KINERJA: Jurnal Ekonomi dan Manajemen
P-ISSN 1907-3011 | E-ISSN 2528-1127
Vol. 23 No. 2 (2026)
Hal. 56-62

Pengaruh Pengeluaran Pemerintah dan Konsumsi Rumah Tangga terhadap Inflasi di Indonesia

Dita Mardani Sall Sabilla[1], Hotsawadi[1]✉

[1]Universitas Mulawarman, Samarinda, Indonesia.
✉*Corresponding author*: ditamardani15@gmail.com

Article history
Received 2026-03-10 | Accepted 2026-05-10 | Published 2026-05-20

Abstrak

Tujuan penelitian ini adalah untuk menganalisis pengaruh variabel independen berupa Pengeluaran Pemerintah dan Konsumsi Rumah Tangga terhadap Inflasi sebagai variabel dependen di Indonesia. Data sekunder kuartalan periode 2014–2024 diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS), dianalisis menggunakan model ARDL dengan *software* Stata 17. Hasil uji *Bound Test* F-statistik = 19,608 > *upper bound*) mengonfirmasi adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel. Dalam jangka pendek, pengeluaran pemerintah berpengaruh positif namun tidak signifikan koefisien = 0,9504 p = 0,093, sedangkan konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan pada taraf 5% koefisien = -1,7004 p = 0,010. Secara jangka panjang, kedua variabel berpengaruh signifikan secara simultan. Temuan penelitian menunjukkan bahwa konsumsi rumah tangga lebih dominan memengaruhi stabilitas inflasi di Indonesia dibandingkan pengeluaran pemerintah selama periode penelitian.

Kata Kunci: Inflasi; Pengeluaran Pemerintah; Konsumsi Rumah Tangga; ARDL

The Effect of Government Spending and Household Consumption on Inflation in Indonesia

Abstract

The purpose of this study is to analyze the influence of independent variables in the form of Government Expenditure and Household Consumption on Inflation as a dependent variable in Indonesia. Quarterly secondary data for the period 2014–2024 was obtained from the Central Statistics Agency (BPS), analyzed using the ARDL model with Stata 17 software. The results of the Bound Test F-statistic = 19.608 > upper bound) confirm the existence of a long-term equilibrium relationship between variables. In the short term, government expenditure has a positive but insignificant effect coefficient = 0.9504 p = 0.093), while household consumption has a negative and significant effect at the 5% level coefficient = -1.7004 p = 0.010. In the long term, both variables have a significant effect simultaneously. The research findings indicate that household consumption has a more dominant influence on inflation stability in Indonesia than government expenditure during the study period

Keywords: *Inflation; Government Spending; Household Consumption; ARDL*

This is an open-access article under the CC–BY-SA license.

Copyright @ 2026 Angga Dwi Stiawan, Dio Caisar Darma

PENDAHULUAN

Inflasi merupakan salah satu indikator makroekonomi yang mencerminkan kestabilan perekonomian suatu negara. Kenaikan harga barang dan jasa secara umum dan terus-menerus berdampak signifikan terhadap daya beli masyarakat (Mankiw, 2016). Inflasi yang terlalu tinggi menurunkan kesejahteraan masyarakat, sementara inflasi yang terlalu rendah mengindikasikan lemahnya permintaan agregat dan stagnasi ekonomi (Boediono, 1995).

Berdasarkan perspektif teori Keynes (1936) dalam The General Theory of Employment, Interest, and Money, inflasi terutama dipicu oleh ketidakseimbangan antara permintaan agregat (AD) dan penawaran agregat (AS). Permintaan agregat mencakup konsumsi rumah tangga (C), investasi (I), pengeluaran pemerintah (G), dan ekspor bersih (NX). Dalam konteks Indonesia, pengeluaran pemerintah dan konsumsi rumah tangga—yang berkontribusi lebih dari 50% terhadap PDB—menjadi dua komponen permintaan agregat paling dominan yang berpotensi memengaruhi dinamika inflasi nasional.

Berdasarkan data Bank Indonesia (2024), Indonesia mengalami beberapa episode inflasi tinggi dalam periode 2014–2024, seperti pada tahun 2014 (8,36%) dan 2022 (5,51%) akibat kenaikan harga energi dan pangan pasca pandemi. Di sisi lain, terdapat pula periode inflasi rendah seperti tahun 2020 (1,68%) yang berkaitan dengan pelemahan permintaan akibat pandemi COVID-19.

