

## 원/달러환율과 원/엔 환율 관계에 관한 시계열 모형연구

이훈자<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 평택대학교 데이터정보학과

접수 2016년 10월 11일, 수정 2016년 11월 14일, 게재확정 2016년 11월 21일

### 요약

환율의 변동은 국가의 경제뿐만 아니라 사회, 산업, 문화 등의 전 분야에 영향을 준다. 본 연구에서는 원/엔 환율을 원/달러 환율로 설명하는 시계열모형을 연구하고자 한다. 각 환율자료들은 1999년 1월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 17년간의 일별자료를 2008년 9월 13일 시작된 세계금융위기를 기점으로 두 기간으로 나누어 분석하였다. 첫 기간은 1999년 1월 1일부터 2008년 9월 12일까지의 3543개의 일별자료를 분석했고 두 번째 기간에서는 2008년 10월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 2650개의 일별자료를 분석했다. 환율의 변동성 설명을 위해 AR+IGARCH 모형으로 분석하였다. 첫 번째 기간과 두 번째 기간 모두 AR+IGARCH (1,1) 모형으로 추정된 원/엔 환율이 실제값보다 약간씩 과소추정이 되었다.

주요용어: 변동성, 시계열모형, 환율, GARCH모형, IGARCH모형.

### 1. 서론

우리나라 환율제도의 도입 초기에는 환율의 급 변동에 따른 환 리스크로부터 은행과 기업을 보호한다는 측면에서 일일 환율 변동 허용폭을 기준 환율을 중심으로 상하 0.4%로 제한하였으나, 그 후 변동폭을 여섯 차례에 걸쳐 확대하였으며 외환위기에 직면했던 1997년 12월 16일부터는 변동폭을 완전히 폐지한 자유변동 환율제를 채택하고 있다 (Lee와 Lee, 2011). 이러한 자유변동 환율제하에서는 환율 변동이 급격하게 이루어질 수 있으므로 미래를 예측하기가 힘들어질 수 있다. 실제로 1997년 IMF 경제위기 상황과 2008년 세계 금융위기 상황에서 환율이 급등하면서 경제적으로 많은 어려움을 겪었다. 특히 2008년 세계 금융위기 상황에서 우리나라 중소기업들은 환율예측을 잘못해 KIKO라는 환 헤지 상품으로 막대한 손실을 입었다. 이러한 손실을 막기 위해서 환율의 예측은 매우 중요하다.

우리나라의 2000년대 후반기 수출입 결제액의 결제비중을 살펴보면, 미국달러가 80%를 차지하였고 다음으로 일본엔이 10% 내외를 차지하면서 중요한 통화로 결제되어 왔다. 이와 함께, 전체 외국인투자 및 해외투자통화 비중에서는 미국달러, 유로, 일본엔의 순서로 나타났다 (Lee와 Lee, 2011). 그러므로 미국달러, 유로, 일본엔 등의 환율에 관한 추정 및 예측은 우리나라 경제에 매우 중요한 부분을 차지한다.

환율변동을 추정하는 모형으로는 ARIMA모형, 오차수정모형 (ECM: error correction model), EWMA (exponentially weighted moving average), GARCH형태 모형, ARIMA-GARCH형태 모형 등이 있다. 지금까지의 환율에 관한 연구는 다양한 시계열모형을 이용하여 주로 원/달러, 원/엔, 혹은 원/유로 환율 등에 관한 특성이나 적절한 단일모형을 찾고 예측하는 연구로 이루어져 있다. 예를 들면 Moon (2010)은 GARCH모형을 이용하여 환율을 예측하였고, Kim (2013)은 FIGARCH모

<sup>1</sup> (17869) 경기도 평택시 서동대로 3825, 평택대학교 데이터정보학과, 교수. E-mail: esther@ptu.ac.kr

형, GJR모형, EGARCH모형을 이용하여 원/위안, 원/달러, 원/엔 환율 변동성을 비교하였다. Kim과 Kim (2012)은 원/달러 환율에 관한 시계열 모형 적합을 연구했고 Lee와 Lee (2011)는 AR-GARCH모형을 이용하여 원/엔 환율 변동성을 분석하였다. Lee와 Chun (2016)은 딥 러닝분석을 이용한 중국 위안화 변동성을 예측하였고 Jang (2013)은 재현그림을 통한 우리나라 환율에 대한 탐색적 자료 분석을 하였다. Kim과 Kwon (2011)은 경제위기시 환율 신뢰구간 예측 알고리즘을 개발하였다. Kwon과 Lee (2014)는 환율과 비슷한 시계열 자료인 코스피200 선물을 벡터오차모형과 GARCH 모형으로 분석하였다.

