

BAB IV

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Bab empat ini terdiri atas tiga bagian. Bagian pertama mendeskripsikan fenomena *return* yang menjadi perhatian penelitian ini. Bagian kedua mengemukakan hasil pengolahan statistik yang menguji hipotesis penelitian. Sedangkan bagian terakhir membahas temuan penelitian dibandingkan dengan temuan pada penelitian terdahulu maupun dibandingkan dengan teori-teori yang mendasari penelitian.

4.1 Statistik Deskriptif

Sub bab ini bertujuan memberikan analisis statistik atau gambaran mengenai variabel yang digunakan dalam penelitian ini. Hasil dari pengujian statistik deskriptif dan inferensi dari variabel *return*, Beta, dan ROA terhadap 30 sampel perusahaan manufaktur periode 2015-2019 disajikan pada tabel 4.1 di bawah ini.

Tabel 4.1 Statistik Deskriptif dan Inferensi Return, Beta, dan ROA

Tahun	Return			Beta			ROA		
	Rata-rata	Std. deviasi	t	Rata-rata	Std. deviasi	t	Rata-rata	Std. deviasi	t
2015	-0.0004	0.0017	-1.3987	0.7934	0.6344	-1.7840	8.1570	9.8252	4.5473
2016	0.0014	0.0027	2.8678	0.7224	0.4511	-3.3701	11.0413	10.7244	5.6391
2017	0.0013	0.0021	3.3948	0.6845	0.5485	-3.1500	10.2257	11.9205	4.6985
2018	0.0013	0.0020	3.5932	0.8044	0.5131	-2.0877	10.4377	11.8403	4.8284
2019	0.0002	0.0017	0.7668	0.9041	0.9118	-0.5760	9.7547	10.7099	4.9887
2015-2019	0.0008	0.0010	9.0857	0.7919	0.4966	-5.1316	9.9233	10.6416	11.4207

Sumber : Data, diolah (2021)

Berdasarkan hasil pengujian statistik deskriptif pada tabel 4.1 di atas, maka diperoleh informasi sebagai berikut : Selama lima tahun pengamatan, yaitu dari tahun 2015 sampai dengan 2019, secara umum, investasi pada ke-30 saham sampel cenderung memberikan *return* positif dengan rata-rata sebesar 0.0008 dan secara statistik signifikan dengan t-hitung sebesar 9,0857. Per periode tahun dapat dilihat bahwa *return* investasi adalah positif dan signifikan pada tahun-tahun 2016, 2017, 2018. Besaran *return* investasi berkisar antara 0,0013 sampai 0,0014. Tahun 2019 sebagai tahun terakhir pengamatan, menghasilkan *return* positif namun tidak signifikan secara statistik. Demikian juga dengan tahun pertama pengamatan, 2015, yang justru menghasilkan *return* negatif namun tidak signifikan secara statistik. Rata-rata *return* terendah teramati pada tahun 2015, bernilai negatif sebesar -0.0004. Sedangkan rata-rata terbesar teramati pada tahun 2016, sebesar 0.0014. Selama periode pengamatan (2015-2019) nilai *return* investasi tertinggi teramati pada PT. Barito Pacific Tbk., sedangkan nilai *return* terendah dialami oleh PT. Astra Otoparts Tbk. Inferensi statistik terhadap variabel *return* investasi ini menggunakan statistik t, dengan membandingkan t-hitung dan t-tabel. Statistik t-hitung sampel tunggal untuk variabel dapat dilihat pada tabel 4.1, sedangkan statistik t-tabel untuk *confidence interval* 95% yaitu sebesar 1,69726 (df=29 untuk 30 pengamatan).

