

Pemodelan Regresi Multivariat pada Penentuan Faktor-Faktor yang Berpengaruh Signifikan terhadap Kesejahteraan (PAD dan PDRB) Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah Tahun 2015

Ria Restu Aripin¹, Santi Puteri Rahayu², Imam Safawi Ahmad³

Departement Statistika, Fakultas Matematika, Komputasi dan Sains Data Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya, Indonesia

¹riarestuaripin17@gmail.com, ²santi_pr@statistika.its.ac.id, ³safawi@statistika.its.ac.id

DOI 10.30812/varian.v3i2.654

INFO ARTIKEL

Riwayat Artikel:

Diterima: 09-03-2020

Disetujui: 29-04-2020

Kata Kunci:

Kesejahteraan

PAD

PDRB

Regresi Multivariat

ABSTRAK

Abstrak: Kesejahteraan masyarakat merupakan salah satu indikator keberhasilan program-program pemerintah yang dapat diukur dari Produk Domestik Regional Bruto (PDRB) dan Pendapatan Asli Daerah (PAD). Secara makro, tingkat kesejahteraan masyarakat Jawa Tengah terus meningkat. Untuk mengetahui signifikansi faktor-faktor yang berpengaruh dalam peningkatan kesejahteraan kedua respon yang berhubungan (PAD dan PDRB) dapat diterapkan analisis regresi multivariat. Variabel prediktor yang digunakan yaitu pajak daerah, belanja pegawai, dan jumlah penduduk di kabupaten/kota di provinsi Jawa Tengah tahun 2015. Nilai PAD, PDRB, pajak daerah, belanja pegawai dan jumlah penduduk di atas rata-rata masing-masing berturut-turut dimiliki oleh 12, 9, 6, 17, dan 14 Kabupaten/Kota di Jawa Tengah. Berdasarkan uji signifikansi parameter model regresi multivariate secara parsial, diperoleh variabel pajak daerah dan jumlah penduduk yang berpengaruh signifikan terhadap PAD dan PDRB. Variabel-variabel prediktor tersebut dapat menjelaskan variabilitas model regresi multivariat dengan baik, sebesar 98,45%.

Abstract: Community welfare is one indicator of the success of government programs that can be measured from Gross Regional Domestic Product (GRDP) and Regional Original Revenue (PAD). At a macro level, the level of welfare of the people of Central Java continues to increase. To find out the significance of the factors that influence the improvement of the welfare of the two related responses (PAD and GRDP), a multivariate regression analysis can be applied. The predictor variables used are local tax, employee expenditure, and the number of residents in the district / city of Central Java. PAD, PDRB, local tax, employee expenditure, and total population above the average respectively owned by 12, 9, 6, 17, and 14 districts / cities in Central Java. Based on the test of the significance of the parameters of multivariate regression model partially, local tax variables and population numbers that have a significant effect on PAD and GRDP are obtained. These predictor variables can explain the variability of multivariate regression models well, amounting to 98.45%.



A. LATAR BELAKANG

Secara mendasar, pencapaian kesejahteraan masyarakat dapat dilakukan dengan berbagai perubahan-perubahan dalam pembangunan masyarakat yang bertujuan untuk perbaikan kondisi ekonomi, sosial dan kebudayaan masyarakat. Pencapaian kesejahteraan masyarakat dapat dicapai tidak lepas dari partisipasi masyarakat dan pemerintah. Pembangunan biasanya didefinisikan sebagai rangkaian usaha mewujudkan pertumbuhan secara terencana dan sadar yang ditempuh oleh suatu negara atau bangsa menuju modernitas dalam rangka pembinaan negara. Misalnya, jika pembangunan bidang ekonomi telah berjalan baik, maka pembangunan di bidang lain akan berjalan seiring dengan baik juga (Siagin, 2000).

Indikator kesejahteraan masyarakat pada suatu daerah dapat dilihat dari pendapatan daerah. Beberapa sektor pendapatan suatu daerah diantaranya berasal dari sektor retribusi, pajak, dana investasi, perimbangan, dan sektor pembangunan pengelolaan sumber daya alam. Sektor-sektor tersebut diduga juga berpengaruh terhadap besarnya pertumbuhan ekonomi atau PDRB suatu daerah. Selain itu, penduduk sebagai objek utama dalam peningkatan kesejahteraan juga sangat berperan penting. Daerah dapat mengatur sendiri untuk mendapatkan pendapatan daerah berdasarkan pada Undang-Undang No. 32 Tahun 2004. Peraturan perundangan tersebut juga mengatur bagaimana suatu daerah mengelola sumber daya alam di suatu daerah demi tercapainya masyarakat yang sejahtera. Secara umum, indikator ekonomi tingkat kesejahteraan daerah adalah PAD dan PDRB. Indikator-indikator ekonomi tersebut bergantung pada besarnya pemasukan daerah yang berasal dari retribusi, pajak, dana investasi, perimbangan, pembangunan serta pengelolaan sumber daya alam (Mudrajad, 2004).

