

장기 엔 달러 환율예측 모형 개발에 관한 연구

1997년 5월

최두열

한국경제연구원

설동규

고려대학교 경제연구소

발 간 사

본 연구는 우리 나라 경제에 지대한 영향을 미치고 있는 엔달러 환율을 예측하기 위한 모형을 개발하기 위하여 수행된 것이다. 세계 환율 제도가 고정 환율 제도에서 변동 환율 제도로 이행한 이후 세계 각국 환율의 변동성은 급증하고 있으며, 이는 세계 경제의 불확실성을 가중시키고 있다. 이처럼 환율 변동이 심해지는 만큼 환율 예측을 위한 모형의 필요성은 절실해지고 있으나, 이러한 필요성에도 불구하고 실제로 환율 예측을 위해 사용할 수 있는 모형은 별로 개발된 것이 없는게 현실이다. 본 연구는 이러한 취지에 따라 우리 나라 경제에 많은 영향을 미치고 있는 경제 기초 변수인 엔달러 환율에 대한 장기 예측 모형을 개발하기 위한 것이다.

본 연구는 엔달러 환율 결정에 영향을 미치는 미일간의 여러 가지 경제 기초 변수들 간의 관계와 환율의 변화 및 당시의 경제적 배경 등에 대해서 살펴 본 후, 새로운 동태적인 환율 이론을 바탕으로 환율 예측 모형을 개발하고 이를 엔달러 장기 환율 예측에 실제로 적용하여 본 결과를 제시하고 있다. 이 연구에서 분석하고 있는 미일간의 경제 기초 변수들간의 관계는 향후 엔달러 환율의 움직임에 대한 이해를 보다 깊게 할 수 있을 것이다. 물론 여기서 개발한 모형이 정확한 예측을 보장하는 것은 아니지만, 경제 예측에 있어서 실제로 사용할 수 있는 환율 예측모형이 절대적으로 빈곤한 현실에서 장기적 환율의 운동 방향을 예측하는데 있어서 하나의 준거를 찾기위한 도구가 될 수 있을 것이다. 이러한 연구를 계기로 앞으로 보다 좋은 환율 예측 모형을 개발하기 위한 연구가 계속되기를 바란다.

본 연구보고서의 발간에 앞서 연구를 위해서 수고하여 주신 본원의 최 두열 연구위원과 고려대 경제연구소의 설 동규 박사의 노고에 깊은 감사를 드린다. 또한 자료 수집과 정리에 수고를 아끼지 않으신 본원의 이흥원 연구 조원과 박 마리아씨에게도 깊이 감사를 드린다. 끝으로 이 연구의 내용은 연구를 직접 수행한 필자들의 개인적 견해이며 본원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 둔다.

1997. 9.

한국경제연구원

원장 좌 승희

Abstract

This study is concerned with building up some economic models for the long run yen dollar exchange rate prediction. To build up exchange rate prediction model, we incorporated popular exchange rate determination models into newly developed exchange rate dynamic models. The exchange rate determination models we use are Frenkel-Bilson model, Dornbusch-Frankel model, Lucas two country model and Balance of payment model. We embody these different specification of exchange rate determination into the exchange rate dynamics like error correction model, difference equation, and long horizon regression. With these specifications of exchange rate determination and dynamics, we try to find out which specification provides more reliable long run yen dollar exchange rate forecasts.

Estimated predictive accuracy varies depending upon the specification of exchange rate determination, exchange rate dynamics, time horizon and sample period. But some tendencies can be summarized as follows. First, among the three exchange rate dynamics we use, long horizon regression provides the most precise estimates. Second, extending the sample period back toward to the year of 1965 and exploiting the fixed exchange rate period information produces better estimates than using the sample from the floating exchange rate period alone. Third, among the exchange rate determination models, the Lucas two country model shows consistently good estimates compared with other exchange rate determination models.

The actual monthly prediction results which are obtained by applying above mentioned findings show yen dollar exchange rate prediction from the year of 1996 to 1999 as the gradual decline of yen dollar exchange rate (appreciation of the yen). Depending on the model specification the predicted level of yen dollar exchange rate varies from the lowest 86 yen to 107 yen per dollar at the end of the year of 1999.

목 차

第 I 章 序論

第 II 章 예측의 現實과 어려움

第 III 章 엔/달러 換率의 決定要因에 대한 考察

3.1 엔/달러 換율 변동 추이와 경제적 효과

3.1.1 엔/달러 換율 변동의 추이

3.1.2 엔/달러 換율 변동의 경제적 효과

3.2 엔/달러 換율 변동과 경제기초 변수

3.2.1 물가상승율 차이와 換율

3.2.2 이자율 격차와 換율

3.2.3 국제수지와 換율

3.2.4 저축 투자 관계와 換율

3.2.5 기타 요인과 換율

3.3 일본 자본의 미국 유입

3.4 엔/달러 換율 변동의 시기별 구분

3.4.1 1949년부터 1973년 1월까지

3.4.2 1973년 2월부터 1976년 3월까지

3.4.3 1976년 4월부터 1978년 10월까지

3.4.4 1978년 11월부터 1980년 12월까지

3.4.5 1981년 1월부터 1985년 2월까지

3.4.6 1985년 3월부터 1988년 6월까지

3.4.7 1988년 7월부터 1990년 4월까지

3.4.8 1990년 5월부터 1995년 4월까지

3.4.9 1995년 4월부터 1996년 12월까지

第 IV 章 換率豫測 方法에 대한 考察

4.1 환율결정이론

4.2 換率 動學 模型에 대한 설명

4.3 예측방법의 비교

4.4 예측력을 측정하기 위한 방법

4.5 標本外 豫測方法

第 V 章 豫測結果

5.1 모형별 예측력 비교

5.2 구간별(horizon) 예측 결과

5.3 미래 환율 예측

第 VI 章 要約 및 結論

<참고문헌>

표 목 차

- <표 1> 환율예측치와 실제치
- <표 2> 월평균 엔/달러 환율
- <표 3> 세계교역에 있어서 결제 통화별 비중
- <표 4> 각국 통화당국 보유외화의 통화별 구성비
- <표 5> 일본 무역에 있어서 엔화 결제 비율의 추이
- <표 6> 1994년말 현재 주요국의 대외자산부채 규모
- <표 7> 미국의 주요경제지표
- <표 8> 일본의 주요경제지표
- <표 9> 美·日·獨의 GNP대비 정부 저축비율
- <표 10> 美·日の 저축성향 비교
- <표 11> 일본 대외직접투자의 지역별 실적 추이
- <표 12> 일본의 시장별 외화증권취득액(순계)의 추이
- <표 13> 일본의 외화준비고 추이
- <표 14> 일본의 경상수지 흑자와 미국으로의 자금 환류
- <표 15> 미국과 일본의 대외순자산 추이
- <표 16> 美·日 주가 및 지가 추이
- <표 17> 美·日간 장기 이자율차
- <표 18> 엔/달러 환율 장기 예측결과(예측기간:81.01-93.12)
- <표 19> 엔/달러 환율 장기 예측결과(예측기간:81.01-91.12)
- <표 20> FX 모형에 의한 1995년 환율예측 : 예측구간 4년
- <표 21> 모형별 예측구간별 환율예측 (1995년 1월 : 1995년 12월)
- <표 22> 모형별 예측구간별 예측력 비교 (1995년의 경우)
- <표 23> '95 4/4분기에 대한 예측기관별 예측 비교
- <표 24> 모형별 환율예측 (1996년 1월 : 1999년 12월)

그 립 목 차

- <그림 1> 1993년도 예측과 실제
- <그림 2> 1994년도 예측과 실제
- <그림 3> 1995년도 예측과 실제
- <그림 4> 1996년도 예측과 실제
- <그림 5> 엔/달러 환율의 변동추이
- <그림 6> 美日間 물가지수 변화와 환율변동
- <그림 7> 美日 장·단기 금리격차와 환율
- <그림 8> 일본의 무역수지와 엔/달러 환율 추이
- <그림 9> 일본의 경상수지와 엔/달러 환율 추이
- <그림 10> 일본의 종합수지와 엔/달러 환율 추이
- <그림 11> 美日間 경제변수의 관계
- <그림 12> 미국의 재정적자 추이와 환율
- <그림 13> FX 모형에 위한 1995년 환율예측 : 예측구간 4년
- <그림 14> BP 모형에 위한 1995년 환율예측 : 예측구간 4년
- <그림 15> 예측구간 1분기에 의한 1995년도 환율 예측
- <그림 16> 예측구간 1년에 의한 1995년도 환율 예측
- <그림 17> 예측구간 2년에 의한 1995년도 환율 예측
- <그림 18> 예측구간 3년에 의한 1995년도 환율 예측
- <그림 19> 예측구간 4년에 의한 1995년도 환율 예측
- <그림 20> 1995년 12월까지의 자료를 사용한 1999년 12월까지의 모형별 환율 예측

부 록 목 차

- <부록 1> DM 통계량(Diebold and Mariano Test Statistic)
- <부록 2> Lucas' Two-Country 모형에 의한 환율방정식
- <부록 3> 자료에 대한 출처
- <부표 1> 일본의 장기자본수지 변화 추이
- <부도 1> 엔·마르크·달러貨 환율
- <부도 2> 美·日·獨 중앙은행 할인률 추이
- <부도 3> 엔/달러 환율과 유가 추이
- <부도 4> 미국 경상수지와 엔/달러 환율
- <부도 5> 미국의 누적 경상수지와 엔/달러 환율
- <부도 6> 일본의 누적 경상수지와 엔/달러 환율 추이
- <부록 4> 엔·달러 환율 국제금융연표

第 I 章 序論

본 연구는 엔탈러 환율을 장기적으로 예측하기 위한 모형을 개발하기 위한 연구이다. 브레튼 우즈 체제 붕괴로 국제통화 제도가 고정환율제도에서 변동환율제도로 이행하게 된 이후 나타난 현상 중 국제 경제 질서에 가장 심각한 영향을 주고 있는 현상을 든다면, 국제 외환 시장에 있어서의 환율 변동성의 증대라고 하겠다. 변동환율제도는 점차 심화되어 가고 있는 국제 금융 시장의 통합화 현상과 국제 자본의 이동성 증대 현상과 결부되어, 세계적으로 환율의 변동성을 증가시키고 있으며 미래 경제에 대한 불확실성을 더욱 증폭시키고 있다. 특히 세계 양대 경제 대국 자산간의 상대적 가격변동이라 할 수 있는 엔탈러화의 환율 변동은 세계 경제에 있어서 가장 중요한 기초 가격 변동으로서 각국의 자산 총액 및 자산 구성(portfolio)을 변화시킴으로써 각국의 경제적·정치적 지위와 세계적인 분업구조를 변화시키는 효과를 가지고 있다. 이러한 엔탈러 환율 변동은 우리 나라의 경우 거시 경제적인 측면에서 주로 수출 시장에서 우리 나라 제품과 높은 경합도를 보이고 있는 일본 제품의 가격 경쟁력 변동을 통해서 수출입과 무역 수지에 많은 영향을 미치는 형태로 나타나게 된다. 또한 미시적인 측면에서는 우리 나라 기업의 생산·부품조달·판매 및 기업의 해외 이전에 이르기까지 기업들의 단기적인 의사결정 뿐만 아니라 장기 경영의사 결정을 위한 계획에까지 영향을 미치게 된다. 따라서 이러한 엔탈러 환율의 움직임에 대해서 장기적인 예측을 하는 것은 국가와 기업의 장기적인 경영 계획 수립에 있어 필요한 기초 가격에 대한 예측으로서 필수 불가결한 작업이라고 하겠으며 이를 위한 모형의 필요성은 그 어느 때보다도 절실하다. 그러나 이제까지의 연구를 보면 실제로 활용할 수 있는 장기 환율 예측 모형은 별로 개발된 것이 없는 것으로 보인다.

엔탈러 환율 예측 모형에 대한 논의에 앞서 우선 환율을 경제 모형에 의하여 예측할 수 있는 것인가에 대한 이제까지의 연구를 살펴보고자 한다. 이 과제는 1973년 세계적으로 변동 환율제도가 실시되면서부터 많은 학자들의 지속적인 연구의 대상이 되어 왔으나 아직 별반 성공을 거두지 못한 것으로 보이며, 실제로 환율을 예측하는 데 사용할 수 있는 모형은 별로 개발되어 있지 않다. 환율을 경제 모형에 의하여 예측할 수 있는가라는 의문에 대한 이제까지의 대표적인 견해는 환율은 예측할 수 없는 것으로서 今期の 환율의 움직임은 前期의 환율에 전혀 영향을 받지 않으며 자기 마음대로 움직인다는 소위 “任意 步行”(random walk)과도 같은 것이라는 견해이다. 이러한 견해에 따르면 다음 期에 대한 환율에 대한 최선의 예측치는 금기의 환율이라는 것으로 대표적으로 미즈와 로고프 Meese and

Rogoff(1983)의 연구로 거슬러 올라간다. 이들이 환율 예측에 사용했던 방법은 통화량·이자율 등 經濟 基礎變數(economic fundamental)가 환율을 결정한다는 관념 아래 환율과 경제 기초변수와의 관계를 경제 이론에 따라 구조적인 모형으로 정식화(specify)한 다음, 이를 이용하여 예측하는 것이다. 즉 방법론상 이들은 경제 이론을 토대로 하여 경제 기초 변수와 환율간의 관계를 縮約型(reduced form)으로 모형화한 다음 事後的(ex-post)으로 실현된 변수들을 사용하여 사후적인 환율 예측을 한 것들로, 그 연구결과는 경제 기초 변수의 값으로서 미래에 대한 예측치를 사용하지 않고 이미 실현된 실제 經濟變數의 값을 사용한다고 하더라도 경제모형에 의한 예측은 임의보행모형에 의한 예측보다 예측력이 떨어진다는 것이다.¹⁾ 즉 경제이론에 근거한 환율결정모형에 의한 예측은 미래의 환율에 대한 최선의 예측치로서 현재의 환율을 제시하는 임의 보행 모형에 의한 예측보다 예측력이 떨어진다는 것으로 경제 모형에 의한 환율 예측은 실용성이 없다는 것이다.

이처럼 환율은 아무런 규칙이 없이 자기 마음대로 움직이는 임의 보행과도 같은 것이라는 관념에 도전하여 여러 가지 다채로운 연구들이 행하여 졌으나 별반 성공을 거두지 못한 것으로 보인다. 예를 들면 우Woo(1985)와 드리스킬, 마크와 셰프린Driskill, Mark and Sheffrin(1992)은 복잡한 통화론자의 모형(monetary model)을 사용하여 標本外 豫測을 하였으나 임의 보행보다 나은 것이 없다는 결론을 얻었다. 또한 디볼드와 내이슨Diebold and Nason(1990)은 非母數的인 방법(non parametric method)을 사용하여 시도하였으나 마찬가지로의 결과를 얻었다.

이들의 연구결과이후 환율예측에 관한 연구는 크게 세 가지로 이루어진다고 볼 수 있다. 한가지 조류는 환율결정모형에 근거하지 않고 시계열분석에만 의존하여 임의보행보다 나은 환율 예측치를 얻으려는 움직임으로 가장 대표적인 연구로는 앵겔과 해밀튼Engel and

1). 이처럼 경제 근본 변수를 사용하여 회귀 분석한 모형이 환율 예측에 있어서 임의 보행 모형 보다 더 나은 결과를 가져오지 못한 것에 대해 여러 가지 설명이 제시되었는데 Meese (1990)는 그러한 설명들을 크게 2가지 부류로 구분하고 있다. 첫 번째 부류로는 모형에는 오류가 없지만 추정에 있어서의 문제 때문에 예측 결과가 나쁘게 나온다는 설명들이다. 그러한 추정에 있어서의 문제들로는 예를 들면 부적절한 제약 조건을 부여한다든지, 잘못된 동태 과정을 넣는다든지, 또는 동시성(simultaneity) 등의 문제에 그 원인을 돌리는 것이다. 두 번째 설명 부류로서는 모형 자체가 잘못 식별(miss-specify)되었다는 것이다. 그러한 모형 식별 오류의 예를 들면 실제의 모형이 비선형(non linear)인데 회귀 분석에 사용된 모형은 선형인 모형으로 환율에 대한 예측을 시도하였다거나 아니면 필요한 설명 변수가 포함되어 있지 않다는 것, 또는 기대 형성에 있어서 부적당한 모형을 사용하였다든지 등으로 돌리는 것이다.

Hamilton (1990)과 앵겔Engel(1994)의 연구를 들 수가 있다. 앵겔과 해밀턴Engel and Hamilton(1990)의 연구는 1973년 이후 변동 환율 제도하에서 주요 환율의 특징으로 소위 장기적인 진동 현상(long-swing)을 지적하고 있다. 이들에 의하면 명목 환율의 움직임은 시계추의 움직임과 같이 일단 평가 절상이 시작되면 상당 기간 지속되고 평가 절상 국면이 지나 평가 절하 국면이 시작되면 이 국면 또한 상당 기간 지속된다는 것이다. 이러한 환율의 운동은 해밀턴Hamilton(1990)의 마르코프 局面 轉換 模型(Marcov Switching Model)에 의하여 모형화 되었는데, 이를 보다 발전시킨 앵겔Engel(1994)의 연구에 의하면 마르코프 국면 전환 모형에 의한 환율 예측이 標本外 豫測(out of sample forecasting)에서 환율의 운동 방향에 대한 예측은 비교적 정확하지만, 예측력을 임의보행모형에 의한 예측과 비교하였을 때는 그다지 우월하지 않은 것으로 나타났다.

두 번째 연구의 조류로는 환율 변동을 설명함에 있어서 거시경제의 근본 변수들의 움직임으로 설명한다는 것에 대해서 의문을 제기하고 환율 결정의 기본적인 요인들을 외환 시장의 미시구조, 즉 시장 내적 요인에서 찾으려는 시도이다. 이러한 연구의 흐름은 주식 시장에 있어서 주식 가격의 변동은 새로운 정보에 따라 주식의 근본적 가치가 변동한 것이라는 가설에 근본적인 의문을 제기한 실러Shiller(1981)와 유사한 맥락의 연구로서 우선 플러드와 로즈Flood and Rose(1995)의 연구를 들 수 있다. 이들은 독일 등 EMS 회원국과 자유 변동 환율제를 채택한 미국, 일본 등의 국가들 사이의 거시 경제 변수의 변동과 환율의 변동성을 조사하여 거시 경제 변수의 변동성에 양 집단간에 별다른 차이가 없음에도 불구하고 환율의 변동성에 있어서 많은 차이를 보인다는 사실을 발견하고, 이러한 사실들로부터 환율 변동은 거시 경제 변수 변동에 의해서 생기는 것이 아닐 수 있다는 견해를 피력한 바 있다. 그 밖에 환율의 변동을 거시 경제 변수의 변동 이외에서 찾는 연구 중의 하나로서 크루그만과 밀러Krugman and Miller(1993)의 연구를 들 수 있다. 이들은 환율의 과도한 변동은 외환 시장 참가자들 중 많은 비율이 損絶賣 戰略(stop loss strategies)을 사용하기 때문이라고 주장하였는데, 이들은 많은 외환 시장 참가자들이 외환의 가격이 일정 수준(trigger price) 이하로 하락할 경우에 가격이 하락한 외환을 買入하여 외환 가격의 안정성을 높이는 것이 아니라 위험을 최소화하기 위하여 오히려 외환을 賣渡해버리는 손절매 전략을 구사하기 때문에 외환의 가격 변동성이 높아진다고 주장하였다. 그밖에 가버와 스펜서Garber and Spencer(1996)도 크루그만과 밀러Krugman and Miller(1993)와 유사한 점을 지적하여 환율의 과도한 변동을 외환 시장에 많이 보급되어 있는 위험 헤지(hedge)용 외환 매매프로그램의 확산에서 기인한다고 보았다. 이들은 외환 시장 참가자들이 위험을 자동적으로 헤지하

기 위하여 사용하는 위험 헤지용 외환 매매 프로그램은 급격한 평가 절하가 예상되는 외환 보유에서 오는 위험을 줄이기 위하여 약세 통화국의 금리가 급격하게 오르는 경우에 금리가 인상된 약세 통화를 買入하게 작동하기보다는 오히려 약세 통화에 대한 풋 옵션(put option) 행사를 자동적으로 작동시켜 약세 통화를 매도하는 구조로 되어 있다는 점을 지적하였다. 다시 말해서 이들은 이러한 위험 헤지 프로그램이 확산됨에 따라 약세 통화 방어를 방어하기 위하여 전통적으로 정책당국이 사용하는 금리 인상정책이 약세 통화에 대한 수요를 증가시켜 매입을 늘리도록 작용하기보다는 오히려 대량 매도를 자동적으로 유발시켜 평가절하를 가져올 수 있기 때문에 이로 인한 환율 변동은 전통적인 환율 이론에 의해서는 설명할 수 없는 부분이라고 주장한다.²⁾

끝으로 세 번째의 연구조류로는 1980년대 말부터 환율의 움직임에 대해서 동태적인 모형들이 개발됨에 따라 환율動學(exchange rate dynamics)을 경제이론에 근거한 환율결정모형에 다양한 방법으로 도입하여 예측력을 개선하려는 것이다. 이러한 연구 방법은 균형 환율 수준은 경제 기초 여건에 의하여 결정되는 것이며, 비록 현재 환율이 균형 환율 수준으로부터

2). 세계 외환 시장에서는 1972년 통화 선물이 거래되기 시작한 이래 다양한 형태의 파생 금융 상품의 거래가 폭발적으로 증가하고 있다. 이러한 파생 금융 상품이 외환 시장에 미치는 영향은 우선 거래액의 일부에 불과한 증거금만을 지불하고도 거액 거래를 할 수가 있기 때문에 외환 거래액을 폭증시키고 있다는 점을 들 수 있다. 또한 옵션 등의 파생 외환 금융 상품은 일정한 행사가격을 전제로 하고 있고 외환 시세가 행사가격(strike price)을 넘어서는 경우 거래가 급증하는 구조로 되어 있기 때문에 가격과 거래량간에 불연속성을 높이고 있다. 그밖에 외환거래량의 가격에 대한 불연속적인 성격을 더욱 높이고 있는 것으로는 파생 금융 상품의 많은 물량이 외환 시세가 미리 설정해 놓은 시세를 돌파하면서 賣買에 대한 주문이 수행되도록 하는 역지정가 주문(stop order)에 의해서 수행되고, 외환 시장 참가자들의 포트폴리오 관리에 있어서 헤지 비율이나 매매 주문이 포트폴리오 관리자의 인위적이 판단이 아니라 컴퓨터 프로그램화되어 몇 가지 변수에 따라 자동적으로 결정되도록 하는 추세에 있다는 점이다. 이러한 추세는 가격과 외환 거래량과의 관계를 보다 불연속적이고 불규칙하게 만들어 불확실성을 증폭시키는 원인이 되고 있다. 이러한 자동 매매 주문 프로그램의 내용은 대부분의 경우에 포트폴리오의 위험을 감소시키기 위하여 가격이 상승하면 수요가 증가하고 가격이 하락하면 더 이상의 손실을 막기 위한 損絶賣에 따른 매물의 증가로 공급이 오히려 증가하는 구조로 되어 있기 때문에(buy high and sell low), 가격이 하락하면 수요가 늘고 가격이 상승하면 공급이 늘 것을 전제로 하는(buy low and sell high) 전통적인 분석 패러다임에 의한 분석을 무력화시키고 있다. 따라서 위에서 소개한 연구들과 같이 환율변동에 대해서는 외환 시장 구조의 다양한 측면에서 접근할 필요가 있다고 하겠으나, 외환 시장의 미시적인 구조적 측면에서 접근한 연구가 아직까지는 기존의 거시 경제적 접근 방법에 대한 문제 제기의 차원에 머물고 있으며 포괄적인 환율 예측 모형까지 제시한 바는 없다.

벗어나 있더라도 시간이 지남에 따라 실제 환율은 균형 환율 수준으로 복귀하는 성향을 보일 것이라는 관념에 바탕을 두고 있다. 환율 動學을 모형에 넣는 방법으로서 이제까지 개발된 것으로는 시간에 따라 변동하는 계수를 넣는 방법, 추정에 있어서 부분적으로 적용(partial adjustment term)하는 부분을 넣거나, 동태적인 오차 수정 모형을 사용하는 것, 장기 균형 회귀(long horizon regression) 모형을 사용하는 것 등이 있다. 이러한 연구들의 예로서 시나시와 스와미Schinasi and Swamy(1989)는 환율 결정모형의 계수가 시간과 관계없이 고정되어 있는 것이 아니라 시간이 변함에 따라 변화한다는 可變 係數(time varying coefficient) 모형을 사용하였다. 또한 맥도날드와 테일러 MacDonald and Taylor(1994)는 환율 결정 모형에 있어서 前期에 균형 환율에서부터의 괴리된 부분이 이번期 환율의 움직임에 영향을 미친다는 내용의 동태적인 오차 수정 모형(error correction model)을 사용하였으나 주목할 만한 결과를 가져오지는 못하였다. 한편 울프Wolff(1987)는 칼만필터(Kalman filter)를 사용하여 달러-마르크화의 경우 임의보행보다 경제이론에 근거한 예측모형이 더 좋은 예측력을 보인다는 것을 보였으며, 오 정훈과 설 동규Oh and Sul(1995)은 차분방정식으로 표현한 환율결정모형이 임의보행보다 장기에 있어서 예측력이 못하지 않다는 것을 보였다. 그밖에 환율의 움직임을 경제근본 변수와 今期의 환율의 관계에 의하여 예측하기 보다 몇 개의 시기에 걸친 환율의 움직임을 추정하여 예측하는 장기 균형회귀(long horizon regression) 모형이 마크Mark(1995)에 의하여 개발되었는데, 이 모형을 사용한 마크Mark(1995)는 경제 모형에 의한 예측이 장기에 있어서 임의보행모형 보다 예측력이 우월함을 보고하였다. 이러한 장기 균형 회귀 모형을 이용한 연구로는 친과 미즈Chinn and Meese(1995)의 연구와 마크와 최 두열Mark and Choi(1996)의 연구가 있는데, 이들도 역시 장기균형회귀 모형을 이용하면 추정기간이 길어질수록 환율 예측력이 향상됨을 보였다. 다른 換率 動學 模型에 비하여 장기 균형 회귀모형에 대하여 주목할 만한 점은 다른 환율 동학 모형이 미래환율의 예측을 위해 미래 경제근본 변수의 실제치를 사용하는 반면에 장기 균형 회귀모형에 의한 환율 동학은 미래 경제변수의 값을 사용하지 않는 장점이 있다.

이처럼 환율을 경제 모형에 의하여 예측하기 위하여 많은 연구가 있었으나 현재와 같이 환율이 복잡 다단한 여러 가지의 요인에 의하여 영향을 받고 있고, 뉴스와 시장 참가자의 심리적인 요인에 의하여 지배되는 상황에서 제한된 변수를 사용한 경제 모형에 의하여 환율을 예측한다는 것은 어차피 많은 한계를 지니고 있을 수밖에 없다. 사실상 경제 모형에 의한 예측이 실제치와 많은 괴리를 보이고 있어 그 한계를 드러내고 있지만, 환율 예측에 있어서 별다른 대안이 제시되고 있지 않은 상황에서는 아직까지도 경제 모형이 환율 예측을 하는

과정에서 중요한 參照(reference) 도구로 사용될 수밖에 없다. 본 연구는 이러한 취지에 따라서 위에서 살펴본 연구 결과들은 토대로 어떠한 환율 결정 모형과 환율 동학 모형을 사용하는 것이 엔달러 환율 예측에 있어 보다 좋은 예측력을 보여 주는가를 종합적으로 비교하고, 실제 엔달러 환율 예측에 있어서 참고로 사용할 수 있는 경제 모형과 환율 동학 모형을 제시하는 것을 목적으로 하고 있다.

본 연구는 엔달러 환율 예측 모형에 대한 논의에 앞서 엔달러 환율의 수준에 영향을 미치는 양국의 물가 수준, 금리, 무역수지 등 여러 가지 경제 기초 변수들과 엔달러 환율과의 관계에 대하여 살펴보았다. 또한 미국의 재정 적자와 미국의 경상 수지 적자, 일본의 경상 수지 흑자의 상호간의 관계에 대하여도 논의하였으며, 미국의 재정 적자와 미국의 경상 수지 적자의 관계에 대한 시각과 미국의 재정 적자와 일본의 경상 수지 흑자의 관계에 대한 시각에 대해서도 비교하여 보았다. 이러한 논의 후에 환율 결정 모형과 환율 동학 모형을 조합하여 실제로 장기 엔달러 환율 예측에 있어 어떠한 모형과 환율 동학이 좋은 예측 결과를 가져오는지 비교하고 실제 예측을 수행하였다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 구성되어 있다. 제2장에서는 엔달러 환율 예측에 대해서 WEFA, DRI, NOMURA 등의 예측 기관별 예측을 살펴보고 예측치와 실제치를 비교하여 보았다. 제3장에서는 엔달러 환율 변동 요인에 대해서 물가·이자율·국제 수지·저축·투자 등 주요 경제 근본 변수를 중심으로 논의한 후 일본 자금의 미국 유입과 엔달러 환율 변동의 추세 및 시기적인 배경 등에 대해서 언급하였다. 제4장에서는 이 연구에서 사용되는 환율결정모형 예측 방법 예측력을 측정하기 위한 방법 등에 대한 개략적인 설명을 하고 환율 예측 모형을 제시하였다. 제5장에서는 제 4장에서 제시된 여러 가지 환율 결정 모형과 환율 동학에 따라 예측력을 비교하고 실제 엔달러 환율 예측을 하였으며, 마지막으로 제6장에서는 간략한 결론을 내렸다.

第 II 章 예측의 現實과 어려움

주식 시장이나 외환 시장의 특성을 대변하는 학설로 效率性 假說(Efficient Market Hypothesis)이 있다. 효율성 가설은 주식이나 외환과 같은 금융자산의 가격은 일반에게 알려져 있는 모든 정보를 충분히 반영하고 있으며, 따라서 어떠한 경제주체도 일반에게 알려진 정보를 가지고 주식이나 외환 등의 금융자산에 대한 투자를 통해 장기적인 이득을 볼 가능성이 없다는 내용의 가설이다. 이러한 가설이 외환 시장에 과연 적용되는가를 생각해보기에 앞서 외환 시장의 특성을 살펴본다면, 외환 시장은 주식 시장에 비하여 기본적으로 동일한 상품이 별다른 제약없이 국경을 넘어 다수의 시장에서 활발히 거래되고 있고 외환에 대한 가치가 거의 일반에 공표되는 정보에 의해 결정된다는 특징을 가지고 있음을 볼 수 있다. 따라서 주식 시장에서 나타나는 情報의 非對稱性(asymmetry of information)으로 인한 문제가 외환 시장에는 거의 없으며 이러한 의미에서 외환 시장은 주식 시장보다도 효율성의 가설이 더욱 잘 적용될 소지가 있는 곳이라고 하겠다.

이러한 효율성의 가설이 옳다면 환율 예측 기관의 예측치와 같이 일반에게 공개된 정보에 의해서는 어떠한 증권회사나 은행도 외환에 대한 투자를 통해 장기적으로는 이득을 볼 수 없다는 것을 의미한다.³⁾ 그럼에도 불구하고 현실에서는 은행을 비롯한 금융 기관들은 위에서 언급한 기관을 비롯한 여타의 많은 예측 기관들로부터 많은 비용을 지불하고 환율에 대한 예측치를 구입하고 있다. 외환 시장이 과연 효율적이라면 금융 기관들이 예측기관들로부터 환율 예측치를 구입하는 이유는 무엇이며 이러한 예측 기관들 역시 자기들 나름대로의 충실한 고객을 확보하고 있는 이유는 무엇일까? 여기에 대한 설득력이 있는 설명은 아직 없다. 환율예측기관들이 제공하는 서비스의 내용을 살펴보면, 환율 예측 기관들이 제공하는 예측치 중에서 8분기 이상의 장기에 대해서 예측하는 경우는 매우 희귀하다. 이는 8분기 이상의 예측을 위해 설명 변수에 대한 예측을 하는 것이 장기로 갈수록 부정확해지기 때문이다.

아래의 <표 1>은 세계적인 경제 예측 기관인 WEF(Wharton Econometric Forecasting Associates), DRI(Data Resources Incorporated), 노무라 경제연구소(NOMURA)의 매년 초에 있어서 연간 분기별 엔/달러 환율 예측 내용과 실제치를 비교한 것이다.

3). 이러한 효율성 가설의 외환 시장에서의 성립여부에 대해서는 많은 연구가 이루어져 왔으나 외환 시장에서 효율성 가설이 성립하지 않는다는 연구 결과는 찾아보기 어렵다.

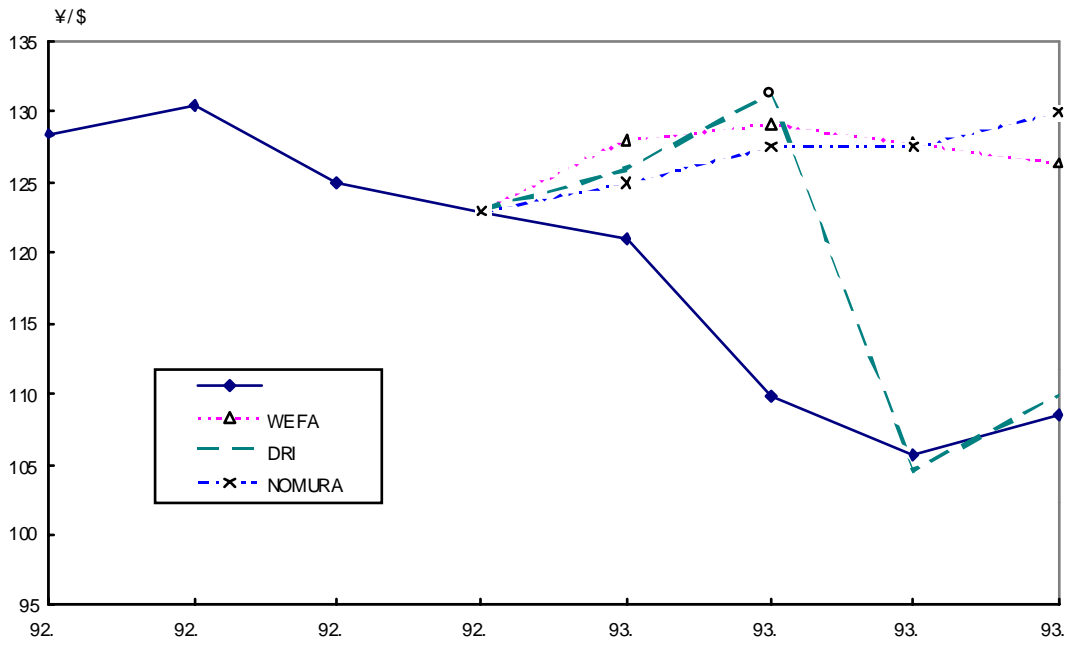
<표 1> 환율 예측치와 실제치

시 기	WEFA (예측시점)	DRI (예측시점)	NOMURA(예측시점)	실 제 치
1993. I	128.0 (1993.1)	125.9 (1993.1)	125.0 (1993.1)	121.0
1993. II	129.2 (1993.1)	131.3 (1993.1)	127.5 (1993.1)	109.7
1993. III	127.8 (1993.1)	104.5 (1993.6)	127.5 (1993.1)	105.6
1993. IV	126.3 (1993.1)	109.9 (1993.6)	130.0 (1993.1)	108.4
1993	127.8 (1993.1)	130.3 (1993.1)	-	111.3
1994	124.0 (1993.1)	121.7 (1993.1)	-	102.4
1994. I	114.0 (1994.1)	112.3 (1994.1)	110.0 (1994.1)	107.6
1994. II	118.0 (1994.1)	114.5 (1994.1)	110.0 (1994.1)	104.2
1994. III	121.0 (1994.1)	114.5 (1994.1)	112.5 (1994.1)	99.0
1994. IV	123.0 (1994.1)	112.0 (1994.1)	115.0 (1994.1)	98.6
1994	119.0 (1994.1)	113.3 (1994.1)	-	102.4
1995	122.5 (1994.1)	115.9 (1994.1)	-	94.1
1995. I	101.3 (1995.1)	100.6 (1995.1)	97.5 (1995.1)	96.3
1995. II	103.8 (1995.1)	102.8 (1995.1)	100.0 (1995.1)	84.4
1995. III	106.3 (1995.1)	104.1 (1995.1)	102.5 (1995.1)	94.1
1995. IV	108.8 (1995.1)	103.5 (1995.1)	105.0 (1995.1)	101.5
1995	105.0 (1995.1)	108.0 (1995.1)	-	94.1
1996	112.5 (1995.1)	102.1 (1995.1)	-	108.7
1996. I	96.6 (1995.8)	107.2 (1996.1)	105.0 (1996.1)	105.8
1996. II	99.9 (1995.8)	105.3 (1996.1)	105.0 (1996.1)	107.6
1996. III	107.2 (1996.5)	101.7 (1996.1)	107.5 (1996.1)	108.9
1996. IV	107.7 (1996.5)	102.1 (1996.1)	107.5 (1996.1)	112.6
1996	101.5 (1995.8)	104.1 (1996.1)	-	108.7
1997	113.8 (1997.2)	112.7 (1997.1)	-	-

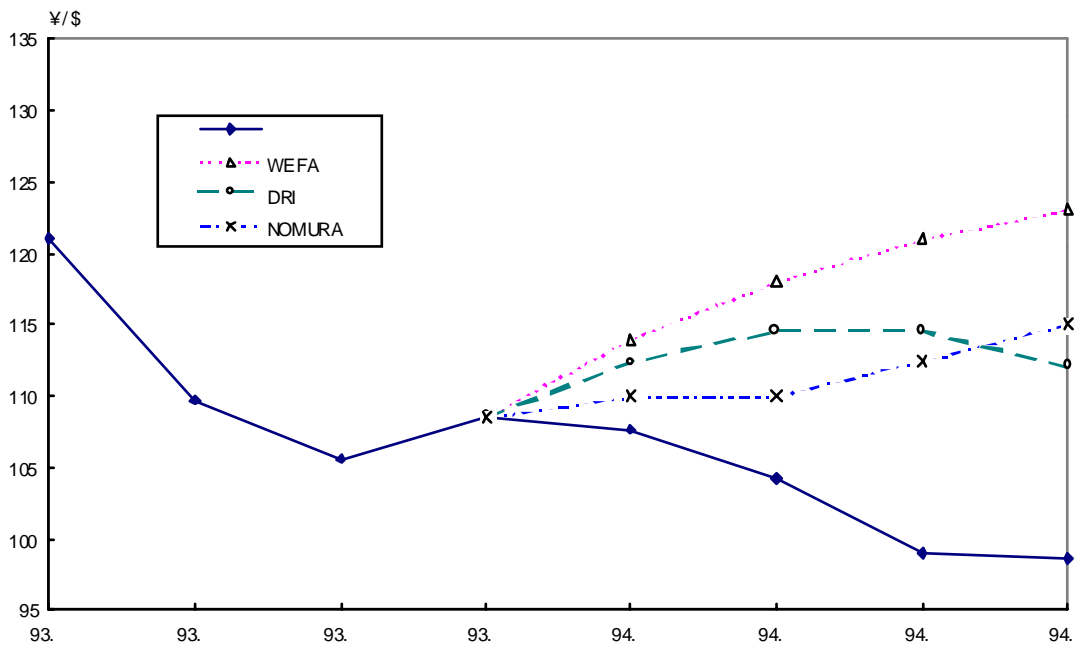
資料: WEFA, World Economic Outlook 各号. DRI/McGraw-Hill, International Financial Bulletin 各号. 노무라 증권 투자분석중 金利爲替豫測 各号.

<표 1>을 연도별로 <그림 1>, <그림 2>, <그림 3>, <그림 4>로 나누어 그래프를 통해서 예측과 실제치를 비교하기로 한다. 아래 그림들에서 보듯이 예측 기관의 예측치와 실제치는 상당히 거리가 있으며 이러한 예측치와 실제치의 괴리는 장기 예측을 할수록 더욱 심해지고 있음을 볼 수 있다. 또한 예측에 있어서는 예측치의 실제치에 대한 절대적인 근사치도 중요하지만 방향에 대한 예측도 중요한데 이러한 방향에 대한 예측에 있어서도 많은 오차가 있음을 볼 수 있다.

