



## **FOOD-ENERGY PRICE DYNAMICS: ANALISIS PENGARUH FLUKTUASI HARGA KOMODITAS PANGAN DAN HARGA ENERGI TERHADAP INFLASI DI INDONESIA 2014 – 2024**

**Rr. Halimatu Hanna\*<sup>1</sup>, Tiara Nirmala<sup>2</sup>**

<sup>1,2</sup>Universitas Lampung

Email: [rrhanna043@gmail.com](mailto:rrhanna043@gmail.com)\*<sup>1</sup>, [tiara.nirmala@feb.unila.ac.id](mailto:tiara.nirmala@feb.unila.ac.id)<sup>2</sup>

### **Abstract**

*Food, which is all-time good and energy which is a universal intermediary good, remain highly relevant for ongoing research and development. The primary essence of this study is to examine the short-term and long-term effects of rice prices, the world food price index, the transportation price index, the housing, water, electricity, and household fuel price index (IHPL), as well as Brent crude oil prices, on the consumer price index (CPI). The Autoregressive Distributed Lag (ARDL) method is employed to analyze the dynamic relationships among these variables. The data span ten years (January 2014 – December 2024) to depict prevailing economic phenomena. The findings reveal that, in the short term, IHPL and Brent oil prices are significant determinants of CPI movements in Indonesia. IHPL exhibits a dominant and complex influence, while Brent oil prices exert a significant impact with a one-period lag (lag 1). In contrast, rice prices, the world food price index, and the transportation price index show no significant effects on CPI in either the short or long term.*

**Keywords:** *Inflation, Food prices, Energy prices, CPI, Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*

### **Abstrak**

Pangan yang bersifat sepanjang waktu dan energi yang merupakan barang perantara universal menjadi sektor-sektor yang relevan untuk terus diteliti dan dikembangkan. Esensi utama dari penelitian ini adalah menguji pengaruh jangka pendek dan jangka panjang dari variabel harga beras, indeks harga pangan dunia, indeks harga transportasi, indeks harga perumahan, air, listrik, dan bahan bakar rumah tangga, serta harga minyak mentah dunia (Brent) terhadap indeks harga konsumen. Metode ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*) digunakan dalam penelitian untuk melihat hubungan dinamis antar variabel. Data yang digunakan mencakup rentang sepuluh tahun (Januari 2014 – Desember 2024) dalam menggambarkan fenomena ekonomi yang terjadi. Hasil penelitian menunjukkan bahwa dalam jangka pendek, variabel IHPL dan harga minyak Brent merupakan determinan signifikan bagi pergerakan IHK di Indonesia. IHPL menunjukkan pengaruh yang dominan dan kompleks, sementara harga minyak Brent memberikan dampak yang signifikan dengan tenggang waktu satu periode (*lag 1*). Sebaliknya, variabel harga beras, indeks harga pangan dunia, dan indeks harga transportasi tidak menunjukkan pengaruh yang signifikan terhadap IHK, baik dalam jangka pendek maupun jangka Panjang

**Kata kunci:** *Inflasi, Harga Pangan, Harga Energi, IHK, Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*

---

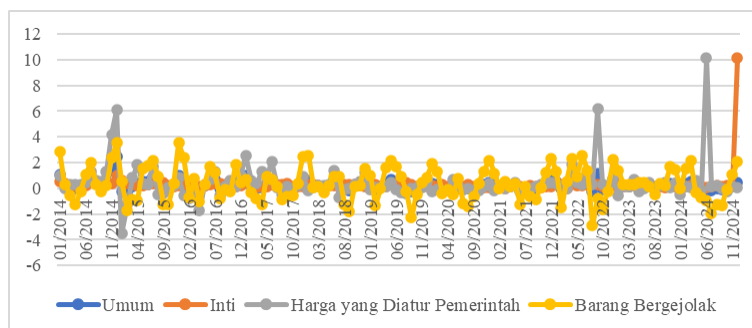
## **PENDAHULUAN**

Kontribusi pangan yang krusial bersifat *all time* atau setiap saat membutuhkan rantai pasok pangan yang mencukupi demi menjaga pertumbuhan konsumsi pangan yang stabil dan menyeimbangkan produksi serta harga (FAO, 1976). Ketahanan pangan merupakan kebutuhan mendasar sebagai prasyarat kehidupan yang produktif sehingga dapat mencegah ancaman stabilitas sosial, keamanan, dan perdamaian. Selain pangan, kebutuhan dasar manusia juga ditunjang oleh energi. Energi merupakan barang perantara yang bersifat universal, dan keberadaannya mempengaruhi harga komoditas dan jasa, serta biaya transportasi di berbagai sektor kehidupan. Oleh karena itu, energi mempunyai peran strategis dalam perekonomian dalam rangka mendukung kemajuan dan kesejahteraan suatu negara (Kusumawardani & Agusti, 2024).

