

Diterima: 22 Nov 2021 Direvisi: 5 Jan 2022 Disetujui: 5 Jan 2022 Dipublikasi: 13 Jan 2022

## COVID-19, KURS DAN INDEKS SAHAM SYARIAH DI ASIA: SEBUAH PENDEKATAN SIMETRIS DAN ASIMETRIS

Achmad Jufri<sup>1\*)</sup>, Slamet Haryono<sup>2)</sup>

<sup>12</sup> Master of Islamic Economics, State Islamic University Sunan Kalijaga, Yogyakarta

\*Koresponden email: achmadjufri95@gmail.com

email: slamet.haryono@uin-suka.ac.id

### Abstrak

Penelitian ini bertujuan untuk menguji hubungan simetris jangka panjang pandemi Covid-19 dan kurs dollar terhadap indeks saham syariah di wilayah Asia dan menguji hubungan asimetris spillover effect indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah di wilayah Asia dalam periode 01 Januari 2020 sampai 30 September 2021. Untuk menguji hubungan simetris jangka panjang, digunakan model Autoregressive Distributed lag (ARDL) dan model Nonlinier Autoregressive Distributed Lag (NARDL). Hasil penelitian dengan model ARDL menemukan bahwa di Cina, Indonesia, Sri Lanka, Taiwan dan Thailand, variabel kurs memiliki pengaruh jangka panjang terhadap indeks saham syariah dengan nilai signifikansi masing-masing sebesar 0,000, 0,026, 0,059, 0,006 dan 0,000 serta tidak signifikan di Jepang, Kuwait, dan Qatar dengan nilai signifikansi sebesar 0,478, 0,685 dan 0,679. Variabel jumlah kasus memiliki pengaruh jangka panjang terhadap indeks saham syariah di Cina, Jepang, Kuwait, Sri Lanka dan Thailand dengan nilai signifikansi masing-masing sebesar 0,017, 0,000, 0,026, 0,059 dan 0,002 serta tidak signifikan di Indonesia, Qatar dan Taiwan dengan nilai signifikansi sebesar 0,209, 0,818, dan 0,130. Variabel jumlah kematian memiliki hubungan jangka panjang terhadap indeks saham syariah di Cina, Jepang, Kuwait dan Qatar dengan nilai signifikansi masing-masing sebesar 0,020, 0,027, 0,056, dan 0,063 serta tidak signifikan di Indonesia, Sri Lanka, Taiwan dan Thailand dengan nilai signifikansi sebesar 0,606, 0,876, 0,124 dan 0,744. Hasil penelitian dengan model NARDL menunjukkan bahwa indeks saham syariah Cina berpengaruh asimetris terhadap indeks saham Taiwan dan Pakistan dengan nilai signifikansi sebesar 0,000 dan 0,000. Di Sri Lanka, nilai signifikansi sebesar 0,016 dan 0,051. Kesimpulan: Pengujian dengan model ARDL menemukan bahwa variabel kurs berkointegrasi terhadap indeks saham syariah Cina, Indonesia, Sri Lanka, Taiwan dan Thailand. Jumlah kasus berkointegrasi terhadap indeks saham Cina, Jepang, Kuwait, Sri Lanka dan Thailand. Jumlah kematian berkointegrasi terhadap indeks saham Cina, Jepang, Kuwait dan Qatar. Sedangkan pengujian dengan model NARDL menemukan bahwa indeks saham syariah Cina berpengaruh asimetris terhadap indeks saham syariah Taiwan, Pakistan, dan Sri Lanka dalam jangka panjang.

**Kata kunci:** Covid-19, Kurs dollar, Indeks saham syariah, ARDL, NARDL

## COVID-19, EXCHANGE RATE AND ISLAMIC STOCK INDICES IN ASIA: A SYMMETRICAL AND ASYMMETRICAL APPROACH

### Abstract

This study aims to examine the long-term symmetrical relationship between the Covid-19 pandemic and the dollar exchange rate to Islamic stock indices in the Asian region and to examine the asymmetric relationship of the spillover effect of China's Islamic stock index on Islamic stock indices in the Asian region in the period January 1<sup>st</sup> 2020 to September 30<sup>th</sup> 2021. To test the long-term symmetrical relationship, the Autoregressive Distributed lag (ARDL)

model and the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model were used to test the long-term asymmetric relationship. The results of the study using the ARDL model found that in China, Indonesia, Sri Lanka, Taiwan and Thailand, the exchange rate variable had a long-term effect on the sharia stock index with a significance value of 0.000, 0.026, 0.059, 0.006 and 0.000 respectively and was not significant at Japan, Kuwait, and Qatar with a significance value of 0.478, 0.685 and 0.679. The variable number of cases has a long-term effect on the sharia stock index in China, Japan, Kuwait, Sri Lanka and Thailand with a significance value of 0.017, 0.000, 0.026, 0.059 and 0.002 and is not significant in Indonesia, Qatar and Taiwan with a value of significance of 0.209, 0.818, and 0.130. The variable number of deaths has a long-term relationship to the sharia stock index in China, Japan, Kuwait and Qatar with a significance value of 0.020, 0.027, 0.056, and 0.063 respectively and is not significant in Indonesia, Sri Lanka, Taiwan and Thailand with a significant value. of 0.606, 0.876, 0.124 and 0.744. The results of the research using the NARDL model show that the Chinese Islamic stock index has an asymmetric effect on the Taiwan and Pakistan stock indices with a significance value of 0.000 and 0.000 respectively at the time of rising and falling. In Sri Lanka, the significance values are 0.016 and 0.051 respectively on the rise and fall. Conclusion: Testing with the ARDL model found that the exchange rate variable was cointegrated with the Islamic stock indexes of China, Indonesia, Sri Lanka, Taiwan and Thailand. The number of cases cointegrated against the stock indexes of China, Japan, Kuwait, Sri Lanka and Thailand. The number of deaths is cointegrated against the stock indexes of China, Japan, Kuwait and Qatar. Meanwhile, testing using the NARDL model found that the Chinese Islamic stock index had an asymmetrical effect on the Taiwan, Pakistan, and Sri Lanka Islamic stock index in the long run.

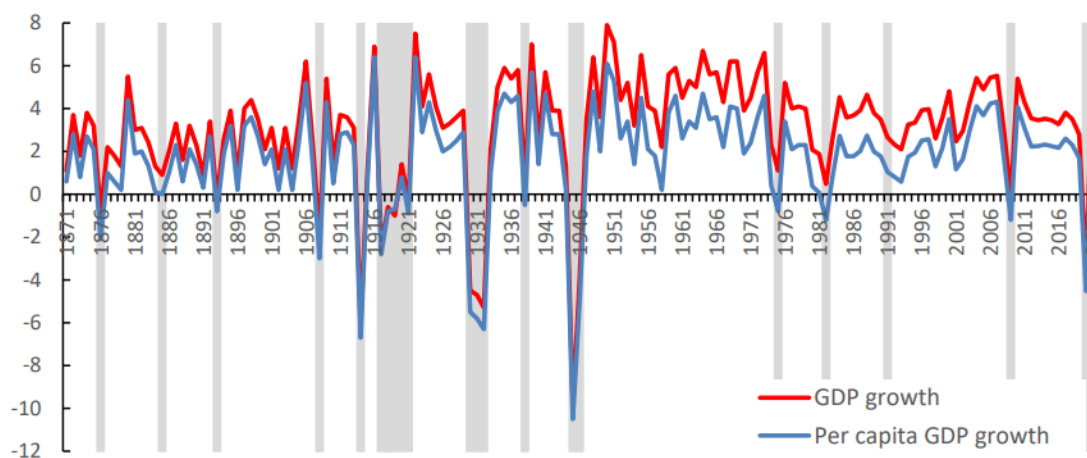
**Kata kunci:** Covid-19, Exchange rate, Islamic stock Indices, ARDL, NARDL

## PENDAHULUAN

Pandemi Covid-19 menyebabkan perekonomian global berkontraksi (lihat Gambar 1). *International Monetary Fund* (IMF) mencatat kontraksi paling tinggi dialami oleh Spanyol 10,8%, Inggris 9,8%, Italia 8,9%, Prancis 8,0%, dan India 7,3% (International Monetary Fund, 2021). Penelitian Wang & Han (2021) menguji *spillover effect* kontraksi ekonomi yang terjadi di Amerika Serikat terhadap sektor energi, ekonomi dan lingkungan di negara-negara lain. Penelitian tersebut menemukan bahwa penurunan indeks emisi karbon eksternal dan internal mayoritas negara merupakan dampak dari pengurangan konsumsi energi dan karbon di Amerika Serikat akibat pandemi Covid-19.

**Gambar 1**

### Pertumbuhan GDP Global dalam Perspektif Sejarah



Sumber: *Brokings Global Working Paper* (Yeyati & Filippini, 2021)

Secara lebih spesifik, pandemi Covid-19 juga berdampak negatif terhadap pasar

modal. (Alber, 2020a, 2020b; Alber & Saleh, 2020; Gormsen & Koijen, 2020; Hasan *et al.*, 2021; Mazur *et al.*, 2020; Rahmayani & Oktavilia, 2021; Saleem *et al.*, 2021; Saraswati, 2020; Sattar *et al.*, 2020; B. Yan *et al.*, 2020; C. Yan, 2020) Hal tersebut ditunjukkan dengan indeks saham yang menurun secara signifikan, (McKibbin & Vines, 2020; Tambunan, 2020) dan volatilitas harga saham tinggi (M. Ali *et al.*, 2020). Di Amerika Serikat, indeks Dow mengalami penurunan sebesar 700 poin (Macheel & Stevens, 2021) dan semua nilai saham sektor S&P jatuh sebesar hampir 5 persen (Jain, 2021). Penelitian Baker *et al.* (2020) menunjukkan bahwa pasar modal Amerika Serikat mengalami reaksi yang lebih besar dibandingkan ketika pandemi-pandemi sebelumnya yang terjadi pada tahun 1968, 1957 dan 1918. Di Inggris, FTSE All-share Index menurun hingga 35 persen (Griffith *et al.*, 2020). Di Cina, Shanghai Composite menurun sebesar 7,7 persen dan Shenzhen Component Index jatuh mendekati 8,5 persen (L. He, 2020).

