

APLIKASI REGRESI DATA PANEL UNTUK PEMODELAN TINGKAT PENGANGGURAN TERBUKA KABUPATEN/KOTA DI PROVINSI JAWA TENGAH

Tyas Ayu Prasanti¹, Triastuti Wuryandari², Agus Rusgiyono³

¹Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro

^{2,3}Staff Pengajar Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro

tyasayuprasanti93@gmail.com, triastuti@undip.ac.id, agus.rusgi@gmail.com

ABSTRACT

Open unemployment rate is the percentage of the labor force that is unemployed and actively seeking employment to the total labor force. Unemployment data is a combination of cross section data and time series data are commonly called panel data. This study aims to be modeling the open unemployment rate in Central Java province in 2008 to 2013 by using panel data regression. To estimate the panel data regression model, there are three approaches, the common effect model, fixed effect model and random effects model. Estimation of panel data regression model is used the fixed effect model with cross section weight. The model show that the percentage of population aged 15 years and over who worked by the highest education attained is Senior High School/Vocational School, Senior High School Gross Enrollment Rate (GER), dependency ratio and Gross Regional Domestic Product (GDP) significantly affect the open unemployment rate by generating R^2 for 81,65 %.

Keywords: Cross Section Weight, Fixed Effect Model, Panel Data Regression, Open Unemployment, Central Java Province

1. PENDAHULUAN

Salah satu masalah pokok yang dihadapi negara berkembang khususnya Indonesia dalam pembangunan ekonomi adalah masalah keterbatasan lapangan pekerjaan. Masalah pengangguran timbul karena ada ketimpangan antara jumlah angkatan kerja dan jumlah lapangan pekerjaan yang tersedia. Tingkat pengangguran di Provinsi Jawa Tengah tergolong cukup tinggi. Pada Februari 2013 Jawa Tengah merupakan penyumbang pengangguran terbesar keempat di pulau Jawa setelah Banten, DKI Jakarta dan Jawa Barat. Berdasarkan Berita Resmi BPS Provinsi Jawa Tengah No.31/05/33/Th.VII, 05 Mei 2014, pada Februari 2014 tingkat pengangguran terbuka di Jawa Tengah mencapai 5,45%.

Tingkat pengangguran terbuka mungkin berbeda antara satu daerah dengan daerah yang lain, serta mengalami perubahan dari waktu ke waktu. Oleh karena itu pada penelitian ini penulis akan mengaplikasikan regresi data panel untuk pemodelan tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Tengah.

Adapun tujuan yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah mendapatkan model regresi data panel untuk tingkat pengangguran terbuka di Jawa Tengah tahun 2008 s.d. 2013.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Pengangguran

Menurut Nanga (2001), pengangguran didefinisikan sebagai suatu keadaan dimana seseorang yang tergolong dalam kategori angkatan kerja tidak memiliki pekerjaan dan secara aktif sedang mencari pekerjaan. Untuk mengukur pengangguran dalam suatu negara biasanya digunakan tingkat pengangguran (*unemployment rate*), yaitu penganggur yang dinyatakan sebagai persentase dari total angkatan kerja.

Nanga (2001) menjelaskan bahwa Edgar Edwards membedakan jenis pengangguran, khususnya yang sering terjadi di negara berkembang ke dalam bentuk sebagai berikut :

1. Setengah Pengangguran

Setengah pengangguran adalah para pekerja yang jumlah jam kerjanya lebih sedikit dari yang sebenarnya mereka inginkan (sebagian besar hanya bekerja harian, mingguan atau musiman).

