

# 外換危機 以後 換率安定化에 대한 通貨政策의 效果

-우리나라의 日別資料를 중심으로-

曹 東 徹(本院 研究委員)

Kenneth D. West(Wisconsin University Prof.)

洪 性 喆(本院 研究員)

◇ 要 約 ◇

본 연구는 외환위기 발생 이후 취해진 고금리정책이 이후의 환율 안정에 기여하였는가를 살펴보고 있다. 완전 변동환율제도로 이행된 1997년 12월 이후의 일별자료를 대상으로 표준적인 시계열모형을 사용하여 분석한 주요 결과는 금리상승이 환율의 평가절상을 유도하였다는 것이다. 축약형모형(reduced form regression)에서 나타난 환율의 금리에 대한 탄력성은, 부도율과 같은 위험(risk)변수를 통제한 단순 회귀방정식뿐 아니라 VAR모형에서도 1을 소폭 상회하는 정도의 추정치를 얻을 수 있었다. 이러한 결과는 비록 외환위기 이후 환율안정화의 가장 큰 원동력이 외환유동성의 회복이었음에도 불구하고, 외환유동성이 회복될 때까지 단기적으로는 고금리정책이 환율안정화를 위하여 부분적으로 기여하였음을 시사한다고 할 수 있을 것이다.

## I. 서 론

아시아에서의 외환위기 발생은 경제학자들에게 많은 의문을 제기하였다. 그 중에서 가장 많이 거론되는 문제는 외환위기의 발생 원인이 무엇이었느냐는 것과 과연 위기는 예측 가능하였는가 하는 점이다.

이와 같은 주제들보다 결코 덜 중요하다고 할 수 없는 또 하나의 주제는 외환위기가 발생한 이후의 정책대응이 과연 효과적이었느냐 하는 것이다. 외환위기에 대응하여 환율을 안정시키기 위한 다양한 대책들이 시행되는 가운데 경제위기가 날로 심화됨에 따라, 거시경제정책의 기초설정은 중요한 논제가 되었다. 우리나라를 비롯한 다수의 외환위기국가들에서 IMF의 권고에 따라 긴축적인 통화 및 재정정책이 취해졌으나, 많은 경제학자들은 이러한 전통적인 접근방법에 대하여 회의를 표명하였다. 그 주요 논거는 대부분의 아시아국가들이 남미국가와는 달리 인플레이션 및 정부재정 측면에서 비교적 양호한 상태를 유지해 왔기 때문이다. Sachs(1997, p.2)는 이러한 비판적인 태도를 취한 선두주자라고 할 수 있다.

— 이 지역에서는 무분별한 재정축소, 신용통제 강화, 긴급한 은행의 폐쇄조치 등이 필요하지 않은 것으로 보인다. 오히려 대외여신의 급격한 감소를 상쇄하기 위해서 안정적 혹은 다소 확장적인 통화 및 재정정책이 필요하다고 하겠다. 금리는 외국투자자들이 그들의 자본을 인출함에 따라 상승하겠지만, 국내신용의 축소를 통하여 인위적으로 상승시킬 필요는 없다.

이러한 비판에도 불구하고, IMF는 환율의 평가절하를 저지하

기 위하여 외환위기국에 대해 콜금리를 급속히 상승시키도록 주문하였다. 고금리정책이 장기간 지속되지는 않을 것이라는 점을 시사하면서 Fisher(1998, p.4)는 IMF의 견해를 다음과 같이 표현하였다.

— 이들 국가들이 IMF에 도움을 요청했을 때, 그들의 통화가치는 급속히 하락하고 있었다. 한국 및 태국의 경우, 외환보유고가 위험 수준 이하로 매우 낮은 상태였다. 이러한 상황을 반전시키기 위하여 각국은 통화가치를 유지하기 위해 보다 많은 유인을 제공하여야만 했다. 허약한 금융 및 기업 상황이 더욱 악화될지라도, 이와 같은 유인이 의미하는 바는 잠정적으로 금리를 상승시키는 것이다. 일단 이 국가들에 대한 신뢰가 회복될 경우, 금리는 정상수준으로 돌아갈 것이다.

그러나 비판은 끊이지 않았고, 일부 경제학자들은 고금리정책이 환율을 안정시킨다는 기본가정 자체에 의문을 던지기도 하였다. 일례로 Furman and Stiglitz(1998)는 일시적인 금리인상은 안정된 금융환경에서만 일시적으로 환율을 안정시킬 수 있다고 주장하고 있다. 이에 더하여 금융구조가 불안정한 국가의 경우, 고금리정책은 부도 가능성 및 미래에 대한 불확실성을 증가시킴에 따라 영원히 통화가치를 악화시킬 수 있다고 주장한다.

이러한 논쟁은 금리가 하락하고 경제가 회복됨에 따라 점차 진정되었다. 그러나 우리가 아는 바에 의하면, 아시아국가에 대해서 고금리정책에 대한 체계적인 평가를 시도한 연구는 많지 않다. 본 연구와 가장 유사한 연구로는 박대근·최인(1999)을 들 수 있다. 이들은 한국, 인도네시아, 태국, 말레이시아 4개국에 대해 외환위기를 전후한 기간의 일별자료를 사용하여 각국의 금리변동이 선물환율과 현물환율의 격차를 설명할 수 있는가를 살펴보았다. 그리고 그 결과는 자본통제를 시행하였던 말레이시아의 경우를 제

외하곤 어느 정도 긍정적이었던 것으로 나타나고 있다.

본 연구는 이 연구와 비슷한 맥락에서 진행되었다고 할 수 있으나, 선물환율을 사용하는 대신 위험요인에 대한 분석을 보다 부각하고자 노력하였다. 변동환율제도가 시행된 1997년 12월 17일부터 1999년 6월 30일까지의 콜금리, 원/달러 환율, 기타 다른 변수에 대한 일별자료를 사용하여 표준적인 시계열모형을 추정하였으며, 그 주요 결과는 금리인상이 통화가치의 상승을 유도하는 효과가 있었다는 것이다. 부도율과 같은 위험(risk) 변수를 통제한 단순 회귀방정식뿐만 아니라 VAR모형에서도 환율의 이자율에 대한 탄력성은 1을 소폭 상회하는 것으로 추정되었다. 그러나 금융시장 전반의 안정을 유도한 가장 결정적인 변수는 외환유동성의 척도인 외환보유고 대비 단기외채 비중이었던 것으로 사료된다. 이 비율의 하락은 통화가치를 상승시킴과 동시에 고금리정책을 완화시킨 주요 요인으로 작용한 것으로 나타났다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 외환위기 직전 및 이후의 관련 금융변수에 대한 추세를 간략하게 설명하고, III장에서는 금리 및 환율 간의 관계에 대한 논쟁의 본질을 이해할 수 있는 분석의 틀을 제시한다. 이를 토대로 IV장에서는 다양한 회귀방정식의 추정 결과를 제공하고 있다. V장에서는 외환위기 이후 시행된 금리정책과 관련하여 환율문제 이외의 보다 포괄적인 문제들에 대하여 간략한 논의를 제공하고 있으며, VI장에서는 결론을 제시하고 있다.

## II. 외환위기 관련 금융변수들의 추이

우리나라의 경우 급속한 경제성장이 경제 전반의 취약한 금융구조를 장기간 유지시켜 온 주요 요인으로 작용하였다. 우리나라의 기업들은 전통적으로 차입의존도(leverage)가 높았으며 이윤율은 낮은 상태를 유지하여 왔다(Nam et al.[1999] 참조). 이와 같이 금융구조가 취약한 다수 대기업들이 1996년 이후 경기가 하강국면에 진입함에 따라 부도에 직면하면서 금융시장 전반이 불안정해지기 시작했다.

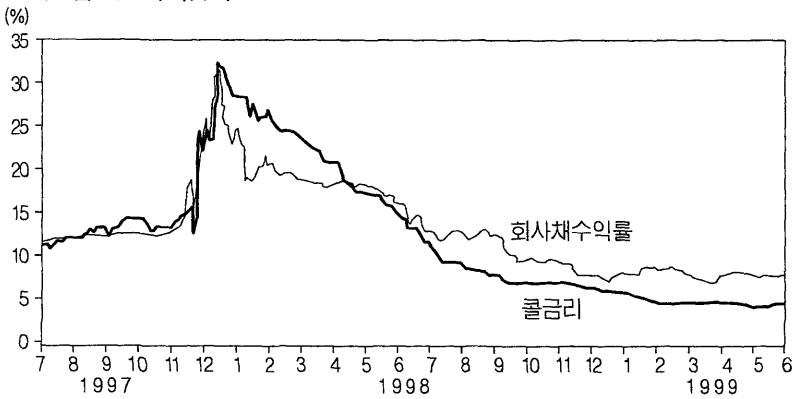
1997년 7월 태국에서 통화위기가 발생하였고, 이 여파가 급속히 한국경제로 파급되었다. 원/달러 환율이 절하되고(그림 1 참조) 금리가 상승하기 시작하였다(그림 2 참조). 금융시장이 경색됨에 따라 부도율이 상승하고(그림 3 참조) 금융권의 무수익여신은 폭발적으로 증가하였다. 국제 금융시장에서 한국계 은행에 대한 신용한도는 축소되었고, 한국경제에 대한 외국인의 신뢰도가 하락하였다. 그 한 예로서 미 재무성 증권에 대한 KDB(산금채, 달러표시) 리스크 프리미엄이 1%포인트 이상 증가하였다(그림 4 참조). 외국투자자들이 한국에 대한 여신을 축소함에 따라, 원화가치에 대한 하락압력은 점증하였다. 그러나 한국정부는 환율에 대한 '점진적' 절하의 정책목표 아래 외환시장에 개입하였고 이에 따라 외환보유고가 점차 감소하였다(그림 5 참조).

