

# 自由變動換率制와 換率變動性\*

李 根 榮\*\*

## 논 문 초 록 :

본 논문은 GARCH(1,1) 및 EGARCH(1,1)모형을 이용해 市場平均換率制로부터 최근 自由變動換率制 시행 이후의 기간까지의 週間 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크換率의 變動性을 분석하였다. 자유변동환율제 시행시점을 기준으로 더미변수를 추가한 모형을 추정 한 결과 더미변수들은 환율, 분포, 모형에 관계없이 대체적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. LR檢定에 따르면 더미변수들이 0이라는 귀무가설은 모두 받아들여진다. 이는 自由變動換率制로의 移行이 條件附 分散으로 추정된 週間 換率變動性에 큰 영향을 미치지 못하였음을 의미한다. 한편, LR검정결과 GARCH(1,1)모형을 추정하는 데 換率分布가  $t$ -分布나 一般誤差分布보다는 正規分布를 따른다는 귀무가설은 모두 기각된다. 이는 外換危機의 여파 또는 自由變動換率制로의 이행으로 인하여 일시적이거나 換率變動性이 커짐에 따라 환율분포가 정규 분포보다 더욱 두꺼운 꼬리분포를 가지고 있음을 의미한다.

핵심주제어 : 환율변동성, 자유변동환율제, GARCH 모형  
경제학문헌목록 주제분류 : F3

## I. 序 論

최근 金融 및 外換危機에 직면하여 정부는 1990년 이래 시행해 오던 市場平均換率制를 포기하고 1997년 12월 16일부터 自由變動換率制를 채택하고 있다. 자유변동환율제도하에서는 과거 시장평균환율제도하에서의 日日換率變動 許容幅이 완전히 철폐됨에 따라 원-달러환율이 전적으로 외환에 대한 수요와 공급의 시장 원리에 의해 자율적으로 결정되게 된다.

\* 이 연구는 1998년도 한국해양대학교 연구비 지원을 받아 이루어진 것이다. 이 논문은 한국 경제학회 제8차 국제학술대회에서 발표된 논문으로서 유익한 논평을 해 주신 금융연구원의 차백인 박사 및 두 분의 심사위원께 감사를 드립니다.

\*\* 한국해양대학교 전임강사

그러나 자유변동환율제하에서는 급격한 환율변동이 가능해짐에 따라 이에 따른 換危險이 급격하게 증대될 수 있다. 환위험의 증대는 換差損을 초래해 교역규모를 축소시키고 換投機를 조장할 우려가 있다. 또한 금융 및 자본시장이 대폭 개방된 상황에서 급격한 환율변동은 단기자본의 유출입을 증대시켜 巨視經濟運營의 自律性을 훼손시킬 여지가 크다. 이와 같이 환율제도가 시장평균환율제에서 자유변동환율제로 이행함에 따라 환율변동에 따른 不確實性의 增大는 더욱 커지고 중요시되리라 예상된다.

일반적으로 금융분야에서는 불확실성이나 위험의 측정치로 分散 또는 標準偏差가 사용되고 있는데, 자유변동환율제를 채택하고 있는 선진국 환율의 경우 변동의 방향에 관계없이 큰 변동은 다른 큰 변동을 초래하고 작은 변동은 다른 작은 변동을 일으키는 규칙성을 가지고 있다. 즉 일차적률은 예측불가능한 반면, 이차적률은 시간에 따라 변화하는 특성을 가지고 있다. 지금까지 시간의 흐름에 따라 변화하는 위험을 모형화한 여러 計量模型들이 존재하는데, 그 중 가장 대표적인 기법 중의 하나가 Engle(1982)의 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형이다. ARCH모형은 Bollerslev(1986)에 의해 GARCH(Generalized ARCH) 모형으로 일반화되었고 그 밖에도 EGARCH(Exponential GARCH), GARCH-M모형 등으로 발전되었다.

본 논문에서는 GARCH류의 모형을 이용해 分散으로 측정된 週間 換率變動性이 시간의 흐름에 따라 어떻게 변화하는가를 살펴본다. 특히 작년 말 外換危機 이후 市場平均換率制로부터 自由變動換率制로의 이행이 환율변동성에 어떤 영향을 미쳤는가를 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크환율을 이용해 집중적으로 분석해 보고자 한다. 일반적으로 GARCH류의 모형은 정규분포 가정하에서 추정되나 이미 잘 알려진 바와 같이 일별 또는 주별 환율의 분포는 정규분포보다 큰 첨도와 두꺼운 꼬리를 가지고 있다. 특히 외환위기 또는 자유변동환율제 이후 환율변동성이 크게 증가함에 따라 그 이전에 비해 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크환율분포가 두꺼운 꼬리분포를 가지고 있을 가능성이 크다. 따라서 正規分布 가정 외에 주간 환율자료의 분포에 더 가까우리라 기대되는  $t$ -分布 또는 一般誤差分布(Generalized Error Distribution) 가정하에서 GARCH모형을 추정하여 추정방법간의 비교는 물론 환율제도변화가 환율변동성에 미치는 효과를 살펴보기로 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제II절에서는 자유변동환율제도를 도입하게

된 背景을 간략하게 살펴보기로 한다. 제Ⅲ절에서는 모형설정을 위해 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크 환율의 統計的 特性과 基礎統計量을 검토한다. 제Ⅳ절에서는 제Ⅲ절에서의 통계적 특성과 기존 연구결과를 바탕으로 모형을 설정하고 각기 다른 분포 가정하에서의 추정방법을 살펴본다. 제Ⅴ절에서는 市場平均換率制로부터 自由變動換率制로의 이행이 환율변동성에 어떤 영향을 미치는가를 분석한다. 또한 정규분포보다  $t$ -분포나 일반오차분포 가정하에서 GARCH류의 모형을 추정하는 것이 더 바람직한가를 검토한다. 結論 및 政策的 示唆點에 대해서는 제Ⅵ절에서 논한다.

## Ⅱ. 自由變動換率制의 導入背景

우리 나라의 환율제도를 살펴보면 1945년 광복 이후 固定換率制度(1945.10-1964.5)를 채택하여 오다가 1960년대 중반에 單一變動換率制度(1964.5-1980.2)

로 이행하였으나 사실상 고정환율제도를 유지하였다. 그러다가 1980년 2월부터 실효환율의 안정화라는 취지에서 주요 해외통화들의 바스켓에 의해 원화환율이 결정되는 복수통화바스켓제도(1980.2-1990.2)를 실시하였다. 그러나 이 제도하에서 환율이 원화의 수급사정을 적절하게 반영하지 못하고 금융·자본시장의 개방 등 국내외 경제여건의 변화에 따라 1990년 3월부터 市場平均換率制度(1990.3-1997.12)가 도입되었다.

정부는 시장평균환율제 도입 초기에 환율의 급격한 변동을 방지하기 위하여 원-달러환율의 일일변동 허용폭의 범위를 당일 시장평균환율(매매기준율)의  $\pm 0.4\%$  이내에서 변동하도록 제한하였다. 그 후 정부는 외환시장 활성화조치의 일환으로 외환위기가 발생하기 전까지 5차례에 걸쳐 일일환율변동 허용폭을 점증

적으로 확대·조정하여 1995년 12월부터는 이 변동폭이  $\pm 2.25\%$ 까지 증가되었다.

그러나 1997년 11월에 들어 외국자본의 유출과 외환보유고의 고갈로 금융 및 외환위기가 발생함에 따라 원-달러환율의 일일변동 허용폭이 11월 19일  $\pm 2.25\%$

정이라고 보는 것이 정확하리라 여겨진다. 1960년대 중반에 단일변동환율제가 채택되기는 하였지만 사실상 고정환율제로 유지되어 왔기 때문에 자유변동환율제는 우리 나라 외환시장이 개설된 이래 전혀 경험해 보지 못했던 환율제도로 우리 경제에 많은 변화를 가져오리라 예상된다. 또한 향후 많은 국내경제학자들의 관심과 연구의 대상이 될 것으로 기대된다.

### Ⅲ. 資料의 特性 및 基礎統計量

분산으로 측정된 환율변동성이 시장평균환율제로부터 자유변동환율제로 이행함에 따라 어떻게 변화하는가를 살펴보기 전에 본 논문에서 분석되는 환율의 특성을 먼저 살펴보기로 한다.

