

## BAB IV

### HASIL DAN PEMBAHASAN

#### 4.1 Gambaran Umum

Penelitian ini bertujuan untuk menganalisis faktor-faktor yang memengaruhi kinerja perbankan yang diukur menggunakan *Return on Assets* (ROA) sebagai proksi profitabilitas. Data perusahaan yang digunakan pada penelitian ini adalah data perusahaan sektor perbankan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia selama periode 2019-2024. Pemilihan sampel dilakukan menggunakan metode *purposive sampling* dengan teknik *complete case analysis (listwise deletion)* guna memastikan ketersediaan dan kelengkapan data untuk seluruh variabel penelitian selama periode pengamatan.

Penelitian ini menggunakan data panel yang merupakan kombinasi data lintas perusahaan (*cross-section*) dan data runtut waktu (*time series*) selama beberapa periode pengamatan. Pengolahan data dilakukan dengan bantuan perangkat lunak Stata17 MP-Parallel Edition. Penetapan struktur data panel dilakukan melalui perintah *xtset*, dengan variabel *firm* digunakan sebagai identitas perusahaan dan variabel tahun sebagai penanda periode waktu. Berdasarkan hasil identifikasi data, diperoleh bahwa data penelitian tergolong *strongly balanced panel*, yang menunjukkan bahwa setiap perusahaan dalam sampel memiliki jumlah observasi yang sama serta data yang tersedia secara lengkap pada seluruh periode penelitian, yaitu tahun 2019–2024. Rincian tahapan seleksi sampel penelitian dapat dilihat pada tabel berikut.

No.	Kriteria Sampel	Jumlah
1	Perusahaan sektor perbankan pada papan utama yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia periode 2019 - 2024	30
2	Perusahaan yang tidak memiliki laporan/data lengkap selama Periode penelitian	(2)
3	Jumlah Sampel perusahaan yang memenuhi kriteria	28
	Total sampel (n x periode penelitian) (28x6)	168

Tabel 4. 1 Deskripsi Sampel

Objek penelitian terdiri atas 28 perusahaan perbankan yang tercatat pada papan utama Bursa Efek Indonesia dengan periode pengamatan selama enam tahun. Dengan demikian, penelitian ini menghasilkan sebanyak 168 observasi yang berbentuk data panel yang seimbang. Struktur panel tersebut menunjukkan bahwa data penelitian memiliki kecukupan observasi untuk dilakukan analisis regresi data panel menggunakan pendekatan *Fixed Effects Model* (FEM), *Random Effects Model* (REM), *Common Effects Model* (CEM), maupun *Robust Standard Error* melalui perintah *xtreg, variabel, re vce(robust)*.

Variabel dependen dalam penelitian ini adalah kinerja perusahaan yang diproksikan melalui ROA yang direpresentasikan menggunakan *roa*. Variabel independen utama yang diuji meliputi modal bank, risiko likuiditas, dan risiko kredit yang direpresentasikan menggunakan *modbn*, *rislik*, dan *riscr*. Selain itu, penelitian ini juga memasukkan beberapa variabel kontrol, yaitu ukuran bank, pertumbuhan pinjaman, dan efisiensi biaya dengan representasi berupa *ukbn*,

*Ingrow*, dan *effibn* guna mengendalikan faktor-faktor lain yang dapat memengaruhi profitabilitas.

#### 4.2 Statistik Deskriptif

Analisis statistik deskriptif dilakukan sebagai tahap awal penelitian untuk menggambarkan karakteristik data dan distribusi masing-masing variabel yang diteliti. Hasil pengolahan statistik deskriptif seluruh variabel penelitian disajikan pada Tabel 4.2 sebagai gambaran umum kondisi data yang digunakan dalam penelitian ini.

