

韓國의 最適 外換保有高 水準에 관한 研究*

李 季 浩**

논문 초록 본고는 1980년 이후의 분기자료에 벡터 오차수정모형을 적용하여 최적 외환보유고를 추정하였다. 경상수입과 함께 단기 자본수지 부채도 고려했으며, 외환보유고의 기회비용도 도입하였다. 추정결과, 최적 외환보유고의 (수입액+단기 자본수지 부채)에 대한 탄력성이 1보다 컸다. 이는 외환보유고의 (경상 수입+단기 자본수지 부채)에 대한 비율을 일정하게 유지시키기보다 그 비율을 증가시키는 것이 바람직함을 의미한다. 또한, 외환보유고의 기회비용도 통계적으로 유의하여 이를 제외시키면 추정결과가 왜곡될 소지가 있음을 발견하였다. 한편, 우리나라의 경우 실제 외환보유고와 최적 외환보유고 사이의 괴리가 해소되기까지 3분기가 소요되는데, 이는 대만에 비해서는 빠르나 여타 개도국에 비해서는 느린 속도이다.

핵심 주제어: 최적 외환보유고, 외환보유고의 기회비용, 구조변화

경제학문헌목록 주제분류: E5, F3

* 이 논문은 한국은행의 재정지원을 받아 작성된 것임. 한국은행 세미나 참석자, 이영섭 교수, 배상근 박사, 두 분 익명의 논평자의 유익한 논평에 대하여 깊은 감사를 드립니다.

** 충북대학교 경제학과 교수, E-mail: leeyh@trut.chungbuk.ac.kr

I. 서론

외환보유고는 중앙은행이 보유하고 있는 외화자산, SDR, IMF의 리저브 포지션(reserve position), 금 등의 대외자산으로 긴급한 외환수요가 발생할 때 이를 해결해 주는 완충재고(buffer stock)의 역할을 한다. 상품과 서비스 수입대금을 긴급하게 지불하기 위해서는 외환보유고가 필요하며, 예상치 못한 외국자본의 유출에 대비하기 위해서도 충분한 외환보유고를 확보해야 한다. 특히, 국제외환위기가 빈번하게 발생하는 최근에 외환보유고는 외환위기의 조기경보 지표로 활용되며, 국가신인도를 가늠하는 핵심적인 척도의 하나로 간주된다.

우리나라는 1992년 1월 국내주식에 대한 외국인의 직접투자를 허용하기 시작한 후 자본시장을 지속적으로 개방해 왔으며, 특히 외환위기 발생 이후 자본시장 개방 폭이 크게 확대되었다. 이에 따라 외국인의 국내증권 투자자금 유출입 규모가 급증하고 있으며, 내국인의 단기자금 차입과 단기채권 발행도 매우 활발해지고 있다. 이러한 증권투자 자금은 국내 경제가 불안해 지거나 해외의 경제여건이 악화되면 일시적으로 유출되어 외환위기를 재발시킬 수 있는 위험요소이다.

국가의 대외 신인도를 개선시키고 외환위기가 재발하는 것을 방지하기 위해서는 충분한 양의 외환보유고를 확보해야 하나, 외환보유고를 확충하는 데 드는 비용도 만만치 않다. 외환보유고로부터 얻는 수익이 시장이자율이나 다른 대체투자에서 얻을 수 있는 수익보다 낮은 경우에는 그 차액만큼 기회비용을 치르는 셈이 되므로 최적 외환보유고 수준이 얼마인가를 가늠하여 볼 필요가 있다. 그러나 이러한 필요성에도 불구하고 한국을 대상으로 최적 외환보유고 수준을 연구한 논문은 별로 없다.

본고의 주된 연구목적은 세 가지로 요약된다. 첫째, 우리나라의 최적 외환보유고 수준을 추정할 모형을 설정하기 위해 최적 외환보유고 결정이론의 발전과정과 추정 모형을 개관하여 본다. 둘째, 최근에 개발된 추정기법을 1980년 이후의 한국의 분기자료에 적용하여 최적 외환보유고 수준을 추정하여 본다. 셋째, 추정결과를 바탕으로 최적 외환보유고의 결정요인을 추출하고, 정책적 시사점을 도출한다.

본고가 기존의 연구와 차별화되는 주요 특징은 최적 외환보유고의 결정요인으로 경상거래뿐 아니라 자본거래와 관련된 요인도 고려한다는 점이다. 기존의 연구는 최적 외환보유고의 결정요인으로서 경상수입액과 한계수입성향을 중시하고 있다. 그러나 경상수입액과 한계수입성향은 국제 자본거래 규모가 경상거래 규모보다 훨씬

센 크고, 단기자본의 유출입이 매우 중요한 경제 교란요인으로 작용하는 현재의 상황에서는 최적 외환보유고 수준을 측정하는데 미흡하다고 판단된다. 즉, 경상거래 뿐 아니라 자본거래를 조달하고, 예상하지 못한 자본유출에 대비하기 위한 수단으로서 외환보유고의 역할이 점점 중요해지고 있다. 이 점을 감안하여 본고는 기존 연구에서 이용된 경상수입 뿐 아니라, 단기자본 유입도 추가적으로 고려한다. 단기 외채에 대한 분기자료가 없으므로 국제수지상의 자본수지 항목 중에서 비교적 단기 자본의 성격이 강하다고 판단되는 외국인의 국내 증권 투자자금, 국내 기업과 금융기관의 단기채 발행 및 단기차입, 단기 무역신용 등을 합친 금액을 대리변수로 사용한다.

추정방법으로는 단위근(unit root), 공적분(cointegration) 검정, 벡터 오차수정모형이 이용된다. 단위근 검정 결과 각 변수들이 불안정한 것으로 판명되면 공적분 검정을 통하여 최적 외환보유고 수준을 추정한다. 공적분 검정에는 Engle and Granger (1981)와 Johansen (1988) 기법을 적용한다. 공적분 검정을 통하여 장기 최적 외환보유고 결정요인들을 추출하고, 경상수입에 단기 자본수지 부채를 합한 금액, 외환보유고의 기회비용, 국제수지 변동성 등이 최적 외환보유고에 유의한 영향을 미치는지를 검정한다.

공적분이 있는 것으로 밝혀지면 벡터 오차수정모형을 통하여 실제 외환보유고와 최적 외환보유고 간의 괴리가 해소되는 속도를 파악하여 보고, 각 결정요인이 최적 외환보유고에 미치는 장단기 영향을 분석하여 본다. 추정결과의 신뢰성을 확보하기 위하여 다양한 방법으로 모형의 적합성을 진단한다. 추정모형이 실제 변화추세와 방향을 제대로 포착하는지 검토하고, 잔차항의 자기상관, 이분산, 자기회귀 조건부 이분산(*ARCH*), 정규분포 등도 검정하여 본다.

추정기간 중에 환율제도가 두 번이나 바뀌었고, 외환위기가 발생하는 등 구조변화 요인이 산재하여 있다. 구조변화 여부와 발생시기를 판정하기 위하여 Chow (1960)의 *F*검정법, Brown, Durbin, and Evans (1975)의 *CUSUM*과 *CUSUMSQ*, 그리고 표본기간을 하나씩 늘려가며 추정하는 축차적(recursive) 검정기법 등을 적용하여 본다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ절에서는 최적 외환보유고 결정이론과 추정모형을 개관하고, 이를 바탕으로 우리나라에 적용할 모형을 도출한다. 제Ⅲ절에서는 공적분과 벡터 오차수정모형을 통하여 장단기 최적 외환보유고 결정요인을

추정하고, 제IV절에서는 실증분석 결과를 요약한 후 정책적 시사점을 도출한다.

II. 최적 외환보유고 추정모형

우리나라의 최적 외환보유고 수준을 추정할 모형을 설정하기 위하여 최적 외환보유고 결정이론의 발전과정과 추정모형을 개관하여 본다.

1. 최적 외환보유고 결정이론

최적 외환보유고 이론은 화폐 수요이론과 밀접히 관련되어 있다. 흔히 화폐보유 의 동기로 거래적 동기, 예비적 동기, 투기적 동기의 3가지를 든다. 최적 외환보유 고 이론은 세 가지 동기 중 거래적 동기와 예비적 동기에 초점을 맞추고 있다. 투기 적 목적의 외환수요는 개별 경제주체에게는 중요하나 통화당국이 투기목적으로 외 환을 보유한다고 보기는 어렵기 때문이다.

최적 외환보유고 결정에 대한 초기연구는 거래적 목적의 수요에 초점을 맞추어 수입액, 국내 통화량, 중앙은행의 외화부채 등에 대한 외환보유고의 비율을 최적성 의 판단기준으로 제시하였다. 예를 들어, Triffin(1960)은 화폐수량설을 국제 거래 관계에 적용하여 최적 외환보유고가 수입에 비례한다고 보고 국가간 비교분석을 통 해 외환보유고/수입 비율이 40%가 최적이며, 20%는 절대적인 최저 수준이라고 주장하였다. IMF도 아시아의 외환위기가 발생하기 이전까지는 경상수입의 3개월 치가 최저 외환보유고라고 권고하기도 하였다. 그러나 이러한 논의는 특정 비율이 국가간에 또는 시간별로 왜 같아야 하는지를 규명하지 못하며, 거래의 불확실성, 단기 자본이동 급증 등에 따른 예비적 수요를 반영하기 어렵다는 한계가 있다.

불확실한 거래에 대비한 외환보유고의 예비적 수요는 Heller(1966), Olivera (1969, 1971) 등에 의하여 이론적으로 규명되기 시작하였다.

먼저, Heller(1966)는 외환보유고의 비용 - 편익분석을 통하여 최적 외환보유고 를 이론적으로 도출하였다.¹⁾ 외환보유고의 편익은 국제수지 적자를 줄이는 정책부

1) Heller(1966) 모형은 화폐보유에 따른 기회비용과 유동성 부족(illiquidity)에 직면하여 지불 불능이나 파산 상태에 빠질 위험(화폐보유의 수익)을 저울질하여, 한계비용과 한계수익이 일

담을 덜 수 있다는 점에서 비롯된다. 외환보유고가 충분한 경우에는 국제수지 적자를 외환보유고로 조달할 수 있으나, 외환보유고가 불충분하면 국제수지 적자를 줄이기 위한 정책을 실시해야 하며 이에 는 비용이 수반된다. 국제수지 개선방법은 지출조정 정책과 지출전환 정책으로 대별된다. 지출전환 정책의 비용은 수입을 줄이기 위한 소득감소로 측정될 수 있으므로 한계수입성향(m)의 역수로 표시된다. 한편 쿼터, 관세, 환율절하 등의 지출전환 정책을 실시하면 교역조건 악화에 따른 실질소득과 후생감소, 자원의 비효율적인 배분, 환율의 불확실성 증가 등의 희생이 뒤따른다.

