Jurnal UJMC, Volume 4, Nomor 1, Hal. 27 - 38
pISSN : 2460-3333 eISSN : 2579-907X

Teknik Estimasi Parameter dan Komponen *Error* pada Data Panel Tidak Lengkap dengan Metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS)

Yayuk Setyaning Astutik

Universitas Internasional Batam, yayuk@uib.ac.id

Abstract Unbalanced panel data classified in fixed effect and random effect with one-way and two-way. Dummy variable used to determine differences the intercept on the classification individual or time units with assuming the intercept varies between individuals and time, whereas the slope is constant. For the random effects, differences in characteristics individual and time accommodated on the error component model with unknown error covariance matrix. The method used for one-way is Feasible Generalized Least Square (FGLS). Modifications ANOVA by Wallace and Hussain used for variance component estimation on the error covariance matrix. Components Estimation of variance on the error covariance matrix using the OLS residuals as components of quadratic forms and equating to expectations. In this case study the factors that affect cash dividend represented by ROI, Cash Ratio, Current Ratio, Debt Total Assets, Earning Per Share, Debt Equity Ratio and Dividend Payout Ratio in the period 2012-2017 with 36 of consumer goods manufacturing company in IDX.

Keywords: *Unbalanced Panel Data, Fixed Effect, Random Effect, FGLS, Error Components*

Abstrak Data panel tidak lengkap diklasifikasikan dalam *fixed effect* dan random *effect* satu arah dan dua arah. Variabel dummy digunakan untuk mengetahui perbedaan intersep pada penggolongan unit individu maupun unit waktu yang mengasumsikan intersep bervariasi antar individu maupun antar waktu, sedangkan *slope*-nya konstan. Pada random *effect*, perbedaan karakteristik individu dan waktu diakomodasikan pada komponen *error* dari model dengan matriks kovarians error tidak diketahui. Metode yang digunakan untuk satu arah adalah *Feasible Generalized Least Square* (FGLS). Modifikasi ANOVA oleh Wallace dan Hussain digunakan untuk penaksiran komponen variansi pada matriks kovarians error. Taksiran komponen variansi pada matriks kovarians error menggunakan OLS residual sebagai komponen bentuk kuadrat, kemudian dilakukan penyamaan terhadap ekspektasinya. Pada studi kasus ini faktor-faktor yang mempengaruhi Dividen Kas yang diwakili oleh ROI, *Cash Ratio*, *Current Ratio, Debt Total Asset, Earning Per Share, Debt Equity Ratio dan Dividen Payout Ratio* dengan periode 2012-2017 dengan 36 perusahaan manufaktur jenis *consumer goods* di BEI.

***Kata kunci**: Data Panel Tidak Lengkap, Fixed Effect, Random Effect, FGL, Komponen Error*

1 Pendahuluan

Data Panel merupakan gabungan data periode (*time series*) dan data objek (*cross section*). Data *cross section* adalah data yang dikumpulkan dalam satu waktu terhadap banyak unit amatan, sementara data *time series* merupakan data yang dikumpulkan dari waktu ke waktu terhadap suatu unit amatan. Data panel disebut tidak lengkap (*unbalanced panel data*) jika jumlah observasi berbeda untuk unit *cross-section*. Secara singkat : $\{x_{it}, y_{it}\}$ untuk $i = 1, 2, \ldots, N$; $t = 1, 2, \ldots, T_i$ atau tidak semua $T_1 = T_2 = \ldots = T_N$ sehingga banyaknya keseluruhan observasi data panel adalah $\sum_{i=1}^{N} T_i$.

Model regresi untuk data panel lengkap dan data panel tidak lengkap dibedakan menjadi dua, yaitu model regresi komponen *error* satu arah (*one-way error component regression models*), dengan $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ dan model regresi komponen *error* dua arah (*two-way error component regression models*), dengan $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$. Dengan μ_i adalah pengaruh khusus yang tidak teramati (*error*) dari individu ke-i tanpa dipengaruhi waktu. λ_t adalah pengaruh yang tidak teramati pada waktu ke-t tanpa dipengaruhi individu. Selanjutnya v_{it} adalah pengaruh (*error*) yang benar-benar tidak diketahui.

Oleh sebab itu, dalam penelitian ini akan dicari teknik estimasi parameter dan komponen *error* pada data panel tidak lengkap untuk efek random satu arah dengan metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS).

