

화폐시장 불균형을 감안한 적정외환보유고 수요식의 추정*

이 연 호**

본고는 전통적인 외환보유고 수요이론에 통화주의 접근방법을 접목시켜 적정 외환보유고 수요를 추정하였다. 추정에는 손실함수의 최소화조건으로부터 도출된 오차수정모형이 이용되었고, 표본기간은 1970년 1/4분기~2000년 4/4분기이다. 장기 적정외환보유고의 추정결과, 수입액과 국제수지 변동성은 외환보유고 수요를 증가시키나 평균수입성향과 외환보유고의 기회비용은 외환보유고 수요를 감소시키는 것으로 드러났다. 장기 화폐수요의 경우도 실질소득은 화폐수요를 증가시키나 이자율은 화폐수요를 감소시킨다는 결과를 얻었다.

한편, 복수통화바스켓과 시장평균환율제도의 도입은 외환보유고 수요에 영향을 미치지 못하였으나, 자유변동환율제도의 도입은 구조변화를 초래한 것으로 드러났다. 구조변화를 감안하여 모형을 재추정한 결과, 화폐시장 불균형은 장기에는 외환보유고 수요에 영향을 주지 못하나 단기에는 유의한 영향을 미쳤음을 발견하였다.

외환위기 이후 외환보유고를 확충하는 과정에서 통화안정채권 발행이 급증하여 신축적인 통화정책을 제약하고 있으며, 외환보유고의 기회비용도 무시할 수 없음을 감안할 때, 외환보유고 수준을 늘리는 것만이 능사는 아니며, 외환보유고의 미시적 구성을 최적화하는 노력이 병행될 필요가 있다.

핵심주제어: 외환보유고, 통화주의 접근방법, 화폐시장 불균형, 구조변화
경제학문헌목록 주제분류: E5, F3

I. 서 론

외환보유고는 중앙은행이 보유하고 있는 대외자산으로 긴급한 외환수요가 발생할 때 이를 해결해 주는 완충재고(buffer stock)의 역할을 한다. 상품과 서비스의 수입대금을 지불하기 위해서는 외환보유고가 필요하며, 예상하지 못한 외

* 본고는 충북대학교 신진교수 연구지원비의 지원을 받아 작성되었음. 유익한 논평을 해 주신 두 분의 논평자와 한국은행의 함정호 박사께 깊은 감사를 드립니다.

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

국자본의 유출에 대비하기 위해서도 외환보유고를 충분히 확보해야 한다.

국가의 대외신인도를 개선시키고, 외환위기가 재발하는 것을 방지하기 위해서는 충분한 양의 외환보유고를 확보해야 하며, 이를 위해서는 적정외환보유고 수요가 어느 정도인가를 추정해 볼 필요가 있다. 그러나 이러한 필요에도 불구하고 우리 나라를 대상으로 적정외환보유고 수요를 연구한 논문은 많지 않다.

본고의 주된 연구목적은 두 가지로 요약된다. 첫째, 1980년대 중반 이후에 개발된 모형과 추정기법을 1970년 이후의 한국 자료에 적용하여 적정외환보유고 수요(desired demand for international reserves)를 추정해 본다. 둘째, 추정결과를 바탕으로 외환보유고 수요의 결정요인을 추출하고, 외환보유고 관리와 관련된 정책적 시사점을 도출한다.

외환보유고 수요의 추정에는 전통이론에 통화주의 접근방법을 접목시킨 Edwards(1984)의 부분조정(partial adjustment)모형을 출발점으로 삼았다. 그러나 Edwards(1984)의 모형은 해당 변수가 불안정한(nonstationary) 시계열인 경우 가성회귀(spurious regression)문제가 발생한다는 문제점이 있다. 가성회귀문제를 회피하면서 적정외환보유고 수요를 추정하기 위하여 본고는 Hendry and von Ungem-Sternberg(1981)와 Nickell(1985) 등의 제안에 따라 2차 손실함수(quadratic loss function)를 최소화하는 오차수정모형을 도출하였다.

추정방법으로는 단위근(unit root)과 공적분(cointegration)검정이 이용된다. 단위근검정에는 Dickey-Fuller(1981)와 Phillips-Perron(1988)기법이 적용되며, 장기 외환보유고 수요의 추정에는 Johansen(1988)의 공적분기법이 이용된다. 공적분이 있는 것으로 밝혀지면 오차수정모형을 추정하여 단기 조정과정을 분석한다.

우리 나라를 대상으로 외환보유고 수요를 추정한 논문으로는 이근영(1997)이 있다. 이근영(1997)은 전통이론에 따라 외환보유고 수요가 GDP, 평균수입성향, 국제수지 변동성에 의해 결정된다고 보았다. 본고가 이근영(1997)의 연구와 다른 점은 외환보유고 수요의 결정요인으로 외환보유고 기회비용을 명시적으로 고려하였으며, 화폐시장의 불균형이 외환보유고 수요에 미치는 영향을 도입하였다는 점이다. 한편, 이연호(2001)는 기회비용과 단기 자본수지부채를 고려하였으나, 화폐시장 불균형을 반영하지는 않았다.

Heller(1966)와 Frenkel and Jovanovic(1981)모형에서 알 수 있듯이 이론적인 측면에서 외환보유고의 기회비용은 적정외환보유고를 도출하는 과정에서 없어서는 안 되는 중요한 역할을 한다. 정책적인 면에서도 외환보유고는 외환위기 재발을 방지하는 데는 도움이 되나, 외환보유고를 확충하는 데 따르는 비용이

적지 않기 때문에 기회비용을 감안하여 적정의환보유고 수요를 추정할 필요가 있다.

또한, 본고는 전통이론에 통화주의 모형을 접목시킨 최근이론을 고려한다. Edwards(1984), Elbadawi(1990), Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999) 등이 지적하듯이 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 미치는 영향을 고려하지 않으면 추정결과가 달라질 가능성이 있으며, 화폐시장의 불균형을 도입한 모형을 이용하면 통화정책에 대한 시사점을 얻을 수 있다는 추가적인 이점이 있기 때문이다.

우리 나라는 1980년 이후 환율변동을 허용하고 있으나, 실질적으로는 관리변동환율제도에 가깝게 환율제도를 운영하고 있다.¹⁾ 이 점을 감안하면 통화주의 모형에서와 같이 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 더욱이 외환위기 발생 이후 외환보유고를 확충하는 과정에서 통화안정채권 발행이 급증하여 신축적인 통화정책을 제약하고 있는 실정이다. 이러한 점을 고려하여 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 유의한 영향을 미쳤는지를 점검해 보는 것도 가치가 있는 연구라고 판단된다.

본고는 또한 구조변화의 가능성을 명시적으로 고려하고 있다. 추정기간중에 환율제도가 세 번이나 바뀌었고, 외환위기가 발생하는 등 구조변화의 요인이 산재해 있다. 이 점을 감안하여 추정기간중에 외환보유고 수요가 변했는지 여부를 판정하여 보았다. Chow(1960)의 예측검정법을 통하여 1980년 1/4분기 복수통화바스켓제도, 1990년 1/4분기 시장평균환율제도, 1997년 4/4분기 자유변동환율제도 도입을 계기로 구조변화가 있었는지를 검정하였다. 또한, 축차적(recursive) 추정기법을 통하여 1기 앞 예측오차와 표준편차를 구하고, 시간에 따른 계수의 변화과정을 연속적으로 추적하여 사후적으로 구조변화의 발생 여부와 발생시점을 파악하려고 하였다.