Beberapa penelitian terdahulu menunjukkan hasil yang tidak konsisten. Dakhi et al. (2024) menemukan tidak ada hubungan kausalitas antara konsumsi rumah tangga dan inflasi di Kalimantan Tengah, sedangkan Hutagalung et al. (2020) menemukan pengaruh positif signifikan. Rasyidin et al. (2024) menemukan pengeluaran pemerintah berpengaruh positif terhadap inflasi, sementara Imron (2023) menggunakan ARDL menemukan konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif signifikan dalam jangka panjang. Ketidakkonsistenan hasil tersebut mendorong penelitian ini untuk menganalisis pengaruh pengeluaran pemerintah dan konsumsi rumah tangga terhadap inflasi di Indonesia periode 2014–2024, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang, menggunakan model ARDL.

METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan data sekunder berbentuk time series kuartalan periode 2014Q1–2024Q4 (44 observasi) yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS). Variabel penelitian terdiri dari inflasi (Y) dalam satuan persen (q-to-q), pengeluaran pemerintah (X1), dan konsumsi rumah tangga (X2), keduanya dalam satuan miliar rupiah yang telah ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural menjadi ln_PP dan ln_PKRT. Analisis data menggunakan software Stata 17.

Tahapan analisis meliputi: (1) transformasi logaritma natural untuk variabel bernominal besar; (2) uji stasioneritas dengan Augmented Dickey-Fuller (ADF); (3) penentuan lag optimum berdasarkan AIC melalui perintah *varsoc*; (4) uji kointegrasi menggunakan Bounds Test (Pesaran et al., 2001); (5) estimasi model ARDL(1,0,0) dalam kerangka Error Correction Model (ECM); serta (6) uji asumsi klasik meliputi normalitas (Shapiro-Wilk), autokorelasi (Breusch-Godfrey LM Test), heteroskedastisitas (Breusch-Pagan), dan multikolinearitas (VIF), Secara matematis adapun persamaan model ARDL yang digunakan untuk menganalisis hubungan jangka pendek dan jangka panjang variabel independen terhadap dependen di Indonesia sebagai berikut.

$$Inflasi_{i,t} = ai \sum_{j=1}^{p-1} \beta ij \Delta Inflasi_{i,t-j} \sum_{k=1}^{q-1} \beta_{ij_{ip}} \Delta G_{i,t-1} + \sum_{l=1}^{r-1} \beta_{ij_{ip}} \Delta PKRt_{i,t-1} + \delta 1 Inflasi, t$$

$$- 1 + \delta 2 G, t - 1 + \delta 3 Ci, t - 1 + t - 1 + \varepsilon i, t \ldots . (1)$$

HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil Penelitian

Uji Stasioneritas

Uji stasioneritas merupakan langkah pertama yang wajib dilakukan sebelum estimasi model ARDL untuk mencegah terjadinya regresi lancung (spurious regression).

Dalam penelitian ini digunakan uji Dickey-Fuller (DF) melalui perintah dfuller di Stata 17. Hasil disajikan pada Tabel 1.

Tabel 1. Hasil Uji Stasioneritas

Variabel	Level (Prob.)	First Diff. (Prob.)	Keterangan
Inflasi	0.0000***	0.0000***	Stasioner I(0)
Pengeluaran Pemerintah (ln_PP)	0.0000***	0.0000***	Stasioner I(0)
Konsumsi Rumah Tangga (ln_PKRT)	0.9808	0.0000***	Stasioner I(1)

Keterangan: (*) signifikan pada a = 10%, (**) pada a = 5%, (***) pada a= 1%

Berdasarkan Tabel 1, variabel inflasi dan pengeluaran pemerintah (ln_PP) telah stasioner pada tingkat level I(0) dengan p-value = 0,0000. Sementara itu, konsumsi rumah tangga (ln_PKRT) tidak stasioner pada level (p = 0,9808), namun stasioner pada *first difference* I(1) dengan p-value = 0,0000. Kondisi integrasi campuran I(0)/I(1) ini memenuhi syarat penggunaan model ARDL yang tidak mensyaratkan semua variabel terintegrasi pada orde yang sama.

