

IMF 전후기간의 원/달러환율과 금리에 대한 실증분석 Analysis about relation of Won/Dollar Foreign Exchange Rate and Interest Rate of Korea

김 종 권*

Kim, Jongkwon

Abstract

International capital movement has made progress at global liberalization of finance and foreign exchange, international monetary norm changing into floating exchange rate system, easiness of collection of information and trade at improvement of information communication technology from early of 1970's. Results of empirical test for relation between foreign exchange rate or various determination factors of foreign exchange rate and interest rate are followed by next sentences. First, according to relation between foreign exchange rate and interest rate, correlation for each of variables after OECD entrance is increased. But, long-term & short-term interest rate is affected by Hanbo & Kia's bankruptcy, continuous large scale corporates bankruptcy and crisis of foreign exchange. Therefore, financial instability is occurred. If portfolio investment fund has been inflow as it is mollified by continuous shortage of foreign exchange and fall of country's credit rating, it is expected to have positive effect for long-term & short-term interest rate from appreciation of won against dollar.

Second, results from relation between determination factor of foreign exchange rate and interest rate are followed by next sentences. If surplus of current account and goods account is continued, yield of corporate bond is to be stable. But, margin of surplus is expected to diminish after second quarter 98, and difference between external and domestic interest (after adjusting foreign exchange rate) is to be diminished. And if net inflows of foreign investor's fund (stock and bond) is diminished, it is to have negative effect for yield of corporate bond. According to foreign investor's investment movement of previous years, hedge fund were stayed at least during two years in Mexico. It means that sudden capital outflow is not to be happened at Korea.

* 신홍대학 경상정보계열

1. 서론

국가간의 자본이동은 1970년대 초에 국제통화질서가 변동환율체제로 이행하면서 전 세계적으로 금융자유화와 외환자유화가 진전되고 정보통신기술의 발달로 정보의 수집이나 거래의 체결이 용이해짐에 따라 급속한 신장을 거듭하였다.

우리나라도 OECD가입과 IMF 구제금융 신청이후 IMF 관할체제로 들어서면서 자본시장 개방이 급속도로 진전되고 있다.

이렇듯 자본시장이 개방되어 있는 현재의 국제금융환경에서 국제자본이동에 결정적인 영향을 미치는 변수는 국가간 금리격차이다.

만일 국가간의 자본이동이 완전히 자유롭다면 각국 통화의 이자율은 균등화되는 경향을 보이게 될 것이다. 피셔효과론(Fisher effect theory)에 따르면 명목이자율은 실질이자율에 예상인플레이션율을 가산한 것이므로 양국간의 명목이자율 차이는 예상인플레이션율 차이에 의하여 결정된다고 볼 수 있다. 이러한 논리를 구매력 평가이론과 연결하면 양국간의 명목이자율 차이는 예상환율변동에 의하여 결정된다고 볼 수 있다.

예를 들면, 다른 모든 것이 균형을 이루고 있다고 가정할 때 한국은 명목금리가 10%이고 미국은 6%였다면 양국의 금리차이인 4%만큼은 미 달러화가 강세를 보여야 한다. 그래야만 투자자금을 한국에 투자하거나 미국에 투자하거나 같은 수익률을 얻을 수 있을 것이다.

이러한 국제피셔효과(international Fisher effect)가 정확히 성립하여 각국간 명목이자율 차이가 그 반대방향의 환율변동에 의해 정확히 상쇄될 수 있다면 금융자산이나 부채로부터 발생하는 환차손익은 이에 대응한 이자율 차이, 즉 금융수익과 비용차이 등에 의해 상쇄될 수 있을 것이다. 따라서 국제피셔효과가 성립된다면 환율변동은 양국의 금리변화만으로 설명할 수 있으므로 환위험이란 사실상 존재하지 않게 될 것이다.

그러나 실증적 분석에 의하면 중장기적으로는 이런 국제피셔효과가 성립하지만 단기적으로는 상당한 괴리를 보여 주고 있다. 그러므로 외환거래에 직접적으로 자주 참여할 수밖에 없는 기업이나 금융기관의 입장에서는 이론적인 균형환율로부터의 괴리로 인해 환위험이 점점 크게 대두되고 있는 것이다.