Return ke-30 saham sampel penelitian ini dipengaruhi oleh sensitivitas masing-masing saham terhadap perubahan *return* indeks pasar yang diwakili oleh IHSG, dengan memperhitungkan *risk free rate of return* yang diwakili oleh perubahan tingkat perolehan Sertifikat Bank Indonesia (SBI). Sensitivitas yang diwakili oleh koefisien Beta dari model *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) ini mengindikasikan bahwa, secara umum, ke-30 saham sampel sub sektor manufaktur di BEI ini tergolong saham-saham *defensive*. Hal ini dapat dilihat dari rata-rata Beta CAPM yang besarnya kurang dari satu. Namun, generalisasi di atas harus memperhatikan simpangan baku dari rata-rata koefisien Beta CAPM setiap tahunnya maupun sepanjang lima tahun pengamatan. Variabel Beta CAPM pada periode 2015-2019 memiliki nilai rata-rata sebesar 0.7919. Rata-rata koefisien

Beta CAPM terendah teramati pada tahun 2017 yaitu sebesar 0.6845. Sedangkan rata-rata terbesar teramati pada tahun 2019, sebesar 0.9041. Selama periode pengamatan 2015-2019 koefisien Beta CAPM tertinggi dimiliki oleh Pabrik Kertas Tjiwi Kimia Tbk. sedangkan nilai beta terendah dimiliki oleh PT. Tifico Fiber Indonesia Tbk. Inferensi statistik untuk variabel Beta CAPM menggunakan pembandingan berupa t tabel ($-5,1316 < 1,69726$).

Rasio ROA yang dalam penelitian ini diharapkan dapat mewakili ukuran kinerja manajerial menunjukkan bahwa, secara umum, manajer perusahaan-perusahaan publik sub sektor manufaktur di BEI mampu berkinerja positif dan signifikan secara statistik. Hal ini teramati sepanjang lima tahun pengamatan maupun per tahun, dengan rata-rata ROA yang berkisar pada 10%. Dengan kata lain, untuk setiap 100 unit moneter aset perusahaan publik sub sektor manufaktur di BEI, para manajer perusahaan mampu menghasilkan sekitar 10 unit moneter laba. Variabel ROA pada periode 2015-2019 memiliki nilai rata-rata sebesar 9.9233. Rata-rata ROA terendah teramati pada tahun 2015 yaitu sebesar 8,157x. Sedangkan rata-rata ROA tertinggi teramati pada tahun 2016 sebesar 11,0413x. Selama periode pengamatan 2015-2019, nilai ROA tertinggi dicapai oleh PT. Multi Bintang Indonesia Tbk., sedangkan nilai ROA terendah ada pada oleh PT. Multistrada Arah Sarana Tbk. Inferensi statistik untuk variabel ROA dilakukan dengan membandingkan statistik t hitung dengan t tabel 1,69726.

4.2 Analisis Data

4.2.1 Analisis Regresi dengan Variabel Moderator

Seperti telah dijelaskan sebelumnya bahwa pokok penelitian ini adalah *return* investasi pada saham-saham individual dan relasinya dengan risiko, mempertimbangkan kinerja manajerial perusahaan-perusahaan, yang sahamnya menjadi wahana berinvestasi, sebagai pemoderasi relasi tersebut di atas. Oleh karena itu dibangun tiga model pengujian. Yang pertama adalah model regresi linear sederhana dengan variabel Beta CAPM sebagai penjelas variasi variabel *return*. Model kedua menambahkan variabel ROA, mewakili kinerja manajerial,

sebagai variabel penjelas lain dari variasi *return* investasi selain Beta CAPM. Sedangkan model ketiga menambahkan kemungkinan kinerja manajerial ROA sebagai variabel moderasi, berinteraksi dengan variabel penjelas Beta CAPM, dalam model sebelumnya.

$$\text{Model 1: } R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 \text{Beta}_{i,t} + e_{i,t}$$

$$\text{Model 2: } R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 \text{Beta}_{i,t} + \beta_2 \text{ROA}_{i,t} + e_{i,t}$$

$$\text{Model 3: } R_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta_1 \text{Beta}_{i,t} + \beta_2 \text{ROA}_{i,t} + \beta_3 \text{Beta}_{i,t} \text{ROA}_{i,t} + e_{i,t}$$

Hasil pengujian model-model tersebut di atas, menggunakan data per tahun maupun selama lima tahun, dapat dilihat pada tabel 4.2 sebagai berikut :