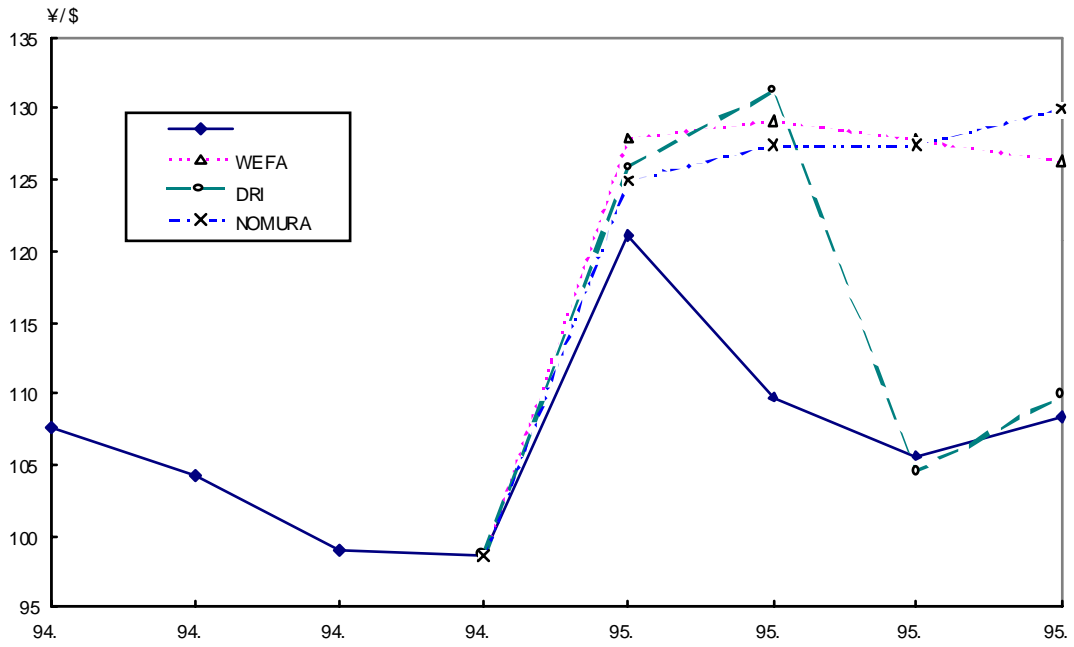
<그림 1> 1993년도 예측과 실제



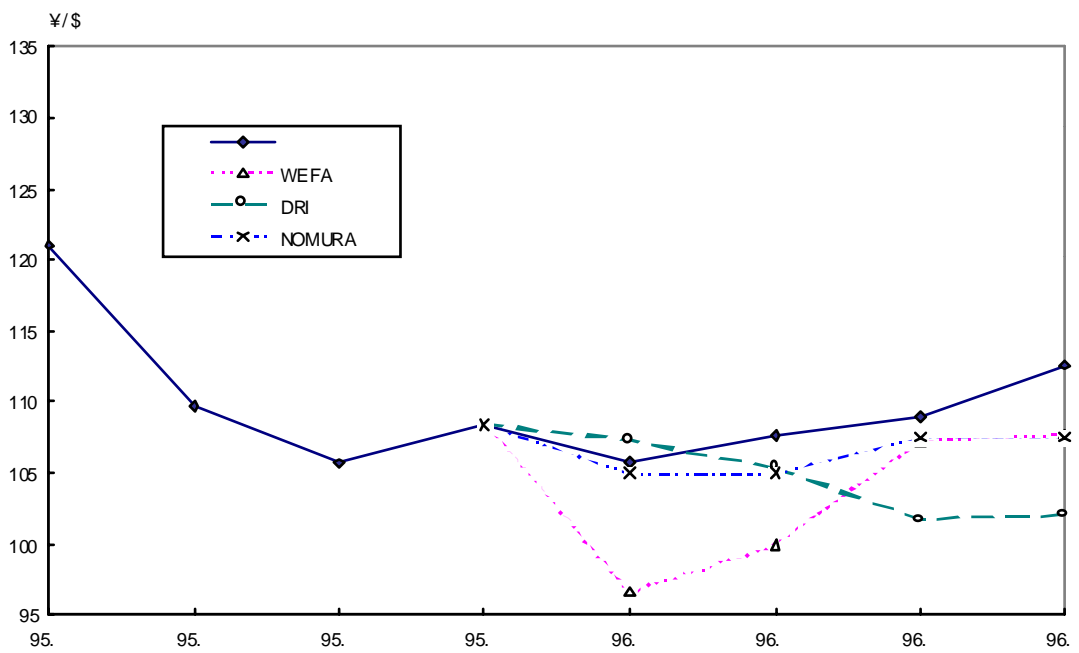
<그림 2> 1994년도 예측과 실제



<그림 3> 1995년도 예측과 실제



<그림 4> 1996년도 예측과 실제



1993년의 경우를 구체적 예로 들어보면 4/4분기의 엔달러 환율 평균의 실제치는 달러당 108.4엔인데 비하여 같은 해 1월 WEFA와 NOMURA가 예측한 것은 각각 126.3엔과 130엔으로서 절대적인 근사치에 있어서 많은 예측 오차를 보이고 있다.⁴⁾ 1년 이상의 장기 예측의 경우, WEFA와 DRI는 1994년의 연평균 환율을 각각 124엔과 121.7엔으로 예측하였으나 실제 1994년의 연평균 환율은 102.4엔으로 20엔 이상의 차이를 보이고 있다. 또한 환율 변화의 방향성에 대한 예측을 보면 WEFA는 93년도의 엔달러 환율의 움직임을 각 분기별로 128엔, 129.2엔, 127.8엔 그리고 126.3엔으로 엔화가 절하 後 절상될 것으로 보았으며, NOMURA는 125엔, 127.5엔, 127.5엔 그리고 130엔 등으로 엔화가 계속 절하될 것으로 예측하였으나 실제 엔달러 환율은 121엔, 109.7엔, 105.6엔 및 108.4엔으로 연중 절상을 계속하였다. 즉 이와 같은 오차는 실제값과 예측치간의 절대적인 근사치에서 뿐 아니라 환율 변화의 방향성에도 나타나고 있음을 볼 수 있다.

또한 1994년의 경우를 보면, 94년 연초에 WEFA, DRI, NOMURA 등 3기관 모두 4/4 분기의 엔달러 환율은 각각 123엔, 112엔, 115엔의 수준이 될 것으로 예측하였으나 실제치는 98.6엔으로 절대치에 있어서 많은 예측 오차가 있음을 볼 수 있다. 환율 변화 방향에 대한 예측을 보면 WEFA는 분기별로 각각 114엔, 118엔, 121엔 및 123엔 등으로 엔화가 지속적으로 절하될 것으로 예측하였고, DRI는 112.3엔으로부터 114.5엔, 114.5엔 그리고 112엔 등으로 엔화가 약간 평가 절하 후 다시 절상된다고 보았으며, NOMURA는 110엔으로부터 110엔, 112.5엔 및 115엔 등으로 조금씩 지속적으로 절상된다고 보았다. 여기에 대해서 실제로는 엔화가 107.6엔으로부터 104.2엔 99엔 98.6엔까지 지속적으로 절상되어 예측 기관들의 예측치가 환율 방향 예측의 측면에 있어서도 많은 오차가 있음을 보여주고 있다.

기타 1995년과 1996년의 경우에도 <그림 3>과 <그림 4>에서 볼 수 있듯이 환율 예측치의 절대적인 근사치에서뿐만 아니라 환율 변동 방향에 대한 예측에 있어서 많은 오차를 보여주고 있다. 1995년도의 경우 세 기관 모두 1995년 2/4분기 달러당 84.4엔의 기록적인 엔화 절상에 대해서는 예측을 못하였다. 다만 WEFA와 노무라는 엔화의 일방적인 절하를 예상하였고 DRI는 엔화의 절하 후 4/4분기에 약간의 절상을 예상하였으나 실제로는 2/4분기까지 절하하여 절하 시점과 폭에 대해서 많은 예측 오차를 보여주고 있다.

4). DRI의 경우는 109.9엔으로 대단히 근접하게 예측을 하였으나 이는 예측 시점이 6월로서 1월에 예측한 결과와는 비교하기가 어렵다고 하겠다.

이러한 결과는 실제에 있어서 환율 예측이 절대적인 근사치나 방향 예측에 있어서 대단히 어려운 문제라는 것을 보여주는 것으로서, 환율 예측 기관이 발표하는 환율 예측치들에 대해서 예측치에 대한 일반 수요자가 이를 어떻게 받아들여야 하는지를 단적으로 말해주는 것이라고 하겠다.

第 III 章 엔달러 환율의 決定 要因에 대한 考察

3.1 엔달러 환율 변동 추이와 경제적 효과

3.1.1 엔달러 환율의 변동 추이

엔달러 환율은 2차 대전 종전 이후부터 1973년 변동 환율제로 이행할 때까지 대개 달러당 360엔 선에서 고정되어 있었다. 1970년 1월 이후 1996년 2월까지의 엔달러 환율의 월평균 환율의 변동 상황을 보면 <그림 5>과 같다. 아래의 <표 2>는 <그림 5>와 마찬가지로 1970년부터 1996년까지의 월평균 환율을 수치로 수록한 것이다. <그림 5>에서 볼 수 있는 현상은 엔달러 환율 변동은 대체로 달러화가 크게 하락했다가 조금 상승하고 다시 대폭 하락하는 것을 반복하면서 전체적인 추세는 달러低 円高로 가고 있는 것을 볼 수 있는데 이는 달러화 및 엔화의 위상 변화와 깊은 관련을 가지고 있는 것으로 볼 수 있다.

<표 2> 월평균 엔달러 환율

(단위 : ¥/\$)

	1월	2월	3월	4월	5월	6월	7월	8월	9월	10월	11월	12월
'70	357.8	357.8	357.6	358.1	358.9	358.9	359.4	358.2	358.0	357.8	357.7	357.7
'71	358.0	357.5	357.5	357.5	357.4	357.4	357.4	355.7	346.0	333.3	328.9	320.5
'72	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0	308.0
'73	301.7	280.2	261.5	265.5	264.8	264.7	264.6	265.2	265.5	266.3	277.8	280.0
'74	296.3	291.7	282.1	277.6	279.0	282.9	290.6	302.4	299.0	299.4	300.1	300.4
'75	299.9	292.2	288.1	292.2	291.5	293.4	296.3	297.9	299.7	302.3	302.6	305.7
'76	305.7	301.7	300.6	299.1	299.0	299.3	294.8	290.8	287.5	291.0	295.1	294.7
'77	290.9	285.1	280.4	275.0	277.5	273.0	264.9	266.6	267.0	255.3	244.7	241.3
'78	241.2	240.3	231.5	221.6	226.3	214.4	199.9	188.5	190.1	183.9	191.3	196.1
'79	197.8	200.5	206.2	216.2	218.3	218.8	216.5	217.9	222.2	230.4	244.9	240.7
'80	238.0	244.1	248.6	251.4	228.1	218.1	220.5	224.4	214.9	209.3	213.1	209.9
'81	202.2	205.8	209.0	215.1	220.8	224.1	232.5	233.6	299.8	231.4	223.8	219.0
'82	224.7	235.3	240.6	224.3	237.0	251.1	255.0	258.7	262.7	271.3	265.4	242.8
'83	232.9	236.2	238.0	237.7	234.9	240.0	240.5	244.4	242.7	233.0	235.1	234.4
'84	234.0	233.6	225.5	255.0	230.8	232.2	242.7	242.3	245.3	246.9	243.3	248.0
'85	254.1	260.3	258.4	251.7	251.9	248.9	241.7	237.2	237.2	214.9	204.3	202.7
'86	200.1	184.6	178.8	175.6	166.8	167.8	158.6	154.1	154.8	156.0	162.7	162.2
'87	154.5	153.5	151.6	143.0	140.5	144.5	150.2	147.6	143.1	143.4	135.4	128.3
'88	127.4	129.3	127.4	124.8	124.7	126.8	133.1	133.6	134.6	129.3	123.3	123.6
'89	127.1	127.9	130.3	132.0	138.1	143.9	140.7	141.2	145.1	142.1	143.6	143.7
'90	145.2	145.5	153.2	158.6	153.2	153.8	149.3	147.5	138.9	129.8	128.9	133.7
'91	133.6	130.5	136.5	137.0	138.0	139.8	138.0	136.9	134.6	130.9	129.6	128.1
'92	125.1	127.5	132.8	133.6	130.7	126.9	125.7	126.3	122.7	121.1	123.8	123.9
'93	125.0	121.1	117.0	112.4	110.2	107.3	107.8	103.7	105.2	106.9	107.8	109.7
'94	111.5	106.2	105.1	103.5	104.0	102.7	98.5	99.9	98.8	98.4	98.0	100.2
'95	99.8	98.2	90.9	83.6	85.3	84.5	87.3	94.5	100.5	100.7	101.9	101.8

資料: OECD, *MEI*, 各号.

엔화와 달러화의 세계 경제에서 차지하는 위상의 변화를 보기 위해서는 우선 엔화와 달러화가 세계 교역에서 사용되는 비중의 변화를 볼 필요가 있다. <표 3>은 달러화가 세계 교역에 사용되는 비중을 보여주고 있는데 고정 환율제도 시기에 전세계의 결제 통화로서 사용되었던 미 달러화는 결제 통화로서의 비중이 1980년에는 35%에서 1987년 25%로 낮아지고 있는 반면, 마르크화와 엔화가 차지하는 비중은 1980년에 각각 10.2%와 2.0%에서 1987년에 12.4%와 3.5%로 증가한 것으로 나타나고 있다.⁵⁾

<표 3> 세계교역에 있어서 결제 통화별 비중

(단위:%)

	미달러화	마르크화	엔화
1980	34.5	10.2	2.0
1988	24.8	12.4	3.5

資料 : Tavlas, George S. and Yuzuru Ozeki. "The Internationalization of Currencies: An Appraisal of the Japanese Yen." IMF Occasional Paper No. 90 (January 1992)

이러한 달러화의 위상 저하와 마르크 및 엔화의 상대적 부상은 각국의 통화 당국이 보유하고

5). 일본에 있어서 엔화로 수출입을 결제하는 비율을 <표 5>를 통하여 살펴보면 1970년에 엔화로 수출과 수입을 결제하던 비중이 1970년에 0.9%와 0.3%에 불과하던 것이 1995년에 와서는 37.6%와 24.3%로 엔화의 사용 비중이 높아지고 있는 것으로 나타나 엔화의 국제화가 진전되고 있는 것으로 나타나고 있다.

<표 5> 일본의 무역에 있어서 엔화 결제 비율의 추이

(단위: %)

	70	75	80	85	90	92	94	95
수 출	0.9	17.5	29.4	39.3	37.5	40.1	39.7	37.6
수 입	0.3	0.9	2.4	7.3	14.4	17.0	19.6	24.3

資料 : 日本 大藏省, 「國際金融局 年譜」, 各号.

고 있는 통화별 구성비 변화를 통해서도 확인할 수 있다. <표 4>에서 각국 통화 당국보유 외화의 통화별 구성비를 보면 1975년도에는 각국 통화 당국이 보유 외화의 76%를 달러화로 보유하고 마르크와 엔화를 각각 10.8% 2.7% 보유하고 있었다. 그러나 1994년에는 달러화에 대한 보유 비중을 57.1%로 낮추는 대신 마르크와 엔화에 대한 보유 비율은 14.8%와 8.1%로 높은 것으로 나타나 상대적으로 달러화의 國際通貨(key currency)로서의 지위가 약화되고 있는 모습을 보여준다.

<표 4> 각국 통화당국 보유외화의 통화별 구성비

(단위 : %)

년 도	75	85	89	90	91	92	93	94
달 리 화	76.1	55.3	51.1	49.1	50.7	55.1	56.7	57.1
엔 화	2.7	7.3	7.2	8.2	8.7	7.9	8.3	8.1
마르크화	10.8	13.9	17.6	17.5	15.7	13.6	14.7	14.8

資料: IMF 연차 보고서

이러한 달러화의 國際通貨(key currency)로서의 점유율 저하와 이와 대응되는 마르크화와 엔화의 국제통화로서의 위상 강화의 근본 원인으로서는 흔히 미국 경제가 세계 경제에서 차지하는 비중의 감소, 상대적으로 독일 및 일본 경제가 세계 경제에서 차지하는 비중의 증가, 미국의 쌍둥이 적자라고 불리는 재정 적자와 무역 수지 적자의 누적 등이 논의되고 있다. 달러화의 위상 약화와 이에 반비례한 마르크화와 엔화의 위상 강화는 마르크화와 엔화에 대한 달러화의 장기적인 가치하락으로 나타나고 있다.

여기에서 국제통화(key currency)가 누리는 특권을 살펴본다면 무엇보다도 국제 통화국은 대외 채무를 自國通貨로 지불할 수 있다는 점을 들 수 있다. 즉 자국 통화가 대외 지불 수단이 될 수 없는 국가에서는 대외 지불 수단으로서 외환을 보유하여 국제 수지를 방어해야 하지만 국제통화국은 거의 제한없이 자국통화를 발행하여 자유롭게 외국의 실물 자원을 획득할 수 있다는 점이다. 미국은 달러화가 국제 통화라는 지위로부터 대외 채무를 달러화를 발행하여 조달할 수 있는 특권을 누리고 있는데 이는 한 국가 내부에 있어서 중앙은행이 누리는 세노리지(seigniorage)에 해당되는 것을 미국이 다른 국가들로부터 국제적으로 누리고 있는 것으로 볼 수 있다. 국제적인 세노리지는 정의하는 데에 따라 달라질 수 있는데, 보다 넓게 정의하자면 국제통화인 달러화를 발행하는데 따라서 미국 정부가 향유할 수 있는 모든

혜택을 지칭한다. 그러나 보다 좁게 정의하자면 미국 정부가 달러화를 발행하는데 들어간 비용과 발행된 달러화가 가지는 실질적인 구매력과 차액 중 미국 정부가 이자를 지불하지 않고 무기한 사용할 수 있는 부분에 대한 이자 미지급액을 의미하는 것으로 정의할 수도 있다.⁶⁾ 본 연구에서는 보다 넓게 정의한 前者의 세노리지 개념을 따르기로 한다.

세계의 유일한 基軸通貨(vehicle currency)라는 독점권을 상실한 지금도 과연 미국의 달러화가 세계 각국으로부터 국제적인 세노리지를 아직도 향유하고 있는가 하는 것에 대해서는 의문이 제기될 수 있다. 그루벨(Grubel, 1969)은 국제적으로 발생하는 세노리지의 크기는 국제적 합의에 의해서 국제화폐발행국에 주어진 독점력의 크기에 달려있다고 주장하였다. 그는 국제적으로 통용되는 여타 화폐의 존재는 이러한 세노리지의 크기를 감소시키며, 따라서 완전한 변동 환율제도가 실시된다면 국제화폐발행국이 누리는 세노리지는 각국의 통화간 경쟁에 의하여 사라지게 될 것이라고 주장한 바 있다. 그러나 그루벨(Grubel, 1969)의 예측과는 달리 브레튼 우즈 체제의 붕괴후 변동 환율제도가 실시되고 있음에도 불구하고 세계 모든 통화가 국제통화로 통용되고 있는 것은 아니다. 현실적으로는 달러화 마르크화 엔화의 3국 통화 체제가 형성되어 통화간에 완전 경쟁 시장이 아니라 일종의 과점 시장 체제로 이행한 것으로 볼 수 있다. 따라서 달러화는 국제통화 시장에 있어서 독점력을 상실하기는 하였으나 과점 시장의 가격 선도자적인 지위에서 제한된 범위내에서는 아직도 많은 지배력을 가지고 있다고 볼 수 있다. 국제적 세노리지의 크기는 국제통화로서의 독점력의 정도에 따라 결정된다고 주장한 그루벨(Grubel, 1969)의 관점에 따르자면, 비록 약화되기는 하였으나 미국은 아직도 국제적으로 세계 각국으로부터 달러화 발행에 따른 세노리지를 누리고 있다고 보아야 할 것이다.⁷⁾

이러한 관점에서 미국이 향유하는 세노리지를 살펴본다면 가장 중요한 것으로서 미국이 대

6). Bergsten, C. Fred. *Dilemmas of the Dollar*. 2nd edition: M. E Sharpe. 1996. p. 210.

7). 미국이 국제적으로 얻고 있는 명목 세노리지의 액수가 과연 얼마나 될 것이냐를 추정하는 연구는 별로 없다. 세노리지 추정에 있어서 위에서 언급한 보다 넓은 세노리지 개념을 따르자면 미국이 국제 통화로서 부담해야 하는 보이지 않는 비용에 대해서 명확한 계산을 할 수가 없기 때문에 실제 추정을 하기가 어려워진다. 위에서 언급한 보다 좁은 세노리지의 개념에 따라 그 액수를 산출하여 보자면 그 액수는 미국에서 발행된 통화량 중에서 미국 이외의 국가에서 보유하고 있음에 따라 미국이 지불하지 않는 이자액이 될 것이다. Lindsey(1997)는 이러한 관점에 따라 미국이 세계 각국으로부터 거둬들이는 세노리지를 추정할바 있는데 그는 약 4천억불의 미국의 통화량 중에서 2천 7백억불 정도가 미국 이외에서 통용되고 있고 이를 근거로 해서 미국이 누리는 이자 미지급액을 연간 약 150억불 정도로 추정하였으며 이것이 미국이 세계로부터 연간 누리고 있는 세노리지라고 주장하고 있다.

외 채무에 대해서 자국의 통화로 지불하고 있는 동시에 미국 정부가 외환 보유고에 대한 염려없이 무역 수지 적자를 지속할 수 있다는 점일 것이다. 이로 인해 누적되는 미국의 국제 수지 적자는 후술하는 바와 같이 미국의 재정 적자와 긴밀히 연관되어 있는 것으로 전세계적으로는 달러화의 과잉 공급을 가져오게 하고 있다. 이러한 달러화의 과잉 공급은 달러화의 가치를 하락시키는 근본적인 요인의 하나가 되고 있는 동시에 현재와 같은 관리 통화제도 아래서 달러화를 대외 지불 준비 자산으로 보유하는 국가들에게는 외화 보유 증가로 인한 본원 통화 증가로 인하여 전세계적인 인플레이션 경향을 심화시키는 요인이 되고 있다.

한편 국제통화국의 특권과 동시에 존재하는 국제통화국의 부담을 보기로 하면, 국제통화국은 무엇보다도 자국 통화가 국제통화로서 사용됨에 따라 생기는 자국 통화에 대한 국제적 수요의 변동과 이로 인한 자본의 유출입이 초래하는 국민 경제에 대한 부정적인 영향을 부담해야 한다는 점이다. 구체적으로 자본의 빈번한 유출입은 국내 통화 신용 정책에 많은 부담을 주게 되며 국내 통화 신용정책의 獨自性의 많은 부분을 손상시키게 된다. 즉 자국 통화가 국제 거래에 많이 사용될수록 자본의 유출입이 많아지게 되고 특히 투기적 목적의 자본 거래가 늘어나게 된다. 이러한 자본 이동의 증가는 국제통화국의 통화와 환율을 교란시키게 되고 이에 따라 자국의 경제정책의 獨自性이 상실되기가 쉽게 된다. 이러한 국내 통화 정책의 독자성 상실을 우려하여 과거 일본과 독일은 자국 통화가 지배적인 국제통화로 되는 것을 우려해 왔다. 일본이나 독일의 경우 미국보다 경제 규모가 작기 때문에 엔화나 마르크화의 국제적인 수요 변동으로부터 오는 자본 유출입으로 인해 국내 경제가 받는 영향이 미국의 경우보다 크게 나타난다. 이 때문에 엔화와 마르크화가 달러화를 대체하는 지배적인 국제통화가 되는 데에는 한계가 있다고 보겠으며, 이점이 달러화의 위상이 저하되었음에도 불구하고 앞으로도 지배적인 국제통화의 지위를 유지할 것이라는 견해에 대한 근거가 된다.

달러화가 앞으로도 지배적인 국제통화의 지위를 유지할 것이라는 견해에 대한 통계적 근거를 <표 4>에서 찾아본다면, 1985년부터 1994년까지는 달러화가 약세였던 시기임에도 불구하고 세계 각국의 公的 보유액에서 달러화가 차지하는 비중은 약 55% 정도로 거의 일정한 비중을 유지하고 있음을 볼 수 있다. 반면 같은 기간 일본과 독일의 금융 시장이 크게 자유화 되었음에도 불구하고 마르크화와 엔화의 구성비는 14.8%, 8.1%에 그쳐 통화별 구성비의 관도에 있어서 커다란 변화를 보이지 않고 있다. 이는 80년대와 90년에 달러화가 70년대에 비해 세계 公的 보유액에서 차지하는 비중이 현저하게 낮아졌음에도 불구하고 아직

도 세계 여러 통화 중 가장 중요한 국제통화로서의 지위를 계속 유지하고 있음을 보여주고 있다.

3.1.2 엔달러 환율변동의 경제적 효과

이상에서 엔달러 환율 변동의 추세와 엔 달러화의 위상 변화를 살펴 보았는데, 다음으로 달러 및 엔화의 가치 변동이 양국 경제에 미치는 영향을 개괄적으로 살펴보기로 한다. 엔달러 환율의 변동은 기본적으로 미국과 일본의 자산과 부채의 시가 총액을 변동시키며 양국의 경제뿐만 아니라 정치 외교상의 지위를 변화시키게 된다. 환율 변동이 미국 경제에 미치는 영향을 보면 크게 산업계에 미치는 측면, 자본 시장에 미치는 측면, 대외 채권 채무 관계에 미치는 측면 등으로 나누어 볼 수 있다.

먼저 산업계에 미치는 영향으로 달러低는 미국의 수출에 대해서는 증대 효과를 가지기는 하지만, 플라자 합의 이후의 미국의 경험을 보았을 때 달러화의 약세가 미국의 수출 증가를 가져오는 정도는 그다지 크지 않은 것으로 보인다. 또한 달러低는 미국내 수입물가 상승을 통하여 물가 상승 효과가 있는데, 실제로 이것이 얼마나 되는지에 대해서는 별다른 연구결과가 없다. 달러低의 부정적인 측면을 보면 달러低는 미국의 GNP 뿐만 아니라 國富까지도 감소시키며, 수입 물가를 상승시킨다.

또한 달러低는 현지 통화에 대한 달러화의 평가절하를 통해 달러화 표시 미국 대외 원조 액수의 실질적인 감소를 가져오게 되어 미국의 정치 경제적 지위를 하락시키게 된다. 그러나 약한 달러라는 것을 세계 최대의 채무국인 미국의 입장에서 단기적으로 보면 미국이 세계 각국에 대해 지고 있는 달러화 표시 누적 채무를 경감시키는 효과도 가지고 있다. <표 6>에서 볼 수 있듯이 미국은 현재 세계 최대의 채무국이며 일본은 1991년이래 5년 연속 세계 최대의 채권국의 자리를 차지하고 있다.

<표 6> 1994년말 현재 주요국의 대외자산부채 규모

(단위 : 억달러)

	미국	일본	영국	서독	프랑스	이탈리아	캐나다
총 자산	27,652	24,242	21,950	14,447	11,835	5,162	2,661
순 자산 (자산-부채)	-5,840	6,890	276	2,133	-383	-722	-2,417

資料: 日本銀行, 「國際比較統計」, 1996年版.

반면 달러고는 미국의 수출에 대해서 부정적인 효과를 가지고 있으나, 긍정적인 효과로는 미국의 자산 가치를 올려주는 동시에 외국으로부터 수입하는 실물 자산을 보다 싸게 수입할 수 있게 한다. 따라서 물가 하락의 효과를 가져와 미국민에게 적은 비용으로 많은 복지를 누리게 한다. 동시에 달러화 표시 대외 원조 액수를 실질적으로 증가시키기 때문에 미국의 정치적·외교적 지위를 상승시키게 된다. 덧붙여 경상수지 적자가 확대되는 상황에서 달러고는 경상수지 적자 확대를 가속화시킬 뿐만 아니라 세계 최대의 채무국의 입장에서 보았을 때에는 대외 부채 총액을 올려주는 결과를 초래한다.

다음으로 달러화 가치 변동이 미국의 증권 시장에 미치는 측면을 살펴보기로 한다. 단기적으로 달러화의平價切上 기대는 자본유입의 증대를 가져오게 된다. 만약 자본유입의 상당부분이 증권시장에 의해 흡수된다면, 이는 곧 미국 증권 시장의 주가의 상승을 의미하며 주가 상승은 주식에 투자한 일반 국민의 경제에 대한 신뢰도와 정부에 대한 지지도를 제고시킬 것이다. 이는 선거에서 지지도로서 나타날 것이기 때문에 흔히 미대통령 선거전의 달러화 강세 현상은 “강한 달러는 강한 미국을 상징한다”는 정치적인 상징 효과를 높이고자 하는 것 외에도 해외 자금 유입에 의한 미국 증시의 자금 수위를 높여 정치적 지지도를 높이고자 하는데 기인하는 것으로 분석할 수 있다.

다음으로 미국의 채권 시장 측면에서 보기로 한다. 미국은 세계의 최대 채무국으로서 재정 적자를 보전하기 위해서는 국내 투자자에 의한 정부 채권 수요만으로는 채권 발행 물량을 소화할 수 없기 때문에 불가피하게 외국 자본을 유입시켜야할 필요성이 있다. 만일 달러화에 대한 평가 절하가 예상된다면 일본을 비롯한 자본 잉여국의 자본은 유입되지 않을 것이고, 이미 유입되어 있던 자본마저도 유출될 것이다.⁸⁾ 외국자본이 유출되어 나간다면 미국

정부로서는 재정 적자 보전을 위한 채권 발행 물량을 소화해내기 위해서 채권 가격을 낮추어야 할 것이고 금리를 상승시켜야 할 것이다. 즉 미국 정부가 원활하게 재정 적자를 보전하기 위해서는 외국의 자본이 원활하게 유입되어 들어올 수 있도록 해야 할 것이다. 그러나 달러화의 지나친 高평가 또는 지속적인 하락 등은 달러화가 곧 평가 절하될 것이라는 기대 형성을 만들 우려가 있다. 그러므로 미국 정부가 달러화의 지나친 高평가는 회피하면서 안정된 상태에서 환율을 운용하려고 할 것임을 예상할 수 있다.

미국의 환율 정책은 이와 같이 무역 수지로 대표되는 산업계에 미치는 영향, 물가에 미치는 영향, 자본 시장에 미치는 영향, 대외 채권 때문에 미치는 영향 등을 종합적으로 고려하여 정치적인 과정에 따라 이익 집단의 요구를 반영하여 결정된다고 하겠다.

한편 일본의 환율 정책은 미국과의 무역마찰 회피 등을 위하여 주로 受動的으로 이루어지는 측면이 강하다. 먼저 엔화 강세가 일본 경제에 미치는 영향은 주로 수출주도형의 산업구조를 가지고 있는 일본 경제에 있어서 수출에 대한 부정적인 효과를 통해서 나타나게 된다. 즉 엔화 강세는 수출의 감소를 초래하고, 이는 수출 관련 산업의 생산에 대한 수요 감소로 이어지게 되어 국민 소득의 감소와 고용의 감소를 가져온다. 또한 엔화의 평가절상은 외국의 증권 및 부동산의 가격의 상대적 하락을 가져와 해외 증권 및 투자를 촉진시키는 효과가 있다. 한편 엔화값의 상승은 외국 상품의 일본내 수입가격을 낮춤으로써 일본 국내 물가의 하락 압력으로 작용한다.⁹⁾ 엔화 가치 상승의 중요한 효과는 일본이 대부분 수입하고 있는 원유를 비롯한 원자재의 엔화 표시 가격을 낮춤으로써 일본 산업의 대외 경쟁력을 높이는 데에서 나타난다. 그러나 엔화 강세가 일본 수출에 미치는 영향은 이윤보다는 시장 점유율을 중요시하는 일본 기업의 行態에 따라 엔화가 상승하더라도 수출 제품의 가격을 상승하기보다는 원가 절감과 기업 합리화로 인상 요인을 흡수하기 때문에, 일본 제품의 해외 시장에서의 시장 점유율에는 커다란 영향을 주지 않는 것으로 알려져 있다.

8). 미 재무성이 조사한 바에 의하면 美國債 발행 잔고는 1997년 2월말 현재 5조 달러를 초과하며 미국채 시장에서 일본 등을 비롯한 해외 투자자들이 미국채를 보유하고 있는 비율은 1997년 2월말 현재 34.4%에 달하는 것으로 추정되었다. 이중 일본은 전체 미국채 발행 잔고의 약 8.5%를 보유하고 있다(日本經濟新聞 1997년 6월 9일자 1면 기사 참조).

9). 현실적으로는 엔화값 상승에 의하여 외국 상품의 일본 내 수입가격에 하락 요인이 발생하였음에도 불구하고 소비자 물가 지수는 현저한 하락을 나타내지 않는데 이는 일본의 경직된 유통 시장 구조로 인하여 일본내 수입 업자, 유통업자 등이 엔화값 상승에 따른 차익을 은닉할 수 있기 때문인 것으로 알려져 있다(Itoh(1992) 참조).

그밖에 엔화 가치의 상승은 일본 국내의 임금 수준을 국제적으로 상승시키는 결과를 가져오며, 국내에서의 토지, 원자재 구입 비용을 외국에서 생산 요소를 구입하는 비용보다 더 높이지도록 한다. 이에 따라 국내 생산을 기피하고 해외 현지 생산으로 전환하도록 촉진하는 효과를 가져와 일본내의 産業 空洞化를 초래하고, 국내 고용을 감소시키는 효과를 가져온다. 또한 급격한 하락의 위험이 없는 円高가 일본 채권 시장에 미치는 영향은 달러고가 미국 채권 시장에 미치는 영향에서 분석한 바와 마찬가지로 일본 정부 채권이나 유러 엔 채권 등에 대한 해외 투자자들의 인기를 높여 줄 것이고, 이에 따라 일본으로의 자본 유입을 증대시켜줄 것이다.

반면에 円低가 일본 경제에 미치는 영향은 위에서 언급한 円高의 경우와 반대로 주로 수출의 증가를 통해 나타나게 된다. 주된 효과로는 수출 증가로 인한 국민 소득 증가와 고용 증가 등을 들 수 있다. 그러나 엔저가 일본 증권 시장에 미치는 영향은 모호하다. 그 이유는 수출 증가로 인하여 기업의 수익성이 증가될 것이라는 기대로부터 오는 주가 상승 요인과 엔저로 인하여 환차손을 입을 것이라는 우려 때문에 일본 증시에서부터 자본이 유출되는데서 오는 주가 하락 요인이 동시에 존재하는데 어느 측면이 더 강한 것인지는 알려져 있지 않다. 따라서 시기적으로 어떠한 요인이 더 중요한 영향력을 미친다고 주식시장이 인식하는가에 따라 주가의 향방이 결정될 것이다.

3.2 엔달러 환율 변동과 경제 기초변수

엔 달러 환율의 변동을 기존의 환율 결정 이론의 범위 내에서 보면 대체로 미일간의 물가 상승률, 통화량, 국민 소득, 이자율, 국제 수지, 저축과 투자 등이 환율 결정에 작용하는 경제의 기초 변수로 알려져 있다. 아래에서는 대표적인 경제 이론과 연결되어 있는 경제 기초 변수들의 추이와 환율 동향을 개괄적으로 보고자 한다. <표 7>과 <표 8>는 미국과 일본의 연도별 주요 경제 기초 변수에 대한 것이다.

< 표 7 > 미국의 주요 경제 지표

년 도	미				국		
	경상수지 (10억불)	무역수지 (10억불)	순자본유입 (10억불)	재정수지 (10억불)	성 장 율 (%)	CPI (%)	실 업 륜 (%)
1970	26	26	40	-114	-	-	4.93
1971	-10	-23	347	-248	3.3	4.29	5.96
1972	-53	-64	152	-187	5.4	3.31	5.62
1973	76	9	-46	-162	5.7	6.14	4.89
1974	17	-55	10	-45	-0.4	11.06	5.59
1975	179	89	-232	-539	-0.6	9.17	8.47
1976	38	-95	-122	-749	5.6	5.73	7.72
1977	-151	-311	169	-522	4.9	6.51	7.07
1978	-158	-339	22	-589	5.0	7.64	6.07
1979	-1	-275	-262	-360	2.9	11.25	5.83
1980	21	-255	-207	-762	-0.3	13.56	7.14
1981	48	-280	-259	-787	2.5	10.31	7.60
1982	-116	-365	-250	-1,257	-2.1	6.14	9.71
1983	-442	-671	230	-2,025	4.0	3.24	9.62
1984	-990	-1,125	807	-1,783	6.8	4.29	7.53
1985	-1,245	-1,222	1,052	-2,121	3.7	3.53	7.19
1986	-1,510	-1,450	1,190	-2,126	3.0	1.90	6.99
1987	-1,665	-1,596	1,612	-1,475	2.9	3.67	6.19
1988	-1,273	-1,270	1,441	-1,555	3.8	4.08	5.49
1989	-1,040	-1,151	750	-1,438	3.4	4.83	5.27
1990	-929	-1,090	503	-2,181	1.3	5.39	5.52
1991	-77	-741	306	-2,725	-1.0	4.22	6.73
1992	-620	-961	840	-2,892	2.7	3.02	7.40
1993	-997	-1,314	653	-2,540	2.2	2.96	6.81
1994	-1,509	-1,643	1,602	-2,015	3.5	2.62	6.08
1995	-1,530	-1,730	1,116	-1,660	2.1	2.81	5.61
1996	-1,482	-1,912	1,951	-	2.4	2.90	5.40

< 표 8 > 일본의 주요 경제 지표

년 도	일				본		
	경상수지 (10억불)	무역수지 (10억불)	순자본유입 (10억불)	대미무역흑자 (10억불)	성 장 율 (%)	CPI (%)	실 업 륜 (%)
1970	20	40	-9	46	10.2	-	1.15
1971	58	78	-14	40	4.4	6.37	1.23
1972	66	90	-25	49	8.4	4.88	1.39
1973	-1	37	-73	83	8.1	11.65	1.27
1974	-47	14	-21	107	-1.3	23.12	1.38
1975	-7	50	-14	96	3.1	11.76	1.89
1976	37	99	-9	102	4.0	9.39	2.01
1977	109	173	-38	96	4.4	8.19	2.02
1978	165	246	-109	125	5.3	4.19	2.24
1979	-88	18	-102	89	5.5	3.72	2.08
1980	-107	21	55	111	2.8	7.78	2.01
1981	48	200	-74	171	3.2	4.92	2.21
1982	69	181	-141	156	3.0	2.73	2.35
1983	208	315	-138	215	2.3	1.89	2.66
1984	350	443	-539	369	3.9	2.25	2.71
1985	492	560	-656	441	4.4	2.04	2.62
1986	858	928	-1,331	550	2.9	0.62	2.76
1987	870	964	-1,127	568	4.2	0.12	2.85
1988	796	950	-1,113	526	6.2	0.68	2.53
1989	572	769	-684	494	4.8	2.28	2.27
1990	358	635	-221	425	5.1	3.06	2.11
1991	723	1,034	75	441	4.0	3.27	2.10
1992	1,178	1,332	-317	490	1.1	1.73	2.15
1993	1,321	1,415	-928	589	0.1	1.26	2.50
1994	1,290	1,387	-314	652	0.5	0.69	2.89
1995	1,037	1,234	-628	577	0.9	-0.08	3.15
1996	649	833	-307	-	3.5	0.09	3.40

資料: OECD, MEI, 各年号: 미국 순자본유입, 美·日 실질 성장률 (실질 GDP로부터 계산),
일본 순자본유입, 일본 경상수지, 일본 무역수지, 美·日 실업률.

IMF, *IFS*, 各年号: 미국 경상수지, 미국 무역수지, 미국 재정수지.

日本銀行, 「國際比較統計」, 各年号: 일본의 대미무역흑자.

3.2.1 물가상승률 차이와 환율

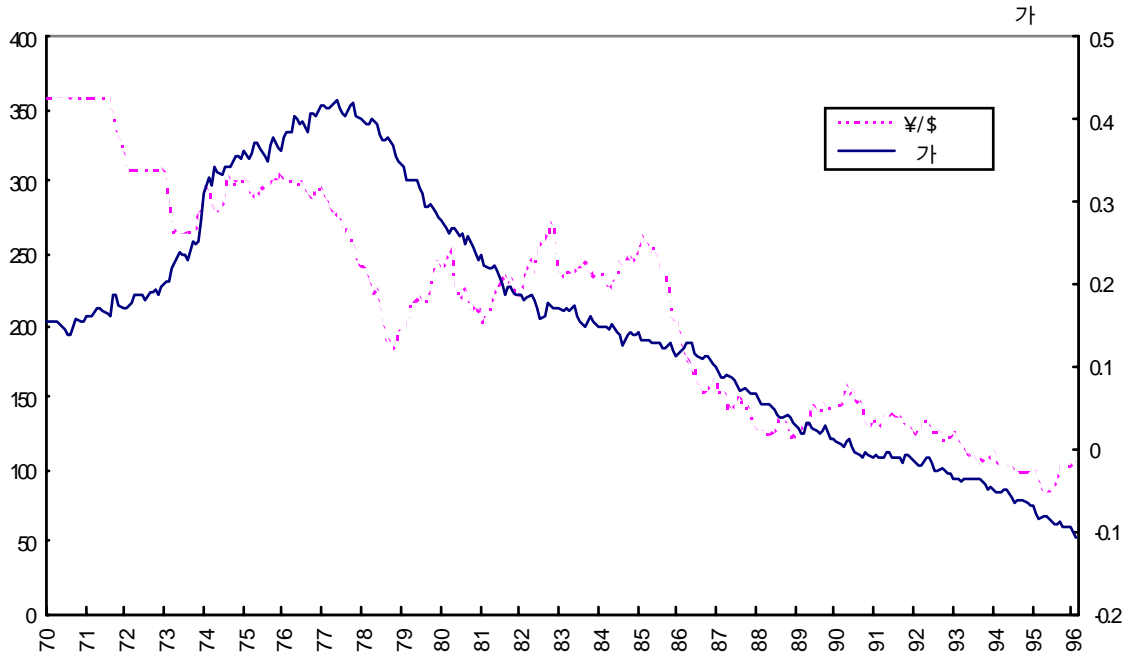
물가와 환율과의 관계는 환율 결정이론 중에서 가장 오래된 購買力 平價說에 의해 설명될 수 있다. 구매력 평가설에 의하면 s_t 를 t 기의 엔달러 환율, p_t^{US} 를 t 기의 미국의 물가 수준, p_t^J 를 t 기의 일본의 물가 수준이라 하였을 때 엔달러 환율은 아래 식 (1)과 같이 결정된다. 이는 일본의 물가 상승률이 미국보다 높을 경우 달러화에 비하여 엔화 가치가 하락되어야 하며(엔달러 환율의 상승), 반대로 일본의 물가 상승률이 미국보다 낮을 경우 엔화 가치가 상대적으로 상승한다는 것을 의미한다.

$$(1) \quad s_t = p_t^J / p_t^{US}$$

아래의 <그림 6>은 엔달러 환율과 자연 대수를 취한 일본의 물가 지수와 미국의 물가 지수의 차이를 함께 보인 것이다. 구매력 평가설을 따른다면 일본의 物價上昇率이 미국의 물가 상승률보다 클 경우, 즉 양국간 자연 대수를 취한 물가 상승률의 격차가 커질수록 엔화가 평가 절하되어야 한다. 이러한 관계는 고정환율제도가 시행되던 1973년도 이전까지는 잘 성립이 안되는 것으로 나타나며 1973년도 이후에는 양자가 유사하게 움직이는 것을 볼 수 있다. 실제로 변동 환율제로 이행한 1973년 1월부터 1995년 12월까지의 표본을 사용하여 미국과 일본의 소비자 물가지수간의 상관관계를 측정하여 보면 양자간의 상관계수가 0.86으로 나타나며, 1980년 1월부터 1995년 12월까지의 자료를 사용하면 0.88로 상당히 높게 나타나고 있다.

이러한 물가 지수와 환율의 관계는 장기적인 측면에서 보아야 할 것이다. 장기적으로 보았을 때 미국의 물가 상승은 달러화의 구매력 약화를 통해 달러화 약세를 가져올 것이지만 단기적으로 미국의 물가 지수가 상승하는 경우 환율 시장 참가자들은 미국 물가상승에 제동을 걸기 위한 FRB의 금리 인상을 예상하기 때문에 미국의 물가 상승은 달러화의 강세를 가져올 수가 있다.

