Samuka Vol 5 No 2 : hlm 152-160

SAMUKA

Jurnal Samudra Ekonomika

<https://ejurnalunsam.id/index.php/jse>

ANALISIS PERMINTAAN UANG DI INDONESIA : PENDEKATAN AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG (ARDL)

Ahmad Ridha^{1*}, Nurjannah², Ratna Mutia³

ahmad.ridha@unsam.ac.id

nurjannah@unsam.ac.id

ratnamutia@serambimekkah.ac.id

^{1*,2} Program Studi Ekonomi Pembangunan, Universitas Samudra, Langsa
Jl. Prof. Dr. Syarief Thayeb, Meurandeh, Kota Langsa, Aceh 24416

³ Program Studi Pendidikan Ekonomi, Universitas Serambi Mekkah
Jl. Teungku Imum Lueng Bata, Batoh – Banda Aceh 23249

Received: September 2021; Accepted: September 2021; Published: September 2021

Abstrak

Penelitian ini mengkaji permintaan uang di Indonesia dengan menggunakan pendekatan autoregressive distributed lag (ARDL). Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui fungsi permintaan uang di Indonesia dan faktor-faktor yang mempengaruhinya selama periode 1990:1-2019:4 dengan menggunakan data kuartal. Ada dua persamaan estimasi untuk uang sempit (M1) dan uang luas (M2). Hasil pengujian bounds testing menunjukkan bahwa ada hubungan jangka panjang yang stabil antara permintaan uang dan determinannya. Hasil persamaan pertama (M1) dalam jangka panjang variabel GDP dan inflasi bertanda positif sedangkan suku bunga dan nilai tukar bertanda negatif, dan semua variabel independen berpengaruh signifikan, yang ditunjukkan dengan nilai probabilitas kurang dari 0,05. Pada persamaan kedua (M2) dalam jangka panjang, variabel GDP dan nilai tukar menunjukkan arah positif sedangkan variabel inflasi memiliki arah negatif. Semua variabel independen berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang di Indonesia kecuali variabel suku bunga. Nilai koefisien determinasi R^2 untuk persamaan pertama sebesar 0,857 sedangkan persamaan kedua sebesar 0,807. Hasil pengujian CUSUM dan CUSUMQ untuk kedua model analisis stabil dalam jangka panjang.

Kata kunci: Permintaan Uang, Stabilitas, ARDL, Indonesia

Abstract

This study examines the demand for money in Indonesia using the autoregressive distributed lag (ARDL) approach. The purpose of this study is to determine the function of money demand in Indonesia and the factors that influence it during the period 1990:1-2019:4 using quarterly data. There are two estimation equations for narrow money (M1) and broad money (M2). The results of bounds testing confirm that a stable, long-run relationship exists between demand for money and its determinants. The result of the first equation (M1) in the long-run, GDP, inflation coefficient is positive while interest rates and exchange rates are negative, and all independent variables have a significant effect, which is indicated by a probability value of less than 0.05. In the second equation (M2) in the long-run, GDP, exchange rate shows a positive direction while inflation has a negative direction. All independent variables have a significant effect on money demand in Indonesia except for interest rates. The coefficient of determination R^2 for the first equation is 0.857 while the second equation is 0.807. The results of the CUSUM and CUSUMQ tests for both analytical models are stable in the long run.

Keywords: Money Demand, Stability, ARDL, Indonesia

PENDAHULUAN

Peran uang sangat penting, hampir tidak ada satu bagian dari kehidupan ekonomi manusia yang tidak terkait dengan uang. Pengalaman menunjukkan bahwa jumlah uang yang tidak terkendali dapat berdampak buruk bagi perekonomian. Analisis permintaan uang merupakan analisis ekonomi yang diperlukan untuk mendukung kebijakan yang diambil pemerintah di bidang moneter. Pemerintah dalam hal ini Bank Indonesia dapat mengambil kebijakan moneter yang bertujuan untuk mencapai stabilitas moneter. Faktor-faktor yang menentukan permintaan uang dalam perekonomian telah menjadi fokus utama ekonomi moneter dan kebijakan moneter sejak lahirnya disiplin ilmu ekonomi. Mengingat pentingnya stabilitas dalam permintaan uang, banyak literatur yang membahas aspek teoritis dan empiris dari permintaan uang di berbagai negara, baik negara maju maupun negara berkembang.

