

☒ 연구논문

한국 원/달러 환율과 금리의 관계분석

- 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 coporates bankruptcy and crisis of foreign exchange. Therefore, financial instability is occured. 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. But if external factors from depreciation of yen and China's renminbi are instable, interest rate is expected to increase from capital's outflows.

Third, if it is to decrease instability of foreign exchange rate from increase in surplus of future current account, credit rating's upwardness, stability of yen and renminbi, foreign exchange rate is expected to be stable. It is expected to have continuous stability from short-term interest rate to long-term interest rate in this empirical test.

I. 서론

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

* 대우경제연구소 선임연구원

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. 피셔효과이론(Fisher effect theory)에 따르면 명목이자율은 실질이자율에 예상인플레이션을 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 것이기 때문이다.

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 외환위기 발생 이후 1년 동안 대폭 절하된 후 안정을 되찾았던 반면, 아르헨티나는 안정적인 수준을 유지하였던 것으로 나타나고 있다¹⁾.

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 실증분석을 근거로 하여 마지막 4장에서는 분석의 결과를 요약하고 결론을 맺게 될 것이다.

II. 환율과 금리의 관계에 대한 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.

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

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.

$$R = r + \pi$$

$$R' = r' + \pi'$$

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

$$R - R' = \pi - \pi'$$

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

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

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.

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

또는 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\hat{e} = R - R'$$

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.

2) 국제피셔효과가 성립한다면 기업들은 어느 나라 통화로 자금을 빌리는 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.

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.

$$\frac{F - S}{S} = R - R'$$

여기서 F 는 선물환율(forward exchange rate), S 는 현물환율, R 은 국내명목이자율, R' 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 이자율 평가조건이 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, 전쟁가능성, 채무불이행 가능성 또는 채무지체 가능성 등에 의해 $R - R' = \frac{F - S}{S} + \lambda$ 의 식이 성립할 수 있다(이 때 λ 는 위험프리미엄을 나타낸다). $\lambda \neq 0$ 이라면 각국의 금리차가 크더라도 자본의 이동은 제한되고 이자율 재정방정식이 성립하지 않을 수도 있다.

III. 환율 및 환율결정요인과 금리의 관계에 대한 실증분석

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 : 10억달러, %)

구 분	94	95	96
경상수지	-4.53	-8.95	-23.72
포트폴리오투자	7.28	8.92	12.05
대미 달러환율(연평균)	803.62	771.04	804.78
CP금리	13.1	14.0	12.7
회사채수익률	12.9	13.8	11.8

자료 : 한국은행 통화금융, 국제수지

<표 2> 태국의 포트폴리오자금 유입규모와 금리 및 환율

(단위 : 10억달러, %)

구 분	94	95	96
포트폴리오 투자자금 유입규모	2.49	4.09	3.63
화폐시장 금리(익일물)	7.17	10.28	9.16
대미 달러환율	25.15	24.92	25.34

자료 : IFS, Yearbook and Balance of Payments Statistics

다음에서는 환율과 장단기금리의 관계를 Granger인과관계³⁾와 충격반응함수를 통하여 실증분석하였다. 자료는 금융시장개방의 계기가 된 OECD 가입일인 96년 10월 11일부터 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 증발이 이루어지면 약 12주까지 CP금리에 하락효과를 주고 있는 것을 알 수 있다(<그림 2> 참조).

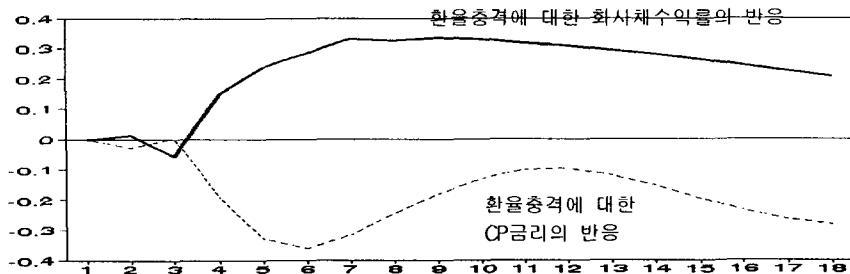
3. 환율의 결정요인들과 금리의 관계

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&A활성화와 부동산시장 개방 등은

<표 3> 환율과 장단기금리 변수간의 인과관계

구 분	2변량 검정	다변량 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



주 : 환율과 CP금리 및 회사채수익률은 주평균 기준임

<그림 2> 환율충격에 대한 장단기금리의 반응(%p)