본고는 다음과 같이 구성되어 있다. 제II절에서는 전통이론과 전통이론에 통화주의 모형을 결합한 최근이론을 개관하고, 이로부터 우리 나라의 적정의환보유고 수요를 추정할 모형을 설정한다. 제III절에서는 공적분과 벡터 오차수정모형을 통하여 장·단기 적정의환보유고 수요의 결정요인을 추정하고, 제IV절에서는 실증분석결과를 요약한 후 정책적 시사점을 도출한다.

1) 시장평균환율제도를 도입한 1990년 이후에도 중앙은행의 외환시장 개입이 대규모로 매우 빈번하게 이루어졌다는 근거는 손정식·박대근(1993); 신인석(1998); 황상인(1999); Rhee and Song(1999) 등의 연구에 잘 나타나 있다.

II. 추정모형의 설정

적정의환보유고 수요이론은 1960년대 이후에 개발된 전통이론과 Edwards(1984)의 논문을 기점으로 전통이론에 통화주의 접근방법을 접목시킨 모형으로 대별된다.

1. 전통이론

전통적인 외환보유고 수요이론은 거래적 동기와 예비적 동기의 화폐수요이론과 밀접히 관련되어 있다. 적정의환보유고에 대한 초기 연구는 거래적 동기를 강조하여 수입액 등에 대한 외환보유고의 비율을 적정성의 판단기준으로 제시하였다. 예를 들어, Triffin(1960)은 화폐수량설을 원용하여 외환보유고/수입 비율이 40%가 적당하며, 20%는 절대적인 최저수준이라고 주장하였다. IMF도 아시아의 외환위기가 발생하기 이전까지는 경상수입의 3개월치가 최저외환보유고라고 권고하였다. 그러나 거래적 동기에만 초점을 맞춘 이론은 특정 비율이 국가 간 또는 시간별로 왜 같아야만 하는지를 이론적으로 규명하지 못하며, 거래의 불확실성에 대비한 예비적 수요를 감안하지 못한다는 문제점이 있다.

불확실한 거래에 대비한 외환보유고의 예비적 수요는 Heller(1966)가 최초로 규명하였다. Heller는 비용-편익분석을 적용하여 적정의환보유고를 도출하였다. 외환보유고의 비용은 외환보유고로부터 얻는 수익이 시장이자율이나 다른 대체투자에서 얻을 수 있는 수익보다 낮기 때문에 발생한다.

Heller(1966)에 의하면, 매기 국제수지 적자가 μ 만큼 발생할 확률이 0.5, 초기 외환보유고를 R , 한계수입성향을 m 이라고 하면, 외환보유고의 편익기대치는 $0.5^{R/\mu}/m$ 이 된다. 외환보유고의 기회비용을 r 라고 표시하면 최적조건은 한계편익과 한계비용이 일치하는 $0.5^{R/\mu}/m=r$ 로 결정된다. 이 식으로부터 적정의환보유고(R_t^*)는 다음과 같이 구한다.

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

한계수입성향이 상승하면 외환보유고의 이익이 감소하므로 적정의환보유고는 감소한다. 또한, 외환보유고의 기회비용이 증가하면 외환보유고를 보유하는 대

신에 다른 데 투자하는 것이 유리하므로 적정의환보유고는 감소한다.

Frenkel and Jovanovic(1981)은 화폐의 거래수요를 도출한 Baumol-Tobin의 재고이론에 예비적 수요를 접목시켜 적정의환보유고를 도출하였다. 외환보유고 변화가 평균이 μ , 분산이 σ^2 이며, 독립적인 Wiener확률과정을 따른다고 가정하면 적정의환보유고는 다음과 같다.

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

여기서, C : 외환보유고 확충을 위해 국제수지를 흑자로 전환시키는 데 드는 조정비용

앞에서 논의된 Triffin(1960), Heller(1966), Frenkel and Jovanovic(1981)의 모형을 종합하면, 적정의환보유고를 결정하는 중요한 요인으로는 수입규모, 평균수입성향, 국제수지의 변동성, 외환보유고의 기회비용을 들 수 있다. 이 점을 감안하면 적정의환보유고를 추정할 모형은 다음과 같이 설정될 수 있다.

$$R_t^* = \beta_0 + \beta_1 im_t + \beta_2 api_t + \beta_3 \sigma_t + \beta_4 r_t + \varepsilon_t \tag{3}$$

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

여기서, R_t^* : t 기의 적정의환보유고

im_t : 수입액

api_t : 수입액을 GDP로 나눈 평균수입성향

σ_t : 국제수지의 변동성

r_t : 외환보유고의 기회비용

이 때 기회비용을 제외한 모든 변수는 로그형태로 표시된다.

수입규모가 커질수록, 또한 국제무역의 불확실성이 높을수록 외환보유고에 대한 수요는 증가할 것이므로 β_1 과 β_3 은 양의 값을 지니며, 외환보유고 기회비용이 높을수록 적정의환보유고는 감소하므로 β_4 는 음의 값을 지닌다. 평균수입성향의 계수 β_2 의 부호는 이론적으로 명확하지 않다. 앞에서 설명한 Heller (1966), Clark(1970) 등과 같이 산출량의 조정을 중시하는 케인지언에 따르면 β_2 는 음의 값을 갖는다. 그러나 Iyoha(1976)와 같이 api_t 를 개방도나 위험에 대한 노출도로 해석하면 β_2 는 양수가 된다. 또한, Frenkel(1978)은 신축적 가격조정 가능성을 고려하여 β_2 가 양수가 될 수 있음을 보였다.

β_1 은 적정의환보유고의 수입액에 대한 탄력성을 나타내는데, 재고이론에 따르면 이 값은 0.5가 되며, 적정의환보유고가 수입액에 비례하여 증가하는 경우

에는 1이 된다. β_1 이 1보다 작은 경우는 수입증가율보다 적정의환보유고 증가율이 낮음을 의미하므로 규모의 경제(economies of scale)가 존재하며, β_1 이 1보다 큰 경우에는 규모의 비경제가 존재한다고 볼 수 있다. 국제자본시장에서 차입이 용이한 선진국일수록 β_1 은 작은 값을 가지게 된다.

2. 통화주의 접근방법을 도입한 최근 이론

외환보유고 수요이론은 전통이론과 통화주의 접근방법을 통합시킨 Edwards (1984)의 논문을 계기로 중요한 전기를 맞이하였다. 통화주의 접근방법에 의하면 외환보유고의 변화는 화폐시장 불균형과 밀접히 연관되어 있다. 즉, 화폐에 대한 초과수요는 외환보유고를 증가시키며, 화폐의 초과공급은 외환보유고를 감소시킨다.

이 점을 감안하여 Edwards(1984)는 외환보유고 변화가 적정(desired)외환보유고(R_t^*)와 실제외환보유고(R_t) 간의 차이뿐 아니라 화폐의 초과수요에 의해서도 영향을 받는 부분조정모형을 설정하였다.

$$\Delta R_t = \theta_1(R_t^* - R_{t-1}) + \theta_2(m_t^* - m_{t-1}), \theta_i > 0 \quad (4)$$

여기서, Δ : 해당 변수의 1차차분(difference)

θ_i : 조정속도

m_t^* : t 기의 화폐수요

m_{t-1} : $t-1$ 기의 실제화폐보유량

식 (4)에 따르면 외환당국의 외환보유고에 대한 초과수요가 존재하거나 민간 부문의 화폐에 대한 초과수요가 있으면 외환보유고가 증가하게 된다. 식 (3)을 식 (4)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

$$R_t = \theta_1\beta_0 + \theta_1\beta_1im_t + \theta_1\beta_2api_t + \theta_1\beta_3\sigma_t + \theta_1\beta_4r_t + (1 - \theta_1)R_{t-1} + \theta_2(m_t^* - m_{t-1}) + v_t \quad (5)$$

Edwards(1984)모형에 대한 실증분석은 세 단계로 수행된다. 첫단계에서는 식 (5)의 설명변수로 이용될 화폐수요 m_t^* 를 추정한다. 둘째 단계에서는 추정된 \hat{m}_t^* 를 이용하여 식 (5)를 추정하고, θ_2 의 유의성을 검정한다. θ_2 값이 통계적으로 유의하면 통화주의 모형이 타당함을 의미한다. 이 경우 화폐시장 불균형을 감안하지 않고 적정의환보유고를 추정하면 계수가 편의(bias)되는 결과를 초래한

다. 마지막 단계에서는 식 (5)의 추정결과를 바탕으로 β_i 값을 역산하여 식 (3)의 장기 외환보유고 수요를 결정하는 계수값을 결정한다.