Ketahanan pangan dan energi menjadi isu nasional dan tantangan terdepan bagi Indonesia karena inflasi menyebabkan tidak tercapainya *food dan energy security*. Permasalahan tersebut tidak

hanya terbatas pada ketersediaan komoditas namun demikian melambungnya harga komoditas dan energi sehingga akan menyebabkan ketidakstabilan ekonomi (Samal et al., 2022). Inflasi yang merupakan ukuran prasyarat dalam meningkatkan taraf kesejahteraan masyarakat yang dikategorikan menjadi dua kelompok utama, yakni inflasi yang dipengaruhi oleh faktor fundamental berjangka panjang dan relatif stabil dan jangka panjang yaitu peningkatan harga komoditas global, pola musiman awal tahun, permintaan domestik, dan ekspektasi inflasi, serta inflasi non-inti yang meliputi komponen harga bergejolak (*Volatile Food*) dan komponen harga yang diatur pemerintah (*Administered Price*).

Sepanjang rentang waktu Januari 2014 hingga desember 2024 terjadi lonjakan inflasi inti yang sangat tajam pada penghujung tahun 2024. Angka inflasi meningkat drastis dibandingkan bulan sebelumnya dari 0,17% menjadi 10,17%. Dalam menentukan laju inflasi Badan Pusat Statistik (2025) menggunakan perbandingan Indeks Harga Konsumen (IHK) yang mencakup kebutuhan makanan, perumahan, air, listrik, dan bahan bakar rumah tangga, serta transportasi. Pergerakan harga yang terjadi di Indonesia dan secara global sejalan dengan riset terdahulu Dimana harga beras dan indeks harga pangan global berpengaruh positif terhadap inflasi (Azwina & Syahbudi, 2022; Demeke & Tenaw, 2021; Farid Nugroho & Akhsyim Afandi, 2024; Samal et al., 2022).



Gambar 1

Inflasi Umum, Inti, Harga yang Diatur Pemerintah dan Barang Bergejolak Indonesia Januari 2014 – Desember 2024

Sumber: Badan Pusat Statistik

Pergerakan harga komoditas energi global menjadi faktor penyumbang peningkatan inflasi pangan (Farid Nugroho & Akhsyim Afandi, 2024; Lawali et al., 2025; Oteng et al., 2024). Fluktuasi harga minyak global melalui metode Non-linier Autoregressive Distributed Lag Model (NARDL) menghasilkan temuan harga minyak global meningkatkan harga komoditas agrikultur (Oteng et al., 2024). Selain itu, Turbulensi ekonomi global mulai dari tingginya permintaan minyak global, Covid 19, hingga perang Rusia Ukraina membawa efek yang cukup besar terhadap harga *Brent Crude Oil* dan *West Texas Intermediate* (WTI) yang pada akhirnya meningkatkan inflasi di Indonesia sebesar 2,6% pada bulan Maret 2022 (Bank Indonesia, 2022). Eskalasi *brent* juga berlanjut sebesar 10% karena adanya serangan Iran ke Israel pada bulan Juni 2025 (Kearney, 2025).

Dengan demikian, berdasarkan proliferasi fenomena dan variasi hasil penelitian terdahulu tujuan penelitian ini untuk bisa membahas lebih dalam mengenai pengaruh fluktuasi harga pangan dan harga energi dalam jangka pendek dan jangka panjang.

## **TINJAUAN PUSTAKA**

### **Teori Permintaan dan Penawaran Marshall**

Alfred Marshall membangun gagasannya tentang bagaimana harga ditentukan secara simultan oleh kekuatan permintaan dan penawaran (Nicholson & Snyder, 2009). Dua alasan mengapa peningkatan harga akan menyebabkan pengurangan jumlah permintaan, yaitu pertama adalah efek substitusi, naiknya harga suatu barang, sementara harga barang lain tetap sama, harga relatifnya, biaya peluangnya akan naik.

### **Teori Inflasi**

Teori klasik inflasi dikembangkan oleh pemikir ekonomi Mankiw et al. (2008) yang menjelaskan tentang bagaimana faktor internal dan eksternal berpengaruh pada tingkat harga dan inflasi pada jangka panjang. Berdasarkan sumbernya, Case & Fair (2007) membagi inflasi menjadi dua yaitu:

#### **1. Inflasi Tarikan Permintaan (*Demand-Pull*)**

Proses terjadinya inflasi tarikan permintaan diawali oleh peningkatan permintaan agregat (Case & Fair, 2007). Parkin (2012) menyatakan bahwa inflasi demand-pull dapat terjadi karena beberapa hal yakni penurunan tingkat suku bunga, peningkatan jumlah uang yang beredar, peningkatan pengeluaran pemerintah, penetapan pajak, kenaikan ekspor, serta peningkatan ekspektasi keuntungan dari investasi pada masa depan. Samuelson & Nordhaus (Samuelson & Nordhaus, 1996) mempertajam teori inflasi tarikan permintaan dipengaruhi oleh uang beredar.