2 Tinjauan Pustaka

2.1 Penelitian Terdahulu

Baltagi dan Chang [2] mempelajari berbagai jenis metode estimasi yang digunakan di statistika dan ekonometrika untuk data panel tidak lengkap komponen *error* satu arah termasuk ANOVA, *Maximum Likelihood* (ML), *Restricted Maximum Likelihood* (REML), *Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimation* (MINQUE) dan *Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimation* (MIVQUE).

Wansbeek dan Kapteyn [7] mempelajari masalah yang lebih kompleks untuk data panel tidak lengkap komponen *error dua arah* dengan menggunakan ANOVA dan *Maximum Likelihood* (ML) dibawah asumsi normal dan menyelidiki kasus dengan sampel kecil menggunakan simulasi Monte Carlo.

Baltagi, Song dan Jung [3] mengajukan prosedur estimasi ANOVA, MINQUE, REML untuk data panel tidak lengkap komponen *error* dua arah dan membandingkan hasil dari MSE menggunakan eksperimen Monte Carlo.

Swary [1] menunjukkan bahwa untuk estimasi komponen varians, ML memerlukan komputasi dan MIVQUE sangat direkomendasikan khususnya jika ditemukan data panel tidak lengkap untuk *random effect* komponen *error* dua arah.

Davis [5] menggunakan teknik estimasi OLS, MIVQUE dan MLE untuk data panel tidak lengkap komponen *erro*r tiga arah dengan menggunakan data pendapatan film dari enam bioskop di Kota New Haven yang diobservasi selama enam minggu.

2.2 Kronecker Product

Menurut Schott [8]: Jika $\mathbf{A}$ matriks berukuran $(m \ x \ n)$ dengan elemen a_{ij} dan $\mathbf{B}$ berukuran $(p \ x \ q)$ dengan elemen b_{ij}, maka *kronecker product* dari $\mathbf{A}$ dan $\mathbf{B}$ dapat dinyatakan dengan $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B}$ adalah matriks berukuran $(mp \ x \ nq)$.

2.3 Data Panel

Menurut Makambi [6]: Data *time series* adalah data yang diperoleh dari hasil pengamatan satu atau lebih variabel dari waktu ke waktu secara kontinu. Data *cross section* terdiri dari beberapa sampel individu yang diambil pada waktu yang sama. Sedangkan data panel merupakan gabungan dari data *cross section* dan *time series* yang diperoleh dengan cara melakukan pengamatan berulang . Model umum data panel adalah sebagai berikut:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K} \beta_k X_{it,k} + u_{it} \qquad (1)$$

dengan $E(u_{it}) = 0$, $E(u_{it}^2) = \sigma^2$, $E(u_{it}, u_{js}) = 0$ untuk $i \neq j$ dan $t \neq s$, $i = 1, \ldots, N$ merupakan unit *cross section* (individu) dan $t = 1, \ldots, T_i$ merupakan unit *time series* (waktu).

2.3.1 Efek Model pada Data Panel

2.3.1.1 *Fixed Effect* Model

Suatu *effect* dikatakan *fixed effect*, jika level dari faktor-faktornya dipilih tertentu berdasarkan keinginan peneliti dari populasi yang ada. Pada model data panel, *effect* dari level-level antara lain berasal dari individu dan waktu. Dengan demikian, *effect* dari individu dan waktu diasumsikan sebagai *fixed* parameter yang akan ditaksir dan hasil taksirannya akan berupa nilai atau konstanta yang merupakan *intercept* pada model. Karena itu pada *fixed models*, perbedaan karakteristik individu dan waktu diakomodasikan pada *intercept* sehingga *intercept*-nya berubah antar individu dan antar waktu.

2.3.1.2 *Random Effect*

Suatu *effect* disebut *random effect*, jika level dari faktor-faktornya dipilih secara acak dari populasi level yang ada. *Effect* dari level-level antara lain dari individu dan waktu. Dengan demikian, pada *random effect* model perbedaan karakteristik individu dan waktu diakomodasikan pada *error* model. Mengingat ada dua komponen yang mempunyai kontribusi pada pembentukan *error*, yaitu individu dan waktu, maka komponen *error* perlu diuraikan menjadi *error* untuk individu, *error* untuk komponen waktu dan *error* gabungan.