1997년 10월, 외환 투기자들이 홍콩을 공격하면서 아시아시장은 더욱 불안정한 상태로 빠져들었으며, 한국정부가 통화가치 방어를 지속함에 따라 외환보유고가 곧 고갈될 것이라는 기대가 팽배해

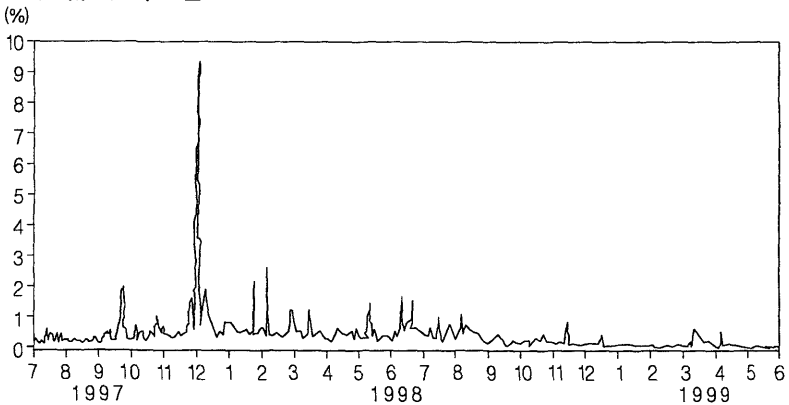
[그림 1] 환율



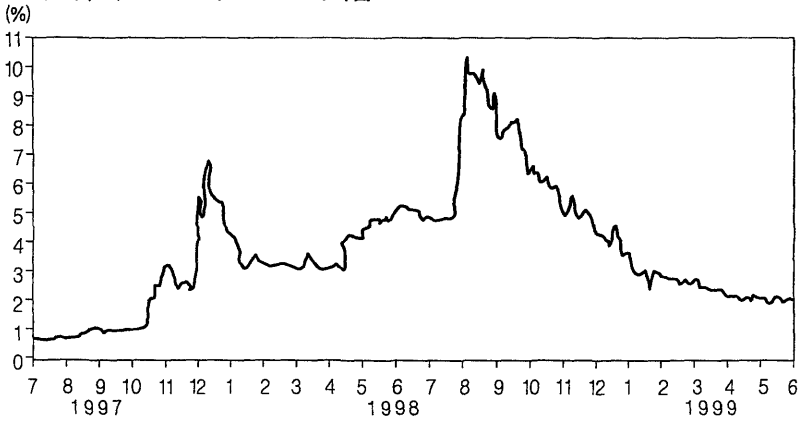
[그림 2] 국내금리



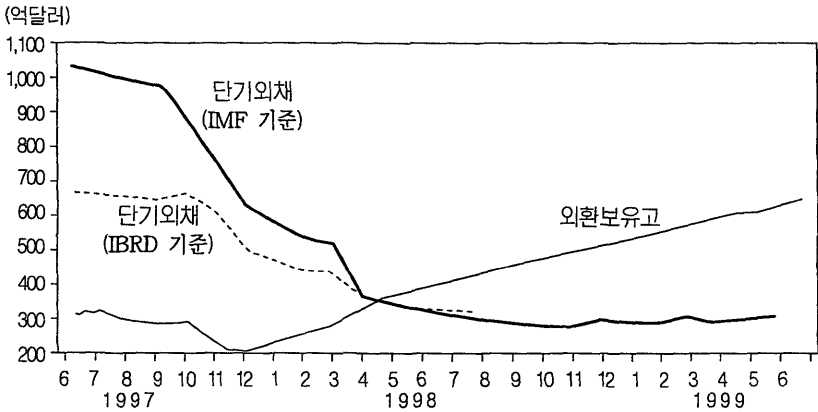
[그림 3] 부도율



[그림 4] KDB 리스크 프리미엄



[그림 5] 외환보유고 및 단기외채



졌다. 동시에 역외지점의 외채를 포함할 경우 단기외채는 공식통계(IBRD 기준) 수치인 680억달러를 크게 상회할 것이라는 주장이 급속히 퍼져나갔다.

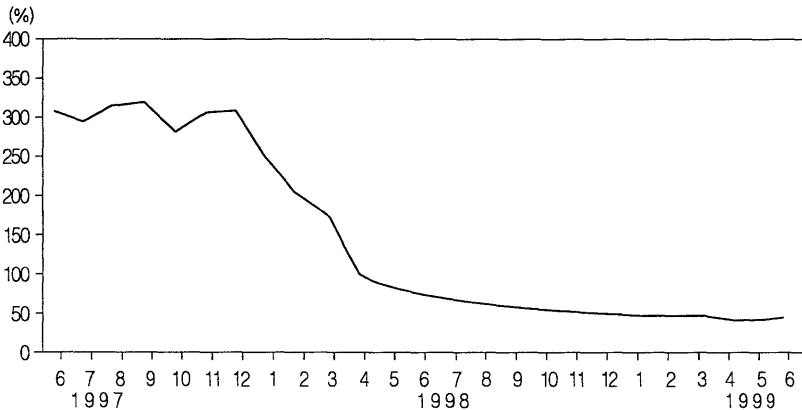
1997년 11월 20일, 원화가치 하락압력을 수용하기 위해 한국정부는 환율의 일일변동폭을 2.5%에서 10%로 확대하였다. 그러나 바로 다음날인 21일에 한국정부는 마침내 IMF에 구제금융을 요청하였다. 1997년 12월 17일부터는 IMF의 권고에 따라 환율의 일일



변동폭 제한이 폐지되면서 완전한 변동환율제도로 이행하였다. IMF 프로그램이 시행된 후, 한국정부는 외채가 과소평가되었음을 인정하였고, 역외 금융기관의 외채를 포함하는 새로운 외채통계를 발표하기 시작하였다. [그림 5]는 두 가지 기준(IBRD 및 IMF 기준)에 의한 단기외채의 추세를 보여주고 있다. 새로운 통계기준(IMF 기준)에 따르면 외환위기 이전의 단기외채는 이미 1,000억 달러 내외에 이르렀으며, 이 수치는 당시 외환보유고의 3배 수준에 이르는 액수였다(그림 6 참조). 1997년 12월 24일에는 환율이 1,860원/달러까지 치솟았으며, 통화당국은 콜금리를 20~23%에서 30% 이상으로 인상하였다. 이후에도 한동안 환율은 큰 폭으로 변동하였으나 추가적인 급격한 절하는 발생하지 않았다.

1998년 2월 한국정부는 약 200억달러의 단기외채를 정부보증의 장기외채로 재조정할 목적으로, 외국투자자들과 협상을 시작하였다. 이 협상은 성공적으로 수행되었고, 이후 외환시장은 어느 정도 안정되기 시작하였다. 내수가 거의 20% 가량 급감함에 따라 경상수지는 막대한 흑자를 기록하였고, 외환보유고는 빠른 속도로 증가하기 시작하였다. 그 결과 환율이 하향안정화되기 시작하였으

[그림 6] 외환보유고 대비 단기외채 비중



며, 그 변동폭도 점차 감소하였다. 환율이 1,200~1,250원/달러 수준으로 안정됨에 따라 통화정책은 완화되었으며, 콜금리는 7월 말에 10% 수준까지 하락하였다.

1998년 8월 러시아가 모라토리엄을 선언하고 브라질이 통화위기에 직면함에 따라 국제 자본시장이 흔들리기 시작하였고, KDB 리스크 프리미엄은 10%까지 급상승하였다. 환율이 다시 1,300원/달러 이상으로 상승하였으나, 콜금리는 여전히 낮은 상태로 유지되었다. 이후 국제 자본시장의 불안정이 점차 해소됨에 따라 리스크 프리미엄과 환율은 안정을 되찾았다. 1999년 중반 이후 콜금리는 한국 역사상 가장 낮은 수준인 5% 이하로 하락하였으며, 환율은 1,200원/달러 내외 수준에서 안정적으로 변동하였다.

### III. 고금리정책의 이론적 정당성에 대한 논쟁

1997년 12월 은행 간 콜금리는 급격하게 상향조정되었으며, 이와 같은 조치는 서론에서 인용한 바와 같이 통화가치의 하락을 저지하기 위한 것이었다. 이와 같은 정책을 분석적으로 이해할 수 있는 방법은 이른바 “커버되지 않은 이자율평가 가설(covered interest parity)”을 상기하는 것이다.  $i_t$ 를 한국의 명목이자율,  $i_t^*$ 를 외국의 명목이자율(여기에서는 미국의 채권수익률)이라 하자.  $e_t$ 를 원/달러 환율의 로그값이라고 할 때 [그림 1]에서 보는 바와 같이  $e_t$ 가 높다는 것은 원화가치가 절하됨을 의미한다. 원화 1원을 달러 표시 채권에 투자함으로써 얻을 수 있는 수익은  $1+i_t^*$ 이고 이것을 다시 원화로 바꾸면 약  $i_t^*+e_{t+1}-e_t$ 가 된다. 만일 환투기자가 위험 중립적이고 채권의 부도 가능성이 없다면, 한국에 대한 투자와 미

국채권에 대한 투자의 기대수익률은 동일해져야 할 것이다. 즉,

$$i_t^* + E_t e_{t+1} - e_t = i_t \dots\dots\dots (3.1)$$

가 성립한다. 여기서  $E_t$ 는 기대치를 의미한다. 이를 다시 정리하면

$$e_t + i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} \dots\dots\dots (3.2)$$

가 된다. 즉,  $i_t^*$ 와  $E_t e_{t+1}$ 이 변화하지 않는다면, 국내금리  $i_t$ 의 상승은 분명히 환율  $e_t$ 의 감소, 즉 평가절상을 유발하게 되며, 그 탄력성은 1이 된다. 국제금리  $i_t^*$ 가 한국금리  $i_t$ 의 변화에 의하여 거의 영향을 받지 않는다는 것은 큰 무리가 없는 가정이라고 할 수 있을 것이나, 기대환율  $E_t e_{t+1}$ 의 경우는 다르다. 만일 국내금리  $i_t$ 를 상승시킴으로써 대외신인도가 개선될 수 있다면(서론에서 인용한 Fischer의 논의 참조), 국내금리  $i_t$ 의 증가는 기대환율  $E_t e_{t+1}$ 을 하락시킴으로써  $E_t e_{t+1}$ 이 고정되어 있는 경우보다 더 큰 환율안정효과를 유발할 수 있다.

커버되지 않은 이자율평가(uncovered interest parity) 가설은 단순하면서도 호소력을 지니고 있다. 그럼에도 불구하고 환율변화를 설명하는 데에 한계를 보일 수밖에 없다. 그 첫 번째 이유는 투기자가 위험 중립적이지 않을 가능성이 높다는 것이다. 이 경우 위와 같은 재정거래(arbitrage) 조건에 리스크 프리미엄  $\delta_t$ 를 감안해야 한다. 다음으로, 외환위기 직후 한국의 경우 정부채권조차도 명목상 무위험 증권으로 여겨질 수 없었다는 점을 감안할 필요가 있다. 부도날 확률을  $\delta_t$ 로 나타낸다면 한국채권의 기대수익률은  $(1 - \delta_t)(1 + i_t) \cong 1 + i_t - \delta_t$ 이 되며, 따라서 순기대수익률은 대체로  $i_t - \delta_t$ 로 표현될 수 있다. 물론 정부채권의 완전한 부도는 극단적인 경우라고 할 수 있을지 모르나, 적어도 사전적으로 원리금의 연지급 가능성은 어느 정도 존재하였던 것이 사실이다.

이와 같이 리스크 프리미엄과 부도 가능성을 고려할 경우 식 (3.2)는 아래와 같이 수정될 수 있다.

$$e_t + i_t = i_t^* + E_t e_{t+1} + \delta_t + v_t \dots\dots\dots (3.3)$$

식 (3.2)에서와 같이, 우측에 있는 변수들이 변화하지 않는다고 가정할 경우 국내금리와 환율 간에는 1 대 1의 부의 관계가 존재하게 된다.