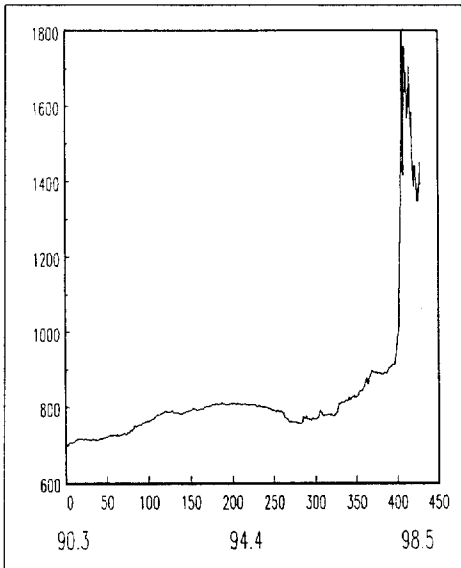
분석대상환율은 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크 賣買基準率이다. 원-달러 매매기준율의 경우 전일 금융결제원 자금중개실을 경유하여 외국 환은행 간에 거래된 달러에 대한 원화의 현물환율을 당일의 거래량으로 가중평균하여 산출되는 반면, 달러 이외의 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크 매매기준율의 경우에는 도쿄 외환시장의 8:40경 엔-달러, 파운드-달러 그리고 마르크-달러 환율을 원-달러 매매기준율로 裁定하여 결정한다. 분석기간은 시장평균환율제가 시행된 1990년 3월 첫째 주부터 1998년 5월 마지막 주까지로 자유변동환율제가 실시된 이후의 기간을 포함하며, 표본크기는 430개에 달한다. 일반적으로 주간 환율분석의 경우 공휴일이 적은 수요일 자료가 많이 사용되기 때문에 본 논문에서도 수요일 자료가 이용되며 만약 수요일이 공휴일인 경우 목요일, 목요일이 공휴일인 경우에는 화요일 자료를 사용하였다.

〈그림 1〉부터 〈그림 4〉는 각각 시장평균환율제 실시 이후인 1990년 3월 둘째 주부터 1998년 5월 마지막 주까지의 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크 환율의 변화추이를 보여 주고 있다. 일일환율변동 허용폭이  $\pm 2.25\%$ 에서  $\pm 10\%$ 로 확대된 이후 원화 가치가 상대국 통화들에 비해 급격히 폭락하고 있다. 자유변동환율제 도입 전후로 하락폭이 최고조에 달한 후 점차 원화 가치가 상승하고 있다.

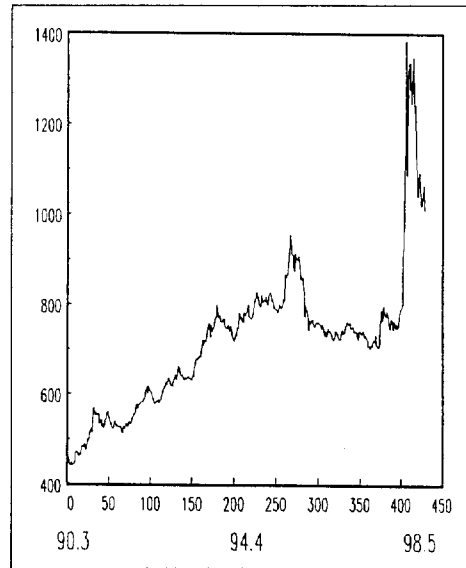
본 논문에서는 시계열의 안정성 문제 때문에 수준변수 대신 차분변수가 이용되는데, 분석에 사용되는 주간 환율변화율은 다음과 같다.

$$e_t = 100 \times (\ln S_t - \ln S_{t-1}) \quad (1)$$

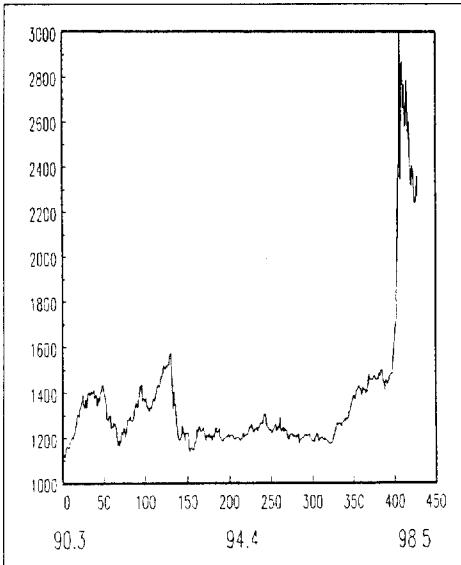
〈그림 1〉 원-달러환율



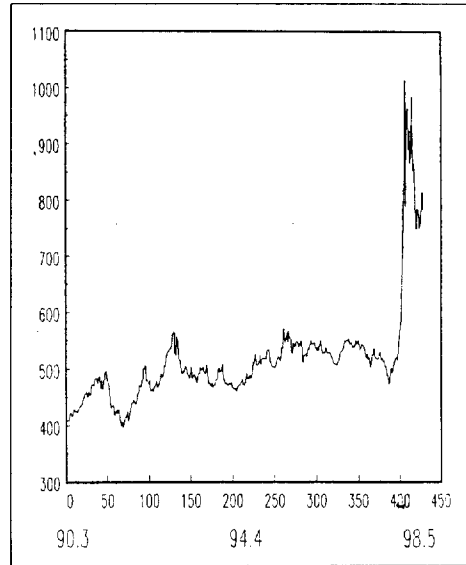
〈그림 2〉 원-엔환율



〈그림 3〉 원-파운드환율

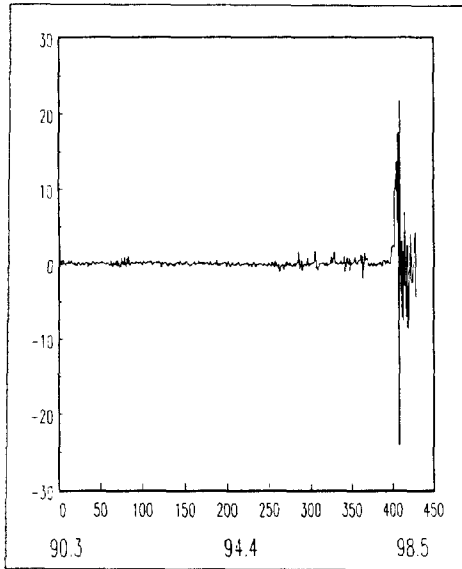


〈그림 4〉 원-마르크환율

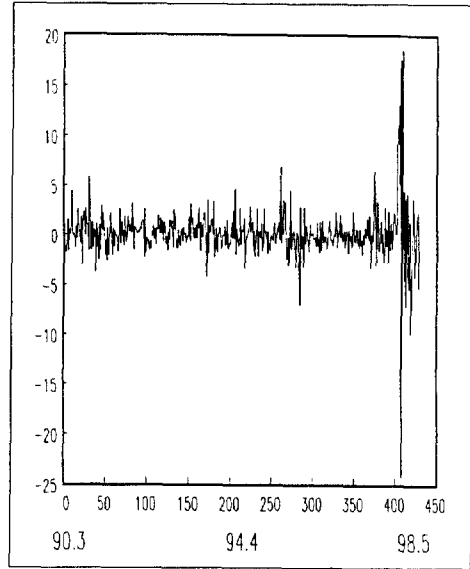


식 (1)에서  $S_t$ 는  $t$ 번째 주의 시장평균환율 또는 재정환율을 나타내며  $e_t$ 는  $t$ 번째 주의 주간 변화율(%)을 표시한다. 〈그림 5〉부터 〈그림 8〉까지는 같은 기간에 걸친 동일 환율의 변화율(%)을 보여 주고 있다. 네 가지 환율의 경우 모두 外換危機로 일일환율변동 허용폭이  $\pm 10\%$ 로 확대된 이후부터 自由變動換率制로 이행

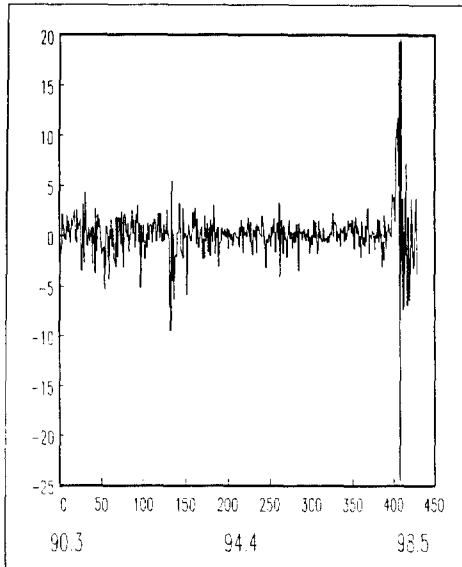
〈그림 5〉 원-달러환율 변화율(%)



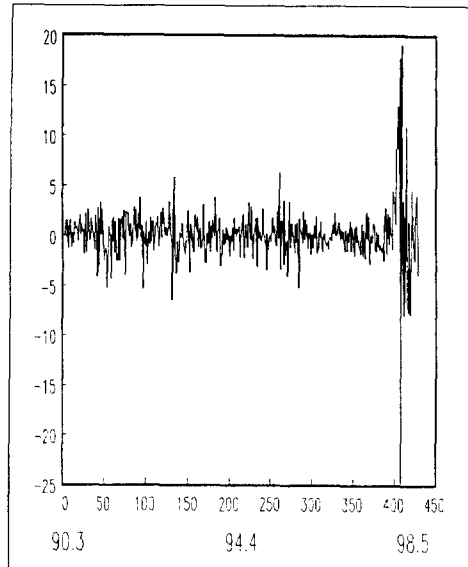
〈그림 6〉 원-엔환율 변화율(%)



〈그림 7〉 원-파운드환율 변화율(%)



〈그림 8〉 원-마르크환율 변화율(%)



한 직후까지 환율변화율이 급격히 커졌다가 다시 작아지고 있음을 알 수 있다. 원-달러 환율변화율이 원-엔, 원-파운드, 원-마르크 환율변화율에 비해 일일 환율 변동폭의 제한으로 외환위기 이전에는 상대적으로 작다.

