

# 균형실질환율의 추정

1999. 9

남 광 희

한국경제연구원

## <발 간 사>

1997년 우리가 맞이했던 외환위기에 대하여 여러 가지 원인들이 제시되고 있다. 기업부문의 과다한 투자, 금융기관의 부실한 대출, 금융감독체제의 미비, 준비되지 않은 자본자유화 등이 외환위기의 원인으로 언급되고 있다. 이와 더불어 외환정책의 실패가 또 다른 원인으로 거론되고 있다.

95년 이후 세계원자재 가격이 상승한 반면 반도체, 중화학 공업제품의 수출 단가가 급락하여 교역조건이 급속히 악화되어 96년에는 경상수지 적자가 200억불에 육박하였다. 그럼에도 불구하고 금융 및 자본시장의 개방으로 해외자본이 국내에 유입함에 따라 명목환율은 95년에는 평가절상되었고 96년에도 신축적인 평가절하가 일어나지 않았다. 기업부문의 수익성 악화, 교역조건 악화 등 경제의 기본여건은 악화되고 있었지만 명목환율은 고평가되고 있었다. 한편 실질실효환율수준도 경제여건에 견주어 고평가되었다고 주장되고 있다. 이처럼 환율이 경제여건을 적절하게 반영하지 못했고, 외환정책이 효과적으로 대응하지 못한 것이 외환위기를 불러 일으킨 주 요인으로 지목되고 있다.

본 연구에서는 이러한 환율의 고평가 문제를 보다 심도있게 분석하고자 한다. 일반적으로 환율 수준의 적정성 여부는 구매력 평가설에 바탕을 둔 실질실효환율로 측정되어 왔으나 실질실효환율은 교역상대국과의 상대적인 물가 변동 및 교역량 변동을 감안할 뿐 전반적인 기초경제여건을 반영하지는 못하는 한계를 가진다. 본 연구에서는 이러한 한계점을 극복하고 실질환율이 기초경제여건(Fundamentals)을 제대로 반영하였는지를 계량분석을 통하여 규명하고자 한다.

외국에서는 이미 1970년대 이후로 일국 경제의 균형환율 수준에 대한 연구가 상당히 진행되어 왔다. 특히, IMF를 비롯한 국제기구를 중심으로 연구가 활발하다. 기초균형환율(Fundamental Equilibrium Exchange Rate), 자연균형환율(Natural Equilibrium Exchange Rate), 요망균형환율(Desired Equilibrium Exchange Rate) 등으로 불리우는 많은 명칭만큼이나 균형환율에 대한 여러 가지 개념이 제시되고 있다. 그러나 기존의 해외연구들은 선진국 경제의 설명에 치중하여 왔다. 본 연구에서는 이러한 측면을 고려하여 우리 경제와 같은 소규모 개방경제에 적절한 개념을 제시하고자 노력하였다.

이 연구가 균형실효환율 및 적정환율수준에 대한 일반인, 재계 및 학계의 이해를 돕는 한 계기가 되기를 바라며, 연구를 위해 수고한 거시경제연구실의 남광희 연구위원의 노고에 감사한다. 또한 자료 및 원고정리를 도운 김민정

연구조원에게 감사를 전한다. 그리고 유익한 논평을 해주신 익명 논평자들에게 감사한다. 끝으로 이 연구의 내용은 필자의 개인적 견해이며 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀둔다.

1999년 8월  
한국경제연구원  
원장 좌승희

## <차 례>

### 1. 서론

### 2. 균형실질환율에 대한 기존 연구

가. 구매력 평가설에 기초한 균형환율의 한계

나. 균형실질환율에 대한 기존 연구

### 3. 균형실질환율의 추정

가. 실질실효환율의 측정

나. 기초경제변수와 균형환율간의 관계

다. 균형실질환율의 추정과 평가

### 4. 결론

영문초록

## <목 차>

- 표 1. 주요 교역상대국의 교역량 비중
- 표 2. 주요국 교역비중
- 표 3. ADF 검증
- 표 4. 공적분 벡터의 추정결과
- 표 5. 실제환율과 균형환율간의 괴리율
- 표 6. 균형환율의 변동에 대한 기여도
- 표 7. 오차수정모형의 추정결과

- 그림 1. 균형실질환율의 결정
- 그림 2. 주요국의 교역량
- 그림 3. 실질실효환율
- 그림 4. 균형환율
- 그림 5. 괴리율
- 그림 6. 균형환율 변화율
- 그림 7. 균형환율(자본유출입이 없었을 경우)
- 그림 8. 괴리율(자본유출입 제외시)
- 그림 9. 실제환율 추정치

## 1. 서론

1997년에 우리경제가 맞이한 외환위기에 대하여 여러 가지 원인들이 제시되고 있다. 기업의 과도한 투자, 금융기관의 부실대출, 금융감독체제의 미비, 치밀하지 못한 자본자유화 등이 외환위기를 촉발시킨 요인으로 주장되고 있다. 이와 더불어 외환정책의 실패가 원인중의 하나로 자주 거론된다.

97년까지 대미달러환율이 경제여건에 비하여 고평가되어서 경상수지 적자가 지속되는 대외불균형이 심화되었고, 이는 외환시장의 위기를 불러온 기본적인 요인으로 지적되고 있다. 95년 이후 세계원자재 가격이 상승하고 반도체 등 중화학공업 품목의 수출단가가 급락하여 우리나라의 교역조건이 급속히 악화되었다. 그래서 96년에는 경상수지 적자가 200억불에 육박하는 대외수지 불균형을 초래하였다. 그럼에도 불구하고 금융 및 자본시장의 개방으로 해외자본의 국내유입으로 인하여 명목환율은 95년에는 오히려 평가절상이 되었고 96년에도 신축적인 평가절하가 일어나지 않았다. 이처럼 명목환율의 고평가가 외환위기의 원인이 되었다는 데는 모두들 공감하고 있다.

그러나 본 연구에서는 이러한 명목환율의 고평가 문제에서 더 나아가서 당시의 실질환율이 기초경제여건(Fundamentals)을 제대로 반영하고 있었는지를 고찰하고자 한다. 경제주체가 경제행위를 결정하는데 있어서 명목가격보다 실질가격이 더욱 중요하다는 것은 주지의 사실이다. 환율에 있어서도 가계 및 기업의 경제행위에서 명목환율보다 실질환율이 더욱 중요하다면, 외환위기 이전에 실질환율이 과연 제대로 기초경제여건을 반영하고 있었는지를 규명하는 것은 의미있는 작업이라고 믿는다.

환율수준의 적정성 여부는 그 동안 주로 실질실효환율 지수를 통하여 이루어졌다. 동 지수를 통하여 실질실효환율이 교역상대국과의 상대적인 물가 변동 및 교역량 변동에 비추어 얼마나 적절히 변화하였는지를 알아볼 수 있다. 그러나 기준시점을 언제로 잡느냐에 따라 균형이 임의적으로 정해지는 문제점을 내포하고 있다. 이로 인하여 전반적인 기초경제여건을 온전히 반영하지 못하는 한계점이 지적되고 있다. 본 연구에서는 이러한 한계점을 극복하고 실질환율이 기초경제여건(Fundamentals)을 제대로 반영하였는지를 계량분석을 통하여 규명하고자 한다.

IMF를 비롯한 여러 연구기관 및 학자들은 1970년대 이후로 균형실질환율에 대한 연구를 계속해오고 있다. 균형환율에 대한 개념은 기초경제여건을 반영하는 환율이라는 데에는 별다른 이론이 없지만 그 명칭은 다양하게 불리어

지고 있다. FEER(Fundamental Equilibrium Exchange Rate), NATREX(Natural Equilibrium Exchange Rate), DEER(Desired Equilibrium Exchange Rate), ERER(Equilibrium Real Exchange Rate) 등 여러 가지 명칭이 사용되고 있으며, 그 만큼 다양한 접근법이 발전되어 왔다.

FEER, NATREX, DEER 등의 접근법은 미국을 비롯한 선진국 경제에 적합한 모형으로 발전되어 왔다. 반면, Edwards(1989)가 제시한 ERER 접근법은 소규모 개방경제를 가정함으로써 개발도상국에 적합한 모형으로 발전되어 왔다. 본 연구에서도 ERER 접근법에 바탕을 둔 균형실질환율을 추정하고자 한다. 그리고 동 추정치를 바탕으로 90년대 들어서 실질환율이 기초경제여건을 제대로 반영하였는지를 검토하고자 한다. 이와 더불어 개별 기초경제여건이 균형환율에 어떠한 영향을 미쳤는지를 규명하고자 한다. 이를 통하여 향후 외환위기의 재발을 미연에 방지할 수 있는 환율정책의 방향도 지적하고자 한다.

제 2장에서는 균형실질환율에 대한 국내외의 기존문헌을 조사하고, 특히 구매력 평가설에 기초한 균형환율의 한계를 지적한다. 제 3장에서는 실질환율의 실제치를 얻기 위하여 실질실효환율을 산출하고, 이를 바탕으로 기초경제변수와 균형환율간의 관계식을 추정한다. 그리고 개별 기초경제변수가 균형환율에 어떠한 영향을 끼쳤는지를 밝히고자 한다. 그리고 제 4장에서는 결론을 맺는다.

## 2. 균형실질 환율에 대한 기존 연구<sup>1)</sup>

### 가. 구매력 평가설에 기초한 균형환율의 한계

균형환율에 대한 가장 기초적이고 단순한 이론은 구매력 평가설(Purchasing Power Parity)이다. 동 이론에 따르면 명목환율의 변화가 국가간 상대가격의 변화를 상쇄시켜주기 때문에 균형실질환율은 시간이 지나더라도 일정하게

---

1) Frenkel & Goldstein(1986)에 따르면, 균형환율에 대한 기존연구는 크게 세가지로 분류할 수 있다. 화폐모형(monetary model) 또는 자산수지모형(portfolio balance model)으로 일컬어지는 구조모형(structural exchange rate model), 구매력 평가설, 그리고 기초 대내외수지 접근법(underlying balance approach)의 세가지 접근법이다. 본 논문에서는 첫 번째의 구조모형에 대한 논의는 생략한다.

유지된다.

그런데 구매력 평가설의 가장 단순한 형태는 일물일가의 법칙(law of one price)이다. 동일한 상품의 가격은 동일한 통화로 측정하였을 때 같다는 것이다. 물론 국가간 교역에 따른 거래비용(transaction costs)이나 관세 및 쿼타와 같은 무역장벽(trade barriers)이 없다는 전제하에서 성립한다고 주장한다. 이를 일반적인 물가수준에 적용하게 되면 절대적 구매력 평가설(Absolute PPP)로 발전한다.

그런데 현실적으로 거래비용 및 무역장벽 등이 상존하고 있다는 사실을 감안하게 되면, 동일한 상품 바스켓에 대한 절대적인 물가수준이 동일할 수는 없겠지만, 그 변화율은 차이가 없을 것이라고 주장하는 것이 상대적 구매력 평가설(Relative PPP)이다. 즉, 명목환율 변화율은 국내물가 변화율과 외국물가 변화율의 차이와 같아져야 한다는 것이다.<sup>2)</sup>

절대적 구매력 평가설의 완화된 형태인 상대적 구매력 평가설에 기초하여 균형환율 수준을 결정하는 방법이 광범위하게 이용되었다. 먼저 실질환율수준을 다음과 같이 정의한다.

$$\frac{EP^*}{P} \quad (1)$$

여기서  $E$ 는 명목환율을,  $P^*$ 는 해외물가를,  $P$ 는 국내물가를 각각 나타낸다.<sup>3)</sup> 그리고 경상수지(또는 국제수지)가 균형을 이루었던 특정시점의 실질환율과 비교시점의 실질환율을 비교함으로써 비교시점의 환율이 얼마나 균형으로부터 벗어나 있는가를 판단한다. 즉, 균형이라고 여겨지는 기준시점을 정한 후 당시의 실질환율을 나머지 표본기간의 균형환율이라고 간주한다. 예를 들어 기준시점이 0기이고 비교시점이  $t$ 기인 PPP 균형환율(또는 실질환율지수, real exchange rate index)를 계산하면

$$RERI = \frac{(\frac{EP^*}{P})_t}{(\frac{EP^*}{P})_0} \quad (2)$$

와 같다. 만약 실질환율지수가 1보다 크다면 기준시점 0기에 비해 저평가되

---

2) Clark et. al(1994)의 서베이 결과에 따르면, 구매력 평가설에 대한 계량 연구들은 상호배치되는 결과를 보여주고 있다. 많은 연구결과들이 선진국간의 교역재에 대한 구매력 평가설은 장기적으로 성립한다고 주장한다. 예를 들어 Hakkio(1992)와 Lothian & Taylor(1993)에 따르면 주요 통화의 환율은 PPP수준으로 복귀(revert)하는 성향이 있음을 밝혔다. 반면, Frenkel(1978)과 Krugman(1978)에 따르면 단기적으로 PPP가 성립하지 않음을 보여주고 있다.