Berdasarkan aturan Undang-Undang No. 32 Tahun 2004, suatu daerah dapat melakukan berbagai upaya untuk meningkatkan kesejahteraan masyarakat semaksimal mungkin, dan tidak dipungkiri bahwa akan menimbulkan adanya kompetisi antar wilayah masing-masing daerah, oleh karena itu diperlukan pengontrol dan analisis yang tepat sebagai dasar penentuan kebijakan dalam mencapai peningkatan. Solusi yang dapat diambil yaitu dengan menganalisis karakteristik faktor-faktor yang diduga mempengaruhi kesejahteraan serta menganalisis signifikansinya. Sehingga suatu daerah dapat memaksimalkan upaya-upaya yang perlu dilakukan guna meningkatkan kesejahteraan masyarakat. Berdasarkan uraian-uraian tersebut maka dalam penelitian ini penulis mengajukan judul yaitu model regresi multivariat untuk menentukan faktor-faktor yang mempengaruhi kesejahteraan kabupaten/kota di Provinsi Jawa Tengah. Dimana respon yang diambil adalah PAD dan PDRB yang saling berhubungan. Hal ini tercermin dari PDRB per kapita yang meningkat dari 25,04 juta per tahun pada tahun 2013 menjadi 27,61 juta per tahun pada tahun 2014, seiring dengan peningkatan PAD. Perekonomian Jawa Tengah terus tumbuh, hal ini ditunjukkan dengan positifnya laju pertumbuhan PDRB. Prediktor yang digunakan adalah pajak daerah, belanja pegawai, dan jumlah penduduk.

B. TINJAUAN PUSTAKA

1. Analisis Regresi Multivariat

Model regresi dengan lebih dari satu variabel respon yang saling berkorelasi dan satu atau lebih variabel prediktor adalah model regresi multivariat (Johnson dan Wichern., 2007). Misalkan diberikan q variabel respon yaitu Y_1, Y_2, \dots, Y_q dan p variabel prediktor yaitu X_1, X_2, \dots, X_p , maka model regresi linier multivariat q respon adalah:

$$\begin{aligned} Y_{1i} &= \beta_{01} + \beta_{11}X_1 + \dots + \beta_{p1}X_p + \varepsilon_{1i} \\ Y_{2i} &= \beta_{02} + \beta_{12}X_1 + \dots + \beta_{p2}X_p + \varepsilon_{2i} \\ &\vdots \\ Y_{qi} &= \beta_{0q} + \beta_{1q}X_1 + \dots + \beta_{pq}X_p + \varepsilon_{qi} \end{aligned} \quad (1)$$

Bentuk matriks model regresi multivariat yang terdiri dari q persamaan linier dapat ditunjukkan pada persamaan seperti berikut ini,

$$\mathbf{Y}_{(n \times p)} = \mathbf{X}_{n \times (p+1)} \boldsymbol{\beta}_{(p+1) \times q} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(n \times q)} \text{ dengan } E(\boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}) = 0 \text{ Cov}(\boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}, \boldsymbol{\varepsilon}_{(i)}) = \sigma_{ii} \mathbf{I}$$

dengan,

n = banyaknya observasi

p = banyaknya variabel prediktor

q = banyaknya variabel respon

2. Pengujian Ketakbebasan Antar Variabel Respon

Variabel Y_1, Y_2, \dots, Y_q dinyatakan bersifat saling tak bebas (*dependen*) jika matriks korelasi antar variabel respon tidak membentuk matriks identitas. Untuk menguji ketakbebasan antar variabel respon ini dapat dilakukan uji *Bartlett Sphericity* berikut (Morrison, 2005),

$H_0 : \boldsymbol{\rho} = \mathbf{I}$ (data independen)

$H_1 : \boldsymbol{\rho} \neq \mathbf{I}$ (data dependen)

Statistik uji :

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

Dimana q adalah banyaknya variabel respon dan $\ln |\mathbf{R}|$ adalah nilai ln determinan matrik korelasi masing-masing variabel respon. Distribusi sampling χ^2_{hitung} adalah $\chi^2_{\frac{1}{2}q(q-1)}$ ($\chi^2_{hitung} \sim \chi^2_{\frac{1}{2}q(q-1)}$).

3. Deteksi Multikolinieritas

Pelanggaran asumsi tidak adanya multikolinieritas yang bermasalah pada model regresi, dapat dideteksi dengan menggunakan nilai *Variance Inflation Factor (VIF)* yang lebih dari 10, walaupun kemungkinan multikolinieritas terjadi mulai nilai $VIF > 1$ dan sudah perlu mendapat perhatian dalam model regresi mulai nilai $VIF > \sqrt{5}$. Cara perhitungan nilai VIF secara manual.

$$VIF = \frac{1}{(1 - R^2)} \quad (3)$$

R^2 diperoleh berdasarkan nilai varians dan kovarians di dalam matriks kovarians (Rencher, 2000).

$$R^2 = \frac{s'_{yx} \mathbf{S}_{xx}^{-1} s_{yx}}{s_{yy}} \quad (4)$$

$$\mathbf{S} = \begin{pmatrix} s_{yy} & s_{y1} & s_{y2} & \cdots & s_{yp} \\ s_{1y} & s_{11} & s_{12} & \cdots & s_{1p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & & \vdots \\ s_{py} & s_{p1} & s_{p2} & \cdots & s_{pp} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} s_{yy} & s'_{yx} \\ s_{yx} & \mathbf{S}_{xx} \end{pmatrix} \quad (5)$$

Dimana s_{yy} adalah varians y , s_{yj} adalah kovarians y dan x_j , s_{jj} adalah varians x_j , s_{jk} adalah kovarians x_j dan x_k , dan $s'_{yx} = (s_{y1}, s_{y2}, \dots, s_{yp})$. Dimana y adalah x yang menjadi variabel respon.