본 연구에서는 AR-GARCH모형과 AR-IGARCH모형을 이용하여 원/엔의 환율을 원/달러 환율로 설명하는 모형을 찾고자 한다. 각각의 환율자료에 관한 특성이나 모형을 찾는 것도 중요하지만 원/엔 환율을 우리나라에서 제일 많이 유통되는 원/달러 환율로 표현하는 모형도 중요할 것으로 생각되어 연구하였다.

원/엔과 원/달러 환율자료들은 1999년 1월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 17년간의 일별 자료를 세계금융위기를 기점으로 두 그룹으로 나누어 분석하였다. 우리나라의 환율은 미국 리먼브러더스사의 파산 신청으로 발발한 세계적 금융위기가 시작된 2008년 9월 13일부터 급등하여 상당기간 비슷한 상황이 지속되었다. 이 기간에는 환율의 폭이 매우 크므로 이 시기를 제외하고 분석하는 것이 의미가 있을 것으로 생각되어 다음 두 그룹으로 나누어 살펴보았다. 첫 그룹은 1999년 1월 1일부터 2008년 9월 12일까지의 3543개의 일별 자료를, 두 번째 그룹은 2008년 10월 1일부터 2015년 12월 31일까지 2650개의 일별 자료를 분석하였다. 분석방법은 환율과 같이 변동성이 많은 자료에 사용되는 AR-GARCH모형과 AR-IGARCH모형으로 분석하여 비교하였다.

본 연구의 목적은 원/엔 환율을 원/달러 환율로 설명하는 적합한 모형을 찾아 우리나라 환율 경제 정책을 수립할 수 있는 통계학적 기초자료로써 활용하고자 한다.

## 2. 시계열 모형

### 2.1. AR+ARCH모형과 AR+GARCH 모형

오차항의 분산이 독립이 아니라 현재의 분산이 과거 시점의 분산에 의존할 때 오차항에 자기회귀이동 평균 모형 (ARMA)을 사용한다. 본 연구에서는 오차항을 간단히 하고자 자기회귀 (AR) 모형만을 사용했다. 또한 환율이나 주식, 채권의 경우와 같은 금융자료는 시간에 따라 분산의 변동이 크므로 변동성을 설명하는 모형이 필요하다. 이런 분산의 변동성을 설명하기 위해 Engle (1982)은 ARCH ( $m$ ) 모형을 소개했다. 환율에 관한 모형 적합을 위해 AR 모형과 ARCH 모형을 함께 고려한 AR+ARCH ( $m$ ) 모형식은 다음과 같다 (Park과 Kim, 2016).

$$\begin{aligned} y_t &= \mathbf{x}_t' \boldsymbol{\beta} + \epsilon_t, \\ \epsilon_t &= \phi_1 \epsilon_{t-1} + \phi_2 \epsilon_{t-2} + \cdots + \phi_p \epsilon_{t-p} + \nu_t, \\ \nu_t &= \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \nu_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_m \nu_{t-m}^2. \end{aligned} \quad (2.1)$$

여기에서  $a_t$ 는 독립이며  $N(0, 1)$ 이거나  $t$ -분포를 따른다고 가정한다. 또한  $\sigma_t^2 > 0$ 이어야 하므로  $\alpha_i \geq 0$ 을 만족해야 한다. 식 (2.1)과 같이  $\nu_t$ 의 현재 값이 과거 값의 이차항 형태에 의존할 때 ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 모형이라고 한다. 변동성  $\sigma_t^2$ 가 ARCH 모형을 따를 때 과거의 충격 ( $\nu_{t-1}, \dots, \nu_{t-m}$ )이 크면 현재의 충격  $\nu_t$ 도 커지게 된다. 그러나 현 시점의 변동성  $\sigma_t^2$ 가 아주 먼 과거의 충격에도 의존한다면 ARCH 모형의 모수가 너무 많아져서 모형의 효율성이 급격히 떨어지게 되는 단점이 있다.

