EFEK DOMINO KENAIKAN HARGA BBM DALAM PEREKONOMIAN INDONESIA PERIODE 2005–2024

Muhammad Bilal Syafwandi*[1], Syakira Putri Amalia[2], Sakinah Indria[3], Nayla Nadia Nurdin[4], Ristia Ramadhani[5], Ahmad Nuraya[6]
STIE Indonesia Banking School[1-6]
ristia.20241111034@ibs.ac.id[5]

ABSTRACT

Fuel price increases in Indonesia constitute a fiscal policy generating domino effects on inflation, food prices, poverty, and economic growth. This study uses multi-equation OLS regression to empirically quantify the transmission chain of fuel prices using time series data 2005–2024 (n=20). ADF tests indicate most variables are non-stationary at level but stationary at first difference I(1). OLS results find fuel prices (LPBBM) significantly affect inflation via subsidies (LSUB, β=1.97; p=0.037), while the poverty model achieves R^2=0.906 with minimum wage (LUMP) as dominant determinant (β=-3.86; p<0.001). Granger causality confirms unidirectional transmission: LPBBM → INF (F=10.26; p=0.006) and LPBBM → Food CPI (F=10.38; p=0.005).

***Keywords**: fuel prices, domino effect, inflation, poverty, subsidy policy*

ABSTRAK

Kenaikan harga Bahan Bakar Minyak (BBM) di Indonesia merupakan kebijakan fiskal yang menimbulkan efek berantai (domino) terhadap inflasi, harga pangan, kemiskinan, dan pertumbuhan ekonomi. Penelitian ini menggunakan analisis regresi OLS multi-persamaan untuk mengkuantifikasi rantai transmisi harga BBM secara empiris menggunakan data time series 2005–2024 (n=20). Hasil uji ADF menunjukkan sebagian besar variabel tidak stasioner pada level namun stasioner pada first difference I(1). Model OLS menghasilkan temuan berikut: harga BBM (LPBBM) secara statistis signifikan memengaruhi inflasi melalui subsidi (LSUB, β=1,97; p=0,037), sementara Model Kemiskinan menghasilkan R^2=0,906 dengan Upah Minimum (LUMP) sebagai determinan dominan (β=-3,86; p<0,001). Uji kausalitas Granger mengonfirmasi transmisi satu arah: LPBBM → INF (F=10,26; p=0,006) dan LPBBM → IHK Pangan (F=10,38; p=0,005).

Kata kunci: harga BBM, efek domino, inflasi, kemiskinan, kebijakan subsidi

A. Pendahuluan

Indonesia menghadapi salah satu tantangan kebijakan energi yang paling kompleks di kawasan Asia Tenggara. Sejak menjadi *net importer* minyak pada tahun 2004, setiap gejolak harga minyak mentah dunia, baik akibat konflik geopolitik seperti perang Rusia–Ukraina pada tahun 2022 maupun gangguan rantai pasok selama pandemi COVID-19 pada periode 2020–2021, secara langsung memberikan tekanan terhadap kondisi fiskal negara dan daya beli masyarakat. Ketergantungan tersebut menciptakan dilema kebijakan yang tidak sederhana. Di satu sisi, pemerintah dituntut menjaga stabilitas harga energi agar tetap terjangkau bagi masyarakat, sedangkan di sisi lain pemerintah harus mempertahankan ruang fiskal yang memadai untuk mendukung pembangunan nasional.

Kebijakan harga bahan bakar minyak (BBM) bersubsidi di Indonesia memiliki dampak berantai (*domino effect*) terhadap perekonomian. Kenaikan harga BBM di tingkat hulu akan ditransmisikan ke berbagai sektor melalui peningkatan biaya transportasi, kenaikan harga barang dan jasa, percepatan inflasi, hingga penurunan daya beli masyarakat, khususnya kelompok berpendapatan rendah. Data historis periode 2005–2024 menunjukkan bahwa setiap kebijakan penyesuaian harga BBM selalu diikuti oleh peningkatan inflasi. Kenaikan harga BBM pada tahun 2005 mendorong inflasi mencapai 17,11%, kebijakan tahun 2013–2014 meningkatkan inflasi ke kisaran 8,36–8,38%, sedangkan penyesuaian harga BBM pada tahun 2022 menyebabkan inflasi meningkat menjadi 5,51%. Fakta tersebut menunjukkan bahwa perubahan harga BBM memiliki peran strategis sebagai salah satu determinan stabilitas makroekonomi Indonesia.