3) 위와 같이 정의된 실질환율의 상승은 평가절하를, 하락은 평가절상을 의미한다.



있음을 의미하고, 1보다 작다면 고평가되었음을 의미한다.

구매력 평가설에 기초한 균형환율의 추정방법은 국가간 상품가격의 차이가 상당기간 지속할 수 없다는 주장의 명료성과 실제 계산을 함에 있어서의 간편성 때문에 기존 연구에서 널리 이용되어 왔다. 그러나 이러한 장점에도 불구하고 PPP 균형환율은 결정적인 약점을 내포하고 있다. PPP 균형환율을 판단하기 위해서는 기준시점을 설정하여야 하는데 여기에 문제가 있기 때문이다.

먼저, 실제환율이 균형환율 수준이라고 판단할 수 있을 정도로 기준시점이 상당기간 지속되는 경우를 발견하기 힘들다. 그래서 균형이라고 판단할 기준이 단선적일 수 밖에 없다는 약점을 가진다. 예를 들어 경상수지라는 대외균형이 달성된 기간만을 고려할 수 있을 뿐, 재화나 노동시장의 대내균형 등을 동시에 고려하기가 힘들다. 더군다나 기준시점을 언제로 잡는가에 따라 추정된 균형환율의 수준이 상당히 차이가 나는 문제를 가지고 있다.

둘째, 구매력 평가지수는 상대물가의 변동만을 고려하는 한계를 가지며, 생산성 변화, 제도적 변화 및 여타 실물충격과 같은 실물부문의 변화를 반영하지 못한다. 구매력 평가설에 의해 균형환율수준을 판단할 때, 균형 자체의 변동을 균형으로부터의 괴리(misalignment)로 잘못 해석할 위험성을 내포하고 있다. 외부충격 등에 의해 경제의 균형 자체가 변화했을 경우 균형환율도 당연히 변하게 되는데 구매력 평가설에 근거하여 판단할 경우에는 이를 균형으로부터의 이탈이라고 잘못 해석하는 오류를 범하게 된다. 다시 말해, PPP 균형환율은 실물부문의 변화가 없다는 가정하에서 균형환율을 계산한다는 명백한 한계를 가진다.

이러한 한계를 극복하고 실물부문의 변화로 인한 균형상태의 이동을 반영하는 환율을 추정하기 위해 직접적으로 기초경제변수를 감안하는 방법이 Williamson 등에 의해 추구되었다. 구체적인 방법에 대한 소개가 다음 절에 실려있다.

#### 나. 균형실질환율에 대한 기존 연구

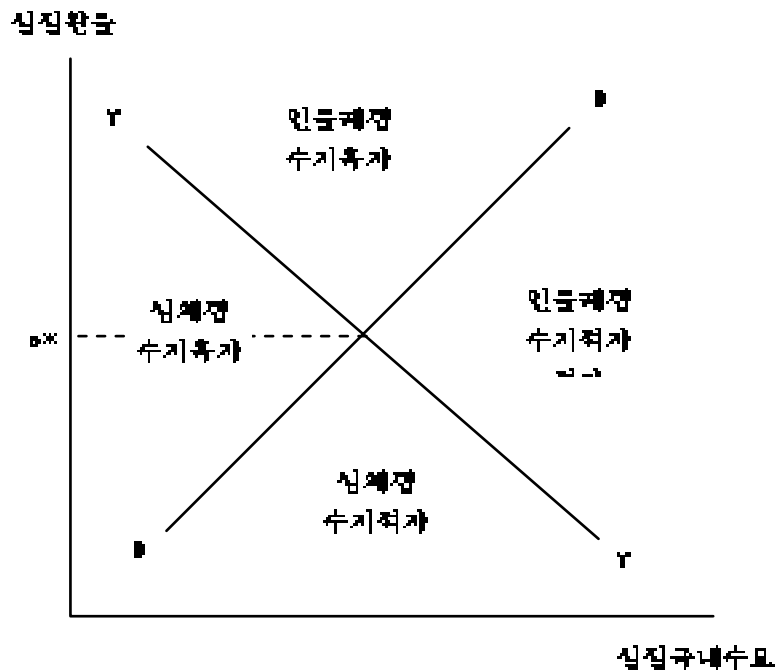
PPP 균형환율의 한계를 극복하기 위해 거시경제적 측면에서 균형환율을 정의하는 접근법이 제안되었다. Swan(1963)에 의해 최초로 제안된 이래 1970년대 IMF에서 개발되었고 최근에는 John Williamson에 의해 다시 관심을 불러일으켰다. 이러한 방법론을 통칭하여 대내외 수지 접근법

(macroeconomic balance approach, or underlying balance approach)이라고 한다. 명칭이 암시하듯이 대내균형(internal balance) 및 대외균형(external balance)과 일관성있게 상응하는(consistent) 환율수준을 균형환율이라고 정의한다. 대내균형은 완전고용의 달성여부에 의해 결정되고, 대외균형은 경상수지와 자본수지의 균형수준에 의해 좌우된다.

그림 1은 대내외 균형조건하에서 균형환율이 어떻게 결정되는가를 잘 보여준다. x축은 실질국내수요(real domestic demand)를, y축은 실질환율을 나타낸다. 대내균형은 완전고용수준을 유지하는 실질국내수요와 실질환율의 조합을 나타내는 Y-Y선으로 나타난다. Y-Y선은 우하향한 모습을 가진다. 그 이유는 환율이 상승(평가절하)하게 되면, 수입품에 대한 수요가 감소하는 대신 국산품에 대한 수요가 증가하므로 이전의 완전고용 산출수준을 유지하기 위해서는 실질국내수요가 감소하여야 하기 때문이다.

대외균형은 B-B선으로 표시되어 있다. 국제수지의 균형상태를 보여주는 B-B선은 우상향하는 모습을 보이고 있다. 만약 국내수요가 증가하면, 경상수지의 악화를 초래하게 되고 이를 균형수준으로 되돌리기 위해서는 실질환율의 평가절하(상승)가 요구되기 때문이다.

그림 1. 균형실질환율의 결정



균형환율은 Y-Y선과 B-B선이 만나는 E점에서 결정되며 이 때 대내균형

(Y\*)과 대외균형(B\*)도 동시에 결정된다. E점을 벗어난 국내수요와 환율의 조합들은 불균형상태를 의미한다. 불균형 상태는 4가지 종류를 가진다. 예를 들어 균형점 E의 바로 아래영역에서는 경기침체갭(recessionary gap)과 함께 국제수지 적자를 경험하는 불균형상태를 나타낸다. 이는 지난 수년간 우리나라가 경험하였던 불균형상태를 대변하는 경우이다. 이 때 환율수준은 균형수준에 비해 낮아서, 통화가치가 고평가되었음을 알 수 있다.

대내외 수지 접근법에서는 대내수지 및 대외수지와 연관된 산출량과 경상수지의 추정이 필요하다. 대내수지의 측면에서 완전고용 및 지속가능한 저인플레이션과 상응할 수 있는 산출량의 추정이 요구된다. 따라서 대내수지는 거시경제적 안정성(macroeconomic stability), 특히 인플레이션을 유발하지 않는 자연실업률 수준(NAIRU, Non-accelerating inflationary rate of unemployment)과 밀접한 관련이 있다.

대내수지의 정의에서는 별다른 이론의 여지가 없지만 대외수지의 정의는 경우에 따라 다르게 정의될 소지가 있다. 일반적으로 경상수지를 대외수지 균형의 잣대로 활용한다. 그러므로 대외수지란 국가간 자산의 순흐름에 대한 적정 수준(desired net flow of assets between economies)으로 정의할 수 있다. 이러한 관점에서 보면, 균형 경상수지란 국가간 자원의 기간간 분배에 대한 적정수준(desired intertemporal reallocation of resources between countries)으로 정의할 수 있다. 즉, 경상수지의 적정경로란 대외채무의 적정 경로에 의해 정해지며, 향후 경제여건에 대한 현재상태에서의 기대치에 의해 결정된다. 따라서 향후 경제여건에 대한 기대를 어떻게 정의하느냐에 따라 대외수지에 대한 정의도 달라질 것이다.

예를 들어, 경상수지수준이 영인 경우를 균형으로 정의할 수 있다. 이 방법은 단순하다는 장점이 있지만, 국제간 자본이동을 통하여 저축과 투자의 기간간 불일치 문제를 해소함으로써 효율성을 높여주는 측면을 간과하는 약점이 있다.

또 다른 방법으로는 자본유출입의 정상적인(normal) 수준을 균형수준이라고 정의할 수도 있다. 단기적이고 변동적인 단기자본흐름은 제외하고 지속적인 장기자본수지를 정상적인 자본수지라고 정할 수 있다. 그러나 현실적으로 자본흐름을 구별하기란 쉽지 않다. 자본흐름을 구별하기 위해서는 투자자의 의도(motives)를 구분하여야 하는데 자본수지자료에서 이를 파악하기가 어렵기 때문이다.

이처럼 경상수지의 실제 자료를 통하여 균형수준을 측정하는 것이 어렵기 때문에 많은 연구들에서는 적정 경상수지 수준을 여타 경제변수를 통하여

간접적으로 구하는 방법을 주로 이용하였다. 예를 들면, Williamson(1994)은 투자에 관한 부채주기이론(debt cycle theory)이나 저축에 관한 생애주기이론(life cycle theory)을 이용하여 저축과 투자의 적정수준을 추정하여 이를 적정 경상수지를 측정하는데 활용하였다.

대내외 수지 접근법은 기본적으로 위에서 설명한 방식에 의해 균형환율 수준을 추정한다. 그런데 대내외 수지 접근법내에서도 실제 측정방법에 있어서는 몇가지의 방식이 이용, 발전되어 왔다. 크게 두가지 부류로 대별할 수 있는데, 하나는 선진국 경제의 균형환율분석에 적용한 것이고 다른 하나는 모형이나 계량검증이 개도국 경제에 적합한 것이다.

첫 번째 부류에 포함되는 연구들은 대개 이론적인 모형이 완전고용산출량이나 자연실업률을 규정한다. 예를 들어, 인플레이션을 유발하지 않고 지속가능한 자연실업률인 NAIRU를 활용한다. 자연율으로부터의 단기적인 이탈은 통화·재정정책에 의해 초래되고, 실질환율은 균형으로부터 이탈하게 된다. 이러한 부류의 연구의 한 예로 Clark(1995)는 균형실질환율과 경쟁력지수에 대한 유용한 개념을 제공하고 있다. Williamson(1994)는 균형실질환율을 정하는 경상수지에 대한 규범적인 수준(normative target)을 정하였다. 이런 면에서 균형의 의미는 실증적(positive)이기 보다는 규범적(normative)이고, 따라서 정책적 함의를 얻기 위한 요망균형환율(desirable equilibrium exchange rate)이라고 볼 수 있다.

첫 번째 부류에 속하는 대부분의 계량분석은 G7국가들의 균형실질환율의 추정에 관한 것이다. 1970년대 IMF가 다자간 환율결정모형(MEMR, multilateral exchange rate model)을 이용한 것이 시발점이었다. Williamson은 대내외 수지 접근방식을 이용한 균형환율의 측정을 다시 부활시켰는데, 그는 기초경제여건에 의해 균형환율이 결정된다는 점을 강조하기 위해 기초균형환율(FEER, Fundamental Equilibrium Exchange Rate)이라는 용어를 사용하였다. 그리고 기초경제변수에 대한 실제자료치 대신 목표치(target)를 사용함으로써 기초균형환율이 규범적인(normative)인 성격을 가진다는 점을 숨기지 않았다.

이러한 규범적인 성격을 보다 명확히 하기 위해 Bayoumi et al.(1994) 등은 자신들이 구한 균형환율을 요망균형환율(DEER, Desired Equilibrium Exchange Rate)이라고 칭하였다. 그리고 Stein(1994, 1995)은 자연균형환율(NATREX, natural equilibrium exchange rate)의 개념에 근거하여 미국 달러화의 균형환율을 추정하고 동 환율의 결정요인을 분석한 바 있다. 위에서 언급한 접근방법들은 그 명칭은 서로 상이하지만 방법론에 있어서는

다국가 거시모형을 이용하였다. 예를 들어 Williamson(1994)은 EAG, GEM, Interlink, linkmod, Mimosa, MSG 등의 6개 거시경제모형을 활용하여 선진국 국가의 주요 경제변수와 함께 선진국 상호간의 통화가치를 결정하는 일반균형모형을 설정하였다.<sup>4)</sup>

일국의 경제상황의 변화가 자국통화의 가치에 영향을 미칠 수 있는 선진국의 경우 다국가 경제모형의 설정이 타당하다. 그러나 자국의 통화가치에 영향을 미치기 힘든 개발도상국에 대한 분석의 경우에 대해서는 소국개방경제를 가정하는 접근법이 사용되었다. 이러한 두 번째 부류에 속하는 실증분석 작업은 Edwards(1989, 1994)에 의해 주도되었다. 교역재와 비교역재의 상대가격으로 실질환율을 정의하고 기초경제변수들과의 장기적인 균형관계를 도출한다. 장기적인 균형관계식으로부터 균형환율에 대한 축약식을 유도함으로써 균형실질환율(ERER, equilibrium real exchange rate)을 구하였다.