<그림 6> 美日間 물가 지수 변화와 환율 변동



3.2.2 이자율 격차와 환율

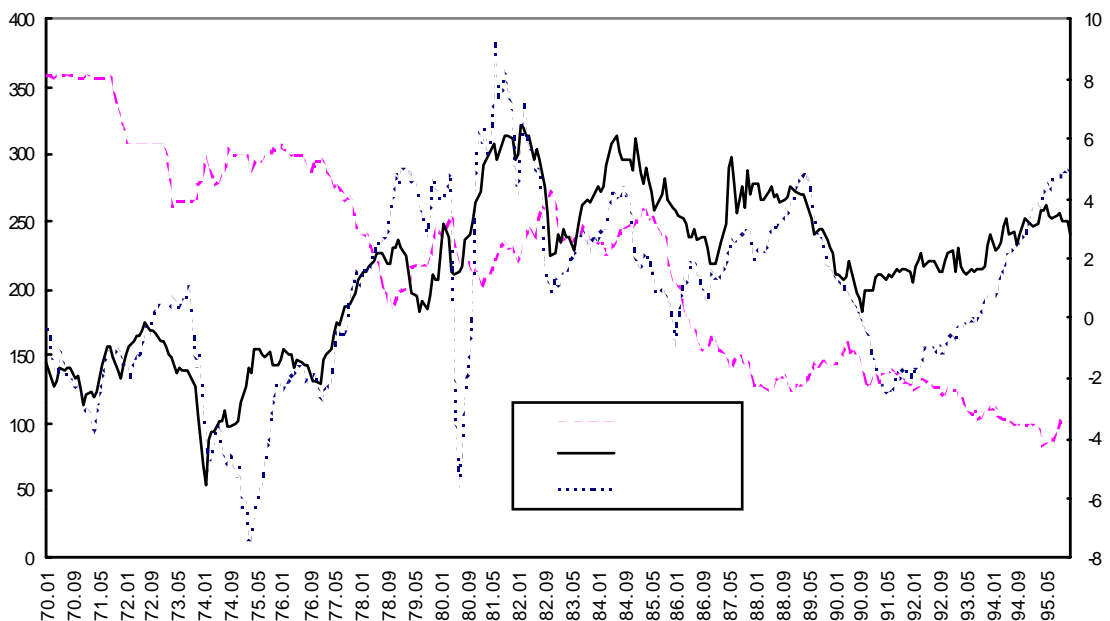
이자율 격차와 환율간의 관계에 대한 이론으로는 유위험 이자율 평가설(uncovered interest rate parity)이 있다. 유위험 이자율 평가설에 의하면 자국의 이자율은 외국의 이자율에 자국 화폐의 예상 평가 절하율(또는 외국 화폐의 예상 평가 절상율)을 더한 것이다. 이는 자본 이동이 완전하다고 보았을 때, 어느 화폐로 표시된 채권에 투자를 하든 예상 수익률은 동일해야 한다는 것을 의미한다. 이것을 엔달러 환율에 적용하여 보면 아래 식 (2)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(2) \quad i_t^P = i_t^{US} + \Delta s_t$$

여기서 i_t^{US} 와 i_t^P 는 각각 미국과 일본의 名目 利率, s_{t+1}^e 는 1기 후의 엔달러 환율에 대한 예상 환율, $\Delta s_t = (s_{t+1}^e - s_t) / s_t$ 로서 Δs_t 는 달러화에 대한 엔화의 예상 평가 절하율을 의미한다.

위 식(2)의 의미는 다음과 같다. 만일 엔화 표시 자산의 수익률(i_t^P)이 달러화 표시 자산의 수익률($i_t^{US} + \Delta s_t$) 보다 크다면 모두 엔화 표시 자산만을 보유하려 할 것이다. 이때에는 달러화 표시 자산을 팔아 엔화 표시 자산을 사려고 할 것이므로 달러화 표시 자산에 대한 수요가 감소하고 엔화 표시 자산에 대한 수요가 증가하게 될 것이다. 이에 따라 달러화 표시 자산의 가격이 낮아져 i_t^{US} 가 상승하게 될 것이며, 엔화 표시 자산 가격이 상승함에 따라 i_t^P 가 하락하게 될 것이다. 또한 엔화 표시 자산을 사기 위해 엔화에 대한 수요가 증가하는데 따라서 엔화 가치가 절상(s_t 값의 하락)되게 만들 것이다. 이러한 이자율과 환율의 조정 과정은 엔화 표시 자산 보유로 인한 수익률과 달러화 표시 자산 보유로 인한 수익률을 궁극적으로 동일하게 만들게 될 때까지 계속될 것이다. 반대로 달러화 표시 자산 보유로 인한 예상 수익률이 엔화 표시 자산 보유로 인한 예상 수익률보다 클 경우에는 달러화와 달러화 표시 자산에 대한 수요가 증가하고, 엔화와 엔화 표시 자산에 대한 수요가 감소하여 달러화 표시 자산의 가격은 상승하는 반면 엔화 표시 자산의 가격은 하락할 것이다. 이에 따라 i_t^{US} 는 하락하고 i_t^P 는 상승할 것이며 엔화는 절하(s_t 상승)될 것이다. 이상의 논의가 유위험 이자율 평가설에 의해서 엔달러 환율 변동을 설명하는 방식으로 근본 내용은 미일간의 화폐 자산 시장에서도 一物 一價의 법칙이 적용되어야 한다는 것이다.

<그림 7> 美日 장·단기 금리 격차와 환율



실제로 이러한 가설에 대한 경험적인 검증은 엔달러 환율의 예상 평가절하율을 나타내는 代理變數(proxy variable)를 찾아내기가 어렵기 때문에 용이하지가 않다. 미일간 환율의 예상 평가절하율과 이자율 격차의 관계에 대한 검증에 대한 차선책으로 엔달러 환율의 절대적인 수준과 미국과 일본의 장단기 이자율의 차이의 움직임을 보면 <그림 7>과 같다.¹⁰⁾ 미국의 장기 이자율에서 일본의 장기 이자율을 차감한 양국의 명목 장기 이자율 격차와 엔달러 환율의 상관 계수는 표본을 1973년 1월부터 포함시킬 경우에는 -0.45로서 이론과 반대되는 값을 가지고 있는데, 이러한 결과는 일본의 자본 자유화가 진전되지 아니한 1970년대의 자료를 포함하고 있어 이자율의 변화에 따른 자본 이동이 자유스럽지 못함에 따라 나타난 결과로 보인다. 그러나 표본의 범위를 일본의 외국으로부터의 자본 유입에 대한 자유화가 어느 정도 마무리된 1980년 新外換法 제정이후인 1980년 1월부터 포함시킬 경우에는 상관계수가 0.48로서 미일간 이자율 격차와 환율의 움직임은 양의 상관관계를 가지고 있음을 보여주고 있다.

단기 이자율의 경우, 미국의 3개월 만기 채무성 증권 수익률에서 일본의 콜 금리를 차감한 것을 단기 이자율 격차라고 하였을 때 단기 이자율 격차와 엔달러 환율과의 상관 계수는 장기 利率의 경우와 마찬가지로 표본을 1973년 1월부터 포함시키는 경우 양자의 상관 계수는 -0.31이나, 표본을 1980년 1월부터 1995년 12월까지 포함시키는 경우 0.23으로서 장기 이자율 격차의 경우보다는 상관계수가 낮게 나타나고 있다. 전체적으로 보았을 때 美日 양국간 이자율 격차와 환율 변동의 상관 관계는 그다지 높지 않다고 볼 수 있으며, 양국간의 단기 이자율격차 보다는 장기 이자율 격차가 엔달러 환율 변동과 보다 높은 상관 관계를 가지고 있음을 볼 수 있다.

3.2.3 국제수지와 환율

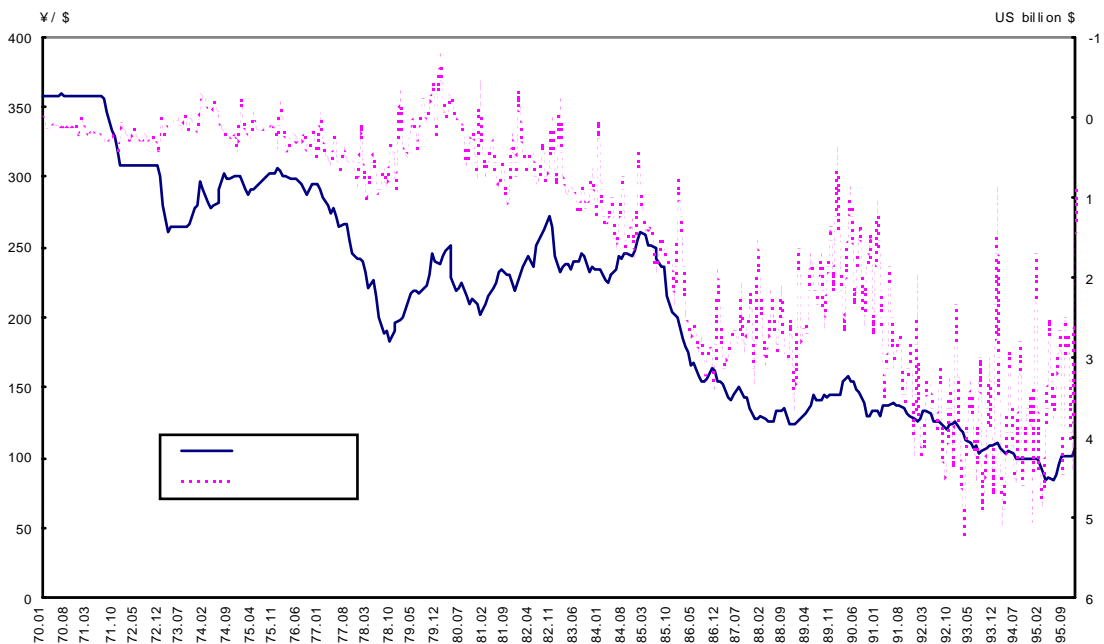
환율의 결정을 물가 상승률이나 이자율과 관련지어 분석하는 외에 국제 수지와 관련지어 분석하는 것도 역시 고전적인 분석방법 중의 하나이다. 환율의 변화를 국제 수지 변동에 따라 분석하는 방법 중에서 가장 고전적인 것은 외환에 대한 수요와 공급은 수입과 수출에 의해 서만 발생한다고 보는 무역 수지에 의한 접근 방법이다. 무역 수지에 의한 접근 방법은 국

10). 미국의 장기 금리로는 정부 국채 10년물의 수익률(government bond yield for 10 years)을 사용하였다. 일본의 장기 금리로는 70년 1월부터 1993년 2월까지의 일본 전기통신공사(NTT)의 채권 10년물의 수익률을 사용하였고, 1993년 3월부터는 정부국채 10년물의 수익률을 사용하였다.

가간 자본 이동이 그다지 활발하지 않았던 1970년대와 80년대 초반에 타당한 접근 방법이라 하겠다

무역수지와 환율간의 관계를 보기 위하여 미일간에 자본 거래는 존재하지 않으며, 달러화에 대한 수요와 공급은 美日間の 무역 거래에 의해서만 이루어지게 된다고 가정하자. 이 경우 일본 외환 시장내에 달러화에 대한 공급은 일본의 수출에 따라서 발생하고, 달러화에 대한 수요는 일본의 수입에 따라서 발생한다. 따라서 일본의 무역 수지 흑자 증가는 달러화에 대한 공급 증가로서 엔달러 환율을 下落(円貨 切上)시키며, 일본 무역 수지의 흑자 감소는 달러화에 대한 공급 감소로서 엔달러 환율을 上昇(円貨 切下)시킨다. 또한 달러화에 대한 수요는 일본 국내 시장에서 미국 제품에 대한 수요가 가격에 대해서 彈力的(非彈力的)이라면 엔달러 환율에 대해서 탄력적(비탄력적)으로 나타난다. 또한 미국 국내 시장에서 일본 제품에 대한 수요가 가격에 대해서 탄력적(비탄력적)이라면 일본 외환 시장에서 달러화에 대한 공급도 역시 엔달러 환율에 대해서 탄력적(비탄력적)으로 나타나게 된다. 이상과 같은 무역 수지에 의한 접근방법이 시사하는 바는 엔달러 환율은 일본의 무역 수지 흑자 증감에 따라 등락이 결정되고, 일본 외환 시장에서 달러화에 대한 수요와 공급이 탄력적(비탄력적)일수록 엔달러 환율은 안정되게(불안정하게) 움직이게 될 것이라는 점이다.

<그림 8> 일본의 무역 수지와 엔달러 환율 추이

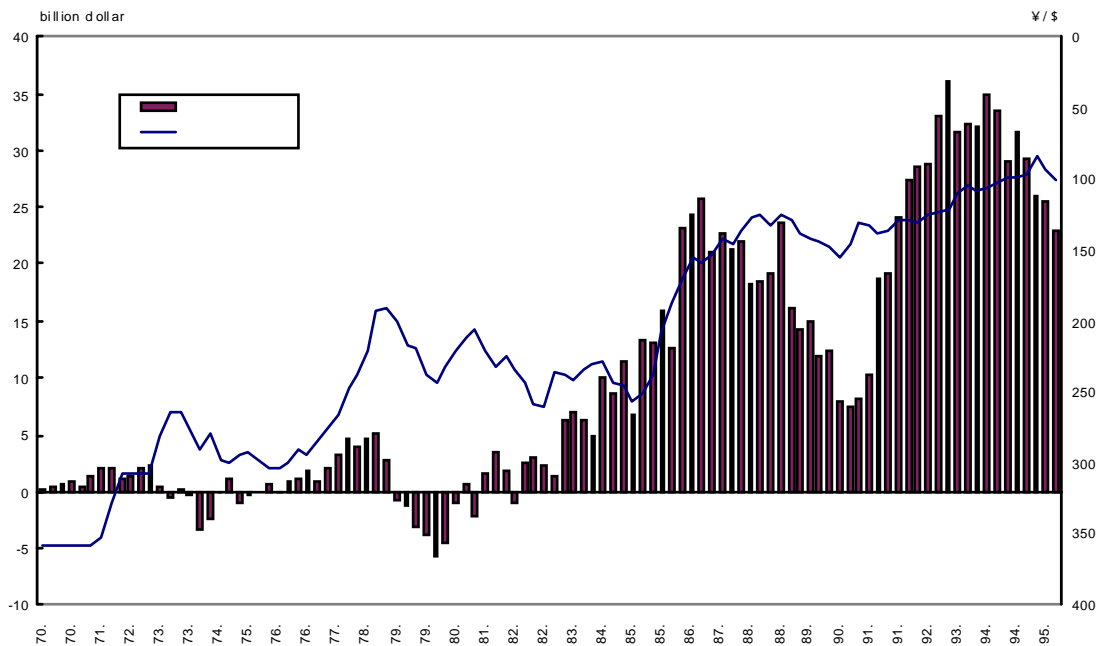


위의 <그림 8>은 3개월을 단위로 한 일본의 누적무역 수지와 엔달러 환율의 움직임을 본 것이다. 위의 그림에서 보면 일본의 누적 무역 수지와 환율의 추세는 유사하게 움직이고 있으며, 1973년 1월부터 자료를 사용하였을 경우에는 양자간의 상관계수가 -0.84로서, 일본의 3개월 단위 누적 무역 수지가 증가하면 엔달러 환율은 하락(엔화 절상)하는 높은 상관 관계 아래 움직이고 있는 것을 볼 수 있다.

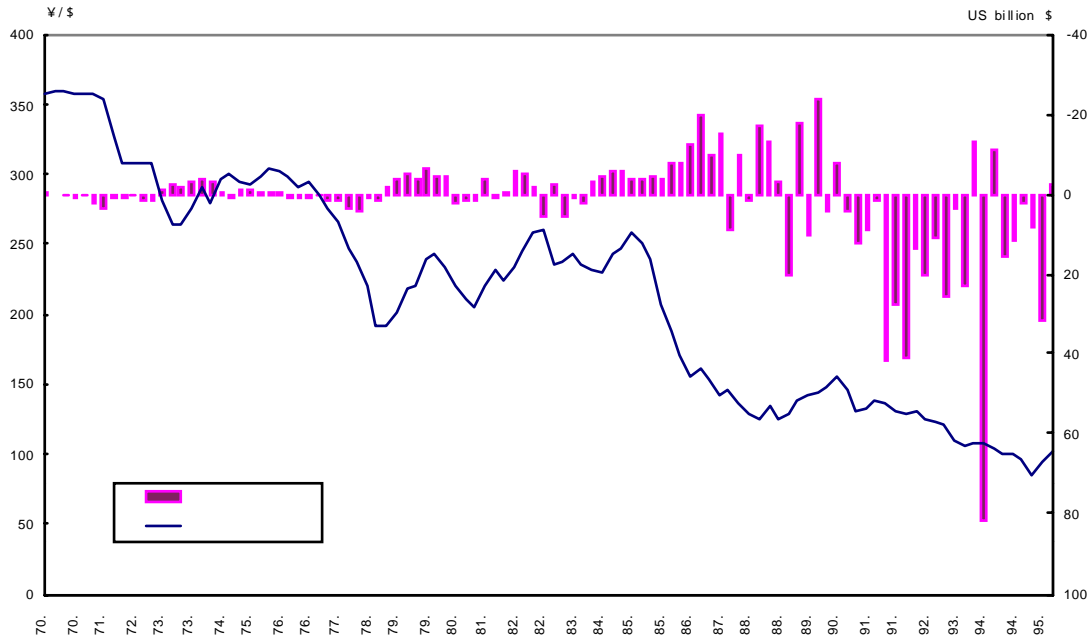
일본의 무역 수지 대신 貿易外 收支까지 고려한 일본의 경상수지와 환율간의 관계를 보게 되면 아래의 <그림 9>과 같다. 1973년 1/4분기부터의 표본을 포함하여 일본의 경상수지와 엔달러 환율과의 상관계수를 구하여 보면 그 값이 -0.85로서 무역 수지의 경우와 유사한 정도의 상관계수를 보여 주고 있다.

실제에 있어서는 달러화 및 엔화에 대한 수요와 공급은 수출과 수입을 통한 무역 거래 뿐만 아니라 미일간의 자본 거래에 의해서 많은 부분이 이루어진다. 이에 따라 경상 수지에 자본 수지를 합한 종합수지와 환율과의 관계를 보기로 하면, 양자간의 상관계수는 -0.30으로서 무역 수지나 경상 수지와 환율과의 관계 보다 오히려 상관관계가 약한 것을 볼 수 있다.

<그림 9> 일본의 經常 收支와 엔달러 환율 추이



<그림 10> 일본의 종합 수지와 엔달러 환율 추이



위에서 일본의 무역 수지, 경상 수지, 종합 수지 등과 엔달러 환율간의 관계에 대하여 살펴보았다. 이처럼 국제 수지와 환율간의 관계를 분석하는 것은 소위 流量的 接近方法(flow approach)라 하여 資産 市場的 接近方法(asset approach)에 비하여 별로 사용되지 않는 방법이다. 그러나 엔달러 환율의 경우 국제 수지 동향은 외화에 대한 수요와 공급이라는 측면보다는 미국과 일본의 환율 정책 방향에 대해서 일종의 신호효과를 가지고 있다는 점에서 중요한 지표라고 하겠다. 예를 들어 미국의 무역 수지 적자폭의 확대가 발표되거나, 일본의 무역 수지 흑자폭의 확대가 발표되는 경우를 보면, 외환 시장 참가자들은 미국의 대일 통상 압력이 강화되고 美日間 무역 마찰이 재연될 것을 예상하게 된다. 또한 양국간에 무역마찰을 해결하기 위한 정책 수단으로 양국의 정책 당국들이 공식 석상에서의 발언 등을 통하여 달러 약세나 엔 강세를 유도(talk down the dollar or talk up the yen)할 것을 예상하게 된다. 이러한 예상은 외환 시장 참여자들이 그 동안 유사했던 경우에 습득한 教育 效果(education effect)에 따라서 나타나는 것으로서, 달러화에 대한 賣渡와 엔화에 대한 買入을 실시해 나가기 때문에 실제로 달러화 약세와 엔화 강세를 가져오게 된다. 이러한 의미에서 美日 양국간 무역 수지는 엔달러 환율 결정에 있어서 信號效果(signaling effect)를 가지는 중요한 變數라고 하겠다.

3.2.4 저축 투자 관계와 환율

美·日의 經濟 基礎 變數(economic fundamentals)들과 환율의 관계에 대한 분석 방법 중에서 많이 사용되고 있는 것으로서 저축 투자 관계에 의한 분석 방법이 있다.¹¹⁾ 저축 투자 관계에 의한 분석방법은 개방 경제하에서의 국민 소득 항등식을 이용하여 양국간의 저축 및 투자, 재정 수지, 경상 수지간의 관계에 대하여 분석하는 것으로서, 아래에서 그 내용을 구체적으로 살펴 보기로 한다. 식 (3)은 통상의 국민소득 창출과 처분 방정식으로 국민 소득(Y)은 소비지출(C), 투자지출(I), 정부지출(G)과 수출에 대한 지출(X) 등의 총수요에 의하여 창출되며, 이렇게 창출된 국민 소득은 일부가 소비(C), 저축(S), 또는 조세(T)로 정부에 귀속되거나 수입품에 대한 지출(M)로 사용되는 것을 의미한다.¹²⁾

$$(3) \quad C + I + G + X = Y \equiv C + S + T + M$$

식 (3)을 변형하면 (4)를 얻을 수 있는데 좌변(X-M)은 경상수지를 나타내고, (S-I)는 민간 부문의 순저축, (T-G)는 정부 부문의 순저축을 나타낸다.

$$(4) \quad X - M \equiv (S - I) + (T - G)$$

항등식 (4)가 의미하는 바는 경상수지는 민간부문의 純貯蓄과 정부부문의 순저축의 합이라는 것으로 대외, 민간, 정부 어느 한부분이라도 수입에 비해 지출이 많다면 그 초과 지출을 지불하기 위해서 다른 부문으로부터 차입을 해야한다는 것을 의미한다. 이 항등식을 이용하면 美·日 양국의 貯蓄 投資 關係식을 다음과 같이 각각 만들 수 있다.

$$(5) \quad (X - M)_{US}^{ex-post} \equiv (S - I)_{US} + (T - G)_{US}$$

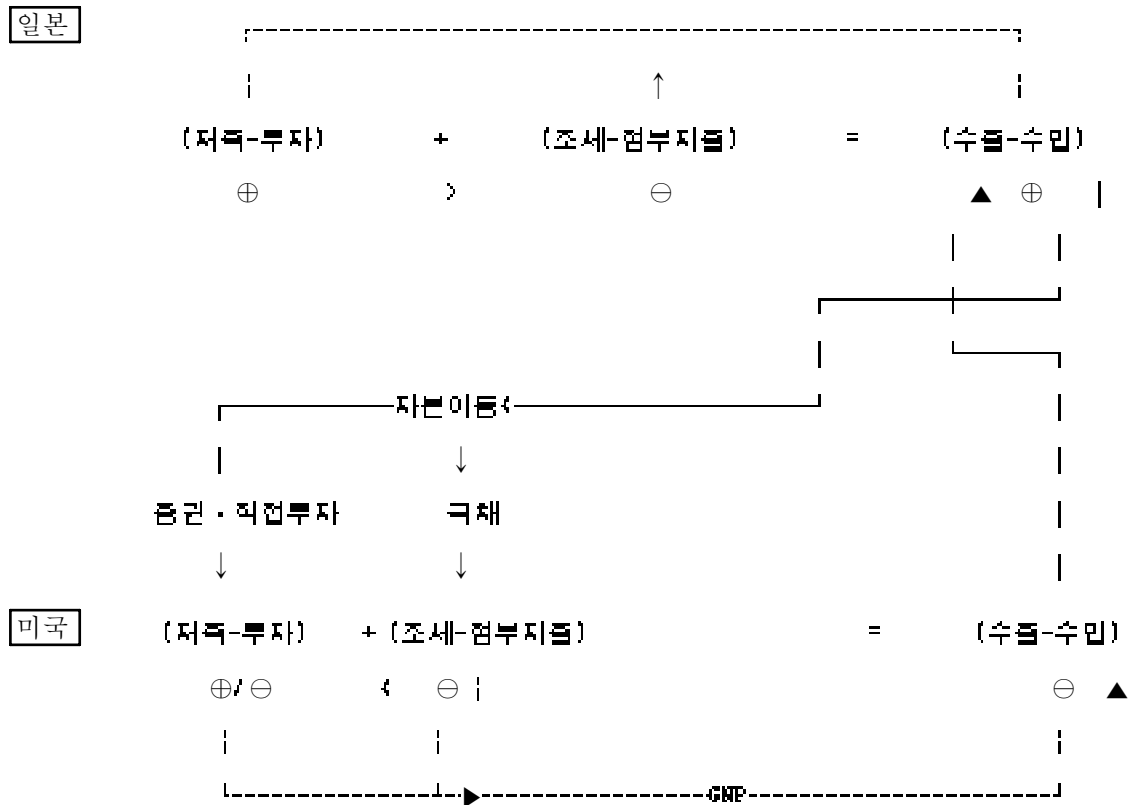
11). 이러한 분석방법을 사용하는 학자로서 미국의 Feldstein(1986, 1993)과 일본의 小宮隆太郎(1987)이 있다. 본 연구에서 소개하는 저축 투자 관계에 의한 이자율, 환율, 자본 환류에 대한 논의는 주로 Feldstein(1986, 1993)에 의한 분석을 모형화한 것이다. 小宮隆太郎의 분석 방법은 엔달러 환율 변동에 대해서 설명할 수 없기 때문에 많은 비판을 받고 있어 본 연구에서는 소개하지 않기로 한다.

12). 식 (3)의 좌변과 우변은 국민소득이 균형을 이루기 위한 방정식이나 여기서 기업에 의한 투자 지출(I)을 기업이 의도한 사전적인(ex-ante) 투자뿐만 아니라 사후적인(ex-post) 투자, 즉 기업이 생산은 하였으나 팔리지 않은 생산물 재고를 기업 자신이 구입을 하여 축적하는 것으로 간주하여 투자가 재고까지를 포함하는 것으로 정의한다.

$$(6) \quad (X - M)_{JP}^{ex-post} \equiv (S - I)_{JP} + (T - G)_{JP}$$

여기서 2국 경제만을 상정하고 수출과 수입 모두 기축 통화인 달러화로 결제된다고 가정하고 미국과 일본의 경상수지, 민간저축 및 정부 재정이 각각 어떠한 의존 및 보완 관계에 있는지 분석하기로 한다. 그러면 양국의 경상수지간에는 $(X - M)_{US}^{ex-post} = (M - X)_{JP}^{ex-post}$ 관계가 성립된다. 즉 미국의 정부부문의 저축 부족인 재정 적자와 민간 부문의 과소 저축은 미국의 경상 수지 적자로 나타나고, 미국의 경상 수지 적자액은 동일한 액수만큼 일본의 경상 수지 흑자로 나타난다. 동시에 이러한 일본의 경상 수지 흑자액은 일본의 민간 부문의 초과 저축과 일본 정부부문의 재정 흑자의 합으로 나타난다. 이상의 논의를 圖式化하여 나타내면 아래의 <그림 11>과 같이 보일 수 있을 것이다.

<그림 11> 美日間 경제 변수의 관계



資料: 保坂直達(1990), 構造調整協議の 政治 經濟學-日美 經濟 分析의 行方, 經濟 評論, 1990.9. 이 용우(1995)로부터 재인용

위의 단순한 모형에서 실질 이자율의 결정을 생각해 보면 자금에 대한 수요와 공급에 따라 다음과 같이 도입할 수 있다. 경상 수지 흑자는 민간과 정부부문의 저축이 투자보다 크다는 것으로 저축 초과로 인해 실질 이자율을 하락시키는 압력으로, 반대로 경상 수지 적자는 민간과 정부의 저축이 투자보다 작다는 것으로 저축 부족으로 인해 실질 이자율을 상승시키는 압력으로 나타날 것이다. 즉 미국의 경상 수지 확대는 정부와 민간 부문의 투자가 저축보다 커서 저축 부족이 나타났다는 것을 의미하며, 이러한 민간과 정부의 저축 부족을 보전하기 위해 채권의 발행이 증가하게 되고, 이는 채권 공급 증가에 따른 채권 가격 하락으로 실질 이자율을 상승시키게 될 것이다. 반대로 일본 경상 수지 흑자의 확대는 일본의 저축이 투자를 초과하는 것을 의미하며, 초과 저축으로 인하여 일본의 민간부분은 채권의 구입을 늘리게 될 것이고, 이는 채권 가격을 상승시켜 실질 이자율을 하락시키는 역할을 하게 될 것이다.

이 모형에서 환율에 대한 설명은 다음과 같이 할 수 있다. 美·日 어느 한쪽의 실질 금리의 상승은 금리가 상승하는 화폐 표시 자산의 수익률을 높임에 따라 수요를 증대시켜 실질 금리가 상승하는 화폐의 환율 절상을 가져오게 된다. 즉 미국의 재정 적자가 늘어나면 미국의 경상 수지 적자와 일본의 경상 수지 흑자를 증가시키게 되고, 미국의 경우는 저축 부족에 따라 미국의 실질 이자율이 상승하게 되며, 일본의 경우는 저축 초과에 따라 실질 이자율이 하락하게 된다. 미국의 실질 금리가 상승하고 일본의 실질 금리가 하락함에 따라 달러화 표시 자산에 대한 수요가 증대되고 엔화표시 자산에 대한 수요가 감소되어 결과적으로 달러화의 평가절상 압력을 증대시키면서 엔화의 평가절하 압력을 증대시킨다는 것이다.

이러한 모형은 1980년대 중반 미국의 폭증하는 재정 적자와 무역 적자, 異常 高금리 高달러 등의 현상을 비교적 잘 설명해줄 수 있는 모형이다. 그러나 재정 적자가 무역 적자와 과연 쌍둥이와 같은 현상인가에 대해서는 많은 異論을 남기고 있다.

3.2.5 기타 요인과 환율

이상의 설명 방법은 美日 양국의 경제의 기초변수를 중심으로 환율 변동을 설명하는 것이다. 엔달러 환율 변동은 미일 양국의 기초 변수 외에도 영향을 미치는 여러 가지 환경 요인이 있다. 그러한 요인 중 대표적인 것으로서는 3국 통화체제의 다른 한 축을 형성하고 있는 독일 마르크화에 대한 수요의 변화이다. 마르크화에 대한 수요가 늘게 되면 이는 달러화에 대한 수요를 감소시켜 주요통화에 대한 달러화의 약세를 야기시키며, 이에 따라 연

왜적으로 엔달러 환율의 변동을 일으키게 된다. 마르크화에 대한 수요에 변동을 가져오는 대표적인 것으로는 독일의 이자율 인상과 ERM 체제의 동요를 들 수 있다. 독일의 이자율이 인상되는 경우에는 이자율 격차와 환율의 관계에서 본 바와 같이 달러화에 대한 수요를 감소시키고 마르크화에 대한 수요를 증가시킨다. 또한 ERM 체제에 가입한 국가들 내에서의 정치적 경제적 불안은 避難通貨(safe currency)로서의 마르크화에 대한 수요를 증가시키면서 달러화에 대한 수요 감소를 가져와 달러화의 주요 통화에 대한 평가절하의 요인을 구성한다.

이러한 경제 변수에 의한 설명외에 환율 결정 과정 메커니즘에 있어서의 이익단체들의 역학 관계와 환율 결정에 영향을 미치는 정책 담당자들의 신념과 발언, 정책 당국의 정책 방향 등에 주목하여 환율 변동을 이해하고자 하는 접근 방법이 있다. 환율 결정에 영향을 미치는 주변 환경으로서는 미국의 경우 議會, 財務省, 聯邦 準備 委員會(FRB), 美國 自動車 勞組(United Auto Workers), 美國 通商 代表部(USTR) 등을 들 수 있다. 일본의 경우는 大藏省, 通産省, 日本 銀行 등을 들 수 있겠다. 하지만 이해당사자들간의 이해 조정이나 로비, 정책 담당자들의 개인적인 신념체계, 발언 등이 실제로 환율이 결정되는 과정에 있어서 투입 요소로서 작용하고 있는 것은 사실이나, 보다 크게 보면 이해당사자들간의 이해조정이나 특정 신념을 가진 정책 결정자의 선택이나 발언, 정책 당국의 정책 방향 등은 대부분 경제 기초여건으로부터 영향을 받는 내생적인 성격을 가지고 있다고 볼 수 있다. 따라서 이러한 접근 방법은 위에서 서술한 경제 기초여건에 의한 분석의 보완적 역할을 하여야 할 것으로 생각된다.

3.3 일본 자본의 미국 유입

1980년대와 90년대의 美日 관계를 이해하는 데 있어서 중요한 점의 하나는 80년대와 90년대에 걸쳐서 주로 일본의 막대한 무역 수지 흑자에서 발생한 일본의 자본과 미국의 재정 및 경상 수지 적자와의 관계이다. 이들의 관계에 대해서는 이미 저축 투자 관계에서 그 이론적인 틀을 살펴본 바와 같이 일본자본에 의한 미국 적자의 보전인데, 미국의 재정 및 무역 수지 적자와 일본의 무역 수지 흑자 등의 관계에 대해서 유기적으로 이해하는 데 있어서 중요한 점이므로 별도로 서술하고자 한다.

우선 미국의 재정수지 추이를 보게 되면 미국의 재정 수지 적자의 증가 추세는 미국의 경상

수지의 적자 증가 추세와 유사하게 움직이고 있다. 미국의 경상 수지는 1970년대 초반에 흑자와 적자를 반복하다가 1982년 이후부터는 적자 기조가 정착되어 1987년에는 사상 최대치인 1,665억의 적자를 기록하였다. 그후 1991년에 77억불 적자까지 감소되는 추세를 보이다가 1992년부터 다시 확대되고 있다. <표 7>에서 미국의 재정 수지를 보게 되면 미국의 재정 적자 추이는 70년대 전후반기를 걸쳐 점차 확대되어 왔으며, 1982년에 전년도 787억불 적자에서 1,257억불 적자로 급증하였다. 그후 1986년 2,126억불 적자로 사상 최고에 달한 다음 1987년부터 1989년까지 감소추세를 보이다가 다시 1990년 이래로 2천억불 이상으로 확대되고 있다. 재정 적자와 관련하여 미국의 정부 저축 비율을 일본과 비교해 보면 <표 9>에서 보는 바와 같이 1980년대의 경우 일본은 GNP 대비 정부 저축의 비율이 4.6%이나 미국은 -2.6%로서 저축면에서 미국은 일본보다 정부 부문에서 저축률이 낮은 것을 볼 수 있다.

<표 9> 美·日·獨의 GNP대비 정부 저축 비율

		(단위 : %)		
		1960s	1970s	1980s
미	국	2.0	0.4	-2.1
일	본	6.2	4.8	4.6
독	일	6.2	3.9	2.0

資料: Shafer, Elmeskov, and Tease(1992). Obstfeld and Rogoff(1996)으로부터 재인용. 정부저축은 GNP대비 퍼센트로 나타냄.

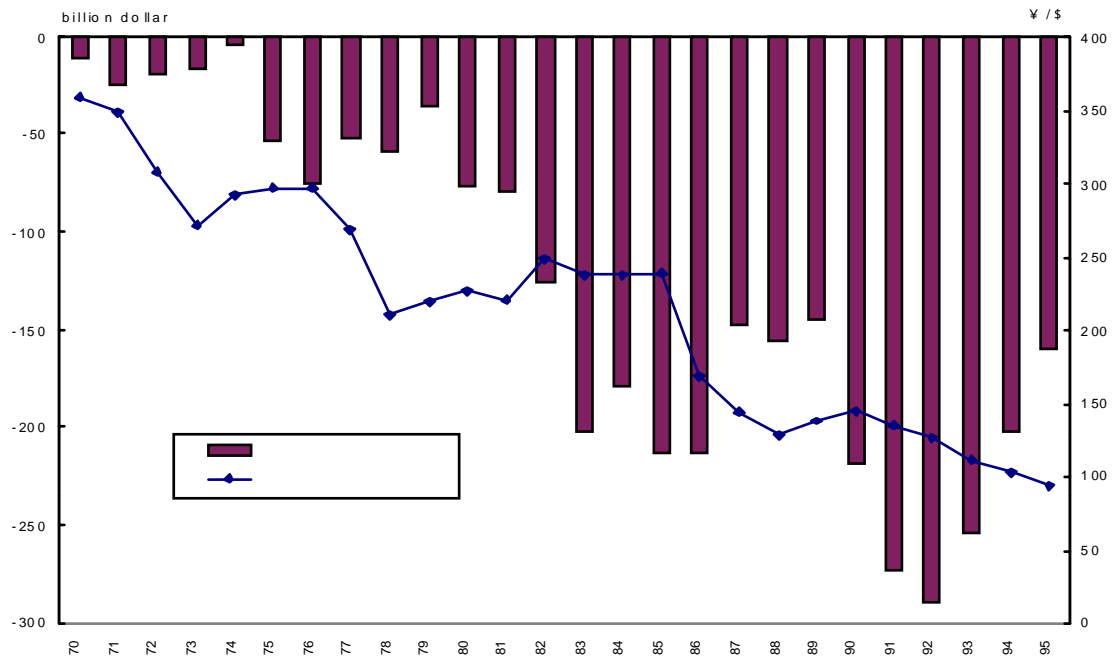
또한 민간부문의 저축 성향을 비교하여 보면 <표 10>에서 보는 바와 같이 미국 민간 부문의 저축 성향은 약 4% 정도로서 일본의 13% 정도에 비해 약 1/3 수준으로 낮게 나타나고 있다. 따라서 미국은 정부 민간 양부문 모두에서 일본에 비하여 저축률이 낮은 것을 볼 수 있다.

<표 10> 美·日의 貯蓄性向 比較

		(단위 : %)										
년	도	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95
일	본	15.6	15.6	13.8	13.0	12.9	12.1	13.2	13.1	13.4	12.8	-
미	국	7.1	6.4	5.2	5.3	5.0	5.2	5.8	6.1	4.6	3.9	4.7

註: 저축성향 = 가계저축 / 가계가처분소득
日本銀行, 「國際比較統計」, 各号.

<그림 12> 미국의 재정 적자 추이와 환율



미국 경상 수지 적자의 확대 내역을 <표 7>에서 보면 미국의 경상수지 적자 확대는 주로 무역 수지 적자 확대에서 기인하는 것으로서, 미국 무역 수지 적자의 1/3 가량은 대일 무역 적자로부터 발생하고 있음을 볼 수 있다. 또한 일본의 경우를 보면 일본의 경상 수지의 경우 <표 8>에서 보는 바와 같이 1970년대에는 제 1,2차 석유 파동과 그 여파가 남아 있던 1979년과 1980년을 제외하고는 경상 수지 흑자를 지속하여 왔으며, 1983년을 계기로 대폭적으로 변화하는 모습을 보이고 있다. 즉 1981년에 48억불, 1982년에 69억불이던 경상 수지 흑자가 1983년에는 약 3배가 증가하여 208억불의 흑자를 기록하고 있다. 이후 계속 증가하여 1987년에 870억불까지 달하여 頂點을 이루다가 1988년 이후 감소 추세로 들어섰으나, 1991년 이후 다시 급증하여 1993년에는 1,321억불의 흑자를 기록하고 있다. 그 원인은 무역 수지 흑자 때문으로, 주로 대미 무역 흑자(1987년의 경우는 무역 수지 흑자 964억불 중 대미 무역 흑자 568억불로 무역 흑자의 59%를 대미 무역 흑자가 차지하고 있다)로 인한 무역 흑자 때문이다.

이같은 미국의 경상 수지 적자로 인한 대외 불균형은 외국으로부터의 자본 유입에 의하여 보전되어 왔는데, <표 7>에서 볼 수 있듯이 미국은 1983년부터 자본 수입국으로 전환되었

다. 미국의 경상 적자와 재정 적자가 각각 1,665억 달러 및 1,596억 달러 적자를 기록하였던 1987년의 경우 미국으로의 순자본 유입액은 사상 최고조에 달하여 1,612억달러가 순유입되었다. 미국의 경상 수지 적자가 감소추세로 돌아선 1989년부터는 자본 유입액도 감소추세를 보였으나, 다시 경상 수지 적자가 확대되기 시작하던 1992년부터 자본 유입액도 증가추세로 돌아서고 있다. 이는 앞에서 양국간 저축 투자 관계 모형으로 설명한 바와 같이 미국의 재정 적자로 인한 저축 부족은 경상 수지 적자로 나타나고, 이러한 경상수지 적자를 해외로부터의 유입 자본이 상당 부분 보전해 주고 있는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 일본의 무역 수지 흑자로부터 오는 경상 수지 흑자는 높은 수익률을 찾아 직접 투자·해외 증권 투자 등의 형태로 일본 국외로 유출되었다. 일본의 자본의 유출은 <표 8>의 순자본 유입에서 보는 바와 같이 80년대 후반부에 급증하였는데 이를 日本 資金(Japan Money)라고까지 불렀다. 일본의 자본 유출은 70년대의 Oil Dollar를 대신하여 세계 각처의 자본 부족국으로 유입되어 들어갔다. 이러한 일본의 자본 유출은 85년 플라자 합의 이후 달러에 대한 円高가 진행되면서 엔화의 가치가 높아져 주식·부동산 등 해외의 자산을 쉽게 구입할 수 있게 됨에 따라 더욱 가속화되었다. 그러다가 円低로 반전된 89년 이후 감소하다가 91년에는 80년 이후 처음으로 유입 초과 현상이 나타났으나,¹³⁾ 엔고로 전환된 1992년 이후 다시 유출로 반전되어 유출액이 증가하고 있다.

이같이 유출된 일본 자본은 자본 부족국으로 투자의 형태가 환류되고 있는데, 가장 많이 환류되고 있는 곳은 후술하는 바와 같이 미국으로 1986년부터 1994년까지의 일본의 해외 투자 총액중 거의 절반에 가까운 액수가 미국에 대한 환류로 나타나고 있다. 일본 자본의 미국으로의 환류를 살펴보기 위해 일본 자본이 어느 곳으로 투자되었는가를 직접 투자와 증권 투자의 순서로 살펴보기로 한다.

<표 11>은 일본의 대외 직접 투자의 지역별 분포 추이에 대한 것이다. <표 11>에서 미국

13). 그 동안 계속 유출 초과를 지속해오던 일본의 순자본 유입·유출 추이가 1991년에 유입 초과로 나타나게 된 원인은 주로 그 이전까지 자본 유출을 해왔던 증권 투자 부문에서 1991년에 432억 순유입이 발생하였기 때문이다. 이처럼 1991년 일본의 대외 증권 투자 부문에서 432억불의 순유입이 발생하게 된 배경으로는 1991년 초에 페르시아만 전쟁이 단기간 내에 끝나면서 세계 각국의 주가가 상승하였으나, 일본의 주가는 상승하지 않았으며 이것이 투자자들로서 하여금 일본 주가가 상대적으로 저평가 되어있다는 인식을 주게 되었고, 이로 인해 외국인 투자자의 일본 증권에 대한 대폭적인 매입이 있었기 때문이다(日本 大藏省 國際 金融局 年譜, 1994년판 p.172 참조)

에 대한 일본의 직접 투자 추이를 보게 되면 1984년에 34억불 정도였던 대미 직접 투자는 1986년에는 102억불로, 1989년에는 325억불로 급격한 증가세를 보이다가 1994년에는 173억 불 수준으로 감소되고 있으며 1984년 이래 누계를 보면 일본의 전체 직접투자액 중 약 38%를 미국에 투자한 것으로 나타나고 있다.

<표 11> 일본 대외직접투자의 지역별 실적 추이

(단위 : 백만달러, %)

년 도	미 국	중남미	아시아	유 럽	기 타	합 계
'84	3,359 (33.1)	2,290 (22.6)	1,628 (16.0)	1,937 (19.1)	941 (9.3)	10,155 (100)
'85	5,395 (44.2)	2,616 (21.4)	1,435 (11.7)	1,930 (15.8)	841 (6.9)	12,217 (100)
'86	10,165 (45.5)	4,737 (21.2)	2,327 (10.4)	3,469 (15.5)	1,622 (7.3)	22,320 (100)
'87	14,704 (44.1)	4,816 (14.4)	4,868 (14.6)	6,576 (19.7)	2,400 (7.2)	33,364 (100)
'88	21,701 (46.2)	6,428 (13.7)	5,569 (11.8)	9,116 (19.4)	4,208 (8.9)	47,022 (100)
'89	32,540 (48.2)	5,238 (7.8)	8,238 (12.2)	14,808 (21.9)	6,716 (9.9)	67,540 (100)
'90	26,128 (45.9)	3,628 (6.4)	7,054 (12.4)	14,294 (25.1)	5,807 (10.2)	56,911 (100)
'91	18,026 (43.3)	3,337 (8.0)	5,936 (14.3)	9,371 (22.5)	4,914 (11.8)	41,584 (100)
'92	13,819 (40.4)	2,726 (8.0)	6,425 (18.8)	7,061 (20.7)	4,107 (12.0)	34,138 (100)
'93	14,725 (40.9)	3,370 (9.4)	6,637 (18.4)	7,940 (22.0)	3,353 (9.3)	36,025 (100)
'94	17,331 (43.4)	5,231 (12.7)	9,699 (23.6)	6,230 (15.2)	2,560 (6.2)	41,051 (100)
누계	177,893 (38.4)	55,148 (11.9)	76,216 (16.4)	89,867 (19.4)	64,482 (13.9)	463,606 (100)

資料: 日本 大藏省, 「國際金融局 年譜」 各号, 日本貿易振興會 「ジェトロ白書」 各号.