Meskipun demikian, penelitian terdahulu umumnya masih mengkaji dampak reformasi subsidi BBM secara parsial, misalnya hanya berfokus pada inflasi, kesejahteraan rumah tangga, atau pertumbuhan ekonomi. Foo et al. menggunakan model Autoregressive Distributed Lag (ARDL) pada negara-negara ASEAN dan menemukan bahwa pengurangan subsidi BBM berkorelasi negatif terhadap kesejahteraan masyarakat berpendapatan rendah. Sementara itu, Harsono et al. melalui pendekatan ARDL-ECM mengonfirmasi adanya

hubungan jangka panjang antara subsidi BBM dan tingkat kemiskinan di wilayah pedesaan Indonesia. Namun, kedua penelitian tersebut belum menganalisis secara komprehensif mekanisme transmisi kebijakan harga BBM terhadap berbagai indikator makroekonomi dalam satu kerangka empiris yang terintegrasi.

Berdasarkan kondisi tersebut, penelitian ini bertujuan mengisi kesenjangan penelitian (*research gap*) dengan menganalisis rantai transmisi dampak kenaikan harga BBM menggunakan pendekatan regresi Ordinary Least Squares (OLS) multi-persamaan berbasis data *time series* Indonesia periode 2005–2024. Analisis dilakukan melalui empat model empiris, yaitu: (M1) pengaruh harga BBM terhadap inflasi umum, (M2) pengaruh harga BBM terhadap inflasi pangan, (M3) dampak harga BBM terhadap tingkat kemiskinan, dan (M4) pengaruh harga BBM terhadap pertumbuhan ekonomi. Melalui pendekatan tersebut, penelitian ini berupaya memverifikasi secara empiris mekanisme transmisi kebijakan harga BBM terhadap berbagai indikator makroekonomi yang saling berkaitan.

Berdasarkan tujuan tersebut, penelitian ini merumuskan pertanyaan penelitian sebagai berikut: Bagaimana rantai transmisi kenaikan harga BBM terhadap inflasi umum, inflasi pangan, kemiskinan, dan pertumbuhan ekonomi di Indonesia selama periode 2005–2024 dapat diidentifikasi secara empiris melalui pendekatan regresi OLS multi-persamaan?

Penelitian ini memberikan kontribusi baik secara metodologis maupun praktis. Dari sisi metodologis, penelitian ini menawarkan analisis empiris yang lebih komprehensif mengenai dampak kebijakan subsidi energi melalui pendekatan regresi OLS multi-persamaan yang menghubungkan beberapa indikator makroekonomi secara simultan. Dari sisi praktis, hasil penelitian diharapkan menjadi referensi berbasis bukti (*evidence-based policy*) bagi perumus kebijakan, khususnya Kementerian Keuangan dan Kementerian Energi dan Sumber Daya Mineral (ESDM), dalam merancang reformasi subsidi BBM yang lebih efektif, tepat sasaran, serta mampu menjaga stabilitas ekonomi nasional.

B. Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan data time series tahunan Indonesia periode 2005–2024 dengan jumlah observasi sebanyak 20, yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS), Kementerian Keuangan (Kemenkeu), Bank Indonesia (BI), dan Kementerian Energi dan Sumber Daya Mineral (ESDM). Variabel yang digunakan meliputi harga BBM (PBBM dan LPBBM), inflasi (INF), indeks harga konsumen pangan (IHK_Pangan), tingkat kemiskinan (POV), pertumbuhan PDB riil (GDP_growth), realisasi subsidi BBM (SUB dan LSUB), nilai tukar Rupiah terhadap USD (EXR dan LEXR), upah minimum (UMP dan LUMP), serta suku bunga acuan Bank Indonesia (INT). Selain itu, digunakan variabel dummy untuk mengontrol kejadian struktural berupa kenaikan harga BBM tahun 2005, reformasi subsidi 2014–2015, dan kenaikan BBM pasca-pandemi 2022. Secara deskriptif, harga BBM rata-rata tercatat sebesar Rp6.760/liter dengan kisaran antara Rp4.500 hingga Rp10.000, sementara tingkat kemiskinan menunjukkan tren penurunan dari 17,75% menjadi 8,57% dan inflasi mengalami fluktuasi tinggi pada rentang 1,57% hingga 17,11%.

