

## Peramalan Nilai Tukar Rupiah Terhadap USD dengan Menggunakan Model GARCH

### *Forecasting the Rupiah Exchange Rate to USD by Utilising GARCH Model*

Nugroho Agung Wijoyo<sup>α\*</sup>

\* Email: [agungwijoyo@yahoo.com](mailto:agungwijoyo@yahoo.com)

<sup>α</sup> Pusat Kebijakan Sektor Keuangan, Badan Kebijakan Fiskal, Kementerian Keuangan. Jl Dr. Wahidin No.1, Jakarta Pusat

#### Riwayat artikel:

- Diterima 8 April 2016
- Direvisi 13 Juni 2016
- Disetujui 10 Agustus 2016

**Kata Kunci:** Peramalan, Pengelompokan Volatilitas, Nilai Tukar Rupiah/Usd, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (Garch).

**Klasifikasi JEL:** E17, F31.

#### Abstract

This paper uses the Generalized AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH) econometrics technique to forecast the high frequency changes in exchange rate in Indonesia. GARCH, a non-linear model, is generally used with high-frequency financial data, such as Rupiah to the US dollar daily exchange rate. This research examines behavior of the Rupiah to the US dollar exchange rate by modeling daily changes in logarithmic values of exchange rate for the period of 3 January 2000 until 16 December 2015. This period covers high volatility and financial turbulence era, such as the second half of 2015 when the value of the Rupiah to the US dollar exchange rate fell to IDR.14,500. Using the GARCH model to specify the heteroskedasticity, this study finds that the GARCH model strongly represented the empirical nature of the natural logarithm of the Rupiah to the US dollar exchange rate at 1 % level of significance.

#### Abstrak

Makalah ini menggunakan teknik ekonometrik *Generalized Auto Regressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH) untuk meramalkan perubahan nilai tukar yang berfrekuensi tinggi di Indonesia. GARCH, suatu model non-linear, umumnya digunakan untuk data keuangan berfrekuensi tinggi, seperti nilai tukar harian Rupiah terhadap Dolar Amerika Serikat. Penelitian ini menilai perilaku dari nilai tukar Rupiah terhadap dolar Amerika Serikat dengan membuat model dari perubahan nilai tukar harian dalam bentuk logaritma untuk periode 3 Januari 2000 sampai 16 Desember 2015. Periode ini meliputi era volatilitas tinggi dan turbulensi keuangan, seperti yang terjadi pada semester kedua tahun 2015 ketika nilai tukar Rupiah terhadap dolar Amerika Serikat turun menjadi Rp.14.500. Menggunakan model GARCH dalam menetapkan heteroskedastisitas, studi ini menemukan bahwa model GARCH sangat mencerminkan sifat empiris natural logaritma dari nilai tukar rupiah terhadap dolar Amerika Serikat pada tingkat signifikansi 1%.

## 1. PENDAHULUAN

Menurut Prof. Mohammad Sadli (1998) dan Marshall (1998), krisis Indonesia dimulai sebagai akibat dari penularan krisis mata uang Thailand pada awal bulan Juli 1997. Krisis yang semula hanya berawal dari krisis nilai tukar Baht di Thailand pada tanggal 2 Juli 1997, pada tahun 1998 dengan cepat berkembang menjadi krisis ekonomi. Meskipun sampai saat itu perekonomian Indonesia telah mencapai tingkat pertumbuhan yang relatif baik yaitu lebih dari 7%. Bahkan menurut *World Economic Forum*, dengan Prof. Jeffrey Sachs dari *Harvard University* sebagai penasihat kepala dan dirilis pada bulan Mei 1996, , peringkat daya saing ekonomi Indonesia naik dari peringkat 30 menjadi 15, apabila dibandingkan dengan tahun sebelumnya. Namun demikian, efek krisis tersebut relatif lebih dahsyat apabila dibandingkan dengan negara-negara ASEAN lainnya.

Lebih lanjut, *Institute of International Finance* (IIF), lembaga keuangan internasional yang beranggotakan 70 negara, memperkirakan bahwa negara-negara berkembang akan mengalami aliran modal keluar neto pada tahun 2016. Hal ini bisa terjadi sebagai akibat dari kenaikan suku bunga di Amerika Serikat. Menurut IIF, efek tersebut akan dirasakan di Brasil, Indonesia, dan Afrika Selatan. Aliran modal keluar ini berarti akan ada tekanan pada kurs mata uang lokal. Lembaga ini mendukung peramalan tekanan pada mata uang yang akan menjadi masalah di negara-negara berkembang sebagai akibat dari kenaikan suku bunga oleh *The Fed* (Kompas, 3 Januari 2016).

Meese & Rogoff (1983) mencatat bahwa peramalan nilai tukar model struktural yang berdasarkan fundamental moneter tidak lebih baik apabila dibandingkan dengan menggunakan *random walk*. Hasil Meese & Rogoff ini mendorong banyak peneliti memeriksa kembali *robustness* hasil studi Meese & Rogoff, yang sering disebut sebagai '*puzzle nilai tukar*' (Obstfeld & Rogoff, 2000).

Beberapa penelitian terbaru, menggunakan teknik yang menjelaskan beberapa masalah ekonometrik yang rumit, termasuk sampel bias dan *regressors* terintegrasi pada regresi prediktif, yang menunjukkan bahwa model berdasarkan fundamental moneter bisa menjelaskan sejumlah kecil variasi dalam nilai tukar (misalnya Mark, 1995; Mark & Sul, 2001). Namun, penelitian yang lain tetap skeptis (misalnya Berkowitz & Giorgianni, 2001; Faust, Rogers, & Wright, 2003). Bahkan lebih dari tiga puluh tahun kemudian, hasil Meese & Rogoff ini belum berbalik secara meyakinkan: bukti bahwa peramalan nilai tukar dengan menggunakan fundamental moneter atas model peramalan lebih baik dari *random walk* masih sulit untuk dipahami (misalnya, Neely & Sarno, 2002; Cheung, Chinn & Pascual, 2003).

Penelitian sebelumnya terhadap kemampuan model fundamental moneter untuk meramalkan nilai tukar bergantung pada akurasi pengukuran statistik peramalan, misalnya *root mean squared errors*. Untuk menilai apakah terdapat nilai ekonomi untuk prediktabilitas nilai tukar, yaitu dengan menggunakan model di mana peramalan nilai tukar dilakukan dengan menggunakan fundamental ekonomi.

Abhyankar, Sarno, & Valente (2004) mencoba menjawab pertanyaan ini. Abhyankar, et. al. (2004) meneliti kemampuan model fundamental moneter untuk meramalkan nilai tukar dengan mengukur nilai ekonomi atau berbasis utilitas kepada investor yang bergantung pada model fundamental moneter ini untuk mengalokasikan kekayaannya antara dua aset yang identik dalam segala hal kecuali mata uang denominasi. Abhyankar, et. al. (2004) berfokus pada dua pertanyaan kunci. Pertama, untuk peramalan, dengan pertanyaan bagaimana peramalan nilai tukar mempengaruhi pilihan portofolio optimal bagi investor dengan berbagai durasi waktu hingga sepuluh tahun. Kedua, pertanyaan apakah terdapat tambahan nilai ekonomi untuk investor dalam memaksimalkan utilitas yang menggunakan peramalan nilai

tukar dengan model fundamental moneter relatif terhadap investor yang menggunakan peramalan dengan model *random walk*.

Lebih lanjut, Abhyankar, et. al. (2004) menghitung nilai ekonomi dari prediktabilitas dalam kerangka Bayesian yang memungkinkan memperhitungkan ketidakpastian estimasi parameter dalam model peramalan. Parameter ketidakpastian atau 'risiko estimasi' cenderung menjadi penting, terutama selama durasi waktu yang cukup panjang.

Sehubungan dengan dua pertanyaan tersebut, dengan menggunakan nilai tukar dolar Amerika Serikat (AS) selama durasi waktu dari 1 sampai 10 tahun, Abhyankar, et. al. (2004) menemukan dua fakta penting. Pertama, peramalan nilai tukar secara substansial berkaitan baik secara kuantitatif dan kualitatif, pilihan antara aset domestik dan asing untuk nilai tukar dan pada berbagai tingkat penghindaran risiko. Tingkat peramalan nilai tukar dapat menghasilkan bobot yang optimal untuk aset asing secara signifikan apabila dibandingkan dengan yang dihasilkan oleh model *random walk*. Kedua, bukti nilai ekonomi prediktabilitas nilai tukar untuk berbagai interval durasi waktu pada akhir periode, dalam durasi waktu sepuluh tahun, kekayaan yang dicapai oleh investor AS yang menggunakan nilai tukar model fundamental moneter untuk meramalkan nilai tukar, lebih tinggi pada periode akhir apabila dibandingkan dengan kekayaan yang diperoleh oleh investor yang bertindak seolah-olah nilai tukar sesuai dengan *random walk*. Oleh karena itu, Abhyankar, et. al. (2004) menyimpulkan bahwa pernyataan terhadap kekuatan prediksi model fundamental moneter itu terlalu dilebih-lebihkan.

Berdasarkan pemaparan tersebut diatas, maka tujuan dari studi ini adalah untuk melakukan peramalan nilai tukar Rupiah terhadap dolar AS dalam periode 3 Januari 2000 sampai dengan 16 Desember 2015.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1. Konsep Nilai Tukar

Menurut Abimanyu (2004), nilai tukar dapat didefinisikan sebagai harga dari mata uang asing dalam mata uang domestik. Sehingga peningkatan nilai tukar berarti meningkatnya harga dari valuta asing yang menyebabkan mata uang domestik relatif lebih rendah atau terjadi depresiasi. Sebaliknya, jika terjadi penurunan jumlah unit mata uang domestik yang diperlukan untuk membeli satu unit valuta asing, maka terjadi peningkatan relatif nilai mata uang domestik atau terjadi apresiasi. Di dalam sistem mata uang mengambang (*floating exchange rate*) seperti yang dianut oleh Indonesia, nilai tukar valuta asing (valas) ditentukan oleh kekuatan permintaan dan penawaran di pasar.