그러나 Furman and Stiglitz(1998)는 한국과 같이 통화위기의 와중에 있는 국가들의 경우, 부도 가능성  $\delta_t$ 와 리스크 프리미엄  $v_t$ 는 국내금리  $i_t$ 의 증가함수가 될 수 있다고 하였다. 국내금리  $i_t$ 의 상승은 기업의 차입비용을 증가시키기 때문에 기업은 영업비용을 감당하기 어려울 뿐만 아니라 경우에 따라서는 부도날 수도 있다. 만일 이것이 경제 전반에 걸쳐 압박요인으로 작용한다면, 투기자들은 정부의 지급보증능력에 회의를 가질 것이며, 따라서  $\delta_t$ 와  $v_t$ 가 증가할 수 있다. 외환위기 발생 직후 한국정부가 대부분의 은행예금에 대해 지급보증을 실시하였을 뿐 아니라 금융부문에 축적된 무수익여신에 대한 부담의 상당 부분을 정부로 이전시켰다는 점을 감안할 때, 한국에서 이러한 가능성이 크게 나타났을 가능성을 배제할 수만은 없다.

식 (3.3)에서  $\delta_t$ 와  $v_t$ 가  $i_t$ 에 대한 증가함수라면 국내금리  $i_t$ 의 인상효과는 불명확해진다. 폐널자료를 이용한 연구결과들은 외환위기 동안의 금리상승과 환율 간의 관계에 대하여 일치된 결론을 제시하지 못하고 있다. 한 예로 Goldfajn and Gupta(1999)는 외환위기를 경험한 80개국의 1980~98년까지의 자료를 이용하여, 실질금리의 급상승이 통화가치의 상승과 관련되어 있다는 사실을 발견하였다. 그리고 이것은 IMF의 견해와도 일치한다. 그러나 금융위기와 통화위기를 동시에 겪은 표본만을 감안할 경우 그와 같은

관계는 발견하기 어려워진다. 외환위기와 금융위기가 동시에 진행되었다는 의미에서 한국은 바로 이러한 유형의 국가에 속할 수 있으며, 따라서 고금리정책이 환율안정에 과연 기여하였는지는 여전히 검증되어야 할 이슈라고 하겠다.

## IV. 실증분석 결과

### 1. 개 관

아래 2절에서 4절까지는 로그로 표시된 환율(*LEXCH*, 환율수준은 그림 1에 표시), 달러표시 KDB와 미국재무성 채권수익률의 격차(*SPREAD*, 그림 4), 콜금리(*CALL*, 그림 2) 각각에 대한 단일방정식 추정결과들을 제시할 것이다. 이후 5절에서는 이들 변수 이외에 외환보유고 대비 단기외채 비중(*ILLIQ*, 그림 6)을 포함한 4변수 연립방정식에 대한 실증 결과를 제시한다.

모든 변수는 일별자료를 사용하였으며 백분율로 표시되어 있다. 일별자료를 사용한 이유 중 하나는 외환위기 직후의 금리정책이 사실상 일 단위로 이루어졌다는 점에 있다. 아울러 외환위기 직후 금리정책 자체가 환율 등의 내생변수 변화에 따라 반응하여 이루어졌다는 점을 감안할 때, 자료의 주기(frequency)가 짧을수록 동시성 편의(simultaneity bias)의 문제를 완화하는 데에 도움을 줄 수 있다는 점도 감안하였다. 물론 이와 같이 일별자료를 사용할 때 발생하는 문제는 여타의 주요 변수에 대한 일별자료가 가용하지 않다는 점이다. 본 연구에서는 외환보유고나 대외부채와 같은 변수가 그와 같은 경우에 해당되며, 따라서 이 변수들에 대해서는

선형 외삽법(linear interpolation)을 사용하여 *ILLIQ*의 일별자료를 구축하는 희생을 감수하였다.

먼저 변수들의 안정성(stationarity)을 검토한 결과, 부도율(*BNKRP*)을 제외한 모든 변수에 단위근(unit autoregressive root)이 존재하고 있다는 가설을 기각할 수 없었다(자세한 내용은 생략). 반면 대부분의 회귀방정식에서 97년 12월 17일자(완전변동환율제도가 시행된 시점)에 구조적 단절(structural break)이 존재하지 않는다는 가설은 대단히 유의하게 기각되었다(자세한 내용은 생략). 실제 97년 12월 17일 이전에는 금리정책이 환율안정을 목적으로 사용되지 않았으며, 따라서 본 연구의 목적에 비추어 볼 때 변동환율제도로 이행한 이후의 기간을 대상으로 한 분석이 더 적합할 것으로 사료된다. 이하에서는 97년 12월 17일~99년 6월 30일의 표본기간에 대해 부도율(*BNKRP*) 이외의 모든 자료를 1차 차분하여 사용한 회귀분석 결과를 보고하고자 한다.

이하의 실증분석 결과를 논의하기 위하여 또 하나 언급되어야 할 부분은 변수들 간의 동 기간 일별 상관관계(contemporaneous daily correlation)에 대한 축차적 인과서열(recursive causal ordering) 가정이다. 우선 *LIBOR* 금리나 엔/달러 환율과 같이 해외에서 결정되는 변수들은 완전히 외생적인 변수라고 가정하였다. 다음으로 같은 기간의 국내 금융변수들 중에는 단기외채 및 외환보유고, 즉 외환보유고 대비 단기외채 비중(*ILLIQ*) 변수가 우선 결정되는 것으로 가정하였다. 통화당국은 이와 같은 해외변수 및 *ILLIQ*의 변화와 전일까지의 국내 금융변수들의 변화를 주어진 것으로 보고 콜금리를 결정하는 것으로 가정하였다. 이와 같은 제 변수들이 주어진 상태에서 한국의 리스크 프리미엄이 결정되고, 마지막으로 모든 변수의 동기 값과 그의 시차변수 값에 반응하여 환율이 결정되는 것으로 상정하였다.

## 2. 환율의 결정요인 : 단일 회귀방정식

단일 회귀방정식에 의한 환율의 추정결과는 <표 1>에 보고되어 있다. 우선 환율이 같은 기간의 콜금리(CALL) 변화에 대하여 부(-)의 방향으로 반응하고 있음을 다양한 회귀방정식의 추정결과에서 확인할 수 있었다. 아울러 그 추정치는 이자율 평가설에 근거한 이론적 추정치인 1과 크게 다르지 않았다. 이러한 결과는 두 변수가 수준(level)으로 표시되었을 경우에 높은 정(+)의 상관관계를 보이고 있다는 점을 감안한다면 다소 놀라운 사실이다. 이는 콜금리 및 환율수준 모두를 동시에 안정시켜 온 제3의 요인이 있었을 가능성을 암시하는 것이며, 아울러 수준변수들 간의 높은 양의 상관관계가 이른바 spurious correlation일 가능성이 높다는 점을 시사한다. 사실 그 가능성은, 비록 통계적으로 유의하지는 않으나 비교적 높은 값(하루에 0.1%, 혹은 표본기간 동안 37%)으로 추정되고 있는 상수항에 숨겨져 있다.

이와 같은 제3의 요인들 중 고려될 수 있는 변수는 국가위험도(contury risk)이다. 식 (3.3)에서 확인할 수 있듯이, 한 경제의 국가위험도가 낮아지면 환율 및 금리 모두가 하락할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 한국의 위험도를 반영하는 다음의 세 가지 변수를 고려하였다. 미 재무성 증권에 대한 달러표시 KDB 리스크 프리미엄(SPREAD), 국내 부도율(BNKRP), 외환보유고 대비 단기외채비중(ILLIQ)이 그것이다. SPREAD는 국제투자자의 한국에 대한 장기적 위험정도를 반영하는 지표인 반면, BNKRP 및 ILLIQ는 단기적인 부도위험을 보여주는 지표라고 할 수 있다. 이 중 BNKRP는 국내통화로 표시된 채권의 부도 가능성을 보여주는 변수로 해석될 수 있으며, ILLIQ는 통화교환성(currency convertibility)에 대한 위험도를 나타내는 지표로 해석될 수 있다. ILLIQ의 경우, 그 자

〈표 1〉 환율 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	-0.100 (0.101)	-0.092 (0.100)	-0.183 (0.141)	0.000 (0.116)	0.050 (0.120)	-0.090 (0.146)	-0.098 (0.146)
$\Delta CALL$	-1.180** (0.166)	-1.158** (0.164)	-1.172** (0.164)	-1.196** (0.165)	-1.202** (0.164)	-1.214** (0.169)	-1.210** (0.170)
$\Delta SPREAD$		1.085** (0.343)	1.036** (0.348)	1.050** (0.343)	1.072** (0.342)	1.021** (0.351)	1.036** (0.352)
<i>BNKRP</i>			0.270 (0.295)			0.503 (0.307)	0.518 (0.308)
$\Delta ILLIQ$				0.141 (0.295)			
$\Delta ILLIQ(-20)$					0.011** (0.005)	0.013** (0.005)	0.013** (0.005)
$\Delta LEXCH(-1)$						-0.030 (0.041)	-0.032 (0.416)
$\Delta LIBOR$							-0.024 (0.022)
$\Delta LYEN$							0.090 (0.086)
$R^2$	0.120	0.143	0.146	0.149	0.153	0.160	0.166
<i>DW</i>	1.830	1.861	1.874	1.865	1.883	1.886	1.892

- 주 : 1. 종속변수는 원/달러 환율의 로그 차분 값.  
 2.  $\Delta$ 는 1차 차분 값을 의미함. 변수에 대한 설명은 아래와 같음.  
*CALL* : 콜금리,  
*SPREAD* : 달러표시 KDB에 대한 리스크 프리미엄,  
*BNKRP* : 국내 부도율,  
*ILLIQ* : 외환보유고 대비 단기외채 비율,  
 $\Delta ILLIQ(-20)$  :  $ILLIQ(t) - ILLIQ(t-20)$ , *LYEN* : 엔/달러의 로그 값.  
 3. 모든 변수는 %로 표시됨.  
 4. \*\*, \*는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

료가 매월 한 번(단기외채) 내지 두 번(외환보유고)만 발표되는 관계로 선형 외삽법(linear interpolation)을 사용하여 일별자료를 구축하였다.