2.4 Regresi Linier Berganda

Model regresi linier berganda dengan variabel *prediktor s*ebanyak k adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} y_i &= \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \ldots + \beta_k X_{ik} + u_i \\ &= \beta_0 + \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ij} + u_i \end{aligned} \qquad (2)$$

dengan $i = 1, 2, \ldots, n$ adalah banyaknya pengamatan. Apabila dinyatakan dalam notasi matriks, maka Persamaan (2) menjadi:

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$$

(3)

Dalam bentuk matriks asumsi *error* dalam model regresi linier berganda dinyatakan dalam bentuk:

1. $E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$
2. $E(\mathbf{u}\mathbf{u}^{'}) = \sigma^2\mathbf{I}$
3. $\mathbf{u}$ berdistribusi normal dengan *mean* 0 dan *variansi* $\sigma^2\mathbf{I}$.

3 Metodologi Penelitian

3.1 Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yaitu data laporan keuangan teraudit dari www.idx.co.id yaitu perusahaan manufaktur jenis *consumer goods* yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia (BEI) periode 2012-2017 berjumlah 36 perusahaan.

3.2 Populasi dan Sampel

Populasi dalam penelitian ini adalah seluruh perusahaan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia. Sampel yang diambil adalah perusahaan jenis consumer goods yang berjumlah 36.

3.3 Metode Pengumpulan Data

Metode pengumpulan data yang dilakukan dalam penelitian ini adalah metode dokumentasi yaitu data yang diambil dari laporan keuangan yang teraudit dengan variabel *Cash Dividend*, *Return of Investment* (ROI), *Cash Ratio*, *Current Ratio*, *Debt Total Asset*, *Earning Per Share* (EPS), *Debt Equity Ratio* dan *Dividend Payout Ratio*.

4 Analisa dan Pembahasan

4.1 Taksiran Paramater dalam Regresi Linier Berganda

4.1.1 *Ordinary Least Square* (OLS)

Untuk menaksir parameter model regresi dengan menggunakan metode *ordinary least square* (OLS) maka asumsi-asumsi (1), (2) dan (3) diatas harus dipenuhi. Fungsi *least square* atau *sum of square of error* (SSE) dinyatakan dengan:

$$\begin{aligned} S = S(\beta_0, \beta_1, \ldots, \beta_k) &= \sum_{i=1}^{n} u_i^2 \\ &= \sum_{i=1}^{n} \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^{k} \beta_j X_{ij} \right)^2 \end{aligned}$$

(4)

Penyelesaian sistem persamaan normal yang memberikan taksiran *least squares* $\boldsymbol{\beta}$, yaitu:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \tag{5}$$

Dengan syarat *invers* matriks $\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}$ ada, jika variabel independen yang ada bersifat *linierly independent*. Dengan metode *ordinary least square* diperoleh ekspektasi dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ *unbiased* dan matriks variansi dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ adalah $\sigma^2\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}$.

4.1.2 *Generalized Least Square* (GLS)

Pada penaksiran OLS, asumsi-asumsi yang digunakan dalam model regresi linier $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$ adalah $E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$ dan $Var(\mathbf{u}) = \sigma^2\mathbf{I}$. Asumsi variansi *error* $\sigma^2\mathbf{I}$ disebut asumsi variansi *error spherical*, yakni *erro*r tidak berkorelasi dan mempunyai variansi yang sama (pada diagonal utama terdapat entri yang sama). Namun tidak tertutup kemungkinan variansi tidak sama atau dengan kata lain terjadi *heteroscedastic*, sehingga dapat dinyatakan bahwa $Var(\mathbf{u}) = \boldsymbol{\Sigma} = \sigma^2\boldsymbol{\Omega}$.

Untuk variansi *error nonspherical* tidak semua asumsi pada OLS terpenuhi sehingga diperlukan transformasi model untuk kumpulan pengamatan yang baru agar dapat dipenuhi asumsi-asumsi pada metode OLS.