Uji Lag Optimum

Penentuan lag optimum dilakukan menggunakan perintah varsoc di Stata 17 berdasarkan beberapa kriteria informasi: *Likelihood Ratio* (LR), *Final Prediction Error* (FPE), *Akaike Information Criterion* (AIC), dan *Schwarz Bayesian Information Criterion* (SBIC). Hasil disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Pemilihan Lag Optimum

Lag	LogL	LR	df	p	FPE	AIC	SBIC
0	-15.266	NA	-	-	0.0005	0.913	1.040
1	81.809	194.15	9	0.000	6.1e-06	-3.490	-2.984
2	92.177	20.737	9	0.014	5.8e-06	-3.559	-2.672
3	132.876	81.397	9	0.000	1.2e-06	-5.144	-3.877
4*	158.755	51.758*	9	0.000	5.4e-07*	-5.988*	-4.341*

Keterangan: (*) menunjukkan lag yang dipilih. Sumber: Hasil Olah Stata 17, 2026

Berdasarkan Tabel 2, seluruh kriteria informasi secara konsisten menunjukkan lag optimum = 4. Nilai AIC terendah sebesar −5,988 dan FPE terkecil 5,4e-07 diperoleh pada lag 4. Hasil ini digunakan sebagai batas maksimum lag dalam seleksi otomatis ARDL. Berdasarkan seleksi model dengan maxlag = 2, Stata memilih model ARDL(1,0,0) sebagai spesifikasi terbaik, yang berarti satu lag untuk variabel dependen (inflasi) dan nol lag untuk masing-masing variabel independen.

Uji Kointegrasi

Setelah memastikan variabel terintegrasi pada I(0)/I(1), uji kointegrasi dilakukan menggunakan Bounds Test (Pesaran et al., 2001) melalui perintah estat ectest di Stata.

Hipotesis nol menyatakan tidak ada hubungan jangka panjang (no level relationship). Hasil disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Hasil Uji Kointegrasi Bounds Test

Statistik	Nilai	Batas Kritis I(1) 5%	p-value
F-statistic (Bounds Test)	19.608	5.208	0.000***
t-statistic (ECT)	-6.477	-3.608	0.000***

*Keterangan: *** signifikan pada a = 1%. Sumber: Hasil Olah Stata 17, 2026*

Berdasarkan Tabel 3, F-statistik = 19,608 dan t-statistik = −6,477, keduanya jauh melampaui batas atas nilai kritis I(1) pada semua tingkat signifikansi (p-value = 0,000). Merujuk ketentuan Pesaran et al. (2001), hipotesis nol ditolak, yang berarti terdapat hubungan kointegrasi jangka panjang yang sangat kuat antara inflasi, pengeluaran pemerintah, dan konsumsi rumah tangga di Indonesia.

Uji Asumsi Klasik

Hasil uji asumsi klasik menunjukkan bahwa model penelitian telah memenuhi seluruh asumsi yang diperlukan atau telah diatasi melalui pendekatan yang tepat. Uji normalitas menggunakan Shapiro-Wilk menunjukkan bahwa variabel inflasi memperoleh nilai W' = 0,9187 dengan Prob>Z = 0,00762 (< 0,05), sehingga residual inflasi dinyatakan tidak berdistribusi normal secara formal; namun berdasarkan Central Limit Theorem (CLT) dengan n = 44 observasi yang memadai, inferensi statistik tetap dapat diandalkan secara asimtotik (Gujarati, 2003).

Variabel pengeluaran pemerintah (Prob>Z = 0,48156) dan konsumsi rumah tangga (Prob>Z = 0,47919) keduanya berdistribusi normal. Uji autokorelasi menggunakan Breusch-Godfrey LM Test menghasilkan nilai chi2(1) = 0,187 dengan probabilitas 0,6655 (> 0,05), sehingga model bebas dari masalah autokorelasi. Uji heteroskedastisitas dengan Breusch-Pagan menunjukkan nilai chi2(1) = 10,18 dengan p-value 0,0014 (< 0,05), yang berarti terdapat heteroskedastisitas; namun masalah ini diatasi dengan penerapan robust standard errors menggunakan metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Newey-West sehingga inferensi statistik tetap reliabel (Newey & West, 1987; Wooldridge, 2019). Selain itu, uji multikolinearitas menggunakan VIF menunjukkan nilai VIF untuk ln_PP = 1,21 dan ln_PKRT = 1,21 (Mean VIF = 1,21), jauh di bawah ambang batas 10, sehingga tidak terdapat masalah multikolinearitas. Dengan demikian, model layak digunakan untuk analisis lebih lanjut.