외환보유고가 충분할 경우 국제수지를 개선시키기 위한 조정정책을 실시해야 할 필요성이 낮아져 조정비용을 절감할 수 있으나, 이에 는 적지 않은 기회비용이 수반된다. 외환보유고의 수익이 시장 이자율이나 다른 대체투자에서 얻을 수 있는 수익보다 낮은 경우에 그 차액만큼 기회비용을 치르는 셈이 된다.

Heller(1966)는 국제수지가 평균이 영이며, 적자를 기록할 확률과 흑자를 기록할 확률이 같은 임의보행을 따른다고 가정한다. 매기 국제수지 적자가 μ 만큼 발생하는 경우를 가정하자. 초기의 외환보유고를 R 이라 하면, 국제수지가 연속적으로 적자를 기록해 외환보유고가 고갈될 확률은 $0.5^{R/\mu}$ 이 된다. 외환보유고 보유의 편익은 국제수지를 개선시키기 위하여 희생해야 하는 소득 감소분($\frac{1}{m}$)이므로, 편익의 기대치는 $\frac{0.5^{R/\mu}}{m}$ 이 된다. 외환보유고의 기회비용을 r 이라고 하면 최적조건은 한계 편익과 한계비용이 일치하는 $\frac{0.5^{R/\mu}}{m} = r$ 로 결정된다. 이 식으로부터 최적 외환보유고를 구하면 다음과 같다.

$$R^* = \mu \frac{\log(r \cdot m)}{\log 0.5} \quad (1)$$

한계수입성향이 상승하면 국제수지를 조정하는 데 드는 비용, 즉 외환보유에 따른 이익이 감소하므로 최적 외환보유고는 감소한다. 또한, 외환보유고 기회비용이 증가하면 외환보유고를 보유하는 대신에 다른 데 투자하는 것이 유리하므로 최적

치하는 점에서 예비적 화폐수요를 도출한 Whalen(1966)에 대응될 수 있다.

외환보유고는 감소한다. 실증분석에서 Heller는 시간추세를 제거한 연간 외환보유고의 변화를 μ 의 대리변수로 사용했고, 기회비용은 각국의 장기 정부채권 수익률을 감안하여 선진국이나 개도국이나 모두 5%라고 가정하였다.²⁾

Olivera (1969, 1971)는 외환의 초과수요가 정규분포, Poisson 분포, Bernoulli 분포 등의 확률과정을 따르는 경우 예비적 목적의 외환보유고 수요는 외환 초과수요의 표준편차와 거래량의 평방근에 비례함을 이론적으로 규명하였다. 이는 외환보유고 수요의 거래량에 대한 탄력성이 0.5임을 의미하므로, Baumol-Tobin의 화폐에 대한 거래수요와 일치한다. 따라서, 수입에 대한 외환보유고 비율을 일정하게 유지시키는 것은 미래의 최적 외환보유고 수준을 과대 평가하는 경향이 있다고 하겠다.

Frenkel and Jovanovic (1980, 1981)은 화폐에 대한 거래수요를 도출한 Baumol-Tobin의 재고이론에 예비적 수요를 접목시켜 최적 외환보유고를 도출하였다. 외환보유고의 변화가 평균이 μ , 분산이 σ^2 이며 독립적인 Wiener 확률과정을 따른다고 가정하면 최적 외환보유고는 다음과 같이 도출된다.

$$R^* = \sqrt{\frac{2C\sigma^2}{(\mu^2 + 2r\sigma^2)^{0.5} - \mu}} \quad (2)$$

여기서, C 는 외환보유고를 확충하기 위하여 국제수지를 흑자로 전환시키는 데 드는 조정비용을 나타낸다. 위 식에서 두 가지 극단적인 경우를 고려하면 매우 재미있는 결과를 얻을 수 있다.

첫째, σ^2 이 영인 경우에 $R^* = \sqrt{2C\mu/r}$ 가 된다. 따라서, 국제거래에 불확실성이 없는 경우 Frenkel and Jovanovic의 최적 외환보유고 결정이론은 Baumol-Tobin의 평방근 법칙(square root rule)과 동일해진다.

둘째, μ 가 영인 경우 $R^* = \sqrt{2C\sigma^2/(2r\sigma^2)^{0.5}} = 2^{0.25}C^{0.5}\sigma^{0.5}r^{-0.25}$ 가 된다.

2) Hamada and Ueda (1977)는 국제수지가 평균이 영인 임의보행을 따른다는 Heller (1966)의 가정을 완화하여 국제수지의 평균이 영이 아닌 경우(즉, 국제수지가 구조적인 불균형을 보이는 경우)와 국제수지가 시계열 자기상관을 갖는 경우를 고려하였고, 정책실행까지 걸리는 시차, 투기적 자본이동 등을 감안하였으나 최적 외환보유고 결정요인과 각 요인의 영향은 Heller와 크게 다르지 않다.

μ 가 영이면 국제수지가 평균적으로 균형수준에 있음을 의미하는데, 이 경우 조정 비용과 외환보유고 변화의 표준편차에 대한 최적 외환보유고의 탄력성은 0.5가 되며, 기회비용에 대한 탄력성은 -0.25가 된다.

Frenkel and Jovanovic(1981)은 22개국의 1963~1975년 자료를 이용한 실증분석에서 σ 의 대리변수로서 과거 15년에 걸친 외환보유고 변화(추세 제거)의 표준편차, r 의 대리변수로 장기 정부채권 수익률을 이용하여 이론적인 함축의미와 일치하는 추정결과를 얻었다.³⁾

2. 최적 외환보유고 추정모형

외환보유고는 주로 거래적 목적과 예비적 목적으로 보유된다. 앞서 논의된 Triffin(1960), Heller(1966), Olivera(1969, 1971), Frenkel and Jovanovic(1981)의 최적 외환보유고 이론을 종합하면, 거래적 목적의 외환보유고 수요를 결정하는 요인은 수입규모이며, 예비적 목적의 외환보유고 수요는 평균수입성향, 국제수지 변동성, 외환보유 기회비용에 의존한다. 이러한 이론모형을 종합하여 우리나라의 최적 외환보유고를 추정할 모형을 다음과 같이 설정한다.

$$R_t^* = \beta_0 + \beta_1 im_t + \beta_2 api_t + \beta_3 \sigma_t + \beta_4 r_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

($\beta_1 > 0$, $\beta_2 \leq 0$, $\beta_3 > 0$, $\beta_4 < 0$)

여기서, R_t^* 는 t 기 최적 외환보유고, im_t 는 수입액, api_t 는 수입액을 GDP로 나눈 평균수입성향, σ_t 는 국제수지 변동성, r_t 는 외환보유의 기회비용이며, 기회비용을 제외한 모든 변수는 로그형태로 표시된다.

이론적인 측면에서 보면, 외환보유고의 기회비용은 최적 외환보유고를 결정하는 중요한 요인이다. 그러나 기회비용에 대한 적절한 대리변수를 찾기 어렵고, 통계적

3) 참고로, 그들의 추정결과는 다음과 같다. 단, 괄호 안의 값은 표준편차, im 은 수입을 나타낸다.

$$\ln R_t = b_0 + 0.505 \ln \sigma_t - 0.279 \ln r_t$$

(0.110) (0.149)

$$\ln R_t = b_0 + 0.676 \ln \sigma_t - 0.233 \ln r_t + 0.352 \ln im_t$$

(0.063) (0.141) (0.102)

유의성도 낮은 것으로 밝혀져 Edward(1983, 1984), Eldadawi(1990), Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999)을 비롯한 최근의 논문은 대부분 기회비용을 제외시키고 있다. 이러한 관례가 우리나라의 경우에도 통용될 수 있는지를 판단할 수 있게 하는 선행연구가 없기 때문에 본고에서는 외환보유고의 기회비용을 포함시켜 유의성이 있는지를 살펴보고자 한다.⁴⁾

수입 규모가 커질수록, 또한 국제무역의 불확실성이 높을수록 외환보유고에 대한 수요는 증가할 것이므로 β_1 과 β_3 은 양의 값을 지니며, 외환보유고 기회비용이 높을수록 최적 외환보유고는 감소할 것이므로 β_4 는 음의 값을 지닌다. 반면에, 평균 수입성향의 계수인 β_2 의 부호는 이론적으로 명확하지 않다. 앞에 설명한 Heller(1966)와 Grubel(1969), Clark(1970a) 등과 같이 산출량의 조정을 중시하는 케인 지언에 따르면 β_2 는 음의 값을 갖는다. 그러나 Iyoha(1976)와 같이 api_i 를 개방도나 위험에 대한 노출정도로 해석하면 β_2 는 양수가 된다. 또한, Frenkel(1978)은 화폐시장을 도입한 이론모형에서 가격의 조정 가능성을 고려하면 β_2 가 양수가 될 수 있음을 보였다.

β_1 은 최적 외환보유고의 수입액에 대한 탄력성을 나타내는데 재고이론에 따르면 이 값은 0.5가 되며, 최적 외환보유고가 수입액에 비례하여 증가하는 경우에는 1이 된다. β_1 이 1보다 작은 경우는 수입 증가율보다 최적 외환보유고 증가율이 낮음을 의미하므로 규모의 경제(economies of scale)가 존재하며, β_1 이 1보다 큰 경우에는 규모의 비경제가 존재한다고 해석될 수 있다. 국제자본시장에서의 차입이 용이한 선진국일수록 β_1 은 작은 값을 지닌다.

(3)식을 실증적으로 추정하는 모형은 다시 정태적 모형과 동태적 모형으로 대별된다. 정태적 모형의 예로는 Kenen and Yudin(1965), Kelly(1970), Clark(1970b), Frenkel(1978, 1981), Frenkel and Javanovic(1981) 등이 있다. 이들은 외환보유고 조정이 즉각적으로 이루어져 실제 외환보유고는 항상 최적 외환보유고와 일치하게 된다는 암묵적인 전제하에 (3)식을 있는 그대로 추정하였다. 이러한 의미에서 (3)식은 장기 외환보유고 수요를 나타낸다고 해석될 수 있다.

4) 외환보유고는 국가의 신인도를 개선하고 외환위기의 재발을 방지하는 데는 도움이 되나, 그에 따른 기회비용도 무시할 수 없다. 따라서, 'the Mrs. Machlup's Wardrobe Theory of Monetary Reserves'와 같이 무한정 외환보유고를 늘리는 것만이 능사는 아니라고 판단된다.

