AMANAH : Jurnal Ilmiah Ilmu Manajemen
Volume 4, Number 2, November 2026, pp. 391-402
E-ISSN: 3046-4994
DOI: https://doi.org/10.70451/amanah.v4i2.1032



Determinan Partisipasi Pemodal pada Securities Crowdfunding Syariah: Peran Moderasi BI-Rate

Anissa Amalia Mulya[1], Ivo Rolanda[2*]

[1,2] Fakultas Ekonomi dan Bisnis, Universitas Budi Luhur, Jakarta, Indonesia

ARTICLE INFO

Article history:
Received September 19, 2026
Revised September 26, 2026
Accepted October 14, 2026
Available online November 01, 2026

Keywords:
Islamic Securities Crowdfunding, Investor Participation, Sukuk, BI-Rate, Signaling Theory

ABSTRACT

This study examines the factors associated with investor participation in Islamic Securities Crowdfunding (SCF), focusing on sukuk issuance campaigns on the Shafiq.id platform, and investigates whether Bank Indonesia's policy interest rate (BI-Rate) moderates these relationships. Investor participation (JPP) is measured by the number of investors in each campaign. The explanatory variables include projected return on investment (ROI), sukuk tenor, and funding amount. The study uses secondary data from 290 sukuk campaigns conducted between 2022 and 2025, selected from a population of 293 campaigns based on predefined criteria. Data were obtained from sukuk prospectuses and Bank Indonesia statistics and analyzed using ordinary least squares (OLS) regression with a pooled cross-sectional approach, Newey–West heteroskedasticity and autocorrelation-consistent (HAC) standard errors, and three-stage moderated regression analysis (MRA). The results indicate that projected ROI has a negative and statistically significant association with the number of investors, whereas sukuk tenor and funding amount have positive and statistically significant associations. BI-Rate also has a negative and statistically significant direct association with investor participation. However, the interaction terms between BI-Rate and ROI, sukuk tenor, and funding amount are not statistically significant. Based on the framework proposed by Sharma et al. (1981), BI-Rate is therefore classified as a predictor variable rather than a moderator. These findings indicate that higher projected returns do not necessarily correspond to greater investor participation, while larger funding amounts are associated with higher investor participation. These patterns may point to a role for risk perceptions and investor participation dynamics, although the underlying mechanisms require further investigation. Overall, the study finds no evidence that BI-Rate moderates the relationships between funding characteristics and investor participation. The findings extend the application of signaling theory and portfolio theory to the Islamic fintech context and offer practical implications for SCF platforms, sukuk issuers, and investors in making informed decisions.

Kata Kunci:
Securities Crowdfunding Syariah, Partisipasi Pemodal, Sukuk, BI-Rate, Signaling Theory

ABSTRAK

Penelitian ini bertujuan menganalisis faktor-faktor yang berkaitan dengan partisipasi pemodal dalam Securities Crowdfunding (SCF) Syariah, khususnya pada kampanye penerbitan sukuk di platform Shafiq.id, serta menguji apakah suku bunga kebijakan Bank Indonesia (BI-Rate) memoderasi hubungan tersebut. Partisipasi pemodal (JPP) diukur berdasarkan jumlah pemodal dalam setiap kampanye, sedangkan faktor yang dianalisis meliputi proyeksi Return on Investment (ROI), tenor sukuk, dan nilai pendanaan. Penelitian ini menggunakan data sekunder dari 290 kampanye sukuk selama periode 2022–2025, yang dipilih berdasarkan kriteria tertentu dari populasi 293 kampanye. Data diperoleh dari prospektus sukuk dan statistik Bank Indonesia, kemudian dianalisis menggunakan regresi Ordinary Least Squares (OLS) dengan pendekatan pooled cross-section, standard error Newey-West HAC, dan Moderated Regression Analysis (MRA). Hasil penelitian menunjukkan bahwa ROI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap jumlah pemodal, sedangkan tenor sukuk dan nilai pendanaan berpengaruh positif dan signifikan. BI-Rate juga memiliki pengaruh langsung negatif dan signifikan terhadap jumlah pemodal. Namun, interaksi BI-Rate dengan ROI, tenor sukuk, dan nilai

*Corresponding author.
E-mail: ivo.rolanda@budiluhur.ac.id (Ivo Rolanda)

pendanaan tidak signifikan. Berdasarkan kerangka Sharma et al. (1981), BI-Rate dikategorikan sebagai variabel prediktor, bukan moderator. Temuan ini menunjukkan bahwa proyeksi ROI yang lebih tinggi tidak selalu diikuti oleh peningkatan jumlah pemodal, sedangkan nilai pendanaan yang lebih besar berkaitan dengan jumlah pemodal yang lebih tinggi. Pola tersebut memberikan indikasi mengenai kemungkinan peran persepsi risiko dan dinamika partisipasi pemodal, tetapi mekanisme yang mendasarinya masih memerlukan pengujian lebih lanjut. Secara keseluruhan, penelitian ini tidak menemukan bukti bahwa BI-Rate memoderasi hubungan antara karakteristik pendanaan dan partisipasi pemodal. Penelitian ini memperluas penerapan signaling theory dan portfolio theory dalam konteks fintech syariah serta memberikan implikasi bagi platform SCF, penerbit sukuk, dan pemodal dalam pengambilan keputusan.

This is an open access article under the CC BY-SA license. Copyright © 2026 by Author. Published by YAYASAN PENDIDIKAN MULIA BUANA (YPMB)

1. PENDAHULUAN

Inklusi keuangan syariah di Indonesia terus didorong melalui berbagai inovasi *financial technology* (fintech), salah satunya *Securities Crowdfunding* (SCF) Syariah, yaitu metode penghimpunan dana dengan skema patungan secara digital yang sesuai prinsip syariah, baik melalui penerbitan saham maupun sukuk (Mochkabadi & Volkmann, 2020; Iswanti et al., 2024). Industri SCF nasional tumbuh dalam beberapa tahun terakhir. Hingga 25 Juni 2025, OJK mencatat 18 penyelenggara SCF berizin dengan 851 penerbitan efek dari 525 penerbit, 182.635 pemodal, dan dana terhimpun sekitar Rp1,6 triliun (Bisnis.com, 2025); hingga 23 Desember 2025, akumulasi dana SCF mencapai Rp1,808 triliun dengan melibatkan 971 penerbit (Warta Ekonomi, 2025). Shafiq.id merupakan penyelenggara SCF Syariah penuh pertama di Indonesia yang memperoleh izin OJK, dan hingga 30 Juni 2023 telah menghimpun Rp254 miliar melalui satu efek saham dan 115 sukuk (65 sukuk mudharabah dan 50 sukuk musyarakah) (Iswanti et al., 2024). Dominasi sukuk pada platform ini menjadikan kampanye sukuk objek yang relevan untuk dianalisis. Partisipasi pemodal merupakan indikator penting keberhasilan kampanye pendanaan pada platform SCF karena dana UMKM penerbit dihimpun dari banyak pemodal, dan keputusan pemodal untuk berpartisipasi dipengaruhi oleh informasi fundamental proyek yang ditawarkan.

