

NASKAH PUBLIKASI

PENGARUH CPO TERHADAP TRANSMISI NILAI TUKAR DI INDONESIA : PENDEKATAN ARDL



Disusun Oleh:

RIFA INDRIYANI

NIM: 1900010117

**PROGRAM STUDI EKONOMI PEMBANGUNAN
FAKULTAS EKONOMI DAN BISNIS
UNIVERSITAS AHMAD DAHLAN
YOGYAKARTA**

2023

PENGESAHAN NASKAH PUBLIKASI

PENGARUH CPO TERHADAP TRANSMISI NILAI TUKAR DI INDONESIA :
PENDEKATAN ARDL



Yogyakarta, 16 Agustus 2023

Pembimbing,


Mahrus Lutfi Adi Kurniawan, S.E., M.E

NIP/NIY : 60191200

PENGARUH CPO TERHADAP TRANSMISI NILAI TUKAR DI INDONESIA : PENDEKATAN ARDL

Rifa Indriyani¹, Mahrus Lutfi Adi Kurniawan²

Program studi Ekonomi Pembangunan, FEB, Universitas Ahmad Dahlan

e-mail : rifa1900010117@webmail.uad.ac.id¹ , mahrus.kurniawan@ep.uad.ac.id²

ABSTRAK

Penelitian ini mengeksplorasi volatilitas nilai tukar yang disebabkan dari pengaruh harga CPO, money supply, inflasi dan GDP. Hal ini berkaitan mengenai sifat hubungan linieritas dan non-linier antara harga CPO dan nilai tukar pada negara-negara berkembang salah satunya di Indonesia. Penelitian menggunakan data time-series dari tahun 2005Q1-2022Q4. Penelitian menggunakan pendekatan autoregressive distributed lag (ARDL) model. Hasil penelitian menunjukkan bahwa tidak terdapat pengaruh harga CPO terhadap nilai tukar dan inflasi baik pada jangka pendek dan jangka panjang. Volatilitas nilai tukar selama periode penelitian dipengaruhi oleh inflasi dan money supply serta GDP. Perbedaan hasil penelitian disebabkan bahwa penelitian ini menggunakan harga CPO internasional, sedangkan pada penelitian-penelitian sebelumnya menggunakan volume komoditas ekspor unggulan. Hasil penelitian menunjukkan bahwa volatilitas nilai tukar dapat diredam dengan penguatan integrasi kebijakan fiscal dan moneter.

Kata Kunci : Harga CPO, Nilai Tukar, Inflasi, PDB, Jumlah Uang Beredar

THE EFFECT OF CPO ON EXCHANGE RATE TRANSMISSION IN INDONESIA: THE ARDL APPROACH

Rifa Indriyani¹, Mahrus Lutfi Adi Kurniawan²

ABSTRACT

This study explores the exchange rate volatility caused by the influence of CPO prices, money supply, inflation and GDP. This is related to the nature of the linearity and non-linear relationship between CPO prices and exchange rates in developing countries, one of which is in Indonesia. The study used time-series data from 2005q1-2022q4. The study used autoregressive distributed lag (ARDL) model. The results showed that there was no effect of CPO prices on exchange rates and inflation both in the short and long term. Exchange rate volatility during the study period was influenced by inflation and money supply as well as GDP. Differences in research results due to the fact that this study uses international CPO prices, whereas in previous studies using the volume of superior export commodities. The results showed that exchange rate volatility can be reduced by strengthening the integration of fiscal and monetary policies.

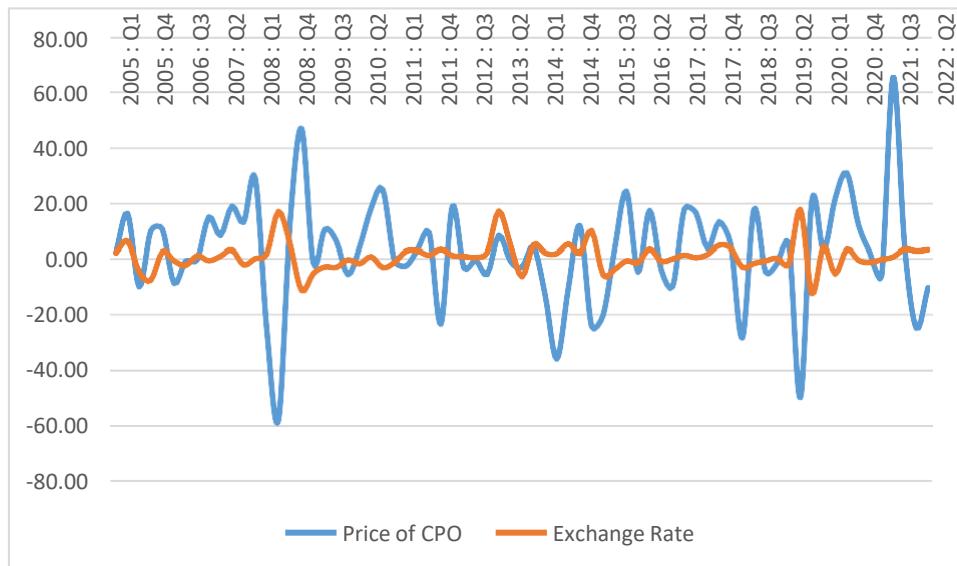
Keywords: CPO price, exchange rate, inflation, GDP, money suppl

