

Pemodelan Angka Pengangguran Pernah Bekerja dan Belum Pernah Bekerja di Jawa Timur Menggunakan Metode Regresi Multivariat

Arinda Nur Lathifah, dan Wahyu Wibowo

Jurusan Statistika, Fakultas MIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)

Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia

e-mail: wahyu_w@statistika.its.ac.id

Abstrak—Tujuan dari penelitian ini adalah membuat model untuk kasus pengangguran terbuka di Jawa Timur. Pemodelan menggunakan dua respon yang berkorelasi, yaitu pengangguran pernah bekerja dan pengangguran belum pernah bekerja. Prediktor berasal dari Sembilan variabel, namun antar variabel *independent* terdapat korelasi, sehingga direduksi menjadi tiga faktor baru, antara lain faktor pendidikan dasar dan tinggi, faktor perekonomian Jawa Timur, dan faktor pendidikan SMP. Estimasi parameter regresi multivariat terhadap kedua respon dengan prediktor setelah dilakukan analisis faktor menunjukkan terdapat pelanggaran asumsi residual IIDN, sehingga diatasi dengan transformasi variabel dependen. Pemodelan dari analisis faktor menunjukkan masih terdapat faktor yang tidak signifikan, sehingga interpretasi model dilakukan dengan menggunakan pemilihan model terbaik. Hasil pemodelan menunjukkan respon pengangguran pernah bekerja dan pengangguran belum pernah bekerja dipengaruhi oleh pertambahan jumlah angkatan kerja di Provinsi Jawa Timur.

Kata Kunci—Analisis Faktor, Pengangguran, Regresi Multivariat.

I. PENDAHULUAN

Pengangguran merupakan masalah yang meliputi dimensi sosial hingga perekonomian di Jawa Timur. Kondisi ini terjadi disebabkan terutama karena Jawa Timur memiliki pertumbuhan penduduk usia produktif yang pesat [1]. Penduduk usia muda sedang menghadapi tantangan berat di masa mendatang. Diperkirakan lima hingga sepuluh tahun ke depan, jumlah angkatan kerja semakin besar, namun kelompok usia 55 – 65 tahun yang meninggalkan angkatan kerja relatif kecil [2]. Tingkat pengangguran terbuka di Jawa Timur pada Februari 2015 mencapai 892 ribu orang atau setara 4,31 persen dari total angkatan kerja. Angka tersebut belum termasuk kategori setengah penganggur dan pekerja paruh waktu yang jumlahnya mencapai 6,4 juta orang [3]. Sayangnya, pertumbuhan ekonomi ternyata tidak cukup mampu mengurangi jumlah pengangguran di Indonesia [4]. Oleh sebab itu, salah satu upaya yang dapat dilakukan untuk mengurangi pengangguran adalah dengan melakukan pengendalian terhadap faktor-faktor yang mempengaruhinya.

Penelitian terdahulu seperti yang ditulis oleh Dharmayanti (2011) [5] menganalisis nilai PDRB, upah dan inflasi terhadap TPT di Provinsi Jawa Tengah tahun 1991-2009. Hasilnya variabel PDRB, upah dan inflasi

berpengaruh signifikan terhadap pengangguran. Di lain tempat, Mulyati (2009) [6], melakukan analisis hubungan inflasi dan pengangguran di Indonesia periode 1985-2008 menggunakan pendekatan kurva Philips untuk menjelaskan hubungan inflasi dan tingkat pengangguran dengan metode regresi berganda *Ordinary Least Square* (OLS) dan *granger causality test*. Ternyata tingkat inflasi tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat pengangguran, sementara Jumlah angkatan kerja signifikan berpengaruh terhadap tingkat pengangguran. Penelitian di Jawa Timur dilakukan oleh Sari (2012) [7] dengan memodelkan pengangguran menggunakan metode regresi *Spline*. Hasilnya persentase penduduk angkatan kerja, APK, dan tingkat investasi berpengaruh signifikan terhadap pengangguran. Penelitian tenaga kerja di Sulawesi Utara dilakukan oleh Pratiwi dan Zain (2014) [8] menggunakan metode *Classification and Regression Tree* (CART). Hasil penelitian menunjukkan faktor yang mempengaruhi pengangguran terbuka di provinsi Sulawesi Utara yaitu Jenis Kelamin, Pendidikan terakhir, Usia, Status dalam Rumah Tangga, dan Status Perkawinan.