Beberapa indikator fundamental menjadi pertimbangan pemodal. Pertama, proyeksi *Return on Investment* (ROI). Dalam kerangka *Portfolio Theory*, pemodal menuntut imbal hasil lebih tinggi sebagai kompensasi risiko (Markowitz, 1952), sehingga ROI yang kompetitif secara teoretis menarik minat pemodal; namun dalam kerangka *Signaling Theory*, ROI yang tinggi juga dapat dibaca sebagai sinyal risiko (Spence, 1973). Kedua, tenor sukuk (TS), yang merepresentasikan jangka waktu pengembalian dana dan dapat dipersepsikan sebagai tambahan ketidakpastian dan keterbatasan likuiditas, tetapi juga sebagai sinyal komitmen penerbit. Ketiga, nilai pendanaan (NP), yang mencerminkan skala proyek dan kebutuhan modal. Target yang besar cenderung berkaitan dengan peluang keberhasilan kampanye yang lebih rendah (Mollick, 2014), dan target pendanaan merupakan keputusan strategis penerbit yang berkaitan dengan keberhasilan kampanye (Honjo & Kurihara, 2024).

Selain faktor fundamental pada tingkat kampanye, keputusan investasi juga dapat dipengaruhi oleh kondisi makroekonomi, salah satunya suku bunga kebijakan Bank Indonesia (BI-Rate). Sejak 21 Desember 2023, Bank Indonesia menggunakan nama BI-Rate sebagai pengganti BI 7-Day (Reverse) Repo Rate (BI7DRR), tanpa mengubah makna dan tujuan suku bunga kebijakan tersebut (Bank Indonesia, 2023). Meskipun SCF yang diteliti berbasis syariah, BI-Rate tetap relevan karena dapat menjadi acuan bagi pemodal dalam mempertimbangkan alternatif investasi. Ketika BI-Rate tinggi, instrumen seperti Surat Berharga Negara (SBN) dapat menawarkan imbal hasil yang lebih menarik dengan risiko yang relatif rendah. Kondisi ini berpotensi mengurangi minat pemodal untuk menempatkan dananya pada SCF. Sebaliknya, ketika BI-Rate rendah, SCF berpotensi menjadi alternatif investasi yang lebih menarik. Namun, hubungan tersebut masih merupakan dugaan teoretis yang perlu diuji secara empiris. Penelitian sebelumnya telah mengkaji hubungan suku bunga acuan dengan partisipasi investor pada sukuk ritel (Abizar, 2020) serta volume penerbitan sukuk korporasi. Hasil penelitian juga beragam. Rakhmadita et al. (2021), misalnya, tidak menemukan pengaruh yang signifikan antara BI Rate dan volume penerbitan sukuk korporasi. Oleh karena itu, pengaruh BI-Rate terhadap pendanaan SCF dalam penelitian ini perlu diuji lebih lanjut, bukan diasumsikan terjadi sejak awal.

Berbagai penelitian terdahulu telah mengkaji determinan keberhasilan *crowdfunding*. Pada *equity crowdfunding* konvensional, penelitian berfokus pada sinyal kualitas dan karakteristik kampanye (Ahlers et al., 2015; Mollick, 2014; Troise et al., 2024), dinamika pendanaan (Hornuf & Schwienbacher, 2018), dan *information cascade* (Vismara, 2018). Pada SCF syariah di Indonesia, bukti yang tersedia masih terbatas. Iswanti et al. (2024) menggunakan survei terhadap pemodal milenial untuk menguji minat berinvestasi berdasarkan *theory of planned behavior*, sedangkan Ma'arif (2025) menganalisis keberhasilan pendanaan pada 132 penawaran di Shafiq dengan regresi logistik biner dan variabel yang tidak mencakup kondisi makroekonomi. Penelitian yang mengaitkan suku bunga acuan dengan sukuk (Abizar, 2020; Rakhmadita et al., 2021) berfokus pada pasar sukuk secara umum, bukan kampanye SCF, dan tidak menguji apakah suku bunga mengubah pengaruh karakteristik proyek terhadap jumlah pemodal. Dengan demikian, berdasarkan penelusuran literatur penulis, belum ditemukan penelitian yang menguji secara bersamaan faktor tingkat kampanye (ROI, tenor, dan nilai pendanaan) dan peran moderasi suku bunga kebijakan pada SCF syariah berbasis sukuk. Penelitian ini mengisi celah tersebut.

Kebaruan (*novelty*) penelitian ini terletak pada dua aspek. Pertama, penelitian ini berfokus pada *Securities Crowdfunding* (SCF) Syariah berbasis sukuk dengan menggunakan data pada tingkat kampanye. Setiap kampanye memiliki karakteristik tersendiri, terutama dalam hal proyeksi imbal hasil dan risiko investasi. Kedua, penelitian ini memasukkan suku bunga kebijakan Bank Indonesia (BI-Rate) untuk menguji apakah kondisi makroekonomi memengaruhi hubungan antara karakteristik kampanye dan partisipasi pemodal. Kombinasi kedua aspek tersebut masih relatif jarang diteliti dalam konteks SCF Syariah. Hal ini berkaitan dengan beberapa faktor. Pertama, SCF Syariah di Indonesia masih tergolong baru. Penyelenggara SCF Syariah pertama yang memperoleh izin Otoritas Jasa Keuangan (OJK) mendapatkan izin pada Agustus 2021 (Iswanti et al., 2024), sehingga data kampanye yang tersedia masih terbatas pada periode beberapa tahun terakhir. Kedua, penelitian yang menggunakan data tingkat kampanye cenderung berfokus pada karakteristik pendanaan dan belum banyak menguji peran suku bunga kebijakan. Sebaliknya, penelitian mengenai suku bunga umumnya menggunakan data agregat, bukan data pada tingkat kampanye. Ketiga, periode 2022–2025 mencakup perubahan BI-Rate dalam rentang 3,50%–6,25%, sehingga menyediakan variasi kondisi suku bunga untuk menguji kemungkinan peran moderasinya.

Berdasarkan uraian tersebut, penelitian ini bertujuan menganalisis hubungan antara proyeksi *Return on Investment* (ROI), tenor sukuk (TS), dan nilai pendanaan (NP) dengan partisipasi pemodal (JPP), yang diukur berdasarkan jumlah pemodal dalam setiap kampanye. Penelitian ini juga menguji apakah BI-Rate (BIR) memoderasi hubungan antara ketiga karakteristik kampanye tersebut dan partisipasi pemodal pada kampanye sukuk di platform Shafiq.id selama periode 2022–2025.

2. METODE

Penelitian ini menggunakan pendekatan kuantitatif dengan desain eksplanatori untuk menguji hipotesis H1–H7 secara terstruktur. Objek penelitian adalah kampanye pendanaan *Securities Crowdfunding* (SCF) Syariah yang diterbitkan pada platform Shafiq.id selama periode 2022–2025.

Populasi penelitian berjumlah 293 kampanye pendanaan, terdiri atas sukuk dan saham syariah karena Shafiq.id menawarkan kedua jenis efek tersebut. Jumlah ini dihitung dari daftar kampanye pada situs resmi Shafiq.id dan dicocokkan dengan arsip prospektus masing-masing kampanye. Sampel ditentukan melalui *purposive sample selection*, yaitu penyaringan populasi berdasarkan kriteria; istilah ini lebih sesuai untuk data arsip daripada penarikan sampel dari kerangka sampel yang lebih besar. Kriteria yang digunakan adalah: (a) kampanye berupa instrumen sukuk, bukan saham syariah; (b) kampanye telah berjalan (sukuk berjalan) pada periode observasi; dan (c) memiliki kelengkapan data fundamental yang dapat diselaraskan dengan data BI-Rate bulanan. Hanya 3 kampanye saham syariah yang dikeluarkan dan tidak ada kampanye sukuk yang dikeluarkan karena masih ditawarkan, dibatalkan, atau datanya tidak lengkap, sehingga diperoleh 290 kampanye sukuk sebagai sampel observasi (Tabel 1). Dengan demikian, sampel mencakup hampir seluruh populasi kampanye sukuk pada periode tersebut. Data mencakup kampanye yang diterbitkan pada 1 Januari 2022 sampai 31 Desember 2025.