반면에, Iyoha(1976), Heller and Khan(1978), Edwards(1983, 1984) 등은 동태적 모형을 이용하여 단기 조정과정과 장기 외환보유고 수요를 추정하였다. 그들은 외환보유고가 시간을 두고 서서히 최적수준으로 조정된다고 보았다. 예를 들면, Edwards(1983)는 최적 외환보유고(R_t^*)와 실제 외환보유고(R_t) 간의 차이가 서서히 소멸되는 부분조정(partial adjustment) 모형을 고려하였다.

$$\Delta R_t = \theta(R_t^* - R_{t-1}) \quad (4)$$

여기서, Δ 는 해당 변수의 1차 차분(difference), θ 는 조정속도를 나타낸다. (4)식을 (3)식에 대입하여 정리하면 단기 동태적 방정식이 다음과 같이 구해진다.⁵⁾

$$R_t = \theta\beta_0 + \theta\beta_1 im_t + \theta\beta_2 api_t + \theta\beta_3 \sigma_t + \theta\beta_4 r_t + (1-\theta)R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Edwards는 (5)식에 OLS를 적용하여 각 계수값을 추정한 후, 이들 추정치로부터 (3)식의 최적 외환보유고의 계수값, β_i 를 역산하였다. 그러나 이 같은 Edwards의 추정방법은 변수들이 단위근을 가지는 불안정한 시계열인 경우 가성회귀(spurious regression) 문제를 초래하기 때문에 추정된 결과를 신뢰할 수 없다.

가성회귀 문제를 회피하면서 장기 최적 외환보유고와 단기 조정과정을 추정하기 위해서는 공적분과 오차수정모형을 이용해야 한다. 이러한 연구의 예를 들면, 수단(Sudan)의 외환보유고 수요에 공적분과 오차수정모형을 적용한 Eldadawi(1990)와 중국과 대만의 외환보유고 수요를 추정한 Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999) 등이 있다.

5) 동태적 조정을 감안하기 위하여 Iyoha(1976)는 (3)식에 R_{t-1} 과 R_{t-2} 를 설명변수로 추가하였으며, Heller and Khan(1978)은 (3)식의 오차항 ε_t 가 $AR(1)$ 및 $AR(2)$ 과정을 따르는 경우를 고려했다.

Ⅲ. 최적 외환보유고의 추정결과

최적 외환보유고의 추정에는 부분조정 모형이나 공적분과 오차수정 모형을 고려한다. 부분조정 모형이 적합한지 또는 공적분과 오차수정 모형이 적합한지를 판단하기 위해서 단위근 검정을 실행할 필요가 있다. 단위근 검정결과 각 변수가 안정적인 시계열로 밝혀지면 부분조정 모형을 이용할 수 있으며, 각 변수가 불안정한 시계열로 판정되면 공적분과 오차수정 모형을 적용해야 한다.

1. 자료

추정에는 1980년 1/4분기~2000년 2/4분기의 자료를 이용한다. 분기자료를 선택한 이유는 GDP에 대한 월별자료가 존재하지 않고, 연간자료는 단기 조정과정을 파악하는 데 있어 분기자료보다 유용성이 뒤질 것으로 판단되기 때문이다. 추정기간은 자본수지의 부채항목에 대한 자료가 이용 가능한 1980년 이후로 국한하였다.

외환보유고는 한국은행이 보유하고 있는 총외환보유고로서 국내 외국환 은행이 1988년 이전에 보유하고 있었던 외환은 포함시키지 않았다. 총외환보유고는 외화, 외화자산뿐 아니라, 금, IMF의 리저브 포지션, SDR을 포함한다.

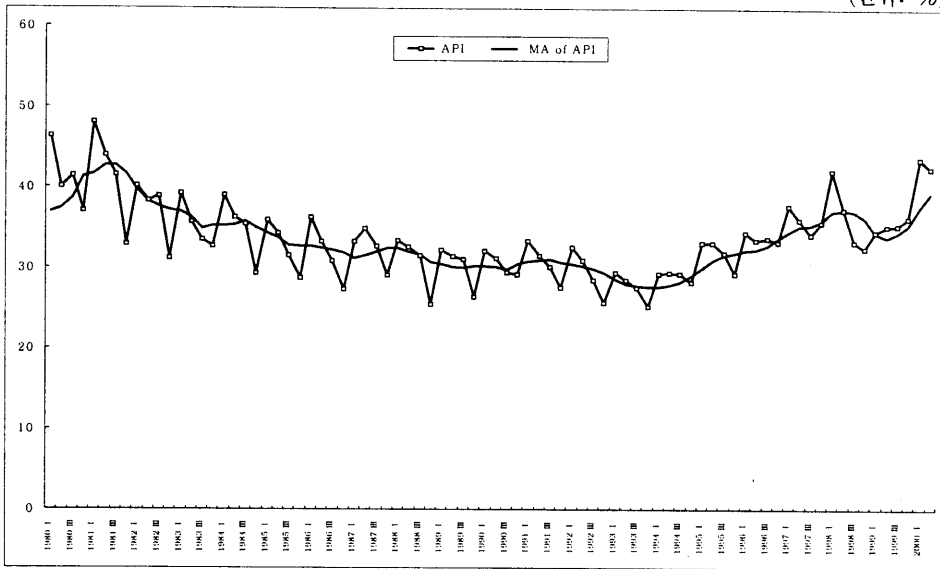
Edwards(1983, 1984), Furstenberg(1982)를 비롯한 해외의 많은 연구들이 외환보유고에 대한 수요가 실질거래나 실질충격에 대비한 수요라고 보기 때문에 실질외환보유고를 대상으로 하고 있다. 본고도 이러한 관례에 따라 명목 외환보유고를 소비자 물가지수로 나눈 실질 외환보유고를 이용하기로 한다.

본고는 이근영(1997)이나 해외연구와는 달리 최적 외환보유고 결정요인으로서 경상거래뿐 아니라 자본거래도 고려한다.⁶⁾ 자본시장이 세계화되기 이전에는 국제자본거래는 주로 경상수지 적자를 보전하는 수단으로 인식되었다. 그러나 1980년대 중반 이후 각국의 자본시장이 개방됨에 따라 금리와 주가 차이를 겨냥한 국제자

6) 이근영(1997)은 외환보유고 수요가 GDP, 평균수입성향, 국제수지 변동성에 의해 결정된다고 보고, 1960~1995년 분기자료를 이용하여 우리나라의 외환보유고 수요를 추정하였다. 그의 추정결과에 따르면 외환보유고 수요는 GDP, 평균수입성향, 국제수지 변동과 공적분 관계를 형성하지 못한다. 또한, 그는 단기 조정과정에서 국제수지의 변동성은 외환보유고 수요에 유의한 영향을 미치나, GDP와 평균수입성향은 통계적 유의성이 없다는 결과를 제시하고 있다.

〈그림 1〉 평균수입성향 추이

(단위: %)



자료: 한국은행, www. bok. or. kr.

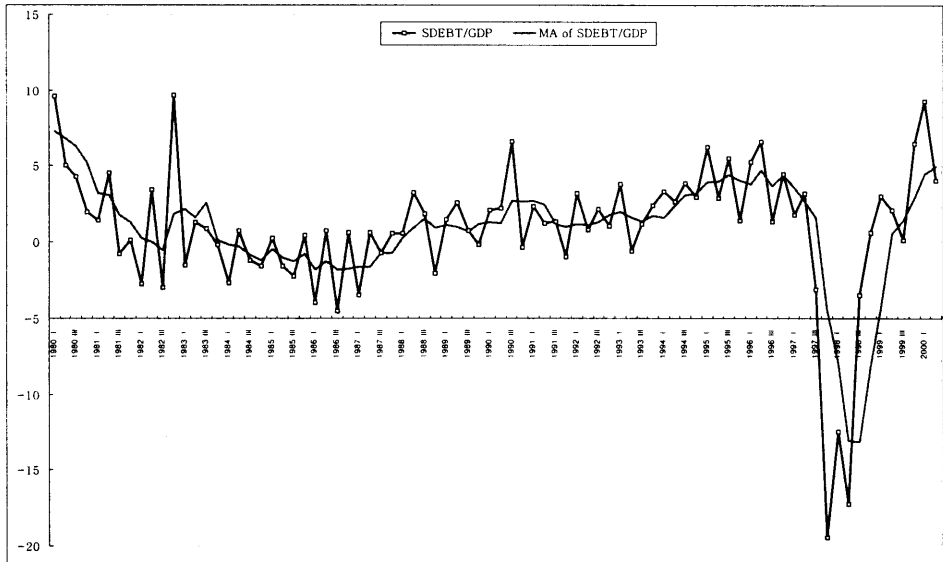
본이동이 급증하고 있다. 특히, 단기자본의 유출입 속도가 빨라지고 규모도 커져 외환위기를 초래하는 한 요인으로 작용하고 있다. 이에 따라 경상거래뿐 아니라 예상하지 못한 자본유출에 대비하기 위한 수단으로서 외환보유고의 역할이 점점 중요해지고 있다. IMF(1999)도 최근 경상 수입액보다는 단기외채에 대한 비율로 외환보유고의 최적 수준을 판단해야 한다고 권고하고 있다.

이 점을 감안하여 본고는 im_t 를 국제수지 계정의 상품과 서비스 수입에 단기 자본수지 부채항목을 더하고, 이를 소비자물가지수로 나누어 실질금액으로 환산하였다. 자본수지 부채항목 중 외국인의 국내증권 투자 순유입과 단기채권 투자액, 국내 금융기관과 기업의 단기차입과 단기 무역신용의 합계를 단기 자본부채의 대리변수로 사용하였다.⁷⁾

7) 자본수지 부채 대신 외채를 경상수입과는 별개의 설명변수로 도입하는 것을 고려하였으나 외채는 연간자료만 발표되고 분기자료는 공표되지 않는다. 또한, 연간 자료도 1994년 이전에는 세계은행 기준에 따라 작성되었으나, 1994년부터는 IMF 기준에 따라 발표되어 표본기간 중에 일관된 자료를 이용할 수 없었다. 이러한 자료의 제약 때문에 부득이 자본수지 단기부채를 이용하였다. 자본수지 단기부채는 플로우 변수로서 경상수입과 합쳐도 큰 무리는 없을 것으로 판단되며 모형을 단순화해 준다는 이점이 있다.

〈그림 2〉 단기 자본수지 부채의 GDP에 대한 비율

(단위: %)



주: 단기 자본수지 부채(SDEBT)는 외국인의 국내증권 투자 순유입과 단기채권 투자, 국내 금융기관 및 기업의 단기차입과 단기 무역신용의 합계임.