〈표 1〉은 주간 환율변화율의 基礎統計量을 보여 주고 있다. 원화는 표본기간에

〈표 1〉 주간 환율변화율의 기초통계량

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
평 균	0.162 (0.111)	0.182 (0.128)	0.160 (0.130)	0.152 (0.133)
표준편차	2.294	2.648	2.699	2.764
왜 곡 도	0.849	-0.062	-0.032	-0.090
첨 도	61.50	30.28	32.07	28.16
최 고 치	21.80	18.66	19.66	19.20
최 저 치	-24.05	-24.20	-24.55	-24.79
$Q_M(10)$	6.59 [0.76]	5.61 [0.85]	7.62 [0.67]	6.56 [0.77]
$Q^2(10)$	376.77 [0.00]	315.09 [0.00]	342.38 [0.00]	352.74 [0.00]

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2)  $Q_M(10)$ 은  $e_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

3)  $Q^2(10)$ 은  $e_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

4) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

절쳐 달러화, 엔화, 파운드화 그리고 마르크화 등에 대하여 평균적으로 매주 절하되었으나 이들은 표준적인 수준하에서 유의적이지 못하다. 원-달러 환율변화율의 표준편차가 시장평균환율제하에서 일일환율변동 허용폭이 제한되었음에도 불구하고 외환위기 이후의 기간을 포함함에 따라 다른 환율변화율의 표준편차에 비해 크게 작지 않은 것으로 나타났다. 분포의 비대칭성을 나타내는 왜곡도는 원-달러 환율변화율의 경우 양의 값으로 분포가 오른쪽으로 기울어진 반면, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크 환율변화율의 경우는 마이너스값으로 왼쪽으로 기울어져 있으나 원-달러 환율변화율에 비해 비대칭 정도가 작다. 첨도는 네 가지 환율의 경우 모두 정규분포의 첨도인 3보다 비정상적으로 매우 큰 것으로 나타났는데, 특히 원-달러 환율변화율의 경우 첨도가 61.50으로 네 가지 환율 중 가장 크다. 최고치는 원-달러 환율변화율의 경우가 21.8%로 예상과 달리 네 가지 환율변화율 중 가장 크며 네 가지 환율변화율의 경우 모두 최저치의 절대값이 최고치보다 큰 것으로 나타났다.

일반적으로 선진국 주간 환율변화율은 自己相關關係를 갖고 있지 않은 것으로

나타난다. 원-엔, 원-파운드, 원-마르크 裁定換率은 시장평균환율제하에서도 일일환율 변동폭이 제한되어 있지 않고 랜덤워크(random walk)를 따르는 엔-달러, 파운드-달러, 마르크-달러환율에 의해 크게 영향을 받기 때문에 자기상관관계를 가지고 있지 않은 것으로 보인다. 그러나 원-달러 주간 환율변화율은 시장평균환율제하에서 일일환율 변동폭이 제한되어 있었기 때문에 자기상관관계를 가지고 있을 가능성이 있다. 따라서 환율변동성이 시장평균환율제로부터 자유변동환율제로 이행함에 따라 어떻게 변화하는가를 살펴보기 전에 올바른 분석모형을 설정하기 위해 수정된 Ljung-Box 검정방법(West, 1990)을 이용해 환율변화율이 자기상관관계를 갖고 있는가를 검토해 볼 필요가 있다.<sup>1)</sup>

〈표 1〉의  $Q_M(10)$ 은  $e_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량을 보여 주고 있다. 한편,  $Q^2(10)$ 은  $e_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량을 나타내 주고 있다. [ ] 안의 값은  $e_t$ 와  $e_t^2$ 이 각각 자기상관관계를 갖고 있지 않음의 확률값을 의미하는데,  $e_t$ 의 경우 네 가지 환율 모두 표준적인 유의수준하에서 自己相關關係를 갖고 있지 않은 것으로 나타났다. 반면  $e_t^2$ 의 경우에는 네 가지 환율 모두 높은 자기상관관계를 가지고 있다. 따라서 여기서 분석되는 환율의 경우 모두 조건부 분산으로 측정된 환율변동성을 분석하는데, GARCH류의 모형이 유용한 분석도구임을 알 수 있다.

#### IV. 模型設定 및 推定方法

##### 1. 模型設定

본 논문에서는 환율변동성을 분석하기 위해 시간의 흐름에 따라 변화하는 분산을 명확하게 모형화한 GARCH류의 모형을 사용한다. 전절에서 살펴본 수정된

1) 조건부 이분산성을 고려한 수정된 Ljung-Box 검정방법은 다음과 같다.

$$Q_M(p) = T(T+2) \hat{V}_0^{-2} \sum_{j=1}^p \left[ \frac{\hat{\rho}_j^2}{(T-j)} \hat{k}_j \right]$$

여기서,  $\hat{V}_j \equiv T^{-1} \sum_{t=j+1}^T (e_t - \hat{\mu})(e_{t-j} - \hat{\mu})$ ,  
 $\hat{k}_j \equiv T^{-1} \sum_{t=j+1}^T (e_t - \hat{\mu})^2 (e_{t-j} - \hat{\mu})^2$ ,  
 $\hat{\mu} \equiv T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t$ ,  $\hat{\rho}_j \equiv -\frac{\hat{V}_j}{\hat{V}_0}$  을 나타낸다.  $T$ 는 표본크기를 나타내며,  $Q_M(p)$ 는 자유도  $p$ 를 가진  $\chi^2$ 분포를 따른다.  $E(e_t - Ee_t)^2 (e_{t-j} - Ee_t)^2 = V_0^2$ 라고 가정하는 경우 위 검정통계량은 통상적인 Ljung-Box 검정통계량과 일치한다.



Ljung-Box 검정에 따라  $e_t$ 가 自己相關關係를 갖고 있지 않은 반면  $e_t^2$ 은 높은 자기상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났기 때문에 다음과 같이 추세를 가진 랜덤워크를 따르는 GARCH(1,1)모형이 고려된다.

$$e_t = a + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\varepsilon_t = z_t h_t^{\frac{1}{2}}, \quad z_t \sim F(0, 1) \quad (3)$$

$$h_t = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (4)$$

식 (2)에서  $\varepsilon_t$ 는 0의 평균과  $h_t$ 의 분산을 가지며 자기상관관계가 없는 독립적인 분포를 따르는 誤差項이다. 분산  $h_t$ 는 시간의 흐름에 따라 변화하는데, 여기서는 상수인  $\omega$ 를 포함한 1기전의 제곱된 오차항( $\varepsilon_{t-1}^2$ )과 1기전의 조건부 분산( $h_{t-1}$ )의 선형함수로 표시된다.  $\omega, \alpha, \beta$  모두 0보다 크며  $\alpha + \beta < 1$ 일 때 오차항  $\varepsilon_t$ 는 공분산안정성을 갖는다. 식 (4)에서  $\beta = 0$ 인 경우 GARCH(1,1)모형은 ARCH(1) 모형이 되며  $\alpha + \beta < 1$ 인 경우에는 IGARCH(1,1)모형이 된다.