Beberapa kontraksi pasar modal tersebut salah satunya disebabkan oleh sentimen investor, yaitu keinginan pelaku pasar untuk berinvestasi (Chen & Haga, 2021). Krisis keuangan yang terjadi di suatu negara dapat menyebabkan guncangan yang kuat bagi pelaku pasar, salah satunya adalah investor (Ryu *et al.*, 2020). Penelitian Kim & Ryu (2020) menemukan bahwa sentimen investor memiliki kemampuan memprediksi yang lebih kuat dibandingkan beberapa variabel makroekonomi. Pada pandemic Covid-19, sentimen investor salah satunya dipengaruhi oleh pertumbuhan penyebaran virus yang ditandai dengan jumlah kasus dan jumlah kematian. Penelitian O'Donnell *et al.* (2021) menemukan bahwa perubahan indeks harga saham di Spanyol, Italia, Inggris dan Amerika Serikat disebabkan oleh jumlah kasus Covid-19 per hari. Penurunan return saham terjadi ketika jumlah kasus yang terkonfirmasi meningkat (Ashraf, 2020). Jumlah kasus baru memiliki pengaruh yang lebih tinggi terhadap indeks saham dibandingkan dengan jumlah kematian Covid-19 (Grima *et al.*, 2021).

Faktor lain yang mempengaruhi pergerakan indeks saham adalah nilai tukar. Menurut Robiyanto *et al.* (2019) mata uang domestik yang melemah dapat menyebabkan semakin tingginya jumlah uang yang harus dibayarkan untuk melunasi utang luar negeri serta meningkatkan harga bahan-bahan baku yang diimpor dan pada akhirnya menyebabkan *return* saham berkurang. Di sisi lain, nilai tukar juga mempengaruhi volatilitas harga saham. Menurut Asih & Akbar (2016), pada saat rupiah melemah, investor akan memindahkan dananya ke pasar uang yang menjanjikan keuntungan lebih besar sehingga hal tersebut akan menurunkan harga saham. Penelitian Saidi *et al.* (2021) mengamati pengaruh nilai tukar dan volatilitasnya terhadap harga saham periode 2006 - 2019 dengan metode ARDL dan NARDL dan menemukan bahwa kedua variabel tersebut memiliki pengaruh simetris dan asimetris terhadap harga saham. Selama pandemi, nilai tukar memiliki korelasi yang dinamis dengan indeks saham (Syahri & Robiyanto, 2020). Penelitian R. Ali *et al.* (2020) dan Mustafa (2020) menemukan bahwa nilai tukar berpengaruh negatif terhadap indeks saham. Penelitian Nguyen *et al.* (2020) menemukan bahwa pengaruh nilai tukar terhadap indeks saham Vietnam tidak konsisten dan hanya berpengaruh dalam model GARCH (1, 1). Dalam konteks pandemi Covid-19, penelitian Sharma *et al.* (2021) juga menemukan bahwa pandemi Covid-19 memiliki hubungan yang kuat terhadap nilai tukar dan return saham. Penelitian Czech *et al.* (2020) mengkonfirmasi bahwa nilai tukar mengalami depresiasi selama pandemi. Disisi lain, penelitian Asaad (2021) menemukan hasil yang berbeda, bahwa nilai tukar tidak signifikan terhadap indeks saham ISX60 di Iraq.

Hubungan yang dibentuk oleh globalisasi ekonomi memainkan peran penting dalam menjelaskan pertumbuhan dan siklus ekonomi lintas negara (Marçal *et al.*, 2020).

Salah satunya adalah menjelaskan bagaimana guncangan ekonomi di suatu negara dapat menyebabkan ketidakstabilan perekonomian di negara lain (Sari et al., 2017). Fenomena tersebut juga dikenal dengan istilah *spillover effect* (Wang & Han, 2021). Penelitian Marçal et al. (2020) menemukan bahwa guncangan yang terjadi di Amerika Serikat (krisis subprime) dapat menimbulkan reaksi negatif terhadap negara lain sebesar -4,7% sampai -2,2% yang terkonsentrasi di negara-negara Eropa, Amerika Selatan dan Kanada. Guncangan yang terjadi di Jerman (krisis Euro) akan menimbulkan reaksi negatif sebesar -3% sampai 0,7% terhadap perekonomian negara yang terkonsentrasi di negara-negara Eropa, Asia dan Amerika Latin. Sedangkan guncangan yang terjadi di Cina (perlambatan pertumbuhan) dapat menyebabkan reaksi negatif sebesar 2,2% sampai 0,5% pada negara-negara Amerika Selatan dan Asia.

Perkembangan teknologi yang semakin pesat dan deregulasi keuangan menyebabkan integrasi pasar modal antar negara semakin kuat (Jebran et al., 2017), baik secara global maupun regional (Rusmita & Swastika, 2021). Penelitian Q. He et al. (2020) menemukan *spillover effect* dua arah antara pasar modal negara-negara di Asia, Eropa dan Amerika Serikat. Penelitian Lento & Gradojevic (2021) menyatakan bahwa pergerakan indeks harga S&P 500 menyebabkan pergerakan harga di pasar keuangan lainnya sebelum pasar mengalami guncangan akibat pandemi Covid-19. Namun, selama pandemi, terjadi hubungan kausalitas dua arah antar indeks harga saham yang diamati. Penelitian Sumani & Saadah (2019) menemukan bahwa guncangan yang terjadi di pasar modal Singapura, Malaysia, Thailand dan Filipina dapat menyebabkan guncangan terhadap pasar modal Indonesia.

Penelitian Hung (2019) menemukan bahwa volatilitas pasar modal Cina memiliki dampak yang signifikan terhadap pasar modal negara ASEAN yang diamati, yaitu Vietnam, Thailand, Singapura, dan Malaysia. Penelitian Aslam et al. (2020) menganalisa hubungan 56 indeks saham global dan menemukan bahwa korelasi positif indeks-indeks saham global meningkat selama pandemic Covid-19. Penelitian Abdullahi (2021) menguji korelasi dan volatilitas sepuluh indeks saham Syariah dan menemukan bahwa pasar bergerak bersama-sama dan transimisi volatilitas yang tinggi antara pasar modal selama pandemic. Penelitian Rusmita & Swastika (2021) menemukan bahwa indeks saham Malaysia dan Indonesia memiliki korelasi yang kuat. Namun sebaliknya, penelitian Panjaitan & Novel (2021) tidak menemukan adanya volatilitas *spillover* dari pasar modal Cina, Singapura, Korea Selatan, dan Jepang terhadap Indonesia.

Penelitian ini bertujuan untuk mengkaji pengaruh nilai tukar, jumlah kasus dan jumlah kematian yang disebabkan Covid-19 terhadap indeks saham syariah di Asia menggunakan model *Auto Regressive Distributed Lag* (ARDL) dan mengukur efek asimetris antar indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah di Asia lainnya dengan menggunakan *NonLinier Auto Regressive Distributed Lag* (NARDL).

Metode NARDL belum pernah digunakan oleh penelitian sebelumnya untuk mengukur hubungan antar indeks saham, seperti penelitian (Abdullahi, 2021) menggunakan metode GMM, ARDL dan MGARCH, Azhar et al. (2021) menggunakan metode Sharpe, Teynor dan Jensen, Aslam et al. (2020) menggunakan *complex network method*, Lento & Gradojevic (2021) menggunakan LASSO model, Jebran et al. (2017), Panjaitan & Novel (2021), Sumani & Saadah (2019) menggunakan model EGARCH, Q. He et al. (2020) menggunakan tes nonparametrik Mann-Whitney, Marçal et al. (2020) menggunakan pendekatan *univariate global autoregressive*, dan Wang & Han (2021) menggunakan analisis input-output.

Pemilihan wilayah Asia sebagai batasan penelitian didasarkan pada sebuah penelitian komparasi yang dilakukan oleh Topcu & Gulal (2020), yang menemukan bahwa dalam klasifikasi regional, dampak pandemi Covid-19 tertinggi terjadi di pasar negara berkembang di wilayah Asia dibandingkan dengan Eropa. Sedangkan dalam penelitian Liu *et al.* (2020) pasar modal di Asia lebih terdampak dari total 22 negara yang diamati. Hal ini disebabkan oleh karena Asia merupakan asal mula penyebaran Covid-19. Oleh karena itu, penting untuk diketahui sebesar dampak Covid-19 terhadap indeks saham syariah di Asia dan bagaimana indeks saham syariah tersebut dipengaruhi oleh indeks saham syariah Cina selama pandemi Covid-19. Hasil penelitian ini dapat digunakan oleh investor internasional yang ingin berinvestasi di pasar modal Syariah di Asia dan dapat dijadikan tambahan pertimbangan bagi para pemangku kebijakan dan para peneliti dalam mengambil langkah pencegahan apabila terjadi gejolak atau guncangan di salah satu negara di Asia yang dapat berdampak pada pasar domestik negara tertentu.