이 글에서는 IMF 구제금융을 전후로 한 시기의 환율과 이자율간의 관계에 대한 분석을 행하고 있다. 환율과 이자율은 국민경제의 방향을 좌우하는 중요한 정책지표이므로 이에 대한 분석과 예측은 아주 중요한 과제가 아닐 수 없다.

우리나라와 같이 금융 및 외환위기를 겪은 바 있는 멕시코와 아르헨티나의 경우에는, 금리가 금융 및 외환위기 발생 직후 1년 정도 급등하였다가 2년 정도후에는 거의 종전 수준에 접근한 것으로 알려지고 있다. 또한 환율의 경우 멕시코는 위환위기 발생 이후 1년 동안 대폭 절하된 후 안정을 되찾았던 반면, 아르헨티나는 안정적인 수준을 유지하였던 것으로 나타나고 있다¹⁾.

1) 한국은행 조사부, 주간해외경제 1998. 5. 24 - 5.30 / 제 98-22호(1998), p.5-6 참고

이 글의 구성은 다음과 같다. 먼저 2장에서는 환율과 금리 사이의 관계를 이론적으로 고찰하고 3장에서는 금리와 환율의 연관관계, 여러 환율 결정요인들과 금리와의 관계 그리고 환율이 장단기 금리에 미치는 영향 등을 살펴보게 될 것이다. 이러한 실증 분석을 근거로 하여 마지막 4장에서는 분석의 결과를 요약하고 결론을 맺게 될 것이다.

2. 이론적 고찰

국가간의 이자율 차이는 단기자본이동을 유발함으로써 이자재정거래(interest arbitrage transaction)를 촉진시킨다. 구매력 평가설(PPP)이 재화시장에서의 일물일가의 법칙을 전제로 한다면, 이자율 평가설은 완전금융시장하에서 동질적인 금융상품에 대한 일물일가의 법칙, 즉 국내자산과 외국자산의 완전대체성을 전제로 하여 단기금융시장과 외환시장 간의 균형관계를 설명해 주고 있다. 즉, 이자율 평가설에 의하면, 완전자본시장을 전제로 자본거래비용이 없다는 가정하에서 국내자산에 대한 투자수익률과 외국자산에 대한 기대수익률은 일치한다는 것이다. 이에 대한 설명은 다음과 같다.

피셔방정식(Fisher equation)에 의하면 명목이자율 R 은 실질이자율 r 과 물가상승률 π 의 합으로 나타난다. 이제 국내외적으로 피셔방정식이 다음과 같이 성립한다고 가정하자.

$$R = r + \pi$$

$$R^f = r^f + \pi^f$$

여기서 상첨자 ‘ f ’ 표시는 외국을 나타낸다. 완전자본시장을 전제하면 국제간 실질이자율의 차이가 소멸되어 $r = r^f$ 가 되므로, 위의 두 식에 의하여 다음이 성립한다.

$$R - R^f = \pi - \pi^f$$

또한 구매력 평가설에 의해 기대평가절하율은 양국의 물가상승률의 차이가 되므로 다음이 성립한다.

$$\hat{e} = \frac{E(S) - S}{S} = \pi - \pi^f$$

여기서 S 는 현물환율(spot exchange rate)이며 $E(S)$ 는 현물환율에 대한 기대치를 나타낸다.

위의 두 식을 결합하면 다음과 같은 국제피셔효과(International Fisher Effect or Fisher Open)²⁾를 도출할 수 있다.

2) 국제피셔효과가 성립한다면 기업들은 어느 나라 통화로 자금을 빌리든 환율이나 금리를 종합적으로 고려할 때 차이가 없어야 한다. 따라서 금융기관들이 어느 나라 주식이나 채권에 투자하든지 환율과 금리를 감안한 실제 수익률은 같아야 한다. 그러나 현실은 그렇지 못한 경우가 더 많다.

$$\frac{E(S) - S}{S} = R - R^f$$

또는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$e = R - R^f$$

이와 같이 금융시장과 외환시장 간의 균형을 $E(\cdot)$ 라는 불확정적인 관계(즉, 기대치)로 설명하는 방정식을 커버되지 않은 이자율 평가조건(UIRP : uncovered interest parity condition)이라고 한다.