Tabel 4. Hasil Uji Asumsi Klasik

Uji Asumsi Klasik	Statistik Uji	p-value	Keterangan
Normalitas (Shapiro-Wilk)	W' = 0,9187 (Inflasi)	0,00762 (< 0,05)	Tidak normal; diatasi CLT (n=44)
Autokorelasi (Breusch-Godfrey LM)	Chi2(1) = 0,187	0,6655 (> 0,05)	Bebas autokorelasi
Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan)	Chi2(1) = 10,18	0,0014 (< 0,05)	Ada heterokedastisitas; diatasi robust SE (Newey-West HAC)
Multikolinearitas (VIF)	VIF ln_PP = 1,21; VIF ln_PKRT = 1,21	Mean VIF = 1,21	Tidak ada multikolinearitas (VIF < 10)

Uji Signifikansi Model

Uji signifikansi dilakukan untuk mengevaluasi kelayakan model secara statistik, mencakup uji F (simultan), uji t (parsial), dan koefisien determinasi (R^2). Hasil disajikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Hasil Uji Signifikansi Model

Statistik	Nilai	p-value	Interpretasi
F-statistic (Uji F)	2.86	0.0285**	Signifikan pada α = 5%; model layak digunakan
t-stat: ln_PP (Uji t)	1.720	0.093*	Signifikan pada α = 10%
t-stat: ln_PKRT (Uji t)	-2.722	0.010***	Signifikan pada α = 1%

*Keterangan: * a=10%; ** a=5%; *** a=1%. Sumber: Hasil Olah Stata 17, 2026*

Berdasarkan Tabel 8, uji F menghasilkan F-statistik = 2,86 dengan p-value = 0,028 (< α = 5%), yang berarti pengeluaran pemerintah dan konsumsi rumah tangga secara bersama-sama berpengaruh signifikan terhadap inflasi. Secara parsial, pengeluaran pemerintah signifikan pada α = 10% (p = 0,093), sedangkan konsumsi rumah tangga signifikan kuat pada α = 1% (p = 0,010). Nilai R^2 = 0,284 menunjukkan kedua variabel menjelaskan 28,40% variasi inflasi, yang merupakan angka wajar dalam pemodelan inflasi data kuartalan mengingat banyaknya faktor eksternal lain yang tidak dimasukkan dalam model.

Estimasi Model ARDL Jangka Pendek dan Jangka Panjang

Setelah seluruh pengujian prasyarat terpenuhi, estimasi model ARDL(1,0,0) dalam kerangka ECM dilakukan untuk mengungkap hubungan jangka pendek dan jangka panjang. Hasil estimasi disajikan pada Tabel 9.

Tabel 6. Hasil Estimasi Model ARDL Jangka Panjang dan Jangka Pendek

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-stat	p-value
Long-run Coefficient (ECM)				
ECT – Inflasi (L1)	−1.0539	0.1627	−6.48	0.000***
ln_PP (Pengeluaran Pemerintah)	+0.9018	0.5846	1.54	0.131
ln_PKRT (Konsumsi Rumah Tangga)	−1.6135	0.5973	−2.70	0.010***
Short-run Coefficient (SR)				
ΔInflasi (L1)	−0.5390	0.1627	−0.33	0.742
Δln_PP (Pengeluaran Pemerintah)	+0.9504	0.5517	1.72	0.093*
Δln_PKRT (Konsumsi Rumah Tangga)	−1.7005	0.6245	−2.72	0.010***
Konstanta	17.4843	13.2198	1.32	0.194

*Keterangan: * a=10%; ** a=5%; *** a=1%. Sumber: Hasil Olah Stata 17, 2026*

Hasil estimasi model ARDL menunjukkan adanya perbedaan pengaruh variabel terhadap inflasi dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Dalam jangka pendek (ECM), pengeluaran pemerintah berpengaruh positif dan signifikan pada α = 10%, sedangkan konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan pada α = 1%. Dalam jangka panjang, pengeluaran pemerintah tidak signifikan, sementara konsumsi rumah tangga tetap berpengaruh negatif dan signifikan.

Pembahasan

Pengaruh Pengeluaran Pemerintah terhadap Inflasi

Hasil estimasi model ARDL(1,0,0) menunjukkan bahwa pengeluaran pemerintah (ln_PP) berpengaruh positif dan signifikan terhadap inflasi dalam jangka pendek dengan koefisien sebesar 0,9504 (p = 0,093; signifikan pada α = 10%), namun tidak signifikan dalam jangka panjang dengan koefisien 0,9018 (p = 0,131). Arah positif ini konsisten dengan teori permintaan agregat Keynesian, di mana peningkatan pengeluaran pemerintah (G) merupakan injeksi langsung terhadap permintaan agregat AD = C + I + G + NX yang berpotensi menimbulkan tekanan inflasi (demand-pull inflation) apabila tidak diimbangi peningkatan kapasitas produksi (Mankiw, 2016).