## METODE PENELITIAN

### Pendekatan penelitian

Penelitian ini merupakan penelitian kuantitatif. Apabila dilihat dari tujuannya, penelitian ini termasuk ke dalam studi kausal untuk menguji pengaruh suatu variabel terhadap variabel lainya (Sekaran, 2019). Dalam penelitian ini, variabel yang akan diuji pengaruhnya terhadap indeks saham syariah di Asia adalah nilai tukar, jumlah kasus baru, jumlah kematian akibat Covid-19 dan indeks saham syariah Cina.

### Sumber data

Jenis data dalam penelitian ini adalah data sekunder berupa indeks saham syariah di Asia yang diperoleh dari *investing.com*. Data yang diamati adalah data harian indeks saham syariah periode 01 Januari 2020 sampai dengan 30 September 2021. Pemilihan data harian disebabkan oleh perilaku investor yang cenderung mengamati kondisi pasar setiap hari. Sehingga dengan menggunakan data harian dapat lebih merepresentasikan perilaku pasar.

### Populasi dan sampel

Populasi dalam penelitian ini adalah seluruh indeks saham yang berada di wilayah Asia. Teknik pengambilan sampel pada penelitian ini adalah *purposive sampling* dengan kriteria sebagai berikut:

Tabel 1

#### Kriteria *Purposive Sampling*

No	Kriteria	Jumlah
1	Indeks saham di wilayah Asia	54
2	Indeks saham merupakan indeks saham syariah	28
3	Indeks saham diterbitkan oleh masing-masing negara (bukan gabungan)	13

Sumber: *investing.com*

Sehingga dalam penelitian ini diperoleh sampel sebanyak 13 indeks saham syariah berupa *Dow Jones Islamic Market (DJIM)*, *Financial Time Stock Exchange (FTSE) Sharia* dan Indeks syariah lainnya, yang terdiri dari Thailand (*FTSE Sharia*), Indonesia (*IDX Shariah*), Malaysia (*FTSE Shariah*), Cina (*DJIM*), Taiwan (*FTSE Shariah*), Jepang

(DJIM), Bangladesh (DSEX Syariah), India (DJIM), Pakistan (KMLAS), Sri Lanka (DJIM), Kuwait (DJIM), Qatar (QERI), dan Turki (DJIM). Indeks saham syariah Cina dipilih sebagai variabel independen disebabkan oleh pengaruhnya terhadap pasar keuangan dalam skala regional (Marçal *et al.*, 2020) khususnya ASEAN (Hung, 2019) serta sebagai sumber penyebaran pertama virus corona dan satu-satunya negara yang mencapai pertumbuhan perekonomian positif pada masa pandemi Covid-19 di tahun 2020 (International Monetary Fund, 2021)

### Penilaian variabel

Standar pengukuran tinggi rendahnya harga saham yang disajikan dalam perdagangan saham dapat dilihat pada harga pembukaan (*opening price*) atau harga penutupan (*closing price*) pada hari bursa sebelumnya (*previous price*). (Junaidi *et al.*, 2021) Standar yang digunakan sebagai penilai indeks saham syariah dalam penelitian ini adalah *previous price* dari masing-masing indeks saham. Sedangkan untuk mengukur nilai variabel Covid-19, peneliti menggunakan jumlah kasus baru dan jumlah kematian perhari yang disebabkan oleh Covid-19 di masing-masing negara di Asia. Nilai tukar diukur dengan menggunakan nilai dari kurs tengah, yaitu jumlah dari kurs jual dan kurs beli dibagi dua.

### Teknik Analisis

Penelitian menggunakan aplikasi pengolahan data Stata versi 17 untuk mempermudah dalam menguji dan mengestimasi data.

### Uji Stasioneritas Data

Kumpulan data *time series* merupakan data dengan karakteristik yang random atau acak. Sifat tersebut menyebabkan data tidak stasioner (Ghozali & Ratmono, 2018). Stasioneritas data dapat dilihat dari konstannya rata-rata dan varian sepanjang waktu serta nilai kovarian dari dua periode waktu bergantung pada jarak atau lag-nya dan bukan waktu sesungguhnya dimana kovarian tersebut dihitung. (Widarjono, 2018) Untuk menguji stasionaritas data, dilakukan dengan; Uji Akar Unit atau Unit Root Test dengan Augmented Dickey-Fuller (ADF) dan Philip-Perron.

### Model ARDL

Persamaan umum pengaruh nilai tukar, jumlah kasus dan jumlah kematian akibat pandemi Covid-19 terhadap indeks saham syariah dirumuskan sebagai berikut:

$$INDEKS_{pt} = \beta_0 + \beta_1 KURS_{pt} + \beta_2 CASE_{pt} + \beta_3 DEATH_{pt} + e_t \quad (1)$$

Keterangan:

$INDEKS_p$  adalah indeks saham syariah negara p di wilayah Asia,  $KURS_p$  adalah nilai tukar negara p,  $CASE_p$  adalah jumlah kasus negara p,  $DEATH_p$  adalah jumlah kematian negara p,  $\beta_0$  adalah konstanta dan  $\beta_1$  adalah koefisien nilai tukar negara p dan t adalah waktu. Adapun persamaan ARDL untuk mengukur pengaruh jangka pendek nilai tukar, jumlah kasus dan jumlah kematian terhadap indeks saham syariah di Asia adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \Delta INDEKS_{pt} = & \beta_0 + \beta_1 Y_{pt-1} + \beta_2 KURS_{pt-1} + \beta_3 CASE_{pt-1} + \\ & \beta_4 DEATH_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta INDEKS_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta KURS_{pt-1} + \\ & \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta CASE_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta DEATH_{pt-1} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

Persamaan (2) merupakan model regresi ARDL jangka pendek. Sedangkan untuk meregresi model jangka panjang menggunakan model ECM-ARDL dengan rumus berikut:

$$\Delta INDEKS_{pt} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta INDEKS_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta KURS_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta CASE_{pt-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{4i} \Delta DEATH_{pt-1} + \vartheta ECT_{t-1} e_t \quad (3)$$

Keterangan:

$\vartheta ECT_{t-1}$  merupakan koreksi kesalahan atau residual periode sebelumnya.

Terdapat beberapa langkah untuk mengestimasi model-model diatas. Pertama, melakukan uji stasioneritas pada variabel-variabel yang diamati sebagaimana dijelaskan pada tahap awal teknik analisis. Kedua, mengestimasi persamaan (2) untuk menentukan panjang kelambanan optimal dengan menggunakan *Akaike Information Criteria (AIC)*. Ketiga, menguji adanya hubungan jangka panjang (kointegrasi) berdasarkan *Bound Testing Approach* (Pesaran et al., 2001). Keempat, melakukan estimasi model ECM-ARDL untuk mengetahui koefisien regresi jangka pendek apabila ditemukan adanya kointegrasi pada persamaan (2).

## Model NARDL

### Persamaan NARDL

Persamaan asimetris indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah Asia dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$INDEKS_{pt} = \beta_0 + \beta_1 CIN^+_t + \beta_2 CIN^-_t + e_t \quad (4)$$

$INDEKS_p$  adalah indeks saham syariah negara p di wilayah Asia,  $CIN^+$  adalah kondisi ketika indeks saham syariah Cina mengalami kenaikan dan  $CIN^-$  adalah kondisi ketika indeks saham syariah Cina mengalami penurunan. Adapun model persamaan NARDL untuk mengukur pengaruh asimetris jangka panjang indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah di Asia adalah sebagai berikut:

$$\Delta INDEKS_{pt} = \beta_0 + \beta_1 INDEKS_{pt-1} + \beta_4 CIN^-_{t-1} + \beta_5 CIN^+_{t-1} + \sum_{k=1}^n \alpha_{1i} \Delta INDEKS_{pt-1} + \sum_{k=0}^n (\alpha_{4i} \Delta CIN^+_{t-1} + \alpha_{5i} \Delta CIN^-_{t-1}) + \mu_t \quad (5)$$

Untuk mengestimasi model-model tersebut dilakukan beberapa Langkah berikut. Pertama, mengestimasi model NARDL dengan metode OLS dengan panjang lag 5 hari (karena data harian) untuk menghilangkan lag yang tidak signifikan dengan prinsip *the generate to specific method*. Kedua, melakukan uji kointegrasi. Pendekatan ini dikembangkan oleh Pesaran, Shin dan Smith. Nilai F hitung nanti akan dibandingkan dengan nilai F kritis yang terdiri dari upper bound I(I) dan Lower bound I(0). Jika nilai F hitung lebih besar dari nilai upper bound I(I) pada  $\alpha=1\%$  sampai  $\alpha=10\%$  maka  $H_0$  di tolak dan terjadi kointegrasi. (Pesaran et al., 2001) Hipotesis uji kontegrasi dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

$H_0 : \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, 5$  (tidak terdapat kointegrasi antar indeks saham)

$H_a : \beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, 5$  (terdapat kointegrasi antar indeks saham)

Ketiga, melakukan uji asimetris. Uji asimetris indeks saham syariah Cina dan indeks saham syariah di Asia dihitung dengan memasukkan nilai koefisien dari hasil estimasi model NARDL dengan rumus sebagai berikut:

$$-(\beta_2/ \beta_1) = -(\beta_3/ \beta_1) = -(\beta_4/ \beta_1) = -(\beta_5/ \beta_1)$$

## HASIL DAN PEMBAHASAN

### Hasil Penelitian

Sebelum melakukan pengujian model, peneliti menyajikan statistik deskriptif untuk memberikan gambaran yang komprehensif variabel penelitian di 13 negara yang terpilih dalam penelitian ini.

