

Adakah Pengaruh Peningkatan Transaksi Pembayaran Nontunai terhadap Jumlah Uang Beredar selama Pandemi Covid - 19

Emilda

Universitas Indo Global Mandiri

emilda@uigm.ac.id

Kgs. M. Nurkholis

Universitas Indo Global Mandiri

kholis@uigm.ac.id

Andini Utari Putri

Universitas Indo Global Mandiri

andini@uigm.ac.id

Abstrak Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui adakah pembayaran nontunai terhadap jumlah uang beredar di Indonesia selama pandemi Covid-19. Uang beredar yang digunakan dalam penelitian ini adalah uang sempit (M1) dan uang beredar luas (M2). Pembayaran non tunai dalam penelitian ini diwakili oleh empat skema transaksi, yaitu sistem pembayaran dengan menggunakan kartu (APMK), uang elektronik, sistem kliring nasional Bank Indonesia (SKNBI), dan sistem BI-RTGS. Error Correction Model digunakan untuk mempelajari hubungan tersebut antara sistem pembayaran nontunai dan jumlah uang beredar. Pengolahan data dalam penelitian ini menggunakan Eviews 9. Hasil penelitian secara parsial menunjukkan bahwa hanya nilai transaksi elektronik yang berpengaruh positif terhadap jumlah uang beredar sempit (M1) dan tidak ada variabel dari skema pembayaran non tunai dalam penelitian ini yang berpengaruh secara parsial terhadap jumlah uang beredar luas (M2). Sedangkan secara simultan menunjukkan bahwa nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS secara bersama – sama berpengaruh terhadap jumlah uang beredar M1 dan M2.

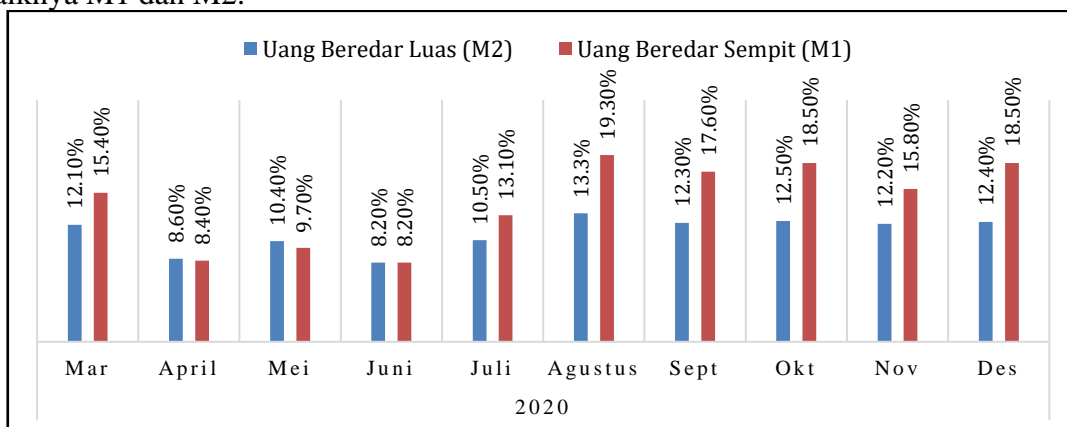
Kata Kunci *Pembayaran Non tunai, Jumlah Uang Beredar, Jumlah Uang Beredar Sempit (M1), Jumlah Uang Beredar Luas (M2)*

I. PENDAHULUAN

Perkembangan teknologi mengikuti kebutuhan manusia yang dinamis, salah satunya munculnya sistem pembayaran yang menawarkan kemudahan dalam kegiatan ekonomi. Dulu, masyarakat hanya bisa menggunakan uang fisik seperti uang kertas dan koin untuk transaksi pembayaran. Namun kini ada lebih banyak cara membayar tanpa menggunakan uang tunai. Masyarakat tidak perlu lagi menggunakan uang fisik untuk membayar. Kini masyarakat juga bisa menggunakan pembayaran elektronik. Pandemi Covid-19 membawa perubahan besar pada berbagai lapisan masyarakat. Dengan banyaknya hal yang terjadi di dunia digital, tidak ada yang memperkirakan bahwa Pandemi yang melanda pada tahun 2020 akan mempercepat digitalisasi. Menurut Faza et

al., (2023) *Community lockdowns, social distance, stay at home* dan berbagai upaya lainnya menekan penyebaran virus covid telah berdampak pada peningkatan e-money. Bank Indonesia (BI) mencatat jumlah transaksi jual beli di perdagangan elektronik (e-commerce) meningkat hampir dua kali lipat di tengah pandemi virus corona atau covid-19. Jumlahnya melonjak dari 80 juta transaksi pada 2019 menjadi 140 juta transaksi sampai Agustus 2020. Ada pergeseran pola belanja dan pembayaran masyarakat dalam memenuhi kebutuhannya di tengah pandemi. Sebab, masyarakat sedang tidak mungkin melakukan mobilitas di tengah kebijakan pembatasan dari pemerintah untuk menekan penyebaran virus. Sejalan dengan peningkatan transaksi pembelian di e-commerce, transaksi pembayaran digital pun ikut naik. Di sisi lain, pandemi corona juga memengaruhi laju transaksi uang elektronik.. BI juga mencatat transaksi uang elektronik (UE) sepanjang semester I/2022 tumbuh sebesar 40,6 persen secara tahunan mencapai Rp185,7 triliun.

uang elektronik merupakan bagian pembayaran non tunai dimana peningkatan transaksi menggunakan uang elektronik tentunya akan berdampak pada pembayaran non tunai secara keseluruhan. Pertumbuhan jumlah transaksi pembayaran non tunai cenderung mengalami peningkatan yang signifikan setiap tahunnya. Semakin meningkatnya pembayaran non-tunai mengisyaratkan bahwa jenis pembayaran ini lebih disukai masyarakat daripada pembayaran tunai, yang antara lain disebabkan rendahnya biaya transaksi, minimnya tenaga dan waktu yang dibutuhkan, dan tiadanya kendala waktu dan tempat untuk bertransaksi. Berdasarkan studi yang dilakukan oleh Pramono et al., (2006) diketahui bahwa peningkatan pembayaran non-tunai mengurangi permintaan uang kartal dan M1. Menurut Syarifuddin et al., (2009) permintaan uang kartal akan terpengaruh (diperkirakan turun) dengan adanya kemajuan teknologi pembayaran non-tunai. Namun M1 dan M2 diperkirakan akan naik, dengan adanya kemudahan pembayaran non-tunai, demand deposit dan saving deposit hampir menyerupai fungsi uang kartal. Dengan demikian terjadi substitusi dari uang kartal ke demand/saving deposit yang menyebabkan naiknya M1 dan M2.