4. Estimasi Parameter

Dalam model regresi multivariat $\mathbf{Y}_{(n \times q)} = \mathbf{X}_{n \times (p+1)} \boldsymbol{\beta}_{(p+1) \times q} + \boldsymbol{\varepsilon}_{(n \times q)}$, $\boldsymbol{\beta}$ adalah matriks parameter regresi berukuran $(p+1) \times q$, yang pada penelitian ini diestimasi dengan metode estimasi *Ordinary Least Square (OLS)* (Gujarati, 2003). Dalam mendapatkan estimasi, konsep metode *OLS* adalah dengan meminimalkan

Sum Square Error (SSE), sedangkan konsep metode MLE adalah berdasarkan distribusi probabilitas. ϵ adalah matriks residual dengan $\hat{\epsilon} = \mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}$ (Johnson dan Wichern., 2007). Berikut ini bentuk konfigurasi matriks estimasi parameter OLS dengan formula adalah $\boldsymbol{\beta} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}^T \mathbf{Y}$,

$$\begin{aligned}
 Y_{(n \times q)} &= \begin{bmatrix} Y_{1,1} & Y_{1,2} & \cdots & Y_{1,q} \\ Y_{2,1} & Y_{2,2} & \cdots & Y_{2,q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{n,1} & Y_{n,2} & \cdots & Y_{n,q} \end{bmatrix} \\
 \boldsymbol{\beta}_{((p+1) \times q)} &= \begin{bmatrix} \beta_{0,1} & \beta_{0,2} & \cdots & \beta_{0,q} \\ \beta_{1,1} & \beta_{1,2} & \cdots & \beta_{1,q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{p,1} & \beta_{p,2} & \cdots & \beta_{p,q} \end{bmatrix} \\
 \epsilon_{(n \times q)} &= \begin{bmatrix} \epsilon_{1,1} & \epsilon_{1,2} & \cdots & \epsilon_{1,q} \\ \epsilon_{2,1} & \epsilon_{2,2} & \cdots & \epsilon_{2,q} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \epsilon_{n,1} & \epsilon_{n,2} & \cdots & \epsilon_{n,q} \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{6}$$

5. Pengujian Signifikansi Parameter Serentak

Pengujian signifikansi serentak secara multivariat dilakukan dengan uji *Wilk's Lambda* dengan hipotesisnya dinyatakan sebagai (Rencher, 2000),

$$H_0 : \boldsymbol{\beta}_1 = \boldsymbol{\beta}_2 = \dots = \boldsymbol{\beta}_j = \dots = \boldsymbol{\beta}_p = \mathbf{0}, \quad \boldsymbol{\beta}_j = \begin{bmatrix} \beta_{j1} \\ \beta_{j2} \\ \vdots \\ \beta_{jq} \end{bmatrix}, \quad j = 1, 2, \dots, p$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_{jk} \neq 0$

Statistik uji:

$$\Lambda = \frac{|\mathbf{E}|}{|\mathbf{E} + \mathbf{H}|} \tag{7}$$

Dimana,

$$\mathbf{E} = \mathbf{Y}^T \mathbf{Y} - \hat{\mathbf{Y}}^T \hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{Y}^T \mathbf{Y} - \hat{\boldsymbol{\beta}}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}}$$

$$\mathbf{H} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X}_i \hat{\boldsymbol{\beta}}_{(i)}) - (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}})^T (\mathbf{Y} - \mathbf{X} \hat{\boldsymbol{\beta}})$$

Daerah kritis : Tolak H_0 jika $\Lambda_{hitung} \leq \Lambda_{\alpha, q, p, n-p-1}$ atau $p\text{-value} < \alpha$ (dimana $\Lambda_{\alpha, q, p, n-p-1}$ adalah nilai *Wilk's Lambda*), disimpulkan bahwa parameter model tidak sama dengan nol secara serentak, sehingga model signifikan.

Pengujian signifikansi serentak secara univariat dilakukan dengan uji *F* dan hipotesisnya adalah seperti berikut ini.

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = \dots = \beta_p = 0, \quad j = 1, 2, \dots, p$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_j \neq 0$

Statistik uji:

$$F_{hitung} = \frac{MSR}{MSE} = \left(\frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{p} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n-p+1} \right) \quad (8)$$

Dengan p adalah banyaknya prediktor dan F_{hitung} berdistribusi sampling $F_{(p,n-p+1)}$ ($F_{hitung} \sim F_{(p,n-p+1)}$).

6. Pengujian Signifikansi Parameter Parsial

Pengujian signifikansi parsial parameter model secara multivariat dilakukan dengan uji *Wilk's Lambda* dengan hipotesisnya adalah (Rencher, 2000).

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Statistik uji:

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E+H|} = \frac{|Y^T Y - \hat{B}^T X^T Y|}{|Y^T Y - \hat{B}_p^T X_p^T Y|} \quad (9)$$

H_0 ditolak jika $\Lambda_{hitung} \leq \Lambda_{\alpha,q,p,n-p-1}$ sehingga model signifikan (Nilai $\Lambda_{\alpha,q,p,n-p-1}$ adalah nilai tabel kritis untuk *Wilk's Lambda*), yang artinya dimana parameter β_{pq} tidak sama dengan nol, prediktor berpengaruh signifikan terhadap model.

Pengujian parsial secara univariat menggunakan uji t . Hipotesis yang digunakan adalah,

$$H_0 : \beta_j = 0, \quad j = 1, 2, \dots, p$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0$$

Dengan statistik uji:

$$t_{hitung} = \frac{b_{jk}}{S(b_{jk})} \quad (10)$$

Dengan $s^2(b_{jk}) = (X^T X)^{-1} MSE$, b_{jk} adalah nilai dugaan β_{jk} dan $S(b_{jk})$ adalah simpangan baku b_{jk} . Nilai absolut t_{hitung} mempunyai distribusi sampling $t_{(n-p-1)}$ ($t_{hitung} \sim t_{(n-p-1)}$).