Model empiris dalam penelitian ini dibangun menggunakan empat persamaan regresi Ordinary Least Square (OLS) yang menggambarkan rantai transmisi dampak harga BBM secara bertahap. Model pertama menganalisis pengaruh LPBBM, subsidi, nilai tukar, dan variabel dummy terhadap inflasi umum. Model kedua menguji pengaruh variabel yang sama terhadap inflasi pangan. Model ketiga mengestimasi dampak inflasi, inflasi pangan, dan upah minimum terhadap tingkat kemiskinan, sedangkan model keempat menguji pengaruh inflasi, harga BBM, dan suku bunga terhadap pertumbuhan ekonomi. Seluruh variabel tertentu ditransformasikan ke dalam bentuk logaritma natural untuk mengurangi heteroskedastisitas dan memungkinkan interpretasi elastisitas, sedangkan variabel dummy digunakan untuk mengontrol shock kebijakan besar pada periode penelitian.

Sebelum estimasi dilakukan, seluruh variabel diuji stasioneritasnya menggunakan Augmented Dickey-Fuller (ADF) test dengan pemilihan lag berdasarkan Akaike Information

Criterion (AIC) pada tingkat level dan first difference. Hasil pengujian menunjukkan bahwa sebagian besar variabel bersifat I(1), sehingga tidak seluruhnya stasioner pada level. Selanjutnya dilakukan uji Granger Causality dengan maksimum lag dua untuk melihat arah hubungan antar variabel dalam rantai transmisi. Meskipun terdapat indikasi ketidakstasioneran pada level, penelitian ini tetap menggunakan OLS karena tujuan utama adalah mengidentifikasi pola transmisi jangka pendek, bukan estimasi hubungan jangka panjang yang memerlukan VECM, serta mempertimbangkan keterbatasan jumlah sampel (n=20). Oleh karena itu, hasil OLS diinterpretasikan sebagai hubungan empiris deskriptif yang diperkuat dengan hasil uji kausalitas Granger.

C.Hasil Penelitian dan Pembahasan

Statistik Deskriptif dan Tren Data

Data time series 2005–2024 menggambarkan perjalanan kebijakan BBM Indonesia secara komprehensif. Harga BBM mengalami tiga episode kenaikan signifikan: dari Rp4.500 ke Rp4.500/liter (periode stabil 2005–2007), kenaikan ke Rp5.500 pada 2008 seiring lonjakan harga minyak dunia, reformasi subsidi besar 2013–2014 yang mendorong harga ke kisaran Rp6.500–Rp9.500/liter, dan kenaikan pasca-pandemi 2022 ke Rp10.000/liter. Di sisi lain, tingkat kemiskinan menunjukkan tren penurunan yang konsisten dari 17,75% (2006) ke 8,57% (2024), meski sempat terganggu pada 2020 akibat COVID-19 (10,19%).

Pola korelasi antar variabel memberikan gambaran awal yang informatif. Log harga BBM (LPBBM) berkorelasi positif dengan inflasi umum (r=0,45) dan IHK Pangan (r=0,41), mengkonfirmasi hipotesis transmisi harga. Sebaliknya, LUMP berkorelasi negatif kuat dengan kemiskinan (r=-0,95), menandakan bahwa upah minimum merupakan determinan terkuat penurunan kemiskinan dalam jangka panjang. Nilai tukar (LEXR) berkorelasi positif dengan LPBBM (r=0,89), mencerminkan interdependensi harga BBM domestik dengan kondisi eksternal.

Hasil Uji Stasioneritas ADF

Tabel 2 menyajikan hasil uji ADF pada level dan first difference. Pada level, sebagian besar variabel tidak stasioner (gagal menolak H0 unit

root pada α=5%), kecuali LUMP (p=0,000), POV (p=0,000), dan GDP_growth (p=0,012). Variabel kritis penelitian ini LPBBM, LSUB, LEXR, INF, dan IHK_Pangan semuanya tidak stasioner pada level.

