

## **BAB IV**

### **HASIL & PEMBAHASAN**

#### **4.1 Gambaran Umum**

Populasi penelitian ini mencakup seluruh perusahaan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia (BEI) pada periode 2020–2024. Data awal yang berhasil dihimpun mencakup 852 perusahaan dengan total 4.260 observasi sebelum proses seleksi sampel dilakukan. Teknik pengambilan sampel yang diterapkan adalah purposive sampling, yakni sebuah metode nonprobabilistik yang mensyaratkan pemenuhan sejumlah kriteria tertentu agar suatu unit observasi dapat diikutsertakan dalam analisis (Sugiyono, 2018).

Sebelum melakukan analisis data, Peneliti melakukan penyortiran sampel terlebih dahulu dengan mengeliminasi 1.184 observasi karena tidak memiliki kelengkapan data pada satu atau lebih variabel penelitian. Ketidaklengkapan data tersebut umumnya dijumpai pada perusahaan yang baru saja mencatatkan sahamnya di BEI sehingga belum memiliki riwayat laporan keuangan yang memadai, maupun pada perusahaan yang tidak mempublikasikan laporan keuangan secara konsisten sepanjang periode penelitian. Setelah eliminasi tahap pertama ini dilaksanakan, observasi yang tersisa berjumlah 3.076 observasi dari 764 perusahaan.

Selanjutnya, Peneliti melakukan eliminasi sampel menggunakan teknik *Purposive Sampling* yang diterapkan dengan kriteria eliminasi terhadap sampel observasi yang memiliki Beban Pajak Penghasilan dan Laba Sebelum Pajak

Negatif. Hal ini dilakukan untuk menghilangkan ETR Negatif yang dapat mengganggu interpretasi pada hasil Observasi (Guedrib & Marouani, 2023).

Peneliti juga melakukan *purposive sampling* untuk menghilangkan makna pada *pseudo* ETR yang didapat dari Beban Pajak Penghasilan dan Laba Sebelum Pajak Negatif (Duhoon & Singh, 2023). Kasus ini dapat menghilangkan interpretasi dari kemampuan Perusahaan dalam meminimalkan beban pajaknya sehingga peneliti menghilangkan sampel observasinya. Sebanyak 508 observasi dari 263 perusahaan dihapus pada tahap pertama karena memiliki beban pajak penghasilan negatif sehingga tersisa 2.568 observasi dari 729 perusahaan. Kedua, observasi dengan nilai Laba Sebelum Pajak negatif sebanyak 526 observasi dari 272 perusahaan dihapus, sehingga observasi tersisa menjadi 2.042 dari 648 perusahaan.

Selanjutnya, deteksi dan eliminasi outlier dilakukan menggunakan metode z-score dengan ambang batas  $|z| > 3$ . Metode ini mengidentifikasi observasi yang menyimpang secara ekstrem dari distribusi data pada satu atau lebih variabel penelitian (Hair *et al.*, 2019). Sebanyak 23 observasi yang berasal dari 13 perusahaan teridentifikasi sebagai outlier dan dieliminasi. Sampel akhir yang digunakan dalam analisis terdiri dari 2.019 observasi yang berasal dari 643 perusahaan dalam format *Unbalanced Panel*. Frekuensi observasi per perusahaan berkisar antara 1 hingga 5 periode dengan rata-rata 3,1 observasi per perusahaan.

**Tabel 4.1 Proses Seleksi Sampel**

<b>Kriteria</b>	<b>Jumlah Perusahaan</b>	<b>Jumlah Observasi</b>
Populasi Sampel Perusahaan non-keuangan periode 2020 - 2024 di BEI	852	4260
Populasi Sampel Variabel Penghindaran Pajak yang hilang	105	206

Populasi Sampel Variabel Risiko Pajak yang hilang	336	1054
Populasi Sampel Variabel Moderasi yang hilang	375	1054
Populasi Sampel Variabel Nilai Perusahaan yang hilang	336	946
Populasi Sampel Perusahaan yang memiliki beban pajak penghasilan negatif	263	508
Populasi Sampel Perusahaan yang memiliki laba sebelum pajak negatif	272	526
Populasi Sampel Perusahaan yang memiliki z-score diatas 3	13	23
Populasi Sampel Perusahaan Final	643	2019

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

#### 4.2 Statistika Deskriptif

Statistik deskriptif disajikan untuk memberikan gambaran menyeluruh mengenai karakteristik distribusi setiap variabel penelitian setelah eliminasi outlier. Tabel 4.1 merangkum ukuran pemusatan dan penyebaran data untuk keempat variabel utama.

**Tabel 4.2 Statistik Deskriptif Variabel Penelitian**

Variabel	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Median
Nilai Perusahaan (Y)	1,5382	1,4066	0,1876	13,1969	1,0848
Penghindaran Pajak (X1)	0,2830	0,4367	0,0000	7,8134	0,2224
Risiko Pajak (X2)	0,2987	0,7844	0,0005	7,3741	0,0816
Moderasi (Z)	0,1709	1,1161	0,0000	26,8396	0,0142

Sumber: Hasil Olah Data STATA 17

Variabel nilai perusahaan yang diprosikan dengan Tobin's Q menunjukkan nilai rata-rata sebesar 1,5382 dengan standar deviasi sebesar 1,4066. Nilai median yang tercatat lebih rendah dari nilai rata-rata mengindikasikan bahwa distribusi variabel ini bersifat *positively skewed*, sebagaimana dikonfirmasi oleh nilai skewness sebesar 3,7689 dan kurtosis sebesar 22,2214 yang jauh melampaui ambang normalitas. Rentang data yang terbentang dari nilai minimum hingga

maksimum mencerminkan heterogenitas yang substansial dalam valuasi pasar antarperusahaan sampel (Ghozali, 2021).