Ada beberapa penelitian yang mengkaji permintaan uang dan faktor-faktor yang mempengaruhinya, seperti Folarin dan Asongu (2019) yang mengkaji di Nigeria, Turturka (2017) yang melakukan kajian di Turki, Daniele, dkk (2016) kajian di Italia, Widodo (2015) dan Achsan (2010) yang melakukan kajian di Indonesia, serta Price dan Nasim (1999) kajian di Pakistan. Secara umum para peneliti sepakat bahwa instrumen moneter M1, M2 secara agregat dapat digabungkan dengan suku bunga dan pendapatan nasional. Fungsi permintaan uang adalah salah satu hubungan makroekonomi yang paling banyak diselidiki. Hal ini disebabkan stabilitas permintaan uang memegang peranan penting dalam implementasi kebijakan moneter dan juga mencerminkan pentingnya terkait dengan stabilitas permintaan uang dalam pemodelan teoritis.

Pada dekade 1970-an terdapat bukti kuat bahwa permintaan uang lebih stabil. Namun, pada dekade berikutnya, proses inovasi keuangan berubah sangat cepat, selain itu tingkat suku bunga menjadi lebih sensitif untuk digunakan menjelaskan hubungan yang tidak stabil antara permintaan uang dan faktor-faktor yang mempengaruhinya (Mishkin, 2016). Sedangkan menurut Price dan Nasim (1999); Knell dan Stix (2005) tingkat perkembangan dan pertumbuhan moneter sering dianalisis berdasarkan fungsi permintaan uang. Jika fungsi permintaan uang stabil, maka dapat menganalisis pergerakan inflasi dalam jangka panjang. Hubungan ini menginformasikan pembuat kebijakan atau pemerintah dalam mengambil kebijakan moneter dan meningkatkan tingkat pertumbuhan uang dengan akurasi yang tepat. Studi terbaru oleh Mele dan Stefanski (2019) menyebutkan bahwa instrumen moneter mengalami penurunan seiring dengan meningkatnya pertumbuhan ekonomi. Lebih lanjut mereka menjelaskan bahwa hubungan negatif ini disebabkan oleh proses transformasi struktural yang diikuti dengan meningkatnya pendapatan masyarakat.

Beberapa bank sentral pada tahun 1990-an mengadopsi variabel inflasi dan pendapatan nasional dalam menganalisis kebijakan moneter. Hal ini berbeda dengan dekade sebelumnya yang memiliki instrumen suku bunga dan stok uang. Perubahan ini terkait dengan kegagalan agregat moneter dalam menerapkan kebijakan moneter (Bordo dan Siklos, 2017). Adanya hubungan yang stabil antara uang dan variabel makroekonomi merupakan prasyarat dalam kebijakan moneter. Keberhasilan kebijakan tersebut sangat tergantung pada sejauh mana hubungan yang stabil antara permintaan uang dan determinannya (Baharumshah, dkk. 2009). Sistem nilai tukar mengambang diterapkan sejak Agustus 1997 di Indonesia. Hal ini mengakibatkan nilai tukar berfluktuasi mengikuti kondisi perekonomian, namun Bank Indonesia harus menjaga stabilitas dan nilai tukar rupiah. Kebijakan ini menyebabkan pergerakan nilai tukar menjadi lebih rentan karena pengaruh faktor ekonomi dan non-ekonomi (Syarifuddin, 2016).

Pelaksanaan kebijakan moneter bagi negara berkembang memiliki tujuan utama stabilitas harga komoditas dan nilai tukar. Ini adalah pandangan yang didasarkan pada fakta bahwa inflasi pada dasarnya adalah fenomena moneter, sehingga mengendalikan pertumbuhan jumlah uang beredar dianggap sebagai metode penargetan inflasi yang tepat. Banyak bank sentral memilih kerangka kebijakan penargetan moneter untuk mencapai tujuan stabilitas harga (Oluwole dan Oluwenga, 2007; Bordo dan Siklos, 2017).