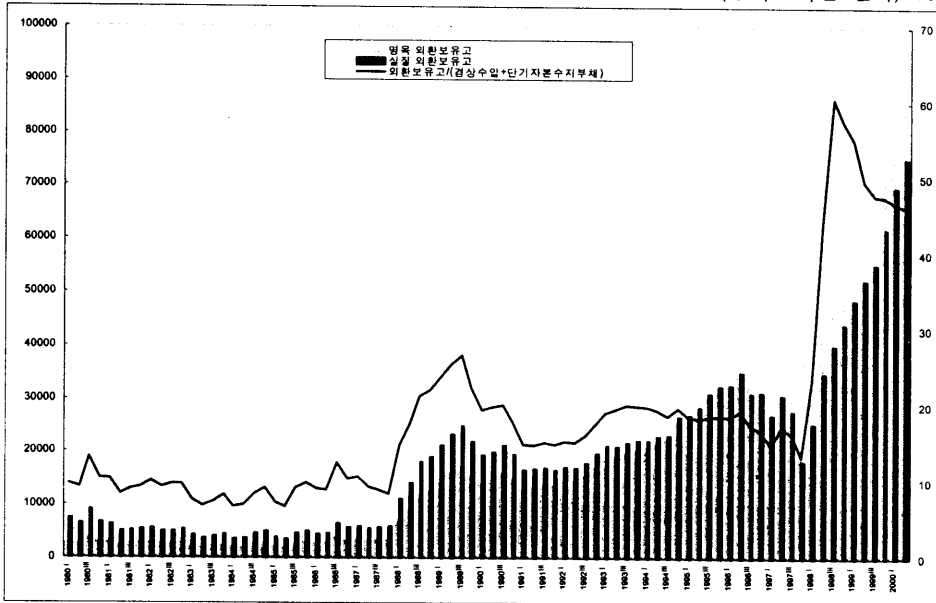
자료: 한국은행, www.bok.or.kr.

앞에 언급한 바와 같이 최근에는 국제자본시장에 대한 노출이 경상수입 의존도에 비하여 훨씬 중요한 의미를 갖는다. 이 점을 감안하여 본고는 api_t 를 상품과 서비스 수입에 자본수지의 단기부채를 합하고, 이를 달러화 표시 GDP로 나누어 구하였다. 〈그림 1〉에서 확인할 수 있듯이 경상수입 의존도는 뚜렷한 계절성을 보인다. 또한, 〈그림 2〉에서 볼 수 있듯이 단기부채는 국내외 주가, 환율, 금리나 거시경제 여건에 따라 변동이 극심하여 자본위험 노출도의 변화추세를 제대로 측정하기가 힘들다. 경상수입 의존도의 계절성을 해소하고 자본위험 노출도의 변화추세를 반영하기 위하여 본고는 4분기 이동평균(moving average)을 이용하기로 한다.

기존 연구에서 국제수지의 변동성을 나타내는 σ_t 는 다양한 방법으로 측정되었다. Kenen and Yudin(1965)은 외환보유고 변화의 표준편차를 이용했으며 Clark(1970b)은 외환보유고 변화에 AR(1) 모형을 적용하여 추정한 후, 잔차항의 표준편차를 이용하였다. Keller(1970)는 수출의 표준편차를 이용하였고, Iyoha(1976)는 수출 방정식을 추정한 후 잔차항의 분산을 이용하였다.

〈그림 3〉 외환보유고 추이

(단위: 백만 달러, %)



주: 1년간의 경상수입과 단기 자본부채의 합계에 대한 외환보유고의 비율을 살펴보기 위해 (경상수입 + 단기 자본수지 부채)는 당분기와 과거 3분기에 걸친 합계를 구하여 이용하였음.

자료: 한국은행, www.bok.or.kr

한편, Frenkel(1978)은 외환보유고 변화의 표준편차를 수입액으로 나눈 값을 이용하였는데, Frenkel의 방법은 Levy(1983), Edwards(1983, 1984), Elbadawi(1990), Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999)을 비롯한 최근 연구에서 가장 광범위하게 활용되고 있다. 본고도 Frenkel(1978)의 방법에 따라 국제수지 변동성을 구하였다(〈그림 4〉참조).⁸⁾

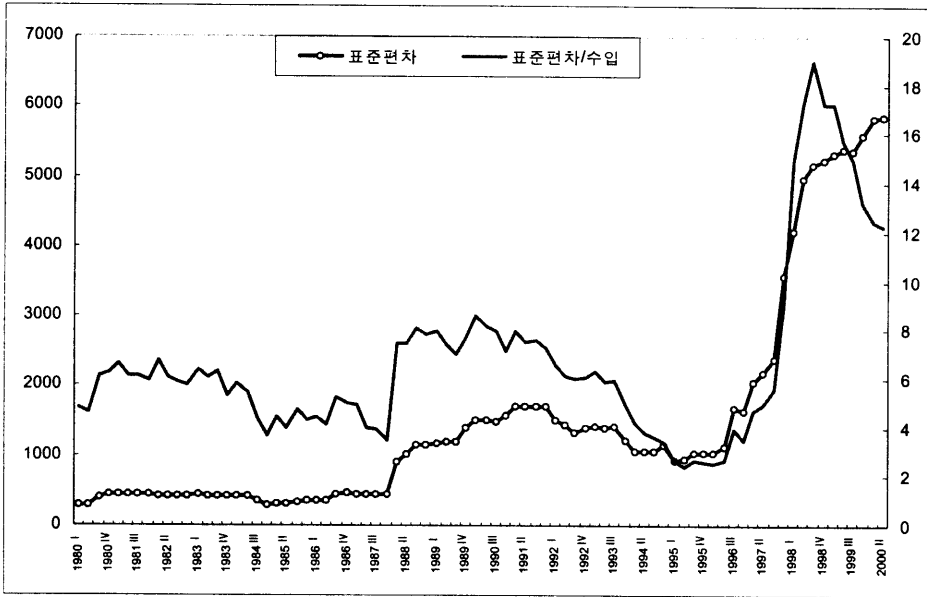
Frenkel의 방법은 두 단계로 구성된다. 첫 번째 단계에서는 (6)식을 OLS로 추정하여 외환보유고 변화의 추세치인 β_T 를 얻는다.

$$R_t = \alpha + \beta_T t + \varepsilon_t, \quad t = T-17, \dots, T \quad (6)$$

8) 변동환율제도가 도입된 1980년 이후에도 외환보유고의 변화는 경상수지와 자본수지를 합한 금액과 대체로 일치하기 때문에 전반적인 국제수지 변동성을 측정하는 데 무리가 없는 것으로 판단된다.

〈그림 4〉 국제수지의 변동성 추이

(단위: 백만 달러, %)



주: 표준편차는 (7) 식의 $\hat{\sigma}_T$ 로서 추세를 제거한 외환보유고 변화의 표준편차(백만 달러).

표준편차/수입은 (7) 식의 σ_T 로서 $\hat{\sigma}_T$ 를 경상 수입액으로 나눈 값(%).

자료: 한국은행, www.bok.or.kr

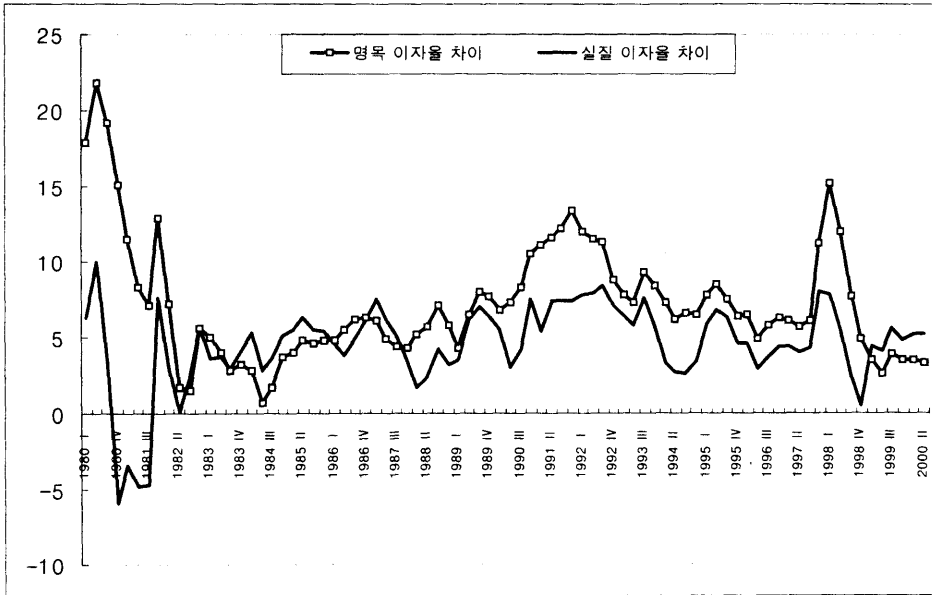
두 번째 단계에서는 추정된 $\hat{\beta}_T$ 값을 이용하여 추세를 제거한 외환보유고 변화의 표준편차($\hat{\sigma}_T$)를 구하고, 측정단위 문제를 해소하기 위하여 이를 경상 수입액(im_T)으로 나눈다.

$$\hat{\sigma}_T^2 = \sum_{t=T-16}^T \frac{(R_t - R_{t-1} - \hat{\beta}_T)^2}{16}, \quad \sigma_T = \frac{\hat{\sigma}_T}{im_T} \quad (7)$$

외환보유고의 기회비용 r_t 는 외환보유고를 가장 높은 수익을 보장하는 자본에 투자했을 때 얻을 수 있는 실질수익과 외환보유고로부터 얻는 실질수익의 차이로 정의될 수 있다. 일 예로, Ben-Bassat and Gottlieb (1992a)는 기업의 자본 이윤율과 정부 투자프로젝트의 기준 수익률 중 최대값을 자본수익률로 이용하였고, 외환보유고의 수익률은 각국 이자율을 외환보유고 구성비율에 따라 가중평균하여 구하였다.

