

ANALISIS REGRESI FAKTOR PANEL DINAMIS BLUNDELL-BOND DENGAN ESTIMASI *SYSTEM-GENERALIZED METHOD OF MOMENT* PADA SAHAM FARMASI DI BEI

Hanifah Nur Aini^{1*}, Dwi Ispriyanti², Suparti³

^{1,2,3}Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro

*e-mail : nurhanifah605@gmail.com

DOI: 10.14710/J.GAUSS.11.3.447-457

Article Info:

Received: 2022-09-06

Accepted: 2022-11-14

Available Online: 2023-01-03

Keywords:

pharmaceutical stock, factor analysis, GMM dynamic panel regression.

Abstract: The pharmaceutical sector has become a concern during the Covid-19 pandemic because of the large use of drugs. Companies need to improve financial performance to increase their share prices and investors need analysis to predict future stock prices. This study aims to analyze the influence of stock prices on 10 pharmaceutical companies on the Indonesia Stock Exchange during the third quarter of 2020 to the third quarter of 2021. Based on previous research, the factors that are thought to have an effect on changes in stock prices are internal financial ratios (ROA, ROE, NPM, GPM, EPS, PER, BV, PBV, DAR, DER, CR, QR, Cash Asset Ratio) and external inflation, exchange rates, interest rates. The method used in this research is dynamic panel factor regression analysis with GMM (Generalized Method of Moment) estimation. Factor analysis to reduce the independent variables to form a factor score which is then entered into the regression. The regression model was obtained from the comparison of Arellano-Bond GMM and Blundell-Bond System. The GMM system is the development of Arellano-Bond which will produce more efficient estimates when the sample time series is short. The results of the study were obtained 3 factor scores with a total variance of 81.757% from the elimination of 6 variables that had MSA <0.5. The best model is the Blundell-Bond Twostep System which fulfills the model assumptions with RMSE 803.276.

1. PENDAHULUAN

Saham merupakan salah satu instrumen investasi. Harga saham ikut terdampak pandemi yaitu ada perbedaan harga sebelum dan sesudah Covid-19 (Hutauruk, 2021). Pada awal pandemi, penurunan harga terjadi di semua sektor industri, hingga perkembangan selama pandemi pada saham sub-sektor farmasi mengalami peningkatan kinerja karena obat-obatan lebih banyak digunakan (Lathifah *et al.*, 2021). Dalam berinvestasi, investor dan perusahaan perlu mempertimbangkan faktor pengaruh harga saham baik untuk mencapai keuntungan investor atau peningkatan kinerja perusahaan. Faktor yang diduga mempengaruhi perubahan harga saham yaitu faktor internal rasio keuangan meliputi profitabilitas, likuiditas, solvabilitas, dan nilai pasar serta faktor eksternal seperti inflasi, suku bunga, dan nilai kurs.

Analisis harga saham dan faktor yang diduga mempengaruhinya dari 10 perusahaan farmasi di BEI selama 5 kuartal dari Kuartal III 2020 - III 2021 dapat menggunakan metode regresi panel dinamis dengan estimasi *System Generalized Method of Moment* (GMM). Dinamis dalam hal ini diasumsikan bahwa harga saham dipengaruhi oleh harga periode sebelumnya. Estimasi dengan *Ordinary Least Squares* (OLS) jika digunakan untuk regresi panel dinamis akan menghasilkan estimasi bias dan tidak konsisten karena ada korelasi *lag* dependen dengan *error*, sehingga digunakan estimasi GMM yang menghasilkan estimasi tak bias, konsisten, dan efisien (Baltagi, 2005). Metode estimasi *System* (SYS) GMM Blundell-

Bond dianggap lebih efisien untuk sampel dengan periode waktu pendek daripada model Arellano-Bond estimasi *First Difference* (FD) GMM (Baltagi, 2005). Selain itu, metode analisis faktor digunakan lebih awal untuk mereduksi banyaknya variabel independen yang kemudian akan dimasukkan ke regresi. Oleh karena itu, analisis menggunakan gabungan metode analisis faktor dan regresi data panel dinamis dengan estimasi GMM. Tujuan penelitian yaitu mendapatkan *factor scores* dari variabel independen dengan analisis faktor, mendapat model regresi panel dinamis dengan estimasi GMM, dan memperoleh faktor yang mempengaruhi perubahan harga saham farmasi di Bursa Efek Indonesia (BEI).

2. TINJAUAN PUSTAKA

Saham yaitu tanda penyertaan modal seseorang dalam suatu perusahaan. Adapun faktor yang dapat mempengaruhi perubahan harga saham yaitu faktor internal dan eksternal (Adnyana, 2020). Faktor internal dari rasio keuangan antara lain :

1. Rasio profitabilitas, untuk mengukur kemampuan perusahaan dalam menghasilkan laba, meliputi ROA (*Return On Assets*), ROE (*Return On Equity*), NPM (*Net Profit Margin*), dan GPM (*Gross Profit Margin*). ROA yaitu rasio untuk menilai kontribusi aset dalam menghasilkan laba bersih. ROE sebagai penilaian kontribusi ekuitas/modal dalam menciptakan laba. NPM ialah rasio untuk mengukur persentase laba bersih terhadap penjualan bersih, sedangkan GPM mengukur persentase laba kotor atas penjualan bersih.
2. Rasio pasar adalah rasio untuk menghubungkan antara laba saham dengan laba buku per saham, meliputi EPS (*Earning Per Share*), PER (*Price Earning Ratio*), BV (*Book Value*), dan PBV (*Price to Book Value*). EPS adalah rasio yang menunjukkan keuntungan dari satu lembar saham. PER ialah rasio antara harga per lembar saham dengan EPS. Sedangkan BV yaitu rasio perbandingan antara total modal dengan jumlah lembar saham beredar dan PBV menunjukkan rasio harga pasar per lembar dengan BV.
3. Rasio Solvabilitas, untuk mengukur kemampuan perusahaan dalam membayar kewajiban baik jangka panjang dan pendek, meliputi DAR (*Debt to Total Assets Ratio*) dan DER (*Debt to Total Equity Ratio*). DAR ialah rasio untuk mengukur total utang terhadap total aset sedangkan DER mengukur proporsi utang terhadap modal pemilik.
4. Rasio Likuiditas, untuk melihat kemampuan perusahaan dalam membayar utang jangka pendek yang segera jatuh tempo meliputi CR (*Current Ratio*), QR (*Quick Ratio*), dan *Cash Asset Ratio*. CR yaitu rasio untuk mengukur kemampuan perusahaan dalam membayar utang dengan menggunakan aset lancar. QR menggunakan aset sangat lancar yaitu dengan tidak menggunakan persediaan barang dagang, serta *Cash Asset Ratio* mengukur kemampuan uang kas dan setara kas dalam menutupi utang jangka pendek.

