

資本市場 開放과 通貨危機: 새로운 換率 高評價 尺度를 中心으로*

金寬永** · 朴大槿** · 李昌鏞***

논문 초록

본고는 역외선물환 자료를 사용하여 외환위기를 전후한 기간 동안 원-달러 환율의 고평가 정도를 측정하고 이를 이용하여 해외자본의 유출입 양상을 설명하고 있다. 자본의 국가간 이동이 자유롭다면 선물환율과 현물환율 사이에는 무위험 이자율평가(covered interest rate parity)라 불리는 재정조건(arbitrage condition)이 성립한다. 본고는 역외선물환 자료를 사용하여 이자율평가조건을 충족시키는 현물환율을 계산한 후 실제 현물환율이 계산된 현물환율로부터 어느 정도 괴리되었는지를 통해 환율의 고평가 여부를 측정한다. 이렇게 측정된 환율의 고평가, 저평가 정도는 역외선물환 시장에서 투자자들이 적절하다고 생각하는 현물환율에 비해 실제 현물환율이 어느 정도 괴리되었는지를 나타낸다고 해석될 수 있다. 실증 분석 결과 원화는 달러화에 대해 1997년 11월 약 8~10% 정도 고평가되었다가 1998년 초반 명목환율이 급격히 하락함에 따라 저평가 상태로 반전하게 된다. 비록 본고의 척도는 균형환율 또는 최적환율로부터의 괴리를 측정하는 것은 아니지만, 한국과 같이 외환보유고가 불충분한 소국 개방경제에서 해외투자자들의 투기적 공격이 어느 정도일지 판단하는 데 매우 유용한 단가지표가 될 수 있다.

핵심주제어: 외환위기, 환율의 고평가, 역외선물환율, 자본이동

경제학문헌목록 주제분류: F0, F3

* 본 논문은 1997~1998년 한국학술진흥재단의 학술연구비에 의하여 지원되었습니다. 논문 초고에 조언을 주신 김인준·김준원·박원암·송병호·이우현·이종화·조동철 박사님, 거시경제연구회, 국제경제연구회 회원들과 본 논문에 대해 유익한 논평을 주신 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

** 한양대학교 경제학부 교수

*** 서울대학교 경제학부 교수

I. 서론

본 논문에서는 1997년 한국의 통화위기(currency crisis)를 전후하여 원-달러 환율이 어느 정도 고평가되었는지를 측정하기 위한 새로운 척도를 제시하고 이를 이용하여 통화위기를 전후한 기간의 한국의 자본유출입 행태를 설명해 보고자 한다.

1997년 말 한국을 비롯한 아시아 경제가 경험한 경제위기의 원인과 성격에 대해서는 그동안 많은 논의가 있어 왔다. 이들 논의는 주로 재정적자와 통화팽창에 의해 발생하는 전형적인 개도국의 통화위기와는 달리 아시아 통화위기는 도덕적 해이로 인한 금융기관의 부실화와 기업의 과잉투자, 국제투자자들의 돌발적인 자금회수, 자본자유화에 따른 붐-버스트 사이클(boom-bust cycle) 등의 요인에 의해 발생하였음을 지적하고 있다(Corsetti, Pesenti, and Roubini, 1998; Krugman, 1998; Lane *et al.*, 1999; Park and Rhee, 1998; Radelet and Sachs, 1998).

이 중에서 붐-버스트 사이클 이론은 자본자유화의 추진에 따라 아시아 국가로의 급격한 자본유입이 일어났다는 사실을 주시하고 있다. 급격한 자본유입은 환율을 하락시키고 국내흡수를 증가시킴으로써 경상수지를 악화시키는 등 자본유입의 문제를 야기한다. 경상수지 적자에도 불구하고 자본유입이 지속됨에 따라 환율의 고평가는 계속되고, 이로 인해 외채는 지속적으로 증가한다. 결국 외채의 누적으로 인해 국가의 외채 상환능력에 대한 회의가 발생함에 따라 국제투자자들이 자본회수에 나서고 이에 따라 통화위기가 발생한다는 것이다.

이처럼 근본원인에는 차이가 있을지라도 경제의 기초여건과 조화되지 않는 수준에서 환율관리가 이루어졌다는 점은 아시아 통화위기와 전형적인 개도국 통화위기의 공통점이라 할 수 있다. 한국의 경우도 자본유입에 따라 1990년대 중반에 원화 가치가 지속적으로 절상되었으며 경상수지 적자가 누적되었기 때문에 통화위기 이전에 원화가 고평가되어 있었을 것이라는 것이 일반적인 인식이다.

그런데 원화의 고평가 여부에 관한 기존의 연구들은 대부분 위기 직전에 원화가 고평가되어 있지 않았다는 결론을 내리고 있다. 구매력평가기설이나 장기균형환율 개념을 사용한 기존의 실증분석 연구에 의하면 외환위기 이전에는 원화가 그다지 고평가되어 있지 않았으며, 일부 연구들은 원화가 오히려 저평가되어 있었음을 보여 준다(Goldfajn and Baig, 1998; Chinn, 1998, 1999; 이진면, 1997). 이는 원화 고평가로 인해 수출이 부진하였고 과소비가 조장되어 외환위기가 왔다는 일반인의 인식과

반대되는 결과이다.¹⁾

기존의 연구들이 원화의 고평가 여부를 판단하기 위해 사용하는 균형환율은 주로 구매력평가나 경상수지 균형과 같은 경상거래의 균형을 중심기준으로 하고 있다. 이와 같은 기준은 자본의 국제이동성이 매우 제약되어 있는 경제의 균형환율 측정에는 적합하나, 자본시장이 어느 정도 개방되어 있는 경제에서의 단기적인 환율고평가 여부의 척도로 사용하는 데에는 문제가 있다.

한국경제는 자본의 국제이동성이 완전하다고는 할 수 없지만, 주식시장을 비롯한 자본시장이 어느 정도로는 개방되어 있었고, 통화위기의 전개과정에서도 국제투자가의 투자심리 악화에 의한 대규모 자본유출 현상이 나타난 만큼, 원화 고평가의 여부를 측정하기 위한 척도도 자본시장 개방하에서의 국제투자가의 투자심리를 반영할 수 있어야 함이 타당할 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 자본시장이 개방된 상태에서 국제투자가의 투자심리에 따라 자본의 유출입을 설명할 수 있는 새로운 환율의 고평가 척도를 제시하고 이를 이용하여 1997년 한국의 통화위기를 전후한 기간의 자본 유출입을 설명해 보고자 한다.

이를 위해 본고에서는 기존 문헌과는 달리 역외선물환 자료를 사용하여 원-달러 환율의 고평가 정도를 측정하는 새로운 방식을 제시한다. 자본의 국가간 이동이 자유롭다면 선물환율과 현물환율 사이에는 무위험 이자율평가(covered interest rate parity)라 불리는 재정조건(arbitrage condition)이 성립해야 한다. 본고는 역외선물환율 자료를 사용하여 이자율평가조건을 충족시키는 현물환율을 계산한 후 실제 현물환율이 계산된 현물환율로부터 어느 정도 괴리되었는지를 통해 환율의 고평가 여부를 분석한다. 이렇게 추정된 환율의 고평가, 저평가 정도는 역외선물환 시장에서 투자자들이 적절하다고 생각하는 현물환율에 비해 실제 현물환율이 어느 정도 괴리되었는지를 나타낸다고 해석될 수 있다. 본고가 이러한 해석을 할 수 있는 것은 역내선물환율이 아닌 역외선물환율을 사용하기 때문이다. 이를 좀더 자세히 설명하여 보자.

이자율평가조건에 포함되는 현물, 선물환율은 모두 내생변수가 되어야 한다. 그러나 본고가 이자율 평가조건에서 현물환율과 달리 역외선물환율을 마치 외생변수처럼 취급하는 것은 외환위기를 전후한 시기에는 역외선물환율이 현물환율보다 시

1) 비록 소수이지만은 하나 이충렬·정찬우(2000)와 같이 환율이 고평가되었음을 주장하는 견해도 존재한다.

장 참여자의 기대를 더 정확하게 반영한다고 믿기 때문이다. 즉, 외환위기를 전후 한 시기에는 정부가 역내 외환시장에 적극적으로 개입하기 때문에 역내 현물, 선물 환율은 모두 단기적으로 외환시장 개입 정책에 크게 영향받는다. 그러나 역외선물 환 시장은 정부의 외환시장 개입으로부터 상대적으로 자유롭기 때문에 시장 참여자들의 expectations를 좀더 정확히 반영할 수 있다. 따라서 역외선물환을 자료로부터 이자율 평가조건을 통해 추론되는 현물환을 또한 역내 현물환율보다 시장 참여자의 기대를 더 잘 반영한다고 해석할 수 있으며, 이렇게 추론된 현물환율을 역내 현물환율과 비교함으로써 정부의 시장개입 정책이 가져온 환율의 고평가 정도를 간접적으로 평가할 수 있게 된다.

한 가지 주의할 것은 역외선물환율로부터 추론된 현물환율은 균형환율(equilibrium exchange rate) 또는 최적환율(optimal exchange rate)이 아니라는 점이다. 만일 역외 선물시장의 해외투자자들이 비합리적 공포(panic)나 집단행위(herd behavior)에 의해 영향받았다면 이들이 기대하는 환율은 경제적 근본요인(economic fundamentals)을 제대로 반영하지 못한다. 따라서 이로부터 추론된 현물환율이 오히려 환율시장 개입 정책에 영향받은 역내 현물환율보다 시장 근본요인으로부터 더 크게 괴리될 수 있다. 역내 현물환율이 역외선물환율로부터 추론된 현물환율과 다르다면 이는 단지 현물환율이 역외시장의 참여자들이 기대하는 환율로부터 괴리되어 있음을 의미할 뿐이지, 본고의 척도가 역내 현물환율의 최적성까지 평가할 수는 없다. 이러한 제약에도 불구하고 한국과 같이 충분한 외환보유고를 가지고 있지 못한 소국 개방경제의 입장에서 보면 본고의 척도는 해외투자자들의 투기적 공격이 어느 정도일지 예상하고 이에 대한 정책대응을 준비하는 데 매우 유용한 지표가 될 수 있다.