**Tabel 1**

**Statistik Deskriptif (Indonesia dan Malaysia)**

	Indonesia				Malaysia			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	190,39	16575	4215104	141939	15785,18	4,445	2245695	26335
Min.	115,95	13870	2	0	10607,39	4,004	4	0
Std. dev.	16,79	485,57	1276875	39313,81	1071,915	0,09	537560,9	5460,52
Mean	163,16	14499,36	1158350	34544,32	13666,03	4,17	340545,2	2672,82
Obs.	382				411			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 1 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Indonesia mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada Rp. 190.39 dan Rp. 115.95 dengan rata-rata harga Rp. 163.16. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah Rp. 16.575 dan Rp. 13870 dengan rata-rata Rp. 485.57. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 4.215.104 jiwa dan 2 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 141.939 jiwa dan nol jiwa.

Kemudian indeks saham syariah Malaysia mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada RM15785.18 dan RM10607.39 dengan rata-rata harga RM13666.03. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah RM4.445 dan RM4.004 dengan rata-rata RM4.173779. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 2245695 jiwa dan 4 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 26335 jiwa dan nol jiwa.

**Tabel 2**

**Statistik Deskriptif (Thailand dan Cina)**

	Thailand				Cina			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	1309,62	33,95	1603475	16727	162,96	7,168	96233	4639
Min.	776,97	29,77	4	0	76,67	6,367	548	17
Std. dev.	126,6108	0,96	368197,9	3640,14	22,77	0,258	10962,03	822,8099
Mean	1134,17	31,43	162899,4	1479,51	121,19	6,71	85693,37	4349,491
Obs.	405				391			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 2 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Thailand mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 1309.62 Baht dan 776.97 Baht dengan rata-rata harga 1134.166 Baht. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 33.95 Baht dan 29.77 Baht dengan rata-rata 31.42827 Baht. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 1603475 jiwa dan 4 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 16727 jiwa dan nol jiwa.

kemudian indeks saham syariah Cina mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada ¥162.96 dan ¥76.67 dengan rata-rata harga ¥121.1887.



Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah ¥7.168 dan ¥6.367 dengan rata-rata ¥6.70645. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 96233 jiwa dan 548 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 4639 jiwa dan 17 jiwa.

**Tabel 3**  
**Statistik Deskriptif (Bangladesh dan India)**

	Bangladesh				India			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	1592,31	85,6	1555911	27510	4416,21	76,97	33766707	448339
Min.	834,77	84,06	3	0	1772,64	71,11	1	0
Std. dev.	172,49	0,21	410695,2	7299,711	663,439	1,17	1,17e+07	149707,1
Mean	1199,99	84,59	602613,5	9456,774	3117,37	74,01	1,18e+07	158152,9
Obs.	279				432			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 3 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Bangladesh mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 1592.31 Taka dan 834.77 Taka dengan rata-rata harga 1199.993 Taka. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 85.6 Taka dan 84.06 Taka dengan rata-rata 84.59337 Taka. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 1555911 jiwa dan 3 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 27510 jiwa dan nol jiwa.

kemudian indeks saham syariah India mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 4416.21 Rupee dan 1772.64 Rupee dengan rata-rata harga 3117.368 Rupee. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 76.97 Rupee dan 71.11 Rupee dengan rata-rata 74.00622 Rupee. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 33766707 jiwa dan 1 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 448339 jiwa dan nol jiwa.

**Tabel 4**  
**Statistik Deskriptif (Jepang dan Kuwait)**

	Jepang				Kuwait			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	2832,19	112,11	1702255	17664	894,81	0,315	411655	2449
Min.	1557,33	102,34	2	0	547,6	0,3	1	0
Std. dev.	290,2185	2,29	445478,3	5876,92	97,80727	0,0033	134868,9	768,5187
Mean	2318,092	107,46	367305,7	5662,82	743,1738	0,3043	172026	1012,155
Obs.	413				419			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 4 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Jepang mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 2832.19 Yen dan 1557.33 Yen dengan rata-rata harga 2318.092 Yen. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 112.11 Yen dan 102.34 Yen dengan rata-rata 107.4568 Yen. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 1702255 jiwa dan 2 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 17664 jiwa dan nol jiwa.

kemudian indeks saham syariah Kuwait mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 894.81 Dinar dan 547.6 Dinar dengan rata-rata harga 743.1738 Dinar. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 0.315 Dinar dan 0.3 Dinar dengan rata-rata 0.3043294 Dinar. Jumlah kasus tertinggi dan

terendah secara berturut-turut adalah 411655 jiwa dan 1 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 2449 jiwa dan nol jiwa.

**Tabel 5**  
**Statistik Deskriptif (Pakistan dan Qatar)**

	Pakistan				Qatar			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	24055,86	170,5	1246538	27785	4068,29	3,676	118778	197
Min.	12924,47	151,72	2	0	3020,9	3,64	3	0
Std. dev.	2697,547	4,75	368315,5	8371,84	266,5174	0,010	47336,16	74,01353
Mean	20458,6	160,94	505073	11064,58	3563,183	3,649	55024,36	72,56566
Obs.	395				99			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 5 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Pakistan mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 24055.86 Rupee dan 12924.47 Rupee dengan rata-rata harga 20458.6 Rupee. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 170.5 Rupee dan 151.72 Rupee dengan rata-rata 160.9409 Rupee. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 1246538 jiwa dan 2 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 27785 jiwa dan nol jiwa.

kemudian indeks saham syariah Qatar mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 4068.29 Riyal dan 3020.9 Riyal dengan rata-rata harga 3563.183 Riyal. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 3.676 Riyal dan 3.64 Riyal dengan rata-rata 3.648687 Riyal. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 118778 jiwa dan 3 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 197 jiwa dan nol jiwa.

**Tabel 6**  
**Statistik Deskriptif (Sri Lanka dan Taiwan)**

	Sri Lanka				Taiwan			
	Indeks	Kurs	Case	Death	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	1957,85	201	517377	12906	15158,69	30,464	16223	842
Min.	1197,04	181,4	1	0	6712,71	27,524	1	0
Std. dev.	145,7887	6,38	142688,5	2988,969	2664,339	0,887	5902,4	297,0285
Mean	1632,118	190,56	102942,9	1498,588	11647,89	28,770	3671,292	153,0973
Obs.	376				411			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 6 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Sri Lanka mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 1957.85 Rupee dan 1197.04 Rupee dengan rata-rata harga 1632.118 Rupee. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 201 Rupee dan 181.4 Rupee dengan rata-rata 190.5638 Rupee. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 517377 jiwa dan 1 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 12906 jiwa dan nol jiwa.

kemudian indeks saham syariah Taiwan mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada TW\$ 15158.69 dan TW\$6712.71 dengan rata-rata harga TW\$11647.89. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah TW\$30.464 dan TW\$27.524 dengan rata-rata TW\$28.77053. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 16223 jiwa dan 1 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut adalah 842 jiwa dan nol jiwa.

**Tabel 7**  
**Statistik Deskriptif (Turki)**

	Indeks	Kurs	Case	Death
Max.	10814,63	8,911	7154040	64054
Min.	6088,93	6,206	1	0
Std. dev.	1018,94	0,6782382	2356847	19583,81
Mean	8912,671	7,662336	2354939	23478,13
Obs.	387			

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Tabel 7 menunjukkan bahwa indeks saham syariah Turki mencapai harga tertinggi dan terendah secara berturut-turut pada 10814.63 Lira dan 6088.93 Lira dengan rata-rata harga 8912.671 Lira. Kurs dollar tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 8.911 Lira dan 6.206 Lira dengan rata-rata 7.662336 Lira. Jumlah kasus tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 7154040 jiwa dan 1 jiwa. Sedangkan jumlah kematian tertinggi dan terendah secara berturut-turut adalah 64054 jiwa dan nol jiwa.

Sebelum melakukan estimasi model ARDL dan NARDL, hal pertama yang harus dilakukan adalah menguji stasioneritas seluruh data. Metode ARDL dan NARDL mensyaratkan tidak adanya data yang stasioner pada diferensi kedua. Untuk menguji stasioneritas data, peneliti menggunakan uji akar unit atau unit root tes dari Augmented Dicky-Fuller (ADF) sebagai berikut:

**Tabel 8**  
**Uji Stasioneritas Data (Indonesia dan Malaysia)**

Variabel	Augmented Dicky-Fuller			
	Indonesia		Malaysia	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-2,933856	-15,18553***	-1,321000	-20,06068***
KURS	-2,452481	-16,47062***	-2,213214	-16,75005***
CASE	-4,347858***	-	-3,199096*	-3,898194**
DEATH	-2,586897	-10,16776***	-1,054955	-20,22977***

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 8 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang digunakan di Indonesia dan Malaysia. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada *first difference* sehingga pengujian model dapat dilakukan.

**Tabel 9**  
**Uji Stasioneritas Data (Thailand dan Cina)**

Variabel	Augmented Dicky-Fuller			
	Thailand		Cina	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-3,117027	-12,61153***	-1,641592	-19,26105***
KURS	-0,993892	-11,48084***	-1,943678	-21,07533***
CASE	-2,566042	-4,162104***	-2,637619	-6,014458***
DEATH	-2,286312	-4,359991***	-16,27667***	-

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 9 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang

digunakan di Thailand dan China. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga menguji model dapat dilakukan.