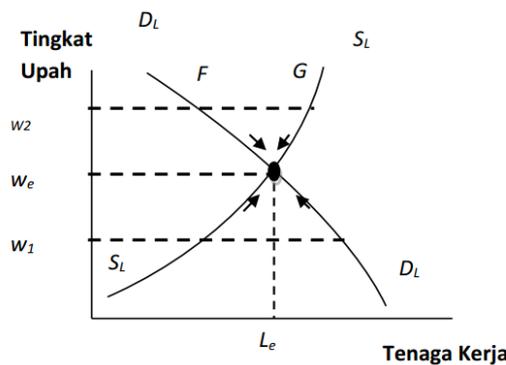
2. Pengangguran Terbuka

Pengangguran terbuka atau *open unemployment* adalah mereka yang benar-benar sedang tidak bekerja baik secara sukarela maupun karena terpaksa dan secara aktif sedang mencari pekerjaan.

Dari kajian pustaka yang diperoleh dari beberapa sumber, ada beberapa indikator yang memiliki keterkaitan dengan pengangguran diantaranya :

1. Upah

Menurut Mankiw (2007), upah tenaga kerja ditentukan oleh permintaan dan penawaran.



Gambar 1 Penentuan Tingkat Penyerapan Tenaga Kerja dan Tingkat Upah

Pada Gambar 1 titik w_e menyatakan tingkat upah ekuilibrium (seimbang), pada tingkat upah yang lebih rendah seperti pada w_1 . Jumlah permintaan tenaga kerja melebihi jumlah penawaran. Sebaliknya pada tingkat upah yang lebih tinggi seperti pada w_2 , penawaran tenaga kerja melebihi permintaan sehingga menimbulkan pengangguran.

2. Pendidikan

Semakin tinggi tamatan pendidikan seseorang maka semakin tinggi pula kemampuan kerja atau produktivitas seseorang dalam bekerja. Peningkatan kualitas sumber daya manusia melalui tamatan pendidikan diharapkan dapat mengurangi jumlah pengangguran, dengan asumsi tersedianya lapangan pekerjaan formal.

3. Rasio Ketergantungan (*Dependency Ratio*)

Rasio ketergantungan yang rendah atau sedikitnya penduduk usia nonproduktif yang ditanggung penduduk usia produktif akan menyebabkan adanya kecenderungan untuk menabung dan investasi. Meningkatnya investasi akan meningkatkan kesempatan kerja melalui pembukaan lapangan kerja baru yang akan mengurangi jumlah pengangguran.

4. Produk Domestik Regional Bruto

PDRB berpengaruh terhadap jumlah angkatan kerja yang bekerja dengan asumsi apabila PDRB meningkat, maka jumlah nilai tambah barang dan jasa akhir dalam seluruh unit ekonomi suatu wilayah juga akan meningkat, sehingga akan berdampak pada peningkatan jumlah tenaga kerja yang diminta.

2.2. Regresi Data Panel

Menurut Widarjono (2009), data panel adalah gabungan antara data *time series* (runtun waktu) dan data *cross section* (individual).

Secara umum model regresi data panel dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$y_{it} = \alpha_{it} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (1)$$

dengan,

i : $1, 2, \dots, N$, menunjukkan unit data *cross section*

t : $1, 2, \dots, T$, menunjukkan unit data *time series*

y_{it} : nilai variabel dependen unit *cross section* ke- i untuk periode waktu ke- t

α_{it} : intersep yang merupakan efek individu unit *cross section* ke- i untuk periode waktu ke- t

$\boldsymbol{\beta}'$: $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)$ adalah vektor slope berukuran $1 \times k$ dengan k banyaknya variabel independen

\mathbf{x}_{it} : $(x_{1it}, x_{2it}, \dots, x_{kit})$ menunjukkan vektor observasi pada variabel independen berukuran $1 \times k$

u_{it} : *error* regresi unit *cross section* ke- i untuk periode waktu ke- t ; $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$

2.3. Estimasi Model Regresi Data Panel

Dalam melakukan estimasi model regresi dengan data panel terdapat tiga pendekatan yang sering digunakan, yaitu pendekatan model *Common Effect*, model *Fixed Effect* dan model *Random Effect*.