분석 결과 기존 문헌의 결과와는 달리 1997년 11월 원화는 약 8~10% 정도나 고평가된 것으로 나타났다. 그러다가 외환위기로 인해 명목환율이 급격히 하락함에 따라 1998년 초반에는 원화가 저평가 상태가 된다. 1998년 중반부터는 러시아, 브라질 외환위기로 인해 국제 금융시장이 불안해지면서 원화는 다시 고평가 상태로 바뀌고 1998년 하반기에 이르러서야 균형상태를 회복한다. 1997년 말 원화의 고평가 정도는 추정방식에 따라 큰 차이가 나지 않는다. 그러나 1998년 초반과 중반 원화의 저평가, 고평가 정도는 추정방식에 따라 결과에 큰 차이가 있다. 본고는 이러한 차이가 국가부도 위험을 반영하는 가산금리 때문에 발생하였음을 밝히고 추정된

환율의 고평가 정도와 해외자본의 유출입 양상과의 관계를 설명한다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 기존 문헌의 방법을 소개하고 이 중 구매력평가에 근거한 방법을 이용하여 원화의 고평가 정도를 평가한다. 제Ⅲ절은 선물환율을 사용하여 환율의 고평가 정도를 분석하는 방법을 소개한 후 이를 이용한 실증분석 결과를 제시한다. IV절은 외환위기를 전후해 나타난 해외자본의 유출입 양상을 본고의 결과와 연계하여 설명하고 있다.

Ⅱ. 원-달러 환율의 고평가 정도

1. 기존 문헌의 방법론

환율의 고평가(overvaluation) 여부를 논할 때 당면하는 가장 큰 문제는 고평가 여부를 판단할 통일된 기준이 없다는 점이다. 일반적으로 환율의 고평가 정도는 균형환율로부터의 이탈(misalignment)로 측정되므로 균형환율의 정의와 측정방법에 따라 평가결과가 달라지게 된다. 균형환율의 정의와 측정에 대한 기존 문헌의 접근 방법은 다양하지만 이들은 크게 구매력평가(purchasing power parity)에 근거한 방법과 균형실질환율에 근거한 방법으로 나누어 볼 수 있다.

구매력평가 방식은 일물일가의 법칙에 근거하고 있다. 두 국가간 생산물 거래가 자유롭다면 동일한 생산물에 대해서는 동일한 가격이 성립하게 되고 이에 따라 실질환율은 일정한 값을 가져야 한다. 즉 S 를 명목환율, P 를 국내 물가수준, P^* 를 외국의 물가수준이라 할 때 실질환율은 $q = SP^*/P$ 로 정의되는데, 구매력평가설이 성립한다면 이 값은 일정해야 한다. 따라서 실질환율이 구매력평가를 충족시키는 상수 값에서 이탈하는 경우 이를 환율이 고평가 또는 저평가된 것으로 해석한다.

구매력평가 방식은 사용하기에 용이하지만 실증적, 개념적으로 많은 문제를 가지고 있다. 표본기간, 대상 국가 그리고 물가지수의 선택에 따라 결과가 민감하게 변할 뿐 아니라 단기적으로는 구매력평가설이 성립하지 않는다는 것이 기존 연구의 결과이다. 구매력평가가 성립된다는 결론을 얻기에는 실질환율의 변동이 지나치게 심하기 때문이다(Froot and Rogoff, 1995). 또한 공적분 검정, 분산비 검정, 오차수정모형 등과 같이 불안정 시계열(non-stationary time series) 분석방법을 통해 구매

력평가가 장기적으로는 성립하는지도 검증하였으나 이에 대한 결론 역시 명확하지 않은 것으로 나타난다(Breuer, 1994).

실증적으로뿐만 아니라 개념적으로도 구매력평가는 균형환율의 기준으로 적절하지 못할 수 있다. 구매력평가는 단순히 국가간 생산물거래가 자유롭다면 재정거래(arbitrage transaction)의 기회가 존재하지 않는다는 원리에만 근거한다. 이에 반해 적절한 대내균형(internal equilibrium)과 대외균형(external equilibrium)의 개념을 정립하고 이를 충족시키는 환율로 균형환율을 정의하여야 한다는 견해가 있다(Edwards, 1994; Williamson, 1994). 이때 대내균형과 대외균형의 요건을 어떻게 정의하느냐에 따라 균형실질환율(equilibrium real exchange rate), 기초균형환율(fundamental equilibrium exchange rate), 자연실질환율(natural real exchange rate), 희망균형환율(desired equilibrium exchange rate) 등과 같이 여러 가지 균형환율의 개념이 제안되어 있다(Williamson, 1994). 예를 들어 균형실질환율은 대내적으로 비교역재 시장을 균형시키고 대외적으로는 경상수지의 지속가능성(sustainability of current account)을 충족시켜야 한다. 경상수지 지속가능성이란 경상수지 흐름이 국가의 외채 원리금 지급능력(solveny)과 상충되지 않음을 의미한다(Milesi-Ferretti and Razin, 1996).

이러한 접근법은 공통적으로 균형환율이 구매력평가에서 주장하는 것과 같이 장기적으로 일정한 값을 가져야 할 필요가 없다는 점에 의견을 같이한다. 즉 시간이 흐름에 따라 대내균형과 대외균형에 영향을 줄 수 있는 요인이 변하면 이를 충족시키는 균형환율도 변화해야 한다는 것이다. 따라서 실질환율이 구매력평가 관계로부터 이탈한다고 해서 반드시 불균형상태라고 생각하지 않는다. 그러나 이러한 접근법은 구매력평가에 비해 개념적으로 진일보한 면이 있지만 실제로 이를 적용하고자 할 때 공통된 기준이 없다는 문제가 있다. 대내, 대외 균형의 개념에도 차이가 있지만 균형환율 계산을 위해 도입하는 경제모형도 다양하기 때문이다.

2. 원-달러 환율의 고평가 정도

Ⅲ절에서 설명할 선물환율을 이용한 접근방법과의 비교를 위해 이 절에서는 구매력평가 기준을 이용하여 외환위기를 전후한 시기에 원-달러 환율의 고평가 정도를 분석해 본다. 구매력평가를 적용하여 균형환율을 계산할 때 우선 해결되어야 할

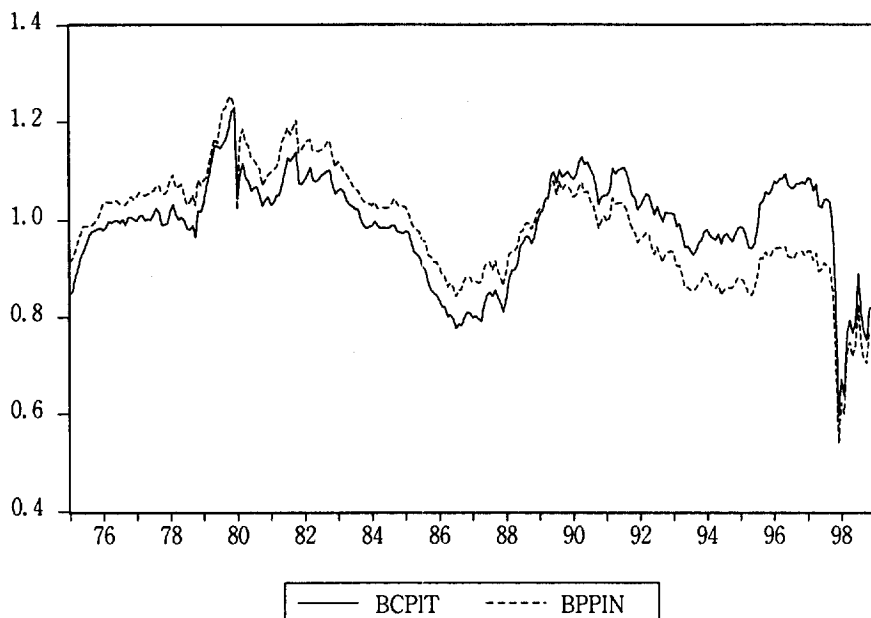
문제가 있다. 실질환율 계산에 물가지수가 사용되기 때문에 실질환율은 지수(index)와 같은 성격을 가지게 된다. 즉 계산된 절대값이 얼마인지는 의미가 없으며 상대적인 등락만이 의미가 있을 뿐이다. 따라서 환율의 고평가 여부를 판단하기 위해서는 국제수지가 어느 정도 균형을 이루었던 기간을 골라 그때의 실질환율을 균형수준으로 선택한다.

이 경우에도 국제수지의 기준으로 경상수지, 기초수지, 종합수지 중 어느 것을 사용하느냐와 국제수지가 균형을 이룬 기간이 여러 번 있을 경우 어느 기간을 선택하느냐에 따라 환율의 고평가 정도가 크게 달라진다. 예를 들어 한국의 경우 경상수지가 비교적 균형을 이루었다고 볼 수 있는 기간은 1985년 상반기~1986년 하반기, 1989년 하반기~1990년 상반기, 1993년의 세 기간이다. 본고의 분석에 따르면 각 기간을 기준시점으로 할 경우 1997년 6월 원-달러 환율의 고평가 정도는 각각 10%, -12.9%, 그리고 3.7%로 크게 차이가 난다. 선택된 기준시점에 따라 고평가 정도뿐만 아니라 고평가 여부에 대한 결론도 민감하게 변화하는 것이 문제이다.

이러한 문제점을 보완하기 위해 Chinn(1998)은 기준연도를 정하지 않는 방법을 제안하였다. 표본 기간중 실질환율이 구매력평가를 충족시키는 방향으로 평균회귀(mean reversion) 성향을 보일 경우 실질환율의 표본 평균을 장기 균형환율로 선택하는 방법이다. <그림 1>은 Chinn의 방법을 이용하여 원-달러 환율의 고평가 정도를 살펴보고 있다. t 기의 실질환율을 q_t , 균형실질환율을 \hat{q}_t 라 정의할 때 <그림 1>의 두 선은 균형실질환율과 실제 실질환율의 비율인 \hat{q}_t/q_t 를 나타낸다. 이 비율이 1보다 큰 경우에는 실제 실질환율이 균형실질환율보다 작은 경우이므로 실질환율이 고평가되어 있다고 해석하며 1보다 작은 경우에는 실질환율이 저평가되었다고 해석한다. 그런데 t 기의 명목환율과 균형명목환율을 각각 S_t 와 \hat{S}_t 로 정의할 때 $\hat{q}_t/q_t = \hat{S}_t/S_t$ 의 관계가 성립한다. 즉 실질환율의 고평가 정도와 명목환율의 고평가 정도가 같다는 뜻이다. 따라서 <그림 1>로부터 우리는 실질환율뿐만 아니라 명목환율의 고평가, 저평가 정도를 평가할 수 있다.