Faktor eksternal meliputi inflasi, suku bunga, dan nilai kurs (Adnyana, 2020). Inflasi adalah peningkatan harga produk secara keseluruhan sehingga daya beli masyarakat turun. Nilai kurs ialah harga mata uang domestik terhadap mata uang asing, sedangkan tingkat suku bunga Bank Indonesia yaitu suku bunga kebijakan yang mencerminkan kebijakan moneter yang ditetapkan Bank Indonesia dan diumumkan ke publik. Perusahaan farmasi di BEI yaitu DVLA (Darya-Varia Laboratoria Tbk), INAF (Indofarma Tbk), KAEF (Kimia Farma Tbk), KLBF (Kalbe Farma Tbk), MERK (Merck Tbk), PEHA (Phapros Tbk), PYFA (Pyridam Farma Tbk), SCPI (Organon Pharma Indonesia), SIDO (Industri Jamu dan Farmasi Sido Muncul Tbk), SOHO (Soho Global Health Tbk), dan TSPC (Tempo Scan Pacific Tbk).

Analisis faktor adalah metode untuk menganalisis hubungan sejumlah variabel dan mengubahnya ke bentuk dimensi yang mendasari variabel tersebut (disebut *factor*) (Hair *et al.*, 2010). Model analisis faktor dituliskan pada persamaan (1) (Johnson & Wichern, 2007).

$$X_k - \mu_k = l_{k1}F_1 + l_{k2}F_2 + \dots + l_{kj}F_j + \varepsilon_k \text{ atau matriks : } \mathbf{X} - \boldsymbol{\mu} = \mathbf{L} \mathbf{F} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (1)$$

Struktur kovarians \mathbf{X} , yaitu $\mathbf{\Sigma} = Cov(\mathbf{X}) = \mathbf{L}\mathbf{L}' + \mathbf{\Psi}$ dan $Cov(\mathbf{X}, \mathbf{F}) = \mathbf{L}$ dengan

$$Var(X_k) = \underbrace{l_{k1}^2 + l_{k2}^2 + \dots + l_{km}^2}_{\text{komunalitas}} + \underbrace{\psi_k}_{\text{variansi unik/error}}$$

Komunalitas merupakan proporsi varian yang dijelaskan oleh *common factor* (F) terhadap varian seluruh variabel (Hair *et al.*, 2010). Penanganan kasus jika ada variabel dengan variansi besar yang mengakibatkan penentuan *loading factor* (l_{kj}) kurang tepat, maka dilakukan pembakuan dengan $Z_k = \frac{X_k - \mu_k}{\sqrt{\sigma_k^2}}$. Tahapan pertama dalam analisis faktor adalah pembentukan matriks korelasi (\mathbf{R}) dengan korelasi *product moment pearson*.

Analisis faktor mengasumsikan bahwa sampel telah diambil dari populasi normal multivariat. Asumsi dalam analisis faktor meliputi uji normal multivariat, uji bartlett, dan ukuran KMO (*Kaiser Meyer Olkin*) serta MSA (*Measure of Sampling Adequacy*). Pengujian normal multivariat dengan jarak mahalanobis (Johnson & Wichern, 2007) :

1. Tentukan jarak mahalanobis : $d_j^2 = (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})$, $j = 1, 2, \dots, n$ (2)
2. Urutkan d_j^2 sesuai dengan urutan naik dari terkecil hingga terbesar
3. Tentukan $q_j = \chi_{prob,p}^2$ dengan $prob = \frac{j-0,5}{n}$, $j = 1, 2, \dots, n$ dan p (banyaknya variabel)
4. Plot pasangan (q_j, d_j^2) , $j = 1, 2, \dots, n$

Asumsi terpenuhi secara visual jika hasil plot mengikuti garis lurus. Secara formal dilakukan dengan kriteria proporsi 50% jarak mahalanobis. Hipotesis :

H_0 : sampel berasal dari populasi berdistribusi normal

H_1 : sampel berasal dari populasi yang tidak berdistribusi normal

Statistik uji : jarak mahalanobis $d_j^2 = (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})' \mathbf{\Sigma}^{-1} (\mathbf{x}_j - \bar{\mathbf{x}})$ sesuai persamaan (2).

Kriteria uji : tolak H_0 jika nilai $d_j^2 \leq \chi_{50\%;df}^2$ kurang dari 50% data.

Uji Bartlett bertujuan untuk mengetahui bahwa terdapat hubungan antar variabel atau tidak (Hair *et al.*, 2010). Berdasarkan matriks korelasi \mathbf{R} *pearson*, hipotesis uji yaitu:

H_0 : $\mathbf{R} = \mathbf{I}_{p \times p}$ (variabel tidak saling berkorelasi)

H_1 : $\mathbf{R} \neq \mathbf{I}_{p \times p}$ (variabel saling berkorelasi)

Statistik uji (Shrestha, 2021) : $\chi^2 = - \left[(n-1) - \frac{(2p+5)}{6} \right] \ln |\mathbf{R}|$ (3)

Kriteria uji : tolak H_0 jika $p\text{-value} < \alpha$ atau $\chi_{hit}^2 > \chi_{\alpha, \left(\frac{p(p-1)}{2}\right)}^2$.