그러나 Edwards(1984)의 모형은 해당 변수가 단위근을 가지는 불안정한(non-stationary) 시계열인 경우 가성회귀(spurious regression)문제를 야기하여 추정된 계수값과 유의성이 타당성을 상실한다는 문제점이 있다.

가성회귀문제를 회피하면서 부분조정모형을 이용하여 외환보유고 수요를 추정하기 위해서는 공적분과 오차수정모형을 적용하면 된다. 오차수정모형은 Hendry and von Ungern-Sternberg(1981)와 Nickell(1985)의 제안에 따라 2차 손실함수를 최소화함으로써 도출될 수 있다.

먼저, 화폐시장 불균형이 외환보유고에 미치는 영향을 반영하기 위하여 적정 외환보유고 결정식을 다음과 같이 변경한다.²⁾

$$R_t^* = \beta_0 + \beta_1 im_t + \beta_2 api_t + \beta_3 \sigma_t + \beta_4 r_t + \beta_5 (m_t^* - m_{t-1}) + \mu_t \tag{6}$$

다음으로 1기(one period) 손실함수를 최소화하는 조건으로부터 오차수정모형을 도출할 수 있다. 손실함수는 실제외환보유고가 적정수준과 불일치하는 데 따른 비용과 외환보유고를 조정하는 데 드는 거래비용의 합으로 구성된다.³⁾

$$l_t = d_1(R_t^* - R_t)^2 + d_2(R_t - R_{t-1})^2 - 2d_3(R_t^* - R_{t-1}^*)(R_t - R_{t-1}) \tag{7}$$

여기서, d_i : 모두 양수

$(R_t^* - R_{t-1}^*)(R_t - R_{t-1})$: 적정외환보유고와 실제외환보유고가 같은 방향으로 움직이면 손실이 줄어들 수 있음을 의미

손실을 최소화하기 위한 1차 필요조건은 손실함수를 R_t 로 편미분하여 그 값을 0으로 두면 되는데, 1차조건을 정리하면 다음과 같은 오차수정모형이 얻어진다.

$$\Delta R_t = \lambda_1(R_{t-1}^* - R_{t-1}) + \lambda_2(R_t^* - R_{t-1}^*) \tag{8}$$

여기서, $\lambda_1 = d_1 / (d_1 + d_2)$

2) 통화주의 모형에 따르면 화폐시장의 불균형은 단기에서만 외환보유고에 영향을 준다. 그러나 장기 외환보유고 수요함수에 화폐시장 불균형을 도입하여 $\beta_5 = 0$ 여부를 검정하면 통화주의 모형이 성립하는지 검정할 수 있다.
 3) 1기 손실만을 최소화하는 모형은 외환보유고가 비교적 단기계획에 의하여 조정되는 개도국의 분석에 적합하다. 무한시계(infinite-horizon)하에서 시점 간(intertemporal) 손실을 최소화하는 모형하에서도 실증분석모형은 1기 손실최소화모형과 크게 다르지 않다.

$$\lambda_2 = (d_1 + d_3) / (d_1 + d_2)$$

$(R_{t-1}^* - R_{t-1})$: 1기 전 불균형오차
 λ_i : 균형으로의 조정속도

식 (10)에 식 (1)을 대입하여 정리하면 구조방정식(structural equation)이 다음과 같이 얻어진다.

$$\begin{aligned} \Delta R_t = & \lambda_1(\beta_0 + \beta_1 im_{t-1} + \beta_2 api_{t-1} + \beta_3 \sigma_{t-1} + \beta_4 r_{t-1} - R_{t-1}) \\ & + \lambda_1 \beta_5 (m_{t-1}^* - m_{t-2}) \\ & + \lambda_2 [\beta_1 \Delta im_t + \beta_2 \Delta api_t + \beta_3 \Delta \sigma_t + \beta_4 \Delta r_t + \beta_5 \Delta (m_t^* - m_{t-1})] \end{aligned} \quad (9)$$

식 (9)를 추정에 이용될 축약형태(reduced form)로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Delta R_t = & \delta_0 - \lambda_1 EC_{t-1} + \delta_1 \Delta im_t + \delta_2 \Delta api_t + \delta_3 \Delta \sigma_t + \delta_4 \Delta r_t \\ & + \delta_5 (m_{t-1}^* - m_{t-2}) + \delta_6 \Delta (m_t^* - m_{t-1}) \end{aligned} \quad (10)$$

여기서, $EC_{t-1} = R_{t-1} - R_{t-1}^*$

식 (10)에서 δ_5 와 δ_6 는 각각 화폐시장 불균형이 장기와 단기 외환보유고에 미치는 영향을 나타낸다. 따라서 통화주의 가설이 성립하기 위해서는 $\delta_5 = 0$ 은 수용되고, $\delta_6 = 0$ 은 기각되어야 한다.

식 (10)은 3단계로 나누어 추정될 수 있다. 첫단계에서는 EC_{t-1} 을 추정한다. 이를 위해서는 식 (3)의 외환보유고 수요에 대하여 공적분검정을 실시한 후, 추정된 공적분관계로부터 오차항을 구한다. 둘째 단계에서는 $(m_{t-1}^* - m_{t-2})$ 와 $\Delta(m_t^* - m_{t-1})$ 을 추정한다. $(m_{t-1}^* - m_{t-2})$ 는 관측이 불가능하므로 선형예측치인 $\Delta \hat{m}_{t-1}$ 로 대체한다. 선형예측치는 공적분검정과 오차수정모형을 이용하여 화폐수요함수를 추정하고, 오차수정모형에 의해 추정된 $\Delta \hat{m}_{t-1}$ 을 구하면 된다. 마찬가지로 $\Delta(m_t^* - m_{t-1})$ 의 선형예측치는 $\Delta^2 \hat{m}_t$ 로 대체된다. 셋째 단계에서는 추정된 EC_{t-1} , $\Delta \hat{m}_{t-1}$, $\Delta^2 \hat{m}_t$ 값을 이용하여 식 (10)에 OLS를 적용하여 추정한다.

한편, $\Delta \hat{m}_{t-1}$ 과 $\Delta^2 \hat{m}_t$ 를 추정하기 위해 장기 화폐수요를 다음과 같이 설정한다.

$$m_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 i_t + \eta_t \quad (11)$$

여기서, m_t^* : t기의 실질통화수요
 y_t : 실질GDP
 i_t : 명목이자율

이 때 명목이자율을 제외한 모든 변수는 로그로 표시된다. 실질통화수요가

실질GDP, 명목이자율과 공적분관계를 형성하면, 벡터 오차수정모형을 추정하여 $\Delta\hat{m}_{t-1}$ 과 $\Delta^2\hat{m}_t$ 값을 얻을 수 있다.⁴⁾

III. 추정결과

우리 나라 외환보유고 수요의 추정에는 전통이론과 통화주의 모형을 통합한 최근 이론을 고려한다. 앞에서 언급한 바와 같이 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 영향을 미치는데도 불구하고 이를 생략하면 추정결과가 왜곡될 수 있기 때문이다.