Penelitian kali ini dilakukan untuk membuat sebuah model kasus pengangguran terbuka yang dilihat berdasarkan kategori pengangguran belum pernah bekerja, dan pengangguran pernah bekerja. Metode yang digunakan adalah regresi linear multivariat. Metode tersebut berguna untuk pemodelan kasus yang memiliki respon lebih dari satu serta berkorelasi. Prediktor yang akan diteliti adalah dari sisi pendidikan terakhir penduduk Jawa Timur di setiap Kabupaten dan Kota pada tingkat SD, SMP, SMA, SMK, dan perguruan tinggi. Selain itu digunakan pula variabel prediktor dari sudut pandang makro ekonomi, seperti jumlah angkatan kerja, Upah Minimum Regional (UMR), Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) dan nilai realisasi pananaman modal dalam negeri. Tujuan utama dari penelitian adalah melihat karakteristik ketenagakerjaan yang dihubungkan dengan pendidikan terakhir angkatan kerja di Jawa Timur tahun 2014, serta membuat sebuah model regresi multivariat untuk kasus pengangguran terbuka. Batasan masalah penelitian mengambil data ketenagakerjaan dan perekonomian Jawa Timur tahun 2014 dari 38 Kabupaten dan Kota.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. Analisis Regresi Multivariat

Pemodelan dengan metode analisis regresi multivariat, digunakan untuk kasus dengan q respon Y_1, Y_2, \dots, Y_q yang berkorelasi terhadap satu rangkaian prediktor X_1, X_2, \dots, X_p . [9]. Setiap respon diasumsikan mengikuti model regresinya sendiri, sehingga

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_{01} + \beta_{11}X_1 + \dots + \beta_{p1}X_p + \varepsilon_1 \\ y_2 &= \beta_{02} + \beta_{12}X_1 + \dots + \beta_{p2}X_p + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ y_q &= \beta_{0q} + \beta_{1q}X_1 + \dots + \beta_{pq}X_p + \varepsilon_q \end{aligned} \tag{1}$$

Dengan y_q merupakan variabel respon ke- q dan X_p merupakan variabel prediktor ke- p . Sementara parameter $\beta_{p1}, \beta_{p2}, \dots, \beta_{pq}$ merupakan parameter regresi dan ε_q adalah error. Model regresi multivariat yang terdiri dari q model linear secara simultan dapat ditunjukkan bentuk matriks persamaan berikut

$$\mathbf{Y}_{(n \times q)} = \mathbf{X}_{n \times (p+1)} \boldsymbol{\beta}_{(p+1) \times q} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(n \times q)} \tag{2}$$

Dimana $E(\varepsilon_{(i)}) = 0$ dan $Cov(\varepsilon_{(i)}, \varepsilon_{(j)}) = \sigma_{ij}$ dan $i, j = 1, 2, \dots, q$.

B. Pemeriksaan Korelasi Antar Variabel Respon

Untuk memeriksa besarnya korelasi bivariat antara variabel respon Y_1 dan Y_2 dilakukan menggunakan *Pearson's correlation*. Berikut ini adalah rumus untuk mencari nilai koefisien korelasi *Pearson's* [10].

$$\rho = \frac{\sum_{i=1}^n (y_1 - \bar{y}_1)(y_2 - \bar{y}_2)}{(n-1)s_{y_1 y_2}} \tag{3}$$

Dimana:

- \bar{y}_1 = sampel rata-rata untuk variabel y_1
- S_{y_1} = standar deviasi untuk variabel y_1
- \bar{y}_2 = sampel rata-rata untuk variabel y_2
- S_{y_2} = standar deviasi untuk variabel y_2
- n = jumlah data
- ρ = koefisien korelasi antar variabel