Bollerslev (1986)는 ARCH 모형에서 모수의 개수증가로 인하여 발생하는 모형의 비효율성을 극복하기 위해 GARCH (Generalized ARCH) 모형을 소개하였다. AR+GARCH 모형은 식 (2.1)에서  $\sigma_t^2$ 를 식 (2.2)로 바꾸면

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \nu_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \delta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.2)$$

$\sigma_t^2$ 가 GARCH ( $m, s$ ) 모형이 된다. 그러므로 GARCH ( $m, 0$ ) 모형은 ARCH ( $m$ ) 모형이 된다. 여기에서  $\sigma_t^2 > 0$ 이어야 하므로  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\delta_j \geq 0$ 을 만족해야 한다. GARCH ( $m, s$ ) 모형에서의  $\nu_t^2$ 는 ARMA ( $\max(m, s), s$ ) 모형의 형태와 유사하고 ARCH ( $m$ ) 모형은  $\nu_t^2$ 가 AR ( $m$ ) 모형의 형태와 유사하게 움직인다고 할 수 있다. GARCH ( $m, s$ ) 모형이 유일한 정상과정 (stationary process)이기 위한 조건은

$$E(\nu_t^2) < \infty, \quad \sum_{i=1}^m \alpha_i + \sum_{j=1}^s \delta_j < 1$$

이다. GARCH 모형의 모수 추론은 다음과 같은 조건부 최우추정치 (conditional MLE)를 구한다. 식 (2.2)에서  $\sigma_t^2$ 는  $\nu_{t-1}, \nu_{t-2}, \dots, \nu_1$ 의 함수이다. 관찰치가 T일 때  $\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_T$ 의 우도함수는

$$f(\nu_1, \nu_2, \dots, \nu_T) = \prod_{t=p}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{\nu_t^2}{2\sigma_t^2}\right) f(\nu_p, \dots, \nu_1)$$

이다. 일반적으로  $f(\nu_p, \dots, \nu_1)$ 은 표본의 크기가 클 때는 거의 영향력이 없으므로

$$\prod_{t=p}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left(-\frac{\nu_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \quad (2.3)$$

을 최대화하는 조건부 최우추정치를 구하게 된다. 만약, 모형진단에서  $a_t$ 가 정규분포로 가정하기 어려운 경우에는  $a_t$ 를 다음식과 같은 자유도가  $n$ 인  $t$ -분포로 가정하게 된다.

$$f(a_t) = \frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)\sqrt{(\nu-2)\pi}} \left(1 + \frac{a_t^2}{\nu-2}\right)^{-\frac{\nu+1}{2}}, \quad \nu > 0 \quad (2.4)$$

이 분포를 이용하여 (2.3)의 조건부 우도함수를 정의하고 모수를 추정한다 (Park과 Kim, 2016).

GARCH (1,1) 모형은 식 (2.5)와 같으며 조건부 변동성을 위해 가장 널리 사용되는 모형으로 특히, 환율과 같은 재무자료에서 변동성 충격이 지속될 때 매우 유용한 모형으로 알려져 있다.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \nu_{t-1}^2 + \delta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.5)$$

만약, 모수  $\alpha_1 + \delta_1 \simeq 1$ 이 되면 정상조건이 만족하지 않아 사용할 수 없다.

## 2.2. AR+IGARCH 모형

GARCH (1,1) 모형은 환율과 같은 재무시계열에서 변동성을 설명하는데 매우 유용하나  $\alpha_1 + \delta_1 \simeq 1$ 인 경우가 자주 발생하게 된다. 이런 점을 보완한 모형이 IGARCH (Integrated GARCH) 모형이고 이전 시점의 충격이 오랫동안 지속될 때 적합한 모형이다. 환율변동에 많이 사용되는 AR+IGARCH (1,1) 모형식은 식 (2.1)에서 다음과 같다.

$$\nu_t = \sigma_t a_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + (1 - \delta_1)\nu_{t-1}^2 + \delta_1\sigma_{t-1}^2, \quad (2.6)$$

여기서  $\alpha_0 \geq 0$ ,  $\delta_1 \geq 0$ 을 만족하며, 여기서  $a_t$ 는 독립이며  $N(0, 1)$  이거나  $t$ -분포를 따른다고 가정한다. IGARCH 모형의 모수 추정은 GARCH 모형의 모수 추정법과 같은 방법으로 이루어진다.

### 2.3. 모형의 적합성

GARCH모형이나 IGARCH모형 선택에서 가장 먼저 고려할 사항은 간략한 모형이다. 그래서 GARCH (1, 1) 모형에서 시작해 모수가 만약  $\alpha_1 + \delta_1 \simeq 1$ 이면 IGARCH (1, 1) 모형을 고려하는 것이 좋다. 왜냐하면 만약, 모수  $\alpha_1 + \delta_1 \simeq 1$ 이 되면 정상조건이 만족하지 않아 사용할 수 없기 때문이다.