Beberapa variabel dapat mempengaruhi fungsi permintaan uang, hal ini merupakan praktik umum untuk merumuskan permintaan uang dengan memasukkan variabel skala seperti pendapatan nasional, suku bunga dan nilai tukar. Banyak ekonom setuju bahwa kesetaraan permintaan uang harus mempengaruhi variabel tingkat transaksi dalam perekonomian dan variabel yang mewakili peluang untuk memegang uang (Bahmani-Oskooee, 2001). Dalam pandangan perekonomian terbuka, variabel seperti nilai tukar mencerminkan pengembalian relatif uang asing ke pasar domestik sehingga dapat dianalisis dalam persamaan permintaan uang domestik. Selain itu, di sebagian besar negara berkembang, lembaga keuangan tidak berkembang dengan baik, sehingga inflasi digunakan untuk biaya peluang.

Tujuan penelitian ini adalah: (1) untuk mengetahui hubungan empiris antara agregat moneter M1, M2, PDB, inflasi, nilai tukar dan suku bunga dengan menggunakan model ARDL. (2) untuk mengetahui stabilitas jangka panjang fungsi permintaan uang M1 dan M2 di Indonesia.

METODE PENELITIAN

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang terdiri dari permintaan uang riil M1 dan M2, output riil (GDP), inflasi, nilai tukar dan suku bunga. Data yang digunakan dalam bentuk kuartal bersumber dari Badan Pusat Statistik dan Bank Indonesia periode 1990:1–2019:4. Data penelitian diolah dengan aplikasi Eviews. Untuk mengetahui model kointegrasi menggunakan metode uji kointegrasi Bound. Penentuan tingkat batas nilai kointegrasi berdasarkan batas-batas nilai kritis seperti yang terdapat dalam Pesaran dkk. (2001).

Model ARDL dalam penelitian ini diadopsi dari studi Bahmani-Oskooee dan Rehman (2005) yang menganalisis tingkat stabilitas permintaan uang di beberapa negara berkembang di Asia. Pendekatan ARDL memiliki kelebihan yaitu dapat diestimasi pada pengujian unit root I (0) dan I (1) atau campuran keduanya, namun model ini tidak dapat digunakan pada hasil pengujian unit root I(2). Berdasarkan hasil penelitian Achsani (2010) model ARDL lebih tepat digunakan dalam menganalisis fungsi permintaan uang di Indonesia dibandingkan dengan model VECM. Persamaan umum yang digunakan dalam penelitian ini:

$$LM_t = \beta_0 + \beta_1 LGDP_t + \beta_2 RA_t + \beta_3 INFP_t + \beta_4 LER_t + e_t \quad (1)$$

di mana M ; simbol untuk permintaan uang agregat (M1 dan M2), GDP : produk domestik bruto, INFP : inflasi, ER : nilai tukar, RA : suku bunga, L : logaritma natural dan e adalah error term. Berdasarkan persamaan (1) dapat dijabarkan model persamaan ARDL yaitu:

$$\begin{aligned} \Delta LM_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} RA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta INFP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} LER_{t-i} \\ & + \beta_1 LM_{t-1} + \beta_2 LGDP_{t-1} + \beta_3 RA_{t-1} + \beta_4 INFP_{t-1} + \beta_5 LER_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

di mana Δ menunjukkan *first difference*. Koefesien (β_1 – β_5) menunjukkan hubungan jangka panjang sedangkan koefesien (α_1 – α_5) mewakili dinamika model jangka pendek. Berdasarkan persamaan (2) dapat disusun *error correction* dari model ARDL sebagai berikut:

$$\begin{aligned} LM_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta LM_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} RA_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta INFP_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} LER_{t-i} \\ & + \gamma ECT_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (3)$$

di mana simbol γ adalah parameter penyesuaian kecepatan dan ECT adalah residual yang diperoleh dari estimasi model kointegrasi persamaan (2).

HASIL PENELITIAN DAN PEMBAHASAN

Sebelum mengestimasi model ARDL, ada beberapa uji diagnostik yang dilakukan agar model ARDL yang diestimasi dapat terhindar dari pelanggaran asumsi dasar ekonometrika. Langkah pertama melakukan uji stasioneritas dengan *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Hasil pengujian terdapat pada tabel 1. Berdasarkan hasil uji stasioneritas semua variabel stasioner pada I(1) kecuali variabel suku bunga (RA) stasioner pada level I(0), sehingga penggunaan model ARDL sangat cocok dalam penelitian ini (Akinlo, 2006). Kedua persamaan hasil regresi tersebut cukup serasi dan lolos uji diagnostik. Asumsi kunci untuk metode ARDL adalah bahwa residu harus independen secara serial. Hasil uji statistik menunjukkan bahwa tidak adanya korelasi serial sehingga estimasi ARDL dapat diandalkan.