Tabel 1. Pemilihan Sampel Penelitian

No	Prosedur Penyeleksian Sampel	Jumlah
1	Total kampanye pendanaan terdaftar di Shafiq.id (2022–2025): sukuk dan saham syariah	293
2	Kampanye saham syariah (bukan sukuk) yang dikeluarkan	(3)
3	Kampanye sukuk yang masih ditawarkan, dibatalkan, atau datanya tidak lengkap	(0)
	Total kampanye sukuk yang memenuhi kriteria sebagai sampel (N)	**290**

Sumber: Arsip prospektus penerbitan sukuk Shafiq.id dan statistik Bank Indonesia (2026).

Data sekunder dikumpulkan dari arsip prospektus penerbitan sukuk di situs resmi Shafiq.id dan statistik BI-Rate dari situs resmi Bank Indonesia, yang diakses pada 3 Juni 2026. BI-Rate dicocokkan menurut bulan penerbitan kampanye. Nama BI-Rate digunakan untuk seluruh periode observasi; sebelum 21 Desember 2023 suku bunga kebijakan tersebut bernama BI7DRR (Bank Indonesia, 2023). Variabel penelitian dioperasionalisasikan sebagaimana disajikan pada Tabel 2.

Tabel 2. Operasionalisasi Variabel

Variabel	Definisi Operasional	Pengukuran/Skala
ROI (X1)	Proyeksi imbal hasil tahunan yang ditawarkan penerbit sukuk kepada pemodal.	Persentase (%); Rasio
Tenor Sukuk/TS (X2)	Jangka waktu instrumen sejak penerbitan hingga jatuh tempo pengembalian pokok dan imbal hasil.	Jumlah bulan; Rasio
Nilai Pendanaan/NP (X3)	Target pendanaan yang ditetapkan penerbit pada kampanye sukuk (nilai pendanaan yang ditawarkan).	Rupiah, ditransformasi LN (LN_NP); Rasio
BI-Rate/BIR (Z)	Suku bunga kebijakan Bank Indonesia pada bulan penerbitan kampanye (BI-Rate; sebelum 21 Desember 2023 bernama BI7DRR).	Persentase (%); Rasio
Partisipasi Pemodal/JPP (Y)	Jumlah pemodal (individu maupun institusi) yang berpartisipasi pada suatu kampanye sukuk.	Jumlah pemodal, ditransformasi LN (LN_JPP); Rasio

Sumber: Diolah dari desain penelitian (2026).

Dari 290 kampanye yang menjadi sampel penelitian, sebanyak 270 kampanye (93,1%) berhasil mencapai 100% target pendanaan. Sementara itu, 20 kampanye (6,9%) belum mencapai target penuh, dengan tingkat pencapaian antara 11,7% hingga 95,7% dan median 66,2%. Berdasarkan batas minimum pendanaan, sebanyak 209 kampanye menetapkan nilai minimum di atas Rp0. Seluruh kampanye tersebut berhasil menghimpun dana yang memenuhi atau melampaui batas minimum yang ditetapkan. Sementara itu, 81 kampanye lainnya menetapkan batas minimum pendanaan sebesar Rp0.

Dalam penelitian ini, nilai pendanaan (NP) diukur berdasarkan target pendanaan yang ditetapkan penerbit sebelum kampanye dimulai, bukan berdasarkan jumlah dana yang berhasil dihimpun. Sementara itu, jumlah partisipasi pemodal (JPP) diukur berdasarkan jumlah pemodal yang berpartisipasi selama kampanye berlangsung. Dengan demikian, NP merepresentasikan target pendanaan yang direncanakan, sedangkan JPP mencerminkan tingkat partisipasi pemodal yang terealisasi selama kampanye. Adapun jumlah dana yang berhasil dihimpun digunakan untuk menggambarkan hasil pencapaian pendanaan kampanye.

Variabel JPP dan NP ditransformasikan menggunakan logaritma natural (LN). Transformasi ini dilakukan karena JPP merupakan data berupa hitungan jumlah pemodal yang cenderung memiliki sebaran miring ke kanan, sedangkan NP memiliki rentang nilai yang cukup lebar, yaitu dari Rp183 juta hingga Rp10 miliar. Penggunaan logaritma natural diharapkan dapat mengurangi kemencengan sebaran data dan membantu menstabilkan varians sehingga data lebih sesuai untuk analisis regresi linear. Selain itu, penggunaan bentuk logaritma pada JPP dan NP memungkinkan hubungan keduanya ditafsirkan sebagai **elastisitas**. Artinya, koefisien NP menunjukkan perkiraan perubahan persentase JPP ketika NP meningkat sebesar 1%, dengan variabel lain tetap. Karena JPP juga dinyatakan dalam logaritma natural, koefisien variabel independen lainnya dapat ditafsirkan sebagai perubahan relatif JPP sesuai dengan bentuk dan satuan variabel tersebut. Sebaliknya, ROI dan tenor sukuk (TS) tidak ditransformasikan karena rentang nilainya relatif terbatas, yaitu 15,00%–25,09% untuk ROI dan 2–18 bulan untuk TS. Keduanya juga memiliki makna ekonomi yang lebih mudah dipahami dalam satuan aslinya, yaitu tingkat imbal hasil dalam persen dan jangka waktu sukuk dalam bulan.

Data dianalisis menggunakan metode *Ordinary Least Squares* (OLS) pada data *pooled cross-section* dengan bantuan EViews. Setiap observasi merupakan kampanye yang berbeda dan diamati satu kali. Sebelum pengujian hipotesis, dilakukan pemeriksaan asumsi model, termasuk normalitas residual, multikolinearitas, heteroskedastisitas, dan autokorelasi. Uji Breusch–Godfrey menunjukkan adanya indikasi autokorelasi serial pada residual. Oleh karena itu, estimasi dilengkapi dengan *standard error* HAC Newey–West menggunakan *Bartlett kernel* dan *fixed bandwidth* sebesar 6. Koreksi ini digunakan untuk menyesuaikan perhitungan *standard error* terhadap heteroskedastisitas dan ketergantungan serial sesuai asumsi metode, tanpa mengubah koefisien OLS. Hasil pengujian statistik ditafsirkan dengan mempertimbangkan keterbatasan metode dan struktur data penelitian.