(*ukbn dalam miliar rupiah*)

Variabel	N	Mean	Std Dev	Min	Max	Skewness	Kurtosis
roa	168	0,9858	2,6491	-13,57	10,21	-2,3529	17,0647
modbn	168	0,1936	0,1039	0,0553	0,6700	2,0562	7,9319
rislik	168	0,3060	0,1547	0,0209	0,8469	0,8570	3,7221
riscr	168	0,5509	0,4727	0,0023	6,1508	9,9625	118,7419
ukbn	168	274.000	428.000	1.320	1.990.000	2,2453	7,3850
Ingrow	168	1,1421	0,4966	0,5955	5,9132	6,5117	56,0909
effibn	168	4,0458	14,0708	-114,14	80,9354	-1,7601	38,6577

Tabel 4. 2 Uji Statistik Deskriptif

*Sumber: Output Stata17, diolah peneliti (2026)*

Berdasarkan Tabel 4.2, variabel kinerja perusahaan yang diukur menggunakan proksi profitabilitas dengan alat ukur ROA (*roa*) memiliki nilai rata-rata sebesar 0,9858 dengan standar deviasi 2,6491. Nilai standar deviasi yang jauh lebih besar dibandingkan nilai rata-rata mengindikasikan adanya variabilitas yang tinggi antar perusahaan dalam sampel. Nilai minimum sebesar -13,57 dan nilai maksimum sebesar 10,21 mencerminkan rentang kinerja profitabilitas yang sangat lebar di antara bank-bank dalam sampel. Nilai

*skewness* sebesar -2,3529 menunjukkan distribusi yang condong ke kiri, sementara nilai *kurtosis* sebesar 17,0647 jauh melampaui angka 3 sehingga distribusi bersifat *leptokurtik* atau sangat lancip. Hal ini menandakan terdapat sejumlah perusahaan yang mengalami profitabilitas sangat rendah atau kerugian yang menarik distribusi ke sisi negatif.

Variabel modal bank (*modbn*) memiliki nilai rata-rata sebesar 0,1936 dengan standar deviasi 0,1039. Rata-rata ini mencerminkan bahwa secara umum bank-bank dalam sampel memiliki proporsi ekuitas yang cukup besar terhadap total asetnya, mengindikasikan bahwa perbankan Indonesia *relatif well-capitalized* pada periode 2019–2024. Nilai minimum sebesar 0,0553 mengindikasikan adanya bank dengan kapasitas permodalan yang relatif terbatas, sedangkan nilai maksimum sebesar 0,6700 menunjukkan adanya bank yang memiliki tingkat permodalan sangat tinggi. Kondisi ini mencerminkan perbedaan karakteristik dan strategi pengelolaan modal antarbank. Nilai *skewness* sebesar 2,0562 menunjukkan distribusi yang condong ke kanan (*right-skewed*), dan nilai *kurtosis* sebesar 7,9319 mengindikasikan distribusi yang masih bersifat *leptokurtik*. Hal ini mengindikasikan terdapat beberapa bank dengan rasio modal yang jauh lebih tinggi dibandingkan mayoritas sampel.

Variabel risiko likuiditas (*rislik*) memiliki nilai rata-rata sebesar 0,3060 dengan standar deviasi 0,1547. Nilai tersebut menunjukkan bahwa secara umum bank dalam sampel memiliki tingkat risiko likuiditas yang berada pada kategori moderat, mencerminkan pengelolaan aset likuid yang relatif

seimbang. Nilai minimum sebesar 0,0209 menunjukkan adanya bank dengan tingkat risiko likuiditas yang sangat rendah. Sebaliknya, nilai maksimum sebesar 0,8469 mengindikasikan adanya bank yang menghadapi risiko likuiditas relatif tinggi. Hal ini mencerminkan perbedaan kondisi likuiditas antarbank dalam sampel penelitian. Distribusi variabel ini relatif mendekati simetris dengan nilai *skewness* 0,8570 dan *kurtosis* sebesar 3,7221 yang berarti variasi risiko likuiditas antar bank cukup merata.