Tabel 1. Uji Stasioneritas dan Analisis Sensitivitas

No	Variabel	T statistik, ADF	Nilai kritis Mackinnan 5%	Keterangan
1	LM2	-10.4414	-3.4497	stasioner I(1)
2	LM1	-5.4157	-3.4508	stasioner I(1)
3	LGDP	-5.2638	-3.4515	stasioner I(1)
4	RA	-4.1845	-3.4497	stasioner I(0)
5	INFP	-7.4154	-3.4497	stasioner I(1)
6	LER	-8.0078	-3.4497	stasioner I(1)
Analisis Sensitivitas				
LM1			LM2	
Autokorelasi LM, F = 2.1606 (0.3395)			Autokorelasi LM, F = 3.1198 (0.2101)	
Uji normalitas, JB = 0.5926 (0.7435)			Uji normalitas, JB = 0.7542 (0.6858)	
Heteroskedastisitas, F = 21.2595 (0.2149)			Heteroskedastisitas, F = 18.1479 (0.5777)	

Sumber : Output Eviews, 2021

Hasil pengujian bound test terdapat pada Tabel 2 bahwa nilai F statistik lebih besar F tabel dengan tingkat signifikansi 0,05. Maka dapat dinyatakan terdapat kointegrasi antara variabel dependen dan determinannya.

Table 2. Hasil Pengujian Bounds

Variabel	F-Statistik	95% level		99% level		Keterangan
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
M1	4.19*	2.56	3.49	3.29	4.37	co-integration
M2	3.58*					co-integration

Keterangan: * adalah taraf signifikansi 5%, nilai kritis dari Narayan (2005)

Sumber : Output Eviews, 2021

Adapun hasil estimasi ARDL untuk persamaan M1 dan persamaan M2 terdapat pada tabel 3A dan 3B berikut:

Tabel 3A. Hasil Estimasi untuk Variabel M1

Variabel Dependen LM1 (lag. 4, 1, 4, 3, 1)					
Estimasi Koefisien jangka pendek					
Lag	LM1	LGDP	LER	RA	INFP
0		0.219 (0.091)	-0.122 (0.002)	-0.009 (0.004)	0.004 (0.387)
1	-0.293 (0.002)	0.283 (0.025)	0.153 (0.008)	0.006 (0.077)	0.005 (0.192)
2	-0.059 (0.545)		-0.133 (0.025)	0.007 (0.028)	
3	-0.197 (0.047)		0.049 (0.338)	-0.004 (0.055)	
4	0.362 (0.003)		-0.186 (0.005)		

Estimasi Koefisien Jangka Panjang, R ² dan nilai EC						
C	LGDP	LER	RA	INFP	R ²	EC _{t-1}
0.038 (0.017)	0.226 (0.013)	-0.212 (0.041)	-0.001 (0.006)	0.008 (0.029)	0.857	-1.186 (0.000)

catatan : nilai () adalah probabilitas

Sumber : Output Eviews, 2021

Berdasarkan Tabel 3A menunjukkan dalam jangka panjang, nilai koefisien pendapatan nasional (GDP) berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang domestik dengan nilai koefisiennya sebesar 0,226 bertanda positif dan nilai probabilitas sebesar 0,013 lebih kecil dari nilai kritis 0,05. Hasil ini sesuai dengan teori kuantitas uang dimana permintaan uang dipengaruhi secara positif oleh pendapatan nasional. Selain itu, hasil ini juga mendukung penelitian yang dilakukan oleh Widodo (2015), Nakanishi (2013) dan Daniele, dkk (2017). Selanjutnya Koefisien nilai tukar (ER) berpengaruh signifikan dengan tandanya negatif, hal ini menunjukkan depresiasi nilai mata uang rupiah di Indonesia meningkatkan permintaan uang.