GARCH나 IGARCH 모형의 적합성을 측정하는데 있어 잔차 독립성검정과 정보기준통계량을 사용하였다. 식 (2.1)의 잔차  $a_t$  독립성 검정은 Ljung과 Box (1978)가 제안한 Q검정으로 한다. 이 경우 귀무가설,  $H_0$ 는 잔차가 독립이다 이며 Q 검정 통계량은 다음과 같다.

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^s \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k},$$

여기서  $n$ 은 표본수,  $\hat{\rho}_k$ 은 시차 (time lag)  $k$ 의 자기상관이며  $s$ 는 검정에 사용되는 시차이다. 또한  $a_t^2$  조건부 이분산이 존재하는지에 관한 Q 검정도 실시하였다. 정보기준 통계량은 많이 이용되는 AIC (Akaike's information Criterion) 와 SBC (Schwarz's Bayesian Criterion)를 사용하였다. AIC나 SBC는 최소값을 갖는 모형이 좋은 모형으로 선택한다. 각 통계량은 다음과 같다.

$$AIC = -2\log(\text{maximum likelihood}) + 2k$$

$$SBC = -2\log(\text{maximum likelihood}) + k \log(n)$$

여기서  $k$ 는 모수의 개수이며  $n$ 은 표본수이다.

GARCH모형과 IGARCH모형의 예측력 비교를 위해서 잔차 분석의 MSE (mean square error)를 사용하였다. 예측값과 실제값의 분산정도를 나타내는 MSE의 공식은 다음과 같다.

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (o_i - p_i)^2,$$

$o_i$ 와  $p_i$ 는 각각  $i$ 의 실제 엔환율과 추정 엔환율을 의미하며,  $n$ 은 통계량에 사용된 일수 (day)이다. MSE는 값이 작을수록 좋은 모형이다.

### 3. 환율의 GARCH 유형 모형과 적합성

본 연구에서 사용된 환율 원/달러, 원/엔 들은 1999년 1월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 17년간의 일 자료를 한국은행 경제통계시스템 (<http://ecos.bok.or.kr/>)에서 다운받아 사용했다. 참고로 본 연구에서는 엔 환율은 원/100엔 환율로 사용하였고 편의상 원/100엔을 원/엔으로 표시했다. 세계금융위기를 기점으로 두 기간으로 나누어 분석하였다. 환율은 미국 리먼브러더스사의 파산 신청으로 발발한 세계적 금융위기가 시작된 2008년 9월 13일부터 급등하여 상당 기간 비슷한 상황이 지속되었다. 이 기간에는 환율의 폭이 매우 크므로 이 시기를 제외하고 분석하는 것이 의미가 있을 것으로 생각되어 두 기간으로 나누어 살펴보았다. 첫 번째 기간은 1999년 1월 1일부터 2008년 9월 12일 까지의 3543개의 일 자료를, 두 번째 기간은 2008년 10월 1일부터 2015년 12월 31일 까지 2650개의 일 자료로 나누어 분석하였다. 그리고 2016년 1월1일부터 6월30일까지의 값을 예측하였다.

원/달러 환율과 원/엔 환율 시도표를 Figure 3.1에 나타내었다. 세계금융위기가 온 2008년 9월 13일 이전에는 원/달러와 원/엔 환율이 절대 값에는 차이가 있으나, 변화 양상이 어느 정도 비슷하게 나타났으나 세계금융위기 후에는 양상이 다르게 나타났다. 원/달러 환율은 2008년 10월말부터는 안정을 찾았고 그 후로 소폭으로 증가, 감소를 반복하는 형태이다. 원/엔 환율은 2008년 9월 세계금융위기 전까지는 원/달러 환율보다 값이 낮았지만 금융위기 후 부터는 원/달러 환율보다 오히려 높게 나타났고 2009년 1월부터 조금씩 감소했으나 2011년 9월 유럽 재정위기로 인해 상승세가 한참 지속되다가

2013년 1월부터 감소하기 시작했고 2013년 5월부터는 다시 원/달러 환율보다 낮아졌다. 본 논문에서는 원/달러, 원/엔 환율을 개별적으로 연구하지 않고 원/엔 환율과 원/달러환율의 관계를 살펴보기 위하여 원/엔 환율을 원/달러 환율로 표현하는 모형을 연구하였다. 프로그램은 SAS 패키지를 사용하였다.