추정 결과 *SPREAD*는 통계적으로 유의하게 나타났으며 여러 추정식에서 일관된 결과를 보였다. 특히 식 (3.3)이 예측하듯이 추정 계수가 정(+)의 값으로 나타났다. 반면, *BNKRP*와 *ILLIQ*는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 사실 본 연구를 수행한 우리들뿐 아니라 실제 시장에 참여하였던 투자자들에게도 *ILLIQ*에 대한 일일정보가 전달되지 않았었다는 점을 감안할 필요는 있다. 이와 같은 점을 감안하여 *ILLIQ*에 대해 현재 기( $t$ 기)와 한달 전 기간( $t-20$ )의 차분값을 사용하여 매 변수값에 최소한 하나 이상의 새로운 정보가 포함될 수 있도록  $\Delta ILLIQ(-20)$ 을 대신 사용해 보았다(우리의 표본에서 1개월의 평균 표본수는 20개이다).  $t-20$ 의 차분 값을 사용하는 경우 *ILLIQ*는 통계적으로 유의하게 추정되었으며, 계수 추정치의 값은  $t-1$ 의 차분 값을 사용한 경우보다(계수 값을 1개월 표본수로 나눈 값보다) 다소 크게 나타난다. 이러한 추정결과로부터 *ILLIQ*가 일별자료보다는 월별자료 혹은 더 낮은 주기(frequency)에서 환율에 대해 더 큰 효과를 미친다는 것을 짐작할 수 있다(이러한 논의는 5절에서 보다 자세히 다루어질 것임). 아울러 *ILLIQ*변수가 포함된 회귀방정식에서 상수항이 거의 0에 가깝게 추정되고 있다는 사실은, 이 변수가 표본기간 동안 이루어진 환율의 추세적 감소와 관련되어 있다는 점을 시사한다.

이와 같은 변수 이외의 여타 변수의 영향을 검토하기 위해서 단기 *LIBOR* 및 엔/달러 환율을 회귀방정식에 포함시켜 보았다. 그 결과 두 변수 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 아울러 모든 설명변수 각각에 대해서  $t-1$ 기의 시차변수를 회귀식에 포함시키기도 하였으나(상세한 내용은 생략), *CALL*의 시차변수만이 통계적으로 유의한 부(-)의 값을 보였다.

이제 외환위기 이후의 환율안정 과정과 관련해서 <표 1>의 추

정계수 크기에 대해 살펴보고자 한다. 1997년 12월 한 달 동안 원/달러 환율이 약 80%(1,000원/달러에서 1,800원/달러로) 절하되었다. 금리의 환율에 대한 탄력성이 <표 1>에서와 같이 1.2라고 상정한다면, 폭락한 원화가치를 외환위기 이전의 수준으로 복귀하기 위해 금리를 60%(12%에서 70% 이상으로) 가량 상승시켜야 했다는 점을 시사한다. 여기에서 더욱 심각한 문제는 여타 변수가 통화가치를 안정시키는 방향으로 변화하지 않는 상황에서 금리정책에만 의존하여 통화가치를 방어하기 위해서는 이 수준의 금리를 계속 유지해야 한다는 것이다.

외환위기 이후 실제로 통화당국은 금리를 약 20%(외환위기 이전 수준인 12%에서 30%로) 정도 상승시켰으며, 이를 통하여 전체 80%의 환율절하폭 중 일부만을 상쇄하고 50%(외환위기의 1,800원/달러 수준에서 1,500원/달러 수준으로) 정도의 환율절하는 용인한 것으로 해석될 수 있다. 아울러 금리를 높은 수준에서 유지하여 통화가치를 어느 정도 방어하고 있는 동안, 한국정부는 투자자들로부터 신뢰감을 회복(*SPREAD*를 낮추기 위해서)하기 위하여 광범위한 경제 구조조정계획을 서둘러 발표하였고, 동시에 외환보유고를 신속히 확충하는 한편 단기외채를 장기외채로 재조정(*ILLIQ*를 낮추기 위해)하는 데 주력하였다. 즉, 고금리정책을 통해 단기적으로 통화가치의 추가하락을 방어하는 동안, 보다 구조적이고 장기적인 의미에서의 환율안정노력을 수행한 셈이다.

다음 단계로 위협요인의 환율에 대한 효과에 대해서 살펴볼 수 있다. 앞의 추정결과는 추세적인 환율하락의 대부분을 외환유동성의 회복이 '설명'할 수 있음을 시사한다. 즉, *ILLIQ*에 대한 환율 탄력성이 0.14라면, 표본기간 동안 *ILLIQ*의 300%에서 50%로의 감소는 환율의 35% 평가절상(1,800원/달러에서 1,200원/달러로)을 의미하는 것이다. 특히 이 변수는 외환위기 초기에 급격히 감소하였

으며, 따라서 환율의 초기 안정에 기여한 것으로 해석될 수 있다.

추정결과를 받아들일 경우 *SPREAD* (2~10%의 변동)는 환율변동의 10% 이내만을 설명하는 것으로 해석된다. 그러나 러시아 모라토리엄 선언 직후인 1998년 8~11월간의 환율변동은 대부분 *SPREAD*의 급격한 변화에 기인한 것으로 해석될 수 있다. 마지막으로 환율에 대한 *BNKRP*(대부분의 기간동안 3% 이하의 변동을 보임)의 직접적인 효과는 통계적인 의미에서만 아니라 그 크기의 경제적인 의미도 거의 없는 것으로 나타났다고 할 수 있다.

### 3. 리스크 프리미엄의 결정요인 : 역효과(Perverse Effect)의 가능성

비록 고금리정책이 직접적으로 환율을 안정시키는 효과를 보였다고 하더라도, 이러한 정책으로 인하여 위험요인이 증대되면서 간접적인 경로를 통하여 환율을 상승시키는 효과가 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 본절에서는 Furman and Stiglitz(1998)에 의해 제시된 그와 같은 가능성에 대해 검토하고자 한다. 우리는 앞절에서 위험요인에 대한 대응변수로 *SPREAD*, *BNKRP*, *ILLIQ* 등을 사용하였으나, 본절에서는 *SPREAD*에 대한 회귀분석 결과를 중심으로 논의를 전개하고자 한다. *BNKRP*는 환율 결정요인으로서 큰 의미가 없는 것으로 나타났다는 점을 감안하여 그 추정결과에 대한 자세한 논의는 생략하고 간략한 언급만을 제시하고자 한다. *ILLIQ*의 경우에는 실제 자료가 월별로 되어 있어 일일자료를 사용한 구체적인 추정결과에 큰 의미를 부여하기 어려워 이 변수에 대한 분석은 생략하였다.

〈표 2〉는 *SPREAD*에 대한 회귀분석 결과를 보고하고 있다. 이 회귀방정식의 설명변수 선정은 1절에서 설명된 축차적 인과서열

에 대한 가정하에 이루어졌다. 추정결과에서 가장 주목할 만한 결과는 콜금리에 대한 계수 추정치가 작게 나타난다는 것이다. 이러한 결과는 고금리정책이 적어도 당일의 *SPREAD* 변화에 직접적으로 큰 영향을 주지 않았음을 의미한다고 하겠다. 사실 *SPREAD*는 콜금리에 대하여 부(-)의 방향으로 움직였던 것으로 추정되고 있으며, 경우에 따라 그 추정계수는 통계적으로 유의하게 나타나고 있다. 이와 같은 결과는 오히려 고금리정책이 한국정부가 앞으로 고통스러운 구조개혁을 단행할 것이라는 강력한 약속을 하는 표시로 해석되어 한국채권의 가격을 상승시킬 수 있다는 신호효과(signaling effect)와 일맥상통한 점이 있다. 그러나 그 어떤 추정결과에서도 콜금리의 효과가 크게 나타나지는 않았다. 즉, 추정계수가  $-0.05$  정도라는 점은 콜금리가 20% 상승하더라도 *SPREAD*의 하락폭은 1%에 불과하다는 점을 의미한다.

*SPREAD*의 결정과정에는 금리 이외의 여타 변수가 보다 더 중요한 역할을 했던 것으로 보인다. 먼저 환율 시차변수의 경우, 추정계수 값이 정(+)이고 유의한 결과를 보임에 따라 환율절하는 *SPREAD*의 증가와 관련되어 있음을 알 수 있다. 이것은 대규모의 헤징되지 않은 외채<sup>1)</sup>의 존재로 인하여 환율절하가 한국시장의 잠재적 위험도를 증가시킬 것이라는 투자자들의 인식을 반영하는 것일 수 있다. 비록 이러한 효과의 정도가 크지는 않을지라도(환율이 50% 평가절상되더라도 *SPREAD*는 단지 1%만 감소한다), 추정계수가 정(+)의 값을 보인다는 사실은 환율에 대한 금리정책의 효과와 관련해서 중요한 함의를 가질 수 있다. 즉, 2절에서 논의되었던 고금리정책의 직접적인 안정화효과 이외에도 이와 같은 간접적인 효과 또한 환율안정에 부분적으로 기여할 수 있었던 듯

1) 이러한 결과는 환율절하가 한국 주식시장에 대해 역의 효과가 있음을 실증분석한 함준호·유재균(1999)의 최근 연구 결과와 일치하는 것으로 판단된다.

〈표 2〉 리스크 프리미엄 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	-0.007 (0.151)	-0.004 (0.015)	-0.048* (0.021)	-0.035 (0.021)	-0.040 (0.021)	-0.035 (0.021)	-0.034 (0.021)
$\Delta CALL$	-0.020 (0.025)		-0.043 (0.025)	-0.055* (0.025)	-0.048 (0.025)	-0.057* (0.025)	-0.057 (0.025)
$\Delta LEXCH (-1)$		0.019** (0.006)	0.020** (0.006)	0.021** (0.006)	0.020** (0.006)	0.019** (0.006)	0.018** (0.006)
$BKRP$			0.125** (0.043)	0.159** (0.045)	0.142** (0.045)	0.155** (0.045)	0.157** (0.045)
$\Delta ILLIQ$				0.035* (0.014)		0.034* (0.014)	0.034* (0.014)
$\Delta ILLIQ (-20)$					0.001 (0.0008)		
$\Delta SPREAD (-1)$						0.074 (0.051)	0.072 (0.051)
$\Delta LIBOR$							0.373 (0.326)
$\Delta LYEN$							0.008 (0.013)
$R^2$	0.002	0.026	0.053	0.070	0.058	0.075	0.080
$DW$	1.773	1.859	1.870	1.906	1.879	2.023	2.029

- 주 : 1. 종속변수는 달러표시 KDB와 미 재무성 증권 수익률과의 차이임.  
 2. 자료에 대한 설명은 〈표 1〉 참조.  
 3. 모든 변수는 %로 표시됨.  
 4. \*\*, \*는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

하다. 다시 표현하자면, 고금리정책이 직접적으로 환율을 절상시키길 뿐 아니라(표 1의 직접효과), 이와 같은 환율절상이 다음 날의 SPREAD를 하락시킴으로써(표 2) 환율을 더욱 절상(표 1)시키는 효과를 보일 수 있다.

여기서 두 변수 간의 동 기간 상관관계를 ‘SPREAD의 변화에 따른 환율의 반응’이라고 해석하였기 때문에(표 1 참조) SPREAD

의 결정요인으로서의 환율은 그 시차변수를 사용하였다는 점에 주목할 필요가 있다. 물론 이것은 검증되기 어려운 본 연구의 가정에 불과하다. 그러나 만일 이와 같은 가정과는 반대로 두 변수 간의 동 기간 정(+)의 상관관계가 '환율절하에 따른 SPREAD의 상승'에 기인한 것이었다면, 환율절하가 국가위험도를 상승시키는 정도는 오히려 증대되는 것이며, 따라서 고금리정책에 따른 국가 위험도의 증가가 환율절하를 초래할 수 있다는 Furman and Stiglitz의 '역의 효과(perverse effect)' 가능성은 더욱 축소된다.