GARCH모형은 Nelson(1991)에 의해 EGARCH(Exponential GARCH)모형으로 발전되었는데, 여기서는 다음과 같이 원래 모형보다 간단한 EGARCH(1,1)모형이 고려된다(Hsieh, 1989a).<sup>2)</sup>

$$\ln h_t = \omega + \alpha |z_{t-1}| + \beta \ln h_{t-1} \quad (5)$$

식 (5)에서  $z_{t-1} = \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{\frac{1}{2}}}$ 를 나타낸다. EGARCH(1,1)모형은 GARCH(1,1)모형과 달리 양의 조건부 분산( $h_t > 0$ )을 가지기 위해  $\alpha, \beta$ 에 어떤 제약을 줄 필요가 없다. GARCH(1,1)모형에서는  $\varepsilon_t$ 가 공분산안정성을 갖기 위해서는  $\alpha + \beta < 1$ 이어야 하는 반면, EGARCH(1,1)모형에서는  $\beta < 1$ 로 GARCH(1,1)모형보다 덜 제약적이다.

또한 自由變動換率制로의 이행이 條件附 分散으로 측정된 換率變動性에 미치는 영향을 살펴보기 위해 원래의 GARCH(1,1)과 EGARCH(1,1)모형에 다음과 같

2) Nelson(1991)의 EGARCH모형에는 실제로 식 (5)에  $\nu z_{t-1}$ 항이 더 포함되어 있는데, 주식 수익률의 경우 계수  $\nu$ 가 통상 음의 값을 갖기 때문에 음의 수익률이 양의 수익률보다 높은 변동성을 가져온다. 그러나 환율은 양면성을 가지고 있어 주식수익률과 달리 비대칭효과를 갖고 있지 않기 때문에 여기서는 이 항을 제거한 간단한 모형을 추정한다.

이 더미변수를 추가한 모형을 고려한다.

$$h_t = (\omega + \omega^* D) + (\alpha + \alpha^* D) \varepsilon_{t-1}^2 + (\beta + \beta^* D) h_{t-1} \quad (6)$$

$$\ln h_t = (\omega + \omega^* D) + (\alpha + \alpha^* D) |\varepsilon_{t-1}| + (\beta + \beta^* D) \ln h_{t-1} \quad (7)$$

식 (6)과 (7)은 각각 더미변수를 가진 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형을 나타낸다.  $D$ 는 시장평균환율제도가 0, 자유변동환율제도가 1을 나타내는 더미변수이다.

이와 같이 본 논문에서는 더미변수를 포함한 GARCH(1,1)와 EGARCH(1,1)모형을 이용해 여러 가지 분포가정하에서 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크환율의 변동성을 분석하기로 한다.

## 2. 推定方法

여기서는 1990년 3월 둘째 주부터 1998년 5월 마지막 주까지의 주간 원-달러, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크환율을 사용하여 식 (2)를 OLS방법에 의해 추정한 후 두 번째 단계에서  $\varepsilon_t^2$ , 즉 첫번째 단계에서 얻어진 오차항을 제공하여 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형을 추정한다. 통상 GARCH류의 모형은 정규분포 가정하에서 최우추정방법을 이용하여 추정된다. 그러나 이미 제III절에서 살펴본 바와 같이 네 가지 환율변화율의 경우 침도가 정규분포의 침도보다 비정상적으로 매우 큰 것으로 나타났고, 外換危機의 여파로 인한 급격한 환율변동으로 正規分布보다 두꺼운 꼬리를 가지고 있기 때문에 여기서는 정규분포 가정 외에 이러한 주간 환율변화율 분포의 특성을 반영하고 있는 것으로 보이는  $t$ -分布와 一般誤差分布 가정하에서 모형을 추정하기로 한다.

먼저 정규분포 가정하에서 추정하고자 하는 로그우도함수는 다음과 같다.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[ -0.5 \ln 2\pi h_t - \frac{0.5 \varepsilon_t^2}{h_t} \right] \quad (8)$$

$\theta$ 는 모형에서 추정되어야 할 모수이며 여기서는 BFGS(Broyden, Fletcher, Goldfarb, and Shanno) 연산방식을 이용해  $L(\theta)$ 를 극대화시킨다.

$z_t$ 가 정규분포가 아니라  $t$ -분포를 따른다고 가정할 경우 로그우도함수는 다음

과 같이 나타낼 수 있다.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[ \ln \Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right) - \ln \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right) - 0.5 \ln(\nu-2) h_t - 0.5(\nu+1) \ln \left\{ 1 + \frac{1}{\nu-2} \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right\} \right] \quad (9)$$

$\nu$ 는 자유도를 나타내며  $\nu$ 가 크면 클수록  $t$ -분포는 정규분포에 접근한다.  $\Gamma$ 는 감마함수를 나타낸다. 정규분포 가정하에서와 같이 BFGS 연산방식을 이용해  $L(\theta)$ 를 극대화시킨다.

Hsieh(1989a)와 Nelson(1991) 등은 일반오차분포를 이용해 GARCH류의 모형을 추정하고 있는데, 일반오차분포 가정하에서 로그우도함수는 다음과 같이 나타낸다.

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \left[ \ln\left(\frac{n}{\lambda}\right) - 0.5 \left| \frac{z}{\lambda} \right|^n - (1+n^{-1}) \ln 2 - \ln \Gamma\left(\frac{1}{n}\right) - 0.5 \ln h_t \right] \quad (10)$$

식 (10)에서  $\lambda \equiv \left[ 2^{(-2/n)} \frac{\Gamma\left(\frac{1}{n}\right)}{\Gamma\left(\frac{3}{n}\right)} \right]^{1/2}$ 이며  $\Gamma$ 는 감마함수를 표시한다.  $n=2$ 일 때  $z$ 는 표준정규분포를 따른다.  $n < 2$ 일 때  $z$ 는 정규분포보다 두꺼운 꼬리분포를 가지는 반면  $n > 2$ 일 때는 정규분포보다 얇은 꼬리분포를 가진다. 환율변화율의 분포가 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 가지고 있기 때문에  $n$ 이 2보다 작으리라 예상된다. 정규분포 가정하에서와 같이 BFGS 연산방식을 이용해  $L(\theta)$ 를 극대화시킨다.

### 3. 既存研究

Engle(1982)의 ARCH모형을 Bollerslev(1986)가 GARCH모형으로 일반화시킨 이래 換率, 金利, 株式收益率 등 금융분야에서 최근 많은 연구들이 GARCH류의 모형을 이용해 시간의 흐름에 따라 변화하는 위험을 분석하고 있다(Bollerslev, Chou, and Kroner, 1992 참조).

특히 환율의 경우 日別 또는 週別 換率變動性을 분석하기 위해 GARCH류의 모형이 주로 사용되었는데, 예를 들면 Milhøj(1987), Hsieh(1988, 1989a, 1989b),

Baillie and Bollerslev(1989) 등이 GARCH류의 모형을 이용해 일일환율변동성을 분석하였고 Engle and Bollerslev(1986), Diebold(1988), Diebold and Nerlove (1989), West, Edison, and Cho(1990) 등은 주간 환율변동모형을 추정하였다. 일반적으로 BDS 검정과 Ljung-Box 검정결과 환율변동성을 분석하는 데 ARCH 모형보다는 GARCH(1,1)모형이 우수한 것으로 알려져 있다(예: Taylor, 1986; McCurdy and Morgan, 1988; Hsieh, 1989a). 또한 GARCH효과는 일별 또는 주별 환율자료의 경우에는 매우 유의적으로 나타나나 그 효과는 일별 자료에서 주별 자료로, 주별 자료에서 월별 자료로 갈수록 약해진다(예: Diebold, 1988; Baillie and Bollerslev, 1989).

일반적으로 GARCH류의 모형은 정규분포 가정하에서 추정되는데, 이미 기초통계량에서 살펴본 바와 같이 정규분포 가정은 일별 및 주별 환율자료에 나타나는 초과첨도를 포착하지 못하는 문제점을 지니고 있다. 이러한 문제점을 해결하기 위해 여러 가지 非正規分布들이 GARCH류의 모형추정에 이용되었는데 예를 들면 Bollerslev(1987)는  $t$ -분포 가정하에서 GARCH모형을 이용하여 일별 환율과 월별 주식수익률의 변동성을 분석하였다. Baillie and Bollerslev(1989)는  $t$ -분포가정을 이용하여 대부분 환율에 나타나는 초과첨도를 포착하였고  $t$ -분포 가정이 Power-Exponential 가정보다 우수하다는 것을 보였다. 또한 Jorion(1988)은 Jump-Diffusion ARCH(1)모형을 이용해 주간 마르크-달러환율을 추정하였고 Hsieh(1989a)는  $t$ -분포, 일반오차분포, 정규-푸아송분포, 그리고 정규-로그정규분포 등을 이용해 5개국 일일환율의 변동성을 비교·분석하였다. 그 밖에도 Gallant, Hsieh, and Tauchen(1989) 등은 非母數方法을 이용하여 환율변동성을 추정하였다. 한편, McCurdy and Morgan(1988)에 따르면 정규분포로부터 이탈은 특정 政策事件과 연관되는 경향이 있으며 Lastrapes(1989)는 미연방준비제도이사회(FRB)의 정책변화를 반영하는 더미변수를 조건부 분산에 포함시킬 때 표준오차들의 초과첨도가 줄어드는 것을 발견하였다. 또한 Engel and Hakkio(1993)는 EMS국가와 비EMS국가의 환율제도와 변동성을 비교·분석하였다. 그들의 분석에 따르면 EMS국가들과 비EMS국가들 간의 환율변동성은 다르나 미국, 일본, 독일 등이 EMS국가들처럼 목표환율대를 채택한다 하더라도 환율변동성은 각 국가들 간의 기초경제여건의 차이로 줄어들지 않는다.