KMO yaitu suatu indeks untuk mengukur kesesuaian data bahwa proses analisis faktor dapat dilakukan atau tidak (Shrestha, 2021). Jika $KMO < 0,5$ maka data tidak dapat diterima (*unacceptable*) untuk analisis faktor (Hair *et al.*, 2010). MSA merupakan perbandingan koefisien korelasi sederhana dan korelasi parsial tiap variabel. Variabel dengan $MSA < 0,5$ maka akan dieliminasi dari analisis faktor (Hair *et al.*, 2010). Statistik uji KMO dan MSA :

$$KMO = \frac{\sum_k^p \sum_{k \neq l}^p r_{kl}^2}{\sum_k^p \sum_{k \neq l}^p r_{kl}^2 + \sum_k^p \sum_{k \neq l}^p a_{kl}^2} \quad \text{dan} \quad MSA(k) = \frac{\sum_{l=1; k \neq l}^p r_{kl}^2}{\sum_{l=1; k \neq l}^p r_{kl}^2 + \sum_{l=1; k \neq l}^p a_{kl}^2} \quad (4)$$

Tahapan analisis faktor setelah uji asumsi yaitu ekstraksi faktor, rotasi faktor, dan estimasi *factor score*. Metode ekstraksi yang digunakan adalah *Principal Component* (komponen utama) untuk mengestimasi nilai *loading factor* l_{kj} yang dituliskan pada persamaan (5) (Johnson & Wichern, 2007).

$$\hat{l}_{kj} = \frac{\hat{e}_{kj} \sqrt{\hat{\lambda}_j}}{\sigma_{X_k}} \quad \text{atau} \quad \hat{l}_{kj} = \hat{e}_{kj} \sqrt{\hat{\lambda}_j} \quad \text{untuk variabel asal yang dibakukan} \quad (5)$$

dan estimasi komunalitas : $\hat{h}_k^2 = \hat{l}_{k1}^2 + \hat{l}_{k2}^2 + \dots + \hat{l}_{km}^2 = \sum_{j=1}^m \hat{l}_{kj}^2$

Penentuan banyak faktor (m) terbentuk meliputi kriteria *eigenvalue* ≥ 1 , persentase variansi dengan total varian faktor umum ke- j yaitu $\frac{\hat{\lambda}_j}{p}$, serta *scree plot* (Johnson & Wichern, 2007).

Kaiser (1958) menyarankan rotasi *orthogonal varimax* yang menghasilkan faktor independen dan bebas multikolinearitas. Jika \hat{L} penaksir \hat{l}_{kj} dari metode komponen utama, maka $L^* = LT$ dengan T memenuhi $TT' = T'T = I$. *Varimax* memilih T yang membuat variansi kuadrat *loading* (V) menjadi semaksimal mungkin (Johnson & Wichern, 2007).

$$V = \left[\frac{1}{p} \sum_{j=1}^m \left\{ \sum_{k=1}^p \tilde{l}_{kj}^4 - \frac{1}{p} \left(\sum_{k=1}^p \tilde{l}_{kj}^2 \right)^2 \right\} \right] \text{ dengan } \tilde{l}_{kj} = \hat{l}_{kj} / \hat{h}_k \quad (6)$$

Factor score yaitu taksiran nilai untuk vektor faktor acak yang tidak teramati F_j ; $j = 1, 2, \dots, m$. Persamaan umum *factor score* ke- j yaitu: $F_j = a_{j1}Z_1 + a_{j2}Z_2 + \dots + a_{jp}Z_p$

Estimasi *factor scores* dengan metode regresi dituliskan pada persamaan (7): $\hat{F} = \hat{a}Z$ atau $\hat{F} = \hat{L}'R^{-1}Z$ dengan $\hat{a} = \hat{L}'R^{-1}$ (Johnson & Wichern, 2007) (7)

Data panel adalah gabungan data pengamatan pada beberapa individu yang diamati dalam beberapa periode waktu berurutan. Regresi panel dinamis yaitu regresi panel yang menambahkan *lag* variabel dependen untuk dijadikan sebagai variabel independen (Baltagi, 2005). Model regresi panel dinamis dituliskan pada persamaan (8) (Arellano & Bond, 1991).

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \mathbf{x}'_{i,t} \boldsymbol{\beta} + u_{i,t} \quad ; i = 1, 2, \dots, N, t = 1, 2, \dots, T \quad (8)$$

β adalah efek jangka pendek (*short-run effect*) dari perubahan $X_{i,t}$, dan $\left(\frac{\beta}{1-\delta}\right)$ adalah efek jangka panjang (*long-run effect*) dari $X_{i,t}$ (Lai et al., 2008). Estimasi model (8) dengan GMM menghasilkan estimasi tak bias, konsisten, dan efisien (Baltagi, 2005). GMM diperoleh dari meminimumkan jumlah kuadrat terboboti dari momen kondisi sampel (Hansen, 1982).

Pada FD-GMM, momen kondisi dan variabel instrumen didasarkan pada model *first-difference* $\Delta y_i = \delta \Delta y_{i,-1} + \Delta \mathbf{x}'_{i,k} \boldsymbol{\beta} + \Delta v_i$. Hasil estimasi AB-GMM pada persamaan (9):

$$\begin{bmatrix} \hat{\delta} \\ \hat{\beta} \end{bmatrix} = \left[\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\Delta y_{i,-1}, \Delta x_i)' Z_i \right) \widehat{W} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' (\Delta y_{i,-1}, \Delta x_i) \right) \right]^{-1} \left[\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (\Delta y_{i,-1}, \Delta x_i)' Z_i \right) \widehat{W} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' \Delta y_i \right) \right] \quad (9)$$

dengan *1-step* $\widehat{W} = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N Z_i' G Z_i \right)^{-1}$ dan *2-step efficient* $\widehat{W} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' \Delta \hat{v}_i \Delta \hat{v}_i' Z_i) \right]^{-1}$ (Wawro, 2002). Matriks variabel instrumen Z_i berorde $(T-2) \times \left(\frac{(T-2)(T-1)}{2} + K \right)$ dan nilai G berorde $(T-2) \times (T-2)$ (Baltagi, 2005):

$$Z_i = \begin{bmatrix} y_{i,1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & \vdots & \Delta x_{i,3,1} & \dots & \Delta x_{i,3,K} \\ 0 & y_{i,1} & y_{i,2} & \dots & 0 & \dots & 0 & \vdots & \Delta x_{i,4,1} & \dots & \Delta x_{i,4,K} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i,1} & \dots & y_{i,T-2} & \vdots & \Delta x_{i,T,1} & \dots & \Delta x_{i,T,K} \end{bmatrix} \text{ dan } G = \begin{bmatrix} 2 & -1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ -1 & 2 & -1 & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & -1 & 2 \end{bmatrix}$$

SYS-GMM memberikan estimasi lebih efisien daripada FD-GMM untuk sampel dengan series waktu T pendek. Dalam SYS-GMM, dilakukan kombinasi antara model *first-difference* dan model *level* (Blundell & Bond, 1998). Hasil estimasi *system* Blundell-Bond sama seperti persamaan (9) dengan \widehat{W} berorde $L \times L$ (L kolom matriks instrumen) dan matriks variabel instrumen berorde $(2T-4) \times \left(\frac{(T+1)(T-2)}{2} + K \right)$ pada persamaan (10).