Jika pengujian signifikan parsial secara multivariat dan univariat mendapatkan hasil yang konsisten, maka untuk pengujian selanjutnya dapat menggunakan pendekatan secara univariat.

7. Uji Asumsi Residual IIDN

Urgensi asumsi residual berdistribusi Normal pada model regresi linier multivariat berkaitan dengan penerapan statistik uji F dan t dalam menguji signifikansi parameter model, dimana derivasi distribusi probabilitas F dan t berasal dari distribusi Normal (Gujarati, 2003). Distribusi *Wilks lambda* juga dapat diaproksimasi dengan distribusi F yang merupakan derivasi dari distribusi Normal [3]. Asumsi residual berdistribusi Normal pada model regresi *OLS*, tidak digunakan pada proses mendapatkan estimasi parameter model, sebagaimana metode *Maximum Likelihood Estimation (MLE)*, seperti sudah dijelaskan pada bagian sebelumnya.

Pemeriksaan asumsi residual berdistribusi Normal multivariat dapat dilakukan dengan menguji signifikansi nilai koefisien korelasi plot *chi square* (Johnson dan Wichern., 2007). Langkah-langkah untuk menggambar plot *chi square* adalah sebagai berikut:

1. Menghitung nilai *square distance*.

$$d_i^2 = (\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})' S^{-1} ((\hat{\epsilon}_i - \bar{\epsilon})) \quad ; i = 1, 2, \dots, n$$

2. Mengurutkan nilai *square distance* dari yang terkecil sampai yang terbesar.

3. Menentukan nilai $q_{c,p} \left(\left(i - \frac{1}{2} \right) / n \right) = \chi_p^2 \left(\left(n - i + \frac{1}{2} \right) / n \right)$

4. Membuat plot antara d_i^2 dengan $\chi_p^2 \left(\left(n - i + \frac{1}{2} \right) / n \right)$.

5. Menentukan besar nilai koefisien korelasi antara d_i^2 dengan $\chi_p^2 \left(\left(n - i + \frac{1}{2} \right) / n \right)$

Hipotesis,

$H_0 : \epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_q$ berdistribusi normal multivariat

$H_1 : \epsilon_1, \epsilon_2, \dots, \epsilon_q$ tidak berdistribusi normal multivariat

Daerah kritis : gagal tolak H_0 jika nilai r_Q (koefisien korelasi plot *chi square*) lebih besar sama dengan $Cp_{\alpha,n}$ (*critical point*).

Pengujian kenormalan data secara univariat dapat dilakukan dengan uji *Kolmogorov-Smirnov* (Daniel, 1989). Hipotesis untuk Uji *Kolmogorov-Smirnov* adalah,

$$H_0 : F_0(e) = F(e)$$

$$H_1 : F_0(e) \neq F(e)$$

Sedangkan statistik Uji *Kolmogorov-Smirnov* adalah

$$D = \sup_e |S(e) - F_0(e)|$$

Dengan,

$F_0(e)$ = fungsi peluang kumulatif teoritis atau fungsi distribusi yang dihipotesiskan

$S(e)$ = fungsi peluang kumulatif empiris yang dihitung dari data sampel

Tolak H_0 jika $|D| > q_{(1-\alpha)}$ dengan nilai $q_{(1-\alpha)}$ diperoleh dari tabel *Kolmogorov-Smirnov*.

Pengujian asumsi residual identik secara univariat dapat dilakukan dengan uji *glejser*. Model umum *glejser* adalah,

$$|\hat{\epsilon}_i| = \beta_0 + \beta_1 \hat{Y}_i + v_i$$

Berikut adalah hipotesis yang digunakan.

$$H_0 : \sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_n^2 = \sigma^2$$

$$H_1 : \text{minimal terdapat satu } \sigma_i^2 = \sigma^2, n = 1, 2, \dots, n$$

Dengan statistik uji adalah.

$$F_{hitung} = \frac{MSR}{MSE} = \left(\frac{\sum_{i=1}^n (|\hat{e}_i| - |\bar{e}|)^2}{p} \right) / \left(\frac{\sum_{i=1}^n (|e_i| - |\hat{e}_i|)^2}{n-p+1} \right)$$

Dengan p adalah banyaknya predktor model *glejser*. Distribusi sampling F_{hitung} adalah $F_{(1,n-2)}$ ($F_{hitung} \sim F_{(1,n-2)}$).

Uji *Durbin Watson* dapat digunakan untuk pengujian asumsi residual independen secara univariat. Rumus statistik uji *Durbin Watson* adalah (Gujarati, 2003)

$$d = \frac{\sum_{i=1}^n (e_{i+1} - e_i)^2}{\sum_{i=1}^n (e_i)^2} \quad (11)$$

Dengan e_i adalah residual model yang berdistribusi Normal. Aturan pengambilan keputusannya adalah seperti pada Tabel 1 berikut.

Tabel 1 Aturan Pengambilan Keputusan Uji Durbin Watson

Hipotesis Nol	Keputusan	Jika
Tidak ada autokorelasi positif	Tolak	$0 < d < d_L$
Tidak ada autokorelasi positif	Tidak ada keputusan	$d_L \leq d \leq d_U$
Tidak ada autokorelasi negative	Tolak	$4 - d_L < d < 4$
Tidak ada autokorelasi negative	Tidak ada keputusan	$4 - d_U < d < 4 - d_L$
Tidak ada autokorelasi positif/negatif	Gagal tolak	$d_U < d < 4 - d_L$

8. Ukuran Kebaikan Model

Ukuran yang digunakan untuk mengukur kebaikan model regresi multivariat yang menjelaskan proporsi variabilitas variabel respon dengan menggunakan pendekatan ukuran Manova *One-Way* yaitu *Eta Square Lambda*. Berikut ini formula perhitungan nilai *Eta Square Lambda*,

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

Dengan $0 \leq \eta_{\Lambda}^2 \leq 1$, artinya apabila nilai η_{Λ}^2 semakin mendekati 1 berarti ukuran kebaikan model (proporsi variabilitas variabel respon yang dijelaskan) semakin besar (Rencher, 2000).