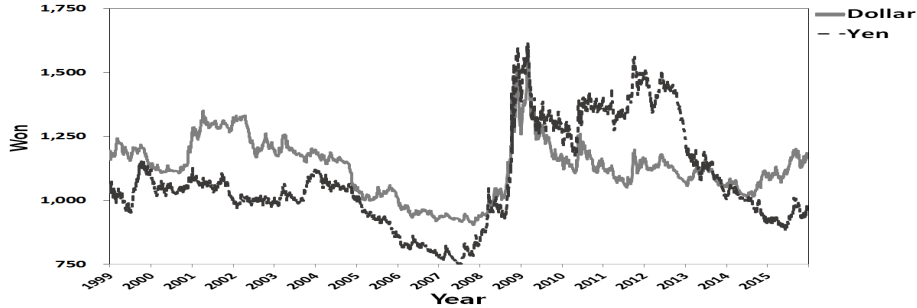


Figure 3.1 The time plots of won/dollar and won/ 100 yen exchange rate

### 3.1. 원/달러 환율과 원/엔 환율의 관계모형

원/달러와 원/엔 자료들은 모두 일별자료이기 때문에 변동이 매우 빠르게 나타나며 증가와 감소를 반복하고 있으므로 비정상 시계열자료의 전형적인 현상이다. 원/엔 환율을 원/달러 환율로 표현하고자 본 연구에서는 이런 금융자료를 모형화 할 때 흔히 사용하는 식 (3.1)과 같은 로그수익률 (log returns) 형식으로 변환하여 사용했다 (Park 과 Kim, 2016).

$$\log \left( \frac{Y_t}{Y_{t-1}} \right) = \beta_0 + \beta_1 \log \left( \frac{D_t}{D_{t-1}} \right) + \epsilon_t \tag{3.1}$$

모형 (3.1)은 엔 환율 ( $Y_t$ )의 로그수익률을 달러 환율 ( $D_t$ )의 로그수익률로 설명하려는 모형이다. Figure 3.2는 로그수익률의 형식으로 변환된 원/달러와 원/엔 자료로 Figure 3.1의 원자료와는 완전히 다른 형태를 보인다.

엔 로그수익률과 달러 로그수익률 자료에 시간에 따라 변동성이 나타나므로 조건부 이분산을 고려하여 AR+GARCH (1, 1) 모형과 AR+IGARCH (1, 1) 모형을 사용하여 두 모형을 비교하려 했으나 첫 번째 기간, 두 번째 기간 모두 AR+GARCH (1, 1) 모형에서는 모수의합  $a_1 + \delta_1$ 이 1에 가까워 정상성을 만족하지 않아 적합하지 않은 것으로 나타나 AR+IGARCH (1, 1) 모형만을 분석하였다. 로그수익률 자체가 통계적으로 좋은 특성을 갖는 분석단위 이기 때문에 분석 후 원자료의 단위로 재 변환하지 않고 사용하였다 (Park 과 Kim, 2016).

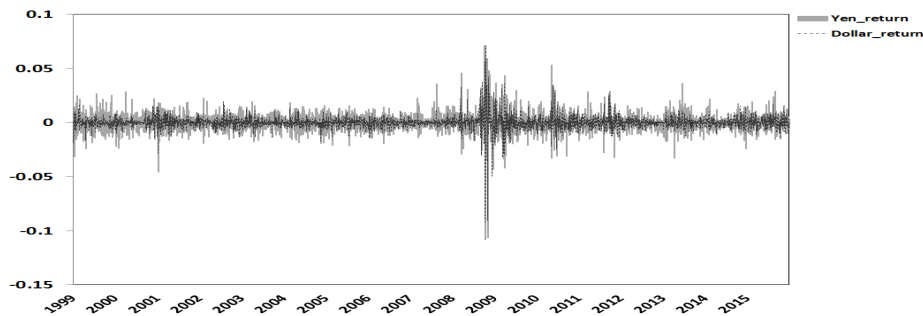


Figure 3.2 The time plots of log returns of won/dollar and won/ 100 yen exchange rate