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

긍정적인 측면으로 작용할 것으로 보인다. 그러나 외국인 투자자금 이탈 가능성과 기업 및 금융 기관 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 상관관계수인 -0.86과 -0.85를 나타내며 동행하고 있다. 따라서 최근 금리가 하락한 요인 중에서 가장 큰 부분을 차지한 것으로 보인다.

<표 6> 97년 이후 환율결정요인과 회사채수익률 상관계수

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

주 : 각각의 변수는 1차차분 변수를 사용함

둘째, 대내외 금리차(환율조정 후)와 외국인 투자자금(주식과 채권) 순유입을 보면 <그림 6>에서와 같이 대내외 금리차(환율조정 후)가 98년 1월 이후 회복됨에 따라 외국인 투자자금의 순유입이 호전되었다. 그러나 4월 이후 대내외 금리차(환율조정 후)가 축소될 것으로 예상되며 따라서 외국인의 투자자금 순유입도 점차 줄어들 것으로 예상되고 있다. 한편 대내외금리차(환율조정 후)와 외국인 투자자금 순유입의 회사채수익률과의 상관관계를 보면 대내외금리차(환율조정 후)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(환율조정 후)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/달러환율의 약세 지속은 아시아 금융시스템에 대한 총체적인 불안으로 받아들여져 회사채수익률에 상승압력을 주는 것으로 판단된다.

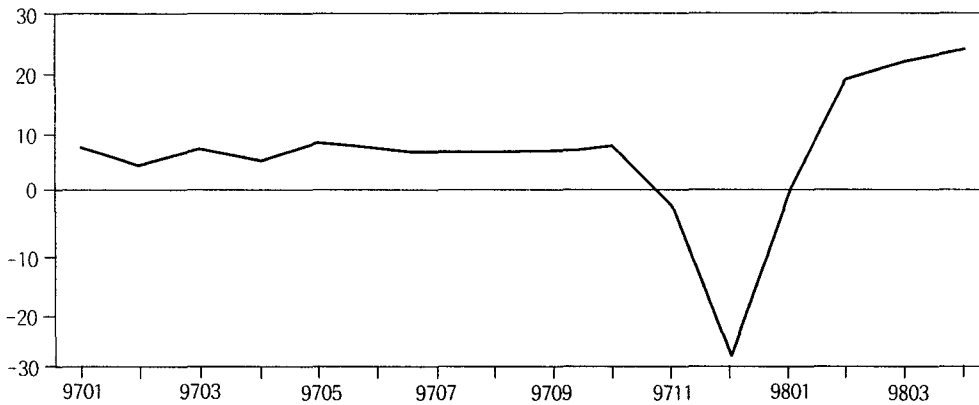
한편 <표 7>의 분산분해 분석결과는 VAR모형⁴⁾을 구성한 다음 얻어낸 것인데 이 결과는 각 변수의 변동이 자기와 다른 변수의 변동에 의해 얼마나 설명되는 지를 분석한 것이다. 회사채수익률의 경우 12개월 앞 예측오차중 14.27%는 자기자신의 예측오차 변동에 의해 설명되고 나머지 부분은 엔/달러환율이 4.55%, 대내외금리차(환율변동조정 후)가 15.58%, 외국인 투자자금(주식, 채권)의 순유입이 17.40%, 상품수지가 11.57%, 경상수지가 36.64%를 차지하고 있다. 이러한 결과를 통해 볼 때 회사채수익률 변동에 있어서 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.

4) VAR모형에 관해서는 부록을 참고하시오.