Gambar 1. Pertumbuhan Uang Beredar Selama Pandemi Awal (Yoy)

Berdasarkan gambar 1 posisi M2 per akhir desember 2020 sebesar Rp 6.900 triliun atau meningkat 12,4% (yoy), sedikit lebih tinggi dibandingkan dengan pertumbuhan bulan sebelumnya sebesar 12,2% (yoy). Peningkatan tersebut didorong oleh M1 yang tumbuh sebesar 18,5% (yoy) yang lebih tinggi dari bulan sebelumnya. Jumlah uang beredar (M2) pada masa pandemi Covid 19 mengalami fluktuasi dimana jumlah uang beredar tertinggi pada bulan agustus 2020 sebesar 13,3% (yoy) dan terendah pada bulan juni 2020 yaitu 8,20%. Besarnya jumlah uang yang beredar tentunya harus menjadi

perhatian bank sentral. Heryadi et al., (2020) Pertumbuhan jumlah uang beredar memberikan dampak kausal terhadap peningkatan penggunaan uang elektronik. Selain uang elektronik, menurut Nursari et al., (2019) pembayaran non tunai lainnya (Kartu Debit/ATM, Kartu Kredit, Kliring, RTGS) berpengaruh positif terhadap permintaan uang tunai di masyarakat Indonesia.

Jumlah uang beredar di masyarakat perlu didukung oleh sistem pembayaran. Oleh karena itu, pembayaran nontunai saat ini menjadi hal yang perlu diwaspadai agar tidak berdampak negatif terhadap tujuan moneter (Astuty, 2023). Peningkatan jumlah uang beredar yang berlebihan dapat menyebabkan kenaikan harga melebihi tingkat yang diharapkan sehingga dalam jangka panjang dapat mengganggu stabilitas perekonomian. Oleh karena itu, peneliti ingin menganalisis hubungan beberapa variabel yang mewakili pembayaran nontunai terhadap jumlah uang beredar pada masa pandemi Covid-19.

II. LANDASAN TEORI

A. Pembayaran Non Tunai

Menurut Bank Indonesia, sistem pembayaran non-tunai merupakan sistem pembayaran yang menggunakan instrumen berupa Alat Pembayaran Menggunakan Kartu (APMK), cek, bilyet giro, nota debit, maupun uang elektronik (*card based* dan *server based*). Cakupan sistem pembayaran non tunai dikelompokkan menjadi 2 jenis transaksi yaitu

1. transaksi nilai besar (*wholesale*)

Transaksi nilai besar memiliki karakteristik transaksi yang bersifat penting dan segera (*urgent*), meliputi transaksi antar bank, transaksi di pasar keuangan atau transaksi dengan nilai *ticket size* \geq Rp1 Miliar.

2. Transaksi Ritel

Transaksi ritel meliputi transaksi antar individu dengan nilai *ticket size* $<$ Rp1 Miliar dengan karakteristik bernilai kecil dan relatif tinggi frekuensinya.

B. Jumlah Uang Beredar

Menurut Bank Indonesia, uang beredar adalah kewajiban sistem moneter (Bank Sentral, Bank Umum, dan Bank Perkreditan Rakyat/BPR) terhadap sektor swasta domestik (tidak termasuk pemerintah pusat dan bukan penduduk). Pada Juli 2013 dilakukan perluasan cakupan institusi yang menjadi bagian dari sistem moneter melalui penambahan BPR Syariah, sehingga sistem moneter mencakup institusi Bank Sentral, Bank Umum Konvensional.

Komponen Uang Beredar Luas (M2) meliputi:

- Uang beredar dalam artian sempit (M1)
- Uang Kuasi
- Surat berharga yang diterbitkan oleh sistem moneter yang dimiliki sektor swasta domestik dengan sisa jangka waktu sampai dengan satu tahun.

Komponen Uang Beredar Sempit M1 meliputi:

- Uang kartal yang dipegang masyarakat
- Giro rupiah, termasuk uang elektronik
- Tabungan

III. METODOLOGI PENELITIAN

Pendekatan kuantitatif dipilih untuk digunakan dalam proses penelitian. Pendekatan kuantitatif diartikan sebagai studi sistematis terhadap suatu fenomena

(Umairoh & Wijaya, 2023). Pembayaran non tunai pada penelitian ini menggunakan skema transaksi ATM dan debit, uang elektronik, kartu kredit, kliring dan RTGS. Kemudian, jumlah uang beredar dalam penelitian ini menggunakan jumlah uang beredar dalam arti sempit (M1) dan luas (M2) yang mengacu dari penelitian Fauzie (2014). Data dalam penelitian ini adalah data time series selama masa pandemi Covid – 19 yaitu dari bulan Maret 2020 hingga Mei 2023. Penentuan periode penelitian ini berdasarkan sejak presiden RI mengkonfirmasi kasus Covid – 19 di Indonesia hingga penetapan berakhirnya covid – 19 di Indonesia yang dituangkan dalam Keputusan Presiden Republik Indonesia Nomor 17 Tahun 2023.