Diketahui bahwa $\boldsymbol{\Sigma} = \sigma^2\boldsymbol{\Omega}$ adalah matriks kovariansi dari *error*, maka $\boldsymbol{\Omega}$ yang harus *singular* dan *definit positif* sehingga terdapat matriks $\mathbf{K}$ yang simetris dan *nonsingular* berukuran $(n\ x\ n)$, dimana $\mathbf{K}'\mathbf{K} = \mathbf{K}\mathbf{K} = \boldsymbol{\Omega}$. Dimana matriks $\mathbf{K}$ merupakan *square root* dari $\boldsymbol{\Omega}$. Didefinisikan variabel baru, yaitu:

$$\mathbf{z} = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{Y},\ \mathbf{B} = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{X},\ \mathbf{g} = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{u} \tag{6}$$

sehingga model regresi $\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u}$ menjadi

$$\mathbf{K}^{-1}\mathbf{Y} = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{X} + \mathbf{K}^{-1}\mathbf{u} \tag{7}$$

$$\mathbf{z} = \mathbf{B}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{g} \tag{8}$$

Error pada model yang ditransformasi yaitu $E(\mathbf{g}) = \mathbf{K}^{-1}E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$ sedangkan matriks kovariansi:

$$V(\mathbf{g}) = E\left[\left(\mathbf{g} - E(\mathbf{g})\right)\left(\mathbf{g} - E(\mathbf{g})\right)'\right] \tag{9}$$

Karena *error* $\mathbf{g}$ dalam model $\mathbf{z} = \mathbf{B}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{g}$ telah memenuhi asumsi tersebut, dan diperoleh persamaan normal *least square* adalah:

$$\left(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}\right)\hat{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Y} \tag{10}$$

Penyelesaian untuk persamaan ini adalah: $\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Y}$
(11)

Dengan metode *generalized least square* diperoleh ekspektasi dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ *unbiased* dan matriks variansi dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ adalah $\sigma^2\left(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}$.

4.1.3 *Feasible Generalized Least Square* (FGLS)

Pada model data panel, efek dari level berasal dari individu dan waktu. Oleh karena itu individu dan waktu dipilih secara *random*, maka efek dari individu dan waktu diasumsikan suatu variabel acak dan akan dilihat variabilitas masing-masing efek. Mengingat bahwa dua komponen tersebut mempunyai kontribusi pada pembentukan *error*, yaitu individu dan waktu, maka komponen *error* pada satu arah perlu diuraikan menjadi *error* untuk individu dan *error* untuk komponen waktu. Diasumsikan bahwa komponen *error* $\mu_i \sim IID\left(0,\sigma_\mu^2\right)$ dan $v_{it} \sim IID\left(0,\sigma_v^2\right)$. Didefinisikan model regresi untuk data panel tidak lengkap:

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^{K}\beta_k X_{it,k} + u_{it} \tag{12}$$

dengan $i = 1,\ldots,N$; $t = 1,\ldots,T_i$ dan $k = 1,\ldots,K$ dimana komponen *error* u_{it} dengan $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ merupakan komponen *error* satu arah. Dengan mengasumsikan μ_i saling bebas terhadap v_{it} dan $X_{it,k}$ saling bebas terdadap μ_i dan v_{it}.

4.2 Penaksiran Parameter dengan FGLS

Pada model data panel tidak lengkap diasumsikan bahwa $E(\mathbf{u}) = \mathbf{0}$ serta variansi *error* $Var(\mathbf{u}) = \boldsymbol{\Sigma}$, dimana $\boldsymbol{\Sigma}$ adalah matriks kovarian *error nonspherical*, hal ini disebabkan karena data panel memiliki kemungkinan yang besar terjadi heterokedastik. Kovarians *error* untuk data panel tidak lengkap dinyatakan dalam bentuk:

$$\begin{aligned}\operatorname{cov}\left(u_{it}, u_{js}\right) &= \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2 \quad \text{untuk } i = j, t = s \\ &= \sigma_\mu^2 \qquad\quad\ \text{untuk } i = j, t \neq s\end{aligned}$$

Kovarians *error* untuk data panel tidak lengkap $\boldsymbol{\Sigma}$ dapat dinyatakan dalam bentuk matrik yang berukuran $(n\ x\ n)$:

$$\boldsymbol{\Sigma} = \sigma_v^2\left[\mathbf{I}_n + \rho\ \text{diag}\left(\mathbf{J}_{T_i}\right)\right],$$

dengan mendefinisi-kan bahwa:

$$\left[\mathbf{I}_n + \rho\ \text{diag}\left(\mathbf{J}_{T_i}\right)\right] = \boldsymbol{\Omega} = \sigma_v^2\boldsymbol{\Omega} \tag{13}$$