▪ Model Common Effect

Model *Common Effect* merupakan teknik yang paling sederhana untuk mengestimasi model regresi data panel. Pendekatan ini mengabaikan heterogenitas antar unit *cross section* maupun antar waktu. Diasumsikan bahwa perilaku data antar unit *cross section* sama dalam berbagai kurun waktu. Dalam mengestimasi model *common effect* dapat dilakukan dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS). Model *common effect* dapat dinyatakan sebagai berikut (Widarjono, 2009):

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} ; i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T \quad (2)$$

▪ Model Fixed Effect

Menurut Gujarati (2003), salah satu cara untuk memperhatikan heterogenitas unit *cross section* pada model regresi data panel adalah dengan mengizinkan nilai intersep yang berbeda-beda untuk setiap unit *cross section* tetapi masih mengasumsikan slope konstan. Model *fixed effect* dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} ; i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T \quad (3)$$

Terdapat dua pendekatan untuk model *fixed effect*, yaitu model *fixed effect within group* (WG) dengan mengeliminasi efek unit *cross section* α_i dan model *fixed effect least square dummy variable* (LSDV) dengan penggunaan variabel *dummy* (Gujarati, 2012).

▪ Model Random Effect

Pendekatan *Random Effect Model* (REM) mengasumsikan setiap unit *cross section* mempunyai perbedaan intersep. Namun demikian, diasumsikan bahwa intersep α_i adalah variabel acak dengan mean α_0 . Sehingga intersep dapat ditulis sebagai $\alpha_i = \alpha_0 + \varepsilon_i$ dengan ε_i merupakan *error random* yang mempunyai mean nol dan varian σ_ε^2 . Model *random effect* dapat dinyatakan sebagai berikut (Gujarati, 2003):

$$y_{it} = \alpha_0 + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + w_{it} ; i = 1, 2, \dots, N ; t = 1, 2, \dots, T \quad (4)$$

dengan $w_{it} = \varepsilon_i + u_{it}$, ε_i adalah komponen *error cross section*, dan u_{it} adalah *error* secara menyeluruh yang merupakan kombinasi *time series* dan *cross section*. Estimasi model *random effect* dilakukan dengan metode *Generalized Least Square* (GLS).

2.4. Uji Spesifikasi Model

Sebelum diestimasi, terlebih dahulu dilakukan uji spesifikasi model untuk mengetahui model yang akan digunakan.

- **Uji Chow**

Uji Chow digunakan untuk memilih model *common effect* dan model *fixed effect*.

Hipotesisnya sebagai berikut:

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N = \alpha$ (model *common effect*)

H_1 : sekurang-kurangnya ada satu $\alpha_i \neq \alpha$, dengan $i = 1, 2, \dots, N$ (model *fixed effect*)

Statistik uji Chow dinyatakan pada persamaan berikut (Greene, 2008) :

$$F = \frac{(SSE_{CEM} - SSE_{FEM})/(N - 1)}{SSE_{FEM}/(NT - N - k)} \quad (5)$$

dengan,

SSE_{CEM} : *sum square error* model *common effect*

SSE_{FEM} : *sum square error* model *fixed effect*

N : banyaknya unit *cross section*

T : banyaknya unit *time series*

k : banyaknya parameter yang diestimasi

Dengan tingkat signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan dengan menolak H_0 jika

$F \geq F_{(N-1; NT-N-k; \alpha)}$.

- **Uji Hausman**

Uji Hausman dilakukan jika dari hasil uji Chow model yang sesuai adalah model *fixed effect*. Uji Hausman dilakukan untuk memilih model estimasi terbaik antara model *fixed effect* atau model *random effect*. Hipotesisnya sebagai berikut:

$H_0 : Corr(X_{it}, u_{it}) = 0$ (model *random effect*)

$H_1 : Corr(X_{it}, u_{it}) \neq 0$ (model *fixed effect*)

Statistik uji Hausman dinyatakan pada persamaan berikut (Greene, 2008) :

$$W = [\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}]' \Psi^{-1} [\hat{\beta}_{FEM} - \hat{\beta}_{REM}] \quad (6)$$

dengan,

$\Psi = Var[\hat{\beta}_{FEM}] - Var[\hat{\beta}_{REM}]$

Dengan taraf signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan menolak H_0 jika $W \geq \chi^2_{(k; \alpha)}$

dengan k adalah banyaknya variabel independen.