그리고 Elbadawi(1994)는 Edwards의 모형을 단순화하여 칠레, 가나 및 인도에 대한 균형실질환율을 구하였다.

우리나라에 대한 기존 연구의 경우, 이충렬·김세진(1997)과 김정식(1998)은 Williamson을 쫓아 FEER의 개념에 근거한 균형환율을 추정하였다. 이충렬·김세진은 Williamson류의 모형하에서 1970년부터 1993년까지의 연도별 자료를 이용하여 균형실질환율을 추정한 바 있다. 총수요부문, 국제수지부문, 물가부문 및 금융부문으로 구성된 케인지안 거시경제모형을 설정하였다. 그들의 균형환율 추정결과에 따르면 86-88년간의 기간동안을 제외하고는 환율이 대체로 기초균형환율과 비슷한 수준을 보였음을 밝혀냈다. 그러나 한정된 연간자료를 이용한 한계로 인하여 추정계수의 안정성에 의문이 제기될 수 있는 문제점을 가지고 있다.

김정식(1998)은 1990년 1월부터 1996년 5월까지의 월별 거시경제모형을 설정하여 균형실질환율을 추계하였다. 그는 대외부문, 금융부문, 물가부문 및 총수요부문의 총 4개 부문과 15개의 방정식으로 구성된 거시모형을 구축하였다. 그러나 오차수정모형보다는 차분방정식을 주로 사용하여 시계열간의 장기적인 균형관계에 대한 정보를 충분히 활용하지 못한 아쉬움을 가진다.

그리고 김기석(1998)은 경상수지를 종속변수로 하고 고정자본투자, 환율, 상대물가, 교역조건, 세계수입 등을 설명변수로 하는 구조모형을 설정하였다. 1980년 1사분기로부터 1997년 3사분기까지의 자료를 이용하여 DEER개념에

---

4) Bayoumi et. al(1994)는 대규모 거시모형의 부담을 줄이기 위해 다국가 부분균형모형을 이용하여 요망균형환율(DEER)을 추정하였고, Stein(1994)은 케인지안류의 대규모 거시모형 대신 동태적 양국모형을 이용하여 자연균형환율(NATREX)를 추정하기도 하였다.

근거한 균형환율을 추정하였다. 그는 경상수지에 대한 구조식이 공적분관계를 가진다는 사실을 밝혔다. 그럼에도 불구하고 실제 추정에서는 수준변수에 대한 단순최소자승법을 이용함으로써 장기적인 균형관계를 제대로 추정하지 못하는 단점을 가졌다.

### 3. 균형실질환율의 추정

#### 가. 실질실효환율의 측정

일국 통화의 실질적인 대외가치를 측정하거나, 물가변동에 따른 실질구매력을 평가하기 위해서 실질환율을 측정한다. 만약 하나의 재화만 생산, 교역되는 1부문 경제(one-sector economy)를 상정한다면, 이것은 이미 제 2장 가절의 식 (1)에서 정의한 바와 같이 명목환율에 교역상대국 물가수준을 곱한 값을 국내물가수준으로 나눈 것이다. 이러한 정의는 구매력 평가설에 기반을 둔 것으로 일국 경제의 가격경쟁력의 변화를 파악하기 위해 주로 활용된다. 즉, 실질환율의 상승(하락)은 교역대상국에 대한 가격경쟁력의 개선(악화)의 의미로 해석된다.

그러나, 교역재와 비교역재의 이루어진 2부문 경제(two-sector economy)를 상정한다면 다음과 같이 정의하는 것이 타당하다.

$$\frac{P_T}{P_N} = \frac{EP_T^*}{P_N} \quad (3)$$

여기서  $P_T$ 는 교역재의 국내가격을,  $P_N$ 은 비교역재의 국내가격을,  $P_T^*$ 는 교역재의 해외가격을 각각 나타낸다. 위의 식 (3)의 좌변에서 정의된 실질환율이란 비교역재에 대한 교역재의 국내상대가격을 의미한다. 그런데 교역재의 가격은 관세 및 무역장벽이 없다면 일물일가의 법칙이 적용될 가능성이 높으므로  $P_T = EP_T^*$ 이 성립한다. 따라서 식 (3)의 우변과 같이 정의할 수 있게 된다.

비교역재에 대한 교역재의 상대가격으로 정의된 실질환율은 일국내에서 교역재부문과 비교역재부문간의 자원배분을 유인하는 상대가격의 변화를 파악하게 해준다. 예를 들어, 식 (3)으로 정의된 실질환율의 상승은 비교역재에 비해 교역재의 상대가격이 상승한 것을 의미하므로 국내 자원이 비교역재 부문에서 교역재 부문으로 이동될 것을 예상할 수 있다.

그러나 현실적으로 교역재와 비교역재 부문을 구분하고 각각의 물가지수를 산출하는 작업이 어렵다는 점을 고려하여, 본 연구에서는 식 (1)에 의한 방

법으로 실질환율을 계산하고자 한다.

그런데 위에서 정의한 실질환율은 교역상대국이 일국에 국한될 때만 타당성을 가진다. 예를 들어 우리경제가 미국이라는 나라와만 대외거래를 한다면, 실질환율을 미국달러라는 1개 통화에 대해서만 표시하게 될 것이다. 그러나 교역상대국이 2개 이상이라면 다수의 통화를 바스켓으로 하는 복합적 환율을 고려하게 되는데 이것이 실효환율(Effective Exchange Rate)이다. 즉, 자국통화와 다수의 교역상대국 통화간의 환율을 특정기준에 따라 가중평균한 환율을 일컫는다. 그리고 실효환율을 정의할 때는 물가지수의 산출과 마찬가지로 특정시점에 대한 비교시점을 환율수준을 측정하는 지수(index)의 형태로 표현한다.

$$REERI = \prod_{i=1}^n \left( \frac{E_{it} P_{it}^* / P_t}{E_{i0} P_{i0}^* / P_0} \right)^{\omega_i} \quad (4)$$

여기서  $n$ 은 교역상대국가의 전체 갯수를, 아래첨자  $i$ 는 개별 교역상대국을, 아래 첨자  $0$ 는 특정 기준시점을, 아래 첨자  $t$ 는 비교시점을 각각 나타낸다. 그리고  $\omega_i$ 는  $t$ 기 시점의  $i$  교역상대국에 대한 가중치를 의미한다. 기존 연구에서 가중치는 대체로 무역거래에서 차지하는 비중을 이용하고 있다. 물론  $e_{it}$ 는  $t$ 기 시점의  $i$  교역상대국 통화에 대한 명목환율을 의미한다.

위의 식에서 정의한 실질실효환율지수(REERI, Real Effective Exchange Rate Index)는 다시 명목실효환율지수(NEERI, Nominal Effective Exchange Rate Index)와 상대물가(Relative Price)로 구분할 수 있다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} REERI &= \prod_{i=1}^n \left( \frac{E_{it}}{E_{i0}} \right)^{\omega_i} \times \prod_{i=1}^n \left( \frac{P_{it}^* / P_t}{P_{i0}^* / P_0} \right)^{\omega_i} \\ &= NEERI \times RP \end{aligned} \quad (5)$$

$t$ 기의 실효실질환율이 1보다 크다면 기준시점인 0기에 비해 상대물가변동을 감안하더라도 저평가되었음을 의미하게 된다. 반대로  $t$ 기의 실효실질환율이 1보다 작다면 기준시점에 비해 고평가되었음을 의미한다.

실제로 실질실효환율의 측정을 위해서는 현실적으로 고려하여야 할 문제가 여러 가지 있다. 주요 고려사항으로는 통화바스켓의 구성, 물가지수의 선정, 기준시점의 선택, 각 통화에 대한 가중치의 선정 등이다.

우리나라의 실질실효환율에 대하여 여러 연구기관에서 상이한 지수를 내놓았는데, 그 이유는 각 기관별로 서로 다른 구성요소를 선택한 결과이다.<sup>5)</sup> 어느나라 까지를 통화바스켓의 구성에 포함시킬 것인가, 또는 물가지수는 소비

5) 우리나라의 실질실효환율에 대한 기존 측정결과에 대해서는 이진면(1997)을 참조

자물가지수로 할 것인가 아니면 생산자 물가지수로 할 것인가의 문제에서부터 과연 어느 해를 기준연도로 선정할 것인가라는 여러 기준에 대해 서로 상이한 선택을 함으로서 기존의 측정결과가 다양하게 도출되었다.

아래에서는 실질실효환율지수를 산출하는데 이용된 선정기준에 대하여 설명하고자 한다. 본 논문에서 산출된 실질실효환율은 기본적으로 최두열(1998)의 자료를 이용하였음을 밝혀두고자 한다. 최두열과 본 연구와의 차이점은 단지 본 연구가 대미달러에 대한 원화환율 자료를 한국은행의 월평균 기준환율을 사용하였고, 개별 교역상대국에 대한 교역량 비중치를 당해월의 교역량 자료를 이용하였다는 점에서 차이가 난다. 그러나 본 연구에서 구한 지수와 최두열의 지수간에 차이는 거의 없었다.

먼저 통화바스켓의 구성문제를 살펴보자. 이는 교역상대국의 범위를 어디까지로 포함할 것인가의 문제이다. 90년대 초반까지의 기존 연구에서는 주로 선진국들을 교역상대국에 포함하였다. 그러나 90년대 이후 아시아국가와의 교역량(수출액+수입액)이 급증하였음을 감안할 때 이들 국가를 포함하는 교역상대국의 설정이 필요하다.<sup>6)</sup> 본 연구에서는 1990-1997년간 우리나라와의 교역량이 많은 나라중 16개국을 교역상대국으로 지정하였는데 여기에는 중국을 포함한 7개국의 아시아 국가(일본 제외)가 포함되었다.(표 1 참조) 조사대상에 포함된 16개국의 교역량이 우리나라의 총교역량에서 차지하는 비중은 1990-1997년간 76%에 달하여서 우리나라 교역의 대부분을 차지한다고 볼 수 있겠다.

그런데 사우디아라비아와 아랍에미레이트는 교역량에 있어서는 상당한 비중을 차지하였으나 물가지수자료의 입수가 곤란하여 조사대상에서 제외하였다.

### 표 1 주요 교역상대국의 교역량 비중

(단위: 백만 달러)

---

6) 이러한 점을 감안하여 Oum & Cho(1995), 이진면(1997), 최두열(1998) 등은 아시아국가들을 통화바스켓 구성에 포함시키고 있다.