다음으로 <표 2>에서 보는 바와 같이, 부도율(BNKR) 또한 유의하게 SPREAD에 영향을 미친다. <표 1>에서 보듯이 BNKR는 환율에 직접적으로 큰 영향을 주지 않는 것으로 나타나고 있으나, SPREAD의 경로를 통해서 환율에 영향을 미칠 수는 있다. 만일 고금리정책으로 부도율이 높아진다면, 이러한 간접적 효과로 인하여 Furman and Stiglitz(1988)의 주장을 지지할 근거를 제공할 수 있다.

이러한 가능성을 고찰하기 위하여 BNKR를 종속변수로 하는 <표 1, 2>와 유사한 방정식들을 추정하였다. 본 연구의 주요 주제인 환율에 대한 효과라는 측면에서 큰 중요성이 없다고 판단되어 자세한 결과를 여기에 보고하지는 않았으나, 그 개략적인 결과는 다음과 같다. 우선 추정식에 따라 통계적 유의성이 다양하게 나타나고 있으나, 1차 차분한 콜금리 변화에 대한 부도율의 탄력성은 0.1보다 작은 것으로 추정되었다. 이와 같은 추정치 0.1은 사실 BNKR의 변동을 설명하는 데 대단히 큰 수치라고 할 수 있다. 즉, 이 추정치는 콜금리가 20% 증가할 때 BNKR가 2% 증가함을 의미하는데, 표본기간 동안 BNKR가 0~3% 사이에서 변동하였다는 점을 고려한다면 사실 콜금리의 변화가 BNKR 변화의 대부분을 유발하였다는 추론이 가능하다. 그러나 문제는 BNKR가 2% 증가한다 하더라도, 이에 따른 SPREAD의 상승정도가 단지

0.3%(=2\*0.15)에 불과하기 때문에 이와 같은 경로를 통한 환율절하 정도는 0.3% 내외에 머무를 것이라는 추론이 가능하다(표 1에서 *SPREAD*의 추정계수는 약 1의 값을 갖는다).

〈표 2〉로 되돌아가서 *SPREAD*에 대한 설명변수들의 영향력을 비교해 보면, *ILLIQ*가 환율 및 부도율만큼 통계적 유의성을 보이지는 못하고 있으나, 그 설명정도로 평가할 경우 가장 중요한 결정요인으로 나타났다. 추정계수 값이 0.035라는 것은 *ILLIQ*가 300%에서 50%로 감소할 때 *SPREAD*가 거의 9% 감소함을 의미한다.

*LIBOR*, 엔/달러, 시차변수와 같은 여타 변수들은 상대적으로 유의하지 않게 나타났다. 그럼에도 불구하고 1998년 9월, *SPREAD*의 급상승(그림 4 참조)은 본 연구에서 고려된 어떤 변수로도 설명될 수 없다는 사실에 주목할 만하다. 이 부분에 대하여 Cho and Hong (1999)은 이 시기의 *SPREAD* 급상승이 국내요인에 의한 것이라기 보다는 러시아의 모라토리엄 선언 및 중남미 국가들의 연이은 통화위기의 결과임을 시사하는 연구결과를 제시하고 있다. 따라서 추정식에서 제외된 변수의 설명력은 여전히 남아 있다고 할 수 있다.

이 절에서 제시된 추정 결과들은 전반적으로 고금리정책이 환율안정에 부정적인 효과를 미쳤을 가능성이 크지 않았다는 점을 시사한다고 하겠다.

#### 4. 콜금리의 결정요인 : 내생적 정책반응함수 (Endogenous Policy Reaction Function)

지금까지 우리는 콜금리를 주어진 것으로 가정하였다. 그러나 서론에서 언급한 바와 같이, IMF는 환율이 안정될 때까지 잠정적으로만 금리를 인상시킬 것을 권고하였다. 본절에서는 환율변동이

실제로 통화정책의 기초설정에 중요한 변화를 초래한 주요 요인이었던가에 대해서 검토하고, 이 외에 통화당국의 금리결정에 큰 영향을 미쳤던 여타 요인이 무엇이었던가에 대해서도 살펴보고자 한다. <표 3>은 그 추정 결과를 보여주고 있다. 여기에서도 동기 변수에 대한 동일한 축차적 인과서열 가정을 적용하여, 통화당국이 *SPREAD*, *BNKRP*, *LEXCH*에 대한 과거정보와, *ILLIQ*에 대한 동기 정보를 근거로 콜금리를 결정한다고 가정하였다.

우선  $t-1$ 기의 환율에 대한 계수값이 정(+)으로 추정되고 있어  $t$ 기의 환율절하(상승)가  $t+1$ 기의 금리인상으로 연결됨을 알 수 있다. 이 결과는 두 변수 간의 동 기간 상관관계가 통계적으로 유의한 부(-)의 관계를 보였다는 점을 감안할 때(표 1 참조) 주목할 만하다. 즉,  $t$ 기의 금리 상승은  $t$ 기의 환율을 절상시키지만(표 1), 이와 같은  $t$ 기의 환율절상은  $t+1$ 기의 금리하락 요인으로 작용한다(표 3). 그러나 <표 3>의 계수 값이 0.05에 불과하다는 점은 이러한 feedback 효과의 정도가 미미하다는 점을 나타낸다(표본기간 동안 60%의 환율절상은 3%의 금리하락을 의미한다).

금리정책의 결정과정에서 가장 크게 작용한 요인은 *ILLIQ*였던 것으로 보인다. 계수 추정치 0.08은(표 3 참조) *ILLIQ*가 250% 감소함에 따라 콜금리도 20% 하락시킬 수 있었음을 의미하는 것이다.

이 두 변수와는 대조적으로 여타 변수들은 통화당국의 정책 결정에 큰 영향을 주지 않았던 것으로 나타난다. 즉, IMF의 Fischer가 강조한 바와 같이, 외환위기 직후 금리정책의 최우선 목표가 외환시장의 안정회복(*ILLIQ* 혹은 환율 그 자체의 안정회복)에 있었다는 데에는 의심의 여지가 없다고 하겠다.



〈표 3〉 콜금리 추정식

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
상수항	-0.039 (0.031)	-0.038 (0.031)	-0.069 (0.043)	0.018 (0.036)	0.014 (0.037)	0.017 (0.036)	-0.034 (0.044)
$\Delta LEXCH (-1)$	0.050** (0.012)	0.045** (0.013)	0.050** (0.012)	0.052** (0.012)	0.050 (0.012)	0.048** (0.013)	0.045** (0.013)
$\Delta SPREAD (-1)$		0.151 (0.107)					0.101 (0.108)
$BNKRP (-1)$			0.091 (0.090)				0.183 (0.094)
$\Delta ILLIQ$				0.082** (0.027)		0.087** (0.027)	0.102** (0.029)
$\Delta ILLIQ (-20)$					0.004* (0.002)		
$\Delta CALL (-)$						-0.069 (0.051)	-0.081 (0.051)
$\Delta LIBOR$							0.221 (0.684)
$\Delta LYEN$							0.0003 (0.027)
$R^2$	0.041	0.046	0.044	0.064	0.057	0.069	0.083
$DW$	2.068	2.107	2.090	2.113	2.104	1.992	2.059

주 : 1. 종속변수는 콜금리의 차분 값임.  
 2. 자료에 대한 설명은 〈표 1〉 참조.  
 3. 모든 변수는 %로 표시됨.  
 4. \*\*, \*는 각각 1% 및 5% 수준하에서 유의성을 나타내며 ( )는 표준오차임.

5. VAR 접근 방법 : 동태적 반응(Dynamic Responses)

본절에서는 *CALL*, *SPREAD*, *LEXCH* 및 *ILLIQ*의 네 변수로 구성된 VAR모형의 추정 결과에 대해서 언급하고자 한다. 즉, 〈표 1〉~〈표 3〉까지 제시된 추정방정식을 근거로 연립 방정식을 구성하고, 이것을 이용하여 개별 변수의 동태적 과정을 추적하고자 한다. 결

론부터 언급한다면, VAR 접근방법은 단일 방정식 추정모형과 일관된 결과를 보였다는 것이다.

먼저 공적분 검정을 시행하였다. Johansen의 절차를 이용한 결과, 상기한 네 변수들 사이에 공적분 관계가 성립하지 않는다는 귀무가설은 1% 유의수준에서 기각되었다. 그리고 그 공적분 벡터의 추정치는 다음과 같다(괄호 안의 값은 표준편차임).

$$\begin{array}{cccc}
 \text{ILLIQ} & \text{CALL} & \text{SPREAD} & \text{LEXCH} \dots\dots\dots (4.1) \\
 -0.48 & 1.49 & -1.67 & 1.00 \\
 (-0.19) & (1.11) & (-0.57) &
 \end{array}$$

공적분 결합이 안정적이라는 사실은 오차 수정항

$$\text{LEXCH} - 0.48 * \text{ILLIQ} + 1.49 * \text{CALL} - 1.67 * \text{SPREAD} \dots\dots\dots (4.2)$$

이 점차 0으로 수렴하게 된다는 것을 의미한다. 따라서 CALL이 1% 상승한 채로 머물러 있고 ILLIQ와 SPREAD라는 위험요인이 변화하지 않는다면 환율 LEXCH은 궁극적으로 1.49% 하락(통화가치 상승)하게 된다는 점을 의미한다.

여기에서 위의 네 변수 모두 1997년 12월~1999년 6월 기간동안 그 수준이 하락하였다는 사실을 상기하자(그림 1·2·4·6 참조). 기계적으로 해석할 때, 공적분 결합의 안정성은 LEXCH 및 CALL(정(+))의 계수 값들을 지남)의 움직임을 상쇄하는 ILLIQ 및 SPREAD(부(-))의 계수 값들을 가짐)에 의해서 유지되어 왔음을 의미한다. 환율의 추세적 움직임에 초점을 둔다면, 장기적인 환율절상은 리스크 요인(ILLIQ, SPREAD)의 감소에 의해 설명될 수 있으며, 통화정책의 점진적인 완화(CALL의 장기적 하락)는 이러한 절상압력을 부분적으로 상쇄하여 왔음을 의미한다.

