 경우에만 환율변동률의 주식수익률에 대한 인과성이 나타났다. 또한 GMD 검정은 외환시장변수와 주식시장변수간에 어떠한 결과도 도출하지 못했다. 루브르 협정 이후의 경우에는 루브르 협정 이전보다는 강한

인과관계가 나타났는데 Granger 검정결과에서는 한국, 영국, 독일의 경우 모두 환율의 일방적 인과성이 검정되었으며, Sims, GMD 검정결과에서도 한국과 영국, 독일에서 각각 외환시장변수가 주식시장변수에 대하여 일방적인 인과관계가 있는 것으로 나타났다.

넷째, 다양한 인과관계검정을 전기간을 대상으로 하거나 환율변동률을 기준으로 루브르 협정 이전과 이후로 구분하여 분석하거나 모든 경우에 있어서 미국과 일본의 외환시장과 주식시장간에는 어떠한 유의적인 인과관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이는 미국을 대상으로 Bahmani-Oskooee & Sohrabian(1992)와 Adrangi & Ghazanfari(1996)의 연구에서 인과관계가 도출되지 않은 것과 같다고 볼 수 있다. 이와 같은 이유는 미국과 일본의 경우에는 20% 내외의 대외무역의존도를 기록하고 있어서 상대적으로 한국, 영국, 독일에 비해 대외무역의존도가 낮기 때문에 주식시장이 외환시장으로부터 큰 영향을 받지 않았다고 볼 수 있을 것이다. 대외무역의존도가 40% 수준 이상을 기록한 한국, 영국, 독일 등은 외환시장과 주식시장간의 일방적 인과관계가 성립한 반면 대외무역의존도가 낮은 미국, 일본 등은 의미있는 관계가 도출되지 않는 것으로 나타나 대외무역의존도에 따라 국가별로 외환시장의 변동이 주식시장에 미치는 영향이 상대적으로 달라진다고 볼 수 있을 것이다.

2. 향후 연구과제

본 연구는 환율과 주가의 관계모형을 구축하는데 기초적 자료로 이용될 수 있을 것이며, 또한 성격상 양분화된 주식시장과 외환시장에 대한 연구를 종합화하는데 일조할 수도 있으리라 사료된다. 그러나 본 연구는 몇 가지의 연구한계를 가지고 있으므로 향후 이를 보완하여 연구할 필요가 있을 것이다. 우선 교차상관관계와 인과관계에 대한 구조적 연관모형을 통한 종합적인 외환시장과 주식시장의 관계를 제시하지는 못했다는 것이 본 연구의 한계점이라 하겠다. 따라서 이들의 이론적 연관모형개발을 통해 실증분석이 추가로 이루어진다면 보다 분명한 환율과 주가간의 관계를 설명할 수 있을 것이다. 아울러 본 연구에 적용된 선형모형 외에도 비선형모형을 적용하였을 때 상이한 결과가 나타날 수도 있을 것이며, 국가별 차이의 원인을 대외무역의존도 이외에 다양한 원인도출과 그러한 원인들의 비중정도도 구분해 볼 수 있어야 할 것이다. 그리고 환율변수에 있어서도 물가수준을 반영한 실질환율이나 교역량과 관련된 실효환율을 이용해서 분석해 보는 것도 의미 있으리라 생각되며, 충분한 분석기간을 가지고, 다양한 국가들을 대상으로 분석함으로써 보다 일반화된 결론을 도출할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- Adrangi, Bahram and Farrokh Ghazanfari, Bilateral Exchange Rate of the Dollar and Stock Returns, *Atlantic Economic Journal*, Vol.24, June, 1996, pp.179-180.
- Aggarwal, R., Exchange Rates and Stock Prices : A Study of the U.S. Capital Markets under Floating Exchange Rates, *Akron Business and Economic Review*, 1981, pp.7-12.
- Akaike, Hirotugu, Seasonal Adjustment by a Bayesian Modeling, *Journal of Time Series Analysis*, 1980, pp.1-13.
- Bahmani-Oskooee, M. and Ahmad Sohrabian, Stock Prices and the Effective Exchange Rate of the Dollar, *Applied Economics*, Vol.24, April, 1992, pp.459-464.
- Chi, Hojoon, Precedence and Exogeneity of Oil to the Stock Markets, *Seoul Journal of Business*, Vol.2, Fall, 1996, pp.39-53.
- Choi, J. J., E. Elyasiani, and K. J. Kopecky, The Sensitivity of Bank Stock Returns to Market, Interest and Exchange Rate Risks, *Journal of Banking and Finance*, Vol.16, September, 1992, pp.983-1004.
- Christiano, L. J. & L. Ljungqvist, Money does Granger causes output in the Bivariate Money-Output Relation, *Journal of Monetary Economics*, 1988, pp. 217-235.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root, *Econometrica*, Vol.49, July, 1981, pp.1057-1072.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, Distribution of the Estimators for Time Series Regressions with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, 1979, pp.427-431.
- Frankel, Jeffrey A., *Economic Interdependence and Flexible Exchange Rates*, MIT Press, 1983.
- Geweke, J., Inference and Causality in Economic Time Series Models in : Z. Griliches and M. Intriligator eds., *Handbook of Econometrics*, Vol.II, North-Holland, 1984.
- Geweke, J. R. Meese and W. Dent, Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal System, *Journal of Econometrics*, 1982, pp.161-194.

- Granger, C. W. J., Testing for Causality : A Personal Viewpoint, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, November, 1980, pp.329-352.
- Granger, C. W. J., Development in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, 1986, pp.213-228.
- Granger, C., Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, Vol.37, July, 1969, pp.424-438.
- Neftci, S. N., "Optimal Prediction of Cyclical Downturns," *Journal of Economics Dynamics and Control*, 1982, pp.225-241.
- Nelson, C. R. & C. Plosser, Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications, *Journal of Monetary Economics*, Vol.10, 1982, pp.139-192.
- Rogalski, R. J. & J. P. Vinso, Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality, *Journal of Finance*, Vol.32, September, 1977, pp.1017-1029.
- Sims, C., "Money Income and Causality," *American Economic Review*, Vol.62, September, 1972, pp.540-552.
- Sims, C., Comparison off Interwar and Postwar Business Cycle : Monetarism Reconsidered, *American Economic Review*, Vol.70, May, 1980, pp.250-257.
- Smith, C. E., "Stock Markets and the Exchange Rate : a Multi-Country Approach," *Journal of Macroeconomics*, Vol.14, Fall, 1992, pp.607-629.