

## PEMODELAN AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG UNTUK MEMPREDIKSI NILAI IMPOR NON-MIGAS DI INDONESIA

Rania Sukmana<sup>1\*</sup>, Tarno<sup>2</sup>, Puspita Kartikasari<sup>3</sup>

<sup>1,2,3</sup>Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro

\*e-mail : [raniasukmana@gmail.com](mailto:raniasukmana@gmail.com)

DOI: 10.14710/j.gauss.13.2.499-508

### Article Info:

Received: 2024-01-16

Accepted: 2025-01-30

Available Online: 2025-01-31

### Keywords:

*import; non-oil and gas;  
forecasting; ARDL; sMAPE*

**Abstract:** The International Monetary Fund warns countries about the global economic recession in 2023. Efforts required from policy makers to prevent a recession. A deficit balance of payments shows signs of recession because the rate of imports is higher than exports. The highest import value over the last decade is non-oil and gas commodities. Factors affecting imports include exchange rates, prices of goods, and consumer income. Import activities require proper studies to make policies so that research is needed, one of which is by using the *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) method. ARDL is a regression model in which the independent variable consists of the current and past independent variable values and the past values of the dependent variable. The data used is from the first quarter of 2008 to the fourth quarter of 2022. The model formed is ARDL(3,2,2,1). The current non-oil and gas import is positively affected by the non-oil and gas imports at lag one, three, and four, as well as the exchange rate at lag three and is negatively affected by the non-oil and gas import and the exchange rate at lag two. The accuracy of forecasting with sMAPE is 12,12%, which means the forecast is accurate.

## 1. PENDAHULUAN

IMF atau *International Monetary Fund* memberikan peringatan terhadap negara di seluruh dunia tentang resesi ekonomi global di tahun 2023 dan juga menyebutkan bahwa beberapa indikator yang menunjukkan penurunan pertumbuhan ekonomi global berpotensi akan terus berjalan (Schneeweiss, 2023). Menurut Sugiyono (2002), situasi ekonomi suatu negara dapat diamati dari sisi internal dan eksternal. Sisi internal tampak dari pertumbuhan sektor riil dan moneter, sedangkan kondisi eksternal dapat terlihat dari perkembangan neraca pembayaran. Negara yang neraca pembayarannya mengalami defisit dapat disebabkan karena tingkat pertumbuhan impor lebih tinggi dari ekspor (Tarmidi, 2003).

Laporan dari Badan Pusat Statistik menyatakan bahwa volume dan nilai impor terbesar selama satu dekade terakhir adalah komoditas non migas. Menurut Ekananda (2014), kegiatan impor dan ekspor dipengaruhi oleh beberapa hal, antara lain harga barang, nilai tukar (kurs), pendapatan konsumen di dalam dan luar negeri, dan sebagainya. Kegiatan tersebut membutuhkan alat pembayaran yang disebut dengan valuta asing, dalam transaksinya karena terdapat perbedaan nilai mata uang maka dibutuhkan sebuah nilai tukar atau kurs. Suatu negara yang memiliki laju peningkatan ekonomi tinggi merepresentasikan penduduk yang mampu melakukan pemakaian sesuai batas kemampuan pendapatannya (Pradipta dan Swara, 2012). Masyarakat yang memiliki kemampuan tersebut dilihat dari indikator Produk Domestik Bruto (PDB). PDB adalah nilai jasa dan barang yang dihasilkan oleh faktor-faktor produksi warga negara tersebut dan negara asing (Sukirno, 2012). Nilai barang buatan dalam negeri yang semakin mahal disebabkan karena adanya inflasi, dimana saat inflasi terjadi akan berdampak pada peningkatan barang impor yang harganya relatif lebih murah.

Model dalam ekonometrika salah satunya adalah *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) yang merupakan gabungan model *Autoregressive* (AR) dan *Distributed Lag* (DL). Model ARDL merupakan suatu model regresi yang variabel bebasnya terdiri dari nilai dari variabel bebas saat ini dan masa lalu serta nilai masa lalu dari variabel terikatnya. Penelitian yang menggunakan model ini yaitu penelitian yang dilakukan oleh Fitri *et al.* (2017) dalam meramalkan hasil produksi ikan dan hasil akurasi peramalan dengan model ARDL memiliki nilai yang akurat. Penelitian serupa juga dilakukan oleh Syah dan Fachrudin (2020) dalam studi kasus impor barang dari Republik Rakyat Tiongkok yang dipengaruhi oleh *ASEAN-China Free Trade Agreement* (ACFTA), Produk Domestik Bruto (PDB), dan nilai kurs dimana hasil penelitian menunjukkan bahwa seluruh variabel independennya secara simultan berpengaruh signifikan. Metode ARDL digunakan dalam penelitian ini untuk memprediksi dan menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi tinggi rendahnya nilai impor non migas, yaitu pendapatan domestik bruto, inflasi, dan nilai tukar. Tujuan penelitian ini adalah memodelkan dan memprediksi nilai impor non migas dengan model ARDL.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