GARCH 모형을 이용하여 원-달러환율의 변동성을 분석한 국내연구로는 홍갑수(1990), 李根榮(1993), 朱尙榮(1996), 鄭燦宇(1996), 金鍾先(1997) 등을 들 수 있

다. 특히 국내연구들은 市場平均換率制下에서 日日換率變動 許容幅 擴大가 환율 변동성을 증가시켰는가에 초점이 맞추어져 있는데, 李根榮(1993), 鄭燦宇(1996) 등은 일일환율변동 허용폭과 환율변동성 간에 유의적인 상관관계를 발견하지 못하였다. 반면, 金鍾先(1997)은 환율변동 허용폭이  $\pm 1.5\%$ 와  $\pm 2.25\%$ 로 확대된 기간 동안에는 양자 간에 유의적인 양의 상관관계를 가지고 있음을 보여 주고 있다. 그러나 이 분석들은 환율변동폭이 自由變動換率制보다 극히 제한되어 있고 外換危機가 발생하기 전까지의 기간에 분석을 한정하고 있기 때문에 최근 환율 변동성을 분석하는 데에는 한계를 지니고 있다. 또한 이 분석들이 GARCH 모형을 추정하는 데 사용하고 있는 정규분포 가정은 이미 지적된 문제점을 가지고 있다.

## V. 自由變動換率制가 換率變動性에 미친 영향

먼저 더미변수를 사용하지 않은 GARCH(1,1)모형을 이용해 정규분포,  $t$ -분포, 일반오차분포 가정하에서 조건부 분산으로 측정된 환율변동성을 살펴보기로 한다.

〈표 2〉는 正規分布 假定下에서의 GARCH(1,1)모형에 대한 추정결과를 보여 주고 있다. 네 가지 환율의 경우 모두  $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ 가 적어도 표준적인 5% 수준하에서 유의적이며  $\alpha + \beta$ 값은 0.9보다는 크나 1보다 작아 조건부 분산이 안정적이다. 원-달러환율의 경우 네 가지 경우 중  $\omega$ 값이 가장 작으나  $\alpha + \beta$ 값은 0.950으로 가장 크다.  $L(\theta)$ 의 값은 원-달러환율의 경우가 -260.15로 가장 크다. Ljung-Box 검정결과  $z_t$ 와  $z_t^2$ 이 계열상관관계를 가지고 있지 않다는 귀무가설은  $Q_M(10)$ 과  $Q^2(10)$ 의 검정통계량이 보여 주는 바와 같이 원-달러환율의  $z_t$  경우만을 제외하고 모두 받아들여진다. 모든 경우  $z_t$ 의 첨도는  $\epsilon_t$ 의 첨도보다 절대적으로 작은 것으로 나타났는데, 만약  $z_t$ 의 첨도는  $\epsilon_t$ 의 첨도보다 크다는 것은 모형이 잘못 설정되었다는 것을 의미한다(Hsieh, 1989a 참조).

〈표 3〉은  $t$ -分布 假定下에서 GARCH(1,1)모형 추정결과를 보여 주고 있다. 상수항  $\omega$ 값은 정규분포 가정하에서의 값보다 네 가지 환율 모두 작은 것으로 나타난 반면,  $\alpha + \beta$ 값은 모두 큰 것으로 나타났다. 특히 원-달러환율의 경우  $\alpha + \beta$ 값이 1보다 커 안정적이지 못함을 보여 주고 있다. 자유도  $\nu$ 는 4부터 7사이의 값

〈표 2〉 정규분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.036 (0.008)**	0.377 (0.130)**	0.245 (0.082)**	0.325 (0.129)*
$\alpha$	0.562 (0.116)**	0.168 (0.038)**	0.229 (0.048)**	0.219 (0.051)**
$\beta$	0.388 (0.091)**	0.739 (0.058)**	0.721 (0.051)**	0.713 (0.065)**
$L(\theta)$	-260.15	-862.11	-831.05	-865.61
$Q_M(10)$	46.11 [0.00]	8.09 [0.62]	16.15 [0.10]	6.02 [0.81]
$Q^2(10)$	8.34 [0.60]	13.08 [0.22]	9.91 [0.45]	10.59 [0.39]
첨도	8.49	7.48	5.94	4.38

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) \*와 \*\*은 각각 5%와 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 로그우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

〈표 3〉 t-분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.019 (0.008)*	0.297 (0.127)*	0.240 (0.107)*	0.297 (0.136)*
$\alpha$	0.445 (0.121)**	0.161 (0.049)**	0.225 (0.071)**	0.184 (0.045)**
$\beta$	0.562 (0.094)**	0.768 (0.061)**	0.735 (0.062)**	0.750 (0.065)**
$\nu$	4.584 (0.987)**	4.663 (0.994)**	4.266 (0.901)**	6.323 (1.863)**
$L(\theta)$	12.15	-590.49	-564.51	-611.17
$Q_M(10)$	51.37 [0.00]	8.15 [0.62]	16.31 [0.09]	6.23 [0.80]
$Q^2(10)$	5.68 [0.84]	12.22 [0.27]	11.03 [0.36]	13.12 [0.22]
첨도	9.95	7.82	5.51	4.34

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) \*와 \*\*은 각각 5%와 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 로그우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

〈표 4〉 일반오차분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.024 (0.010)*	0.321 (0.141)*	0.226 (0.114)*	0.291 (0.145)*
$\alpha$	0.457 (0.131)**	0.161 (0.051)**	0.222 (0.066)**	0.190 (0.056)**
$\beta$	0.514 (0.118)**	0.756 (0.070)**	0.729 (0.073)**	0.745 (0.074)**
$n$	1.162 (0.098)**	1.169 (0.099)**	1.152 (0.101)**	1.358 (0.129)**
$L(\theta)$	-236.87	-839.10	-809.97	-857.03
$Q_M(10)$	49.60 [0.00]	8.13 [0.62]	16.21 [0.09]	6.18 [0.80]
$Q^2(10)$	6.65 [0.76]	12.46 [0.26]	10.18 [0.42]	12.16 [0.27]
첨도	9.84	8.02	6.14	4.44

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) \*와 \*\*은 각각 5%와 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 대수우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value).

으로 모두 1% 수준하에서 유의적이다. 또한  $L(\theta)$ 값은 정규분포 가정하에서 보다 각각 250 이상 큰 것으로 나타났다.  $t$ -분포 가정이 정규분포 가정보다 네 가지 환율변화율의 분포에 더 적합함을 알 수 있다.  $z_t$ 와  $z_t^2$ 이 상호 독립적인가에 대한 Ljung-Box 검정은 정규분포 가정하에서의 검정결과와 유사하다.  $t$ -분포 가정하에서 조건부 첨도의 추정치들은  $3(\hat{\nu}-2)(\hat{\nu}-4)^{-1}$ 로 나타낼 수 있는데, 네 가지 환율의 경우 모두 정규분포의 조건부 첨도 3보다 훨씬 크다(Bollerslev, 1987 참조).

〈표 4〉는 一般誤差分布 假定下에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과를 보여 주고 있다. 다른 분포가정하에서와 마찬가지로  $w$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ 가 모두 적어도 5% 수준하에서 유의적이다.  $\alpha + \beta$ 값은 정규분포 가정하에서의 값보다 모두 크나  $t$ -분포 가정하에서의 값보다는 원-마르크환율을 제외하고 작은 것으로 나타났다.  $n$ 은 모두 1.1부터 1.4 사이의 값으로 정규분포의 값인 2보다 작아 모든 환율변화율이 정규분포보다 두꺼운 꼬리를 가지고 있음을 보여 주고 있다.  $n$ 은 모두 1% 수준하에서 유의적이다.  $L(\theta)$ 값은 네 가지 환율의 경우 모두 정규분포 가정하에서의  $L(\theta)$

〈표 5〉 정규분포 가정하에서의 EGARCH(1,1)모형 추정결과

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	-0.411 (0.044)**	-0.184 (0.037)**	-0.230 (0.036)**	-0.232 (0.045)**
$\alpha$	0.514 (0.049)**	0.365 (0.060)**	0.414 (0.056)**	0.408 (0.066)**
$\beta$	0.968 (0.012)**	0.936 (0.025)**	0.938 (0.021)**	0.941 (0.023)**
$L(\theta)$	-271.58	-864.23	-833.53	-868.01
$Q_M(10)$	52.29 [0.00]	8.72 [0.56]	15.67 [0.11]	6.45 [0.78]
$Q^2(10)$	11.80 [0.30]	13.68 [0.19]	11.57 [0.31]	12.08 [0.28]
첨도	8.90	7.20	6.27	4.36

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) \*\*은 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 로그우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value)

값보다는 크나  $t$ -분포 가정하에서의  $L(\theta)$  값보다는 매우 작은 것으로 나타났다.  $z_t$ 와  $z_t^2$ 이 계열상관관계를 갖고 있는가에 대한 검정결과는 정규분포나  $t$ -분포 가정하에서의 검정결과와 대동소이하다.