한편, 자본거래에 따른 비용이 없다는 전제하에서 재정거래에 따른 이익이 발생하지 않는 균형상태에서는 일정한 만기의 외환에 대한 선물환 프리미엄(forward premium)이나 선물환 디스카운트(forward discount), 즉 $\frac{F - S}{S}$ 와 국가간의 이자율차가 일치한다.

$$\frac{F - S}{S} = R - R^f$$

여기서 F 는 선물환율(forward exchange rate), S 는 현물환율, R 은 국내명목이자율, R^f 는 외국명목이자율을 나타낸다.

위의 식은 환율변동위험을 선물환계약의 체결로 커버하는 조건을 나타내기 때문에 일명 커버된 이자율 평가조건(CIRP : covered interest parity condition)이라고 한다. 그러나, 현실적으로 자본거래비용이 존재하고 불확실성에 따른 위험(가령, 정치적 위험 등)이 존재하기 때문에 이러한 이자율평가조건이 성립되지 않을 수도 있다. 예컨대, 환율결정에 대한 포트폴리오균형 접근법(portfoliod balance approach)에 의하면 환율변동에 따른 위험, 즉 환위험(foreign exchange risk)이 존재하기 때문에 국내자산과 외국자산이 서로 불완전 대체적이라고 가정한다. 따라서, 이자소득세의 발생가능성, 전쟁 가능성, 채무불이행 가능성 또는 채무지체 가능성 등에 의해

$$R - R^f = \frac{F - S}{S} + \lambda \quad \text{의 식이 성립할 수 있다(이 때 } \lambda \text{는 위험프리미엄을}$$

한편 국제피셔효과도 기대이론과 마찬가지로 독립적인 이론이 아니라 피셔효과와 구매력 평가를 통해 유추된 파생이론에 불과하므로 이론적인 많은 약점이 있다. 따라서 기존의 이론들이 갖고 있는 약점들이 결합되어 나타날 수 있는 파생이론으로서의 한계를 가지고 있다. 또한 국내외 금리차에 의한 환율의 기대변동률과 일정시점 후에 실제로 실현된 환율변동률과는 격차가 존재하기 때문에 국제피셔효과에 의한 거래는 기본적으로 커버되지 않는 거래의 성격을 가지고 있다.

이러한 한계에도 불구하고 국제피셔효과는 현실적으로 환율과 금리를 종합적으로 고려할 때 기업이나 금융기관들이 어느 나라의 통화로 돈을 빌리거나 투자하는 것이 더 효과적인가를 판단하는 기준으로 활용되고 있다.

나타낸다). $\lambda \neq 0$ 이라면 각국의 금리차가 크더라도 자본의 이동은 제한되고 이자율 재정방정식이 성립하지 않을 수도 있다.

3. 실증분석

3.1. 환율과 금리의 관계

우리나라의 회사채수익률과 CP금리는 94년 이후 대미달러환율과 밀접한 관계를 보이고 있다. 금리가 상승추세를 보인 94년 이후 자본유입 확대로 원화의 대미달러환율이 하락세를 보였으나 95년 들어 금리가 다시 하락하자 대미달러환율도 시차를 두고 상승하였다(<표 1> 참조). 이러한 금리와 자본유출입 및 환율의 관계는 태국의 경우에도 우리나라와 같은 양상을 보이고 있다(<표 2> 참조).

<표 1> 경상수지 환율 및 금리추이

(단위 : 10억 달러, %)

| 구 분 | 94 | 95 | 99 |
|--------------|--------|--------|---------|
| 경상수지 | -4.53 | -8.95 | 12.72 |
| 포트폴리오투자 | 7.28 | 8.92 | 22.05 |
| 대미 달러환율(연평균) | 803.62 | 771.04 | 1504.78 |
| CP금리 | 13.1 | 14.0 | 6.7 |
| 회사채수익률 | 12.9 | 13.8 | 10.4 |

자료 : 한국은행 통화금융, 국제수지

<표 2> 태국의 포트폴리오자금 유입규모와 금리 및 환율

(단위 : 10억 달러, %)

| 구 분 | 94 | 95 | 99 |
|--------------------|-------|-------|-------|
| 포트폴리오 투자자금 유입규모 | 2.49 | 4.09 | 7.21 |
| 화폐시장 금리(의일률) | 7.17 | 10.28 | 5.27 |
| 대미 달러환율 | 25.15 | 24.92 | 51.35 |