**Tabel 10**  
**Uji Stasioneritas Data (Bangladesh dan India)**

Variabel	Aughmented Dicky-Fuller			
	Bangladesh		India	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-2,560841	-15,80794***	-3,352628*	-
KURS	-1,888733	-16,94891***	-3,120663	-21,87815***
CASE	-8,195153***	-	-5,703776***	-
DEATH	-30,53834***	-	-3,798656**	-

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 10 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang digunakan di Bangladesh dan India. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga menguji model dapat dilakukan.

**Tabel 11**  
**Uji Stasioneritas Data (Jepang dan Kuwait)**

Variabel	Aughmented Dicky-Fuller			
	Jepang		Kuwait	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-2,028554	-18,48815***	-5,739619***	-
KURS	-2,619835	-22,87604***	-3,652079**	-
CASE	-2,911701	-5,907927***	-6,970445***	-
DEATH	-6,649546***	-	-5,738199***	-

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 11 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang digunakan di Jepang dan Kuwait. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga menguji model dapat dilakukan.

**Tabel 12**  
**Uji Stasioneritas Data (Pakistan dan Qatar)**

Variabel	Aughmented Dicky-Fuller			
	Pakistan		Qatar	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-1,657160	-17,49629***	-4,662734***	-
KURS	-1,421819	-12,65502***	-2,842941	-13,20641***
CASE	-6,669716***	-	-1,290273	-3,676082**
DEATH	-3,145668*	-	-2,878824	-10,19548***

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 12 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang

digunakan di Pakistan dan Qatar. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga mengujian model dapat dilakukan.

**Tabel 13**  
**Uji Stasioneritas Data (Sri Lanka dan Taiwan)**

Variabel	Aughmented Dicky-Fuller			
	Sri Lanka		Taiwan	
	Level	First Difference	Level	First Difference
INDEKS	-2,484921	-18,26626***	-1,956179	-19,48031***
KURS	-3,456563*	-	-2,474470	-20,75352***
CASE	-3,462063**	-	-2,388750	-4,795733***
DEATH	-2,684027	-5,250178***	-2,177377	-3,693192**

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 13 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang digunakan di Sri Lanka dan Taiwan. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga mengujian model dapat dilakukan.

**Tabel 14**  
**Uji Stasioneritas Data (Turki)**

Variabel	Aughmented Dicky-Fuller			
	Level		First Difference	
	No Trend	Trend	No Trend	Trend
INDEKS	-1,684547	-1,180089	-18,28072***	-18,39697***
KURS	-1,661122	-2,504844	-18,45357***	-18,43447***
CASE	-0,710643	-3,885105**	-12,61953***	
DEATH	-0,679963	-1,390929	-4,925997***	-4,914802***

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Tabel 14 menyajikan hasil dari uji akar unit ADF untuk empat variabel yang digunakan di Turki. Hasil pengujian menunjukkan bahwa keempat variabel telah stasioner pada first difference sehingga mengujian model dapat dilakukan.

### Hasil Model ARDL

Langkah kedua adalah melakukan estimasi model ARDL untuk menentukan panjang kelambanan optimal dengan menggunakan *Akaike Information Criteria (AIC)*. Selanjutnya adalah menguji kointegrasi dengan menggunakan pendekatan bound testing. Dari hasil uji kointegrasi, ditemukan bahwa negara-negara yang memiliki nilai F hitung lebih besar dari F kritis atau upper bound adalah, Cina, Indonesia, Jepang, Kuwait, Qatar, Sri Lanka, Taiwan, dan Thailand. Hal ini menunjukkan bahwa variabel independen dalam penelitian ini, yaitu kurs dolar, jumlah kasus dan jumlah kematian akibat Covid-19, memiliki hubungan jangka panjang dan jangka pendek terhadap indeks saham syariah Thailand, Indonesia, Cina, Jepang, Kuwait, Qatar, Sri Lanka, dan Taiwan. Sedangkan di negara lainnya, yaitu Bangladesh, India, Malaysia, Pakistan dan Turki hanya ditemukan hubungan jangka pendek. Tabel 3 menunjukkan hasil estimasi model ARDL. Penelitian ini hanya berfokus pada

hubungan jangka panjang. Berikut hasil estimasi model ECM-ARDL yang ditemukan.

**Tabel 15**

**Hasil Estimasi Model ECM-ARDL (Cina dan Indonesia)**

Variable	Cina		Indonesia	
	Coefficient	Std. err.	Coefficient	Std. err.
INDEKS <sub>t-1</sub>	-0,0413912***	0,0142609	-0,0427232***	0,0139077
KURS <sub>t</sub>	-4,890919 ***	0,61062	-1,697348 **	0,760302
CASE <sub>t</sub>	-1,110757 **	0,4649031	0,1341011	0,1065819
DEATH <sub>t</sub>	0,4315102 **	0,1845538	-0,0650275	0,1261203
C	0,9565322 **	1,091327	0,861105**	0,3318295
R-Squared	0,1277		0,3754	

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Hasil estimasi pada tabel 15 menunjukkan bahwa semua variabel independen dalam penelitian ini signifikan dengan pengaruh terbesar disebabkan oleh variabel kurs. Koefisien masing-masing variabel menunjukkan ukuran pengaruh kurs terhadap indeks saham syariah Cina sebesar -4,89. Artinya, apabila kurs naik 1%, maka indeks saham syariah Cina akan turun sebesar 4,59%, begitupun sebaliknya. Sehingga hasil persamaannya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,9565322 - 0,0413912 \text{ INDEKS}_{t-1} - 4,890919 \text{ KURS}_t - 1,110757 \text{ CASE}_t + 0,4315102 \text{ DEATH}_t + e$$

Kemudian indeks saham syariah Indonesia menunjukkan respon yang sama dengan Cina, yaitu lebih dipengaruhi oleh perubahan kurs. Sedangkan variabel lainnya tidak signifikan. Kenaikan 1% kurs dollar akan menyebabkan penurunan indeks saham syariah Indonesia sebesar 1,69%, begitupun sebaliknya. Sehingga hasil persamaannya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,861105 - 0,0427232 \text{ INDEKS}_{t-1} - 1,697348 \text{ KURS}_t + e$$

**Tabel 16**

**Hasil Estimasi Model ECM-ARDL (Jepang dan Kuwait)**

Variable	Jepang		Kuwait	
	Coefficient	Std. err.	Coefficient	Std. err.
INDEKS <sub>t-1</sub>	-0,0708416***	0,0135053	-0,0315463***	0,0116258
KURS <sub>t</sub>	-0,3725305	0,5245365	-2,092915	5,153902
CASE <sub>t</sub>	0,1249955 ***	0,0321288	0,3189266 **	0,14239
DEATH <sub>t</sub>	-0,0985782 **	0,0443214	-0,1971834 ***	0,1027777
C	0,626587 ***	0,2279894	0,0530253 ***	0,157296
R-Squared	0,1775		0,0834	

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Hasil berbeda ditemukan di Jepang dimana indeks saham syariah Jepang tidak dipengaruhi oleh kurs melainkan oleh dua variabel lainnya, yaitu jumlah kasus dan jumlah kematian dengan perubahan terbesar disebabkan oleh jumlah kasus dengan pengaruh yang positif. Sedangkan jumlah kematian memberikan pengaruh negatif.

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,626587 - 0,0708416 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,1249955 \text{ CASE}_t + 0,4315102 \text{ DEATH}_t + e$$

Indeks saham syariah Kuwait memiliki respon yang sama dengan indeks

saham syariah Jepang. Perubahan kurs tidak menyebabkan perubahan indeks saham, melainkan lebih disebabkan oleh jumlah kasus dengan pengaruh yang positif dan jumlah kematian dengan pengaruh yang negatif. Sehingga model persamaanya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,0530253 - 0,0315463 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,3189266 \text{ CASE}_t - 0,1971834 \text{ DEATH}_t + e$$

**Tabel 17**  
**Hasil Estimasi Model ECM-ARDL (Qatar dan Sri Lanka)**

Variable	Qatar		Sri Lanka	
	Coefficient	Std. err.	Coefficient	Std. err.
INDEKS <sub>t-1</sub>	-,1115027**	0,0517618	-0,0497718***	0,0151283
KURS <sub>t</sub>	-1,836322	4,423387	-2,323363 *	1,226083
CASE <sub>t</sub>	0,0060868	0,0263822	0,064974 *	0,0390401
DEATH <sub>t</sub>	0,0536523*	0,0283564	-0,0059767	0,0384265
C	1,146696**	0,7173651	0,944709**	0,3453972
R-Squared	0,2898		0,1954	

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Di Qatar, indeks saham syariah hanya merespon perubahan yang terjadi pada jumlah kematian. Sedangkan variabel kurs dan jumlah kasus tidak signifikan. Sehingga persamaanya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 1,146696 - 0,1115027 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,0536523 \text{ DEATH}_t + e$$

Sedangkan di Sri Lanka, ditemukan bahwa indeks saham syariah dipengaruhi oleh kurs dan jumlah kasus dengan pengaruh terbesar diberikan oleh kurs dengan arah yang negatif. Dengan demikian, kenaikan kurs sebesar 1%, menyebabkan penurunan indeks saham syariah Sri Lanka sebesar 2,32%, begitupun sebaliknya. Sehingga persamaanya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,944709 - 0,0497718 \text{ INDEKS}_{t-1} - 2,323363 \text{ KURS}_t - 0,064974 \text{ CASE}_t + e$$