Tabel 4.2 Hasil Pengujian Analisis Regresi Variabel Moderator

Tahun	Model 1		Model 2			Model 3			
	C	Koef. Beta	C	Koef. Beta	Koef. ROA	C	Koef. Beta	Koef. ROA	Koef. Moderasi
2015	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000	0.000	-0.001	0.000	0.000
Sig.	0.803	0.447	0.275	0.312	0.042	0.424	0.308	0.360	0.672
2016	0.002	-0.001	0.002	-0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
Sig.	0.053	0.538	0.098	0.528	0.809	0.324	0.998	0.583	0.615
2017	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
Sig.	0.090	0.694	0.125	0.696	0.918	0.185	0.671	0.979	0.828
2018	0.001	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.000	0.000
Sig.	0.383	0.230	0.138	0.184	0.094	0.293	0.135	0.706	0.450
2019	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.000	0.001	-0.001	0.000	0.000
Sig.	0.044	0.039	0.041	0.039	0.469	0.052	0.136	0.744	0.769
2015/ 2019	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
Sig.	0.005	0.279	0.004	0.290	0.428	0.016	0.520	0.752	0.882

Sumber : Data, diolah 2021

Dari Tabel 4.2 di atas tampak bahwa investasi pada saham-saham sektor manufaktur di BEI selama lima tahun pengamatan 2015-2019 menghasilkan rata-rata *return* positif sebesar 0,001 yang signifikan secara statistik seperti tampak pada *p-value* 0,005 pada model pertama, 0,004 pada model kedua, dan 0,016 pada model ketiga. Semua *p-value* adalah lebih kecil daripada $\alpha = 5\%$ (pada *confidence interval* 95%), yang berarti tidak cukup bukti untuk menerima hipotesis nol, H_0 , bahwa konstanta $c = 0$. H_0 ditolak untuk menerima H_a bahwa $c \neq 0$. Tapi rata-rata *return* tersebut tidak dijelaskan oleh risiko dalam Beta CAPM. Signifikansi koefisien Beta CAPM selama lima tahun pengamatan adalah lebih besar daripada $\alpha = 5\%$, yang berarti cukup bukti untuk menerima hipotesis nol, H_0 , bahwa $\beta_1 = 0$. H_0 diterima untuk menolak H_a bahwa $\beta_1 \neq 0$ baik pada model 1, model 2, maupun model 3. Signifikansi koefisien regresi ROA, mewakili kinerja manajerial, yang bersama dengan risiko Beta CAPM diduga menjelaskan *return* investasi, maupun ROA sebagai variabel pemoderasi risiko Beta CAPM dalam menjelaskan variasi *return* investasi pada saham-saham manufaktur di BEI juga tidak didukung oleh data selama lima tahun pengamatan tersebut. Nilai *p-value* dari koefisien ROA pada model 2 dan model 3, serta *p-value* dari koefisien pemoderasi yang merupakan interaksi Beta CAPM dan ROA, adalah lebih besar daripada $\alpha = 5\%$.

Namun pada tahun 2019 tampak bahwa koefisien risiko dalam Beta CAPM bertanda negatif dan signifikan secara statistik. Asosiasi *return-risk* yang negatif signifikan pada tahun 2019 ini bertahan ketika ditambahkan kinerja manajerial ROA sebagai variabel penjelas pada model 2. Tapi koefisien regresi variabel Beta CAPM model 1, dan model 2, yang negatif signifikan tersebut berubah tanda menjadi positif dan tidak lagi signifikan pada model 3 di mana ROA menjadi variabel pemoderasi dari variabel Beta CAPM. Pada tahun 2016 koefisien Beta CAPM bertanda negatif namun tidak signifikan secara statistik sehingga tanda negatif tersebut bisa diabaikan dan disimpulkan bahwa pada tahun 2016 tersebut risiko Beta CAPM adalah independen terhadap rata-rata *return* investasi.