Analisis runtun waktu yang meneliti perubahan suatu besaran ekonomi dan fenomena ekonomi pada titik waktu yang berbeda adalah bagian dari analisis ekonomi (Serdawati, 2018). Hubungan itu dapat dirumuskan dengan salah satu model yang terdapat dalam ekonometrika yaitu model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). ARDL merupakan gabungan model *Autoregressive* (AR) dan *Distributed Lag* (DL). Gabungan dari dua model ini didapatkan model ARDL yang merupakan suatu model regresi linier untuk menganalisis pengaruh variabel bebas terhadap variabel terikat dari waktu ke waktu, termasuk pengaruh variabel terikatnya dari waktu sebelumnya terhadap nilai variabel terikat masa sekarang (Gujarati dan Porter, 2013). Secara umum model ARDL( $p, q_1, q_2, \dots, q_k$ ) dituliskan seperti persamaan (1).

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^k \sum_{i=0}^{q_j} \beta_{j,i} X_{j,t-i} + e_t \quad (1)$$

Menurut Makridakis *et al.* (1998), pembentukan model yang mengandung *time series*, data diasumsikan stasioner dalam rata-rata dan varian. Pendeteksian stasioneritas dalam *mean* secara formal dapat dilakukan dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Uji ADF merupakan prosedur dasar untuk memeriksa adanya akar unit pada data runtun waktu (Gujarati, 2011). Untuk memahami konsep akar unit, Ghazali (2006) menjelaskan dalam model AR(1) bahwa data yang terdapat akar unit atau data tidak stasioner diterangkan seperti pada persamaan (2).

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Pada persamaan (2), jika  $\rho = 1$  maka  $Y_t$  memiliki akar unit atau dikenal sebagai langkah acak (*random walk*). Setelah itu, persamaan (2) dikurangkan dengan  $Y_{t-1}$  maka didapatkan persamaan baru, yaitu:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

dimana  $(\rho - 1) = \delta$  dan  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  maka disimpulkan  $Y_t$  tidak stasioner jika  $\rho = 1$  atau  $\delta = 0$ . Data yang tidak stasioner dalam rata-rata dapat dilakukan *differencing*. *Differencing* menghitung nilai perbedaan antara  $Y_t$  dan  $Y_{t-1}$  atau menghitung selisih dari data pada waktu tertentu dengan data waktu sebelumnya.

Uji kointegrasi menguji apakah terdapat hubungan *long-run* atau jangka panjang antara variabel-variabel dari model yang dibentuk. Uji kointegrasi menguji apakah terdapat hubungan *long-run* atau jangka panjang antara variabel-variabel dari model yang dibentuk.

Engle dan Granger (1987) adalah orang yang menemukan gagasan kointegrasi, memberikan pengujian dan prosedur estimasi untuk mengevaluasi keberadaan hubungan jangka panjang diantara kumpulan variabel dalam model dinamis. Uji kointegrasi Engle dan Granger dua langkah membutuhkan residual dari model regresi seperti persamaan (5) untuk diuji keberadaan akar unitnya.

$$e_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (5)$$

Uji Augmented Dickey-Fuller digunakan untuk menguji akar unit pada residual, dimana jika hipotesis awal akar unit ditolak, maka disimpulkan terjadi kointegrasi. Kasus saat  $Y_t$  dan  $X_t$  tidak stasioner namun residual tidak berkointegrasi maka dapat digunakan model ARDL (Rosadi, 2011).

Salah satu penentuan panjang lag dapat dilakukan dengan penentuan khusus pendekatan dari Alt dan Timbergen (Gujarati, 2011). Mereka mengemukakan untuk menentukan panjang lag pada model ARDL dapat dilakukan dengan cara meregresikan  $X_t$  terhadap  $Y_t$ , kemudian dilanjutkan dengan meregresikan  $Y_t$  atas  $X_t$  dan  $X_{t-1}$ , dilanjutkan dengan meregresikan  $Y_t$  atas  $X_t, X_{t-1}, X_{t-2}$ , dan selanjutnya secara berurutan. Proses ini dihentikan saat koefisien regresi dari variabel lag secara statistik tidak signifikan atau terjadi perubahan tanda dari negatif ke positif ataupun sebaliknya.

Analisis regresi pada intinya yaitu kajian tentang ketergantungan variabel dependen dengan satu atau lebih variabel independen. Analisis ini dimaksudkan untuk menaksir atau meramalkan rata-rata populasi atau nilai rata-rata hitung variabel dependen menggunakan nilai variabel independen yang diketahui (Gujarati, 2011). Secara umum estimasi model regresi linier berganda menurut Ghazali (2006), dituliskan pada persamaan (6).