2.5. Uji Asumsi

Uji asumsi untuk analisis regresi meliputi uji normalitas, multikolinieritas, heteroskedastisitas dan autoregresi.

- **Normalitas**

Uji normalitas residual secara formal dapat dideteksi dari metode yang dikembangkan oleh Jarque-Bera dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Statistik uji Jarque-Bera adalah sebagai berikut (Widarjono, 2009) :

$$JB = NT \left[\frac{S_k^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (7)$$

dengan S_k adalah skewness dan K adalah kurtosis.

Dengan tingkat signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan menolak H_0 jika $JB \geq \chi^2_{(2; \alpha)}$.

- **Multikolinieritas**

Multikolinieritas berarti adanya hubungan linier antara variabel independen di dalam model regresi. Salah satu cara untuk mendeteksi adanya multikolinieritas adalah dengan menghitung nilai *Variance Inflation Factors* (VIF) dengan rumus:

(8)

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} ; j = 1, 2, \dots, k$$

dengan R_j^2 adalah nilai koefisien determinasi regresi auxiliary antara variabel independen ke- j dengan variabel independen sisanya ($k - 1$). Jika nilai $VIF > 10$, maka secara signifikan dapat disimpulkan bahwa terdapat multikolinieritas.

- **Heteroskedastisitas**

- **Pengujian Asumsi Homoskedastisitas Antar Unit *Cross Section***

Pengujian adanya heteroskedastisitas pada regresi panel dapat dilakukan dengan uji Lagrange Multiplier (LM). Hipotesisnya sebagai berikut:

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_N^2 = \sigma^2$ (Tidak terjadi eteroskedastisitas)

$H_1 : \text{sekurang-kurangnya ada satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2, \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, N$

(Terjadi heteroskedastisitas)

Statistik uji LM dihitung berdasarkan formula sebagai berikut (Greene, 2008) :

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=2}^N \left[\frac{\hat{\sigma}_i^2}{\hat{\sigma}^2} - 1 \right]^2 \quad (9)$$

dengan,

N : banyaknya unit *cross section*

T : banyaknya unit *time series*

$\hat{\sigma}_i^2$: varian residual persamaan unit *cross section* ke- i

$\hat{\sigma}^2$: varian residual persamaan sistem

Dengan taraf signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan menolak H_0 jika $LM \geq \chi_{(N-1); \alpha}^2$ yang berarti terjadi heteroskedastisitas pada struktur varians-covarians residual.

Prosedur koreksi yang digunakan adalah *cross section weights*.

- **Pengujian Asumsi Korelasi Antar Unit *Cross Section***

Jika dari pengujian asumsi heteroskedastisitas didapatkan kesimpulan terjadi heteroskedastisitas pada varians-covarians residual, selanjutnya dilakukan pengujian korelasi antar unit *cross section* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Terjadi heteroskedastisitas tanpa ada korelasi antar unit *cross section*.

H_1 : Terjadi heteroskedastisitas dan ada korelasi antar unit *cross section*

statistik uji Lagrange Multiplier untuk mengetahui adanya korelasi antar unit *cross section* adalah (Greene, 2008):

$$\lambda_{LM} = T \sum_{i=2}^N \sum_{j=1}^{i-1} r_{ij}^2 = \frac{T}{2} [\text{trace}(\mathbf{R}'\mathbf{R}) - N] \quad (10)$$

dengan r_{ij} adalah koefisien korelasi residual unit *cross section* ke- i dengan unit *cross section* ke- j dan \mathbf{R} adalah matriks korelasi residual berukuran $N \times N$. Jika $\lambda_{LM} \geq \chi_{(N(N-1)/2; \alpha}^2$ maka diambil keputusan menolak H_0 yang berarti struktur varian-kovarians residual bersifat heteroskedastik dan ada korelasi antar unit *cross section*. Prosedur koreksi yang digunakan adalah *cross section SUR (Seemingly Uncorrelated Regression)*.