동태적인 오차수정모형을 설계함에 있어 시차변수의 길이는

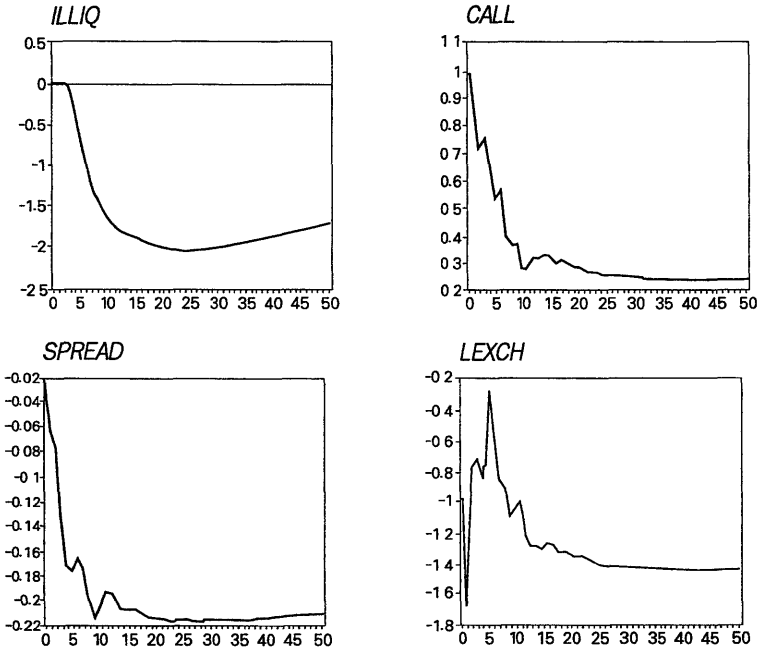
Schwartz 기준에 따라 5로 잡았으며, *ILLIQ*, *CALL*, *SPREAD*, *LEXCH*의 순서로 Choleski 분해방법을 사용하였다. 이하에서는 이와 같이 추정된 오차수정모형을 사용하여 각 변수들의 수준(차분값이 아님)에 대한 충격반응함수(impulsive response function) 결과를 제시하면서 결과를 요약하고자 한다. *CALL*(그림 7), *ILLIQ*(그림 8) 각각에 대하여 1% 정(+의 충격이 주어질 때 각 변수들이 어떠한 반응을 보이는가에 주안점을 두었다. '0'기는 동기의 충격을 의미한다. 외환시장이 개장하는 일수(주당 5일)만을 포함하여 자료를 작성하였기 때문에 '50'기는 10주를 의미한다고 할 수 있다. 구조적으로 오차 수정항의 반응은 장기적으로 0에 수렴하게 되며, 약 50일이 경과한 후 이러한 충격반응이 실제 사라지고 있음을 그림에서 확인할 수 있다.

금리 충격에 대한 각 변수의 반응을 보여주는 [그림 7]을 자세히 고찰해 보자. *CALL*이 1% 증가하는 0기(당일)에 환율은 <표 1>에서와 같이 약 1% 하락(절상)한 후 수일 동안 부분적으로 상승(절하)하는 모습을 보인다. 이는 환율 하락으로 인한 *CALL*의 하락(표 3에서 보는 바와 같음) 및 *LEXCH* 자체의 평균수렴(mean reversion)현상 때문인 것으로 보인다. 그러나 6~7일 후가 되면 *ILLIQ* 및 *SPREAD*가 감소하게 됨에 따라 *CALL* 하락의 효과를 압도하게 되며,<sup>2)</sup> 결국 환율은 장기적으로 1.5% 내외 절상된 수준으로 수렴하게 된다.

[그림 8]은 *ILLIQ*가 1% 증가할 경우의 충격반응함수를 보여주

2) 이 부분에서 자연스럽게 제기되는 질문은 *ILLIQ*가 *CALL*과 같은 다른 변수(시차 변수 포함)에 의해서 어느 정도 영향을 받느냐 혹은 완전히 독립된 정책에 의해서 결정되느냐 하는 것이다. 본 연구에서는 이러한 질문에 대해 적절한 해답을 제시하기가 불가능한 것으로 여겨진다. 그러나 우리는 동태 방정식에서 다른 변수의 효과가 *ILLIQ*에 영향을 미치지 않도록 random walk 가설을 따르는 추정식으로 대체하였다. 충격반응이 질적으로는 동일하지만 양적으로 조정기간이 단축됨에 따라 2/3 정도 축소된다.

[그림 7] CALL 1% 증가에 대한 반응

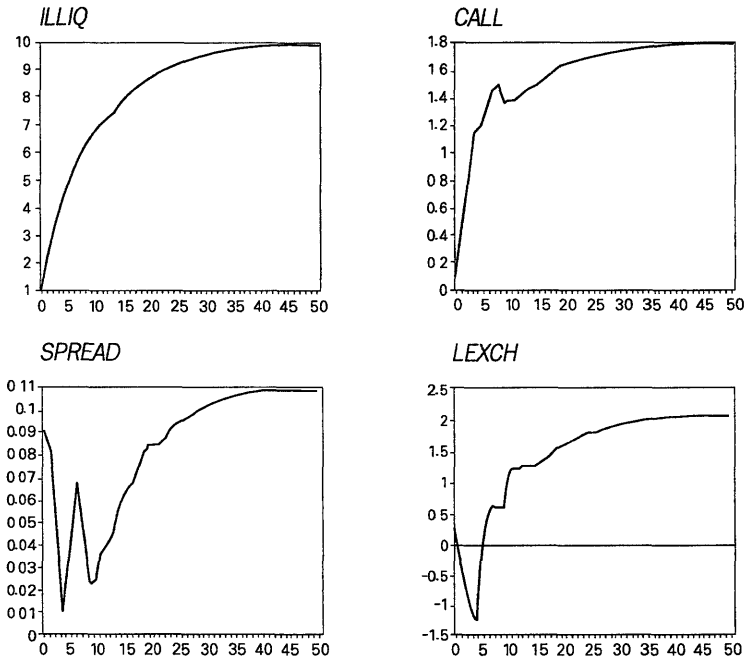


고 있다. *ILLIQ*의 일별자료가 외삽법(interpolation)에 의해 구축되었기 때문에 *ILLIQ*의 조정속도가 완만할 것이라는 점은 이해할 만하다. 또한 장기적으로 *ILLIQ*의 증가에 대한 반응으로 *CALL* 및 *LEXCH*가 증가하는 것은 위에서 언급한 단일 추정식의 결과와도 일치한다. 여기에서 다소 놀라운 결과가 있다면 그것은 *SPREAD*가 *ILLIQ*의 충격에 대해서 민감하게 반응하지 않는다는 점이다(장기반응조차도 0.1% 정도에 불과하다).

전반적으로 다변수 동태방정식과 단일 추정방정식은 일관된 결과들을 보인다고 할 수 있다.<sup>3)</sup> 즉, 금리가 상승하면 환율이 절상

3) 단 하나의 미소한 차이점은 다변량 동태방정식에서 *CALL*의 환율에 대한 장기반응이 부(-)로 나타난다는 점이다. 그러나 단기적으로는 정(+)의 값을 보이며 <표 3>에서 제시된 결과와 유사하다.

[그림 8] ILLIQ 1% 증가에 대한 반응



되고 외환유동성이 회복됨에 따라 궁극적으로는 금리와 환율이 동시에 안정을 되찾게 된다. 이러한 우리의 결론은 고금리정책이 부분적으로는 환율안정에 기여하였다는 점을 시사한다.

그럼에도 불구하고 고금리정책에 대한 비판적 논점은 여전히 남아 있다. 우선 경기가 그와 같이 침체되고 있었음에도 불구하고 환율안정을 통화정책의 최우선 과제로 삼아야 했는가 하는 질문은 여전히 유효한 것이며, 이와 같은 관점에서 볼 때 고금리정책에 대한 IMF의 권고는 과연 적절하였는가 하는 것이다. 다음 장에서는 이에 대해 간단히 언급하고자 한다.

## V. 금리정책에 대한 포괄적 평가

지금까지 우리는 외환위기 직후의 고금리정책이 과연 환율안정에 기여하였는가 하는 데에 분석의 초점을 맞췄다. 그러나 일반적으로 금리정책(혹은 통화정책)의 목표는 환율안정에만 국한된 것은 아니다. 특정 정책대응이 적절하였는지 혹은 지나치게 긴축적이었는지에 대한 평가는 보다 포괄적인 분석에 기초해야 할 것이다. 틀림없이 이에 대한 엄밀하고 종합적인 분석은 본 연구의 범위를 넘어서는 것이다. 그러나 우리는 이하에서 외환위기 직후의 고금리정책은 그 정당성을 확보할 수 있었을지 모르나, 이와 같은 고금리정책이 보다 빨리 완화될 수 있는 여지가 있었던 것이 아닌가 하는 점에 대해 간단히 언급하고자 한다.

우선 통화정책의 목표가 무엇이어야 하는가에 대한 당위적인 질문이 있을 수 있다. 이 주제와 관련된 여러 연구에 따르면, 통화정책의 궁극적 목표는 일반 물가수준의 안정이어야 한다는 것이 대체적인 결론이라고 할 수 있다. 실제로 한국은행 법령도 통화정책의 목표가 일반물가 수준의 안정을 유지하는 것임을 명시하고 있다.

이러한 기준에서 판단한다면, 외환위기 직후의 고금리정책은 필요했던 것으로 보인다. [그림 9]에서 보는 바와 같이, 국내물가는 환율절하로 인한 수입 인플레이의 영향으로 급속히 상승하였다. 즉, 환율의 안정을 달성하지 않고서는 국내물가의 안정을 실현할 수 없는 상황이었다.

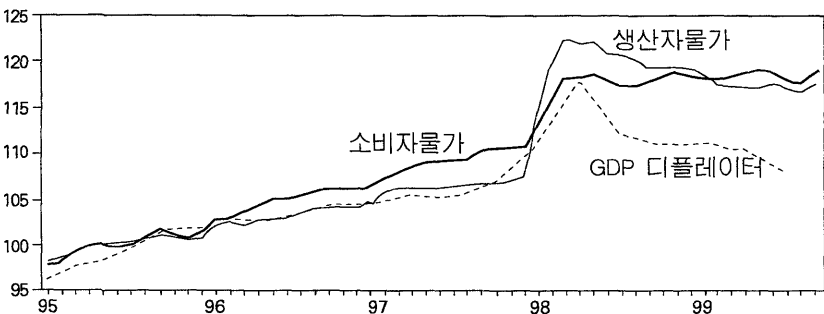
그러나 1998년 4월 이후에는 통화당국이 더욱 신속하게 정책

기조를 완화할 소지가 있었던 것으로 보인다. 소비자물가는 더 이상 상승하지 않고 있었으며, 생산자물가는 환율이 안정됨에 따라 하락하기 시작하였다. 실제로 GDP디플레이터는 1998년 2/4분기에 큰 폭으로 하락하였으며, 그 이후로도 줄곧 그 수준을 유지하였다 (그림 9 참조).