1. INTRODUCTION

Penelitian ini didasari dari penelitian yang dikembangkan oleh Edwards (1988) yang menyatakan bahwa ledakan komoditi ekspor akan mempengaruhi nilai tukar domestic. Sebagian besar ledakan komoditas ekspor dapat meningkatkan (apresiasi) nilai tukar domestic pada jangka panjang. Selain pada nilai tukar, ledakan komoditas ekspor juga memiliki efek pada jangka pendek pada sektor moneter yang menyebar pada nilai tukar. Ledakan ekspor tersebut akan menghasilkan surplus neraca pembayaran dan cadangan devisa, peningkatan tersebut dapat meningkatkan inflasi dalam negeri, dalam jangka pendek kenaikan inflasi terjadi lebih besar dari keseimbangan apresiasi nilai tukar. Berdasarkan struktur perekonomian di Indonesia menurut lapangan usaha menunjukkan bahwa dalam kurun waktu 2018-2021 sektor pertanian dan perkebunan menduduki peringkat kedua dengan rata-rata kontribusi sebesar 13.22 persen terhadap PDB Indonesia. Industri pengolahan merupakan sektor pertama dengan rata-rata kontribusi sebesar 19.63 persen terhadap PDB di Indonesia. Kontribusi yang besar dari sektor industri pengolahan turut disokong dari produk berbahan baku pertanian seperti beras, industri minyak sawit, industri produk daging dan susu dll. Adapun untuk sub-sektor perkebunan memiliki kontribusi tertinggi terhadap PDB di Indonesia sebesar 3.94 persen. Komoditas kelapa sawit berkontribusi besar pada pemasukan devisa Indonesia karena merupakan komoditas unggulan dari sektor pertanian dan perkebunan yang berbasis ekspor.

Hamzah & Santoso (2020) menyatakan bahwa sektor perkebunan komoditas kelapa sawit mengalami perkembangan dan peningkatan dimana upaya tersebut ditujukan untuk dapat memenui permintaan ekspor *Crude Palm Oil* (CPO) dunia. Erizona et al (2021) menyatakan bahwa harga *Crude Palm Oil* pada pasaran internasional memiliki kecenderungan fluktuatif yang bisa disebabkan dari bermacam-macam unsur yakni produksi, konsumsi, serta volume ekspor CPO. Aprina (2014) menyatakan bahwa harga CPO internasional dapat memberikan pengaruh pada pergerakan nilai tukar rupiah secara nyata sehingga dapat meningkatkan nilai tukar rupiah yang sejak 1977 berputaran pada sistem nilai tukar mengambang. Ngandu (2005) menggunakan pendekatan literature menunjukkan bahwa terdapat hubungan antara harga komoditas eksport terhadap nilai tukar riil pada sebagian besar di negara berkembang. Lonjakan harga komoditas menjadi isu penting dalam perekonomian di Indonesia, karena dampak nilai tukar yang dapat

berpengaruh padaneraca perdagangan dan stabilitas perekonomian domestic.



Gambar 1 menunjukkan bahwa pergerakan volatilitas harga CPO internasional dan volatilitas nilai tukar rupiah pada bagian tertentu memiliki pattern yang sama dan bagian lain memiliki pattern yang berlawanan. Harga CPO internasional jatuh pada saat krisis keuangan global dan nilai tukar rupiah terapresiasi. Apresiasi nilai tukar rupiah diperlukan untuk menjaga stabilitasi perekonomian domestic yang terdampak pada krisis keuangan global 2008. Pola pattern yang searah terjadi pada tahun 2013, kenaikan harga CPO internasional disebabkan karena ketidakpastian global yang meningkat pasca krisis keuangan global, re-balancing perekonomian China dari investasi ke konsumsi yang dapat mempengaruhi ekspor serta kebijakan tapering off oleh the FED untuk menekan inflasi berdampak pada harga CPO internasional. Peningkatan harga CPO tertinggi terjadi pada tahun 2021 dimana permintaan akan produk berdasarkan kelapa sawit meningkat setelah covid-19 sehingga peningkatan harga CPO internasional meningkat.