Variabel penghindaran pajak yang diproksikan dengan ETR memperoleh nilai rata-rata sebesar 0,2830 dengan standar deviasi sebesar 0,4367. Kesenjangan yang terbilang besar antara nilai mean dan median sebesar 0,2224 mengindikasikan adanya kemencengan distribusi yang signifikan ke arah kanan, yang diperkuat oleh nilai skewness sebesar 9,67 dan kurtosis sebesar 125,14. Besaran kurtosis yang ekstrem tersebut menandakan bahwa distribusi variabel ini bersifat leptokurtik dengan ekor distribusi yang sangat tebal, mencerminkan keberadaan sejumlah observasi ekstrem pada bagian kanan distribusi (Ghozali, 2021).

Variabel risiko pajak yang diukur menggunakan standar deviasi ETR memiliki nilai rata-rata sebesar 0,2987 dengan standar deviasi sebesar 0,7844. Jarak yang cukup jauh antara nilai mean dan median sebesar 0,0816 mengonfirmasi bahwa sebagian besar observasi terkonsentrasi pada nilai yang rendah, sementara sebagian kecil observasi memiliki nilai yang sangat tinggi. Kondisi ini tercermin dari nilai skewness sebesar 5,92 dan kurtosis sebesar 44,24 yang mengindikasikan distribusi leptokurtik dengan kemencengan positif yang kuat (Ghozali, 2021).

Variabel moderasi yang diperoleh dari hasil perkalian antara variabel penghindaran pajak dan risiko pajak memperlihatkan karakteristik distribusi yang paling ekstrem di antara seluruh variabel penelitian. Nilai rata-rata sebesar 0,1709 yang kontras dengan median sebesar 0,0142 menunjukkan dominasi observasi bernilai rendah yang disertai ekor distribusi kanan yang sangat panjang. Hal ini diperkuat oleh nilai skewness sebesar 15,11 dan kurtosis sebesar 278,02. Kondisi

demikian merupakan hal yang lazim dijumpai pada variabel interaksi yang dibentuk dari perkalian dua variabel berdistribusi menceng (Hair *et al.*, 2019).

Secara keseluruhan, seluruh variabel penelitian menunjukkan karakteristik distribusi yang tidak normal dengan kecenderungan kemencengan positif dan kurtosis yang tinggi (Ghozali, 2021). Kondisi demikian menjadi pertimbangan penting dalam pemilihan metode estimasi yang tepat pada uji spesifikasi model nantinya (Gujarati & Porter, 2009).

Statistik deskriptif per tahun disajikan pada Tabel 4.2 untuk mengidentifikasi dinamika temporal selama periode penelitian 2020–2024.

**Tabel 4.3 Statistik Deskriptif per Tahun**

Tahun	Variabel	Mean	Std. Dev.	Min	Max
2020	Y	1,6666	1,7789	0,3883	14,4147
	X1	0,3773	0,7079	0,0000	7,8134
	X2	0,2733	0,5798	0,0000	3,6287
	Z	0,3175	2,0648	0,0000	26,8396
2021	Y	1,7992	2,0820	0,3418	20,7176
	X1	0,2650	0,3859	0,0000	5,2825
	X2	0,3145	0,8310	0,0005	7,3741
	Z	0,1515	0,8224	0,0000	12,0977
2022	Y	1,5534	1,5092	0,2858	14,5600
	X1	0,2455	0,2613	0,0000	3,0083
	X2	0,3241	0,8638	0,0009	7,3683
	Z	0,1319	0,6975	0,0000	11,9135
2023	Y	1,4932	1,5927	0,1089	22,0375
	X1	0,2449	0,2363	0,0001	2,6025
	X2	0,2897	0,8172	0,0008	7,3652
	Z	0,0971	0,3281	0,0000	3,5422
2024	Y	1,5184	1,7130	0,1462	21,1973
	X1	0,2766	0,5114	0,0001	6,4608
	X2	0,2610	0,7026	0,0007	7,3602
	Z	0,1851	1,2509	0,0000	18,7712

Sumber: Hasil Olah Data Stata 17

### 4.3 Hasil Analisis Data

#### 4.3.1 Pemilihan Model Regresi Panel

Dalam analisis data panel, pemilihan model estimasi yang tepat merupakan tahap yang sangat krusial sebelum pengujian hipotesis dapat dilaksanakan. Untuk memperoleh model terbaik yang sesuai dengan karakteristik data penelitian ini, serangkaian pengujian spesifikasi model dilaksanakan secara sistematis dan berurutan menggunakan tiga uji statistik standar, yakni Uji *Chow*, Uji *Hausman*, dan Uji *Breusch & Pagan Lagrange Multiplier* (Gujarati & Porter, 2009).