식 (5)와 같은 Edwards(1984)의 부분조정모형이 적합한지 또는 식 (10)의 오차수정모형이 적합한지를 판단하기 위하여서는 먼저 각 변수의 안정성을 점검할 필요성이 있다. 단위근검정결과 각 변수가 안정적 시계열로 밝혀지면 Edwards(1984)의 부분조정모형을 이용하고, 각 변수가 불안정한 시계열이면 오차수정모형을 적용한다.

1. 자 료

추정에는 1970년 1/4분기~2000년 4/4분기의 자료를 이용한다. 분기자료를 선택한 이유는 GDP에 대한 월별 자료가 존재하지 않고, 연간자료는 단기 조정과정을 파악하는 데 분기자료보다 유용성이 뒤질 것으로 판단되기 때문이다.

외환보유고는 한국은행이 보유하고 있는 총외환보유고로서 국내 외국환은행이 1988년 이전에 보유하고 있었던 외환은 포함시키지 않았다. 총외환보유고는 외화, 외화자산뿐 아니라, 금, IMF 리저브 포지션, SDR를 포함한다. 해외의 많은 연구들이 실질외환보유고를 대상으로 하고 있는데, 본고도 이러한 관례에 따라 명목외환보유고를 소비자 물가지수로 나눈 실질외환보유고를 이용하기로 한다.⁵⁾

경상수입액을 나타내는 im_t 는 국제수지계정의 상품과 서비스수입을 소비자

4) 본고와 유사하게 전통이론과 통화주의 모형을 결합하여 오차수정모형을 적용한 예는 수단을 대상으로 한 Eldadawi(1990), 중국을 대상으로 한 Ford and Huang(1994), 대만을 대상으로 한 Huang and Shen(1999) 등이 있다.

5) 실질외환보유고를 이용하는 주된 이유는 외환보유고에 대한 수요가 실질거래나 실질충격에 대비한 수요라고 보기 때문이다(Edwards, 1984; von Furstenberg, 1982 참조).

물가지수로 나누어 실질금액으로 환산한다. 평균수입성향 api_t 는 상품과 서비스수입을 달러표시 명목GDP로 나누어 구한다. api_t 는 뚜렷한 계절성을 보이는데, 계절성을 해소하기 위해 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(1970)은 외환보유고 변화에 AR(1)모형을 적용하여 추정한 후, 잔차항의 표준편차를 이용하였다. Kelly(1970)는 수출의 표준편차를 이용하였고, Iyoha(1976)는 수출방정식을 추정한 후 잔차항의 분산을 이용하였다.

한편, Frenkel(1978)은 외환보유고 변화의 표준편차를 수입액으로 나눈 값을 이용하였는데, Frenkel의 방법은 Levy(1983), Edwards(1984), Elbadawi(1990), Ford and Huang(1994), Huang and Shen(1999) 등을 비롯한 최근 연구에서 가장 광범위하게 활용되고 있다. 본고도 Frenkel(1978)의 방법에 따라 국제수지 변동성을 구하여 이용한다.

Frenkel의 방법은 두 단계로 구성된다. 첫단계에서는 식 (12)를 OLS로 추정하여 외환보유고 변화의 추세치인 $\hat{\beta}_T$ 를 얻는다.

$$R_t = \alpha + \beta_T t + \varepsilon_t, \quad t = T-17, \dots, T \quad (12)$$

둘째 단계에서는 추정된 $\hat{\beta}_T$ 값을 이용하여 추세를 제거한 외환보유고 변화의 표준편차($\hat{\sigma}_T$)를 구하고, 측정단위문제를 해소하기 위하여 이를 경상수입액(im_T)으로 나눈다.

$$\hat{\sigma}_T^2 = \sum_{t=T-16}^T \frac{(R_t - R_{t-1} - \hat{\beta}_T)^2}{16}, \quad \sigma_T = \frac{\hat{\sigma}_T}{im_T} \quad (13)$$

외환보유고의 기회비용 r_t 는 외환보유고를 보다 높은 수익을 보장하는 실물 자산이나 금융자산에 투자했을 때 얻을 수 있는 수익과 외환보유고로부터 얻는 수익의 차이로 정의될 수 있다. 외환보유고로부터 얻는 수익은 외화와 외화자산 간의 상대적 비중, 외화자산의 발행통화와 자산형태별 구성에 따라 달라지나, 이에 대한 자료는 공표되지 않는다. 따라서 본고는 Frenkel(1978), Hipple(1979), Shinkai(1979)에 따라 3년 만기 회사채 유통수익률과 미국 3년 만기 국채수익률의 차이를 대리변수로 고려하고자 한다.⁶⁾ 실증분석에서는 각국의 명목

6) 통화안정증권, 외국환 평형기금채권 수익률, 또는 IMF 차관이자율 등도 고려해 볼 수

〈표 1〉 단위근검정결과

	ADF		PP	
	τ_{μ}	τ_{τ}	Z_t^{μ}	Z_t^{τ}
R_t	-0.76(1)	-2.36(1)	-0.35	-2.30
im_t	-1.96(7)	-2.91(7)	-1.51	-3.21
api_t	-2.74(5)	-2.76(5)	-1.80	-1.85
σ_t	-2.56(2)	-2.63(2)	-2.37	-2.40
r_t	-2.29(2)	-2.61(2)	-2.65	-3.01
m_t	-0.33(2)	-3.08(3)	-0.05	-2.57
y_t	-1.26(8)	-2.80(8)	-2.70	-6.49***
i_t	-0.43(2)	-0.44(2)	-2.37	-3.19

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, PP검정에는 Newey-West에 따라 4개의 시차가 이용됨. ***, **는 MacKinnon(1994) 기각치에 따라 각각 1%, 5% 수준에서 유의함을 의미.

이자율에서 소비자물가 상승률을 차감한 실질이자율 격차를 이용한다.

한편, 통화수요의 추정에는 M_2 평균잔액을 이용한다. 외환보유고가 미국 달러로 표시되기 때문에 통화량을 원/달러 평균환율로 나누어 달러화로 전환한 후, 이를 소비자물가지수로 나누어 실질통화공급으로 환산한다. 실질GDP도 원/달러 평균환율로 나누어 미국 달러화 표시금액으로 환산하여 이용하며, 이자율은 3년 만기 회사채수익률을 이용한다.

2. 단위근검정결과

단위근을 검정하는 데는 ADF(augmented Dickey-Fuller)와 함께 PP(Phillips-Perron)검정이 적용된다. 시차개수는 Akaike나 Schwarz 기준을 최소화하도록 선택했다. 단위근과 공적분검정에서 R_t , im_t , api_t , σ_t , m_t , y_t 는 로그값을 이용하였으나, r_t 와 i_t 는 원래자료를 그대로 이용하였다.

검정결과를 보면, y_t 를 제외한 모든 변수는 네 가지 검정통계량이 모두 5%

있으나, 추정기간중 이 변수들에 대한 자료는 구하기가 어렵다. 예를 들어, 통화안정증권 수익률은 1987년부터 이용가능하며, 외국환 평형기금채권은 간헐적으로 발행되었고 수익률에 대한 자료도 1986년 이후에는 공표하지 않고 있다.

유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못하는데, 이는 단위근이 존재함을 의미한다. y_t 의 경우는 PP검정의 Z_t^y 는 1% 유의수준에서 귀무가설을 기각하나, 나머지 3개 통계량은 5% 유의수준에서 귀무가설을 기각하지 못한다.