Penelitian ini bertujuan untuk mengeksplor hubungan dinamis antara harga komoditas CPO dunia terhadap nilai tukar. Tidak hanya terhadap nilai tukar namun juga mengembangkan penelitian dari Edwards (1988) dan Aprina (2014) yaitu

terhadap inflasi. Gap of research dalam penelitian ini adalah metode yang digunakan yaitu menggunakan pendekatan autoregressive distributed lag model (ARDL) untuk mengidentifikasi pengaruh harga CPO terhadap nilai tukar dan inflasi di Indonesia pada jangka pendek dan jangka panjang serta untuk membuktikan pendapat Edwards (1988) bahwa guncangan harga CPO berpengaruh pada jangka pendek terhadap inflasi. Keunggulan lain dari penerapan model ARDL adalah penerapan kointegrasi pendekatan Bound test. Kointegrasi diterapkan untuk mengoreksi kesalahan pada jangka pendek serta mendapatkan keseimbangan pada jangka panjang

2. THEORETICAL FRAMEWORK AND HYPOTHESES

Hubungan dinamis antara harga minyak internasional dan nilai tukar telah berkembang pesat dan mendapat perhatian dari para ekonom, ditambah bahwa dalam beberapa tahun terakhir, volatilitas harga minyak dunia berada pada era volatilitas yang tinggi. Volatilitas pada harga minyak dapat menurunkan tingkat output aggregate sehingga memperlambat aliran investasi yang masuk dan menciptakan ketidakpastian (Guo & Kliesen, 2005). Secara teori, beberapa transmisi yang dapat berkontribusi terhadap hubungan antara harga minyak terhadap aktivitas perekonomian melalui sisi supply, dimana kenaikan harga minyak dunia dapat menurunkan tingkat faktor produksi, transmisi lain menurut Brown & Yucel (2002) melalui transfer pendapatan, efek pada aggregate demand, real balance effect, kebijakan moneter, efek inflasi dan sector adjustment effect. Transfer pendapatan dapat berupa transaksi perdagangan yang berkaitan pada nilai tukar. Jika nilai tukar USD melemah maka meningkatkan daya beli negara-negara pengimpor minyak (selain AS) dan berdampak negative bagi negara pengekspor minyak, jika yang terjadi sebaliknya maka berdampak buruk bagi negara pengimpor minyak yang berujung pada ledakan permintaan yang dapat mempengaruhi negara-negara pengekspor minyak (Reboreda & Rivera-Castro, 2013).

Chen & Rogoff (2003) dalam penelitiannya bahwa nilai tukar ril Australia dan New Zealand didorong oleh harga komoditas dunia, hal ini menunjukkan bahwa terdapat hubungan antara tingkat nilai tukar dan harga komoditas ekspor. Penelitian lain dari Frankel (2007) menunjukkan bahwa Afrika Selatan memiliki mineral sebagai salah satu komoditi ekspor, harga mineral memiliki pengaruh penting dalam volatilitas nilai tukar di Afrika Selatan. Cayen et al (2010) dengan pendekatan data panel terdapat dua common yang men-dorong volatilitas nilai tukar yaitu debt to GDP ratio dan harga

komoditas. Kedua common tersebut mampu menjelaskan volatilitas nilai tukar antara 36 persen dan 96 persen pada negara-negara yang menjadi objek penelitian. Selain pada harga minyak dunia, terdapat penelitian dari Basher et al (2016) yang berfokus pada minyak mentah dunia, dengan pendekatan model SVAR untuk beberapa negara berkembang menunjukkan bahwa terdapat hubungan jangka pendek antara guncangan harga minyak mentah dunia terhadap nilai tu-kar.

Ghosh (2011) menyatakan bahwa meningkatnya harga minyak dunia berdampak pada depresiasi nilai tukar India terhadap dollar selain itu, guncangan positif dan negative dari harga minyak memiliki efek yang sama terhadap nilai tukar. Kilian & Vigfussion (2011) menitikberatkan bahwa sensitivitas tergantung pada profil minyak dari negara-negara tertentu serta kenaikan volatilitas menjadi lebih tinggi terhadap dolar US disebabkan rezim nilai tukar yang fleksibel. Selain itu, perubahan harga minyak mentah dunia berdampak terhadap produksi pada sektor industri, kinerja pasar keuangan serta pertumbuhan ekonomi. Dauvin (2014) mendeteksi hubungan jangka panjang antara harga energy dan nilai tukar negara-negara pengekspor yang mendapati bahwa kenaikan harga energy sebesar 10 persen akan menyebabkan apresiasi nilai tukar domes- tic sebesar 2.5 persen. Berdasarkan penelitian terdahulu telah membuktikan bahwa ekspor komoditas unggulan memiliki dampak terhadap nilai tukar melalui harga komoditas internasional. Penelitian Coudert et al (2015) memperkuat kaitan antara nilai tukar dan komoditas yang diperdagangkan dimana komoditas yang diperdagangkan memiliki efek yang signifikan terhadap variasi nilai tukar ketika harga minyak dunia memiliki volatilitas yang tinggi. Penelitiannya juga mengeksplor mengenai komoditas ekspor utama dan menunjukkan bahwa perubahan dalam nilai tukar dipengaruhi oleh komoditas ekspor terutama saat rezim komoditas memiliki volatilitas yang tinggi.