Pengujian hipotesis dilakukan melalui *Moderated Regression Analysis* (MRA) tiga tahap. Model 1 menguji pengaruh langsung variabel fundamental; Model 2 menambahkan BIR sebagai prediktor

makroekonomi; dan Model 3 menambahkan variabel interaksi untuk menguji efek moderasi, sebagaimana dirumuskan pada persamaan (1)–(3), dengan LN_JPP = ln(JPP), LN_NP = ln(NP), α konstanta, β koefisien regresi, dan ε galat.

$$\mathrm{LN_{JPP}} = \alpha + \beta_1 \mathrm{ROI} + \beta_2 \mathrm{TS} + \beta_3 \mathrm{LN_{NP}} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\mathrm{LN_{JPP}} = \alpha + \beta_1 \mathrm{ROI} + \beta_2 \mathrm{TS} + \beta_3 \mathrm{LN_{NP}} + \beta_4 \mathrm{BIR} + \varepsilon \quad (2)$$

$$\mathrm{LN_{JPP}} = \alpha + \beta_1 \mathrm{ROI} + \beta_2 \mathrm{TS} + \beta_3 \mathrm{LN_{NP}} + \beta_4 \mathrm{BIR} + \beta_5(\mathrm{ROI} \cdot \mathrm{BIR}) + \beta_6(\mathrm{TS} \cdot \mathrm{BIR}) + \beta_7(\mathrm{LN_{NP}} \cdot \mathrm{BIR}) + \varepsilon \quad (3)$$

Kelayakan model dievaluasi melalui *Wald F-statistic* berbasis HAC (model dinyatakan layak jika probabilitas < 0,05), signifikansi parsial dievaluasi melalui uji t (H_0 ditolak jika probabilitas < 0,05, setara dengan |t hitung| > t tabel), dan kekuatan penjelas model dievaluasi melalui *Adjusted R-squared*, dengan kriteria informasi Akaike, Schwarz, dan Hannan-Quinn sebagai pembanding antarmodel. Tipologi BI-Rate ditentukan dengan kerangka Sharma et al. (1981) sebagaimana dirangkum pada Tabel 11: pengaruh langsung BIR terhadap JPP dinilai pada Model 2, sedangkan efek moderasi dinilai dari koefisien interaksi pada Model 3. Apabila BIR signifikan sebagai prediktor langsung tetapi seluruh interaksinya tidak signifikan, BIR diklasifikasikan sebagai variabel prediktor (*predictor variable*), bukan moderator.

3. HASIL DAN PEMBAHASAN

Hasil

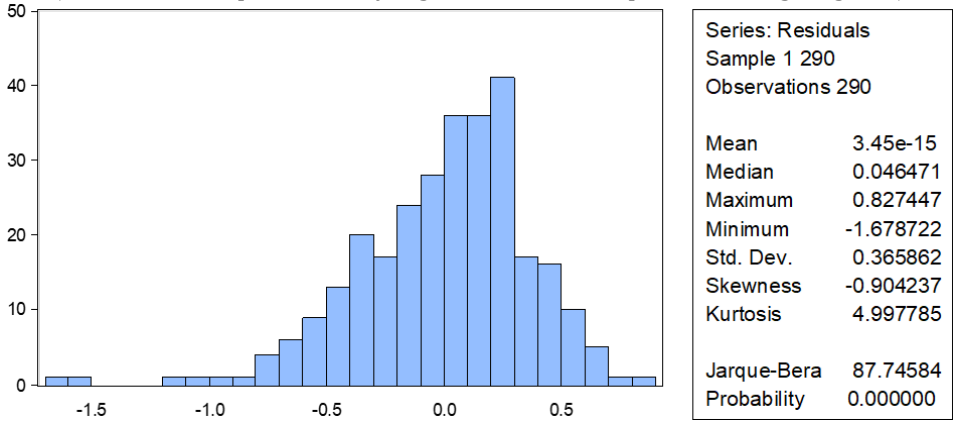
Berdasarkan pengolahan data terhadap 290 observasi kampanye sukuk SCF Syariah, diperoleh ringkasan statistik deskriptif sebagaimana disajikan pada Tabel 3.

Tabel 3. Statistik Deskriptif

Variabel	N	Minimum	Maksimum	Rata-rata	Std. Deviasi
JPP (orang)	290	15	768	171,94	128,11
ROI (%)	290	15,00%	25,09%	16,50%	1,53%
TS (bulan)	290	2	18	5,93	3,01
NP (Rp)	290	183.000.000	10.000.000.000	2.402.539.310	1.749.876.378
BI-Rate (%)	290	3,50%	6,25%	5,40%	0,86%

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026).

Rentang partisipasi pemodal (JPP) yang lebar (15 hingga 768 orang per kampanye) dan nilai pendanaan (NP) yang timpang antarkampanye sejalan dengan penggunaan transformasi LN pada tahap estimasi. Hasil uji asumsi klasik pada model yang memuat seluruh prediktor langsung disajikan berikut ini.



Gambar 1. Hasil Uji Normalitas Jarque-Bera

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026).

Uji normalitas Jarque-Bera menghasilkan statistik 87,7458 dengan probabilitas 0,0000 (p < 0,05) (Gambar 1), sehingga residual tidak berdistribusi normal (*skewness* –0,9042; kurtosis 4,9978). Pelanggaran normalitas ini tidak menghalangi inferensi: pada sampel yang cukup besar (290 observasi), estimator OLS tetap konsisten dan statistik uji berbasis *standard error* HAC memiliki distribusi asimtotik tanpa

mensyaratkan residual berdistribusi normal secara ketat (Basuki & Prawoto, 2022; Widarjono, 2023). Meskipun demikian, asimetri residual ke arah kiri menunjukkan adanya observasi dengan nilai JPP jauh di bawah prediksi model, sehingga hasil perlu dibaca dengan kehati-hatian.

Tabel 4. Hasil Uji Multikolinearitas

Variabel	Centered VIF	Keputusan (batas < 5)
ROI	1,296	Tidak ada multikolinearitas
TS	1,279	Tidak ada multikolinearitas
LN_NP	1,059	Tidak ada multikolinearitas
BIR	1,044	Tidak ada multikolinearitas

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026).

Seluruh nilai *Centered VIF* berkisar 1,044–1,296, jauh di bawah ambang batas konservatif 5 (Tabel 4), sehingga tidak terdapat indikasi multikolinearitas serius.

Tabel 5. Hasil Uji Heteroskedastisitas (Breusch-Pagan-Godfrey)

Statistik uji	Nilai	Probabilitas	Keputusan
F-statistic	0,6852	Prob. F(4,285) = 0,6027	H0 tidak ditolak
Obs*R-squared	2,7621	Prob. Chi-Square(4) = 0,5984	H0 tidak ditolak
Scaled explained SS	5,3325	Prob. Chi-Square(4) = 0,2549	H0 tidak ditolak

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). H0: homoskedastisitas.

Uji *Breusch-Pagan-Godfrey* menghasilkan probabilitas *Chi-Square* sebesar 0,5984 (> 0,05), sehingga tidak terdapat bukti statistik adanya heteroskedastisitas pada model (Tabel 5).

Tabel 6. Hasil Uji Autokorelasi (Breusch-Godfrey LM Test)

Statistik uji	Nilai	Probabilitas	Keputusan
F-statistic	26,8328	Prob. F(2,283) = 0,0000	H0 ditolak
Obs*R-squared	46,2269	Prob. Chi-Square(2) = 0,0000	H0 ditolak

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). H0: tidak ada autokorelasi serial sampai lag 2.

Uji *Breusch–Godfrey LM* menghasilkan nilai probabilitas *Chi-Square(2)* dari *Obs*R-squared* sebesar 0,0000 ($p < 0,05$) (Tabel 6). Hasil ini menunjukkan adanya autokorelasi serial pada residual, sehingga hipotesis nol yang menyatakan tidak adanya autokorelasi ditolak. Untuk memperhitungkan masalah tersebut dalam pengujian statistik, seluruh model diestimasi menggunakan *standard error* HAC Newey–West (Newey & West, 1987). Metode ini menghasilkan *standard error* yang memperhitungkan kemungkinan adanya heteroskedastisitas dan autokorelasi, sehingga hasil pengujian statistik menjadi lebih *robust*. Namun, metode ini tidak menghilangkan autokorelasi pada residual dan tidak menjamin hasil pengujian sepenuhnya bebas dari bias. Keandalan hasil tetap bergantung pada kecukupan jumlah sampel, ketepatan spesifikasi model, dan kesesuaian metode dengan struktur data penelitian (Asteriou & Hall, 2021; Widarjono, 2023).