#### **2. Inflasi Dorongan Penawaran (*Cost-Push*)**

Case & Fair (2007) memperjelas bahwa adanya peningkatan biaya pada akhirnya akan menyebabkan inflasi dorongan penawaran. Ekonom memandang guncangan biaya sebagai hal yang tidak baik karena hal itu dapat menyebabkan naiknya tingkat harga yang jauh lebih besar daripada yang terjadi sehingga pada akhirnya akan mengurangi output. Sumber utama yang menyebabkan terjadinya inflasi cost-push adalah kenaikan upah dan harga bahan baku.

### ***New Keynesian Perspective***

Berdasarkan (Duval & Vogel, 2011) telah membangun model ekonomi terbuka *New Keynesian* dengan kekakuan upah riil dan minyak sebagai input produksi dan barang konsumsi. Reaksi kebijakan moneter terhadap guncangan harga minyak dan pengaruhnya terhadap inflasi, output, dan kesejahteraan dapat dipelajari dengan baik dalam konteks yang disebut kerangka kerja "*New*

*Keynesian*", yang telah menjadi standar analisis moneter selama dekade terakhir dan memungkinkan pemodelan saluran transmisi berbasis mikro yang eksplisit. Secara khusus, dengan adanya kekakuan upah riil, guncangan harga komoditas dapat memicu respons kebijakan moneter yang lebih kuat dan fluktuasi output yang jauh lebih besar jika bank sentral berfokus pada inflasi umum.

### **Indeks Harga Konsumen**

Berdasarkan standar Badan Pusat Statistik (2025), Indeks Harga Konsumen (IHK) atau *Consumer Price Index* (CPI) merupakan indikator untuk mengukur harga rata-rata komoditas yang dikonsumsi oleh rumah tangga, yang juga dikenal sebagai *cost-of-living index* (COLI).

### **Harga Komoditas Pangan**

Penentuan variabel dalam PIHPS (Pusat Informasi Harga Pangan Strategis) didasarkan pada besarnya dampak 11 komoditas tertentu terhadap inflasi domestik, khususnya kelompok *volatile food*, sedangkan perhitungan perubahan harga internasional secara bulanan pada komoditas makanan global menggunakan FAO (*Food and Agriculture Organization*) *Food Price Index* (FAO, 2026).

Berikut adalah rumus FAO *Food Price Index* dengan metode Laspeyres:

$$FFPI_{\tau} = \sum_{i=1}^n s_{i0} \left( \frac{P_{i\tau}}{P_{i0}} \right)$$

Keterangan:

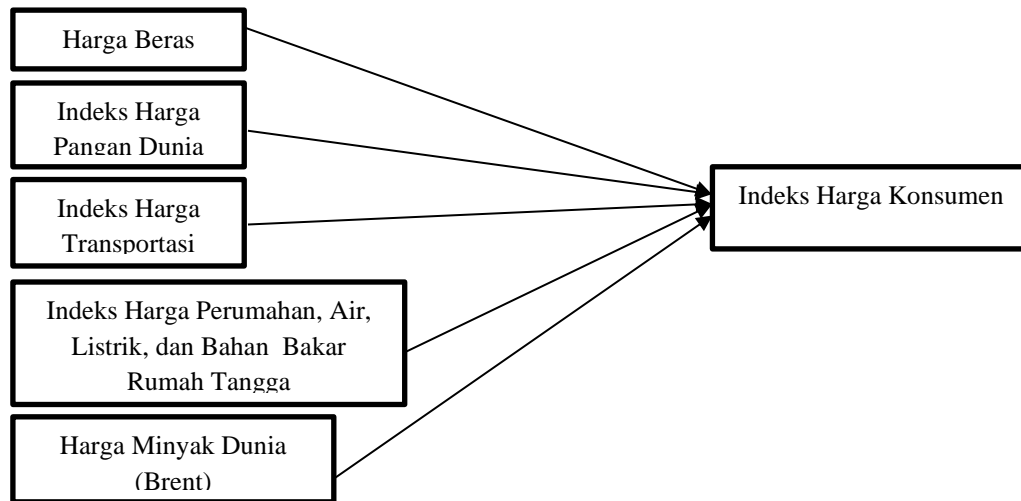
- FFPI<sub>τ</sub> = Indeks Harga Pangan pada Waktu τ (Bulan Berjalan)
- s<sub>i0</sub> = Bobot Komoditas ke-i
- P<sub>iτ</sub> = Harga komoditas ke-i pada Bulan Berjalan
- P<sub>i0</sub> = Harga Rata-rata Komoditas Ke-i Selama Periode Dasar 2014 – 2016

### **Harga Energi**

Komposisi energi Indonesia terdiri atas coal, gas, geothermal, hydro, BBM (Bahan Bakar Minyak), dan BPP (Biaya Penyedia Tenaga Listrik). Sementara itu, komposisi indeks harga energi dunia antara lain batu bara (batu bara Australia dan batu bara Afrika Selatan), minyak mentah (Brent, Dubai Fateh, dan WTI), gas alam (gas alam Uni Eropa, gas alam Jepang, dan gas alam Amerika Serikat), dan propana.