Temuan lain dari Boubakri et al (2019) menunjukkan bahwa hubungan antara harga komoditas terhadap nilai tukar bersifat non-linier dan bergantung pada tingkat finansialisasi perusahaan pada pasar komoditas. Jika suatu negara memiliki tingkat integrasi dengan tingkat finansialisasi yang rendah maka volatilitas harga komoditas memiliki pengaruh yang kuat dan efek negative terhadap nilai tukar sedangkan suatu negara yang memiliki integrasi yang kuat antara finansialisasi terhadap pasar pasar komoditas maka terdapat efek yang kecil harga komoditas terhadap volatilitas nilai tukar. Penelitian berkaitan mengenai komoditas ekspor utama banyak pada sektor minyak, gas

dan hasil pertanian serta perkebunan. Penelitian yang mengembangkan komoditas ekspor utama pada harga minyak kelapa sawit masih sedikit seperti penelitian Aprina (2014) dan Erizona et al (2021). Penelitian yang dikembangkan menganalisis mengenai efek CPO terhadap nilai tukar. Penelitian ini selain menganalisis pengaruh CPO terhadap nilai tukar juga mengeksplor estimasi CPO terhadap nilai tukar pada jangka pendek dan jangka panjang. Model yang dikembangkan tidak terbatas mengenai efek CPO terhadap nilai tukar namun juga mengembangkan model efek CPO terhadap inflasi, hal ini didasari dari temuan Edwards (1988) bahwa komoditas ekspor utama berpengaruh jangka pendek terhadap inflasi.

3. RESEARCH METHOD

Penelitian menggunakan data time-series berbentuk kuartal dari 2005Q1-2022Q4. Variabel yang digunakan adalah nilai tukar rupiah terhadap US dollar, gross domestic product (GDP), indeks harga konsumen (CPI), harga CPO internasional dan jumlah uang beredar dalam arti luas (M2). Langkah awal dalam menganalisis data time-series adalah uji stasioneritas. This study utilizes Augmented Dickey-Fuller (ADF) to conduct a stationarity test. If the ADF statistic value is less than the critical value, then the variable is stationary at I(0) level, but it can be transformed into the first difference form if it is not stationary. A cointegration test can be performed if the variable is stationary at the first difference I(1). Proses stochastic pada data yang stasioner menunjukkan bahwa data memiliki nilai mean dan variance yang konstan sepanjang waktu (Kurniawan et al., 2023). Unit root test cannot be transformed into the second difference I(2), this can result in a false regression. Pesaran et al (2001) state that if a variable is integrated and stationary at the second difference I(2), the F statistic cannot be interpreted.

Model ARDL yang dikembangkan dalam penelitian terdiri dari dua model. Model 1 mengembangkan pengaruh harga komoditas internasional terhadap inflasi, hal ini berkaitan erat dengan penelitian Edwards (1988) bahwa harga komoditas memiliki efek terhadap perubahan harga pada jangka pendek. Pada model 2 menganalisis kaitan harga komoditas terhadap nilai tukar. Persamaan dasar yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$Inf_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnMS_t + \alpha_2 lnGDP_t + \alpha_3 lnCPO_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$lnER_t = \alpha_0 + \alpha_1 lnft + \alpha_2 lnMS_t + \alpha_3 lnGDP_t + \alpha_4 lnCPO_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Dimana Inf adalah inflasi; LnMS adalah jumlah uang beredar dalam arti luas (M2); LnGDP adalah real gross domestic product; LnCPO adalah harga komoditas minyak kelapa sawit internasional; LnER adalah nilai tukar rupiah terhadap dollar US; Ln indicator bahwa data dalam bentuk logarithma; α_0 adalah nilai konstanta; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$ adalah nilai koefisien variabel independen; ε_t adalah nilai error term. Model ARDL yang dikembangkan menggunakan dasar persamaan dari Pesaran et al (2001) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \Delta \ln f_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_1 \Delta \ln f_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_2 \Delta \ln MSt_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_3 \Delta \ln GDP_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_4 \Delta \ln CPO_{t-1} + \\ & \delta_2 \ln MSt_{t-1} + \delta_3 \ln GDP_{t-1} + \delta_4 \ln CPO_{t-1} + \mu_t \\ \Delta \ln ER_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_1 \Delta \ln ER_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_2 \Delta \ln f_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_3 \Delta \ln MSt_{t-1} + \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_4 \Delta \ln GDP_{t-1} + \\ & \sum_{i=1}^{n^1} \alpha_5 \Delta \ln CPO_{t-1} + \delta_1 \ln ER_{t-1} + \delta_2 \ln f_{t-1} + \delta_3 \ln MSt_{t-1} + \delta_4 \ln GDP_{t-1} + \delta_4 \ln CPO_{t-1} + \mu_t \quad (4) \end{aligned}$$