Variabel risiko kredit (*riscr*) memiliki rata-rata 0,5509 dengan standar deviasi 0,4727, yang mengindikasikan bahwa risiko kredit bank dalam sampel memiliki variabilitas yang cukup besar. Rentang nilai antara 0,0023 hingga 6,1508 mengindikasikan adanya beberapa bank dengan tingkat risiko kredit yang sangat tinggi dan menyimpang jauh dari nilai rata-rata. Kondisi ini semakin diperkuat oleh nilai *skewness* yang sangat tinggi yakni 9,9625 dan nilai *kurtosis* yang ekstrem sebesar 118,7419. Hal ini menandakan distribusi risiko kredit sangat condong ke kanan dan memiliki ekor yang sangat panjang akibat keberadaan pencilan berat.

Variabel ukuran bank (*ukbn*) memiliki nilai rata-rata sebesar Rp274.000 miliar dengan standar deviasi yang sangat besar yakni Rp428.000 miliar. Perbedaan yang sangat mencolok ini mencerminkan tingginya heterogenitas ukuran bank dalam sampel. Rentang nilai antara Rp1.320 miliar hingga Rp1.990.000 miliar mempertegas bahwa sampel mencakup bank berskala kecil hingga sangat besar. Selain itu, nilai *skewness* dan *kurtosis* yang tinggi mengindikasikan distribusi data tidak normal, sehingga transformasi logaritma

natural digunakan untuk memperbaiki distribusi data dan mendukung analisis yang lebih akurat.

Variabel pertumbuhan perusahaan (*Ingrow*) mencatat nilai rata-rata 1,1421 dengan standar deviasi 0,4966, namun angka rata-rata tersebut tidak sepenuhnya merepresentasikan kondisi data secara keseluruhan. Kondisi ini tercermin dari nilai *skewness* sebesar 6,5117 dan *kurtosis* sebesar 56,0909, yang menunjukkan adanya beberapa bank dengan pertumbuhan kredit yang jauh lebih tinggi dibandingkan sebagian besar sampel. Rentang nilai antara 0,5955 hingga 5,9132 menunjukkan adanya disparitas pertumbuhan kredit yang cukup signifikan antar bank. Distribusi data yang sangat tidak normal tersebut menunjukkan bahwa variabel *Ingrow* perlu ditransformasi menggunakan logaritma. terutama karena seluruh nilainya bernilai positif sehingga transformasi dapat diterapkan secara langsung.

Variabel efisiensi bank (*Ineffbn*) mencatat nilai rata-rata sebesar 4,0458 dengan standar deviasi yang sangat besar yakni 14,0708. Kondisi ini mengindikasikan bahwa tingkat efisiensi operasional antarbank memiliki tingkat keragaman yang tinggi. Rentang nilai yang luas, dari -114,14 hingga 80,94, menunjukkan adanya perbedaan tingkat efisiensi yang sangat besar antarbank, mulai dari efisiensi yang sangat rendah hingga sangat tinggi. Nilai *skewness* sebesar -1,7601 menunjukkan distribusi yang cenderung ke kiri, sedangkan *kurtosis* sebesar 38,6577 mengindikasikan distribusi yang sangat leptokurtik atau memiliki pencilan yang tinggi.

### 4.3 Hasil Analisis Data

Berdasarkan Tabel 4.2, variabel *roa*, *ukbn*, *lngrow*, dan *effbn* memiliki nilai *skewness* dan *kurtosis* yang tinggi. Oleh karena itu, variabel tersebut ditransformasi ke dalam bentuk logaritma natural (*ln*). Transformasi ini dilakukan karena hasil statistik deskriptif menunjukkan adanya penyimpangan distribusi data. Penggunaan logaritma natural bertujuan untuk mengurangi pengaruh pencilan, menstabilkan *varians*, serta memperbaiki distribusi data agar lebih mendekati normal sehingga hasil estimasi regresi menjadi lebih andal.

#### 4.3.1 Uji Chow

Uji Chow ini dilakukan dengan melihat signifikansi *F-test* atas semua efek individu ( $u_i = 0$ ) dalam output regresi.