### **Kerangka Pemikiran**

Alur pemikiran dalam penelitian ini dirangkum ke dalam skema bagan di bawah ini:



Gambar 2 Kerangka Pemikiran  
Sumber: Penulis (2026)

## METODE PENELITIAN

Penelitian ini mengaplikasikan pendekatan kuantitatif dengan memanfaatkan data sekunder (Januari 2014 – Desember 2024) yang bersumber dari berbagai situs resmi. Variabel dependen adalah Indeks Harga Konsumen (IHK). Variabel independen terdiri dari harga beras; indeks harga pangan dunia; indeks harga perumahan, air, listrik, dan bahan rumah tangga; indeks harga transportasi, dan harga minyak dunia (Brent).

### Model Penelitian

Wooldridge (2016) mendefinisikan proses stokastik atau deret waktu sebagai rangkaian variabel acak yang diobservasi berdasarkan kronologi waktu tertentu. Widarjono (2018) menambahkan apabila variabel-variabel penelitian memiliki derajat integrasi yang berbeda namun memiliki hubungan kointegrasi, maka pendekatan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) menjadi model yang paling representatif untuk digunakan.

Model ARDL yang diestimasi adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \Delta \text{LogIHK}_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta \text{LogIHK}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta \text{LogBERAS}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta \text{LogIHPD}_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta \text{LogIHT}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{5i} \Delta \text{LogIHPL}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{6i} \Delta \text{LogBRENT}_{t-1} \\ & + \theta_1 \text{LogIHK}_{t-1} + \theta_2 \text{LogBERAS}_{t-1} + \theta_3 \text{LogIHPD}_{t-1} + \theta_4 \text{LogIHT}_{t-1} \\ & + \theta_5 \text{LogIHPL}_{t-1} + \theta_6 \text{LogBrent} + e_t \end{aligned}$$

Pengujian dilakukan melalui tiga tahap yaitu *pertama*, uji stasioneritas dengan Augmented Dickey-Fuller (ADF); *kedua*, Uji kointegrasi *Bounds Test* dengan membandingkan F-statistic terhadap nilai

kritis *lower I(0)* dan *upper I(1) bound*; *ketiga*, Estimasi ARDL jangka pendek (ECM) dan jangka panjang. Pemilihan *lag* optimal menggunakan kriteria *Akaike Information Criterion* (AIC).

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Hasil Uji Akar Unit ADF Tingkat Level

Pada tingkat level untuk variabel LogIHK, LogIHPD, LogIHT, dan LogIHPL terdeteksi menunjukkan hasil yang sama yaitu tidak stasioner pada order level atau I(0). Variabel LogBeras memperoleh hasil yang berbeda dari variabel lainnya. Nilai statistik ADF sebesar -11.3695 sementara nilai kritisnya sebesar 3,4808, -2,8835, dan -2,5786. Berdasarkan hasil tersebut, variabel LogBeras memiliki nilai statistik ADF yang melampaui nilai kritisnya. Oleh karena itu, pada Tingkat level, hanya LogBeras dan LogBrent yang terbukti memiliki data yang stasioner.

Tabel 1. Uji Akar Unit ADF: Hasil Estimasi Tingkat Level

Variabel	ADF Stat.	Nilai kritis Mackinnon			Prob.	Keterangan
		1%	5%	10%		
LogIHK	-1.720812	-3.4970	-2.8906	-2.5823	0.4178	Tidak Stasioner
LogBeras	-11.3695	-3.4808	-2.8835	-2.5786	0.0000	Stasioner
LogIHPD	-1.3283	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.6150	Tidak Stasioner
LogIHT	-0.5477	-3.4808	-2.8835	-2.5786	0.8768	Tidak Stasioner
LogIHPL	-3.6907	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.053	Tidak Stasioner
LogBrent	-2.8938	-3.4812	-2.8837	-2.5789	0.0488	Stasioner

### Hasil Uji Akar Unit ADF Tingkat *First Difference*

Nilai probabilitas untuk semua variable pada tingkat *first difference* bernilai  $0,0000 < 0,05$  (kurang dari  $\alpha = 0,05$ ) atau dapat dikatakan stasioner. Seluruh variabel sudah stasioner pada tingkat *first different* atau sudah terintegrasi pada order I(1) dan tidak ada data yang stasioner pada tingkat *second difference* sehingga syarat untuk melakukan analisis ARDL sudah tercapai.