C. Penaksiran Parameter Regresi Multivariat

Bentuk persamaan model regresi $\hat{\mathbf{B}}$ multivariat dengan \mathbf{Y} dan $\boldsymbol{\varepsilon}$ adalah matriks berukuran $n \times q$. \mathbf{X} adalah matriks berukuran $n \times (p+1)$ yang mempunyai $\mathbf{X}^T \mathbf{X}$ full rank, serta \mathbf{B} adalah suatu matriks parameter berukuran $(p+1) \times q$. Berikut adalah estimasi kuadrat terkecil untuk $\hat{\mathbf{B}}$ [9].

$$\begin{aligned} \hat{\mathbf{B}} &= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y} \\ &= (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'(y_{(1)}, y_{(2)}, \dots, y_{(q)}) \\ &= [(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'y_{(1)}, (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'y_{(2)}, \dots, (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'y_{(q)}] \\ &= [\hat{\beta}_{(1)}, \hat{\beta}_{(2)}, \dots, \hat{\beta}_{(q)}] \end{aligned} \tag{4}$$

Sedangkan untuk estimasi parameter tak bias ditunjukkan dengan $cov(y_i) = \Sigma$ yang dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} S_e &= \frac{E}{n-p-1} = \frac{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})}{n-p-1} \\ &= \frac{\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}}{n-p-1} \end{aligned} \tag{5}$$

D. Pengujian Signifikansi Parameter Model Regresi Multivariat

Pengujian parameter model regresi dilakukan untuk mengetahui apakah parameter signifikan dalam model.

Hipotesis yang digunakan pada pengujian parameter model regresi secara serentak adalah sebagai berikut.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{pq} = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu parameter } \beta_{pq} \neq 0$$

Statistik uji :

$$\Lambda = \frac{|\mathbf{E}|}{|\mathbf{E} + \mathbf{H}|} = \frac{|\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\mathbf{B}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}|}{|\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n\bar{y}\bar{y}'|} \tag{6}$$

Λ adalah nilai *wilk's lambda*, dimana \bar{y} adalah vektor rata-rata dari matriks \mathbf{Y} . Kriteria pengujianya adalah tolak H_0 jika $\Lambda \leq \Lambda_{\alpha, q, p, n-p-1}$ maka secara keseluruhan parameter tidak sama dengan nol, sehingga model signifikan. Nilai $\Lambda_{\alpha, q, p, n-p-1}$ adalah tabel untuk *Wilk's Lambda* [11].

E. Koefisien Determinasi

Ukuran yang digunakan untuk melihat suatu hubungan antara variabel respon dan prediktor adalah wilks lamda. Rumus yang digunakan sebagai berikut

$$\eta_{\Lambda}^2 = 1 - \Lambda \tag{7}$$

Dengan Λ adalah *wilks's lamda*. Sementara nilai η_{Λ}^2 memiliki nilai interval 0 hingga 1, artinya jika semakin dekat dengan 1 maka hubungan antara variabel respon dan prediktor semakin erat [11].

F. Pengujian Asumsi residual Identik

Asumsi residual identik yang harus dipenuhi adalah matriks varian kovarian yang homogen. Pengujian asumsi tersebut menggunakan statistik uji *Box's M* [9].

Hipotesis:

$$H_0 : \sum_1 = \sum_2 = \dots = \sum_k$$

$$H_0 : \text{Minimal ada satu } \sum_k \neq \sum_i \text{ untuk } k \neq i$$

Statistik uji:

$$\chi^2 = u = -2(1-c_1) \ln M$$

di mana:

$$S_{pool} = \frac{\sum_{i=1}^k v_i S_i}{\sum_{i=1}^k v_i}$$

$$\ln M = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^k v_i \ln |S_i| - \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^k v_i \right) \ln |S_{pool}|$$

$$c_1 = \left[\sum_{i=1}^k \frac{1}{v_i} - \frac{1}{\sum_{i=1}^k v_i} \right] \left[\frac{2p^2 + 3p - 1}{6(p+1)(k-1)} \right] \tag{8}$$

$$v_i = n_i - 1$$

Keterangan:

- k = banyaknya kelompok
- n_i = banyak pengamatan pada kelompok ke- i
- S_i = matriks varian kovarian dari kelompok ke- i

Daerah penolakan:

Gagal tolak H_0 jika $u \leq \chi_{\alpha, \frac{1}{2}(k-1)z(z+1)}^2$ maka matriks varian kovarian residual bersifat homogen. Jika terjadi pelanggaran asumsi identik, yaitu adanya kondisi varians yang tidak homogen.