자본유출의 다른 형태로 대외증권투자가 있는데 <표 12>는 일본의 대외 증권 투자액(순계)을 지역 별로 추이를 나타낸 것이다. 이 중에서 미국에 대한 투자를 보게 되면 85년도에 56.4%로 최고 비율을 기록하였으며, 액수 자체로는 1986년에 496억 달러로 최고치를 기록하였다. 미국에 대한 투자는 80년대 후반에 40%전후를 기록하다가 1989년에 급격히 감소하

였고 그 대신 룩셈부르크에 대한 투자가 증가하였다.¹⁴⁾ 1984년부터 1994년까지 일본의 해외 증권 순계 투자액 중 미국에 대한 투자가 차지하는 비중은 약 36%에 해당한다.

<표 12> 일본의 시장별 외화증권 취득액(순계)의 추이

(단위 : 백만달러)

연도	미 국	영 국	독 일	프랑스	룩셈부르크	스위스	기 타	합 계
'84	11,361 (42.4)	3,787 (14.1)	△35 (-)	17 (0.1)	6,236 (23.2)	945 (3.5)	4,512 (6.8)	26,824
'85	31,270 (56.4)	6,192 (11.2)	431 (0.8)	39 (0.1)	11,668 (21.1)	528 (1.0)	5,276 (9.5)	55,404
'86	49,586 (49.4)	12,789 (12.7)	2,598 (2.6)	423 (0.4)	24,308 (24.2)	95 (0.1)	10,623 (10.6)	100,423
'87	37,392 (41.3)	8,678 (9.6)	5,635 (6.2)	1,048 (1.2)	27,187 (30.0)	383 (0.4)	10,287 (11.4)	90,610
'88	36,215 (40.7)	10,699 (12.0)	6,035 (6.8)	561 (0.6)	25,449 (28.6)	902 (1.0)	9,045 (10.2)	88,908
'89	26,508 (23.3)	11,143 (9.8)	4,531 (4.0)	3,858 (3.4)	48,078 (42.3)	1,248 (1.1)	18,305 (16.1)	113,670
'90	△16,111 (-)	1,955 (5.0)	△2,019 (-)	5,559 (14.1)	32,424 (82.2)	1,892 (4.8)	15,755 (39.9)	39,455
'91	15,594 (21.3)	14,532 (19.9)	262 (0.4)	3,269 (4.5)	21,397 (29.2)	1,203 (1.6)	16,929 (23.1)	73,186
'92	8,752 (27.0)	17,059 (52.5)	8,128 (25.0)	2,527 (7.8)	△2,805 (-)	7.8 (2.2)	△1,896 (-)	32,472
'93	21,934 (50.4)	16,762 (38.5)	17,383 (40.0)	10,030 (23.1)	△17,956 (-)	2,046 (4.7)	△6,316 (-)	43,509
'94	14,444 (19.1)	27,211 (36.0)	△9,155 (-)	△8,768 (-)	41,188 (54.5)	1,455 (1.9)	9,360 (12.4)	75,539

資料: 日本 大藏省, 「國際金融局年譜」, 各号.

또한 일본의 미국에 대한 직접 투자, 증권 투자 이외에 미국으로의 자본 환류 형태로 생각할 수 있는 것은 일본의 외환 보유고의 증가이다. 일본의 외환 보유고는 달러화 총액만 알려져 있을 뿐, 일본 은행이 어떤 종류의 통화를 어떤 구성비로 보유하고 있는 지 정확한 자

14). 여기에서 룩셈부르크에 대한 증권 투자 비중이 높게 나타난 이유는 일본의 금융 기관을 포함한 기업들이 유로 달러채와 유로 일본채를 발행할 때 룩셈부르크를 이용하는 경우가 많아졌고, 그러한 채권을 일본의 기관 투자자들이 구입하기 때문에 룩셈부르크에 대한 증권 투자가 많은 것처럼 나타났기 때문이다. 奥田宏司, 「ドル体制と國際通貨 - ドルの後退とマルク, 円」, 東京: ミネルヴァ書房, 1996. p.74. 참조)

료는 구할 수 없으나 대부분 달러화로서 美財務省 증권의 형태로 보유하고 있는 것으로 알려져 있다.¹⁵⁾ 따라서 본 연구에서는 일본 외환 보유고의 증가는 美財務省 증권보유액의 증가로서 일본 자본의 미국으로의 환류액으로 간주하고자 한다. 일본의 외환 보유고의 변화 추이는 <표 13>와 같다.

<표 13> 일본의 외화준비고 추이

(단위 : 억달러)

년 도	'85	'86	'87	'88	'89	'90	'91	'92	'93	'94
외화준비고	265	422	815	977	849	771	690	687	956	960

資料: 日本 大藏省, 「國際金融局 年譜」, 各号.

<표 14> 일본의 경상수지 흑자와 미국으로의 자금환류

(단위 : 억달러)

	1986~1989	1990~1994
(1) 일본의 경상수지흑자합계	3,096	4,870
(2) 일본의 대미증권투자누계(순개념)	1,497	446
(3) 일본의 대미직접투자누계	791	900
(4) 외화 준비고 증가	583	380
(5) (2)+(3)+(4)	2,871	1,726
(6) (5)/(1)×100	92.7(%)	35.4(%)
(7) 미국의 대일무역 적자누계	2,138	2,597
(8) (5)/(7)×100	134.3(%)	68.1(%)
(9) 미국의 경상수지적자의 누계	5,514	4,132
(10) (5)/(9)×100	52.1(%)	41.8(%)

資料: 日本 大藏省, 「國際金融局 年譜」, 各号 및 日本貿易振興會, 「ジェトロ白書」, 各号.

위의 <표 11>, <표 12>, <표 13> 등을 함께 고려하면 <표 14>를 만들 수 있는데, <표 14>는 플라자 합의 이후 1986년에서 1994년도에 걸쳐서 일본에서 미국으로의 증권 투자, 직접투자, 외환 보유고의 증가 등과 일본의 경상 수지 흑자, 미국의 경상 수지 흑자, 미국의

15). 奥田宏司(1996) p. 75. 참조

대일 무역 수지 흑자 등과의 관계를 비교한 것이다. 이에 의하면 1986년부터 1989년까지의 기간동안 일본의 미국에 대한 증권 투자, 직접 투자, 외환 준비고의 증가 등의 형태로 일본 자금이 미국으로 환류되어 들어간 액수는 2,871억불로서 같은 기간동안 일본의 경상 수지 흑자 누계(3,096억불)의 92.7%, 미국의 대일 무역 적자누계(2,138억불)의 135.6%, 미국의 경상 수지 적자의 누계(5,514억불)의 52.1%에 달하는 것을 볼 수 있다. 또한 1990년부터 1994년까지의 기간동안에는 이러한 비율들이 각각 35.4%, 68.1%, 41.8% 등으로 前 기간보다는 비중이 약간 작아지기는 하였다. 그러나 두 기간 모두를 합치면 1986년부터 1994년까지 일본의 경상 수지 흑자는 미국에 대한 증권투자, 직접 투자 및 재무성 증권 구입 등의 형태로 약 58% 정도가 미국으로 다시 환류되어 들어가 미국의 정부 및 민간 부문의 부족한 저축에 대한 보전을 하여주고 있는 모습을 볼 수 있다.

3.4 엔달러 환율 변동의 시기별 구분

엔달러 환율은 단기적으로는 미국과 일본의 정책 당국의 의도에 의하여 많은 영향을 받고 있는데, 일본보다는 주로 미국의 환율 정책으로부터 많은 영향을 받고 있다고 할 수 있다. 아래에서는 1960년대부터 1995년말까지를 몇 개의 구간으로 나누어 時期別로 엔화 환율 변동의 특징과 배경을 살펴보고자 한다.

3.4.1 1949년부터 1973년 1월까지

이시기의 엔달러 환율은 1949년 브레튼 우즈 체제 아래에서 美軍政에 의하여 정해진 달러당 360엔이 그 후 20년동안 고정되어 있다가 1971년 12월 스미소니언 회담에서 새로이 달러당 308엔으로 절상된 것으로 요약된다.¹⁶⁾ 이는 60년대 후반에 일본의 무역 수지 흑자가 대폭적인 증가 현상을 보이는 한편 미국은 60년대 흑자가 지속되던 무역 수지의 흑자폭이 줄어들기 시작하였고, 基軸 通貨로서의 달러화에 대한 신뢰가 흔들렸기 때문에 경제의 기초적인 불균형을 시정하는 차원에서 절상된 것이다.

먼저 제2차 세계대전 후의 1971년까지 시행되었던 고정환율제도에 대하여 살펴보면 국제통화 체제는 당시 전세계 GDP의 5~6할을 차지하던 미국의 압도적인 경제력을 배경으로

16). 스미소니언 회담에서는 엔화 환율에 대해서 360엔으로부터 308엔으로 절상한 외에 달러화의 금에 대한 평가에서도 온스당 38달러로 평가를 재조정하였으며 마르크화의 달러화에 대한 환율은 13.6% 절상하였다.

IMF 체제 또는 브레튼 우즈 체제라 불리는 고정 환율 제도로 운영되었다. 이 체제의 기본 골격은 ① 달러화와 금과의 兌換을 보장하며 ② 달러화를 基軸 通貨로 IMF 가맹국의 통화는 달러화와 고정된 환율을 유지하며 ③ 가맹국은 자국통화에 대한 평가를 상하 1%의 범위 내에서 유지할 의무가 있으며 ④ 이러한 환율 수준에서 가맹국의 기초적인 불균형이 있는 경우 평가를 변동하는 것이 인정된다는 것이었다.

이처럼 달러화를 달러화의 金兌換을 보장하고 달러화를 기축 통화로 하는 브레튼 우즈 체제가 붕괴한 데에는 여러 가지가 있을 수 있으나 중요한 것을 꼽는다면 우선 달러화에 대한 신뢰 저하, 다음으로 고정 환율 제도 내에서의 약세 화폐에 대한 투기적 공격(speculative attack)의 확대를 들 수 있다.¹⁷⁾

먼저 달러화에 대한 신뢰 저하의 원인을 살펴보면, 이는 브레튼 우즈 체제의 근본적인 모순과 연결되어 있음을 볼 수 있다. 브레튼 우즈 체제에서 세계 교역의 확대에 필요한 국제 유동성의 공급 확대는 미국의 경상 수지 적자에 의한 달러화의 공급을 통해서 이루어 질 수밖에 없었다. 그러나 미국의 지속인 경상 수지의 확대에 의한 국제 유동성의 공급은 다른 나라의 중앙 은행이 가지고 있는 달러화가 미국 통화 당국이 보유하고 있는 금준비를 초과하게 만들어 달러화의 金兌換 능력에 대한 신뢰를 하락시키게 되는 부정적인 효과를 가지고 있었다.¹⁸⁾ 이러한 구조적인 요인 외에 달러화에 대한 신뢰 저하를 가속시킨 것은 1960년대의 미국의 월남전 참전과 사회 복지에 대한 확충이었다. 미국이 월남전 수행과 사회 복지 확충에 필요한 재원 조달을 위하여 취한 확장적인 재정정책은 경상 수지 적자 확대와 높은 물가 상승을 유발시킴과 동시에 세계적인 달러화의 공급과잉을 초래하였으며, 이로 인해 달러화에 대한 신뢰가 저하되었다. 또한 유럽과 일본 등의 국가들은 달러화에 대한 고정 환율 제도를 유지하기 위하여 가치가 하락되고 있는 달러화를 계속적으로 買入하는 것을 미국으로부터 인플레이션을 수입하는 것으로 간주하고 고정환율 유지를 위한 달러화 買入에 대해서 부정적인 입장을 취하게 되었다.

그 다음의 원인으로서는 고정 환율 제도 아래서 약세 통화에 대한 국제 자본의 투기적 공격에

17). Obstfeld and Rogoff(1996) p.567 참조

18). 미국의 경상 수지 적자는 전세계에 대한 국제 유동성의 공급이라는 측면이 있어서 소위 자애로운 의무 태만(Benign Neglect)이라는 이름으로 합리화되었던 측면이 있었다. 달러화에 의한 국제 유동성의 공급이 증가될수록 달러화에 대한 신뢰가 하락하게 되는 양자간의 모순을 트리핀의 모순(Triffin's Dilemma)이라고도 부른다.

따라 국제 수지 위기 상황이 빈번하게 일어나게 되었다는 점이다. 원래 고정 환율 제도는 換投機를 유발하기 쉬운 제도이다. 브레튼 우즈 체제에서는 기초적 불균형이 발생한 경우에는 환율을 조정할 수 있었음에도 불구하고 가급적 고정 환율을 유지하려 하였기 때문에 고정 환율제도가 환투기에 취약한 점이 더욱 증폭되어 나타나게 되었다. 즉 국제 수지 등 경제 기초여건에서 괴리된 환율이 상당 기간 지속되게 되면 외환 시장 참가자들은 약세 통화의 환율이 평가절하될 것을 충분히 사전에 예상하게 된다. 이러한 예상에 따라 약세 통화에 대해서는 대량 賣渡를 하고 강세 통화에 대해서는 대량 매입을 하여 환투기를 하였다. 이러한 환투기는 기대 했던 대로 환율이 절하되면 막대한 평가차익을 얻게 되지만 환율이 절하되지 않더라도 고정된 환율에 따라 다시 매각하더라도 손해볼 것이 없는(risk free) 일방적인 게임으로 볼 수 있다. 이와 같은 약세 통화에 대한 투기적 공격에 따라서 약세 통화국의 외환 위기 상황이 빈번하게 벌어지게 되었다. 투기적 공격을 더욱 가속화시킨 것은 제 2차 대전후의 경제 성장, 무역 확대, 다국적 기업의 발달, 국제적인 금융 자유화 등으로 인하여 유로 달러 시장 등 국제 자본 시장이 팽창되어 국제 자본의 이동이 대폭 확대되었다는 점이다. 어떠한 정부의 통제도 받지 않는 이러한 국제 자본들이 평가 절하가 예상되는 약세 통화에 대한 투기적 공격에 가세함으로써 1960년대 말기의 파운드화, 프랑화 등의 위기와 마르크화, 엔화 등에 대한 투기가 발생하게 되었다. 궁극적으로는 달러화 역시 환투기의 대상이 되었는데 달러화가 금에 대해 평가절하될 것을 예상됨에 따라 달러화에 대해서도 投賣가 벌어지게 되었다.¹⁹⁾

이러한 이유에 따라 1971년 8월 15일 미국 닉슨 대통령은 달러화에 대한 궁극적인 방위를 위해 달러화에 대한 金兌換 정지를 선언하게 되었다. 금태환과의 연계를 상실한 달러는 국제통화 체제를 뒷받침할 基軸力을 갖지 못하게 되었고, 달러화와 다른 통화와의 교환 비율을 고정시킬 힘이 없어지게 되었다. 비록 금태환과의 연계를 상실한 후에도 스미소니언 체제에 의하여 달러화를 기축으로 한 고정환율 제도를 계속 유지하려는 노력이 있었으나 1973년 초 계속되는 달러화에 대한 投賣와 마르크화 등에 대한 수요 때문에 1973년부터 주요 각국은 일제히 변동환율 제도로 돌입하게 되어 달러화는 결국 유일한 기축 통화로서의 지위를 상실하게 되었다.

3.4.2 1973년 2월부터 1976년 3월까지

19). 尾上 修悟(1993), p. 298. 참조

1973년 들어서 세계 주요국이 변동 환율제로 이행하게 되자 일본도 동년 2월 14일에 변동 환율제로 이행하게 되었다. 이처럼 변동 환율제로 이행하자 환율은 달러당 308엔에서 즉각 265엔까지 절상되었다. 이는 그 동안 엔화가 저평가 되어있다는 것을 의미하는데, 일단 환율이 시장에서 265엔 내외로 안정이 되자 변동 환율제로 운영하는 여타 선진국과는 달리 일본 정책 당국은 263엔과 267엔의 범위를 설정하여 두고 이러한 범위내에서 환율을 고정시키려고 시장개입을 하였다. 이 시기에 있어서 일본의 정책 당국은 1973년 3월부터 1973년 9월까지 일본 정책 당국은 엔화의 고평가를 유지하기 위하여 노력하였다.²⁰⁾ 엔화의 고평가 유지를 위하여 노력했던 이유로는 엔화의 고평가가 당시 금융 완화와 재정 적자를 통한 일본의 경제 성장 정책으로 인한 인플레이션 압력을 해소하는데 많은 도움이 되었기 때문이었다.

이처럼 변동 환율제로 이행후 나타났던 円高 현상은 1973년 10월에 발생한 제 1차 오일 쇼크를 계기로 円低로 반전하게 되었다. 당시 석유값이 4배나 폭등함에 따라 엔달러 환율은 자원 수입국인 일본의 경제의 체질을 반영하여 엔화는 절하를 계속하게 되었다.²¹⁾ 이같은 오일 쇼크의 영향에 따라 1974년은 일본 경제가 전후 처음으로 마이너스 실질 성장을 기록하게 되었다. 환율은 1974년 1월에 일본 은행이 엔화에 대한 시장 개입 수준을 달러당 300엔으로 설정하였으나 1976년 3월에는 1달러당 305엔까지 폭락하게 되었다. 엔달러 환율은 이러한 제 1차 오일 쇼크의 여파로 인하여 1975년 및 1976년 5월까지 달러당 300엔 내외에서 움직였다.

3.4.3 1976년 4월부터 1978년 10월까지

이 시기는 제 1차 석유파동에서 일본 경제가 서서히 벗어나면서 기업의 감량 경영, 에너지 절감 기술 개발 등으로 경제 성장을 회복하면서 무역 수지 흑자가 늘어나던 시기였다. 일본은 경제 성장이 회복되고 무역 수지 흑자가 확대되었으나, 일본을 제외한 미국을 비롯한 세계 각국은 아직 제 1차 석유파동으로 인한 불황으로부터 헤어 나오지 못하고 있던 시기였다. 당시 미국에서는 1977년 1월부터 정권을 담당하게된 미국의 카터 행정부가 아직 불황에서 빠져 나오지 못하고 있는 세계 경제의 경기 회복을 위해서 세계의 경제 대국들이 주도적으로 고도의 경제성장을 달성해야한다고 주장하였다. 소위 “機關車 理論”이라 불렀던 이 이론의 내용은 세계 경제 대국들이 조속히 고도의 경제 성장을 달성해 나가면 非産油 開

20). 과거 브레튼 우즈 체제에서의 일본의 정책 당국은 1973년 1월 이전까지는 엔화의 저평가 유지를 위하여 미국의 엔화절상 요구를 완강히 거절하여 왔었다.

21) 엔화 환율과 石油價와의 관계는 <부도 3> 참조

發 途上國들의 제품에 대한 수요를 창출하여줄 것이며, 그렇게 되면 비산유 개발 도상국들은 석유 수입 대금을 지불할 수 있게 됨과 동시에 불황으로부터 탈출할 수 있을 것이라는 내용이었다. 이 기관차 이론에 따라 카터 행정부는 1978년 1월 일본에 대해서 고도의 경제 성장(6.7%)을 하여줄 것, 환율에 대한 개입을 중지(관리변동 환율제로부터 탈피)하여 줄 것을 요구하였다. 이에 따라 일본은 1978년 3월에는 그 동안 실시해 오던 管理 變動 환율제(dirty floating)를 포기하고 시장 기능에 의하여 환율이 설정되도록 하였다.

이에 대한 결과로 이 기간 중에 일본 경제는 고도 성장을 하였으나 수입은 별로 늘지 않았다. 또한 시장에서 결정되도록 한 엔화가치는 지나치게 상승하여 1976년 5월 달러당 300엔 이던 엔화값이 1978년 10월 달러당 176엔까지 치솟게 되었다. 이러한 엔화 가치 상승에도 불구하고 일본의 무역 수지 흑자는 줄어들지 아니하였다. 오히려 당시 대미 주요 수출품으로 처음으로 등장한 자동차 수출을 필두로 일본의 대미 무역 흑자가 <표 7>에서 보는 바와 같이 사상 처음으로 100억불을 넘어서게 되었다.²²⁾ 이때부터 미국은 일본의 대미 주요 수출품이던 칼라 TV에 대해서 수출자율규제를 발동하는 등 자유무역을 기본 이념으로 하는 GATT 체제의 보안관 역할을 포기하고, 스스로가 GATT 이념에 위배되는 조치를 취하기 시작하였다.

3.4.4 1978년 11월부터 1980년 12월까지

이 기간 동안에는 前述한 바와 같이 엔화가치가 지나치게 상승하고 달러화가 폭락하여 달러화에 대한 통화위기가 발생하였다. 이에따라 미국의 카터 행정부가 미국, 서독, 스위스, 일본 등 4개국간에 외환시장에의 협조 개입을 기초로 하는 “달러貨 방위 조치”를 취하였고 이를 계기로 엔화는 약세로 돌아서게 되었다. 그리고 1979년 2월에 이란 혁명이 일어났고 이란 혁명을 배경으로 제 2차 오일 쇼크가 발생하였다. 제 2차 오일 쇼크에 따라 석유 가격이 인상됨으로 인하여 엔화의 약세가 가속화되어 엔화는 1980년 4월 달러당 251엔까지 하락세를 보이다가 1980년 12월까지 짧은 기간동안에는 209엔 대까지 강세를 보였다.

3.4.5 1981년 1월부터 1985년 2월까지

22). 엔화 절상에도 불구하고 일본의 수출이 감소하지 않는 이유로서는 일본 기업들이 이윤보다는 시장 점유율을 더 중요한 경영 목표로 설정하고 있어 엔화가 절상됨에도 불구하고 달러화 표시 수출 가격을 인상하기보다는 원가 절감과 경영합리화로 엔화 절상으로 인한 가격 인상분을 흡수하는데 따라서 일본 기업들이 해외 시장 점유율을 지켜 나갔기 때문인 것으로 분석되었다.

이시기는 세계 주요 통화에 대한 달러高로 특징 지을 수가 있다. 엔달러 환율은 1981년 1월의 달러당 202.2엔으로부터 1985년 2월의 260.3엔까지 4년 이상의 기간동안 지속적으로 200엔 이상의 환율대가 실현되던 시기였다. 이러한 장기간의 달러고 현상의 원인으로 여러 가지가 논의되지만 일반적으로 미국의 레이거노믹스로 인한 재정 및 경상 적자 확대와 이자율 상승이 그 주된 원인으로 지적되고 있다.²³⁾

여기에서 레이거노믹스에 대해서 살펴보기로 한다. 미국 레이건 대통령은 1981년 1월 취임하면서 경기를 부양하고 미국 경제의 활력을 회복하기 위하여 일련의 자유주의적 경제 정책을 실시하였는데 이는 통칭하여 레이거노믹스(Reaganomics) 또는 供給側面重視經濟學(Supply - Side Economics)라 부른다. 그 기본 발상은 대폭적인 감세를 단행하면 생산이 증가하여 자연히 민간의 저축이 늘어날 것이다. 이 저축은 투자에 쓰여져 경기를 회복시키고 정부의 세수를 늘려 궁극적으로 재정 적자를 해소할 것이다. 동시에 경기 부양에 따른 인플레이를 막기 위해서는 고이자율 정책을 사용하면 된다는 것이었다. 이에 따라 레이건 정권은 25%의 개인소득세 감세를 단행하는 것과 아울러 대폭적인 투자감세를 중심으로 하는 기업 감세도 실시하였다. 이로써 노동자의 근로의욕을 고취시킴과 동시에 기업의 설비투자를 자극하여 생산성 높은 미국경제를 부활시키고자 했다.

이러한 일련의 정책의 결과를 보게되면 레이건의 대폭적인 소득세 감세의 목표는 가처분소득을 증대시켜 저축을 증가시키는 것이었지만, 당초 의도와는 달리 저축은 증대하지 않고 소비만 증대하는 효과를 가져오고 말았다. 또한 공급확대를 통해 기대했던 세수 증가 효과는 목표한 만큼 늘어나지 못하여서 결과적으로는 세수의 감소만을 가져왔다. 또한 레이건은 미·소의 군사적 균형이 카터 시대에 붕괴되어 미국이 열위에 있다는 인식아래 군사관계 지출을 확대하였다. 재정 수입의 감소 속에서 이루어진 재정 지출의 확대 결과 집권 2년째인 1982년도부터 재정 적자는 급증하여 2,000억 달러에 달하는 적자가 되었다. 그러자 미국의 FRB는 재정 적자 확대로부터 오는 총수요압력으로 인한 인플레이를 방지하기 위하여 긴축적인 금융 정책을 실시하였다. 저축은 당초 기대만큼 증가하지 않아 자금에 대한 공급은 늘어나지 않고 대폭적인 재정 적자가 금융 시장에서 대량의 자금 수요를 만들어 내었는데 반하여 긴축적인 금융 정책이 실시됨에 따라 자금에 대한 공급보다 수요가 초과하게 되어 금리는 연 20%에 가깝게 상승하게 되었다.²⁴⁾

23). 미국의 재정 적자가 미국의 실질 이자율을 상승시키고 달러화의 절상을 가져온다는 것을 뒷받침 해주는 경험적인 연구 결과로서는 Frenkel and Razin(1986), Melvin and et al(1989) 등이 있다.

이처럼 레이거노믹스에 의한 미국의 대폭적인 재정 적자 확대와 긴축 금융정책에 따른 금리 상승은 높은 금리를 노리는 일본을 비롯한 세계 각국의 자본 유입을 초래하였고, 미국 국공채 등에 대한 투자를 위한 달러화 수요를 증가시켜 결과적으로 달러화의 고평가를 가져오게 되었다. 당시 미국으로의 자본 유입을 촉진한 일본측의 요인으로서 일본 정부는 1980년 12월부터 대외 증권 투자를 원칙적으로 자유화하는 조치를 취하게 되었고 이러한 조치에 따라 일본 기관 투자자들은 일본보다 금리가 높은 미국의 국공채에 대한 투자를 확대하게 되었다. 이에 따라 엔달러 환율은 레이건 집권 1기 동안인 1981년 1월의 달러당 202엔으로부터 1985년 2월 달러당 260엔 까지 폭등하였고, 이러한 달러화의 고평가와 재정 적자의 확대는 다시 미국의 무역 수지 적자를 악화시키게 되어 <표 8>에서 보는 바와 같이 1981년 280억 불 적자에서 1985년 1,222억불 적자로 확대되었다.

3.4.6 1985년 3월부터 1988년 6월까지

이 시기 엔달러 환율은 격변의 시기로서 1985년 2월 달러당 260.5엔이던 엔달러 환율은 1988년 5월 124.8엔으로 폭락하여 108.6%나 대폭적인 엔화의 상승을 보였다. 이러한 円高는 일본의 경제를 침체에 접어들게 하였으며 경기 회복을 위한 금리인하와 금융 완화 정책은 후술하는 바와 같이 일본 경제의 버블을 형성하게 하는 원인이 되었다. 이 시기의 엔화 상승의 원인으로서는 우선 미국의 레이건 정권의 정책이 第1期에서 第2期에 걸쳐 크게 전환된 것, 다음으로 1985년 9월의 선진 5개국간 ‘플라자합의’를 계기로 선진 5개국이 공동으로 환시장에 개입하여 달러화의 하락을 유도한 것에 기인하는 것으로 인식되고 있다.

먼저 레이건 정권의 정책 변화를 보면, 위에서 언급한 바와 같이 제1기에서 레이거노믹스에 의하여 조세감면, 국방비 확대, 강한 달러 등을 추구하던 레이건 정권은 1980년대 중반에 이르러, 레이거노믹스의 실시로 인한 재정 및 무역 적자의 급속 확대, 고이자율, 달러화의 고평가로 인한 미국 산업의 경쟁력 저하와 미국내 산업 공동화 등의 부작용에 직면하게 되었다. 그 결과 레이건 정권도 금융 긴축기조에서 금융 완화로 전환하면서 재정적자의 삭감과 무역 및 경상수지의 적자축소를 향한 정책으로 전환하지 않을 수 없게 되었다. 또한 <표 15>에서 볼 수 있듯이 1985년을 기점으로 미국은 순채무국으로 전략하게 되었으며 반면 일본은 세계 최대의 채권국으로 부상하게 되어 미일 경제력의 역전현상이 나타나게 되었다.

24). 齊藤精一郎, 「現代金融入門」, 裴永穆(譯), 「現代金融入門」, 서울: 比峰, 1988.

<표 15> 미국과 일본의 대외순자산 추이

(단위 : 억달러)

	'81	'83	'84	'85	'86	'87	'89	'91	'93	'94
일 본	109	373	743	1,298	1,804	2,407	2,932	3,831	6,108	6,890
미 국	1,407	885	44	-1,074	-2,737	-3,781	-6,637	-3,490	-4,539	-5,840

資料: 日本銀行, 「國際比較統計」, 各号.

이러한 미국의 정책 전환과 미일의 경제력의 지위 역전을 바탕으로 선진 5개국은 1985년 9월 '플라자 합의'를 도출하게 되었다. 플라자 합의의 핵심 내용은 미달러화에 대한 엔화와 독일 마르크화의 가치를 절상시키고, 달러화의 가치를 하락시키기 위하여 선진 5개국이 구체적으로 협조하면서 외환시장에 적극적으로 개입하자는 것이었다. 플라자 합의에 의한 선진국의 외환시장 개입결과 1985년 9월 달러당 237엔의 달러화 가치는 1987년 2월에는 154엔까지 급속히 하락하였다. 급속히 하락하는 달러화 가치에 대해 G7은 1987년 2월 루브르 합의를 통해 환율을 현행 수준에서 안정시키고자 하였다.²⁵⁾ 그러나 플라자 합의와는 달리 루브르 합의는 실효를 거두지 못하여 달러화 가치는 계속하락 하였다. 달러화 하락을 더욱 부추긴 것은 1987년 10월 19일 美日 등 세계주가가 동시에 폭락하는 블랙 먼데이 사건이었다. 더 이상의 달러화 하락을 저지하기 위하여 1987년 12월 23일 G7은 더 이상의 달러 하락은 역효과가 있다는 내용의 달러화 안정을 위한 크리스마스 합의를 하게 되었다. 그러나 이러한 G7의 노력에도 불구하고 달러화 가치는 계속 하락하여 미일간의 무역수지가 축소경향을 분명히 보이기 시작한 1988년 중반까지 하락세를 지속하였다.

3.4.7 1988년 7월부터 1990년 4월까지

이 시기의 엔달러화의 환율은 1988년 7월까지 달러화가 하락하였던 것과는 반대로 1988년 5

25). 1987년 2월 22일 파리 루브르에서 개최되어 G7이 환율 및 경제 정책에 대해서 협의한 결과로 몇 가지 합의가 성립되었는데 이것을 통칭 루브르 합의라고 부른다. 이 회의에서 일본의 제 5차 공정 이자율 인하(3%에서 2.5%로)와 서독의 경기 확대, 미국의 재정 적자 축소책 등에 대해서 의견이 일치되었다. 그리고 이러한 G7간의 경제 정책의 협조에서 환율의 그 이상 대폭적인 변화는 각국의 경제 정책 및 조정을 손상시키지 않을까 하는 우려가 있다는 것이다. 이것이 환율을 현재 수준의 주변에 한정시키는 것이라고 할 수 있고 달러당 153.5엔과 1.825마르크를 기준으로 이러한 기준 환율로부터 환율이 2.5% 이상 벗어나면 각국이 개입을 할 수 있되 5%이상 벗어나게 되면 협의를 해야하는 것으로 합의를 하였다. 이에 대한 자세한 내용은 Murphy(1996) p.193 참조.

월의 달러당 124.7엔에서 1990년 4월의 달러당 158.6엔까지 엔화가 계속 하락한 것으로 요약된다. 이러한 엔화 하락의 배경으로는 첫째로 플라자 합의 이후의 달러와 가치 하락의 효과가 수출입에 반영되어 1988년을 기점으로 미국의 무역·경상수지 적자가 증가 추세가 감소로 반전되었다는 점이다. 또한 일본의 무역, 경상수지, 對美 무역 흑자도 역시 1988년을 기점으로 감소세로 반전되었다는 점을 들 수 있다. 둘째로 미국의 금리가 인상되어 다시금 미국으로 세계의 자본이 유입되게 되었다는 점과, 셋째로 일본 기관 투자자들이 해외 직접 투자의 형태로 적극적으로 대외 투자에 나섬에 따라 달러화에 대한 수요가 증가되었다는 점을 들 수 있다.

이렇게 실제로 나타난 경제 기초 여건의 개선 외에도 정치적인 면에서 1988년 12월 고르바초프가 UN에서 행한 연설을 계기로 미소간에 화해 무드가 조성되었다. 또한 1989년 1월 미국에서는 부시대통령이 취임하여 1989년 4월 미국 의회와 정당간에 재정 적자 축소를 위한 합의가 성립되어 전반적으로 미국의 국방비 축소와 재정 적자 개선 등 미국 경제의 경제 기초 여건의 개선에 대한 외환시장의 기대가 높아졌다는 점을 들 수 있다.

이 시기에 있었던 미일간의 중요한 협상으로는 미국과 일본간의 통상을 둘러싼 경제 마찰을 해소하고 일본의 대미 무역 흑자를 삭감하기 위하여 1989년 5월부터 1990년 6월 사이에 진행되었던 미일 구조조정 협의회를 들 수 있다. 이 회담의 내용은 당시 계속 확대되어 가는 미국과 일본이 미일간의 무역 불균형의 원인을 상호간에 무엇이라고 이해하고 있으며, 무역 불균형의 해결을 위해서는 서로가 무엇을 해야한다고 생각하는지를 파악하는데 있어서 중요한 의미를 가진다.

당시 미일 구조조정 협의회에 있어서 미국측의 주장은 일본의 대미 무역 흑자를 줄이기 위해서는 일본 민간 부문의 과잉 저축을 해소하는 것이 필요하며, 민간 부문의 저축 행태에 정부가 단시간 내에 직접 개입할 수 없다면 일본 정부는 공공투자의 확대를 통해 민간 부문의 과잉저축을 해소하여야 한다고 주장하였다. 이를 위하여 미국은 일본에 대해 일본의 공공 투자의 對 GNP 비율을 3~5년 이내에 10% 이상 수준으로 높여야 한다고 요구하였다.

이러한 미국측의 요구에 정확하게 대칭하여 일본 정부는 일본의 대미 무역 흑자는 일본의 높은 저축률에 기인하는 것이 아니고, 미국 민간 부문의 낮은 저축률과 정부 부문의 막대한 재정적자 때문이므로, 미국의 대일 무역 수지 적자 축소를 위해 미국이 해야할 조치는 미국

이 재정 적자축소를 해소하고 미국의 과잉 소비와 낮은 가계 저축률을 개선하여야 한다고 요구하였다.

당시 미일 구조 조정 협의회에서 이러한 저축·투자 관계에 대한 것 외에 미국측이 대일 무역 적자 축소를 위해 요구한 사항은 일본의 토지 정책 (토지 공급 촉진을 위한 토지세법 개정), 유통제도(대규모 점포 규제법의 운용 완화 및 철폐), 배타적 거래 관행(독점 금지법의 개정에 의한 처벌 강화), 계열화(주식 상호보유 한도 설정 강화) 등에 대한 것이었다. 이중 일본의 토지 정책에 대한 것은 저축·투자 관계에 의한 분석 내용과 밀접한 관계를 가지고 있는 것으로서, 미국측은 일본 민간 부문의 높은 저축률은 일본의 高地價와 이에 따른 住宅難에 있다고 보았기 때문이었다. 일본측의 대미 요구 사항에는 미국의 기업투자 증강, 미국 기업의 단기 업적을 중시하는 경영 방식의 개선, 미국 기업의 공동 연구 및 생산에 대한 반트러스트법의 규제 완화, 미국 노동자의 교육 훈련 강화 등이 포함되어 있었다. 결국 실패로 끝난 이 회담의 성과라면 미일간의 무역 불균형을 해소하기 위해서는 어느 한 나라만의 구조 조정으로는 해결될 수 없고 미일 양국의 공동 노력이 필요하다는 것에 서로가 인식을 같이 하였다는 점에서 찾을 수 있을 것이다.²⁶⁾

3.4.8 1990년 5월부터 1995년 4월까지

이 시기에는 전체적으로 엔화강세가 진행되었는데 두 시기로 구분하여 볼 수 있다. 즉 1990년 5월부터 1992년 12월까지의 엔화가 완만하게 절상된 시기로서 1990년 5월 달러당 154엔이던 엔화는 1992년 12월까지 달러당 124엔으로 완만하게 절상되었다. 1990년 5월부터의 완만한 엔화 절상의 원인으로 볼 수 있는 것은 첫째로 일본의 이자율이 상승되었다는 점이다. 둘째로는 이 시기에 美日 양국간 무역불균형이 다시 심화되어 시작하여 1987년 이래로 축소되어오던 미국의 경상 수지 적자와 일본의 경상 수지 흑자가 다시 확대 경향으로 돌아섰다는 점을 들 수 있다. 이 시기에 있어서 일본의 이자율 상승을 보면 1987년 2월부터 1989년 4월까지 2.5%에 고정되어 있던 일본의 공정한인율이 1989년 5월에 3.25%로, 같은 해 10월 3.75%로, 12월 4.25%로 각각 인상되었으며 1990년 3월 5.25%로, 8월에는 6%로 가파르게 인상되었다. 또한 <표 7>에서 볼 수 있듯이 미국의 경우 1991년 77억 달러까지 축소되었던 경상 수지 적자가 1992년에는 620억 달러 적자로 확대되었고, 일본의 경우 1990년 358억 달러까지 축소되었던 경상 수지 흑자가 723억 달러로 다시 확대되기 시작하였다.

26). 자세한 내용은 이 용우(1995) 참조.

1993년 1월부터 1995년 4월까지 미국의 경기가 회복되고, 단기 이자율이 상승하였음에도 불구하고 달러당 125엔으로부터 1995년 4월 달러당 84엔까지 단기간 내에 가파르게 엔화 절상이 진행되었다. 이러한 가파른 엔화 절상의 배경은 1993년 2월 미국 클린턴 대통령이 취임하고 나서 다시 심화되어 가는 무역 불균형과 이를 해소하기 위한 美日間 通商 會談의 결렬에 따른 양국간 정치적 긴장²⁷⁾, 그리고 미국이 무역 적자를 해소하기 위한 수단 중 하나로 미달러화의 가치하락에 대해 방관적인 태도를 취했던 것 등을 원인으로 들 수 있다. 또한 이 시기에 일본의 버블 붕괴로 자산가격의 대폭 하락된 데 영향받아 일본 자산의 대외투자가 증권투자, 직접투자, 차관의 어느 것이나 활발치 못하게 되어 달러화에 대한 수요가 줄어들었다는 점도 이 시기의 엔화 강세 요인으로 들 수 있다.

여기에서 1980년대에 발생한 일본의 버블은 세계 역사상 가장 규모가 컸던 버블로서 버블의 생성과 붕괴가 미국 일본의 환율 정책과 많은 연관이 있고, 아직도 세계 경제에 그 영향을 심각하게 미치고 있다는 점에서 상술하고자 한다. 일본의 버블은 1986년부터 1989년까지는 발생기이며 1990년부터 1993년까지는 붕괴기라고 볼 수 있다.²⁸⁾ 버블의 생성은 플라자

27). 이시기의 미일간 통상 회담으로서 1993년 7월 10일부터 시작되어 1994년 2월 11일 회담 결렬로 끝난 미일 포괄 경제 협의(the United States-Japan Framework for a New Economic Partnership)가 있다. 이 협의는 미국에서 새로 클린턴 정부가 들어서서 냉전 종식 이후의 미일관계를 재구축하기 위하여 미일간 경제 문제를 비롯해서 종합적으로 협의하기 위해 창설되었다. 협의의 기본 목적은 일본측에게는 경상수지의 흑자를 대폭 축소시키기 위해 미국으로부터의 수입을 비롯한 세계 각국으로부터의 제품과 서비스 수입을 증가시키고, 그러기 위해 강력한 내수 위주의 경제 성장을 촉진시키되, 경쟁력이 있는 외국 제품의 일본 시장 접근을 증대시키도록 적극적인 조치를 취하게 하는데 있었다. 또한 미국측에게는 재정 적자를 상당 정도 축소하고 국내 저축을 장려하고 국제 경쟁력을 강화시키도록 하는데 있었다. 이러한 포괄 협의에서는 협의 창설 당초부터 미국이 일본의 경상흑자의 삭감액과 개별 통상 분야마다 시장 참여정도에 대해서 數値 目標을 설정해 제시할 것을 요구하였으나, 일본은 數値 目標을 설정하는 것에 대해서 거부하였다. 이에 따라 협의는 난항을 하게 되었고 결국 거시분야에서 數値 目標을 설정하지는 않되 개별 통상 분야에서는 시장 참여 정도를 평가할 객관적 기준을 도입하기로 합의가 성립하기는 하였다. 그러나 그 해석에 애매한 점이 있었고, 이러한 수치 목표를 둘러싼 해석과 인식 차이 때문에 94년 2월 11일 미일 수뇌 회담은 결렬로 끝나게 되었다. 이에 따라 1994년 3월 미국 클린턴 대통령은 사실상 대일 보복 조치로서 수퍼 301조(불공정 무역국으로 지정과 제재)를 대통령 명령의 형식으로 부활하게 되었고 이후 미일간 통상 마찰로 인한 정치적인 긴장을 고조시키게 되었다. 자세한 내용은 東京銀行調査部, 「國際收支の 經濟學」, 東京:有斐閣, 1994, 第 6 章 참조.

28). 그 근거로는 일본의 經濟企劃廳에서 발간하는 「국민경제계산」 상에 1986년~1989년까지의 4년 동안 일본의 국민 자산은 74.5% 증가하였으며, 국부도 1986~1990년의 5년 동안에 무려 92.8% 급증하였다. 이는 버블의 발생이라고 볼 수밖에 없다. 따라서 일본이 버블 경제

합의로 인하여 예상하지 않았던 円高로 인하여 일본 경제가 불황에 빠지게 된 데에서 출발한다. 1986년 1월 달러당 200엔대를 돌파하여 엔고가 진행되자 일본 당국은 경기를 회복시키고 기업들이 불황 속에서 자금조달 비용을 낮출 수 있도록 하기 위하여 이자율을 5%에서 4.5%로 인하하였다. 이후 1년 사이에 잇따라 5회에 걸쳐 공정 이자율을 인하하여 1987년 2월에는 일본 경제 사상 초유의 2.5% 수준까지 인하하였다. 엔 시세가 달러당 180엔을 넘어서 175엔에 이르는 엔고 현상이 지속되자 일본 은행은 엔고를 저지하기 위하여 외환 시장에 개입하여 달러를 매입하고 엔을 매도하였으며 이 과정에서 많은 통화량이 증가하게 되었다.