Variabel tingkat suku bunga (RA) berpengaruh signifikan dan nilainya negatif 0,001. Hal ini juga sesuai dengan penelitian empiris tentang pengaruh suku bunga terhadap permintaan uang seperti kajian yang dilakukan Ahasani (2010), Widodo (2015) yang melakukan penelitian di Indonesia. Selanjutnya, variabel inflasi adalah 0,008 dan signifikan.

Tabel 3B. Hasil Estimasi untuk Variabel M2

Variabel Dependen LM2 (lag. 4, 2, 4, 4, 2)

Estimasi Koefisien jangka pendek

Lag	LM2	LGDP	LER	RA	INFP
0		0.023 (0.710)	0.190 (0.000)	0.001 (0.920)	-0.002 (0.918)
1	-0.118 (0.194)	0.198 (0.003)	0.018 (0.536)	-0.003 (0.035)	-0.002 (0.303)
2	0.124 (0.115)	0.134 (0.055)	0.069 (0.022)	0.006 (0.000)	-0.005 (0.016)
3	-0.004 (0.959)		-0.026 (0.364)	-0.007 (0.638)	
4	0.434 (0.000)		-0.129 (0.001)	-0.003 (0.010)	

Estimasi Koefisien Jangka Panjang, R ² dan nilai EC						
C	LGDP	LER	RA	INFP	R ²	EC _{t-1}
0.027 (0.024)	0.628 (0.022)	0.309 (0.026)	-0.001 (0.702)	-0.012 (0.049)	0.807	-0.564 (0.000)

catatan : nilai () adalah probabilitas

Sumber : Output Eviews, 2021

Berdasarkan Tabel 3B, nilai koefisien pendapatan nasional (GDP) dalam jangka panjang adalah 0,628 berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang luas (M2) yang dicerminkan oleh probabilitas 0,024 lebih kecil dari nilai kritis 0.05. Pengaruh pertumbuhan ekonomi terhadap permintaan uang didasarkan pada motif preventif dan transaksional, hal ini sangat tergantung pada tingkat pendapatan. Orang berpenghasilan tinggi akan melakukan lebih banyak transaksi daripada orang berpenghasilan rendah. Dengan demikian, semakin tinggi tingkat pertumbuhan ekonomi suatu negara akan meningkatkan permintaan uang untuk transaksi dan motif pencegahan (Prasetyo, 2018; Widodo, 2015). Koefisien elastisitas pendapatan (GDP) jangka panjang relatif lebih tinggi pada persamaan kedua. Hal ini dapat dijelaskan terutama oleh definisi yang lebih luas dari uang M2 yang digunakan seperti deposito dan tabungan. Elastisitas pendapatan (GDP) di Indonesia adalah unitary. Hal ini mendukung temuan Singh dan Kumar (2012); dan Barros et.al (2016). Implikasinya, sebagian besar uang disimpan untuk keperluan alat tukar di Indonesia. Sementara

variabel tingkat suku bunga (RA) untuk persamaan M2 tidak berpengaruh signifikan terhadap jumlah uang beredar di Indonesia, penelitian ini mendukung argumen Bahmani-Oskooee dan Rehman (2005) bahwa suku bunga bukanlah ukuran yang tepat dalam mengendalikan permintaan uang di negara berkembang dengan pasar keuangan yang relatif kurang berkembang.

Koefisien nilai tukar sebesar 0,309 dan berpengaruh signifikan. Hal ini sesuai dengan penelitian Chaisrisawatsuk, dkk (2004) yang berfokus pada negara-negara berkembang, dimana substitusi mata uang merupakan faktor yang signifikan dalam persamaan permintaan uang domestik di Indonesia. Sedangkan variabel suku bunga (RA) bertanda negatif dan tidak signifikan. Hasil ini menunjukkan bahwa penggunaan instrumen suku bunga yang terus berlanjut pada saat permintaan uang relatif stabil dapat dilihat sebagai penggunaan instrumen kebijakan yang relatif kurang tepat. Elastisitas tingkat inflasi (INFP) bertanda negatif sebesar -0,012 dan berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang di Indonesia.