〈그림 5〉 외환보유고의 기회비용: 이자율 차이

(단위: %p)



주: 명목 이자율 차이는 회사채 수익률과 미국 3년 만기 국채 수익률의 차이이며, 실질 이자율 차이는 한국의 실질 이자율(회사채 수익률-한국 소비자물가 상승률)과 미국의 실질 이자율(3년 만기 국채 수익률-미국 소비자물가 상승률)의 차이

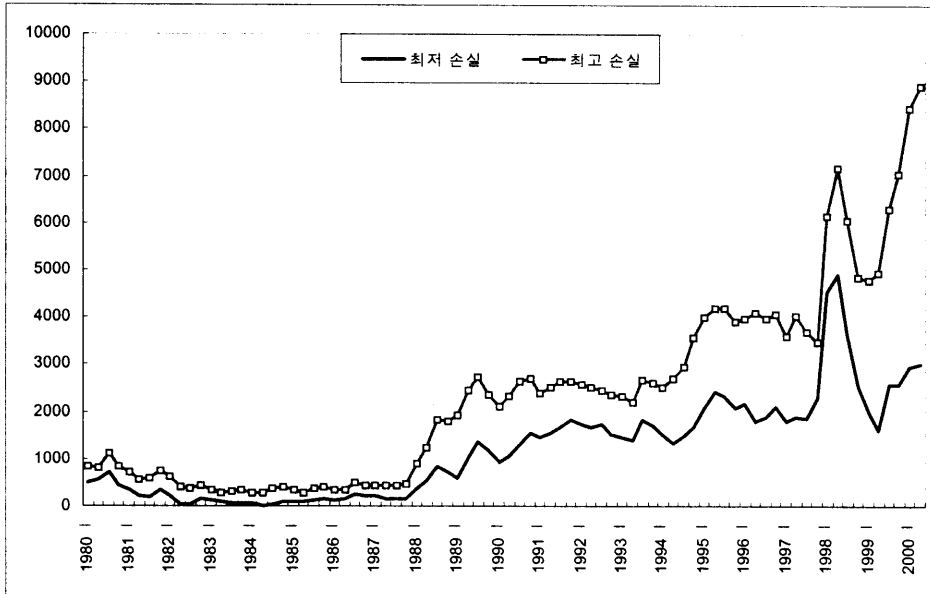
자료: 한국은행, www.bok.or.kr 및 IMF, *International Financial Statistics*.

그러나 우리나라의 경우 기업부문의 자본스톡, 정부 투자프로젝트의 기준 수익률, 외환보유고 구성에 대한 자료가 공표되지 않는다. 따라서, 본고는 Frenkel (1978), Hipple(1979), Shinkai(1979) 등에 따라 3년 만기 회사채 유통 수익률과 미국 3년 만기 국채 수익률의 차이를 대리변수로 고려하고자 한다.⁹⁾ 실증분석에서는 각국의 명목 이자율에서 소비자물가 상승률을 차감한 실질이자율 격차를 이용하였다(〈그림 5〉와 〈그림 6〉참조).

9) 통화안정 증권이나 외국인 평형기금 채권 수익률도 고려해 볼 수 있으나, 통화안정 증권 수익률은 1987년부터 이용가능하며, 외국인 평형기금 채권은 간헐적으로 발행된다는 문제점이 있다.

〈그림 6〉 외환보유고의 기회비용: 연간 명목금액 기준

(단위: 백만 달러)



주: 한국과 미국의 명목 이자율 차이에 외환보유고를 곱한 금액으로, 최저 손실은 외환보유고 전액이 미국 채무성 증권과 같은 유가증권으로 보유된 경우, 최고 손실은 외환보유고 전액이 이자 수입이 없는 외화로만 보유된 경우임.

자료: 한국은행, www.bok.or.kr 및 IMF, *International Financial Statistics*.

2. 추정결과

1) 단위근 검정

단위근을 검정하는 데는 DF (Dickey-Fuller), ADF (augmented Dickey-Fuller), PP (Phillips-Perron) 검정이 적용되며, 각 모형은 상수항만 포함된 경우와 상수항에 시간추세가 추가된 두 가지 경우로 나뉜다. 시차 개수는 Akaike나 Schwarz 기준을 최소화하도록 선택되었으며, 선택된 시차 개수에서 잔차가 백색잡음을 따르는 가도 검토되었다. 단위근과 공적분 검정에서 R_t , im_t , api_t , σ_t 는 자연 로그를 취한 값을 이용하였고, r_t 는 원래의 자료를 그대로 이용하였다.

검정결과를 보면, r_t 를 제외한 4가지 변수는 6가지 검정 통계량이 모두 10% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하는데, 이는 단위근이 존재함을 의미한다. r_t

〈표 1〉 단위근 검정결과

	DF		ADF		PP	
	τ_{μ}	τ_{τ}	τ_{μ}	τ_{τ}	Z_t^{μ}	Z_t^{τ}
R_t	0.39	-2.25	-0.06(1)	-2.58(1)	0.40	-2.31
im_t	-0.81	-2.91	-1.22(2)	-2.94(2)	-0.68	-2.93
api_t	-1.56	-0.65	-2.55(5)	-2.18(5)	-2.24	-1.66
σ_t	-1.22	-1.40	-1.98(2)	-2.22(2)	-1.59	-1.75
r_t	-0.39	-0.43	-0.43(2)	-0.44(2)	-4.49***	-4.74***

주: τ_{μ} 및 Z_t^{μ} 는 상수항만 포함된 경우이며, τ_{τ} 및 Z_t^{τ} 는 상수항과 시간 추세가 포함된 경우임.

ADF에서 괄호 안은 시차개수이며, PP 검정에는 Newey-West에 따라 3개의 시차가 이용됨.

(***), (**)는 각각 MacKinnon(1994) 기각치에 따라 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미.

의 경우는 검정 통계량에 따라 결과가 다소 다르게 나타나나, 대체로 단위근이 있는 것으로 판단된다. DF와 ADF의 4가지 검정 통계량에 의하면 10% 유의수준에서 귀무가설이 기각되지 않으나, PP검정의 Z_t^{μ} 와 Z_t^{τ} 에 의하면 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되는 것으로 드러난다.

2) 장기 균형관계 및 단기 조정과정의 추정

공적분 검정에는 Engle and Granger(1987)의 2단계 검정법과 Johansen(1989)의 검정법을 이용한다. 〈표 2〉에는 Engle and Granger의 공적분 검정결과가 제시되어 있다. DF 검정의 경우는 t 값이 -5.04로서 5% 유의수준에서 공적분이 있는 것으로 나타나나, ADF 검정 통계치는 -3.72로서 10% 유의수준에서 공적분 관계가 없는 것으로 드러난다. 그러나 3개 이상의 변수로 구성된 모형의 경우 Engle and Granger(1987) 검정기법은 연립방정식 편의문제로 인해 비효율적인 추정결과가 초래되고, 2개 이상의 공적분 벡터를 추정할 수 없다는 문제점이 있다. 이러한 문제점들을 해소하고 추정결과의 신뢰성을 확보하기 위하여서는 Johansen(1989)의 다변량 검정기법을 적용할 필요가 있다.

Johansen 검정을 위한 벡터 오차수정모형은 다음 식과 같이 표현된다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (8)$$

위 식에서 X_t 는 $(R_t, im_t, api_t, \sigma_t, r_t)'$ 의 5변수로 구성된 열 벡터를 나타내며, 외환보유고에 나타나 있는 선형 시간추세를 감안하여 상수항 μ 를 포함시켰다.¹⁰⁾

(8)식에서 시차의 개수는 Akaike와 Schwarz 기준에 따라 4개로 결정하였다. 수 준변수로 구성된 벡터 자기 회귀모형의 잔차항에 대하여 Akaike와 Schwarz 기준을 적용한 결과 전체 방정식과 외환보유고 방정식 모두에서 Akaike는 4개, Schwarz는 1개의 시차가 적당함을 시사하였다.¹¹⁾ 그러나 <표 4>에서 보듯 2기 이전의 변수들도 유의한 값이 갖는 경우가 많아 4개의 시차를 최종적으로 선택하였다.

<표 3>은 Johansen(1989)의 공적분 검정 결과를 보여주고 있다. λ_{\max} 와 trace 통계량 모두 공적분 벡터 개수가 0개와 1개라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하나, 2개라는 귀무가설은 10% 유의수준에서도 기각되지 않는다. 이러한 추정결과는 외환보유고, 수입액+단기 자본수지 부채, (수입액+단기 자본수지 부채)/GDP, 국제수지 변동성, 기회비용이 장기적인 균형관계를 형성하고 있으며, 장기 균형관계가 2개까지 존재할 수 있음을 의미한다.

최적 외환보유고, 수입액+단기 자본수지 부채, (수입액+단기 자본수지 부채)/GDP, 국제수지 변동성, 기회비용간에 장기 균형관계가 존재한다는 점은 오차수정모형을 통하여서도 확인된다. <표 4>에서 보듯 첫 번째 공적분 관계식의 오차항의 계수는 -0.343으로서 마이너스 부호를 지니고 있으며 t 값은 -4.81로서 1% 수준에서 유의한 것으로 나타난다. 다만, 두 번째 공적분 관계식의 오차항의 계수는 -0.001로 부호는 마이너스 값을 지니나, 통계적 유의성은 거의 없는 것으로 나타난다.

10) <그림 1>~<그림 6>이 보여주듯이 외환보유고는 선형 시간추세를 나타내나, 나머지 4개 변수는 선형추세를 갖는다고 보기가 어렵다. 이는 외환보유고 방정식에는 상수항 μ 를 포함시키는 것이 바람직하나, 나머지 변수의 방정식에서는 상수항을 제외시키는 것이 바람직함을 암시한다. 이러한 점을 감안하여 추정과정에서 상수항을 포함시킨 경우와 제외시킨 경우를 모두 고려하였으나, 양자간에 추정결과에 큰 차이는 없었다.

11) 1차 차분과 수 준변수로 구성된 벡터 오차수정모형인 (8)식의 잔차항에 대하여 Akaike 및 Schwarz 기준을 적용한 결과도 수 준변수로 구성된 벡터 자기회귀모형의 경우와 동일하였다.

〈표 2〉 Engle-Granger 기법을 통한 공적분 검정결과

공적분 관계식		$R_t^* = -6.134 + 1.741im_t - 0.877api_t + 0.731\sigma_t - 0.004r_t$
검 정	DF	-5.04**
	DW	2.3594
	Q(p)	65.6253 (0.0000)
방 법	ADF(k)	-3.72 (2)
	DW	1.8697
	Q(p)	5.2255 (0.9984)

주: DW는 Durbin-Watson 통계치, Q(p)는 Box-Pierce의 Q 통계치, p는 한계 유의수준을 의미함.
(***), (**)는 각각 MacKinnon (1994) 기각치에 따라 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미.

〈표 3〉 Johansen 기법을 통한 공적분 검정결과

	λ_{\max}	trace	공 적 분 벡 터
r=0	40.98***	99.83***	① $R_t^* = 4.994 + 1.630im_t - 3.441api_t + 0.579\sigma_t - 0.169r_t$ 오차 수정항의 계수 (t값): -0.343 (-4.81)
r=1	32.60***	58.85***	
r=2	14.88	26.25	
r=3	8.28	11.38	② $R_t^* = 3.756 + 1.638im_t + 0.393api_t + 0.449\sigma_t + 0.040r_t$ 오차 수정항의 계수 (t값): -0.001 (-0.02)
r=4	3.10	3.10	

주: 벡터 오차수정모형의 추정에는 4개의 시차가 이용되었으며, (8)식에 상수항이 포함된 경우임.
(8)식에서 상수항을 제외시키는 경우에도 공적분 검정결과, 추정된 공적분 관계식, 오차항의 계수 및 유의성 등에는 큰 차이가 없음.
(***), (**)는 Osterwald-Lenum (1992)에 의거하여 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미.