Hasil Estimasi Model 1 (Pengaruh Langsung Variabel Fundamental)

Tabel 7. Hasil Regresi Model 1 (Pengaruh Fundamental)

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12,8958	0,5152	-25,0323	0,0000
ROI	-5,8885	1,4674	-4,0130	0,0001
TS	0,0381	0,0061	6,2581	0,0000
LN_NP	0,8682	0,0261	33,2283	0,0000
R-squared	0,7609			
Adjusted R-squared	0,7584			
F-statistic (Prob.)	303,3884 (0,0000)			
Wald F-statistic (Prob.)	406,7234 (0,0000)			

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Durbin-Watson		1,1682		
Jumlah observasi (N)		290		

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). Variabel terikat: LN_JPP; standard error HAC Newey-West (Bartlett kernel, fixed bandwidth = 6).

Berdasarkan Tabel 7, ROI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap jumlah partisipasi pemodal (JPP), dengan koefisien −5,8885 dan nilai p = 0,0001. Artinya, semakin tinggi ROI yang ditawarkan, jumlah pemodal cenderung lebih rendah, dengan asumsi variabel lain tetap. Sebaliknya, tenor sukuk (TS) dan nilai pendanaan (LN_NP) berpengaruh positif dan signifikan terhadap JPP, masing-masing dengan koefisien 0,0381 (p = 0,0000) dan 0,8682 (p = 0,0000).

Koefisien LN_NP sebesar 0,8682 menunjukkan bahwa kenaikan target pendanaan sebesar 1% berkaitan dengan kenaikan jumlah pemodal sekitar 0,87%, dengan asumsi variabel lain tetap. Sementara itu, koefisien TS sebesar 0,0381 menunjukkan bahwa tambahan tenor satu bulan berkaitan dengan kenaikan jumlah pemodal sekitar 3,88%, dengan asumsi variabel lain tetap. Persamaan regresi Model 1 adalah sebagai berikut:

$$\mathrm{LN}_{\mathrm{JPP}} = -12{,}8958 - 5{,}8885\ \mathrm{ROI} + 0{,}0381\ \mathrm{TS} + 0{,}8682\ \mathrm{LN}_{\mathrm{NP}} + \varepsilon \quad (4)$$

Hasil Estimasi Model 2 (Penambahan Prediktor Makroekonomi)

Tabel 8. Hasil Regresi Model 2 (Penambahan Prediktor Makroekonomi)

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12,6998	0,5609	-22,6431	0,0000
ROI	-6,8155	1,3274	-5,1343	0,0000
TS	0,0388	0,0060	6,4567	0,0000
LN_NP	0,8853	0,0254	34,8962	0,0000
BIR	-7,6279	3,2878	-2,3200	0,0210
R-squared		0,7678		
Adjusted R-squared		0,7646		
F-statistic (Prob.)		235,6340 (0,0000)		
Wald F-statistic (Prob.)		320,9493 (0,0000)		
Durbin-Watson		1,1940		
Jumlah observasi (N)		290		

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). Variabel terikat: LN_JPP; standard error HAC Newey-West (Bartlett kernel, fixed bandwidth = 6).

Berdasarkan Tabel 8, penambahan BIR menghasilkan koefisien negatif dan signifikan (−7,6279; p = 0,0210), sementara ROI, TS, dan LN_NP tetap signifikan dengan arah yang sama seperti pada Model 1. Persamaan regresi Model 2 adalah sebagai berikut:

$$\mathrm{LN}_{\mathrm{JPP}} = -12{,}6998 - 6{,}81545\ \mathrm{ROI} + 0{,}0388\ \mathrm{TS} + 0{,}8853\ \mathrm{LN}_{\mathrm{NP}} - 7{,}6279\ \mathrm{BIR} + \varepsilon \quad (5)$$

Hasil Estimasi Model 3 (Model Interaksi Moderasi Penuh)

Tabel 9. Hasil Regresi Model 3 (Model Moderasi)

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-13,5290	3,5529	-3,8078	0,0002
ROI	-1,5430	9,8038	-0,1574	0,8751
TS	-0,0258	0,0455	-0,5662	0,5717
LN_NP	0,9009	0,1437	6,2675	0,0000
BIR	5,7450	64,6667	0,0888	0,9293
ROI·BIR	-93,1199	176,7283	-0,5269	0,5987
TS·BIR	1,1670	0,8203	1,4226	0,1559
LN_NP·BIR	-0,2240	2,7119	-0,0826	0,9342
R-squared		0,7688		
Adjusted R-squared		0,7631		
F-statistic (Prob.)		133,9576 (0,0000)		
Wald F-statistic (Prob.)		193,3819 (0,0000)		

Variabel	Koefisien	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Durbin-Watson		1,2054		
Jumlah observasi (N)		290		

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). Variabel terikat: LN_JPP; standard error HAC Newey-West (Bartlett kernel, fixed bandwidth = 6).

Berdasarkan Tabel 9, ketiga variabel interaksi tidak signifikan. Persamaan regresi Model 3, termasuk ketiga variabel interaksi, adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \mathrm{LN}_{\mathrm{JPP}} &= -13{,}5290 - 1{,}5430\ \mathrm{ROI} - 0{,}0258\ \mathrm{TS} + 0{,}9009\ \mathrm{LN}_{\mathrm{NP}} + 5{,}7450\ \mathrm{BIR} \\ &\quad - 93{,}1199\ \mathrm{ROI} \cdot \mathrm{BIR} + 1{,}16670\ \mathrm{TS} \cdot \mathrm{BIR} - 0{,}2240\ \mathrm{LN}_{\mathrm{NP}} \cdot \mathrm{BIR} + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

Rangkuman hasil estimasi *Moderated Regression Analysis* (MRA) tiga tahap disajikan pada Tabel 10.

Tabel 10. Rangkuman Hasil Regresi Model 1, Model 2, dan Model 3 (HAC Newey-West)

Variabel	Model 1		Model 2		Model 3	
	Koef.	Prob.	Koef.	Prob.	Koef.	Prob.
C	-12,896	0,0000	-12,700	0,0000	-13,529	0,0002
ROI	-5,889	0,0001	-6,815	0,0000	-1,543	0,8751
TS	0,038	0,0000	0,039	0,0000	-0,026	0,5717
LN_NP	0,868	0,0000	0,885	0,0000	0,901	0,0000
BIR	-	-	-7,628	0,0210	5,745	0,9293
ROI·BIR	-	-	-	-	-93,120	0,5987
TS·BIR	-	-	-	-	1,167	0,1559
LN_NP·BIR	-	-	-	-	-0,224	0,9342
R-squared	0,7609		0,7678		0,7688	
Adjusted R-squared	0,7584		0,7646		0,7631	
Akaike info criterion	0,8804		0,8579		0,8744	
Schwarz criterion	0,9310		0,9212		0,9757	
Hannan-Quinn criterion	0,9007		0,8833		0,9150	
Prob. (Wald F)	0,0000		0,0000		0,0000	
N	290		290		290	

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026); t tabel = 1,968 (α = 5%, dua arah). Variabel terikat: LN_JPP.