G. Pemeriksaan Asumsi Independen

Pemeriksaan kebebasan antar residual dapat dilakukan dengan menggunakan *Barlett test* [13]. Hipotesis yang digunakan adalah

$$H_0 : \text{Antar residual saling independen}$$

$$H_1 : \text{Antar residual dependent}$$

Statistik uji:

$$\chi^2_{hitung} = -\left(n-1 \frac{2p+5}{6}\right) \ln |\mathbf{R}| \quad (9)$$

Jumlah variabel prediktor dinotasikan sebagai p , sementara $\ln|\mathbf{R}|$ merupakan nilai determinan matriks korelasi. Jika nilai $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{1/2p(p-1)}$ maka antar residual bersifat dependen

H. Pemeriksaan Asumsi residual Normal Bivariat

Pengujian residual bivariat normal, Menurut Mardia (1974) dalam Rencher (1995) [10] salah satunya menggunakan prosedur untuk menaksir kenormalan data adalah dengan generalisasi dari pengujian univariat berdasarkan pada ukuran *skewness* dan *kurtosis*. Jika y dan x adalah variabel dependen dan independen dan identik berdistribusi dengan rata-rata vektor $\boldsymbol{\mu}$ dan matriks kovarian $\boldsymbol{\Sigma}$. Maka *skewness* dan *kurtosis* untuk populasi multivariat adalah

$$\beta_{1,p} = E[(y - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu)]^3, \quad (10)$$

$$\beta_{2,p} = E[(y - \mu)^T \Sigma^{-1} (x - \mu)]^2$$

Jika $\beta_{1,p} = 0$ ketika y adalah $N_p(\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Sigma})$ maka

$$\beta_{2,p} = p(p+2) \quad (11)$$

untuk mengestimasi $\beta_{2,p}$ menggunakan sampel y_1, y_2, \dots, y_p , dengan

$$g_{ij} = (y_i - \bar{y})^T \hat{\Sigma}^{-1} (y_j - \bar{y}), \quad (12)$$

Dimana $\hat{\Sigma} = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})(y_i - \bar{y})^T / n$ adalah estimasi maksimum likelihood. Estimasi dari $\beta_{1,p}$ dan $\beta_{2,p}$ diperoleh dari

$$b_{1,p} = \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n g_{ij}^3 \quad (13)$$

$$b_{2,p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g_{ii}^2$$

Hipotesis yang digunakan untuk menguji distribusi normal bivariat adalah sebagai berikut

H_0 : Data berdistribusi normal bivariat

H_1 : Data tidak berdistribusi normal bivariat

Statistik uji:

$$z_1 = \frac{(p+1)(n+1)(n+3)}{69(n+1)(p+1)-6} b_{1,p} \quad (14)$$

Daerah penolakannya adalah Tolak H_0 jika $z_1 \geq \chi^2_{0,05;db}$, atau nilai $p_{value} < \alpha(0,05)$, dengan rumus memperoleh derajat bebasnya adalah $\frac{1}{6}p(p+1)(p+2)$.

I. Analisis Faktor

Analisis faktor digunakan untuk menganalisa korelasi antara variabel multivariat dengan cara menggabungkan variabel-variabel yang memiliki korelasi kuat, yang selanjutnya disebut dengan faktor-faktor. Kelompok dari variabel tersebut (faktor), diasumsikan merepresentasikan dimensi di dalam data. Asumsi pertama yang harus dipenuhi dalam analisis faktor adalah kecukupan data, yang diuji dengan uji Kaiser Meyer Olkin (KMO). Asumsi berikutnya yaitu adanya korelasi antar variabel secara multivariat. Pengujian korelasi multivariat dengan menggunakan uji Barlett [12].

Hipotesis pengujian KMO:

H_0 : Jumlah data cukup untuk difaktorkan.

H_1 : Jumlah data tidak cukup untuk difaktorkan.

