

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Objek Penelitian

Objek penelitian ini adalah perusahaan sektor energi yang tercatat di indeks IDXENERGY Bursa Efek Indonesia (BEI) pada periode 2020 hingga 2024 yang bertujuan untuk mengevaluasi seberapa besar pengaruh *audit fee*, *audit tenure*, dan komite audit terhadap kualitas audit berbasis ESB. Objek studi penelitian ini dipilih untuk mengetahui lonjakan harga komoditas energi dari fenomena *windfall profit* mempengaruhi kualitas audit di sektor energi pada periode tersebut.

Tabel 4. 1 Pemilihan Sampel

Kriteria	Jumlah
Populasi: IDXENERGY yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia	91
Sampel berdasarkan kriteria (<i>purposive sampling</i>):	
1. Perusahaan <i>listing</i> pada atau setelah 1 Januari 2020	(24)
2. Laporan keuangan disajikan dalam mata uang selain rupiah	(41)
3. Perusahaan berada dalam papan pemantauan khusus	(12)
Sampel Penelitian	14
Total Sampel (n x Periode Penelitian)	70

Sumber: Hasil yang telah diolah penulis, 2026

Dari tabel 4.1 hasil pemilihan sampel di atas, terdapat 91 perusahaan sektor energi yang terdaftar dalam indeks IDXENERGY di Bursa Efek Indonesia (BEI) selama periode pengamatan yakni tahun 2020 hingga 2024. Pengambilan sampel dilakukan menggunakan teknik *purposive sampling* dengan menetapkan enam kriteria seleksi yang bersifat berjenjang dan sekuensial, artinya setiap perusahaan yang telah di eksklusi pada salah satu kriteria tidak dievaluasi kembali pada kriteria

berikut sehingga setiap perusahaan hanya dihitung satu kali sebagai pengurangan dari populasi. Setelah dilakukan proses seleksi dengan syarat-syarat yang telah ditentukan dalam penelitian ini, diperoleh sebanyak 24 perusahaan sektor energi *listing* setelah 1 Januari 2020 sehingga perusahaan tidak memiliki data laporan keuangan tahunan yang lengkap dan dapat diperbandingkan tahun pengamatan. Lalu, sebanyak 41 perusahaan dieliminasi karena tidak dapat memenuhi kriteria keempat yakni pengungkapan dalam satuan mata uang asing bukan rupiah, serta 12 perusahaan yang tergolong ke dalam Papan Pemantauan Khusus yang mengindikasikan adanya kondisi fundamental keuangan perusahaan yang terganggu dan berpotensi menjadi *confounding variable*. Maka, penelitian sampel menghasilkan sebanyak 14 perusahaan yang lolos dari seluruh kriteria dari *purposive sampling* di antaranya adalah:

Tabel 4. 2 Daftar Perusahaan

No.	Nama Perusahaan
1.	AKR Corporindo Tbk (AKRA)
2.	Elnusa Tbk (ELNUSA)
3.	Mitra Energi Persada Tbk (KOPI)
4.	Paragon Karya Perkasa Tbk (PKPK)
5.	Bukit Asam (Persero) Tbk (PTBA)
6.	Radiant Utama Interinsco Tbk (RUIS)
7.	Golden Eagle Energy Tbk (SMMT)
8.	Alfa Energi Investama Tbk (FIRE)
9.	Transcoal Pacific Tbk (TCPI)
10.	Super Energy Tbk (SURE)
11.	Ginting Jaya Energi Tbk (WOWS)
12.	Dana Brata Luhur Tbk (TEBE)
13.	Dwi Guna Laksana Tbk (DWGL)
14.	Artha Mahiya Investama Tbk (AIMS)

Sumber: Hasil yang diolah penulis, 2026

4.2 Analisis Data

4.2.1 Statistik Deskriptif

Statistik deskriptif dalam penelitian ini dihasilkan menggunakan bantuan *software* EViews 14 yang bertujuan untuk memberikan gambaran terkait karakteristik distribusi secara keseluruhan variabel. Tabel 4.3 berikut menyajikan hasil deskriptif penelitian ini.