**Tabel 4.4 Ringkasan Hasil Pemilihan Model Regresi Panel**

Pengujian	Statistik Uji	Nilai	Kesimpulan
Uji <i>Chow</i> (F-test FEM)	F (622, 1325)	8,73 (p = 0,000)	FEM lebih baik daripada CEM
Uji <i>Hausman</i>	chi2 (3)	4,72 (p = 0,194)	REM lebih baik daripada FEM
Uji <i>Breusch &amp; Pagan Lagrange Multiplier</i>	chibar2 (01)	1.287,97 (p = 0,000)	REM lebih baik daripada CEM
<b>Model Terpilih: Random Effect Model (REM)</b>			

Sumber: Hasil Olah Data STATA 17

##### 4.3.1.1 Uji Chow

Uji *Chow* dilakukan untuk membandingkan CEM dengan FEM. Hasil uji F dengan statistik  $F(622, 1.325) = 8,73$  dan probabilitas  $p = 0,000$  menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa seluruh efek individu sama dengan nol. FEM dinilai lebih superior dibandingkan CEM dengan kehadiran efek individu yang signifikan ini mengonfirmasi adanya heterogenitas antar perusahaan yang tidak dapat diabaikan dalam proses estimasi (Gujarati & Porter, 2009).

#### 4.3.1.2 Uji Hausman

Uji *Hausman* selanjutnya dilakukan untuk menentukan pilihan antara FEM dan REM. Statistik  $\chi^2(3) = 4,72$  dengan  $p\text{-value} = 0,194$  gagal menolak hipotesis nol yang menyatakan bahwa perbedaan koefisien antara FEM dan REM tidak bersifat sistematis. Hasil ini mengindikasikan bahwa REM merupakan estimator yang lebih efisien karena asumsi ketidakkorelasi antara efek individu ( $u_i$ ) dengan regressor, yakni  $\text{corr}(u_i, X) = 0$ , terpenuhi. Dengan demikian, REM ditetapkan sebagai model yang lebih tepat dibandingkan FEM (Hausman, 1978).

#### 4.3.1.3 Uji Breusch & Pagan Lagrange Multiplier

Uji *Breusch and Pagan Lagrange Multiplier* digunakan untuk memverifikasi keunggulan REM terhadap CEM dengan menguji apakah varian efek individu, yakni  $\text{Var}(u)$ , secara statistik berbeda dari nol. Hasil statistik  $\chi^2(01) = 1.287,97$  dengan  $p = 0,000$  menolak hipotesis nol. Efek individu dinyatakan tidak dapat diabaikan dan REM dikonfirmasi lebih unggul daripada CEM (Breusch & Pagan, 1980).

Berdasarkan ketiga pengujian di atas, Random Effect Model (REM) ditetapkan sebagai model terpilih untuk seluruh analisis regresi dalam penelitian ini. Nilai  $\rho$  sebesar 0,7143 mengindikasikan bahwa sekitar 71,43% dari total variasi Nilai Perusahaan dijelaskan oleh *between variation*. Temuan ini menegaskan pentingnya memperhitungkan heterogenitas antar perusahaan dalam regresi panel penelitian ini (Gujarati & Porter, 2009).

#### 4.3.2 Uji Asumsi Klasik

Meskipun model yang terpilih adalah *Random Effect Model* (REM) yang diestimasi menggunakan *Generalized Least Squares* (GLS), uji asumsi klasik tetap dilaksanakan dalam penelitian ini. REM-GLS tidak secara otomatis kebal terhadap seluruh pelanggaran asumsi. Estimator GLS memang dirancang untuk menangani struktur varians-kovarians tertentu yang diketahui atau dapat diestimasi, tetapi keandalan inferensi statistiknya tetap bergantung pada pelanggaran asumsi yang tersisa telah ditangani secara memadai (Gujarati & Porter, 2009). Dengan kata lain, GLS mengoreksi efisiensi estimasi, tetapi tidak dengan sendirinya menghilangkan bias standar error yang timbul dari heteroskedastisitas atau autokorelasi yang tidak termodelkan.

Uji asumsi klasik berfungsi sebagai prosedur diagnostik untuk memverifikasi apakah spesifikasi model telah memadai sebelum hasil estimasi diinterpretasikan dan dilaporkan. Tanpa pengujian ini, peneliti tidak memiliki dasar empiris untuk menilai apakah standar error yang dihasilkan dapat dipercaya, sehingga kesimpulan atas signifikansi koefisien menjadi rentan terhadap kesalahan inferensi (Hair *et al.*, 2019).

Standar pelaporan dalam jurnal ilmiah bereputasi mensyaratkan bahwa seluruh prosedur diagnostik dilaporkan secara transparan sebagai bagian dari validasi model, terlepas dari metode estimasi yang digunakan ((Burnham & Aderson, 2004). Dengan demikian, pelaksanaan uji asumsi klasik dalam kerangka REM-GLS bukan merupakan redundansi, melainkan merupakan bagian integral dari protokol riset yang ketat dan dapat dipertanggungjawabkan secara ilmiah.