이러한 이자율 인하나 통화량 증가로 늘어난 과잉 유동성은 마땅한 投資處를 찾지 못하고 주식 시장과 부동산 시장으로 흘러 들어가 <표 16>에서 보듯이 1987년에 들어서면서부터 주가와 지가가 급등하기 시작하였다.

<표 16> 美·日 주가 및 지가 추이

(주가지수 : 1990=100, 지가 : \$/m²)

년 도	'86	'87	'88	'89	'90	'91	'92	'93	'94	'95
일본(주가)	60.8	90.1	98.0	118.0	100.0	84.6	62.4	70.0	73.5	63.3
일본(지가)	6,409	17,699	26,219	23,123	22,032	17,074	13,423	10,612	9,197	-
미국(주가)	67.1	84.7	78.5	94.7	100.0	114.1	125.5	132.3	138.0	164.1

資料: 日本銀行, 「國濟比較統計」, 各号.

한편 1980년대는 일본의 대기업들이 자금이 점차로 풍부해지면서 은행을 이용하는 간접 금융 대신 주식 시장을 이용하는 직접 금융으로 돌리게 되어 금융 구조가 변화하기 시작하는 시기였다. 주식시장을 이용할 수 있는 대기업들은 은행에서 차입하는 대신 주가가 계속 상승하는 점을 이용하여 소위 에퀴티 파이낸스(equity finance)라는 신주 발행에 의한 자금조달을 하였다. 즉 액면 가격의 몇 십배이상 뛰어버린 高株價를 이용하여 시가발행증자를 하

에 돌입하였던 것은 1986년 이후라고 추정할 수 있다. 이러한 버블 경제의 붕괴는 1990년의 주가 하락에 수반하여 1991년에는 토지가격이 하락하기 시작하여 토지·기타에서도 자본 손실이 발생하게 되면서부터라고 볼 수 있다. 宮崎義一, “バブルはこうして發生しそして崩壊した”, 「エコノミスト」, 1994.6.14로부터 참조.

거나, 시가전환사채, 해외에서는 워런트채(warrant bond)를 발행하여²⁹⁾, 유가 증권 발행을 통한 자금 조달을 대폭 늘려나가게 되었다.

이렇게 에쿼티 파이낸스로 조달된 자금은 宮崎義一(1993)의 추정에 의하면 약 1/3은 설비 투자에 충당되었으나, 설비 투자에 동원되지 아니한 나머지 약 2/3의 자금은 계속 상승하는 주식 시장에 투자되어 주식운용에 사용되게 되었다.³⁰⁾ 에쿼티 파이낸스로 조달된 자금중 주식시장에 투자된 자금은 주가를 상승시키는 작용을 하게 되었고, 이를 바탕으로 기업은 다시 에쿼티 파이낸스를 통한 자금 조달을 증대시키게 되어 자기 증식 과정을 되풀이하게 되었다.³¹⁾

또한 대기업들의 은행 이탈이 가속화되는데 따라서 은행들은 대기업들 대신 새로운 貸出處를 나서게 되었는데, 회사의 경영 상태나 경영자의 능력에 관계없이 부동산 등의 담보물을 가지고 있는 중소기업이나 2류 기업들을 새로운 대출 대상으로 하게 되었다. 이에 따라 대기업의 은행 이탈에도 불구하고 은행들의 여신은 오히려 늘어나게 되었으며, 새로운 대출 대상이 된 중소기업들은 자금중의 많은 부분을 수익률이 높은 주식이나 부동산에 투자를 하게 되었다. 은행 여신의 주식 시장 및 부동산 시장으로의 유입에 따라 주가와 지가는 더욱 상승하였고, 주가와 지가의 상승에 따라 더욱 커진 담보 가치로 중소기업들은 더 많은 은행 여신을 받게 되었다. 이를 다시 주식과 부동산에 투자함에 따라 주가와 지가가 다시 상승하는 버블 특유의 자기 증식 과정을 되풀이하였다.

이러한 일본의 버블은 1989년에 절정에 이르렀고 1990년대 전반부에 걸쳐 붕괴하였다. 주가

29). 워런트채(warrant bond)는 일종의 신주인수권부 사채를 말한다. 이는 社債구입자가 사채의 일정 비율을 발행 당시에 정했던 가격(exercise price)으로 그 회사의 신주를 살 수 있는 권리가 보장된 社債를 말한다.

30). 宮崎義一, 「複合不況」, 梁浚容(譯), 「複合不況」, 韓國經濟新聞社, 1993. p.165. 참조

31). Murphy(1996)는 1980년대에 일본에 있어서 신주발행에 의해 조달된 자금은 많은 부분이 설비투자에 동원되었다는 점을 강조한다. 그에 의하면 1980년대 말에 일본의 생산 시설에 대한 설비 투자는 절대 액수면에서 미국을 능가할 정도로 실시되었으며 세계에서 유례를 볼 수 없을 만큼 많은 투자를 단기간에 달성하게 되었다는 것이다. 투자의 대부분은 일본의 생산능력 확대에 기여를 하게 되었으며, 역사상 모든 버블이 자산 효과(wealth effect)로부터 오는 과소비로 끝난 점에 비추어 1980년대의 일본의 버블은 막대한 투자를 형성케 했다는 점이 여타의 버블과 전혀 다르다는 것을 강조하고 있다. 자세한 내용은 Murphy(1996), p. 198-218. 참조

는 1990년에 비하여 1992년에 60% 하락하였으며, 지가도 또한 동경 중심부의 경우 1991년에서 비하여 1995년에는 거의 절반으로 하락하였다. 버블 붕괴 원인은 여러 가지가 복합적으로 얽혀 있기 때문에 특별히 어느 하나에 그 원인을 돌리기는 어려우나 많은 경우 1989년 4월 2.5%이던 공정 금리가 1년여 만인 1990년 8월 6% 까지 인상되고, 이와 동반된 금융 긴축으로 인하여 자산 가격이 폭락하게 된 데에 起因하는 것으로 본다.³²⁾ 또한 부동산 버블의 경우 일본 금융 기관의 부동산 관련 대출 증가율을 금융 기관의 자산 증가율 범위내로 제한하는 것을 내용으로 하는 1990년 3월의 “不動産 관련 融資에 대한 總量 規制”가 도입됨에 따라서, 그 동안 수요가 뒷받침되지 않는 투기 목적으로 부동산을 구입 보유하고 있던 사람들이 갑자기 불안감을 느끼게 됨에 따라 부동산을 賣渡하기 시작했기 때문인 것으로 분석하고 있다.³³⁾ 이러한 버블 붕괴의 결과로 지가가 폭락하게 됨에 따라서 부동산을 담보로 대출을 해준 금융기관들의 부실 채권이 증가하여 금융기관들이 부실화하게 되었다. 1995년 大藏省이 발표한 바에 따르면 금융기관들의 부실 채권의 규모는 약 48조엔 정도 되는 것으로 추정되었다.³⁴⁾ 그 밖에 버블이 붕괴되기 시작한 1991년도부터 기업 도산율이 급격히 증가하였고 실업률이 증가하게 되었으며 일본 경제가 침체에 빠져들게 되었다. 이러한 침체에 따라 일본정부는 경기부양을 위해 공정한 인율이 年 0.5%밖에 안되는 戰後 최저의 금리 정책을 사용하게 되었다.

3.4.9 1995년 4월부터 1996년 12월까지

이 기간 중에는 前 기간 동안의 급격한 달러화의 폭락에 대해서 우려를 표시하고 달러화를 강제로 반전시키기 위하여 각국이 긴밀히 협조한다는 공동 성명을 채택한 1995년 4월 25일 G7의 회의이래, 달러화가 상승세로 반전하여 1996년 12월 달러당 113.81의 수준까지 상승한 것으로 요약된다. 이러한 달러화 강세의 기초적인 요인으로는, 미국 경제가 고성장을 계속하는데 비해서, 일본 경제는 위에서 언급한 버블의 붕괴후 경기 침체로 인해 유례없는 低利率 政策을 취하게 되어, 일본의 공정 할인율이 0.5%까지 인하되는 등 일본의 저이자율 정책으로 인해 美日間 利率 隔差가 확대된 데 있으며, 이자율 격차에 따라 일본으로부터 미국으로 증권 투자가 증가되는데 따라 달러화에 대한 수요가 증대되었기 때문이다.

32). Cargill, Thomas F., Michael M. Hutchison, and Takatoshi Ito (1996) 참조

33). 신한 종합연구소, 「부동산 신화의 붕괴」, (1997), p.12. 참조.

34). Cargill, Thomas F. et al., op. cit., 1996. 참조

<표 17> 美·일간 장기 이자율차

(단위 : %)

년 도	'90.9	'91.5	'92.5	'93.5	'94.5	'95.5	'96.5
이자율차	0.19	1.47	1.89	1.44	3.38	3.38	4.05

註: 장기이자율차는 10년물 미국 국채이자율과 10년물 일본국채이자율의 차이임.

第 IV 章 換率決定理論에 대한 考察

4.1 환율결정이론

환율 결정 이론으로는 고전적인 이론으로 위에서 살펴본 바와 같이 구매력 평가설, 유위험 이자평가설, 국제 수지에 의한 환율 결정 이론 등이 있는데, 이러한 학설들은 물가 수준, 이자율, 국제수지 등 경제 기초 여건에 의하여 환율의 움직임을 설명하려는 시도들이다. 그러나 브레튼 우즈 체제 붕괴로 변동 환율제도로 이행한 이후의 경험을 살펴보면 환율의 급변(volatility), 오버 슈팅(overshooting), 경제 기초 여건에 의한 균형 수준으로부터 장기간 이탈(misalignment) 등의 현상이 나타나고 있어, 위의 고전적인 환율 이론만으로는 설명할 수 없게 되었다. 이러한 현상의 가장 근본적인 이유로는 자본 이동의 자유화와 정보통신 기술의 발전이라고 할 수 있다. 자본 이동의 자유화와 이를 뒷받침하여 주는 정보 통신 기술의 발달은 실물 거래와 관련 없는 자본 거래를 대폭 증가시키게 되었다.³⁵⁾ 이에 따라 환율은

35). 필자들의 추정에 의하면 1995년 현재 세계의 연간 외환 거래량은 실물 거래에 필요한 외환 수요량에 비하여 약 30배 정도인 것으로 추정된다. 年間 외환 거래액에 대한 추정 방법은 BIS의 1일 외환 거래액 추정치를 바탕으로 年間 외환 거래액을 추정하였으며(1년 250일 기준), 年間 실물 거래에 필요한 세계의 외환 수요량은 재화와 용역에 대한 수입과 수출액을 더한 액수로 추정하였다. 1995년의 경우 BIS의 하루 외환 거래량 추정치 약 1조 2천억 달러를 근거하였을 때 세계 외환시장의 연간 거래액은 약 297조 5천억 달러로 추정되며 세계의 연간 외환 거래량은 실제 수요외환 거래량 10조 달러의 30배에 달하는 것으로 추정된다. 이러한 방법에 따라 추정한 세계의 실물 거래에 필요한 외환 수요량은 1986년 4.4조 달러에서 1995년 100.75조 달러로 약 2.5배 증가하였으나 실제 외환 거래량은 1986년 47조 달러에서 296조 달러로 약 6.2배정도 증가하여 실물 거래에 필요한 외환 거래 수요 증가 비율에 비하여 기하급수적으로 외환 거래량이 증가하고 있음을 볼 수 있다.

세계 연간 외환거래액과 연간 실제 외환 수요량

(단위 : 천억달러)

	1986	1989	1992	1995
세계 외환거래액 (1일)	1.88	5.90	8.20	11.90
(년간)	470	1,475	2,050	2,975
년간 실제 외환수요량	40.45	58.72	75.14	100.75

資料: 1일 외환거래액은 IMF. *World Economic Outlook* 1997년 5월. p. 64. 參照. 年間 세계 외환수요량(재화와 용역에 대한 수출 및 수입액)은 IMF. *International Financial Statistics* 各年号 參照.

무역 거래 등의 경상 거래를 뒷받침하기 위한 수요와 공급에 의하여 결정되는 측면보다는 외화를 보유하는데 따르는 예상 수익률에 의하여 보유 외화 구성을 변화시키는 과정에서 나타나는 수요와 공급에 의하여 결정되는 측면이 강해지게 되었다. 이에 따라 1970년대 중반 이후 환율을 국내외 재화의 상대 가격이 아니라 국내외 자산의 상대가격으로 보는 일련의 환율 결정 이론들이 생겨나게 되었는데 이들을 통칭하여 資産市場 接近方法(asset market approach)이라 부른다. 이들에 따르면 환율은 외화 자산 보유에 따른 예상 수익률의 변화에 따라 외화 자산 구성을 달리하는 가운데 자산 시장에서 결정되는 자산가격이라는 것으로서, 주식이나 채권 등의 다른 자산 가격과 마찬가지로 심한 기복을 보이게 된다는 것이다. 여기에서는 이러한 환율결정의 자산 시장 접근 방법 중에서 경험적 추정에 사용할 수 있는 대표적인 몇 가지 모형과 국제 수지 모형에 의하여 논의를 전개하고자 한다.

환율예측을 위해 사용된 모형에 있어서 아직까지도 환율 결정에 있어서 어떤 경제 기초 변수들이 포함되어야 할 것인가에 대해서 경제학자들간에 합의에 이른 것은 없으나 이제까지 관계 문헌에서 자주 논의되어온 여러 가지 자산 시장 접근방법에 의한 모형을 단일한 방정식으로 표현하자면 (7)식과 같이 표현할 수 있겠다.

$$(7) \quad s_t = a_0 + a_1(m_t - m_t^*) + a_2(y_t - y_t^*) + a_3(i_t - i_t^*) + a_4(\pi_t - \pi_t^*) + a_5 Z_t + u_t$$

여기서 ‘*’는 미국의 변수를 표시하며 (7)식에 표현된 변수들에 설명은 다음과 같다.

s_t = 로그를 취한 엔-달러환율(¥/\$)

m_t = 로그를 취한 일본의 통화공급(M1을 사용)

y_t = 로그를 취한 일본의 실질소득(산업생산지수 사용)³⁶⁾

i_t = 일본의 단기 명목 이자율(일본의 경우: 콜이자율, 미국의 경우: 3개월 재무성증권 수익율 사용)

π_t = 일본의 기대 물가상승율(장기 이자율을 대리변수로 사용³⁷⁾)

36). 분기별 자료인 경우에는 보통 실질GDP를 사용한다.

Z_t = 기타 변수

프랭켈Frenkel(1976)과 빌슨Bilson(1978)의 모형(앞으로 FB 모형이라 부르기로 함)은 구매력 평가설이 장기와 단기에 즉각적으로 성립한다는 것을 가정하고 있다. 그러나 돈부시 Dornbusch(1976)와 프랑켈Frankel(1979)모형(앞으로 DF 모형이라 부르기로 함)은 구매력 평가설이 장기에서는 성립하지만 단기에서는 물가의 경직성 때문에 성립하지 않는 것을 허용하고 있다. FB 모형과 DF 모형은 (7)식에 다음과 같은 제약을 두었을 경우에 얻을 수 있다.

FB 모형: $a_1 = 1, a_2 < 0, a_3 > 0, a_4 = a_5 = 0$

DF 모형: $a_1 = 1, a_2 < 0, a_3 < 0, a_4 > 0, a_5 = 0$

또한 자산 시장접근 방법에 의한 모형중 국제 수지를 환율 결정에 도입한 모형으로서 후퍼와 몰튼Hooper and Morton(1982) 모형이 있는데 이는 Z 에 일본과 미국의 누적무역수지를 넣은 것이다. 본 연구에서는 다른 변수를 제외한 상태에서 국제 수지와 환율간의 관계에 주목하기 위하여 후퍼와 몰튼Hooper and Morton 모형은 고려하지 않기로 하고, 그 대신 무역수지와 자본 수지의 효과를 구분한 후술하는 국제 수지 모형을 사용하기로 한다.

위의 자산 시장 접근 방법에 기초한 모형과 더불어 더 고려하고자 하는 두 개의 모형중 첫 번째 모형은 루카스Lucas(1982)의 “2개국 모형”에서 도출되는 환율결정이론이다. 이 모형은 마크Mark(1995), 마크와 최 두열Mark and Choi(1996), 오 정훈과 설 동규Oh and Sul(1995)에 의해서 환율 결정 이론으로서 경험적으로 상당한 설명력을 가지고 있다고 보여진 바 있으며 본고에서도 그대로 사용하고자 한다.³⁷⁾ 루카스Lucas모형에서는 화폐수요함수가 이자율의 함수로 되어 있지 않고 단지 국민소득의 함수로 되어 있다. 더욱이 貨幣優先(cash-in-advance) 제약으로 인해 일국의 물가는 총화폐액 대비 국민소득의 함수로 표시되게 된다. 따라서 구매력평가설이 장기에 정확히 성립하게 된다면 환율의 결정방정식을 (8)식과 다음과 같이 쓸 수 있게 된다.

37). 양국 모두 *OECD Main Economic Indicator*에서 나온 자료를 사용했다. 미국의 경우에는 yields for long-term government bond를 일본의 경우에는 yields for central government bond를 장기금리로 사용했다.

38). Lucas 모형에 의한 환율 결정 방정식 유도는 Lucas(1982) 및 부록(2) 참조.

$$(8) \quad s = (m - m^*) - (y - y^*)$$

위의 모형은 화폐공급과 국민소득의 계수가 1이라는 제약을 가지고 있으며 앞으로 본고에서는 固定係數模型(Fixed Coefficient Model: FX 모형)이라 부르기로 한다.

마지막으로 고려한 모형은 환율이 국제수지에 의해서 결정된다는 유량적 접근방식에 의한 모형이다. 완전한 변동환율제도하에서는 정부의 외환시장개입이 없는 경우 환율은 외환에 대한 수요와 공급에 의해서 결정되게 된다. 외환에 대한 수요는 주로 수입과 자본유출의 경우에, 공급은 수출과 자본유입의 경우에 대부분 발생되므로 환율은 아래의 (9)식과 같이 무역수지와 자본수지의 함수로 표시될 수 있을 것이다.

$$(9) \quad s = f(TB, CB)$$

무역수지는 일반적으로 자국과 타국의 국민소득 및 실질환율의 함수라고 알려져 있다. 반면 자본수지는 근본적으로 실질리자율의 차이에 의한 함수이거나 또는 유위험 이자 차이(uncovered interest arbitrage)의 함수로 알려져 있다. 이러한 가정은 흔히 자본이동이 완전하다면 환율은 무역수지에 의해서 보다는 자본수지에 의해서 결정된다는 것을 의미하게 된다. 아울러 여기서 강조하고 넘어가야 할 것은 무역적자와 자본 수지의 적자는 액수는 같다고 하더라도 환율에 미치는 영향이 다를 수 있다는 것이다. 그 이유는 무역적자는 현재期的 환율 변동에만 영향을 미치는 변수이지만 자본적자가 가지는 의미는 미래의 환율에 대한 기대값이 포함되어 있기 때문에 환율에 미치는 영향은 각기 틀릴 수 있기 때문이다.³⁹⁾ 무사 Mussa(1984)가 주장하듯이 경상수지와 자본수지가 환율에 미치는 효과를 구분하여 자산시장접근방식의 성격을 띤 유동성 접근방식모형에 따라 환율을 표현하자면 다음과 같은 함수로의 표현이 가능하다.

$$(10) \quad s = f(TB(y, y^*), CB(i - i^* - E_s s_{t+1} + s_t))$$

여기에서 함수 $f(\cdot)$ 가 선형이라는 가정을 추가하고, J-커브 효과 등과 같이 환율의 변화와

39). Mussa(1984)는 경상수지는 경제의 근본변수를 포함하고 있고 자본수지는 미래 환율의 기대평가절하율의 정보를 포함하고 있다고 주장을 한다. 그는 경상수지와 자본수지의 균형을 가져다주는 균형환율이 거시경제의 근본변수와 환율의 기대평가절하율의 함수라는 것을 국제수지모형을 통해 보인바 있다.

무역수지의 변화간에는 일정한 시차(본고에서는 3개월로 하였음)가 존재한다는 가정을 추가한다면 우리는 환율을 다음과 같은 선형 관계식으로 표현할 수 있게 된다.

$$(11) \quad s_t = a \sum_{i=1}^3 TB_{t+1-i} + bCB_t$$

여기서 $\sum_{i=1}^3 TB_{t+1-i}$ 는 3개월 단위의 累積貿易收支를 의미하며 CB_t 는 일본의 자본 수지를 의미한다. 여기서 a와 b는 음수이게 된다. 만일 $b = 0$ 이 되면 (11)식은 통상적으로 알려진 國際收支에 의한 환율 決定 理論(popular view of balance of payments)이 된다. 이러한 통상적으로 알려진 國際收支에 의한 환율 결정이론은 70년대 중반부터 환율의 움직임에 대해서 설명력이 별로 없는 견해로 간주되어 왔는데, 그 이유는 앞서 언급한 바와 같이 현실적으로 외환에 대한 수요와 공급의 규모에 있어서, 자본거래에 따라 발생하는 외환 거래 규모가 무역거래에 따른 외환거래 규모에 비해 몇십배에 이르게 됨에 따라 무역수지와 주요 환율 변화간에 괴리를 보이게 되었기 때문이었다. 그러나 엔달러 환율의 경우에는 <그림 8>에서 이미 보인바와 같이 3개월 단위 일본의 누적 무역수지와 엔달러 환율의 움직임이 아직 높은 상관계수를 유지하고 있고, 일본의 무역 수지 흑자의 발표가 외환 시장 참가자들에게 일종의 信號效果(signaling effect)를 가지고 있는 현실을 감안하여 일본의 3개월 단위 누적 무역 수지와 자본 수지를 함께 포함하여 (11)식으로 모형화하게 되었다. 이와 같이 도출된 식(11)에 의한 모형을 본 연구에서는 國際收支 模型(Balance of Payment Model: BP 모형)이라고 부르기로 한다.

이상 설명한 4개의 환율 결정 모형을 기반으로 하여 아래에서는 서로 다른 환율동학에 따라 미래의 환율을 예측하고자 한다.

4.2 換率 動學 模型에 대한 설명

지금까지 경제이론에 바탕을 둔 환율결정모형을 이용하여 예측을 하는 경우에 고려할 수 있는 환율 동학으로는 다음 세 가지를 들 수 있다.

$$(12) \text{ 차분방정식: } s_{t+1} - s_t = a(x_{t+1} - x_t) + u_t$$

(13) 오차수정모형: $s_{t+1} - s_t = a(x_t - x_{t-1}) + b(s_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + u_t$

(14) 장기균형회귀: $s_{t+1} - s_t = b(s_t - \gamma x_t) + u_t$

여기서 x_t 는 경제이론에 의한 基礎變數(fundamentals)들이다. 예를 들면 FB 모형의 경우 x_t 는 통화공급, 실질소득 그리고 이자율이라고 할 수 있다. 위의 세 가지 환율 동학은 모두 균형 환율은 경제 기초변수에 의하여 결정된다는 생각을 모형의 전제로 하고 있다.

본고에서는 환율과 경제 기초 변수는 모두 單位根(unit root)을 하나씩 가진 非正常的(non stationary)인 시계열이라고 가정하였으며 사용된 시계열에 대한 별도의 정상적 검정은 생략하였다. 그 이유로는 만일 환율과 경제 기초 변수 어느 한 편이 正常的(stationary)인 시계열이고 다른 한편이 비정상적인 시계열이라면 $\bar{\gamma}$ 를 구하기 위하여 s_t 를 x_t 에 회귀 분석하는 것은 불균형한 회귀 분석(unbalanced regression)으로서 무의미한 회귀분석이 될 것이며, 의미없는 계수 추정치 $\bar{\gamma}$ 를 기초로 예측한 결과는 임의 보행에 의한 예측보다 열등하게 나올 것이다. 따라서 개별 시계열에 대해서 정상성 검정을 하기보다는 최종 예측 결과로서 모형의 적합성 여부를 판단하고자 하였기 때문이다.

오차수정모형이나 장기균형회귀 모형은 경제 기초 변수 x_t 와 환율이 공적분 관계에 있다는 가정에 기초하고 있다. 즉 경제 기초 변수와 환율간에 공적분이 존재한다는 가정아래 오차수정모형이나 장기 균형회귀 모형을 사용하게 된다. 차분방정식의 경우에는 경제 기초 변수와 환율간에 공적분이 성립되는지 여부와 무관하게 사용될 수 있다.⁴⁰⁾

오차수정모형의 정확한 형태는 식(13)과 같지는 않다. 그러나 맥도날드와 테일러MacDonald and Taylor(1995)와 친과 미즈Chinn and Meese(1995)는 식(13)의 형태와 같은 방정식을 수정된 오차수정모형이라 부르고 있다. 그들이 식(13)의 방정식을 오차수정모형이라 부르는 이유는 환율의 변동이 경제변수들의 변동과 단기에 발생하는 균형오차의 수정에 의해서 이루어

40. 그 이유로는 차분방정식 모형에서 환율과 경제 근본 변수간에 공적분이 안되어 있다 하더라도 1차 차분함에 따라 오차항의 단위근이 제거되기 때문에 의미있는 회귀분석을 할 수 있기 때문이다. 또한 차분방정식의 의미를 “換率의 平價切下率의 움직임 ($s_{t+1} - s_t$)은 경제 근본 변수들의 성장률이나 증가율 ($x_{t+1} - x_t$)에 의해 결정된다”는 상대적 구매력 평가설을 의미하는 것으로 해석할 수 있기 때문이다.

어진다는 데 있다. 즉 (13)식의 오른쪽 두 번째 항이 바로 오차 수정항이며 이때 γ 는 공적분 벡터이다. 경험론적으로 볼 때 환율결정모형식이 장기적으로 안정적인가에 대해서는 많은 의문이 제기되고 있다. 맥도날드와 테일러MacDonald and Taylor (1995)는 조한센과 주셀리우스Johansen and Juselius (1990)의 공적분 검증방법을 이용하여 검증한 결과 환율결정모형이 장기적으로 안정적이라고 주장하였다. 그러나 오 정훈과 설 동규Oh and Sul(1995)은 오차항에 근거한 공적분 검증(residual based tests)결과 환율결정모형이 장기적으로 안정적이지 못하다고 주장을 하고 있다. 결국 환율결정모형이 안정적인가에 대한 결론은 아직까지 내려지지 않은 상태이다.

장기균형 회귀 모형은 최근 많이 사용되고 있는 경제 변수에 대한 동학모형이다. 이 모형은 주가나 환율등의 자산가격은 자산가격에 영향 주는 변수들과 當期보다는 몇 期에 걸친 자산가격의 움직임간의 관계를 추정하는 것이 보다 더 정확한 예측을 가능하게 한다는 것이다. 예를 들어 이번 期에 주가 등의 자산 가격이 주식에 대한 배당 등 경제 기초 변수에 의해 결정되는 基礎價値(fundamental value)보다 낮게 설정되어 있다면 자산 가격은 그 다음 기 부터는 근본 가치를 향해 상승할 가능성이 높을 것이고, 그렇다면 당기의 배당 등의 경제 기초 변수와 몇 기에 걸친 주가 등의 관계를 추정하는 것이 미래의 자산 가격 예측에 있어서 보다 정확한 결과를 가져올 것이라는 점이다. 이것이 자산에 대한 수익 예측은 당기의 자산 가치로 예측하는 것보다는 몇 기간에 걸쳐서 예측하는 것이 예측 가능성을 높인다는 주장의 근거이며, 장기 균형 회귀모형에서 종속 변수는 당기의 수익이 아니라 몇 개의 기간에 걸친 수익이 된다.⁴¹⁾

장기 균형회귀 모형을 환율에 적용하여 보면 t 기의 환율, 경제 기초 변수에 의한 환율, 경제 기초 변수로부터 피리된 환율 부분을 각각 s_t, f_t, z_t 라 하였을 때 미래의 환율의 움직임 $(s_{t+k} - s_t)$ 와 실제 환율의 경제 기초 변수에 의한 환율로부터의 피리 z_t 와의 관계를 다음과 같이 표현할 수 있다.

41). 이러한 장기 균형 회귀 방법을 이용한 연구로는 Fama and French(1988)가 있는데 이들은 몇 기에 걸친 주식투자에서 오는 수익과 주식 배당을 회귀분석하였으며, Mishikin(1990)은 인플레이션율과 이자율의 기간별 구조를 회귀분석하였다. 또한 Mark(1995)와 Mark and Choi(1996)는 이러한 장기 균형회귀 분석을 명목 환율과 실질환율의 변화의 설명에 적용하였다.

$$(15) \quad s_{t+k} - s_t = a_{L,k} z_t + u_{t+k,k} \cdot \quad \text{단, } z_t \equiv f_t - s_t$$

구체적으로 식(15)는 k 기 동안의 환율 변화 ($s_{t+k} - s_t$)를 경제 기초 변수에 의한 환율로부터의 일탈 부분(z_t)에 투사(projection)한 것으로 볼 수 있다. 이 식(15)가 의미하는 바를 보기로 한다. 현행 환율 s_t 가 경제 기초 변수에 의한 환율 f_t 보다 낮다면 f_t 로부터의 괴리를 나타내는 z_t 는 陽의 값을 가지게 될 것이고, t 기 이후에 환율 s_{t+k} 는 f_t 를 향하여 상승하게 될 것이며, 따라서 식(15)의 $a_{L,k}$ 는 陽의 값을 가지게 될 것이다. 반대로 만일 현재의 환율이 경제 기초 변수에 의한 환율보다 높다면 z_t 는 陰의 값을 가지게 될 것이고, 이는 미래의 환율 s_{t+k} 를 f_t 로 향하여 낮추는 역할을 하게 될 것이다. 여기서 $a_{L,k}$ 가 양의 값을 가진다면 이는 환율이 경제 기초 변수에 의한 환율로 회귀하는 성향을 나타내는 것으로 해석할 수 있다.⁴²⁾

앞에서 살펴본 네 가지 경제모형중 고정 계수모형을 제외한 FB, DF 과 BOP 모형은 모두 위의 세 가지 환율 동학 모형, 즉 차분방정식, 오차수정모형 그리고 장기균형회귀에서 모두 사용될 수 있다. 다만 고정계수모형의 경우는 장기균형회귀에서만 예측이 가능하다. 이상의 환율 결정 모형과 환율 동학 모형에 의하여 어떤 동학 모형과 어떤 환율 결정 모형이 가장 좋은 예측결과를 나타내는지를 추정해보고자 한다.

42). 식 (5)에 있어서 k 가 커짐에 따라 $a_{L,k}$ 의 陽의 값이 커지는 것을 단순하게 시간이 지남에 따라 경제 근본 변수로부터 일탈한 환율이 경제 근본 변수로 회귀하는 성향이 커진다고 해석하기에는 계량경제학상의 문제점을 가지고 있다. 즉 식(5)에서 z_t 는 확률 변수이면서 내생적 변수의 성격을 가지고 있는데, 이에 따라 z_t 는 오차항 $u_{t+k,k}$ 와 비록 현재는 시계열 상관성이 되어있지 않더라도 과거 시차항과는 시계열 상관되게 된다. 이에 따라 z_t 의 계수 $a_{L,k}$ 에 대한 최소자승 추정치는 제한된 작은 표본(small sample)에서는 偏倚를 가지게 되며, 이러한 偏倚에 있어서 표본 수가 작을수록 또한 z_t 가 스스로의 과거치와 강하게 시계열 상관되어 있을수록 커지게 된다. 이러한 偏倚에 따라 $\bar{a}_{L,k}$ 의 값이 k 의 증가에 따라 커질 수가 있다. 따라서 가설 검정시 환율이 실제로는 경제 기초 변수에 의한 환율로 회귀하는 성향이 없는데도 있는 것처럼 가설을 기각하는 경우가 생길 수 있다. 자세한 내용은 Nelson and Kim (1993) 참조.

4.3 예측방법의 비교

위의 세 가지 환율 동학 모형을 사용하여 미래의 환율을 어떻게 예측할 수 있는가를 알아보자. 우선 예측을 시작하는 시점을 T_0 이라고 표시하자. 장기균형회귀의 경우에는 $t+k$ 기와 t 기의 환율의 차이가 t 기의 장기균형오차와 어떤 관계를 가지는가를 알아본 후 환율 예측을 할 수 있다. 즉 標本外豫測法(out-of-sample forecast)을 시행하기 전에 우리는 다음의 식에서 계수값인 $a_{L,k}$ 을 추정해야 한다.

$$(16) \quad s_{t+k} - s_t = a_{L,k}(s_t - \gamma x_t) + u_{t+k,k}$$

단, $t = 1, 2, \dots, T_0$ and $t+k = T_0$

임의보행모형과 환율결정모형간의 예측력을 비교하는데 있어 장기균형회귀방법이 다른 계량 모형에 비해 월등히 좋은 점은 미래의 실제 관측치를 사용하지 않고 오직 과거의 관측치에만 의존한다는 점이다. 즉 T_0+k 期の 환율을 예측하고자 하는 경우에는 다음과 같은 방식에 의해서 예측이 진행되게 된다. 먼저 식 (16)에서 T_0 期까지의 자료를 이용 회귀분석하여 경제 기초 변수 x_t 와 환율간의 관계를 나타내는 계수 $\bar{\gamma}$ 를 구한다. $\bar{\gamma}$ 를 이용하여 현재 환율 s_{T_0} 와 T_0 期에 있어서의 경제 기초 변수에 의한 추정 환율 $\bar{\gamma}x_{T_0}$ 을 구한다. 양자간의 차이는 실제 환율과 경제 기초 변수에 의한 환율의 괴리를 나타낸다. 다음으로 역시 T_0 期까지의 자료를 이용 회귀분석하여 $\bar{a}_{L,k}$ 를 구한다. 이는 먼저 $\bar{\gamma}$ 를 구한 다음 $\bar{a}_{L,k}$ 를 구한다는 의미에서 2단계 추정 방식이라고 할 수 있다. 다음으로 구하여진 $\bar{a}_{L,k}$ 와 T_0 期の 실제 환율 s_{T_0} 를 이용하면 식 (17)에 의하여 T_0+k 기의 미래 환율 \bar{s}_{T_0+k} 를 구할 수 있게 된다.

$$(17) \quad \bar{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_{L,k}(s_{T_0} - \bar{\gamma}x_{T_0})$$

이상과 같이 식 (17)에 의하여 T_0+k 기의 환율 예측치 \bar{s}_{T_0+k} 을 미래의 실제변수를 사용하지 않고 T_0 期까지의 정보만으로도 예측할 수 있게 된다.

장기균형회귀와는 달리 차분방정식과 변형된 오차수정모형의 경우에는 미래의 환율을 예측하기 위해서 미래의 경제변수를 예측해야 하는 불편함이 따른다. 흔히 이런 경우 미래의 경제변수의 예측치를 사용하여 미래의 환율을 예측하지 않고 보통 실제 실현된(ex-post) 미래의 경제변수를 사용하게 된다. 차분방정식의 경우에는 다음과 같은 두 가지 방법에 의해서 미래의 환율을 예측할 수 있다.

$$(18) \quad s_{t+k} - s_t = a_k(x_{t+k} - x_t) + u_{t+k}$$

$$(19) \quad s_{t+1} - s_t = a_1(x_{t+1} - x_t) + u_{t+1}$$

식(18)과 식(19)는 서로 다른 방정식으로 식(18)은 t+k기와 t기의 환율의 변동은 같은기간의 경제변수들의 변동에 의해서 설명될 수 있다는 것이다. 이 식을 이용하여 환율의 변동을 추정할 수 있다.

$$(18') \quad \bar{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_k(x_{T_0+k} - x_{T_0})$$

반면 식(19)를 이용하여 t+k기와 t기의 환율의 변동을 예측하기 위해서는 다음과 같은 과정을 거쳐야 한다.

$$\bar{s}_{T_0+1} - s_{T_0} = \bar{a}_1(\bar{x}_{T_0+1} - x_{T_0})$$

$$\bar{s}_{T_0+2} - \bar{s}_{T_0+1} = \bar{a}_1(\bar{x}_{T_0+2} - \bar{x}_{T_0+1})$$

...

$$\bar{s}_{T_0+k} - \bar{s}_{T_0+k-1} = \bar{a}_1(\bar{x}_{T_0+k} - \bar{x}_{T_0+k-1})$$

위의 식을 합하면 다음과 같은 예측식을 도출할 수 있다.

$$(20) \quad \bar{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_1(\bar{x}_{T_0+k} - x_{T_0})$$

따라서 식(18')과 (20)을 비교하면 단지 경제변수들 앞에 있는 계수만이 차이가 난다. 그러나 엄밀하게 말하면 식(18')은 1차 차분방정식에 근거한 예측이 아니다. 우리는 본 연구에서 식

(20)을 사용하기로 한다.

오차 수정 모형도 모형의 기본 전제가 前期에 있어서 실제 환율이 경제 기초 변수로부터 이탈하였다면 그 괴리된 부분은 이번 期부터의 실제 환율의 움직임에 영향을 준다는 측면에서 장기 균형 회귀모형과 발상을 같이하고 있다. 오차수정모형을 이용하여 예측을 하는 경우에는 위의 두 모형보다 매우 복잡하다. 오차수정모형의 경우에는 예측기간이 2개월 (two-month horizon)이상의 경우 豫測方法(forecasting rule)이 정의되기가 쉽지 않다. 그 이유는 다음과 같다.

$$s_{t+1} - s_t = a(x_t - x_{t-1}) + b(s_{t-1} - \gamma x_{t-1})$$

$$s_{t+2} - s_{t+1} = a(x_{t+1} - x_t) + b(s_t - \gamma x_t)$$

위의 두 방정식의 합은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$s_{t+2} - s_t = a(x_{t+1} - x_{t-1}) + b\{(s_{t-1} - \gamma x_{t-1}) + (s_t - \gamma x_t)\}$$

따라서 2기까지는 과거와 현재의 환율변수를 사용해도 추정이 가능하다. 그러나 3기부터는 x 에 대한 실제 관측치를 사용한다고 해도 s_{t+1} 에 대한 추정치를 구해야 한다. 만일 s_{t+1} 에 대한 예측치를 사용하는 경우에 $t+k$ 기의 예측치는 k 기까지의 예측오차를 포함하게 되어 실제 실현된 경제변수를 사용한다 하더라도 예측력이 매우 떨어지게 된다⁴³⁾. 따라서 오차수정모형을 이용해 예측을 하기 위해서는 다음과 같이 오차수정모형을 변형시킬 필요가 있다.

$$(21) \quad s_{T_0+k} - s_{T_0} = a_k(x_{T_0+k-1} - x_{T_0-1}) + b_k(s_{T_0-1} - \gamma x_{T_0-1}) + u_{T_0+k}$$

43). 예를 들어 4개월 뒤의 환율을 예측하기 위해서는 2개월 과 1개월 후의 미래 오차수정항에 대한 예측치가 필요하게 된다. 즉 미래 오차수정항을 계산하기 위해서는 미래의 환율에 대한 예측치와 미래의 근본변수에 대한 예측치가 필요하게 된다. 미래의 근본변수에 대한 예측치를 구하는 대신 실제치를 사용하는 것이 일반적이어서 별 문제는 없지만 미래의 환율에 대한 기대치는 실제치로 사용할 수가 없다. 이론적으로는 2개월 후의 환율예측치는 현재기의 오차에 의해 계산가능하고 3개월 후의 환율예측치는 1개월 후의 환율예측치에 의해 계산 가능하므로 계산된 환율예측치를 사용하면 된다. 그러나 이런 방법은 결국 k 개월 후의 환율예측치는 k 기부터 1기까지의 모든 예측오차를 누적적으로 포함하게 되어 좋은 결과를 가져올 수가 없다.

이 모형이 의미하는 바는 t기에서 t+k기사이의 환율의 변동은 t-1기의 균형오차와 t+k-1과 t-1기 사이의 경제변수들의 변동에 의해서 설명 가능하다는 것이다. 따라서 위와 같은 오차 수정모형과 비슷한 유형의 모형을 통해 환율의 예측을 할 수 있게 된다. 즉

$$(22) \quad \dot{s}_{t+k} = s_t + \bar{a}_k(\bar{x}_{t+k-1} - x_{t-1}) + \bar{b}_k(s_{t-1} - \gamma x_{t-1})$$

그러나 이 경우에도 경제변수에 대한 실제 실현된 관측치를 사용해야 되는 단점이 있게 된다. 그렇다면 지금까지 살펴본 세 가지 방법의 예측식을 서로 비교해 보도록 하자.

$$(17) \quad \dot{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_{L,k}(s_{T_0} - \bar{\gamma}x_{T_0})$$

$$(18) \quad \dot{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_k(x_{T_0+k} - x_{T_0})$$

$$(20) \quad \dot{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_1(x_{T_0+k} - x_{T_0})$$

$$(22) \quad \dot{s}_{T_0+k} = s_{T_0} + \bar{a}_k(x_{T_0+k-1} - x_{T_0-1}) + \bar{b}_k(s_{T_0-1} - \gamma x_{T_0-1})$$

세 가지 방법 모두 동일한 점은 t+k기의 환율의 예측치는 현재기의 환율에 어떤 값을 더한 형태라는 점이다. 따라서 실제 t+k기의 환율과 예측치와의 차이는 다음과 같이 표현 될 수 있다.

$$(23) \quad s_{T_0+k} - \dot{s}_{T_0+k} = s_{T_0+k} - s_{T_0} - Y$$

즉 경제모형에 의한 예측오차 ($s_{T_0+k} - \dot{s}_{T_0+k}$)는 k기간동안의 임의보행모형의 예측오차 ($s_{T_0+k} - s_{T_0}$)에다가 Y라는 오차를 뺀 것에 해당된다. 따라서 Y가 만일 음수이라면 경제모형에 의한 예측오차는 임의보행의 예측오차 보다 작아지게 된다. 장기균형회귀의 경우에는 단지 Y가 현재기의 균형오차의 함수가 되며, 차분방정식의 경우에는 Y가 미래의 경제변수와 현재의 경제변수들간의 차이의 함수가 된다. 마지막으로 오차수정모형에서는 Y가 바로 전기의 균형오차와 예측하고자 하는 미래의 바로 전기와 현재의 바로 전기의 경제변수들의 차이의 함수가 된다. 결국 환율의 동학이 어떤 방식에 의해서 결정되는가에 따라 환율의 예측방법은 서로 상이하게 된다.