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_k X_{ik} + e_t \quad (6)$$

dengan:

$Y_t$  : Variabel tak bebas  
 $\beta_0$  : Konstanta  
 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  : Koefisien regresi  
 $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{ik}$  : Variabel bebas  
 $n$  : Banyak pengamatan  
 $e_t$  : Residual

Metode kuadrat terkecil biasa (Ordinary Least Square) diterapkan untuk menaksir parameter dari model regresi dengan meminimumkan kuadrat residualnya (Gujarati, 2011). Persamaan jumlah kuadrat residualnya dapat dilihat pada persamaan (7).

$$S = \sum_{i=1}^n e_t^2 = \sum_{i=1}^n (Y_t - \beta_0 - \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ij})^2 \quad (7)$$

Persamaan (7) diminimumkan dengan cara menurunkan terhadap  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  seperti pada persamaan (8) dan (9).

$$\frac{\delta S}{\delta \beta_0} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_t - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j X_{ij}) = 0 \quad (8)$$

$$\frac{\delta S}{\delta \beta_j} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_t - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j X_{ij}) X_{ij} = 0 \quad (9)$$

Berdasarkan persamaan (8) dan (9), diperoleh persamaan normal kuadrat terkecil dalam bentuk matriks sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} n & \sum_{i=1}^n X_{i1} & \sum_{i=1}^n X_{i1} & \cdots & \sum_{i=1}^n X_{ik} \\ \sum_{i=1}^n X_{i1} & \sum_{i=1}^n X_{i1}^2 & \sum_{i=1}^n X_{i1}X_{i2} & \cdots & \sum_{i=1}^n X_{i1}X_{ik} \\ \sum_{i=1}^n X_{i2} & \sum_{i=1}^n X_{i1}X_{i2} & \sum_{i=1}^n X_{i2}^2 & \cdots & \sum_{i=1}^n X_{i2}X_{ik} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{i=1}^n X_{ik} & \sum_{i=1}^n X_{ik}X_{i1} & \sum_{i=1}^n X_{ik}X_{i2} & \cdots & \sum_{i=1}^n X_{ik}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{i=1}^n Y_t \\ \sum_{i=1}^n X_{i1}Y_t \\ \sum_{i=1}^n X_{i2}Y_t \\ \vdots \\ \sum_{i=1}^n X_{ik}Y_t \end{bmatrix}$$

sehingga notasi matrik untuk persamaan normal tersebut yaitu seperti persamaan (10).

$$(\mathbf{X}^T \mathbf{X}) \hat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \quad (10)$$

dengan:  $\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix}; \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}; \text{ dan } \hat{\boldsymbol{\beta}} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_k \end{bmatrix}$

Berdasarkan persamaan (10), estimator  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  dapat diperoleh melalui matriks dengan persamaan  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$ . Jaminan bahwa  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  meminimumkan fungsi  $S$  adalah turunan kedua  $S$  terhadap  $\hat{\boldsymbol{\beta}}$  seperti persamaan (11).

$$\frac{\partial^2 S}{\partial \beta} = \frac{\partial(-2\mathbf{X}^T \mathbf{Y} + 2(\mathbf{X}^T \mathbf{X})\hat{\boldsymbol{\beta}})}{\partial \beta} = 2(\mathbf{X}^T \mathbf{X}) \quad (11)$$

Pada persamaan (11), 2 merupakan bilangan positif dan  $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$  merupakan matriks yang unsur diagonalnya berbentuk kuadrat sehingga  $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$  definit positif. Turunan kedua  $S$  memiliki nilai yang lebih besar dari nol sehingga  $\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$  meminimumkan  $S$ .

Uji asumsi klasik bertujuan agar koefisien regresi tidak bias sehingga dapat mengetahui apakah model regresi yang terbentuk memenuhi kriteria BLUE (Gujarati, 2011). *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE) adalah sebuah kriteria dimana estimator dinyatakan tidak bias, konsisten, dan berdistribusi normal. Uji normalitas dengan uji *Jarque-Bera* merupakan salah satu metode untuk menguji kenormalan data dengan menguji perbedaan kemiringan (*skewness*) dan keruncingan (*kurtosis*) suatu data.  $H_0$  dalam uji ini adalah residual data berdistribusi normal dan  $H_1$  residual data tidak berdistribusi normal. Keputusan dalam pengujian hipotesis normalitas dengan uji *Jarque-Bera* adalah menolak  $H_0$  atau residual data berdistribusi normal jika nilai *Jarque-Bera* lebih besar dari distribusi chi-kuadrat atau ditinjau dari nilai *P-value* lebih kecil dari taraf signifikansinya.