3. 장·단기 외환보유고 수요 추정결과

단위근검정결과 각 변수들이 불안정한 것으로 판명되었으므로 공적분검정과 오차수정모형을 통하여 장기 외환보유고 수요와 화폐수요를 추정한다. 공적분검정에는 Engle-Granger(1987)검정법 대신 Johansen(1988)기법을 적용한다. Johansen 검정은 2개 이상의 공적분관계를 추정할 수 있게 하며, 벡터 자기회귀모형에 최우법(MLE)을 적용하므로, 연립방정식 편의(bias)문제가 없으며, 보다 효율적인 추정량을 가져다준다. Johansen검정을 위한 벡터 오차수정모형은 식 (14)와 같이 표현된다.

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (14)$$

식 (14)에서 X_t 는 외환보유고의 경우 $(R_t, im_t, api_t, \sigma_t, r_t)'$ 의 5변수로 구성된 열벡터, 장기 화폐수요의 경우는 $(m_t, y_t, i_t)'$ 의 3변수로 구성된 열벡터이며, 실질외환보유고와 실질화폐량에 나타나 있는 선형추세를 반영하여 상수항 μ 를 포함시켰다.

식 (14)에서 시차개수는 Akaike와 Schwarz 기준에 따라 결정하였다. 외환보유고의 경우 Akaike는 5개, Schwarz는 2개 시차가 최적임을 시사하였으나, 3~5기 시차변수가 유의한 값을 갖는 경우가 많아 5개 시차를 선택하였다. 화폐수요의 경우 Akaike는 3개, Schwarz는 1개의 시차가 최적임을 시사하였으나, 2~3기 시차변수가 유의한 값을 갖는 경우가 많아 3개의 시차를 선택하였다.

<표 2>는 공적분검정결과를 보여 주고 있다. 외환보유고의 경우 λ_{max} 와 *trace* 통계량 모두 공적분벡터 개수가 0개라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하나, 공적분벡터가 1개 또는 그 이상이라는 귀무가설은 기각되지 않는다. 따라서 외환보유고 수요의 경우 변수들 간에 장기적인 균형관계가 1개 존재한다고 할 수 있다. 추정된 계수의 부호도 이론과 일치되는 결과를 보여 주고 있다. 경상수입과 국제수지 변동성은 외환보유고 수요를 증가시키나, 외환보유고의 기회비용은 외환보유고 수요를 감소시킨다. 수입성향의 부호는 음수로 나타나는데, 이는 Heller(1966), Clark(1970)와 같이 산출량조정을 중시하는 케인지언 견해와

〈표 2〉 Johansen의 공적분검정결과

(1) 외환보유고의 경우

	λ_{max}	trace	공적분벡터
$r=0$	36.82**	76.68**	
$r=1$	18.86	37.77	$R_t^* = 23.4880 + 1.1485im_t - 5.7913api_t$
$r=2$	11.50	18.30	$+ 1.2963\sigma_t - 0.3035r_t$
$r=3$	4.76	4.96	오차수정항의 계수(t 값): $-0.0608(-2.53)$
$r=4$	1.38	1.07	

(2) 화폐수요의 경우

	λ_{max}	trace	공적분벡터
$r=0$	21.61**	31.72**	
$r=1$	6.68	11.11	$m_t^* = -1.6856 + 1.2210y_t - 0.0371i_t$
$r=2$	4.43	4.43	오차수정항의 계수(t 값): $-0.0008(-0.02)$

주: **는 Osterwald-Lenum(1992)에 의거하여 5% 수준에서 유의함을 의미함.

일치되는 결과라고 하겠다. 추정된 공적분관계식을 이용하여 $t-1$ 기 오차항을 계산하여 이 값을 식 (10)의 추정에 설명변수로 이용한다.

한편, 화폐수요의 경우에도 장기적인 균형관계가 1개 존재하는 것으로 드러난다. λ_{max} 와 trace통계량 모두 공적분관계가 0개라는 귀무가설을 5% 유의수준에서 기각하나, 공적분관계가 1개 또는 그 이상이라는 귀무가설은 기각되지 않는다. 추정된 계수의 부호를 보면, 실질소득은 화폐수요를 증가시키나 이자율은 화폐수요를 감소시키는 것으로 드러나 이론과 일치되는 결과를 얻었다. 실질화폐수요도 실질GDP, 명목이자율과 공적분관계를 형성하는 것으로 나타나므로 식 (14)의 오차수정모형으로부터 $\Delta\hat{m}_{t-1}$ 과 $\Delta^2\hat{m}_t$ 값을 계산하여 식 (10)의 추정에 이용한다.

〈표 3〉은 식 (10)의 추정결과를 보여 주고 있다. 표에서 $\Delta\hat{m}_{t-1}$ 과 $\Delta^2\hat{m}_t$ 의 계수값은 각각 화폐시장 불균형이 장기와 단기 외환보유고 수요에 미치는 영향을 나타내는데, $\Delta\hat{m}_{t-1}$ 와 $\Delta^2\hat{m}_t$ 계수의 t 값은 각각 -0.50 , -0.25 로서 통계적인 유의성이 없었다.

식 (10)의 추정된 잔차항은 1차 양의 자기상관을 갖는 것으로 드러난다. Durbin-Watson값은 1.56으로 매우 낮으며, Breusch-Godfrey의 1차 자기상관을 검정하는 LM통계치도 6.46으로서 1% 유의수준에서 양의 자기상관이 없다는 귀무가설이 기각된다. 1차 자기상관이 초래하는 문제점을 해결하기 위하여 비

〈표 3〉 외환보유고 방정식 (10)의 추정결과

설명변수	계수	t 값	계수	t 값	계수	t 값	계수	t 값
EC_{t-1}	-0.0013	-0.09	0.0003	0.02	-0.0049	-0.36	-0.0024	-0.14
Δim_t	0.5072	2.25	0.3686	1.78	0.4716	2.17	0.3855	1.88
Δapi_t	-1.3501	-2.40	-1.2860	-2.07	-1.5594	-2.87	-1.5566	-2.60
$\Delta \sigma_t$	0.2954	2.20	0.2559	1.95	0.2516	1.94	0.2449	1.90
Δr_t	0.0048	0.81	0.0017	0.29	0.0030	0.52	0.0013	0.24
$\Delta \hat{m}_{t-1}$	-0.1367	-0.50	-0.2682	-0.90	0.4491	1.10	0.2733	0.61
$\Delta \hat{m}_{98t-1}$					-1.1085	-2.15	-0.9107	-1.61
$\Delta^2 \hat{m}_t$	-0.0490	-0.25	-0.1444	-0.75	0.3741	1.33	0.2693	0.95
$\Delta^2 \hat{m}_{98t-1}$					-0.8068	-2.20	-0.7174	-1.97
상수항	0.0175	1.08	0.0222	1.05	-0.0042	-0.25	-0.0014	-0.07
C_{98}					0.162	3.18	0.1729	2.79
ρ			0.2648	2.68			0.2149	2.13
R^2	0.0976		0.1498		0.1922		0.2223	
DW	1.5623		1.9312		1.6518		1.9425	
LM	6.46(0.01)		1.21(0.27)		3.86(0.05)		1.12(0.29)	
ARCH	4.20(0.04)		4.03(0.04)		0.40(0.53)		0.27(0.61)	

주: DW는 Durbin-Watson, LM은 Breusch-Godfrey의 1차 자기상관, ARCH는 1차 자기회귀 조건부 이분산 검정통계량이며, 통계치 뒤에 있는 괄호 안의 값은 한계유의수준임.

선형 최소자승법(nonlinear least square)을 적용하여 식 (10)을 다시 추정하여 보았다. 추정결과 $\Delta \hat{m}_{t-1}$ 과 $\Delta^2 \hat{m}_t$ 계수의 t 값이 -0.90과 -0.75로 다소 높아지기는 하였으나, 한계유의수준이 36%와 45%에 불과하여 통계적 유의성은 별로 없었다.