Variabel independen yaitu volume penggunaan transaksi non tunai berupa Nilai Transaksi ATM dan kartu debit (NTATM), Nilai Transaksi Elektronik (NTE), Nilai Transaksi Kredit Kartu (NTKK), Nilai Transaksi kliring (NTKLIRING), dan nilai transaksi RTGS (NTRTGS) berupa data bulanan. Serta jumlah uang M1 dan M2 yang beredar sebagai jumlah uang beredar di Indonesia yang di dekati dari dua sisi yaitu, jumlah uang berdedar dalam arti sempit (*narrow money* - M1) dan jumlah uang beredar dalam arti luas (*broad money* – M2) sebagai variabel dependen.

Kemudian, data ini dilakukan uji stasioner data untuk mengetahui model penelitian yang akan digunakan.

Uji Stasioneritas Data

Stasioneritas data adalah uji untuk mendeteksi apakah data time series dipengaruhi oleh waktu atau tidak. Menurut Juanda & Junaidi (2012) Pemeriksaan kestasioneran data deret waktu dengan melihat trend data dalam grafik, menggunakan autokorelasi dan korelogram, dan uji akar unit (*unit root test*). Dalam penelitian ini uji stasioneritas dengan melakukan uji akar unit (*unit root test*). Kriteria pemilihan model penelitian dengan:

1. Jika semua variabel stasioner pada level, maka model yang digunakan adalah model regresi biasa
2. Jika minimal ada ada satu variabel stasioner pada level, atau stasioner pada derajat difference yang berbeda, maka menggunakan Model regresi difference
3. Jika semua variabel stasioner pada *difference* yang sama, maka menggunakan Model ECM (Error Correction Model).

Error Correction Term (ECT)

Error Correction Term yang merupakan ukuran bagi ketidakseimbangan (*disequilibrium error*). Untuk mengetahui apakah model spesifikasi ECM yang digunakan dalam penelitian adalah valid, maka dilakukan pengujian terhadap EC_t . Jika hasil pengujian koefisien EC_t signifikan, maka spesifikasi model ECM yang digunakan adalah valid.

Error Correction Model (ECM)

Model yang memasukkan penyesuaian untuk melakukan koreksi ketidakseimbangan jangka pendek menuju keseimbangan jangka panjang (Juanda & Junaidi, 2012). Model ECM Engle-Granger dapat didefinisikan sebagai berikut (Widarjono, 2013)

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_t + \alpha_2 EC_t + e_t$$

Dimana:

$$EC_t = (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1})$$

α_1 = koefisien jangka pendek

β_1 = koefisien jangka panjang

Model persamaan dalam jangka pendek yang digunakan dalam penelitian ini mengacu pada penelitian yang dilakukan oleh Fauzie (2014) sebagai berikut:

$$\Delta M1 = a_0 + a_1 \Delta NTATM_t + a_2 \Delta NTE_t + a_3 \Delta NTKK_t + a_4 \Delta NTKLIRING_t + a_5 \Delta NTRTGS_t + a_6 EC_{t-1} + e_t$$

$$\Delta M2 = a_0 + a_1 \Delta NTATM_t + a_2 \Delta NTE_t + a_3 \Delta NTKK_t + a_4 \Delta NTKLIRING_t + a_5 \Delta NTRTGS_t + a_6 EC_{t-1} + e_t$$

Dimana:

M1 = *narrow money*

M2 = *broad money*

NTATM = nilai transaksi ATM/debet

NTKK = nilai transaksi kartu kredit

NTE = nilai transaksi *e-money*

NTKLIRING = nilai transaksi SKNBI

NTRTGS = nilai transaksi BIRTGS

a₀ = konstanta

a₁...a₅ = koefisien jangka pendek

a₆ = koefisien koreksi ketidak seimbangan

EC = *Error Correction Term* yang merupakan ukuran bagi ketidakseimbangan (*disequilibrium error*)

IV. HASIL PENELITIAN

Pada bagian ini menjelaskan hasil uji akar unit root, regresi jangka panjang, uji residual ECT dan Uji Unit Root ECT, regresi jangka pendek (ECM), uji asumsi klasik dan estimasi model.

Hasil Uji Akar Unit Root (Unit Root Test)

Data runtun waktu memiliki pemasalahan terjadi autokorelasi atau heterokedatisitas yang menyebabkan data menjadi tidak stasioner. Oleh karena itu dalam membuat model-model ekonometrika dari data runtun waktu diharuskan menggunakan data yang stasioner. Apabila data yang digunakan tidak stasioner akan menghasilkan suatu model yang dikenal dengan regresi lancung (*spurious regression*) yang dapat berakibat salahnya keputusan yang diambil. Dickey dan Fuller mengenalkan suatu uji formal untuk menstasionerkan data yang dikenal dengan “*unit root test*” atau uji akar unit.

Tabel 1. Hasil uji root pada tingkat level

Method		Statistic	Prob.**	
ADF - Fisher Chi-square		12.9486	0.5306	
ADF - Choi Z-stat		0.89378	0.8143	
Intermediate ADF test results				
Series	Prob.	Lag	Max Lag	Obs
M1	0.8345	1	9	37
M2	0.6887	0	9	38
NTATM	0.0767	1	9	37
NTE	0.9882	0	9	38
NTKK	0.9386	2	9	36
NTKLIRING	0.4700	2	9	36
NTRTGS	0.0803	0	9	38

Berdasarkan hasil uji root pada tingkat level pada tabel 1 menunjukkan bahwa setiap variabel tidak ada yang stasioner pada tingkat level sehingga dilakukan lagi uji root pada tingkat first difference. Berikut hasil uji root pada tingkat *first difference*.