〈표 2〉, 〈표 3〉, 〈표 4〉로부터 우리는 상대적으로  $t$ -분포 가정이나 일반오차분포 가정이 정규분포 가정보다 환율변화율 분포에 더 적합함을 알 수 있는 반면 원-달러환율의 경우에는 어떤 분포 가정하에서도  $z_t$ 가 자기상관관계를 갖고 있음을 알 수 있다.

〈표 5〉는 正規分布 假定下에서의 EGARCH(1,1)모형 추정결과를 보여 주고 있다.  $\omega$ ,  $\alpha$ ,  $\beta$ 가 모두 1% 수준하에서 유의적이며  $\beta$ 는 모두 1보다 작아 안정적임을 나타내고 있다.  $L(\theta)$  값은 정규분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형의  $L(\theta)$  값보다 네 경우 모두 작은 편이나 그 차이는 크지 않다. 마찬가지로  $z_t$ 와  $z_t^2$ 에 대한 Ljung-Box 검정결과는 GARCH(1,1)모형에 대한 검정결과와 거의 유사하다. 정규분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형은 큰 차이가 없음을 알 수 있다.



〈표 6〉 정규분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과(더미변수 포함)

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.047 (0.011)**	0.293 (0.200)	0.141 (0.075)*	0.151 (0.125)
$\omega^*$	2.374 (3.913)	8.160 (8.689)	1.855 (3.079)	1.059 (3.113)
$\alpha$	0.640 (0.126)**	0.121 (0.042)**	0.183 (0.040)**	0.154 (0.045)**
$\alpha^*$	-0.157 (0.401)	0.432 (0.313)	0.345 (0.315)	0.368 (0.282)
$\beta$	0.255 (0.111)*	0.797 (0.095)**	0.797 (0.049)**	0.822 (0.069)**
$\beta^*$	0.195 (0.237)	-0.483 (0.257)*	-0.338 (0.187)*	-0.336 (0.162)*
$L(\theta)$	-258.34	-859.39	-828.97	-863.48
$Q_M(10)$	47.37 [0.00]	8.34 [0.60]	17.51 [0.06]	6.84 [0.74]
$Q^2(10)$	11.03 [0.36]	9.85 [0.45]	13.06 [0.22]	11.71 [0.30]
첨도	8.16	7.39	5.91	4.40

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 로그우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value)

다음은 市場平均換率制로부터 自由變動換率制로 이행함에 따라 換率變動性이 크게 변하였는가를 살펴보기 위해 식 (6), (7)과 같이 GARCH(1,1)모형과 EGARCH(1,1)모형에 더미변수를 추가한 모형을 추정한다.

〈표 6〉은 正規分布 假定下에서 더미변수를 포함한 GARCH(1,1)모형 추정결과를 보여 주고 있다. 상수항 더미인  $\omega^*$ 는  $\omega$ 에 비해 상대적으로 매우 큰 값을 가지나 모두 유의적이지 못하다. 더미변수중  $\beta^*$ 만 원-달러를 제외한 세 가지 경우에 10% 수준하에서 유의적이다.  $L(\theta)$ 값은 더미변수를 갖지 않은 경우보다 큰 것으로 나타났으나 그 차이는 크지 않다. 더미변수를 갖지 않은 경우와 마찬가지로 원-달러환율의  $z_t$ 만 표준적인 수준하에서 계열상관관계를 갖고 있는 것으로 나타났다. 전반적으로 더미변수를 사용한 추정결과가 그렇지 않은 경우보다 낫다고 할 수 없다.

〈표 7〉과 〈표 8〉은 각각  $t$ -分布 假定과 一般誤差分布 假定下에서 더미변수를 포함한 GARCH(1,1)모형 추정결과를 보여 주고 있다. 두 분포 가정하에서 모두 원-마르크환율의  $\beta^*$ 를 제외한 다른 모두 더미변수가 10% 수준하에서 유의적이

〈표 7〉  $t$ -분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과(더미변수 포함)

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.026 (0.011)**	0.284 (0.191)	0.173 (0.114)	0.176 (0.140)
$\omega^*$	5.169 (7.835)	11.906 (15.139)	4.117 (6.539)	2.408 (5.229)
$\alpha$	0.446 (0.128)**	0.128 (0.051)*	0.178 (0.066)**	0.129 (0.044)**
$\alpha^*$	0.188 (0.502)	0.527 (0.502)	0.418 (0.440)	0.484 (0.451)
$\beta$	0.501 (0.117)**	0.789 (0.095)**	0.790 (0.079)**	0.831 (0.070)**
$\beta^*$	-0.060 (0.255)	-0.505 (0.357)	-0.319 (0.237)	-0.366 (0.207)
$\nu$	4.546 (0.951)**	4.824 (1.048)**	4.378 (0.945)**	6.484 (1.873)**
$L(\theta)$	13.34	-588.59	-563.39	-609.23
$Q_M(10)$	52.66 [0.00]	8.28 [0.60]	17.70 [0.06]	6.92 [0.73]
$Q^2(10)$	7.16 [0.71]	7.98 [0.63]	14.26 [0.16]	14.02 [0.17]
첨도	9.65	7.90	5.65	4.44

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차.

2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적 임을 표시.

3)  $L(\theta)$ 는 로그우도함수의 최대값.

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정통계량.

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정통계량.

6) [ ] 안의 값은 확률값( $p$ -value).

지 못한 것으로 나타났다.  $L(\theta)$  값은 두 분포 가정하에서 더미변수를 가진 경우가 그렇지 않은 경우보다 크나 그 차이는 정규분포 가정하에서처럼 별로 크지 않다. 〈표 9〉가 보여 주는 바와 같이 정규분포 가정하에서 더미변수를 추가한 EGARCH(1,1)모형 추정결과도 다른 분포 가정하에서 GARCH(1,1)모형을 이용하여 얻은 결과와 대동소이하다.

따라서 분포의 가정에 관계없이 더미변수를 가진 GARCH(1,1)모형이나 EGARCH(1,1)모형이 더미변수를 갖지 않은 GARCH(1,1)모형이나 EGARCH(1,1)모형보다 원-달러, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크 환율의 변동성을 설명하는 데에 우수하다고 볼 수 없다. 즉, 시장평균환율제로부터 자유변동환율제로 이행함에

〈표 8〉 일반오차분포 가정하에서의 GARCH(1,1)모형 추정결과(더미변수 포함)

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마크
$\omega$	0.032 (0.013)*	0.328 (0.256)	0.151 (0.109)	0.158 (0.123)
$\omega^*$	4.345 (8.096)	9.983 (14.853)	3.319 (6.229)	2.181 (5.280)
$a$	0.480 (0.144)**	0.127 (0.054)*	0.178 (0.061)**	0.134 (0.047)**
$a^*$	0.065 (0.529)	0.490 (0.506)	0.363 (0.437)	0.434 (0.399)
$\beta$	0.428 (0.149)**	0.772 (0.123)**	0.792 (0.077)**	0.833 (0.068)**
$\beta^*$	0.023 (0.315)	-0.459 (0.377)	-0.323 (0.249)	-0.361 (0.216)*
$v$	1.167 (0.099)**	1.182 (0.100)**	1.164 (0.103)**	1.370 (0.130)**
$L(\theta)$	-235.85	-837.40	-808.96	-855.26
$Q_M(10)$	50.96 [0.00]	8.25 [0.60]	17.54 [0.06]	6.92 [0.73]
$Q^2(10)$	8.43 [0.59]	8.51 [0.58]	13.33 [0.21]	13.26 [0.21]
첨도	9.56	7.98	6.16	4.50

주: 1) ( ) 안의 값은 표준오차

2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적임을 표시

3)  $L(\theta)$ 는 대수우도함수의 최대값

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정 통계량

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정 통계량

6) [ ] 안의 값은 확률값(p-value)

따라 환율변동성이 커졌으나 통계적으로 유의적이지 못함을 보여 주고 있다.<sup>3)</sup>

마지막으로  $LR$ (Likelihood Ratio)검정을 이용해 自由變動換率制로의 이행이 換率變動性에 영향을 미쳤는가를 명확하게 검정하여 보기로 한다. 또한  $LR$ 검정을 통해  $t$ -분포나 일반오차분포 가정하에서의 모형추정이 정규분포 가정하에서의 모형추정보다 우수한가에 대해 살펴보기로 한다.