Uji non-autokorelasi digunakan untuk mengetahui di dalam model regresi yang terbentuk apakah terdapat korelasi antar error dari residual pada waktu ke- $t$  dengan error residual waktu sebelumnya ( $t-1$ ) (Ghozali, 2006). Uji non-autokorelasi pada penelitian ini menggunakan uji *Lagrange Multiplier* yang menghasilkan nilai statistik *Breusch-Godfrey* (BG). Kriteria uji untuk uji hipotesis di atas adalah menerima  $H_0$  atau tidak mengalami autokorelasi jika nilai *chi-square* hitung kurang dari *chi-square* tabel atau *p-value* lebih besar dari taraf signifikansi ( $\alpha$ ).

Uji asumsi homoskedastisitas mengecek adanya kesamaan varian dari residual antar pengamatan. Uji homoskedastisitas dapat dilakukan dengan uji *Breusch-Pagan-Godfrey*. Menurut Ghozali (2006), keterbatasan uji *Goldfeld-Quandt* dapat dihindari dengan uji *Breusch-Pagan-Godfrey* (BPG). Hipotesis untuk pengujian homoskedastisitas dengan uji *Breusch-Pagan-Godfrey* adalah  $H_0$  terdapat homoskedastisitas dan  $H_1$  tidak terjadi homoskedastisitas. Kriteria pengujianya adalah menolak  $H_0$  jika nilai *chi-square* hitung  $>$  *chi-square* tabel atau nilai *p-value*  $<$  taraf signifikansi ( $\alpha$ ).

Uji non-multikolinieritas menguji apakah pada dua atau lebih variabel independen terdapat hubungan linier. Nilai VIF merupakan salah satu cara untuk mengidentifikasi multikolinieritas (Ghozali, 2006). Nilai tersebut menunjukkan seberapa besar variabel independen dijelaskan oleh variabel independen lainnya. Koefisien determinasi yang dihasilkan menentukan besar kecilnya nilai VIF. Masalah multikolinieritas terjadi jika nilai VIF lebih besar dari sama dengan 10. Multikolinieritas tidak terjadi jika nilai VIF kurang dari 10.

Uji F adalah pengujian yang digunakan untuk menentukan ada tidaknya pengaruh bersama-sama (simultan) yang diberikan variabel bebas terhadap variabel terikatnya. Uji ini dilakukan dengan membandingkan nilai  $F_{hitung}$  ( $F_0$ ) dan  $F_{tabel}$  ( $F_{\alpha,k,n-k-1}$ ). Nilai  $F_{\alpha,k,n-k-1}$  dapat dilihat dari tabel distribusi F. Kriteria uji yang digunakan adalah  $F_0 > F_{\alpha,k,n-k-1}$  maka  $H_0$  ditolak atau dapat menggunakan nilai probabilitas *F-statistics* (*P-value*) yang dibandingkan dengan taraf signifikansi atau *alpha* ( $\alpha$ ).

Uji t membuktikan seberapa kuat pengaruh satu variabel independen secara individual (Ghozali, 2006). Pengujian ini dilakukan untuk melihat pengaruh dari tiap koefisien parameter dengan hipotesis awalnya yaitu koefisien parameter tidak berpengaruh terhadap model.  $H_0$  atau hipotesis awal ditolak apabila nilai  $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$  atau nilai  $\text{Sig.} < \alpha$ . Saat  $H_0$  ditolak artinya terdapat pengaruh signifikan koefisien dari parameter terhadap variabel dependennya.

Dalam menghitung akurasi peramalan, caranya dapat menggunakan *symmetric Mean Absolute Percentage Error* (sMAPE). Menurut Makridakis dan Hibbon (2000), sMAPE merupakan pengembangan dari MAPE sehingga ketepatannya tepat seperti MAPE. Nilai sMAPE yang kecil menunjukkan bahwa persentase kesalahan model akan semakin kecil. Nilai sMAPE didapatkan dari perhitungan rumus seperti persamaan (12) (Chen *et al.*, 2017).

$$sMAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|Y_t - F_t|}{(|Y_t| + |F_t|)/2} \times 100\% \quad (12)$$

dengan :

- n : Jumlah data
- $Y_t$  : Nilai aktual
- $F_t$  : Nilai prediksi

Nilai sMAPE ditafsirkan ke dalam empat kategori yang dijelaskan pada tabel 1 (Lewis, 1982).