Tabel 2. Hasil Uji Root pada Tingkat 1st Difference

Method		Statistic	Prob. **
ADF - Fisher Chi-square		218.141	0.0000
ADF - Choi Z-stat		-13.3987	0.0000
Intermediate ADF test results D			
Series	Prob.	Lag	Max Lag
D(M1)	0.0000	0	9
D(M2)	0.0000	0	9
D(NTATM)	0.0000	3	9
D(NTE)	0.0000	0	9
D(NTKK)	0.0000	1	9
D(NTKLIRING)	0.0000	1	9
D(NTRTGS)	0.0000	1	9

Berdasarkan hasil uji root pada tingkat *first difference*, semua variabel stasioner pada tingkat first difference. Dari hasil pengujian stasioner ini dapat ditentukan model untuk data time series. *Model Error Correction Model* adalah pilihan model yang tepat untuk penelitian ini karena pilihan model data time series memiliki semua variabel stasioner pada *first difference*.

Hasil Regresi Jangka Panjang

Persamaan jangka panjang yang dimaksud disini adalah persamaan regresi biasa yang memperkirakan hubungan antara variabel terikat dan variabel independen yang tidak stasioner pada level. Berdasarkan tabel hasil regresi jangka panjang dari persamaan M1 dan M2

Tabel 3. Hasil regresi jangka panjang dari persamaan M1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
NTATM	-0.000293	0.000391	-0.750012	0.4586
NTE	0.007392	0.000889	8.315847	0.0000
NTKK	0.007603	0.006222	1.222072	0.2303
NTKLIRING	-9.65E-05	0.000562	-0.171937	0.8645
NTRTGS	0.034652	0.007510	4.613903	0.0001
C	0.997561	0.174420	5.719299	0.0000
R-squared	0.935587	Mean dependent var		2.045179
Adjusted R-squared	0.925828	S.D. dependent var		0.309501
S.E. of regression	0.084291	Akaike info criterion		-1.968436
Sum squared resid	0.234466	Schwarz criterion		-1.712504
Log likelihood	44.38450	Hannan-Quinn criter.		-1.876610
F-statistic	95.86416	Durbin-Watson stat		1.304525
Prob(F-statistic)	0.000000			
Dependent Variable: M1				
Method: Least Squares				

Berdasarkan tabel 3 diatas diketahui nilai prob dari variabel NTE sebesar 0,0000 dan NTRTGS sebesar 0,0001 yang berarti memiliki nilai probabilita < sig 0.05 sehingga dapat dikatakan variabel NTE dan NTRTGS berpengaruh terhadap jumlah uang beredar (M1). Sedangkan variabel NTATM, NTKK, dan NTKLIRING memiliki nilai probabilita > 0.05 yaitu variabel NTKK sebesar 0,2303, NTKLRING sebesar 0.8645, dan NTATM sebesar 0.4586 sehingga dapat dikatakan NTKK, NTKLIRING, dan NTATM tidak berpengaruh terhadap jumlah uang beredar (M1).

Selanjutnya dilakukan juga pengujian regresi jangka panjang untuk persamaan M2. Berikut hasil uji regresi jangka panjang untuk persamaan M2.

Tabel 4. Hasil regresi jangka panjang dari persamaan M2

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
NTATM	-0.000599	0.000773	-0.775037	0.4438
NTE	0.017132	0.001757	9.750949	0.0000
NTKK	0.012630	0.012296	1.027117	0.3118
NTKLIRING	-0.000296	0.001110	-0.266438	0.7916
NTRTGS	0.077149	0.014844	5.197402	0.0000
C	5.076802	0.344730	14.72687	0.0000
R-squared	0.948781	Mean dependent var		7.362667
Adjusted R-squared	0.941020	S.D. dependent var		0.685985
S.E. of regression	0.166597	Akaike info criterion		-0.605844
Sum squared resid	0.915897	Schwarz criterion		-0.349911
Log likelihood	17.81396	Hannan-Quinn criter.		-0.514018
F-statistic	122.2577	Durbin-Watson stat		1.554979
Prob(F-statistic)	0.000000			
Dependent Variable: M2				
Method: Least Squares				

Berdasarkan tabel 4 diatas diketahui bahwa hasil pengujian regresi untuk jumlah uang beredar (M2) menunjukkan hal yang sama dimana nilai probabilita dari variabel NTE dan NTRTGS memiliki nilai probabilita < sig 0.05 dan variabel NTATM, NTKK, dan NTKLIRING memiliki nilai probabilita > 0.05 sehingga dapat dikatakan variabel NTE dan NTRTGS berpengaruh terhadap jumlah uang beredar (M2), sedangkan sisanya yaitu NTKK, NTKLIRING, dan NTATM tidak berpengaruh terhadap jumlah uang beredar (M2).

Hasil Error Correction Term (ECT)

Setelah melakukan uji regresi jangka panjang untuk mengetahui nilai residu. Kemudian uji residu (ECT) menggunakan uji Dickey-Fuller (augmented). Jika seri terko-integrasi, statistik uji Dickey-Fuller akan signifikan secara statistik.

Tabel 5. Hasil uji root test untuk ECT dari persamaan M1

		<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.*</i>
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.338515	0.0014
Test critical values:	1% level	-3.615588	
	5% level	-2.941145	
	10% level	-2.609066	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.			

Berdasarkan tabel 5 diatas ECT dari persamaan M1 memiliki nilai prob (ADF test) sebesar 0.0014 sebesar $0.0014 < 0.05$, maka H_0 ditolak dan disimpulkan ECT Stasioner pada tingkat level yang berarti hasil pengujian ini terjadi kointegrasi dan analisis data dari persamaan M1 dengan model ECM dapat dilanjutkan.

Tabel 6. Hasil uji root test untuk ECT dari persamaan M2

			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-5.029711	0.0002
Test critical values:	1% level		-3.615588	
	5% level		-2.941145	
	10% level		-2.609066	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				

Berdasarkan tabel diatas ECT dari persamaan M2 memiliki nilai prob (ADF test) sebesar $0.0002 < 0.05$, maka H_0 ditolak dan disimpulkan ECT Stasioner pada tingkat level yang berarti hasil pengujian ini terjadi kointegrasi dan analisis data dari persamaan M2d engan model ECM dapat dilanjutkan.