귀무가설하에서  $LR$ 검정통계량은 다음과 같다.

$$\zeta_{LR} = -2[\max \ln L^n - \max \ln L^a] \quad (11)$$

3) 식 (4), (5)의 상수항에만 더미변수를 추가하여 GARCH(1,1)과 EGARCH(1,1)모형을 추정한 경우에도 더미변수가 환율, 분포, 모형에 관계없이 모두 유의하지 못한 것으로 나타났다.

〈표 9〉 정규분포 가정하에서의 EGARCH(1,1) 모형 추정결과(더미변수 포함)

	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
$\omega$	0.394 (0.067)**	-0.128 (0.042)**	-0.199 (0.041)**	-0.179 (0.048)**
$\omega^*$	-0.029 (0.652)	0.363 (0.788)	-0.236 (0.612)	-0.385 (0.687)
$\alpha$	0.495 (0.052)**	0.290 (0.072)**	0.359 (0.064)**	0.327 (0.069)**
$\alpha^*$	0.522 (0.409)	0.657 (0.351)	0.672 (0.405)	0.641 (0.327)
$\beta$	0.971 (0.025)**	0.926 (0.064)**	0.940 (0.031)**	0.944 (0.037)**
$\beta^*$	-0.106 (0.151)	-0.213 (0.224)	-0.068 (0.150)	-0.028 (0.162)
$L(0)$	-270.48	-860.37	-831.23	-865.29
$Q_M(10)$	55.52 [0.00]	8.17 [0.61]	17.09 [0.07]	6.62 [0.76]
$Q^2(10)$	11.72 [0.30]	10.84 [0.37]	14.45 [0.15]	13.37 [0.20]
첨도	8.77	7.11	6.26	4.43

주: 1) ( )안의 값은 표준오차

2) +, \*, \*\*은 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의적 임을 표시

3)  $L(0)$ 는 대수우도함수의 최대값

4)  $Q_M(10)$ 은  $z_t$ 의 10계차 자기상관에 대한 수정된 Ljung-Box 검정 통계량

5)  $Q^2(10)$ 은  $z_t^2$ 의 10계차 자기상관에 대한 Ljung-Box 검정 통계량

6) [ ]안의 값은 확률값(p-value)

식 (11)에서  $\ln L^n$ 과  $\ln L^a$ 는 각각 귀무가설과 대립가설하에서의 로그우도함수의 값을 나타낸다. 이 검정통계량은 제약된 파라미터수와 일치하는 자유도를 가진  $\chi^2$ 분포를 점근적으로 따른다. 〈표 10〉이 보여 주는 바와 같이 GARCH(1,1)모형에서 더미변수  $\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$ 이라는 귀무가설은 원-달러, 원-엔, 원-파운드, 원-마르크 등 모든 경우에 기각되지 않는다. 정규분포,  $t$ -분포, 일반오차분포 등 어떤 분포 가정하에서 GARCH(1,1)모형을 추정하더라도 더미변수들이 0이라는 귀무가설은 받아들여진다. 특히 정규분포보다는  $t$ -분포나 일반오차분포 가정하에서 귀무가설이 받아들여질 확률은 더욱 크다. EGARCH(1,1)모형의 경우에도 더미변수  $\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$ 이라는 귀무가설은 기각되지 않는다.<sup>4)</sup>

4) 식 (4)와 (5)의 상수항에만 더미변수를 추가한 경우의 LM검정결과는  $\omega^* = 0$ 이라는 귀무가설이 환율, 분포, 모형에 관계없이 모두 기각되지 않음을 보여 주고 있다. 상수항에만 더미

〈표 10〉 LR 검정결과

모 형	분포가정	귀무가설	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
GARCH(1,1) <sup>d</sup>	정규분포	$\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$	3.600 [0.308]	5.440 [0.142]	4.160 [0.245]	4.260 [0.235]
	t-분포	$\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$	2.380 [0.497]	3.800 [0.284]	2.240 [0.524]	3.880 [0.275]
	일반오차분포	$\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$	2.040 [0.564]	3.400 [0.334]	2.020 [0.568]	3.540 [0.316]
EGARCH(1,1) <sup>d</sup>	정규분포	$\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$	2.200 [0.532]	7.720 [0.052]	4.600 [0.204]	5.440 [0.142]
GARCH(1,1)	t-분포	$\frac{1}{v} = 0$	544.60 [0.000]	543.24 [0.000]	533.08 [0.000]	508.88 [0.000]
	일반오차분포	$n = 2$	46.56 [0.000]	46.02 [0.000]	42.16 [0.000]	17.16 [0.001]
GARCH(1,1) <sup>d</sup>	t-분포	$\frac{1}{v} = 0$	543.36 [0.000]	541.60 [0.000]	531.16 [0.000]	508.50 [0.000]
	일반오차분포	$n = 2$	44.98 [0.000]	43.98 [0.000]	40.02 [0.000]	16.44 [0.001]

주: 1)  $d$ 는 더미변수를 가진 모형을 의미

2) 검정 통계량은 제약된 파라미터수와 일치하는 자유도를 가진  $\chi^2$ 분포를 따름

3) [ ]안의 값은 확률값(p-value)

한편, 정규분포와 t-분포 가정 또는 정규분포와 일반오차분포 가정 중 어떤 분포 가정이 이 자료에 더 적합한가를 보기 위해  $1/v=0$  또는  $n=2$ 라는 귀무가설을 LR검정방법을 통하여 검정해 본다. 더미변수 포함 여부에 관계없이 GARCH

변수를 추가한 경우의 LM검정결과는 다음과 같다.

모 형	분포가정	귀무가설	원-달러	원-엔	원-파운드	원-마르크
GARCH(1,1) <sup>d</sup>	정규분포	$\omega^* = 0$	2.880 [0.090]	0.940 [0.332]	0.020 [0.888]	0.000 [1.000]
	t-분포	$\omega^* = 0$	2.230 [0.135]	0.700 [0.403]	0.340 [0.560]	0.100 [0.752]
	일반오차분포	$\omega^* = 0$	1.960 [0.162]	0.780 [0.377]	0.100 [0.752]	0.040 [0.841]
EGARCH(1,1) <sup>d</sup>	정규분포	$\omega^* = 0$	0.000 [1.000]	2.260 [0.133]	0.100 [0.752]	0.260 [0.610]

위 표에서  $d$ 는 더미변수를 가진 모형을 나타내며, 검정통계량은 자유도 1을 가진  $\chi^2$ 분포를 따른다. [ ] 안의 값은 확률값(p-value)을 의미한다.

한편, 표본분해예측검정(sample split prediction test)방법(이근영, 1996 참고)을 이용해 자유변동환율제 이행시점을 전후로 무조건부 분산(unconditional variance)의 크기가 두 기간 사이에 같은가를 통계적으로 검정할 수 있다. 자유변동환율제 이행 이전의 24주(1997.7.2-1997.12.10)와 이행 후의 24주(1997.12.17-1998.5.27)를 비교해 보면 이행 전에 비해 이행 후의 무조건부 분산이 크나 그 차이는 10% 수준하에서도 유의적이지 못하다.

(1,1)모형의 경우 정규분포 가정이  $t$ -분포 가정이나 일반오차분포 가정보다 환율 변동성에 더 적합하다는 귀무가설은 적어도 1% 유의수준하에서 모두 기각된다.

위의 실증적인 결과들을 간단하게 요약하면 市場平均換率制에서 自由變動換率制로 이행하였음에도 불구하고 換率變動性은 자유변동환율제 시행 이전과 이후를 비교해 볼 때 통계적으로 크게 변하지 않았다. 또한 분석대상환율의 성격상 전통적으로 사용되는 정규분포 가정보다 두꺼운 꼬리분포를 지닌  $t$ -분포나 일반오차분포 가정하에서 GARCH(1,1)모형을 추정하는 것이 분석에 더 적합하다는 것을 알 수 있다.