Penyimpangan permintaan uang dari keseimbangan jangka panjang dapat terjadi dalam jangka pendek. Hal ini terjadi karena adanya guncangan pada satu atau beberapa model variabel. Selain itu, perilaku permintaan uang riil jangka pendek dan jangka panjang memiliki dinamika yang berbeda. Dinamika perilaku permintaan uang dalam jangka pendek biasanya lebih fluktuatif daripada jangka panjang.

Hasil pengujian dinamika jangka pendek baik uang sempit (M1) dan uang luas (M2) dan berbagai tes diagnostik menunjukkan penyesuaian dinamis dari semua variabel. Koefisien EC_{t-1} yang negatif dan signifikan dapat menjadi indikasi adanya kointegrasi. Seperti dapat dilihat dari dua panel di atas nilai EC_{t-1} menunjukkan tanda negatif -1.186 untuk persamaan M1 dan -0.564 untuk persamaan M2. Hubungan yang stabil antara permintaan uang dengan faktor-faktor yang mempengaruhinya dianggap sebagai syarat penting bagi perumusan strategi kebijakan moneter yang didasarkan pada penargetan moneter jangka pendek. Stabilitas koefisien jangka panjang digunakan sebagai koreksi kesalahan dalam dinamika jangka pendek. Beberapa masalah ketidakstabilan dapat berasal dari pemodelan dinamika jangka pendek yang tidak akurat yang mempengaruhi hubungan jangka panjang (Bahmani-Oskooee dan Rehman, 2005). Oleh karena itu, perlu untuk menggabungkan dinamika jangka pendek untuk merumuskan parameter jangka panjang dengan melakukan pengujian CUSUM dan CUSUMQ yang dikembangkan oleh Brown, dkk (1975).

Pengujian CUSUM didasarkan pada jumlah kumulatif residu rekursif pada pengamatan pertama. Jika plot statistik CUSUM berada pada taraf signifikansi 5%, maka hasil uji koefisien estimasi dapat dikatakan stabil. Prosedur yang sama digunakan untuk CUSUMQ yang didasarkan pada residu rekursif kuadratik. Hasil pengujian ditunjukkan pada Gambar 1 - 4.

Gambar 1. Cumulative Sum of Recursive Residuals (M1)

Sumber : Output Eviews (2021)

Gambar 2. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (M1)
Sumber : Output Eviews (2021)

Gambar 3. Cumulative Sum of Recursive Residuals (M2)
Sumber : Output Eviews (2021)

Gambar 4. Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals (M2)

Sumber : Output Eviews (2021)

Hasil uji statistik CUSUM dan CUSUMQ untuk persamaan M1 dan M2 tidak melewati garis nilai kritis, maka dapat disimpulkan bahwa kedua persamaan permintaan uang baik persamaan M1 dan M2 adalah stabil. Hasil penelitian ini dapat menjadi indikasi bahwa uang sempit (M1) dan uang luas (M2) dapat menjadi agregat moneter yang dapat dikendalikan oleh pengambil kebijakan dalam mengendalikan permintaan uang domestik.

KESIMPULAN

Penelitian ini menganalisis stabilitas permintaan uang di Indonesia. Data yang digunakan meliputi periode 1990:1 hingga 2019:4. Selain itu, model *autoregressive distributed lag* (ARDL) digunakan untuk menguji hubungan jangka panjang antara agregat moneter (M1 dan M2) dengan determinannya. Hasil pengujian regresi dapat disimpulkan bahwa hubungan jangka panjang adalah valid. Selain itu, dengan menggunakan CUSUM dan CUSUMQ dari uji kuadrat, permintaan uang di Indonesia relatif stabil baik menggunakan definisi uang sempit (M1) dan uang luas (M2).

Hasil analisis koefisien pendapatan nasional (GDP) dalam jangka panjang baik pada persamaan M1 maupun M2 berpengaruh positif dan signifikan terhadap permintaan uang di Indonesia. Hasil ini sesuai dengan teori kuantitas uang bahwa permintaan uang dipengaruhi secara positif oleh pendapatan. Variabel nilai tukar (ER) dalam jangka panjang berpengaruh negatif pada persamaan M1 sedangkan pada persamaan M2 nilai tukar berpengaruh positif. Variabel Suku bunga (RA) dalam jangka panjang berpengaruh negatif dan signifikan terhadap permintaan uang (M1 dan M2). Nilai estimasi ini menunjukkan bahwa jika suku bunga naik ada kecenderungan masyarakat untuk mengurangi uang tunai dan cenderung menyimpan uangnya di bank karena lebih menguntungkan daripada memegang uang tunai, meskipun nilai koefisiennya relatif kecil (0,001 dan 0,012). Inflasi dalam jangka panjang berpengaruh signifikan terhadap permintaan uang (M1 dan M2) namun memiliki arah yang berbeda. Pada variabel M1 koefisien inflasi menunjukkan tanda positif sebaliknya pada variabel M2.