이러한 추정결과는 우리 나라의 경우에는 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 유의한 영향을 미치지 못하였음을 의미하는 것이다. 그러나 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 미치는 영향은 환율제도에 따라 달라질 수 있다. 우리 나라의 경우 추정기간중에 1980년 1/4분기 복수통화바스켓제도 도입, 1990년 1/4분기 시장평균환율제도 도입, 1997년 4/4분기 자유변동환율제도 도입 등 환율제도가 세 번이나 바뀌었다. 따라서 환율제도의 변화를 계기로 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 미치는 영향이 달라졌는가를 살펴볼 필요가 있다.

4. 구조변화의 검정결과

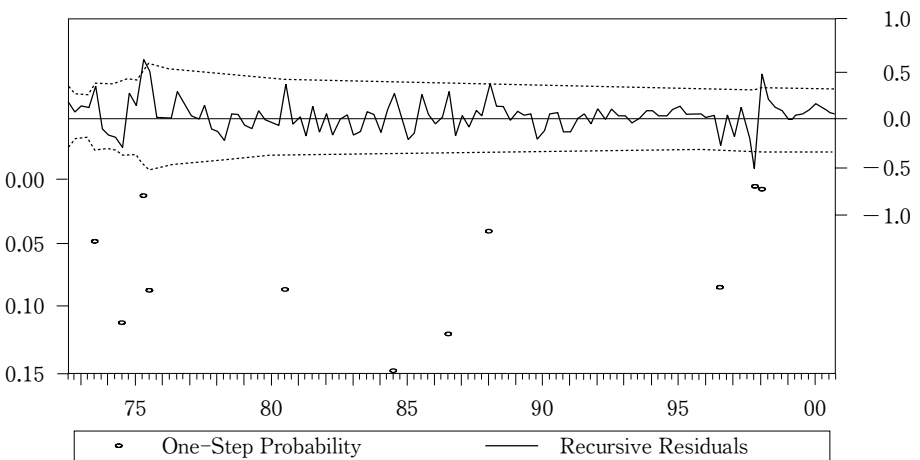
환율제도의 변화를 계기로 화폐시장 불균형이 외환보유고 수요에 미치는 영향이 변했는지 확인하기 위하여 식 (10)에 Chow(1960)의 예측검정기법을 적용하였다. Chow의 예측검정기법은 특정 시점 이전의 자료로 모형을 추정한 후, 추정결과를 바탕으로 나머지 기간을 예측하여 구조변화 여부를 검정한다. <표 4>에서 보듯이 1980년 1/4분기와 1990년 1/4분기에는 구조변화가 없었으나 1998년 1/4분기 이후에는 구조변화가 있었다.

한편, <그림 1>은 1기 앞을 축차적(recursive)으로 예측할 때 오차값과 예측오차의 5% 기각치를 보여 주고 있다. 사전적으로 구조변화의 시점을 결정하는 Chow검정과 달리, 축차적 추정기법은 구조변화의 시점을 사후적으로 확인시켜 준다. 추정결과를 보면 1980년 1/4분기, 1990년 1/4분기에는 구조변화가 없었으나, 1997년 4/4분기와 1998년 1/4분기에는 구조가 변한 것으로 나타난다. 이 점은 계수를 축차적으로 추정한 <그림 2>에서도 확인된다. <그림 2>에서 보면 1998년 1/4분기를 기점으로 계수값이 급격하게 변하는 경우가 많았으며, 계수

<표 4> Chow의 구조변화 검정결과

	1980년 1/4분기	1990년 1/4분기	1998년 1/4분기
예측검정	0.5407(0.99)	0.7002(0.90)	2.0613(0.02)

주: Chow의 F 검정통계치이며, 괄호 안은 한계유의수준임.



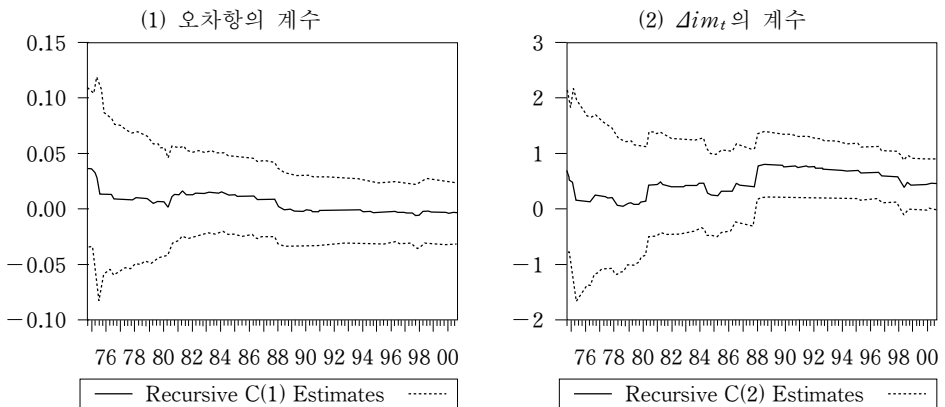
<그림 1> 1기 예측오차의 축차적 추정결과

변화는 특히 $\Delta\hat{m}_{t-1}$, $\Delta^2\hat{m}_t$, 상수항에서 두드러지게 나타난다.

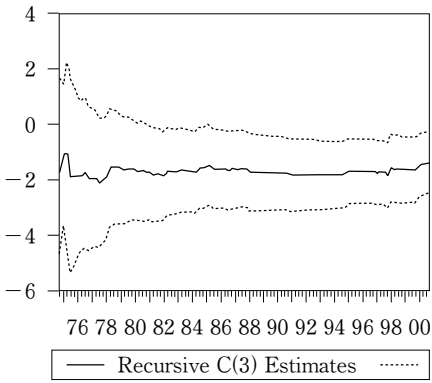
1998년 1/4분기 이후에 구조변화가 있었다는 점을 고려하여 1998년 1/4분기 이후의 기간을 더미변수로 처리하여 식 (10)을 다시 추정하였다. 모든 설명변수의 계수와 상수항에 더미변수를 적용해 본 결과, 축차적 계수추정결과가 암시하듯이 $\Delta\hat{m}_{t-1}$, $\Delta^2\hat{m}_t$ 의 계수와 상수항에서만 더미변수의 유의성이 높았다. <표 3>에서 $\Delta\hat{m}_{98t-1}$, $\Delta^2\hat{m}_{98t-1}$, C_{98} 는 각각 $\Delta\hat{m}_{t-1}$ 와 $\Delta^2\hat{m}_t$ 계수와 상수항에 대한 더미변수를 의미한다. <표 3>에서 볼 수 있듯이 $\Delta\hat{m}_{98t-1}$ 계수에 대한 t 값은 -2.15 , $\Delta^2\hat{m}_{98t-1}$ 계수에 대한 t 값은 -2.20 으로 5% 수준에서 유의하였으며, C_{98} 에 대한 t 값도 3.18로서 1% 수준에서 유의하였다.

더미변수를 적용하는 경우에도 추정된 잔차항은 1차 양의 자기상관관계를 갖는 것으로 드러난다. Durbin-Watson값은 1.65이며, LM통계치도 3.86으로 5% 수준에서 유의하였다. 1차 자기상관문제를 해결하기 위하여 비선형 최소자승법을 적용한 결과, $\Delta\hat{m}_{98t-1}$ 계수의 t 값은 -1.61 로 낮아져 10% 수준에서 유의성이 없었으나, $\Delta^2\hat{m}_{98t-1}$ 계수의 t 값은 -1.97 로 5% 수준에서 유의성이 있었다. 이러한 추정결과는 1998년 1/4분기 이후의 기간에는 화폐시장 불균형이 장기적으로는 외환보유고 수요에 영향을 미치지 못하나, 단기 조정과정에서는 영향을 줄 수 있음을 시사하여 주는 것이다.