## VI. 結論 및 政策的 示唆點

본 논문은 GARCH류의 모형을 이용해 시장평균환율제로부터 최근 자유변동환율제 시행 이후 기간까지의 원-달러, 원-엔, 원-파운드 그리고 원-마르크환율의 변동성을 분석하였다. 특히 본 논문은 市場平均換率制로부터 自由變動換率制로의 이행이 週間 換率變動性에 영향을 미쳤는가 하는 문제와 外換危機나 자유변동환율제로의 이행 등의 영향으로 환율분포의 성격상 GARCH류의 모형에 전통적으로 사용되는 정규분포 가정보다는 초과침도와 두꺼운 꼬리분포를 가진  $t$ -분포나 일반오차분포 가정이 더 적합한 가정인가 하는 문제에 분석의 초점을 맞추었다.

실증적인 분석결과에 따르면 자유변동환율제 시행시점을 기준으로 더미변수들은 모든 모형, 모든 환율에 걸쳐 대체적으로 유의적이지 못한 것으로 나타났다. LR검정에 따르면 더미변수가 0이라는 귀무가설은 모두 받아들여진다. 따라서 自由變動換率制로의 이행은 週間 換率變動性에 큰 영향을 미치지 못하였음을 알 수 있다. 한편, 외환위기의 여파 또는 자유변동환율제로의 이행으로 인하여 일시적이거나 환율변동성이 커짐에 따라 환율분포가 그 이전보다 두꺼운 꼬리분포를 가지게 된다. 따라서 이 경우 정규분포 가정보다는 정규분포보다 두꺼운 꼬리분포를 가진  $t$ -분포나 일반오차분포 가정이 환율분포에 더 적합하고 이런 가정하에 GARCH모형을 추정하는 것이 더 바람직하다. LR검정결과 正規分布 假定이  $t$ -分布나 一般誤差分布 假定보다 우수하다는 귀무가설은 기각된다. 특히 로그우도함수의 최대값은  $t$ -분포 가정하에서 가장 큰 것으로 나타났다.

전반적인 검정결과 자유변동환율제로의 이행이 주간 환율변동성에 통계적으로 유의적인 영향을 미치지 못한 것으로 나타났으나, <그림 1>부터 <그림 8>까지에

서 살펴본 바와 같이 환율은 자유변동환율제 실시 이전부터 급격하게 변화하고 있다. 즉, 外換危機 이후 또는 市場平均換率制하에서 日日 換率變動 許容幅이  $\pm 10\%$ 로 확대된 이후부터 환율이 급격하게 상승하고 있다. 따라서 자유변동환율제 시행 시점이 아니라 외환위기 발생시점을 기준으로 두 기간 동안의 환율변동성을 비교해 보면 환율변동성에 차이가 날 수 있다.<sup>5)</sup> 이는 자유변동환율제로의 변화가 환율변동성을 반드시 증대시키지는 않는다는 것을 의미하며 반대로 일일환율변동폭 제한이 반드시 환율변동성을 억제시킬 수는 없다는 것을 나타낸다. 이런 측면에서 환율변동성의 급격한 증대는 자유변동환율제로의 이행결과라 보기 보다는 사실 외환위기의 여파라고 볼 수 있다.

외환위기의 원인에 대해서는 일세대모형, 이세대모형, 수정된 일세대 모형 등 여러 가지 학설이 있으나 가장 근본적인 원인은 결국 자유로운 國際資本移動에 있다고 볼 수 있다. 따라서 자본 및 외환시장이 개방되지 않은 상황에서는 환율변동폭을 제도적으로 제한함에 따라 환율변동성 증대를 억제할 수 있었으나 資本 및 外換市場이 개방된 상황에서는 이런 방법으로 환율변동성을 억제하는 것은 불가능하다.

자유변동환율제로의 이행이 환율변동성을 증대시킬 가능성을 높이지만 반드시 환율변동성이 증대되는 것은 아니다. 반면 자본 및 외환시장이 대폭 개방되어 있는 경우 변동환율제를 채택하지 않더라도 환율변동성이 크게 증대될 수 있다. 자본시장이 대폭 개방된 1990년대 들어 自由變動換率制를 채택하고 있지 않은 開途國들이 外換危機를 겪은 직후 급격한 환율변동을 경험하고 있다는 사실이 이를 뒷받침해 준다. 결국 자유로운 자본이동이 가능한 상황에서 환율변동성을 억제하는 데 어떤 환율제도를 선택하느냐 하는 것은 더 이상 큰 의미를 지닐 수 없다.

## 參 考 文 獻

1. 金鍾先, “市場平均換率制하의 日日變動幅과 원/달러 換率의 變動性 分析”,

5) 실제 외환위기 이후의 기간에 대해 더미변수를 사용하여 정규분포 가정하에서 GARCH(1,1) 또는 EGARCH(1,1)모형을 추정하는 경우  $\omega^* = \alpha^* = \beta^* = 0$ 이라는 귀무가설은 LR검정결과 표준적인 유의수준하에서 기각된다. 그러나  $t$ -분포나 일반오차분포 가정하에서의 추정결과는 반드시 그렇지 않다.

- 『經濟學研究』 제45집 제4호, 1997, pp.169-192.
2. 李根榮, “換率變動幅 擴大의 效果分析”, 『월간해의경제』, 제일경제연구소, 1993.10, pp.40-51.
3. \_\_\_\_\_, “換率變動幅 擴大가 換率豫測에 미치는 效果分析”, 『金融學會誌』 창간호, 1996, pp.29-52.
4. 鄭燦宇, “換率制度和 원/달러 換率의 變動性”, 한국금융연구원 金融調査資料 96-02, 1996. 11.
5. 朱尙榮, “우리 나라 日日換率變動의 特性”, 『金融學會誌』 창간호, 1996, pp.53-88.
6. 홍갑수, 『시장평균환율제도하의 환율과 원화콜금리관계 분석』, 한국은행, 금융경제연구실, 1990.8.
7. Baillie, R.T. and T.Bollerslev, “The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale”, *Journal of Business and Economic Statistics* 7, 1989, pp.297-305.
8. Bollerslev, T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics* 31, 1986, pp.307-327.
9. \_\_\_\_\_, “A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”, *Review of Economics and Statistics* 69, 1987, pp.542-547.
10. \_\_\_\_\_, R.Y.Chou, and K.F.Kroner, “ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Econometrics* 52, 1992, pp.5-59.
11. Diebold, F.X., *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, 1988, Springer Verlag, New York, NY.
12. \_\_\_\_\_ and M.Nerlove, “The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model”, *Journal of Applied Econometrics* 4, 1989, pp.1-21.
13. Engel, C. and C.Hakkio, “Exchange Rate Regimes and Volatility”, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 1993, pp.43-58.
14. Engle, R.F., “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation”, *Econometrica* 50, 1982, 987-1008.



15. \_\_\_\_\_ and T.Bollerslev, "Modeling the Persistence of Conditional Variance", *Econometric Reviews* 5, 1986, pp.1-50.
16. Gallant, A.R., D.A.Hsieh, and G.Tauchen, "On Fitting a Recalcitrant Series: The Pound/Dollar Exchange Rate 1974-83", Manuscript, 1989, Department of Economics, Durham, NC: Duke University.
17. Hsieh, D.A., "The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983", *Journal of International Economics* 24, 1988, pp.129-145.
18. \_\_\_\_\_, "Modeling Heteroskedasticity in Daily Foreign-Exchange Rates", *Journal of Business & Economic Statistics* 7, 1989a, pp.307-317.
19. \_\_\_\_\_, "Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rate Changes", *Journal of Business* 62, 1989b, pp.339-368.
20. Jorion, P., "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets", *Review of Financial Studies* 1, 1988, pp.427-445.
21. Lastrapes, W.D., "Weekly Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy Regimes: An Application of the ARCH Model", *Journal of Money, Credit and Banking* 21, 1989, pp.66-77.
22. McCurdy, T.H. and I.Morgan, "Testing the Martingale Hypothesis in Deutsche Mark Futures with Models Specifying the form of the Heteroskedasticity", *Journal of Applied Econometrics* 3, 1988, pp.187-202.
23. Milh  $\psi_j$ , A., "A Conditional Variance Model for Daily Observations of an Exchange Rate", *Journal of Business and Economic Statistics* 5, 1987, pp.99-103.
24. Nelson, D.B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach", *Econometrica* 59, 1991, pp.267-290.
25. Taylor, S.J., *Modelling Financial Time Series*, 1986, Wiley, New York, NY.
26. West, K.D., "Adjusting the Q-Statistic for Conditional Heteroskedasticity", 1990, Unpublished Manuscript, WI: University of Wisconsin-Madison.
27. West, K.D., H.J.Edison, and D.Cho, "A Utility based Comparison of Some Models of Foreign Exchange Volatility", 1990, Unpublished Manuscript, WI: University of Wisconsin-Madison.