Hasil pengujian menunjukkan bahwa Model 1, Model 2, dan Model 3 layak digunakan, dengan nilai Prob. Wald F-statistic sebesar 0,0000 ($p < 0{,}05$). Pada Model 1 dan Model 2, ROI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap jumlah partisipasi pemodal (JPP), dengan nilai $p < 0{,}05$. Sebaliknya, tenor sukuk (TS) dan target pendanaan (LN_NP) berpengaruh positif dan signifikan terhadap JPP, dengan nilai $p < 0{,}05$.

Perbandingan nilai *Adjusted R-squared* menunjukkan seberapa besar kemampuan model menjelaskan variasi JPP setelah mempertimbangkan jumlah variabel yang digunakan. Penambahan BIR pada Model 2 meningkatkan nilai *Adjusted R-squared* dari 75,84% menjadi 76,46%, atau naik 0,62 poin persentase. Selain itu, ketiga kriteria informasi, yaitu Akaike, Schwarz, dan Hannan–Quinn, mengalami penurunan. Hasil ini menunjukkan bahwa BIR memberikan tambahan kemampuan penjelasan yang relatif kecil, tetapi model dengan BIR lebih didukung berdasarkan ketiga kriteria informasi tersebut.

Berbeda dengan Model 2, penambahan tiga variabel interaksi pada Model 3 menurunkan *Adjusted R-squared* dari 76,46% menjadi 76,31%, atau turun 0,15 poin persentase. Meskipun nilai *R-squared* meningkat sedikit, dari 0,7678 menjadi 0,7688, kenaikan ini belum menunjukkan bahwa model menjadi lebih baik setelah mempertimbangkan penambahan variabel. Hal ini diperkuat oleh kenaikan ketiga kriteria informasi. Dengan demikian, Model 3 belum menunjukkan manfaat tambahan yang memadai dari penggunaan variabel interaksi. Berdasarkan perbandingan tersebut, Model 2 dipilih karena lebih sederhana dan memperoleh dukungan yang lebih baik dari data.

Selanjutnya, peran BI-Rate ditentukan berdasarkan tipologi Sharma et al. (1981), sebagaimana disajikan pada Tabel 11. Hasil Model 2 menunjukkan bahwa BI-Rate berpengaruh langsung dan signifikan terhadap JPP, dengan koefisien −7,6279 dan nilai $p = 0{,}0210$. Namun, pada Model 3, ketiga variabel interaksi tidak berpengaruh signifikan, yaitu ROI × BIR ($p = 0{,}5987$), TS × BIR ($p = 0{,}1559$), dan LN_NP × BIR ($p = 0{,}9342$).

Kombinasi hasil tersebut menunjukkan bahwa BI-Rate berperan sebagai variabel prediktor atau variabel yang memiliki pengaruh langsung terhadap JPP, bukan sebagai moderator. BI-Rate tidak termasuk

kategori *pure moderator* maupun *quasi moderator* karena tidak terdapat pengaruh interaksi yang signifikan. Sementara itu, pengaruh langsung BI-Rate yang tidak signifikan pada Model 3 (p = 0,9293) tidak digunakan sebagai dasar utama klasifikasi. Hal ini karena hasil tersebut diperoleh dari model yang juga memasukkan variabel interaksi.

Tabel 11. Klasifikasi Variabel Moderasi Menurut Sharma et al. (1981)

Pengaruh langsung Z terhadap Y	Interaksi X·Z	Klasifikasi Z	Status dalam penelitian ini
Signifikan	Signifikan	*Quasi moderator*	–
Tidak signifikan	Signifikan	*Pure moderator*	–
Signifikan	**Tidak signifikan**	**Variabel prediktor (independen), bukan moderator**	**BI-Rate (BIR): pengaruh langsung p = 0,0210 (Model 2); interaksi p = 0,5987; 0,1559; 0,9342 (Model 3)**
Tidak signifikan	Tidak signifikan	*Homologizer* atau bukan moderator	–

Sumber: Diadaptasi dari Sharma et al. (1981); hasil pengolahan data EViews (2026).

Seluruh interaksi tidak signifikan sehingga interpretasi moderasi menjadi fokus utama: tidak terdapat bukti empiris bahwa BI-Rate mengubah kekuatan hubungan ROI, TS, dan NP terhadap JPP. Dengan demikian, hipotesis pengaruh langsung (H_1–H_4) didukung, sedangkan ketiga hipotesis moderasi (H_5–H_7) tidak didukung (Tabel 12).

Tabel 12. Ringkasan Pengujian Hipotesis

No	Hubungan yang diuji	Koefisien	Prob.	Model	Keputusan
H1	ROI → JPP	-6,8155	0,0000	2	Didukung (negatif, signifikan)
H2	TS → JPP	0,0388	0,0000	2	Didukung (positif, signifikan)
H3	NP → JPP	0,8853	0,0000	2	Didukung (positif, signifikan)
H4	BIR → JPP	-7,6279	0,0210	2	Didukung (negatif, signifikan)
H5	ROI·BIR → JPP	-93,1199	0,5987	3	Tidak didukung
H6	TS·BIR → JPP	1,1670	0,1559	3	Tidak didukung
H7	LN_NP·BIR → JPP	-0,2240	0,9342	3	Tidak didukung

Sumber: Hasil pengolahan data EViews (2026). Pengujian dua arah, α = 5%.

Pembahasan

Pengaruh ROI terhadap Partisipasi Pemodal. ROI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap JPP, artinya kampanye dengan proyeksi imbal hasil lebih tinggi cenderung memiliki jumlah pemodal lebih sedikit. Hasil ini berlawanan dengan prediksi *Portfolio Theory* bahwa imbal hasil lebih tinggi menarik lebih banyak pemodal (Markowitz, 1952), tetapi dapat dijelaskan melalui perspektif *Signaling Theory*: ROI yang tinggi dapat dibaca sebagai sinyal risiko, misalnya kompensasi atas kualitas penerbit yang lebih rendah di tengah asimetri informasi (Spence, 1973). Interpretasi ini belum diuji langsung karena risiko penerbit tidak diukur. Penelitian pada *peer-to-peer lending* menunjukkan bahwa suku bunga pinjaman yang lebih tinggi berkaitan dengan risiko gagal bayar yang lebih besar (Emekter et al., 2015), dan penelitian pada *equity crowdfunding* menekankan peran sinyal kualitas dalam keputusan pemodal (Ahlers et al., 2015; Troise et al., 2024). Hasil ini berbeda dari Iswanti et al. (2024), yang menemukan bahwa persepsi risiko dan imbal hasil berpengaruh positif signifikan terhadap sikap berinvestasi pemodal milenial pada SCF syariah, dan dari Ma'arif (2025), yang tidak menemukan pengaruh signifikan tingkat imbal hasil terhadap keberhasilan penawaran di Shafiq. Perbedaan tersebut dapat bersumber dari variabel terikat (jumlah pemodal, keberhasilan pendanaan, atau sikap), jenis data (arsip kampanye atau survei), dan sampel.