Ketidaksignifikan pengaruh pengeluaran pemerintah dalam jangka panjang dapat dijelaskan melalui beberapa argumen. Pertama, komposisi pengeluaran pemerintah Indonesia selama 2014–2024 didominasi oleh belanja modal dan infrastruktur yang bersifat supply-enhancing, sehingga setiap kenaikan permintaan agregat diimbangi perluasan kapasitas produksi. Kedua, efektivitas koordinasi kebijakan fiskal dan moneter melalui Inflation Targeting Framework (ITF) Bank Indonesia mampu meredam potensi tekanan inflasioner dari ekspansi fiskal. Ketiga, selama pandemi COVID-19 (2020–2021), ekspansi fiskal melalui program PEN tidak terserap optimal karena pembatasan aktivitas ekonomi yang masif (Apryansyah & Amaliah, 2023; Hamadouche, 2024). Temuan ini sejalan dengan penelitian Rasyidin et al. (2024) yang menyatakan bahwa pengeluaran pemerintah berpengaruh positif terhadap inflasi, meskipun signifikansinya bergantung pada metode dan periode analisis.

Pengaruh Konsumsi Rumah Tangga terhadap Inflasi

Hasil estimasi model ARDL menunjukkan bahwa konsumsi rumah tangga (ln_PKRT) berpengaruh negatif dan signifikan terhadap inflasi, baik dalam jangka pendek dengan koefisien −1,7005 (p = 0,010; signifikan pada α = 1%) maupun jangka panjang dengan koefisien −1,6135 (p = 0,010; signifikan pada α = 1%). Hubungan negatif ini tampak paradoksal terhadap prediksi model permintaan agregat Keynesian konvensional, namun dapat dijelaskan melalui beberapa mekanisme yang relevan dengan struktur ekonomi Indonesia.

Penjelasan pertama berkaitan dengan reverse causality atau kausalitas terbalik. Ketika inflasi meningkat, daya beli riil rumah tangga mengalami penurunan sehingga konsumsi riil cenderung menurun. Korelasi negatif ini lebih dominan dalam data karena mencerminkan efek nyata inflasi terhadap perilaku konsumsi, sebagaimana dijelaskan oleh teori konsumsi Keynesian $C = C_0 + MPC \times Yd$. Penjelasan kedua berkaitan dengan mekanisme supply-side response, di mana peningkatan konsumsi yang berkelanjutan mendorong produsen meningkatkan kapasitas produksi melalui accelerator effect, sehingga penawaran agregat meningkat dan tekanan harga terkendali (Imron, 2023). Penjelasan ketiga berkaitan dengan disinflationary shock pandemi COVID-19 yang secara bersamaan menekan konsumsi dan inflasi selama 2020–2021 (Ozili, 2020). Penjelasan keempat berkaitan dengan perkembangan e-commerce dan digitalisasi ekonomi yang meningkatkan efisiensi distribusi dan menekan biaya transaksi sehingga konsumsi meningkat tanpa diiringi kenaikan harga yang proporsional. Temuan ini konsisten dengan penelitian Imron (2023) yang menemukan pengaruh negatif signifikan konsumsi rumah tangga terhadap inflasi jangka panjang menggunakan model ARDL.

Pengaruh Pengeluaran Pemerintah dan Konsumsi Rumah Tangga terhadap Inflasi

Hasil estimasi menunjukkan bahwa pengeluaran pemerintah dan konsumsi rumah tangga secara simultan berpengaruh signifikan terhadap inflasi di Indonesia periode 2014–2024 (F = 2,86; p = 0,028). Temuan ini sejalan dengan dasar teoritis Keynesian di mana konsumsi rumah tangga (C) dan pengeluaran pemerintah (G) adalah dua komponen paling dominan dalam permintaan agregat AD = C + I + G + NX. Signifikansi simultan ini diperkuat oleh kointegrasi jangka panjang yang sangat kuat (Bounds Test F-stat = 19,608; p = 0,000), mengkonfirmasi bahwa hubungan antara inflasi, pengeluaran pemerintah, dan

konsumsi rumah tangga di Indonesia bersifat struktural dan ekuilibrium jangka panjang (Pesaran et al., 2001; Rasyidin et al., 2024).