- **Independensi**

Asumsi independensi berkaitan dengan tidak adanya autokorelasi antar waktu pada residual. Autokorelasi merupakan korelasi antara satu komponen residual dengan komponen residual yang lain. Salah satu uji yang biasa digunakan adalah metode yang dikemukakan oleh Durbin-Watson dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho = 0$ (tidak ada autokorelasi)

$H_1 : \rho \neq 0$ (ada autokorelasi)

Statistik uji Durbin-Watson dinyatakan pada persamaan berikut:

$$d = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (\hat{u}_{it} - \hat{u}_{it-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} \quad (11)$$

Dengan \hat{u}_{it} adalah residual unit *cross section* ke- i waktu ke- j dan ρ adalah koefisien autokorelasi. Penentuan ada tidaknya autokorelasi dapat dilihat pada Tabel 2.

Tabel 1 Uji Statistik Durbin-Watson

Nilai Statistik d	Hasil
$0 < d < d_L$	Menolak H_0 : ada autokorelasi positif
$d_L \leq d \leq d_U$	Tidak ada keputusan
$d_U \leq d \leq 4 - d_U$	Menerima H_0 : tidak ada autokorelasi
$4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$	Tidak ada keputusan
$4 - d_L \leq d \leq 4$	Menolak H_0 : ada autokorelasi negatif

Apabila jatuh pada daerah tidak ada keputusan, maka digunakan modifikasi uji Durbin-Watson berikut (Gujarati, 2012):

1. $H_0 : \rho = 0 ; H_1 : \rho > 0$. H_0 ditolak pada taraf signifikansi α jika $d < d_U$. Berarti secara signifikan terdapat autokorelasi positif.
2. $H_0 : \rho = 0 ; H_1 : \rho < 0$. H_0 ditolak pada taraf signifikansi α jika $(4 - d) < d_U$. Berarti secara signifikan terdapat autokorelasi negatif.
3. $H_0 : \rho = 0 ; H_1 : \rho \neq 0$. H_0 ditolak pada taraf signifikansi 2α jika $d < d_U$ atau $(4 - d) < d_U$. Berarti secara signifikan terdapat autokorelasi positif atau negatif.

2.6. Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter meliputi uji Serentak dan uji Parsial.

▪ Uji Serentak

Uji serentak digunakan untuk mengetahui pengaruh semua variabel independen terhadap variabel dependen dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$$

$$H_1 : \text{sekurang-kurangnya ada satu } \beta_j \neq 0, \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji dinyatakan pada persamaan berikut :

$$F = \frac{R^2 / (N + k - 1)}{(1 - R^2) / (NT - N - k)} \quad (12)$$

Dengan tingkat signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan dengan menolak H_0 jika $F \geq F_{(N+k-1; NT-N-k; \alpha)}$.

▪ Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk mengetahui variabel independen yang berpengaruh signifikan secara individu terhadap variabel dependen, dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \text{ dengan } j = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji dinyatakan pada persamaan berikut :

$$t = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \quad (13)$$

Dengan tingkat signifikansi sebesar α , maka diambil keputusan dengan menolak H_0 jika $|t| \geq t_{(NT-k; \alpha/2)}$.

3. METODE PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data sekunder yang bersumber dari Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah. Data tingkat pengangguran terbuka dan

faktor-faktor yang mempengaruhinya meliputi 35 kabupaten/kota di Jawa Tengah pada tahun 2008 s.d. 2013. Untuk mendukung proses penelitian digunakan paket program komputer yaitu EViews 7.