Pengaruh Tenor Sukuk terhadap Partisipasi Pemodal. Tenor sukuk berpengaruh positif dan signifikan terhadap JPP: setiap tambahan satu bulan tenor berkaitan dengan JPP sekitar 4,0% lebih tinggi (Model 2). Hasil ini berbeda dari dugaan awal bahwa tenor yang lebih panjang menurunkan minat karena ketidakpastian dan likuiditas yang lebih rendah. Beberapa penjelasan yang mungkin, yang belum diuji langsung dalam penelitian ini, adalah: (i) tenor yang lebih panjang dapat dibaca sebagai sinyal komitmen penerbit sesuai *Signaling Theory* (Spence, 1973); (ii) TS dapat berkorelasi dengan karakteristik kampanye lain yang tidak dikendalikan, misalnya skala atau jenis proyek; dan (iii) rentang tenor pada sampel relatif pendek (2–18 bulan; rata-rata 5,93 bulan) sehingga risiko likuiditas jangka panjang mungkin belum

dirasakan pemodal. Ma'arif (2025) tidak menemukan pengaruh signifikan periode pengembalian terhadap keberhasilan penawaran di Shafiq, sehingga perbedaan hasil dapat berasal dari ukuran hasil yang berbeda. Literatur yang secara khusus membahas tenor pada sukuk *crowdfunding* masih terbatas, sehingga mekanisme di atas perlu diuji pada penelitian lanjutan.

Pengaruh Nilai Pendanaan terhadap Partisipasi Pemodal. Nilai pendanaan berpengaruh positif dan signifikan terhadap JPP dengan elastisitas sekitar 0,89 (Model 2), artinya JPP bertambah kurang dari proporsional terhadap kenaikan NP, sehingga rata-rata target per pemodal cenderung lebih besar pada kampanye berskala besar. NP adalah target yang ditetapkan sebelum kampanye, namun hubungan ini sebagian dapat bersifat mekanis: karena 93,1% kampanye terpenuhi penuh, target dan dana yang digalang hampir identik pada sebagian besar sampel (korelasi LN target dan LN dana tergalang sekitar 0,98), sehingga target yang lebih besar praktis berarti lebih banyak dana dan lebih banyak pemodal. Hubungan tersebut juga dapat dijelaskan sebagai kemungkinan penjelasan melalui perspektif *information cascade*, yaitu keputusan pemodal sebelumnya menjadi sinyal bagi pemodal berikutnya (Vismara, 2018), sejalan dengan bukti *herding* pada lelang pinjaman *peer-to-peer* (Herzenstein et al., 2011). Namun, *information cascade* tidak diukur dalam penelitian ini sehingga penjelasan tersebut bukan bukti bahwa *cascade* terjadi. Hasil ini berbeda dari Mollick (2014), yang menemukan bahwa target pendanaan yang lebih besar berkaitan dengan peluang keberhasilan yang lebih rendah, dan dari Ma'arif (2025), yang menemukan pengaruh negatif target dana terhadap keberhasilan penawaran di Shafiq. Perbedaan tersebut kemungkinan terkait variabel terikat (peluang keberhasilan dibandingkan jumlah pemodal) dan sampel penelitian ini yang hanya memuat kampanye yang telah berjalan.

Pengaruh BI-Rate. BI-Rate berpengaruh negatif dan signifikan terhadap JPP, yang dapat dijelaskan melalui perspektif *Portfolio Theory* (Markowitz, 1952): kenaikan suku bunga kebijakan meningkatkan imbal hasil instrumen alternatif sehingga alokasi dana ke SCF cenderung berkurang. Mekanisme *opportunity cost* tersebut belum diuji langsung karena imbal hasil instrumen alternatif tidak dimasukkan ke dalam model. Arah hasil ini berbeda dari Muhammad dan Arif (2024), yang menemukan pengaruh positif BI-Rate terhadap profitabilitas perusahaan fintech; perbedaan tersebut wajar karena variabel terikatnya adalah profitabilitas perusahaan, bukan partisipasi pemodal. Hasil ini juga berbeda dari Rakhmadita et al. (2021), yang tidak menemukan pengaruh signifikan BI Rate terhadap volume emisi sukuk korporasi pada data 2014–2018; perbedaan dapat bersumber dari objek (emisi sukuk korporasi dibandingkan partisipasi pemodal pada SCF), periode, dan unit analisis (data agregat dibandingkan data tingkat kampanye).

Peran Moderasi BI-Rate. Hasil interaksi tidak memberikan bukti bahwa BI-Rate mengubah kekuatan hubungan ROI, TS, maupun NP terhadap JPP. Hasil ini perlu dibaca sebagai ketiadaan bukti, bukan bukti ketiadaan moderasi. Standard error koefisien interaksi sangat besar (misalnya ROI·BIR: 176,7283 terhadap koefisien −93,1199), sehingga kekuatan uji untuk mendeteksi moderasi kemungkinan terbatas. Selain itu, BI-Rate hanya diukur pada bulan penerbitan kampanye dengan rentang 3,50%–6,25%, sehingga variasi tingkat kampanye mungkin tidak cukup untuk menangkap perubahan sensitivitas pemodal. Dengan demikian, fluktuasi BI-Rate berkaitan dengan tingkat partisipasi secara agregat, tetapi data tidak mendukung klaim bahwa BI-Rate mengubah sensitivitas pemodal terhadap ROI, tenor, dan nilai pendanaan; BI-Rate berperan sebagai variabel prediktor, bukan kondisi yang memperkuat atau memperlemah hubungan tersebut.

4. PENUTUP

Hasil pengujian hipotesis menunjukkan bahwa (H1) ROI berpengaruh negatif dan signifikan terhadap JPP; (H2) tenor sukuk berpengaruh positif dan signifikan; (H3) nilai pendanaan berpengaruh positif dan signifikan; dan (H4) BI-Rate berpengaruh negatif dan signifikan. Ketiga hipotesis moderasi (H5–H7) tidak didukung karena seluruh interaksi BI-Rate tidak signifikan. Berdasarkan kerangka Sharma et al. (1981), BI-Rate diklasifikasikan sebagai variabel prediktor, bukan moderator. Makna utamanya: jumlah pemodal pada kampanye sukuk SCF Syariah berkaitan dengan karakteristik kampanye dan kondisi suku bunga secara terpisah, dan tidak terdapat bukti empiris bahwa BI-Rate mengubah kekuatan hubungan karakteristik kampanye tersebut dengan JPP.

Pertama, hasil ROI yang negatif konsisten dengan perspektif *Signaling Theory* bahwa imbal hasil dapat ditafsirkan sebagai sinyal risiko, meskipun risiko tidak diukur langsung sehingga penafsiran ini bersifat kemungkinan. Kedua, hasil BI-Rate yang signifikan secara langsung sejalan dengan perspektif *Portfolio Theory* mengenai *opportunity cost*, namun tidak terbukti bekerja sebagai moderator. Ketiga, penelitian ini menunjukkan bahwa integrasi faktor mikro dan makro pada SCF Syariah perlu menguji peran suku bunga sebagai prediktor dan sebagai moderator secara terpisah menggunakan kriteria Sharma et al. (1981).

Bagi UMKM penerbit sukuk, hasil ini menunjukkan bahwa penawaran ROI yang lebih tinggi tidak berkaitan dengan jumlah pemodal yang lebih banyak, sehingga penetapan ROI perlu disesuaikan dengan

fundamental dan arus kas proyek serta disertai informasi risiko yang jelas. Bagi penyelenggara platform, hasil ini mendukung penyajian informasi profil risiko penerbit dan struktur kampanye (imbal hasil, tenor, dan skala pendanaan) secara transparan dan mudah dibandingkan, serta pemantauan partisipasi pemodal pada kondisi suku bunga yang berbeda. Bagi pemodal, hasil ini menyediakan informasi bahwa penawaran dengan ROI tinggi pada platform yang diteliti berkaitan dengan jumlah pemodal yang lebih sedikit, sehingga ROI dapat dibaca bersama informasi risiko dan profil penerbit, dan BI-Rate dapat dipertimbangkan sebagai salah satu pembanding imbal hasil alternatif.