자료 : IFS, Yearbook and Balance of Payments Statistics

다음에서는 환율과 장단기금리의 관계를 Granger 인과관계³⁾와 충격반응함수를 통하여 실증분석하였다. 자료는 금융시장개방의 계기가 된 OECD 가입일인 96년 10월 11

3) Granger 인과성 검정은 각 회귀방정식에서 해당변수의 시차가 모두 총속변수의 미래치를 예측하는 데에 아무런 영향을 미치지 않는다는 가설에 대한 F검정에 기초하고 있다.

일부터 97년 12월 27일까지의 주간(週間)데이터이다. 검정결과를 보면 OECD 가입일 이후의 환율과 장단기금리 관계는 시차에 따라 다소 상이하나 대체로 이전과 달리 환율의 CP금리 및 회사채수익률 변동에 대한 설명력이 증가하는 것으로 나타났다(<표 3> 참조). 특히 OECD가입 이전과는 달리 환율의 CP금리 변동에 대한 설명력이 증가하는 것을 알 수 있다. 또한 2변량 검정에서 환율도 회사채수익률의 변동에 민감하게 반응하고 있다. 이는 본격적인 금융시장 개방에 따른 각 변수간 연계성증가의 결과로 보인다. 환율상승 충격에 대한 회사채수익률의 반응을 보면 물가상승에 따른 영향으로 약 8주까지 영향을 미치고 약 10주 이후 안정되는 모습을 보이고 있다. CP금리의 반응을 보면 환율상승 초기에는 CP금리에 대하여 별 영향을 주지 못하고 있다. 그러나 무역수지 흑자폭이 증가하여 해외통화 충발이 이루어지면 약 12주까지 CP금리에 하락 효과를 주고 있는 것을 알 수 있다(<그림 2> 참조).

<표 3> 환율과 장단기금리 변수간의 인과관계

| 구 분 | 2변량 검정 | 다면량 검정 |
|-------|----------|----------|
| | 시차 = 4 | 시차 = 4 |
| FD→CB | 0.0978** | 0.0913** |
| CB→FD | 0.0021* | 0.8967 |
| FD→CP | 0.0991** | 0.0062* |
| CP→FD | 0.9401 | 0.4183 |
| FD→CB | 0.0270* | 0.0276* |
| CB→FD | 0.1928 | 0.4253 |
| FD→CP | 0.1829 | 0.2169 |
| CP→FD | 0.7850 | 0.0009* |

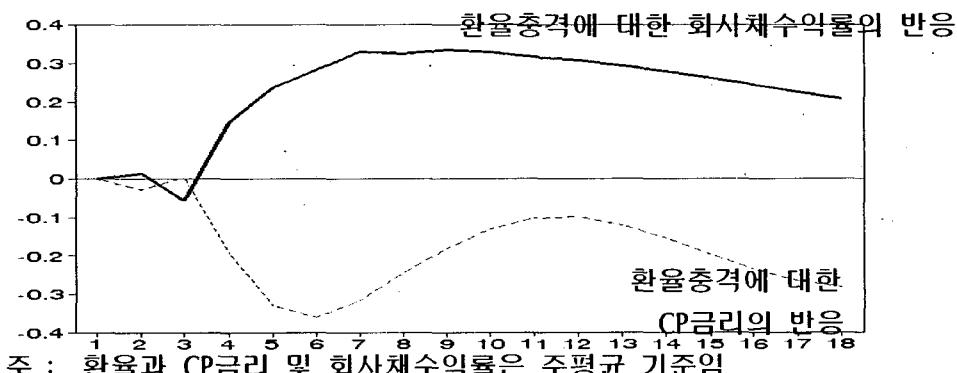
주 : 1) CP : CP금리, CB : 회사채수익률, FD : 환율 (각 1차 차분함)

2) 숫자는 p -값, A→B는 A가 B를 Granger 야기한다는 귀무가설

3) *, **는 각 5%, 10% 유의수준에서 기각할 수 없음을 의미

4) 음영부분 자료는 93년 1월 4일부터 96년 10월 4일까지임

<그림 2> 환율충격에 대한 장단기금리의 반응 (%p)