**Tabel 1.** Kategori sMAPE

Interval Nilai	Tingkat Hubungan
<10%	Sangat Akurat
10%-20%	Akurat
20%-50%	Layak
>50%	Tidak Akurat

### 3. METODE PENELITIAN

Data sekunder adalah data yang digunakan dalam penelitian ini berasal dari *website* Badan Pusat Statistik dan Bank Indonesia. Data yang digunakan adalah data dalam bentuk kuartal dari kuartal pertama tahun 2008 sampai dengan kuartal keempat tahun 2022. Variabel yang digunakan meliputi variabel bebas dan terikat, untuk variabel bebasnya yaitu nilai tukar rupiah, inflasi, pendapatan domestik bruto, dan variabel terikat yaitu nilai impor non migas.

Tahapan analisis data adalah sebagai berikut:

1. Input data sekunder. Kemudian membagi data menjadi *in-sample* dan *out-sample*.

2. Melakukan uji stasioneritas dalam *mean* pada semua variabel. Pengujian ini dilakukan dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* dan jika data tidak stasioner maka dilakukan *differencing*.
3. Menentukan keseimbangan hubungan jangka panjang dengan uji kointegrasi. Model yang terbentuk adalah model *Error Correction* jika terdapat hubungan jangka panjang (terkointegrasi). Model yang terbentuk adalah model *Autoregressive Distributed Lag* jika tidak terdapat hubungan jangka panjang (tidak terkointegrasi).
4. Menentukan panjang *lag* optimum.
5. Melakukan estimasi parameter untuk model ARDL dan dilakukan pengujian hipotesis parameter yaitu uji F (Simultan) dan t (parsial).
6. Melakukan pengujian asumsi, yaitu uji normalitas, non-autokorelasi, homoskedastisitas, dan non-multikolinieritas.
7. Berdasarkan pengujian hipotesis parameter dan asumsi klasik, didapatkan model ARDL terbaik.
8. Menghitung hasil peramalan dan nilai sMAPE untuk melihat akurasi dari peramalan..

#### 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Pendeteksian stasioneritas dalam rata-rata secara formal dilakukan dengan menggunakan uji akar unit yaitu uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Hasil uji ADF terdapat pada tabel 2.

**Tabel 2.** Hasil Uji Stasioneritas dalam Rata-Rata Sebelum *Differencing*

Variabel	P-Value
Y = Impor Non Migas	0,0719
X <sub>1</sub> = Nilai Tukar Rupiah	0,7573
X <sub>2</sub> = Inflasi	0,4461
X <sub>3</sub> = Pendapatan Domestik Bruto	0,3156

Hipotesis awal uji ADF adalah data tidak stasioner. Taraf signifikansi ( $\alpha$ ) adalah 5% maka  $H_0$  diterima karena semua variabelnya memiliki nilai *p-value*  $> \alpha = 5\%$ . Kesimpulan yang dihasilkan adalah semua variabel tidak stasioner pada level sehingga perlu dilakukan *first differencing* untuk mendapatkan data yang stasioner dalam rata-rata. Setelah melakukan *first differencing* pada data, data tersebut diujikan kembali dengan uji ADF. Hasil uji ADF untuk data *first diff* (I(1)) dapat dilihat pada tabel 3.

**Tabel 3.** Hasil Uji Stasioneritas dalam Rata-Rata Setelah *Differencing*

Variabel	P-Value
Y = Impor Non Migas	0,0134
X <sub>1</sub> = Nilai Tukar Rupiah	0,0000
X <sub>2</sub> = Inflasi	0,0000
X <sub>3</sub> = Pendapatan Domestik Bruto	0,0000

Berdasarkan tabel 3, nilai *p-value* telah memenuhi kestasioneritasan dalam rata-rata karna nilai *p-value* kurang dari  $\alpha = 0,05$ . Kesimpulannya adalah semua variabel dalam penelitian telah stasioner dalam rata-rata.

Uji kointegrasi bertujuan untuk mengetahui ada tidaknya hubungan jangka panjang antara variabel dari penelitian. Pengujian kointegrasi Engle dan Granger dilakukan dengan uji akar unit pada residualnya. Nilai *p-value* pada uji ADF lebih besar dari  $\alpha = 5\%$  (0,1215  $> 0,05$ ) sehingga dapat disimpulkan bahwa residual memiliki akar unit dan tidak terjadi kointegrasi antara variabel.

Penaksiran panjang *lag* dilakukan berdasarkan pendekatan dari Alt dan Tinbergen dengan cara meregresikan variabel dependen atas variabel *lag* nya secara maju dan berurutan. Prosedur ini dihentikan saat terjadi perubahan tanda dari positif ke negatif ataupun sebaliknya. Hasil penentuan panjang *lag* dituliskan pada tabel 4.