4.4 예측력을 측정하기 위한 방법

일반적으로 예측력을 측정하기 위해서는 ME(mean error), AME(absolute mean error) 그리고 RMSE(root mean square error) 등의 측정방법이 쓰이고 있다. RMSE는 $F(t)$ 와 $A(t)$ 를 각각 t 기에 있어서의 예측치와 실제치라고 하고, N 을 전체 예측치의 갯수라고 하였을 때 다음과 같이 정의된다.

$$(24) \quad RMSE = \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \{F(t) - A(t)\}^2 \right]^{1/2}$$

RMSE 값이 높게 나온다는 것은 예측치와 실제치간에 괴리가 크다는 것을 의미한다. 통상적으로 예측 능력을 평가하는 기준으로서 RMSE의 절대적인 크기를 비교하거나 아니면 아래와 같이 경제 모형에 의한 예측치의 $RMSE_m$ 과 임의 보행 모형의 $RMSE_{r.w}$ 와 비교한 타일Theil의 U 통계량을 사용한다.

$$(25) \quad U = \frac{RMSE_m}{RMSE_{r.w}}$$

타일Theil의 U 통계량이 1보다 작을 경우에는 경제 모형에 의한 예측이 임의 보행 모형에 의한 예측보다 우수한 예측치를 보여준다는 것을 의미한다.

다음으로 예측력을 비교하는 통계량으로 개발된 것으로 디볼드와 마리아노Diebold and Mariano 통계량(이하 DM통계량이라 부르고자 함)이 있다. 본고에서 사용한 DM 통계량은 경제 모형에 의한 예측이나 임의 보행 모형에 의한 예측이나 예측력이 동일하다는 귀무가설을 검정하기 위한 목적으로 설계된 통계량이다. DM은 만약 경제 모형에 의한 표본외예측이 임의보행보다 정확하다면 陽의 값으로 나타나고, 반대의 결과가 일어난다면 陰으로 나타나는데 임의 보행보다 경제모형에 의한 예측치가 정확할수록 값이 크게 나타나 예측에 별 차이가 없다는 귀무가설을 기각하게 된다. 디볼드와 마리아노Diebold and Mariano는 DM통계량이 점근적으로 $N(0, 1)$ 분포를 한다는 것을 보인 바 있어 대규모 표본에서는 가설 검정이 용이하지만 소규모 표본에서는 DM통계량의 분포를 알아내기 위한 작업이 수반되어야 한다.⁴⁴⁾

그밖에 예측력을 측정하기 위한 방법으로서 선물환 투기에 의한 수익을 비교하는 방법이 있으나,⁴⁵⁾ 1년 이상의 선물 환율에 대한 고시가 없음에 따라 1년 이상의 구간을 놓고 예측하는 것을 목표로 하는 본고에서는 고려대상에서 제외하기로 한다. 본 연구에는 주로 RMSE를 사용한 타일Theil의 U 통계량으로 예측 능력을 비교하기로 하며 U통계량 외에 DM 통계량을 예측 능력 비교를 위한 보조 지표로 활용하고자 한다.

4.5 標本外 豫測方法

환율의 표본외 예측(out-of-sample forecast) 방법으로는 反復回歸推定方法(rolling regression)을 이용하였다. 반복회귀추정방법에는 두 가지가 있는데 첫 번째는 標本數를 일정하게 정한 뒤 회귀방정식을 반복 추정하는 방식이다. 예를 들어 월별 자료로 예측한다면 1981년 1월의 환율의 예측을 위해 1965년 1월부터 1980년 12월의 자료를 이용하여 회귀방정식을 추정한 뒤 그 추정계수에 근거하여 1981년 1월의 환율을 예측하고, 1981년 2월의 환율을 예측하기 위해서는 1965년 2월부터 1981년 1월까지의 표본을 사용하는 방법이다. 다른 방법은 표본수를 계속 늘려가면서 회귀방정식을 예측하는 방법이다. 예를 들어 1981년 1월의 환율을 예측하기 위하여 1965년 1월부터 1980년 12월까지의 표본을 사용하였다면 1981년 2월의 환율예측을 위해서는 1965년 1월부터 1981년 1월까지의 자료를 사용하여 표본수를 계속 늘려 가는 것을 말한다. 본고에서 반복회귀추정을 하는 방식은 표본수를 계속 늘려가면서 회귀방정식을 예측하는 후자의 방식을 선택하였다.

반복회귀추정방법을 구체적으로 설명하자면 아래의 식(26)에 있어서 먼저 t기까지의 표본을 이용하여 $\bar{a}_{k,t}$ 와 $\bar{\gamma}_t$ 를 구한다. 이때 최종적으로 사용된 표본은 $(s_t - s_{t-k}, s_{t-k} - \bar{\gamma}_{t-1}x_{t-k})$ 가 된다. 이렇게 구하여진 $\bar{a}_{k,t}$ 와 $\bar{\gamma}_t$ 를 이용하여, 미래에 대한 예측치를 식 (26)을 이용하여 다음과 같이 구한다.

$$(26) \quad \hat{s}_{t+k} = s_t + \bar{a}_{k,t}(s_t - \bar{\gamma}_t x_t)$$

44). DM 통계량 (Diebold와 Mariano Test Statistic)의 설계 방법에 대해서는 <부록 1> 또는 Diebold and Mariano(1993) 참조.

45). Elliott and Ito (1995) 참조.

이러한 절차를 $t = t_0$ 부터 $t_0 + 1, t_0 + 2, \dots, T - k$ 까지 차례로 표본수를 늘려가면서 예측하게 되면 전체 T 까지의 표본에서 예측치를 구할 수 있다.

第 V 章 豫測 結果

본 장의 목표는 어떠한 경제모형과 어떠한 환율 동학을 사용한 예측이 가장 좋은 예측 결과를 가져오는가를 찾아내고 이러한 모형과 환율 동학에 따라 실제로 미래의 환율을 예측해보는 작업이다.

5.1 모형별 예측력 비교

우선 장기의 환율 예측은 대체로 어떤 환율 결정 모형, 어떤 환율 동학 모형이 좋은 예측치를 보여주는가를 파악하기 위하여 前章에서 언급한 예측력 비교 방법에 따라 환율결정 모형별, 환율 동학별 예측력을 비교하였다. 그 결과 환율의 예측력은 예측을 위하여 사용한 환율 결정 모형, 환율 동학, 예측 구간뿐만 아니라 사용한 자료의 시기와 예측 시작 시점 등에 따라 서로 상이함을 볼 수 있었다. 예를 들어 동일한 경제모형과 계량방법을 사용하더라도 예측 시작 시점이 상이하거나 예측을 위해 사용된 자료의 기간이 상이한 경우에는 상이한 결과가 나왔다.

여러 가지 경우에 따라 예측력 측정 결과가 상이하기 때문에 결과를 모두 보고할 수는 없으나 다만 대체적인 경향을 파악할 수 있는 두 가지 예측 결과를 보고하고자 한다. 첫 번째 결과는 1965년 1월부터 1993년 12월까지로 고정환율제의 기간을 포함시켰고 두 번째 결과는 1974년 1월부터 1991년 12월까지로 표본 기간을 설정하였다.⁴⁶⁾ <표 18>과 <표 19>는 예측 구간(horizon)이 1년에서 4년까지인 환율예측의 결과가 사용된 표본 기간에 따라 어떻게 변화하는지를 보고한 것이다. <표 18>은 65년부터 93년까지의 전체표본 기간중 환율 예측은 1981년 1월부터 시작하여 1993년 12월까지 시행한 경우이며, <표 19>는 1974년부터 1991년까지의 전체 표본 기간중 예측은 1981년 1월부터 시작하여 1991년 12월까지 예측한 경우이다. 각 표의 첫 번째 행은 예측 구간을 나타내며, 단위는 個月이다. 두 번째 행은 임의보행

46). 本敲와 유사한 예측을 한 Chinn and Meese (1995)의 예측 기간은 1973년 9월부터 1990년 12월까지로 본敲의 두 번째 기간과 대부분 중복된다.

모형의 RMSE를 나타내고 있으며 세 번째 행부터는 타일Theil의 U-통계량을 나타낸다. 타일Theil의 U-통계량 옆에 있는 괄호안의 값은 디볼드와 마리아노Diebold and Mariano(1993)의 DM통계량값이다.

<표 18>과 <표 19>를 통해서 다음의 3 가지 주목할 만한 점을 찾을 수 있다. 첫째로 장기로 갈수록 임의보행모형에 비해 경제모형이 좋은 예측력을 보이고 있다는 점이다.⁴⁷⁾ 물론 몇 개의 모형에서는 중기에 있어서도 경제 모형에 의한 예측이 임의보행모형 보다 좋다는 결과를 제시하지 못하고는 있지만, 48개월의 경우에는 모두 경제 모형에 의한 예측이 임의보행모형에 의한 예측보다 좋다는 결과를 보여주고 있다. 이는 장기적인 환율예측에 있어서 경제이론에 의한 환율 결정 모형이 유용하다는 것을 의미한다고 하겠다. 둘째로 주목할 만한 점은 장기균형회귀 모형의 경우가 보편적으로 여타의 환율 동학모형보다 좋은 예측결과를 가져온다는 점이다. 즉 예측구간(horizon) 4년을 기준으로 보면 장기균형회귀의 방법을 사용하는 경우에 다른 두 가지 환율 동학 모형에 비해 가장 낮은 타일Theil의 U-통계량 값을 보여주고 있다. 이러한 결과는 환율 동학 모형에 있어서는 장기 균형 회귀에 의한 환율 동학 모형이 다른 환율 동학 모형보다 우월하다는 것을 나타낸다고 하겠다. 셋째로 주목할 만한 점은 장기 균형회귀 모형에 사용된 환율 결정 모형중에서 FX 모형과 BP 모형이 비교적 좋은 예측을 하고 있다는 점이다.

<표 18> 엔달러 환율 장기 예측 결과

전체자료 (65.01-93.12), 예측기간(81:01-93.12)

예측구간(Horizon)	18	24	30	36	48	
임의보행의 RMSE	15.20	17.20	19.66	22.98	29.43	
	FB	1.00 (0.31)	0.98 (0.80)	1.00 (0.69)	0.94 (1.12)	0.88 (1.52)
차분방정식	DF	0.99 (0.32)	0.97 (0.82)	0.99 (0.70)	0.94 (1.12)	0.88 (1.51)
	BP	0.99 (0.03)	1.00(-0.17)	1.00(-0.36)	1.00(-0.49)	1.00 (0.04)
	FB	1.04 (0.06)	1.02 (0.45)	1.03 (0.40)	0.98 (0.86)	0.90 (1.33)

47. 장기로 갈수록 경제모형에 의한 예측이 임의 보행에 의한 예측보다 우월한 예측치를 보여 준다는 점은 Mark(1995)와 Mark and Choi(1996)에서도 지적된 바 있다.

오차수정모형	DF	1.04 (0.07)	1.02 (0.46)	1.03 (0.41)	0.97 (0.88)	0.89 (1.38)
	BP	1.00 (0.82)	0.99 (1.31)	0.99 (1.15)	0.99 (1.36)	0.99 (1.34)
장기회귀모형	FB	0.96 (0.94)	0.93 (1.37)	0.93 (1.53)	0.89 (2.05)	0.79 (2.13)
	DF	0.97 (0.85)	0.94 (1.32)	0.94 (1.54)	0.88 (2.25)	0.77 (2.22)
	BP	0.94 (1.07)	0.95 (1.41)	0.97 (1.22)	0.96 (1.36)	0.85 (1.68)
	FX	0.96 (0.86)	0.96 (1.35)	0.97 (1.21)	0.96 (1.33)	0.87 (1.65)
예측치수		137.00	131.00	125.00	119.00	107.00

<표 19> 엔달러 환율 장기 예측 결과

전체자료(74.01-91.12) 예측기간(81.01-91.12)

예측기간(Horizon)	18	24	30	36	48	
임의보행의 RMSE	4.69	7.00	9.95	13.29	18.85	
차분방정식	FB	0.92 (0.71)	0.92 (0.73)	0.91(0.95)	0.89(1.08)	0.90(1.43)
	DF	0.91 (0.87)	0.91 (0.85)	0.90(1.06)	0.89(1.12)	0.91(1.27)
	BP	0.92 (1.21)	0.91 (1.39)	0.89(1.58)	0.89(1.66)	0.89(1.88)
오차수정모형	FB	0.91 (0.76)	0.90 (0.85)	0.89(1.12)	0.87(1.27)	0.88(1.56)
	DF	0.92 (0.57)	0.91 (0.66)	0.89(0.92)	0.87(1.19)	0.87(1.87)
	BP	0.92 (0.89)	0.92 (0.97)	0.92(1.15)	0.92(1.16)	0.95(1.12)
장기균형회귀	FB	1.02(-0.16)	0.98 (0.11)	0.92(0.50)	0.87(0.57)	0.75(1.20)
	DF	1.01(-0.09)	0.97 (0.15)	0.91(0.49)	0.87(0.55)	0.72(1.26)
	BP	0.91 (0.94)	0.85 (1.33)	0.78(1.54)	0.72(1.59)	0.65(2.66)
	FX	0.87 (1.03)	0.80 (1.39)	0.73(1.44)	0.67(1.39)	0.56(2.37)

예측수	93	87	81	75	63
-----	----	----	----	----	----

註: FB=Frenkel and Bilson 模型, DF=Dornbusch and Frankel 模型, BP=國際收支模型, FX=固定係數模型을 의미한다.

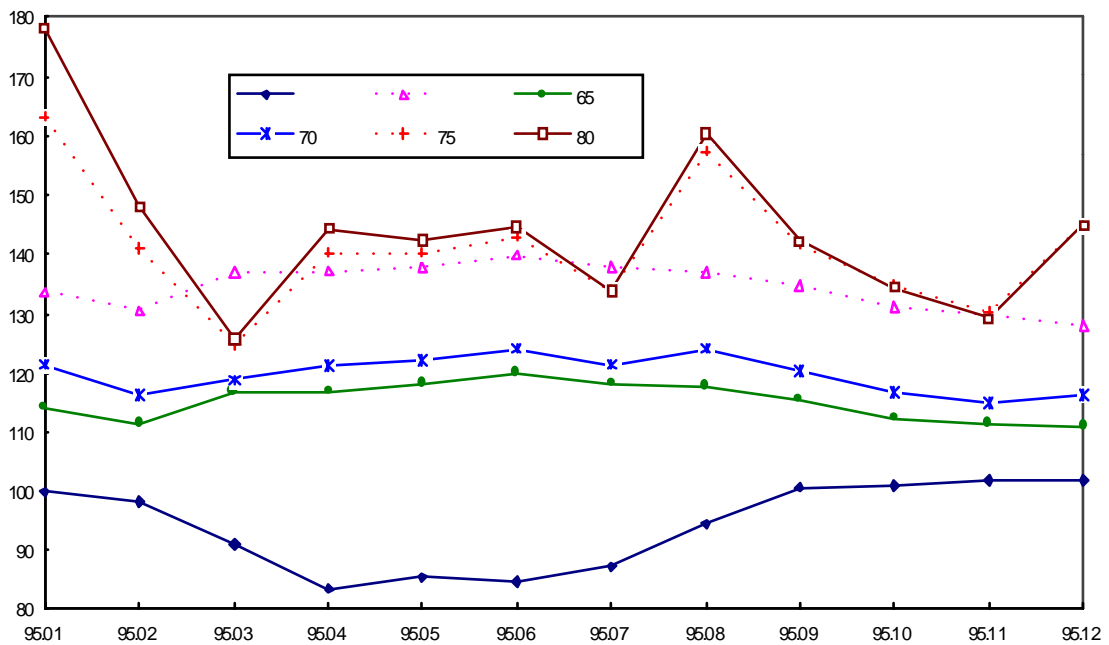
이미 앞서서도 언급한 바와 같이 차분방정식이나 오차수정모형의 경우 표본외 예측을 위해서는 미래 경제 기초변수의 예측치의 값을 추정해야 한다. 이 경우 환율 예측시에는 미래 경제 기초 변수의 예측치를 사용하는 대신 완전한 예견(perfect foresight)이 가능하다는 전제아래 미래 경제 기초 변수에 대한 예측치로 이미 실현된 경제 기초 변수의 값을 사용하고 있다. 이에 비하여 장기균형회귀의 경우에는 미래의 환율을 예측하는 데에 있어 미래의 정보를 사용하지 않는다. 무엇보다도 장기 균형회귀 환율 동학 모형에 의한 미래환율 예측에 있어서는 미래 경제 기초 변수에 대한 예측치를 필요로 하지 않는데, 그럼에도 불구하고 여타의 환율 동학 모형보다 장기에 있어서 우월한 예측력을 보이고 있다.

따라서 본敲에서는 환율 동학에 있어서는 미래에 대한 환율 예측이 경제 기초 변수에 대한 예측을 요구하지 않는 장기 균형 회귀 모형을 사용하고자 하며, 환율 결정 모형으로는 FX, FB, BP모형을 중심으로 실제 미래에 대한 예측을 전개하고자 한다.

5.2 구간별(horizon) 예측 결과

<그림 13>은 환율 결정에 대한 FX 모형을 장기 균형회귀 환율 동학 모형을 사용하여 1995년 1월부터 1995년 12월까지 豫測區間(horizon)을 4년으로 표본외 예측을 한 결과이다. 여기서 예측구간(horizon)이라함은 식 (16)에서의 k 를 의미한다. 예를 들어 예측 기간이 4년이라함은 각 예측된 시점마다 그 시점으로부터 4년 전까지의 자료를 사용하여 예측한 것으로서, 1995년 10월의 엔달러 환율 예측치는 4년전인 1991년 10월까지의 자료를 사용하여 예측하였다는 것을 의미한다. 표본의 시작 시점은 1965년 1월, 1970년1월, 1975년 1월, 1980년 1월 등 시작 시점을 4가지로 달리하여 각 경우마다 예측치를 산출하였다. <그림 13>을 2개월 단위로 실제 수치로 보인 것이 <표 19>이다.

<그림 13> FX 모형에 의한 1995년 환율 예측 : 예측 구간 4년



<표 20> FX 모형에 의한 1995년 환율 예측 : 예측 구간 4년

(단위 : ¥/\$)

	'95.2	'95.4	'95.6	'95.8	'95.10	'95.12
'80년부터	148.1	144.2	144.5	164.4	134.4	144.8
'75년부터	141.1	140.3	142.8	157.3	134.7	144.8
'70년부터	116.2	121.1	123.9	124.0	116.5	116.3
'65년부터	111.3	116.9	119.6	117.7	112.4	110.6
임의보행	130.5	137.0	139.8	136.9	130.9	128.1

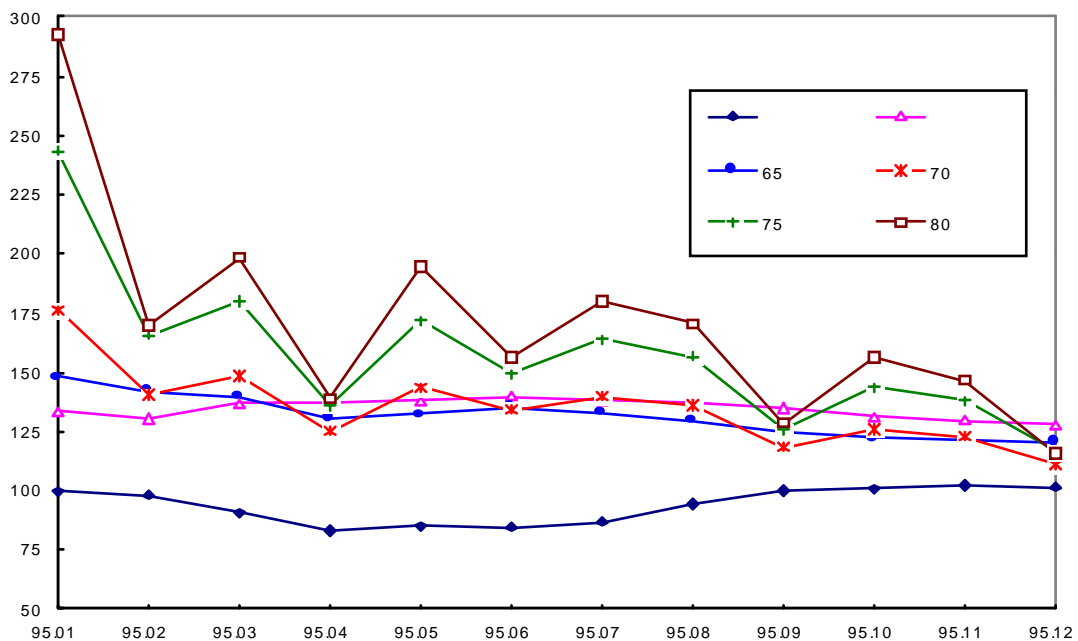
실제 환율	98.2	83.6	84.5	94.5	110.7	101.8
-------	------	------	------	------	-------	-------

<그림 13>을 보면 1975년부터 사용한 자료의 경우 거의 전구간에 걸쳐 임의 보행보다 더 나쁜 예측결과를 가져왔으나 자료의 시점을 1965년 1월로 더 확장하는 경우 임의보행보다 더 좋은 결과를 가져옴을 볼 수 있다. 여기서 흥미로운 결과는 추정에 사용된 표본의 시작 시점이 과거로 확장되면 확장될수록 각 기간의 예측치는 현실치와 가까워졌다는 것이다. 예를 들어 1980년 1월부터 1991년 10월까지의 자료를 이용하여 1995년 10월의 환율을 예측한 결과보다는 1975년 1월부터 1991년 10월까지의 자료를 사용하여 예측한 것이 더 실제치에 가까웠으며, 마찬가지로 1970년 1월부터 자료를 사용한 것보다는 1965년 1월부터 자료를 사용한 것이 실제환율에 더 가까운 예측치를 보였다. 결론적으로 1965년 1월부터의 자료를 사용했을 때 가장 좋은 예측치를 얻었다는 점이다. 이러한 현상은 표본이 추출된 시작 시점에서부터 마지막까지의 거리(span of the sample)를 확장할수록 정확한 예측치를 얻을 수 있다는 것인데, 확장되는 표본이 고정 환율제도 시기의 표본일 경우에도 이러한 결과가 나타났다. 앞에서 본 바와같이 엔달러 환율에 있어서 변동환율 제도가 시행된 것은 1973년 이후이고 1973년 이전에는 고정환율제도가 시행되었다. 構造變化(structural change) 시기를 중요시하고 구조 변화 시기 이전과 이후의 자료에 대한 취급을 달리할 것을 권고하는 계량 경제학상의 방법에 따르면 고정환율제도 아래서의 자료는 포함하지 않는 것이 더 좋은 예측치를 얻을 수 있어야 할 것이다. 이러한 문제점에도 불구하고 실제로 자료를 고정 환율제도 시기의 자료까지 포함하는 것이 더 좋은 예측결과를 산출하고 있는 것이다.

이러한 현상에 대한 해석을 시도하여 보자면, 먼저 고정환율제도에서는 환율이 외생적으로 고정되어 있는 반면, 환율 결정 모형에 포함되는 양국간 경제기초 거시변수들은 외생적으로 주어지는 환율 수준에 따라 변동하는 내생변수라고 볼 수 있다. 따라서 환율 결정 모형의 계수가 고정 환율제도 시기와 변동 환율 제도 시기에 걸쳐서 상당한 일관성을 유지하기 때문이 아닌가 추측하여볼 수 있다. 예를 들어 통화량의 경우를 보면 고정 환율 제도하에서는 國際收支 불균형이 일어났을 경우에 환율 변동을 억제하기 위하여 중앙은행이 외환 시장에 개입하게 된다. 이때 자국 통화의 절상을 방지하기 위하여 자국 통화를 賣渡하는 과정에서 통화량이 증가하고, 자국통화의 절하를 방지하기 위하여 자국 통화를 매입하는 과정에서 통화량이 감소하는 등 통화량이 내생적으로 변화하게 된다. 통화량을 변화시킴에 따라 리

子率과 국민생산도 변화할 것이다. 따라서 비록 환율은 고정환율이라고 할지라도 고정환율을 유지하기 위하여 경제 기초변수가 내생적으로 변화하기 때문에 환율 결정 모형의 계수값이 환율을 내생화 하는 변동환율제도 시기의 환율 결정모형의 계수값과 일관성을 유지할 것이라는 추측을 가능하게 한다.

<그림 14> BP 모형에 의한 1995년 환율 예측 : 예측구간 4년

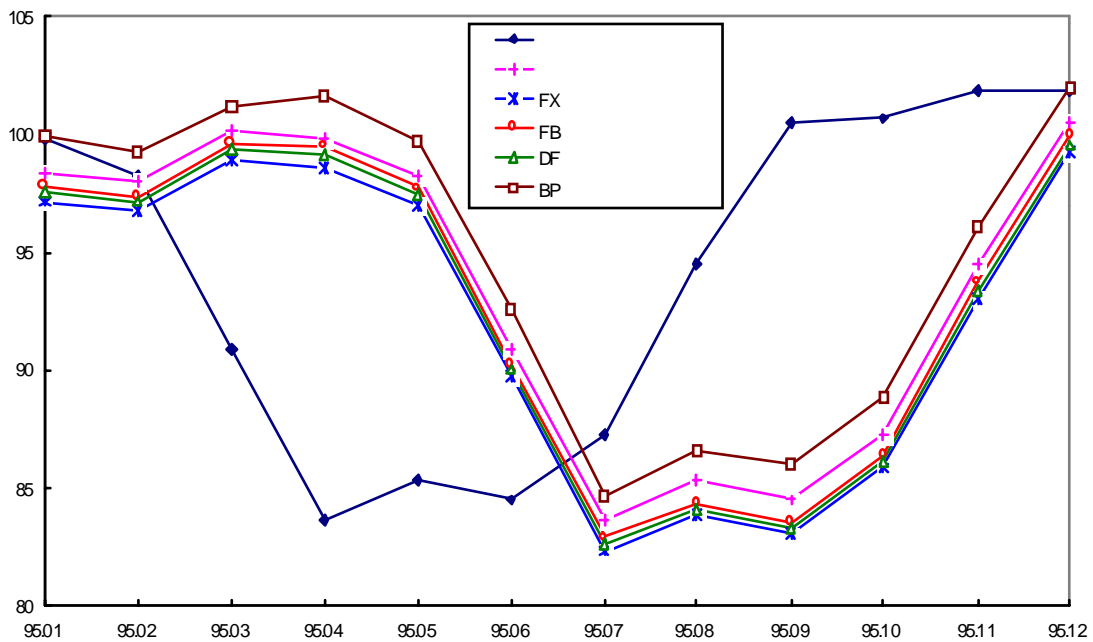


이러한 현상은 다른 종류의 경제 기초 변수를 사용한 모형에서도 그대로 나타난다. 예를 들어 BP모형에 의한 예측을 수행한 <그림 14>를 보게되면 앞서의 FX 모형에 의한 예측 결과와 마찬가지로 자료의 길이(span of the sample)가 확장될수록 실제치에 근접한 예측치를 보여주고 있으며, 고정환율제도 시기의 자료가 포함되어도 마찬가지로의 결과를 보여주고 있다.

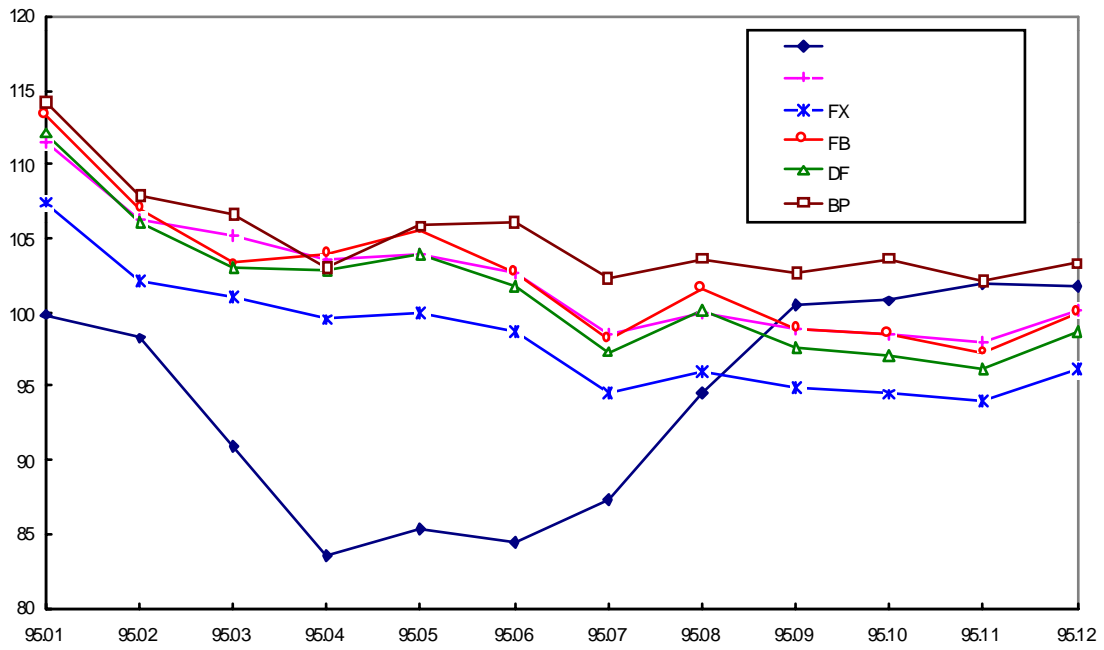
이러한 관찰에 따라 1965년 1월부터의 자료로 FX, BP, FB, DF 환율 결정 모형을 사용한 1995년 중 환율 예측 결과가 아래의 <그림 15>에서부터 <그림 19>까지 나타나 있다. 각각의 모형에 대하여 1분기, 1년, 2년, 3년, 4년의 5가지 예측 구간(horizon)을 사용 예측하여 그 예측치를 1995년 1월부터 12월까지의 환율 실현치와 비교하였다. 상식적으로 생각할 수

있는 결과로 예측구간(horizon)이 짧을수록 정확한 예측치를 보였으며 예측 구간이 길어질수록 예측치가 부정확했다. 그러나 각각의 區間別로 경제모형에 의한 예측치와 임의보행의 값을 비교하여 보면, 대체로 예측구간 2년까지의 단기 예측 구간에서는 임의 보행보다 못한 결과가 많이 나왔으나 3년 이상의 장기 예측 구간에서는 모든 환율 결정 모형에 의한 예측이 임의 보행 모형에 의한 예측보다 우월한 결과를 보였다. 결국 위의 논지를 종합하여 보면 장기균형 회귀모형이나 임의보행모형 모두 예측기간이 장기로 갈수록 예측력은 떨어지지만 예측력의 하락이 임의보행모형보다 장기균형모형이 더 완만하기 때문에 장기에서는 임의 보행모형보다 장기 균형 회귀 모형에 의한 환율 예측이 더 좋은 예측 결과를 제시한다는 것이다.

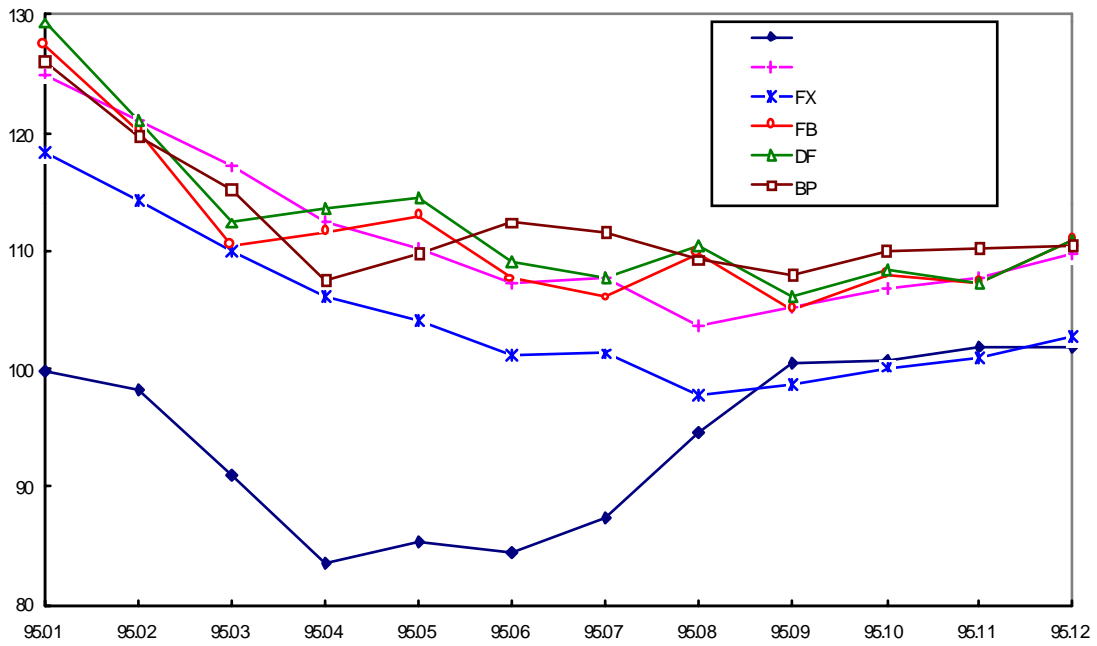
<그림 15> 예측 구간 1분기에 의한 1995년도 환율 예측



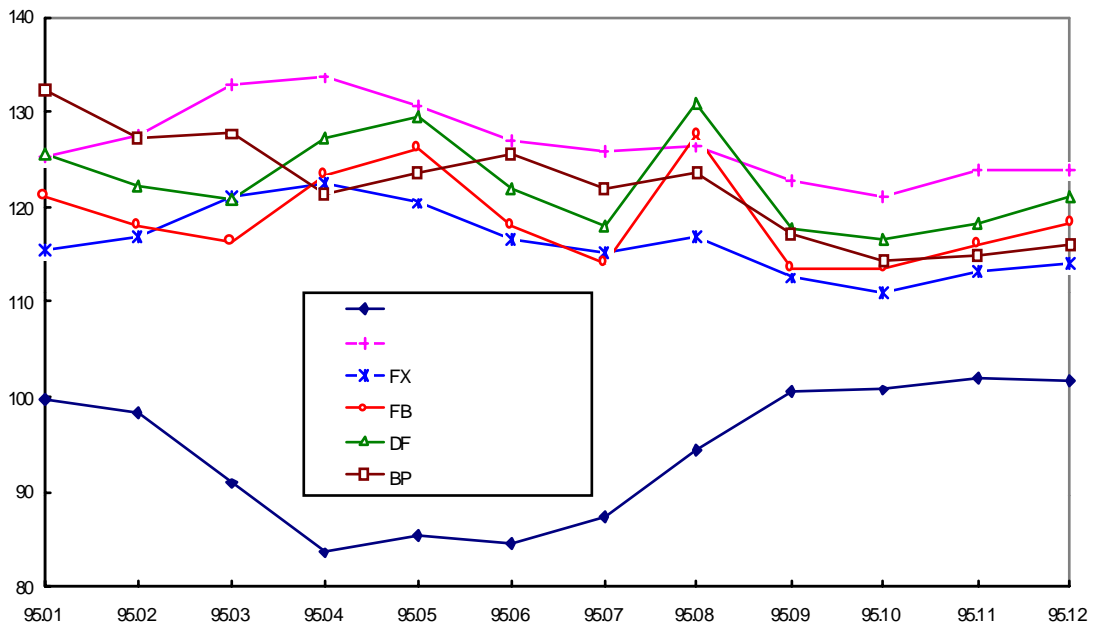
<그림 16> 예측 구간 1년에 의한 1995년도 환율 예측



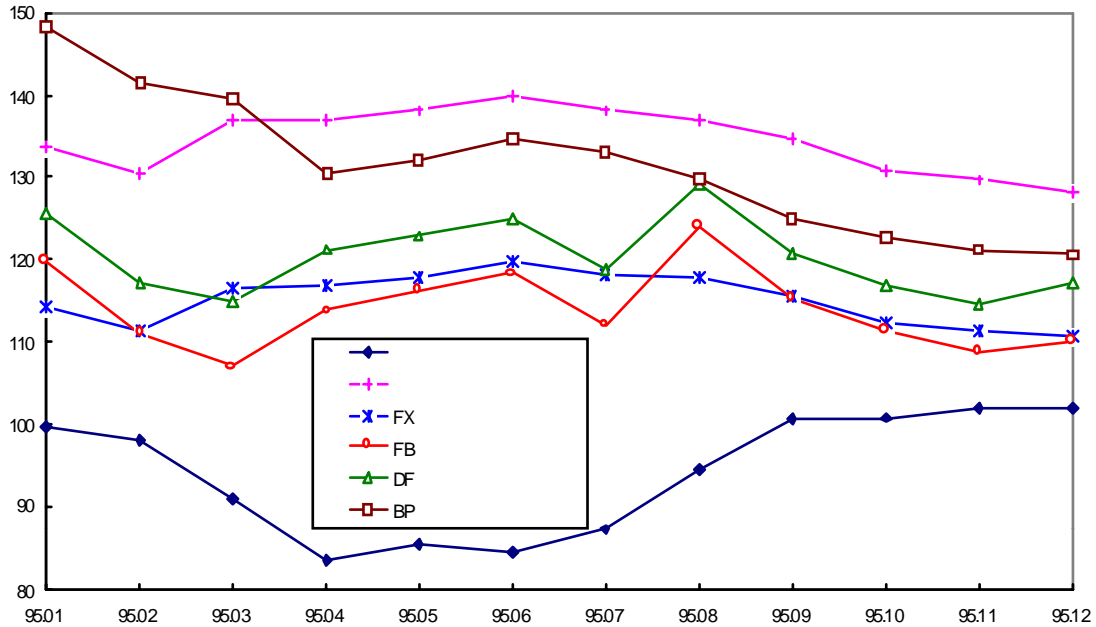
<그림 17> 예측 구간 2년에 의한 1995년도 환율 예측



<그림 18> 예측 구간 3년에 의한 1995년도 환율 예측



<그림 19> 예측 구간 4년에 의한 1995년도 환율 예측



<표 21>은 <그림 15>에서 <그림 19>까지의 결과를 요약한 것으로서 <표 21>을 통하여 模型別 예측치와 실제치를 비교하여 보도록 하자.

먼저 1995년 1월에 대한 예측치 중에서 예측 구간 1분기에 대한 것은 1994년 10월까지의 자료를 사용하여 1분기 후인 1995년 1월에 대한 예측을 한 것이다. 예측 구간을 1분기로 하여 FX, BP, DF, FB, 그리고 任意步行模型(앞으로 RW로 표기하기로 함)에 의하여 예측한 결과는 각각 97.2엔, 99.9엔, 97.6엔, 97.8엔, 98.4엔이었다. 이에 대하여 1995년 1월의 실제 환율은 달러당 99.8엔으로서 BP 모형이 실제 환율에 가장 가까운 값을 보였으며 예측 오차는 0.1엔이었다. 예측 구간을 1년으로 하였을 때에는 1993년 12월까지의 자료를 사용하여 1995년 1월에 대한 예측을 한 것으로 FX, BP, DF, FB, RW 模型別 예측치가 각각 107.4엔, 114.2엔, 112.1엔, 113.3엔, 115.5엔이었다. 실제치에 가장 가까운 값을 예측한 것은 107.4엔을 예측한 FX 모형이었으며 예측오차는 7.6엔이었다. 예측 구간을 2년으로 하여 예측한 결과에 따르면 模型別 예측치가 각각 118.2엔, 126엔, 129.2엔, 127.5엔, 125엔으로서, 실제환율 99.8엔에 가장 가까운 예측치를 보여준 것은 FX모형이었으며 예측 오차는 18.4엔이었다. 마찬가지로 예측 구간을 3년으로 하였을 때에는 FX 모형이 115.3엔을 예측하여 예측오차 15.5엔으로 가장 작은 예측 오차를 보였다. 예측 구간 4년의 경우에도 역시 FX 모형이 114.2엔을 예측하여 예측오차 14.4엔으로 모형중 가장 실제값에 가까운 결과를 보였다.

<표 21> 모형별 예측구간별 환율예측 (1995년 1월 : 1995년 12월)

(단위 : ¥/\$)

	'95.1	'95.2	'95.3	'95.4	'95.5	'95.6	'95.7	'95.8	'95.9	'95.9	'95.10	'95.12
실제환율	99.8	98.2	90.9	83.6	85.3	84.5	87.3	94.5	100.5	100.7	101.9	101.8
1 분기												
FX	97.2	96.8	98.9	98.6	97.0	89.7	82.3	83.8	83.0	85.8	93.1	99.2
BP	99.9	99.2	101.2	101.6	99.7	92.6	84.6	86.6	86.0	88.9	96.1	102.0
DF	97.6	97.1	99.4	99.1	97.4	90.0	82.6	84.1	83.3	86.1	93.4	99.6
FB	97.8	97.3	99.6	99.5	97.7	90.2	82.9	84.4	83.5	86.3	93.8	99.9
RW	98.4	98.0	100.2	99.8	98.2	90.9	83.6	85.3	84.5	87.3	94.5	100.5
1 년												
FX	107.4	102.2	101.0	99.5	100.0	98.7	94.6	96.0	94.9	94.5	94.0	96.1
BP	114.2	107.9	106.6	103.0	105.8	106.0	102.2	103.6	102.6	103.7	102.1	103.3
DF	112.1	106.0	102.9	102.8	104.0	101.7	97.3	100.1	97.7	97.1	96.1	98.7
FB	113.3	107.0	103.2	103.9	105.5	102.8	98.1	101.5	98.7	98.5	97.3	100.0
RW	111.5	106.2	105.1	103.5	104.0	102.7	98.5	99.9	98.8	98.4	98.0	100.2
2 년												
FX	118.2	114.2	110.0	106.1	104.2	101.1	101.3	97.8	98.6	100.1	100.8	102.7
BP	126.0	119.6	115.2	107.4	109.8	112.3	111.5	109.2	107.9	109.9	110.1	110.3
DF	129.2	120.9	112.4	113.5	114.5	109.1	107.8	110.5	106.1	108.5	107.3	110.8
FB	127.5	120.1	110.3	111.6	112.9	107.6	106.0	109.7	104.9	107.8	107.2	110.9
RW	125.0	121.0	117.0	112.4	110.2	107.3	107.8	103.7	105.2	106.9	107.8	109.7
3 년												
FX	115.3	116.8	121.1	122.5	120.4	116.5	115.2	116.7	112.5	111.0	113.2	113.9

BP	132.4	127.2	127.6	121.5	123.5	125.5	121.8	123.6	117.2	114.3	114.9	116.1
DF	125.5	122.2	120.7	127.2	129.5	122.0	118.1	130.9	117.6	116.5	118.2	121.0
FB	121.0	118.0	116.3	123.1	126.0	118.1	114.0	127.5	113.6	113.4	115.9	118.2
RW	125.1	127.5	132.8	133.6	130.7	126.9	125.7	126.3	122.7	121.1	123.8	123.9

4 년

FX	114.2	111.3	116.4	116.9	117.9	119.6	118.0	117.7	115.6	112.4	111.3	110.6
BP	148.1	141.4	139.6	130.5	132.0	134.5	132.9	129.7	124.9	122.5	121.1	120.6
DF	125.5	117.1	114.8	121.1	122.8	124.9	118.6	129.1	120.8	116.9	114.5	117.0
FB	119.7	110.9	107.1	113.7	116.2	118.2	112.1	123.8	115.2	111.2	108.8	110.0
RW	133.6	130.5	136.9	137.0	138.0	139.8	138.0	136.9	134.6	130.9	129.6	128.1

註: RW는 임의보행에 의한 예측치.