3.2. 환율의 결정요인들과 금리의 관계

현재 환율이 다소 안정되는 모습을 보이고 있으나 아직 외환위기가 완전히 해소된 것으로 단정할 수는 없는 상태이다. 한편 이러한 환율의 움직임에 경상수지 흑자폭 증가와 신용등급의 상향조정 가능성, 대내외 금리차의 회복(환율조정후), M&A 활성화와 부동산시장 개방 등은 긍정적인 측면으로 작용할 것으로 보인다. 그러나 외국인 투자자금 이탈 가능성과 기업 및 금융기관 구조조정 지연, 엔/달러환율의 약세화 가능성 등은 부정적인 영향을 줄 것으로 예상된다. 이하에서는 환율 결정요인들과 이 요인들의 금리에 대한 영향을 살펴보기로 한다.

환율에 영향을 주는 결정요인 중 경상수지와 무역수지, 대내외 금리차(환율조정 후), 외국인 투자자금, 엔/달러 환율과 회사채수익률의 상관관계를 보면 <표 6>과 같다. 이들 요인중 첫째, 98년 들어 지속되고 있는 경상수지와 무역수지 흑자는 다른 요인들에 비하여 비교적 높은 상관계수인 -0.86과 -0.85를 나타내며 동행하고 있다. 따라서 최근 금리가 하락한 요인 중에서 가장 큰 부분을 차지한 것으로 보인다.

<표 6> 97년이후 환율결정요인과 회사채수익률 상관계수

| 환율결정요인 | 상관관계 | 상관계수 |
|-----------------------|---------|-------|
| 경상수지 | 동행 | -0.86 |
| 무역수지 | 동행 | -0.85 |
| 대내외 금리차(환율조정후) | 동행 | -0.47 |
| 엔/달러환율 | 동행 | 0.72 |
| 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입 | 선행(2개월) | -0.51 |

주 : 각각의 변수는 1차차분 변수를 사용함

둘째, 대내외 금리차(환율조정후)와 외국인 투자자금(주식과 채권) 순유입을 보면 <그림 6>에서와 같이 대내외 금리차(환율조정후)가 98년 1월이후 회복됨에 따라 외국인 투자자금의 순유입이 호전되었다. 그러나 4월이후 대내외 금리차(환율조정후)가 축소될 것으로 예상되며 따라서 외국인의 투자자금 순유입도 점차 줄어들 것으로 예상되고 있다. 한편 대내외금리차(환율조정후)와 외국인 투자자금 순유입의 회사채수익률과의 상관관계를 보면 대내외금리차(환율조정후)는 회사채수익률과 동행성을 보이며 외국인의 투자자금 순유입과 비슷한 -0.47의 상관계수를 갖고 있다. 반면에 외국인 투자자금의 순유입은 2개월정도의 선행성을 보이고 있다. 이는 외국인 투자자들이 대내외금리차(환율조정후)의 움직임을 미리 예상하고 자금유입과 유출에 있어 약간의 시차를 두고 먼저 시장에 반영시키고 있는 것으로 판단된다.셋째, 엔/달러환율은 회사채수익률과 동행하고 있으며 상관계수도 비교적 높은 0.72를 나타내고 있다. 따라서 엔/달러환율 약세는 회사채수익률에 부정적인 영향을 줄 것으로 보인다. 이러한 엔/달러환

율의 약세지속은 아시아 금융시스템에 대한 총체적인 불안으로 받아들여져 회사채수익률에 상승압력을 주는 것으로 판단된다.