Seperti telah dikemukakan di atas bahwa model 2 menambahkan variabel kinerja manajerial, dalam ROA, sebagai penjelas lain selain risiko, dalam Beta CAPM, terhadap variasi variabel *return* investasi. Hanya tahun 2019 yang menunjukkan bahwa asosiasi empiris *return-risk* yang signifikan. Asosiasi *return-risk* tersebut bertanda negatif. Hal ini bertolak belakang dengan pemikiran umum bahwa *return-risk* berasosiasi positif. Dengan demikian terdapat bukti parsial yang mendukung paradoks Bowman (1980).

Pada model 2, tidak satu pun pengamatan tahunan maupun selama lima tahun penuh yang menunjukkan bukti yang mendukung kinerja manajerial, dalam ROA, sebagai penjelas yang signifikan untuk variasi *return* investasi. Demikian juga dengan model 3 yang menempatkan kinerja manajerial, dalam ROA, tidak sebagai variabel penjelas melainkan sebagai pemoderasi pengaruh variabel risiko, dalam Beta CAPM. Tidak satu pun koefisien regresi variabel Beta CAPM, variabel kinerja manajerial ROA, maupun interaksi kedua variabel tersebut, $\beta_1 \cdot ROA$, yang signifikan secara statistik. Semua nilai *p-value* ketiga variabel dalam model 3, pada pengamatan tahunan maupun keseluruhan tahun pengamatan, menunjukkan cukup bukti untuk menerima H_0 , bahwa $\beta_1 = 0, \beta_2 = 0$ dan $\beta_3 = 0$.

4.3 Uji Asumsi Klasik

Agar menghasilkan hasil penelitian yang baik, metode regresi linear memerlukan pengujian asumsi klasik (*classical normal linear regression method*) untuk memastikan bahwa estimasi yang dihasilkan adalah BLUE (*best linear unbiased estimator*). Uji asumsi klasik pada penelitian ini terdiri dari uji asumsi multikolinearitas, uji asumsi normalitas residual dan uji asumsi heteroskedastisitas.

a. Uji Multikolinearitas

Uji multikolinearitas adalah uji yang digunakan untuk mengetahui apakah antar variabel independen memiliki hubungan korelasi. Apabila

terdapat hubungan maka model terindikasi multikolinearitas. Cara mendeteksi multikolinearitas yaitu dengan melihat apakah ada pasangan variabel independen yang berkorelasi kuat sampai sempurna. Untuk itu koefisien lebih dari 0,8 dan signifikan secara statistik digunakan sebagai tolok ukur.

1. Bila nilai korelasi $> 0,8$ maka terdapat multikolinearitas
2. Bila nilai korelasi $< 0,8$ maka tidak terdapat multikolinearitas

Tabel 4.3 Uji Asumsi Multikolinearitas Matriks Korelasi Variabel

	ret15	sd15	roa15	mod15
ret15	1.000	-0.144	0.360	0.216
sd15		1.000	0.100	0.533
roa15			1.000	0.724
	ret16	sd16	roa16	mod16
ret16	1.000	-0.117	0.031	-0.087
sd16		1.000	0.128	0.633
roa16			1.000	0.715
	ret17	sd17	roa17	mod17
ret17	1.000	0.075	-0.017	0.013
sd17		1.000	0.037	0.654
roa17			1.000	0.416
	ret18	sd18	roa18	mod18
ret18	1.000	0.226	-0.296	-0.199
sd18		1.000	0.055	0.436
roa18			1.000	0.754
	ret19	sd19	roa19	mod19
ret19	1.000	-0.379	-0.122	-0.289
sd19		1.000	-0.020	0.467
roa19			1.000	0.590
	ret1519	sd1519	roa1519	mod1519

ret1519	1.000	-0.204	-0.154	-0.223
sd1519		1.000	0.022	0.493
roa1519			1.000	0.731

Sumber : Data, diolah 2021

Dari hasil uji multikolinearitas pada tabel 4.3 di atas menunjukkan nilai korelasi semua kombinasi antara dua variabel independen adalah kurang dari 0,8. Uji multikolinearitas di atas perlu dilakukan terutama untuk kepentingan model 2 dan 3 yang memiliki variabel independen lebih dari satu. Maka dapat diindikasikan dari matriks kolinearitas di atas bahwa tidak terjadi multikolinearitas pada data dan model 2 dan 3 lolos dari pelanggaran asumsi multikolinearitas.