REFERENSI

- Achsani, Noer, Azam. (2010). Stability of Money Demand in an Emerging Market Economy: An Error Correction and ARDL Model for Indonesia. *Research Journal of International Studies*. 13: 54-62.
- Akinlo, E. A. (2006). The stability of money demand in Nigeria: An autoregressive distributed lag approach. *Journal of Policy Modelling*. 28(4), 445–452.
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi, Siti Hamizah Mohd and A. Mansur M. Masih. (2009). The stability of money demand in China: Evidence from the ARDL model. *Economic Systems*, 33(3): 231-244
- Bahmani-Oskooee and Hafez Rehman (2005) Stability of the money demand function in Asian developing countries, *Applied Economics*, 37:7, 773-792.
- Bahmani-Oskooee, M. (2001). How stable is M2 money demand function in Japan?. *Japan and the World Economy* 13: 455-461
- Barros, C. P., Faria, J. R., dan Gil-Alana, L. A. (2016). The demand for money in Angola. *Journal of Economics and Finance*, 41(2), 408–420
- Bordo, M. D., and Siklos, P. L. (2017). Central banks: Evolution and innovation in historical perspective (No. w23847). National Bureau of Economic Research.
- Brown, R. L., Durbin, J., and Evans, J. M. (1975). Techniques for testing the constancy of regression relations over time. *Journal of the Royal Statistical Society*, 37(2), 149–192.
- Chaisrisawatsuk, S., Sharma, S. C., and Chowdhury, A. R. (2004). Money demand stability under currency substitution: Some recent evidence. *Applied Financial Economics*. 14(1), 19–27.

- Daniele, V., Foresti, P. and Napolitano, O. (2016). The stability of money demand in the long-run: Italy 1861-2011. *Cliometrica*. 11:217.
- Folarin OE, Asongu SA (2019). Financial liberalization and long-run stability of money demand in Nigeria. *Journal of Policy modelling* 41. Pp. 963-980.
- Knell, M., Stix, H. (2005). The income elasticity of money demand: a meta-analysis of empirical results. *J. Econ. Surv.* 19(3), 513–533.
- Mele, A., and Stefanski, R. (2019). Velocity in the Long Run: Money and Structural Transformation. *Review of Economic Dynamic*. Volume 31, January 2019, Pages 393-410.
- Mishkin, F.S. (2016). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. Pearson education, New York.
- Oluwole, O. dan Olugbenga, A. O. (2007). M2 targeting, money demand, and real GDP growth in Nigeria: Do rules apply?, *Journal of Business and Public Affairs*. 1(2): 1-20.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., and Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*. 16(3), 289–326.
- Poole, W. (1970). Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model. *The Quarterly Journal of Economics*, 84(2), 192–216
- Prasetyo, A. S. (2018). Determinants of demand for money and the velocity of money in Indonesia. *Journal of Developing Economies*. 3(2), 83-98.
- Price, S., and A. Nasim (1999). Modelling inflation and the demand for money in Pakistan; cointegration and causal structure. *Economic Modelling*. 16(1), 87-103.
- Singh, R., and Kumar, S. (2012). Application of the alternative techniques to estimate demand for money in developing countries. *Journal of Developing Areas*, 46(2), 43–63.
- Syarifuddin, Ferry. (2016). *Konsep, Dinamika dan Respon Kebijakan Nilai Tukar di Indonesia*. Jakarta. BI Institute
- Tumturka, Ogus. (2017). Stability of Money Demand Function in Turkey. *Business and Economics Research Journal* Volume 8 Number 1, 2017 pp. 35-48.
- Widodo, A. (2015). Faktor-faktor makroekonomi yang mempengaruhi permintaan uang di Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Studi Pembangunan*. 16(1), 63-72.