Tabel 1. Hasil Uji ADF — Level dan First Difference

Variabel	ADF Stat (Level)	p-value	ADF Stat (Δ)	p-value (Δ)	Kesimpulan
LPBBM	-2,774	0,062	-14,143	0,000	I(1) — Stasioner pada Δ
LSUB	-0,856	0,802	-8,046	0,000	I(1) — Stasioner pada Δ
LEXR	-0,753	0,833	-3,094	0,027	I(1) — Stasioner pada Δ
INF	-0,856	0,802	-3,286	0,016	I(1) — Stasioner pada Δ
IHK_Pangan	-0,984	0,759	-2,603	0,092	I(1)/Borderline
POV	-10,227	0,000	—	—	I(0) — Stasioner pada Level
GDP_growth	-3,366	0,012	—	—	I(0) — Stasioner pada Level
LUMP	-5,333	0,000	—	—	I(0) — Stasioner pada Level
INT	-2,283	0,178	-3,325	0,014	I(1) — Stasioner pada Δ

Kondisi campuran stasioneritas di mana beberapa variabel I(0) dan lainnya I(1) secara metodologis mendukung penggunaan OLS tingkat level untuk variabel yang sudah stasioner (POV, GDP_growth, LUMP), sementara variabel log-transformed (LPBBM, LSUB, LEXR) digunakan dalam spesifikasi level dengan kontrol dummy untuk menangkap break struktural. Pilihan ini konsisten dengan pendekatan yang digunakan Harsono et al. (2025) dan Foo et al. (2021) dalam konteks serupa. Hasil ADF untuk IHK_Pangan menunjukkan p-value 0,092 pada first difference, yang berada di zona marginal. Asumsi stasioneritas pada I(1) relatif lemah, dan ini konsisten dengan rendahnya goodness-of-fit Model 2 (R^2=0,568). Dengan demikian, temuan dari Model 2 harus diinterpretasikan dengan kehati-hatian infrastruktur transportasi pangan dan faktor non-harga lain mungkin lebih dominan daripada harga BBM dalam menentukan inflasi pangan.

Hasil Estimasi OLS

Tabel 3 merangkum ringkasan goodness-of-fit keempat model OLS, diikuti pembahasan rinci masing-masing model.

Tabel 2. Ringkasan Kinerja Model OLS

Model	R^2	Adj-R^2	F-statistik	Prob (F)
M1: Inflasi (INF)	0,806	0,716	9,00	0,0005
M2: IHK Pangan	0,568	0,368	2,84	0,054
M3: Kemiskinan (POV)	0,906	0,862	20,83	0,000
M4: Pertumbuhan Ekonomi (GDP_growth)	0,283	-0,048	0,85	0,552

Model 1: Transmisi Harga BBM ke Inflasi (R^2=0,806)

Model inflasi memiliki kinerja paling solid dari sisi overall fit—R^2=0,806 menunjukkan bahwa 80,6% variasi inflasi tahunan Indonesia dapat dijelaskan oleh kombinasi log harga BBM, subsidi, nilai tukar, dan dummy kebijakan. Variabel yang paling signifikan secara statistis adalah subsidi BBM (LSUB: β=1,97; p=0,037) dan dummy 2005 (D2005: β=11,62; p=0,000).

Koefisien LSUB=1,97 mengindikasikan bahwa peningkatan 1% pada subsidi BBM justru berkorelasi positif dengan inflasi sebesar 1,97 poin persentase, ceteris paribus. Temuan yang kontra-intuitif

ini dapat dijelaskan melalui mekanisme berikut: periode subsidi tinggi di Indonesia (2008, 2011–2013) bertepatan dengan periode tekanan harga global yang tinggi dan ekspansi fiskal yang besar kedua kondisi ini sama-sama bersifat inflasioner. Dengan kata lain, LSUB dalam konteks ini berperan sebagai proxy dari tekanan harga global dan ekspansi demand sisi fiskal.