한편 <표 7>의 분산분석 결과는 VAR모형을 구성한 다음 얻어낸 것인데 이 결과는 각 변수의 변동이 자기와 다른 변수의 변동에 의해 얼마나 설명되는지를 분석한 것이다. 회사채수익률의 경우 12개월앞 예측오차중 14.27%는 자기자신의 예측오차 변동에 의해 설명되고 나머지 부분은 엔/달러환율이 4.55%, 대내외금리차(환율변동조정후)가 15.58%, 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입이 17.40%, 상품수지가 11.57%, 경상수지가 36.64%를 차지하고 있다. 이러한 결과를 통해 볼 때 회사채수익률 변동에 있어서 경상수지와 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입의 설명력이 상대적으로 큰 폭으로 증가하고 있음을 알 수 있다. 그리고 상대적인 비중은 작지만 엔/달러환율의 설명력도 커지고 있다. 한편 상관계수와 분산분해 분석결과를 모두 종합하여 보면 환율결정요인중 향후 회사채수익률 변동에 경상수지 흑자가 가장 큰 영향을 보일 것으로 전망되며 이와 더불어 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입 규모가 중요할 것으로 예상된다. 그리고 엔/달러환율의 향후 회사채수익률 변동에 대한 영향이 증가할 것으로 분석되고 있다.

<표 7> 분산분석 결과

| 변수 | 회사채수익률 | | | | | |
|----|--------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | YD | EXT | SUN | TB | CB | CBR |
| 시차 | | | | | | |
| 1 | 0.0107 | 18.1328 | 3.4610 | 5.9371 | 0.0518 | 72.4066 |
| 3 | 0.7282 | 22.2741 | 10.2810 | 2.2447 | 40.8973 | 23.5748 |
| 6 | 2.0747 | 18.2948 | 10.9716 | 7.1502 | 42.9646 | 18.5441 |
| 9 | 3.9536 | 16.5988 | 15.3973 | 10.6056 | 38.0361 | 15.4086 |
| 12 | 4.5489 | 15.5772 | 17.3974 | 11.5740 | 36.6635 | 14.2672 |

주: 1) YD는 엔/달러환율, EXT는 대내외금리차(환율조정후), SUN은 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입, TB는 상품수지, CB는 경상수지, CBR은 회사채수익률이고 각각의 변수는 1차차분 변수임

2) 표본기간은 92년 1월~98년 12월까지이고 시차수는 6임

3) 98년 4월이후의 수치는 예상치 기준임

3.3. 환율의 장단기금리에 대한 영향

IMF 구제금융 신청이전과 이후의 환율과 장단기금리 인과관계를 보면 IMF 이전보다 IMF 이후에 단기금리와 장기금리의 연계성이 높아지고 있다. 그리고 다변량 검정을 보면 환율이 단기금리와 장기금리에 각각 영향을 주는 요인외에 환율이 단기금리에 먼저 영향을 주고 단기금리가 다시 장기금리에 영향을 주는 모습도 두드러지고 있다. 한편 환율도 장단기금리의 변동에 영향을 받고 있어 이는 국내 금융시장의 자금사정에 환율도 민감하게 반응하고 있음을 보여주고 있다 (<표 8> 참조). 단기금리와 장기금리의 연계성 증가는 주로 CP금리와 회사채수익률의 관계에서 나타나고 있다. 이는 종금사 폐쇄조치와 외환시장 불안에 따른 고금리 지속으로 인하여 가중된 기업의 자금수요 증가 등으로 CP금리가 급등하고 대체관계를 통하여 회사채수익률에 영향을 준 것으로 보인다. 환율이 단기금리와 장기금리에 순차적으로 영향을 주는 것은 환율

이 안정되어 감에 따라 RP와 통안증권 규제금리가 하락하는 등 단기금리 인하가 이루어져 이와 연동된 회사채수익률도 안정을 되찾아가는 상황이 반영된 것으로 보인다.

마지막으로 환율수준대별 회사채수익률의 영향을 오차수정모형⁴⁾으로 예측해 보았다. 그 결과 환율이 98년 2/4분기부터 99년 1/4분기까지 연평균 100원 변동하면 회사채수익률은 1.02%p정도 움직일 수 있음을 알 수 있다 (<표 9> 참조). 따라서 환율이 연평균 1,500대 수준을 보인다면 회사채수익률은 20.58%정도가 될 것으로 보인다. 이와 같은 수준은 적정금리 수준 14%~15%보다 높은 수준이어서 자금시장에 부담을 줄 것으로 보인다.