<그림 1>은 미국과 일본 두 국가에 대한 교역량 가중치를 이용해 작성한 실질실효환율지수를 실질환율로 이용하였다. 그림에서 BPPIN로 명명된 점선은 생산자물가지수를 사용한 경우이며 BCPIT로 명명된 실선은 소비자물가지수를 사용한 비율이다. BPPIN은 Chinn(1998)에서와 같이 실질실효환율의 표본 평균값을 균형실질환율로 취하였으며, BCPIT는 균형실질환율을 추정할 때 Goldfajn and Valdes

〈그림 1〉 구매력평가에 의한 원-달러 환율 고평가 정도

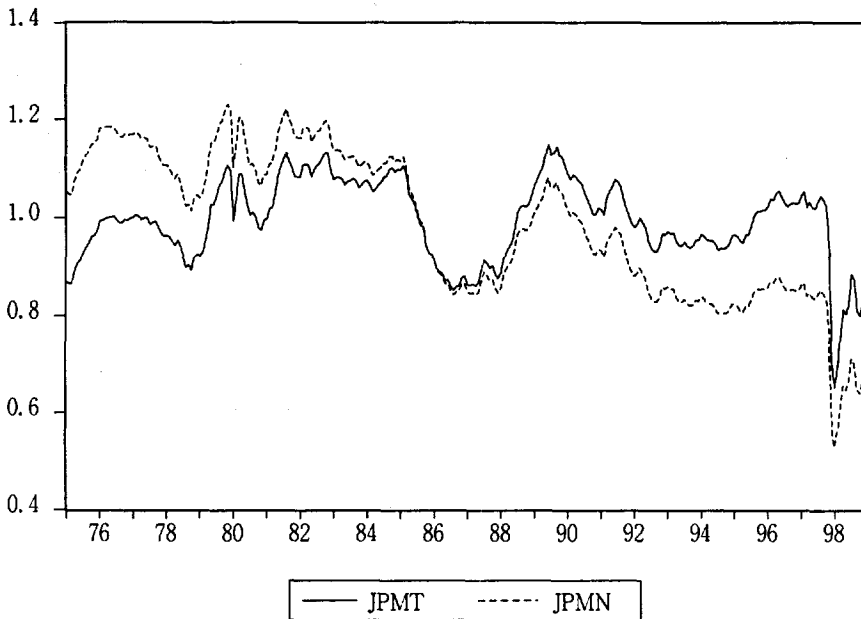


(1996)를 따라 선형 추세항을 추가하였다.²⁾ 두 경우 추정을 위한 표본기간을 1975년 1월부터 1996년 12월로 한정하였다. 1997년 이후 시기를 제외한 것은 외환위기 이전 환율의 고평가 정도를 과소 추정하는 편의(bias)를 가지지만 외환위기로 인한 환율의 비정상적 움직임을 제외한다는 장점도 가지고 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 두 방법을 사용한 비율은 서로 유사하게 움직이고 있지만 환율의 고평가 여부에 대해서는 상이한 결론을 보인다. 외환위기 발생 전인 1997년 6월을 예로 들면 원-달러 환율은 BPPIN에 따르면 10% 정도 저평가된 것으로 나타나며, BCPIT에 따르면 2.6% 정도 고평가된 것으로 나타난다.

〈그림 2〉는 J. P. Morgan이 계산한 다국간 실질실효환율지수를 이용하여 원-달러 환율의 고평가 정도를 추정한 것이다. 그림에서 JPMN으로 명명된 선은 표본 평균을 균형환율로 계산한 경우이며, JPMT는 선형추세를 포함하여 균형환율을 계산한 경우이다. JPMN에 따르면 1997년 6월 원-달러 환율은 15.3% 정도 저평가되어 있으며, JPMT에 따르면 1.9% 정도 고평가된 것으로 나타난다.

2) 추정 결과 균형실효환율은 통계적으로 유의한 양의 추세를 가지는 것으로 나타났다.

〈그림 2〉 J. P. Morgan 실질실효환율지수를 이용한 원-달러 고평가 정도



〈표 1〉 아시아 국가의 환율 고평가 정도

(단위: %)

	Chinn			Goldman Sachs
	PPI 기준 1997년 5월	CPI 기준 1997년 5월	화폐적 모형 1997년 1월	공적분 모형 1997년 6월
태국	7.0	13.3	2.0	3.9
말레이시아	7.9	16.7	2.0	4.4
필리핀	19.0	23.7	-24.6	5.5
인도네시아	-5.5	30.0	0.9	1.2
한국	-9.1	-2.3	-12.3	3.3

주: 양의 값은 고평가를 나타냄.

자료: Chinn(1997, 1998); Goldfajn and Baig(1998).

선형추세를 포함하여 균형환율을 측정한 경우 추세항이 양의 계수를 가지기 때문에 추세를 고려하지 않은 경우에 비해 외환위기 전 환율의 고평가 정도가 보다 크게 나타난다. 그러나 이 경우에도 원화의 고평가 정도는 2~3% 수준이므로 고평가 정도가 그다지 심하지 않은 듯하다. 외환위기 전 원화 환율이 크게 고평가되지 않았음은 기존 실증분석 연구의 공통된 주장인 듯하다. 한 예로 〈표 1〉은 Chinn(1998)

과 Goldman Sachs(1998)에 의해 추정된 아시아 각국 환율의 고평가 정도를 보여 준다. Goldman Sachs는 실질환율과 이에 영향을 미치는 주요 경제변수들 간의 공적분 관계로부터 균형실질환율을 추정하였다. Chinn의 추정치 중 PPI 기준과 CPI 기준은 각각 <그림 1>에서 BPPIN과 BCPIT와 같은 요령으로 계산된 것이다. 화폐적 모형은 Dornbusch(1976)의 경직적 가격모형을 비교역재의 존재를 감안하여 수정한 후 이를 통해 균형실질환율을 추정한 결과이다. <표 1>로부터 외환위기 이전 우리나라의 환율은 동남아 국가들에 비해 고평가된 정도가 매우 작음을 볼 수 있다. 또한 공적분모형을 이용한 방법은 외환위기 직전에 원화가 다소 고평가된 것으로 나타나나 구매력평가나 화폐적 모형을 이용한 방법은 원화가 오히려 저평가된 것으로 나타난다. 이러한 결과는 외환위기 전 원화 환율이 고평가되어 수출이 부진하였고 무역외수지의 적자가 컸다는 일반인의 인식과 거리가 있다.

Ⅲ. 선물환율을 이용한 접근방법

1. 방법론

장기 균형환율 개념에 기초한 기존의 접근방법과는 달리 본고에서는 역의 선물환율을 이용한 새로운 환율의 고평가 척도를 제시해 보고자 한다. 자본의 국가간 이동이 자유롭다면 선물환율과 현물환율 사이에는 무위험 이자율평가(covered interest rate parity)라 불리는 재정조건(arbitrage condition)이 성립해야 한다. 본고는 역의 선물환율 자료를 외생적으로 주어졌다고 보고, 이를 이용하여 이자율평가조건을 충족시키는 현물환율을 계산한 후 실제 현물환율이 계산된 현물환율로부터 어느 정도 괴리되었는지를 통해 환율의 고평가 여부를 분석한다.

물론 현물환율, 선물환율 그리고 이자율은 모두 경제의 내생변수들이다. 따라서, 일반적으로는 이들 중 한 변수를 외생변수로 취급하고 다른 변수를 내생변수로 취급하는 것은 옳지 않다. 그러나 실제로는 이와 같은 예를 흔히 찾아볼 수 있다. 예를 들면, 외환거래자들은 흔히 현물환율과 양국의 이자율을 무위험 이자율평가식에 대입하여 구한 선물환율을 실제 선물거래에 사용한다. 본고에서 제안하는 방법은 위의 방법에서 현물환율과 선물환율의 역할을 서로 바꾼 것이다.

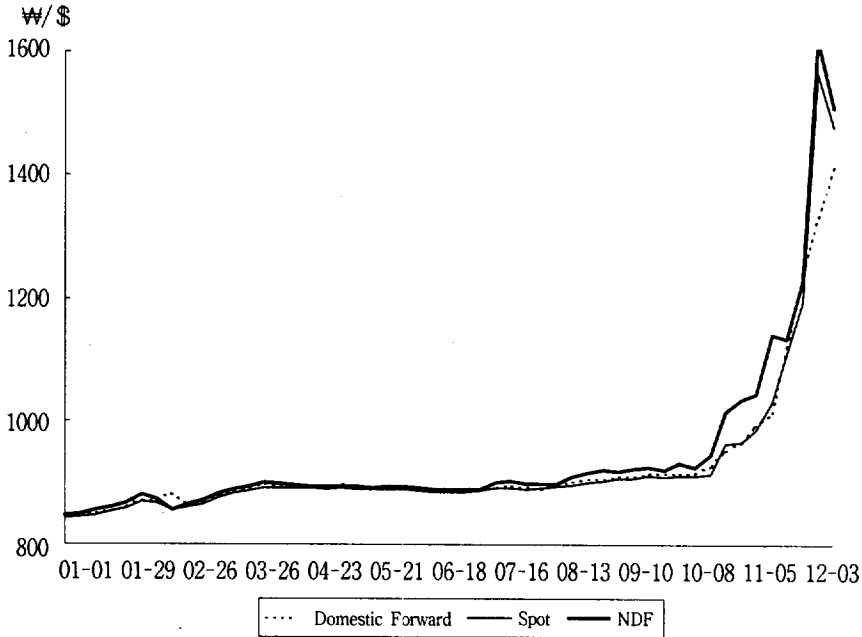
본고가 역외선물환율로부터 균형 현물환율을 추정한 것은 통화위기를 전후한 시기에 역외선물환율이 역내 현물, 선물환율보다 시장 참여자들의 기대를 더 잘 반영하고 있음을 믿기 때문이다. 즉, 외환위기를 전후한 시기에는 정부가 역내 외환시장에 적극적으로 개입하기 때문에 역내 현물, 선물환율은 모두 단기적으로 외환시장 개입 정책에 크게 영향받는다. 그러나 역외선물환 시장은 정부의 외환시장 개입으로부터 상대적으로 자유롭기 때문에 시장 참여자들의 예상을 좀더 정확히 반영할 수 있다. 따라서 역외선물환율 자료를 이용하여 평가조건을 통해 추론되는 현물환율 또한 역내 현물환율보다 시장 참여자의 기대를 더 잘 반영한다고 해석할 수 있으며, 이렇게 추론된 현물환율을 역내 현물환율과 비교함으로써 정부의 시장개입 정책이 가져온 환율의 고평가 정도를 간접적으로 평가할 수 있게 된다.