b. Uji Normalitas Residual

Uji normalitas memiliki tujuan untuk menguji apakah pengganggu (*disturbance*) atau residual (*error*) model regresi variabel berdistribusi normal. Suatu model regresi yang baik adalah di mana *error*-nya berdistribusi secara normal atau mendekati normal. Inferensi statistik pada uji ini menggunakan statistik *Chi-square* pada uji satu sampel Kolmogorov-Smirnov statistik non parametrik. Penarikan kesimpulan dilakukan dengan membandingkan χ^2 -hitung dan χ^2 -tabel, atau dengan membandingkan *p-value* dari χ^2 -hitung dengan α tertentu, misal 5% atau 0,05. Statistik χ^2 -hitung dapat dilihat pada tabel 4.4, sedangkan statistik X^2 -tabel untuk *confidence interval* 95% yaitu sebesar 42,55697 (df=29 untuk 30 pengamatan).

Pengambilan keputusan berdasarkan nilai *p-value* dari χ^2 -hitung:

1. Apabila *p-value* dari X^2 -hitung $> \alpha$ tertentu, misal 5% atau 0,051, maka cukup bukti untuk menerima H_0 , bahwa *error* regresi berdistribusi normal.

2. Apabila p -value dari χ^2 -hitung $< \alpha$ tertentu, misal 5% atau 0,051, maka tidak cukup bukti untuk menerima H_0 , bahwa *error* regresi berdistribusi tidak normal.

Tabel 4. 4 Uji Asumsi Normalitas Residual

Tahun	Model 1		Model 2		Model 3	
	Chi-kuadrat	p-value	Chi-kuadrat	p-value	Chi-kuadrat	p-value
2015	7.25774	0.02655	10.08350	0.00646	9.95131	0.00690
2016	16.35380	0.00028	16.96870	0.00021	16.39160	0.00028
2017	20.11200	0.00004	18.86020	0.00008	17.62990	0.00015
2018	8.06887	0.01770	4.64105	0.09822	3.53173	0.17104
2019	7.32978	0.02561	5.62528	0.06005	5.52770	0.06305
1519	9.85138	0.00726	6.12354	0.04680	5.89618	0.05244

Sumber : Data, diolah 2021

Berdasarkan data pada tabel 4.4 di atas tampak bahwa tidak satupun p -value χ^2 -hitung statistik Kolmogorov-Smirnov untuk model 1 yang lebih besar daripada 0,05, baik untuk pengamatan per tahun maupun sepanjang periode pengamatan secara keseluruhan. Demikian juga pada model 2 dan 3 di mana pengamatan tahun 2015, 2016, dan 2017, p -value χ^2 -hitung statistik Kolmogorov-Smirnov adalah lebih kecil daripada 0,05. Namun, untuk model 2 dan 3 periode pengamatan tahunan 2018 dan 2019, serta untuk pengamatan selama periode pengamatan keseluruhan 2015-2019, p -value χ^2 -hitung statistik Kolmogorov-Smirnov adalah lebih besar daripada 0,05. Dengan demikian ada indikasi bahwa pada sebagian pengamatan *error* tersebut di atas tidak berdistribusi normal, namun pada pengamatan yang lain *error* tersebut berdistribusi normal. Inkonsistensi normalitas distribusi *error* regresi ini sudah menjadi dugaan sejak awal, mengingat penelitian ini menggunakan data pengamatan yang tergolong kecil. Pada data kecil, distribusi variabel berpotensi untuk non normalitas. Dengan meningkatnya jumlah pengamatan

diharapkan non normalitas distribusi *error* di atas akan semakin mendekati normal mengikuti *central limit theorem*.

c. Uji Heteroskedastisitas

Uji heteroskedastisitas adalah uji yang digunakan untuk melihat apakah variasi residual konstan atau tidak. Dengan kata lain variasi residual yang tidak konstan akan menimbulkan masalah heteroskedastisitas. Untuk menguji heteroskedastisitas dapat dilakukan dengan uji *White*, dengan cara melihat nilai probabilitas *Chi-Square*:

1. Probabilitas *Chi-Square* $< \alpha$ tertentu, misal 0,05, maka data tidak lolos uji heteroskedastisitas.
2. Probabilitas *Chi-Square* $> \alpha$ tertentu, misal 0,05, maka data lolos uji heteroskedastisitas.