Kunci untuk memahami fluktuasi nilai tukar jangka pendek adalah pemahaman bahwa nilai tukar pada prinsipnya adalah harga aset-aset domestik (dalam mata uang domestik) yang dinilai dalam aset-aset luar negeri (dalam mata uang asing). Dengan demikian, analisis fluktuasi nilai tukar jangka pendek dapat dikaitkan dengan analisis permintaan dan penawaran biasa. Apabila terdapat kelebihan permintaan, sementara penawaran tetap, maka harga valuta asing akan naik dan demikian sebaliknya.

Studi yang dilakukan oleh West, Edison, & Cho (1993), yang berfokus pada metrik berdasarkan kegunaan evaluasi perkiraan kriteria statistik konvensional, berbeda dengan penelitian Abhyankar, et. al. (2004) dalam beberapa hal. Pertama, fokus West, Edison, & Cho (1993) adalah volatilitas nilai tukar, sedangkan fokus Abhyankar, et. al. (2004) adalah tingkat nilai tukar dalam tradisi literatur yang terinspirasi oleh Meese & Rogoff (1983). West, Edison, & Cho memeriksa berbagai model *time series* untuk *conditional variances* dari perubahan nilai tukar. Kedua, Abhyankar, et. al. (2004) menganalisis hubungan antara nilai tukar dan fundamental makroekonomi yang tersirat oleh teori determinan nilai tukar. Ketiga, sementara

West, Edison, & Cho (1993) menganalisis alokasi aset dalam konteks pengaturan *mean-variance* statis, kerangka kerja Abhyankar, et. al. (2004) dibangun di atas pekerjaan West, Edison, & Cho untuk menganalisis pengaturan yang lebih umum, memungkinkan untuk ketidakpastian parameter, fungsi utilitas yang berbeda, dan juga dalam kasus yang lebih kompleks diperiksa, yaitu aset multi-periode dinamis dengan durasi waktu investasi yang lebih panjang.

Makalah lain yang terkait adalah Campbell, Viceira, & White (2003), yang mempelajari alokasi mata uang dengan menggunakan kerangka *Vector Autoregressive* (VAR) dimana variabel prediktifnya adalah tingkat bunga riil dan nilai tukar riil.

Sementara itu, Nawatmi (2012) telah melakukan estimasi pengaruh volatilitas nilai tukar rupiah/dolar AS (USD) terhadap perdagangan internasional, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang di Indonesia. Pengukuran volatilitas yang dilakukan oleh Nawatmi (2012) ini menunjukkan bahwa nilai tukar rupiah/USD memiliki efek ARCH dan GARCH. Lebih lanjut, volatilitas nilai tukar dipengaruhi oleh volatilitas nilai tukar saat ini dan sebelumnya. Jumlah dari koefisien ARCH dan GARCH menunjukkan bahwa nilai tukar rupiah terhadap USD memiliki *persistent volatile*.

## 2.2. Peramalan Nilai Tukar

Menurut Assuari (1984), kegiatan untuk memprediksikan apa yang akan terjadi pada masa yang akan datang, dikenal dengan apa yang disebut peramalan (*forecasting*). Menurut Gujarati (2004, p.835), peramalan merupakan bagian penting dari analisa ekonometri, bahkan untuk beberapa pihak mungkin yang terpenting. Peramalan variable ekonomi seperti nilai tukar sering menjadi bahan diskusi di kalangan akademik, dimana harga nilai tukar berkarakter sebagai fenomena yang dikenal sebagai pengelompokan volatilitas (*volatility clustering*), yaitu periode-periode dimana nilai tukar menunjukkan pergerakan panjang dari sebuah periode waktu yang diperpanjang, yang diikuti *comparative tranquility*. Yang disebut sebagai model GARCH, menurut Gujarati (2004, p.835) adalah yang dapat melihat pengelompokan volatilitas tersebut.

Lebih lanjut, fokus utama dalam penelitian ini adalah bukan untuk membangun suatu model persamaan simultan, melainkan menganalisis probabilitas atau stokastik, sifat dari *time series* ekonomi terhadap dirinya sendiri. Penekanan pada studi ini adalah pada model GARCH *univariate*, yaitu model GARCH yang berasal dari sebuah *time series*. Model *time series* ini memperkenalkan  $Y_t$  dijelaskan oleh masa lalu atau nilai lag dari  $Y$  itu sendiri dan *error* stokastiknya. Oleh karena itu, model GARCH terkadang disebut sebagai model “*atheoritic*” karena model ini diturunkan bukan dari teori ekonomi dan dari teori ekonomi biasanya menjadi dasar model persamaan simultan. Model ini hanya memperhatikan nilai  $Y$  sekarang atau sebelumnya yang dilibatkan, tidak terdapat regresor lainnya. Gujarati (2004, p. 839) menyebut model ini sebagai *reduced formed*.

Menurut Gujarati (2004, p. 856), karakter dari sebagian besar *time series* finansial seperti nilai tukar, inflasi, ataupun harga saham adalah pada tahap dasar (*level form*) bersifat *random walk* atau tidak stasioner. Namun dalam format “*first differences*”, *time series* tersebut umumnya stasioner. Apabila *first differences* menunjukkan perubahan yang besar atau volatilitas, berarti varians dari *time series* finansial berbeda dari waktu ke waktu, sehingga model GARCH dapat dipergunakan.

Para peramal ekonometri telah menemukan bahwa kemampuan untuk meramal masa depan bervariasi dari satu periode ke periode yang lain. McNees (1979) menyarankan bahwa “ketidakpastian” inheren atau keacakan berkaitan dengan periode peramalan yang berbeda kelihatannya sangat bervariasi dari waktu ke waktu. McNees (1979) juga

mendokumentasikan bahwa “*error* besar dan kecil” secara bersama-sama cenderung kluster (dalam periode waktu kontinu).

Analisis ini menyarankan kegunaan model GARCH dimana *variance* peramalan berubah dari waktu ke waktu dan diprediksikan oleh *error* peramalan masa lalu. Hasil seperti ini dipresentasikan oleh McNees juga memperlihatkan beberapa serangkaian korelasi selama episode *variance* besar.

Dalam kasus ini, GARCH mungkin melakukan perkiraan yang lebih baik atas realitas apabila dibandingkan dengan membuat standar tentang *disturbances* namun mencoba untuk menemukan variabel yang dihilangkan tersebut atau menetapkan secara alami perubahan struktural tersebut.

Hasil empiris data *time series* sering mengadopsi metode *ad-hoc* untuk pengukuran dan memperkenalkan pergeseran dalam *variance*-nya dari waktu ke waktu, seperti peramalan nilai tukar Rupiah terhadap USD dengan menggunakan model GARCH ini. Poon & Granger (2005) melakukan penelitian terhadap 93 studi yang dilakukan dengan menggunakan metode uji volatilitas *forecasting* pada berbagai imbal hasil aset keuangan; dan terhadap metode uji volatilitas *forecasting* yang dilakukan tersebut, Poon & Granger (2005) mendapatkan bahwa model GARCH memberikan perkiraan yang akurat. Contoh yang lain, Khan (1977) menyatakan bahwa variabilitas dibandingkan dengan *variance* dan menggunakan nilai absolut dari *first difference* dari laju inflasi. Lebih lanjut, Engel (1982) membandingkan estimasi *variance* inflasi di Inggris dengan estimasi *different* ARCH untuk data Amerika Serikat.

Interpretasi yang lain dari model regresi GARCH adalah perkiraan pada regresi yang lebih kompleks yang mempunyai gangguan non-GARCH. Spesifikasi GARCH lebih karena mengambil pengaruh variabel yang dihilangkan dari model yang diestimasi. Keberadaan pengaruh GARCH akan diinterpretasikan sebagai kejadian mis-spesifikasi, baik karena penghilangan variabel atau melalui perubahan struktural.

Seperti namanya, heteroskedastik atau varians *error term*-nya yang tidak konstan, dapat mempunyai struktur autoregresif dan heteroskedastik melihat beberapa periode yang mungkin berautokorelasi. Terkait hal ini, maka akan dipaparkan lebih lanjut dalam penelitian ini.

### 2.3. Model GARCH

Engle memperkenalkan model ARCH pada tahun 1982. ARCH adalah singkatan dari *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*. Model ini dikembangkan terutama untuk menjawab masalah terkait adanya *volatility* pada data-data ekonomi dan bisnis, khususnya dalam bidang keuangan, yang menyebabkan model-model peramalan sebelumnya kurang mampu mendekati kondisi aktual. Volatilitas ini tercermin dalam varians *error* yang tidak memenuhi asumsi *homoscedasticity* (variens dari *error term* konstan sepanjang waktu). Bollerslev pada tahun 1986 kemudian mengembangkan model ini menjadi apa yang dikenal dengan GARCH.

*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic* (GARCH) adalah sebuah proses dengan kelas yang lebih general, dapat digunakan untuk sebuah struktur lag yang jauh lebih fleksibel. Pengembangan dari proses ARCH (Engle, 1982) menjadi proses GARCH menanggung beban yang sama seperti pengembangan proses *time-series* standar *Autoregressive* menjadi proses *general* ARMA, dan membuatnya mampu memberikan deskripsi yang lebih sedikit dalam banyak situasi.

#### 2.3.1. Proses GARCH( $p,q$ )

Menurut Bollerslev (1986), proses ARCH yang diperkenalkan oleh Engle (1982) secara eksplisit mengakomodasi perbedaan antara varian *unconditional* dan varian *conditional* serta membuat varian *conditional* bisa berubah dari waktu ke waktu sebagai fungsi dari *error* pada

masa lalu. Properti statistika dari kelas parametrik baru model ini telah dipelajari lebih jauh dalam Weiss (1982) dan Milhoj (1984).

Dalam aplikasi empiris model ARCH, sebuah lag yang relatif panjang dalam persamaan varian *conditional* sering diperlukan, dan untuk menghindari permasalahan dengan parameter varian negatif dalam estimasi struktur *lag fix* yang umumnya diberlakukan, seperti disampaikan oleh Engle (1982), Engle (1983), serta Engle & Kraft (1983). Dalam hal ini, tampaknya terdapat ketertarikan untuk mempraktikkan segera pengembangan kelas model ARCH agar dapat mengakomodasi memori yang lebih panjang dan struktur *lag* yang lebih fleksibel.