Tabel 4. 3 Hasil Statistik Deskriptif

Keterangan	Y	X1	X2	X3
Mean	0,857143	19,96905	4,057143	3,100000
Median	1,000000	19,69462	3,000000	3,000000
Maximum	1,000000	22,31901	16,00000	5,000000
Minimum	0,000000	18,13300	1,000000	2,000000
Std.Dev.	0,352454	0,978264	3,340076	0,422210
Skewness	-2,041241	0,767450	1,926625	2,955809
Kurtosis	5,166667	2,795715	6,714115	13,95419
Jarque-Bera	62,30324	6,993143	83,53971	451,9130
Probability	0,000000	0,030301	0,000000	0,000000
Observations	70	70	70	70

Sumber: Hasil Output Eviews 14 (Data diolah penulis, 2026)

Berdasarkan hasil dari tabel 4.3, studi ini memanfaatkan 70 sampel data observasi yang didapat dari 14 perusahaan sektor energi selama periode 2020 hingga 2024. Variabel dependen dalam penelitian ini adalah kualitas audit (Y) yang diukur menggunakan proksi ESB yang memiliki rata-rata sebesar 0,857 dari hasil statistik deskriptif dengan standar deviasi (Std. Dev.) sebesar 0,352, nilai minimum 0, dan nilai maksimum 1. Angka rata-rata sebesar 0,857 ini menunjukkan bahwa sebanyak 85,7% observasi atau 60 dari 70 total observasi memenuhi kriteria kualitas audit tinggi (ESB=1), sementara 10 observasi terindikasi mengalami anomali distribusi laba (ESB=0). Hasil ini menggambarkan bahwa sebagian besar

perusahaan energi dalam sampel memiliki distribusi laba yang wajar selama periode penelitian.

Hasil penelitian variabel independen audit *fee* (X1) memiliki rata-rata sebesar 19,969 dalam satuan logaritma natural biaya audit, dengan nilai minimum 18,133 dan maksimum 22,319 dengan standar deviasi (Std. Dev.) sebesar 0,978. Kisaran nilai ini mencerminkan adanya variasi yang cukup signifikan dalam besaran biaya audit antar perusahaan di sektor energi. Variabel audit *tenure* (X2) memiliki rata-rata sebesar 4,057 tahun dengan standar deviasi (Std. Dev.) sebesar 3,340 dengan nilai minimum 1 tahun dan maksimum 16 tahun. Rata-rata masa perikatan ini berada dalam batas regulasi yang ditetapkan oleh Otoritas Jasa Keuangan dalam POJK No. 20/POJK.04/2021 dan Peraturan Menteri Keuangan PMK No. 186/PMK.01/2021. Sementara itu, variabel komite audit (X3) yang memiliki nilai rata-rata sebesar 3,100 dengan standar deviasi (Std. Dev.) sebesar 0,422, nilai minimum 2, dan maksimum 5 anggota, yang secara umum telah memenuhi persyaratan dalam POJK No. 55/POJK.04/2015 minimum 3 anggota dengan 1 komisaris independen di dalamnya.

Seluruh variabel menunjukkan nilai uji *Jarque-Bera* yang signifikan dengan $p\text{-value} < 0,05$ yang mengindikasikan bahwa distribusi residual yang tidak normal. Namun demikian, dalam penelitian ini tidak menjadi masalah karena model regresi *binary probit* yang digunakan diestimasi menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) bukan OLS, sehingga asumsi normalitas residual tidak menjadi syarat dalam pengujian penelitian (Hosmer, 2005).

4.3 Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas diperlukan sebelum melakukan pengujian estimasi model regresi guna mengidentifikasi adanya korelasi tinggi antar variabel independen yang dapat menjadi penghambat kestabilan penilaian koefisien. Hasil dari matriks korelasi antar variabel independen yang dihasilkan oleh EViews 14 disajikan dalam tabel 4.4 sebagai berikut.

Tabel 4. 4 Uji Multikolinearitas

Variabel	X1	X2	X3
X1	1,000000	-	-
X2	0,198759	1,000000	-
X3	0,361835	-0,117158	1,000000

Sumber: Hasil Output Eviews 14 (Data diolah penulis, 2026)

Berdasarkan hasil pengujian di Tabel 4.4 dari uji multikolinearitas menunjukkan bahwa koefisien korelasi antar variabel independen berada sangat jauh di bawah batas yang ditentukan yakni 0,80. Korelasi antara audit *fee* (X1) dan audit *tenure* (X2) sebesar 0,1999, korelasi antara audit *fee* (X1) dan komite audit (X3) sebesar 0,362, serta korelasi antara audit *tenure* (X2) dan komite audit (X3) sebesar -0,117. Hasil keseluruhan dari nilai korelasi ini berada jauh di bawah batas 0,80 yang ditetapkan oleh Hair dkk. (2019) sehingga keseluruhan nilai korelasi ini dapat disimpulkan tidak terdapat masalah multikolinearitas di antara variabel independen dalam penelitian ini. Maka, model regresi *binary probit* dapat diestimasi secara stabil tanpa adanya risiko distorsi akibat kolinearitas antar prediktor.