	국 가	교역량('90-'97)	비 중
1	미 국	349,589	0.2142
2	일 본	305,786	0.1874
3	중 국	94,570	0.0579
4	독 일	71,777	0.0440
5	홍 콩	69,102	0.0423
6	싱가포르	47,942	0.0294
7	호 주	43,921	0.0269
8	인도네시아	41,514	0.0254
9	대 만	37,846	0.0232
10	말레이시아	35,443	0.0217
11	영 국	34,820	0.0213
12	캐 나 다	28,862	0.0177
13	프 랑 스	22,392	0.0137
14	이탈리아	22,186	0.0136
15	태 국	21,027	0.0129
16	네덜란드	16,666	0.0102
	16 개국	1,243,444	0.7619
	총교역량	1,632,070	1.0000
	사우디아라비아	43,319	0.0265
	아랍에미레이트	21,171	0.0130

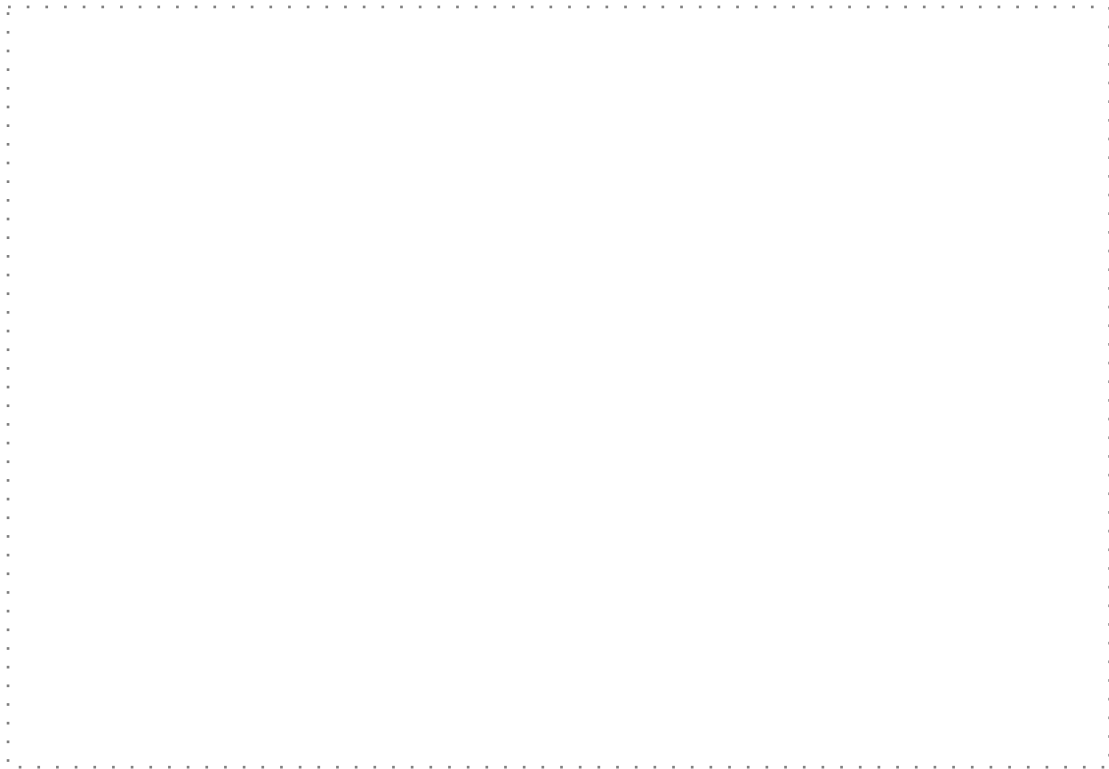
자 료: 한국은행 조사월보 각호

그림 2와 표 2에는 주요국의 교역량 추이가 제시되고 있다. 이를 살펴보면 미국 및 일본의 교역량이 80년 이래 가장 중요한 비중을 차지함을 알 수 있다. 그러나, 90년대 이후 중국을 비롯한 동아시아 7개국과의 교역량 비중이 괄목할 정도로 급성장하고 있음을 알 수 있다. 1990년의 동아시아 7개국과의 교역비중은 17.8%를 차지하여 일본과의 교역비중 28.7%나 미국과의 교역비중 33.6%에 미치지 못하였다. 그러나 1997년에는 동아시아 7개국의 비중이 34.5%로서 가장 큰 비중을 차지하게 되었다. 이에 반해 미국은 25.3%, 일본은 20.9%를 차지하여 이전보다 교역량 비중이 크게 감소하였다.

표 2 주요국 교역비중

	미 국	일 본	동아시아 7개국
'80-'89	37.9	29.6	13.3
'90	33.6	28.7	17.8
'91	31.1	27.8	20.7
'92	29.9	25.5	25.4
'93	28.4	24.8	27.6
'94	27.7	25.6	27.7
'95	27.2	24.7	29.1
'96	26.3	22.6	31.7
'97	25.3	20.9	34.5

그림 2 주요국의 교역량



이제까지 살펴보았던 교역량 비중은 통화바스켓의 구성에 상위 16개국을 포함시키는 기준으로 사용되었다. 한편, 이러한 교역량 비중은 교역상대국 통화가치의 중요도를 측정하는 가중치로서도 사용되었다. 즉 식 (4)의  $\omega_{it}$ 로 사용되었다. 동 가중치는 양국간 가중치로서 우리 나라와 교역상대국  $i$ 국간의 교역량이 우리 나라의 전체 교역량중에서 차지하는 비중을 나타낸다. 그

리고 t기의 교역량을 기준으로 하기 때문에 시간이 지남에 따라 가중치가 변동하는 변동가중치이다. 변동가중치는 시대변화에 따른 무역구조의 변화를 잘 반영할 수 있는 장점이 있는 것으로 알려져 있다.

실질실효환율을 산출하기 위해서는 교역상대국과의 상대물가를 측정하여야 한다. 상대물가는 비교국가간 물가지수를 이용하게 되는데 여기에는 소비자물가지수, 도매물가지수, 노동비용, 국민소득 디플레이터 등이 사용된다. 이상의 물가지수들은 나름대로 장단점을 가지고 있다. 예를 들어, 소비자물가지수는 최근 전세계적으로 확장되고 있는 서비스 부문을 포괄한다는 점, 그리고 물가지수 편제상의 바스켓의 국가간 차이점이 상대적으로 작다는 점 등이 장점으로 들 수 있다. 반면 국가간 경쟁력을 측정하기 위해서는 재화의 생산비용을 측정하는 것이 중요한데, 이 점에서 도매물가지수나 노동비용지수가 우월하다고 인정된다. 그러나 양 지수는 국가간 상이한 기준에 의해 산출되고 있어서 실제로 국가간 비교에 적용하기 쉽지 않으며, 자료입수가 용이하지 못하다는 단점을 가진다.

그런데 여러 가지 물가지수중에서 소비자 물가지수가 최근 우리나라의 국제수지 변동과 밀접하게 움직이고 있다는 점이 기존 연구에서 밝혀지고 있다. 예를 들어, Oum & Cho(1995)와 이진면(1997)은 소비자 물가지수를 기준으로 한 실질실효환율지수가 국제수지의 변화를 상관관계의 측면에서 가장 잘 설명하고 있음을 보이고 있다. 이러한 점을 감안하여 본 논문에서도 소비자 물가지수를 기준으로 실질실효환율지수를 산출하였다.

기준연도의 선정은 1985년 7월부터 86년 6월까지로 정하였다. 동 기간동안 우리나라의 경상수지가 제로의 수준에서 근접하기 때문이다. 기준연도의 선정에 따라 실질실효환율지수가 달라지고 따라서 환율의 고·저평가 여부가 판단된다. 그러나 동 연구에서는 실질실효환율지수가 1보다 크다고 하여서 저평가되었다든지 또는 1보다 작다고 고평가되었다는 구매력 평가설에 의한 환율의 적정여부를 판단하지 않는다. 기초경제여건에서 도출한 적정환율 수준, 즉 균형실질환율과 실제실질환율을 비교함으로써 실질환율의 고·저평가 여부를 판단하고자 한다. 따라서 실질실효환율지수의 절대적 수준은 문제가 되지 않고 그 변화추이만이 중요할 뿐이다.

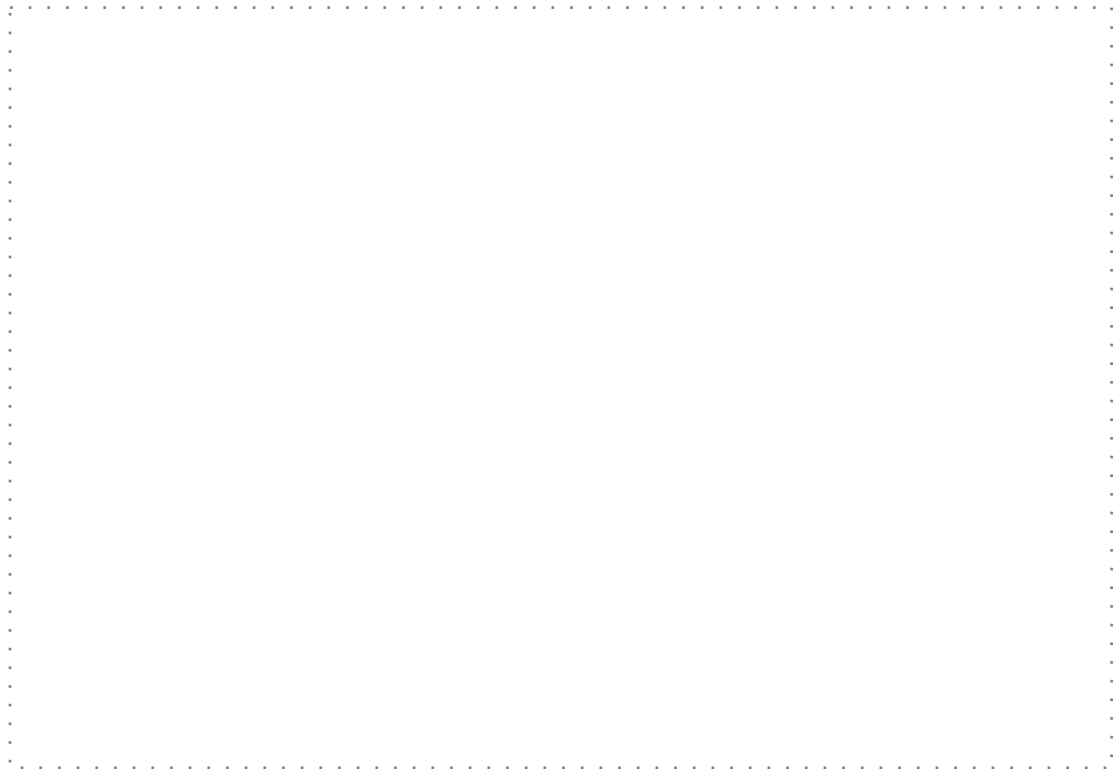
그리고 경상수지가 제로에 근접한 시기를 균형으로 정의한 것도 실질실효환율지수의 상대적인 변화만을 보기 위해서라면 중요한 문제가 되지 못한다. 그 이유는 위에서 언급하였듯이 지수의 절대적인 수준이 문제되지 않고 상대적인 변화만이 중요하기 때문이다.

여기에서 구한 실질실효환율지수를 해석할 경우에도 구매력 평가설에 기초

하여 그 절대적 수준에 따라 단선적으로 판단하지 말아야 할 것이다. 실제 환율의 고·저평가 문제는 다음 절에서 기초균형환율을 구한 뒤로 유보하고자 한다.

실제 환율의 적정성 문제는 일단 유보하고 1980년 이후 우리나라의 실질실효 환율의 변화추이를 고찰하도록 하자. 그림 3은 이를 그려내고 있다. 그림에서 알 수 있듯이 3저 호황이 끝나는 88년 이후 실질환율의 평가절상 추세가 확연하다. 반면 1997년 외환위기 이전의 90년대에는 실질실효환율의 추세는 뚜렷하지 않고 등락을 거듭하는 모습을 보이고 있다.

그림 3 실질실효환율



#### 나. 기초경제변수와 균형환율간의 관계

본 절에서는 균형환율과 기초경제변수간에 어떠한 연관관계를 가지는지를 이론적으로 살펴본다. 먼저, 균형환율이란 일국경제의 대내외균형을 달성시키는 환율수준을 의미한다. 경제의 대내외균형을 정의하기 위해서는 모형경제의 설정이 필요하다. 이를 위해 Edwards(1989)와 Elbadawi(1994)의 모형을 응용하여 소규모 개방경제모형을 설정하였다.

경제내에는 교역재와 비교역재의 크게 두가지 재화가 있다고 가정한다. (나

중에 다시 정의하겠지만 교역재는 수출재와 수입재로 다시 구분된다. 이에 따라 국내 총지출(absorption)은 교역재에 대한 지출( $EXP_T$ )과 비교역재에 대한 지출( $EXP_N$ )로 이루어진다.

$$A = EXP_T + EXP_N \quad (6)$$

여기서 A는 국내 총지출을 나타낸다. 이 때, 총 지출중 비교역재( $D_N$ )가 차지하는 비중은 교역재 가격 - 수입재 가격( $P_m$ )과 수출재 가격( $P_x$ ) - 과 비교역재 가격( $P_N$ )의 함수로 나타낼 수 있다. 즉,

$$D_N = D_N(P_x, P_m, P_N) \quad (7)$$

따라서 비교역재에 대한 지출은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$EXP_N = D_N(P_x, P_m, P_N) A \quad (8)$$

비교역재의 GDP대비 공급비중도 위에서 언급한 세가지 가격의 함수로 정의할 수 있다.

$$S_N = S_N(P_x, P_m, P_N) Y \quad (9)$$

따라서 비교역재의 균형식은 위의 식 (8)과 (9)를 균등화시키는 다음의 조건이 된다.

$$S_N(P_x, P_m, P_N) = D_N(P_x, P_m, P_N) \frac{A}{Y} \quad (10)$$

한편 수출재와 수입재의 국제가격을  $P_x^*$ 와  $P_m^*$ 라 정의하면, 소국경제의 가정에 의해 국내 수출재와 수입재의 가격은 다음에 의해 결정된다.

$$P_x = EP_x^* \quad (11)$$

$$P_m = EP_m^*$$

그리고 실질환율( $e$ )을 다음과 같이 정의하자.

$$e = \frac{EP_x^* P_m^{*1-\alpha}}{P_N} \quad (12)$$

따라서 비교역재 시장의 균형을 가져다주는 실질환율은 다음과 같은 음함수 형태를 띠게 된다.

$$e = e\left(\frac{A}{Y}, TOT\right) \quad (13)^7$$

---

7) 국내지출( $A/Y$ )과 교역조건이 실질환율에 미치는 효과는 1재화 모형과 2재화 모형에서 상반되게 나타난다. 재화가 교역재 하나뿐인 모형의 경우 국내지출의 증가는 경상수지의 악화를 가져오고 실질환율이 절하된다. 그리고 교역조건이 향상은 대체효과에 의한 절상압력과 소득효과에 의한 절하압력의 크기에 따라 실질환율의 방향이 결정된다.