본고에서 사용한 역외선물환 자료는 NDF(non-deliverable forwards) 선물환 자료이므로 구체적으로 방법론을 논의하기 전에 우선 NDF 시장에 대해 좀더 자세히 알아보자. NDF 시장이란 홍콩과 싱가포르에서 운영되는 역외 선물환시장으로 주로 자본통제로 인해 역내 선물환시장에 대한 외국인의 참여가 제한된 통화가 거래된다. 해외반출이 금지된 통화에 대한 파생상품이기 때문에 결제일에 실제 통화의 인도가 이루어지지 않고 대신 차액만이 달러화로 결제된다. 가장 거래가 활발한 통화는 원화와 대만 달러화로 1997년의 경우 원화와 대만 달러화의 거래는 각각 미화 2,500만 달러와 1,500만 달러에 달했다.

통화위기가 발생하기 이전 한국의 통화당국은 원-달러 환율을 안정시키기 위해 현물환시장과 선물환시장을 포함한 국내 외환시장에 적극적으로 개입하였다. 그 결과 현물환율뿐만 아니라 국내 선물환율도 시장균형가격과는 괴리되어 있었다. 그러나 외환시장 개입으로부터 상대적으로 자유로운 역외선물환 시장에서 결정된 선물환율은 국내 선물환율과는 달리 시장 참여자들의 예상을 좀더 정확히 반영할 수 있었다.

이와 같은 사실은 1997년중 국내 선물환시장에서의 원-달러 선물환율(1개월물)과 역외선물환시장인 NDF(non-deliverable forwards) 시장에서의 원-달러 선물환율(1개월물)을 현물환율의 움직임과 함께 보여주는 <그림 3>으로부터도 알 수 있다. 그림에서 볼 수 있듯이 1997년 7월 이전에는 선물환율과 현물환율은 거의 같은 수준을 유지하고 있는데 이는 적어도 1997년 상반기까지 두 시장에서 투자자들이 모두 원화의 급격한 평가절하를 예상하지 못했음을 의미한다. 그러나 1997년 7월 이후

〈그림 3〉 국내 선물환율과 NDF 선물환율의 비교



NDF 시장의 선물환율이 현물환율보다 빠르게 상승하는 것으로 보아 통화위기가 본격적으로 시작되기 전인 10월 말 이전부터 투자자들이 원화의 평가절하를 예상하였다고 볼 수 있다.³⁾ 이에 반해 국내 선물환시장의 선물환율은 11월 초까지도 거의 평가절하를 예상하지 못하고 있는 것으로 나타난다. 이는 국내 선물환시장의 거래 규모가 작고 비효율적인 데도 원인이 있지만, 통화당국이 원-달러 환율의 안정을 위해 선물환시장에 개입한 데 더 큰 원인이 있다. 이러한 이유로 본고는 NDF 선물환율이 현물환율이나 국내 선물환율보다 시장 참가자의 기대를 더욱 잘 반영하고 있으며 따라서 이로부터 계산된 현물환율을 외환시장의 개입이 없었을 경우 나타났을 균형환율로 해석하려 한다.

3) 박해식·송치영(1999)은 강한 환위험 할증의 존재로 말미암아 NDF 선물환율이 미래 원-달러 현물환율에 대한 불편예측치는 될 수 없지만, 두 변수간에 공적분관계가 존재하며 이 관계를 이용하여 환율을 예측할 경우 임의보행모형에 비해 예측력이 우수하다는 점에서 NDF 환율이 국내 원-달러 현물환율의 미래 움직임을 예측하는 데에 유용한 정보를 가지고 있다고 주장하였다.

물론 이와 같은 방법에 의해 측정된 환율의 고평가, 저평가 정도는 서론에서 설명한 바와 같이 장기 균형환율 수준으로부터의 이탈의 정도를 나타내지는 않는다. 이는 다만 역외 선물환 시장에 참여하는 투자자들이 적절하다고 생각하는 현물환율에 비해 실제 현물환율이 어느 정도 다른지를 나타낼 뿐이며 외환시장의 효율성 (efficiency) 지표라는 성격이 강하다.

구체적으로 본고의 방법을 설명하여 보기로 한다. 본고의 방법은 이자율평가에 적용될 국내 이자율을 취급하는 방식에 따라 다음과 같이 세 가지로 나누어 볼 수 있다.

(1) 방법 I

첫번째 방법은 NDF 선물환율과 국내, 국외 이자율을 재정조건에 직접 대입하는 방식이다. 설명의 편의를 위해 S_t 를 t 기의 현물환율, $F_{n,t}$ 를 t 기의 n 개월물 NDF 선물환율, $i_{n,t}$ 를 국내 무위험 자산의 n 개월 이자율, $i_{n,t}^*$ 를 국외 무위험 자산의 n 개월 이자율이라 정의하자. 자본 이동이 완전히 자유롭다면 무위험 이자율평가라 불리는 다음 관계가 만족되어야 한다.

$$F_{n,t} = S_t(1 + i_{n,t}) / (1 + i_{n,t}^*) \quad (1)$$

이제 선물환율과 국내외 이자율을 주어진 자료로 보고 식(1)을 만족하는 현물환율 \hat{S}_t 를 구하면 \hat{S}_t 는 식(2)와 같이 표현된다.

$$\hat{S}_t = F_{n,t}(1 + i_{n,t}^*) / (1 + i_{n,t}) \quad (2)$$

본고는 식(2)로부터 구한 \hat{S}_t 와 실제 현물환율 S_t 와의 비율 \hat{S}_t/S_t 를 환율의 고평가 정도로 해석한다. 즉 \hat{S}_t/S_t 가 1보다 크면 선물환 시장에서 투자자들이 적절하다고 생각하는 원-달러 현물환율에 비해 실제 현물환율이 고평가되었음을 나타내고 이 비율이 1보다 작으면 반대로 현물환율이 저평가되었음을 의미한다.

(2) 방법 II

방법 I 은 기본적으로 NDF 선물환 시장의 투자자들이 국내 무위험 자산에 자유로이 투자할 수 있음을 전제하고 있다. 그러나 한국은 통화위기가 발생하기 전 원화 표시 채권에 대한 외국인 투자를 제한하고 있었기 때문에 식(1)의 재정조건이 반드시 성립해야 할 이유가 없다. 물론 국내에 진출한 외국환은행과의 이면계약을 통해 NDF 선물환 매매가 가능하다면 어느 정도 재정행위가 이루어질 수도 있다. 그러나 외국인 투자자가 직면한 현실적 제약을 고려할 때 식(1)에서 국내 무위험 자산의 이자율 $i_{n,t}$ 가 외국인 투자자의 원화 표시 자산에 대한 투자 수익률을 반영한다고 보기는 힘들 듯하다.

방법 II는 이러한 문제점을 보완하기 위하여 외국인 투자자가 원화 표시 자산으로부터 얻을 수 있는 수익률 $i_{n,t}$ 를 자료로부터 구하지 않고 재정조건으로부터 직접 추정하는 방식을 취하고 있다. 설명의 편의를 위해 $i_{n,t}$ 를 NDF 시장 참여자들이 선물거래를 체결할 때 암묵적으로 사용한 원화 표시 자산의 수익률이라고 정의하자. 방법 I 과 달리 $i_{n,t}$ 는 국내 시장에서 관찰된 무위험 금융자산의 이자율과 같을 필요가 없다. 외국인 투자에 대한 제약으로 인해 외국 투자 자금에 대한 비제도권 시장이 존재한다면 $i_{n,t}$ 는 비제도권 시장에서의 프리미엄만큼 실제 국내 이자율과 차이가 날 수 있다. 또한 그러한 프리미엄은 외국인 투자의 수요와 공급에 따라 음일 수도 양일 수도 있을 것이다. 외국인 투자에 대한 제도적 제약이 없더라도 국내 금융시장의 이중구조를 고려할 때 $i_{n,t}$ 는 국내 시장에서 관찰된 무위험 금융자산의 이자율과 다를 수 있다. 예를 들어 원화 표시 자산의 국내 이자율에 변화가 없더라도 국가 부도 위험이 증가하면 외국인 투자자는 위험도에 비례한 프리미엄을 요구할 것이다.

NDF 시장 참여자들이 암묵적으로 사용한 원화 표시 자산의 수익률 $i_{n,t}$ 를 직접 시장에서 관찰할 수는 없다. 그러나 기간이 다른 선물환율에 대한 재정조건들을 사용하면 $i_{n,t}$ 를 간접적으로 추정할 수 있다. 예를 들어 3개월 선물환율, 6개월 선물환율과 현물환율 사이에 존재하는 두 개의 재정조건을 각각 식(3)과 (4)로 표시하자.

$$F_{3,t} = S_t(1 + i_{3,t}) / (1 + i_{3,t}^*) \quad (3)$$

$$F_{6,t} = S_t(1 + i_{6,t}) / (1 + i_{6,t}^*) \quad (4)$$

만일 원화 표시 자산의 수익률간에 $i_{6,t} = 2 i_{3,t}$ 의 관계가 성립한다면, 즉 이자율의 기간 프리미엄(term premium)이 零이라면, 선물환율과 해외 이자율 자료를 사용하여 식(3)과 (4)를 만족하는 현물환율 \hat{S}_t 와 원화 자산 수익률 $\hat{i}_{n,t}$ ($n = 3, 6$)를 계산할 수 있다. 즉 방법 II는 식(3)과 (4)로부터 해외이자율과 선물환율을 주어진 것으로 보고 현물환율과 원화 자산 수익률을 추정하는 방식이다. 이렇게 추정한 \hat{S}_t 와 실제 S_t 와의 비율 \hat{S}_t/S_t 는 환율의 고평가 정도를 보여주는 지표로 사용된다.⁴⁾

(3) 방법 III

방법 II는 자본시장의 완전 개방을 가정하지 않는다는 점에서 방법 I에 비해 발전된 측면을 가지고 있다. 그러나 방법 II는 원화 자산 수익률의 기간 프리미엄(term premium)을 零으로 가정하고 있다는 점에서 비현실적이다. 통화위기로 인해 이자율이 급변할 경우에는 3개월의 짧은 만기 차이에도 상당한 기간 프리미엄이 존재할 수 있다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 방법 III은 식(5)와 같이 기간 프리미엄(α)을 상수로 가정한다.⁵⁾

$$i_{6,t} = 2 i_{3,t} + \alpha \quad (5)$$

기간 프리미엄 α 를 추정하기 위해서는 식(3), (4)의 재정조건 이외에도 하나의 조건식이 더 필요하게 된다. 이를 위해 방법 III은 추정된 원화 자산 수익률 $\hat{i}_{3,t}$ 의 표본평균이 실제 국내 시장에서 관찰된 무위험 자산의 이자율 평균과 같다는 조건을 추가로 도입하고 있다. 요약하면 방법 III은 추정된 원화 자산 수익률의 평균이 실제 국내 이자율 평균과 같다는 조건과 식(3), (4), (5)를 만족하는 현물환율 \hat{S}_t , 원화 자산 수익률 $\hat{i}_{3,t}$, 기간 프리미엄 $\hat{\alpha}$ 를 추정하는 방식이다.