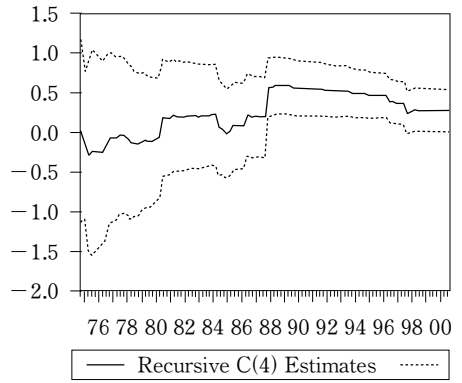
여기서 한 가지 주목할 점은 더미변수를 적용하면 모형의 추정결과가 그렇지 않은 모형의 추정결과에 비하여 더 양호하다는 점이다. 먼저 R^2 의 값을 보면, 더미변수를 적용하지 않은 비선형 추정의 경우에는 0.1498이었으나 더미변수를 적용하면 0.2223으로 개선되었다. 한편, 더미변수를 적용하지 않은 비선형 추정의



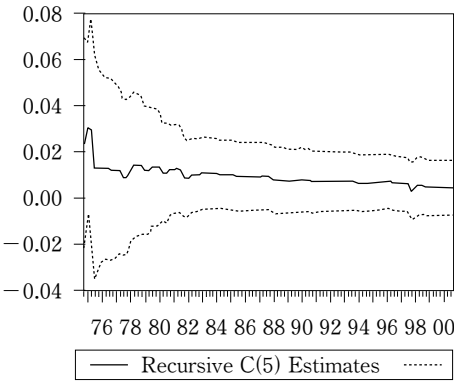
(3) $\Delta a p i_t$ 의 계수



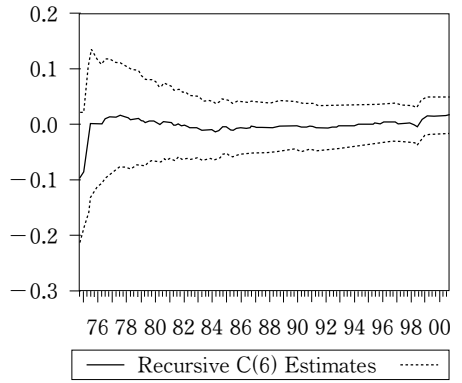
(4) $\Delta \sigma_t$ 의 계수



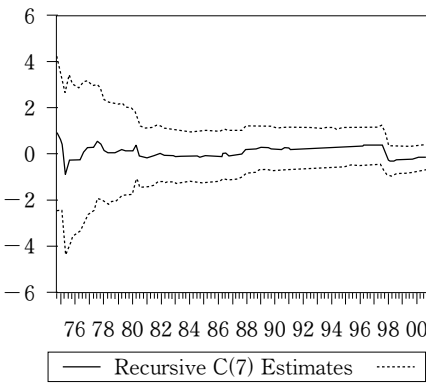
(5) Δr_t 의 계수



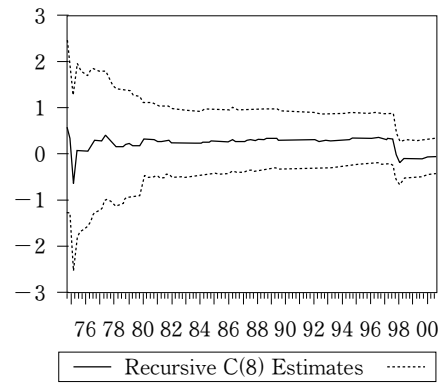
(6) 상수항



(7) $\Delta \hat{m}_{t-1}$ 의 계수



(8) $\Delta^2 \hat{m}_t$ 의 계수



<그림 2> 식 (10)의 축차적 추정결과

경우에 1차 자기회귀 조건부 이분산이 없다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되나, 더미변수를 적용하면 자기회귀 조건부 이분산이 없는 것으로 드러난다.

IV. 결론 및 정책적 시사점

본고는 전통이론에 통화주의 접근방법을 접목시킨 외환보유고 수요이론에 외환보유고의 기회비용을 명시적으로 고려하여 적정외환보유고 수요를 추정하였다. 앞의 추정결과를 바탕으로 정책적 시사점을 도출하면 다음과 같다.

첫째, 장기 균형관계식의 추정결과는 이론적 함축의미와 일치하였다. 수입액과 국제수지 변동성은 장기 외환보유고 수요를 증가시키나, 기회비용은 외환보유고 수요를 감소시킨다. 한편, 평균수입성향은 장기적으로 외환보유고 수요를 감소시키는 것으로 드러났는데, 이는 산출량조정을 중시하는 케인지언 견해와 일치된다.

둘째, 장기 외환보유고 수요의 경상수입에 대한 탄력성은 1.15로서 1보다는 크나, 경상수입에 단기 자본수지부채를 합친 금액에 대한 탄력성이 1.63이라고 추정한 이연호(2001)와 비교할 때는 훨씬 낮았다. 이러한 추정결과는 외환보유고를 적정수준으로 유지하기 위해서는 외환보유고의 경상수입에 대한 비율을 일정하게 유지시키기보다는 그 비율을 계속 증가시키는 것이 바람직하며, 단기 자본수지부채를 추가적으로 고려할 때는 비율증가폭이 경상수입만 고려할 때보다 훨씬 커야 함을 암시한다.

셋째, 장기 균형관계식에서 외환보유고의 기회비용도 통계적으로 유의하였다. 이 점은 기존연구들에서와 같이 외환보유고의 기회비용을 제외시키면 추정결과가 왜곡될 수 있음을 시사하여 주는 것이다. 특히, 외환위기 이후 통화안정채권 잔액이 1997년 4/4분기 말 23조 5,000억 원(165억 8,000만 달러)에서 2000년 2/4분기 말 64조 3,000억 원(576억 5,000만 달러)로 급증하였고, 같은 기간중에 외환보유고도 204억 5,000만 달러에서 901억 8,000만 달러로 급증하였다. 이러한 사실은 외환위기 이후 통화안정채권 발행을 대폭 늘려 외환보유고를 확충하였음을 시사하여 주는 것이다.⁷⁾ 그런데 서병한(1999)이 지적하듯이 외화자산의

7) 외환보유고 증가에 따른 통화증가 압력을 상쇄하기 위하여 통화안정채를 발행하는 불태화 정책이 광범위하게 실행되었다는 근거는 다수 있다. 예를 들면, 황상인(1999)은 1990년 3월~1999년 5월의 자료를 이용하여 불태화계수가 0.75라고 밝힌 바 있다. 신인석(1998)은 1992년 1월~1996년 12월 불태화계수가 0.73이며, Rhee and Song(1999)은 1990년 3월~1994년 12월 불태화계수를 85%로 추정하였다.

수익률이 통화안정채권 수익률의 2/3~1/2 수준에 불과하다는 점을 감안하면 외환보유고 증가에 따른 기회비용이 만만치 않다고 할 수 있다. 더욱이 통화안정채권이 지속불가능한 수준까지 급증해 본원통화 발행으로 중앙은행 지출을 조달하는 것이 불가피해졌고, 그 결과 신축적 통화정책에 의하여 통화량이나 이자율을 조정하고 물가를 안정시키는 일이 점점 어려워지고 있는 실정이다. 이러한 기회비용을 감안할 때 외환보유고를 무작정 늘리는 것만이 능사는 아니며, 외환보유고의 미시적 구성을 최적화하고 철저한 금융감독, 부실기업과 금융기관의 조기정리 등에 힘써야 한다.