Statistik uji :

$$KMO = \frac{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p r_{ij}^2}{\sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p r_{ij}^2 + \sum_{i=1}^p \sum_{j=1}^p a_{ij}^2} \quad (15)$$

Apabila nilai KMO lebih besar dari alfa yang telah ditentukan, maka terima H_0 sehingga dapat disimpulkan jumlah data telah cukup difaktorkan.

Hipotesis uji Barlett.

H_0 : Antar variabel pengamatan saling berkorelasi

H_1 : Antar variabel pengamatan tidak berkorelasi

Statistik uji:

$$\chi^2_{hitung} = -\left(n-1 \frac{2p+5}{6}\right) \ln |\mathbf{R}| \quad (16)$$

Jika nilai $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{1/2p(p-1)}$ maka antar residual bersifat dependen [13]

J. Istilah dalam Angkatan Kerja

Penduduk dapat dibagi dalam dua kelompok, yaitu penduduk yang termasuk dalam kelompok angkatan kerja dan penduduk bukan angkatan kerja. Penduduk kelompok pertama adalah mereka yang bekerja, yang sementara tidak bekerja, dan yang mencari pekerjaan [14]. Sedangkan kelompok kedua adalah mereka yang sekolah, mengurus rumah tangga dan lainnya. Yang dimaksud dengan tenaga kerja (*Man Power*) ialah besarnya bagian dan penduduk yang dapat diikutsertakan dalam proses ekonomi.

a. Penganggur terbuka, terdiri dari:

- 1) Mereka yang tak punya pekerjaan dan mencari pekerjaan.
- 2) Mereka yang tak punya pekerjaan dan mempersiapkan usaha.
- 3) Mereka yang tak punya pekerjaan dan tidak mencari pekerjaan, karena merasa tidak mungkin mendapatkan pekerjaan.
- 4) Mereka yang sudah punya pekerjaan, tetapi belum mulai bekerja.

b. Mencari pekerjaan

Usaha mencari pekerjaan ini tidak terbatas pada seminggu sebelum pencacahan, jadi mereka yang sedang berusaha mendapatkan pekerjaan dan yang permohonannya telah dikirim lebih dari satu minggu yang lalu tetap dianggap sebagai mencari pekerjaan asalkan seminggu yang lalu masih mengharap pekerjaan yang dicari. Mereka yang sedang bekerja dan berusaha untuk mendapatkan pekerjaan yang lain tidak dapat disebut sebagai penganggur terbuka.

Mencari pekerjaan adalah kegiatan seseorang yang pada saat survei orang tersebut sedang mencari pekerjaan, seperti mereka:

- 1) Yang belum pernah bekerja dan sedang berusaha mendapatkan pekerjaan.
- 2) Yang sudah pernah bekerja, karena sesuatu hal berhenti atau diberhentikan dan sedang berusaha untuk mendapatkan pekerjaan.
- 3) Yang bekerja atau mempunyai pekerjaan, tetapi karena sesuatu hal masih berusaha untuk mendapatkan pekerjaan lain.

I. METODOLOGI PENELITIAN

A. Sumber Data

Sumber data pada penelitian ini menggunakan data sekunder tentang ketenagakerjaan, pendidikan dan perekonomian. Data tersebut diperoleh dari publikasi Badan Pusat Statistik (BPS) Provinsi Jawa Timur tahun 2014. Unit pengamatan yang digunakan adalah 38 kabupaten/kota di Provinsi Jawa Timur.

selanjutnya faktor 2 dinamakan Faktor Perekonomian Jawa Timur. Sementara itu, faktor 3 hanya terdiri dari satu variabel yang berkontribusi tertinggi yaitu X_6 , selanjutnya faktor 3 dinamakan faktor pendidikan menengah.

Setelah melakukan reduksi variabel *independent* menggunakan analisis faktor, selanjutnya adalah melakukan estimasi parameter regresi multivariat. Hasil estimasi ditampilkan pada tabel 2.