4) 원화 표시 자산의 연간 수익률을 i , 만기를 n_1, n_2 로 표시할 때 추정된 이자율 \hat{i} 과 현물환율 S 는 다음 관계를 만족한다.

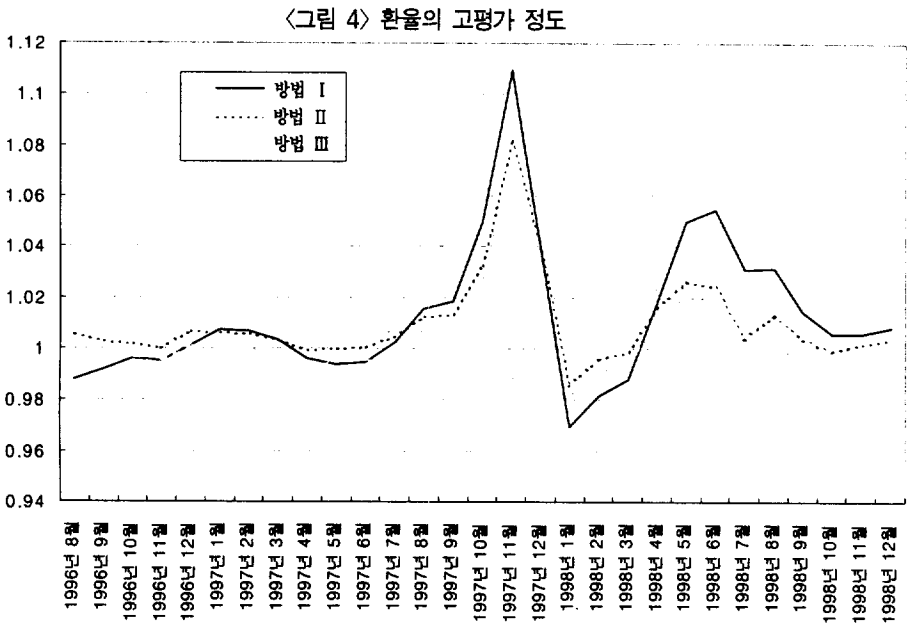
$$\hat{i} = \frac{A-1}{n_1 - A n_2}, \quad A = \frac{(1+i^* n_1) F_{n_1}}{(1+i^* n_2) F_{n_2}}, \quad \hat{S} = \frac{(1+i^* n_1) F_{n_1}}{(1+\hat{i} n_1)} = \frac{(1+i^* n_2) F_{n_2}}{(1+\hat{i} n_2)}.$$

5) 물론 이자율의 기간 프리미엄이 상수라는 가정 역시 통화위기 상황에서는 매우 제한적인 가정이다.

2. 실증분석 결과

(1) 환율의 고평가 정도

〈그림 4〉는 방법 I, II, III을 통해 추정한 현물환율 \hat{S}_t 와 실제 현물환율 S_t 와의 비율인 \hat{S}_t/S_t 를 보여준다. 방법 I은 국내 이자율로 만기 3개월 CD 이자율, 해외 이자율로 3개월 리보(LIBO) 금리, 선물환율로 NDF 시장의 3개월 선물환 자료를 사용하였다.⁶⁾ 방법 II와 III은 3개월 및 6개월 NDF 선물환율, 3개월 및 6개월 리보금리를 사용하였으며 국내 이자율은 앞서 설명한 바와 같이 재정조건으로부터 추정하여 사용하였다. 방법 III에서 기간 프리미엄 α 를 추정할 때 통화위기 전, 통화위기 후, 전기간 등으로 표본기간(sample period)을 변화시켜 보았으나 그 결과가 유사하기에 전기간을 사용한 경우를 그림에 나타내었다. 앞서 설명한 바와 같이 〈그림 4〉에서 \hat{S}_t/S_t 가 1보다 크면 선물시장 투자자들이 적절하다 생각하는 원-달러 환율에 비해 실제 현물환율이 고평가되었음을 나타내며 1보다 작으면 저평가되었음을 의미한다.



주: CD금리, 리보금리를 사용한 경우.

6) 국내 이자율로 통화안정증권 수익률이나 콜금리, 국외 이자율로 미국 국채(T-bill) 금리를 사용하여도 유사한 결과를 얻었다.

그림으로부터 몇 가지 특징을 볼 수 있다. 첫째, 세 방법 모두 고평가 정도에 약간의 차이가 있지만 전반적으로 매우 유사한 움직임을 보여준다. 특히 통화위기가 본격화되기 이전인 1997년 7월 이전까지 세 방법으로 추정된 현물환율은 모두 실제 현물환율과 크게 차이가 나지 않는다. 이는 비록 자본시장이 완전 개방되어 있지 않았지만 NDF 시장을 통한 재정거래가 상당히 이루어지고 있었으며 따라서 방법 I 이 크게 비현실적이지 않음을 시사한다.

둘째, 예상한 바와 같이 통화위기 직전 원-달러 환율은 상당히 고평가되었다. 태국으로부터 동남아 통화위기가 시작된 1997년 7월 이후 \hat{S}_t/S_t 는 증가하기 시작하여 1997년 11월에는 원-달러 환율이 8~11% 정도 고평가되었다. 이는 앞 절에서 구매력 평가나 구조모형을 통해 추정한 환율의 고평가 정도에 비해 매우 큰 수치이며 1997년 10월, 11월에 집중된 외환시장 개입의 결과라 생각된다. 외환시장 개입에도 불구하고 1997년 10월에는 이미 선물환 투자자들이 큰 폭의 평가절하를 예상하고 있었음을 보여준다.

셋째, 통화위기가 시작된 이후 환율이 급격히 평가절하되면서 1998년 초반 현물환율은 오히려 저평가되었다. 즉 환율이 선물환 투자자들의 예상보다 더 큰 폭으로 상승하였다는 뜻이다. 그러나 저평가 정도는 위기 전의 고평가 정도에 비해 볼 때 크지 않은 수준이며 1998년 1월 약 2~3% 정도 저평가된 것으로 나타난다.

넷째, 1998년 중반기 이후 현물환율은 다시 고평가되기 시작한다. 이 시기는 금리정책의 전환으로 국내 금리가 하락하기 시작하고 러시아, 브라질의 통화위기로 인해 국제금융시장이 다시 불안해진 때이다. 이 기간중 환율의 고평가 정도는 방법 I 에 의하면 1998년 6월 5%까지 증가하지만 방법 II와 III에 의하면 2% 미만의 낮은 수준이다. 1998년 7월부터 환율의 고평가 정도는 다시 감소하기 시작하여 1998년 하반기부터 \hat{S}_t/S_t 의 움직임은 통화위기 이전 재정조건이 만족되던 시기의 모습을 회복한 듯하다. 1998년 중반 이후 \hat{S}_t/S_t 의 움직임이 추정방식에 따라 차이가 나는 주원인은 국가 부도 위험을 반영한 가산금리의 변화 때문인데 이에 관해서는 III절의 2항 3목에서 논의하기로 하자.

(2) 수익률 격차의 정도

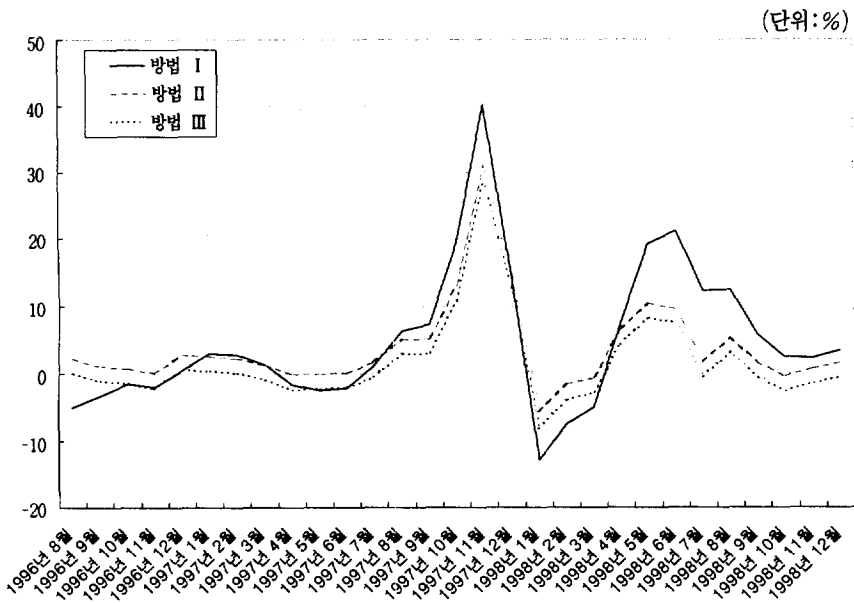
<그림 4>에서 실제 현물환율 S_t 가 재정조건으로부터 도출된 환율 \hat{S}_t 와 일치하지 않는 경우에는 재정거래를 통해 이익을 볼 수 있음을 의미한다. 아래에서는 환율의

고평가, 저평가 정도를 재정거래를 통해 얻을 수 있는 수익률 단위로 표시해 보자. 식(6)은 무위험 이자율평가를 원화 표시 자산에 투자하지 않고 달러화 표시 자산에 투자하여 얻을 수 있는 초과 수익률을 나타내게끔 재구성한 것이다.

$$\text{수익률 격차} = (1 + i_{n,t}^*) - (1 + i_{n,t}) \frac{S_t}{F_{n,t}} \quad (6)$$

이 수익률 격차가 양이면 달러화 표시 자산에 투자하는 것이 원화 자산에 투자하는 것보다 유리하고 음이면 그 반대를 의미한다. <그림 5>와 <표 2>는 식(6)을 통해 구한 수익률 격차를 연 이자율로 환산한 후 그 움직임과 기간별 평균을 보여준다. 앞서서와 마찬가지로 방법 I은 실제 관찰된 국내외 이자율을 사용한 반면 방법 II와 III은 재정조건으로부터 추정된 국내 이자율을 사용하여 수익률 격차를 구하였다.

<그림 5> 재정거래를 통한 수익률 격차



주: CD금리, 리보금리를 이용한 경우.