Tabel 2. Uji Akar Unit ADF: Hasil Estimasi Tingkat *First Difference*

Variabel	ADF Stat.	Nilai kritis Mackinnon			Prob.	Keterangan
		1%	5%	10%		
LogIHK	-9.95160	-3.4970	-2.8906	-2.5823	0.0000	Stasioner
LogBeras	-11.4454	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.0000	Stasioner
LogIHPD	-8.0508	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.0000	Stasioner
LogIHT	-11.4228	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.0000	Stasioner
LogIHPL	-6.0268	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.0000	Stasioner
LogBrent	-7.9401	-3.4812	-2.8837	-2.5786	0.0000	Stasioner

### Uji Kointegrasi *Bounding Approach*

Hasil uji kointegrasi pada F-statistic tercatat sebesar 4,404458. Angka tersebut harus dibandingkan dengan lower bound dan upper bound pada tingkat signifikansi 5% ( $\alpha = 0,05$ ) sebesar

2,27 I(0); dan 3,28 I(1), sehingga adanya hubungan signifikan pada kointegrasi jangka panjang sehingga kointegrasi tersebut dapat diteliti. Berdasarkan *Akaike Information Criterion* (AIC), lag optimum dalam penelitian ini adalah (3, 3, 0, 4, 1, 1).

Tabel 3. Hasil Uji Kointegrasi *Bounding Testing*

<b>Kointegrasi <i>Bounding Testing</i> Approach</b>		
<b>Estimasi Model</b>	<b>Lag Optimal</b>	<b>F-Statistik</b>
<i>IHK = f( LOGBERAS, LOGIHPD, LOGIHT, LOGIHPL, LOGBRENT)</i>	(3, 3, 0, 4, 1, 1)	12.57379
Nilai Kritis		
Tingkat Signifikansi	<i>Lower bound I(0)</i>	<i>Upper bound I(1)</i>
10%	2.08	3
5%	2.39	3.38
2.5%	2.7	3.73
1%	3.06	4.15

### Hasil Estimasi *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL)

Hasil pengujian menyatakan bahwa perubahan LogIHK satu periode sebelumnya berpengaruh negatif dan signifikan terhadap variabel dependen. Secara statistik, koefisien tercatat sebesar 0,6575 dengan nilai probabilitas 0,0000. Nilai signifikansi yang lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$  maka variabel ini berpengaruh secara signifikan. Setiap peningkatan IHK periode sebelumnya sebesar 1% diprediksi akan memberikan kontribusi penurunan pada variabel dependen sebesar 0,6575%. Statistik uji untuk D(LogBeras) menghasilkan koefisien -3,7477 dan p-value 0,4145 yang tidak signifikan pada tingkat signifikansi alpha 5% karena  $> 0,05$  pada akhirnya menyebabkan perubahan harga beras pada periode berjalan tidak signifikan mempengaruhi dinamika variabel dependen pada model ini.

Variabel D(LogIHPD) memiliki probabilitas sebesar 0,6471 yang  $> 0,05$  memberikan kesimpulan bahwa perubahan LogIHPD pada periode saat ini tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Di samping hal itu, D(LogIHPL(-3)) yang mempunyai koefisien positif sebesar 270.7351 dengan probabilitas senilai 0,0002  $< 0,05$ . Interpretasinya adalah setiap 1% kenaikan IHPL tiga periode sebelumnya akan meningkatkan variabel dependen senilai 270.7351%. Pada variabel D(LogIHT) Dimana nilai probabilitas sebesar 0,5499 lebih besar dari tingkat signifikansi 5%, sehingga pengaruhnya terhadap variabel dependen dianggap tidak signifikan.

Tabel 4. Hasil Estimasi Model ARDL

Variabel	Koefisien	Std.Error	t-Statistik.	Prob.
D(LOGIHK(-1))	-0.657512	0.104578	-6.287300	0.0000
D(IHK(-2))	-0.524194	0.113729	-4.609165	0.0000
D(LOGIHK(-3))	-0.110825	0.099777	-1.110726	0.2700
D(LOGBERAS)	-3.747271	4.568162	-0.820301	0.4145
D(LOGBERAS(-1))	-4.165472	4.597283	-0.906073	0.3676
D(LOGBERAS(-2))	-2.597279	4.247253	-0.611520	0.5426
D(LOGBERAS(-3))	0.221645	0.195622	1.133029	0.2605
D(LOGIHPD)	2.442052	5.313928	0.459557	0.6471

D(LOGIHPL)	-142.9160	57.63707	-2.483895	0.0151
D(LOGIHPL(-1))	42.17851	66.17196	0.637408	0.5257
D(LOGIHPL(-2))	-171.0518	68.55118	-2.495242	0.0146
D(LOGIHPL(-3))	270.7351	68.95147	3.926459	0.0002
D(LOGIHPL(-4))	-94.86113	62.23752	-1.524179	0.1314
D(LOGIHT)	-4.232104	7.048959	-0.600387	0.5499
D(LOGIHT(-1))	10.85014	7.245128	1.497577	0.1381
D(LOGBRENT)	2.510865	1.745011	1.438882	0.1540
D(LOGBRENT(-1))	-4.899610	1.652446	-2.965065	0.0040
C	0.202573	0.175221	1.156100	0.2510

Hal yang sama juga terjadi pada perubahan LogIHT satu periode lalu yang menghasilkan kesimpulan tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Besaran koefisien variabel tersebut adalah 10,8501 dengan nilai probabilitas 0,1381 yang lebih besar dari alpha 5%. Selain itu, meskipun memiliki koefisien positif sebesar 2,5109, variabel D(LogBrent) terdeteksi tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Hal ini terjadi karena nilai p-value sebesar 0,1540 yang melebihi tingkat signifikansi  $\alpha = 5\%$ . Sementara itu, D(LogBrent(-1)) ternyata berpengaruh negatif dan signifikan dengan besaran koefisien dan p-value -0,8996 dan 0,0040.