**Tabel 18**  
**Hasil Estimasi Model ECM-ARDL (Taiwan dan Thailand)**

Variable	Taiwan		Thailand	
	Coefficient	Std. err.	Coefficient	Std. err.
INDEKS <sub>t-1</sub>	-0,0266717**	0,0105332	-0,0925452***	0,016595
KURS <sub>t</sub>	-5,463257 ***	1,994281	-2,158745 ***	0,3838075
CASE <sub>t</sub>	0,2112405	0,1393338	0,0516229 ***	0,0161622
DEATH <sub>t</sub>	-0,1425641	0,0925699	0,0063691	0,0194951
C	0,7111575 **	0,4249898	1,290078 *	0,2327958
R-Squared	0,2056		0,4103	

Sumber: Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan : \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$ , dan  $\alpha=10\%$

Sebagaimana Indonesia, indeks saham syariah Taiwan juga hanya dipengaruhi oleh kurs dengan pengaruh terbesar dibandingkan dengan negara-negara lain dalam penelitian ini, yaitu sebesar -5,463257, artinya apabila kurs naik 1%, maka indeks saham syariah Taiwan akan turun sebesar 5,46%, begitupun sebaliknya. Sehingga persamaanya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,7111575 - 0,0266717 \text{ INDEKS}_{t-1} - 5,463257 \text{ KURS}_t + e$$

Indeks saham syariah Thailand lebih dipengaruhi oleh kurs dan jumlah

kasus. Sedangkan jumlah kematian tidak signifikan. Tidak berbeda dengan negara-negara lain, kurs memberikan pengaruh terbesar, yaitu -2,158745. Apabila kurs naik 1%, maka indeks saham syariah Thailand akan turun sebesar 2,16%, begitupun sebaliknya. Sehingga model akhirnya sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 1,290078 - 0,0925452 \text{ INDEKS}_{t-1} - 2,158745 \text{ KURS}_t + 0,0516229 \text{ CASE}_t + e$$

Hasil estimasi model jangka panjang menunjukkan bahwa perubahan indeks saham syariah Cina, Indonesia, Jepang, Kuwait, Qatar, Sri Lanka, Taiwan dan Taiwan lebih dipengaruhi oleh perubahan kurs dibandingkan dengan dua variabel lainnya dan juga menemukan bahwa pengaruh kurs lebih besar dibandingkan dengan variabel lainnya dalam penelitian ini.

### Hasil Model NARDL

Syarat pengujian model NARDL tidak beda dengan model ARDL, yaitu tidak ada data yang stasioner pada tingkat diferensi kedua. Data indeks saham syariah di wilayah Asia telah dilakukan uji stasioneritas pada tabel 14 sampai dengan tabel 26 dan menunjukkan bahwa semua data telah stasioner pada diferensi pertama sehingga estimasi model NARDL dapat dilakukan. Estimasi model NARDL dilakukan untuk mengetahui efek asimetris jangka panjang indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah di wilayah Asia. Setelah dilakukan estimasi, ditemukan efek asimetris jangka panjang indeks saham syariah Cina pada indeks saham syariah Taiwan, Pakistan dan Sri lanka yang ditunjukkan oleh tabel 35 berikut:

**Tabel 19**

#### Koefisien Asimetris Jangka Panjang

Var. Indep.	Taiwan		Pakistan		Sri Lanka	
	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.	Coef.	Prob.
INDEKS <sub>t</sub>	-0,049***	0,000	-0,066***	0,000	-0,039***	0,004
CIN [+]	0,937***	0,000	0,686***	0,000	0,489**	0,016
CIN [-]	-0,842***	0,000	-0,683***	0,000	-0,503*	0,051
C	0,441***	0,000	0,6386***	0,000	0,290***	0,004

Sumber : Data Sekunder, diolah (2021)

Keterangan: \*\*\*, \*\*, \* secara berurutan menunjukkan signifikansi pada  $\alpha=1\%$ ,  $\alpha=5\%$  dan  $\alpha=10\%$

Tabel 35 menunjukkan nilai koefisien yang berbeda ketika terjadi kenaikan dan penurunan pada indeks saham syariah Cina. Hasil estimasi di atas dapat dijabarkan sebagai berikut. Apabila terjadi kenaikan 1% pada indeks saham syariah Cina, maka akan terjadi kenaikan sebesar 0,937% pada indeks saham syariah Taiwan. Namun, apabila terjadi penurunan 1% pada indeks saham syariah Cina, maka akan terjadi kenaikan sebesar 0,842% pada indeks saham syariah Taiwan. Hal ini menunjukkan bahwa indeks saham syariah Taiwan tidak sepenuhnya dipengaruhi oleh indeks saham syariah Cina. Hal tersebut dapat dilihat pada saat terjadi penurunan indeks saham syariah Cina, indeks saham Taiwan tetap mengalami peningkatan (tidak ikut berkontraksi). Sehingga model NARDL pada indeks saham Taiwan sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,441 - 0,049 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,937 \text{ CIN}^+_t - 0,842 \text{ CIN}^-_t + e$$

Tidak berbeda dengan Taiwan, indeks saham syariah Pakistan juga menunjukkan reaksi yang sama. Pada saat indeks saham syariah Cina mengalami kenaikan 1%, hal tersebut akan direspon positif oleh indeks saham syariah Pakistan sebesar 0,937%. Sebaliknya apabila indeks saham syariah Cina berkontraksi 1%, indeks saham syariah Pakistan tetap positif dan hanya mengalami sedikit kontraksi dari respon sebelumnya, yaitu



0,683%. Sehingga persamaan yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,6386 - 0,066 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,686 \text{ CIN}^+_t - 0,683 \text{ CIN}^-_t + e$$

Indeks saham syariah Sri Lanka juga menunjukkan respon yang sama. Kenaikan 1% pada indeks saham syariah Cina menyebabkan kenaikan sebesar 0.489% pada indeks saham syariah Pakistan. Namun, pada saat indeks saham Cina berkontraksi 1%, indeks saham syariah Pakistan tetap positif, bahkan lebih tinggi dibanding pada saat terjadi kenaikan, yaitu akan naik sebesar 0,503%. sehingga model yang terbentuk sebagai berikut:

$$\Delta \text{INDEKS}_t = 0,290 - 0,039 \text{ INDEKS}_{t-1} + 0,489 \text{ CIN}^+_t - 0,503 \text{ CIN}^-_t + e$$

### **Pembahasan Model ARDL**

Pengujian dengan model ARDL menemukan bahwa variabel kurs berkointegrasi atau memiliki pengaruh jangka panjang terhadap indeks saham syariah Cina sebesar 4,890919%, Indonesia sebesar 1,697348%, Sri Lanka sebesar 2,323363%, Taiwan sebesar 5,463257% dan Thailand sebesar 2,158745% dengan arah yang negatif. Nilai mata uang yang menguat dapat menyebabkan kelesuan pada perdagangan di pasar saham (Ningsih, 2020). Ketika kurs dolar menguat, pasar keuangan dapat memberikan pengembalian yang lebih tinggi dibandingkan dengan di pasar modal (Asih & Akbar, 2016). Sehingga investor akan cenderung untuk menarik dananya yang berada di pasar modal untuk kemudian ditempatkan dipasarkan keuangan. Dengan demikian, permintaan menurun dan pada akhirnya akan menurunkan harga saham. Secara lebih spesifik, apabila kurs dolar menguat maka perusahaan yang melakukan impor bahan akan mengeluarkan biaya lebih banyak dari pada sebelumnya sehingga pendapatan semakin sedikit dan perusahaan akan lebih memilih untuk memenuhi kebutuhan pokoknya dibandingkan dengan membagikan deviden. Apabila dilihat dari hasil temuan, pengaruh kurs memiliki dampak paling besar dibandingkan dengan dampak dari variabel independen lainnya dalam penelitian ini. Oleh karena itu, para pelaku pasar modal, khususnya investor internasional harus memperhatikan pergerakan dari kurs untuk meminimalisir risiko pada portofolio investasinya. Hasil penelitian ini sejalan dengan penelitian yang dilakukan oleh R. Ali *et al.* (2020), dan Syahri & Robiyanto, (2020).

Sedangkan pada variabel Covid-19, yaitu Jumlah kasus berkointegrasi terhadap indeks saham Cina sebesar -1,110757%, Jepang sebesar 1,110757%, Kuwait sebesar 0,3189266%, Sri lanka sebesar 0,064974% dan Thailand sebesar 0,0516229%. Penelitian Sharma *et al.* (2021) juga menemukan bahwa terdapat hubungan jangka panjang antara jumlah kasus terhadap pasar saham. Jumlah kematian berkointegrasi terhadap indeks saham Cina, Jepang sebesar -0,0985782%, Kuwait sebesar -0,1971834% dan Qatar sebesar 0,0536523%. Penelitian ini mendukung penelitian Czech *et al.* (2020) dan Topcu & Gulal (2020) yang menemukan pengaruh pandemi Covid-19 terhadap indeks saham. Jumlah kasus yang semakin tinggi menyebabkan peningkatan volatilitas harga saham (Hoshikawa & Yoshimi, 2021). Volatilitas harga saham menunjukkan profil risiko dari sebuah investasi. Sehingga apabila volatilitas tinggi, maka risiko yang dialami oleh investor juga semakin tinggi. Hal tersebut disebabkan oleh ketidakpastian kondisi ekonomi sebagai dampak dari adanya krisis. Dalam konteks pandemic Covid-19, jumlah kasus dan kematian menjadi salah satu tolak ukur investor untuk mengukur risiko. Jumlah kasus dan jumlah kematian yang semakin tinggi menyebabkan semakin tingginya risiko dan meningkatkan sentimen investor pada pasar modal (Chen & Haga, 2021; Kim & Ryu, 2020; Ryu *et al.*, 2020).