〈표 4〉 벡터 오차수정모형의 추정결과: 외환보유고 방정식

설 명 변 수	계 수	t값
α (오차항의 계수)	-0.343	-4.81
	-0.001	-0.02
ΔR_{t-1}	0.353	2.52
ΔR_{t-2}	0.187	1.33
ΔR_{t-3}	0.209	1.68
ΔR_{t-4}	0.516	4.14
Δim_{t-1}	-1.138	-3.45
Δim_{t-2}	-0.895	-3.00
Δim_{t-3}	-0.845	-2.63
Δim_{t-4}	-1.066	-3.77
Δapi_{t-1}	3.843	3.31
Δapi_{t-2}	1.076	1.55
Δapi_{t-3}	1.130	1.88
Δapi_{t-4}	0.557	1.20
$\Delta \sigma_{t-1}$	0.030	0.25
$\Delta \sigma_{t-2}$	-0.035	-0.29
$\Delta \sigma_{t-3}$	-0.267	-2.29
$\Delta \sigma_{t-4}$	-0.277	-2.33
Δr_{t-1}	0.032	2.93
Δr_{t-2}	0.033	3.35
Δr_{t-3}	0.027	3.52
Δr_{t-4}	0.027	3.73
μ (상수항)	1.756	2.34
잔차항의 적합성 검정	$R^2=0.4211$, $DW=1.9586$, $F=1.9057$ (0.03) $AR(1)=2.23E-5$ (0.99), $AR(4)=0.5511$ (0.70), $Q(24)=17.933$ (0.81) $ARCH(1)=0.5618$ (0.46), $ARCH(4)=0.3195$ (0.86) $WH=0.6521$ (0.91), $JB(2)=34.367$ (0.00)	

주: $AR(i)$ 는 i 차 자기상관 검정 통계량, $Q(p)$ 는 Box-Pierce의 Q 통계치, $ARCH(i)$ 는 i 차 자기회귀 조건부 이분산, WH 는 White의 이분산 검정 통계량, $JB(2)$ 는 Jarque-Bera의 정규분포 검정 통계량을 의미하며, 검정 통계치 뒤에 있는 괄호 안의 값은 한계 유의수준임.
한계 유의수준을 검토하여 보면, 잔차항은 자기상관, 자기회귀 조건부 이분산, White의 이분산은 없는 것으로 나타나나, 정규분포를 따른다고 보기는 어려움.

장기 균형관계와 벡터 오차수정 모형의 추정결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째, 최적 외환보유고의 (수입액+단기 자본수지 부채)에 대한 탄력성은 Johansen 모형에서는 1.63 수준이며 Engle-Granger 모형의 경우는 1.74로 나타난다. 참고로 경상수입만 고려한 외국의 경우를 살펴보면, Edwards(1983)는 1964년~1972년 18개 개도국 자료를 이용하여 탄력성이 0.962라는 결과를 얻었으며, Eldadawi(1990)는 수단의 경우 1.00, Ford and Huang(1994)은 중국의 경우 0.70, Huang and Shen(1999)은 대만의 경우 13.65~16.03이라는 추정결과를 제시하였다.

둘째, (수입액+단기 자본수지 부채)/GDP에 대한 계수는 Engle-Granger의 공적분 관계식이나 Johansen의 첫 번째 공적분 관계식에서는 음수인 반면 두 번째 관계식에서는 양수로 나타나, 케인지언과 Frenkel(1978)의 이론 중 어느 이론이 타당한가를 확정하기는 어려웠다. 다만, <표 4>에서 보듯이 Johansen 모형에서 첫 번째 공적분 관계의 오차항만 통계적으로 유의하고 두 번째 관계식의 오차항은 통계적 유의성이 낮았다는 점으로 미루어 볼 때 우리나라에서 (수입액+단기 자본수지 부채)/GDP에 대한 계수는 음수일 가능성이 높은 것으로 판단된다.

셋째, Engle-Granger나 Johansen 공적분 관계식 모두에서 국제수지 변동성의 계수는 양수로 나타나 이론적 시사점과 일치하는 결과를 보여 주었다. 한편, 기회비용의 계수는 Engle-Granger의 공적분 관계식과 Johansen의 첫 번째 공적분 관계식에서는 음수인 반면 두 번째 관계식에서는 양수로 나타난다. 그러나 이 경우에도 두 번째 관계식에서 오차항의 유의성이 없다는 점을 감안하면 기회비용의 부호는 음수일 것으로 판단된다.

넷째, 벡터 오차수정모형의 추정결과를 보면, 통계적으로 유의한 오차항의 계수는 -0.343인데, 이는 실제 외환보유고와 최적 외환보유고 사이의 괴리가 1분기 내에 해소되는 비율이 34.3%임을 의미한다. 따라서 실제 외환보유고와 최적 외환보유고간의 괴리가 전부 해소되기까지는 대략 3분기가 소요되는 것으로 드러난다. 참고로 다른 나라를 대상으로 한 분석결과를 살펴보면, 18개 개도국 자료를 이용한 분석에서 Edwards(1983)는 조정계수가 0.42임을 밝혔고, Eldadawi(1990)에 의하면 수단의 경우 0.573, Ford and Huang(1994)은 중국의 경우 0.81, 대만의 경우는 Huang and Shen(1999)에 따르면 0.056에 불과한 것으로 밝혀졌다.

한편, 공적분 관계식에서 특정 변수를 제외시켜도 되는가를 살펴보기 위하여 χ^2

〈표 5〉 배제 검정과 약외생성 검정결과

	r	자유도	5% 기각치	R_t	im_t	api_t	σ_t	r_t
배제 검정	1	1	3.84	4.27	4.08	8.27	4.88	7.93
	2	2	5.99	21.36	17.99	24.25	15.40	22.07
	3	3	7.81	26.56	22.70	26.91	18.68	28.52
	4	4	9.49	31.40	27.21	29.17	23.06	30.86
약 외생성 검정	1	1	3.84	8.39	0.66	0.05	0.18	6.58
	2	2	5.99	14.62	13.39	15.87	1.45	8.50
	3	3	7.81	19.43	19.28	19.85	1.75	13.91
	4	4	9.49	23.40	21.78	24.32	2.49	18.95

검정 통계량을 구하였다. 각 변수에 대한 배제 검정(exclusion test)을 수행하기 위한 귀무가설은 $H_0: \beta_{ij} = 0; i=1,2,\dots,p; j=1,2,\dots,r$ 이다. 여기서, 하첨자 i 는 각 변수, j 는 공적분 관계식의 개수를 나타낸다. 〈표 5〉에서 공적분 관계가 1개 있는 경우나 2개 있는 경우 모든 변수들이 5% 수준에서 유의한 것으로 나타난다. 이러한 검정결과는 장기 균형관계식에서 어떤 변수도 배제될 수 없음을 의미하는 것이다. 특히, 외환보유고의 기회비용도 유의성이 매우 높아 외환보유고 수요의 추정식에서 기회비용을 제외시키면 추정결과가 왜곡될 소지가 있다고 판단된다.¹²⁾

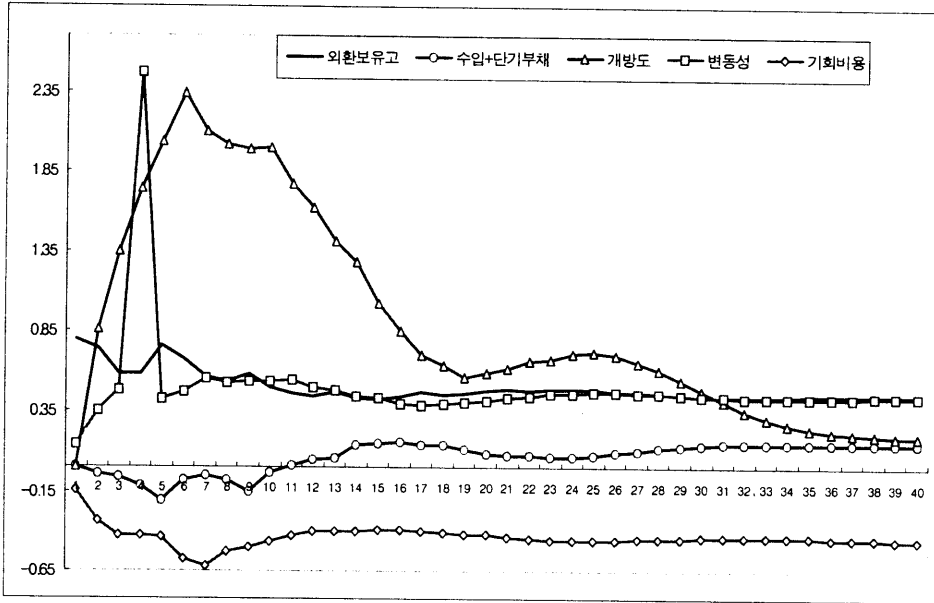
다음으로 특정 변수가 약외생성(weak exogeneity)을 띠는가를 검정하여 보자. 약외생성 검정을 위한 귀무가설은 $H_0: \alpha_{ij} = 0; i=1,2,\dots,p; j=1,2,\dots,r$ 이다. 〈표 5〉에서 보면 공적분 관계가 1개 있다고 가정하는 경우 수입액+단기 자본수지 부채, (수입액+단기 자본수지 부채)/GDP, 외환보유고 변동성을 비롯한 3개 변수가 약외생적인 것으로 보인다. 그러나 공적분 관계가 2개 있는 경우에는 외환보유고 변동성만 장기 균형관계에 대하여 약외생적인 것으로 나타난다.

또한, 변수간의 장단기 동태적 영향을 분석하기 위하여 〈표 4〉의 벡터 오차수정모형을 기초로 누적 충격반응함수를 추정하여 보았다. 〈그림 7〉은 각 변수에 1단위 표준편차만큼의 충격이 가해질 경우 외환보유고의 누적 반응함수를 보여주고 있다.

먼저, 수입+단기 자본수지 부채가 증가하는 충격이 발생하면 충격 발생 후 5분기까지는 외환보유고를 감소시킨다. 그러나 6분기~16분기에는 외환보유고를 꾸준히

12) 외환보유고의 기회비용을 제외시킨 4변수 모형에서는 오차 수정항의 계수가 유의성이 매우 낮아 공적분 관계가 존재한다고 보기 어려웠다.