**Tabel 4.** Hasil Penentuan Panjang *Lag*

Variabel	Lag				
	0	1	2	3	4
Y = Impor Non Migas	-	Negatif	Negatif	Negatif	Positif
X <sub>1</sub> = Nilai Tukar Rupiah	Negatif	Negatif	Negatif	Positif	-
X <sub>2</sub> = Inflasi	Negatif	Negatif	Negatif	Positif	-
X <sub>3</sub> = Pendapatan Domestik Bruto	Positif	Positif	Negatif	-	-

Hasil penentuan panjang *lag* untuk variabel impor non migas adalah *lag* 3 karena koefisien regresi berubah tanda saat *lag* 4, variabel nilai tukar *lag* 2 karena koefisien regresi berubah tanda saat *lag* 3, variabel inflasi *lag* 0 karena koefisien regresi berubah tanda saat *lag* 1, dan variabel PDB *lag* 0 koefisien regresi berubah tanda saat *lag* 1. Model ARDL yang didapatkan adalah ARDL(3,2,2,1) yang dapat dilihat pada persamaan (13).

$$\begin{aligned} \Delta Impor_{NM_t} &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta Impor_{NM_{t-i}} + \sum_{i=0}^2 \beta_{1i} \Delta NilaiTukar_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^2 \beta_{2i} \Delta Inflasi_t + \sum_{i=0}^1 \beta_{3i} \Delta PDB_t + e_t \end{aligned} \quad (13)$$

$$\begin{aligned} \Delta Impor_{NM_t} &= 286,5082 - 0,5742 \Delta Impor_{NM_{t-1}} - 0,5913 \Delta Impor_{NM_{t-2}} \\ &- 0,4456 \Delta Impor_{NM_{t-3}} - 0,1889 \Delta NilaiTukar_t \\ &- 0,4751 \Delta NilaiTukar_{t-1} - 0,7242 \Delta NilaiTukar_{t-2} \\ &- 29,1860 \Delta Inflasi_t + 87,1505 \Delta Inflasi_{t-1} + 82,0289 \Delta Inflasi_{t-2} \\ &+ 0,0004 \Delta PDB_t + 0,0016 \Delta PDB_{t-1} \end{aligned}$$

Persamaan (13) dilakukan pengujian hipotesis parameter. Uji F dilakukan untuk mengetahui apakah variabel bebas memiliki pengaruh secara simultan terhadap variabel terikatnya. Nilai F-statistic ( $F_0$ ) yang dihasilkan adalah 3,1529 dengan nilai probabilitas F-statistic sebesar 0,0045.  $H_0$  ditolak karena nilai  $F_0 > F_{0,05;11;36}$  ( $3,1529 > 2,0661$ ) atau  $p\text{-value} < \text{taraf signifikansinya}$  ( $0,0045 < 0,05$ ) maka dapat disimpulkan bahwa variabel independen pada model secara bersama-sama mempunyai pengaruh signifikan terhadap variabel dependennya Uji t dilakukan untuk mengetahui ada tidaknya pengaruh dari variabel bebas secara individual. Hasil pengujian hipotesis statistik t menunjukkan bahwa variabel  $Impor_{NM_{t-1}}$ ,  $Impor_{NM_{t-2}}$ ,  $Impor_{NM_{t-3}}$ , dan  $NilaiTukar_{t-2}$  berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen impor non migas. Variabel sisanya yang tidak memiliki pengaruh signifikan dikeluarkan dari model dan dihitung kembali estimasi parameternya.

Pembentukan model *Autoregressive Distributed Lag* baru setelah dilakukan uji parsial (t) dengan mengeluarkan variabel yang tidak signifikan dapat dilihat pada persamaan (14).

$$\begin{aligned} \Delta Impor_{NM_t} &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta Impor_{NM_{t-i}} + \beta_{1i} \Delta NilaiTukar_{t-2} + e_t \quad (14) \\ \Delta Impor_{NM_t} &= -0,5120 \Delta Impor_{NM_{t-1}} - 0,5378 \Delta Impor_{NM_{t-2}} \\ &- 0,4204 \Delta Impor_{NM_{t-3}} - 0,6320 \Delta NilaiTukar_{t-2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Impor}_{NM_t} = & 0,4880 \text{ Impor}_{NM_{t-1}} - 0,0258 \text{ Impor}_{NM_{t-2}} \\ & + 0,1174 \text{ Impor}_{NM_{t-3}} + 0,4204 \text{ Impor}_{NM_{t-4}} \\ & - 0,6320 \text{ NilaiTukar}_{t-2} + 0,6320 \text{ NilaiTukar}_{t-3} \end{aligned}$$

Persamaan (32) yang telah terbentuk menunjukkan bahwa besarnya impor non migas saat ini dipengaruhi secara positif oleh nilai impor non migas lag satu, tiga, dan empat, serta nilai tukar pada lag tiga. Nilai impor non migas juga dipengaruhi secara negatif oleh nilai impor non migas dan nilai tukar pada lag dua.