Ukuran yang digunakan untuk mengukur kebaikan model regresi univariat yang menjelaskan proporsi variabilitas variabel respon adalah dengan menggunakan nilai R^2 .

$$R^2 = \frac{SSR}{SSE} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (12)$$

Dengan $0 \leq R^2 \leq 1$, berarti jika nilai R^2 semakin mendekati 1, maka kebaikan model semakin meningkat.

9. Pendapatan Asli Daerah dan Produk Domestik Regional Bruto.

Undang-Undang No.32 Tahun 2004 tentang Pemerintah Daerah menyatakan bahwa, pendapatan daerah merupakan semua hak daerah yang diakui sebagai penambah nilai kekayaan bersih dalam periode tahun

anggaran yang berkaitan. Sumber-sumber pendapatan asli daerah adalah dari sektor pemasukan pajak, retribusi, dan pengelolaan hasil kekayaan alam daerah. Selain itu sumber pendapatan daerah lainnya berasal dari investasi atau penanaman modal, dana perimbangan atau dana alokasi, dan bersumber dari dana hasil pembangunan (Adisasmita, 2011). Perkembangan kegiatan dalam perekonomian disebut sebagai pertumbuhan ekonomi. Ukuran yang sering di gunakan dalam menghitung pertumbuhan ekonomi adalah PDRB (Tarigan, 2005).

C. METODE PENELITIAN

1. Sumber Data

Data pada penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari BPS (Badan Pusat Statistik) tahun 2015. Variabel penelitian terdiri dari 2 variabel respon yang meliputi pendapatan asli daerah, dan Produk Domestik Regional Bruto, dengan 3 variabel prediktor yang terdiri dari penerimaan sektor pajak daerah, belanja pegawai dan jumlah penduduk.

2. Variabel Penelitian

Dalam penelitian ini terdapat lima variabel penelitian, seperti pada Tabel 2 berikut ini.

Tabel 2 Variabel Penelitian

Variabel	Nama Variabel	Skala
Y_1	Pendapatan Asli Daerah	Rasio
Y_2	Produk Domestik Regional Bruto	Rasio
X_1	Pajak Daerah	Rasio
X_2	Belanja Pegawai	Rasio
X_3	Jumlah Penduduk	Rasio

3. Metode Analisis Data

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mendeskripsikan faktor-faktor yang diduga berpengaruh terhadap kesejahteraan Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah dengan membuat *scatter plot* dan statistik deskriptif pada masing-masing variabel respon dan variabel prediktor untuk mengetahui pola data.
2. Menganalisis faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap kesejahteraan Kabupaten/Kota di Jawa Tengah dengan langkah-langkah sebagai berikut.
 - a. Menguji normalitas variabel respon secara multivariat.
 - b. Menguji signifikansi korelasi antar variabel respon dengan *Bartlett Test*.
 - c. Mendeteksi multikolinieritas berdasarkan nilai VIF.
 - d. Menganalisis korelasi antar variabel respon dan variabel prediktor secara visual (*scatterplot*) dan atau numerik
 - e. Mengestimasi parameter model regresi multivariat.
 - f. Menguji signifikansi parameter model regresi multivariat secara serentak dan parsial.
 - g. Mendeteksi atau menguji asumsi residual berdistribusi normal multivariat, dengan urgensi seperti telah dijelaskan pada bagian sebelumnya.
 - h. Menghitung ukuran kebaikan model
 - i. Mendapatkan faktor-faktor yang berpengaruh signifikan terhadap kesejahteraan Kabupaten/Kota di Provinsi Jawa Tengah.

D. HASIL DAN PEMBAHASAN

1. Statistik Deskriptif

Statistika deskriptif yang digunakan dalam penelitian ini adalah nilai rata-rata, nilai minimum dan maksimum. Data sekunder yang digunakan tentang PAD dan PDRB tahun 2015 dari 35 kabupaten dan kota di Jawa Tengah. Tabel 3 berikut adalah statistik deskriptif untuk variabel respon yang meliputi persentase PAD (Y1) dan PDRB (Y2)

Tabel 3 Statistik Deskriptif Variabel Respon

Variabel	Rata-rata	Minimum	Maksimum
Y1	226,4	105,9	1052,7
Y2	23,00	5,25	109,09

Sementara Tabel 4 adalah statistik deskriptif untuk variabel prediktor yang mencakup persentase penerimaan sektor pajak (X1), belanja pegawai (X2) dan jumlah penduduk (X3)

Tabel 4 Statistik Deskriptif Variabel Prediktor

Variabel	Rata-rata	Minimum	Maksimum
X1	74,00	18,6	750,0
X2	1012,8	366,4	1629,2
X3	0,9650	0,1208	1,7814

2. Asumsi Distribusi Normal Multivariat Variabel Respon

Uji Normal multivariat pada variabel respon dilakukan dengan menguji signifikansi koefisien korelasi plot *chi square*. Nilai koefisien korelasi plot *chi square* diperoleh sebesar 0.805 dengan nilai $Cp_{0,00037;35}$ sebesar 0.794. Keputusan adalah H_0 gagal ditolak karena $r_Q \geq Cp_{0,00037;35}$, sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel respon berdistribusi normal multivariat, jadi dapat dilanjutkan untuk melakukan pemodelan dengan regresi multivariat.