Where parameter $\delta = 1, 2, 3, 4$ as long-term multiplier, while function parameter $\alpha = 1, 2, 3, 4$ as short-term coefficient of ARDL model. The cointegration test on the ARDL model is to test the value of F-statistics. The initial hypothesis (null hypothesis) states that there is no cointegration or is described ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = 0$), while the alternative hypothesis is that there is cointegration between variables. If there is cointegration, the next step is to estimate the long-run and the short-run adjustment. Pesaran et al., (2001) apply the bound test cointegration model to deal with the difference in integration between variables. The cointegration test with the bound test approach is employed to estimate the long-term coefficient with the F-test. The next step, the short-term coefficient estimation of all the variables, can be done along with the estimation of the long-term coefficient by using the model with the error correction format of ARDL. The error correction mechanism (ECM) format can determine the speed of adjustment. The CUSUM approach and the CUSUMQ test are applied to the residual value of the model to test the stability of the two models.

4. DATA ANALYSIS AND DISCUSSION

This study applies the unit root test with Augmented Dickey-Fuller (ADF) in time-series data. The unit root test applies "no trend" equation. Tabel 1

menunjukkan bahwa pada uji stasioneritas dalam bentuk level menunjukkan bahwa variabel inflasi dan CPO tidak terdapat masalah akar unit atau stasioner pada I(0) dan variabel lainnya terdapat masalah akar unit pada bentuk level I(0). Pada bentuk level menunjukkan bahwa beberapa variabel yang terdapat masalah akar unit memiliki nilai mean dan variance pada data yang tidak konstan, hal ini akan menyebabkan bias dalam membangun model time-series. Mengikuti Kurniawan & A'yun (2022) bahwa variabel yang masih terdapat masalah akar unit maka dilakukan transformasi ke bentuk first difference. Pada bentuk first difference menunjukkan bahwa seluruh variabel yang digunakan dalam model tidak terdapat masalah akar unit atau stasioner pada I(1) dan menunjukkan bahwa seluruh data memiliki nilai mean dan variance yang konstan. The unit root test does not apply second difference I(2) because it can produce false regressions. With the unit root test results, the ARDL model can be applied.

Table 1. Result of ADF Unit Root Test

Variables	Level	First Difference
	ADF t-stat	ADF t-stat
ER	-0.65	-10.11***
Inf	-2.85*	-8.72***
MS	0.95	-8.75***
GDP	-2.03	-9.76***
CPO	-2.93**	-7.75***

Note: The ***, **, and * indicate the statistically significant level at 1%, 5%, and 10%, respectively.

The automatic lag length was selected by using Schwarz Information Criterion (SIC) for ADF.

A cointegration test with a bound test approach is employed to get the balance of a model in the long run. This study uses a bound test on the developed two models. Kointegrasi penting diterapkan untuk menganalisis pengaruh jangka pendek dan jangka panjang dan proses adjustment pada model (Pesaran et al., 2001). Model 1 (Eqn 3) is constructed to test the evidence from Edwards (1988) that commodity exports affect to the inflation on short-run estimation and this study analyze the crude palm oil price on inflation. Model 1 constructed the inflation as variable dependent. Model 2 (eqn 4) tests the effect of crude palm oil price on exchange rate. The developed two models will produce different lag lengths based on the Schwarz Information Criterion (SIC).

Table 3. Cointegration Bound Tests Analysis

F-stat	%	Lower Bound	Upper Bound
Model 1 (1, 0, 5, 6)			
3.48**	10%	2.37	3.29
	5%	2.79	3.67
	1%	3.65	4.66
Model 2 (1, 0, 0, 7, 0)			
3.99**	10%	2.20	3.09
	5%	2.56	3.49
	1%	3.29	4.37

Note: The ***, **, and * indicate the statistically significant level at 1%, 5% and 10% respectively. The value in parentheses () representing automatic lag length was selected by using Schwarz Information Criterion (SIC).

The existence of equilibrium in the long term of two models was tested using the Bound cointegration test approach. Table 2 shows that each model has a different lag length, as in model 1 it has a lag length (1, 0, 5, 6) and model 2 (1, 0, 0, 7, 0) based on the Schwarz Information Criterion (SIC). The results of the Bound test of two models have higher F-statistics values with the alpha 5 percent for the critical values of the upper and lower limits. Thus, the overall model is balance in the long run. To develop the model more properly on ARDL, this study employ the classical assumption to test the distribution, variance and correlation of the residual through time-series data.

Table 3. Diagnostic Tests Analysis

Diagnostic Test	Model 1(<i>p</i> -value)	Model 2(<i>p</i> -value)
Normality	0.19	0.69
Serial Correlation	0.88	0.42
Heteroskedasticity	0.40	0.66

Note: Processed data

Table 3 shows the results of the diagnostic test that consist of serial correlation AR (1) Breusch-Godfrey approach, normality test, and heteroscedasticity white include cross-term. Diagnostic tests are employed to measure the feasibility of the model explicitly built. The normality test employs the Jarque-Bera approach, and the results show that the trivariate model has a normal distribution of residual values.