3.2. Variabel Penelitian

Variabel dependen dalam penelitian ini adalah data tingkat pengangguran terbuka pada tahun 2008 s.d. 2013 di Jawa Tengah. Variabel independennya adalah:

1. Persentase penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK (X_1)
2. Angka Partisipasi Kasar SMA (X_2)
3. Rasio Ketergantungan (X_3)
4. Produk Domestik Regional Bruto (X_4)
5. Upah Minimum Kabupaten/Kota (X_5)

3.3. Tahapan Analisis

Langkah-langkah analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mengestimasi regresi data panel menggunakan model *fixed effect*.
2. Melakukan uji Chow
 - a. Jika H_0 diterima, maka model *common effect* (lanjutkan langkah 5).
 - b. Jika H_0 ditolak, maka model *fixed effect* (lanjutkan langkah 4).
3. Melakukan uji Hausman
 - a. Jika H_0 diterima, maka model *random effect* (lanjutkan langkah 5).
 - b. Jika H_0 ditolak, maka model *fixed effect* (lanjutkan langkah 5).
4. Melakukan uji asumsi pada model terpilih.
5. Melakukan uji signifikansi parameter yang meliputi uji serentak dan uji parsial.
6. Melakukan interpretasi model akhir regresi data panel.

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Uji Spesifikasi Model

▪ Uji Chow

Uji Chow digunakan untuk memilih model *common effect* dan model *fixed effect*. Pada uji Chow diketahui nilai $F = 7,8663$ dan $F_{(34;170;5\%)} = 1,5086$, karena $F \geq F_{(34;170;5\%)}$ ($7,8663 \geq 1,5086$) sehingga menolak H_0 , yang berarti model estimasi yang tepat adalah model *fixed effect*.

▪ Uji Hausman

Berdasarkan uji Chow model yang sesuai model *fixed effect*, sehingga perlu dilakukan uji Hausman untuk menentukan model estimasi yang sesuai antara model *fixed effect* atau *random effect*. Pada uji Hausman diketahui nilai $W = 28,5996$ dan $\chi^2_{(5;5\%)} = 11,0705$, karena $W \geq \chi^2_{(5;5\%)}$ ($28,5996 \geq 11,0705$) sehingga menolak H_0 , yang berarti model estimasi yang tepat adalah model *fixed effect*.

4.2 Uji Asumsi

▪ Normalitas

Pengujian asumsi normalitas residual dapat dilakukan dengan uji Jarque-Bera. Diketahui nilai $JB = 4,9967$ dan $\chi^2_{(2;5\%)} = 5,9915$, karena $JB < \chi^2_{(2;5\%)}$ ($4,9967 < 5,9915$) sehingga menerima H_0 , yang berarti residual berdistribusi normal.

- **Multikolinieritas**

Untuk mengetahui ada tidaknya multikolinieritas antar variabel independen dapat menggunakan nilai VIF. Jika nilai VIF > 10 maka dapat disimpulkan terjadi multikolinieritas pada variabel independen.

Tabel 2 Nilai *Variance Inflation Factors* (VIF)

Variabel	VIF
X_1	3,8503
X_2	2,0299
X_3	1,4065
X_4	1,4140
X_5	2,5786

Dari Tabel 2 dapat diketahui bahwa nilai VIF < 10 untuk semua variabel independen, maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi multikolinieritas antar variabel independen.

- **Heteroskedastisitas**

- **Pengujian Asumsi Homoskedastisitas Antar Unit *Cross Section***

Pengujian adanya heteroskedastisitas pada struktur varians-kovarians residual dilakukan dengan uji Lagrange Multiplier (LM). Diketahui nilai $LM = 129,0228$ dan $\chi^2_{(34;5\%)} = 48,5672$, karena $LM \geq \chi^2_{(34;5\%)}$ ($129,0228 \geq 48,5672$) sehingga menolak H_0 , yang berarti terjadi heteroskedastisitas pada residual antar unit *cross section*.

- **Pengujian Asumsi Korelasi Antar Unit *Cross Section***

Apabila terjadi heteroskedastisitas pada residual antar unit *cross section*, selanjutnya dilakukan pengujian asumsi korelasi antar unit *cross section*. Diketahui nilai $\lambda_{LM} = 488,8219$ dan $\chi^2_{(595;5\%)} = 652,5757$, karena $\lambda_{LM} < \chi^2_{(595;5\%)}$ ($488,8219 < 652,5757$) sehingga menerima H_0 , yang berarti terjadi heteroskedastisitas pada residual tanpa ada korelasi antar unit *cross section*.