<표 22> 모형별 예측구간별 예측력 비교 (1995년의 경우)

		1분기	1년	2년	3년	4년
	RMSE	9.38	8.84	11.30	21.41	20.48
FX	U	1.07	0.87	0.67	0.71	0.57
	DM	-0.71	3.67	6.57	7.86	26.91

	RMSE	8.51	11.29	18.00	26.28	33.57
BP	U	0.97	1.12	1.07	0.88	0.93
	DM	-0.71	3.67	6.57	7.86	26.91

	RMSE	9.29	10.23	18.06	26.57	24.77
DF	U	1.06	1.01	1.07	0.89	0.69
	DM	-0.90	1.05	-1.44	2.94	5.09

	RMSE	9.19	10.48	17.01	23.51	19.32

FB	U	1.05	1.04	1.01	0.78	0.53
	DM	-0.97	-1.13	0.04	4.14	5.48

또한 이러한 예측 결과를, 예측 구간을 1년으로 가정하여 제 2장의 기관별 환율 예측치 중에서 95년 1월에 95년 4/4 분기에 대한 예측을 수행한 여타 경제 예측 기관들의 예측치와 비교하여 본다면 아래의 <표 23>와 같다.

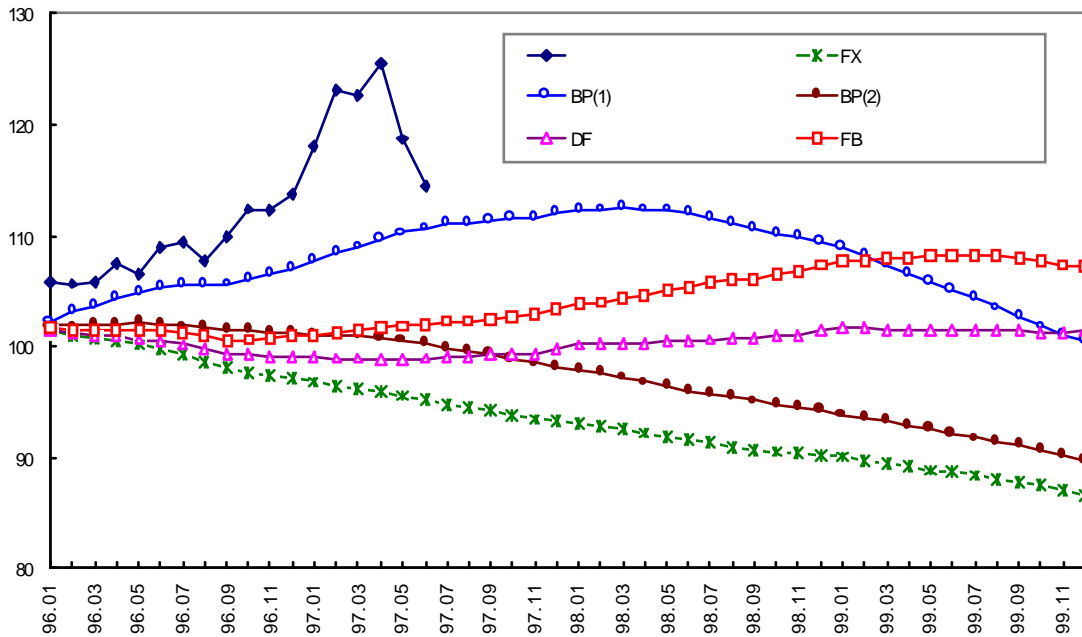
<표 23> '95 4/4분기에 대한 예측기관별 예측 비교 (단위 : ¥/\$)

WEFA	DRI	NOMURA	FX	BP	DF	FB	실제치
108.8	103.5	105.0	94.8	103.3	97.3	98.6	101.5

5.3 미래 환율 예측

다음으로 1965년 1월부터 1995년 12월까지의 자료를 사용하여 1996년 1월부터 4년 앞인 1999년 12월까지의 엔달러 환율을 예측한 결과를 보고자 한다. <그림 20>은 1965년 1월부터 1995년 12월까지의 자료를 이용해 FX, BP, BF, DF의 환율 결정 모형을 사용하여 장기 균형회귀모형에 의한 환율 동학에 따라 1999년 12월까지의 엔달러 환율을 예측한 것이다. 예측 구간은 1995년 12월로부터 원거리 예측이 될수록 비례적으로 길어지는 예측 구간을 사용하였다. 예를 들어 1996년 5월의 엔달러 환율에 대한 예측은 5개월짜리 예측 구간을 사용하였고 1997년 5월에 대한 예측은 17개월짜리 예측 구간을 사용하였다.

<그림 20> 1995년 12월까지의 자료를 사용한 1999.12월까지의 모형별 환율



주: BP(1) 모형은 무역 수지를 3개월 단위로 누적, BP(2) 모형은 무역 수지를 36개월 단위로 누적하고 자본 수지를 3개월 단위로 누적.

여기에서 BP(1) 모형은 과거와 마찬가지로 과거 3개월간의 누적 무역 수지를 사용한 모형이며, BP(2) 모형은 누적 무역수지로 과거 36개월간의 누적무역수지를 사용하고 자본 수지도 과거 3개월간의 누적 자본 수지를 사용한 모형이다. 이처럼 누적 기간을 늘린 모형을 별도로 사용하는 것은 BP모형의 경우에 누적 기간을 달리하는데 따라서 예측이 어떻게 변화하는가를 보기 위한 것이다.

<표 24>는 위의 <그림 20>을 수치로 나타낸 것으로서 이미 언급한 바와 같이 1965년 1월부터 1995년 12월까지의 자료를 사용하여 1996년 1월부터 1999년 12월까지의 엔달러 명목 환율을 예측한 것이다.

<표 24> 모형별 환율예측 (1996년 1월: 1999년 12월)

(단위 : ¥/\$)

날짜	실제환율	FX	BP(1)	BP(2)	DF	FB

'96.01	105.8	101.4	102.3	101.8	101.4	101.7
'96.02	105.7	101.1	103.0	101.9	101.2	101.6
'96.03	105.9	100.8	103.7	102.0	101.1	101.6
'96.04	107.5	100.5	104.4	102.1	101.0	101.6
'96.05	106.5	100.2	104.9	102.1	100.7	101.5
'96.06	108.9	99.7	105.3	102.0	100.4	101.3
'96.07	109.3	99.2	105.5	101.9	100.2	101.2
'96.08	107.8	98.7	105.6	101.7	99.8	100.9
'96.09	109.8	98.1	105.6	101.5	99.3	100.6
'96.10	112.4	97.7	106.0	101.4	99.2	100.6
'96.11	112.3	97.4	106.5	101.3	99.2	100.7
'96.12	113.8	97.1	107.1	101.2	99.1	100.9
'97.01	118.0	96.9	107.8	101.2	99.1	101.1
'97.02	123.1	96.6	108.4	101.1	98.9	101.3
'97.03	122.7	96.3	109.1	100.9	98.9	101.5
'97.04	125.6	96.0	109.7	100.8	98.9	101.7
'97.05	118.7	95.6	110.3	100.6	98.9	101.9
'97.06	114.6	95.2	110.8	100.3	98.9	102.0
'97.07	-	94.9	111.0	99.9	99.1	102.3
'97.08	-	94.5	111.2	99.6	99.2	102.4
'97.09	-	94.1	111.3	99.2	99.3	102.5
'97.10	-	93.8	111.5	98.9	99.3	102.6
'97.11	-	93.5	111.7	98.5	99.4	102.9
'97.12	-	93.3	112.0	98.2	99.8	103.4
'98.01	-	93.1	112.3	97.9	100.1	103.9
'98.02	-	92.8	112.4	97.6	100.3	104.1
'98.03	-	92.5	112.5	97.3	100.4	104.4
'98.04	-	92.2	112.5	96.9	100.4	104.6
'98.05	-	91.9	112.4	96.5	100.5	105.0
'98.06	-	91.6	112.1	96.1	100.5	105.3
'98.07	-	91.4	111.6	95.7	100.6	105.8

'98.08	-	91.1	111.1	95.4	100.7	106.1
'98.09	-	90.8	110.6	95.1	100.8	106.2
'98.10	-	90.5	110.2	94.8	101.0	106.4
'98.11	-	90.3	109.8	94.5	101.2	106.8
'98.12	-	90.2	109.4	94.2	101.5	107.4
'99.01	-	90.0	108.8	93.9	101.7	107.8
'99.02	-	89.8	108.1	93.6	101.7	107.8
'99.03	-	89.5	107.3	93.2	101.6	108.0
'99.04	-	89.2	106.6	92.9	101.5	108.0
'99.05	-	88.9	105.8	92.5	101.6	108.2
'99.06	-	88.7	105.1	92.1	101.4	108.2
'99.07	-	88.4	104.3	91.8	101.5	108.3
'99.08	-	88.1	103.5	91.5	101.6	108.2
'99.09	-	87.8	102.6	91.1	101.4	107.9
'99.10	-	87.5	101.9	90.7	101.3	107.8
'99.11	-	87.1	101.2	90.3	101.2	107.4
'99.12	-	86.6	100.5	89.8	101.4	107.2

註: 사용 자료 1965년 1월부터 1995년 12월까지

위의 <그림 20>에서 볼 때 FX모형과 BP(2) 모형은 1996년도부터 1999년도까지 단조 감소를 보여 지속적인 엔화의 절상을 예측하고 있다. 한편 DF 모형은 거의 수평적인 형태를 보여 현재 환율 수준에서 거의 변동이 없을 것임을 나타내고 있다. 또한 FB 모형은 1997년도 말까지는 현재의 환율 수준을 유지하다가 이후 엔화가 절하하는 모습을 보이고 있으며, BP(1) 모형은 1998년 4월까지 엔화의 절하 추세를 보이다가 이후 절상 추세로 반전되는 것을 보여주고 있다.

이러한 상반된 예측 결과에서 어떠한 예측결과에 보다 신뢰를 둘 것인가 하는 것이 가장 큰 문제로 남는다. 어떠한 환율 결정 모형에 의한 환율 예측에 더 많은 신뢰를 둘 것인가 하는 것은 이제까지의 분석결과에 의존할 수밖에 없다. 1995년도에 대한 예측 결과를 보면 예측 구간 1분기에서는 BP(1) 모형이 좋은 결과를 가져 왔고, 1년 이상의 장기에 있어서는

FX 모형이 안정되게 좋은 예측 결과를 보였다. 특히 예측 구간 3년과 4년의 경우에는 FX 모형과 유사하게 FB 모형이 좋은 결과를 보였다. 1년 미만의 단기 예측 구간의 경우는 BP(1) 모형이 좋은 결과를 보였고 1년 이상의 장기에서는 FX 모형이 상당히 일관되게 좋은 결과를 보였다는 앞서의 분석 결과에 따라 본고에서는 단기 예측 구간에서는 BP(1) 모형의 예측 결과에 보다 많은 비중을 두고자 하며, 장기 예측 구간에서는 FX 모형에 의한 예측 결과에 보다 많은 신뢰를 두고자 한다. <그림 20>에 의하면 단기에 있어서 FB 모형은 엔화의 절하를, 장기에 있어서 FX 모형에 의한 예측은 엔화의 지속적인 절상을 보여준다. 1999년 12월의 예측치로 모형에 따라 달러당 86.6엔에서부터 107.2엔까지 보여주고 있다.

이러한 결과를 <그림 20>에서 1996년도 1월부터 지금까지 실현된 엔달러환율의 궤적과 비교하여 보면 실제 엔화 환율은 1996년 1월 105.8엔으로부터 1997년 4월 125.6엔 까지 빠른 속도로 평가절하되었다. 그후 엔화 절상으로 반전하여 1997년 6월 현재 114.6엔까지 절상되어 예측치와 많은 괴리를 보이고 있다. 장기로 갈수록 보다 정확한 예측을 보였던 FX 모형에 의한 예측 결과에서 보자면 1997년 4월까지의 엔화 평가절하는 단기간의 조정 과정으로서 장기적인 추세는 엔화 절상이라는 것이다.

第 VI 章 要約 및 結論

본 연구는 이제까지 환율 예측을 위한 경제 모형이 절실하게 요청됨에도 불구하고 환율예측을 위한 경제 모형이 개발된 것이 별로 없다는 인식아래 세계 경제의 가장 중요한 기초 가격인 엔달러 환율의 장기적인 움직임에 초점을 맞추어 환율 예측 모형을 개발하고자 시도하였다. 논의에 앞서 이제까지의 연구결과를 소개하였다. 즉90년대 초반까지 환율 예측 이론에 있어서 주류를 이루었던 연구조류로 경제모형에 따른 환율 예측이 임의보행모형에 의한 환율 예측보다 못하다는 결론을 내린 연구조류와 그 후 나타난 세 가지 연구 조류를 소개하였다. 본 연구에서는 90년대 초반 이후 나타난 연구 조류 중에서 90년 대 중반이후 환율 예측에 사용되기 시작한 오차 수정 모형, 장기 균형 회귀 모형 등의 환율 동학을 기존의 환율 결정모형과 결합하여 장기적인 엔달러 환율 예측 모형을 개발하고자 하였다.

또한 환율 예측에 앞서 우선 세계 유수의 경제 예측 기관인 WEFA, DRI, NOMURA 등 기관의 엔달러 환율 예측 결과와 실제치를 비교하여 이들 기관의 환율 예측치중 예측 구간 1

년 이내에 있어서의 예측치와 실제치와의 괴리를 비교하여 보았다. 또한 예측 구간 1년 이상의 예측치에 대해서도 비교하여 보았으며, 이러한 결과로부터 환율 예측치에 대한 수요자들이 예측기관이 제공하는 환율 예측치를 어떻게 받아들여야 할 것인가에 대해 인식을 분명히 하고자 하였다.

다음으로 엔달러 환율 변화가 양국에 미치는 효과를 서술하였다. 그후 엔달러 환율 결정 요인으로 생각되는 미국과 일본의 경제 기초 변수들로서 물가 상승률, 이자율, 국제 수지 등과 엔달러 환율과의 관계를 살펴보았다. 또한 달러화의 장기적인 가치하락 현상을 이해하기 위하여 그 근본 원인이 되는 미국이 국제통화로서 세계 각국으로부터 향유하는 세노리지의 성격, 미국의 재정 적자와 무역 수지 적자와 환율의 관계를 분석하고자 하였다. 그 결과 달러화의 장기적인 가치 하락과 미국의 달러화에 의한 국제적 세노리지와는 깊은 관계를 가지고 있으며, 미국의 재정 적자와 무역 수지 적자는 구조적으로 높은 관계를 가지고 있다는 분석에 도달하였다. 그 외 일본의 경상 수지 흑자가 미국의 재정 적자와 민간부문의 저축 부족을 보전하기 위하여 다시 미국으로 유입되는 자본 환유의 메커니즘과 그 규모에 대하여도 분석을 하였다.

다음으로 기존의 환율 결정 이론을 고정계수모형(FX), 프랭켈-빌슨Frenkel Bilson모형(FB), 돈부시-프랑켈Dornbusch Frankel 모형(FB)과 국제수지모형(BP)으로 요약하였다. 또한 균형 환율은 경제 기초 변수에 의하여 결정되며 균형에서 이탈한 환율은 환율 동학에 따라 균형으로 회귀한다는 관념아래 90년대 중반이후 전개되기 시작한 오차수정 모형, 차분방정식 모형, 장기 균형 회귀 모형 등 새로운 환율 동학 모형들에 대해 소개를 하고 이들은 기존의 환율 결정 모형과 결합하여 환율 예측 모형을 제시하였다.

실제 환율 동학 모형의 환율 예측력을 비교하여 본 결과 표본으로 사용된 시기와 예측된 시기에 따라 결과가 변하였으나 RMSE 기준과 타일Theil의 U 통계량에 의하여 판단하였을 때 대체로 장기 균형 회귀에 의한 예측이 예측력이 좋은 것으로 나타났다. 또한 장기 균형 회귀 모형은 다른 두 가지 환율 동학 모형에 비하여 미래 환율에 대한 예측에 있어 미래 경제 기초 변수의 예측치를 필요로 하지 않는다는 장점을 가지고 있다는 것을 보였다. 따라서 실제 예측에 있어서는 FX, FB, BP, FB 등의 각기 다른 환율 결정 모형을 사용하되 이러한 환율 결정 모형들의 환율 동학은 모두 장기 균형 회귀 모형에 의한 환율 동학을 사용하여 예측을 하였다. 1965년 1월부터의 표본을 사용하여 1분기, 1년, 2년, 3년, 4년의 5개 예측

구간에 따라 1995년 1월부터 12월까지 예측한 결과를 보면 예측 구간이 길어질수록 예측 오차가 커졌으며 1분기에서는 BP 모형이, 그리고 1년 이상의 예측 구간에서는 FX 모형이 대체로 일관되게 좋은 예측을 하였다. 1965년 1월부터 1995년 12월까지의 자료를 사용하여 1996년 1월부터 1999년 12월까지 예측한 결과는 FX, FB, BP, FB의 각 모형에 따라 상당한 편차를 보이고 있는데, 1999년 12월의 엔달러 환율을 달러당 86.6엔에서부터 107.2엔까지 폭 넓게 예측하고 있다. 장기에 있어서 비교적 일관되게 좋은 결과를 보이고 있는 FX 모형에 의한 예측 결과에 보다 많은 신뢰를 부여하여 판단하자면 엔달러 환율의 장기적인 운동 방향은 엔화의 지속적인 평가절상으로 예측된다.

제시된 모형에 의한 장기 엔달러 환율 예측이 과연 실제치와 얼마나 괴리를 가지고 있는 것인가는 시간의 경과에 따라 알 수 있게 될 것이다. 끝으로 본 연구가 기존의 연구에 대해서 조금이나마 공헌한 점을 찾아본다면 실제로 환율 예측을 위한 경제 모형이 매우 빈곤한 현실에서 환율 예측시 참조로 할 수 있는 예측치를 산출하는 모형을 추가하여 제시하였다는 데에서 찾을 수 있을 것이다.

<참고문헌>

金宗萬, 「日本 환율政策의 方向과 우리나라 輸出入에 미치는 影響」, 서울: 對外經濟政策研究院, 1993.

유춘환, 황규현, 박성현, 「부동산 신화의 붕괴 - 일본의 부동산 패닉과 그 시사점」, 서울: 신한종합연구소. 1997.

이용우, 「1980年代 美日經濟摩擦과 多國籍資本」, 서울대학교 경제학과 박사학위 논문. 1995.

최두열, 설동규, “경제모형과 임의보행(Random Walk)모형의 단기 환율예측: 엔-달러 환율의 경우.” 금융학회지 (June 1997) : 85-113.

한국은행, 「조사통계월보」, 各号.

Abel, A.B. "Stock Prices under Habit Formation and Catching up with the Joneses." *American Economic Review* 80 (May 1990): 38-42.

Bergsten, C. Fred. *Dilemmas of the Dollar*. New York: New York University Press, 1996.

Bilson, John F. O. "Rational Expectations and the Exchange Rates." Edited by Jacob A. Frenkel and Harry G. Johnson. *The Economics of Exchange Rates: Selected Studies*, Reading, MA: Addison-Wesley (1978): 75-96.

Bilson, John F., and Richard C. Marston. *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago: University of Chicago Press, 1984.

Cargill, Thomas F., Michael M. Hutchison, and Takatoshi Ito. "Deposit Guarantees and the Burst of the Japanese Bubble Economy." *Contemporary Economic Policy* 14 (July 1996): 41-52.

Chinn, Menzie D. and Richard A. Meese. "Banking on Currency Forecasts: How Predictable is Change in Money?" *Journal of International Economics* 38 (1995): 161-78.

Diebold, Francis X., and Roberto S. Mariano. "Comparing Predictive Accuracy." *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (1995): 253-63.

Diebold, Francis X., and James A. Nason. "Nonparametric Exchange Rate Prediction?" *Journal of International Economics* 28 (1990): 315-32.

Dornbusch, Rudiger. "Expectations and Exchange Rate Dynamics." *Journal of Political Economy* 84 (December 1976): 1161-76.

Driskill, Robert A, Nelson C. Mark, and Steven M. Sheffrin. "Some Evidence in Favor of A Monetary Rational Expectations Exchange Rate Model with Imperfect Capital Substitutability." *International Economic Review* 33 (February 1992): 223-37.

Engel, C. "Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?" *Journal of*

International Economics 35 (1994): 151-65.

Engel, Charles and James D. Hamilton. "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It?" *American Economic Review* 80 (September 1990): 689-713.

Elliott, Graham and Takatoshi Ito. "Heterogeneous Expectations and Tests of Efficiency in the Yen/Dollar Forward Foreign Exchange Rate Market." *NBER Working Paper* No. 5376. December, 1995.

Fama, Eugene F., and Kenneth R. French. "Dividend Yields and Expected Stock Returns." *Journal of Financial Economics* 22 (1988): 3-25.

Feldstein, Martin. "The Dollar and the Trade Deficit in the 1980s: A Personal View." *NBER Working Paper No.4325* (1993).

Feldstein, Martin. "The Budget Deficit and the Dollar." *NBER Macroeconomics Annual* (1986): 355-409.

Flood, Robert P., and Andrew K. Rose. "Fixing Exchange Rates: A Virtual Quest for Fundamentals." *Journal of Monetary Economics* 36 (1995): 3-37.

Flood, Robert P., and Mark P. Taylor. "Exchange Rate Economics: What's Wrong with the Conventional Macro Approach?" Edited by Jeffrey A. Frankel, Giampaolo Galli, and Alberto Giovannini. *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: The University of Chicago Press, 1996.

Frankel, Jeffrey A. "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials." *American Economic Review* 69 (September 1979): 610-22.

Frenkel, Jacob A. "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence." *Scandinavian Journal of Economics* (May 1976): 200-24.

Frenkel, Jacob A., and Assaf Razin. "The International Transmission and Effects of Fiscal Policies." *American Economic Review* 76 (May 1986): 330-35.

Funabashi, Yoichi. *Managing the Dollar: From the Plaza to the Louvre*. Washington, DC: Institute for International Economics, 1988.

Garber, Peter M., and Michael G. Spencer. "Dynamic Hedging and the Interest Rate Defense." Edited by Jeffrey A. Frankel, Giampaolo Galli, and Alberto Giovannini. *The Microstructure of Foreign Exchange Markets*. Chicago: The University of Chicago Press, 1996.

Grubel, Herbert G. "The Distribution of Seigniorage from International Liquidity Creation." Edited by R. A. Mundell and Alexander K. Swoboda. *Monetary Problems of the International Economy*. Chicago: The University of Chicago Press, (1969): 260-82.

Hamilton, J. D. "Analysis of Time Series Subject to Change in Regime." *Econometrica* 58 (1990): 39-70.

Hodrick, R.J. "Risk, Uncertainty, and Exchange Rates." *Journal of Monetary Economics* 23 (1989): 433-59.

Hooper, Peter and John E. Morton. "Fluctuations in the Dollar: A Model of Nominal and Real Exchange Rate Determination." *Journal of International Money and Finance* 1 (January 1982): 39-56.

Itoh, Motoshige. "Japan's Domestic-Foreign Price Gap, as Viewed from the Firm's Price-Setting Behavior." *Japanese Economic Studies* (Spring 1992): 3-36.

Johansen, Soren and Katarina Juselius. "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Applications to the Demand for Money." *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (May 1990): 169-210.

Krugman, Paul and Marcus Miller. "Why Have a Target Zone?" *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 38(1993): 279-314.

Lindsey, Lawrence B. "Money as a Product in a Competitive World Economy." *International Economic Outlook(WEFA) Conference*. May 12, 1997.

- Lucas, Robert E. Jr. "Interest Rates and Currency Prices in a Two-Country World." *Journal of Monetary Economics* 10(1982): 335-59.
- MacDonald, Ronald and Mark P. Taylor. "The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-Run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk." *Journal of International Money and Finance* 13 (June 1995): 276-90.
- Mark, Nelson C. "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability." *American Economic Review* 85 (March 1995): 201-18.
- Mark, Nelson C and Doo-Yull Choi. "Real Exchange Rate Prediction over Long Horizons." *Journal of International Economics*, forthcoming.
- Meese, Richard. "Currency Fluctuations in the Post-Bretton Woods Era." *Journal of Economic Perspectives* 4 (Winter 1990): 117-34.
- Meese, Richard and Kenneth Rogoff. "Empirical Exchange Rate Models of the 1970's: Do They Fit Out of Sample?" *Journal of International Economics* 14 (February 1983): 3-24.
- Melvin, Michael, Don Schlagenhauf, and Ayhan Talu. "The U. S. Budget Deficit and the Foreign Exchange Value of the Dollar." *The Review of Economics and Statistics* (August 1989): 500-5.
- Mishkin, Frederic S. "What Does the Term Structure Tell Us About Future Inflation." *Journal of Monetary Economics* 25 (1990): 77-95.
- Murphy, R. Taggart. *The Weight of the Yen*. New York: W. W. Norton & Company Inc., 1996.
- Mussa, Michael. "Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market." *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy* 19 (1979): 1-54.
- Mussa, Michael. "The Theory of Exchange Rate Determination." Edited by John F. O.

Bilson and Richard C. Marston. *Exchange Rate Theory and Practice*. Chicago: The University of Chicago Press (1984): 13-78.

Nelson, Charles R., and Myung J. Kim. "Predictable Stock Returns: The Role of Small Sample Bias." *Journal of Finance* 48 (June 1993): 641-61.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff. *Foundations of International Macroeconomics*. London: The MIT Press, 1996.

Oh, J. H. and D. Sul. "Empirical Exchange Models in the 1980's: What is the Puzzle?". *Economic Research Institute of Korea University*, (1995):

Schinasi, G. J., and P. Swamy. "The Out-of-Sample Forecasting Performance of Exchange Rate Models When Coefficients Are Allowed to Change." *Journal of International Money and Finance* 8 (1989): 375-390.

Shafer, Jeffrey R., Jorgen Elmeskov, and Warren Tease. "Saving Trends and Measurement Issues." Edited by Erkki Koskela and Jouko Paunio. *Savings Behavior: Theory, International Evidence, and Policy Implications*. Oxford: Blackwell, 1992.

Shiller, Robert J. "Do Stock Prices Move Too Much To be Justified by Subsequent Changes in Dividends?" *The American Economic Review* 11 (June 1981): 421-36.

Tavlas, George S. and Yuzuru Ozeki. "The Internationalization of Currencies: An Appraisal of the Japanese Yen." IMF Occasional Paper No. 90 (January 1992).

Wolff, Christian C. P. "Time-Varying Parameters and the Out-of-Sample Forecasting Performance of Structural Exchange Rate Models." *Journal of Business and Economic Statistics* 5 (January 1987): 87-97.

Woo, Wing T. "The Monetary Approach to Exchange Rate Determination under Rational Expectations." *Journal of International Economics* 18 (1985): 1-16.

宮崎義一, 「複合不況」, 梁浚容(譯), 「複合不況」, 서울: 韓國經濟新聞社, 1993.

金融財政事情研究会, 「大蔵省 国際金融局年報」, 各年号.

東京銀行調査部, 「国際收支の経済学」, 東京:有斐閣, 1994.

尾上修悟, 「国際金融論 - 金融のグローバル・システム」, 東京: ミネルウァ書房, 1993.

毎日新聞社, 「週刊 エコノミスト」, 1994. 6.14.

保坂直達, 「構造調整協議の政治経済学-日美経済分析の行方-」, 経済評論, 1990.9.

山本孝則, 「現代信用論の基本問題」, 日本経済評論社, 1991.

小宮 隆太郎, 須田 姜矢子, 「現代国際金融論 - 理論・歴史・政策」, 東京: 日本経済新聞社, 1987.

奥田宏司, 「ドル体制と国際通貨 - ドルの後退とマルク,円」, 東京: ミネルウァ書房, 1996.

日本経済新聞社, 「ゼミナール日本経済入門」, 東京: 日本経済新聞社, 1997.

日本経済新聞社, 「ゼミナール現代企業入門」, 東京: 日本経済新聞社, 1995.

日本貿易振興會, 「ジエトロ白書」, 各号.

日本銀行国際局, 「国際比較統計」, 各年号.

植草一秀, 「金利・為替・株價の政治経済学」, 東京: 岩波書店, 1995.

齊藤精一郎, 「現代金融入門」, 裴永穆(譯), 「現代金融入門」, 서울: 比峰, 1988.

佐瀬隆夫, 「アメリカの国際通貨政策 - ブレトン・ウッズ体制の回顧と展望」, 東京: 千倉書房, 1995.

<부록 1> DM 통계량 (Diebold and Mariano Test Statistic)

DM 통계량은 다음과 같이 설계되었다. 즉 $g(\cdot)$ 을 손실함수라고 하고 e_{1t} 는 標本外 豫測 (out-of-sample forecast)의 예측오차, e_{2t} 는 임의보행(random walk)의 예측오차라고 하였을 때 손실함수를 평균 제공의 예측오차로 지정한다면 손실함수는 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$g(e_{1t}) = e_{1t}^2 \text{ and } g(e_{2t}) = e_{2t}^2$$

또한 예측의 정확도가 경제 모형에 의한 標本外 豫測이나 임의 보행에 의한 예측이나 동일하다고 귀무가설을 설정하고 $d_t = g(e_{2t}) - g(e_{1t})$ 라고 한다면 귀무가설은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$Eg(e_{1t}) = Eg(e_{2t}) \text{ or } Ed_t = 0$$

그런데 여기서 \bar{d} 를 아래와 같이 평균손실의 차이값으로 정의하면,

$$\bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [g(e_{2t}) - g(e_{1t})]$$

정상적인 가정(regularity condition) 아래서 \bar{d} 는 점근적으로 평균 0, 분산 $2\pi f_d(0)$ 의 정규 분포로 수렴한다는 것이 알려져 있다.

$$\sqrt{T}(\bar{d} - Ed_t) \rightarrow N(0, 2\pi f_d(0))$$

여기서 $2\pi f_d(0)$ 는 d_t 시계열의 장기 분산(spectral density at frequency zero of the series)이다. 그러면 DM 통계량을 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi \bar{f}_d(0)}{T}}}$$

이러한 DM 통계량은 귀무가설하에서 점근적으로 $N(0, 1)$ 의 정규분포를 한다.

여기에서 임의 보행에 의한 예측 오차와 경제 모형에 의한 예측 오차의 차이인 d_t 시계열의 장기 분산 $2\pi \bar{f}_d(0)$ 는 다음과 같이 계산할 수 있다.

$$2\pi \bar{f}_d(0) = \bar{\gamma}_d(0) + 2 \sum_{\nu=1}^h \left(1 - \frac{\nu}{h+1}\right) \bar{\gamma}_d(\nu)$$

여기서 장기 분산 계산에 있어서 최대한으로 고려하는 시차 h 는 앤드루스 Andrews'의 AR(1) rule에 의하여 결정할 수 있다. 또한 $\bar{\gamma}_d(\nu)$ 는 아래와 같이 계산되는 d_t 와 $d_{t-\nu}$ 의 공분산이다.

$$\bar{\gamma}_d(\nu) = \frac{1}{T-\nu} \sum_{t=\nu+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-\nu} - \bar{d})$$

여기서, $\left(1 - \frac{\nu}{h+1}\right)$ 은 뉴이와 웨스트Newey and West의 윈도우(window) 이다.

<부록 2> Lucas' Two-Country 모형에 의한 환율 방정식

고정 계수 모형은 루카스Lucas의 2개국 모형에서 도출된다. 루카스Lucas의 2개국 모형에서 어떻게 고정계수모형이 도출되는 가를 알아보기 전에 이 모형이 의미하는 바를 알아보자. 우선 2개국 모형에서의 가정은 다음과 같다. 첫째, 양국의 경제주체는 동일한 효용함수를 가지고 있다. 둘째, 자국(0국)은 소비재 X를 每期마다 ξ 만큼 생산하며 타국(1국)은 Y재를 매기마다 η 만큼 생산한다. X재와 Y재는 매기마다 전량 소비되어 진다. 셋째, 매기마다 생산되는 양인 ξ 와 η 는 마코프 확률변화(Markov Process)를 따른다고 가정한다.

이 때에 양국의 경제주체는 현재는 물론 미래의 기대효용의 합을 극대화하려 할 것이다. 즉,

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t U_t(X_{it}, Y_{it}) \quad \text{여기서 } 0 < \delta < 1 \text{ 그리고 } i = 0 \text{ 이나 } 1.$$

X_{it} 와 Y_{it} 는 t기 동안 i 나라의 소비재이다. 한편 효용함수 U의 구체적인 형태를 알고 예산제약하에 위 식을 극대화하면 우리는 일반균형의 해를 얻게 된다. 호드릭Hodrick (1989), 아벨Abel (1990)는 다음과 같은 효용함수를 이용하고 있다.

$$U = \frac{X_0^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \frac{Y_0^{1-\beta}}{1-\beta}$$

여기서 α 와 β 는 선호 파라메타로써 상대적 위험기피도를 의미하며 이론적으로 영보다 크다. 즉 경제주체는 위험기피자라고 가정을 한다. 한편 X재와 Y재는 每期마다 가정상 상이하게 되므로 경제주체는 생산의 불확실성에서 오는 위험을 회피하려 할 것이다. 각국에 주식 시장이 개설되어 있고 생산량의 소유는 주식의 보유여부에 따라 이루어진다고 가정하자. 이런 경우 양국의 경제주체는 생산의 불확실성에서 발생하는 위험을 분산하기 위해 서로 다른 주식을 각각 半씩 소유하게 될 것이다. 즉 완전한 危險共同 均衡條件(perfect pooling equilibrium)은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$X_{0t} = X_{1t} = \frac{1}{2} \xi_t, \quad Y_{0t} = Y_{1t} = \frac{1}{2} \eta_t$$

한편 X에 대한 Y의 실질상대가격 P는 X와 Y의 한계효용의 비율에 의해 결정된다.

$$P_t = \frac{U_Y(\frac{1}{2} \xi_t, \frac{1}{2} \eta_t)}{U_X(\frac{1}{2} \xi_t, \frac{1}{2} \eta_t)}$$

여기서 U_Y 와 U_X 는 Y와 X재의 한계효용을 의미한다.

루카스 2개국 모형에서는 거래적 동기에 의한 화폐수요만을 인정하고 있다. 거래적 동기만이 유일한 화폐수요가 되는 이유는 이 경제가 t기에 발행되는 화폐를 모두 사용한다는 cash-in-advance 제약을 가정하고 있기 때문이다. 즉 X재의 t기 가격에 총 X재의 생산량 ξ_t 를 곱한 것이 바로 t기의 화폐공급량이 된다는 것이다. 이를 수식화하면 다음과 같다.

$$P_{0t} \xi_t = M_t$$

$$P_{1t} \eta_t = N_t$$

여기서 M과 N은 각각 자국과 타국의 화폐공급을 의미한다.

양국에서 판매되는 재화는 자국의 화폐가치로 표현을 하든 타국의 화폐가치로 표현을 하든 그 구매력은 동일할 것이다. 즉 명목환율 S는 양국간의 구매력의 차이를 존재하지 않는 방향으로 결정이 된다고 가정해 보자. 이를 수식으로 표현하면 아래와 같다.

$$S = \frac{M_t}{N_t} \frac{\eta_t}{\xi_t} P_t$$

이상의 식을 종합하여 환율의 결정방정식을 유도하면 다음과 같다.

$$S = \frac{M_t}{N_t} \frac{\eta_t^{1-\beta}}{\xi_t^{1-\alpha}}$$

만약 양국의 경제주체의 상대적 위험도가 λ 로 동일하다고 가정을 하고 위 식에 자연대수를

취하면 우리는 다음과 같은 식을 얻을 수 있다.

$$s = (m - m^*) - \lambda(y - y^*)$$

여기서 s 는 S 에, m 은 M 에, m^* 는 N 에, y 는 ξ 에 그리고 y^* 는 η 에 자연대수를 취한 값이다. 따라서 양국간의 명목환율은 양국의 상대적 통화량과 상대적 국민소득의 차이에 의해서 결정된다. 만약 λ 가 1인 경우(즉 경제주체가 위험중립자인 경우로서 α 와 β 가 0인 경우)에는 환율은 식(8)과 같이 표현되게 된다.

<부록 3> 자료에 대한 출처

몇 가지 자료를 제외한 대부분의 월별 자료는 OECD Main Economic Indicators (MEI)와 International Financial Statistics (IFS)에서 수집 사용하였다. 미국 일본 독일의 공정 할인율은 월말 자료로서 IFS에서 수집 사용하였다.

표본 기간은 1965년 1월부터 1993년 12월까지의 자료를 사용하였다. 통화량은 계절 조정된 M1을 사용하였고, 실질 소득에 대해서는 계절 조정된 산업 생산지수(industrial production index)를 대리 변수로 사용하였다. 이상의 자료와 일본의 무역 수지와 일본의 자본 수지는 모두 MEI에서 수집 사용하였다. 일본의 단기 명목 이자율에 대해서는 콜이자율을 사용하였고 미국의 경우는 3개월 만기 재무성 증권 수익률을 사용하였다. 실제로 관측할 수 없는 양국간의 기대 물가 상승률의 차이는 양국간의 장기 명목이자율의 차이를 대리변수로 사용하였는데 그 근거는 다음과 같다. 피셔 방정식 Fisher equation에 의하여 장기 이자율은 장기 실질 利率과 예상 물가 상승률과의 합이다. 또한 장기 실질 이자율은 合理的인 利率期間別 構造理論(rational term structure hypothesis)에 의하여 기간 프리미엄(term premium)과 단기 실질 이자율의 평균값의 합이다. 만일 양국간 금융 시장이 통합되어 있다면 장기적으로 보았을 때 단기 실질 이자율은 양국간 같게 된다. 또한 양국간 이자율의 기간별 프리미엄이 같다고 가정하면 양국간 장기 이자율의 차이는 양국간 실질 이자율의 차이와 양국간 예상물가 상승률 차이의 합으로 나타나게 된다. 따라서 양국간 금융 시장이 통합되어 있고 기간 프리미엄이 같다는 가정 아래 양국간 명목 장기 이자율의 격차는 양국간 예상 물가 상승률의 격차로 나타나게 된다. 미국의 경우에는 10년짜리 정부 국채 수익률(yields for long-term government bond)을 사용하였고, 일본의 경우에는 1960.01~1993.02까지는 일본의 국채 시장의 규모가 작아 수익률이 일본의 장기 이자율을 대표하는 이자율로 볼 수 없었기 때문에 일본 전기통신공사의 10년물 장기채 수익률을 사용하였다. 일본 국채 시장의 규모가 상당히 커진 1993년 2월부터는 일본 국채 10년물 수익률(central government bond yield for 10 years)을 장기이자율로 사용했다. 양국 국채 10년물 수익률은 모두 OECD Main Economic Indicator에서 나온 자료를 사용했다.

<부표 1> 일본의 장기자본수지 변화 추이

(단위 : 억불)

연 도	합 계	직 접 투 자	연 불 신 용	차 관	증권투자				기 타
					합 계	주 식	채 권	엔표시 외 채	
'78	△124	△24	△2	△63	△28	△9	6	△25	△7
'79	△129	△27	△13	△83	△16	△3	△16	3	△17
'80	△23	△21	△7	△28	94	68	23	3	△14
'81	△97	△47	△27	△53	44	57	1	△14	△14
'82	△150	△41	△33	△81	21	24	△11	8	△17
'83	△177	△32	△26	△85	△19	55	△102	28	△16
'84	△497	△60	△49	△120	△236	△36	△233	34	△31
'85	△645	△58	△28	△105	△430	△17	△490	76	△24
'86	△1,315	△143	△19	△93	△1,014	△228	△951	165	△46
'87	△1,365	△183	△5	△163	△938	△597	△662	321	△75
'88	△1,309	△347	△70	△153	△667	38	△1,074	370	△73
'89	△892	△452	△40	△47	△280	△109	△917	745	△73
'90	△436	△463	7	169	△50	△195	△120	265	△99
'91	371	△294	39	250	410	432	△470	448	△35
'92	△285	△145	53	83	△262	117	△438	59	△13
'93	△783	△136	54	△38	△627	47	△301	△373	△35
'94	△820	△171	38	△174	△489	349	△636	△203	△24

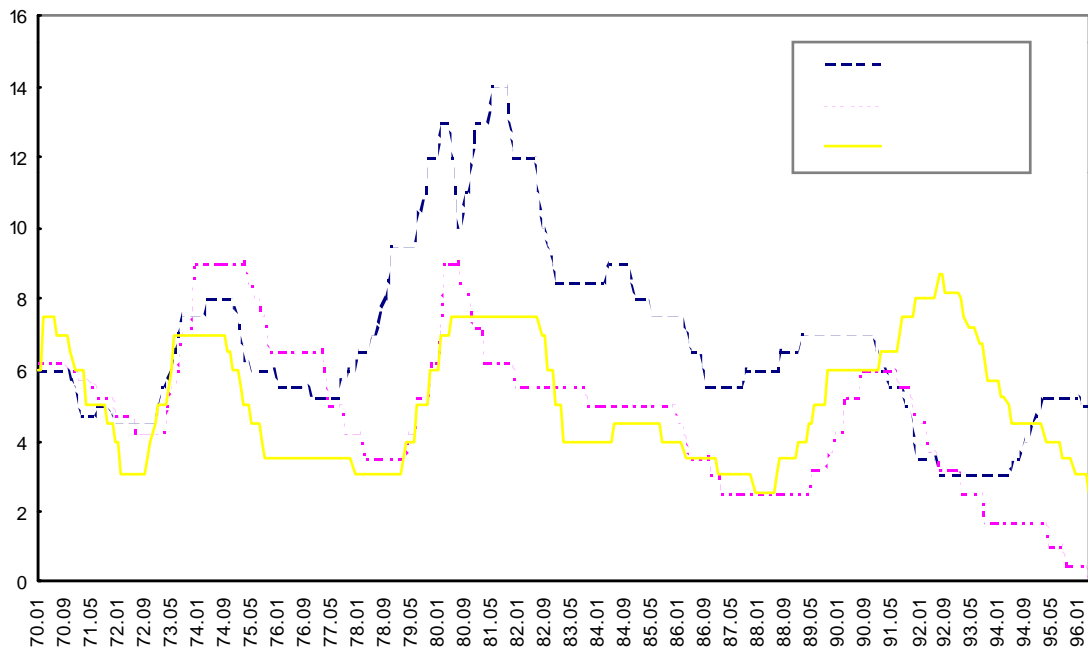
註: △는 유출초과

資料: 日本 大藏省, 「國際金融年譜」, 各号에서 가공 작성.