<표 7> 분산분해 결과

변 수 시 차	회사채수익률					
	YD	EXT	SUN	TB	CB	CBR
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



주 : 1) 대내외금리차 = 회사채수익률 - Libor(3개월) - 전월대비 환율절하율

<그림 6> 환율조정을 고려한 대내외금리차 동향(스프레드,%p)

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

마지막으로 환율수준대별 회사채수익률의 영향을 오차수정모형으로 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 보인다

면 회사채수익률은 20.58%정도가 될 것으로 보인다. 이와 같은 수준은 적정금리 수준 14%~15%보다 높은 수준이어서 자금시장에 부담을 줄 것으로 보인다.

[참고]

(4) 추정된 오차수정모형식은 다음과 같다.

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

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

여기서 사용된 변수는 다음과 같다.

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	Kalman Filtering을 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	충고정자본형성	
LMAIF	충고정자본형성 4분기이동평균의 로그값	$LOG((IF_t + IF_{t-1} + IF_{t-2} + IF_{t-3} + IF_{t-4}) / 4)$
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)	

<표 8> IMF 이전과 이후의 환율과 장단기금리 인과관계

구 분	2변량 검정	다변량 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
 2) 숫자는 p-값을 의미하고 A→B는 A가 B를 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

IV. 요약 및 결론

환율 또는 환율결정요인들과 금리의 관계를 실증분석한 지금까지의 결과를 종합하여 보면 다음과 같다.

첫째, 환율과 금리의 관계분석을 보면 OECD가입이후 각 변수들간의 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 예상된다.

둘째, 환율결정요인과 금리의 관계를 보면 경상수지와 무역수지 흑자 추세에 따라 회사채수익률은 다소 안정된 모습을 보일 가능성이 있다. 그러나 2/4분기이후 흑자폭이 둔화될 것으로 예상되고 있으며 대내외 금리차(환율조정후)가 축소되고 외국인 투자자금(주식과 채권)의 순유입이 줄어드는 것은 회사채수익률에 부정적인 영향을 보일 것이다. 한편 과거 외국인의 투자행태로 볼 때 멕시코의 경우 헤지펀드가 최소한 2년이상 투자한 사례를 통해 알 수 있듯이 급격한 자본유출은 없을 것으로 예상된다. 그러나 엔/달러 환율의 약세와 중국 위안화 절하 등 대외적요인이 불투명할 경우 자본유출이 심각해져 금리에 부담을 줄 것으로 보인다.

셋째, 결론적으로 향후 경상수지 흑자폭 증가와 신용등급의 상향조정 등과 엔/달러환율 및 위안화의 안정 등 대외여건이 호전되어 환율불안정 요인이 감소하면 환율이 안정적인 모습을 보일 것으로 전망된다. 이는 실증분석 결과에서처럼 단기금리와 장기금리에 순차적인 하락요인으로 작용할 것이다.

부록 : VAR모형

1) VAR모형의 특징

VAR모형은 기존의 구조모형(structural equations system)에 내재되어있는 문제점인 잠재적인 가상의(spurious) 사전제약을 배제하여 자의성을 극복하고 구조적인 모형의 선택에 따른 편기(biases)의 부과를 피하며 특이한(ad hoc) 자기회귀 오차항없이도 시간에 걸친 통화의 총체적인 동향을 반영할 수 있는 충분한 시차를 포함한다.

또한, 변수 및 교란항이 벡터로 각 변수의 계수는 정방행렬로 이루어진 일련의 선형회귀모형으로서 변수의 선택 및 시차의 길이에 관한 정보를 사전적으로 얻을 수 있으면 모형 추정이 항상 가능한 다변량 시계열 분석 기법이다. 시계열을 이용한 VAR방법은 인과관계(causality)는 화폐에서 소득으로의 단일방향(unidirectional)이라는 것을 보인 심즈(Sims, 1972)에 의해 개발되었다.