〈표 2〉 수익률 격차의 기간별 평균

(단위: %)

	방법 I	방법 II	방법 III
1996. 8 ~ 1997. 6	-0.97	1.20	-0.97
1997. 7 ~ 1997. 12	14.84	11.77	9.65
1998. 1 ~ 1998. 3	-8.48	-2.74	-4.94
1998. 4 ~ 1998. 9	13.10	5.84	3.69
1998. 10 ~ 1998. 12	2.68	0.67	-1.51

〈그림 5〉에 나타난 수익률 격차는 〈그림 4〉에서 본 환율의 고평가 정도와 매우 유사한 변화를 보인다. 1997년 7월 동남아 통화위기가 시작되기 전까지 수익률 격차는 연 평균 1% 내로 움직이고 있어 재정조건이 거의 만족되고 있다. 그러나 7월 이후 수익률 격차가 급격히 증가하여 11월에는 연 평균 30% 또는 40%까지 높아진다. 이 기간은 달러화 자산에 대한 투자 수익률이 원화 자산에 대한 투자 수익률보다 크게 높아져 해외자본이 급속히 유출한 시기이다.

1997년 12월 이후 환율이 크게 평가절하되고 국내 금리가 급상승하자 1998년 초반 수익률 격차는 오히려 원화 투자가 유리한 쪽으로 변화한다. 그러나 추정된 수익률 격차는 추정방식에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 방법 I에 의하면 1998년 1월에서 3월까지 원화 자산에 대한 투자가 연평균 약 8.4% 유리한 것으로 나타났으나 방법 II와 III에 따르면 그 정도가 각각 2.7%와 4.9% 정도에 그치고 있다.

1998년 중반기 이후는 〈그림 4〉에서 환율이 또다시 고평가된 시기로서 수익률 격차 역시 달러화 투자가 유리한 쪽으로 변화한다. 그러나 추정된 수익률 격차는 추정방식에 따라 큰 차이를 보이고 있다. 방법 I에 의하면 이 기간중 달러화 투자의 수익률은 원화 투자에 비해 13%나 높아 거의 통화위기 직전의 수익률 격차와 유사하다. 그러나 방법 II와 III에 의한 수익률 격차는 이 기간중 5.8%와 3.6%로서 통화위기 직전과 비교해 볼 때 현저히 낮은 수준이다. 1998년 10월 이후에는 수익률 격차가 다시 감소하기 시작하여 재정조건을 만족하는 모습을 보이고 있다.

이제까지 우리는 환율의 고평가 정도나 수익률 격차를 통해 다음과 같은 사실을 발견할 수 있었다. ① 1997년 7월 이전과 1998년 10월 이후에는 재정조건이 어느 정도 충족됨. ② 통화위기가 시작되기 전인 1997년 하반기에는 원화 자산에 대한 투자보다 달러화 자산에 대한 투자가 유리하게 환율이 고평가됨. ③ 1998년 초반기

에는 원화 자산에 대한 투자 수익률이 유리하게 환율이 저평가됨. ④ 1998년 중반기에는 다시 달러화 자산에 대한 투자가 유리하게 환율이 고평가됨. 이 중 ①과 ②에 대해서는 환율의 고평가 정도나 수익률 격차가 추정방식에 따라 크게 다르지 않지만 ③과 ④에 대해서는 추정결과가 추정방식에 따라 크게 차이가 났다. 방법 I과 방법 II, III의 근본적 차이점은 원화 자산에 대한 투자 수익률로서 재정조건으로부터 추정된 이자율과 실제 국내 이자율 중 어느 것을 사용하는가에 달려 있으므로 이들의 움직임을 비교해 보자.

(3) 실제 국내 이자율과 추정된 이자율의 비교

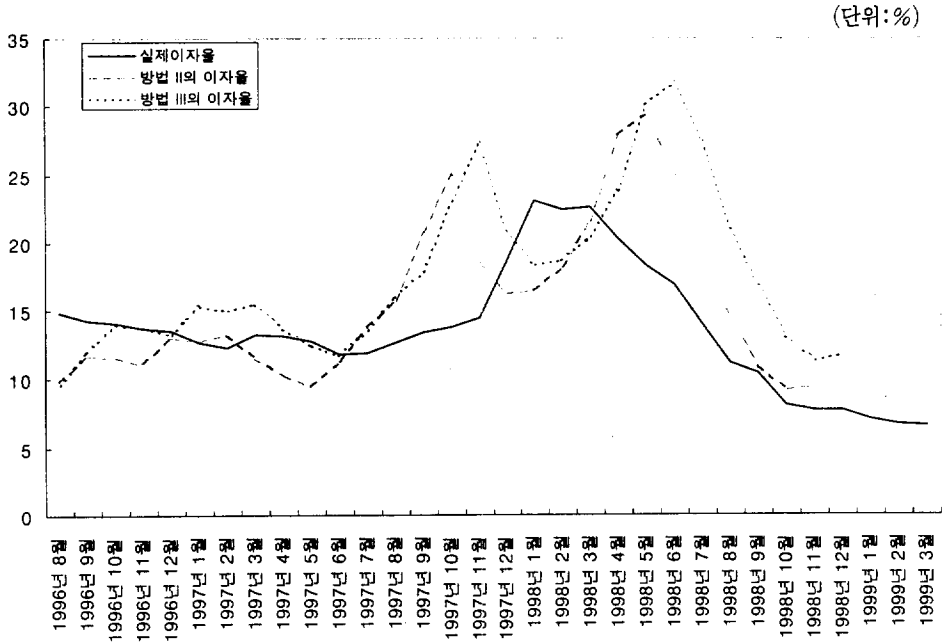
〈그림 6〉은 실제 국내 이자율과 재정조건으로부터 방법 II와 III을 이용하여 추정한 국내 이자율을 비교하고 있다. 방법 III은 기간 프리미엄을 고려한다는 점에서 방법 II와 차이가 있으나 추정된 이자율의 움직임이 유사하므로 앞으로는 방법 II와 III의 결과를 구분하지 않고 논의를 진행하기로 한다.⁷⁾

그림에서 볼 수 있듯이 통화위기 이전 13%대를 유지하던 3개월 만기 CD금리는 1998년 1월 평균 23%까지 급격히 상승한 후 1998년 중반 이후 저금리 정책으로의 전환에 따라 지속적으로 감소하였다. 그 결과 1998년 8월 이후 금리는 오히려 통화위기 전 수준보다 크게 낮아졌다. 그러나 재정조건으로부터 추정된 국내 이자율은 이와는 다른 모습을 보이고 있다. 추정된 이자율은 통화위기 직전인 1997년 9월부터 11월까지 급상승하다가 오히려 1998년 1, 2월 잠시 하락한 후 1998년 7월까지 다시 큰 폭으로 상승한 모습을 보인다. 그 후 추정된 이자율은 급격히 하락하여 1998년 10월 이후 실제 CD금리 수준으로 접근하였다.

앞서 설명한 바와 같이 재정조건으로부터 추정한 이자율은 개념적으로 외국인 투자자들이 당면한 국내 투자 수익률을 의미한다. 만일 외국인 투자에 대한 제약이 있거나 국내 금융시장이 이중구조를 가진다면 관찰된 국내 이자율은 외국인 투자자의 국내 투자 수익률을 잘 반영하지 못할 수 있다. 그러한 경우 외국 투자자금에

7) 추정된 기간 프리미엄 α 는 표본기간에 따라 민감하게 변화한다. 외환위기 이전 기간만을 사용하면 α 는 약 -0.5% (연리로 환산하면 -1%)인 반면 외환위기 이후 기간만을 사용하면 α 는 약 0.5%가 된다. 전 표본기간을 사용한 경우 α 는 약 0.25%로 추정되었다. 비록 추정된 α 는 표본기간에 따라 크게 변화하지만 α 의 변화가 환율의 고평가 정도, 수익률 격차, 추정된 3개월 이자율 등에 미치는 영향이 매우 미미한 것으로 나타났다.

〈그림 6〉 실제 이자율과 추정된 이자율의 비교



주: CD금리, 리보금리를 이용한 경우.

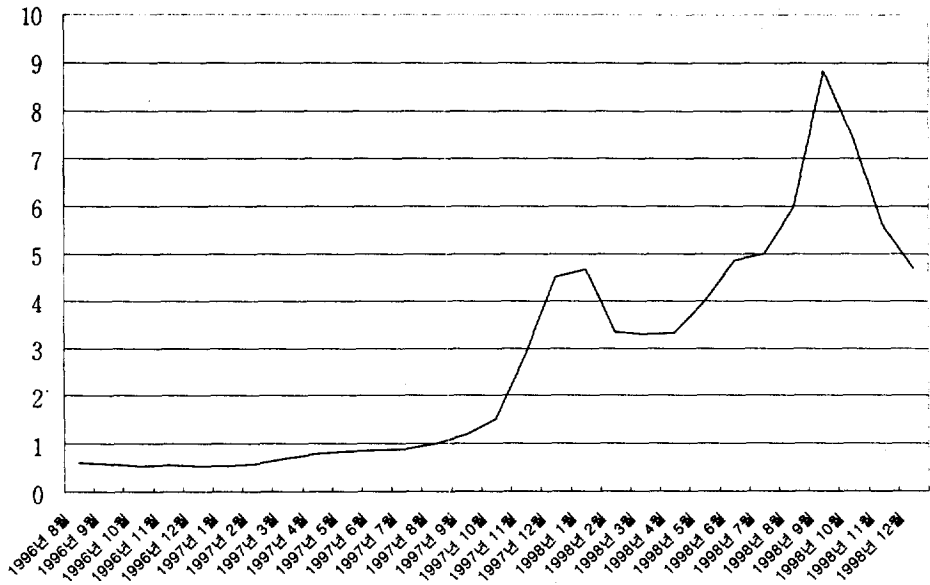
대한 비제도권 시장(secondary market)이 존재하게 되고 그 시장에서의 프리미엄만큼 양자가 차이가 날 수 있다. 본고는 〈그림 6〉에서 실제 CD금리와 재정조건으로부터 추정된 이자율이 상이하게 움직인 중요 이유가 국가 부도 위험의 변화에 기인하였다고 생각한다.

무위험 이자율평가(covered interest rate parity)에서 ‘무위험’이란 투자자들이 환위험에 노출되지 않았음을 의미할 뿐이지 투자 자산의 부도 가능성으로부터도 안전함을 의미하지 않는다. 따라서 국가 부도에 대한 투자자들의 인식 변화는 환율과 이자율에 큰 영향을 미치게 된다. 통화위기를 전후한 시기에 국가 부도에 대한 투자자의 예상은 산업은행 글로벌채권의 가산금리로부터 짐작할 수 있다. 〈그림 7〉은 2005년 만기 산업은행 글로벌채권과 미국 재무부 채권 간의 수익률 스프레드를 나타내는데 이는 국가 부도에 대한 위험프리미엄의 척도로 생각할 수 있다.⁸⁾ 그림

8) 국가부도에 대한 위험프리미엄 척도로서 달러화 표시 외평채 가산금리를 사용하는 것이 더욱 바람직하나 달러화 표시 외평채는 1998년 이후에야 발행되었기에 산업은행 글로벌채권을 국

〈그림 7〉 산업은행 글로벌 채권의 가산금리

(단위: %)



자료: Bloomberg.