<부도 1> 엔·마르크·달러화 환율



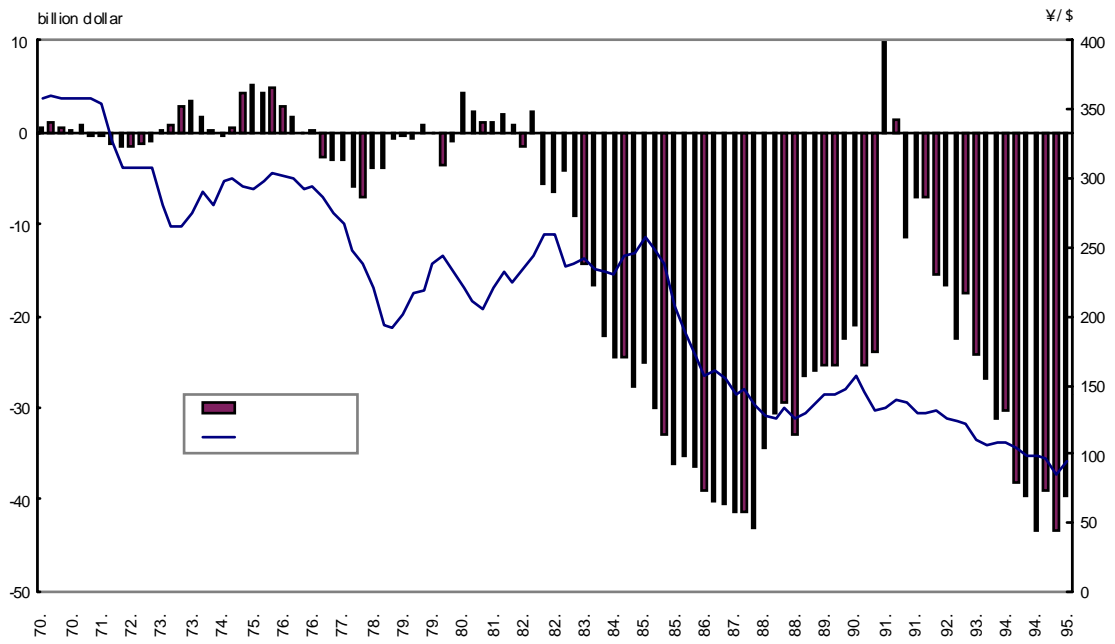
<부도 2> 美·日·獨 중앙은행 할인율 추이



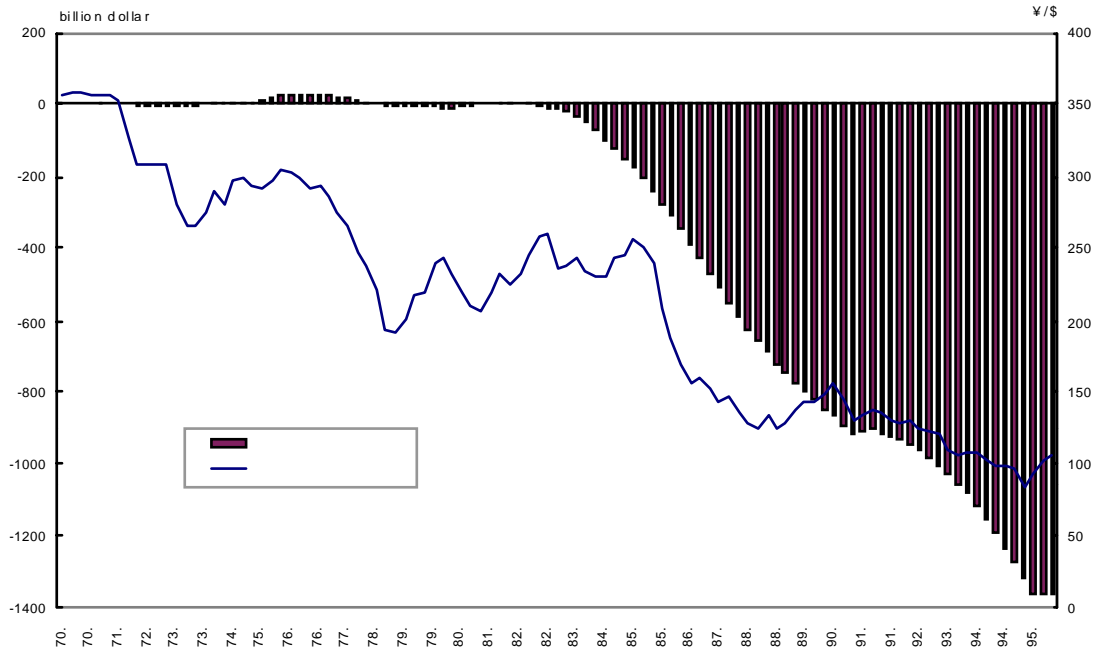
<부도 3> 엔달러 환율과 유가 추이



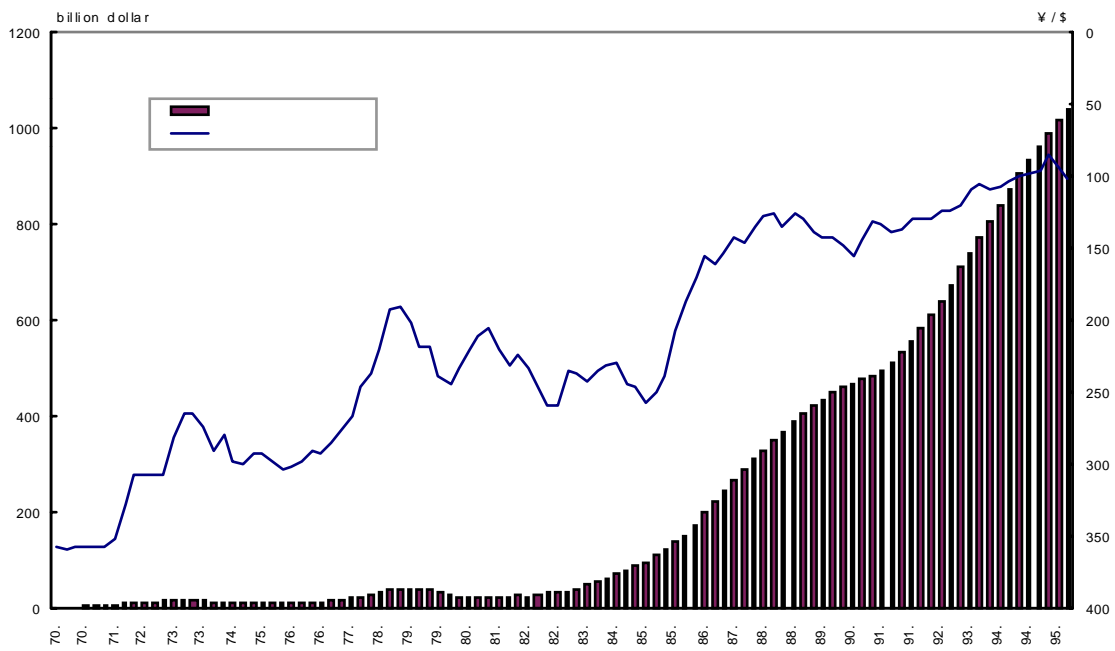
<부도 4> 미국 경상수지와 엔달러 환율



<부도 5> 미국의 누적 경상수지와 엔달러 환율



<부도 6> 일본의 누적 경상수지와 엔달러 환율 추이



<부록 4> 엔·달러 환율 국제금융연표

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
45.08	- 日, 종전후 점령군 사령부가 외환 관리업무 장악	360.0
45.12	- 美·英金融協定 · 스텔링블록 해체 - IMF협정발효 · 교환성 통화는 美달러, 캐나다달러 뿐	360.0
47.10	- GATT(관세·무역에 관한 일반협정) 성립	360.0
48.06	- 西獨, 통화 개혁	360.0
49.03	- 日, 외국환관리 위원회 설치	360.0
49.04	- 日, 대미 달러 단일환율 채택 · 1달러=360엔 : 1971년 8월 1차 floating까지 고정	360.0
49.09	- 日, 외국환 및 외국무역관리법의 공포 및 시행 · 일본은행에 의한 외환집중관리	360.0
50.01	- 日, 외국환 예산제도의 실시	360.0
50.05	- 日, 외화에 관한 법률 공포 및 시행	360.0
50.06	- 한국전쟁	360.0
52.04	- 日, 외국환 은행 지정(11개) · 은행의 외환보유 허용 · 6월부터 수출입 대금은 외국환은행들의 외화 계정을 통하여 결제할 수 있도록 허용 · 외국환 은행의 net short position 금지	360.0
52.07	- 日, 동경외국환시장 재개 - 日, 외국인 일본 주식투자 허용 · 한도 : 비제한업종 8%, 제한업종 5%	360.0

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
63.07	- 케네디, 달러방위대책 발표, 金利平衡稅 도입	360.0
63.08	- 美, 국제수지 균형목표로서 통상거래수지 도입	360.0
64.04	- 日, IMF Ⅷ조국 이행 - 日, 외국환예산제도의 폐지 - 日, OECD 가입	360.0
65.02	- 美, 월남전 북폭개시	360.0
67	- 英, 수에즈 以東으로부터 철수	360.0
68.02	- 日, 엔전환한도제 도입 · 1980년 12월 신외환관리법제정시까지 유지	360.0
68.03	- 英, 런던금시장 폐쇄 - 금POOL 붕괴, 금의 이중가격제	360.0
68.07	- 유럽, EEC 관세동맹 완성	360.0
68.09	- 신바젤협정 · 파운드잔고 처리문제 · 달러에 의한 가치보증에 관한 부대조항	360.0
69.04	- 美, 닉슨 국제수지교서 · 시중단기금리 8~9%로	360.0
69.07	- SDR 창출을 위한 IMF협정 제1차 개정 발효	360.0
69.08	- 佛, 프랑 절하(11.1%)	360.0
69.09	- 西獨, 외환시장 일시폐쇄 → 마르크 변동환율제로	360.0
69.10	- 西獨, 마르크 9.3% 절상 · 1달러=4.2마르크→3.66마르크로	360.0

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
70.03	- 美, 달러 對유럽시세 하락, 미 SDR 최초로 사용	357.6
70.04	- 日, 증권투자신탁회사에 대한 외국증권취득 허용 · 한도: 1억달러	358.1
70.06	- 캐나다, 변동환율제 실시	358.9
70.09	- 日, 외국인 일본 주식투자 한도확대 · 비제한업종 25% 제한업종 15%	358.0
70.10	- 유럽, 유럽통화통합에 관한 베르너 보고	357.8
71.05	- 마르크 투기 → 서독, 유럽 각국외환시장 일시폐쇄 - 마르크 변동환율제 이행	357.4
71.07	- 日, 증권투자신탁회사에 대한 외국증권취득한도 철폐 - 日, 일반투자자의 해외증권투자에 대한 포괄적 허용 - 日, 해외 부동산 취득에 대한 통제 완화	357.4
71.08	- 美, 프랑스의 금교환 청구로 美 금준비 102억달러로 감소 - 美닉슨, 긴급경제대책 · 금·달러 교환정지, 수입과징금, 소득정책을 도입 - 日, 환율 floating(12월 19일까지) - 日, 수출선수금(1만달러이상) 및 자유엔계정 잔액에 대한 통제 - 日, 엔 변동환율제 이행	355.7
71.09	- 日, 엔전환한도에 대한 통제강화	346.0
71.12	- 스미소니언 합의 · 대미 달러 고정환율변경(1달러=308엔) · 중심환율을 기준으로 환율변동폭을 2.5%로 확대 · 미국 수입과징금 철폐 - 닉슨·퐁피두 회담 · 달러 절하, 통화조정에 관한 합의 - 日, 유럽 외환시장폐쇄	320.5

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
72.01	- 日, 수출선수금 및 자유엔계정 잔액에 대한 통제 철폐	308.0
72.02	- 美, 닉슨 중국방문 - 日, 중심환율제를 떠나 변동환율제로 이행 - 日, 신탁은행에 대한 외국증권구입 허용 - 日, 수출선수금에 대한 통제재개 (1만달러)	308.0
72.03	- 日, 일본은행에 대한 해외증권구입 허용	308.0
72.04	- 日, 동경 달러·콜 시장 설립 - 유럽, EC역내변동폭 축소 · 스미소니언 합의의 반인 2.25%	308.0
72.05	- 美·蘇頂上會談 · 70년대 美銀의 유럽진출 활발화(다국적 은행화) - 日, 외환집중제도폐지	308.0
72.06	- 英, 파운드 변동환율제로 이행→유럽주요 외환시장 폐쇄 - 日, 수출선수금에 대한 통제강화 (1만→5천달러) - 日, 비거주자 자유엔계정 예금에 대한 한계준비금제도 도입 (25%)	308.0
72.07	- 日, 비거주자 자유엔예금에 대한 한계 준비율 인상 (50%) - 日, 거주자의 해외 부동산 매입허용	308.0
72.10	- 日, 외국인의 일본 증권구입은 다른 외국인의 매도분에 한하여 허용	308.0
73.01	- 美, 달러 대금·SDR 10% 절하 - 베트남 평화협정 조인 - 확대 EC 발족 - 스위스, 스위스 프랑 변동환율제로	301.7
73.02	- 日, 엔화 변동환율제도로 이행 - 美, 달러 10% 절하→ 스미소니언 합의 파기 · 변동환율제로 전면적 이행 - 伊, 리라 변동환율제 이행	280.2

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
73.03	- 日, 정부의 외환시장 개입 - 西獨, 마르크 3%절상, EC 공동 변동환율제	261.5
73.05	- 日, 외국인 일본 주식투자 한도를 100%로 확대 · 기업의 동의 필요, 17개 업종은 제외	264.8
73.06	- 美, 달러 평가절하	264.7
73.10	- 제4차 중동전쟁 - 제1차 오일쇼크	266.3
73.11	- 日, 수출선수금에 대한 통제완화 (1만달러) - 日, 외국인의 일본주식구입한도 철폐	277.8
73.12	- 日, 외국환은행의 엔 전환도에 대한 통제완화 - 日, 자유엔예금에 대한 한계지불준비율 인하 (50% → 10%) - 日, 일본채권에 대한 외국인의 구입 한도 철폐	280.0
74.01	- 유럽, EC 공동 변동환율제 이탈 - 佛, 프랑 snake 이탈	296.3
74.06	- 10개국 재무장관회의, 금담보차관합의 - IMF 20개국 위원회, 국제통화개혁개요 결정 - IMF 이사회, 석유자금 특별융자제도 - 美, 이자평형세·대외투융자 규제 전폐	282.9
74.07	- 달러변동에 영향을 받지 않는 SDR, 변동 돌입 · 1SDR=금 0.88671g=1달러 → 16개국 통화에 의한 표준바스켓방식으로 - 西獨, 헤르슈타트 선물환 실패로 유로시장 불안 - 美, 금의 민간보유자유화 법안가결(75.1월부터실시)	290.6
74.08	- 日, 단기정부채권에 대한 외국인 투자 자유화	302.4

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
74.09	<ul style="list-style-type: none"> - 西獨, 이탈리아에 금담보차관 공여 (20억달러) - 日, 자유엔예금에 대한 한계지준 폐지 	299.0
74.11	<ul style="list-style-type: none"> - 美·佛정상, 금준비의 시가평가에 합의 	300.1
75.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 재무성 금매각 <ul style="list-style-type: none"> · 입찰방식-부정기 매각 · 75.6 부정기매각을 거쳐 → 79.10 월레매각 실시 - 佛, 금준비의 시가평가 개시 	299.9
75.06	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 대외증권투자규제 철폐 	293.4
75.07	<ul style="list-style-type: none"> - 佛, snake로 복귀 	296.3
75.11	<ul style="list-style-type: none"> - 제1회 선진국수뇌회담(랑뷔에수뇌회담) 	302.6
76.01	<ul style="list-style-type: none"> - IMF잠정위원회, IMF협정 제2차 개정에 관한 자마이카 킹스틴 합의 <ul style="list-style-type: none"> · 통일적 환율제 폐지 → non-system · 금사용에 관한 조항의 완전 삭제 (공정가격, 통화의 가치기준, 출자금→SDR로) 	304.7
76.06	<ul style="list-style-type: none"> - IMF, 제1회 보유금 매각개시 <ul style="list-style-type: none"> · 80.5 최종매각. 총액으로 IMF보유금의 1/3 	299.3
77.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 카터대통령 취임 - 英, 파운드 지원, 제3차 바젤협정 성립 	290.9
77.06	<ul style="list-style-type: none"> - OECD에서 美재무장관 브루멘소르, 무역수지개선을 위한 외환조정·달러하락 발언 → 달러매각 투기 - 日, 비거주자의 일본 주식 및 채권 구입에 대한 자동 승인제도로 이행 	273.0

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
77.09	- 美, 인플레이션 상승	267.0
77.11	- 日, 비거주자 자유엔 예금에 대한 한계지준율을 50%로 인상 - 日, 비거주자의 단기 정부 채권의 사실상 금지 (정부채의 공모정지를 통하여) - 日, 엔전환한도에서 net short position 관리제도로 전환 - 日, 거주자 외화예금 잔액에 대한 통제 철폐 - 日, 거주자 외화예금 및 비거주자 자유엔 예금에 대한 한계지준율 0.25% 설정	244.7
78.03	- 美, 서독과의 스왑폭 확대, 서독으로의 SDR매각으로 이루어지는 달러방위책 발표	231.5
78.04	- IMF협정 제2차개정 발효 - 日, 대외증권투자 위험해지를 위한 선물환거래 해금 - 日, 거주자 외화예금 한도확대 (300만엔이하) - 日, 수입 usance 기한연장 (120일→140일)	221.6
78.09	- 이란혁명 · OPEC, 달러에서 도피 → 외화준비구성전환	190.1
78.10	- 이란 석유산업 정지, 정치적 불안	183.9
78.11	- 카터정권 달러 방위책 발표 · 금·SDR매각스왑협정 발동 · 카터본드 발행	191.3
79.02	- 日, 외국인투자자의 일본채권 취득 통제 철폐 - 日, 비거주자의 엔화예금에 대한 한계지준폐지	200.5
79.03	- 유럽통화제도 EMS 발족 · ECU표시 중심환율제 · 역내신용공여기구(EMF) · ECU는 역내중앙은행간에 자산결제(역내금준비의 20%를 결제수단으로서 유동화)로 사용을 한정	206.2

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
79.05	<ul style="list-style-type: none"> - 英, 대처정권 발족 - 日, 비거주자의 gensaki시장 repo 거래 허용 - 日. 수출선수금 규제철폐 - 日, 수입 usance기한연장 (140→180일) - 日, 단기 impact loan(비연계외화대출) 허용 	218.3
79.06	<ul style="list-style-type: none"> - OPEC 오일 가격상승 	218.8
79.09	<ul style="list-style-type: none"> - EMS 통화조정, 마르크 절상 	222.2
79.10	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 신금융조절방식 · 이자율중시→통화공급=은행준비율 중시 	230.4
79.11	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 재무성 금매각 중지 · 75년 이후로 총매각액, 재무성보유금의 약 6% - 美, 이란자산동결 	244.9
79.12	<ul style="list-style-type: none"> - 제2차 오일쇼크 · 1배럴=24달러 → 81.10. 1배럴=34달러(peak) - 소련의 아프카니스탄 군사개입 	240.7
80.01	<ul style="list-style-type: none"> - NY코맥스시장 · 금1온스=875달러, 시장최고치 기록 	238.0
80.03	<ul style="list-style-type: none"> - U.S. 달러 평가절상 - 비거주자 공공기관에 의한 엔화 예금의 금리자유화 	248.6
80.09	<ul style="list-style-type: none"> - 이란·이라크 전쟁발발 	214.9
80.10	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 금위원회 설치법 	209.3
80.12	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 신외환관리법 시행 (외환거래원칙금지→원칙자유체계로 전환) 	209.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
81.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 레이건 대통령 취임 · 경제재생계획 : 세출삭감, 대폭감세, 규제완화, 통화공급중시. - 日, 외화예금의 기준율 인상 (정기예금 0.25 → 0.375%, 기 타 0.5 → 1.25%) - 日, 기준외화대부제도 창설 	202.2
81.05	<ul style="list-style-type: none"> - SDR복원의무 폐지 	220.8
82.04	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 외국은행의 엔·달러 스왑한도 확대 	244.3
82.06	<ul style="list-style-type: none"> - 이스라엘 공군기, 레바논 폭격 	251.1
82.08	<ul style="list-style-type: none"> - 멕시코 대외채무반제 불능 통고 · 중남미 누적채무 위기 발발 	258.7
82.10	<ul style="list-style-type: none"> - 이탈리아의 안프로시아노은행 경영난관봉착 	271.3
82.11	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 나카소네 정권 	265.4
83.01	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 엔표시 외국채 발행요건 완화 	232.9
83.03	<ul style="list-style-type: none"> - EMS 통화조정 	238.0
83	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 배싱 II형 미사일 유럽배치 (소련의 SS20에 대항) 미 SDI구상 	
83.06	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 외국환은행 해외지점의 비거주자에 대한 단기 Euro-yen 대출 자유화 	240.0
83.11	<ul style="list-style-type: none"> - 美日 엔/달러 위원회설립 	235.1

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
84.04	- 日, 선물환거래의 실수요원칙 폐지 - 日, 해외 CD 및 CP의 일본내 판매 개시	225.0
84.05	- 美日 엔/달러 위원회 보고 - 美, 콘티넨탈 일리노이 예금인출 위기	230.8
84.06	- 日, 엔전환 규제 철폐	233.2
84.12	- 日, 단기 Euro-yen CD 발행 허용	248.0
84	- EC, EFTA와의 통합시장에 관한 룩셈부르크합의	
85.03	- 蘇, 고르바초프 서기장 취임 · 페레스트로이카 노선	258.3
85.04	- 日, 일본은행의 비거주자에 대한 중장기 Euro-yen 대출자유화	251.7
85.05	- 日, 거주자 단기 Euro-yen 차입시 사전신고 의무 면제	251.9
85.06	- 日, 엔표시 은행인수어음시장 창설	248.9
85.09	- G5 프라자 회의 · 미달러화 과대평가 시정 합의	237.2
85	- 기축통화 · 미국순채무국 전략 → 일본 최대순채권국으로	
85.10	- IMF·세계은행총회(서울) · 도상국채무문제에 관한 베이커구상 · 대상 : 브라질, 멕시코등 성장촉진을 위한 상업은행 추가융자 약200억달러	214.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
86.02	- 필리핀 아키노 신정권	184.6
86.03	- G5 협조 금리인하 · 美, 공정할인율 7.5% → 7% · 西獨, 공정할인율 4% → 3.5% · 佛, 공정할인율 8.5% → 8.25%	178.8
86.04	- 日, 마에가와리포트 · 국제협조를 위한 경제구조연구회보고서	175.6
86.05	- 동경회담 · 상호감시 위한 경제지표 도입 · G7창설결정 - 美, 베이커 재무장관 달리고 시정은 매우 충분 발언 · 일본으로부터의 자본유입감소, 금리재상승우려	166.8
86.06	- 멕시코 채무위기 재발 · 채무의 채권화·주식화 구상	167.8
86.10	- 美日, 베이커·미야자와 공동성명 · 일본 소득세·법인세 최고세율 인하 · 금리인하	156.0
86.11	- 日, 공정할인율 3.0%	162.7
86.12	- 日, 일본역외시장(JOM)창설 - 美, 대통령 재정균형법(그램·레드만법) 서명	162.2
87.01	- 달러 전면급락 시작 - 美, NY연방은행, 플라자합의 최초로 달러매입개입	154.5
87.02	- G6 루브르 합의 · 달리고시정 유도에서 달러안정으로 전략전환 - 美, 대통령 1978년 무역, 고용, 생산성 법안 제출 · 요점 : 하이테크분야의 생산성 향상	153.5

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
87.04	- 美, 일본제 반도체제품 일부에 100% 보복관세 실시 - 워싱턴 IMF잠정위원회, G5·G7, 환율현상을 추인	143.0
87.08	- 미국·일본·유럽 협력 개입	147.6
87.10	- 세계주가 동시 폭락(블랙 먼데이) - 달러급락 재개	143.4
87.11	- 日, 비거주자의 Euro-yen CD 발행 자유화 - 美, 대통령, 의회간에 적자삭감 합의 성립 · 88년도 302억달러 · 89년도 458.5억달러	135.4
87.12	- G7회의, 달러화 안정을 위한 크리스마스 합의 - 美蘇, 중거리핵전력 전폐조약 조인 - 금가격 500달러 돌파 - 英, 잉글랜드 은행, 달러준비 일부를 DM, 엔으로 교체	128.3
88.01	- 미국-캐나다 자유무역협정 조인 - 美, NY주식시장 \$140,59 급락	127.4
88.03	- 美, 상원 금융근대화법안 (글래스·스티걸법 수정) 가결	127.4
88.04	- 소련군, 아프칸 철수개시 - G7, 상품가격지표도입 선택(SDR표시) - 美, 포괄통상법안, 상원통과 → 미일구조협약	124.8
88.05	- 美, 장기금리(30년물 국채 : 표면이율 8.575)상승 마침. 9.15%로←실업률 저하, 인플레이 우려	124.7

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
88.06	<ul style="list-style-type: none"> - EC재무장관이사회 <ul style="list-style-type: none"> · 단계적으로 역내12개국의 외환관리완전철폐로 자본이동 완전자유화를 결정 · 은행예금, 용자 완전자유화 달성 · 유럽통화통합(유럽중앙은행 창설을 포함) - 필리핀, 농지개혁계획 발표 - 서독 금리상승 예상으로 미채권·주식·달러의 연동하락 재현 - BIS, 국제업무은행의 자기자본비율에 관한 규제 정식결정 	126.8
88.07	<ul style="list-style-type: none"> - 제4회 일·EC비공식 금융협의 	133.1
88.08	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 대통령 포괄무역법안 서명 - 日, 다케시다총리 방중 	133.6
88.09	<ul style="list-style-type: none"> - IMF·세계은행 년차총회 <ul style="list-style-type: none"> · 준비자산의 다양화 제창 - 日, 다케시다총리 방한 - 日, 주가지수 옵션거래개시(Osaka) 	134.6
88.10	<ul style="list-style-type: none"> - 미일 장관협의 및 미일구조회의 - 美, 재무성 「국제경제·위체상장정책보고서」 의회 제출 	129.3
88.11	<ul style="list-style-type: none"> - 韓國, IMF8조국 이행 - 캐나다 총리선거, 진보보수당 승리 	123.3
88.12	<ul style="list-style-type: none"> - 카토·우루과이 라운드 중간각료회의 - 日, 대외경제협력관계각료회의 설치 - 고르바쵸프의 UN연설 	123.6
89.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 부시 대통령 취임 	127.1
89.02	<ul style="list-style-type: none"> - 美日, 정상회담 - 日, 다케시다 총리 미국방문 	127.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
89.04	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 의회와 정당간의 재정적자 축소 합의 - 日, 동경국제금융선물거래소 창설 - 日, 다케시다 총리 ASEAN제국 방문 - 몬트리올의정서 체결국 회의 	132.0
89.05	<ul style="list-style-type: none"> - 中國, 계엄령 발포 	138.1
89.06	<ul style="list-style-type: none"> - 천안문사건 - EC정상회의 	143.6
89.07	<ul style="list-style-type: none"> - IDA환경기금 창설 - 美日 구조조정협의회 	140.7
89.09	<ul style="list-style-type: none"> - 美日 무역위원회 - 英日수뇌회담(동경) 	145.1
89.10	<ul style="list-style-type: none"> - 英, 시장대출금리인상 (14.0 → 15.0%) - 獨, 공정할인율 인상 (5.0 → 6.0%) - 佛, 시장개입금리인상 (8.75 → 9.50%) - 日, 공정할인율 인상 (3.25 → 3.75%) 	142.1
89.11	<ul style="list-style-type: none"> - 제1회 아시아태평양경제협력 각료회의 - 獨, 베를린의 벽 붕괴 	143.6
89.12	<ul style="list-style-type: none"> - 유럽이사회, 유럽부흥개발은행의 창설 승인 - 美蘇정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 소련의 GATT참여 문제 · 양국간 경제협력 강화 	143.7
90.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美 칼라 힐즈 무역대표, 해외투자에 대한 각국 정부의 규제조치 철폐 제안 - 日, 대장성 CP발행규제 개정령 마련 	145.2

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
90.02	<ul style="list-style-type: none"> - 蘇, 신강령 채택 <ul style="list-style-type: none"> · 계획경제와 시장경제를 기능적으로 결합한 경제체제로의 이행 · 정치민주화가 주요내용 	145.5
90.03	<ul style="list-style-type: none"> - 美 하원 은행위원회, Money Laundering 규제 법안을 만장일치로 가결 	153.2
90.04	<ul style="list-style-type: none"> - G7, 엔안정화 지지 합의 - EC 위원회, 자기자본비율에 관한 통일기준안 마련 - 미소 양국간 무역협정 체결 합의 	158.6
90.05	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 예금금리 자유화안 발표 	153.2
90.06	<ul style="list-style-type: none"> - EFTA, EC와의 경제적 통합체인 EES 창설을 내용으로 하는 공동선언문 채택 - 英, 유럽통화기금 창설 및 기존 EC통화와 ECU의 병행통용 방안 제안 - EC정상, 더블린 정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 로마조약 수정협상 일정 확정 · 소련 지원문제 현안 협의 	153.8
90.07	<ul style="list-style-type: none"> - 東·西獨 통화동맹 발효 - 세계은행, 「개발정책·인재육성기금」 창설 <ul style="list-style-type: none"> · 헝가리 용자 (BIS, 美, 계2억6,000만달러) 	149.3
90.08	<ul style="list-style-type: none"> - 이라크, 쿠웨이트 침공 <ul style="list-style-type: none"> · 이라크의 쿠웨이트 경제제재결정 - 日, 이라크의 쿠웨이트 경제제재실시 - 중국과 인도네시아 국교 정상화 	147.5
90.10	<ul style="list-style-type: none"> - 독일 통일 	129.8
90.12	<ul style="list-style-type: none"> - 대만과 인도네시아, 양국간 투자협정 체결 - 美聯準, 독일은행에 대해 최초로 primary dealer 자격 인정 	133.7

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
91.01	<ul style="list-style-type: none"> - 페르시아만 전쟁 - G-7 공동성명 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 국제정세 불안정에 대처 · 국제금융시장의 안정 도모를 위한 정책협조 강화 - 대만, 중국에 대한 투자계획 공식 승인 	133.6
91.02	<ul style="list-style-type: none"> - 獨, 독자적인 로마조약 수정안 마련 	130.5
91.04	<ul style="list-style-type: none"> - EBRD창립총회 - 남미4개국, 남미공동시장 창설을 위한 아순시온조약 체결 	137.0
91.05	<ul style="list-style-type: none"> - 美 상하양원, 종합무역법의 일괄심의권한의 2년연장 요청안 승인 	138.0
91.06	<ul style="list-style-type: none"> - 日 금융제도조사회, 금융제도개편에 관한 최종 보고서 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 금융기관간 상호참여 허용 - 美, 캐나다, 멕시코등, 북미자유무역지대의 창설을 위한 제1차 각료회의 - EC 룩셈부르크 정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 유고슬라비아의 내전종식 · 소련 경제지원 확대에 관한 논의 	139.8
91.09	<ul style="list-style-type: none"> - 美 부시대통령, 「발틱지원책」 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 발트3국에 대한 최혜국 대우 자격의 부여 · UN가입 지지 - EC 브뤼셀 정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 네덜란드의 통화통합 논의 - EC위원회, 석유, 석탄에 대해 高率의 환경세 부과 제의 - 日, 보통사채시장의 활성화 및 정부금융기관의 공적자금 활용 	134.6

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
91.10	<ul style="list-style-type: none"> - EC, 「통화통합조약」 초안발표 - 대만, 외환시장 활성화 계획 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 미달러화와 제3국통화간의 거래 도입 · 국제금융브로커의 대만외환시장 참여 허용 - 美, 실질GNP 증가 	130.9
91.12	<ul style="list-style-type: none"> - 소련붕괴 - 日, 공정한인율 인하(5.0 → 4.5%) - 중남미 리오그룹 정상회담, 「Cartegena 선언」 <ul style="list-style-type: none"> · 자유무역협정 체결 · 미주 자유무역지대 계획 실현 · 우루과이 라운드 다자간 무역협상의 성공적 타결 · 보호주의 장벽 제거 - EC 마스트리히트 정상회담, 유럽동맹조약 체결 	128.1
92.01	<ul style="list-style-type: none"> - ASEAN회원국, 자유무역지대창설 합의 - 美日 제1차 정상회담, 「세계경제성장경로에 관한 공동 성명」 채택 - 美日 제2차 정상회담, 「동경선언」, 「국제적 동반자관계 강화를 위한 행동계획」 채택 	125.1
92.02	<ul style="list-style-type: none"> - 대만, 대중국 투자 금지 발표 - 美 聯準, 통화정책보고서 발표 <ul style="list-style-type: none"> · “1978년 완전고용 및 균형성장법”에 의거 - 美 상원, 본회의 개최 <ul style="list-style-type: none"> · 중국에 대한 최혜국 대우에 대해 조건부 연장 가결 	127.5
92.03	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 긴급경제대책 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 국내경기 회복을 위한 공공사업 조기집행 · 민간설비투자 촉진 - 美 하원, 신탁공사에 대한 자금지원법안 가결 	132.8
92.04	<ul style="list-style-type: none"> - 臺灣, 금수출금지조치 해제 및 금수입 완전자유화 - G7, 파리회담 <ul style="list-style-type: none"> · 엔저 저지 	133.6
92.05	<ul style="list-style-type: none"> - 스위스, EC가입 정식 신청 	130.7

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
92.07	- 臺灣, 중국과 인적교류 확대를 위한 법안 발표 - 美日, 구조조정협의회	125.7
92.08	- 日, 종합경제대책 발표 · 경기부양 · 금융·자본시장의 안정 도모 - 美, 캐나다, 멕시코, 3국 통상대표회담 개최 · 북미자유무역협정체결을 위한 기본내용에 합의	126.3
92.09	- 유럽 통화 위기 - 美, 멕시코간 이중과세 및 탈세 방지를 위한 협정체결	122.7
92.12	- ASEAN회원국, 자카르타 AFTA 협의회에서 공동특혜관세 실시방안 확정 - 中, 금융개혁 추진방향 발표 · 중앙은행의 기능 강화 · 단계적인 금리자유화 추진 · 금융개방확대 - 獨, 유럽동맹조약 비준	123.9
93.01	- 美, 클린턴대통령 취임 - 日, 「공동매입채권회사」 발족	125.0
93.02	- 韓, 김영삼대통령 취임 - APEC회의, 싱가포르에 상설사무국 설치	121.0
93.03	- 美 상원, 클린턴 대통령의 「중기재정적자감축안」 가결	117.0
93.04	- G7 워싱턴 회담 · 円高 유도	112.4
93.05	- 中, 싱가포르에 「중국투자공사」 설립 - 美, 대 중국에 최혜국대우 1년간 연장 - 英, 유럽동맹조약 비준 동의안 가결	110.2
93.06	- 美日, 금융문제 관련 비공식협의	107.3

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
93.07	<ul style="list-style-type: none"> - 러시아, 화폐개혁조치 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 1992년말까지 발행된 루블화의 유통 금지 - ASEAN, 공동성명 채택 <ul style="list-style-type: none"> · 亞·太지역 발전을 위해 정치·안보·경제면에서 회원국간 협력 강화 	107.8
93.08	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 호소가와 연립내각 발족 - 美, 캐나다, 멕시코, NAFTA 보완협정에 합의 <ul style="list-style-type: none"> · 노동자 권익 및 환경 보호 · 미국·멕시코 국경지역 개발 · 국내산업 육성 	103.7
93.09	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 긴급경제대책 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 엔고에 대응(각종규제 완화, 유통구조 개선, 내외가격차 시정) · 경기부양을 위해 사회간접자본 정비, 조세감면 - 팔레스타인·이스라엘간 잠정자치원칙 선언 	105.2
93.10	<ul style="list-style-type: none"> - 중동평화지원각료회의 	106.9
93.12	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 리비아에 경제제재 실시 - GATT, 우루과이 라운드 합의 	109.7
94.01	<ul style="list-style-type: none"> - 美 상원, 베트남에 대한 경제제재의 조기 해제에 대한 비구속 결의안 가결 - 佛 통화정책위원회, 통화정책목표 설정 	111.5
94.02	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 유동성예금의 금리자유화안 최종 확정 - APEC 각료회의, <ul style="list-style-type: none"> · 亞·太지역의 경제적인 유대관계 강화 · 亞·太지역의 지속적 성장을 위한 1조달러 이상의 자금 조성 	106.2
94.03	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 대외경제대책발표 - 멕시코, OECD가입 	105.1

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
94.04	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 무라야마내각 탄생 - 獨, 재정적자 위기(일본경제신문) - GATT, 우루과이 라운드 각료 무역교섭위원회 - 日, 하네다내각 발족 	103.5
94.05	<ul style="list-style-type: none"> - EU위원회, 거시경제지침 마련 <ul style="list-style-type: none"> · 재정적자 삭감 · 물가상승 억제 · 환율 안정 	104.0
94.06	<ul style="list-style-type: none"> - 동남아시아 10개국 비공식회의, 「동남아시아 공동체」 구상 	102.7
94.07	<ul style="list-style-type: none"> - 북한, 김일성 사망 - 브라질, 인플레이션억제를 위한 화폐개혁 단행 - 러시아 옐친 대통령, 민영화 촉진에 관한 대통령령에 서명 	98.5
94.08	<ul style="list-style-type: none"> - 中, 주식시장을 외국인투자자에게 개방 	99.9
94.10	<ul style="list-style-type: none"> - APEC, 중소기업담당 장관회의 개최 	98.4
94.12	<ul style="list-style-type: none"> - 멕시코 폐소화 폭락 - 日, 보스니아 추가 경제제재 실시 	100.2
95.01	<ul style="list-style-type: none"> - 네델란드 국제은행(ING), 북한에 국영손해보험회사와의 합작은행 설립 합의 	99.8
95.02	<ul style="list-style-type: none"> - 베어링사 사건 - 美 연방준비제도, 공정할인을 인상 (4.75 → 5.25%) - 영국은행, 정책금리 인상 (최저대출할인율 6.25 → 6.75%) 	98.2
95.03	<ul style="list-style-type: none"> - 독일연방은행, 공정할인율 인하(4.50 → 4.00%) - 브라질, 종합환율 대책 <ul style="list-style-type: none"> · 외자도입 촉진 · 레알화 환율의 적정수준 유지 	90.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
95.04	<ul style="list-style-type: none"> - G7 회의, 「緊急円高・經濟對策」 결정 · 달러화 상승 	83.6
95.05	<ul style="list-style-type: none"> - SAARC, 「뉴델리 선언」 채택 · 남아시아 특혜무역협정 정식 발족 - 美 하원 은행위원회, 지주회사를 통한 은행과 증권업 진출을 허용하는 금융개혁법안 통과 	85.3
95.06	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 對日항공제재안 발표 - EU정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 통화통합의 추진일정 · 고용 확대 정책 · 역외국과의 대외관계 강화 	84.5
95.07	<ul style="list-style-type: none"> - 美 하원, 알래스카 원유의 수출을 허용하는 법안 가결 	87.3
95.08	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 대장성 「엔고시정의 해외투융자촉진대책」 발표 · 기관투자자의 해외투융자 촉진 · 공공차관 확대 - 日, 무라야마 개조 내각 발족 	94.5
95.09	<ul style="list-style-type: none"> - 中, 상해 포동개발지역을 홍콩수준의 국제금융센터로 육성하기 위한 계획안 발표 - 日, 경제종합대책 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 공공투자 확대 	100.5
95.11	<ul style="list-style-type: none"> - APEC, 경제각료회의 「보고르 선언」의 구체화를 위한 행동지침 채택 - 유럽통화기구(EMI), 유럽통화통합 달성을 위한 4단계 방안 제시 - 체코, OECD 가입 	101.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
95.12	<ul style="list-style-type: none"> - 홍콩금리관리국, 필리핀 중앙은행과 미달러화 환매거래약정 체결 - ASAEN 정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 서비스, 무역, 투자 자유화의 조기 추진 등에 합의 · 캄보디아, 라오스, 미얀마 정상들과 동남아비핵지대조약(SEANWFZ) 체결 - 美 上·下 양원, 증권사기관 관련 소송제한법 재의결 - EU 마드리드 정상회담 <ul style="list-style-type: none"> · 단일통화명칭을 EURO로 확정 · EMI의 통화통합 일정 확인 	101.8
96.01	<ul style="list-style-type: none"> - 中, 「중국 香港특별행정구 준비위원회」 발족 - 美, GDP 산출방식 변경 <ul style="list-style-type: none"> · 고정가중방식에서 → 연쇄가중방식으로 변경 - 英, 어음교환법 개정 <ul style="list-style-type: none"> · 어음·수표 결제과정 간소화 · 금융기관의 비용절감 도모 	105.8
96.02	<ul style="list-style-type: none"> - 日, 홍콩 및 싱가포르와 외환시장 위탁개입협정 체결 <ul style="list-style-type: none"> · 엔화강세 현상 재현 방지 - 홍콩, 中과 美 달러화 환매거래약정 체결 - 美 하원, 「농업자유화 법안」 가결 	105.7
96.03	<ul style="list-style-type: none"> - 제1차 아시아·유럽 정상회의 - 日, 외화관련 규제완화 방침 확정 <ul style="list-style-type: none"> · 해외직접투자 및 증권투자 관련규제를 철폐 · 증권회사의 외국환업무 취급범위 대폭 확대 - 美 의회, 「연방채무한도 인상 법안」 가결 - OECD, 헝가리 가입 	105.9

시 기	엔·달러 환율 국제금융 추이	엔/달러 환율
96.04	<ul style="list-style-type: none"> - 中, 공개시장조작 실시 <ul style="list-style-type: none"> · 9천만元(약 24억달러)규모의 단기국채 매입 - ASEAN 경제장관회의 <ul style="list-style-type: none"> · 역내 산업협력계획 서명 · 특허 및 상표권 표준화 · 역내 자유투자지대 설치 - 러시아·벨라루스, 통합조약(Union Pact) 조인 - EU, 1999년 통화통합 후 신ERM을 창설기로 합의 	107.5
96.05	<ul style="list-style-type: none"> - 美, 「인플레이션연동형 채권 발행계획」 발표 - 바젤위원회·국제증권관리위원회기구, 상호협력증진 합의 	106.5
96.06	<ul style="list-style-type: none"> - 인도네시아, 무역규제 완화조치 발표 <ul style="list-style-type: none"> · 1,497개 품목에 대한 관세 인하 · 수출입 절차의 간소화 - 美 하원, 「증권산업 규제 완화 법안」 가결 - 러시아, 경상거래에서의 루블화 兌換에 대한 규제 철폐 발표 - EU정상회담(플로렌스) <ul style="list-style-type: none"> · 영국산 소고기 금수조치의 단계적 해제 · 재정안정협정 체결 	108.9
96.09	<ul style="list-style-type: none"> - 日 연립여당, 대장성 개혁방안 확정 <ul style="list-style-type: none"> · 독립적인 금융검사·감독기관의 설치 · 대장성내 금융국 신설 · 일본은행의 독립성 제고 	109.7
96.10	<ul style="list-style-type: none"> - 獨, 경상수지 및 무역수지 흑자 기록 발표 - 핀란드, ERM 가입 	112.4
96.12	<ul style="list-style-type: none"> - EU 정상회담(더블린) <ul style="list-style-type: none"> · 유럽통화통합 촉진을 위한 “안정 및 성장협정” 합의 	113.8

資料: 본 국제 금융 연표는 山本孝則(1991)의 부록, 小宮 隆太郎와 須田 姜矢子(1987)의 부록, 김 종만(1993)의 부록(B), 日本 大藏省 「國際金融局年報」 各号, 韓國銀行 「調査統計月報」 各号 등을 참조하여 작성하였다.