Hasil Rengresi Jangka Pendek (ECM)

Apabila terjadi kointegrasi, selanjutnya akan melakukan uji Error Correction Model, sebab hubungan keseimbangan jangka panjang antara variabel bebas dan variabel terikat dari hasil uji kointegrasi tidak akan berlaku setiap saat (Basuki, 2014). Berikut hasil uji ECM dari persamaan M1 dan M2.

Tabel 7. Hasil estimasi ECM dari persamaan M1

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NTATM)	6.06E-05	0.000273	0.221801	0.8259
D(NTE)	0.004981	0.001816	2.743268	0.0100
D(NTKK)	-0.000524	0.006271	-0.083609	0.9339
D(NTKLIRING)	0.000309	0.000323	0.956507	0.3462
D(NTRTGS)	0.007858	0.006754	1.163409	0.2535
ECT(-1)	-0.305382	0.166275	-1.836612	0.0759
C	0.010070	0.011393	0.883887	0.3836
R-squared	0.454324	Mean dependent var		0.025447
Adjusted R-squared	0.348710	S.D. dependent var		0.077457
S.E. of regression	0.062510	Akaike info criterion		-2.542172
Sum squared resid	0.121131	Schwarz criterion		-2.240511
Log likelihood	55.30126	Hannan-Quinn criter.		-2.434843
F-statistic	4.301720	Durbin-Watson stat		2.451787
Prob(F-statistic)	0.002881			
Dependent Variable: D(M1)				
Method: Least Squares				

Berdasarkan hasil test ECM diatas menunjukkan nilai ECT signifikan secara statistik dan memiliki nilai negatif dan kurang dari 1, hal ini berarti model ECM yang digunakan dalam penelitian ini adalah valid. Nilai koefisien ECT sebesar 0.305382 mempunyai makna bahwa perbedaan antara nilai aktual M1 dengan nilai keseimbangannya sebesar 0.305382. Hasil uji F (simultan) menunjukkan bahwa nilai prob (F – Statistik) dari persamaan M1

sebesar $0.002881 < 0.05$ yang berarti bahwa nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS secara bersama – sama berpengaruh terhadap jumlah uang beredar M1.

Tabel 8. Hasil estimasi ECM dari persamaan M2

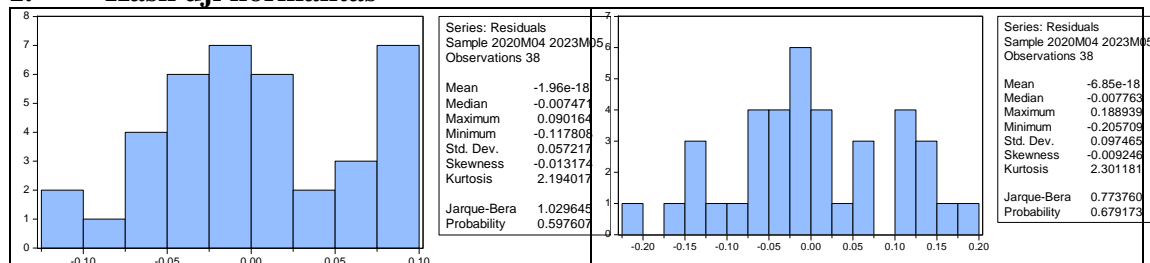
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NTATMDebit)	0.000524	0.000462	1.132881	0.2660
D(NTE)	0.003947	0.003072	1.284558	0.2085
D(NTKK)	0.005981	0.010612	0.563634	0.5771
D(NTKLIRING)	0.000238	0.000546	0.435557	0.6662
D(NTRTGS)	0.015641	0.011430	1.368489	0.1810
ECT(-1)	-0.529148	0.281378	-1.880560	0.0695
C	0.044183	0.019280	2.291617	0.0289
R-squared	0.437787	Mean dependent var		0.058842
Adjusted R-squared	0.328972	S.D. dependent var		0.129134
S.E. of regression	0.105781	Akaike info criterion		-1.490061
Sum squared resid	0.346881	Schwarz criterion		-1.188400
Log likelihood	35.31115	Hannan-Quinn criter.		-1.382732
F-statistic	4.023212	Durbin-Watson stat		2.374140
Prob(F-statistic)	0.004291			
Dependent Variable: D(M2)				
Method: Least Squares				

Berdasarkan hasil test ECM diatas menunjukkan nilai ECT signifikan secara statistik dan memiliki nilai negatif dan kurang dari 1, hal ini berarti model ECM yang digunakan dalam penelitian ini adalah valid. Nilai koefisien ECT sebesar 0.529148 mempunyai makna bahwa perbedaan antara nilai aktual M1 dengan nilai keseimbangannya sebesar 0.529148

Hasil Uji Asumsi Klasik

Hasil Estimasi menggunakan model ECM harus memenuhi uji asumsi klasik yaitu uji normalitas, autokorelasi, multikolinearitas, dan heteroskedasitas. Berdasarkan hasil uji asumsi klasik bahwa semua persamaan M1 dan M2 menggunakan model ECM memenuhi asumsi klasik. Berikut hasil asumsi klasik dari masing – masing persamaan M1 dan M2 menggunakan model ECM.

1. Hasil uji normalitas



Gambar 2. Hasil uji normalitas untuk persamaan M1 (grafik kiri) dan M2 (grafik kanan) Berdasarkan hasil uji normalitas baik dari persamaan M1 dan M2 memiliki nilai prob > 0,05 sehingga model ECM dalam penelitian ini memenuhi uji normalitas.