#### 4.3.2.1 Uji Normalitas Residual

**Tabel 4.5 Uji Normalitas Residual**

Pengujian	Statistik	p-value
Jarque-Bera Test	7,7+e04	<b>0.000</b>

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

Uji Normalitas Residual dilakukan menggunakan metode Jarque-Bera (JB). Hasil pengujian menunjukkan nilai statistik JB sebesar  $7,7+e04$  dengan probabilitas sebesar 0,000, yang secara statistis menolak hipotesis nol kenormalan distribusi residual pada taraf signifikansi 5%. Temuan ini mengindikasikan bahwa residual model tidak terdistribusi secara normal. Meskipun demikian, penolakan asumsi normalitas pada sampel berukuran besar merupakan kondisi yang sangat lazim ditemukan dalam penelitian empiris di bidang akuntansi dan keuangan (Jarque & Bera, 1987).

Menurut Hair *et al.*, (2019) Berdasarkan *Central Limit Theorem* pada ukuran sampel yang cukup besar, distribusi sampling koefisien regresi akan mendekati normal secara asimtotik terlepas dari distribusi residualnya. Oleh karena itu, inferensi statistik dalam penelitian ini dinyatakan tetap valid secara asimtotik. Pemeriksaan grafis melalui Histogram Residual dan Q-Q Plot juga memperlihatkan pola distribusi yang tidak menyimpang secara ekstrem dari normalitas di bagian tengah distribusi.

#### 4.3.2.2 Uji Multikolinearitas

**Tabel 4.6 Uji Multikolinearitas**

Variabel	VIF	1/VIF
MODERASI (Z)	5,47	0,182816
PENGHINDARAN PAJAK (X1)	4,92	0,203357
RISIKO PAJAK (X2)	1,26	0,795242
Mean VIF	3,88	—

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

Uji Multikolinearitas dilakukan menggunakan Variance Inflation Factor (VIF) pada model lengkap yang memuat dua variabel independen dan satu variabel moderasi. Hasil pengujian menunjukkan nilai VIF untuk Variabel Moderasi (Z) sebesar 5,47, Penghindaran Pajak ( $X_1$ ) sebesar 4,92, dan Risiko Pajak ( $X_2$ ) sebesar 1,26, dengan rata-rata VIF sebesar 3,88. Seluruh nilai VIF berada di bawah ambang batas konvensional sebesar 10, sehingga secara formal tidak terindikasi adanya masalah multikolinearitas yang serius (Ghozali, 2021).

#### 4.3.2.3 Uji Heterokedastisitas

**Tabel 4.7 Uji Heterokedastisitas**

Pengujian	Nilai
Chi <sup>2</sup>	<b>32,02</b>
Prob > Chi <sup>2</sup>	<b>0.0000</b>

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

Uji heteroskedastisitas dilakukan menggunakan uji Breusch-Pagan/Cook-Weisberg. Hasil pengujian menunjukkan nilai statistik  $\chi^2(1) = 32,02$  dengan probabilitas  $p = 0,000$ , yang secara statistik menolak hipotesis nol varians residual yang konstan. Kondisi ini mengindikasikan keberadaan heteroskedastisitas dalam model dengan varians residual yang bervariasi antar observasi (Ghozali, 2021).

Untuk mengatasi permasalahan tersebut, estimasi dilakukan menggunakan *Robust Standard Error* dengan clustering pada level perusahaan, sehingga inferensi statistik yang dihasilkan tetap valid meskipun terdapat heteroskedastisitas.

#### 4.3.2.4 Uji Autokorelasi

**Tabel 4.8 Uji Autokorelasi**

Pengujian	Nilai
F-statistic	<b>6,082</b>
Prob > F	<b>0,0141</b>

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

Uji autokorelasi dilakukan menggunakan uji Wooldridge untuk data panel. Hasil pengujian menunjukkan nilai statistik  $F(1, 366) = 6,082$  dengan probabilitas  $p = 0,0141$ , yang secara statistik menolak hipotesis nol tidak adanya autokorelasi orde pertama pada taraf signifikansi 5% (Wooldridge, 2013). Keberadaan autokorelasi ini diatasi secara simultan dengan penerapan *Robust Standard Error* yang mampu mengoreksi bias standar error akibat heteroskedastisitas maupun autokorelasi dalam data panel (Bai *et al.*, 2020).

#### 4.3.3 Uji Hipotesis

Pengujian hipotesis dilaksanakan berdasarkan dua pendekatan estimasi simultan dan estimasi parsial. Estimasi model akhir menggunakan pendekatan *Random Effects* dengan koreksi *robust standard errors vce cluster id*, yang diterapkan secara konsisten pada kedua pendekatan tersebut. Pengambilan keputusan pengujian hipotesis dalam penelitian ini didasarkan pada taraf signifikansi  $\alpha = 10\%$  (Ghozali, 2021).

#### 4.3.3.1 Uji Koefisien Determinasi ( $R^2$ )

**Tabel 4.9 Uji Koefisien Determinasi ( $R^2$ )**

Ukuran	Statistik
R-squared Overall	0,0011
Rho ( $\rho$ )	0,6884

Sumber : Hasil Olah Data STATA 17

Uji koefisien determinasi bertujuan untuk mengukur seberapa besar kemampuan variabel independen dalam menjelaskan variasi variabel dependen (Ghozali, 2021). Hasil estimasi model random effects dengan robust standard error menunjukkan nilai  $R^2$  Nilai  $R^2$  overall sebesar 0,0011 mengindikasikan bahwa variabel penghindaran pajak (X1), risiko pajak (X2), dan variabel moderasi (Z) secara bersama-sama hanya mampu menjelaskan sekitar 0,11% variasi nilai perusahaan (Y).