TABEL 2. ESTIMASI PARAMETER REGRESI MULTIVARIAT

variabel respon	variabel prediktor	estimasi parameter	p-value	keterangan
Pengangguran Pernah Bekerja (Y1)	Intercept	11087,974	,000	Gagal tolak H0
	F1	-764,090	,506	Tolak H0
	F2	7431,372	,000	Gagal tolak H0
	F3	2103,146	,073	Tolak H0
Pengangguran Tidak Pernah Bekerja (Y2)	Intercept	11109,132	,000	Gagal tolak H0
	F1	-1228,768	,229	Tolak H0
	F2	7122,244	,000	Gagal tolak H0
	F3	-279,594	,782	Gagal tolak H0

Hasil estimasi parameter regresi multivariat pada ketiga faktor tersebut menunjukkan, faktor perekonomian jawa timur (F_2) signifikan terhadap pengangguran pernah bekerja (Y_1) dan pengangguran tidak pernah bekerja (Y_2).

Sebelum melakukan interpretasi model, terlebih dahulu perlu dilakukan pemeriksaan asumsi residual identik, independen, dan distribusi normal multivariat. Pemeriksaan residual identik untuk data multivariat menggunakan statistik uji Box's M (8). Sebelumnya residual data dibagi menjadi dua kelompok berdasarkan status administratif kabupaten dan kota. Hasil pengujian diperoleh angka statistik uji Box's M sebesar 18,745 lebih dari tabel $\chi^2_{0,05;3}$ (7,815), dengan p-value sebesar 0,001 kurang dari $\alpha(0,05)$ artinya matriks varian-kovarian residual tidak identik.

Pengujian asumsi residual pada kasus multivariat menggunakan metode pengujian *Barlett's Test*. Pengujian *Barlett's test* diperoleh nilai χ^2_{hitung} sebesar 12,419 lebih dari χ^2_{tabel} sebesar 3,841, sedangkan nilai p-value sebesar 0,002. Artinya terjadi pelanggaran asumsi residual independen.

Pemeriksaan residual berdistribusi bivariat normal menunjukkan berdasarkan pengujian *skewness* dan *kurtosis*, diperoleh nilai Z_1 sebesar 49,9186 lebih dari $\chi^2_{0,05;4}$ (9,488), sehingga diputuskan tolak H_0 yang berarti data tidak berdistribusi normal bivariat..

D. Penanggulan Pelanggaran Asumsi IIDN

Berdasarkan pengujian asumsi residual IIDN, residual terindikasi melanggar asumsi identik, independen dan tidak berdistribusi normal bivariat. Sehingga perlu dilakukan transformasi pada variabel dependen.

Setelah dilakukan transformasi, estimasi parameter dilakukan kembali antara variabel dependen hasil tranformasi yaitu Z_1 dan Z_2 sebagai respon dan variabel independen F_1 , F_2 , dan F_3 . Hasil estimasi ulang ditampilkan pada tabel 3.

TABEL 3. ESTIMASI PARAMETER PADA Z_1 DAN Z_2

variabel respon	variabel prediktor	estimasi parameter	p-value	keterangan
Pengangguran Pernah Bekerja (Z_1)	Intercept	8,939	,000	Gagal tolak H0
	F1	-0,158	,160	Tolak H0
	F2	0,566	,000	Gagal tolak H0
	F3	0,266	,022	Gagal tolak H0
	Intercept	8,964	,000	Gagal tolak H0

Pengangguran	F_1	-0,318	,004	Gagal Tolak H0
Tidak Pernah Bekerja (Z_2)	F_2	0,611	,000	Gagal tolak H0
	F_3	0,032	,758	Tolak H0

Hasil estimasi ulang parameter regresi multivariat setelah transformasi menunjukkan terdapat perbedaan faktor yang signifikan terhadap respon. Faktor perekonomian jawa timur (F_2) dan faktor pendidikan menengah (F_3) signifikan terhadap pengangguran pernah bekerja (Z_1). Pada respon pengangguran tidak pernah bekerja (Z_2), faktor yang signifikan antara lain faktor pendidikan dasar dan atas (F_1) dan faktor perekonomian Jawa Timur (F_2).

Setelah diperoleh kembali hasil estimasi parameter, tahap selanjutnya adalah menguji signifikansi parameter multivariat dengan *wilk's lambda*.