3.1.1. 첫번째 기간 분석

첫번째 기간인 1999년 1월 1일부터 2008년 9월 12일까지 3543개의 일별 환율자료를 AR+IGARCH (1, 1) 모형으로 분석하였다. AR(p) 모형 선택에서 p에 대한 사전정보가 없고 총 자료의 개수가 n일 때 최소한 n<sup>1/3</sup> 차수의 자기상관 검정을 권유하고 있다 (Said 와 Dickey, 1984). 첫 번째 기간에서 n=3543 이므로 16차 자기상관 까지 고려하였다. 정규분포 검정에서는 정규분포를 만족하지 않는 것으로 나타나 모형의 적합도를 더 높일 것으로 생각해 식 (2.4)의 t분포를 사용하였다. Table 3.1에 추정치에 관한 검정 결과를 나타내었고 Table 3.2에 AIC, BIC, MSE 등의 모형 적합성 검정 결과를 나타내었다. 잔차에 자기상관이 존재하는지 검정하기 위해 Ljung Box 검정을 통해 잔차 a<sub>t</sub>의 독립성을 검정했고, 조건부 이분산이 존재하는지를 검정하기 위해 a<sub>t</sub><sup>2</sup>의 독립성을 검정하여 독립 (Table 3.2)이라는 귀무가설을 채택하였다. 선정된 최종 AR+IGARCH (1, 1) 모형은 다음과 같다.

$$\log\left(\frac{\widehat{Y}_t}{\widehat{Y}_{t-1}}\right) = -0.00010 + 0.894 * \log\left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right) + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = 0.042_{t-14} + \nu_t$$

$$\nu_t = \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = 0.027\nu_{t-1}^2 + 0.973\sigma_{t-1}^2$$

IGARCH (1, 1) 모형의 특성인, a<sub>1</sub> + δ<sub>1</sub> = 0.027 + 0.973 = 1로 나타났다. 엔 환율 Y<sub>t</sub>의 로그수익률은 0.894배의 달러 환율 D<sub>t</sub>의 로그 수익률로 나타낼 수 있다. AR+IGARCH (1, 1) 모형 추정치와 원/엔 로그수익률 환율 시도표를 Figure 3.3에 나타내었다. 대부분의 기간에서 AR+IGARCH (1, 1) 모형이 약간씩 과소추정이 되었다.

Table 3.1 The Estimation statistics of AR+IGARCH (1, 1) model in 1<sup>st</sup> period

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t-value	p-value	Variable Label
Intercept	1	-0.0001	0.00007	-1.78	0.0749	
Dalprop	1	0.894	0.0162	55.29	< 0.0001	
AR14	1	-0.042	0.0125	-3.34	0.0008	
ARCH1	1	0.027	0.00325	8.42	< 0.0001	
GARCH1	1	0.973	0.00325	299.22	< 0.0001	
TDFI	1	0.276	0.00905	30.44	< 0.0001	Inverse of tDF

Table 3.2 The Fitness statistics of AR+IGARCH (1, 1) model

period	Fitness statistic						
	AIC	BIC	MSE	Ljung-Box test : Q (18)			
				a <sub>t</sub>	p-value	a <sub>t</sub> <sup>2</sup>	p-value
1 <sup>st</sup> period	-28191.9	-28093.2	0.0000245	9.41	0.9494	19.10	0.1289
2 <sup>nd</sup> period	-22905.8	-22792.8	0.0000262	12.95	0.7945	17.20	0.5094

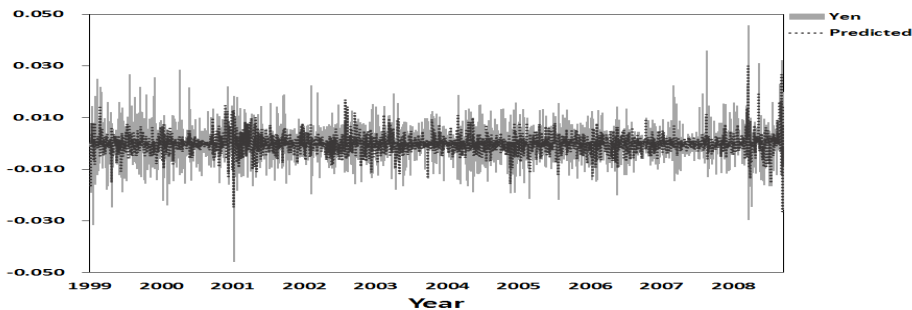


Figure 3.3 The time plot of log returns of Won/Yen exchange rate and AR+IGARCH (1, 1) estimated value during 1st period