Dalam model ini,  $\varepsilon_t$  merupakan sebuah proses stokastik *real-valued discrete-time*, dan  $\psi_t$  merupakan set informasi ( $\sigma$ -*field*) dari seluruh informasi pada waktu  $t$ . Proses GARCH adalah:

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t), \quad (1)$$

$$\begin{aligned} h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \\ &= \alpha_0 A(L) \varepsilon_t^2 + B(L) h_t, \end{aligned} \quad (2)$$

dimana

$$\begin{aligned} p &\geq 0, & q &> 0 \\ \alpha_0 &> 0, \alpha_i &\geq 0, & i = 1, \dots, q, \\ \beta_i &\geq 0, & i &= 1, \dots, p. \end{aligned}$$

Untuk  $p = 0$  proses ini mengurangi proses ARCH( $q$ ), dan untuk  $p = q = 0$ ,  $\varepsilon_t$  merupakan white noise. Dalam proses ARCH( $q$ ), varians kondisional dispesifikan sebagai sebuah fungsi linear dari varian masa lalu saja, dimana proses GARCH( $p, q$ ) memungkinkan varian conditional di-lag-kan dalam model ini. Hal ini merupakan semacam mekanisme pembelajaran adaptif.

Model regresi GARCH( $p, q$ ) diperoleh dengan menjadikan konten dari  $\varepsilon_t$  sebagai inovasi regresi linear dalam Persamaan 3.

$$\varepsilon_t = y_t - x_t' b, \quad (3)$$

dimana  $y_t$  merupakan variabel dependen,  $x_t$  merupakan sebuah vektor dari variabel eksplanatori, dan  $b$  sebuah vektor dari parameter yang tidak diketahui.

Jika seluruh akar dari  $1 - B(z) = 0$  berada di luar unit *circle*, Persamaan 2 dapat ditulis kembali sebagai lag terdistribusi dari  $\varepsilon_t^2$  masa lalu,

$$h_t = \alpha_0 (1 - B(1))^{-1} + A(L) (1 - B(L))^{-1} \varepsilon_t^2 = \alpha_0 (1 - \sum_{i=1}^p \beta_i)^{-1} + \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i \varepsilon_{t-i}^2, \quad (4)$$

dimana bersamaan dengan Persamaan 1 sebagai ARCH( $\infty$ ) *infinite-dimensional*.  $\delta_i$  merupakan bentuk dari ekspansi seri *power*  $D(L) = A(L)(1 - B(L))^{-1}$ ,

$$\begin{aligned} \delta_i &= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_j \delta_{i-j}, & i &= 1, \dots, q, \\ &= \sum_{j=1}^n \beta_j \delta_{i-j}, & i &= q+1, \dots, \end{aligned} \quad (5)$$

dimana  $n = \min\{p, i-1\}$ . Apabila  $B(1) < 1$ ,  $\delta_i$  akan menurun untuk  $i$  lebih besar dari  $m = \max\{p, q\}$ . Sehingga apabila  $D(1) < 1$ , proses GARCH( $p, q$ ) dapat mendekati seluruh derajat akurasi dengan sebuah ARCH( $Q$ ) stasioner untuk sebuah nilai besar sufficient  $Q$ . Namun sebagaimana analogi ARMA, proses GARCH bisa dinilai melalui sebuah argumen tipe dekomposisi Wald sebagai sebuah deskripsi yang lebih ringkas.

Dari teori proses ARCH( $q$ ) *finite-dimensional*, diekspektasikan bahwa  $D(1) < 1$ , atau ekuivalen dengan  $A(1) + B(1) < 1$ , mencukupi untuk *wide-sense stationarity* (Milhoj, 1984).

**Teorema 1.** Proses  $GARCH(p,q)$  sebagaimana didefinisikan dalam Persamaan 1 dan Persamaan 2 merupakan *wide-sense stationarity* dengan  $E(\varepsilon_t) = 0$ ,  $\text{var}(\varepsilon_t) = \alpha_0(1 - A(1) - B(1))^{-1}$ , dan  $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$  untuk  $t \neq s$  jika dan hanya jika  $A(1) + B(1) < 1$ .

Sebagaimana ditunjukkan oleh Sastry Pantula dan sebuah referensi anonim, sebuah representasi ekuivalen dari  $GARCH(p,q)$  seperti ditampilkan pada Persamaan 6 dan 7.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j v_{t-j} + v_t, \quad (6)$$

dan

$$v_t = \varepsilon_t^2 - h_t = (\eta_t^2 - 1)h_t, \quad (7)$$

dimana

$$\eta_t \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} N(0,1).$$

Dengan definisi  $v_t$  merupakan *serially uncorrelated* dengan *mean nol*, proses  $GARCH(p,q)$  dapat diinterpretasikan sebagai sebuah proses *moving average autoregressive* dalam  $\varepsilon_t^2$  dari order  $m = \max\{p, q\}$  dan  $p$ . Meskipun sebuah parameterisasi sepanjang garis Persamaan 6 dapat menjadi lebih bermakna dari sebuah sudut pandang *time-series* teoretis, Persamaan 1 dan Persamaan 2 lebih mudah untuk dipraktikkan.

### 2.3.2. Proses $GARCH(1,1)$

Proses  $GARCH$  yang paling sederhana adalah  $GARCH(1,1)$  yang diberikan dalam Persamaan 1 dan

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1}, \quad \alpha_0 > 0, \alpha_1 \geq 0, \beta_1 \geq 0. \quad (8)$$

Dari Teorema 1,  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  mencukupi untuk *wide-sense stationarity*, dan secara umum memiliki:

**Teorema 2.** Untuk proses  $GARCH(1,1)$  diberikan oleh Persamaan 1 dan Persamaan 6 sebuah kondisi *necessary* dan *sufficient* untuk keberadaan dari momen kedua adalah:

$$\mu(\alpha_1, \beta_1, m) = \sum_{j=0}^m \binom{m}{j} \alpha_1^j \beta_1^{m-j} < 1, \quad (9)$$

dimana

$$\alpha_0 = 1, \alpha_j = \prod_{i=1}^j (2i - 1), \quad j=1, \dots \quad (10)$$

Momen kedua dapat diekspresikan oleh formula recursive

$$E(\varepsilon_t^{2m}) = a_m \left[ \sum_{n=0}^{m-1} a_n^{-1} E(\varepsilon_t^{2n}) \alpha_0^{m-n} \binom{m}{m-n} \mu(\alpha_1, \beta_1, n) \right] \times [1 - \mu(\alpha_1, \beta_1, m)]^{-1}. \quad (11)$$

Persyaratan untuk keberadaan dua belas momen pertama diilustrasikan dalam Bagan 1.

Hal ini mengikuti secara simetris bahwa jika momen kedua  $m$  ada,  $E(\varepsilon_t^{2m-1}) = 0$ .

Untuk  $\beta_1 = 0$ , Persamaan 9 mengurangi untuk kondisi yang dikenal dengan baik untuk proses  $ARCH(1)$ ,  $a_m \alpha_1^m < 1$ ; (Engle, 1982). Jadi jika  $\alpha_1 > (a_m)^{-1/m}$  dalam proses  $ARCH(1)$ , momen kedua  $m$  tidak ada, dimana bahkan jika  $\sum_{i=1}^{\infty} \delta_i = \alpha_1(1 - \beta_1)^{-1} > (a_m)^{-1/m}$  dalam proses  $GARCH(1,1)$ , momen kedua  $m$  akan sangat mungkin ada karena memori yang lebih panjang dari proses ini.

Dalam proses  $GARCH(1,1)$  rata-rata *lag* dalam persamaan varian *conditional* diberikan oleh:

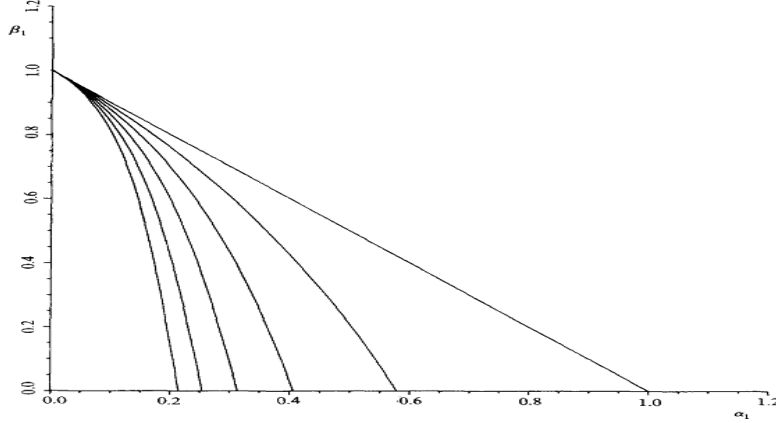
$$\zeta = \sum_{i=1}^{\infty} i \delta_i / \sum_{i=1}^{\infty} \delta_i = (1 - \beta_1)^{-1},$$

dan median *lag* ditemukan sebagai:

$$v = -\log 2 / \log \beta_1,$$

dimana  $\sum_{j=1}^v \delta_j / \sum_{j=1}^{\infty} \delta_j = \frac{1}{2}$  dan  $\delta_i$  didefinisikan dalam Persamaan 5 (Harvey, 1982).

#### BAGAN-1: Kondisi Momen untuk GARCH(1,1)



Apabila  $3\alpha_1^2 + 2\alpha_1\beta_1 + \beta_1^2 < 1$ , momen order ke-4 ada dan berdasarkan Teorema 2:

$$E(\varepsilon_t^2) = \alpha_0(1 - \alpha_1 - \beta_1)^{-1},$$

$$\text{dan } E(\varepsilon_t^4) = 3\alpha_0^2(1 + \alpha_1 + \beta_1)[(1 - \alpha_1 - \beta_1)(1 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1 - 3\alpha_1^2)]^{-1}.$$

Sehingga koefisien kurtosis adalah:  $\kappa = (E(\varepsilon_t^4) - 3E(\varepsilon_t^2)^2)E(\varepsilon_t^2)^{-2}$

$$= 6\alpha_1^2(1 - \beta_1^2 - 2\alpha_1\beta_1 - 3\alpha_1^2)^{-1},$$

yang secara asumsi, lebih besar dari nol. Maka dari itu, proses GARCH(1,1) adalah *leptokurtic* (*heavily tailed*), sebuah properti yang secara proses di-*share* dengan proses ARCH(*q*) (Milhoj, 1984).