반면 교역재와 비교역재의 2재화 모형에서는 정반대의 결과가 유도된다. 국내지출의 증가는 비교역재의 가격상승을 초래하므로 평가절상을 유발한다. 그리고 교역조건이 향상은 대체효

여기서 TOT는 교역조건(terms of trade)을 나타낸다. 그리고 실질환율에 대한 음함수 형태를 로그선형의 추정식으로 전환하면 다음과 같아진다.

$$\log e_t = a_0 + a_1 \log TOT_t + a_2 \log \left( \frac{A}{GDP} \right)_t + a_3 \log \left( \frac{I}{GDP} \right)_t \quad (14)$$

추정식에는 식 (14)의 실질환율 결정조건에 추가하여 투자비중( $\frac{I}{GDP}$ )을 추가하였다. 대부분의 자본재가 교역재임을 감안한다면, 투자비중의 증가는 교역재 가격을 상승시켜 실질환율의 상승, 즉 평가절하를 가져다 줄 것으로 예상된다.

위의 식 (14)는 현재기 뿐만 아니라 미래기에도 계속하여 성립하는 조건이다.

그런데 국내 총지출은 순자본유입과 실질이자율과 밀접한 관련이 있으므로 다음과 같은 관계를 가진다.

$$\frac{A}{GDP} = a \left( \frac{NKI}{GDP} \right) r^* + \theta [E_t \log e_{t+1} - \log e_t]$$

(15)

여기서 NKI(Net Capital Inflow)는 지속가능한 순자본유입을,  $r^*$ 는 국제이자율수준을,  $\theta$ 는 소비중 비교역재가 차지하는 비중을  $E_t \log e_{t+1} - \log e_t$ 는 예상 평가절하를 나타낸다. 지속가능한 자본유입이 증가한다면 지속가능한 국내 총지출 수준이 상승할 것이다. 그리고 국제이자율이 상승하거나 실질평가절하가 예상된다면 국내경제주체들은 저축을 늘리게 됨으로 국내 총지출은 감소하게 될 것이다.

위의 식 (15)를 추정가능한 로그선형형태로 전환하면

$$\log \left( \frac{A}{Y} \right)_t = \beta_0 + \beta_1 \left( \frac{NKI}{Y} \right)_t + \beta_2 (E_t \log e_{t+1} - \log e_t)$$

(16)

이 되고 이를 식 (14)와 연결하면 실질환율에 대한 동태식을 구할 수 있다.

$$\log e_t - \lambda E_t \log e_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 \log TOT_t + \gamma_2 \left( \frac{I}{GDP} \right)_t + \gamma_3 \left( \frac{NKI}{GDP} \right)_t$$

(17)

여기서  $\lambda = \frac{a_3 \beta_2}{1 + a_3 \beta_2}$ 로서 1보다 작은 값을 가진다.

균형실질환율은 위 식에 포함된 기초경제변수들이 장기적으로 지속가능한 값들로 주어졌을 때 위 식을 만족시키는 환율이라고 정의하고자 한다. 그리

---

과에 의한 절하압력(수출재가격의 상승)과 소득효과에 의한 절상압력(비교역재가격의 상승)의 크기에 따라 실질환율의 방향이 결정된다.

고 위 식을 다시 정리하게 되면

$$\log \tilde{e}_t = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i \gamma' F_{t+1} \quad (18)$$

이 된다. 여기서  $\tilde{e}$ 는 균형실질환율을,  $F$ 는 기초경제변수 벡터,  $F$ 의 장기적이고 지속가능한(sustainable) 값을 의미한다. 물론 기초경제변수 벡터는 다음과 같은 기초경제변수를 포함하게 된다.

$$F = [1, \log TOT, \log \frac{I}{GDP}, \frac{NKL}{GDP}] \quad (19)$$

그리고  $F$ 가 1차 차분에 대하여 정상적(stationary)이라면 다음과 같은 공적분관계가 성립한다.

$$\log \tilde{e}_t = \delta' F_t + u_t \quad (20)$$

여기서  $\delta = \frac{1}{1-\lambda} \gamma'$ 이고 공적분벡터이다. 그리고  $u_t$ 는 정상적인 교란항이다.

기초경제변수의 장기적이고 지속가능한 값을 얻기 위하여 Elbadawi(1994)는 Beveridge-Nelson분해를 통하여 시계열자료의 항구적인 요소(permanent component)를 이용하였다. Beveridge-Nelson 분해는 경제변수 자료를 확률적 추세(stochastic trend)와 일시적(temporary) 요소로 분해한다. Elbadawi(1994)는 이 중 확률적 추세를 항구적인 요소로 간주하였다. 본 논문에서는 이와 유사한 방법의 하나인 Hodrick-Prescott 필터링 방법을 통하여 항구적인 요소를 시계열자료의 지속가능한 요소로 삼았다. H-P 필터링과 B-N 분해는 기본적으로 비슷하지만 차이점은 H-P 필터링은 확률적(stochastic) 방법이 아닌 비확률적(non-stochastic) 방법을 이용한다는 점이다.

그리고 위 식의 공적분(Cointegration) 관계가 유효하다면, 장기 균형식으로 해석될 수 있을 뿐만 아니라 이를 동태적 오차수정모형(error correction model)으로 전환할 수 있다. 즉, 식 (20)의 공적분 관계식에서 도출된 오차수정 방정식은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \Delta \log e_{t+1} = & b_0(\delta' F_t - \log e_t) + b_1 \Delta F_{t+1} \\ & + b_2 \Delta E_{t+1} + b_3 \Delta (\text{policy variables})_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \end{aligned}$$

(21)

여기서  $E$ 는 명목환율수준을 나타낸다. 그리고 정책변수(policy variables)는 정부의 통화·재정정책을 대변하는 변수를 의미한다. 위의 오차수정모형에는 명목환율수준의 변화율과 정책변수 변화율의 두가지 외생적인 변수가 추가되어 있다. 명목환율수준과 정책변수는 단기적으로 실질환율의 변화에 영향을 준다는 사실을 감안하여 추정식에 포함하였다. 물론 양 변수는 장기적으로

로는 실질환율에 영향을 미치지 않는다고 가정한다.<sup>8)</sup> 실질환율의 동학적 측면에서 오차수정항은 미래를 예상하는 (forward-looking) 성질을 내포하고 있다. 예를 들어, 현재 실제환율이 균형환율수준에 비해 고평가되어 있다면, 즉, 오차수정항( $\delta'F_t - \log e_t$ )이 양의 값을 가진다면 자기조정기능(self-correcting mechanism)에 의해 실제환율은 향후 평가절하될 것이다. 따라서 오차수정항의 계수는 양의 값을 가지게 된다. 그런데 실질환율이 균형환율로 복귀하는 조정속도(speed of adjustment)는 계수,  $b_0$ 의 크기에 달려있다. 그 값은 0과 1사이가 될 것이다. 기초경제변수가 균형환율에 장기적으로 미치는 영향은 공적분 벡터  $\mathbf{h}$ 에 의해 파악할 수 있다면, 기초경제변수의 단기적인 영향은 위 식의 계수  $b_1$ 에 의해 파악할 수 있다. 그리고 명목환율의 평가절하가 미치는 단기적인 효과는 계수  $b_2$ 로 나타난다. 그리고 팽창적인 통화 및 재정정책의 단기적인 효과는 계수  $b_3$ 로 파악할 수 있다.

#### 다. 균형실질환율의 추정과 평가

제 2장에서 우리는 실질실효환율에 대한 월별자료를 산출하였다. 그러나 장기균형식에 이용된 변수중 GDP, 투자의 변수는 분기별 자료만이 입수가 가능하기 때문에 본 절의 계량분석작업에서는 분기별자료를 활용하였다.

#### <기초경제변수들에 대한 단위근 검증>

위에서 살펴본 장기 균형식에 대한 본격적인 추정에 앞서 균형식에 포함된 개별변수들에 대한 안정성 검증을 먼저 실시하고자 한다. 이를 위하여 각 변수들에 대한 단위근 검증(Unit Root Test)을 행하였는데 그 결과는 표 3에 제시되어 있다. 그리고 모든 변수에 대해서는 자연로그값이 취해졌다.

#### 표 3 ADF 검증

8) 이러한 오차수정모형의 설정은 Edwards(1989)의 방식을 따른 것이다.



	reer		tot		invy		kay	
	수준	차분	수준	차분	수준	차분	수준	차분
상수항	-1.52	-1.70	-1.11	-4.34***	-0.97	-6.74***	-1.84	-4.76***
상수항+ 추세항	-1.44	-1.52	0.98	-5.12***	-2.64	-6.72***	-1.75	-4.70***

주: 1) 상수항은  $\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{s=1}^k \gamma_s \Delta y_{t-s}$  에서  $H_0: \rho = 0$  를 검정한 통계량

이고 상수항+추세항은  $\Delta y_t = \mu + \tau t + \rho y_{t-1} + \sum_{s=1}^k \gamma_s \Delta y_{t-s}$  에서  $H_0: \rho = 0$  를 검증한 통계량이다. 여기서 회귀방정식의 시차항의 최고차수, k는 2로 정하였다.

2) MacKinnon(1991)의 임계치에 따라 \*\*\*는 1% 수준에서 유의함을 의미한다

장기균형방정식에 포함하는 변수들에 대한 ADF(Augmented Dickey-Fuller) 검증결과에 따르면, 실질환율(reer)은 수준 및 차분변수 모두에 대하여 단위근이 있는 것으로 나타났다. 그리고 교역조건(tot), 국민소득 대비 투자비율(inv), 국민소득 대비 자본수지 비율(kay)도 단위근이 있는 것으로 판명되었다. 그러나 이들 변수에 대하여 차분을 취한 뒤에는 1% 유의수준에서 단위근이 사라지는 것으로 나타났다.

따라서 우리가 고려하고 있는 모든 경제변수들이 단위근을 가지고 있어서 비정상적인(non-stationary) 성격을 띠고 있지만, 1차 차분값은 정상적인(stationary) 성격을 띤다. 그러므로 균형관계식을 정통적인 회귀방정식으로 추정하는 것은 가성회귀(Spurious Regression)의 문제를 초래할 것으로 판단된다. 따라서 균형관계식에 대해서는 최근에 활발히 논의되고 있는 공적분 관계를 파악할 수 있는 회귀방법이 적용되어야 할 것이다.

### <장기 균형>

식 (20)의 장기균형식에 대하여 Phillips-Ouliaris(1990)의 Z(α) 잔차기준 공적분 검증을 위한 단위근 테스트를 실시하였다. 검사치(-25.9625)는 10% 유의수준의 기준치(-25.8572)보다 작아서 잔차항이 단위근을 가진다는 귀무가설을 기각하였다. 다시 말해 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하여 우리가 설정한 환율-기초경제변수간의 장기적인 관계가 있다는 사실을 뒷받침

하였다.<sup>9)</sup>

식 (20)의 관계식이 공적분 관계에 있음을 발견하였으므로 동 관계식에 대하여 Fully Modified 추정법을 사용하여 계수를 추정하였다. Phillips and Hansen(1990)이 제안한 F-M 추정법은 비정상적인 설명변수(non-stationary regressors)를 가진 회귀식에서 가성회귀의 문제를 해결하면 점근적으로 효율적인 추정치(asymptotically efficient estimator)를 얻게 해준다. 추정결과는 표 4에 제시되고 있다.

표 4 공적분 벡터의 추정결과

	계수	표준편차
교역조건	-0.2256	0.1732
투자율	0.2893	0.1692*
자본수지	-2.5990	0.4286***
상수항	0.1554	0.1786
Z(α)	-25.9625	
Lc	0.3615	
meanF	6.3549	
supF	10.9973	

우리가 선택한 기초경제변수들-교역조건, 투자율, 자본수지는 모두 올바른 방향의 부호를 가짐을 확인하였다. 교역조건이 호전됨에 따라 환율은 평가절상되었다. 이는 교역조건 호전에 따른 가격효과가 소득효과를 압도한다는 사실을 증명하고 있다.