4.4 Uji Kelayakan Model (*Goodness of Fit*)

Pengujian kelayakan dari model regresi *binary probit* dalam penelitian ini meliputi tiga tahapan yaitu: (1) uji *Likelihood Ratio* (LR) yang berfungsi untuk menilai signifikansi model secara keseluruhan, (2) *McFadden's R-Squared* sebagai pengukuran pseudo R^2 , dan (3) uji *Hosmer-Lemeshow* untuk mengevaluasi pengukuran model. Hasil dari pengujian kelayakan model disajikan pada Tabel 4.5 dan Tabel 4.6.

Tabel 4. 5 Hasil Uji Estimasi Model Binary Probit

McFadden R-Squared	0,153861	Mean dependent var	0,857143
S.D. dependent Var	0,352454	S.E. of regression	0,339991
Akaike infor criterion	0,808316	Sum squared resid	7,629201
Schwarz criterion	0,936802	Log Likelihood	-24,29108
Hannan-Quinn Criter.	0,859352	Deviance	48,58215
Restr. Deviance	57,41628	Restr. Log likelihood	-28,70814
LR Statistic	8,834134	Avg. Log likelihood	-0,347015
Prob (LR Statistic)	0,031579		
Obs with Dep=0	10	Total Obs	70
Obs with Dep=1	60		

Sumber: Hasil Output Eviews 14 (Data diolah penulis, 2026)

Hasil uji regresi model *binary probit* pada Tabel 4.5 menunjukkan bahwa nilai *Likelihood Ratio Statistic* (LR Statistic) sebesar 8,834 dengan nilai probabilitas sebesar $0,0316 < \alpha (0,05)$, maka dapat disimpulkan model secara keseluruhan layak digunakan untuk analisis dalam penelitian ini. Selain itu, nilai *Probability Likelihood Ratio Statistic* (LR Statistic) $< \alpha (0,05)$ membuktikan variabel independen secara simultan berpengaruh signifikan terhadap variabel dependen. Lalu, nilai *McFadden R-Squared* sebesar 0,1539 atau 15,39% menunjukkan bahwa ketiga variabel independen secara simultan mampu menjelaskan 15,39% variasi dari variabel dependen kualitas audit dengan ESB. Sementara jumlah kontribusi

sebesar 84,61% merupakan kontribusi dari faktor-faktor di luar variabel dalam penelitian.

Tabel 4. 6 Hasil Uji Hosmer-Lemeshow

Pengujian	Hasil
H-L Statistic	3,0417
Prob. Chi-Sq(8)	0,9317
Andrews Statistic	27,4231
Prob. Chi-Sq(10)	0,0022

Sumber: Hasil Output Eviews 14 (Data diolah penulis, 2026)

Berdasarkan Tabel 4.6 dari hasil uji *Hosmer-Lemeshow* menunjukkan nilai *Hosmer-Lemeshow Statistic* (H-L Statistic) sebesar 3,042 dengan *Probability Chi-Square*(8) sebesar 0,9317. Model regresi *binary probit* ini dinyatakan mampu dan layak menjelaskan hasil dari observasi yang dilakukan apabila nilai *Probability Chi-Square H-L* (*Hosmer-Lemeshow*) $> \alpha$ (0,05) dan jika kurang dari α (0,05) maka model dinyatakan tidak dapat digunakan. Melihat hasil uji *Hosmer-Lemeshow* dengan nilai *Probability Chi-Square*(8) sebesar 0,9317, maka dapat diambil kesimpulan bahwa model yang digunakan memenuhi syarat dan mampu menjelaskan observasi yang dilakukan. Hal ini didukung dengan kriteria pengujian *Hosmer-Lemeshow* yang diterapkan dalam penelitian Damayanti (2022) dengan EViews versi 9.0 dan Pamungkas & Gantjowati (2021) dengan EViews versi 10.0.