에서 볼 수 있듯이 1997년 초반 1%를 밑돌던 가산금리는 통화위기 직전 급격히 증가하기 시작하여 1998년 1월 5%에 이르게 된다. 그후 외평채 발행 성공 등의 상황 호조로 가산금리는 일시 하락하다가 1998년 중반 러시아, 브라질 통화위기로 국제 금융시장이 다시 불안해지자 1998년 10월 9%까지 상승하였다.

이러한 국가부도 위험과 가산금리의 움직임에 기초하여 본고는 실제 CD금리와 추정된 이자율 간의 차이를 다음과 같은 가설로 설명하고자 한다. 1997년 후반 추정된 이자율이 급격히 상승하여 실제 CD금리를 상회한 것은 통화위기 직전 국가부도 위험이 증가함에 따라 외국 투자자들이 국내 금리에 위험 프리미엄을 요구하였기 때문이다. 특히 이 기간중 신용경색으로 인해 국내 금융시장에 자금의 초과수요가 컸던 것을 고려하면 외국 투자자들이 위험도가 크지 않은 우량기업에 CD금리보다 높은 금리를 요구하며 선별적으로 투자할 수 있었을 것이다. NDF 시장 참여자들이 주로 협상력이 강한 대형 기관투자자들임을 고려할 때 이러한 가설은 현실적이라 생각된다.

1998년 초반 추정된 이자율이 일시 하락하다가 1998년 중반 이후 다시 급격히 상승한 것도 같은 맥락에서 설명할 수 있다. 즉 1998년 중반 이후 국내 CD금리가 급격히 하락하였음에도 불구하고 추정된 이자율이 오히려 상승한 것은 이 기간중 국가 부도 위험이 큰 폭으로 증가하였기 때문이다. 실제로 1998년 중반까지도 국내의 신용경색 현상이 완화되지 않았던 것을 생각하면 높은 프리미엄이 실현되었을 가능성이 크다.⁹⁾

국가 부도에 대한 위험 프리미엄 변화는 추정된 이자율의 변화 방향뿐 아니라 변화 정도도 설명할 수 있을 듯하다. <그림 7>에서 본 산업은행 글로벌채권의 가산금리는 달러화 표시 채권에 대한 이자율이므로 이를 직접 원화 표시 자산의 이자율과 비교할 수는 없다. 그러나 통화위기를 전후한 리보금리와 가산금리의 크기를 비교함으로써 원화 채권에 대한 금리가 어느 정도 상승해야 하는지 추측해 볼 수는 있을 것이다.

1997년 중반 리보금리는 약 6.5% 정도였으며 1997년 말 가산금리는 5%, 1998년 중반의 가산금리는 9%였다. 만일 투자자가 위험 중립적 선호를 가지고 있어 일정 수준의 기대수익률을 요구한다고 가정하면 가산금리로부터 투자자가 예상한 국가부도 확률을 추정할 수 있다.¹⁰⁾ 무위험 자산의 금리가 6.5%일 때 5%의 가산금리는 국가부도 확률이 4.5%임을 시사하며 9%의 가산금리는 국가 부도 확률이 7.8%인 경우에 해당한다. 그런데 통화위기 전 국내 CD금리가 약 13%이었으므로 국가부도 확률이 4.5%일 때 투자자가 요구할 가산금리는 6%이며 국가부도 확률이 7.8%인 경우 가산금리는 10%가 된다. 따라서 가산금리가 포함된 국내 CD금리는 1997년 말 19%, 1998년 중반 23%가 되어야 하며, 이는 <그림 7>에서 볼 수 있듯이 실제 CD금리보다는 높고 추정된 이자율보다는 낮은 수치이다.

9) 이 가설은 1998년 초반 실제 CD금리보다 추정된 이자율이 작은 이유를 설명하지 못하는 약점을 갖는다.

10) 외환위기 전의 무위험 이자율을 i , 가산금리를 α , 국가부도 확률을 p 라고 정의하자. 투자자가 위험 중립적이며 국가부도의 경우 투자 전액을 잃는다고 가정하면 $(1+i) = (1+i+\alpha)(1-p)$ 의 관계가 성립한다. 따라서 $p = \alpha / (1+i+\alpha)$ 의 관계로부터 국가부도 확률을 추정할 수 있으며 추정된 확률을 이용하여 원화 표시 자산에 대한 가산금리를 $\alpha = (1+i)p / (1-p)$ 의 식을 이용하여 계산할 수 있다.

IV. 환율의 고평가 정도와 자본이동

앞서 우리는 재정조건으로부터 추정한 이자율이 외국 투자자들의 국내 투자 수익률을 반영한다는 가설을 제기하였다. 이 가설의 타당성 여부는 통화위기를 전후해 나타난 해외자본 유출입 양상을 설명하는 데 매우 중요한 의미를 갖는다. 어느 이자율을 외국인의 국내 투자 수익률로 보느냐에 따라 환율의 고평가 정도가 달라지고 자본 유출입에 대한 유인이 변하기 때문이다.

〈그림 8〉과 〈그림 9〉는 1997년 이후 자본 유출입의 월별 규모를 보여준다. 이 기간중 내국인의 해외투자는 제도적으로 제약되어 있었으므로 외국인 투자만을 투자형태별로 나누어 보자.¹¹⁾ 특히 민간자본의 유출입 양상을 분석하기 위해 해외 공공부분으로부터 조달된 자본은 제외하였다.¹²⁾ 〈그림 8〉은 외국인 투자를 직접투자, 증권투자, 기타투자로 나누고 있는데 기타투자의 대부분은 금융기관을 통한 장단기 차입이 차지한다. 〈그림 9〉는 〈그림 8〉의 증권투자를 보다 자세히 주식투자와 채권투자로 나누어 보고 있다.

〈그림 8〉에서 볼 수 있듯이 외국인 직접투자의 규모는 미미한 수준이었으며 변화도 크지 않았다. 이와는 달리 외국인 증권투자는 1997년 중반기 유입, 1997년 하반기 유출, 1998년 상반기 유입, 1998년 중반기 유출되는 양상을 보이고 있다. 이는 변화 방향만을 고려할 때 앞에서 추정한 환율의 고평가 정도나 수익률 격차가 합의 하는 방향과 일치한다. 그러나 분석 기간중 자본 유출입 총액에 가장 큰 영향을 미친 기타투자, 즉 금융기관 차입의 변화는 수익률 격차의 움직임과 일치하지 않은 측면이 있다. 금융기관 차입은 동남아 통화위기가 시작된 1997년 7월부터 유출이 가속화되다가 11월, 12월 급락한 모습을 보인다. 그후 금융기관 차입은 증권투자와는 달리 1998년 초반 유출에서 유입으로 반전되지 않았으며 1998년 중반 이후 유출 규모가 다시 증가한 뒤 안정되는 모습을 보이고 있다.

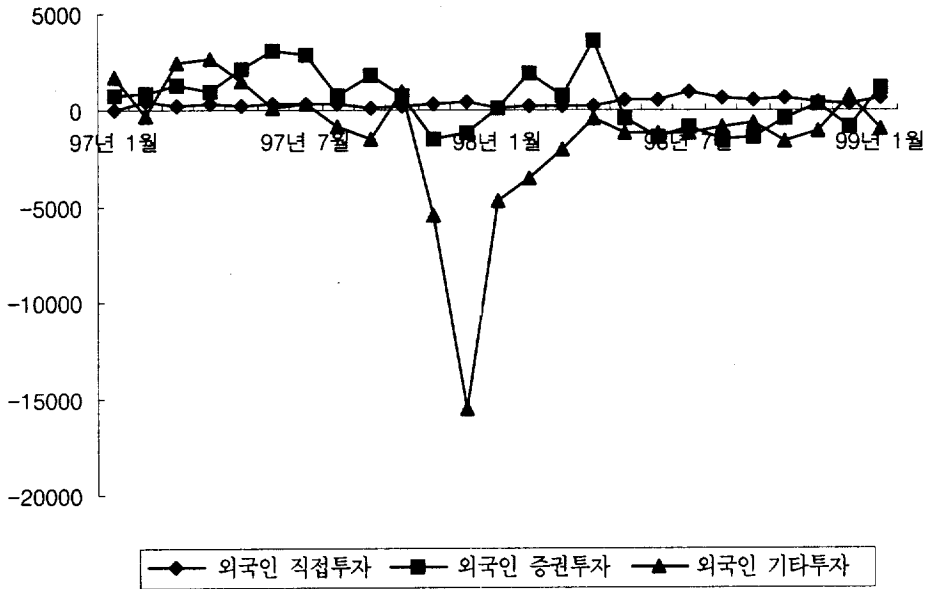
해외자본의 유출입 양상을 환율의 고평가 정도나 수익률 격차로 설명할 수 있는 가는 사용된 추정방식에 따라 평가가 달라진다. 〈표 2〉에서 보았듯이 방법 I에 의하면 자본유출의 유인은 1997년 하반기와 1998년 중반기가 비슷한 수준이다. 두 기

11) 내국인의 해외 순투자를 분석에 포함시켜도 이 절의 분석 결과에는 큰 차이가 없다.

12) 이는 국제수지표의 자본수지 항목 중 통화당국과 일반정부로부터의 장단기 차입과 기타부채를 제외하였음을 의미한다.

〈그림 8〉 자본형태별 외국인 국내 투자

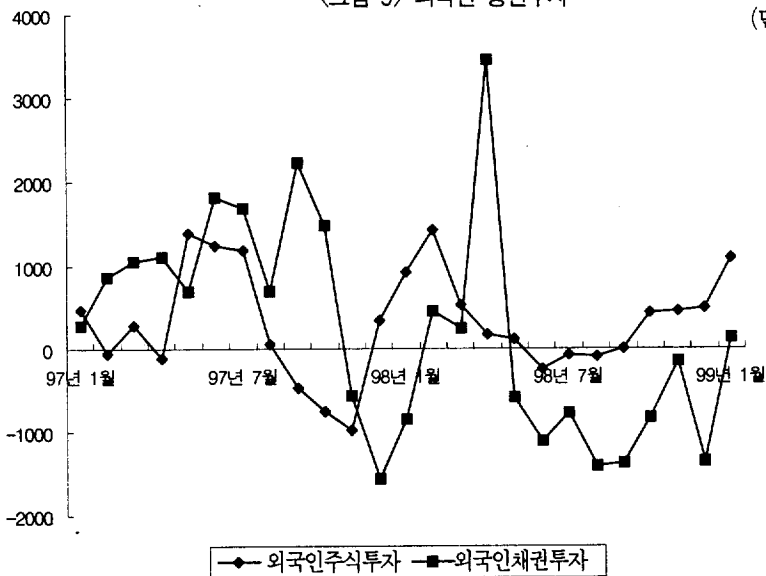
(단위: 백만 달러)



주: 외국인 기타투자에서 일반정부, 통화당국 및 기타부채는 제외됨.
 자료: 한국은행, 『조사통계월보』, 각호.