Keterangan	F-Statistik	Prob.	Keputusan
Chow (F-test $u_i=0$ )	F(27,134) = 3,60	0,0000	<i>Fixed Effect</i>

Tabel 4. 3 Hasil Uji Chow

*Sumber: Output Stata17, diolah peneliti (2026)*

Uji Chow digunakan untuk menentukan apakah perlu mempertimbangkan heterogenitas antar individu (*Fixed Effect*) dibandingkan dengan asumsi intersep yang sama untuk semua unit (*Common Effect*). Berdasarkan hasil regresi *Fixed Effect*, diperoleh nilai  $F(27, 134) = 3,60$  dengan  $\text{Prob} > F = 0,0000$ . Karena nilai probabilitas  $< 0,05$ , maka  $H_0$  ditolak. Dengan demikian, *Fixed Effect Model* lebih tepat digunakan daripada *Common Effect Model*, dan pengujian dilanjutkan ke tahap berikutnya.

### 4.3.2 Uji Hausman

Uji Hausman bertujuan mendeteksi ada tidaknya korelasi antara efek individu yang tidak teramati ( $u_i$ ) dengan variabel independen. Jika terdapat korelasi, maka FEM yang konsisten harus digunakan; sebaliknya jika tidak ada korelasi, REM lebih efisien. Tabel 4.4 menyajikan hasil uji Hausman.

Variabel	FE(b)	RE (B)	Selisih (b-B)	Std Error
modbn	1,3411	2,5865	-1,2454	0,6509
rislik	0,5379	0,1512	0,3867	0,2944
lnriser	-0,0211	-0,0665	0,0453	0,0280
lnukbn	-0,0900	0,0214	0,1114	0,1300
lnIngrow	0,3356	0,2220	0,1136	0,0782
lneffbfn	-0,7908	-0,8509	0,0601	0,0299
chi2(6) = 10,69   Prob > chi2 = 0,0986				

Tabel 4. 4 Hasil Uji Hausman

*Sumber: Output Stata17, diolah peneliti (2026)*

Hasil uji Hausman menghasilkan nilai  $\chi^2(6) = 10,69$  dengan  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0986$ . Karena  $p = 0,0986 > 0,05$ ,  $H_0$  gagal ditolak, artinya tidak terdapat korelasi sistematis antara efek individu dan variabel independen. *Random Effect Model* (REM) dipilih sebagai estimator yang lebih efisien dibandingkan *Fixed Effect Model* (FEM).

### 4.3.3 Uji Lagrange Multiplier

Uji LM dilakukan guna memastikan keunggulan REM atas CEM, dengan tujuan menguji apakah varians efek individu secara statistik berbeda dari nol ( $H_0: \text{Var}(u) = 0$ ).

Keterangan	F-Statistik	Prob.	Keputusan
LM ( $\text{Var}(u) = 0$ )	chibar2(01) = 25,33	0,0000	<i>Random Effect</i>

Tabel 4. 5 Hasil Uji Lagrange Multiplier

*Sumber: Output Stata17, diolah peneliti (2026)*

Hasil uji LM Breusch-Pagan menunjukkan nilai  $\chi^2(01) = 25,33$  dengan  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$ . Karena  $p < 0,05$ ,  $H_0$  ditolak, mengkonfirmasi bahwa terdapat efek individu yang signifikan dalam data. Berdasarkan ketiga pengujian di atas, *Random Effect Model* (REM) ditetapkan sebagai model terpilih.

#### 4.3.4 Uji Asumsi Klasik

Setelah pemilihan model, dilakukan serangkaian uji asumsi klasik untuk memastikan validitas dan keandalan estimasi. Hasil uji asumsi klasik dirangkum pada Tabel 4.6 berikut.