#### 2.3.3. Struktur autokorelasi dan autokorelasi parsial

Dalam sebuah proses GARCH(*p, q*) sebagaimana dalam Persamaan 1 dan Persamaan 2, dengan asumsi bahwa proses tersebut memiliki momen ke-4 *finite*. Fungsi covarians untuk  $\varepsilon_t^2$  dinyatakan oleh:

$$\gamma_n = \gamma_{-n} = \text{cov}(\varepsilon_t^2, \varepsilon_{t-n}^2). \quad (12)$$

Fungsi ini mengikuti Persamaan 6 dan Persamaan 7 bahwa:

$$\begin{aligned} \gamma_n &= \sum_{i=1}^q \alpha_i \gamma_{n-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \gamma_{n-i} \\ &= \sum_{i=1}^m \varphi_i \gamma_{n-i}, \quad n \geq p+1, \end{aligned} \quad (13)$$

dimana  $m = \max\{p, q\}$ ,

$$\varphi_i = \alpha_i + \beta_i, \quad i = 1, \dots, q,$$

$\alpha_i \equiv 0$  untuk  $i > q$  dan  $\beta_i \equiv 0$  untuk  $i > p$ . Dari Persamaan 13, terdapat analogi dari persamaan Yule-Walker:

$$\rho_n = \gamma_n \gamma_0^{-1} = \sum_{i=1}^m \varphi_i \rho_{n-i}, \quad n \geq p+1. \quad (14)$$



Jadi, autokorelasi pertama untuk  $\varepsilon_t^2$  bergantung ‘secara langsung’ pada parameter  $\alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p$ , namun dengan  $\rho_p, \dots, \rho_{p+1-m}$  persamaan *difference* di atas secara *unique* menentukan autokorelasi pada *lag* yang lebih tinggi. Hal ini serupa dengan hasil autokorelasi proses ARMA( $m, n$ ); cf. Box dan Jenkins (1976). Sebagai catatan juga, bahwa (14) bergantung pada parameter  $\alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p$  hanya melalui  $\varphi_1, \dots, \varphi_m$ .

Notasi  $\phi_{kk}$  menyatakan autokorelasi parsial ke- $k$  untuk  $\varepsilon_t^2$  ditemukan dengan memecahkan set persamaan  $k$  dalam  $k$  tidak diketahui  $\phi_{k1}, \dots, \phi_{kk}$ :

$$\rho_n = \sum_{i=1}^k \phi_{ki} \rho_{n-i}, \quad n = 1, \dots, k. \quad (15)$$

Dengan Persamaan 14, notasi  $\phi_{kk}$  meng-*cut off* setelah *lag*  $q$  untuk sebuah proses ARCH( $q$ )

$$\begin{aligned} \phi_{kk} &\neq 0, & k &\leq q, \\ \phi_{kk} &= 0, & k &> q. \end{aligned} \quad (16)$$

Hal ini identik dengan perilaku fungsi autokorelasi parsial untuk sebuah proses AR( $q$ ). juga dari Persamaan 14 dan diketahui menghasilkan literatur *time-series*, fungsi autokorelasi parsial untuk  $\varepsilon_t^2$  untuk sebuah proses GARCH( $p, q$ ) dalam *general non-zero* namun *dies out* (Granger & Newbold, 1977).

Pada praktiknya, tentu saja,  $\rho_n$  dan  $\phi_{kk}$  tidak diketahui. Akan tetapi, apabila  $\hat{\rho}_n$ , menghasilkan sebuah estimasi konsisten untuk  $\rho_n$ , dan  $\phi_{kk}$  secara konsisten diestimasi oleh koefisien ke- $k$ , seperti  $\hat{\phi}_{kk}$ , maka dalam autoregresi order ke- $k$  untuk  $\varepsilon_t^2$ ; (Granger & Newbold, 1977). Estimasi ini bersama dengan varian asimptotik di bawah *null* tanpa GARCH  $1/T$  (Weiss, 1984; McLeod dan Li, 1983) dapat digunakan dalam tahap identifikasi awal, dan juga berguna untuk pengecekan diagnostiknya.

#### 2.3.4. Estimasi Model Regresi GARCH

Pada bagian ini dijabarkan bentuk estimasi *Maximum Likelihood* model regresi GARCH Persamaan 1, Persamaan 2, dan Persamaan 3. Karena hasilnya sangat mirip dengan model regresi ARCH, maka pembahasan dalam bagian ini akan sangat skematik.

Dalam model ini,  $z_t' = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})$ ,  $\omega' = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q, \beta_1, \dots, \beta_p)$  dan  $\theta \in \Theta$ , dimana  $\theta = (b', w')$  dan  $\Theta$  merupakan sebuah *compact subspace* dari sebuah *Euclidean space* bahwa  $\varepsilon_t$  menampilkan momen kedua *finite*. Dengan menggunakan *true* parameter  $\theta_0$ , dimana  $\theta_0 \in \text{int}\Theta$ . Maka model ini dapat dituliskan kembali menjadi:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= y_t - x_t' b, \\ \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\sim N(0, h_t), \\ h_t &= z_t' \omega. \end{aligned} \quad (17)$$

Fungsi *log likelihood* untuk sebuah sampel observasi  $T$  adalah bagian dari beberapa konstanta:

$$\begin{aligned} L_t(\theta) &= T^{-1} \sum_{t=1}^T l_t(\theta), \\ l_t(\theta) &= -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} \varepsilon_t^2 h_t^{-1}. \end{aligned} \quad (18)$$

Diturunkan terhadap parameter varians akan menghasilkan:

$$\frac{\partial l_t}{\partial \omega} = \frac{1}{2} h_t^{-1} \frac{\partial h_t}{\partial \omega} \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right), \quad (19)$$

$$\frac{\partial^2 l_t}{\partial \omega \partial \omega'} = \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial \omega'} \left[ \frac{1}{2} h_t^{-2} \frac{\partial h_t}{\partial \omega} \right] - \frac{1}{2} h_t^{-2} \frac{\partial h_t}{\partial \omega} \frac{\partial h_t}{\partial \omega'} h_t^{-2}, \quad (20)$$

dimana

$$\frac{\partial h_t}{\partial \omega} = z_t + \sum_{i=1}^p \beta_i \frac{\partial h_{t-i}}{\partial \omega}. \quad (21)$$

Satu-satunya perbedaan dengan Engle (1982) adalah inklusi dari bagian *recursive* dalam Persamaan 21. Perlu diingat bahwa  $\beta(1) < 1$  menjamin bahwa Persamaan 21 stabil. Karena ekspektasi *conditional* dari term pertama dalam Persamaan 20 adalah nol, maka bagian dari matrix informasi Fisher yang berkorespondensi dengan  $\omega$  secara konsisten diestimasi dengan sampel analog dari term terakhir pada Persamaan 20 yang hanya mencakup turunan pertama.

$$\frac{\partial l_t}{\partial b} = \varepsilon_t x_t h_t^{-1} + \frac{1}{2} h_t \frac{\partial h_t}{\partial b} \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right), \quad (22)$$

$$\frac{\partial^2 l_t}{\partial b \partial b'} = -h_t^{-1} x_t x_t' - \frac{1}{2} h_t^{-2} \frac{\partial h_t}{\partial b} \frac{\partial h_t}{\partial b'} \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \right) - 2 h_t^{-2} e_t x_t \frac{\partial h_t}{\partial b} + \left( \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} - 1 \right) \frac{\partial}{\partial b'} \left[ \frac{1}{2} h_t^{-1} \frac{\partial h_t}{\partial b} \right], \quad (23)$$

dimana

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2 \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} \varepsilon_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial b}. \quad (24)$$

Dalam Persamaan 24, terdapat perbedaan tunggal dari model regresi ARCH( $q$ ) yaitu dimasukkannya bagian *recursive*. Sebuah estimasi yang konsisten dari bagian matriks informasi yang berkorespondensi dengan  $b$  diberikan dalam sampel analog dari dua term pertama dalam Persamaan 23, namun dengan  $\varepsilon_t^2 h_t^{-1}$  dalam term kedua digantikan dengan nilai ekspektasi dari term yang pertama. Estimasi ini juga akan melibatkan turunan pertama saja.

Pada akhirnya, elemen dalam *block off-diagonal* dalam matriks informasi bisa ditunjukkan menjadi nol. Karena  $\omega$  independen asimptotik bisa diestimasi tanpa kehilangan efisiensi asimptotik berdasarkan pada sebuah estimasi efisien  $b$ , dan begitu juga sebaliknya.

Untuk mendapatkan estimasi *maximum likelihood*, dan efisiensi *second-order*, sebuah prosedur iteratif perlu dilakukan. Untuk model regresi ARCH( $q$ ) metode *scoring* dapat diekspresikan dalam bentuk *simple auxiliary regression*, namun term *recursive* dalam Persamaan 21 dan Persamaan 24 membuat prosedur ini komplikatif. Sebaliknya algoritma Brendt, Hall, Hall & Hausman (1974) menjadi tepat. Dalam model ini,  $\theta^{(i)}$  menampilkan estimasi parameter setelah iterasi ke- $i$ .  $\theta^{(i+1)}$  merupakan hasil dari kalkulasi

$$\theta^{(i+1)} = \theta^{(i)} + \lambda_i \left( \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right)^{-1} \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta},$$

dimana  $\frac{\partial l_t}{\partial \theta}$  dievaluasi pada  $\theta^{(i)}$ , dan merupakan sebuah variabel *step length* dipilih untuk memaksimalkan fungsi *likelihood* sesuai arah yang diberikan. Sebagai catatan, arah vektor dapat dengan mudah dihitung untuk sebuah regresi *least square* dari vektor  $T \times 1$  secara terpisah karena diagonalitas block dalam matriks informasi.