Penelitian ini memiliki beberapa keterbatasan. (1) Data hanya berasal dari satu platform (Shafiq.id), satu jenis instrumen (sukuk), dan periode 2022–2025, sehingga generalisasi terbatas. (2) Data bersifat agregat (jumlah pemodal per kampanye) tanpa karakteristik pemodal. (3) *Information cascade*, *herding*, dan risiko penerbit tidak diukur langsung sehingga penafsiran mekanisme bersifat dugaan. (4) NP berupa target, bukan realisasi; karena 93,1% kampanye terpenuhi penuh, hubungan NP–JPP sebagian dapat bersifat mekanis, tingkat pemenuhan target tidak dimodelkan, dan kampanye yang tidak berjalan tidak termasuk dalam sampel. (5) BI-Rate diukur pada bulan penerbitan dan tidak mencakup ekspektasi suku bunga maupun imbal hasil instrumen alternatif. (6) Residual tidak berdistribusi normal dan terdapat autokorelasi, sehingga inferensi bergantung pada koreksi HAC; kemungkinan penerbit yang sama menerbitkan lebih dari satu kampanye tidak dikendalikan.

Penelitian selanjutnya disarankan menggunakan data panel apabila tersedia observasi berulang pada penerbit yang sama, serta memperluas cakupan ke platform dan jenis efek lain. Variabel yang relevan untuk ditambahkan antara lain *information asymmetry*, *campaign quality*, *issuer reputation*, *social proof*, deskripsi proyek, dan perilaku *herding* pemodal (misalnya melalui waktu masuk pemodal awal), serta imbal hasil instrumen alternatif untuk menguji mekanisme *opportunity cost* secara langsung.

5. DAFTAR PUSTAKA

Abizar, E. (2020). Pengaruh suku bunga BI 7-Day Repo Rate (BI7DRR) dan fix spread terhadap partisipasi generasi milenial pada sukuk Tabungan SERI ST002 – ST006. *Jurnal Intelektiva*, *2*(4), 16–25. https://www.jurnalintelektiva.com/index.php/jurnal/article/view/338

Ahlers, G. K. C., Cumming, D., Günther, C., & Schweizer, D. (2015). Signaling in equity crowdfunding. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *39*(4), 955–980. https://doi.org/10.1111/etap.12157

Asteriou, D., & Hall, S. G. (2021). *Applied econometrics* (4th ed.). Macmillan International.

Bank Indonesia. (2023). *BI-Rate*. https://www.bi.go.id/id/fungsi-utama/moneter/bi-rate/default.aspx

Basuki, A. T., & Prawoto, N. (2022). *Analisis regresi dalam penelitian ekonomi dan bisnis (dilengkapi aplikasi SPSS dan EViews)*. Rajawali Pers.

Bisnis.com. (2025, 8 Juli). *OJK catat penawaran umum tembus Rp142,6 triliun per akhir Juni 2025*. https://market.bisnis.com/read/20250708/7/1891480/ojk-catat-penawaran-umum-tembus-rp1426-triliun-per-akhir-juni-2025

Emekter, R., Tu, Y., Jirasakuldech, B., & Lu, M. (2015). Evaluating credit risk and loan performance in online peer-to-peer (P2P) lending. *Applied Economics*, *47*(1), 54–70. https://doi.org/10.1080/00036846.2014.962222

Herzenstein, M., Dholakia, U. M., & Andrews, R. L. (2011). Strategic herding behavior in peer-to-peer loan auctions. *Journal of Interactive Marketing*, *25*(1), 27–36. https://doi.org/10.1016/j.intmar.2010.07.001

Honjo, Y., & Kurihara, K. (2024). Target for campaign success: An empirical analysis of equity crowdfunding in Japan. *The Journal of Technology Transfer*, *49*(3), 926–958. https://doi.org/10.1007/s10961-023-10010-4

Hornuf, L., & Schwienbacher, A. (2018). Market mechanisms and funding dynamics in equity crowdfunding. *Journal of Corporate Finance*, *50*, 556–574. https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.08.009

Iswanti, R., Endri, & Zaerofi, A. (2024). The determinants of millennial interest in investing on Sharia securities crowdfunding platforms in Indonesia. *Tazkia Islamic Finance and Business Review*, *18*(1), 88–119.

Ma'arif, M. R. I. (2025). *Faktor-faktor yang memengaruhi keberhasilan pendanaan securities crowdfunding (SCF) syariah di Indonesia (studi kasus pada platform Shafiq) tahun 2022–2025* [Skripsi, UIN Sunan Kalijaga Yogyakarta]. http://digilib.uin-suka.ac.id/id/eprint/71575/

Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, *7*(1), 77–91. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x

Mochkabadi, K., & Volkmann, C. K. (2020). Equity crowdfunding: A systematic review of the literature. *Small Business Economics*, *54*(1), 75–118.

Mollick, E. (2014). The dynamics of crowdfunding: An exploratory study. *Journal of Business Venturing*, *29*(1), 1–16. https://doi.org/10.1016/j.jbusvent.2013.06.005

Muhammad, S., & Arif, M. (2024). Pengaruh BI Rate dan inflasi terhadap profitabilitas pada perusahaan FinTech yang terdaftar di Otoritas Jasa Keuangan (OJK). *Jurnal Masharif al-Syariah: Jurnal Ekonomi dan Perbankan Syariah*, *9*(4), 2538–2556. https://doi.org/10.30651/jms.v9i4.23546

Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, *55*(3), 703–708. https://doi.org/10.2307/1913610

Rakhmadita, A., Tamara, D. A. D., & Barnas, B. (2021). Pengaruh inflasi, nilai tukar, dan BI Rate terhadap volume pertumbuhan emisi sukuk korporasi di Indonesia. *Journal of Applied Islamic Economics and Finance*, *1*(3), 632–640. https://doi.org/10.35313/jaief.v1i3.2605

Sharma, S., Durand, R. M., & Gur-Arie, O. (1981). Identification and analysis of moderator variables. *Journal of Marketing Research*, *18*(3), 291–300. https://doi.org/10.1177/002224378101800303

Spence, M. (1973). Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(3), 355–374. https://doi.org/10.2307/1882010

Troise, C., Giovando, G., Jabeen, F., & Bresciani, S. (2024). Unveiling the role of entrepreneurial teams in the equity crowdfunding journey. *Small Business Economics*, *63*(4), 1517–1538. https://doi.org/10.1007/s11187-024-00873-8

Vismara, S. (2018). Information cascades among investors in equity crowdfunding. *Entrepreneurship Theory and Practice*, *42*(3), 467–497. https://doi.org/10.1111/etap.12261

Warta Ekonomi. (2025). *Pasar modal cetak rekor, penghimpunan dana capai Rp268 triliun*. https://wartaekonomi.co.id/read595335/pasar-modal-cetak-rekor-penghimpunan-dana-capai-rp268-triliun

Widarjono, A. (2023). *Ekonometrika pengantar dan aplikasinya disertai panduan EViews* (Edisi 6). UPP STIM YKPN.