### Hasil Estimasi Jangka Pendek ARDL

Hasil estimasi ARDL *Error Correction Regression* menunjukkan beberapa temuan (Tabel 5). Variabel IHPL (indeks harga perumahan, air, listrik, dan bahan bakar rumah tangga) merupakan determinan jangka pendek yang paling dominan dan kompleks. LogIHPL pada periode berjalan berpengaruh negatif signifikan (koefisien = -142,9160; prob. = 0,0151), demikian pula pada lag 2 (koefisien = -171,0518; prob. = 0,0146), sementara pada lag 3 pengaruhnya positif signifikan (koefisien = 270,7351; prob. = 0,0002). Di sisi lain, harga minyak *Brent* pada periode berjalan tidak signifikan (prob. = 0,1540), namun berpengaruh negatif signifikan pada lag 1 (koefisien = -4,8996; prob. = 0,0040), mengindikasikan adanya tenggang waktu transmisi harga energi global ke konsumen domestik. Variabel harga beras, indeks harga pangan dunia, dan indeks harga transportasi tidak terbukti berpengaruh signifikan dalam jangka pendek.

Tabel 5. Hasil Estimasi Model Dinamis Jangka Pendek ARDL

Variabel	Koefisien	Std.Error	t-Statistik.	Prob.
D(IHK(-1),2)	0.635019	0.172932	3.672082	0.0004
D(IHK(-2),2)	0.110825	0.093032	1.191253	0.2370
D(LOGBERAS,2)	-3.747271	3.333314	-1.124188	0.2643
D(LOGBERAS(-1),2)	2.375633	3.248832	0.731227	0.4668
D(LOGBERAS(-2),2)	-0.221645	0.183607	-1.207172	0.2309
D(LOGIHPL,2)	-142.9160	52.58358	-2.717883	0.0080
D(LOGIHPL(-1),2)	-4.822182	60.53020	-0.079666	0.9367
D(LOGIHPL(-2),2)	-175.8740	59.35694	-2.962989	0.0040
D(LOGIHPL(-3),2)	94.86113	56.88773	1.667515	0.0993
D(LOGIHT,2)	-4.232104	4.867063	-0.869539	0.3871

D(LOGBRENT,2)	2.510865	1.265310	1.984388	0.0506
CointEq(-1)	-2.292531	0.235785	-9.722975	0.0000

Besaran koefisien CointEq(-1) dinyatakan sebesar -2.292531 (negatif) dan probabilitas 0,0000 < 0,05 (signifikan). Artinya, model ARDL valid dan menunjukkan terdapat kontegrasi antara variabel dependen dan variabel independen. Hasil pengujian koefisien determinasi pada jangka pendek sebesar 0,8456. Perolehan tersebut menunjukkan bahwa model menjelaskan dengan baik variasi indeks harga konsumen sebesar 84,56%. Sementara itu, 15,44% (sisanya) dipengaruhi oleh faktor lain di luar penelitian.

### Hasil Estimasi Jangka Panjang ARDL

Berdasarkan dari estimasi model jangka panjang (Tabel 6), tidak ada variabel independen yang terbukti berpengaruh signifikan secara statistik terhadap IHK. Harga beras (koefisien = -4,488; prob. = 0,2729), LogIHPD (koefisien = 1,065; prob. = 0,6474), LogIHT (koefisien = 2,887; prob. = 0,5098), LogIHPL (koefisien = -41,838; prob. = 0,1143), dan LogBrent (koefisien = -1,042; prob. = 0,2758) seluruh variabel tidak signifikan pada  $\alpha = 5\%$ . Namun demikian, uji F-Bounds (F-statistic = 12,574 > upper bound 3,38 pada  $\alpha = 5\%$ ) secara tegas menyimpulkan adanya keseimbangan jangka panjang secara bersama-sama.

Tabel 6. Hasil Estimasi Dinamis Jangka Panjang Model ARDL

Variabel	Koefisien	Std.Error	t-Statistik.	Prob.
D(LOGBERAS)	-4.487781	4.065129	-1.103970	0.2729
D(LOGIHPD)	1.065221	2.320622	0.459024	0.6474
D(IHPL)	-41.83819	26.21184	-1.596156	0.1143
D(IHT)	2.886780	4.360085	0.662093	0.5098
D(LOGBRENT)	-1.041968	0.949616	-1.097253	0.2758
C	0.088362	0.076791	1.150681	0.2532

Hasil estimasi model ARDL jangka panjang adalah sebagai berikut:

$$EC = D(LOGIHK) - (-4.4878 * D(LOGBERAS) + 1.0652 * D(LOGIHPD) - 41.8382 * D(LOGIHPL) + 2.8868 * D(LOGIHT) - 1.0420 * D(LOGBRENT) + 0.0884$$