Uji	Statistik	Prob	Kesimpulan
Multikolinearitas	Mean VIF = 1,31	0,0000	Tidak terjadi multikolinearitas
Heterokedastisitas	$\chi^2(1) = 23.98$	0,0000	Terjadi heterokedastisitas
Autokorelasi	$F(1, 27) = 0.428$	0,5185	Tidak terjadi auto korelasi

Tabel 4. 6 Hasil Uji Asumsi Klasik

*Sumber: Output Stata17, data diolah (2026)*

##### a. Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas bertujuan mendeteksi ada tidaknya hubungan linier yang kuat antar variabel independen, yang dapat mengakibatkan estimator OLS tidak efisien. Pengujian menggunakan *Variance Inflation Factor* (VIF) dengan kriteria:  $VIF < 10$  berarti tidak terdapat masalah multikolinearitas. Tabel 4.7 menyajikan hasil pengujian.

Variabel	VIF	1/VIF
modbn	1,50	0,666
rislik	1,22	0,817
lnriscr	1,01	0,988
lnukbn	1,67	0,597
lnlngrow	1,21	0,828
lneffibn	1,24	0,805
Mean VIF	1,31	

Tabel 4. 7 Hasil Uji Asumsi Klasik

Sumber: Output Stata17, data diolah (2026)

Seluruh variabel independen memiliki nilai VIF di bawah 2, jauh di bawah batas kritis 10. Nilai Mean VIF sebesar 1,31 semakin menegaskan bahwa tidak terdapat masalah multikolinearitas dalam model. Dengan demikian, asumsi non-multikolinearitas terpenuhi.

#### **b. Uji Heteroskedastisitas**

Uji heteroskedastisitas dilakukan menggunakan *Breusch-Pagan/Cook-Weisberg* test pada model regresi OLS (sebagai basis diagnostik), dengan  $H_0$ : varians residual bersifat konstan. Hasil pengujian menunjukkan nilai  $\chi^2(1) = 23,98$  dengan  $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0000$ . Karena  $p < 0,05$ ,  $H_0$  ditolak dan disimpulkan bahwa terdapat masalah heteroskedastisitas dalam model. Untuk mengatasi masalah ini, estimasi model akhir menggunakan *robust standard errors* dengan pengelompokan pada level perusahaan (*cluster-robust*), yakni melalui opsi *vce(robust)* pada perintah *xtreg*, sehingga inferensi statistik tetap valid dan tidak bias.

### c. Uji Auto Korelasi

Uji autokorelasi dilakukan menggunakan *Wooldridge test for autocorrelation in panel data*, yang menguji keberadaan autokorelasi orde pertama. Hasil uji menunjukkan nilai  $F(1, 27) = 0,428$  dengan  $\text{Prob} > F = 0,5185$ . Karena  $p > 0,05$ ,  $H_0$  gagal ditolak, sehingga tidak terdapat autokorelasi orde pertama dalam model, sehingga tidak diperlukan koreksi lebih lanjut.

## 4.4 Interpretasi Hasil

Setelah ditetapkan bahwa REM adalah model terbaik. Model akhir diestimasi menggunakan *Random Effect GLS* dengan *cluster-robust standard errors*. Tabel 4.8 menyajikan hasil estimasi tersebut.

Variabel	Koef.	Robust SE	z	P> z	Sig.	[95% CI]
modbn	2,5865	1,0144	2,55	0,011	Sig (5%)	[0,598 ; 4,575]
rislik	0,1512	0,5802	0,26	0,794	Tdk Sig	[-0,986 ; 1,288]
lnriscr	-0,0665	0,0374	-1,78	0,076	Tdk Sig	[-0,140 ; 0,007]
lnukbn	0,0214	0,0526	0,41	0,685	Tdk Sig	[-0,082 ; 0,125]
lnlngrow	0,2220	0,3242	0,68	0,494	Tdk Sig	[-0,413 ; 0,857]
lneffb	-0,8509	0,0665	-12,79	0,000	Sig (1%)	[-0,981 ; -0,721]
konstanta	-0,6006	1,8584	-0,32	0,747	Tdk Sig	[-4,243 ; 3,042]
Wald chi2(6) = 275,78 ; Prob > chi2 = 0,0000 ; R <sup>2</sup> Overall = 0,7103						