위와같은 유용성과 함께 문제점도 지적되어 왔는데 다음과 같이 요약해 볼 수 있다. 첫째, 모형설정과 관련하여 단위근(unit roots)과 공적분(cointegration) 존재문제이다. 경제시계열이 단위근을 가질 때 통상적인 VAR모형을 추정하여 얻은 추정치는 비표준적인 점근분포(nonstandard asymptotic distribution)를 함에 따라 통상의 t-통계량등이 아무런 의미를 갖지 못하게 된다는 것이다. 또한, 경제변수간에 단위근이 존재할 경우 통상적인 해결책은 차분변수(differenced variables)를 이용하는 데 Engle, Granger(1987)는 만일 경제변수간에 공적분이 존재할 경우 1차차분변수로 구성되는 VAR모형에서는 오차수정항(error correction term)의 누락때문에 모형설정의 오류(misspecification)를 발생시킨다는 것이다.

둘째, VAR모형에서는 모형의 동학적 성격을 나타내기 위해 충격반응분석(impulse response analysis)이 쓰이는데 추정에 사용되는 모형은 축약형(reduced form)으로서 축약형 교란들(innovations)은 서로 상관되어 있으므로 각 교란이 미치는 영향을 정확히 파악할 수 없게 된다. 따라서, 콜레스키분해(Choleski decomposition)라는 자의적인 직교화(orthogonalization)를 가정하는 것이다. 이러한 교란항의 식별을 위한 제약(identifying restrictions)의 대안으로서 Blanchard와 Watson(1986), Bernanke(1986), Blanchard와 Quah(1989)는 구조적 벡터자기회귀(structural VAR)모형을 제안하였다. 비구조적 VAR모형에서는 교란항(innovation)의 상관관계가 분산-공분산행렬에 통상적으로 숨어 버리는데 비하여 구조적 VAR는 의미 있고 이론적인 제약을 많이 줌으로써 독립적인 충격(shock)의 집합을 분리해내려는 시도로 볼 수 있다. 그런데 이러한 문제점 제기가 현재까지 완전히 수용되는 일반적이고 정리된 입장은 아니라고 할 수 있다. 우선 VAR모형에서 사용하는 변수들의 추세요인제거방법이 다르고 경제시계열이 추세안정적(trend station : TS모형)이나, 차분안정적(difference stationary : DS모형)이나에 대해서도 학파간, 학자간 논쟁이 지속되고 있는 실정이다. 또한, 한편에서는 유한표본에서 불가피하게 줄 수 밖에 없는 제약과 낮은 검정력에 대한 고려없이 단위근검정을 적용하는 것은 오류를 범할 것이라는 등 단위근검정(unit root test)과 공적분검정(cointegration test)에 대해 비판이 제기되고 있다.

다음으로 구조적 VAR에 관한 기존의 연구에 대해서도 Giannini(1992)는 현재까지 식별(identification)과 추정(estimation)을 위해 제시된 많은 형태의 모형을 수용할 수 있는 일반적이고 정형화된 틀(formal general framework)이 부족하다고 지적하고 있다.

따라서 본 연구에서는 VAR모형에 사용될 변수의 형태와 교란들(innovations)의 식별방법에 관한 논의에 유의하면서 통상적인 VAR모형에 의해 환율결정요인들과 금리의 상호관계를 분석하기로 한다.

2) VAR모형의 개관

VAR모형은 몇가지 제약이 있음에도 불구하고 선형적인 경제이론을 배제한 상태에서 자료분석을 통해 경제시계열간의 관계에서 관계에서 나타나는 특징적인 사실을 도출하고자 하는 시도로서 경제변수들간의 동학적 움직임을 잘 설명할 수 있다는 점에서 매우 유용하게 사용되고 있다.

VAR모형의 기본식은 다음과 같다.

$$(1) \quad y_t = d_t + A(L)y_t + e_t$$

여기서 y_t 는 모형의 내생변수의 벡터, d_t 는 y_t 에 대한 확정인자, $A(L)$ 은 $[a_{ij}(L)]$ 로서 시차연산자(lag operator)로 이루어진 행렬,

$$a_{ij}(L) = a_{ij}^1L^1 + a_{ij}^2L^2 + \dots + a_{ij}^kL^k$$

는 i 번째 방정식에서 j 번째 변수의 k 번째 시차의 계수값, e_t 는 시계열독립인 교란항의 벡터 ($E(e_t) = 0, E(e_t e_t') = \Sigma, E(e_t e_{t-k}') = 0, k \neq 0$)이다.