In general, the diagnostic test results show that the trivariate model produces good scores because there are no problems in the diagnostic test with a probability value of > 5%. Tabel 4 dan 5 merupakan estimasi ARDL pada jangka pendek dan jangka panjang. Terdapat perbedaan pengaruh jumlah uang beredar dalam arti luas (M2) pada jangka pendek dan jangka panjang. Pada jangka pendek kenaikan jumlah uang beredar akan meningkatkan inflasi. Kenaikan jumlah uang beredar dalam masyarakat dapat menunjukkan tingkat pendapatan yang meningkat, karena penggunaan variabel pada jumlah uang beredar menggunakan M2 maka kenaikan jumlah uang beredar tidak hanya dalam pasar riil namun juga pasar keuangan, hal ini velocity dari jumlah uang beredar yang meningkat meningkatkan harga-harga yang dapat meningkatkan inflasi. Temuan ini selaras dengan penelitian yang dikembangkan oleh Sumantri & Latifah (2019). Pada jangka pendek menunjukkan bahwa kenaikan jumlah uang beredar menurunkan tingkat inflasi, hal ini dapat terjadi bahwa terdapat perubahan proporsi kebijakan moneter dari aggregate moneter ke inflation targeting framework (ITF), cashless pada masyarakat yaitu peralihan dari peranan uang ke teknologi finansial dalam transaksi serta dalam beberapa tahun terakhir terjadinya inflasi disebabkan karena cost-push inflation selaras dengan temuan Sari & Setiawati (2020).

Table 4. Result of Long-run Coefficient

Variable	Model 1 Coefficient (t-statistics)	Model 2 Coefficient (t-statistics)
C	4.505 (4.099)* **	2.237 (1.324)
Inf	-	0.420 (1.786)*
Ln(MS)	0.055 (1.840)*	0.277 (3.664)** *
Ln(GDP)	0.005 (0.076)	0.080 (1.822)*
Ln(CPO)	0.013 (0.153)	-0.029 (-0.703)

Note: The ***, **, and * indicate the statistically significant level 1%, 5% and 10% respectively. All variables transform to logarithm except inflation.

Pada jangka pendek GDP berpengaruh positif terhadap kenaikan inflasi. Penggunaan variabel GDP digunakan sebagai proxy dari pendapatan,

kenaikan pendapatan yang terjadi pada masyarakat maka akan meningkatkan konsumsi yang berdampak pada kenaikan inflasi pada jangka pendek. Temuan ini selaras dengan penelitian yang dikembangkan oleh Astuty (2023). Penelitian tidak mendukung temuan dari Edwards (1988) bahwa terdapat hubungan antara ekspor komoditas unggulan terhadap inflasi pada jangka pendek. Penelitian ini menunjukkan bahwa tidak terdapat pengaruh yang signifikan antara CPO terhadap inflasi pada jangka pendek dan jangka panjang, hal ini dapat terjadi karena penggunaan variabel pada harga internasional minyak kelapa sawit. Pada model 2 menunjukkan bahwa jumlah uang beredar berpengaruh positif terhadap nilai tukar. Kenaikan jumlah uang beredar akan menyebabkan nilai tukar rupiah terhadap dollar terapresiasi. Sejalan dengan teori kuantitas uang bahwa terdapat hubungan langsung mengenai perubahan jumlah uang beredar dengan harga barang yang mengalami perubahan yang dapat berpengaruh terhadap nilai tukar. Apresiasi nilai tukar pada jangka panjang yang disebabkan karena money supply sejalan dengan penelitian Hastuti et al (2020). Pada jangka pendek, kenaikan money supply membuat nilai tukar rupiah terhadap dollar terdepresiasi, hal ini disebabkan penyebaran money supply yang lebih banyak di pasar keuangan karena terdapat kejadian ekonomi dimana masyarakat lebih banyak melakukan aktivitas di pasar keuangan pada jangka pendek yang menyebabkan nilai tukar rupiah terhadap dollar terdepresiasi.

Kenaikan harga-harga pada barang domestik akan menyebabkan produsen mengalihkan produknya pada pangsa ekspor, hal ini berkaitan erat dengan penelitian Eregha (2021) bahwa terdapat hubungan positif antara inflasi dan nilai tukar pada jangka pendek dan jangka panjang. Pada jangka pendek variabel GDP tidak berpengaruh terhadap nilai tukar namun pada jangka panjang terjadi sebaliknya. Penggunaan variabel GDP sebagai proxy dari pendapatan negara menunjukkan semakin tinggi tingkat pendapatan suatu negara maka nilai tukar rupiah terapresiasi, hal ini dapat terjadi karena peningkatan pendapatan negara melalui transmisi ekspor yang lebih besar dari impor menyebabkan surplus neraca perdagangan sehingga cadangan devisa meningkat yang berdampak pada apresiasi nilai tukar, temuan ini sejalan dengan penelitian Kaboro et al (2018). Pada penelitian ini harga CPO tidak mempengaruhi nilai tukar yang mengindikasikan bahwa kenaikan harga CPO