그리고 투자율의 계수는 양의 값으로 나와서, 투자율이 높아질수록 환율은 평가절하됨을 알 수 있다. 즉, 투자의 증가는 주로 교역재의 투자수요를 자극하고 교역재의 가격을 상승시킴으로서 실질환율을 평가절하시키게 된다.

자본유입에 대한 부호는 음의 값으로 나타나서, 자본유입이 많을수록 실질환율의 평가절상을 초래함을 발견할 수 있다. 그리고 그 유의성이 높아서 실질환율의 결정에는 자본유입이 가장 유력한 변수임을 알 수 있다.<sup>10)</sup>

9) 잔차항을 기준으로 한 공적분 검증은 일반적으로 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각하는 경우를 발견하기가 쉽지 않다. 이러한 점을 감안한다면 본 논문에서 발견한 공적분 관계는 10% 유의수준이지만 의미있는 수준이라고 볼 수 있겠다. 한편 공적분 관계의 수를 검증하는 Johansen 테스트의 경우 일반적으로 공적분 관계를 쉽게 발견할 수 있다. 위의 관계식에 대한 동 테스트에서도 1% 유의수준에서 공적분 관계가 없다는 귀무가설을 기각할 수 있었다.

10) 기초경제변수에는 위에서 언급한 3가지 변수이외에도 다양한 변수들을 생각해볼 수 있

그리고 위에서 추정된 공적분 관계의 안정성을 검증하기 위해 Hansen(1992)이 제안한 계수안정성 검증(tests of parameter stability, Lc, meanF, supF)을 실시한 결과가 표 4의 아래 부분에 제시되어 있다. 동 계수검증에 의하면 환율과 기초경제변수간에 안정적인 관계가 유지됨을 확인할 수 있다. Lc, meanF, supF에 대한 검사치가 0.3615, 6.3549, 10.9973으로 구해져서 5%에서의 기준치인 .901, 9.21, 19.3과 비교할 때, 공적분벡터가 안정적이라는 귀무가설을 모두 받아들이고 있다.

위에서 구한 추정식을 이용하여 균형환율수준을 구한 것이 그림 4, 5 및 표 5에 제시되어 있다. 그림 4에서 실제실질환율은 실선으로, 추정된 균형실질환율은 점선으로 각각 나타나 있다. 균형환율을 추계할 때 기초경제변수에 대한 수치는 실제수치 대신에 Hodrick-Prescott 필터링을 거친 수치를 이용하였다. H-P필터링은 장기적인(permanent) 요소와 일시적인(temporary) 요소를 구분하는데 활용되는 기법이다. H-P 필터링을 거쳐 일시적인 요소를 제거하고 장기적인 요소만이 균형환율의 산출에 이용되었다.

#### 그림 4 균형환율

그리고 그림 5는 실제환율과 균형환율간의 괴리가 시간에 따라 어떻게 변화했는지를 보여주고 있다. 실질환율괴리율은 실제환율이 균형환율과의 괴리를 측정하기 위해  $(\text{실제환율} - \text{균형환율}) / \text{균형환율} * 100(\%)$ 로 정의되었다.

위의 그림에 제시된 양 환율 수준을 비교하면 균형환율이 실제환율에서 추세적으로는 크게 벗어나지는 않고 있음을 알 수 있다. 다만, 80년대 후반기 동안에는 실제환율과 균형환율간의 괴리가 상당기간 해소되지 못하고 지속되었음을 알 수 있다. 이는 86-88년간 초유의 대폭적인 경상수지 흑자로 인하여 경제변수간의 상호 적응이 제대로 이루어지지 못하였음을 말해 준다고 할 수 있다.

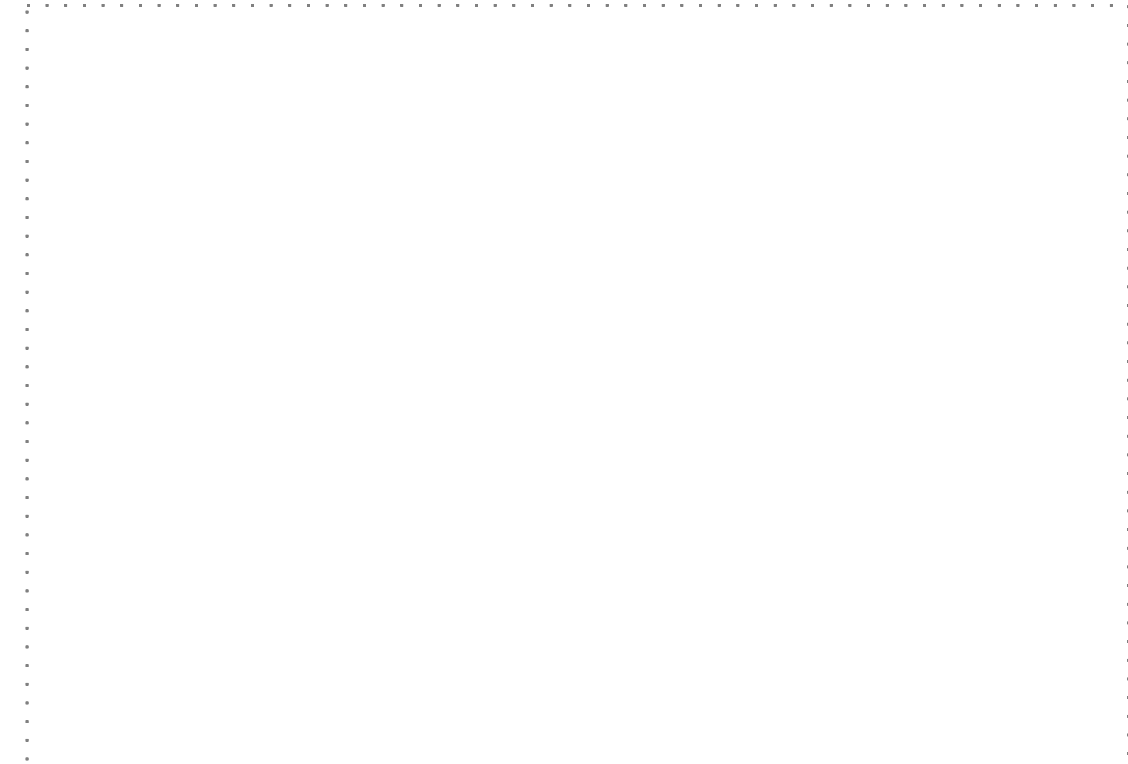
#### 그림 5 괴리율

반면 90년대 이후에는 실제환율과 균형환율간의 괴리가 지속되지 않고 단기간에 조정되는 양상을 보이고 있다. 따라서, 실제환율이 최근 들어 균형수준에 비해 고평가된 수준에서 유지되었다는 주장이 위의 그림에서는 드러나지 않고 있다.

다만 1995년 3사분기부터 실제환율이 균형환율에 비해 고평가되기 시작하여

---

다. 예를 들어, 정부의 비교역제 소비지출, 대외개방도, 대내외 금리차, 대엔화 환율, 누적경상수지적자 등은 실질환율에 영향을 끼친다는 사실은 이론적, 선행적으로 알 수 있으나, 실제 계량분석에서는 부호가 정반대로 나오기도 하고, 유의성도 낮게 나타나서 본문에서는 고려하지 않았다.



외환위기 직전인 1997년 3사분기에는 괴리율이 9%에 다다랐다. 그러나 이러한 괴리율 수준은 외국의 경우와 비교해서 높은 수준은 아니라고 판단된다. Elbadawi(1994)의 연구결과에 따르면 1965-1990년간의 칠레, 가나, 인도의 괴리율은 각각 최고 53.5%, 73.5%, 16.3%에 달하는 것으로 추정되었다. 그리고 1988-1996년간의 이집트의 균형환율을 연구한 Mongardini(1998)에 따르면 괴리율이 최고 33%에 이른다.

우리경제가 맞이한 1997년의 외환위기의 원인중의 하나로 외환정책의 실패를 꼽고 있다. 경상수지 적자가 95-96년중 급증하였으나 정책당국은 명목환율의 평가절하를 인위적으로 막았고, 결국 고평가된 명목환율이 외환위기를 촉발하였다는 주장이다.

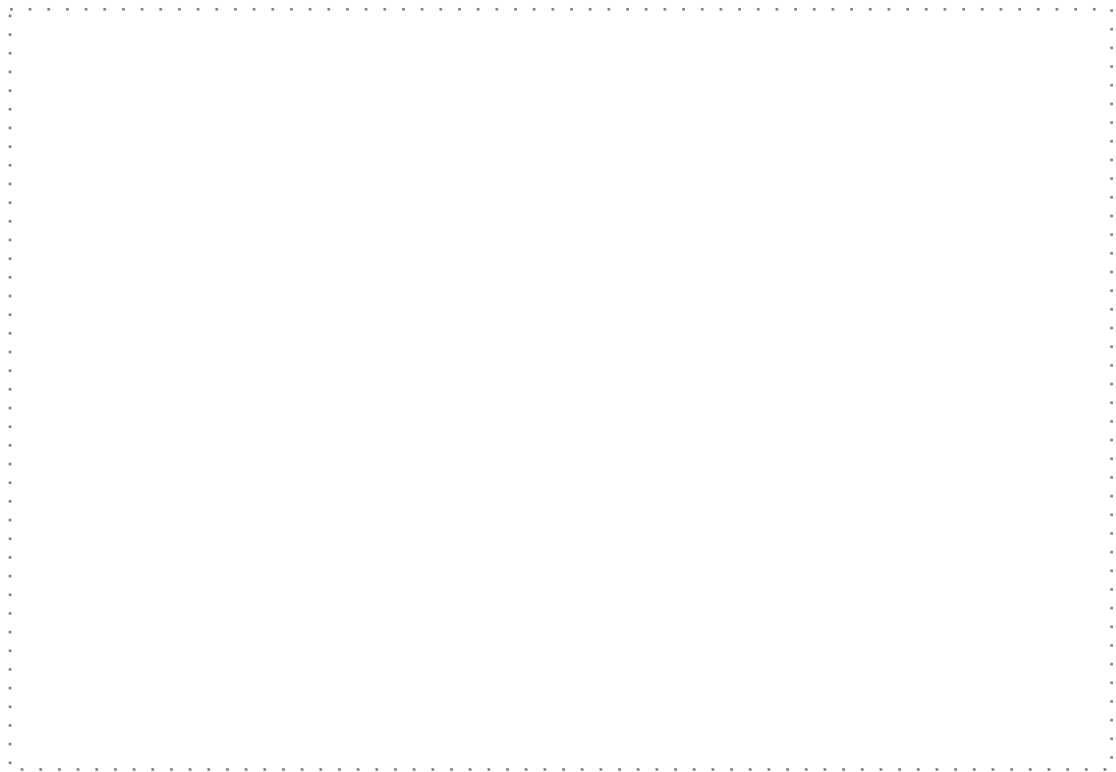
표 5 실제환율과 균형환율간의 괴리율

연도	실제환율	균형환율	과리율(%)	연도	실제환율	균형환율	과리율(%)
1980:1	78.0	74.0	5.3	1989:1	84.4	94.8	-10.9
1980:2	82.6	74.0	11.7	1989:2	79.9	92.1	-13.2
1980:3	83.3	74.1	12.4	1989:3	79.8	89.8	-11.2
1980:4	82.5	74.5	10.7	1989:4	80.5	88.1	-8.6
1981:1	82.5	75.1	9.9	1990:1	81.4	86.7	-6.1
1981:2	78.9	75.8	4.1	1990:2	81.2	85.6	-5.2
1981:3	75.8	76.5	-0.9	1990:3	84.8	84.7	0.1
1981:4	79.6	77.5	2.6	1990:4	85.6	83.7	2.2
1982:1	79.9	78.6	1.7	1991:1	82.7	83.0	-0.4
1982:2	81.8	79.2	3.2	1991:2	80.9	82.7	-2.2
1982:3	79.7	79.6	0.1	1991:3	82.3	82.8	-0.5
1982:4	80.9	80.2	0.9	1991:4	86.0	83.2	3.3
1983:1	81.4	81.4	0.1	1992:1	85.5	83.8	2.1
1983:2	83.9	82.9	1.2	1992:2	88.5	84.5	4.7
1983:3	84.3	84.1	0.2	1992:3	89.0	85.3	4.4
1983:4	86.1	84.7	1.6	1992:4	85.5	85.9	-0.5
1984:1	86.5	84.9	1.9	1993:1	86.5	86.3	0.2
1984:2	87.4	85.1	2.6	1993:2	89.8	86.4	3.9
1984:3	84.8	85.4	-0.8	1993:3	90.1	86.3	4.4
1984:4	84.7	85.9	-1.4	1993:4	87.1	85.9	1.4
1985:1	86.0	86.5	-0.6	1994:1	84.9	85.4	-0.6
1985:2	91.2	87.4	4.3	1994:2	85.3	84.9	0.6
1985:3	94.3	88.7	6.3	1994:3	86.3	84.5	2.1
1985:4	99.3	90.3	9.9	1994:4	84.4	84.3	0.1
1986:1	103.4	92.4	11.8	1995:1	85.7	84.2	1.8
1986:2	106.2	95.1	11.7	1995:2	85.9	84.0	2.3
1986:3	107.9	97.7	10.5	1995:3	81.5	83.7	-2.7
1986:4	104.4	99.8	4.6	1995:4	80.0	83.2	-3.9
1987:1	107.4	101.4	6.0	1996:1	80.1	82.5	-3.0
1987:2	103.4	102.2	1.1	1996:2	79.7	81.8	-2.6
1987:3	102.2	102.5	-0.3	1996:3	81.8	81.6	0.2
1987:4	104.0	102.5	1.5	1996:4	80.7	82.4	-2.1
1988:1	96.8	102.1	-5.1	1997:1	82.9	84.2	-1.6
1988:2	93.5	101.1	-7.6	1997:2	85.8	86.8	-1.2
1988:3	89.4	99.6	-10.3	1997:3	82.0	90.2	-9.1
1988:4	86.5	97.5	-11.3	1997:4	124.2	94.2	31.8

그러나 위에서 살펴본 실질환율과 균형환율간의 과리율이 높지 않았다는 사실에 비추어 볼 때, 실질환율이 지나치게 고평가된 것은 아님을 알 수 있다.