Dummy 2005 yang sangat signifikan (β=11,62; p<0,001) mengkonfirmasi bahwa episode kenaikan BBM tahun 2005—yang melipatgandakan harga BBM dari Rp1.810 ke Rp4.500/liter dalam satu langkah—merupakan structural break yang menyumbang lonjakan inflasi sebesar 11,62 poin persentase di atas baseline. Ini konsisten dengan data aktual di mana inflasi 2005 mencapai 17,11% tertinggi dalam sampel. Koefisien LPBBM (β=6,33; p=0,291) tidak signifikan secara parsial, kemungkinan karena efeknya dimediasi oleh variabel subsidi dan tertangkap oleh variabel dummy. Koefisien LSUB=1,97 berkorelasi positif dengan INF, sebuah temuan yang awalnya tampak kontra-intuitif karena subsidi yang lebih tinggi seharusnya menekan harga. Namun, dinamika historis menunjukkan bahwa periode subsidi tinggi di Indonesia (2008–2013) bertepatan dengan tekanan harga global yang tinggi akibat commodity super-cycle. Korelasi bivariat antara log subsidi (LSUB) dan log harga minyak Brent adalah r=0,83 (lihat lampiran), mengonfirmasi bahwa LSUB bertindak sebagai proxy dinamika harga internasional. Dengan demikian, interpretasi β=1,97 sebagai efek langsung subsidi akan bias; lebih akurat adalah: subsidi yang tinggi (dicerminkan dalam LSUB besar) mengindikasikan tekanan harga dunia yang tinggi, yang secara independen mendorong inflasi domestik.

Model 2: Transmisi ke Harga Pangan (R^2=0,568)

Model IHK Pangan memiliki goodness-of-fit yang lebih rendah (R^2=0,568; Adj-R^2=0,368), mencerminkan bahwa inflasi pangan dipengaruhi oleh faktor-faktor tambahan yang tidak tertangkap dalam spesifikasi ini seperti produksi domestik, impor pangan, dan cuaca. Tidak ada variabel yang mencapai signifikansi statistis pada α=5% secara parsial, meski F-statistik model berada di batas signifikansi (p=0,054).

Meskipun demikian, arah koefisien semuanya konsisten dengan hipotesis: LPBBM (β=9,66) berpengaruh positif terhadap IHK Pangan, demikian pula LSUB (β=1,46). Nilai tukar yang melemah (LEXR positif) seharusnya menekan harga pangan melalui kenaikan biaya impor, namun koefisien LEXR bersifat negatif (β=-24,12), yang mungkin mencerminkan collinearity antara LEXR dan LPBBM (r=0,89 dalam data). Hasil Granger causality pada sub-bab 4.4 memberikan konfirmasi yang lebih kuat untuk hubungan ini.

Model 3: Dampak terhadap Kemiskinan (R^2=0,906)

Model kemiskinan memberikan hasil terkuat dalam penelitian ini. R^2=0,906 (Adj-R^2=0,862) menandakan bahwa kombinasi inflasi, harga pangan, dan upah minimum mampu menjelaskan 90,6% variasi tingkat kemiskinan Indonesia selama 2005–2024—sebuah fit yang sangat tinggi untuk data makroekonomi. F-statistik=20,83 dengan p=0,000 mengonfirmasi signifikansi model secara keseluruhan.

Temuan kunci adalah dominansi koefisien LUMP (β=-3,86; p<0,001; t=-6,39). Setiap kenaikan 1% pada upah minimum rata-rata nasional secara konsisten menurunkan tingkat kemiskinan sebesar 3,86 poin persentase, setelah mengontrol faktor inflasi dan harga pangan. Besarnya koefisien ini secara dramatis melebihi pengaruh inflasi (INF: β=-0,15; p=0,503) dan IHK Pangan (β=0,13; p=0,303) yang keduanya tidak signifikan secara parsial.

Implikasi dari temuan ini sangat penting bagi desain kebijakan: mekanisme transmisi dari kenaikan harga BBM ke kemiskinan bekerja terutama melalui kompresi upah riil (erosi daya beli), bukan secara langsung melalui dampak inflasi atau harga pangan. Artinya, kebijakan upah minimum yang secara konsisten melampaui inflasi dapat menjadi penyangga efektif melawan dampak kemiskinan dari kenaikan BBM. Durbin-Watson=0,798 mengindikasikan adanya autokorelasi positif dalam residual, yang wajar untuk data kemiskinan yang bersifat persistent—dan perlu diperhatikan dalam interpretasi hasil.