tidak dapat dijadikan alasan penyebab nilai tukar rupiah melemah (depresiasi). Terdapatnya depresi nilai tukar ini bukan hanya dikarenakan oleh perkembangan permintaan kepada valuta asing pada aktivitas pembayaran impor CPO ke dalam negeri, namun terdapat banyak variabel lain yang mempengaruhi nilai tukar. Harga komoditas menjadi faktor penting dalam perubahan nilai tukar, namun tidak pada harga CPO kepada nilai tukar rupiah kepada dolar AS. Penyebab dari hal ini yaitu Indonesia tidak bisa meningkatkan ekspor CPO ke Amerika penyebabnya yaitu pada tahun 2012 terdapat sebuah ha-langan (Prasetyo et al., 2018). Oleh karena itu, nilai tukar di sebuah perdagangan internasional Indonesia dengan Amerika Serikat tidak dipengaruhi harga CPO.

Table 5. Result of Short-run Coefficient

Variable	Model 1 Coefficient (t-statistics)	Model 2 Coefficient (t-statistics)
LnER(-1)	-	-0.338 (- 3.512)***
Inf(-1)	-0.181 (- 2.593)**	-
Inf	-	0.142 (2.235)**
ΔLnMS	0.002 (1.611)	0.032 (0.275)
ΔLnMS(-1)	-0.006 (- 2.360)**	-0.131 (-1.232)
ΔLnMS(-2)	-0.006 (- 2.411)**	-0.142 (-1.360)
ΔLnMS(-3)	-0.008 (- 3.584)**	-0.275 (- 2.471)**
ΔLnMS(-4)	-0.004 (- 2.473)**	-0.240 (- 2.323)**
ΔLnMS(-5)	-	-0.042 (0.380)
ΔLnMS(-6)	-	0.223 (- 2.117)**
Ln(GDP)	-	0.027 (1.660)
ΔLnGDP	0.041 (1.733)*	-

$\Delta \ln \text{GDP}(-1)$	0.032 (1.125)	-
$\Delta \ln \text{GDP}(-2)$	-0.001 (-0.007)	-
$\Delta \ln \text{GDP}(-3)$	0.012 (0.464)	-
$\Delta \ln \text{GDP}(-4)$	0.016 (0.667)	-
$\Delta \ln \text{GDP}(-5)$	0.069 (3.452)**	-
$\ln(\text{CPO})$	0.002 (0.878)	-0.009 (-0.647)
ECt	-0.181 (-)	-0.338 (-)
	4.335)***	5.125)***

Note: The ***, **, and * indicate the statistically significant level 1%, 5% and 10% respectively.

All variables transform to logarithm except inflation.

Furthermore, if there is a deviation or error in the short term, it will be corrected in the long term (Habibullah et al., 2012). Both error correction term values are significant at the 5% level and have a negative coefficient value. Third, the coefficient value of the error correction term has implications for the speed of adjustment to regain its balance in the long run. Both of model shows different levels of speed of adjustment. The error correction term value is 0.18 and 0.34, which indicates that if an error or deviation occurs in the short term, it will be corrected for 1.8 quarterly for models 1 and 5.8 quarterly for model 2 to regain balance in the long run.

5. CONCLUSION, IMPLICATION, SUGGESTION, AND LIMITATIONS

Hasil penelitian menunjukkan bahwa tidak terdapat pengaruh harga CPO terhadap nilai tukar dan inflasi baik pada jangka pendek dan jangka panjang. Volatilitas nilai tukar selama periode penelitian dipengaruhi oleh inflasi dan money supply serta GDP. Perbedaan hasil penelitian disebabkan bahwa penelitian ini menggunakan harga CPO internasional, sedangkan pada penelitian-penelitian sebelumnya menggunakan volume komoditas ekspor unggulan. Hasil penelitian menunjukkan bahwa volatilitas nilai tukar dapat direndam dengan penguatan integrasi kebijakan fiscal dan moneter. Stabilitas nilai tukar dapat mencerminkan stabilitas perekonomian domestic. Limitation penelitian adalah tidak menerapkan volume komoditas ekspor unggulan karena lack of data di Indonesia.