〈그림 7〉 외환보유고의 누적 충격반응함수



주: Granger causality 및 약외생성 검정결과를 기초로 $\sigma_t \rightarrow r_t \rightarrow R_t \rightarrow im_t \rightarrow api_t$ 순서로 배열함.
배열순서를 바꾸어도 결과는 크게 차이가 나지 않음.

증가시켜 외환보유고에 미치는 누적된 영향이 40분기까지도 양의 값을 유지한다. 따라서, 수입+단기 자본수지 부채는 장기적으로 외환보유고를 증가시킨다.

(수입+단기 자본수지 부채)/GDP가 증가하는 충격은 6분기까지는 외환보유고를 증가시키나, 7분기부터는 외환보유고를 꾸준히 감소시킨다. 외환보유고에 미치는 누적된 영향은 40분기까지도 양의 값을 유지하는데, 이 점은 (수입+단기 자본수지 부채)/GDP도 장기적으로 외환보유고를 증가시킴을 시사하여 준다.

외환보유고의 변동성이 증가하는 충격은 7분기까지는 외환보유고를 증가시키며, 8분기~17분기까지는 외환보유고를 감소시키나 그 영향은 미미하다. 외환보유고에 미치는 누적된 영향은 40분기까지 양의 값을 유지하여 변동성도 장기적으로는 외환보유고를 증가시킨다고 하겠다.

마지막으로 외환보유고의 기회비용에 대한 충격은 7분기까지 외환보유고를 감소시킨 후, 8분기~16분기까지 외환보유고를 증가시킨다. 그러나 외환보유고에 대한 증가효과는 초기의 감소효과에 비해 미미하여 누적된 영향이 40분기까지 음의 값을 유지한다. 따라서 기회비용은 장기적으로 외환보유고를 감소시킨다고 하겠다.

〈표 6〉 *Chow*의 구조변화 검정결과

	1990년 1/4분기	1992년 1/4분기	1997년 4/4분기
계수검정	1. 6179 (0. 10)	2. 0889 (0. 03)	not available
예측검정	1. 1506 (0. 41)	1. 8652 (0. 07)	2. 1983 (0. 03)

주: *Chow*의 *F* 검정 통계치이며, 괄호 안은 한계유의수준임.

이상의 누적 충격반응함수를 통해 살펴볼 때, (수입+단기 자본수지 부채)/ *GDP*를 제외한 설명변수들이 외환보유고에 미치는 영향도 공적분 관계와 일치하는 것으로 나타난다. (수입+단기 자본수지 부채)/ *GDP*에 대한 충격의 경우 외환보유고에 미치는 누적 영향은 40분기까지 양의 값을 유지하여, 장기적인 영향이 공적분 관계식과 다르게 나타난다.

3) 구조변화의 검정

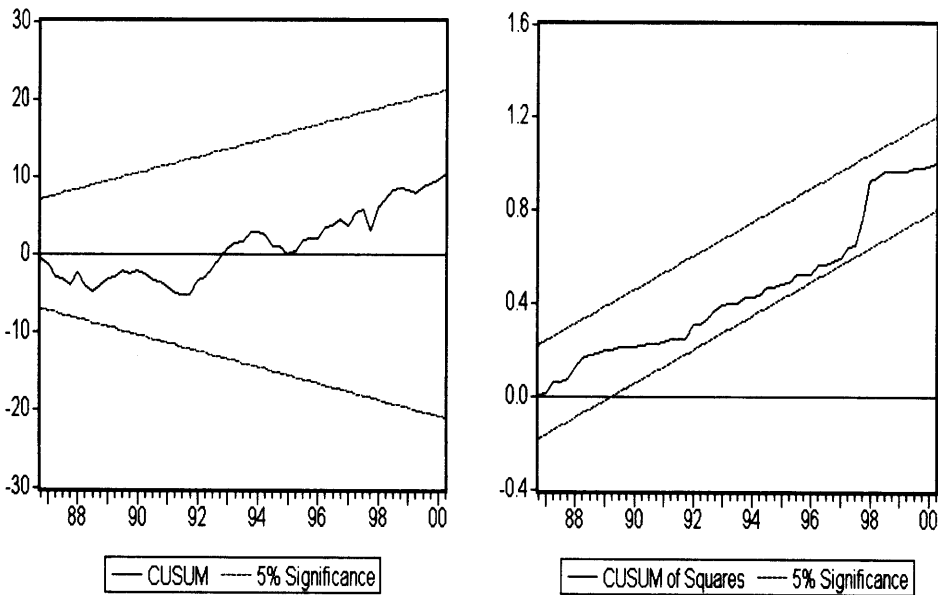
1990년 1/4분기 시장평균환율제도의 도입, 1992년 1/4분기 외국인의 국내주식에 대한 직접투자 허용, 1997년 4/4분기 외환위기 발생 등을 전후로 구조변화가 있었을 가능성이 있다. 이 점을 확인하기 위하여 먼저 벡터 오차수정모형에 *Chow* (1960)의 검정기법을 적용하였다. 〈표 6〉에서 보듯이 서로 다른 두 기간에 추정된 계수값이 같은가를 검정(계수검정)하는 경우 5% 유의수준에서 1990년 1/4분기를 기점으로는 구조변화가 없었으나, 1992년 1/4분기 자본시장 개방을 계기로는 구조변화가 있었던 것으로 나타난다. 한편 구조변화가 있기 전의 자료로 모형을 추정한 후, 추정결과를 바탕으로 나머지 기간을 예측할 때 발생하는 오차를 통하여 구조변화 여부를 검정(예측검정)한 결과, 5% 유의수준에서 1990년 1/4분기와 1992년 1/4분기에는 구조변화가 없었으나, 1997년 4/4분기의 외환위기를 계기로는 구조변화가 있었던 것으로 드러난다.

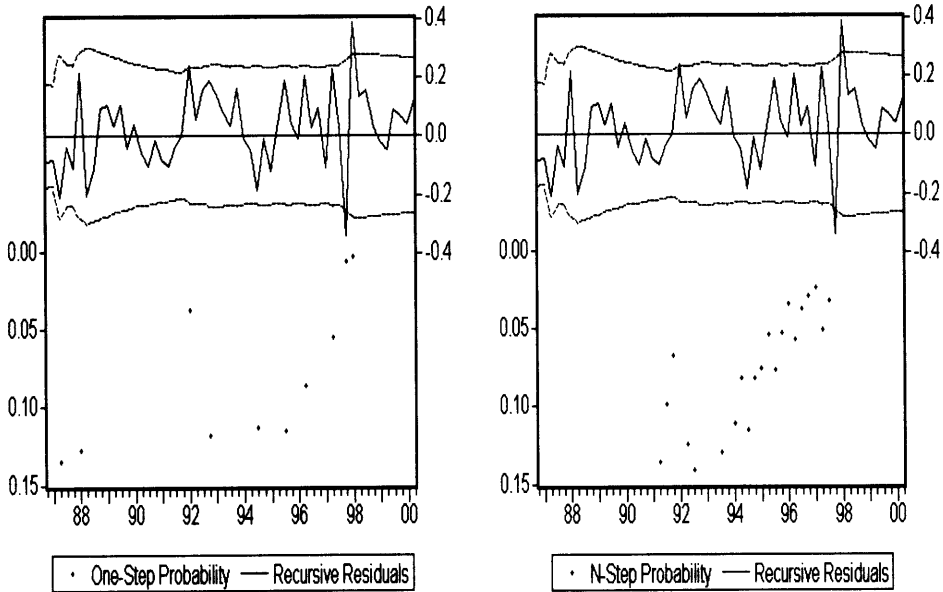
*Chow*의 검정은 사전적으로 구조변화의 시점을 결정해야 한다는 문제점이 있다. 이러한 문제를 해소하고 구조변화 시점을 사후적으로 확인하기 위해 축차적(recursive) 검정기법을 적용해 보았다. 〈그림 8〉은 Brown, Durbin, and Evans (1975)의 *CUSUM*과 *CUSUMSQ*를 보여주고 있는데, 두 검정 통계량 모두 5% 유의수준 범위 안에 있어 전기간에 걸쳐 구조변화가 없었던 것으로 나타난다.

한편, <그림 9>는 벡터 오차수정모형을 이용하여 1기 및 N 기 앞을 축차적으로 예측할 때의 오차값과 예측오차의 5% 기각치를 보여주고 있는데, 환율제도가 바뀐 1990년 1/4분기에는 구조변화가 없었던 것으로 보인다. 그러나 1992년 1/4분기에는 미약하나마 구조변화가 있었던 것으로 나타나며, 1997년 4/4분기와 1998년 1/4분기에는 구조변화가 있었다는 귀무가설이 1% 유의수준에서 기각되고 있다.

이상의 구조변화 검정결과를 종합하여 보면, 1990년 1/4분기의 환율제도 변화는 구조변화를 초래하지 못한 것으로 보인다. 1992년 1/4분기 자본시장 개방의 경우는 검정방법에 따라 결과가 상이하나 구조변화를 초래하였을 가능성이 있어 보이며, 1997년 4/4분기의 외환위기를 기점으로는 구조변화가 있었을 가능성이 매우 높은 것으로 관측되고 있다.

<그림 8> CUSUM과 CUSUMSQ를 이용한 구조변화 검정결과



〈그림 9〉 1기 및 N 기 축차적 예측오차를 이용한 구조변화 검정결과

IV. 결론

앞에 제시된 중요한 추정결과와 정책적 시사점은 다음과 같이 요약될 수 있다. 첫째, 장기 균형관계식에서 거래적 목적의 외환보유를 설명하는 규모변수뿐만 아니라, 예비적 목적의 외환보유를 설명하는 국제수지 변동성과 외환보유의 기회비용도 통계적으로 유의하였다. 이 점은 외환보유고를 결정하는 데 있어서 거래적 목적과 함께 예비적 목적도 중요한 요인으로 작용하였음을 의미하는 한편, 기존의 연구들에서와 같이 외환보유의 기회비용을 제외시키면 추정결과가 왜곡될 소지가 있음을 시사하여 주는 것이다.

둘째, 외환보유고의 (수입액+단기 자본수지 부채)에 대한 탄력성은 1보다 크게 나타났다. 이는 최적 외환보유고의 유지라는 관점에서 보면 외환보유고의 경상 수입액+단기 자본수지 부채에 대한 비율을 일정하게 유지시키기보다는 그 비율을 증가시키는 것이 바람직함을 시사하여 준다.