Kemudian pada $\boldsymbol{\Omega}$, dilakukan modifikasi $\mathbf{J}_{T_i}$ dengan matriks *idempotent*, yakni matriks rata-rata $\bar{\mathbf{J}}_{T_i} = \mathbf{J}T_i / T_i$, begitu juga dengan matriks $\mathbf{I}_{T_i}$ yang diganti dengan $\mathbf{E}_{T_i} + \bar{\mathbf{J}}_{T_i}$. Dengan menggunakan definisi bahwa $\mathbf{E}_{T_i} = \mathbf{I}_{T_i} - \bar{\mathbf{J}}_{T_i}$, sehingga dapat ditunjukkan :

$$\boldsymbol{\Omega} = diag\left(\mathbf{E}_{T_i}\right) + diag\left[\left(1 + \rho T_i\right)\bar{\mathbf{J}}_{T_i}\right] \tag{14}$$

Matriks kovarians ini digunakan untuk menaksir koefisien regresi $\boldsymbol{\beta}$ dengan menggunakan metode GLS, namun dengan komponen variansi yang ditaksir sebelumnya. Dengan demikian akan diperoleh bahwa :

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = \left(\mathbf{X}'\hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1}\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\hat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1}\mathbf{Y} \tag{15}$$

sehingga $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ pada Persamaan (15) di atas disebut taksiran *Feasible Generalized Least Square* (FGLS) untuk $\boldsymbol{\beta}$.

Wallace dan Hussain [8] memodifikasi metode ANOVA dengan menggunakan OLS residual untuk menaksir komponen variansi dalam model dengan komponen *error* dua arah untuk data yang lengkap. Dengan mengadaptasi metode tersebut untuk model dengan komponen *error* satu arah untuk data panel yang tidak lengkap. Pada Persamaan (14), dapat diperoleh ekspektasi dari *error* $\mathbf{u}$ dan variansi *error* $\mathbf{u}$, sehingga diperoleh :

$$\mathbf{u} \sim IID\left(\mathbf{0}, diag\left(\sigma_\mu^2\mathbf{J}_{T_i} + \sigma_\nu^2\mathbf{I}_{T_i}\right)\right) \tag{16}$$

Dalam model regresi data panel, analisis variansi dapat dilakukan berdasarkan variabilitas pada komponen *error*. Dengan demikian didefinisikan *Within* dan *Between Sum of Squares* yang merupakan dasar analisis varians :

$$SSE = \sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T_i}\left(u_{it} - \bar{u}_{i\bullet}\right)^2 = \sum_i\sum_t u_{it}^2 - \sum_i T_i\bar{u}_{i\bullet}^2$$

$$SSA = \sum_{i=1}^{N} T_i\left(\bar{u}_{i\bullet} - \bar{u}_{\bullet\bullet}\right)^2 = \sum_i T_i\bar{u}_{i\bullet}^2$$

Apabila dilakukan ditransformasi kedalam bentuk matriks akan menjadi:

$$\begin{aligned} SSE &= q_1 = \mathbf{u}'\mathbf{Q}\mathbf{u} \\ SSA &= q_2 = \mathbf{u}'\mathbf{P}\mathbf{u} \end{aligned} \tag{17}$$

dimana $\mathbf{Q} = diag\left[\mathbf{I}_{T_i} - \bar{\mathbf{J}}_{T_i}\right]$ dan $\mathbf{P} = diag\left[\bar{\mathbf{J}}_{T_i}\right]$ dengan $\bar{\mathbf{J}}_{T_i} = \dfrac{\mathbf{J}T_i}{T_i}$.