3. Pengujian Ketakbebasan Antar Variabel Respon

Secara deskriptif, koefisien korelasi antara kedua variabel respon adalah bertanda positif sebesar 0.784. Pengujian yang sesuai untuk mengetahui ketakbebasan antar variabel respon dapat dilakukan dengan uji *Bartlett Sphericity*. Berikut ini adalah hasilnya

$$\begin{aligned}\chi^2_{hitung} &= -\left\{n-1-\frac{2q+5}{6}\right\} \ln|R| \\ &= -\left\{n-1-\frac{2q+5}{6}\right\} \ln \begin{vmatrix} 1.000 & 0.7837 \\ 0.7837 & 1.000 \end{vmatrix} \\ &= 30.9512\end{aligned}$$

Diperoleh nilai χ^2_{hitung} sebesar 30.9512 dengan nilai tabel kritis $\chi^2_{0,05;1} = 3.841$ sebesar 3.841, sehingga diperoleh kesimpulan bahwa antar variabel respon saling berkorelasi signifikan secara multivariat.

4. Pemeriksaan Multikolinieritas

Pemeriksaan awal untuk mendeteksi adanya multikolinieritas dilakukan dengan melihat nilai VIF pada masing-masing variabel yang lebih dari 10. Berikut ini adalah hasil analisis untuk mendeteksi adanya multikolinieritas.

Tabel 5 Nilai *Variance Inflation Factor*

No	Variabel	VIF
1	Pajak daerah	1,23
2	Belanja Pegawai	4,76
3	Jumlah Penduduk	4,41

Tabel 5 menunjukkan bahwa masing-masing variabel prediktor memiliki nilai VIF yang kurang dari 10 sehingga tidak terjadi multikolinieritas yang bermasalah. Namun perlu mendapat perhatian pada kesesuaian secara konsep, terkait tanda koefisien dalam estimasi model regresi pada prediktor dengan nilai $VIF > \sqrt{5}$. Sebagai informasi, bahwa tanda koefisien korelasi antara setiap variabel prediktor dengan setiap variabel respon adalah bertanda positif.

5. Estimasi Parameter Regresi Multivariat

Setelah dilakukan uji ketakbebasan antar variabel respon, deteksi asumsi variabel respon berdistribusi normal multivariat dan multikolinieritas, dilakukan estimasi parameter untuk mendapatkan model persamaan regresi multivariat. Dalam analisis regresi multivariat ditentukan estimasi parameter regresi metode *OLS*, sehingga didapatkan hasil estimasi yaitu,

$$\beta = \begin{pmatrix} 94.3 & -4.20 \\ 1.1657 & 0.1117 \\ -0.0160 & 0.0065 \\ 64.2 & 12.8 \end{pmatrix}$$

Berikut adalah estimasi model regresi multivariat yang terbentuk,

$$\hat{Y}_{i1} = 94.3 + 1.1657X_{i1} - 0.0160X_{i2} + 64.2X_{i3}$$

$$\hat{Y}_{i2} = -4.20 + 0.1117X_{i1} + 0.0065X_{i2} + 12.8X_{i3}$$

6. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Serentak

Pengujian signifikansi model regresi multivariat dilakukan dengan uji *Wilk's Lambda* dengan hipotesis dan hasil,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = \dots = \beta_p = 0, \quad \beta_j = \begin{bmatrix} \beta_{j1} \\ \beta_{j2} \end{bmatrix}; \quad j = 1, 2, 3$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_{jk} \neq 0$

Statistik uji:

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E+H|}$$

$$= \frac{\begin{vmatrix} 33740 & 1168 \\ 1168 & 5393 \end{vmatrix}}{\begin{bmatrix} 33740 & 1168 \\ 1168 & 5393 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1396300 & 214400 \\ 214400 & 3650 \end{bmatrix}}$$

$$= 0.0134$$

$$\Lambda_{tabel} = \Lambda_{0.05, 2, 3, 31} = 0.6643$$

Dari hasil perhitungan diperoleh bahwa nilai Λ_{hitung} sebesar 0.0134 dengan nilai tabel kritis Λ_{tabel} sebesar 0.6643, karena $\Lambda_{hitung} < \Lambda_{tabel}$ maka keputusan H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa secara serentak model signifikan dimana minimal terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh secara signifikan terhadap semua variabel respon.

Pengujian signifikansi serentak secara univariat menggunakan uji *F*, dengan hipotesis dan hasil,

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$$

H_1 : paling sedikit ada satu $\beta_j \neq 0, j = 1, 2, 3$

Diperoleh nilai F_{hitung} pada persamaan pertama adalah 240.531 dan pada persamaan kedua adalah 20.391 dengan nilai $F_{0.05;(2;33)}$ adalah 3.293. Berdasarkan kriteria penolakan H_0 , karena nilai $F_{hitung} > F_{0.05;(1;33)}$ maka minimal terdapat satu prediktor yang berpengaruh signifikan dalam model.

Jika pengujian signifikan parsial secara multivariat dan univariat mendapatkan hasil yang konsisten maka untuk pengujian selanjutnya bisa menggunakan pendekatan secara univariat.

7. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial

Berikut ini adalah tabel hasil pengujian serentak secara multivariat perhitungan Λ_{hitung} dan Λ_{tabel} setiap variabel prediktor.