6. REFERENCES

- Aprina, H. (2014). Analisis pengaruh harga crude palm oil (CPO) dunia terhadap nilai tukar riil rupiah. *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan*, 16(4), 315–338.
- Astuty, F. (2023). Analisis pengaruh tingkat suku bunga, produk domestik bruto dan kurs terhadap inflasi di Indonesia. *Journal of Accounting and Finance*, 5(1), 13–24.
- Basher, S., Haug, A., & Sadorsky, P. (2016). The impact of oil shocks on exchange rates: A Markov-switching approach. *Energy Economics*, 54, 11–23.
- Boubakri, S., Guillaumin, C., & Silanine, A. (2019). Non-linier relationship between real commodity price volatility and real effective exchange rate: The case of commodity-exporting countries. *Journal of Macroeconomics*, 60, 212–228.
- Brown, S., & Yucel, M. (2002). Energy prices and aggregate economic activity: an interpretative survey. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 42, 193–208.
- Cayen, J., Coletti, D., Lalonde, R., & Maier, P. (2010). What drives exchange rates? New evidence from a panel of US dollar bilateral exchange rates. *Bank of Canada Working Paper*, February, Bank of Canada. <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.153.6804&rep=rep1&type=pdf>
- Chen, Y., & Rogoff, K. (2003). Commodity currencies. *International Economics*, 60(1), 133–160.
- Coudert, V., Couharde, C., & Mignon, V. (2015). On the impact of volatility on the real exchange rate term of trade nexus: Revisiting commodity currencies. *Journal of International Money and Finance*, 58, 110–127.
- Dauvin, M. (2014). Energy prices and the real exchange rate of commodity-exporting countries. *International Economics*, 137, 52–72.
- Edwards, S. (1988). Commodity export prices and the real exchange rate in developing countries: Coffee in Colombia. In *The Canadian Journal of Economics* (Vol. 21, Issue 3). <https://doi.org/10.2307/135450>
- Eregha, P. B. (2021). Asymmetric response of CPI inflation to exchange rates in oil-dependent developing economy: The case of Nigeria. *Economic Change and Restructuring*, 55(2), 1091–1108.
- Erizona, C., Napitupulu, D. M., & Ningsih, R. (2021). Analisis posisi daya saing crude palm oil (CPO) Indonesia di enam negara importir utama. *Journal of Agribusiness and Local Wisdom*, 4(2), 44–58.
- Frankel, J. (2007). On the rand: Determinants of the South African exchange rate. *South African Journal of Economics*, 75(3), 425–441. <https://doi.org/10.1111/j.1813-6982.2007.00130.x>
- Ghosh, S. (2011). Examining crude oil price - Exchange rate nexus for India during the period of extreme oil price volatility. *Applied Energy*, 88(5), 1886–1889. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2010.10.043>

- Guo, H., & Kliesen, K. (2005). Oil price and US macroeconomic activity. *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 57(6), 669–683.
- Habibullah, M. S., Din, B. H., & Abdullah, H. (2012). Border effects: The cases for states of northern Malaysia and provinces of southeastern Thailand. *Journal of International Economic Review*, 5(1), 15–27.
- Hamzah, R. N., & Santoso, I. H. (2020). Analisis pengaruh produksi, harga ekspor, crude palm oil, nilai tukar IDR/USD terhadap volume eksport crude palm oil Indonesia 2012-2016. *Economie*, 1(2), 183–195.
- Hastuti, P., Ane, L., & Yahya, M. (2020). Fenomena kurs rupiah sebelum dan selama covid-19. *Niagawan*, 9(3), 197–207.
- Kaboro, J., Kalio, A., & Kibet, L. (2018). The effect of real gross domestic product (GDP) growth rate convergence on exchange rate volatility in search for the east African monetary union. *Journal of Economics and International Finance*, 10(6), 65–76.
- Kilian, L., & Vigfusson, R. . (2011). Are the responses of the U.S. economy asymmetric in energy price increases and decreases? *Quantitative Economics*, 2, 419–453.
- Kurniawan, M. L. A., & A'yun, I. Q. (2022). Dynamic analysis on export, FDI and growth in Indonesia: An autoregressive distributed lag (ARDL) model. *Journal of Economics, Business & Accountancy Ventura*, 24(3), 350–362.
- Kurniawan, M. L. A., Khasanah, U., & Baharudin, A. (2023). Determinant of Property Price Through the Monetary Variables. *Jurnal Ekonomi Pembangunan: Kajian Masalah Ekonomi Dan Pembangunan*, 24(1), 12–23. <https://doi.org/10.23917/jep.v24i1.20588>
- Ngandu, S. (2005). *Mineral Prices and the Exchange Rate: What Does the Literature Say?* February. <http://hdl.handle.net/20.500.11910/7263>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Prasetyo, A., Marwanti, S., & Darsono, N. (2018). Keunggulan komparatif dan kinerja ekspor minyak sawit mentah Indonesia di pasar internasional. *Jurnal Agro Ekonomi*, 35(89).
- Reboreda, J. C., & Rivera-Castro, M. A. (2013). A wavelet decomposition approach to crude oil price and exchange rate dependence. *Economic Modelling*, 32(1), 42–57. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.12.028>
- Sari, D. K., & Setiawati, R. I. S. (2020). Analisis pengaruh transaksi pembayaran non-tunai terhadap jumlah uang beredar di Indonesia. *Journal of Economics Development Issues*, 3(2), 361–376.

Sumantri, F., & Latifah, U. (2019). Pengaruh ekonomi makro terhadap indeks harga konsumen.

Jurnal Sekretari Dan Manajemen Widya Cipta, 3(1), 25–34