Tabel 4.5 Uji Asumsi Heteroskedastisitas Menggunakan Model White

Tahun	Model 1		Model 2		Model 3	
	Chi-kwadrat	p-value	Chi-kwadrat	p-value	Chi-kwadrat	p-value
2015	2.06679	0.35580	2.37423	0.79531	2.32731	0.96930
2016	2.87817	0.23715	4.92271	0.42539	7.21541	0.51358
2017	2.44522	0.29446	4.72906	0.44983	5.70082	0.68070
2018	5.09920	0.07811	7.96440	0.15821	9.98851	0.26583
2019	0.78592	0.67506	3.24428	0.66238	9.34349	0.31415
1519	1.56644	0.45693	5.57186	0.35013	7.14406	0.52117

Sumber : Data, diolah 2021

Berdasarkan tabel 4.5 di atas, dapat dilihat bahwa pada model 1, 2, dan 3 besar *p-value* pada semua pengamatan tahunan maupun selama lima tahun adalah > 0.05 . Dengan demikian menggunakan model *White* untuk menguji asumsi klasik heteroskedastisitas dapat disimpulkan bahwa model 1, 2, dan 3 dalam penelitian ini dinyatakan terbebas dari kemungkinan pelanggaran asumsi klasik heteroskedastisitas. Hal ini penting mengingat model 1, 2, dan 3 adalah regresi

linear sederhana maupun berganda dengan variabel pemoderasi yang bersifat *cross-section*. Bila regresi *cross-section* tidak bebas dari pelanggaran asumsi heteroskedastisitas dan tidak disembuhkan maka statistik *t*-hitung tidak lagi dapat digunakan untuk inferensi koefisien regresi karena bias.

4.4 Pembahasan

Penelitian ini terinspirasi oleh artikel-artikel mengenai paradoks Bowman (1980) yang menunjukkan bukti mengenai relasi negatif *return-risk* yang berbeda dari yang menjadi gagasan umum. Bowman (1980) merupakan pengujian kinerja manajerial strategik yang mengamati ekspektasi dan simpangan baku dari ekspektasi terhadap ROA dan ROE. Informasi mengenai paradoks Bowman (1980) ini mendorong keingintahuan untuk menguji ulang relasi *return-risk* pada investasi saham dengan menambahkan ROA sebagai variabel moderasi ke dalam regresi rata-rata *return* dan deviasi standar dari rata-rata *return* tersebut. Penambahan variabel moderasi pada model regresi 3 di tabel 4.2 diharapkan dapat mengetahui kemungkinan pengaruh kinerja manajerial yang diukur menggunakan ROA sebagai pemoderasi risiko dalam menjelaskan variasi *return* saham.

Inferensi terhadap variabel interaksi Beta CAPM dan ROA pada model regresi 3 dalam penelitian ini menunjukkan bukti yang ada tidak mendukung dugaan akan pengaruh ROA sebagai variabel pemoderasi pada asosiasi *return-risk*. Pada model regresi 3, tidak satu pun koefisien regresi ROA dan koefisien regresi variabel interaksi Beta CAPM*ROA yang signifikan secara statistik. Namun, pada model regresi 2 saat ROA ditempatkan sebagai variabel independen seperti Beta CAPM, secara parsial, terdapat bukti yang signifikan bahwa ROA menjelaskan variasi *return* saham. Namun, signifikansi koefisien regresi ROA sebagai variabel independen hanya pada tahun pengamatan 2015 dan tidak pada tahun-tahun pengamatan yang lain. Temuan-temuan tersebut di atas berarti tidak mendukung dugaan awal penelitian yang terinspirasi paradoks Bowman (1980).