Berdasarkan Weiss (1982), estimasi *maximum likelihood*  $\hat{\theta}_T$  konsisten untuk  $\theta_0$  dan secara asimptotik normal dengan rata-rata  $\theta_0$  dan matriks *covariance*  $\mathcal{F}^{-1} = -E \left( \frac{\partial^2 l_t}{\partial \theta \partial \theta'} \right)^{-1}$ . Akan tetapi,  $\mathcal{F} = F$ , dimana  $F = E \left( \left( \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \right) \left( \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right) \right)$ , dan sebuah estimasi konsisten dari *covariance* asimptotik diberikan oleh  $T^{-1} \left( \sum_{t=1}^T \left( \frac{\partial l_t}{\partial \theta} \right) \left( \frac{\partial l_t}{\partial \theta'} \right) \right)^{-1}$  dari iterasi terakhir BHHH.

Dengan mengganti Persamaan 1 dengan set asumsi yang lebih lemah, maka

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t | \psi_{t-1}) &= 0, \\ E(\varepsilon_t^2 h_t^{-1} | \psi_{t-1}) &= 1, \\ E(\varepsilon_t^4 h_t^{-2} | \psi_{t-1}) &\leq M < \infty, \end{aligned} \quad (25)$$

Dimana  $\hat{\theta}_T$  masih konsisten untuk  $\theta_0$  dan secara asimptotik normal dengan rata-rata  $\theta_0$  namun dengan matriks *covariance*  $\mathcal{F}^{-1}F\mathcal{F}^{-1}$ ; lihat (Wiss, 1982; White, 1982). Apabila distribusi *conditional* normal, maka  $F = \mathcal{F}$  dan oleh karena itu  $\mathcal{F}^{-1}F\mathcal{F}^{-1} = \mathcal{F}^{-1}$ .

### 2.3.5. Pengujian GARCH

Karena terdapat komplikasi dalam mengestimasi sebuah proses GARCH, maka perlu dilakukan pengujian formal pada kehadiran GARCH apabila dibandingkan dengan hanya mengandalkan perangkat informal yang telah dijabarkan sebelumnya.

Sebagai contoh, model GARCH( $p, q$ ) pada Persamaan 17. Sebagaimana dalam Engle dan Kraft (1983), maka dilakukan partisi persamaan varians *conditional*

$$h_t = z_t' \omega_1 + z_{2t}' \omega_2. \quad (26)$$

Pengujian statistik Lagrange multiplier untuk  $H_0: \omega_2 = 0$  diberikan oleh

$$\xi_{LM}^* = \frac{1}{2} f_0' Z_0 (Z_0' Z_0)^{-1} Z_0' f_0, \quad (27)$$

dimana

$$f_0 = (\varepsilon_1^2 h_1^{-1} - 1, \dots, \varepsilon_T^2 h_T^{-1} - 1)', \quad (28)$$

$$Z_0 = \left( h_1 \frac{\partial h_1}{\partial \omega}, \dots, h_T \frac{\partial h_T}{\partial \omega} \right)',$$

dan keduanya dievaluasi di bawah  $H_0$ . Etika  $H_0$  benar,  $\xi_{LM}^*$  secara asimptotik *Chi-square* dengan  $r$ , jumlah dari elemen dalam  $\omega_2$ , *degree of freedom*. Pengujian ini sedikit berbeda dari hasil standar, Breusch & Pagan (1978), dimana  $\frac{\partial h_t}{\partial \omega}$  tidak menyederhanakan ketika varian *conditional* berisi varian *conditional* dengan *lag*. Dengan asumsi normalitas, sebuah pengujian statistik ekuivalen adalah:

$$\xi_{LM} = T \cdot R^2,$$

dimana  $R^2$  merupakan *squared multiple correlation coefficient* antara  $f_0$  dan  $Z_0$ . Untuk bagian estimasi model regresi, hal ini berkorespondensi dengan  $T \cdot R^2$  dari regresi OLS pada iterasi BHHH pertama untuk model umum dimulai pada estimasi *maximum likelihood* di bawah  $H_0$ .

Alternatif sebagaimana direpresentasikan oleh  $z_{zt}$ , membutuhkan beberapa pertimbangan. Perhitungan langsung menunjukkan bahwa dalam kondisi *null white noise*,  $Z_0' Z_0$  *singular* jika kedua  $p > 0$  dan  $q > 0$ , dan oleh karena itu pengujian umum untuk GARCH( $p, q$ ) tidak realistis. Dari fakta bahwa kondisi *null* merupakan sebuah proses ARCH( $q$ ),  $Z_0' Z_0$  *singular* untuk alternatif GARCH( $r_1, q + r_2$ ), dimana  $r_1 > 0$  dan  $r_2 > 0$ . Lebih lanjut, untuk sebuah ARCH( $q$ ) *null*, pengujian LM untuk GARCH( $r, q$ ) dan ARCH( $q+r$ ) merupakan alternatif *coincide*. Hal ini serupa dengan hasil Godfrey (1978), dimana ditunjukkan bahwa pengujian LM untuk *error* AR( $p$ ) dan MA( $q$ ) dalam sebuah model regresi *linear coincide* dan bahwa prosedur pengujian turunan ketika sebuah model utuh ARMA ( $p, q$ ) digunakan. Hasil pengujian ini tidak berbeda dengan pengujian LM, namun fokus pada *Likelihood Ratio* dan pengujian Wals juga dilakukan. Sebuah pembuktian formal pernyataan di atas dapat dikonstruksi sepanjang garis yang sama sebagaimana dalam Godfrey (1978, 1981).

## 3. DATA DAN METODOLOGI

### 3.1. Kerangka Pemikiran

Dengan semakin terintegrasinya perekonomian dunia, hampir semua negara (termasuk Indonesia) tidak dapat lepas dari pengaruh makroekonomi antar negara. Nilai tukar aktual atau uang adalah harga suatu mata uang terhadap mata uang lainnya yang sesungguhnya berlaku,

dalam hal ini digunakan nilai tukar mata uang Rupiah terhadap USD selama periode penelitian. Nilai tukar aktual di sini merupakan nilai tukar yang bersifat seketika (*on the spot*) dan melandasi transaksi spot (*spot transaction*), disebut juga sebagai *spot rate* (Salvatore, 2005). Nilai tukar tersebut telah diolah berdasarkan rata-rata harian (*daily averages*) dan menggunakan suku bunga antar bank (*interbank rate*).

Studi ini menemukan bahwa pasangan nilai tukar (*pairing*) USD/IDR mengalami fluktuasi volatilitas yang cukup besar. Sebagai contoh, dalam periode pengamatan, nilai tukar mata uang Rupiah terhadap USD terendah menembus angka Rp.14.500 per USD dalam beberapa siklus naik-turun. Kondisi ini lalu menjadi *trigger*. Rupiah diprediksikan sedikit tertekan, seiring dengan penguatan *USD Index*. Walaupun sentimen harapan stimulus dari Tiongkok masih bisa menahan dolar yang terlalu kuat. Nilai tukar tengah rupiah masih dalam pelemahannya, seiring dengan menguatnya laju USD terhadap beberapa mata uang lainnya, dengan memanfaatkan melemahnya harga minyak mentah global. Terjadinya kondisi turbulensi keuangan ini membuat banyak pihak pesimis atas kondisi yang ada, yang dikhawatirkan akan membawa dampak negatif terhadap perekonomian nasional. Namun demikian, terlihat adanya *rebound* pada tanggal 7 Oktober 2015, dan hal tersebut merupakan salah satu tantangan ketika nilai tukar Rupiah terhadap USD diprediksi dengan menggunakan model GARCH.

Pada umumnya, pengaruh perubahan salah satu variabel ekonomi terhadap satu atau sejumlah variabel ekonomi lainnya tidak bersifat langsung, tetapi melalui perubahan sejumlah variabel dalam *time lag* tertentu. Pada studi ini, nilai tukar mata uang Rupiah terhadap USD akan diramalkan dengan metode analisis deret waktu. Peramalan dengan menggunakan analisa deret waktu akan mendapatkan hasil ramalan yang disusun berdasarkan pola hubungan antara variable yang dicari, atau diramalkan dengan variable waktu yang merupakan satu-satunya variable yang mempengaruhi atau *independent variable*. Dalam peramalan dengan analisis deret waktu, diusahakan untuk mencari atau menemukan pola deret data historis dan kemudian mengekstrapolasikan pola tersebut untuk masa yang akan datang (Assauri, 1984).

### 3.2. Sumber Data

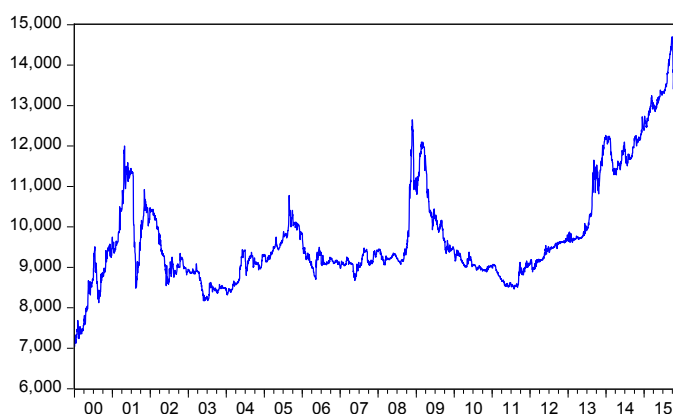
Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah menggunakan data nilai tukar Rupiah terhadap USD harian dalam bentuk *time series* (runtun waktu) periode 3 Januari 2000 sampai dengan 16 Desember 2015, yang diperoleh dari Bloomberg.

### 3.3. Definisi Variabel

Variabel yang digunakan dalam studi ini adalah nilai tukar Rupiah terhadap USD harian yang menunjukkan harga dari satuan USD dalam mata uang Rupiah.