Untuk mengatasi heteroskedastisitas tersebut, maka model *fixed effect* diestimasi dengan pembobotan *Cross Section Weight*.

- **Independensi**

Pengujian asumsi independensi dilakukan dengan melihat nilai Durbin-Watson. Diketahui nilai $d = 1,9359$, dan untuk nilai $d_U = 1,7354$ dan $d_L = 1,8130$ (dilihat dari tabel Durbin-Watson dengan $n=210$ dan $k=5$). Karena $d_U \leq d \leq 4 - d_U$ ($1,7354 \leq 1,9359 \leq 2,1871$) maka dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi autokorelasi pada residual.

4.3 Uji Signifikansi Parameter

- **Uji Serentak**

Uji serentak digunakan untuk mengetahui pengaruh semua variabel independen terhadap variabel dependen. Diketahui $F = 15,4098 \geq F_{(39;170;5\%)}$ sebesar 1,4707 sehingga menolak H_0 , yang berarti variabel independen secara serentak berpengaruh pada variabel dependen.

- **Uji Parsial**

Uji parsial digunakan untuk mengetahui variabel independen yang berpengaruh signifikan secara individu terhadap variabel dependen.

Tabel 3 Uji Parsial

Variabel	Koefisien	t-hitung	Prob	Kesimpulan
X_1	0,0945	4,1022	0,0001	Signifikan
X_2	0,0983	4,6609	0,0000	Signifikan
X_3	-0,9822	-25,9291	0,0000	Signifikan
X_4	-0,0994	-0,6376	0,5246	Tidak Signifikan
X_5	-0,0379	-3,6875	0,0003	Signifikan

Berdasarkan Tabel 3 didapatkan bahwa pada taraf signifikansi $\alpha = 5\%$ variabel X_4 yaitu Upah Minimum Kabupaten/Kota (UMK) tidak signifikan mempengaruhi model, sehingga variabel X_4 dikeluarkan dari model.

4.4 Model Akhir Regresi Data Panel

Berdasarkan pengujian yang telah dilakukan diperoleh model akhir regresi data panel untuk tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Tengah yaitu model *Fixed Effect* dengan *Cross Section Weight* sebagai berikut:

$$\hat{y}_{it} = \alpha_i + 0,0801X_{1it} + 0,1022X_{2it} - 1,0183X_{3it} - 0,0410X_{5it} \quad (14)$$

dengan

\hat{y}_{it} = penduga tingkat pengangguran terbuka kabupaten/kota ke- i tahun ke- t .

X_{1it} = persentase penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK kabupaten/kota ke- i tahun ke- t .

X_{2it} = rasio ketergantungan kabupaten/kota ke- i tahun ke- t .

X_{3it} = produk domestik regional bruto kabupaten/kota ke- i tahun ke- t .

X_{5it} = angka partisipasi kasar SMA kabupaten/kota daerah ke- i tahun ke- t .

Adapun nilai $\hat{\alpha}_i$ disajikan pada Tabel 4 berikut:

Tabel 4 Estimasi Intersep $\hat{\alpha}_i$ Kabupaten/Kota

Indeks (i)	Kabupaten/Kota	$\hat{\alpha}_i$	Indeks (i)	Kabupaten/Kota	$\hat{\alpha}_i$
1	Kab. Cilacap	14,4045	19	Kab. Kudus	12,2649
2	Kab. Banyumas	6,6793	20	Kab. Jepara	4,3351
3	Kab. Purbalingga	4,2671	21	Kab. Demak	4,5423
4	Kab. Banjarnegara	3,3594	22	Kab. Semarang	6,3455
5	Kab. Kebumen	4,9871	23	Kab. Temanggung	3,0380
6	Kab. Purworejo	2,6056	24	Kab. Kendal	7,6376
7	Kab. Wonosobo	3,2210	25	Kab. Batang	5,5794
8	Kab. Magelang	4,0043	26	Kab. Pekalongan	3,8040
9	Kab. Boyolali	3,9019	27	Kab. Pemalang	7,3307
10	Kab. Klaten	4,8015	28	Kab. Tegal	6,4214
11	Kab. Sukoharjo	6,2161	29	Kab. Brebes	9,0080
12	Kab. Wonogiri	4,1823	30	Kota Magelang	12,6213
13	Kab. Karanganyar	5,4184	31	Kota Surakarta	10,2711
14	Kab. Sragen	5,0646	32	Kota Salatiga	8,1054
15	Kab. Grobogan	4,6512	33	Kota Semarang	19,5194
16	Kab. Blora	4,8240	34	Kota Pekalongan	5,7374
17	Kab. Rembang	4,5833	35	Kota Tegal	10,7083
18	Kab. Pati	8,1163			

Berdasarkan model pada persamaan (14) diketahui nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 81,65%, artinya persentase penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK, rasio ketergantungan, PDRB dan APK SMA dapat menjelaskan variabilitas tingkat pengangguran terbuka di Jawa Tengah sebesar 81,65% sedangkan sisanya 18,35% dijelaskan oleh variabel lain yang belum masuk ke dalam model.

Dengan asumsi variabel lainnya dianggap tetap maka bertambahnya persentase penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK sebesar 1% akan meningkatkan tingkat pengangguran terbuka sebesar 0,0801%, meningkatnya rasio ketergantungan sebesar 1% akan meningkatkan tingkat pengangguran terbuka sebesar 0,1022%, bertambahnya PDRB sebesar 1 triliun rupiah akan menurunkan tingkat pengangguran terbuka sebesar 1,0183%

dan kenaikan 1% pada APK SMA akan menurunkan tingkat pengangguran terbuka sebesar 0,0410%.

5 KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan yang telah dilakukan, dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Faktor-faktor yang signifikan mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Tengah adalah persentase penduduk berumur 15 tahun ke atas yang bekerja berdasarkan pendidikan tertinggi yang ditamatkan adalah SMA/SMK, rasio ketergantungan, produk domestik regional bruto dan angka partisipasi kasar SMA.
2. Setiap kabupaten/kota pada data tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Tengah tahun 2008 s.d 2013 memiliki heterogenitas tersendiri. Hal ini ditunjukkan dari uji spesifikasi model, model yang sesuai untuk data tingkat pengangguran di provinsi Jawa Tengah adalah model *fixed effect*.
3. Pada model *fixed effect* asumsi homoskedastisitas tidak terpenuhi, sehingga model *fixed effect* dengan *cross section weight* lebih tepat untuk menganalisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka di Jawa Tengah dengan persamaan sebagai berikut:

$$\hat{y}_{it} = \alpha_i + 0,0801X_{1it} + 0,1022X_{2it} - 1,0183X_{3it} - 0,0410X_{5it}$$

Model tersebut mampu menerangkan variabilitas tingkat pengangguran terbuka di Jawa Tengah sebesar 81,65%.

DAFTAR PUSTAKA

- Greene, W.H. 2008. *Econometric Analysis Sixth Edition*. New Jersey: Prentice Hall.
- Gujarati, D. 2003. *Basic Econometrics Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill.
- Gujarati, D. 2012. *Dasar-Dasar Ekonometrika Edisi Lima*. (diterjemahkan oleh: Mangunsong, R.C.). Jakarta: Salemba Empat.
- Mankiw, N.G. 2007. *Makroekonomi Edisi Keenam*. (diterjemahkan oleh: Liza, F.). Jakarta: Erlangga
- Nanga, M. 2001. *Makroekonomi : Teori, Masalah dan Kebijakan Edisi Perdana*. Jakarta: Raja Grafindo Persada
- Widarjono, A. 2009. *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Yogyakarta: Ekonisia.