### 3.1.2. 두 번째 기간 분석

두 번째 기간인 2008년 10월 1일부터 2015년 12월 31일까지 2650개의 일 자료를 AR+IGARCH (1, 1) 모형으로 분석하였다. 두 번째 기간에서  $n = 2650$ 이므로 AR 모형선택에서 14차 자기상관까지 고려하였다. 이 기간에서도 정규분포를 만족하지 않는 것으로 나타나 모형의 적합도를 더 높일 것으로 생각해 식 (2.4)의  $t$ 분포를 사용하였다. Table 3.3에 추정치에 관한 검정 결과를 나타내었다. Table 3.2에 두 번째 기간의 모형 적합성 검정 결과를 나타내었다. 잔차에 자기상관이 존재하는지 검정하기 위해 Ljung Box 검정을 통해 잔차  $a_t$ 가 독립이라는 가설을 검정하고 조건부 이분산이 존재하는지를 검정하기 위해  $a_t^2$ 의 독립성을 검정하여 모두 독립이라는 귀무가설을 채택하였다. 선정된 최종 AR+IGARCH (1, 1) 모형은 다음과 같다. 여기서  $a_t$ 는 서로 독립이며 평균 0, 분산 1인 확률변수이다.

$$\log\left(\frac{\widehat{Y}_t}{\widehat{Y}_{t-1}}\right) = 1.031 * \log\left(\frac{D_t}{D_{t-1}}\right) + \epsilon_t$$

$$\epsilon_t = 0.121a_{t-1} - 0.033\epsilon_{t-5} + \nu_t$$

$$\nu_t = \sigma_t a_t, \sigma_t^2 = 0.03\nu_{t-1}^2 + 0.97\sigma_{t-1}^2$$

이 기간에는 엔 환율  $Y_t$ 의 로그수익률은 1.031배의 달러 환율 로그 수익률로 나타낼 수 있다. AR+IARIMA (1, 1) 추정치와 원/엔 로그 수익률 환율 시도표를 Figure 3.4에 나타내었다. 환율 변동성이 심했던 2008년 10-11월에는 추정치가 잘 되었으나 대부분의 기간에서는 약간 과소추정이 되었다. AR+IARIMA (1, 1) 모형으로 2016년 1월 1일부터 6월 30일까지의 원/엔 로그 수익률 환율을 예측하여 Figure 3.4에 같이 나타내었고 실제 로그 수익환율과 비교하였다. 예측기간에도 분석기간과 같이 AR+IARIMA (1, 1) 모형 추정값이 약간씩 과소 추정이 된 부분이 있다.

Table 3.3 The Estimation statistics of AR+IGARCH (1, 1) model in 2<sup>nd</sup> period

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t-value	p-value	Variable Label
Dalprop	1	1.031	0.0128	80.68	< 0.0001	
AR1	1	-0.121	0.0140	-8.59	< 0.0001	
AR5	1	0.033	0.0147	2.22	0.0267	
ARCH1	1	0.030	0.00338	8.97	< 0.0001	
GARCH1	1	0.970	0.00338	287	< 0.0001	
TDFI	1	0.284	0.00995	28.89	< 0.0001	Inverse of tDF

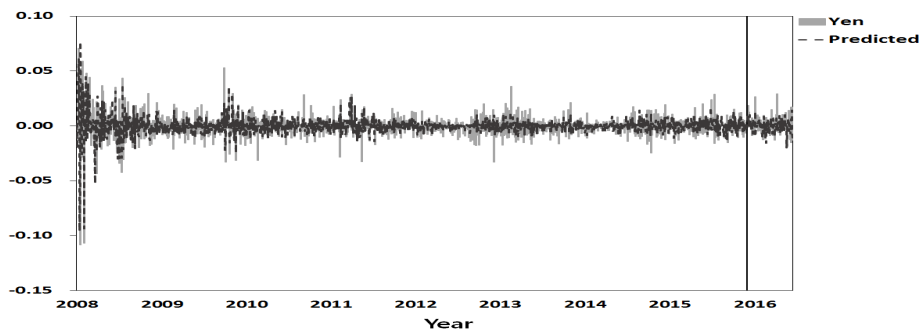


Figure 3.4 The time plot of log returns of Won/Yen exchange rate and AR+IARIMA (1, 1) estimated value during 2nd period