#### GRAFIK-1: Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar

Nilai Tukar Rupiah Terhadap US Dollar



Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

**GRAFIK-2: Logaritma Natural Nilai Tukar Rupiah terhadap US Dollar**

Log Natural Nilai Tukar Rupiah Terhadap US Dollar



Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

Kemudian variable *logaritma natural* nilai tukar Rupiah terhadap USD ditransformasikan ke dalam *logaritma natural* untuk tujuan stasioneritas. Semua model yang digunakan dalam penelitian ini akan diestimasi dengan menggunakan *software* Eviews 8.0.

**3.4. Metode Analisis**

Model empiris studi ini mempergunakan 2 pendekatan untuk melakukan peramalan dengan menggunakan analisis deret waktu dengan metode regresi sederhana, yaitu :

1. Analisis deret waktu untuk regresi sederhana linier
2. Analisis deret waktu untuk regresi sederhana yang non linier

Dalam analisis deret waktu yang linier, analisis pola hubungan yang dicari dengan satu variabel yang mempengaruhinya yaitu waktu. Sedangkan analisis deret waktu yang non linier, merupakan analisis hubungan antara variabel yang dicari dengan hanya satu yang mempengaruhinya, yaitu variabel waktu.

Untuk menjelaskan hubungan kedua metode ini digunakan notasi matematis seperti :

$$Y_t = f(Y_t) \quad (29)$$

Sedangkan notasi regresi sederhana dengan menggunakan regresi linier (garis lurus) dapat digunakan sebagai berikut :

$$Y_t = \alpha + \beta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (30)$$

dimana :

$Y_t$  = *dependent variable* (variabel yang dicari)

$Y_{t-i}$  = *independent variable* (variabel yang mempengaruhinya dalam *time lag* tertentu)

dimana  $\alpha$  dan  $\beta$  adalah merupakan parameter (koefisien regresi) yang akan diestimasi. Untuk mencari nilai  $\alpha$  dapat digunakan persamaan:

$$\alpha = \frac{\sum Y_t}{n} - \beta \frac{\sum Y_{t-i}}{n} \quad (31)$$

atau  $\alpha = \bar{Y}_t - \beta \bar{Y}_{t-i}$

kemudian nilai  $\beta$  dapat dicari dengan rumus :

$$\beta = \frac{n \sum Y_{t-i} \cdot Y_t - \sum Y_{t-i} \sum Y_t}{n \sum (Y_{t-i})^2 - (\sum Y_{t-i})^2} \quad (32)$$

Langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian hasil yang diperoleh dengan uji tes koefisien penentu dan tes signifikansi. Uji tes koefisien penentu ( $R^2$ ) untuk mengetahui tepat tidaknya variabel yang mempengaruhi besarnya nilai tukar Rupiah terhadap USD yang diramalkan adalah waktu. Sedangkan tes signifikansi ( $t$ -test) yaitu pengujian untuk mengetahui apakah signifikan persamaan regresi itu adalah linier.

### 3.5. Persamaan $t$ -test

Tes ini dikenal dengan nama *student-t* yang didistribusikan untuk menguji  $\alpha$  dan  $\beta$ . Apabila hasil yang diperoleh  $t_{\text{Test}} > t_{\text{Tabel}} (t_{\text{distribusi}})$ , maka tingkat keyakinan tertentu ( $R$ ) dapat disimpulkan bahwa nilai koefisien regresi  $\alpha$  dan  $\beta$  secara statistik berbeda dari nol dan demikian pula sebaliknya.

Sebelum sampai pada analisis deret waktu, terdapat beberapa prosedur estimasi yang akan digunakan dalam studi ini, yaitu: (1) uji akar-akar unit (*unit root test*), dan (2) penentuan panjang *lag*.

### 3.6. Pengujian Akar-akar Unit (*Unit Root Test*)

Pengujian akar-akar unit ini sering juga disebut dengan *stationary stochastic process*, karena pada prinsipnya uji tersebut dimaksudkan untuk mengamati apakah koefisien tertentu dari model autoregresif yang ditaksir mempunyai nilai satu atau tidak.

Dalam analisis *time series*, informasi tentang stasioneritas suatu data *series* merupakan hal yang sangat penting, karena mengikutsertakan variabel yang non-stasioner ke dalam persamaan estimasi koefisien regresi akan mengakibatkan *standard error* yang dihasilkan menjadi bias. Adanya bias ini akan menyebabkan kriteria konvensional yang biasa digunakan untuk menjustifikasikan kausalitas antara dua variabel menjadi tidak valid. Artinya, estimasi regresi dengan menggunakan suatu variabel yang memiliki *unit root* (data *non-stasioner*) dapat menghasilkan kesimpulan (*forecasting*) yang tidak benar karena koefisien regresi penaksir tidak efisien.

Pada penelitian ini, uji stasioneritas dilakukan dengan menggunakan metode *Augmented Dickey-Fuller Test* (ADF). Uji stasioneritas ini berdasarkan hipotesis nol bahwa variabel stokastik memiliki *unit root*. Dengan menggunakan model uji ADF test, hipotesis nol dan dasar pengambilan keputusan lainnya yang digunakan dalam uji ini didasarkan pada nilai kritis MacKinnon sebagai pengganti uji- $t$ . Selanjutnya nisbah  $t$  tersebut dibandingkan dengan nilai kritis statistik pada  $t$  tabel ADF untuk mengetahui ada atau tidaknya akar-akar unit. Jika hipotesis diterima berarti variabel tersebut tidak stasioner, maka perlu dilakukan uji derajat integrasi. Uji derajat integrasi dimaksudkan untuk mengetahui derajat atau *differential order* ke berapa data yang diamati akan menjadi stasioner.

### 3.7. Uji Stasioner Data

Sebelum melakukan tahapan analisis, variabel nilai tukar Rupiah terhadap USD ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural dan perubahan variabel dalam *time lag*, sehingga menjadi LEXCHANGERATE. Metode yang digunakan untuk melakukan *unit root test* dalam penelitian ini adalah menggunakan *Augmented Dickey-Fuller Test* (ADF Test) pada level. Lebih lanjut, sebelum melakukan pengujian, perlu melakukan plot terhadap variabel LEXCHANGERATE untuk melihat apakah data tersebut memiliki *trend*, *intercept* atau kombinasi keduanya.

Berdasarkan Grafik 2, variabel LEXCHANGERATE memiliki *trend* dan *intercept*. Langkah selanjutnya adalah mengukur *Unit Root Test* (URT) dengan menggunakan kriteria-kriteria di atas.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (33)$$

Hipotesis yang diuji adalah  $H_0 : \delta = 0$  (menunjukkan adanya URT atau stasioner) dan  $H_1 : \delta \neq 0$ . Di sini  $\beta_1$  adalah nilai ADF. Jika nilai *absolute* ADF lebih besar dari *critical value* maka hipotesis  $H_0$  yang menyatakan data terdapat *unit root* ditolak, sehingga data *time series* adalah stasioner; demikian juga sebaliknya bila nilai *absolute* ADF lebih kecil dari *critical value* maka  $H_0$  diterima, atau dapat dinyatakan bahwa data *time series* terdapat *unit root* atau data tidak stasioner. Apabila hasil pengujian tidak stasioner pada level, maka variabel LEXCHANGERATE akan ditransformasi menjadi *first difference* atau  $D(\text{LEXCHANGERATE})$ .

#### 4. HASIL ANALISIS DAN PEMBAHASAN

##### 4.1. Hasil Uji Unit Root pada Level

Berdasarkan hasil uji *unit root* sebagaimana terlihat pada Tabel 1 di atas, maka diketahui bahwa variabel LEXCHANGERATE memiliki *unit root* pada nilai ADF pada level datanya, yang berarti data *time series* tidak stasioner. Untuk mendapatkan data yang stasioner, maka pada tahap berikutnya dilakukan pengujian unit root pada data *first difference*. Hasil uji dengan menggunakan ADF test seperti terlihat pada Table 2 yang menunjukkan bahwa variabel dalam studi ini telah stasioner pada tingkat signifikansi 1%. Hal ini berarti bahwa variabel ekonomi tersebut adalah stasioner pada *first difference* sehingga variabel dapat dikatakan terintegrasi pada derajat 1 atau  $I(1)$ .

**TABEL-1: Hasil Uji *Unit Root* pada Level (*constant and trend*)**

Variabel	Uji URT pada	ADF Test	Critical Value 1%	Critical Value 5%
LEXCHANGERATE	Level	-1.42	-3.43	-2.86

Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

**TABEL-2: Hasil Uji *Unit Root* pada *First Difference***

Variabel	Uji URT pada	ADF Test	Critical Value	Sign (%)
DLEXCHANGERATE	First Difference	-65.44026	-3.960244	1%

Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

Langkah selanjutnya adalah melakukan uji *autocorrelation*

$$\text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}) = 0$$

$$\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + V_t$$

Untuk menguji *autocorrelation* penulis dapat menggunakan DW-statistic

$H_0 : \rho = 0$  Model tidak mempunyai masalah *autocorrelation* ordo 1

$H_1 : \rho \neq 0$  Model mempunyai masalah *autocorrelation* ordo 1

Keputusannya adalah menerima  $H_0$  jika  $d_L < \text{calculated DW-statistic} < 4 - d_u$ ; dimana nilai  $\text{calculated DW-statistic} = 2.001258$ , sehingga  $1.684 < 2.001258 < 4 - 1.664$ . Dengan demikian, studi ini tidak memiliki masalah *autocorrelation* ordo 1 signifikan pada level 1%.