Rho ( $\rho$ ) = 0,6884 Sebesar 68,84% memiliki arti bahwa variasi Nilai Perusahaan dijelaskan oleh efek individu antar-perusahaan, bukan oleh variabel yang diuji di dalam model penelitian. Angka ini menjadi justifikasi kuat mengapa pendekatan *Random Effect Model* lebih tepat dibanding karena sebagian besar perbedaan nilai perusahaan bersumber dari karakteristik unik masing-masing perusahaan yang tidak teramati. Nilai rho yang tinggi juga dikonfirmasi oleh hasil uji Breusch-Pagan LM ( $\chi^2 = 1309,81$ ;  $p = 0,000$ ) yang menolak  $H_0$  bahwa efek individu tidak ada.

### 4.3.3.2 Uji Signifikansi Parameter Secara Simultan (Uji-F)

**Tabel 4.10 Hasil Estimasi Model Secara Simultan**

Variabel	Koefisien	Robust Std. Error	z-stat	P> z
Penghindaran Pajak (X <sub>1</sub> )	-0,30641	0,12964	-2,36	0,018
Risiko Pajak (X <sub>2</sub> )	-0,06568	0,03869	-1,70	0,090
Moderasi (Z)	+0,08485	0,04476	+1,90	0,058
Konstanta (β <sub>0</sub> )	1,71009	0,08072	21,18	0,000

Sumber: Hasil Olah Data STATA 17

Berdasarkan Tabel 4.4, persamaan regresi model penuh yang diperoleh dari estimasi Random Effect GLS dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\hat{Y}_{it} = 1,6417 - 0,2267 X_{1it} - 0,0459 X_{2it} + 0,0531 Z_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \dots (4.1)$$

$\hat{Y}_{it}$  adalah Nilai Perusahaan  $i$  pada periode  $t$ ;  $X_{1it}$  adalah Penghindaran Pajak;  $X_{2it}$  adalah Risiko Pajak;  $Z_{it}$  adalah variabel moderasi;  $u_i$  adalah efek individu perusahaan yang diasumsikan tidak berkorelasi dengan regressor; dan  $\varepsilon_{it}$  adalah *idiosyncratic error term*.

Secara simultan, signifikansi model diuji melalui statistik Wald  $\chi^2(3) = 13,07$  dengan  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0045$ . Nilai probabilitas yang berada di bawah ambang batas  $\alpha = 5\%$  menunjukkan bahwa model penuh secara simultan signifikan (Gujarati & Porter, 2009). Variabel Penghindaran Pajak ( $X_1$ ), Risiko Pajak ( $X_2$ ), dan Moderasi ( $Z$ ) secara bersama-sama berpengaruh terhadap Nilai Perusahaan ( $Y$ ).

Nilai R-squared overall sebesar 0,0011, R-squared within sebesar 0,0043, dan R-squared between sebesar 0,0005 secara konsisten mengindikasikan bahwa

dua variabel independent dan satu variabel moderasi memiliki daya penjas yang sangat terbatas terhadap variabel dependen. Kondisi ini mencerminkan bahwa penghindaran pajak, risiko pajak, dan interaksi keduanya bukanlah determinan dominan atas nilai perusahaan. Hal ini sejalan dengan penelitian dari Guedrib & Marouani, (2023) yang mengikutsertakan variabel kontrol yang memiliki kontribusi penjelasan jauh lebih besar, seperti profitabilitas, ukuran perusahaan, kualitas audit eksternal dan kepemilikan perusahaan.

#### 4.3.3.3 Uji Signifikansi Parameter Secara Parsial (Uji-Z)

**Tabel 4.11 Hasil Estimasi Model Secara Parsial**

Variabel	Koefisien	Robust Std. Error	z-stat	p-value
Penghindaran Pajak ( $X_1$ )	-0,11922	0,04458	-2,67	0,007
Risiko Pajak ( $X_2$ )	-0,06459	0,03655	-1,77	0,077

Sumber: Hasil Olah Data STATA 17

Berdasarkan **Tabel 4.6**, persamaan regresi parsial untuk masing-masing variabel adalah sebagai berikut:

##### 1. Model Parsial $H_1$ ( $X_1 \rightarrow Y$ ):

$$\hat{Y}_{it} = 1,6516 - 0,1192 X_{1it} + u_i + \epsilon_{it} \dots\dots\dots (4.2)$$

Pada Model Parsial  $H_1$ , Penghindaran Pajak ( $X_1$ ) yang diprosikan dengan ETR diperoleh dengan koefisien -0,1192 ( $z = -2,67$ ;  $p = 0,007$ ). Mengingat ETR merupakan proksi invers dari penghindaran pajak, koefisien negatif pada ETR tersebut diinterpretasikan bahwa semakin rendah nilai ETR, yang mencerminkan semakin tingginya intensitas penghindaran pajak maka nilai perusahaan cenderung

semakin tinggi. Dengan demikian, arah pengaruh penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan adalah positif dan signifikan (Duhoon & Singh, 2023).