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12} = \dots = \beta_{32} = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu parameter } \beta_{pq} \neq 0$$

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E + H|} = \frac{|Y'Y - \hat{B} X'Y|}{|Y'Y - n\bar{y}\bar{y}'|}$$

$$= \frac{15,26872454 \quad 9,844481241}{3066,790 \quad 3069,672} = 0,02871368$$

$$= \frac{3069,672 \quad 3084,346}{3069,672 \quad 3084,346}$$

Hasil perhitungan nilai *wilk's lambda* diperoleh sebesar 0,002871. Angka tersebut kemudian dibandingkan dengan nilai *wilk's lambda* tabel menunjukkan $\Lambda_{0,05;2;3,38-3-1}$ (0,6784) lebih dari *wilk's lambda* hitung Λ (0,002871). Artinya terdapat minimal satu parameter regresi multivariat yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon Z_1 dan Z_2 . Pengujian secara parsial multivariat ditunjukkan pada tabel 4.

TABEL 4. SIGNIFIKANSI PARAMETER PARSIAL MULTIVARIAT

	wilk's Lambda	Pvalue
Intercept	,004	,000
F1	,761	,011
F2	,475	,000
F3	,783	,018

Tabel 4 memberi informasi bahwa F_1 , F_2 dan F_3 signifikan secara parsial multivariat terhadap respon. Besar nilai keeratan hubungan diperoleh dari $\eta^2_\lambda = 1 - 0,002871 = 0,997$, artinya variabel independen dapat menjelaskan variasi pada model sebesar 99,7 persen. Sementara 1,3 persen dijelaskan oleh variabel lain di luar penelitian ini.

Pemeriksaan asumsi residual IIDN dilakukan kembali untuk mengetahui apakah pelanggaran asumsi telah teratasi. Hasil uji Box's M, diperoleh angka statistik uji Box's M sebesar 2,631 kurang dari $\chi^2_{0,05;3}$ (7,815), dengan p-value sebesar 0,498, artinya matriks varian-kovarian residual telah memenuhi asumsi residual identik.

Pemeriksaan asumsi residual independen menggunakan pengujian *Barlett's test* diperoleh nilai χ^2_{hitung} sebesar 21,419 lebih dari χ^2_{tabel} sebesar 3,841, sedangkan nilai p-value sebesar 0,000. Artinya masih terjadi pelanggaran asumsi residual independen meskipun telah dilakukan transformasi.

Hasil pemeriksaan asumsi residual normal bivariat menggunakan metode mardia, diperoleh nilai $Z_1 = 4,73105$ kurang dari $\chi^2_{0,05;4}$ (9,488), sehingga diputuskan gagal tolak H_0 yang berarti data berdistribusi normal bivariat..

E. Interpretasi Model

Hasil estimasi parameter model regresi setelah transformasi memberi informasi bahwa masih terdapat faktor yang tidak signifikan. Karena masih terdapat faktor yang tidak signifikan meskipun telah dilakukan penanganan terhadap pelanggaran asumsi residual IIDN, oleh sebab itu interpretasi model akan dilakukan dengan menggunakan hasil pemilihan model terbaik menggunakan *stepwise*.

TABEL 5. ESTIMASI PARAMETER SETELAH STEPWISE

Var. Dependen	Var. Independen	Koefisien	P-value
Z ₁	intercept	7,81248	0,000
	X ₁	0,000002124	0,000
Z ₂	intercept	7,73725	0,000
	X ₁	0,000002314	0,000

Tabel 5 merupakan hasil estimasi parameter hasil dari pemilihan model terbaik. Tabel tersebut memberikan informasi tentang koefisien regresi dan variabel yang signifikan terhadap respon Z₁ dan Z₂. Dari sembilan variabel *independent*, hanya terdapat satu variabel *independent* yang signifikan berpengaruh terhadap kedua respon Z₁ dan Z₂. Variabel yang signifikan berpengaruh adalah jumlah angkatan kerja (X₁) di Jawa Timur, artinya jumlah angkatan kerja (X₁) telah dianggap mewakili delapan variabel lain yang tidak masuk di dalam model.