2. Hasil Uji Multikolinearitas

Tabel 9. Hasil uji multikolinearitas persamaan M1

	<i>Coefficient</i>	<i>Uncentered</i>	<i>Centered</i>
<i>Variable</i>	<i>Variance</i>	<i>VIF</i>	<i>VIF</i>
D(NTATM)	7.47E-08	2.480136	2.472428
D(NTE)	3.30E-06	2.266099	1.965422
D(NTKK)	3.93E-05	2.504455	2.498036
D(NTKLIRING)	1.04E-07	2.640800	2.640790
D(NTRTGS)	4.56E-05	1.874341	1.873788
ECT(-1)	0.027647	1.651986	1.651802
C	0.000130	1.262378	NA

Berdasarkan tabel diatas menunjukkan bahwa model ECM dari M1 memiliki nilai Centered VIF < 10 sehingga tidak terjadi multikolinearitas. Sedangkan hasil uji multikolinearitas dari persamaan M2 sebagai berikut.

Tabel 10. Hasil uji Multikolinearitas persamaan M2

	<i>Coefficient</i>	<i>Uncentered</i>	<i>Centered</i>
<i>Variable</i>	<i>Variance</i>	<i>VIF</i>	<i>VIF</i>
D(NTATM)	2.21E-07	2.527122	2.519268
D(NTE)	1.06E-05	2.500777	2.168962
D(NTKK)	0.000112	2.450223	2.443944
D(NTKLIRING)	3.01E-07	2.631029	2.631019
D(NTRTGS)	0.000131	1.856846	1.856298
ECT2(-1)	0.022906	1.843621	1.843442
C	0.000385	1.288922	NA

Berdasarkan tabel 10 menunjukkan bahwa model ECM dari persamaan M2 memiliki nilai Centered VIF < 10 sehingga tidak terjadi multikolinearitas

Tabel 11. hasil uji autokorelasi model ECM dari persamaan M1

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
D(NTATMDebit)	-0.000396	0.000273	-1.449701	0.1579
D(NTE)	0.001245	0.001653	0.752921	0.4576
D(NTKK)	-0.002018	0.005879	-0.343256	0.7339
D(NTKLIRING)	2.59E-05	0.000285	0.090749	0.9283
D(NTRTGS)	0.011395	0.007014	1.624522	0.1151
ECT(-1)	0.305494	0.199847	1.528638	0.1372
C	-0.003943	0.010139	-0.388944	0.7002
RESID(-1)	-0.767050	0.293135	-2.616715	0.0140
RESID(-2)	0.308231	0.191327	1.611020	0.1180
R-squared	0.275716	Mean dependent var		-1.96E-18
Adjusted R-squared	0.075914	S.D. dependent var		0.057217
S.E. of regression	0.055003	Akaike info criterion		-2.759480
Sum squared resid	0.087733	Schwarz criterion		-2.371631
Log likelihood	61.43013	Hannan-Quinn criter.		-2.621487
F-statistic	1.379945	Durbin-Watson stat		1.797038
Prob(F-statistic)	0.246514			

Berdasarkan hasil uji autokorelasi pada persamaan M1 menunjukkan bahwa nilai Prob. $0.2 > \text{sig } 0.05$ sehingga dapat dikatakan bahwa persamaan M1 menggunakan model ECM Tidak terjadi autokorelasi. Hasil autokorelasi pada persamaan M2 ditunjukkan pada tabel dibawah ini.

Tabel 12. hasil uji autokorelasi

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NTATMDebit)	-0.001037	0.000481	-2.155194	0.0396
D(NTE)	0.002944	0.002866	1.027350	0.3127
D(NTKK)	-0.001488	0.009067	-0.164094	0.8708
D(NTKLIRING)	0.000200	0.000474	0.422754	0.6756
D(NTRTGS)	0.023298	0.012238	1.903773	0.0669
ECT2(-1)	0.260500	0.145840	1.786200	0.0845
C	-0.008431	0.016701	-0.504826	0.6175
RESID(-1)	-0.847967	0.266264	-3.184690	0.0035
RESID(-2)	0.432769	0.187705	2.305575	0.0285
R-squared	0.333545	Mean dependent var		-6.85E-18
Adjusted R-squared	0.149695	S.D. dependent var		0.097465
S.E. of regression	0.089874	Akaike info criterion		-1.777419
Sum squared resid	0.234244	Schwarz criterion		-1.389569
Log likelihood	42.77096	Hannan-Quinn criter.		-1.639425
F-statistic	1.814227	Durbin-Watson stat		1.749103
Prob(F-statistic)	0.114907			

Berdasarkan hasil uji autokorelasi pada persamaan M2 menunjukkan bahwa nilai Prob. $0.11497 > \text{sig } 0.05$ sehingga dapat dikatakan bahwa persamaan M2 menggunakan model ECM tidak terjadi autokorelasi

4. Hasil Uji Heteroskedasitas

Tabel 13. Hasil uji heteroskedasitas dari persamaan M1

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.955922	Prob. F(6,31)	0.4706
Obs*R-squared	5.932955	Prob. Chi-Square(6)	0.4307
Scaled explained SS	2.357262	Prob. Chi-Square(6)	0.8841

Nilai obs*R-squared $0.4307 > 0.05$, maka data tidak terjadi heteroskedasitas.

Tabel 14. Hasil uji heteroskedasitas dari persamaan M2

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey			
F-statistic	0.471288	Prob. F(7,30)	0.8475
Obs*R-squared	3.764756	Prob. Chi-Square(7)	0.8064
Scaled explained SS	1.630049	Prob. Chi-Square(7)	0.9775

Nilai obs*R-squared $0.4307 > 0.05$, maka data tidak terjadi heteroskedasitas.

Hasil Uji t dan Uji F

Berdasarkan hasil uji regresi jangka pendek (ECM) dapat diketahui baik pengaruh masing – masing maupun bersama - sama variabel nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit , nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS terhadap jumlah uang beredar sempit (M1) dan luas (M2).