## 2. Model Parsial H<sub>2</sub> (X<sub>2</sub> → Y):

$$\hat{Y}_{it} = 1,639 - 0,0646 X_{2it} + u_i + \varepsilon_{it} \dots\dots\dots (4.3)$$

Pada Model Parsial H<sub>2</sub>, Risiko Pajak (X<sub>2</sub>) menunjukkan koefisien  $-0,0646$  ( $z = -1,77$ ;  $p = 0,077$ ) yang signifikan pada taraf 10% namun tidak signifikan pada taraf 5%. Pengaruh negatif X<sub>2</sub> memiliki arah yang sesuai dengan landasan teoritis, yang mengindikasikan bahwa ketidakpastian posisi perpajakan yang lebih tinggi akan mengganggu dengan penurunan nilai perusahaan yang lebih rendah (Guedrib & Marouani, 2023). Meskipun tidak mencapai ambang konvensional 5%, hasil ini tetap memberikan dukungan parsial terhadap hipotesis bahwa risiko pajak yang lebih tinggi berdampak negatif terhadap penilaian investor atas perusahaan (Hair *et al.*, 2019).

## 4.4 Interpretasi Hasil

### 4.4.1 Penghindaran Pajak Berpengaruh Positif Terhadap Nilai Perusahaan

Hasil pengujian H<sub>1</sub> secara konsisten menunjukkan bahwa penghindaran pajak terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap nilai perusahaan, baik pada estimasi simultan maupun parsial. Pada estimasi simultan, penghindaran pajak yang diproksikan melalui Effective Tax Rate (ETR) menghasilkan koefisien  $\beta_1 = -0,3064$  dengan statistik  $z = -2,36$  dan  $p\text{-value} = 0,018$ , yang signifikan pada taraf  $\alpha = 10\%$ .

Koefisien ETR yang bernilai negatif dalam penelitian ini diinterpretasikan secara inversely yang berarti, semakin rendah nilai ETR maka semakin tinggi intensitas penghindaran pajak yang dilakukan oleh suatu perusahaan (Duhoon & Singh, 2023). Dengan demikian, koefisien  $\beta_1 = -0,3064$  bermakna bahwa setiap penurunan satu satuan ETR diasosiasikan dengan peningkatan nilai perusahaan

sebesar 0,3064 satuan, atau dengan kata lain, intensifikasi penghindaran pajak terbukti berpengaruh positif terhadap nilai perusahaan.

Validitas temuan diperkuat melalui estimasi parsial yang menempatkan penghindaran pajak sebagai satu-satunya variabel independen dalam model. Pada spesifikasi parsial, diperoleh koefisien  $\beta = -0,1192$  dengan statistik  $z = -2,67$  dan  $p\text{-value} = 0,007$ , yang juga signifikan pada taraf  $\alpha = 10\%$ . Konsistensi arah negatif koefisien ETR yang terdokumentasi lintas kedua spesifikasi memberikan bukti cross-specification robustness yang secara metodologis menegaskan bahwa pengaruh positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan merupakan struktur yang melekat pada data, bukan artefak dari konstruksi model tertentu (Wooldridge, 2013).

Menurut Myers, (1983) melalui kerangka trade-off theory menyatakan bahwa keputusan penghindaran pajak pada dasarnya merupakan kalkulasi strategis di mana manajemen menimbang tax savings benefits terhadap serangkaian biaya tanggungan yang ditimbulkan dari eksposur publik atas praktik penghindaran pajak. Ketika manfaat penghematan pajak secara neto melampaui biaya-biaya tersebut, arus kas bebas perusahaan meningkat dan nilai perusahaan terdorong naik.

Bukti yang konsisten dari kedua spesifikasi estimasi dalam penelitian ini memberikan landasan empiris bahwa perusahaan non-keuangan di BEI selama periode 2020–2024 secara rata-rata berhasil memosisikan diri pada kondisi tax savings > tax costs. Proposisi ini sejalan dengan temuan Arfiansyah, (2020) yang dalam konteks Indonesia mendokumentasikan pengaruh positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan, serta Anggraeny & Solikhah, (2026) yang membuktikan bahwa mekanisme penghematan pajak merupakan salah satu saluran transmisi nilai yang signifikan dalam perusahaan publik Indonesia.

Perspektif agency theory Jensen & Meckling, (1976) memberikan dimensi penjelasan yang komplementer. Dalam kerangka ini, penghindaran pajak yang dikelola secara efisien berpotensi menjadi mekanisme penyalarsan kepentingan antara agent dan principal. Sumber daya yang berhasil dihemat dari kewajiban pajak ditransfer kepada pemegang saham melalui peningkatan arus free cash flow perusahaan. Penghindaran pajak dalam koridor tata kelola perusahaan yang

memadai dapat menjadi instrumen penciptaan nilai yang sah bagi pemegang saham sekaligus berfungsi sebagai pelindung dari potensi ekspropriasi oleh manajemen.

Diterimanya  $H_1$  dalam penelitian ini selaras dengan konsensus yang berkembang dalam literatur perpajakan internasional maupun domestik. Guedrib & Marouani, (2023) yang menjadi acuan utama penelitian ini membuktikan pengaruh positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan pada 290 observasi perusahaan non-keuangan Tunisia periode 2008–2020. Irawan & Turwanto, (2020) mengonfirmasi temuan serupa dalam konteks Indonesia dengan menggunakan sampel 607 perusahaan yang terdaftar di BEI periode 2014-2017.