<표 8> IMF 이전과 이후의 환율과 장단기금리 인과관계

| 구 분 | 2변량 검정 | 다면량 검정 |
|-------|--------------------|---------------------|
| | 시차 = 6 | 시차 = 6 |
| CA→FX | 0.0023* (0.5614) | 0.0204* (0.8577) |
| CP→FX | 0.0008* (0.4698) | 0.0048* (0.5101) |
| CB→FX | 0.0156* (0.1445) | 0.0034* (0.1529) |
| FX→CA | 0.0471* (0.5636) | 0.0165* (0.6733) |
| CP→CA | 0.0000* (0.3747) | 0.0006* (0.0903* *) |
| CB→CA | 0.1024 (0.1085) | 0.1042 (0.1030) |
| FX→CP | 0.0076* (0.9970) | 0.0016* (0.9334) |
| CA→CP | 0.5691 (0.0000*) | 0.0073* (0.0013*) |
| CB→CP | 0.0008* (0.0000*) | 0.0002* (0.0000*) |
| FX→CB | 0.0261* (0.8813) | 0.0262* (0.8082) |
| CA→CB | 0.0960* * (0.8195) | 0.0315* (0.3598) |
| CP→CB | 0.0259* (0.1691) | 0.0345* (0.0259*) |

주 : 1) CA는 콜금리, CP는 CP금리, CB는 회사채수익률, FX는 환율이고 일별의 1차차분 변수임

(4) 추정된 오차수정모형식은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 DQCBR_t &= -13.1 + 0.32DQCBR_{t-1} - 0.43DECPI_{t-1} - 0.25DECPI_{t-2} - 0.14DECPI_{t-3} \\
 &\quad (-2.41) \quad (2.69) \quad (-5.18) \quad (-3.46) \quad (-2.04) \\
 &+ 0.35DLWD_{t-1}DU + 0.47DREU_t + 0.62DREU_{t-1} - 0.05YLM2A_t \\
 &\quad (3.52) \quad (4.21) \quad (5.59) \quad (-1.34) \\
 &+ 0.31DLMAIF_t - 0.89QCBR_{t-1} + 0.53ECPI_{t-1} - 10.35LM2A_{t-1} \\
 &\quad (4.61) \quad (-6.55) \quad (5.09) \quad (-4.34) \\
 &+ 14.34LMAIF_{t-1} + 0.71LWD_{t-1} + 0.66REU_{t-1} \\
 &\quad (4.20) \quad (6.23) \quad (7.67)
 \end{aligned}$$

()안은 t-값, Adjusted $R^2 = 0.565$, DW = 1.79, Q(12) = 8.45(p-값 : 0.75)

여기서 사용된 변수는 다음과 같다.

- 2) 숫자는 p -값을 의미하고 $A \rightarrow B$ 는 A 가 B 를 Granger 야기한다는 귀무가설을 의미함
- 3) *, **는 각각 5%, 10% 유의수준에서 기각할 수 없음을 의미함
- 4) () 자료는 97년 1월 3일부터 97년 12월 2일까지임

〈표 9〉 오차수정모형으로 예측한 환율수준대별 금리수준 추이

(단위 : 원, %p)

| 구 분 | 98년 2/4분기 ~ 99년 1/4분기 |
|-------|-----------------------|
| 1,400 | 13.75 |
| 1,300 | 12.58 |
| 1,200 | 11.01 |

주 : 환율과 회사채수익률 모두 분기평균임

| 변 수 | 설 명 | 구체적인 형태 |
|--------|--|--|
| QCBR | 회사채유통수익률 | |
| DQCBR | QCBR의 전기대비변화량 | $DQCBR = QCBR_t - QCBR_{t-1}$ |
| CPI | 소비자물가지수 | |
| YCPI | 전년동기대비 소비자물가상승률 | $((CPI_t / CPI_{t-4}) - 1) * 100$ |
| ECPI | 기대소비자물가상승률 | <i>Kalman Filtering</i> 을 사용 |
| DECPI | 전기대비 기대소비자물가상승률 | $ECPI_t - ECPI_{t-1}$ |
| M2A | 총통화(평잔) | |
| LM2A | 총통화의 로그값 | $LOG(M2A)$ |
| YLM2A | 총통화로그값의 전년동기대비 증가율 | $(LM2A_t - LM2A_{t-4}) * 100$ |
| YM2A | 총통화의 전년동기대비 증가율 | $((M2A_t / M2A_{t-4}) - 1) * 100$ |
| IF | 총고정자본형성 | |
| LMAIF | 총고정자본형성 4분기이동평균의 로그값 | $LOG((IF_t + IF_{t-1} + IF_{t-2} + IF_{t-3} +$ |
| DLMAIF | LMAIF의 전기대비변화율 | $(LMAIF_t - LMAIF_{t-1}) * 100$ |
| LWD | 원/달러 환율의 로그값 | $LOG(FX)$ |
| DLWD | 원/달러 환율로그값의 전기대비절하율 | $(LWD_t - LWD_{t-1}) * 100$ |
| QREU | 리보금리(3개월물) | |
| DREU | QREU의 전기대비변화량 | $DQREU = QREU_t - QREU_{t-1}$ |
| DU | IMF 구조변환을 고려한 더미변수 (97년 12월부터 1, 나머지는 0) | |