VAR모형을 이용한 실증분석은 (1)식의 추정에서 얻어진 충격반응함수(impulse response function), 예측오차의 분산분해(variance decomposition)등의 방법을 사용하여 이루어진다. 우선 충격반응함수를 살펴보면 (1)식으로부터 도출된 이동평균(MA)모형을 의미하는 것으로서 다음 (2)식으로 표현된다.

$$(2) \quad y_t = [I - A(L)]^{-1}(d_t + e_t) = B(L)(d_t + e_t)$$

충격반응함수는 한 변수에 대한 교란이 어떻게 여타 변수에 동태적으로 전달되는 것을 보여 주고 있다. 그러나, (2)식에서 $B(L)$ 을 그대로 이용하여 충격과 반응간의 관계를 분석할 때에 문제점이 발생된다. (1)식의 추정에서 도출된 교란항들은 서로 독립이 아니기 때문에 한 변수의 교란이 미치는 영향에 대한 해석이 어렵게 된다. 이런 문제점을 해결하기 위해 콜레스키 분해(Choleski decomposition)라는 교란항의 직교화를 통해 재구성하게 된다. 즉 (3)식으로 표현 된다.

$$(3) \quad y_t = C(L)e_t = C(L)GG^{-1}e_t = C(L)G\varepsilon_t$$

$$(e_t = G^{-1}\varepsilon_t \text{로서 대각화된 교란항벡터, } E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = G^{-1}e_t e_t' G^{-1} = G^{-1}\Sigma G^{-1} = I)$$

(3)식은 대각화된 교란에 대한 충격반응함수라고 해석할 수 있다. (3)식을 통해 한 변수의 충격이 여타 변수에 미치는 영향을 파악하게 된다.

다음으로 예측오차의 분산분해는 한 변수의 변화를 설명하는데 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 있어 다른 변수들의 상대적 중요성을 파악하는 방법이다. 이것은 한 변수의 변화에 관한 예측오차의 분산을 각 변수들의 충격들에 의해 발생된 부분으로 나누는 것이다. (3)식에서 단계(step)별로 $c_{ij}(L)$ 을 재배열하면 (4)식과 같이 표현된다.

$$(4) \quad y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s e_{t-s}$$

(C_s 는 s step에서 각 변수들의 반응계수 행렬, $C_s = [C_{sij}]$, C_{ij}^s 는 s step에서 j 변수의 충격에 대한 i 변수의 반응임) (4)식에

서 $E(e_t e_t') = \Sigma$ 는 대각행렬이 아니므로 촐레스키분해에 의해 재구성하면 (5)식과 같게 된다.

$$(5) \quad y_t = \sum_{s=0}^{\infty} C_s G G^{-1} e_{t-s} = \sum_{s=0}^{\infty} D_s \epsilon_{t-s}$$

($D_s = C_s G$, $G^{-1} e_{t-s} = \epsilon_{t-s}$, $D_s = [d_{ij}^s]$, d_{ij}^s 는 s step에서 대각화된 j 변수의 충격에 대한 i 변수의 반응함수임) 미래

의 k 시점(k step ahead)에서 y_{it} 의 예측오차는 $\sum_{s=0}^k \sum_{j=1}^n d_{ij}^s \epsilon_{jt-s}$ 이고 이것의 분산은 $\sum_{s=0}^k \sum_{j=1}^n (d_{ij}^s)^2 \sigma^2$ 이다. 따라서 미래의 k 시점에서 j 변수의 충격때문에 발생하는 i 변수의 분산은 $\sum_{s=0}^k (d_{ij}^s)^2 \sigma^2$ 이다. 결국 미래의 k 시점에서 j 변수의 충격때문에 발생한 i 변수의 예측오차의 분산비율은 $(\frac{\sum_{s=0}^k (d_{ij}^s)^2 \sigma^2}{\sum_{s=0}^{\infty} \sum_{j=1}^n (d_{ij}^s)^2 \sigma^2}) \times 100$ 이다.

참 고 문 헌

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