Tabel 4. 8 Hasil Estimasi REM dengan Robust Standard Errors

*Sumber: Output Stata17, data diolah (2026)*

### 4.4.1 Pengaruh Modal Bank terhadap Kinerja Perusahaan (H1).

Hasil estimasi RE dengan *robust standard errors*, variabel *modbn* memiliki koefisien sebesar 2,5865, nilai  $z = 2,55$ , dan probabilitas sebesar 0,011. Nilai ini signifikan pada tingkat kepercayaan 95% ( $\alpha = 5\%$ ). Dengan demikian, koefisien positif dan signifikan ini mengkonfirmasi bahwa peningkatan rasio permodalan bank berdampak positif terhadap profitabilitas sebagai proksi dari

kinerja perusahaan. H1 diterima karena modal bank berpengaruh positif terhadap kinerja perusahaan.

Berdasarkan kerangka *Risk-Return Trade-Off Theory*, modal bank berperan sebagai bantalan keuangan yang digunakan untuk menyerap berbagai risiko yang dihadapi dalam kegiatan operasional. Teori ini menjelaskan bahwa bank yang memiliki tingkat permodalan yang lebih kuat cenderung mempunyai kapasitas yang lebih besar untuk mengambil risiko guna memperoleh tingkat keuntungan yang lebih tinggi. Sebaliknya, bank dengan modal yang relatif rendah akan lebih berhati-hati dalam menanggung risiko sehingga peluang untuk memperoleh *return* yang lebih besar juga menjadi terbatas (Berger, 1995). Hasil koefisien positif sebesar 2,5865 mendukung konsep tersebut, yang menunjukkan bahwa setiap kenaikan satu poin pada rasio modal akan meningkatkan nilai *lnroa* sebesar 2,5865 poin dengan asumsi variabel lain tetap (*ceteris paribus*).

Hasil ini konsisten dengan mayoritas penelitian perbankan internasional. Athanasoglou et al. (2008) pada bank-bank Eropa Tenggara menemukan hubungan positif signifikan antara rasio modal bank dan ROA, dengan argumentasi bahwa bank bermodal kuat lebih mampu mengeksplorasi peluang investasi berisiko tinggi yang memberikan *return* lebih besar. Penelitian Ma'aji et al. (2025) pada bank-bank komersial di Kamboja menunjukkan bahwa tingkat permodalan yang lebih kuat berkaitan dengan peningkatan pengembalian aset, sehingga menegaskan pentingnya kapitalisasi dalam mendukung profitabilitas bank. Perbedaan dengan sebagian penelitian

terdahulu adalah besaran koefisien yang relatif besar (2,5865). Hal ini dapat dijelaskan oleh fakta bahwa periode penelitian 2019–2024 mencakup fase pandemi dimana perbedaan kecukupan modal antar bank menjadi sangat krusial dalam menentukan kemampuan bertahan dan menghasilkan laba, sehingga efek modal terhadap profitabilitas lebih terasa dibandingkan periode normal.

**H1 Diterima. Modal bank berpengaruh positif terhadap kinerja perbankan pada  $\alpha = 5\%$**

#### **4.4.2 Pengaruh Risiko Likuiditas terhadap Kinerja Perusahaan (H2).**

Hasil estimasi menunjukkan bahwa variabel *rislik* memiliki koefisien positif sebesar 0,1512, namun nilai *z* hanya 0,26 dengan probabilitas 0,794. Nilai ini jauh di atas batas signifikansi 5%, sehingga pengaruh *rislik* terhadap *lnroa* tidak dapat dianggap signifikan secara statistik. Dengan demikian, meskipun arah koefisien sesuai dengan arah hipotesis yang diajukan, namun pengaruh tersebut secara statistik tidak bermakna. H2 ditolak karena risiko likuiditas tidak berpengaruh terhadap kinerja perusahaan.