SIMPULAN

Berdasarkan hasil estimasi model ARDL(1,0,0) dengan data kuartalan Indonesia periode 2014–2024, penelitian ini menghasilkan tiga kesimpulan utama.

Pertama, pengeluaran pemerintah berpengaruh positif terhadap inflasi dalam jangka pendek (koefisien = +0,9504; signifikan pada α = 10%), namun tidak signifikan dalam jangka panjang (koefisien = +0,9018; p = 0,131). Dalam jangka pendek, peningkatan belanja mendorong permintaan agregat sehingga memicu tekanan harga. Namun dalam jangka panjang, pengaruhnya tidak signifikan karena komposisi belanja yang produktif meningkatkan kapasitas produksi dan koordinasi kebijakan fiskal-moneter melalui ITF yang efektif.

Kedua, konsumsi rumah tangga berpengaruh negatif dan signifikan terhadap inflasi, baik dalam jangka pendek (koefisien = −1,7005; p = 0,010) maupun jangka panjang (koefisien = −1,6135; p = 0,010). Hubungan negatif ini dijelaskan oleh mekanisme reverse causality, supply-side response melalui accelerator effect, efisiensi distribusi akibat digitalisasi, serta disinflationary shock pandemi COVID-19. Konsumsi rumah tangga terbukti lebih dominan memengaruhi stabilitas inflasi dibandingkan pengeluaran pemerintah.

Ketiga, secara simultan pengeluaran pemerintah dan konsumsi rumah tangga berpengaruh signifikan terhadap inflasi (F = 2,86; p = 0,028), dikonfirmasi oleh kointegrasi jangka panjang yang kuat (F-stat = 19,608; p = 0,000). Implikasi kebijakan: otoritas fiskal perlu mengalokasikan belanja pada sektor produktif yang meningkatkan kapasitas produksi, dan Bank Indonesia perlu mempertahankan koordinasi kebijakan moneter yang responsif terhadap ekspansi fiskal. Penelitian lanjutan disarankan menggunakan Panel ARDL atau PMG estimator untuk menangkap heterogenitas spasial antar provinsi.

DAFTAR PUSTAKA

Agusmianata, N., Militina, T., & Lestari, D. (2017). Pengaruh Jumlah Uang Beredar dan Tingkat Suku Bunga serta Pengeluaran Pemerintah terhadap Inflasi di Indonesia. Forum Ekonomi, 19(2).

Apryansyah, A., & Amaliah, I. (2023). Pengaruh Pengeluaran Pemerintah terhadap Inflasi di Indonesia: Studi Empiris 1990–2021.

Dakhi, H. F., Widyasyari, A., Oktavia, D. S., Kristedy, H., Mahdalena, M., Novi, N., Wiyanti, S., Prasetyo, W., & Ompusunggu, D. P. (2024). Pengaruh Konsumsi Rumah Tangga Terhadap Tingkat Inflasi di Provinsi Kalimantan Tengah. Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia, 2(1), 61–68.

Hamadouche, F. Z. (2024). The Impact of Public Expenditure on Inflation: An ARDL Approach. Financial Markets, Institutions and Risks, 8(2), 70–85.

Hutagalung, D. S., Enre, A., Simbolon, H. A., & Fachrezy, R. (2020). Analisa Hubungan antara Konsumsi Rumah Tangga dan Tingkat Inflasi Indonesia. Jurnal Ekonomi & Ekonomi Syariah, 3(1).

Imron. (2023). Pengaruh Pengeluaran Rumah Tangga Terhadap Inflasi (Model ARDL).

Keynes, J. M. (1936). The General Theory of Employment, Interest, and Money. Palgrave Macmillan.

Mankiw, N. G. (2016). Macroeconomics (9th ed.). Worth Publishers.

Maulidya, A., et al. (2024). Koordinasi Kebijakan Fiskal-Moneter dan Dampaknya terhadap Inflasi di Indonesia.

Ozili, P. K., & Arun, T. G. (2020). Spillover of COVID-19: Impact on the Global Economy.

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.

Rasyidin, R., Khoiriawati, N., Hidayah, L., Malikah, B. I. N., & Rohmah, I. L. N. (2024). Pengaruh Suku Bunga, Jumlah Uang Beredar, Kurs, dan Pengeluaran Pemerintah terhadap Inflasi di Indonesia.

Silaban, D. E. (2025). Pengaruh Konsumsi terhadap Inflasi di Indonesia.