### Pembahasan Hasil Penelitian

Harga beras yang tidak signifikan terhadap IHK dalam jangka pendek maupun panjang dapat dijelaskan melalui dua mekanisme utama. Pertama, pemerintah Indonesia secara konsisten menerapkan kebijakan stabilisasi harga beras melalui operasi pasar, penetapan Harga Eceran Tertinggi (HET), dan pengelolaan cadangan beras oleh Bulog. Kedua, posisi Indonesia sebagai produsen beras ke-4 terbesar dunia dengan surplus beras yang meningkat (1,46 juta ton pada 2024 menjadi 3,33 juta ton pada 2025) telah menopang stabilitas harga domestik (FAO, 2025). Temuan ini konsisten dengan

Azim (2025) yang juga menemukan harga beras tidak selalu menjadi determinan utama inflasi konsumen.

Lestari (2025) dan Setiawan et al. (2024) memberikan kontribusi hasil penelitian yang serupa yakni harga beras berpengaruh negatif dan tidak signifikan terhadap indeks harga konsumen. Salah satu sebab dari ketidakefisienan variabel adalah dibutuhkanannya *lag* beberapa periode terlebih dahulu. Dalam jangka pendek, estimasi ECM ARDL pada tahun berjalan mencatat koefisien sebesar -0,000179 dengan probabilitas 0,2660 (negatif dan tidak signifikan) , namun pada *lag* kedua koefisien menjadi positif 0,000755 dan probabilitas signifikan sebesar  $0,0001 < 0,05$  (Lestari, 2025). Fenomena yang terjadi pada periode penelitian tersebut adalah perubahan konsumsi beras yang relatif kecil dan kemerosotan produksi beras dengan persentase -2,12% dibandingkan tahun sebelumnya.

Pengaruh dominan IHPL terhadap IHK dalam jangka pendek mencerminkan bahwa perubahan harga bahan bakar rumah tangga terutama tarif listrik dan BBM memiliki daya transmisi yang kuat dan berlapis terhadap inflasi umum. Pola pengaruh yang negatif pada *lag* 0 dan *lag* 2, namun positif pada *lag* 3, mengindikasikan adanya mekanisme penyesuaian dinamis dan non-linear dalam transmisi harga energi domestik ke IHK. Temuan ini memperkuat argumen bahwa kebijakan harga BBM dan tarif listrik merupakan instrumen kunci pengendalian inflasi jangka pendek di Indonesia.

LogIHPD juga tidak terbukti berpengaruh signifikan dalam jangka pendek dan jangka panjang ini memperkuat kesimpulan bahwa mekanisme harga pangan domestik Indonesia dari harga global bersifat struktural dan persisten. Hasil ini kontras dengan hasil Abbas & Waheed (Abbas & Waheed, 2022) yang menemukan bahwa harga minyak dan variabel makroekonomi lainnya berpengaruh positif terhadap harga pangan di Eropa dalam jangka panjang. Dalam kerangka jangka panjang, LogIHT juga menghasilkan temuan yang sama. Indeks harga transportasi bukan merupakan determinan struktural yang dominan dalam pergerakan IHK Indonesia selama periode penelitian.

Pengaruh negatif harga minyak Brent pada *lag* 1 menunjukkan bahwa dampak kenaikan harga minyak global tidak langsung, melainkan memerlukan tenggang waktu satu bulan sebelum termanifestasi dalam IHK domestik. Hal ini selaras dengan penjelasan dalam latar belakang penelitian bahwa minyak merupakan universal intermediary good yang mempengaruhi biaya komoditas, jasa, hingga transportasi Reziki et al.(2022), namun intervensi kebijakan subsidi menghalangi transmisi penuh tersebut. Arah pengaruh yang negatif berlawanan dengan hipotesis awal mencerminkan peran mekanisme subsidi BBM dalam meredam transmisi harga minyak global ke konsumen domestik, sejalan dengan temuan Lawali et al. (2025) tentang dampak kecil harga minyak global terhadap inflasi pangan di negara berkembang.

## **KESIMPULAN**

Hasil penelitian ini merangkum beberapa kesimpulan penting. Dalam perspektif jangka pendek, variabel IHPL dan harga minyak Brent terbukti sebagai determinan signifikan pergerakan IHK.

Indeks harga perumahan, air, listrik, dan bahan bakar rumah tangga (IHPL) menunjukkan pola pengaruh yang paling kompleks dan dominan. Sementara itu, harga minyak Brent menunjukkan pengaruh yang signifikan dengan kelambanan satu periode (*lag 1*), menunjukkan adanya tenggang waktu dalam transmisi perubahan harga energi global ke konsumen domestik. Dalam estimasi jangka panjang, penelitian ini menemukan bahwa harga beras, indeks harga pangan dunia, dan indeks harga transportasi tidak memengaruhi IHK secara signifikan.