$$\mathbf{Z}_i(\text{sys}) = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_i(\text{dif}) & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{Z}_i^p(\text{level}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{Z}_i(\text{dif}) & 0 & 0 & \dots & 0 & \vdots & \dots \\ 0 & \Delta y_{i,2} & 0 & \dots & 0 & \vdots & x'_{i,3} \\ 0 & 0 & \Delta y_{i,3} & \dots & 0 & \vdots & x'_{i,4} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \Delta y_{i,T-1} & \vdots & x'_{i,T} \end{bmatrix} \quad (10)$$

Uji spesifikasi model dalam regresi panel dinamis meliputi uji sargan, Arellano-Bond test, dan kriteria ketakbiasan. Uji sargan untuk mengetahui validitas penggunaan variabel instrumen yang melebihi jumlah parameter diestimasi (*overidentifying restrictions*) (Wawro, 2002). Hipotesis :

$$H_0 : E(\mathbf{Z}'\hat{\boldsymbol{\epsilon}}) = 0 \text{ (kondisi } \textit{overidentifying restrictions} \text{ dalam estimasi model valid)}$$

$$H_1 : E(\mathbf{Z}'\hat{\boldsymbol{\epsilon}}) \neq 0 \text{ (kondisi } \textit{overidentifying restrictions} \text{ dalam estimasi model tidak valid)}$$

$$\text{Statistik uji (Arellano \& Bond, 1991) : } s = \hat{\boldsymbol{\epsilon}}'\mathbf{Z}(\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \hat{\boldsymbol{\epsilon}}_i \hat{\boldsymbol{\epsilon}}'_i \mathbf{Z}_i)^{-1} \mathbf{Z}'\hat{\boldsymbol{\epsilon}} \sim \chi^2_{q=L-(K+1)} \quad (11)$$

Kriteria uji : tolak H_0 jika nilai $s > \chi^2_{\alpha; q}$ atau nilai $p\text{-value} < \alpha$.

AB-Test untuk konsistensi estimasi dengan menguji bahwa tidak terdapat korelasi serial orde kedua dari *error* pada persamaan *first difference* (Baltagi, 2005). Hipotesis :

$$H_0 : E(\Delta v_{i,t}, \Delta v_{i,t-2}) = 0 \text{ (tidak terdapat autokorelasi antara } \Delta v_{it} \text{ dan } \Delta v_{i,t-2})$$

$$H_1 : E(\Delta v_{i,t}, \Delta v_{i,t-2}) \neq 0 \text{ (terdapat autokorelasi antara } \Delta v_{it} \text{ dan } \Delta v_{i,t-2})$$

$$\text{Statistik uji (Arellano \& Bond, 1991) : } m_2 = \frac{\Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{-2} \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_*}{(\Delta \hat{\boldsymbol{v}})^2} \sim N(0,1) \quad (12)$$

dengan :

$$\Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{-2} : \text{vektor } \textit{error} \text{ pada } \textit{lag} \text{ ke-2 dengan orde } q = \sum_{i=1}^N T_i - 4$$

$$\Delta \hat{\boldsymbol{v}}_* : \text{vektor } \textit{error} \text{ terpotong untuk menyesuaikan } \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{-2} \text{ yang berukuran } qx1$$

$$\text{dan } \Delta \hat{\boldsymbol{v}} = \sum_{i=1}^N \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{i,-2} \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_{i*} \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{i*} \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_{i,-2} - 2 \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{-2} \Delta \mathbf{x}_* [(\Delta \mathbf{y}_{-1}, \Delta \mathbf{x})' \mathbf{Z} \hat{\boldsymbol{\Lambda}}^{-1} \mathbf{Z}' (\Delta \mathbf{y}_{-1}, \Delta \mathbf{x})]^{-1} \\ [\sum_{i=1}^N \mathbf{Z}'_i \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_i \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{i*} \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_{i,-2}] + \Delta \hat{\boldsymbol{v}}'_{-2} \Delta \mathbf{x}_* \text{var}(\hat{\boldsymbol{\delta}}) \Delta \mathbf{x}_* \Delta \hat{\boldsymbol{v}}_{-2}$$

Kriteria uji : tolak H_0 jika $|m_2| > Z_{\alpha/2}$ atau $\textit{prob.} < \alpha$.

Kriteria ketakbiasan diperoleh dari perbandingan estimator *lag* dependen GMM dengan FEM (*Fixed Effect Model*) yang bersifat *biased downward* dan PLS (*Pooled Least Squares*) yang bersifat *biased upwards*. Estimator tak bias berada di antara keduanya (Baltagi, 2005).

Uji wald merupakan uji signifikansi variabel secara simultan pada model (Nabilah & Setiawan, 2016). Hipotesis :

$$H_0 : \delta = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_K = 0 \text{ (Tidak ada variabel berpengaruh signifikan dalam model)}$$

$$H_1 : \text{Minimal salah satu } \delta \text{ atau } \beta_k \neq 0 ; k = 1, 2, \dots, K \text{ (Paling tidak ada satu variabel yang berpengaruh signifikan terhadap model)}$$

$$\text{Statistik uji : } w = \hat{\boldsymbol{\gamma}}' \tilde{\mathbf{V}}^{-1} \hat{\boldsymbol{\gamma}} \sim \chi^2_{(K+1)} \quad (13)$$

dengan $\hat{\boldsymbol{\gamma}} = \begin{bmatrix} \hat{\boldsymbol{\delta}} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} \end{bmatrix}$ dan $\tilde{\mathbf{V}}^{-1}$ adalah invers matriks var-kovar dari koefisien ($\hat{\boldsymbol{\gamma}}$) dan $(K + 1)$ jumlah parameter yang diestimasi. Kriteria uji tolak H_0 jika $w > \chi^2_{\alpha; (K+1)}$ atau $p\text{-value} < \alpha$.