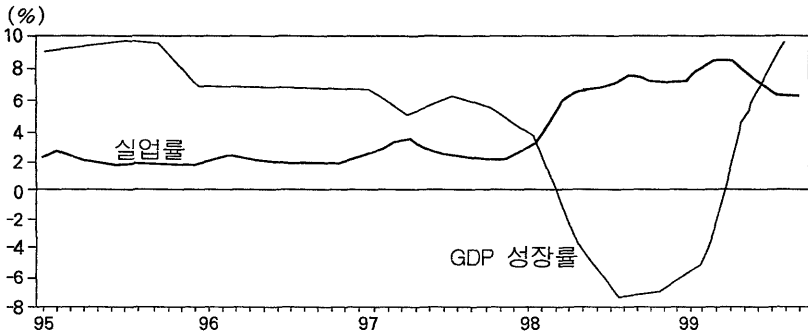
또한 단기적으로 통화정책이 경제의 실물부문을 고려해야 한다고 주장한다면, 당시의 실물부문 상황은 보다 팽창적인 통화정책을 요구하고 있던 상황이라고 할 수 있었다. 내수가 위축되면서 경상수지흑자가 GDP 대비 10%를 상회하였고, GDP는 1998년 2/4~3/4분기 동안 전년동기 대비 7% 이상 하락하였다(그림 10 참조). 실업률은 폭증하고 있었으며(그림 10 참조), 임금수준은 꾸준히 하락하였다. 한마디로 중기적인 인플레이 가능성을 암시하는 어떠한 경제지표도 존재하지 않았다. 이러한 거시경제지표들이 시사하는 바는 인플레이보다는 디플레이의 가능성이었다.

이러한 논점에 대한 분석적 접근의 한 방법은 잠재생산 능력에서 괴리된 총수요압력을 추정하는 것이다. 이를 위하여 Blanchard and Quah(1989)의 분석방법을 한국 자료에 적용하였다. 이 접근방법에서, 공급부문의 충격은 단위근이 존재하는 반면 수요부문은

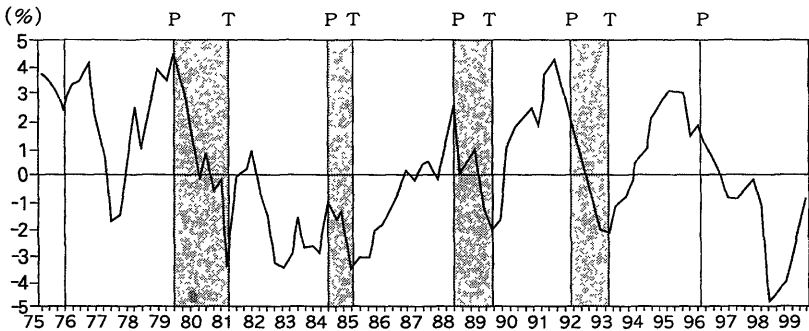
[그림 9] 물가지수



[그림 10] GDP 성장률 및 실업률



[그림 11] 총수요압력



안정적(stationary)이라고 가정되고 있으며, 김준일(1996)을 따라 1974년부터 계절조정된 GDP 및 GDP디플레이터를 사용하였다.

[그림 11]은 수요측 충격만으로 도출된 총수요압력의 추정치를 보여주고 있으며, 통계청에서 공식적으로 정의한 경기저점 및 정점이 함께 표시되어 있다. 이 추정결과는 1998년 2/4~3/4분기에 큰 폭의 디플레 갭(전 표본기간 동안 가장 작은 값)이 존재하였으며, 그 이후 급속히 감소하였음을 시사한다.<sup>4)</sup> 물론 이 결과는 디

4) 비록 추정 GDP갭이 과거에 비해 큰 수치를 보이지만, 그 기간동안의 GDP 감소를 고려하면 작은 수치라고 할 수 있다. 이것은 모델에서 GDP의 감소가 상당부분 부(-)의 공급충격에 의한 결과임을 암시한다.



플레 갭이 고금리정책 혹은 다른 요인에 기인한 것인지에 대해서 설명하지는 못하고 있다. 그럼에도 불구하고, 이러한 결과는 물가 안정을 해치지 않고도 보다 확장적인 통화정책을 취할 여지가 있었음을 시사한다고 하겠다.

## VI. 결론 및 본 논문의 한계

본 연구는 IMF의 고금리 처방이 환율을 안정시키는 데 효과적이었는가에 대하여 고찰하였다. 여기에서 분석한 축약형 회귀방정식(reduced form regression)의 결과는 그 답변이 긍정적이었음을 시사한다. 비록 환율안정의 가장 큰 요인은 외환유동성의 회복인 것으로 보이나, 외환유동성이 어느 정도 회복될 때까지는 고금리정책이 환율안정에 어느 정도 기여했던 것으로 추정된다. 이와 같은 상황을 Furman and Stiglitz(1998)의 표현을 빌려 표현한다면, 일시적인 고금리정책은 최소한 경제의 기본여건(fundamentals)이 회복될 때까지 ‘시간을 벌어주는(bought time)’ 역할을 어느 정도 하였다고 할 수 있을 것이다. 이와 함께 외환위기 이후의 금리정책에 가장 크게 영향을 미친 부분은 당시 통화당국이 공언한 바와 같이 외환시장의 안정여부였던 것으로 확인되고 있으나, 고금리정책에 의한 경제불안이 오히려 환율을 상승시키는 요인으로 작용했다는 직접적인 증거를 확인하지는 못하였다.

그러나 본 논문에서 시도된 추정의 한계에 대해서도 보다 명확히 언급할 필요가 있다. 우선 본 논문에서의 추정은 환율기대를 명시적으로 분석하지 못한 축약형 회귀방정식에 의존하고 있음을 지적할 필요가 있다. 사실 이와 같은 한계는 본고에서 언급하였던

이자율 평형식이라는 구조방정식과 본고의 실증분석 결과 사이의 관계가 명확히 설정되지 못하게 하는 가장 큰 장애요인으로 지적될 수 있다.

아울러 추정결과가 어느 정도 robust한지에 대한 충분한 검증이 이루어지지 못하였다는 점도 본고의 큰 한계로 지적될 수밖에 없다. 본 논문에 보고되지는 않았으나 개략적으로나마 표본기간을 변화시켜 본 결과, 본고의 주요 결과는 대부분 외환위기 직후에 발생한 변수들의 변화에 의하여 주도되고 있는 것으로 보인다.

마지막으로 환율과 금리의 동시적 추세안정에 결정적으로 기여한 것으로 분석된 외환보유고 대비 단기외채 비율이라는 변수 (*ILLIQ*)가 외삽법(interpolation)에 의하여 자의적으로 구축되었다는 점도 큰 한계라 하겠으며, 보다 포괄적 의미에서 고금리정책의 적절성 여부에 대한 판단은 본 연구에서 제시된 결과 이외에도 많은 실증분석이 뒷받침되어야 할 것이라는 점을 강조할 필요가 있을 듯하다.

## ▷ 참고 문헌 ◁

- 김준일, 「경기변동과 GDP갭」, 『KDI 정책연구』, 제18권 제1호, 한국개발연구원, 1996, pp.217~270.
- 박대근 · 최인, 「고금리정책은 환율안정에 효과가 있는가?: 아시아 외환위기를 중심으로」, 『한국경제의 분석과 패널』, 한국금융연구원, 1999.
- 함준호 · 유재균, 「90년대 국내 금융기관의 환율위험 분석」, 『KDI 정책연구』, 제21권 제2호, 한국개발연구원, 1999.

- Blanchard, Olivier J. and Danny Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol.79, September 1989, pp.655~673.
- Cho, Dongchul and Kiseok Hong, "Currency Crisis of Korea: Internal Weakness or External Independence?" manuscript, Korea Development Institute(forthcoming in the 10th Annual East Asia Seminar on Economics, NBER), 1999.
- Fischer, Stanley, "The Asian Crisis: A View from the IMF," [www.imf.org/external/np/speeches/1998/012298.htm](http://www.imf.org/external/np/speeches/1998/012298.htm), 1998.
- Furman, Jason and Joseph E. Stiglitz, "Economic Crises: Evidence and Insights from East Asia," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.2, 1998, pp.1~135.
- Goldfajn, Ilan and Poonam Gupta, "Does Monetary Policy Stabilize the Exchange Rate Following a Currency Crisis," International Monetary Fund WP 9942, 1999.
- Nam, Il - Chong, Yeongjae Kang, and Joon - Kyung Kim, "Comparative Corporate Governance Trends in Asia," Working Paper submitted to the Conference on Corporate Governance in Asia: A Comparative Perspective sponsored by OECD and KDI, March, 1999.
- Sachs, Jeffrey D., "The Wrong Medicine for Asia," *New York Times*, November 3, 1997.

## ■ 論 評

---

### 李 永 燮

(숙명여자대학교 무역학과 교수)

#### 1. 개 요

이 논문은 외환위기를 극복하기 위한 긴축정책과 관련된 여러 가지 이슈 중의 하나, 즉 긴축통화정책이 실제로 환율을 안정시켰는가 하는 통화정책의 유효성 문제를 다루고 있다. 특히 단기적으로 고금리정책이 환율을 안정시키는 데 효과가 있는지를 분석하고 있다. 이 논문의 주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약될 수 있다. 외환위기 이후 환율을 안정시키는 데 가장 큰 원동력이 된 것은 경상수지흑자 및 외자유입 등에 따른 외환유동성의 회복이었다. 그러나 외환유동성이 회복될 때까지 단기적으로는 고금리정책이 환율을 안정시키는 데 기여하였다.

#### 2. 논 평

외환위기 이후 우리나라에 대한 IMF의 고금리정책이 적절하였는가 하는 문제에 대해서 많은 논쟁이 있었음에도 불구하고 실증분석은 거의 없었다. 이 논문은 IMF의 정책에 대한 체계적인 평가를 내린 소수 논문 중의 하나라는 점만으로도 기여한 바가 크다고 할 수 있다. 또한 이 논문에서 긴축정책이 환율안정에 미치는 다양한 경로를 고려하고 있다는 점도 추가적인 기여라고 평가할 수 있다. 즉, 대부분의 문헌들은 긴축정책의 환율안정경로로서 IMF가 일관되게 주장한 수익률경로만을 분석대상으로 삼

는 경향이 있었는데, 이 논문은 이자율격차에 따른 수익률경로뿐만 아니라 수익률과 다소 무관한 유동성경로도 고려하고 있다. 이러한 고려는 저자들이 주장한 바와 같이 위험요인에 대한 분석에 초점을 맞추므로써 가능하게 된다. 마지막으로, 많은 사람들이 IMF의 정책을 비판하면서 확장정책을 시행하는 것이 더 타당했다는 주장들을 하고 있지만 실상 내용을 들여다보면 설득력 있는 근거를 제시하지 못한 경우가 많았다. 그런데 이 논문은 IMF 정책에 대한 대안으로서의 확장정책에 대한 논리적 및 실증적 근거를 제시해 주고 있다는 점에서도 중요한 기여를 하고 있다고 평가된다. 예를 들어, 저자들은 [그림 11]에서 IMF정책 이후 디플레이션쟁이 그 어느때보다도 심했었음을 보여주면서, 이는 물가안정을 해치지 않고도 확장정책을 취할 수 있는 여지를 시사해 준다고 지적하고 있다.