Dari hasil perhitungan statistik pada tabel 4.2 di atas dapat dilihat pada model regresi 3 bahwa pada 30 sampel perusahaan sektor manufaktur BEI periode

2015-2019, secara parsial, terdapat bukti yang mendukung adanya relasi *risk-return* negatif seperti pada paradoks *risk-return* yang ditemukan Bowman (1980). Hal ini tampak pada tabel 4.2 bahwa pada tahun 2019 koefisien Beta CAPM bertanda negatif (-0.001) dan signifikan secara statistik. Dengan demikian hal tersebut sejalan dengan temuan Bowman (1980) yang berlatar belakang manajemen strategik perusahaan. Di mana, bila didasarkan pada sudut pandang manajemen strategik, ada bukti yang menunjukkan bahwa secara bersamaan risiko dapat berkurang saat *return* meningkat. Dalam hal ini *return* dari kinerja manajer diukur menggunakan rata-rata *return on assets* (ROA) dan risiko diukur menggunakan deviasi standar dari rata-rata ROA tersebut.

Adanya tanda negatif pada kolom Beta CAPM tabel 4.2 di atas perlu dicermati. Nilai negatif di situ adalah koefisien regresi Beta CAPM sebagai variabel independen pada model-model regresi dengan rata-rata *return* sebagai variabel dependen, sedangkan pengamatan Beta CAPM sendiri bertanda positif seperti yang diteorikan. *Test value* atau parameter populasi untuk inferensi koefisien regresi variabel independen Beta CAPM pada model regresi 1, 2, dan 3 di tabel 4.2 adalah 0.000 atau nol. *Test value* ini berbeda dengan yang digunakan pada tabel 4.1 untuk inferensi variabel Beta CAPM. Pada tabel 4.1, *test value* untuk inferensi statistik t adalah 1,00 yang mewakili Beta portofolio pasar.

Temuan ini berseberangan dengan penelitian Murdiono (2018) yang menyatakan bahwa variabel *return on assets* (ROA) merupakan variabel yang memoderasi pengaruh pengungkapan *corporate social responsibility* (CSR) terhadap *return* saham pada perusahaan yang terdaftar di LQ-45 tahun 2013. Namun temuan ini seiring, secara parsial, dengan hasil penelitian yang dilakukan oleh King *et al.* (2004). Temuan King *et al.* (2004) mengenai efek moderasi ROA dalam menjelaskan kinerja *return* saham pasca-akuisisi sendiri ada dua dan berseberangan. Untuk jangka pendek satu tahun variabel ROA didukung bukti signifikan sebagai variabel pemoderasi kinerja *return* saham. Namun tidak didukung bukti signifikan untuk jangka panjang tiga tahun.

Penambahan variabel moderasi dalam penelitian ini menunjukkan pengaruh yang tidak signifikan secara statistik. Sehingga hal ini dapat dipelajari lebih lanjut sebagai topik penelitian baru oleh peneliti lain. Murdiono (2018) juga mengamati *return on equity* (ROE) sebagai variabel yang memoderasi pengaruh pengungkapan *corporate social responsibility* (CSR) terhadap *return* saham pada perusahaan yang terdaftar di LQ-45 tahun 2013 dan hasil pengamatan menunjukkan bahwa ROE merupakan variabel yang memoderasi pengaruh pengungkapan *corporate social responsibility* (CSR) terhadap *return* saham. Namun temuan tersebut berseberangan dengan temuan King *et al.* (2004) mengenai efek moderasi *return on equity* dalam menjelaskan kinerja *return* saham pasca-akuisisi untuk jangka pendek satu tahun, hasil penelitian menunjukkan bahwa variabel ROE justru tidak didukung bukti yang signifikan sebagai variabel pemoderasi kinerja *return* saham. Selain itu, Nurhaqiqi & Suryarini (2018) dan Widana *et al.* (2021) juga mengamati variabel ROE sebagai variabel pemoderasi, dan hasilnya menunjukkan pengaruh yang signifikan bahwa variabel ROE adalah variabel pemoderasi. Sehingga dengan demikian studi empiris selanjutnya dapat menggunakan ROE untuk menggantikan ROA sebagai proksi kinerja manajerial menjadi variabel pemoderasi dalam pengujian relasi *risk-return* investasi saham.