Uji Z digunakan untuk menguji koefisien regresi variabel secara individu dengan menganggap variabel lain bersifat konstan. Hipotesis uji :

$$H_0 : \beta_k = 0 \text{ (variabel independen tidak signifikan terhadap variabel dependen)}$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0 ; k = 1, 2, \dots, K \text{ (variabel independen signifikan terhadap dependen)}$$

$$\text{Statistik uji : } Z_{hit} = \frac{\hat{\beta}_k}{se(\hat{\beta}_k)} \quad (14)$$

Kriteria uji : tolak H_0 jika $|Z_{hit}| > Z_{\alpha/2}$ atau $p\text{-value} < \alpha$.

Pengujian asumsi normalitas residual digunakan uji Shapiro-Wilk. Pada estimasi GMM, asumsi homoskedastisitas digunakan uji Sargan persamaan (11) dan non-autokorelasi digunakan Arellano-Bond Test persamaan (12) (Nabilah & Setiawan, 2016). Dalam

mendeteksi multikolinieritas digunakan *Variance Influence Factor* (VIF). Evaluasi model dengan melihat R^2 dan RMSE (*Root Mean Square Error*). Kriteria nilai R^2 antara lain $0,67 < R^2$ (model kuat); $0,33 < R^2 \leq 0,67$ (model moderat); dan $R^2 \leq 0,33$ (model lemah) (Chin, 1998).

3. METODE PENELITIAN

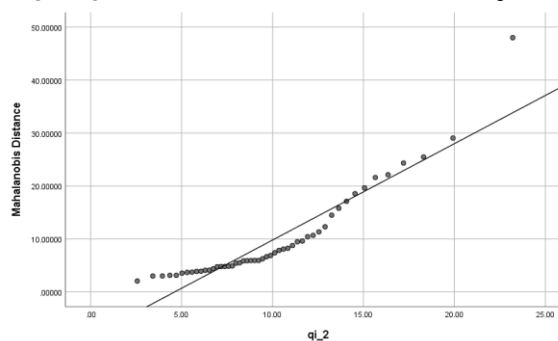
Data yang digunakan merupakan data sekunder dari website IDX (*Indonesia Stock Exchange*) atau BEI, *Yahoo Finance*, BPS Indonesia, dan Bank Indonesia. Data berupa *balanced panel* (panel seimbang) dari 10 perusahaan dari Kuartal III 2020 - III 2021. Sampel penelitian yaitu semua perusahaan farmasi di BEI (kecuali SCPI dikarenakan *delisting*).

Variabel independen yaitu rasio profitabilitas [ROA (X_1), ROE (X_2), NPM (X_3), GPM (X_4)], solvabilitas [DER (X_5), DAR (X_6)], likuiditas [CR (X_7), QR (X_8), *Cash Ratio* (X_9)], pasar [EPS (X_{10}), PER (X_{11}), BV (X_{12}), PBV (X_{13})], serta kurs (X_{14}), suku bunga (X_{15}), dan inflasi (X_{16}). Variabel dependen adalah harga (*closing price*) saham sektor farmasi (Y). Langkah-langkah analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Mengidentifikasi dan merumuskan masalah.
2. Mereduksi variabel independen untuk membentuk *faktor score* dengan analisis faktor :
 - a. Melakukan standarisasi data dengan distribusi normal standar.
 - b. Pembentukan matriks korelasi antar variabel dan uji asumsi analisis faktor.
 - c. Melakukan Ekstraksi faktor dengan metode *Principal Component*.
 - d. Merotasi faktor dengan metode rotasi orthogonal *Varimax* dan estimasi *faktor score*.
3. Melakukan pemodelan regresi panel dinamis metode GMM dengan *faktor score*.
 - a. Melakukan estimasi parameter model Arellano-Bond dan Blundell-Bond GMM.
 - b. Melakukan uji spesifikasi model dan uji asumsi klasik dalam model.
 - c. Melakukan uji signifikansi parameter dengan uji Wald dan uji parsial Z.
 - d. Menghitung R^2 dan RMSE, lalu pemilihan model terbaik dari pemenuhan asumsi.
4. Melakukan interpretasi hasil dan kesimpulan.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

Uji asumsi 16 variabel menunjukkan bahwa variabel terstandarisasi dengan $MSA < 0,5$ yaitu $Z_{10}, Z_{12}, Z_{13}, Z_{14}, Z_{15}, Z_{16}$ akan dieliminasi. Berikut ini uji asumsi dari 10 variabel.



Gambar 1. Plot Antara d_j^2 dan q_j Setelah Eliminasi Variabel

Gambar 1 menunjukkan plot (q_j, d_j^2) terbentuk mengikuti garis lurus. Secara formal, banyaknya mahalanobis $d_j^2 \leq \chi_{0,5; 10}^2 = 9,3418$ ada 33 data sehingga proporsinya sudah lebih dari 50% data (25 data), maka H_0 diterima dan sampel berdistribusi normal. Pada taraf $\alpha=5\%$, statistik uji Bartlett yaitu $\chi_{hit}^2 = 631,681$ dan sig (0,000) $< \alpha$ (0,05) sehingga H_0 ditolak artinya variabel saling berkorelasi secara signifikan atau uji terpenuhi. Statistik uji KMO yaitu $0,697 > 0,5$ artinya data layak untuk analisis faktor. Statistik uji MSA tiap

variabel pada Tabel 1 menunjukkan eliminasi variabel ke-6 sudah menunjukkan semua variabel memiliki $MSA > 0,5$ sehingga dapat dilanjutkan ke tahap ekstraksi faktor.