Menurut *Risk-Return Trade-Off Theory*, peningkatan risiko umumnya akan diikuti oleh peluang memperoleh *return* yang lebih tinggi. Dalam perbankan, penyaluran dana ke dalam aset produktif seperti kredit dapat meningkatkan pendapatan bunga dan profitabilitas bank, namun pada saat yang sama dapat meningkatkan risiko likuiditas apabila tidak diimbangi dengan ketersediaan aset likuid yang memadai (Saunders & Cornett, 2017). Koefisien positif sebesar 0,1512 dalam penelitian ini menunjukkan arah hubungan yang sesuai

dengan teori tersebut. Namun, karena pengaruhnya tidak signifikan secara statistik, risiko likuiditas belum terbukti memiliki pengaruh yang kuat terhadap profitabilitas bank pada periode penelitian ini.

Tidak signifikannya pengaruh risiko likuiditas terhadap kinerja perusahaan dapat disebabkan oleh beberapa factor. Pertama, penereapan standar likuiditas Basel III, khususnya melalui rasio *Liquidity Coverage Ratio* (LCR) dan *Net Stable Funding Ratio* (NSFR) yang mendorong bank-bank di Indonesia untuk mengelola likuiditas dengan pola yang relatif seragam (Committee on Banking Supervision, 2013). sehingga variasi risiko likuiditas antarbank menjadi lebih terbatas dan pengaruhnya terhadap perbedaan kinerja perusahaan menjadi kurang terlihat. Kedua, kondisi likuiditas bank umum di Indonesia tetap terjaga, tercermin dari rasio Alat Likuid / *Non-core Deposit* dan Alat Likuid / Dana Pihak Ketiga yang berada di atas batas minimum, sehingga menunjukkan kemampuan penghimpunan dana yang kuat (Otoritas Jasa Keuangan, 2022). Ketiga, Bank Indonesia sebagai *lender of the last resort* menyediakan berbagai instrumen dukungan likuiditas jangka pendek bagi perbankan, antara lain Fasilitas Likuiditas Intrahari (FLI), *Lending Facility* (LF) dengan tenor satu hari, serta Pinjaman Likuiditas Jangka Pendek (PLJP) dengan tenor 30–90 hari (Bank Indonesia, 2023). Ketersediaan fasilitas tersebut berperan sebagai penyangga dalam menghadapi tekanan likuiditas jangka pendek, sehingga perubahan risiko likuiditas tidak memberikan dampak signifikan secara langsung terhadap profitabilitas bank.

Hasil ini konsisten dengan penelitian yang juga menemukan pengaruh tidak signifikan risiko likuiditas terhadap profitabilitas dalam lingkungan regulasi ketat. Dietrich & Wanzenried (2011) pada bank-bank Swiss menemukan bahwa setelah mengendalikan faktor lain, likuiditas tidak berpengaruh signifikan terhadap profitabilitas, dengan argumentasi bahwa regulasi likuiditas Basel III yang ketat menyeragamkan perilaku bank. Temuan ini juga didukung oleh Saleh & Abu Afifa (2020) yang menemukan bahwa bank-bank komersial di Yordania cenderung mengelola likuiditas secara homogen sebagai respons terhadap tekanan regulasi, sehingga variasi risiko likuiditas antarbank tidak cukup kuat untuk membedakan kinerja profitabilitas secara signifikan. Di sisi lain, terdapat penelitian yang menemukan pengaruh positif signifikan, umumnya dilakukan pada negara dengan regulasi likuiditas yang lebih longgar atau pada periode sebelum implementasi Basel III penuh.

**H2 Ditolak. Risiko likuiditas tidak terbukti berpengaruh signifikan terhadap kinerja perbankan.**

#### **4.4.3 Pengaruh Risiko Kredit terhadap Kinerja Perusahaan (H3).**

Hasil estimasi menunjukkan bahwa variabel *lnriscr* memiliki koefisien -0,0665, dengan  $z = -1,78$ , dan probabilitas sebesar 0,076. Berdasarkan standar signifikansi yang digunakan secara konsisten dalam penelitian ini yaitu  $\alpha = 5\%$ , nilai  $p = 0,076$  tidak memenuhi ambang batas tersebut. Dengan demikian, meskipun arah koefisien sesuai dengan arah hipotesis yang diajukan, namun pengaruh tersebut secara statistik tidak bermakna. H3 ditolak karena risiko kredit tidak berpengaruh signifikan terhadap kinerja perusahaan.