## DAFTAR PUSTAKA

- Abbas, S., & Waheed, A. (2022). Energy Price and Food Price Nexus in Europe: Evidence from Heterogeneous Panel Econometrics. *Journal Global Policy and Governance*, 11(1), 3–20. <https://doi.org/10.14666/2194-7759-11-1-001>
- Azim, M. (2025). Strategic Food Price Dynamics and Their Impact on Consumer Inflation in West Nusa Tenggara Province in 2024. *Journal of Tabulation Economic Data*, 1(1), 34–42.
- Azwina, R., & Syahbudi, M. (2022). Pengaruh Fluktuasi Harga Komoditas Pangan Terhadap Inflasi di Provinsi Sumatera Utara tahun (2019-2021). *El-Mal: Jurnal Kajian Ekonomi & Bisnis Islam*, 4(1), 238–249. <https://doi.org/10.47467/elmal.v4i1.1373>
- Badan Pusat Statistik (BPS). (2025). *Indikator Ekonomi Indikator Ekonomi*. 56(3), 259.
- Bank Indonesia. (2022). *Inflasi IHK Maret 2022 Terkendali*.
- Case, K. E., & Fair, R. C. (2007). *Prinsip-prinsip Ekonomi* (Y. A. Hardani (ed.); Edisi Kede). Erlangga.
- Demeke, H., & Tenaw, D. (2021). Sources of Recent Inflationary Pressures and Interlinkages Between Food and Non-food Prices in Ethiopia. *Heliyon*, 7(11), e08375. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e08375>
- Duval, R., & Vogel, L. (2011). Oil Price Shocks, Rigidities and the Conduct of Monetary Policy: Some Lessons from a New Keynesian Perspective. *SSRN Electronic Journal*, 603. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1124784>
- FAO. (1976). *The State of Food Security and Agriculture 1975*.
- FAO. (2025). *GIEWS - Global Information and Early Warning System*. <https://www.fao.org/giews/countrybrief/country.jsp?code=IDN&lang=en>
- FAO. (2026). *World Food Situation*. <https://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>
- Farid Nugroho, & Akhsyim Afandi. (2024). Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi indeks harga pangan di Indonesia tahun 2000-2023. *Jurnal Kebijakan Ekonomi Dan Keuangan*, 3(1), 1–9. <https://journal.uii.ac.id/jkek>
- Kearney, N. (2025). *Impact of the Iran-Israel Escalation on Oil Prices*. <https://www.oxfordeconomics.com/resource/iran-israel-escalation-pushes-brent-crude-oil-price-higher/>
- Kusumawardani, D., & Agusti, K. S. (2024). The Effect of Energy Security on Economic Growth in ASEAN During 2000–2020. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 14(2), 447–459. <https://doi.org/10.32479/ijeep.15463>
- Lawali, L., Yusuf, A., & Maccido, M. (2025). *Oil Shocks and Food Inflation in Nigeria: Cointegration and Granger Causality Test*. 7(2), 223–234.
- Lestari, I. (2025). The Effect of Food Commodity Price Fluctuations on Inflation in East Java. *Journal of Current Studies in SDGs*, 1(2), 32. <https://doi.org/10.63230/jocsis.1.2.32>
- Mankiw, N. G., Quah, E., & Wilson, P. (2008). *Pengantar Ekonomi Makro* (Asia). Cengage Learning.
- Nicholson, W., & Snyder, C. (2009). *Intermediate Microeconomics and Its Application* (11th ed.). Cengage Learning.
- Oteng, C., Iledare, O., & Sebu, J. (2024). Vulnerability of the Agricultural Commodity Markets in Ghana to Global Oil Price Fluctuations: An Empirical Analysis. *SAGE Open*, 14(1), 1–14. <https://doi.org/10.1177/21582440231219121>

- Parkin, M. (2012). *Macroeconomics* (10th ed.). Pearson.
- Reziki, J., Desdiani, N., Riefky, T., Cesarina, A., Husna, M., & Maizar, F. (2022). *BI Board of Governor Meeting*. [www.lpem.org/](http://www.lpem.org/)
- Samal, A., Ummalla, M., & Goyari, P. (2022). The Impact of Macroeconomic Factors on Food Price Inflation: an Evidence from India. *Future Business Journal*, 8(1), 1–14. <https://doi.org/10.1186/s43093-022-00127-7>
- Samuelson, P. A., & Nordhaus, W. D. (1996). *Makro Ekonomi* (14th ed.). Erlangga.
- Setiawan, A. B., Yusuf, M., Prajanti, S. D. W., Prasetyo, F. H., Bowo, P. A., & Maftukhah, I. (2024). Unraveling the Interplay among Inflation, Rice Prices, and Farmers Exchange Rate in Indonesia. *Agro Ekonomi*, 35(1), 1. <https://doi.org/10.22146/ae.86078>
- Widarjono, A. (2018). *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya Disertai Panduan Eviews* (Ed. Kelima). UPP STIM YKPN.
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6th ed.). Cengage Learning.