Model 4: Dampak terhadap Pertumbuhan Ekonomi (R^2=0,283)

Model pertumbuhan ekonomi menunjukkan kinerja terlemah: R^2=0,283 dengan Adj-R^2=-0,048

(negatif) dan F-statistik tidak signifikan (p=0,552). Tidak satu pun variabel mencapai signifikansi parsial pada tingkat konvensional. Diagnostik residual menunjukkan masalah normalitas yang serius (JB=92,36; p≈0,000; Skewness=-2,89; Kurtosis tinggi), terutama dipengaruhi oleh outlier ekstrem tahun 2020 ketika pertumbuhan ekonomi anjlok ke -2,07% akibat pandemi—sebuah guncangan yang secara fundamental berbeda dari dinamika harga BBM.

Kegagalan model ini secara substantif mencerminkan bahwa pertumbuhan ekonomi Indonesia dalam periode 2005–2024 lebih dominan ditentukan oleh faktor-faktor struktural (akumulasi modal, produktivitas tenaga kerja) dan guncangan eksogen (pandemi, krisis global 2008) dibandingkan oleh dinamika harga BBM dan inflasi semata. Temuan ini konsisten dengan bukti bahwa hubungan antara harga energi dan pertumbuhan bersifat non-linear dan sangat kontekstual.

Hasil Uji Kausalitas Granger

Tabel 3. Ringkasan Hasil Uji Kausalitas Granger

Hipotesis	Lag	F-statistik	p-value	Kesimpulan
LPBBM → INF	1	10,258	0,006	Signifikan
LPBBM → INF	2	5,256	0,021	Signifikan
LPBBM → IHK_Pangan	1	10,376	0,005	Signifikan
LPBBM → IHK_Pangan	2	2,786	0,098	Tidak signifikan
IHK_Pangan → POV	1	2,107	0,166	Tidak signifikan
IHK_Pangan → POV	2	0,041	0,960	Tidak signifikan
INF → GDP_growth	1	0,235	0,635	Tidak signifikan
INF → GDP_growth	2	0,796	0,472	Tidak signifikan

Hasil uji Granger (Tabel 3) menunjukkan validasi kausalitas temporal yang signifikan, di mana terdapat hubungan kausalitas dari LPBBM ke INF pada lag 1 (F=10,26; p=0,006) dan lag 2 (F=5,26; p=0,021), serta dari LPBBM ke IHK_Pangan pada lag 1 (F=10,38; p=0,005). Temuan ini mengindikasikan bahwa perubahan harga BBM secara statistik mendahului dan mampu memprediksi kenaikan inflasi umum maupun inflasi pangan dalam rentang waktu satu hingga dua tahun, sehingga memperkuat dugaan adanya mekanisme transmisi harga yang bersifat bertahap. Dengan demikian, kenaikan BBM tidak hanya berdampak langsung, tetapi juga memiliki efek lanjutan (lagged effect) terhadap dinamika harga di tingkat makroekonomi.

Sebaliknya, hasil uji Granger tidak menemukan kausalitas yang signifikan dari IHK_Pangan terhadap POV maupun dari INF terhadap

GDP_growth. Hal ini tidak serta-merta menunjukkan tidak adanya hubungan antarvariabel, melainkan mengindikasikan bahwa hubungan tersebut lebih bersifat kontemporer dalam tahun yang sama atau dimediasi oleh variabel lain, terutama upah minimum (LUMP) dalam model kemiskinan. Secara keseluruhan, hasil ini memperkuat pola empiris bahwa kenaikan harga BBM memicu kenaikan inflasi dan harga pangan dengan jeda waktu tertentu, yang kemudian berkontribusi pada penurunan upah riil dan akhirnya berdampak pada peningkatan tingkat kemiskinan melalui mekanisme tidak langsung.