〈그림 9〉 외국인 증권투자

(단위: 백만 달러)



자료: 한국은행, 『조사통계월보』, 각호.

간 동안 달러 표시 자산에 투자하여 얻을 수 있는 초과 수익률은 각각 14%, 13%로 나타났기 때문이다. 그러나 채권투자만이 이러한 예측에 부합할 뿐이지 주식투자자와 기타투자자 유출액은 1998년 중반기에 비해 1997년 하반기에 압도적으로 크게 나타난다.¹³⁾ 또한 1998년 초반 원화 표시 자산의 초과 수익률이 8%나 되었음에도 불구하고 채권, 주식투자의 유입도 통화위기 전에 비해 크게 증가하지 않았으며 기타투자자는 유입으로 전환되지도 않았다.

이러한 결과는 전반적으로 해외 자본의 이동이 수익률 격차에 민감하게 반응하지 않았다는 것을 시사하며 이는 1998년 초기 IMF의 고금리 정책에 대한 비판 근거가 될 수 있다. 특히 1998년 초 큰 폭의 수익률 증가에도 불구하고 기타투자자가 유출에서 유입으로 반전되지 않은 것은 금융기관의 투자 결정이 금리 차이보다는 국가부도에 대한 신용도에 의존했음을 의미한다. 자본 이동의 이자율 탄력성이 작은 것을 무시하고 금리를 필요 이상 높여 외환시장 안정에 기여하기보다 신용경색을 심화시킨 부작용이 더 컸다는 것이 비판의 요지이다.

그러나 이러한 견해는 방법 II와 III을 사용하면 설득력이 줄어든다. <표 2>에서 보았듯이 1997년 하반기 자본유출의 유인이 강하였음은 방법 II, III의 결과가 방법 I의 결과와 다르지 않다. 그러나 1998년 전반기와 1998년 중반기에 대한 결과는 상이하게 나타난다. 예를 들어 방법 I과 II의 결과를 비교하면 1998년 초반 원화 표시 자산에 투자하여 얻을 수 있는 초과 수익률이 8%가 아니라 2.7%로 나타나며, 1998년 중반 달러화 표시 자산에 투자하여 얻을 수 있는 초과 수익률은 13%가 아니라 5.8%로 나타난다. 따라서 방법 II와 III에 따르면 1997년 하반기 유출된 해외자본에 비해 1998년 초반 유입된 자본이나 1998년 중반 다시 유출된 자본의 규모가 작은 것은 놀라운 사실이 아니다. 1998년 초반 자본유입이나 1998년 중반 자본유출에 대한 유인이 방법 I에서 본 것만큼 크지는 않기 때문이다. 따라서 자본 이동의 이자율 탄력성도 방법 I의 결론보다는 클 수 있다.

13) 무위험 이자율 평가설은 국가간 채권투자에 적용되는 이론이지 주식투자에 적용하기는 어려운 면이 많으므로 주식투자 유출입액이 이자율 격차가 시사하는 바와 다른 것은 당연한 일인 지도 모른다.

V. 결 론

통화위기는 국가와 시기에 따라 여러 가지의 양태와 특징을 가지고 나타나지만 대부분의 통화위기에서 자본의 해외유출이 단기간 내에 발생하는 현상이 공통적으로 관찰된다. 한국의 통화위기에서는 금융기관과 기업 부실화와 이로 인한 국가부도 위험의 증가가 자본유출을 초래한 주 요인이었다는 견해가 지배적이다. 그러나 통화위기 전 원화의 고평가로 인한 평가절하 기대 역시 자본유출에 크게 기여하였다는 주장도 비록 소수이기는 하나 꾸준히 제기되고 있다(신인석, 1998). 그럼에도 불구하고 구매력평가나 균형실질환율의 개념에 의거하여 아시아 통화의 고평가 여부를 측정 한 기존의 문헌들은 대부분 이들 국가의 화폐가 이론적인 균형환율 수준에 비해 그다지 고평가되지 않았음을 보여준다.

본고는 기존 문헌과는 다른 방식을 사용하여 원화의 고평가 정도를 추정하였다. 본고는 장기적인 균형환율 개념 대신 선물환율을 사용하여 환율의 고평가 정도를 추정하는 방법을 제시하였다. 즉 역외 NDF 선물환율을 이용하여 이자율평가관계를 충족시키는 원-달러 현물환율을 계산하고 이를 실제 원-달러 환율과 비교함으로써 원화의 단기적인 고평가 여부를 판별하였다. 이는 단기적으로 시장참여자들이 기대하는 환율에 비해 실제 환율이 외환시장 개입 등의 요인에 의해 얼마나 이탈하는지를 측정하는 방식이다.

본고의 실증분석 결과에 따르면 통화위기 직전 원화는 약 8~10% 정도 고평가되어 있었다가 환율이 급격히 상승한 1998년 초반에 저평가로 반전되었다. 또한 1998년 중반 이후 러시아, 브라질의 통화위기로 인해 국제자본시장이 다시 불안해지기 시작하자 원화는 또다시 고평가되기 시작한다. 원화 가치의 이러한 움직임은 분석기간중 해외자본의 유출입 양상과 이론적으로 일치하고 있다.

끝으로 본고에서 측정된 환율의 고평가 정도가 균형환율(equilibrium exchange rate) 또는 최적환율(optimal exchange rate)로부터의 괴리를 의미하지 않음을 다시 한번 강조하고자 한다. 역외 선물시장의 해외투자자들이 비합리적 공포(panic)나 집단행위(herd behavior)에 의해 영향받았다면 이들이 기대하는 환율은 경제적 근본요인(economic fundamentals)을 제대로 반영하지 못할 수 있다. 즉 본고의 척도는 단지 현물환율이 역외시장 참여자들이 기대하는 환율로부터 어느 정도 괴리되어 있는지를 측정할 뿐 현재 환율이 균형수준인지 최적 수준인지는 평가할 수 없다.

이러한 제약에도 불구하고 본고의 분석이 유용할 수 있는 이유는 정책적 가치 때문이라 생각된다. 한국과 같이 충분한 외환보유고를 가지고 있지 못한 소국 개방경제의 처지에서 보면 본고의 척도는 해외투자자들의 투기적 공격이 어느 정도일 것인지 판단하는 데 매우 유용한 단가지표가 될 수 있다.

■ 참고문헌

1. 박해식·송치영, "역외 NDF 시장정보를 활용한 원/달러 환율의 예측가능성 분석," 『한국경제의 분석과 전망』, 제 5 권 제 2 호, 한국금융연구원, 1999, pp. 130~177.
2. 신인석, "한국의 외환위기: 발생 메커니즘에 관한 一考," 한국개발연구원, 1998.
3. 이진면, 『원화의 실질실효환율에 대한 재검토』, 정책연구 97-05, 한국개발연구원, 1997.
4. 이충렬·정찬우, "한국의 외환시장 불균형 및 환율정책," 『한국경제의 분석과 전망』, 제 6 권 제 1 호, 한국금융연구원, 2000, pp. 69~127.
5. Breuer, J. B., "An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity," in J. Williamson(ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington: Institute for International Economics, 1994, pp. 245~278.
6. Chinn, M. D., "On the Won and Other East Asian Currencies," *Pacific Basin Discussion Paper* No. 97-07, 1997.
7. ———, "Before the Fall: Were East Asian Currencies Overvalued?" *NBER Working Paper* No. 6491, 1998.
8. ———, "Measuring Misalignment: Purchasing Power Parity and East Asian Currencies in the 1990s," *IMF Working Paper* No. 99-120, 1999.
9. Corsetti, G., P. Pesenti, and N. Roubini, "What Caused the Asian Currency and Financial Crisis?" unpublished manuscript, New York University, 1998.
10. Dornbusch, R., "Expectations and Exchange Rate Dynamics," *Journal of Political Economy*, 84, 1976, pp. 1161~1176.
11. Edwards, S., "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries," in J. Williamson(ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington: Institute for International Economics, 1994, pp. 61~92.
12. Froot, K. A. and K. Rogoff, "Perspectives on PPP and Long-run Real Exchange Rates," in G. M. Grossman and K. Rogoff(eds.), *Handbook of International Economics*, 1995, pp. 1647~1688.
13. Goldfajn, I. and T. Baig, "Monetary Policy in the Aftermath of Currency Crises: The Case of Asia," *IMF Working Paper* No. 98-170, 1998.
14. Goldfajn, I. and R. Valdes, "The Aftermath of Appreciations," *NBER Working Paper* No. 5650, 1996.

15. Goldman Sachs, "Emerging Market Currency Analyst," *Economic Research*, New York, 1988.
16. Krugman, P. R., "What Happened to Asia?" mimeograph, M.I.T., 1998.
17. Lane, T., A. R. Ghosh, J. Hamann, S. Phillips, M. Schulze-Ghattas, and T. Tsikata, "IMF-Supported Programs in Indonesia, Korea and Thailand: A Preliminary Assessment," mimeograph, IMF, 1999.
18. Levich, R. M., "Empirical Studies of Exchange Rates: Price Behavior, Rate Determination and Market Efficiency," in R. W. Jones and P. B. Kenen (eds.), *Handbook of International Economics*, 1985, pp. 979~1040.
19. Milesi-Ferretti, G. M. and A. Razin, "Current Account Sustainability: Selected East Asian and Latin American Experiences," *NBER Working Paper* No. 5791, 1996.
20. Park, D. and C. Rhee, "Currency Crisis in Korea: How Was It Aggravated?" *Asian Development Review*, 16, 1998, pp. 149~181.
21. Radelet, S. and J. Sachs, "The East Asian Financial Crisis: Diagnosis, Remedies, Prospects," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998, pp. 1~74.
22. Williamson, J., "Introduction," in J. Williamson (ed.), *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Washington: Institute for International Economics, 1994, pp. 1~18.