넷째, 환율제도 변화에 따른 구조변화 가능성을 고려하지 않는 경우 화폐시장 불균형은 장·단기 외환보유고 수요에 유의한 영향을 미치지 못하였다. 그러나 다양한 구조변화 검정기법을 적용한 결과 1980년 1/4분기 복수통화바스켓제도, 1990년 1/4분기 시장평균환율제도 도입을 계기로는 구조변화가 없었으나, 1998년 1/4분기 이후에는 구조변화가 있었던 것으로 판명되었다. 1998년 1/4분기 이후의 구조변화를 명시적으로 감안하여 모형을 다시 추정한 결과, 화폐시장 불균형이 장기에는 외환보유고 수요에 영향을 미치지 못하였으나, 단기에는 유의한 영향을 미쳤음을 발견하였다.⁸⁾

다섯째, 화폐수요의 경우에도 장기 균형관계가 존재하였으며 실질소득은 장기 화폐수요를 증가시키나 이자율은 화폐수요를 감소시키는 밝혀져 이론과 일치되는 결과를 얻었다. 실질소득에 대한 화폐수요의 탄력성도 1.22로서 1보다 큰 것으로 밝혀졌는데, 이는 전상준(1998)이 지적하고 있듯이 장기적으로 화폐의 유통속도가 하락하는 추세를 보이고 있음을 의미한다. 따라서 통화공급 증가율의 목표치 등을 설정할 때 화폐의 유통속도 하락추세를 감안할 필요가 있다고 하겠다.

참 고 문 헌

서병한, 「통화안정증권 채무의 지속가능성 및 변동행태에 대한 분석」, 『경제분

8) 1998년 1/4분기 이후 자유변동환율제도가 시행되었음에도 불구하고 이러한 결과가 나타난 이유는 외환보유고를 확충하는 과정에서 통화안정채권 발행이 급증한 사실과 밀접히 관련이 있는 것으로 풀이된다.

- 석』 제5권 제4호, 한국은행, 1999. IV.
- 손정식·박대근, 『자본자유화와 환율정책 방향』, 정책연구 93-37, 대외경제정책 연구원, 1993. 12.
- 신인석, 『1990년대 환율정책과 외환거래 자유화정책 분석』, 정책연구 시리즈 98-07, 한국개발연구원, 1998. 12.
- 이근영, 「우리 나라 외환보유고 수요의 실증적 분석」, 『금융학회지』 제2권 2호, 한국금융학회, 1997. 12.
- 이연호, 「한국의 최적 외환보유고 수준에 관한 연구」, 『경제학연구』 제49집 제2호, 한국경제학회, 2001. 6.
- 전상준, 「공적분-오차수정모형을 사용한 한국 화폐수요함수의 추정」, 『금융학회지』 제3권 제1호, 한국금융학회, 1998. 6.
- 한국은행, www.bok.or.kr.
- 황상인, 「외환시장 개입정책의 효과에 관한 연구」, 『대외경제정책 연구』 가을호, 대외경제정책 연구원, 1999, 27~42.
- Chow, G. C., “Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions,” *Econometrica* 52, 1960, 211~222.
- Clark, Peter B., “Demand for International Reserves: A Cross-Country Analysis,” *Canadian Journal of Economics* 3, November 1970, 577~594.
- Dickey, David A. and Wayne A. Fuller, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time-Series with a Unit Root,” *Econometrica*, July 1981, 1057~1072.
- Edwards, Sebastian, “The Demand for International Reserves and Monetary Equilibrium: Some Evidence from Developing Countries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. LXVI, No. 3, August 1984, 495~500.
- Elbadawi, Ibrahim A., “The Sudan Demand for International Reserve: A Case of a Labor-Exporting Country,” *Economica* 57, February 1990, 73~89.
- Engle, Robert F. and C.W.J. Granger, “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, March 1987, 251~276.
- Ford, J.L. and Guobo Huang, “The Demand for International Reserves in China: An ECM Model with Domestic Monetary Disequilibrium,” *Economica* 67, August 1994, 379~397.

- Frenkel, Jacob A., "International Reserves: Pegged Exchange Rates and Managed Float," in Karl Brunner and A.H. Meltzer, eds., *Economic Policies in Open Economies*, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 9, 1978.
- _____ and Boyan Jovanovic, "Optimal International Reserves: A Stochastic Framework," *Economic Journal* 91, June 1981, 507~514.
- Heller, Robert H., "Optimal International Reserves," *Economic Journal* 76, June 1966, 296~311.
- Hendry, D.F. and T. von Ungern-Sternberg, "Liquidity and Inflation Effects on Consumer's Expenditure," in *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behavior*, ed. by A.S. Deaton, Cambridge University Press, 1981.
- Hipple, Steb F., "A Note on the Measurement of the Holding Cost of International Reserves," *Review of Economics and Statistics* 61, November 1979, 612~614.
- IMF, *International Financial Statistics*, Various Issues.
- Iyoha, Milton A., "Demand for International Reserves in Less Developing Countries: A Distributed Lag Specification," *Review of Economics and Statistics* 58, August 1976, 351~355.
- Johansen, Søren, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Dynamics and Control* 12, 1988, 231~254.
- Kelly, Michael G., "The Demand for International Reserves," *American Economic Review* 60, September 1970, 655~667.
- Kenen, Peter B. and Elnor B. Yudin, "The Demand for International Reserves," *Review of Economics and Statistics* 47, August 1965, 242~250.
- Levy, Victor, "Demand for International Reserves and Exchange-Rate Intervention Policy in an Adjustable-Peg Economy," *Journal of Monetary Economics* 11, 1983, 89~101.
- Nickell, Stephen, "Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 2, May 1985, 119~131.
- Phillips, P.C. and P. Perron, "Testing for Unit Root in Time Series Regres-

sion,” *Biometrika*, June 1988, 335~346.

Rhee, Yeongsup and Chi-Young Song, “Exchange Rate Policy and Effectiveness of Intervention,” in *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries*, eds. by Collignon Stefan, Jean Pisani-Ferry, and Yung Chul Park, London: Routledge, 1999, 69~104.

Shinkai, Yoichi, “Demand for International Reserves in Less Developed Countries: A Comment,” *Review of Economics and Statistics* 61, November 1979, 614~615.

Triffin, R., *Gold and the Dollar Crisis*, New Haven: Yale University Press, 1960.

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, 81~93.

[Abstract]

Monetary Disequilibrium and the Desired Demand for International Reserves

Yeonho Lee

This paper integrates the traditional theory with the monetary approach and empirically investigates the desired demand for international reserves. An error correction model which is derived from minimizing a quadratic loss function is estimated over the years between 1970 and 2000. The major findings are that the long-run demand for international reserves depend positively on imports and the variability of the balance of payments, whereas negatively on the opportunity cost of international reserves and the average propensity to import. It turns out that the long-run demand for money depends positively on real GDP, but negatively on the nominal interest rates.

The multi-currency basket and the market average exchange rate system do not influence the demand for international reserves, but the free floating exchange rate system causes a structural change in the demand for international reserves. Accounting for the structural change, I find that monetary disequilibrium has significant effects on the demand for international reserves in the short-run, but no effects in the long-run.

It is noteworthy that the opportunity costs of the international reserves are enormous, especially interest payments for the money stabilizing bonds. Still worse, the money stabilizing bonds have accumulated greatly after the financial crisis so that they constraint flexible management of monetary policies. Therefore, we should make every effort not only to increase the international reserves, but also to optimize the micro-structure of the international reserves.