Tabel 15. Hasil regresi dari jangka pendek dari persamaan M1

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
D(NTATM)	6.06E-05	0.000273	0.221801	0.8259
D(NTE)	0.004981	0.001816	2.743268	0.0100
D(NTKK)	-0.000524	0.006271	-0.083609	0.9339
D(NTKLIRING)	0.000309	0.000323	0.956507	0.3462
D(NTRTGS)	0.007858	0.006754	1.163409	0.2535
ECT(-1)	-0.305382	0.166275	-1.836612	0.0759
C	0.010070	0.011393	0.883887	0.3836
R-squared	0.454324	Mean dependent var		0.025447
Adjusted R-squared	0.348710	S.D. dependent var		0.077457
S.E. of regression	0.062510	Akaike info criterion		-2.542172
Sum squared resid	0.121131	Schwarz criterion		-2.240511
Log likelihood	55.30126	Hannan-Quinn criter.		-2.434843
F-statistic	4.301720	Durbin-Watson stat		2.451787
Prob(F-statistic)	0.002881			
Dependent Variable: D (M1)				
Method: Least Squares				

Hasil uji t (Parsial) menunjukkan bahwa hanya nilai transaksi elektronik berpengaruh positif terhadap jumlah uang beredar sempit (M1). Hasil uji F (simultan) menunjukkan bahwa nilai prob (F – Statistik) dari persamaan M1 sebesar $0.002881 < 0.05$ yang berarti bahwa nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS secara bersama – sama berpengaruh terhadap jumlah uang beredar M1. Hasil penelitian ini didukung oleh hasil penelitian sebelumnya, diantaranya Arthur & Pudjihardjo (2016); Fatmawati & Yuliana (2019); Sri Rahayu & Ris Yuwono Yudo Nugroho (2020) ; Puspitasari et al. (2021); Ulina & Maryatmo (2021). Fatmawati & Yuliana (2019) transaksi non tunai memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap jumlah uang beredar. Arthur & Pudjihardjo (2016) dan Ulina & Maryatmo (2021) nilai transaksi uang elektronik berpengaruh terhadap jumlah uang beredar (M1) di Indonesia dalam jangka pendek. Menurut Sri Rahayu & Ris Yuwono Yudo Nugroho (2020) uang elektronik juga berpengaruh positif dan signifikan terhadap percepatan perputaran uang Indonesia dalam jangka panjang. Dalam hasil penelitian yang dilakukan Puspitasari et al., (2021) pembayaran nontunai (kartu debit, kartu kredit, dan e-money) bersama-sama signifikan terhadap jumlah uang beredar (M1) di Indonesia

Tabel 16. Hasil regresi dari jangka pendek dari persamaan M2

<i>Variable</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
D(NTATMDebit)	0.000524	0.000462	1.132881	0.2660
D(NTE)	0.003947	0.003072	1.284558	0.2085
D(NTKK)	0.005981	0.010612	0.563634	0.5771
D(NTKLIRING)	0.000238	0.000546	0.435557	0.6662
D(NTRTGS)	0.015641	0.011430	1.368489	0.1810
ECT(-1)	-0.529148	0.281378	-1.880560	0.0695
C	0.044183	0.019280	2.291617	0.0289
R-squared	0.437787	Mean dependent var		0.058842
Adjusted R-squared	0.328972	S.D. dependent var		0.129134
S.E. of regression	0.105781	Akaike info criterion		-1.490061

Sum squared resid	0.346881	Schwarz criterion	-1.188400
Log likelihood	35.31115	Hannan-Quinn criter.	-1.382732
F-statistic	4.023212	Durbin-Watson stat	2.374140
Prob(F-statistic)	0.004291		
Dependent Variable: D(M2)			
Method: Least Squares			

Berdasarkan nilai prob t statistik dari persamaan M2 diketahui bahwa semua variabel tidak ada yang memiliki nilai prob < 0.05 yang berarti bahwa non tunai meliputi nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS tidak berpengaruh terhadap jumlah uang beredar luas (M2). Namun, jika dilihat hasil uji F (simultan) menunjukkan bahwa nilai prob (F – Statistik) dari persamaan M2 sebesar 0.004291 < 0.05 yang berarti bahwa nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS secara bersama – sama berpengaruh terhadap jumlah uang beredar M2. Hal ini sejalan dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh Angraini & Irawan (2023) dimana nilai transaksi E-money secara individu atau parsial juga tidak berpengaruh signifikan terhadap jumlah uang beredar (M2), namun skema pembayaran non tunai lainnya seperti transaksi kartu ATM/Debet, kartu Kredit dan E-Money secara bersama atau simultan berpengaruh signifikan terhadap jumlah uang beredar (M2) di Indonesia tahun 2021-2022.

V. KESIMPULAN

Pertumbuhan jumlah transaksi pembayaran non tunai cenderung mengalami peningkatan yang signifikan setiap tahunnya. Jumlah transaksi jual beli di perdagangan elektronik (e-commerce) meningkat hampir dua kali lipat di tengah pandemi virus corona atau covid-19. Sejalan dengan peningkatan transaksi pembelian di e-commerce, transaksi pembayaran digital pun ikut naik. Jumlah uang beredar pada masa pandemi Covid 19 mengalami fluktuasi dimana jumlah uang beredar tertinggi pada bulan agustus 2020. Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis dampak pembayaran nontunai terhadap jumlah uang beredar di Indonesia selama pandemi Covid-19. Hasil penelitian secara parsial menunjukkan bahwa hanya nilai transaksi elektroknik yang berpengaruh positif terhadap jumlah uang beredar sempit (M1) dan tidak ada variabel dari skema pembayaran non tunai dalam penelitian ini yang berpengaruh secara parsial terhadap jumlah uang beredar luas (M2). Sedangkan secara simultan menunjukkan bahwa nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS secara bersama – sama berpengaruh terhadap jumlah uang beredar M1 dan M2.