Interpretasi model regresi multivariat yang terbentuk berdasarkan hasil estimasi parameter pada tabel 5 adalah sebagai berikut.

$$Z_1 = 7,81248 + 0,000002124 X_1$$

$$Z_2 = 7,73725 + 0,000002314 X_1$$

Model tersebut memberi arti bahwa, jika terdapat penambahan jumlah angkatan kerja di Jawa Timur, maka jumlah pengangguran pernah bekerja di Jawa Timur akan meningkat sebesar 0,000002124 satuan. Kondisi yang sama juga terjadi pada kasus pengangguran belum pernah bekerja. Jika terdapat penambahan jumlah angkatan kerja di Jawa Timur, maka jumlah belum pernah bekerja akan meningkat sebesar 0,000002314 satuan.

IV. KESIMPULAN

Kota Surabaya menempati urutan pertama dengan angka pengangguran berpengalaman dan belum berpengalaman tertinggi di Jawa Timur. Pendidikan terakhir angkatan kerja masih didominasi oleh lulusan SD. Sementara lulusan SMA, SMK dan Perguruan tinggi hanya 30,7 persen. Artinya tenaga kerja Jawa Timur masih banyak yang bekerja di sektor non formal. Pemodelan regresi multivariat dilakukan setelah reduksi variabel menggunakan analisis faktor. Namun hasil pemodelan setelah analisis faktor menunjukkan masih terdapat faktor yang tidak signifikan terhadap respon. Interpretasi model

dari hasil pemilihan model terbaik adalah, jika terdapat penambahan jumlah angkatan kerja, maka jumlah pengangguran pernah bekerja akan meningkat sebesar 0,000002124 satuan. Sementara pengangguran belum pernah bekerja akan meningkat sebesar 0,000002314 satuan.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Bappenas, *Proyeksi Penduduk Indonesia 2010-2035*, Jakarta: Badan Pusat statistik, (2013).
- [2] ILO, "Analisis Diagnostik Ketenagakerjaan di Jawa Timur," ILO, Surabaya, (2011).
- [3] BPS Jatim, *Statistik Daerah Provinsi Jawa Timur 2015*, Surabaya: BPS Provinsi Jawa Timur, (2015).
- [4] S. Dhanani, "Unemployment and Underemployment in Indonesia 1976-2007 : Paradoxes and Issues," International Labour Organization, Geneva, (2004).
- [5] Y. Dharmayanti, "Analisis Pengaruh PDRB, Upah, dan Inflasi Terhadap Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Tengah Tahun 1991-2009," Undip, Semarang, (2011).
- [6] S. Mulyati, "Analisis Hubungan Inflasi dan Pengangguran di Indonesia Periode 1985-2008: Pendekatan Kurva Philips," IPB, Bogor, (2009).
- [7] R. S. Sari, "Pemodelan Pengangguran Terbuka di Provinsi Jawa Timur dengan Menggunakan Pendekatan Regresi Spline," ITS Surabaya, Surabaya, (2012).
- [8] F. E. Pratiwi dan I. Zain, "Klasifikasi Pengangguran Terbuka Menggunakan CART (Classification and Regression Tree) di Provinsi Sulawesi Utara," *Jurnal Sains dan Seni POMITS*, vol. 3, no. 1, pp. D-54-D-59, (2014).
- [9] N. Johnson and D. Wichern, *Applied Multivariate Statistical Analysis*, vol. 5th edition, New Jersey: Prentice Hall, Englewood Cliffs, (2002).
- [10] A. C. Rencer, *Methods of Multivariate Analysis*, 2nd Edition. penyunt., John Wiley & Sons, Inc, (2002).
- [11] F. J. Hair, B. J. Babin and R. E. Anderson, *Multivariate Data Analysis*, vol.7, (2009).
- [12] D. F. Morrison, *Multivariate Statistical Methods*, 3rd Edition ed., New York: McGraw-Hill, Inc, (2005).
- [13] BPS Jatim, *Laporan Eksekutif Keadaan Angkatan Kerja di Jawa Timur 2013-2014*, S. Wintardi, Ed., Surabaya: Badan Pusat Statistik Jawa Timur, (2015) 1-2.