Pada konteks ASEAN, Ha *et al.*, (2021) membuktikan pengaruh positif yang konsisten pada 395 observasi perusahaan Vietnam periode 2010–2018. Sejalan dengan itu, Nebie & Cheng, (2023) pada konteks Taiwan juga mendokumentasikan arah pengaruh yang identik. Elamer *et al.*, (2024) juga menambahkan dimensi yang relevan dengan membuktikan bahwa hubungan positif antara penghindaran pajak dan nilai perusahaan tetap terjaga bahkan setelah dikontrol oleh kualitas Environmental, Social, and Governance (ESG). Keseluruhan bukti lintas konteks tersebut secara kolektif menegaskan universalitas mekanisme penciptaan nilai melalui penghindaran pajak, sekaligus menempatkan temuan penelitian ini dalam koridor yang konsisten dengan arus utama literatur perpajakan global.

#### **4.4.2 Risiko Pajak Berpengaruh Negatif Terhadap Nilai Perusahaan**

Pada estimasi simultan, risiko pajak yang diprosikan melalui standar deviasi ETR menghasilkan koefisien  $\beta_2 = -0,0657$  dengan statistik  $z = -1,70$  dan  $p\text{-value} = 0,090$ , yang signifikan pada taraf  $\alpha = 10\%$ . Arah koefisien yang negatif selaras dengan prediksi  $H_2$ , bahwa peningkatan risiko pajak berpengaruh negatif terhadap nilai perusahaan. Konfirmasi atas temuan tersebut diperoleh dari estimasi parsial yang menghasilkan koefisien  $\beta = -0,0646$  dengan statistik  $z = -1,77$  dan  $p\text{-value} = 0,077$ , signifikan pada taraf  $\alpha = 10\%$

Kedekatan yang sangat tinggi antara koefisien parsial (-0,0646) dan simultan (-0,0657) dengan selisih yang tidak substansial secara ekonometrika ini mengindikasikan bahwa pengaruh negatif risiko pajak terhadap nilai perusahaan bersifat *incremental* dan ortogonal terhadap pengaruh penghindaran pajak maupun efek moderasinya. Dengan kata lain, kontribusi risiko pajak terhadap penurunan nilai perusahaan bersifat mandiri dan tidak terdistorsi secara berarti oleh kehadiran kovariat lain dalam model sebuah properti statistik yang memperkuat inferensi kausalitas dalam kerangka panel (Hair *et al.*, 2019).

Menurut Myers, (1983) *trade-off theory* menyatakan bahwa temuan ini membuktikan volatilitas ETR yang tinggi mencerminkan ketidakmampuan perusahaan dalam mempertahankan beban pajak efektif yang stabil dari tahun ke tahun. Peristiwa ini oleh pasar dimaknai sebagai ketidakpastian arus kas masa depan yang pada gilirannya dapat menekan valuasi perusahaan (Shu *et al.*, 2020).

Konsistensi arah negatif pada kedua model estimasi membuktikan bahwa mekanisme *risk-adjusted discounting* atas risiko pajak telah beroperasi di pasar modal Indonesia, meskipun pada taraf signifikansi yang lebih moderat dibandingkan temuan di pasar modal yang lebih matang. Hal ini konsisten dengan tahap perkembangan pasar modal Indonesia yang berada dalam fase transisi menuju efisiensi informasional yang lebih tinggi, di mana kapasitas investor dalam mengidentifikasi dan mengkuantifikasi risiko pajak masih terus berkembang (Suwardi *et al.*, 2024).

Dalam perspektif *agency theory* Jensen & Meckling, (1976) risiko pajak dapat diposisikan sebagai manifestasi struktural dari *information asymmetry* antara

manajemen dan investor. Manajemen memiliki akses informasi yang jauh lebih lengkap terkait eksposur risiko perpajakan perusahaan dibandingkan investor eksternal, sehingga terjadi ketimpangan informasi yang menghambat penilaian risiko yang akurat oleh pasar (Guedrib & Marouani, 2023). Kondisi ini diperparah oleh minimnya pengungkapan informasi risiko pajak secara terstruktur dalam laporan tahunan perusahaan-perusahaan Indonesia (Suwardi *et al.*, 2024), yang menyebabkan asimetri informasi tetap substansial.

Pada penelitian ini,  $H_2$  secara empiris diterima pada kedua estimasi yang mengindikasikan bahwa sinyal negatif dari risiko pajak telah mampu diinternalisasi oleh investor dalam proses pembentukan harga saham. Temuan ini konsisten dengan Neuman *et al.*, (2020) yang membuktikan bahwa ketidakpastian hasil pajak di masa depan secara signifikan meningkatkan biaya modal perusahaan. Choi & Park, (2022) dalam konteks Korea juga mendokumentasikan bahwa risiko pajak berdampak negatif terhadap valuasi pasar.

Dalam konteks Indonesia, Penelitian ini mengonfirmasi dan memperluas temuan Widodo & Firmansyah, (2021) yang sebelumnya hanya mencakup sektor barang konsumsi dengan 78 observasi ke cakupan yang jauh lebih luas. Perluasan cakupan ini memperkuat generalisabilitas pengaruh negatif risiko pajak terhadap nilai perusahaan di pasar modal Indonesia, sekaligus merespons keterbatasan yang secara eksplisit diakui oleh (Widodo & Firmansyah, 2021) sendiri bahwa hasil penelitian mereka tidak dapat digeneralisasikan ke seluruh perusahaan di Indonesia karena keterbatasan sampel sektoral.