Jumlah kasus dan kematian menyebabkan beberapa dampak terhadap dunia usaha seperti menghentikan kegiatan usaha, berkurangnya tenaga kerja, pendapatan yang berkurang bahkan tidak ada, namun pengeluaran *fixed cost* tetap berjalan, seperti biaya sewa, daya listrik dan sebagainya. Sehingga hal tersebut dapat membuat perusahaan tidak membagikan deviden dan anjloknya harga saham.

### **Pembahasan Model NARDL**

Hasil penelitian mengenai hubungan indeks saham syariah Cina terhadap indeks saham syariah Asia dijelaskan dengan adanya *spillover effect*. Berdasarkan hasil estimasi model NARDL, besarnya *spillover effect* indeks saham syariah Cina pada saat terjadi kenaikan ( $CIN^+$ ) dan penurunan ( $CIN^-$ ) terhadap indeks saham Taiwan secara berturut-turut adalah sebesar 0,937% dan -0,842%, terhadap indeks saham syariah Pakistan secara berturut-turut sebesar 0,686% dan -0,683%, dan terhadap indeks saham syariah Sri Lanka sebesar 0,489% dan -0,503%. Angka-angka tersebut menunjukkan pengaruh asimetris *spillover effect* dari pergerakan indeks saham Syariah Cina terhadap indeks saham syariah Taiwan, Pakistan dan Sri Lanka. Berdasarkan besarnya, dapat disimpulkan bahwa kontraksi yang terjadi di Cina pada saat pandemi Covid-19 tidak terlalu mempengaruhi indeks saham syariah lainnya. Hal tersebut dapat disebabkan oleh hubungan dagang dan integrasi keuangan yang kurang erat dari ketiga negara tersebut.

Penelitian mengenai pengaruh asimetris antar indeks saham dengan menggunakan model NARDL belum pernah ditemukan oleh peneliti. Namun, dengan model yang lain, yaitu EGARH, penelitian Panjaitan & Novel (2021) menemukan efek asimetris *spillover* pasar modal Cina terhadap pasar modal Indonesia. Selain itu, selain adanya pengaruh *spillover* dari Cina, penelitian Jebran *et al.* (2017) menemukan bahwa pasar modal Pakistan dan Sri Lanka memiliki volatilitas *spillover* secara asimetris.

Hasil penelitian ini juga memperkuat hasil penelitian Guimarães Filho & Hong (2016) bahwa *shock* yang terjadi di Cina dapat menyebabkan guncangan pada perekonomian negara di wilayah Asia-Pasifik. Penelitian Youssef *et al.* (2021) menemukan bahwa berita buruk yang berasal dari Cina selama pandemi Covid-19 merupakan berita buruk bagi beberapa negara yang paling cepat terdampak virus.

### **Kesimpulan**

Hasil pengujian dengan model ARDL menemukan bahwa variabel kurs berkointegrasi terhadap indeks saham syariah Cina, Indonesia, Sri Lanka, Taiwan dan Thailand. Jumlah kasus berkointegrasi terhadap indeks saham Cina, Jepang, Kuwait, Sri Lanka dan Thailand. Jumlah kematian berkointegrasi terhadap indeks saham Cina, Jepang, Kuwait dan Qatar. Sedangkan pengujian dengan model NARDL, menemukan bahwa terdapat hubungan asimetris jangka panjang antara indeks saham syariah Cina dengan indeks saham syariah di 3 negara Asia, yaitu Taiwan, Pakistan dan Sri Lanka. Penelitian ini terbatas pada pasar modal syariah dalam lingkup regional Asia dan hanya menggunakan satu variabel makroekonomi, yaitu kurs dollar. Untuk lebih komprehensifnya penelitian ini, peneliti menyarankan untuk penelitian selanjutnya agar lebih memperluas cakupannya tidak hanya dalam lingkup regional namun internasional serta menggunakan lebih banyak variabel makroekonomi seperti harga minyak, inflasi, suku bunga dan lainnya.

### Daftar Pustaka

- Abdullahi, S. I. (2021). Islamic Equities and COVID-19 Pandemic : Measuring Islamic Stock Indices Correlation and Volatility in Period of Crisis. *Islamic Economic Studies*. <https://doi.org/10.1108/IES-09-2020-0037>
- Alber, N. (2020a). The Effect of Coronavirus Spread on Stock Markets: The Case of the Worst 6 Countries. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3578080>
- Alber, N. (2020b). Finance in the Time of Coronavirus during 100 Days of Isolation: The Case of the European Stock Markets. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3631517>
- Alber, N., & Saleh, A. (2020). The Impact of Covid-19 Spread on Stock Markets: The Case of the GCC Countries. *International Business Research*, 13(11), 16. <https://doi.org/10.5539/IBR.V13N11P16>
- Ali, M., Alam, N., & Rizvi, S. A. R. (2020). Coronavirus (COVID-19) — An Epidemic or Pandemic for Financial Markets. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 27, 100341. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2020.100341>
- Ali, R., Mangla, I. U., Rehman, R. U., Xue, W., Naseem, M. A., & Ahmad, M. I. (2020). Exchange rate, gold price, and stock market nexus: A quantile regression approach. *Risks*, 8(3), 1–16. <https://doi.org/10.3390/risks8030086>
- Asaad, Z. A. (2021). Oil Price, Gold Price, Exchange Rate and Stock Market in Iraq Pre-During Covid19 Outbreak: an Ardl Approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 11(5), 562–571. <https://doi.org/10.32479/ijeep.11552>
- Ashraf, B. N. (2020). Stock markets' reaction to COVID-19: Cases or fatalities? *Research in International Business and Finance*, 54(May), 101249. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2020.101249>
- Asih, N. W. S., & Akbar, M. (2016). Analisis Pengaruh Inflasi, Suku Bunga, Nilai Tukar (Kurs) Dan Pertumbuhan Produk Domestik Bruto (PDB) Terhadap Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Studi Kasus Pada Perusahaan Properti Yang Terdaftar Di Bursa Efek Indonesia. *Jurnal Manajemen Dan Akuntansi*, 17(1), 43–52.
- Aslam, F., Mohmand, Y. T., Ferreira, P., Memon, B. A., Khan, M., & Khan, M. (2020). Network Analysis of Global Stock Markets at the Beginning of the Coronavirus Disease (Covid-19) Outbreak. *Borsa Istanbul Review*, 20, S49–S61. <https://doi.org/10.1016/j.bir.2020.09.003>
- Azhar, J. A., Wulandari, R., & Kalijaga, U. I. N. S. (2021). *Stock Performance Based on Sharia Stock Screening : Comparasion Between Syariah Stock Indices of Indonesia and Malaysia*. 1(1), 14–26. <https://doi.org/10.20885/AMBR.vol1.iss1.art2>
- Baker, S. R., Bloom, N., Davis, S. J., Kost, K. J., Sammon, M. C., & Viratyosin, T. (2020). The Unprecedented Stock Market Impact of Covid-19. *National Bureau of Economic Research*.
- Chen, S. T., & Haga, K. Y. A. (2021). Using E-GARCH to Analyze the Impact of Investor Sentiment on Stock Returns Near Stock Market Crashes. *Frontiers in Psychology*, 12(July). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.664849>
- Czech, K., Wielechowski, M., Kotyza, P., Benešová, I., & Laputková, A. (2020). Shaking stability: COVID-19 impact on the Visegrad Group countries' financial markets. *Sustainability (Switzerland)*, 12(15), 1–18. <https://doi.org/10.3390/SU12156282>
- Ghozali, I., & Ratmono, D. (2018). *Analisis Multivariat dan Ekonometrika (Kedua)*. Badan Penerbit-Undip.
- Gormsen, N. J. C., & Kojien, R. S. J. (2020). Coronavirus: Impact on Stock Prices and