Pengujian hipotesis parameter dilakukan kembali setelah mengeluarkan variabel yang tidak signifikan untuk melihat ada tidaknya pengaruh variabel bebas secara bersamaan dan parsial terhadap variabel terikatnya. Nilai *F-statistic* yang dihasilkan adalah 6,5591 dengan nilai probabilitas *F-statistic* sebesar 0,0003.  $H_0$  ditolak karena nilai  $F_0 > F_{0,05;4;43}$  ( $6,5591 > 2,5888$ ) atau *p-value* < taraf signifikansinya ( $0,0003 < 0,05$ ) maka dapat disimpulkan bahwa variabel independen pada model secara bersama-sama mempunyai pengaruh signifikan terhadap variabel dependennya. Hasil pengujian hipotesis statistik t dapat disimpulkan semua variabel, yaitu  $\text{Impor}_{NM_{t-1}}$ ,  $\text{Impor}_{NM_{t-2}}$ ,  $\text{Impor}_{NM_{t-3}}$ , dan  $\text{Kurs}_{t-2}$  berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen impor non migas.

Pengujian normalitas dilakukan dengan uji Jarque-Bera. Hasil uji normalitas didapatkan nilai probabilitasnya 0,3625 lebih besar dari *alpha* ( $\alpha=5\%$ ) sehingga residual data berdistribusi normal. Hasil uji non-autokorelasi dihasilkan nilai probabilitas chi-squarenya adalah 0,0585. Taraf signifikansi ( $\alpha$ ) adalah 5% sehingga kesimpulan dalam uji non-autokorelasi dengan *Lagrange Multiplier Test* adalah residual data tidak terdapat autokorelasi karena nilai probabilitasnya lebih besar dari taraf signifikansi ( $0,0585 > 0,05$ ).

Uji homoskedastisitas dilakukan dengan uji *Breusch-Pagan-Godfrey* dan dihasilkan nilai probabilitas chi-squarenya adalah 0,1873. Kesimpulan uji asumsi homoskedastisitas adalah terjadi homoskedastisitas dalam model ARDL atau residual memiliki varian konstan karena nilai probabilitasnya lebih besar dari *alpha* ( $0,1873 > 0,05$ ).

**Tabel 5.** Nilai VIF

Variabel	VIF
$\text{Impor}_{NM_{t-1}}$	1,2639
$\text{Impor}_{NM_{t-2}}$	1,2140
$\text{Impor}_{NM_{t-3}}$	1,2386
$\text{Kurs}_{t-2}$	1,0647

Berdasarkan tabel 5, nilai VIF dari variabel-variabel penelitian berada di bawah sepuluh (<10). Kesimpulan untuk asumsi non-multikolinieritas adalah tidak terjadi multikolinieritas pada variabel bebasnya. Keseluruhan uji asumsi klasik telah terpenuhi.

Hasil peramalan nilai impor non migas dengan model ARDL persamaan (14) dan perhitungan error dapat diamati pada tabel 6. Tabel 6 menunjukkan selisih data aktual dan prediksi yang cukup besar. Perhitungan sMAPE bertujuan untuk mengukur tingkat akurasi peramalan dari model yang digunakan.

**Tabel 6.** Prediksi dan Perhitungan Eror

Aktual	Prediksi	$ A_t - F_t $	$( A_t  +  F_t )/2$
14508,4	11.787,1	2.721,31	13.147,75
14920,7	12.719,4	2.201,28	13.820,06
14367,3	12.503,9	1.863,41	13.435,60
17974,2	13.824,5	4.149,69	15.899,35
18470,2	16.371,2	2.098,95	17.420,72
17330,9	16.533,3	797,56	16.932,12
16382,2	16.080,4	301,76	16.231,32
16662,1	16.956,7	294,57	16.809,39

$$sMAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|A_t - F_t|}{(|A_t| + |F_t|)/2} = \frac{1}{8} \times 0,96966 = 0,121207$$

Tingkat akurasi peramalan sMAPE dinyatakan dalam bentuk persentase maka hasil perhitungan akhir sMAPE dikalikan dengan 100 sehingga didapatkan nilai sMAPE sebesar 12,12%. Berdasarkan tabel 1, interpretasi nilai sMAPE disimpulkan bahwa peramalan dengan model ARDL seperti persamaan (14) akurat karena berada di interval nilai 10% - 20%.

## 5. KESIMPULAN

Berikut ini adalah kesimpulan dari hasil analisis dan pembahasan yang telah diuraikan sebelumnya.