Dengan melakukan modifikasi ANOVA yang diusulkan oleh **Wallace** dan **Hussain**, residual dihasilkan dari penggunaan metode penaksiran OLS, maka $\mathbf{u}$ pada Persamaan (17) disubstitusikan dengan $\mathbf{u}_{OLS}$, sehingga diperoleh :

$$\mathbf{u}_{OLS} \sim IID\left(\mathbf{0}, \left(\begin{array}{l} diag\left(\sigma_\mu^2\mathbf{J}_{T_i} + \sigma_\nu^2\mathbf{I}_{T_i}\right) \\ -diag\left(\sigma_\mu^2\mathbf{J}_{T_i} + \sigma_\nu^2\mathbf{I}_{T_i}\right)\mathbf{X}\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}' \end{array}\right)\right) \tag{18}$$

Kemudian akan dicari ekspektasi untuk masing-masing bentuk kuadrat :

$$E\left(q_1\right) = E\left(\mathbf{u}_{OLS}'\mathbf{Q}\mathbf{u}_{OLS}\right) = \delta_{11}\sigma_\mu^2 + \delta_{12}\sigma_\nu^2 \tag{19}$$

$$E\left(q_2\right) = E\left(\mathbf{u}_{OLS}'\mathbf{P}\mathbf{u}_{OLS}\right) = \delta_{21}\sigma_\mu^2 + \delta_{22}\sigma_\nu^2 \tag{20}$$

dengan:

$$\delta_{11} = tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{PX}\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{ZZ}'\mathbf{X}\right) - tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{ZZ}'\mathbf{X}\right)$$

$$\delta_{12} = n - N - K + tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{PX}\right)$$

$$\delta_{21} = n - 2tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{ZZ}'\mathbf{X}\right) + tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{PX}\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{ZZ}'\mathbf{X}\right)$$

$$\delta_{22} = N - tr\left(\left(\mathbf{X}'\mathbf{X}\right)^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{PX}\right)$$

Dengan hasil yang didapat pada Persamaan (19) dan Persamaan (20) maka dapat dicari penyelesaian dari kedua persamaan tersebut yang merupakan suatu sistem persamaan linier. Sehingga diperoleh solusi untuk masing-masing komponen variansi, yakni:

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_\mu^2 \\ \hat{\sigma}_v^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \delta_{11} & \delta_{12} \\ \delta_{21} & \delta_{22} \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} \mathbf{u}'_{OLS}\mathbf{Q}\mathbf{u}_{OLS} \\ \mathbf{u}'_{OLS}\mathbf{P}\mathbf{u}_{OLS} \end{bmatrix}$$

yang berarti :

$$\begin{bmatrix} \hat{\sigma}_\mu^2 \\ \hat{\sigma}_v^2 \end{bmatrix} = \frac{1}{\delta_{11}\delta_{22} - \delta_{21}\delta_{12}} \begin{bmatrix} \delta_{22} & -\delta_{12} \\ -\delta_{21} & \delta_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{u}'_{OLS}\mathbf{Q}\mathbf{u}_{OLS} \\ \mathbf{u}'_{OLS}\mathbf{P}\mathbf{u}_{OLS} \end{bmatrix} \quad (21)$$

sehingga dari Persamaan (21) diperoleh $\hat{\sigma}_\mu^2$ dan $\hat{\sigma}_v^2$ yang merupakan taksiran untuk masing-masing komponen variansi σ_μ^2 dan σ_v^2.Setelah dilakukan penaksiran, selanjutnya komponen variansi pada $\mathbf{\Omega}$ disubtitusi dengan hasil taksiran pada Persamaan (22) sehingga menghasilkan:

$$\hat{\mathbf{\Omega}} = diag\left(\mathbf{E}_{T_i}\right) + diag\left[\left(1 + \hat{\rho}T_i\right)\bar{\mathbf{J}}_{T_i}\right],$$

dengan $\hat{\rho} = \frac{\hat{\sigma}_\mu^2}{\hat{\sigma}_v^2}$. Dengan demikian dapat diperoleh hasil penaksiran dengan metode FGLS.

4.3 Studi Kasus

4.3.1 Data Laporan Keuangan dan Variabel

Data yang digunakan adalah data laporan keuangan teraudit dari www.idx.co.id yaitu perusahaan manufaktur jenis *consumer goods* yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia (BEI) periode 2012-2017 berjumlah 36 perusahaan. Sedangkan variabel dependen yaitu *Cash Dividend* dan variabel independen yaitu *Return of Investment* (ROI), *Cash Ratio*, *Current Ratio*, *Debt Total Asset*, *Earning Per Share* (EPS), *Debt Equity Ratio* dan *Dividend Payout Ratio*.