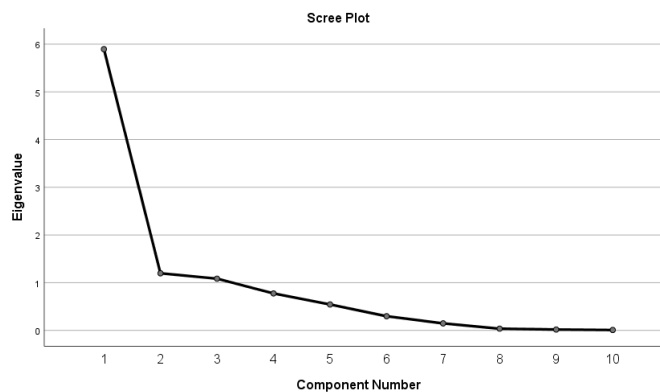
Tabel 1. Nilai MSA Tiap Variabel

Variabel	Sebelum Eliminasi Variabel	Eliminasi Variabel					
		Ke-1 (eliminasi Z_{15})	Ke-2 (eliminasi Z_{15}, Z_{13})	Ke-3 (eliminasi Z_{15}, Z_{13}, Z_{10})	Ke-4 (eliminasi $Z_{15}, Z_{13}, Z_{10}, Z_{12}$)	Ke-5 (eliminasi $Z_{15}, Z_{13}, Z_{10}, Z_{12}, Z_{16}$)	Ke-6 (eliminasi $Z_{15}, Z_{13}, Z_{10}, Z_{12}, Z_{16}, Z_{14}$)
Z_1	0,599	0,608	0,73	0,767	0,75	0,739	0,739
Z_2	0,544	0,557	0,673	0,733	0,713	0,699	0,709
Z_3	0,728	0,768	0,877	0,871	0,855	0,896	0,919
Z_4	0,339	0,365	0,679	0,609	0,555	0,599	0,603
Z_5	0,586	0,601	0,627	0,671	0,645	0,645	0,650
Z_6	0,646	0,641	0,629	0,655	0,638	0,637	0,642
Z_7	0,599	0,592	0,672	0,652	0,638	0,637	0,644
Z_8	0,575	0,564	0,639	0,621	0,606	0,61	0,614
Z_9	0,583	0,578	0,746	0,736	0,718	0,732	0,728
Z_{10}	0,327	0,352	0,453	-	-	-	-
Z_{11}	0,374	0,365	0,572	0,576	0,565	0,607	0,639
Z_{12}	0,337	0,361	0,546	0,464	-	-	-
Z_{13}	0,275	0,292	-	-	-	-	-
Z_{14}	0,348	0,475	0,517	0,507	0,525	0,307	-
Z_{15}	0,141	-	-	-	-	-	-
Z_{16}	0,374	0,554	0,521	0,499	0,496	-	-

Banyaknya faktor terbentuk dengan *eigenvalues* ≥ 1 yaitu 3 faktor yang dapat dilihat pada Tabel 2 dengan variansi kumulatif 81,757% dan secara visual pada Gambar 2.

Tabel 2. Nilai *Eigen* dan Persentase Variansi

Faktor	<i>Eigenvalues</i>		
	<i>Eigen</i> ($\hat{\lambda}_j$)	Persentase Variansi (%)	Kumulatif (%)
1	5,895	58,947	58,947
2	1,197	11,965	70,912
3	1,084	10,844	81,757
4	0,775	7,750	89,506
5	0,543	5,432	94,938
6	0,297	2,967	97,905
7	0,147	1,473	99,378
8	0,036	0,359	99,737
9	0,018	0,179	99,916
10	0,008	0,084	100,000



Gambar 2. Scree Plot

Loading factor \hat{l}_{kj} diestimasi menghasilkan matriks loading factor (\hat{L}) berikut.

$$\hat{L} = \begin{matrix} & F_1 & F_2 & F_3 \\ \begin{matrix} Z_1 \\ Z_2 \\ Z_3 \\ Z_4 \\ Z_5 \\ Z_6 \\ Z_7 \\ Z_8 \\ Z_9 \\ Z_{11} \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0,889 & -0,183 & 0,086 \\ 0,831 & -0,184 & 0,049 \\ 0,889 & -0,029 & -0,010 \\ 0,452 & 0,415 & -0,560 \\ -0,775 & 0,462 & 0,029 \\ -0,896 & 0,306 & -0,055 \\ 0,799 & 0,502 & 0,078 \\ 0,745 & 0,599 & 0,100 \\ 0,870 & -0,011 & 0,227 \\ -0,260 & 0,197 & 0,831 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Rotasi faktor *varimax* menunjukkan Z_1 berkorelasi tinggi dengan faktor 1 yaitu 0,848 sehingga Z_1 masuk dalam faktor 1, hingga pada Z_{11} berkorelasi dengan faktor 3 sebesar 0,872 sehingga masuk dalam faktor 3. Maka tiap faktor terbentuk beranggotakan :

- Faktor 1 : Z_1 (ROA), Z_2 (ROE), Z_3 (NPM), Z_5 (DER), Z_6 (DAR), dan Z_9 (Cash Asset).
- Faktor 2 : Z_7 (CR/Current Ratio) dan Z_8 (QR/Quick Ratio).
- Faktor 3 : Z_4 (GPM/Gross Profit Margin) dan Z_{11} (PER/Price Earning Ratio).

Matriks T untuk merotasi matriks \hat{L} dan hasil rotasi $\hat{L}^* = \hat{L} T$ sebagai berikut :

$$T = \begin{bmatrix} 0,826 & 0,535 & -0,176 \\ -0,535 & 0,843 & 0,050 \\ 0,175 & 0,053 & 0,983 \end{bmatrix} \text{ dan } \hat{L}^* = \begin{matrix} & F_1 & F_2 & F_3 \\ \begin{matrix} Z_1 \\ Z_2 \\ Z_3 \\ Z_4 \\ Z_5 \\ Z_6 \\ Z_7 \\ Z_8 \\ Z_9 \\ Z_{11} \end{matrix} & \begin{bmatrix} 0,848 & 0,326 & -0,082 \\ 0,794 & 0,292 & -0,108 \\ 0,748 & 0,450 & -0,168 \\ 0,053 & 0,562 & -0,609 \\ -0,883 & -0,024 & 0,188 \\ -0,914 & -0,224 & 0,119 \\ 0,405 & 0,854 & -0,039 \\ 0,312 & 0,909 & -0,003 \\ 0,764 & 0,468 & 0,070 \\ -0,175 & 0,071 & 0,872 \end{bmatrix} \end{matrix}$$

Persamaan umum tiap faktor untuk mendapatkan perhitungan *factor scores* adalah :

$$F_1 = 0,220 Z_1 + 0,207 Z_2 + 0,136 Z_3 - 0,213 Z_4 - 0,311 Z_5 - 0,271 Z_6 - 0,1 Z_7 - 0,148 Z_8 + 0,163 Z_9 + 0,01 Z_{11}$$

$$F_2 = -0,044 Z_1 - 0,052 Z_2 + 0,06 Z_3 + 0,306 Z_4 + 0,257 Z_5 + 0,132 Z_6 + 0,43 Z_7 + 0,495 Z_8 + 0,083 Z_9 + 0,156 Z_{11}$$

$$F_3 = 0,043 Z_1 + 0,012 Z_2 - 0,037 Z_3 - 0,503 Z_4 + 0,068 Z_5 - 0,01 Z_6 + 0,068 Z_7 + 0,093 Z_8 + 0,180 Z_9 + 0,769 Z_{11}$$