셋째, 실제 외환보유고와 최적 외환보유고 사이의 괴리가 1분기 내에 해소되는

비율은 34.3%로서 양자간의 괴리가 전부 해소되기까지는 약 3분기가 소요된다. 이러한 조정속도는 대만에 비해서는 상당히 빠른 편이나 여타 개도국에 비해서는 느린 것으로 드러난다.

넷째, 구조변화의 검정결과 1990년 1/4분기의 환율제도의 변화는 외환보유고의 결정에 영향을 미치지 못한 것으로 나타난다. 그러나 1992년 1/4분기의 자본시장 개방은 구조변화를 초래했을 가능성이 있어 보이며, 1997년 4/4분기의 외환위기를 계기로는 구조가 변했을 가능성이 매우 높은 것으로 판단된다.

외환위기의 극복과 재발방지가 최대의 현안과제인 현시점에서 충분한 양의 외환보유고를 확보하는 것이 얼마나 중요한 일인가는 새삼 언급할 필요조차 없다. 그렇다고 해서 '옷에 대한 욕망에 끝이 없는 Machlup 교수의 부인'과 같이 무한정 외환보유고를 늘릴 수는 없는 노릇이다. <그림 6>에서 보듯이 외화보유고를 확충하는데 따르는 기회비용이 만만치 않기 때문이다. 더욱이 자의적인 판단에 의해 특정 수준의 외환보유고가 충분하다거나 외환보유고의 정상 수입액 또는 단기 자본부채에 대한 비율을 일정수준으로 유지해야 한다고 고집하는 것은 화를 자초할 수 있다. 외환보유고가 충분한 경우에도 방만한 금융감독, 기업 및 금융기관의 단기외채 및 부실채권 누적, 인접국의 금융불안, 정치적 불안 등이 겹치면 외환위기는 또 다시 발생할 수 있다. 즉, 최적 외환보유고는 외환위기의 발생을 억제하기 위한 필요조건이지 충분조건은 아닌 것이다.

이러한 점을 고려할 때, 본고에서 추정된 최적 외환보유고가 외환위기 재발을 억제하기에 충분한 수준이라고 해석하는 데는 신중을 기해야 한다. 더욱이 자료의 제약으로 인하여 외환보유고 수준 못지 않게 중요한 외환보유고의 구성, 즉 유가증권과 외화의 비율, 통화별 및 만기별 구성에 대한 미시적 분석도 결여되어 있다. 이러한 제약에도 불구하고 본고의 추정결과는 외환보유고의 적정성을 평가하는 한 가지 기준을 제시하여 주며, 더 정치한 모형을 개발하는 초석으로 활용될 수 있다. 일례로, 본고의 추정모형은 Levy(1983)와 같이 환율, 통화량, 재정적자, 소득, 물가가 상호영향을 미치는 연립방정식 체계로 통합될 수 있다.

또한, 본고의 추정모형에 외환시장 압력지표나 외환위기 조기경보 지표 등을 설명변수로 추가하면 외환위기 발생 가능성을 감안하는 최적 외환보유고 수준을 추정할 수 있을 것으로 기대된다. 이와 관련하여 Ben-Bassat and Gottlieb(1992b)의 연구가 흥미를 끈다. 이들은 앞에서 소개된 Heller(1966), Frenkel and Jovanovic

(1981)과는 달리 외환위기 발생확률과 외환위기 발생시 입계되는 조정비용을 감안해서 최적 외환보유고를 도출하였다. 이러한 분석은 특히 외환위기를 경험한 나라에서 최적 외환보유고를 분석하는 데 유용하게 쓰일 수 있다고 판단된다.

한편, 외채자료가 이용가능하면 Eichengreen and Mathieson(2000) 및 Lane and Burke(2001)와 같이 경상 수입과 단기외채를 별개의 설명변수로 취급하여 양자에 대한 외환보유고의 탄력성의 차이를 분석하는 것도 흥미있는 연구과제라고 하겠다. 마지막으로 Eldadawi(1990), Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999) 등은 Edward(1984) 모형을 따라 외환보유고 수요 추정식에 화폐의 초과수요를 추가적인 설명변수로 도입하였다. 통화주의적 접근방법에 의하면 고정환율제도하에서 외환보유고는 화폐시장 불균형에 따라 수동적으로 변동하는 잔차항(residual)의 성격을 지니므로 화폐의 초과수요가 외환보유고 수요에 영향을 미칠 수 있다. 우리나라의 경우도 1980년 이후 환율변동을 허용하였으나, 실제로는 관리변동 환율제도에 가까웠다고 판단된다. 따라서 화폐에 대한 초과수요가 외환보유고 수요에 영향을 미쳤을 가능성이 있는데, 이러한 점에 대한 정밀한 분석도 의미있는 연구라고 판단된다.

■ 참고문헌

1. 이근영, "우리나라 외환보유고 수요의 실증적 분석," 『금융학회지』, 제2권 2호, 1997. 12.
2. 한국은행, [www. bok. or. kr](http://www.bok.or.kr).
3. Ben-Bassat, Avraham and Daniel Gottlieb, "On the Effects of Opportunity Cost on International Reserve Holdings," *Review of Economics and Statistics* 74, 1992a, pp. 329~332.
4. ———, "Optimal International Reserves and Sovereign Risk," *Journal of International Economics* 33, 1992b, pp. 345~362.
5. Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans, "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time," *Journal of the Royal Statistical Society* 37, 1975, pp. 148~192.
6. Chow, G. C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica* 52, 1960, pp. 211~222.
7. Clark, Peter B., "Optimal International Reserves and the Speed of Adjustment," *Journal*

- of Political Economy* 78, March 1970a, pp. 356~376.
8. ———, "Demand for International Reserves: A Cross-Country Analysis," *Canadian Journal of Economics* 3, 1970b, pp. 577~594.
9. Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root," *Econometrica*, July 1981, pp. 1057~1072.
10. Edwards, Sebastian, "The Demand for International Reserves and Exchange Rate Adjustments: the Case of LDCs, 1964~1972," *Economica* 50, August 1983, pp. 269~280.
11. ———, "The Demand for International Reserves and Monetary Equilibrium: Some Evidence from Developing Countries," *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVI, No. 3, August 1984, pp. 495~500.
12. Eichengreen, Barry J. and Donald J. Mathieson, "The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves - Retrospect and Prospect," *IMF Working Paper* WP/00/131, July 2000.
13. Elbadawi, Ibrahim A., "The Sudan Demand for International Reserve: A Case of a Labor-Exporting Country," *Economica* 57, February 1990, pp. 73~89.
14. Engle, Robert F. and C. W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, March 1987, pp. 251~276.
15. Ford, J. L. and Guobo Huang, "The Demand for International Reserves in China: An ECM Model with Domestic Monetary Disequilibrium," *Economica* 67, August 1994, pp. 379~397.
16. Frenkel, Jacob A., "International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float," Karl Brunner and A. H. Meltzer eds., *Economic Policies in Open Economies*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 9, 1978.
17. ——— and Boyan Jovanovic, "On Transaction and Precautionary Demand for Money," *Quarterly Journal of Economics* 94, August 1980, pp. 25~43.
18. ———, "Optimal International Reserves: A Stochastic Framework," *Economic Journal* 91, June 1981, pp. 507~514.
19. Grubel, Herbert G., "The Demand for International Reserves: A Critical Review of the Literature," *Journal of Economic Literature* 9, December 1971, pp. 1148~1166.
20. Hamada, Koichi and Kazuo Ueda, "Random Walks and the Theory of the Optimal International Reserves," *Economic Journal* 87, December 1977, pp. 722~742.
21. Heller, Robert H., "Optimal International Reserves," *Economic Journal* 76, June 1966, pp. 296~311.
22. ——— and Moshin S. Khan, "The Demand for International Reserves under Fixed and Floating Exchange Rates," *IMF Staff Paper* 25, December 1978, pp. 623~649.
23. Hipple, Steb F., "A Note on the Measurement of the Holding Cost of International Reserves," *Review of Economics and Statistics* 61, November 1979, pp. 612~614.
24. Huang, Tai-Hsin and Chung-Hua Shen, "Applying the Seasonal Error Correction Model to the Demand for International Reserves in Taiwan," *Journal of International Money and Finance* 18, 1999, pp. 107~131.

25. IMF, *International Financial Statistics*.
26. ———, "Measures of Reserve Adequacy," *Note*, April 28, 1999.
27. Iyoha, Milton A., "Demand for International Reserves in Less Developing Countries: A Distributed Lag Specification," *Review of Economics and Statistics* 58, August 1976, pp. 351~355.
28. Johansen, Søren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Dynamics and Control* 12, 1988, pp. 231~254.
29. Kelly, Michael G., "The Demand for International Reserves," *American Economic Review* 60, September 1970, pp. 655~667.
30. Kenen, Peter B. and Elnor B. Yudin, "The Demand for International Reserves," *Review of Economics and Statistics* 47, August 1965, pp. 242~250.
31. Lane, Philip and Dominic Burke, "The Empirics of Foreign Reserve," *Open Economies Review*, forthcoming, 2001.
32. Levy, Victor, "Demand for International Reserves and Exchange-Rate Intervention Policy in an Adjustable-Peg Economy," *Journal of Monetary Economics* 11, 1983, pp. 89~101.
33. MacKinnon, J. G., "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *Journal of Business and Statistics* 12, 1994, pp. 167~176.
34. Olivera, Julio H. G., "A Note on the Optimal Rate of Growth of International Reserves," *Journal of Political Economy* 77, March/April 1969, pp. 245~248.
35. ———, "The Square-Root Law of Precautionary Reserves," *Journal of Political Economy* 79, September/October 1971, pp. 1095~1104.
36. Osterwald-Lenum, Michael, "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 54, August 1992, pp. 461~472.
37. Phillips, P. C. and P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, June 1988, pp. 335~346.
38. Ramsey, J. B., "Tests for Specification Error in Classical Linear Least Squares Analysis," *Journal of the Royal Statistical Society* 31, 1969, pp. 350~371.
39. Shinkai, Yoichi, "Demand for International Reserves in Less Developed Countries: A Comment," *Review of Economics and Statistics* 61, November 1979, pp. 614~615.
40. Triffin, R., *Gold and the Dollar Crisis*, Yale University Press, 1960.
41. Von Furstenberg, George M., "New Evidence of the Demand for Non-Gold Reserves under Floating Exchange Rates," *Journal of International Money and Finance* 1, April 1982, pp. 81~93.
42. Whalen, Edward L., "A Rationalization of the Precautionary Demand for Cash," *Quarterly Journal of Economics* LXXX, May 1966, pp. 314~324.
43. Williamson, John, "Surveys in Applied Economics: International Liquidity," *Economic Journal* 83, September 1973, pp. 685~746.