4.3.2 Pemilihan Model Data Panel

Pemilihan model yang tepat dilakukan dengan melakukan beberapa pengujian. Uji *Chow* digunakan untuk menentukan model estimasi terbaik antara *Common Effect*

(*Pooled*) dengan *Fixed Effect* dan diperoleh *Fixed Effect* adalah model yang terbaik. Dilanjutkan dengan Uji *Hausman* untuk memilih model *Fixed Effect* dan model *Random Effect* dan diperoleh *Fixed Effect* adalah model yang terbaik.

4.4 Uji Asumsi Klasik

4.4.1 Autokorelasi

Berdasarkan hasil *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM* diperoleh nilai DW sebesar 1.873180, sedangkan dalam Table DW untuk $k = 7$ dan $N = 171$ besar DW-Tabel: (dl=1.6655), (du = 1.8356), (4 – du = 2.1644) dan (4 – dl = 2.3345). Oleh karena nilai DW 1.873180 terletak antara (du) dan (4-du) maka koefisien autokorelasi = 0, selain itu diperoleh nilai probability (0.000000) < 0.05, artinya tidak ada autokorelasi.

4.4.2 Heterokedastisitas

Berdasarkan uji *White* diperoleh nilai *Obs*R-square* = 41.11421 > $\chi^2_{k,\alpha}$ = 14.067, artinya ada heterokedastisitas dari *error*. Untuk menyelesaikan masalah heterokedastisitas dari *error*, maka digunakan metode *White Heterocedasticity Consistent Coefficient Covariance* (metode *White HC*). Dengan membandingkan output pada metode *OLS* dan *White HC* terlihat bahwa meskipun standar *error* untuk setiap metode berbeda, namun semua hasil uji koefisien dengan statistik t menunjukkan semua koefisien regresi signifikan. Dengan demikian diambil kesimpulan bahwa heterokedastisitas bukan hal yang serius untuk aplikasi ini.

4.4.3 Multikolinieritas

Pada data panel memiliki keunggulan, diantaranya tingginya jumlah observasi yang memiliki implikasi pada data yang lebih informatif, lebih variatif dan kolinieritas (multikolinieritas) antara data semakin berkurang serta derajat kebebasan (*degree of freedom*) semakin tinggi sehingga dapat diperoleh hasil estimasi yang lebih efisien. Akibatnya uji multikolinieritas tidak diperlukan pada data panel (Verbeek, 2000).

4.5 Model Regresi Data Panel

Berdasarkan hasil uji signifikansi model diketahui bahwa model yang terbaik untuk menguji pengaruh faktor-faktor fundamental perusahaan terhadap *Cash Dividend* adalah diperoleh sebuah model persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} DIVIDENCASH_{it} = & \left(1.28\text{E}+11\right)_i + \left(1.50\text{E}+08\right) ROI_{it} \\ & + \left(7.34\text{E}+08\right) CASHRATIO_{it} \\ & + \left(4.96\text{E}+08\right) CURRENTRATIO_{it} \\ & + \left(6791715.\right) EPS_{it} \\ & + \left(5.20\text{E}+09\right) DEBTTOTALASSET_{it} \\ & + \left(-4.64\text{E}+08\right) DEBTEQUITYRATIO_{it} \\ & + \left(1.52\text{E}+09\right) DIVIDENPAYOUTRATIO_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

4.6 Pemilihan Model Terbaik

Setelah dilakukan uji parsial ternyata ada dua variabel yang tidak signifikan yaitu *Debt Equity Ratio* dan *Dividend Payout Ratio* sehingga dilakukan eliminasi untuk mendapatkan variabel terbaik. Dari keseluruhan hasil analisis diperoleh empat model terbaik, yakni Model I, Model II, Model III dan Model IV. Dimana Model I tanpa eliminasi. Model II dengan mengeliminasi variabel *Debt Equity Ratio*. Model III dengan mengeliminasi variabel *Dividend Payout Ratio*. Model IV dengan mengeliminasi variabel *Debt Equity Ratio* dan *Dividend Payout Ratio*. Dari keempat model ini diperoleh model yang terbaik berdasarkan rangkuman hasil estimasi dari model-model tersebut yang diberikan pada Tabel 1 berikut ini.