다시 말해, 실질환율이 기초경제여건에 크게 벗어난 것은 아니라는 사실이다. 따라서 실질환율이 경제여건을 크게 왜곡하고 있었다고 보기는 힘들다. 기초경제변수가 균형환율의 결정에 얼마나 영향을 끼치는 지를 살펴보기 위해 균형환율의 변동률과 기초경제변수들 - 교역조건, 투자율, 자본수지 - 의 변동률을 비교하여 보자. 그림 6은 현재 고려되고 있는 변수들의 변동률을 제시하고 있다. 그림에서 두드러지게 나타나고 있는 것은 균형환율과 자본수지의 움직임이 거의 일치하고 있다는 점이다. 반면, 교역조건이나 투자율은 균형환율과 반대로 움직이는 것으로 보인다.

그림 6 균형환율 변화율



이를 보다 구체적인 수치로 파악하기 위해 균형환율의 변동에 영향을 미친 기초경제변수들의 기여도를 계산한 결과가 표 6에 제시되어 있다. 1980-1997년간의 조사대상기간중 자본수지는 균형환율변동치의 140.8%라는 기여도를 나타내고 있다. 즉, 균형환율변동의 100%를 초과하여 설명하고 있다. 이에 반해 교역조건은 -22.2%, 투자율은 -18.6%로서 균형환율의 변동치와 반대로 움직였음을 보여주고 있다.

90년대에 들어와서는 이러한 현상이 더욱 심화되는 것으로 드러났다. 1990년

의 경우 자본수지의 균형환율변동에 대한 기여도는 170.8%로서 상승한 반면, 교역조건과 투자율의 기여도는 각각 -36.6%와 -34.2%로서 감소하였다.

표 6 균형환율의 변동에 대한 기여도

(%)

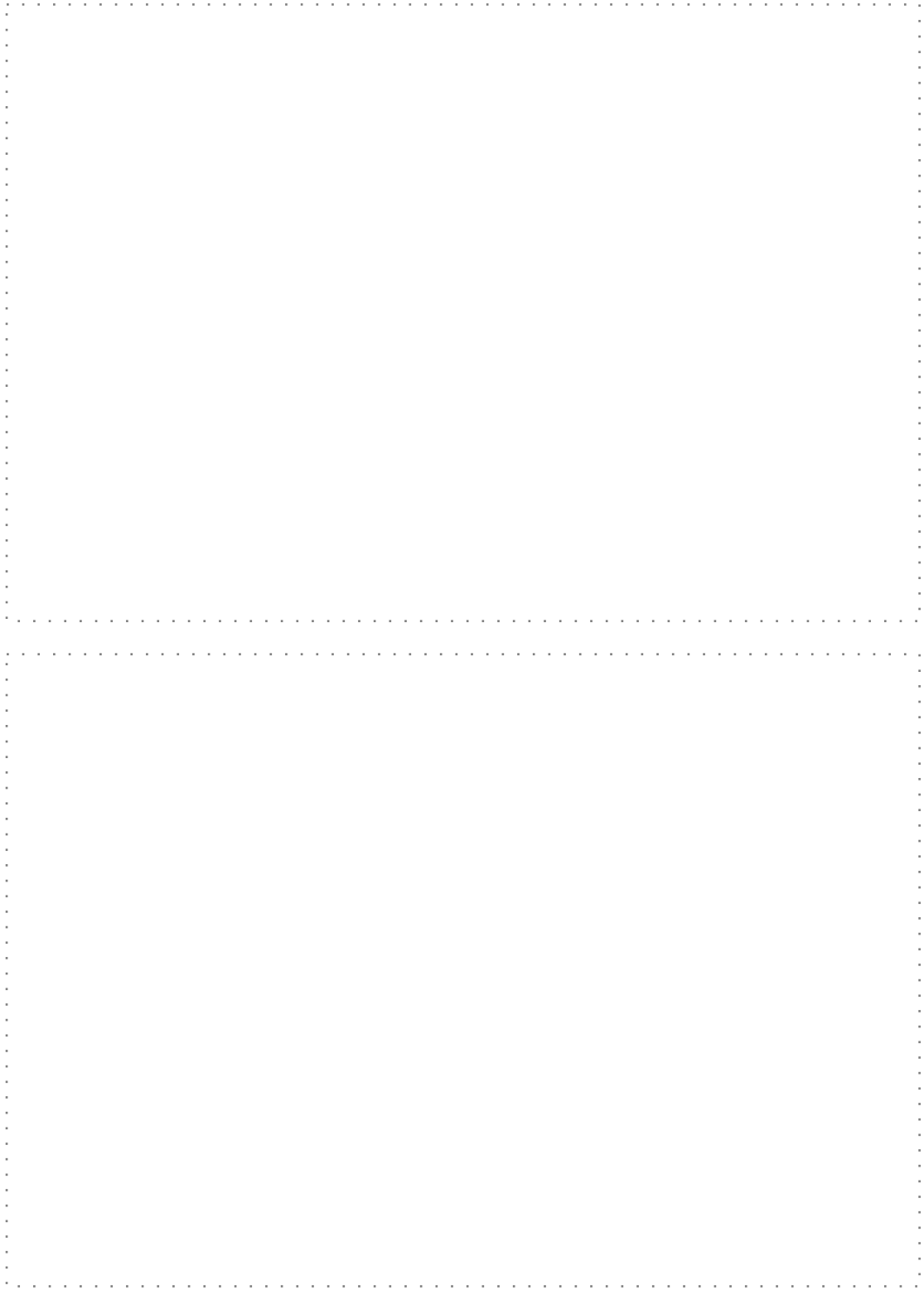
	교역조건	투자율	자본수지
'80-'97	-22.2	-18.6	140.8
'90-'97	-36.6	-34.2	170.8
'90	-4.7	-66.5	171.2
'91	-15.6	-44.2	159.8
'92	-1.2	-51.4	152.5
'93	-5.4	-34.8	140.2
'94	-30.1	-30.6	160.7
'95	-121.2	-40.7	261.9
'96	-135.2	3.2	231.9
'97	21.4	-9.4	88.0
탄력성	-0.2256	0.2893	-2.5990

특히, 국제원자재 가격의 급등과 반도체 등 중화학공업제품의 수출단가가 급락하는 1995-96년중 균형환율은 96년 4사분기를 제외하고는 계속하여 평가절상되었다. 이러한 평가절상추세는 절대적으로 자본유입에 의해 결정되었음을 알 수 있다. 당시 자본수지에 의한 기여도가 95년과 96년중 각각 261.9%이고 231.9%인 사실이 이를 말해주고 있다. 반면 교역조건은 95년과 96년중 -121.2%와 -135.2%로서 평가절하 압력요인으로 작용했음을 의미한다. 당시 교역조건 악화로 평가절하 압력이 있었지만 자본유입에 의해 상쇄되고 오히려 평가절상되는 결과를 초래하였음을 알 수 있다.

이처럼 자본유입은 균형환율의 변동에 큰 영향을 끼쳤음을 확인했다. 자본유입의 효과를 추정하기 위해, 자본유입이 이루어지지 않았다면 균형환율 수준은 어느정도였을까를 산출하여 보았다. 이는 그림 7과 8에 제시되어 있다. 그림에서 실선은 실제환율 수준을 나타내고 점선은 자본유입이 되지 않았을 경우의 균형환율 수준을 보여주고 있다. 95년 이후를 유심히 관찰하면 실제환율수준이 균형환율수준보다 낮게 지속되고 있음을 알 수 있다. 이는 실제환율수준이 균형수준에 비해 고평가되었음을 의미한다. 즉, 90-94년 동안은 자본유입에 의한 고평가문제가 거의 없었던 반면, 95년 이후 실제환율이 기초경제여건에 맞게 평가절하되지 않고 자본유입에 의해 고평가되었음을 발견할 수 있다.

그림 7 균형환율(자본유출입이 없었을 경우)

그림 8 피리올(자본유출입 제외시)



<단기 오차수정모형>



이상에서는 기초경제변수를 토대로 균형환율의 수준을 관찰하여 보았다. 이  
 체는 위의 식 (21)에서 나타난 정책변수 등과 같은 외생변수까지를 고려하였  
 을 때 본 모형이 얼마나 실제환율을 잘 설명할 수 있는 가를 보도록 하자.  
 표 7은 식 (21)에 대한 추정결과를 제시하고 있다. 앞에서 구한 장기균형식  
 을 고려하여 오차수정모형(error correction model)으로 추정식을 설정하였기  
 때문에 공적분관계로 인한 가성회귀(spurious regression)의 문제를 회피할  
 수 있었다. 즉, 추정식 (21)을 단순최소자승법(OLS) 방식으로 추정하더라도  
 문제가 제기되지 않는다.

표 7 오차수정모형의 추정결과

	계수	표준편차	t값	p-value
ecm	0.0582	0.0302	1.9290	0.0582
d(ltot)	-0.0437	0.0611	-0.7155	0.4769
d(linvy)	0.0476	0.0367	1.2968	0.1994
d(kay)	-0.1927	0.1171	-1.6460	0.1047
d(log(E))	0.8024	0.0267	30.0321	0.0000
d(log(DC/GDP))	0.0244	0.0424	0.5761	0.5666
d(def/RB_1)	0.0055	0.0066	0.8363	0.4061
R2	0.9457			
D-W	1.5506			

주) 위의 변수는 다음과 같이 정의되었다.

ecm: 표 4의 추정결과로부터 얻은 오차수정항

d(ltot): 자연로그값을 취한 교역조건 1차 차분

d(linvy): 자연로그값을 취한 투자율의 1차 차분

d(kay): GDP대비 자본수지의 1차 차분

d(log(E)): 자연로그값을 취한 명목환율의 1차 차분

d(log(DC/GDP)): 자연로그값을 취한 국내신용/GDP의 1차 차분

d(def/RB\_1): 정부재정수지/전기 본원통화의 1차 차분

추정결과에 따르면 기초경제변수들에 대한 부호는 균형환율에 대한 추정식  
 (20)의 추정결과와 마찬가지로 올바른 방향으로 나타났다. 오차수정항에 대  
 한 계수는 예상과 마찬가지로 정의 값으로 나타났다. 만약 실제환율이 균형  
 환율수준보다 낮으면 ( $\delta F_t - \log e_t < 0$ ), 실제환율이 고평가되어 있는 상황이다.  
 그런데 오차수정항에 대한 계수가 정의 값이라면 실질환율은 평가절하

( $\Delta \log e_{t+1} > 0$ ) 될 것이다. 이처럼 오차수정모형이 의미하는 바는 실제환율이 균형환율로 벗어나게 되면 자율조정기능에 의해 균형환율로 복귀하게 된다. 동 계수에 대한 추정치는 0.0582로 추정되었다. 즉, 1분기당 약 5.82%의 속도로 실제환율이 균형환율로 자율조정되어가는 것을 의미한다. 이 계수를 이용하여 반감기를 계산한 결과, 2.89년으로 산출되었다.<sup>11)</sup> 즉, 외부충격에 의해 실제환율이 균형수준으로부터 이탈되더라도 3년 이내에 자율적으로 균형수준으로 복귀하는 것으로 밝혀졌다.