H<sub>3</sub> Berdasarkan hasil pengujian pada kedua spesifikasi model di atas, H<sub>2</sub> secara empiris diterima. Penerimaan H<sub>2</sub> tersebut mengindikasikan bahwa sinyal negatif dari risiko pajak telah mampu diinternalisasi oleh investor dalam proses pembentukan harga saham di pasar modal Indonesia. Temuan ini sekaligus memperluas literatur domestik yang selama ini masih terbatas dalam mendokumentasikan mekanisme pengaruh risiko pajak terhadap nilai perusahaan di lingkungan pasar berkembang (Guedrib & Marouani, 2023).

#### 4.4.3 Risiko Pajak Memoderasi Efek Positif Terhadap Nilai Perusahaan

Hasil Pada estimasi simultan, variabel moderasi yang dikonstruksi sebagai hasil perkalian penghindaran pajak dan risiko pajak menghasilkan koefisien  $\beta_3 = +0,0849$  dengan statistik  $z = +1,90$  dan  $p\text{-value} = 0,058$ , yang signifikan pada taraf  $\alpha = 10\%$ . Interpretasi atas koefisien moderasi ini memerlukan kecermatan khusus mengingat sifat *inversely interpreted* dari ETR sebagai komponen pembentuk variabel moderasi. Karena penurunan ETR mencerminkan intensifikasi penghindaran pajak, koefisien positif pada Z, secara substantif bermakna bahwa peningkatan risiko pajak memperlemah efek positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan (Guedrib & Marouani, 2023).

Pada tingkat penghindaran pajak yang sama, perusahaan dengan risiko pajak yang lebih tinggi memperoleh apresiasi nilai yang lebih rendah dari pasar dibandingkan perusahaan dengan risiko pajak yang lebih rendah. Mekanisme ini sepenuhnya konsisten dengan prediksi H<sub>3</sub> yang menyatakan bahwa risiko pajak memoderasi efek positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan (Guedrib & Marouani, 2023).

Ketika risiko pajak bernilai nol, efek penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan mencapai tingkat maksimalnya ( $\beta_1 = -0,3064$ ). Seiring meningkatnya risiko pajak, koefisien efektif penghindaran pajak bergerak mendekati nol yang berarti manfaat penghindaran pajak bagi nilai perusahaan terdilusi secara terukur. Mekanisme ini secara formal mengonfirmasi bahwa risiko pajak memoderasi dan secara substantif memperlemah efek positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan (Guedrib & Marouani, 2023).

Dalam kerangka *trade-off theory* Myers, (1983) efek moderasi yang terdeteksi beroperasi melalui mekanisme *conditional valuation*. Menurut Guedrib & Marouani, (2023) investor tidak menilai manfaat penghindaran pajak secara absolut, melainkan secara bersyarat dengan memperhitungkan besaran risiko pajak yang menyertainya.

Perspektif *agency theory* dari Jensen & Meckling, (1976) memperkuat dan memperdalam interpretasi tersebut. Risiko pajak yang tinggi diinterpretasikan oleh investor sebagai sinyal bahwa manajemen terlibat dalam strategi penghindaran pajak yang agresif dan berpotensi tidak dapat dipertahankan dalam jangka panjang, sehingga memunculkan kekhawatiran tentang konsekuensi regulatori di masa mendatang.

Penghindaran pajak yang disertai risiko pajak rendah dinilai sebagai strategi yang menghasilkan *tax savings* yang relatif pasti dan berkelanjutan, sehingga dipersepsikan sebagai penciptaan nilai bagi pemegang saham. Sebaliknya, penghindaran pajak yang disertai risiko pajak tinggi dipersepsikan sebagai strategi yang rentan terhadap koreksi otoritas pajak, denda, dan sanksi reputasional yang

berpotensi menggerus manfaat penghematan pajak secara substantif (Guedrib & Marouani, 2023).

Konsistensi temuan pada model estimasi mengonfirmasi bahwa mekanisme *conditional valuation* tersebut telah beroperasi secara terukur di pasar modal Indonesia. Temuan Guedrib & Marouani, (2023) di Tunisia yang melaporkan penurunan nilai perusahaan sebesar 14,218% per unit peningkatan variabel moderasi. Perbedaan besaran ini dapat dijelaskan melalui perbedaan kedalaman pengungkapan informasi risiko pajak antara kedua negara di mana Indonesia masih relatif terbatas serta tingkat kematangan pasar modal dalam memroses informasi perpajakan secara efisien (Suwardi *et al.*, 2024).

Temuan  $H_3$  dalam penelitian ini selaras dengan Guedrib & Marouani, (2023) di Tunisia yang membuktikan bahwa risiko pajak secara signifikan memoderasi efek positif penghindaran pajak terhadap nilai perusahaan, di mana peningkatan risiko pajak terbukti melemahkan apresiasi pasar atas manfaat penghematan pajak yang diperoleh perusahaan. Sejalan dengan hal tersebut, temuan penelitian ini juga konsisten dengan Irawan & Turwanto, (2020) dan Suwardi *et al.*, (2024) memperkuat temuan tersebut dengan membuktikan bahwa risiko pajak secara signifikan memengaruhi penilaian pasar atas penghematan pajak di Indonesia.