4.5 Uji Model Regresi Probit

Model regresi probit dapat dirumuskan dengan melihat nilai estimasi parameter pada variabel-variabel dalam persamaan berikut. Sebelum menjabarkan pembahasan hasil dari pengujian hipotesis yang telah dilakukan, perlu di garisbawahi bahwa pengukuran variabel dependen kualitas audit (Y) dalam penelitian ini menggunakan dua lapisan kriteria sebagaimana dijelaskan pada Bab

3. Pendekatan dua lapisan ini diambil karena nilai standar deviasi sampel yang tinggi senilai 0,3803 yang menyebabkan heterogenitas lintas sektor. Sehingga model regresi *binary probit* yang dihasilkan dalam Tabel 4.7 sebagai berikut.

Tabel 4. 7 Hasil Uji Persamaan Regresi Probit

Variabel	Koefisien	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-15,67140	7,982682	-1,963174	0,0496
X1	0,786868	0,383706	2,050705	0,0403
X2	0,079585	0,104196	0,763800	0,4450
X3	0,337990	0,762515	0,443257	0,6576

Sumber: Hasil Output Eviews 14 (Data diolah penulis, 2026)

Berdasarkan Tabel 4.7, didapat persamaan model regresi probit sebagaimana berikut:

$$\text{Audit Quality} = -15,67140 + 0,786868 X1 + 0,079585X2 + 0,0337990X3 + e$$

Hasil persamaan regresi probit yang didapatkan ini dilakukan untuk membandingkan tingkat probabilitas atau signifikansi dengan tingkat kesalahan dalam penelitian sebesar 0,05 atau 5%, sehingga kesimpulan yang dapat diperoleh dari penelitian ini dari masing-masing variabel independen sebagai berikut:

- Audit *Fee* (X1) memiliki koefisien 0,787 dengan nilai signifikansi sebesar 0,0403, yang mana lebih kecil dari 0,05. Karena nilai signifikansi 0,0403 < 0,05 dan nilai koefisien positif 0,787, maka hipotesis pertama diterima, Audit *Fee* memiliki pengaruh positif dan signifikan terhadap kualitas audit terhadap kualitas audit di sektor energi tahun 2022-2024.
- Audit *Tenure* (X2) memiliki koefisien 0,080 dengan nilai signifikansi sebesar 0,4450, yang mana lebih besar dari 0,05. Karena nilai signifikansi

0,4405 > 0,05 dan nilai koefisien positif 0,080, maka hipotesis kedua ditolak, *Audit Tenure* tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap kualitas audit terhadap kualitas audit di sektor energi tahun 2022-2024.

- Komite Audit (X3) memiliki koefisien 0,338 dengan nilai signifikansi sebesar 0,6576, yang mana lebih besar dari 0,05. Karena nilai signifikansi 0,6576 > 0,05 dan nilai koefisien positif 0,338, maka hipotesis ketiga ditolak, Komite Audit tidak memiliki pengaruh signifikan terhadap kualitas audit terhadap kualitas audit di sektor energi tahun 2022-2024.

A. Pengaruh *Audit Fee* terhadap Kualitas Audit (H1)

Berdasarkan hasil uji persamaan regresi probit pada Tabel 4.7, variabel audit *fee* (X1) memiliki nilai koefisien positif sebesar 0,787 mengindikasikan bahwa setiap kenaikan satu satuan logaritma natural dari biaya audit akan meningkatkan nilai indeks *probit* sebesar 0,787. Hal ini berarti audit *fee* meningkatkan probabilitas perusahaan saat memperoleh kualitas audit tinggi ($ESB=1$) secara signifikan. Secara ekonomis, biaya audit yang lebih tinggi memiliki korelasi dengan upaya audit yang lebih intensif, sehingga auditor mampu mendeteksi dan mencegah adanya potensi manajemen laba oleh manajerial.