이러한 수치는 기존 연구결과와 비슷한 수준이다. 예를 들어, Edwards(1989)가 1962-1984년간 12개 개발도상국들에 대한 연간자료를 이용한 연구에서 조정속도계수는 0.189로 추정되었다. 이 경우 반감기는 약 3.3년으로 조사되어서, 동 연구의 계수와 비슷한 수준을 보이고 있다.<sup>12)</sup>

그리고 통화·재정 정책변수에 대한 방향도 기대하였던 대로 나타났다. GDP 대비 국내신용에 대한 부호는 양으로 나타났다. 즉, 팽창적인 통화정책은 물가를 상승시키고 이는 다시 환율의 평가절하를 초래하는 결과를 초래했음을 의미한다.

전기 본원통화대비 정부재정수지에 대한 부호도 양으로 나타났다. 이는 팽창적인 재정지출은 환율의 평가절하를 가져온다는 사실을 보여준다.

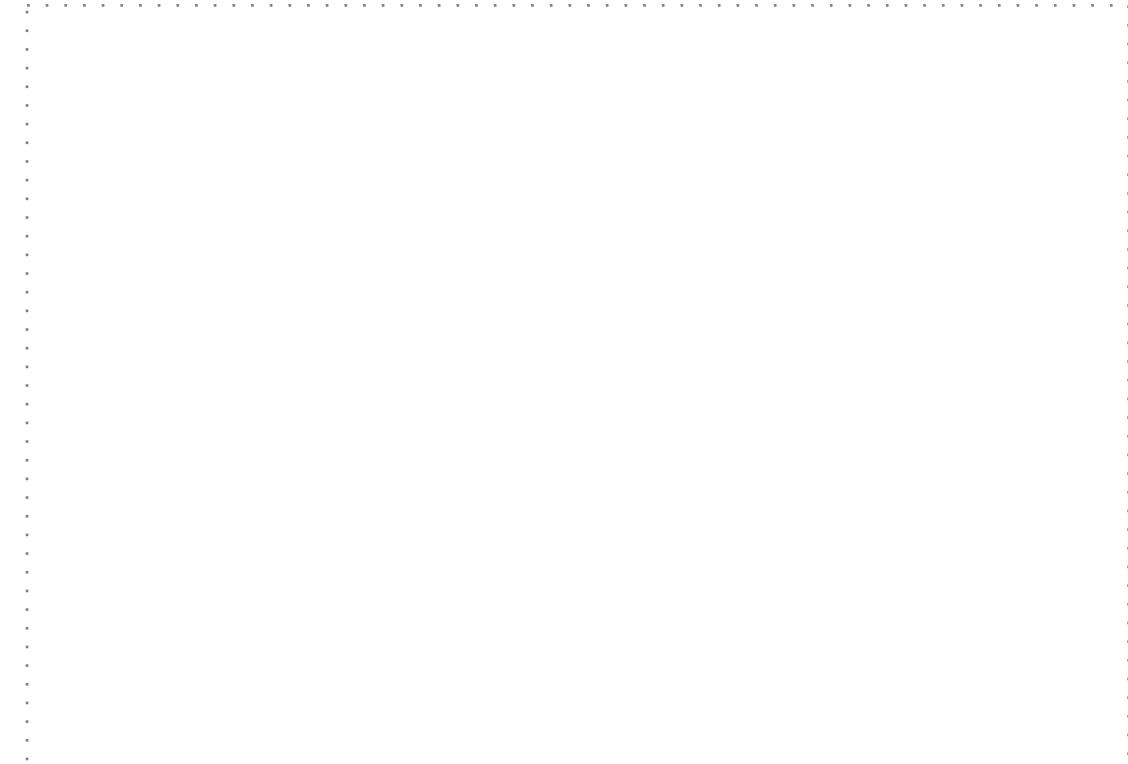
위에서 구한 추정계수를 이용하여 실제환율에 대한 추정치를 구한 것이 그림 9에 제시되어 있다. 실선은 실제환율을 점선은 추정치를 나타내고 있는데 실제치와 추정치간의 차이가 거의나지 않고 있다. 따라서 식 (21)에 따른 실제환율의 예측이 아주 뛰어난 것으로 판단된다.

그림 9 실제환율 추정치

#### 4. 결 론

11) 반감기는 다음 계산식에 의해 구하였다.  $t = -\frac{\log 2}{\log(1 - \bar{\theta}_0)}$

12) 반면, Elbadawi(1994)의 연구결과에 따르면, 칠레, 가나, 인도에 대한 반감기가 각각 0.46, 0.56, 0.60년로 짧게 나타났다. 그리고 Elbadawi(1994)가 칠레에 대한 또다른 연구에서는 반감기가 약 1년으로 나타났다.



외환위기의 한 원인으로 환율의 고평가가 지적되어 왔다. 95년 이후 교역조건이 급속히 악화되고 경상수지 적자가 누적되는 상황에서 명목환율은 신축적으로 평가절하되지 않았고, 이것이 결국은 외환위기를 초래하는 상황을 조성한 것으로 여겨지고 있다.

그러나 본 연구에서는 명목환율의 고평가 문제에서 더 나아가 실질환율의 고평가 여부를 판단하고자 했다. 이를 위하여 먼저 1980-1997년간 분기별 자료를 이용하여 16개 교역상대국을 대상으로 한 실질실효환율지수를 산출하였다. 동 지수를 이용하여 기초경제여건을 반영하는 균형환율을 추정할 수 있었다.

균형환율의 추정을 통하여 규명한 사실을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 실질환율은 예상과는 달리 균형수준에서 크게 벗어나지는 않았다. 실질환율은 균형수준에 비해 고평가되어 있었던 것은 사실이지만 그 정도가 심하지는 않았다. 외환위기 직전의 1997년 3사분기에 실제환율이 균형수준으로부터 벗어난 괴리율이 9%에 다달았지만 외국의 경우와 비교하여 그 폭이 크지 않았다. 외환위기를 촉발할 정도로 실질환율의 고평가 문제가 심각하지는 않았다고 사료된다.

둘째, 1995년 이후 고평가되어 온 실질환율에 가장 큰 영향을 미친 것은 자

본유입이었다. 1995년 이후 반도체가격의 급락으로 교역조건이 악화되어 평가절하 압력이 있었음에도 불구하고 자본시장 개방에 따른 해외자본의 유입으로 실질환율은 오히려 평가절상되는 결과를 초래하였다.

## 참고문헌

- 곽영훈, 「실질실효환율의 도출과 활용」, 『계간 증권연구』 96 여름, 1996
- 김기석, 「우리나라의 적정환율에 관한 실증적 분석」, 『산은조사월보』, 한국산업은행, 1998, pp 30-47.
- 김윤철, 「교역조건과 경기변동」, 『조사통계월보』 96년 5월호, 한국은행, 1996.
- 김정식, 「한국의 원/달러 균형환율 추정」, 『금융학회지』 제 3권 제 2호, 한국금융학회, 1998, pp 139-175.
- 김종만, 「환율운동과 수출경쟁력」, 『연구보고서』 94-09, 한국조세연구원, 1994.
- 사공은덕·김후일, 「한국의 실질실효환율의 추정: 실질실효환율로 본 한국의 대외경쟁력」, 『월간제일경제』 제 1권 제 3호, 1991.4, pp 34-52.
- 이진면, 「원화의 실질실효환율에 대한 재검토」, 『정책연구시리즈』 97-05, 한국개발연구원, 1997
- 이충렬·김세진, 「우리나라의 균형환율 추정」, 『한국국제경제학회 학술발표대회 논문집』, 한국국제경제학회, 1995, pp 933-965.
- 이환호, 「우리 나라 원화의 적정환율수준에 관한 검토」, 『국제경제연구』 제 10집, 세종대학교, 1989.

- \_\_\_\_\_, 「원화 환율의 적정수준에 관한 검토: 경쟁력 평가모형을 중심으로」, 『경제학 연구』 제 42집 제 1호, 한국경제학회, 1994.
- 최두열, 「아시아 외환위기의 발생과정과 원인」, 한국경제연구원, 1998.
- Baffes, J., I. Elbadawi, and S. O'Connell, "Single-Equation Estimation of the Equilibrium Real Exchange Rate," Policy Research Working Paper No. 1800, World Bank, 1997.
- Bayoumi, T., P. Clark, S. Symanski, and M. Taylor, "The Robustness of Equilibrium Exchange Rate Calculations to Alternative Assumptions and Methodologies," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson ed., Institute for International Economics, 1994
- Beveridge, S. and C. Nelson, "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the 'Business Cycle'," Journal of Monetary Economics 7, 1981, 151-174.
- Clark, P., L. Bartolini, T. Bayoumi, and S. Symansky, "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Framework for Analysis," IMF Occasional Paper No. 115, International Monetary Fund, 1994.
- Clark, P., and R. MacDonald, "Exchange Rates and Economic Fundamentals: A Methodological Comparison of BEERs and FEERs," IMF Working Paper 98/67, International Monetary Fund, 1998.
- Edwards, S., "Real and Monetary Determinants of Real Exchange Rate Behavior: Theory and Evidence from Developing Countries," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson ed., Institute for International Economics, 1994
- Edwards, S., Real Exchange Rates, Devaluation, and Adjustment: Exchange Rate Policy in Developing Countries, The Mit Press, 1989
- Elbadawi, I., "Estimating Long-Run Equilibrium Real Exchange Rate," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson ed., Institute for International Economics, 1994
- Elbadawi, I., and R. Soto, "Capital Flows and Long-Term Equilibrium

- Real Exchange Rates in Chile," Policy Research Working Paper No. 1306, World Bank, 1994.
- Feyzioglu, "Estimating the Equilibrium Real Exchange Rate: An Application to Finland," IMF Working Paper 97/109, International Monetary Fund, 1997.
- Frenkel, Jacob A., "Purchasing Power Parity Doctrinal Perspective and Evidence from the 1920's," *Journal of International Economics*, Vol. 8, 1978, 169-91.
- \_\_\_\_\_, and Morris Goldstein, "A Guide to Target Zones," *Staff Papers* 33, International Monetary Fund, 1986, 633-73.
- Hakkio, Craig S., "Is Purchasing Power Parity a Useful Guide to the Dollar?" *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, Vol. 77, 1992, 37-51.
- Hansen, Bruce E., "Tests for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3, 1992, 321-335.
- Krugman, Paul R., "Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence," *Journal of International Economics*, Vol.8, 1978, 397-407.
- Lothian, James, and Mark P. Taylor, "Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries," *mimeo*, International Monetary Fund, 1993.
- Mongardini, J., "Estimating Egypt's Equilibrium Real Exchange Rate," IMF Working Paper 98/5, International Monetary Fund, 1998.
- Phillips, P., and B. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes," *Review of Economic Studies* 57, 1990, 99-125.
- \_\_\_\_\_, and S. Ouliaris, "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica* 58, 1990, 165-193.
- Stein, J., "The Natural Real Exchange Rate of the US Dollar and Determinants of Capital Flows," in *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, J. Williamson ed., Institute for International Economics, 1994
- Williamson, J., *Estimating Equilibrium Exchange Rates*, Institute for

International Economics, 1994

Williamson, J., "Estimates of FEERs," in Estimating Equilibrium Exchange Rates, J. Williamson ed., Institute for International Economics, 1994

## **Abstracts**

### Estimating Equilibrium Real Exchange Rates

It is important for policymakers to interpret movements in a currency's exchange rate and assess its over- or under-valuation. It is argued that the Korean Won had been overvalued just before its currency crisis in 1997. This paper assesses whether Korea experienced real appreciation in the 1990s. To do this, it estimates real exchange rates determined by underlying economic fundamentals.

Before estimating Equilibrium Real Exchange Rates, I calculate Real Effective Exchange Rates using 16 trade partners' trade weights. Then I derive the reduced forms implied by a theoretical model, along the lines of Edwards(1994). The ERER is defined as the level consistent with simultaneous internal and external balances.

The long-run ERER is estimated by a cointegrating relationship, especially with the Fully Modified Estimation Method proposed by Phillips and Hansen(1990). In addition, an Error Correction Model is specified to estimate the actual Real Exchange Rates.

I find from the ERER estimates that actual Real Exchange Rates did not

deviate much from the equilibrium level. The misalignment reached less than 9% just before the currency crisis. Moreover, capital inflows turned out to have had the biggest impact on the EREER. Capital Market Liberalization induced a huge capital inflow, resulting in real appreciation even with large current account deficits since TOT deterioration started in 1995.