Menurut *Risk-Return Trade-Off Theory*, risiko kredit dapat memberikan dua dampak yang berbeda terhadap profitabilitas bank. Di satu sisi, bank dengan tingkat risiko kredit yang lebih tinggi berpotensi memperoleh pendapatan bunga yang lebih besar karena menyalurkan kredit pada segmen yang lebih berisiko. Di sisi lain keputusan tersebut juga meningkatkan potensi risiko gagal bayar yang dapat mengurangi laba bank (Zedan, 2022). Hasil penelitian yang tidak signifikan pada tingkat signifikansi 5% menunjukkan bahwa kedua pengaruh tersebut cenderung saling mengimbangi, sehingga dampak bersih risiko kredit terhadap profitabilitas belum cukup kuat untuk dibuktikan secara statistik.

Tidak signifikannya pengaruh risiko kredit terhadap profitabilitas dapat disebabkan oleh beberapa faktor. Pertama, perbedaan strategi penyaluran kredit antarbank yang cukup besar menyebabkan hubungan antara risiko kredit dan profitabilitas menjadi kurang konsisten (Athanasoglou et al., 2008). Kedua, variabel BOPO yang memiliki pengaruh sangat kuat terhadap profitabilitas diduga telah menjelaskan sebagian besar variasi kinerja bank dalam model penelitian. Pendapatan bank tidak hanya berasal dari bunga, tetapi juga dari pendapatan *non-bunga*. Selain itu, peningkatan CKPN sebagai antisipasi risiko gagal bayar dapat menekan profitabilitas meskipun kredit belum mengalami masalah (Deyoung et al., 2004; Laeven & Majnoni, 2003). Ketika efisiensi operasional menjadi determinan utama profitabilitas, pengaruh risiko kredit dapat menjadi kurang terlihat secara statistik (Almaskati, 2022). Ketiga, proksi ATMR Risiko Kredit dibagi Total Aset hanya mencerminkan potensi risiko

kredit yang melekat pada portofolio aset, sedangkan pengaruhnya terhadap laba baru akan dirasakan ketika risiko tersebut benar-benar terealisasi menjadi kredit bermasalah. Kondisi ini menyebabkan hubungan antara risiko kredit dan profitabilitas tidak selalu tampak signifikan dalam periode pengamatan yang sama (Athanasoglou et al., 2008). Keempat, melihat dari laporan Otoritas Jasa Keuangan (2023), kondisi kualitas aset perbankan Indonesia pada periode penelitian menunjukkan perbaikan konsisten dengan NPL *gross* menurun menjadi 2,19% pada akhir 2023 yang mengindikasikan bahwa eksposur risiko kredit secara umum masih terkendali sehingga dampaknya terhadap profitabilitas menjadi kurang terasa secara statistik

Hasil ini konsisten dengan penelitian terdahulu yang menggunakan proksi serupa pada konteks negara berkembang. Penelitian Mirzaei et al. (2013) menunjukkan bahwa hubungan risiko kredit terhadap kinerja perusahaan pada perbankan di negara berkembang tidak selalu dapat dibuktikan secara statistik meskipun arahnya konsisten negatif. Kondisi ini disebabkan oleh karakteristik pasar kredit yang lebih beragam dan dinamis, sehingga meskipun peningkatan risiko kredit cenderung diikuti oleh penurunan profitabilitas, pengaruh tersebut sering kali tidak signifikan secara empiris.

**H3 Ditolak. Risiko kredit tidak terbukti berpengaruh signifikan terhadap kinerja perbankan.**