Pembayaran non tunai dalam penelitian ini hanya diwakili skema transaksi yaitu sistem pembayaran dengan menggunakan nilai transaksi ATM/Debit, nilai transaksi uang elektronik, nilai transaksi kartu kredit, nilai transaksi kliring, dan nilai transaksi BI-RTGS sehingga peneliti selanjutnya dapat menambah skema sistem pembayaran non tunai lainnya seperti volume transaksi dari masing – masing skema pembayaran non tunai. Kemudian, penelitian ini hanya bertujuan untuk mengetahui pengaruh pembayaran non tunai terhadap jumlah uang beredar, peneliti selanjutnya dapat menggunakan model penelitian lain yang dapat menganalisis dampak pembayaran nontunai terhadap jumlah uang beredar di Indonesia.

DAFTAR PUSTAKA

- Angraini, R. S., & Irawan, E. (2023). Analisis Pengaruh Sistem Pembayaran Non-Tunai terhadap Jumlah uang Beredar Di Indonesia Tahun 2021-2022. *Proceeding Of Student Conference*, 1(4), 1–9.
- Arthur, E., & Pudjihadjo. (2016). Pengaruh Penggunaan Sistem Pembayaran Non Tunai (Apmk Dan Uang Elektronik) Terhadap Jumlah Uang Beredar (M1) Di Indonesia. *Jurnal Imiah Mahasiswa FEB*, 5(1), 1–9.
- Astuty, S. (2023). Analysis of Non-Cash Transactions, Debit Cards, Credit Cards, and Electronic Money, on the Money Supply in Indonesia. *Economics and Business Journal (ECBIS)*, 2(1), 51–60. <https://doi.org/10.47353/ecbis.v2i1.104>
- Basuki, A. T. (2014). Regresi Model Kesalahan (Error Correction Model). In *Analisis Regresi Dalam Pendekatan Ekonomi dan Bisnis: Dilengkapi Aplikasi SPSS & Eviews* (Issue 1936). Universitas Muhammadiyah Yogyakarta.
- Fatmawati, M. N. R., & Yuliana, I. (2019). Pengaruh Transaksi Non Tunai Terhadap Jumlah Uang Beredar Di Indonesia Tahun 2015- 2018 Dengan Inflasi Sebagai Variabel Moderasi. *Ekspansi: Jurnal Ekonomi, Keuangan, Perbankan Dan Akuntansi*, 11(2), 269–283. <https://doi.org/10.35313/ekspansi.v11i2.1608>
- Fauzie, S. (2014). Analisis dampak pembayaran non tunai terhadap. *Jurnal Ekonomi Dan Keuangan*, Vol.2 No.1, 610–621. <https://www.neliti.com/publications/14817/analisis-dampak-pembayaran-non-tunai-terhadap-jumlah-uang-beredar-di-indonesia>
- Faza, H., Tri Rahayu, S. A., & Hakim, L. (2023). The Effect of Non-Cash Payments on the Money Supply in Indonesia During the Covid-19 Pandemic Period. *International Journal of Multidisciplinary: Applied Business and Education Research*, 4(11), 3837–3847. <https://doi.org/10.11594/ijmaber.04.11.06>
- Heryadi, H., Azwardi, A., & Sukanto, S. (2020). The causality among e-money, manufacturing, services and money supply: an empirical evidence of ASEAN countries. *Jurnal Perspektif Pembiayaan Dan Pembangunan Daerah*, 8(3), 269–276. <https://doi.org/10.22437/ppd.v8i3.9518>
- Juanda, B., & Junaidi. (2012). *Ekonometrika Deret Waktu: Teori dan Aplikasi*. Bogor: IPB Press.
- Nursari, A., Suparta, I. W., & Moelgini, Y. (2019). Pengaruh Pembayaran Non Tunai Terhadap Jumlah Uang yang Diminta Masyarakat. *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, 8(3), 169–182. <https://doi.org/10.23960/jep.v8i3.46>
- Pramono, B., Purusitawati, T. Y. P. D., & D.K., Y. T. E. (2006). Dampak Pembayaran Non Tunai Terhadap Perekonomian Dan Kebijakan Moneter. *Working Paper*, 11, 1–60.
- Puspitasari, A. N. F., Rotinsulu, T. O., & Niode, A. O. (2021). Analisis Pengaruh Transaksi Pembayaran Non Tunai Terhadap Jumlah Uang Beredar M1 di Indonesia Tahun 2009-2019. *Jurnal Emba: Jurusan Ekonomi Pembangunan, Fakultas Ekonomi Dan Bisnis, Universitas Sam Ratulangi*, 9(2), 523–532.
- Sri Rahayu, & Ris Yuwono Yudo Nugroho. (2020). Dampak Pembayaran Non Tunai Terhadap Percepatan Perputaran Uang di Indonesia. *BISEI: Jurnal Bisnis Dan Ekonomi Islam*, 5(1), 15–26. <https://ejournal.unhasy.ac.id/index.php/bisei/article/view/716>
- Syarifuddin, F., Hidayat, A., & Tarsidin, T. (2009). Dampak Peningkatan Pembayaran Non-Tunai Terhadap Perekonomian Dan Implikasinya Terhadap Pengendalian Moneter Di Indonesia. *Buletin Ekonomi Moneter Dan Perbankan*, 11(4), 369–402. <https://doi.org/10.21098/bemp.v11i4.346>

-
- Ulina, E., & Maryatmo, R. (2021). The Effect of Non-Cash Transactions on The Money Supply Indonesia (2009:Q1 – 2019:Q2). *Conference Series*, 3(1), 541–550. <https://adi-journal.org/index.php/conferenceseries/article/view/389>
- Umairroh, N., & Wijaya, R. S. (2023). Analysis Of The Effect Of Non-Cash Payment Transactions On The Money Supply M1 In Indonesia. *International Journal of Multidisciplinary Research and Literature*, 818–828.
- Widarjono, A. (2013). *Ekonometrika: Pengantar dan Aplikasinya, Edisi 4*. Yogyakarta: UPP STIM YKPN.