##### 4.2. Analisis Trend

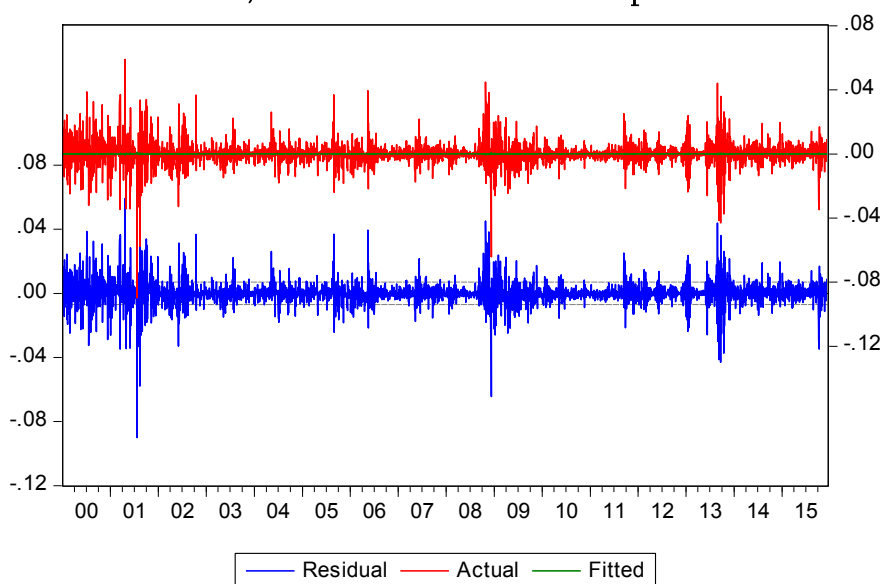
Menurut Assauri (1984), tidak terdapat bukti "otomatis" teknik untuk mengidentifikasi komponen tren dalam data *time series*. Namun, selama sebagai tren adalah monoton (meningkat atau menurun secara konsisten) bahwa bagian dari analisis data biasanya tidak terlalu sulit. Jika data *time series* mengandung kesalahan besar, maka langkah pertama dalam proses identifikasi melakukan *trend smoothing*.

### 4.3. Smoothing.

*Smoothing* selalu melibatkan beberapa bentuk rata-rata lokal data tersebut adalah bahwa komponen *non-systematic* pengamatan individu membatalkan satu sama lain. Teknik yang paling umum adalah *smoothing rata-rata bergerak* yang menggantikan setiap elemen dari seri baik oleh rata-rata sederhana atau rata-rata tertimbang dari serinya  $n$ , dimana  $n$  adalah lebar dari *smoothing* "jendela" (Box & Jenkins, 1976; Velleman & Hoaglin, 1981). Median juga dapat digunakan sebagai pengganti sarana. Keuntungan utama dari median apabila dibandingkan dengan *smoothing rata-rata bergerak* adalah hasilnya kurang bias oleh *outlier* (dalam jendela *smoothing*). Jadi, jika ada *outlier* dalam data (misalnya karena kesalahan pengukuran), *smoothing* median biasanya menghasilkan "kurva yang lebih halus" atau setidaknya kurva yang lebih "dapat handal" dari rata-rata bergerak yang didasarkan pada lebar jendela yang sama. Kerugian utama dari pemulusan median adalah tanpa adanya *outlier* yang jelas, dapat menghasilkan lebih banyak kurva "bergerigi" daripada rata-rata bergerak dan tidak memungkinkan untuk pembobotan.

Dalam kasus-kasus yang relatif kurang umum (dalam data *time series*), ketika kesalahan pengukuran sangat besar, teknik *smoothing eksponensial negatif tertimbang* dapat digunakan. Semua metode akan menyaring kebisingan (*noise*) dan mengonversikan data ke kurva mulus yang relatif bias oleh *outlier*. *Series* dengan poin yang relatif sedikit dan sistematis terdistribusi dapat dihaluskan dengan *splines bicubic*.

GRAFIK3:- Actual, Fitted Residual GARCH Graph



Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

Grafik 3 menunjukkan bahwa residual sangat fluktuatif, yang mengindikasikan bahwa *variance* dari *error term* (residual)-nya tidak konstan atau dengan kata lain bahwa model mempunyai *heteroscadacity*.

Selanjutnya, studi ini menguji apakah model yang digunakan bersifat *homoscadacity* ataukah *heteroscadacity*.

$$\text{Var}(\varepsilon_t \mid Y_{t-i}) = \sigma_\varepsilon^2 = \text{konstan pada semua } t = 1, 2, \dots, n$$



**TABEL-3: Hasil Uji *Heteroscedacity***

Metode Test	Prob.value	Significance level	Kesimpulan
ARCH Test	0,000	1%	Terdapat Heterokedastisitas
White Test	0,000	1%	Terdapat Heterokedastisitas

Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

Dari hasil uji *heteroscedacity* tersebut, terlihat bahwa model mempunyai *heteroscedacity* pada level signifikansi 1%. Hal ini dapat dilihat dari uji ARCH maupun uji White yang sama-sama menunjukkan signifikansi pada level 1%.

Dari hasil tersebut di atas, model GARCH yang digunakan untuk mengkarakterisasi dan model seri waktu diamati. Model tersebut digunakan apabila terdapat alasan untuk mempercayai bahwa pada setiap titik dalam *series*, persyaratan akan memiliki ukuran karakteristik, atau **varian**. Secara khusus, model GARCH mengasumsikan varian dari arus *error term* atau inovasi untuk menjadi fungsi dari ukuran sebenarnya dari *error term* periode waktu sebelumnya: sering varian berkaitan dengan kuadrat dari inovasi sebelumnya.

Model semacam ini sering disebut model GARCH (Bollerslev, 1986), meskipun berbagai akronim lain yang diterapkan pada struktur tertentu dari model yang memiliki dasar yang sama. Model GARCH digunakan secara umum dalam pemodelan keuangan *time series* bahwa waktu bervariasi menunjukkan volatilitas *clustering*, yaitu periode ayunan diikuti oleh periode yang relatif tenang.

Penelitian ini menilai perilaku nilai tukar Rupiah terhadap USD dengan menggunakan Model GARCH (1,1). Hasil Eviews 8.0 atas Model GARCH (1,1) tersebut disajikan dalam Tabel 4 di bawah ini.

**TABEL-4: Hasil Model GARCH (1,1)**

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	$a=7.05E-05$	5.55E-05	1.269236	0.2044
DLEXCHANGERATE(-1)	$b=-0.011149$	0.017844	-0.624798	0.5321
VarianceEquation				
C	$\alpha_0 =1.80E-06$	5.62E-08	32.03519	0.0000
RESID(-1)^2	$\alpha_1 =0.311067$	0.005200	59.82306	0.0000
GARCH(-1)	$\beta_1 =0.712295$	0.004892	145.6171	0.0000

Sumber: Penulis (diolah menggunakan Eviews)

Dari analisis *time series* di atas, maka model GARCH (1,1) peramalan nilai tukar Rupiah terhadap USD adalah sebagai berikut :

$$D(\text{LEXCHANGERATE})_t = 0.0000705 - 0.011149 D(\text{LEXCHANGERATE})_{t-1} + \varepsilon_t \quad (34A)$$

$$\text{GARCH (1,1): } \sigma_t^2 = 0.0000018 + 0.712295 \varepsilon_{t-1}^2 + 0.311 \sigma_{t-1}^2 \quad (35)$$

Persamaan 34A menunjukkan bahwa perubahan logaritma natural nilai tukar Rupiah terhadap USD berkaitan dengan perubahan logaritma natural (elastisitas) nilai tukar Rupiah terhadap USD pada 1 periode sebelumnya, namun variable independen,  $D(\text{LEXCHANGERATE})_{t-1}$ , pada model ini tidak signifikan pada tingkat 10% yang diukur dengan z-statistik (prob value = 0.5321). Berdasarkan hasil tersebut, dapat diartikan bahwa tolak  $H_1 : b \neq 0$  atau terima  $H_0 : b = 0$ . Dengan demikian, Persamaan 34A sama artinya dengan:

$$D(\text{LEXCHANGERATE})_t = 0.0000705 + \varepsilon_t \quad (34B)$$

Persamaan 34B sesuai dengan interpretasi hasil Model GARCH (1,1) (Rachev et al., 2007, pp.295-296). Dengan kata lain, perubahan logaritma natural nilai tukar Rupiah terhadap USD tidak berkaitan dengan perubahan logaritma natural (elastisitas) nilai tukar Rupiah terhadap USD pada 1 periode sebelumnya. Menurut Enders (2015, p. 351), konstruksi model ini adalah proses *random walk* murni yang mewakili tren stokastik yang sama, baik untuk  $D(\text{LEXCHANGERATE})_t$  maupun  $\varepsilon_t$ . Sesuai dengan teori *random walk* dalam buku bertajuk *A Random Walk Down Wall Street* yang ditulis oleh Malkiel (1999), hal ini berarti bahwa nilai tukar Rupiah terhadap USD di masa lampau serta arah nilai tukar Rupiah terhadap USD secara keseluruhan tidak bisa dipakai sebagai alat untuk meramal pergerakan nilai tukar Rupiah terhadap USD di masa mendatang.

Persamaan 35 *conditional variance* dipergunakan untuk menghitung besaran volatilitas dari data *time series*. *Conditional variance* merupakan perhitungan satu periode ke depan dari *variance* berdasarkan informasi di masa lampau yang relevan. Persamaan 35 akan bersifat *stationary* apabila guncangan volatilitas yang terjadi bersifat terus-menerus dan menetap. Lebih lanjut, apabila jumlah dari  $\alpha_1 + \beta_1$  semakin mendekati nilai 1 maka volatilitas yang terjadi juga semakin bersifat terus-menerus dan menetap (Bollerslev, 1986 ; Rachev et.al. 2007).

Dari hasil perhitungan Eviews 8.0 pada Tabel 4 tersebut di atas, maka pada *conditional variance* terlihat bahwa nilai *intercept*,  $\alpha_0$  sangat kecil yaitu sebesar 0.0000018, sedangkan koefisien  $\alpha_1$  sebesar 0.712 dan  $\beta_1$  sebesar 0.311. Karena signifikansi ketiga komponen dalam *conditional variance* ini, baik konstanta,  $\alpha$  maupun  $\beta$ , ketiga koefisien  $\alpha_0, \alpha_1$ , dan  $\beta_1$  dalam Model GARCH (1,1) pada Persamaan 35, sangat signifikan pada tingkat 1% yang diukur berdasarkan t-statistiknya (prob value = 0.0000), tampaknya volatilitas *clustering* hadir dalam model ini, Model GARCH (1,1) terbukti sangat signifikan (Gujarati, 2004, p.862).