Pemodelan Regresi Panel Dinamis dengan variabel independen berupa *factor score* menghasilkan estimasi parameter model Arellano-Bond dan *System* Blundell-Bond yaitu :

Tabel 3. Estimasi Parameter Model

Variabel	Parameter	Koefisien FD-GMM		Koefisien SYS-GMM	
		1-Step	2-Step	1-Step	2-Step
$Y_{i,t-1}$	$\hat{\delta}$	-0,0087669	0,0152679	0,2001063	0,1644802
Faktor 1	$\hat{\beta}_1$	20,72188	-9,211176	-163,1057	-142,3289
Faktor 2	$\hat{\beta}_2$	-95,72481	-106,5694	-433,6682	-678,5017
Faktor 3	$\hat{\beta}_3$	233,6429	240,1187	363,3969	212,762
C	$\hat{\beta}_0$	2289,496	1855,951	1796,224	1867,899

Statistik uji Sargan yaitu FD-GMM 1-step ($s = 6,851838$ dan $prob = 0,2319$), FD-GMM 2-step ($s = 5,89285$ dan $prob = 0,3168$), SYS-GMM 1-step ($s = 22,18796$ dan $prob = 0,0046$), SYS-GMM 2-step ($s = 5,67707$ dan $prob = 0,6834$). Hasil menunjukkan pada taraf $\alpha = 5\%$, H_0 diterima untuk semua model kecuali SYS-GMM *One Step*, sehingga untuk model FD-GMM dan SYS-GMM *Two Step* kondisi *overidentifying restrictions* sudah valid.

Statistik AB-Test yaitu FD-GMM 1-step ($m_2 = 0,97508$ dan $prob = 0,3295$), FD-GMM 2-step ($m_2 = 1,0546$ dan $prob = 0,2916$), SYS-GMM 1-step ($m_2 = 0,60948$ dan $prob = 0,5422$), SYS-GMM 2-step ($m_2 = 0,35623$ dan $prob = 0,7217$). Pada taraf signifikansi $\alpha = 5\%$, H_0 diterima karena $|m_2| < Z_{0,025}(1,96)$ dan $prob. > 0,05$ untuk semua model sehingga tidak ada autokorelasi orde kedua dari *error* dan konsistensi estimasi terpenuhi. Kriteria ketakbiasan menunjukkan hasil model FD-GMM dan SYS-GMM sudah memenuhi kriteria estimasi tak bias karena berada diantara koefisien *lag* model FEM (-0,127818) dan PLS (0,536924).

Statistik uji normalitas residual menunjukkan pada taraf $\alpha=5\%$, hanya pada model SYS-GMM 2-step Blundell-Bond yang terpenuhi asumsi dengan nilai $W = 0,95865$ dan $prob = 0,15058$. Untuk homoskedastisitas sesuai hasil sargan menunjukkan hanya model SYS-GMM 1-step yang tidak terpenuhi, sedangkan non-autokorelasi sesuai hasil AB-Test sudah terpenuhi keempat model. Nilai VIF yaitu VIF *lag* $Y_{i,t-1} = 1,12$; faktor 2 = 1,11 ; faktor 3 = 1,03 ; dan faktor 1 = 1,02 menunjukkan VIF < 10 sehingga non-multikolinieritas terpenuhi.

Statistik uji Wald menunjukkan pada taraf $\alpha = 5\%$, H_0 ditolak untuk semua model maka model sesuai atau paling tidak terdapat satu variabel yang berpengaruh terhadap model. Nilai w dan $prob$ masing-masing model yaitu FD-GMM 1-step ($w = 11,64$ dan $prob = 0,0203$); FD-GMM 2-step ($w = 3,14 \times 10^6$ dan $prob = 0,0000$); SYS-GMM 1-step ($w = 32,35$ dan $prob = 0,0000$); serta SYS-GMM 2-step ($w = 3885,07$ dan $prob = 0,0000$).

Uji signifikansi parsial menghasilkan statistik *lag* dependen $Y_{i,t-1}$ model FD-GMM 1-step ($Z = -0,09$ dan $p\text{-value} = 0,930$); FD-GMM 2-step ($Z = 0,89$ dan $p\text{-value} = 0,372$); SYS-GMM 1-step ($Z = 1,76$ dan $p\text{-value} = 0,078$); dan SYS-GMM 2-step ($Z = 5,58$ dan $p\text{-value} = 0,000$). Pada taraf $\alpha=5\%$, hasil menunjukkan hanya *System* 2-step yang *lag* dependen harga sahamnya tolak H_0 sehingga parameter signifikan. Hal itu berarti hanya model *System* 2-step yang sesuai dengan model panel dinamis karena harga saham dipengaruhi signifikan oleh *lag* harga periode sebelumnya. Statistik uji Z pada model SYS-GMM 2-step pada Tabel 7.

Tabel 4. Statistik Uji Parsial Z

Model	Variabel	Koefisien	Standar Error	Z	p-value	Keputusan
SYS-GMM 2-Step	$Y_{i,t-1}$	0,1644802	0,0294536	5,58	0,000	H_0 ditolak
	Faktor 1	-142,3289	58,38556	-2,44	0,015	H_0 ditolak
	Faktor 2	-678,5017	132,9821	-5,10	0,000	H_0 ditolak
	Faktor 3	212,762	200,0483	1,06	0,288	H_0 diterima
	C	1867,899	165,3607	11,30	0,000	H_0 ditolak

Nilai R^2 dan RMSE model yaitu FD-GMM 1-step ($R^2=0,0431$ dan $RMSE = 1143,664$); FD-GMM 2-step ($R^2=0,1401$ dan $RMSE = 1143,664$); SYS-GMM 1-step ($R^2=0,4133$ dan $RMSE = 758,2824$); serta SYS-GMM 2-step ($R^2=0,4938$ dan $RMSE = 803,276$). Model FD-GMM termasuk model lemah dan model SYS-GMM merupakan model moderat. Model terbaik dipilih berdasarkan pemenuhan kriteria uji asumsi yang diberikan pada Tabel 5.