1. Penelitian ini diperoleh persamaan ARDL(3,2,2,1). Berdasarkan model yang terbentuk, impor non migas saat ini dipengaruhi secara positif oleh nilai impor non migas *lag* satu, tiga, dan empat, serta nilai tukar pada *lag* tiga dan dipengaruhi secara negatif oleh nilai impor non migas dan nilai tukar pada *lag* dua.

$$\Delta Impor_{NMt} = -0,5120 \Delta Impor_{NMt-1} - 0,5378 \Delta Impor_{NMt-2} - 0,4204 \Delta Impor_{NMt-3} - 0,6320 \Delta NilaiTukar_{t-2}$$

2. Penelitian dengan metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dapat menganalisis dan memprediksi nilai impor non migas di Indonesia. Hasil akurasi peramalan dengan sMAPE adalah 12,12%, karena nilainya berada di antara 10% - 20% berarti peramalan untuk *out-sample* nilai impor non migas dengan model ARDL(3,2,2,1) akurat.

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan dalam penelitian, sarannya adalah diharapkan agar pihak yang berwenang dalam membuat kebijakan fiskal dan moneter dapat memilih tindakan yang tepat dalam usahanya meminimalkan nilai impor di Indonesia. Penelitian selanjutnya diharapkan dapat menyeleksi dan menambahkan lebih banyak variabel yang memiliki pengaruh terhadap impor non migas di Indonesia.

## DAFTAR PUSTAKA

- Bank Indonesia. 2022. *Inflasi*. Tersedia: <https://www.bi.go.id/id/fungsi-utama/moneter/inflasi/Default.aspx> (diakses pada tanggal 20 Desember 2022).
- Bps.go.id. 2015. *Badan Pusat Statistik*. Tersedia: <https://www.bps.go.id> (diakses pada tanggal 15 November 2022).
- Chen, C., Twycross, J. dan Garibaldi, J.M. 2017. A new accuracy measure based on bounded relative error for time series forecasting. *PLOS ONE* Vol. 12 <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174202>.
- Ekananda, M. 2014. *Ekonomi Internasional*. Jakarta. Erlangga.
- Engle, R.F. dan Granger, C.W.J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55. <https://doi.org/10.2307/1913236>

- Fachrudin, M., dan Syah, W.H.H. 2020. Pengaruh ACFTA, PDB dan Kurs Terhadap Impor Barang Asal Republik Rakyat Tiongkok (RRT). *Jurnal Perspektif Bea dan Cukai* Vol. 4, No. 2, Hal: 90-110.
- Fitri, F., *et al.* 2017. Marine capture fisheries production and intensity of rainfall: An application of autoregressive distributed lag (ARDL) model. *AIP Conference Proceedings* Vol. 1827.
- Ghozali, I. 2006. *Aplikasi Analisis Multivariate dengan Program SPSS*. Semarang. Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Gujarati, D. 1978. Terjemahan Sumarno Zain, *Ekonometrika Dasar*. Jakarta. Erlangga.
- Gujarati, D.N., dan Porter, D.C. 2009. *Basic Econometrics 5<sup>th</sup> Edition*. New York: McGraw-Hill Inc.
- Lewis, C. D. (1982). *Industrial and business forecasting methods*. London: Butterworths.
- Makridakis, S. dan Hibbon, M. 2000. The M3-Competition: Result, Conclusion and Implications. *International Journal of Forecasting* Vol. 16, Hal: 451-476.
- Makridakis, S., Wheelwright, S.C., dan Hyndman, R.J. 1998. *Forecasting Methods and Applications 3<sup>rd</sup> Edition*. New York: John Wiley & Sons.
- Pradipta, M.A. dan Swara, I.W.Y. 2015. Faktor-faktor yang Mempengaruhi Impor Non-Migas Indonesia Kurun Waktu 1985-2012. *E-Jurnal Ekonomi Pembangunan* Vol. 4 <https://ojs.unud.ac.id/index.php/eep/article/view/14855>
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika dan Analisis Runtun Waktu Terapan dengan EViews*. Yogyakarta: ANDI.
- Schneeweiss, Z. 2023. Tersedia: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2023-01-02/imf-chief-georgieva-warns-of-tough-year-for-world-economy> (diakses pada tanggal 2 Desember 2022).
- Serdawati, S. 2018. Penggunaan Metode *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) Untuk Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Harga Emas di Indonesia Tahun 2007-2017. *Skripsi*. Program Studi Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Universitas Islam Indonesia Yogyakarta.
- Sugiyono, F.X. 2002. *Neraca Pembayaran Konsep, Metodologi, dan Penerapan*. Jakarta. Pusat Pendidikan dan Studi Kebanksentralan (PPSK) BI.
- Sukirno, S. 2010. *Makroekonomi Teori Pengantar*. Jakarta. Rajawali Pers.
- Tarmidi, L.T. 2003. Krisis Moneter Indonesia: Sebab, Dampak, Peran IMF dan Saran. *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, Vol. 1 <https://doi.org/10.21098/bemp.v1i4.183> DOI: 10.21098/bemp.v1i4.183