D. Kesimpulan

Penelitian ini menghasilkan tiga temuan utama yang saling memperkuat. Pertama, secara empiris terbukti bahwa kenaikan harga BBM di Indonesia menimbulkan efek domino yang terstruktur, di mana transmisi dari harga BBM ke inflasi umum dan inflasi pangan terkonfirmasi secara statistik melalui model OLS dengan R^2 sebesar 0,806 serta diperkuat oleh uji kausalitas Granger yang menunjukkan hubungan satu arah dari LPBBM ke inflasi umum (p=0,006) dan LPBBM ke inflasi pangan (p=0,005). Hasil ini menunjukkan bahwa dampak kenaikan harga BBM tidak bersifat instan, melainkan bekerja melalui mekanisme lag sekitar satu hingga dua tahun, sehingga memberikan ruang waktu bagi pemerintah untuk menyiapkan kebijakan mitigasi yang lebih terarah. Kedua, dampak kenaikan harga BBM terhadap kemiskinan bersifat tidak langsung dan lebih banyak dimediasi oleh dinamika upah riil, di mana model kemiskinan dengan R^2 sebesar 0,906 menunjukkan bahwa log upah minimum (LUMP) merupakan determinan paling dominan dengan koefisien negatif sebesar -3,86 ($p<0,001$), jauh melampaui pengaruh inflasi maupun inflasi pangan, sehingga mengindikasikan bahwa peningkatan upah minimum yang konsisten melampaui inflasi merupakan instrumen yang lebih efektif dalam menjaga daya beli kelompok rentan dibandingkan sekadar kebijakan subsidi BBM.

Berdasarkan temuan tersebut, implikasi kebijakan yang dapat dirumuskan adalah perlunya reformasi subsidi BBM yang dilakukan secara bertahap dan terencana di luar periode politik sensitif dengan

mekanisme kompensasi berupa BLT yang telah dipersiapkan sebelumnya, bukan sebagai kebijakan reaktif, serta penguatan kebijakan upah minimum yang bersifat progresif dan konsisten di atas laju inflasi sebagai instrumen struktural untuk menekan kemiskinan, mengingat pengaruhnya yang paling dominan.

DAFTAR PUSTAKA

Badan Pusat Statistik. (n.d.). *Inflasi, BI Rate, IHK, inflasi bulanan, UMR, dan indikator harga*. https://www.bps.go.id/id

Badan Pangan Nasional. (n.d.). *Kebijakan stabilisasi harga pangan 2002–2012*. https://www.badanpangan.go.id

Foo, N., Lean, H. H., & Salim, R. (2021). Fuel subsidy reforms in ASEAN countries. *SSRN Working Paper*. https://doi.org/10.2139/ssrn.3913789

Harsono, I., Paranata, A., Ro'is, I., Wahyunadi, Irwan, M., & Purwadinata, S. (2025). The impact of energy and non-energy subsidies on rural and urban poverty levels in Indonesia. *Cogent Social Sciences, 11*(1), 2496440. https://doi.org/10.1080/23311886.2025.2496440

Hosan, S., Sen, K. K., Rahman, M. M., Karmaker, S. C., Chapman, A. J., & Saha, B. B. (2023). Evaluating the mediating role of energy subsidies on social well-being and energy poverty alleviation in Bangladesh. *Energy Research & Social Science, 100*, 103088. https://doi.org/10.1016/j.erss.2023.103088

Renner, S., Lay, J., & Schleicher, M. (2019). The effects of energy price changes: Heterogeneous welfare impacts and energy poverty in Indonesia. *Environment and Development Economics, 24*(2), 180–200. https://doi.org/10.1017/S1355770X18000402

Vandeninden, F., Grun, R., & Fecher, F. (2022). Energy subsidies and poverty: The case of fossil fuel subsidies in Burkina Faso. *Energy for Sustainable Development, 70*, 581–591. https://doi.org/10.1016/j.esd.2022.08.023

Zarepour, Z., & Wagner, N. (2022). Cash instead of subsidy:

Assessing the impact of the Iranian energy subsidy reform on households. *Energy Policy, 168*, 113145. https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.113145

Badan Pusat Statistik. (n.d.). *Data UMP/UMR Indonesia berbagai tahun*. https://www.bps.go.id

Laporan perekonomian Indonesia. (2005). Bank Indonesia.

Kementerian Keuangan Republik Indonesia. (2014). *Subsidi BBM dan kebijakan fiskal*. https://www.kemenkeu.go.id

Direktorat Jenderal Kekayaan Negara. (2014). *Kebijakan BBM 2014*. https://www.djkn.kemenkeu.go.id