Tabel 6 Uji Signifikansi Parsial secara Multivariat

Prediktor	Λ_{hitung}	Λ_{tabel}	Keputusan
Pajak daerah	0.3257	0.6643	H_0 ditolak
Belanja pegawai	1.1111	0.6643	H_0 Gagal ditolak
Jumlah penduduk	0.5105	0.6643	H_0 ditolak

Berdasarkan Tabel 6, terdapat dua variabel dengan keputusan H_0 ditolak yaitu pajak daerah dan jumlah penduduk, sedangkan untuk belanja pegawai mendapatkan hasil H_0 gagal ditolak. Berikut ini tabel hasil pengujian parsial secara univariat.

Tabel 7 Uji Signifikansi Parsial secara Univariat

Model	Respon	Prediktor	t hitung	t tabel	Keputusan
1	PAD	Pajak daerah	23.992	2.0588	H_0 ditolak
		Jumlah penduduk	3.803	2.0588	H_0 ditolak
2	PDRB	Pajak daerah	5.898	2.0588	H_0 ditolak
		Jumlah penduduk	2.923	2.0588	H_0 ditolak

Sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel prediktor pajak daerah dan jumlah penduduk berpengaruh signifikan secara multivariat dan univariat terhadap variabel respon PAD dan PDRB. Berikut ini adalah estimasi parameter variabel prediktor dan model yang signifikan.

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} 88.0 & -1.6 \\ 1.1601 & 0.1140 \\ 54.5 & 16.75 \end{pmatrix}$$

$$\hat{Y}_{i1} = 88.0 + 1.1601X_{i1} + 54.5X_{i3}$$

$$\hat{Y}_{i2} = -1.6 + 0.1140X_{i1} + 16.75X_{i3}$$

8. Hasil Pemeriksaan Asumsi Residual

Asumsi residual berdistribusi normal multivariat diuji berdasarkan signifikansi koefisien korelasi plot *chi square*. Diperoleh nilai koefisien korelasi plot *chi square* sebesar 0.919 dengan nilai $Cp_{0.0047;35}$ sebesar 0.9086. Karena nilai $r_Q \geq Cp_{0.0047;35}$, maka keputusan adalah H_0 gagal ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa residual berdistribusi normal multivariat.

Pemeriksaan asumsi residual berdistribusi normal secara univariat dilakukan menggunakan grafik *normal probability plot* dengan melihat nilai *p-value* yang dibandingkan dengan taraf signifikan. Dengan menggunakan taraf signifikan $\alpha = 0.0047$ maka residual pada persamaan pertama berdistribusi normal karena nilai *p-value* $> \alpha$, langkah yang sama untuk residual pada persamaan kedua.

Uji *glejser* digunakan untuk pengujian asumsi residual identik secara univariat dengan memperoleh nilai F_{hitung} pada persamaan pertama adalah 0.631 dan pada persamaan kedua adalah 0.627 dengan nilai $F_{0.05;(1;33)}$ adalah 4.143. Disimpulkan bahwa residual identik karena nilai $F_{hitung} < F_{0.05;(1;33)}$. Berikut adalah model *glejser* untuk persamaan pertama dan persamaan kedua.

$$|\hat{e}_{1i}| = -0.019 + 27.811\hat{Y}_i$$

$$|\hat{e}_{2i}| = 0.083 + 4.716\hat{Y}_i$$

Pemeriksaan asumsi residual independen secara univariat dilakukan dengan uji *Durbin Watson*. Pada residual persamaan pertama diperoleh nilai *durbin watson* sebesar 1.875 dan pada residual persamaan kedua diperoleh nilai *Durbin Watson* 1.654. Tabel *Durbin Watson* memberikan nilai $d_L = 1.343$ dan $d_U = 1.584$. Karena nilai *Durbin Watson*_residual pertama dan residual kedua mempunyai interval yang sama yaitu $d_U < d < 4 - d_L$ maka dapat disimpulkan bahwa residual pertama dan residual kedua tidak mempunyai autokorelasi yang artinya residual pertama dan residual kedua adalah independen.

9. Pengujian Keباikan Model

Perhitungan *Wilk's lambda* dan *eta square lambda*,

$$\Lambda = \frac{|E|}{|E+H|}$$

$$= \frac{\begin{vmatrix} 33908 & 1099 \\ 1099 & 5421 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 33908 & 1099 \\ 1099 & 5421 \end{vmatrix} + \begin{vmatrix} 1455800 & 207900 \\ 207900 & 31800 \end{vmatrix}}$$

$$= 0.0155$$

$$\eta^2_\Lambda = 1 - \Lambda$$

$$= 1 - 0.0155$$

$$= 0.9845$$

Nilai η^2_Λ adalah 0.9845, ini berarti variabel-variabel prediktor yang meliputi pajak daerah dan jumlah penduduk dapat menjelaskan informasi proporsi variabilitas variabel respon yaitu PAD dan PDRB pada model regresi multivariat sebesar 98.45%.

Ukuran yang digunakan untuk mengukur kebaikan model regresi univariat yang menjelaskan proporsi variabilitas variabel respon dengan menggunakan nilai R^2 . Secara univariat, pada persamaan pertama model regresi multivariate yang dituliskan pada bagian sebelumnya, diperoleh nilai R^2 sebesar 95.86% dan

pada persamaan kedua diperoleh nilai R^2 sebesar 66.19%. Pada persamaan pertama dan kedua diperoleh nilai $R^2 > 60\%$ maka dapat dikatakan bahwa model yang terbentuk merupakan model yang baik. Ini berarti variabel pajak daerah dan jumlah penduduk dapat menjelaskan informasi proporsi variabilitas variabel respon PAD sebesar 95.86%. Sedangkan variabel pajak daerah dan jumlah penduduk dapat menjelaskan informasi proporsi variabilitas variabel respon PDRB 66.19%.