Hasil temuan sejalan dengan teori dari Simunic (1980), yang mengungkapkan bahwa biaya audit yang memadai memungkinkan Kantor Akuntan Publik (KAP) dalam memberikan lebih banyak sumber daya yang kompeten, proses pemeriksaan yang lebih intensif, dan teknologi yang lebih canggih. Dalam konteks sektor energi khususnya periode *windfall profit* 2020-2024, kompleksitas audit meningkat signifikan akibat lonjakan pendapatan ekstrem dan tak terduga yang berisiko tinggi

dalam salah saji material atas estimasi cadangan sumber daya, sehingga biaya audit yang memadai dapat mendukung kualitas audit yang lebih efektif. Hasil penelitian ini selaras dengan penelitian (Zaafaranie dkk., 2024), Cahyati dkk. (2021) dan Rahman dkk. (2025) yang membuktikan adanya pengaruh positif yang signifikan antara audit *fee* dengan kualitas audit. Sebaliknya, penelitian yang dilakukan oleh Sihombing & Swasti (2022) menyatakan bahwa biaya audit memiliki kontribusi negatif dan tidak signifikan terhadap kualitas audit

B. Pengaruh Audit *Tenure* terhadap Kualitas Audit (H2)

Berdasarkan hasil uji persamaan regresi probit pada Tabel 4.7, nilai koefisien audit *tenure* menunjukkan arah positif sebesar 0,080, besaran koefisien yang kecil dan tidak signifikan secara statistik mengindikasikan bahwa lamanya masa perikatan audit tidak mampu membuktikan kemampuan auditor dalam mendeteksi atau mencegah manajemen laba lewat ESB. Temuan ini menunjukkan dalam konteks sektor energi pada periode *windfall profit* yang bersifat *extraordinary* atau jarang ditemui, pemahaman auditor terhadap proses bisnis klien yang diperoleh lewat masa perikatan audit yang panjang ternyata belum tentu dapat meningkatkan efektivitas audit. Fenomena *windfall profit* merepresentasikan kondisi yang belum pernah terjadi dalam cakupan yang sangat luas, sehingga pemahaman historis dan pengalaman auditor menjadi kurang relevan dalam menghadapi anomali lonjakan laba pada fenomena *windfall profit* ini.

Hasil temuan dalam memberikan dukungan empiris bagi temuan yang sebelumnya dikemukakan oleh Dayuni dkk. (2021) dan Cahyati dkk. (2021) yang membuktikan audit *tenure* berpengaruh negatif terhadap kualitas audit. Sebaliknya,

hasil penelitian ini berbanding terbalik dengan dan Pratiwi dkk. (2024) yang mengungkapkan audit *tenure* berpengaruh positif terhadap kualitas audit.

C. Pengaruh Komite Audit terhadap Kualitas Audit (H3)

Berdasarkan hasil uji persamaan probit logistik pada Tabel 4.7, variabel komite audit (X3) memiliki koefisien sebesar 0,338, besar pengaruh koefisien tidak menunjukkan signifikansi secara statistik. Hasil temuan ini mengindikasikan adanya dampak nyata dari jumlah anggota komite audit dalam penelitian ini tidak efektif berpengaruh dalam meningkatkan kualitas audit di sektor energi pada periode pengamatan. Keberadaan komite audit pada perusahaan sektor energi dalam sampel kemungkinan hanya untuk memenuhi regulasi kewajiban yang diatur dalam Peraturan Otoritas Jasa Keuangan POJK No. 55/POJK.04/2015, tanpa disertai peran pengawasan aktif dari komite audit terhadap audit eksternal dan pelaporan keuangan. Secara eksplisit menyatakan bahwa kuantitas anggota komite audit belum tentu menjamin kualitas dan efektivitas dalam pengawasan proses audit yang sebenarnya.

Hasil temuan dalam penelitian konsisten dengan hasil penelitian Pamungkas dkk. (2022) dan Nursyamsiyah dkk. (2024) yang juga mengungkapkan bahwa komite audit tidak berpengaruh signifikan terhadap kualitas audit. Dalam penelitian yang dilakukan oleh Damayanti (2022) juga menemukan bahwa komite audit tidak mampu memoderasi pengaruh biaya audit terhadap kualitas audit, yang membuktikan bahwa keberadaan komite audit secara struktural dalam perusahaan belum sepenuhnya efektif sebagai pengawasan yang independen. Bertentangan dengan penemuan tersebut, perbedaan hasil penelitian oleh Ananda dkk. (2022)

yang mengungkapkan pengaruh positif secara signifikan dapat dijelaskan oleh perbedaan proksi pengukuran komite audit yang digunakan, di mana dalam penelitian Ananda dkk. (2022) mengukur aktivitas komite audit berdasarkan intensitas kehadiran dalam rapat komite audit, sedangkan dalam penelitian ini dan yang lainnya lebih bersifat struktural.