#### 4. 결론

원/엔 환율자료를 우리나라에서 가장 많이 유통되는 원/달러 환율자료로 설명하는 모형을 연구하였다. 본 연구에서는 이런 금융자료를 모형화 할 때 흔히 사용하는 로그수익률 (log returns) 형식으로 변환하여 원/엔 환율의 로그수익률을 원/달러 로그수익률로 설명하였다. 모형은 환율과 같은 변동성을 잘 나타내는 AR+GARCH (1, 1) 모형과 AR+IGARCH (1, 1) 모형으로 분석하여 비교하려 하였으나 AR+GARCH (1, 1) 모형에서 모수의 합이 1에 가까워 정상성을 만족하지 않아 적합하지 않은 것으로 나타나 AR+IGARCH (1, 1) 모형만을 사용하였다. 환율자료들은 1999년 1월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 17년간 일별자료를 세계금융위기가 시작된 기간을 중심으로 두 기간으로 나누어 분석하였다. 미국 리먼브러더스사의 파산 신청으로 발발한 세계적 금융위기는 2008년 9월 13일부터 환율이 급등하여 같은 해 9월 30일 까지 환율 변동성이 너무 심해 자료에서 제외하고 분석하는 것이 의미가 있을 것으로 생각되어 두 기간으로 나누어 살펴보았다. 첫번째 기간은 1999년 1월 1일부터 2008년 9월 12일 까지의 3543개의 일별자료를 분석하였고 두 번째 기간은 2008년 10월 1일부터 2015년 12월 31일까지의 2650개의 일별자료를 분석하였다. 두 기간 동안 각각 선택된 AR+IGARCH (1, 1) 모형 추정값과 실제값을 비교해 본 결과 대부분 약간씩 과소추정이 되었다. 본 연구는 원/달러 환율과 원/엔 환율과의 연관성을 예측하는데 활용도가 있을 것으로 기대한다.

환율 변동은 국가의 경제, 사회, 산업, 문화 등의 많은 분야에 영향을 주는 중요한 과제로 지속적으로 관심 가져야 할 분야이다. 앞으로 본 연구에서 사용한 AR+IGARCH 모형이외의 다른 다양한 모형으로 분석하여 비교할 필요가 있을 것으로 생각된다. 또한 원/달러 환율과 원/유로 환율이나 원/위안 (중국) 환율 등과의 관계를 분석하는 연구도 이루어져야 할 것으로 생각된다.

#### References

- Jang, D. (2013). Exploratory data analysis for Korean daily exchange rate data with recurrence plots. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **24**, 1103-1112.
- Kim, B. and Kim, J. (2012). Time series models for daily exchange rate data. *The Korean Journal of Applied Statistics*, **26**, 1-14.
- Kim, C. (2013). Forecasting and long memory of exchange rate volatility. *Review of Business & Economics*, **26**, 49-66.
- Kim, T. Y. and Kwon, O. J. (2011). Confidence interval forecast of exchange rate based on bootstrap method during economic crisis. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **22**, 895-902.
- Kwon, D. and Lee, T. (2014). Hedging effectiveness of KOSPI200 index futures through VECM-CC-GARCH model. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **25**, 1449-1466.
- Lee, W. and Chun, H. (2016). A deep learning analysis of the Chinese Yuan's volatility in the on shore and offshore markets. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **27**, 327-335.
- Lee, W. and Lee, Y. (2011). Time series analysis of won/yen exchange rate. *Korea Trade Review*, **36**, 1-21.
- Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in timw series models, *Biometrika*, **5**, 553-564.
- Moon, C. (2010). Exchange rate volatility measures and GARCH application: Practical information processing approach. *International Commerce and Information Review*, **12**, 99-121.
- Park, Y. and Kim, K. (2016). *Analysis of economic and Financial Data*, Freedom Academy, Seoul.
- Said, S. and Dickey, D. (1984). Testing for unit root in autoregressive-moving average models with unknown order, *Biometrika*, **71**, 599-607.



## Time series models based on relationship between won/dollar and won/yen exchange rate

Hoonja Lee<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Department of Data Information, Pyeongtaek University

Received 11 October 2016, revised 14 November 2016, accepted 21 November 2016

### Abstract

The variability of exchange rate influences on the various aspect, especially economics, social phenomenon, industry, and culture of the country. In this article, time series model that won/yen exchange rate can be explained by won/dollar exchange rate has been studied. Daily exchange rate data have been used from January 1, 1999 to December 31, 2015. The daily data divided into two period based on the world financial crisis, September 13, 2008. The first period was January 1, 1999 through September 12, 2008 and the second period was October 1, 2008 through December 31, 2015. The AR+IGARCH (1, 1) model has been used for analyzing the variability of exchange rate. In both first period and second period, the estimation of won/yen exchange rate are somewhat underestimated compared with the actual value.

*Keywords:* Exchange rate, GARCH model, IGARCH model, time series model, variability.

---

<sup>1</sup> Professor, Department of Data Information, Pyeongtaek University, Pyeongtaek 17869, Korea.  
E-mail: esther@ptu.ac.kr