Tabel 1 Rangkuman Hasil Estimasi Model Data Panel

Kriteria Pemilihan Model Data Panel	*R-squared*	*Adjusted R-squared*	*Sum squared resid*
Model I	0.788158	0.718647	5.40E+23
Model II	0.790268	0.789257	5.35E+23
Model III	0.822862	0.818257	5.16E+23
Model IV	0.851569	0.851238	1.34E+23

Dengan memandang nilai *R-squared* dan *Adjusted R-squared* yang terbesar, dan nilai *Standart Error* untuk tabel di atas, menggunakan prinsip kesederhaan (*parsimony*) yang memandang nilai jumlahan kuadrat *error* (*Sum of squared residual*) minimal. Sehingga dapat diambil kesimpulan bahwa model terbaik adalah **Model IV** yakni dengan *efek individu/cross section* yaitu:

$$\begin{aligned} DIVIDENDCASH_{it} = & \left(-5.23\text{E}+10\right)_i \\ & + \left(1.13\text{E}+10\right) ROI_{it} \\ & + \left(9.10\text{E}+09\right) CASHRATIO_{it} \\ & + \left(1.42\text{E}+08\right) CURRENTRATIO_{it} \\ & + \left(1.21\text{E}+09\right) DEBTTOTALASSET_{it} \\ & + \left(1811949.\right) EPS_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

5 Kesimpulan

Berdasarkan uraian di atas, dapat ditarik kesimpulan sebagai berikut:

1. Metode *Feasible Generalized Least Square* (FGLS) dapat digunakan untuk menaksir parameter pada model regresi untuk data panel tidak lengkap untuk efek *random* satu arah. Pada metode FGLS, matriks varians tidak diketahui sehingga perlu dilakukan penaksiran terhadap komponen variansi yang ada pada matriks kovarians dengan modifikasi metode ANOVA yang diajukan oleh **Wallace** dan **Hussain.**
2. Berdasarkan hasil uji signifikansi diperoleh model terbaik yaitu dengan persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} DIVIDENDCASH_{it} = &\left(-5.23\text{E}+10\right)_i \\ &+\left(1.13\text{E}+10\right) ROI_{it} \\ &+\left(9.10\text{E}+09\right) CASHRATIO_{it} \\ &+\left(1.42\text{E}+08\right) CURRENTRATIO_{it} \\ &+\left(1.21\text{E}+09\right) DEBTTOTALASSET_{it} \\ &+\left(1811949.\right) EPS_{it} + u_{it} \end{aligned}$$

Terdapat beberapa saran yang penulis ajukan untuk penelitian lebih lanjut yang berkaitan dengan penaksiran parameter pada model regresi untuk data panel tidak lengkap, diantaranya:

1. Metode penaksiran parameter dengan *Maximum Likelihood* (ML) dan *Restricted Maximum Likelihood* (REML).
2. Metode penaksiran parameter dengan *Minimum Norm Quadratic Unbiased Estimators* (MINQUE).
3. Metode penaksiran parameter dengan *Minimum Variance Quadratic Unbiased Estimators* (MIVQUE).

Daftar Pustaka

[1] Aharony, J., dan I. Swary. 1980. Quartely Dividend and Earning Announcements and Stockholders' Returns: An Empirical Analysis. *Journal of Finance*. 35 (1) : 1-12.

[2] Baltagi, H. 2005. *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd ed. John Wiley & Sons Ltd. Chichester.

[3] Baltagi, H., Seuck H.Song, Byoung C. Jung. 2002. A Comparative Study of Alternative Estimators for The Unblanced Two-Way Error Component Regression Model. *Econometrics Journal*. 480-493.

[4] Baltagi, H., Seuck H.Song. 2006. Unbalanced Panel Data: A Survey. *Statistical Paper*. 47 : 493-523.

[5] Greene, W. 2003. *Econometic Analysis*. 5th ed. Prentice Hall. New Jersey.

[6] Makambi, K. H. 2004. On Positive Estimation of The Between Study Variance in A One-Way Random Effects Anova Model. *Journal of Statistical Research*. 38(1) : 33-34.

[7] Wansbeek, T., A. Kapteyn. 1989. Estimation of The Error Components Model with Incomplete Panels. *Journal of Econometrics*. 41 : 341-361.

[8] Wulff, Shaun S. 2008. The Equality of REML and ANOVA Estimators of Variance Components in Unbalanced Normal Clasification Models. *Statistics & Probability Letters*. 78 : 405-411.