Dari hasil tersebut dapat diinterpretasikan bahwa pada koefisien  $\beta_1$  *conditional variance* dan nilai signifikansinya menunjukkan bahwa volatilitas nilai tukar Rupiah terhadap USD saat ini berkaitan dengan volatilitas nilai tukar periode sebelumnya dan juga berkaitan dengan kuadrat *error term* ( $\varepsilon^2_{t-1}$ ) pada periode sebelumnya.

Lebih lanjut, jumlah  $\alpha_1 + \beta_1$  mengukur persistensi volatilitas, seperti uniknya untuk data keuangan, dan jumlahnya adalah mendekati nilai 1. Dari hasil Eviews 8.0 tersebut, terlihat bahwa nilai tukar Rupiah terhadap USD mempunyai persistensi yang tinggi dalam volatilitas dengan hasil penjumlahan koefisien  $\alpha_1 + \beta_1$  sebesar 1.023 yang nilainya mendekati nilai 1. Persistensi yang tinggi dalam volatilitas ini menunjukkan bahwa pada nilai tukar Rupiah terhadap USD, guncangan volatilitas bersifat nyata dan berlangsung secara terus-menerus; implikasinya adalah akan relatif sulit untuk membuat peramalan nilai tukar Rupiah terhadap USD karena ketidakpastiannya relatif tinggi (Rachev et.al., 2007, p. 296).

Menurut Haryono, Kepala Kantor Perwakilan Bank Indonesia New York (Kompas 5 Januari 2016) normalisasi kebijakan *The Fed* yang justru berdampak pada kondisi tidak normal di *Emerging Market Economies* (EMEs) adalah dominasi dolar AS dalam sistem moneter internasional, dimana pada saat ini, hampir tidak ada pilihan lain yang *visible* bagi penempatan selain dalam *USD assets*. Kondisi pasar keuangan global yang masih belum sepenuhnya normal paska krisis, dimana pasar mudah panik dan dalam kondisi semacam itu, investor selalu adu cepat mengamankan diri, yaitu dengan menempatkan posisinya ke dalam aset yang likuid, yang tidak lain adalah dalam *USD assets*. Turbulensi dalam bentuk depresiasi nilai mata uang EMEs akhir-akhir ini adalah hal yang nyata. Hasil dari interpretasi GARCH tersebut sejalan dengan Nawatmi (2012) yang melakukan analisis dengan model GARCH dengan menggunakan data tahunan nilai tukar rupiah terhadap USD.

Gubernur Bank Indonesia (BI), Agus Martowardojo mengungkapkan bahwa normalisasi kebijakan *Federal Reserve* AS berpotensi menciptakan dana keluar (*capital flight*) dari Indonesia pada 2015. Secara umum, yang perlu diwaspadai adalah adanya normalisasi kebijakan *The Fed* AS dan perkembangan geopolitik. Ini semua akan membuat satu kondisi *risk-off* yang akan membuat dana-dana yang berada di negara-negara berkembang dapat terjadi tekanan keluar. Selanjutnya, Agus Martowardojo menekankan bahwa dalam rangka mengantisipasi hal tersebut, BI bersama pemerintah diharapkan mampu memperkuat fundamental ekonomi domestik, karena kondisi normalisasi *The Fed* nantinya akan membuat tekanan pada Indonesia, khususnya di akhir tahun 2015 (Darmawan, 2016).

## 5. KESIMPULAN DAN REKOMENDASI

Penelitian ini menganalisis volatilitas nilai tukar rupiah terhadap USD pada kurun waktu 3 Januari 2000 sampai dengan 16 Desember 2015. Analisis dilakukan dengan melakukan perhitungan secara kuantitatif dengan menggunakan model yang sesuai untuk melakukan analisis volatilitas, yaitu GARCH (1,1). Pada tahapan analisis peristiwa penyebab guncangan volatilitas, dapat disimpulkan bahwa guncangan volatilitas disebabkan oleh faktor eksternal. Guncangan yang terjadi pada periode 2008 sampai dengan periode 2015 disebabkan oleh situasi krisis global, yaitu krisis keuangan internasional yang bersumber dari perekonomian Amerika Serikat, dan pada akhir tahun 2015, volatilitas terjadi karena isu pengetatan stimulus yang dilakukan oleh Amerika Serikat.

Lebih lanjut, studi ini menemukan bahwa volatilitas nilai tukar Rupiah terhadap USD saat ini berkaitan dengan volatilitas nilai tukar periode sebelumnya dan juga berkaitan dengan kuadrat *error term* pada periode sebelumnya ( $\varepsilon^2_{t-1}$ ).

Dari uraian di atas, maka dapat disimpulkan bahwa nilai tukar Rupiah terhadap USD di masa lampau serta arah nilai tukar Rupiah terhadap USD secara keseluruhan tidak dapat digunakan sebagai alat untuk meramal pergerakan nilai tukar Rupiah terhadap USD di masa mendatang. Lebih lanjut, nilai tukar Rupiah terhadap USD mempunyai persistensi yang tinggi dalam volatilitas yang menunjukkan bahwa nilai tukar Rupiah terhadap USD mempunyai guncangan volatilitas yang bersifat nyata dan berlangsung secara terus-menerus. Implikasinya adalah akan relatif sulit untuk membuat peramalan nilai tukar Rupiah terhadap USD.

## 6. DAFTAR PUSTAKA

- Abimanyu, Y. (2004). Memahami kurs valuta asing. Depok: Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Abhyankar, A., Sarno, L. & Valente, G. (2004). Exchange rates and fundamentals: Evidence on the economic value of predictability. *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper No. 4365*.
- Akgiray, V. (1989). Conditional heteroskedasticity in time series of stock returns: Evidence and forecasts. *Journal of Business*, 62(1), 55-80.
- Anonymous. (1997). International Economy: Asia. *Barclays Economic Review*, 24-25.
- Assauri, S. (1984). Teknik dan metode peramalan: Penerapannya dalam ekonomi dan dunia usaha Edisi Pertama. Depok: Lembaga penerbit Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia.
- Berkowitz, J. & Giorgianni, L. (2001). Long-horizon exchange rate predictability?. *Review of Economics and Statistics*, 83, 81-91.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

- Campbell, J.Y., Viceira, L. & White, J. (2003). Foreign currency for long-term investors. *Economic Journal*, 113, C1-C25.
- Cheung, Y.-W., Chinn, M.D. & Pascual, A.G. (2003). Recent exchange rate models: In-sample fit and out-of-sample performance, in De Grauwe, P. (ed.), *Exchange rate modeling: Where do stand?*, Cambridge and New York: Cambridge University Press.
- Chu, S.-H. & Freund, S. (1996). Volatility estimation for stock index options: A GARCH approach, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36(4), 431—50.
- Darmawan, K. (2016). Normalisasi kebijakan the fed bakal ciptakan capital flight, yang diunduh pada tanggal 9 September 2016 di <http://m.plasadena.com/view.php?id=7774>.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series 4<sup>th</sup> edition*. USA: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Faust, J., Rogers, J.H. & Wright, J. (2003). Exchange rate forecasting: The errors we've really made. *Journal of International Economics*, 60, 35-59.
- Gillies, Malcolm, Perkins, D.H., Roemer, M. & Snodgrass, D.R.. 1996. *Economics of development*. New York: W.W. Norton & Company.
- Granger, C. W. J., & Andersen, A.(1978). An introduction to bilinear time-series models. Gottingen: Vandenhoeck and Ruprecht.
- Greene, W. H. (2008). *Econometric analysis Sixth edition*. Pierson International Edition.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic econometrics. 4<sup>th</sup> edition*. Mc Graw Hill.
- Haryono, E. (2016). Dampak kenaikan suku bunga AS. Harian Kompas tanggal 5 Januari 2016.
- Khan, M. S. (1977). The variability of expectations in hyperinflations. *Journal of Political Economy*, 85, 817-827.
- Klein, B. (1977). The demand for quality-adjusted cash balances: Price uncertainty in the U.S. demand for money function. *Journal of Political Economy*, 85, 692-715.
- Kompas tanggal 3 Januari 2016. Gejolak kurs warnai tahun 2016.
- Maddala, G.S. (1992). *Introduction to econometrics. Second Edition*. Maxwell MacMillan International Editions.
- Mark, N.C. (1995). Exchange rates and fundamentals: evidence on long-horizon predictability. *American Economic Review*, 85, 201-18.
- Mark, N.C. & Sul, D. (2001). Nominal Exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-bretton woods panel. *Journal of International Economics*, 53, 29-52.
- Marshall. D. (1998). Understanding the Asian crisis: Systemic risk as coordination failure. *Economic Perspectives*, 22(3), 13-28.
- Malkiel, Burton G. (1999). *A random walk down wall street. 7<sup>th</sup> edition*. W. W. Norton & Company, Inc.
- McNees, S. S. (1979). The forecasting record for the 1970's. *New England Economic Review*, September/October 1979, 33-53.
- Mendenhall, W. & Reinmuth, J. E. (1982). *Statistics for management and economics. Fourth Edition*.

- Meese, R.A. & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? *Journal of International Economics*, 14, 3-24.
- Nawatmi, S., (2012), *Volatilitas nilai tukar dan perdagangan internasional. Dinamika Akuntansi, Keuangan dan Perbankan*, 1 (1), 41-56.
- Neely, C.J. & Sarno, L. (2002). How well do monetary fundamentals forecast exchange rates? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 84, 51-74.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). Exchange Rate dynamics redux. *Journal of Political Economy*, 103, 624-60.
- Poon, S-H. & Granger, C. (2005). Practical issues in forecasting volatility, *Financial Analyst Journal*, 61 (1), 45 – 56.
- Rachev, S. T., Mittnik, S., Fabozzi, F.J., Focardi, S. M., & Jasic, T. (2007). *Financial econometrics from basics to advanced modeling techniques*. John Wiley & Son.
- Sadli, M. (1998). The Indonesian crisis. *ASEAN Economic Bulletin*, 15 (3)..
- Salvatore, D. (2005). *International economics*, Prentice Hall.
- Sarno, L, Taylor, M. P., & Frankel, J. A. (2002). *The economics of exchange rates*. Cambridge University Press.
- West, K.D., Edison, H.J., & Cho, D. (1993). A utility-based comparison of some models of exchange rate volatility. *Journal of International Economics*, 35, 23-45.