Tabel 5. Ringkasan Hasil Uji

Kriteria	FD-GMM		SYS-GMM	
	1-Step	2-Step	1-Step	2-Step
Uji Sargan	Terpenuhi	Terpenuhi	Tidak Terpenuhi	Terpenuhi
Uji AB-Test	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi
Tak bias	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi
Normalitas	Tidak Terpenuhi	Tidak Terpenuhi	Tidak Terpenuhi	Terpenuhi
Non-Multikolinieritas	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi	Terpenuhi
Koefisien <i>Lag</i>	Tidak signifikan	Tidak signifikan	Tidak signifikan	Signifikan

Model terbaik dari ringkasan uji pada Tabel 8 adalah Blundell-Bond *System-GMM 2 Step* karena memenuhi semua kriteria uji dalam model, yaitu :

$$\hat{Y}_{i,t} = 1867,899 + 0,1644802 Y_{i,t-1} - 142,3289 F_{1,i,t} - 678,5017 F_{2,i,t} + 212,762 F_{3,i,t}$$

Uji parsial menunjukkan variabel yang berpengaruh signifikan adalah *lag* harga saham periode sebelumnya, faktor 1, dan faktor 2; sedangkan faktor 3 tidak berpengaruh signifikan.

Persamaan model dalam variabel asli X dengan ditransformasi $N(0,1)$ kembali menjadi :

$$\hat{Y}_{i,t} = 4293,0508 + 0,1644802 Y_{i,t-1} + 1,3417 X_{1,i,t} + 1,1731 X_{2,i,t} - 7,7416 X_{3,i,t} - 25,6527 X_{4,i,t} - 1,1566 X_{5,i,t} - 2,5878 X_{6,i,t} - 1,9009 X_{7,i,t} - 2,6101 X_{8,i,t} - 0,5965 X_{9,i,t} + 0,0009 X_{11,i,t}$$

Nilai $\hat{\delta} = 0,1644802$ menunjukkan jika terjadi peningkatan harga sebelumnya sebesar 1 satuan, maka akan meningkatkan harga saat ini sebesar 0,1644802 satuan. Efek jangka panjang untuk faktor 1 adalah -170,3477, faktor 2 sebesar -812,0714, dan faktor 3 sebesar 254,6463. Pada Tabel 10, jika ROA naik 1%, maka harga akan meningkat secara jangka pendek 1,3417 satuan dan jangka panjang 1,6059 satuan, begitu pula untuk rasio lain.

Tabel 6. *Short-run dan Long-run Effect (Variabel Asli)*

Variabel	ROA	ROE	NPM	GPM	DER	DAR	CR	QR	Cash Asset	PER
<i>Short-run Effect</i>	1,3417	1,1731	-7,7416	-25,6527	-1,1566	-2,5878	-1,9009	-2,6101	-0,5965	0,0009
<i>Long-run Effect</i>	1,6059	1,4041	-9,2656	-30,7027	-1,3843	-3,0973	-2,2751	-3,124	-0,7139	0,0011

5. KESIMPULAN

Kesimpulan dapat diambil yaitu reduksi variabel menghasilkan 3 faktor yaitu faktor 1 (ROA, ROE, NPM, DER, DAR, dan *Cash Asset Ratio*), faktor 2 (CR dan QR), serta faktor 3 (GPM dan PER). Model terbaik yaitu *System GMM Blundell-Bond 2-step* yang memenuhi semua uji asumsi. Analisis menunjukkan harga saham farmasi dipengaruhi oleh *lag* harga periode sebelumnya, faktor 1 dan faktor 2, sedangkan faktor 3 tidak berpengaruh signifikan.

DAFTAR PUSTAKA

- Adnyana, I. M. 2020. *Manajemen Investasi dan Portofolio*. Jakarta Selatan: Lembaga Penerbitan Universitas Nasional (LPU-UNAS).
- Arellano, M. dan Bond, S. 1991. *Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations*. Review of Economic Studies Vol. 58, No. 2 : Hal. 277–297.
- Baltagi, B. H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. England: John Wiley & Sons, Ltd.
- Blundell, R. dan Bond, S. 1998. *Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models*. Journal of Econometrics Vol. 87, No. 1 : Hal. 115–143.
- Chin, W.W. 1998. *The Partial Least Squares Approach for Structural Equation Modeling*. Modern Methods for Business Research Vol. 10 : Hal. 295-336.
- Hair, J. F., Black, W.C., Babin, B. J., dan Anderson, R. E. 2010. *Multivariate Data Analysis*. 7th Edition. New Jersey: Pearson Prentice Hall.
- Hansen, L. P. 1982. *Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimator*. Econometrica Vol. 50, No. 4 : Hal. 1029–1054.

- Hutauruk, M. R. 2021. *Dampak Situasi Sebelum dan Sesudah Pandemi COVID-19 Terhadap Volatilitas Harga Saham LQ45*. Jurnal Riset Akuntansi dan Keuangan Vol. 9, No. 2 : Hal. 241–252.
- Johnson, R. A. dan Wichern, D. W. 2007. *Applied Multivariate Statistical Analysis*. 2nd Edition. New Jersey: Pearson Education, Inc.
- Kaiser, H. F. 1958. *The Varimax Criterion for Analytic Rotation in Factor Analysis*. Psychometrika Vol. 23, No. 3 : Hal. 187–200.
- Lai, T.L., Small, D.S., dan Liu, J. 2008. *Statistical Inference in Dynamic Panel Data Models*. Journal of Statistical Planning and Inference Vol. 138, No. 9 : Hal. 2763–2776.
- Lathifah, H. M., Febrianti, D. S., Utami, A. P., Ulhaq, A. A., Tulasmi., dan Mukti, T. 2021. *Dampak Pandemi Covid-19 Terhadap Harga Saham Syariah di Indonesia*. Jurnal Ilmiah Ekonomi Islam Vol. 7, No. 01 : Hal. 223–229.
- Nabilah, D., dan Setiawan 2016. *Pemodelan Pertumbuhan Ekonomi Indonesia Menggunakan Data Panel Dinamis dengan Pendekatan Generalized Method of Moment Arellano-Bond*. Jurnal Sains dan Seni ITS Vol. 5, No. 2 : Hal. 2337–3520.
- Shrestha, N. 2021. *Factor Analysis as a Tool for Survey Analysis*. American Journal of Applied Mathematics and Statistics Vol. 9, No. 1 : Hal. 4–11.
- Wawro, G. 2002. *Estimating Dynamic Panel Data Models in Political Science*. Political Analysis Vol. 10, No. 1 : Hal. 25–48.