- Growth Expectations. *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(4), 574–597.  
<https://doi.org/10.3386/W27387>
- Griffith, R., Levell, P., & Stroud, R. (2020). The impact of COVID-19 on Share Prices in the UK. *Institute For Fiscal Studies*. <https://doi.org/10.1920/BN.IFS.2020.BN0276>
- Grima, S., Özdemir, L., Özen, E., & Romānova, I. (2021). The interactions between covid-19 cases in the usa, the vix index and major stock markets. *International Journal of Financial Studies*, 9(2). <https://doi.org/10.3390/ijfs9020026>
- Guimarães Filho, R., & Hong, G. H. (2016). Dynamic Connectedness of Asian Equity Markets. *IMF Working Papers*, 16(57), 1. <https://doi.org/10.5089/9781513572451.001>
- Hasan, M. B., Mahi, M., Sarker, T., & Amin, M. R. (2021). Spillovers of the COVID-19 Pandemic: Impact on Global Economic Activity, the Stock Market, and the Energy Sector. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(5), 200. <https://doi.org/10.3390/jrfm14050200>
- He, L. (2020). *China stocks plunged 8% as coronavirus fears took hold. It's the worst day in years - CNN*. <https://edition.cnn.com/2020/02/02/investing/china-markets-coronavirus/index.html>
- He, Q., Liu, J., Wang, S., & Yu, J. (2020). The impact of COVID-19 on Stock Markets. *Economic and Political Studies*, 0(0), 275–288. <https://doi.org/10.1080/20954816.2020.1757570>
- Hoshikawa, T., & Yoshimi, T. (2021). The Effect of the COVID-19 Pandemic on South Korea's Stock Market and Exchange Rate. *Developing Economies*, 59(2), 206–222. <https://doi.org/10.1111/deve.12276>
- Hung, N. T. (2019). Return and volatility spillover across equity markets between China and Southeast Asian countries. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(47), 66–81. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-10-2018-0106>
- International Monetary Fund. (2021). Fault Lines Widen in The Global Recovery. *World Economic Outlook Update, July 2021*, 1–21. <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2021/07/27/world-economic-outlook-update-july-2021>
- Jain, D. (2021). *Dow, S&P 500 sink 2% as Virus Surge Stifles Recovery Hopes*. [Www.Reuters.Com. https://www.reuters.com/business/dow-futures-slide-1-virus-surge-raises-growth-worries-2021-07-19/](https://www.reuters.com/business/dow-futures-slide-1-virus-surge-raises-growth-worries-2021-07-19/)
- Jebran, K., Chen, S., Ullah, I., & Mirza, S. S. (2017). Does volatility spillover among stock markets varies from normal to turbulent periods? Evidence from emerging markets of Asia. *Journal of Finance and Data Science*, 3(1–4), 20–30. <https://doi.org/10.1016/j.jfds.2017.06.001>
- Junaidi, A., Ghafur Wibowo, M., & Hasni. (2021). Pengaruh Variabel Ekonomi Makro Terhadap Indeks Saham Syariah Indonesia (ISSI) Periode Tahun 2014-2019. In *Jurnal Ekonomi Dan Bisnis* (Vol. 24, Issue 1). <https://doi.org/10.31941/JEBI.V24I1.1364>
- Kim, K., & Ryu, D. (2020). Predictive Ability Of Investor Sentiment For The Stock Market. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 4(2019), 33–46.
- Lento, C., & Gradojevic, N. (2021). S&P 500 Index Price Spillovers around the COVID-19 Market Meltdown. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(7), 330. <https://doi.org/10.3390/jrfm14070330>
- Liu, H., Manzoor, A., Wang, C., Zhang, L., & Manzoor, Z. (2020). The COVID-19 outbreak and affected countries stock markets response. *International Journal of*

- Environmental Research and Public Health*, 17(8).  
<https://doi.org/10.3390/IJERPH17082800>
- Macheel, T., & Stevens, P. (2021). *Dow Tumbles 700 Points for its Worst Drop since October as Investors Fear a Covid Resurgence*. *Www.Cnbc.Com*.  
<https://www.cnbc.com/2021/07/18/stock-market-futures-open-to-close-news.html>
- Marçal, E. F., Prince, D. de, Zimmermann, B., Merlin, G., & Simões, O. (2020). Assessing Global Economic Activity Linkages: The Role Played by United States, Germany and China. *Economia*, 21(1), 38–56. <https://doi.org/10.1016/j.econ.2020.01.001>
- Mazur, M., Dang, M., & Vega, M. (2020). COVID-19 and March 2020 Stock Market Crash. Evidence from S&P500. *SSRN Electronic Journal*.  
<https://doi.org/10.2139/SSRN.3586603>
- McKibbin, W., & Vines, D. (2020). Global macroeconomic cooperation in response to the COVID-19 pandemic: A roadmap for the G20 and the IMF. *Oxford Review of Economic Policy*, 36, S297–S337. <https://doi.org/10.1093/oxrep/graa032>
- Mustafa, H. M. (2020). The impact of some macroeconomic variables on the general index of the Iraq Stock Exchange Duration (2005-2018): an applied study. *Academic Journal of Nawroz University*, 9(4), 105–116.  
<https://doi.org/https://doi.org/10.25007/ajnu.v9n4a917>
- Nguyen, T. N., Nguyen, D. T., & Nguyen, V. N. (2020). The impacts of oil price and exchange rate on Vietnamese stock market. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 7(8), 143–150. <https://doi.org/10.13106/JAFEB.2020.VOL7.NO8.143>
- Ningsih, M. A. (2020). Pengaruh Inflasi, Suku Bunga dan Nilai Tukar Terhadap Harga Saham. *Journal of Chemical Information and Modeling*, 53(9), 1689–1699.
- O'Donnell, N., Shannon, D., & Sheehan, B. (2021). Immune or at-risk? Stock markets and the significance of the COVID-19 pandemic. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 30, 100477. <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2021.100477>
- Panjaitan, Y., & Novel, R. (2021). Volatility Spillover Among Asian Developed Stock Markets to Indonesia Stock Market During Pandemic Covid-19. *Jurnal Keuangan Dan Perbankan*, 25(2), 342–354. <https://doi.org/10.26905/jkdp.v25i2.5532>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326.
- Rahmayani, D., & Oktavilia, S. (2021). Does the Covid-19 Pandemic Affect the Stock Market in Indonesia? *Jurnal Ilmu Sosial Dan Ilmu Politik*, 24(1), 33–47.  
<https://doi.org/10.22146/JSP.56432>
- Robiyanto, R., Santoso, M. A., Atahau, A. D. R., & Harijono, H. (2019). The Indonesia Stock Exchange and its Dynamics: An Analysis of The Effect of Macroeconomic Variables. *Montenegrin Journal of Economics*, 15(4), 59–73.  
<https://doi.org/10.14254/1800-5845/2019.15-4.5>
- Rusmita, S. A., & Swastika, P. (2021). Do Islamic Stock Indexes Integrated with Conventional Stock Indexes?: Evidence from Indonesia and Malaysia. *Asian Management And Business Review* ..., 1(1), 57–67.  
<https://doi.org/10.20885/AMBR.vol1.iss1.art6>
- Ryu, D., Ryu, D., & Yang, H. (2020). Investor Sentiment, Market Competition, and Financial Crisis: Evidence from the Korean Stock Market. *Emerging Markets Finance and Trade*, 56(8), 1804–1816. <https://doi.org/10.1080/1540496X.2019.1675152>
- Saidi, L. O., Muthalib, A. A., Adam, P., Rumbia, W. A., & Sani, L. O. A. (2021). Exchange rate, exchange rate volatility and stock prices: An analysis of the symmetric and

- asymmetric effect using ardl and nardl models. *Australasian Accounting, Business and Finance Journal*, 15(4), 179–190. <https://doi.org/10.14453/aabfj.v15i4.11>
- Saleem, A., Bárczi, J., & Sági, J. (2021). COVID-19 and Islamic Stock Index: Evidence of Market Behavior and Volatility Persistence. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(8), 389. <https://doi.org/10.3390/jrfm14080389>
- Saraswati, H. (2020). Dampak Pandemi Covid-19 Terhadap Pasar Saham Di Indonesia. *Jurnal Riset Akuntansi & Kenangan Dewantara*, 3(2), 153–163. <http://ejournal.stiedewantara.ac.id/index.php/JAD/issue/view/54>
- Sari, L. K., Achsani, N. A., & Sartono, B. (2017). Volatility Transmission of the Main Global Stock Return Towards Indonesia. *Bulletin of Monetary Economics and Banking*, 20(2), 229–254.
- Sattar, A., Felix, E., & Fahad, M. (2020). The Response of Financial Market Indices to Covid-19 Pandemic. *Financial Studies*, 3.
- Sekaran, U. (2019). *Metode Penelitian Untuk Bisnis* (Kedua). Salemba Empat.
- Sharma, G. D., Tiwari, A. K., Jain, M., Yadav, A., & Erkut, B. (2021). Unconditional and conditional analysis between covid-19 cases, temperature, exchange rate and stock markets using wavelet coherence and wavelet partial coherence approaches. *Heliyon*, 7(2), e06181. <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2021.e06181>
- Sumani, S., & Saadah, S. (2019). Watch Your Neighbor: A Volatility Spillover in ASEAN-5 Stock Exchange. *Binus Business Review*, 10(1), 59–65. <https://doi.org/10.21512/bbr.v10i1.5400>
- Syahri, A., & Robiyanto, R. (2020). The correlation of gold, exchange rate, and stock market on Covid-19 pandemic period. *Jurnal Keuangan Dan Perbankan*, 24(3), 350–362. <https://doi.org/10.26905/jkdp.v24i3.4621>
- Tambunan, D. (2020). Investasi Saham di Masa Pandemi COVID-19. *Widya Cipta: Jurnal Sekretari Dan Manajemen*, 4(2), 117–123. <https://doi.org/10.31294/widyacipta.v4i2.8564>
- Topcu, M., & Gulal, O. S. (2020). The Impact of COVID-19 on Emerging Stock Markets. *Finance Research Letters*, 36, 101691. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101691>
- Wang, Q., & Han, X. (2021). Spillover effects of the United States economic slowdown induced by COVID-19 pandemic on energy, economy, and environment in other countries. *Environmental Research*, 196(February), 110936. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2021.110936>
- Widarjono, A. (2018). *Ekonometrika: Pengantar dan Aplikasinya* (Kelima). UPP STIM YKPN.
- Yan, B., Stuart, L., Tu, A., & Zhang, Q. (2020). Analysis of the Effect of COVID-19 on the Stock Market and Investing Strategies. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3563380>
- Yan, C. (2020). COVID-19 Outbreak and Stock Prices: Evidence from China. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/SSRN.3574374>
- Yeyati, E. L., & Filippini, F. (2021). Social and Economic Impact of Covid-19. *Global Economy and Development Program at Brookings*.
- Youssef, M., Mokni, K., & Ajmi, A. N. (2021). Dynamic Connectedness Between Stock Markets in the Presence of the COVID-19 Pandemic: Does Economic Policy Uncertainty Matter? *Financial Innovation*, 7(1). <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00227-3>