5. 요약 및 결론

환율 또는 환율결정요인들과 금리의 관계를 실증분석한 지금까지의 결과를 종합하여 보면 다음과 같다. 첫째, 환율과 금리의 관계분석을 보면 OECD가입이후 각 변수들 간의 연계성은 커지고 있지만 97년의 한보 및 기아사태와 대기업들의 잇따른 부도와 외환위기가 장단기금리에 영향을 주어 금융시장 불안정이 발생한 것으로 보인다. 결론적으로 외화부족 사태와 국가신용등급 하락의 진정이 지속되어 포트폴리오 투자자금의 유입이 이루어지면 대미달러 환율하락(평가절상)에 따라 장단기금리에 긍정적인 효과를 줄 것으로 예상되었다. 둘째, 환율결정요인과 금리의 관계를 보면 경상수지와 무역수지 흑자 추세에 따라 회사채수익률은 다소 안정된 모습을 보일 가능성이 있었다. 그러나 2/4분기이후 흑자폭이 둔화될 것으로 예상되었으며 대내외 금리차(환율조정후)가 축소되고 외국인 투자자금(주식과 채권)의 순유입이 줄어드는 것은 회사채수익률에 부정적인 영향이었다. 한편 과거 외국인의 투자행태로 볼 때 멕시코의 경우 헤지펀드가 최소한 2년이상 투자한 사례를 통해 알 수 있듯이 급격한 자본유출은 없을 것으로 예상되었다. 그러나 엔/달러 환율의 약세와 중국 위안화 절하 등 대외적요인이 불투명할 경우 자본유출이 심각해져 금리에 부담을 줄 것으로 보였다.

IMF 당시와 비교할 때, 현재에 주는 시사점은 무역수지 흑자 기조 유지와 대내외 경제여건 안정이 여전히 중요한 요소인 것으로 판단된다.

참 고 문 현

- 강 호상, 『국제금융시장론』(서울: 법문사, 1993).
- 김 인철, 『국제금융경제학』(서울: 박영사, 1990).
- 김 종만, 『외환 및 자본자유화가 국내금리에 미치는 영향』, 연구보고서 97-09, (서울: 한국조세연구원, 1997).
- 이 대호, 『신외환론』(서울: 형설출판사, 1993).
- 전 대주, 성 범용, 『환율예측과 자본이동에 관한 연구』(서울: 한국경제연구원, 1998).
- 주 한광, 『국제금융론』(서울: 울곡출판사, 1993).
- 조 하현, 『거시경제이론』, 2판 (서울: 세경사, 1997).
- 최 생림, 『외환론』(서울: 박영사, 1993).
- Grabbe, J. Orlin, *International Financial Market*, 3rd Edition (New York: Prentice-Hall, 1996).
- Hamilton, James D, *Time Series Analysis* (Princeton: Princeton University Press, 1994).
- Hallwood, C. Paul., and MacDonald, R., *International Money and Finance*, 2nd Edition (Cambridge: Blackwell, 1994)
- Israd, P., *Exchange Rate Economics* (New York: Cambridge University Press, 1995)
- Obstfeld, M., and Rogoff, K., *Foundations of International Macroeconomics* (Cambridge: The MIT Press, 1996)
- Shapiro, Alan C., *Multinational Financial Management*, 5th Edition (Allyn & Bacon, 1996)