이처럼 이 논문은 많은 면에서 공헌을 하고 있으나, 논문을 개선시키는 데 참고가 될 수 있도록 관련된 다른 문헌들과 비교해 몇 가지 지적을 하고자 한다.

첫 번째 문제는 긴축정책의 정의와 관련된 문제이다. 이 논문에서는 긴축정책에 대해 명확한 정의를 내리고 있지 않지만, 실증분석과정을 살펴볼 때 콜금리가 높아지면 긴축통화정책, 낮아지면 팽창통화정책으로 간주하고 있다고 생각된다. 그러나 이러한 정의에 따른 실증분석은 통화위기 이후의 긴축정책효과를 검정하는 것이라기보다는 단순히 이자율과 환율 간의 상관관계에 대한 분석이라고 볼 수도 있다. 따라서 통화위기 이후 IMF의 정책처방에 대한 판단을 내리기 위해서는 보다 상황에 적합한 정의를 내릴 필요가 있다.

예를 들어, 이동평균에 기초한 추세값을 이용하든 아니면 구조방정식에 기초한 값을 이용하든 나름대로의 균형이자율을 정

한 뒤 그로부터 일정한 범위를 넘어서는 이자율이 있으면 그 기간을 긴축통화정책을 실시한 기간이라고 정의할 수 있을 것이다. 또는 우리나라의 경우 IMF 개입 직후 일정 기간동안 RP금리가 콜금리(call rate)를 초과한 적이 있는데, 이 기간을 통화위기를 극복하기 위한 일시적인 긴축통화기간으로 간주해 볼 수도 있을 것이다. 따라서 이와 같은 기간들에 대해 긴축통화정책 더미변수를 설정하고 실증분석을 해보는 것도 유용한 방법이라고 생각된다.

이와 아울러 부수적으로 일정기간 긴축통화정책이 계속될 때 이를 1회의 긴축통화정책으로 간주할 것인지 아니면 매기마다 새로운 긴축통화정책이 실시된 것으로 간주할 것인지 하는 문제도 고려해 보아야 할 것이다. 특히 일별자료를 이용하는 경우 이에 대해 구분할 필요성이 더욱 커진다.

둘째로, 이 논문의 목적이 기본적으로 IMF 고금리정책의 유효성에 대한 것이지만 다른 한편으로는 환율안정에 대한 고금리정책의 기여도와 외환유동성 회복의 기여도를 비교하고 있다. 그런데 이러한 상대적인 기여도를 비교하고자 한다면 단순하게 VAR 모형을 돌리고 나서 예측오차의 분산분해분석을 해보면 될 것으로 생각되는데, 충격반응함수까지는 보여주고 분산분해분석 결과를 제시하지 않은 데 대해서는 다소 의외라는 생각이 든다.

아울러 중요한 결론이 “고금리정책이... 시간을 벌어주는 역할을 하였다”고 한다면, 결론을 보다 확실하게 하기 위해 분석기간을 외환유동성이 전혀 회복되지 못한 기간과 어느 정도 회복된 기간으로 분리해 비교분석하는 것도 유용할 것 같다. 즉, 기간을 분리해 분석한 결과, 전자의 기간에서는 고금리정책의 효과가 상대적으로 크게 나타나고 후자의 기간에서는 상대적으로 작게 나타난다면 저자들의 주장은 더욱 설득력이 있을 것이다.

셋째, 이 논문의 분석에서 가장 중요한 변수 중의 하나로서 외환유동성을 대변하는 *ILLIQ*를 들 수 있다. 그런데 심리적으로 본다면 단기외채:외환보유고 비율이 영향을 미칠 가능성이 크겠지만, 시장에서의 외환유동성 회복 차원에서 본다면 외환보유고 자체만을 고려해도 큰 문제가 없을 것이라고 생각한다. 예를 들어, 외채를 들여와 외환보유고를 증대시키는 경우 단기외채:외환보유고 비율이 변하지 않을 수도 있지만 외환유동성은 개선될 수 있을 것이다.

## 辛 仁 錫

(본원 연구위원)

97년 11월 외환위기 발생으로 12월 IMF 구제금융이 제공되면서 IMF가 한국에 권고한 긴축적 거시정책은 처음부터 논란의 대상이었다. 평자는 아직도 이 논문의 主著者인 조동철 박사와 함께 IMF 방문단을 상대로 벌였던 舌戰을 기억한다. 사실 평자로서는 한국정부와 IMF가 발표한 합의문을 펼쳐든 순간, 그것이 담고 있는 정책패키지가 과거 멕시코 등 남미국에 권고되었던 것과 너무나도 유사함에 놀라움을 금치 못하였다. 특히 고금리정책과 긴축적 재정정책은 쉽사리 납득이 가지 않는 대목이었다. 어찌되었든 긴축적 거시정책은 한동안 지속되었고 논란은 그보다도 더 오랜 기간 계속되고 있다. 에피소드를 처음부터 끝까지 지켜본 평자로서는 이제 학자들이 맺어주어야 할 결말이 더없이 궁금하다. 이런 점에서 이 논문이 주는 즐거움은 여느 논문을 쉽게 능가한다.

고금리정책에 대한 논란은 평자가 볼 때 크게 두 가지로 대별된다. 첫째는, 고금리가 환율안정에 도움을 주었는가에 대한 논

란이다. 둘째는, 과연 그것이 효율적인 방법인가에 대한 논란이다. 前者는 고금리정책의 便益이 존재하는지의 여부에 관한 것이고, 後者는 편익이 있다 해도 비용을 같이 감안하거나 다른 대안과 비교할 때 고금리정책이 선택할 만한 정책인가에 관한 것이다.

이 논문은 두 가지 이슈 중 첫 번째를 주로 다루고 있다고 생각된다. 그리고 그 결과는 便益이 전혀 없었음을 시사하는 것으로 읽힌다. 즉, 계량분석 결과 고금리정책이 환율안정에 부정적 영향을 미친 것으로 나오지는 않는다는 것이다. 행해진 계량분석은 꼼꼼하고 해석도 알기 쉬워서 이 정도의 성과만으로도 이 논문의 기여도는 있다고 생각된다. 그러므로 이하 평자의 논평은 “욕심을 부린다면...”이라는 전제를 달고 읽어주기 바란다.

著者들이 계량분석의 이론적 틀로 삼고 있는 것은 다음의 이자율 평형식이다.

$$e_t = -i_t + i_t^* + E_t e_{t+1}$$

이 식은 裁定去來에 근거하여 도출된 것이므로 외환위기가 발생한다고 해서 식의 형태가 바뀌어져야 할 이유는 없다. 그러나 논란이 지속되는 이유는 기대환율  $E_t e_{t+1}$ 이 무엇의 함수인지는 불분명하고, 특히 외환위기를 전후하여 함수의 형태가 달라질 가능성을 배제할 수 없기 때문이다. 예컨대, Stiglitz 등의 주장을 식으로 표현한다면 가장 단순한 형태에 있어서는 다음을 생각해 볼 수 있을 것이다.

$$E_t e_{t+1} = ai_t + h(), a > 0$$

즉, 기대환율이 금리의 함수이고 특히 그 관계의 부호는 陽이라는 것이다. 이 식을 원래의 이자율 평형식에 대체해서 삼입하



면 다음의 式이 얻어진다.

$$e_t = (a-1)i_t + i^* + h()$$

이 식은 논문의 著者들이 계량분석을 시행한 식과는 거리가 있고, 그래서 이 점이 評者가 제기하고자 하는 첫 번째 제언이다. 즉, 검증되어야 할 가설은 단순히 금리의 계수가 陰인지의 여부가 아니라  $(a-1)$ 이 陰인지의 여부라고 생각된다.

물론 이 식을 이용해서 실제 계량분석을 하고자 한다면 검증 과정에서 좀더 주의가 필요할 것이다. 그 이유는 두 가지이다. 첫째, 엄밀히 따져 볼 때 우리가 검증하고자 하는 가설은 “① 외환위기 발생 직후 이자율 평형식에서 기대환율의 함수식은 변화한다, ② 그리고 변화방향은  $a$ 가 커지는 쪽이다”라는 두 가지 가설의 복합이기 때문이다. 이 점은 만일 이자율 평형식이 항상 계량적으로 안정되어 있어 평소 금리의 계수가 1에서 크게 다르지 않은 쪽으로 나왔다면 그다지 문제가 되지 않은 사항이다. 그러나 그렇지 않다고 하면, 필요한 과제는  $(a-1)$ 이 음인지를 보이는 것이 아니라 그 크기가 외환위기 직후 고금리정책기와 여타 시기간에 어떠한 차이를 보이는가이다. 요컨대, 검증되어야 할 가설은 “ $(a-1) < 0$ ”이라기보다는 “ $(a-1)=$ 평소치”라고 볼 수 있음이다. 둘째, 언급했듯이 애초에 상정한 기대환율식은 가장 단순한 형태를 생각한 것이다. 이 기대환율식이 실제를 그런대로 그려낸다는 보장은 전혀 없는 것이므로, 믿을 만한 기대환율식을 찾아내는 노력이 선행되어야 하기 때문이다.

이런 점들을 고려해 본다면 저자들의 단순회귀분석의 결과는 아직 확정적이지는 못한 것이 아니냐는 생각이 없지 않다.

理想的으로는 이자율 평형식은 항상 성립하여야 하므로 공적분 관계를 보여야 한다. 그러나 우리가 기대환율식을 모르고 있

으므로 계량상 공적분 관계를 이용하는 것은 불가능할 수 있고 그래서 단순회귀식은 사실 큰 의미가 없을 수 있다. 이렇게 되면 결국 의존하여야 할 것은 차분된 변수들을 이용한 구조모형의 건설과 이에 대한 계량분석의 적용이다. 저자들은 이 방식을 마지막에 택하고 있다. 그러나 著者들이 인정하듯이 아직은 시험적 모형이라 잘 이해가 되지 않는 점들이 있다. 첫째, 무엇보다도 현재의 VAR분석을 통해 기대환율식에 대해 우리가 얻게 되는 정보가 무엇인지가 불분명하다. 즉, 논쟁의 해결에 기여하는 점이 무엇인지를 알기 어렵다는 이야기이다. 둘째, 환율에 대한 impulse response function의 도출에 있어 유동성 변수가 변화하는 이유를 이해하기 어렵다. 脚註에 간단한 설명이 있으나 여전히 이해가 되지 않는다. 셋째, 단순회귀식에서와 같이 보여야 할 점은 금리상승에 대한 환율반응이 평소에 비해 어떠한가가 아닐까 생각된다.

이상 評者의 임무에 충실하기 위하여 나름대로 욕심이 나는 점들을 지적하였다. 다시 한 번 재미있는 논문을 읽게 하여준 저자들에게 감사하며 후속연구를 기대한다.