10. Interpretasi Model

Estimasi model persamaan regresi multivariat adalah sebagai berikut.

$$\hat{Y}_{11} = 0.0880 + 1.1601X_{11} + 54.5X_{13}$$

$$\hat{Y}_{12} = -0.0016 + 0.1140X_{11} + 16.75X_{13}$$

Pada persamaan pertama, parameter pada koefisien variabel pajak daerah dan jumlah penduduk bertanda positif yang artinya adalah apabila pajak daerah meningkat maka PAD meningkat, begitu juga apabila jumlah penduduk meningkat. Setiap kenaikan satu juta penduduk, maka dapat meningkatkan PAD sebesar 54,5 juta, dengan pajak daerah konstan. Setiap kenaikan satu satuan pajak daerah maka dapat meningkatkan PAD daerah sebesar 1,1601 juta, dengan jumlah penduduk konstan.

Pada persamaan kedua, parameter pada koefisien variabel pajak daerah dan jumlah penduduk bertanda positif yang artinya adalah apabila pajak daerah meningkat maka PDRB meningkat, begitu juga apabila jumlah penduduk meningkat. Setiap peningkatan satu juta penduduk dengan pajak daerah konstan, maka dapat meningkatkan Produk Domestik Regional Bruto sebesar 16.75 juta. Setiap kenaikan satu satuan pajak daerah dengan jumlah penduduk konstan, maka dapat meningkatkan Produk Domestik Regional Bruto sebesar 0.1140 juta. Tidak terjadi ketidaksesuaian tanda koefisien pada hasil estimasi model secara konsep ekonomi dan tidak terjadi perubahan tanda koefisien dari tanda koefisien korelasi, sehingga hal tersebut mengkonfirmasi hasil deteksi awal multikolinieritas bahwa tidak terjadi multikolinieritas yang bermasalah, sehingga estimasi model yang diperoleh sudah memenuhi asumsi dan tidak *over estimate*.

E. SIMPULAN DAN SARAN

Hasil analisis deskriptif menunjukkan bahwa karakteristik Kabupaten/Kota di Jawa Tengah pada tahun 2015 yang berada di atas rata-rata terdapat sebanyak 12 Kabupaten/Kota untuk PAD, 9 Kabupaten/ Kota untuk PDRB, 6 Kabupaten/Kota untuk pajak daerah, 17 Kabupaten/Kota untuk belanja pegawai, dan 14 Kabupaten/Kota untuk jumlah penduduk. Analisis regresi multivariat dengan variabel respon meliputi Pendapatan Asli Daerah dan Produk Domestik Regional Bruto serta variabel prediktor mencakup pajak daerah, belanja pegawai dan jumlah penduduk mendapatkan hasil bahwa variabel prediktor yang berpengaruh signifikan secara multivariat adalah pajak daerah dan jumlah penduduk. Sehingga model yang diperoleh terdiri dari dua variabel respon yaitu PAD dan PDRB dengan dua variabel prediktor yaitu pajak daerah dan jumlah penduduk. Nilai *Eta Square Lambda* model sebesar 98.45%, ini berarti variabel-variabel prediktor yang meliputi pajak daerah dan jumlah penduduk dapat menjelaskan informasi proporsi variabilitas variabel respon yaitu PAD dan PDRB model regresi multivariat sebesar 98.45%.

Berdasarkan hasil penelitian, pajak daerah dan jumlah penduduk adalah variabel prediktor yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat kesejahteraan (PAD dan PDRB) provinsi Jawa Tengah tahun 2015. Dalam peningkatan jumlah penduduk sebaiknya juga diimbangi dengan peningkatan kualitas penduduk sehingga dapat meningkatkan kesejahteraan dengan lebih maksimal. Sehingga untuk penelitian selanjutnya, dapat menambahkan variabel prediktor yang berkaitan dengan kualitas penduduk misalnya Indeks Pembangunan Manusia ataupun juga dapat menambahkan variabel prediktor alternatif lain yang diduga berpengaruh terhadap kesejahteraan. Selain itu, disarankan menggunakan metode estimasi parameter model regresi multivariat selain metode *OLS*.

REFERENSI

Adisasmita, Rahardjo, *Pengelolaan Pendapatan dan Anggaran Daerah*, Graha Ilmu, Yogyakarta, 2011.

Daniel, *Statistika Nonparametrik Terapan*, PT Gramedia, Jakarta, 1989.

Gujarati, Damodar N., *Basic Econometrics*, 4th Edition. McGraw-Hill, New York, USA, 2003.

Johnson, R.A dan Wichern, D.W., *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 6th edition, Printice Hall, New Jersey, 2007

Morrison, D.F., *Multivariate Statistical Method*, Fourth Edition. The Wharton School University of Pennsylvania, 2005.

Mudrajad, K., *Otonomi dan Pembangunan Daerah*, Erlangga, Jakarta, 2004.

2007.

Rencher, A.R., *Methods of Multivariate Analysis*, Second Edition. John Wiley and Sons Inc., New York, 2000.

Siagin, P.S., *Manajemen Sumber Daya Manusia*, Bumi Aksara, Jakarta, 2000.

Tarigan, Robinson., *Ekonomi Regional Teori dan Aplikasi*, Bumi Aksara, Jakarta,, 2005