

Identifikasi Faktor yang Memengaruhi Tingkat Pengangguran Terbuka di Jawa Barat Menggunakan Regresi Data Panel

Febrina Nurhijah^{1‡}, Aam Alamudi¹, Budi Susetyo¹

¹Department of Statistics, IPB University, Indonesia

[‡]corresponding author: febrinaaaanurhijah@apps.ipb.ac.id

Copyright © 2023 Febrina Nurhijah, Aam Alamudi, and Budi Susetyo. This is an open-access article distributed under the Creative Commons Attribution License, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Abstract

West Java is the province with the highest open unemployment rate in Indonesia by 2022, at 8,31%. This research aims to determine the appropriate model for estimating the Open Unemployment Rate (TPT) in West Java Province using panel data regression so that it can identify the variables that influence it. The data used in this study are secondary data obtained from BPS for five years (2018–2022) and comprised of 27 districts/cities. The observed response variable is the unemployment rate of the open county/city in the West Java province. The factors used as explanatory variables are the participation rate of the labor force, average school age, per capita output, population growth rate, percentage of the poor population, high school gross participation, regional gross domestic product, district/city minimum wage, foreign capital investment, and domestic capital investment. The study results showed that the panel data regression model suitable to describe the open unemployment rate in West Java was a Random Effect Model with a two-way specific effect influence with an R-squared value of 41,71%. Variables significantly affecting the 5% significance level are the labor force participation rate, population growth rate, and district/city minimum wages.

Keywords: open unemployment rate, panel data regression, random effect model two way, west java.

*Received: September 2023; Reviewed: Nov 2023; Published: Des 2023

1. Pendahuluan

Pengangguran merupakan salah satu permasalahan ekonomi makro yang dihadapi oleh banyak negara di seluruh dunia. Indonesia sebagai negara berkembang yang memiliki populasi penduduk banyak, tentu menghadapi tantangan dalam mengelola tingkat pengangguran terbuka. Berdasarkan data Badan Pusat Statistik (BPS), TPT di Indonesia pada tahun 2022 sebesar 5,86%, mengalami penurunan dari dua tahun sebelumnya. Meskipun demikian, beberapa provinsi di Indonesia masih memiliki TPT yang cenderung tinggi dan berada di atas angka nasional, salah satunya Provinsi Jawa Barat. Di sisi lain, Jawa Barat juga menduduki peringkat pertama dengan realisasi investasi tertinggi selama tiga tahun terakhir (Humas Jabar 2023). Semestinya, daerah dengan investasi yang tinggi memiliki tingkat pengangguran yang rendah jika merujuk pada teori Harrod-Domar dalam Kurniawan (2014) yang menyatakan bahwa investasi tidak hanya menciptakan permintaan, melainkan juga memperbesar kapasitas produksi sehingga mampu menyerap tenaga kerja lebih banyak.

Data tingkat pengangguran terbuka memiliki struktur data panel. Metode pendekatan yang efektif digunakan untuk menganalisis data tersebut adalah regresi data panel. Analisis regresi data panel merupakan metode statistik yang digunakan untuk melihat adanya pengaruh beberapa peubah penjelas terhadap peubah respon yang mencakup pengaruh dari individu dan/atau waktu. Beberapa penelitian mengenai TPT telah dilakukan, antara lain oleh Sisnita dan Prawoto (2017) yang meneliti pemodelan TPT menggunakan regresi data panel di Provinsi Lampung tahun 2009–2015, diperoleh model terbaik yaitu *Random Effect Model* (REM) dengan R^2 sebesar 22,9%. Hasil penelitian tersebut menunjukkan jumlah penduduk dan Indeks Pembangunan Manusia (IPM) berpengaruh positif dan signifikan terhadap TPT, sedangkan upah minimum regional tidak berpengaruh signifikan. Berbeda dengan penelitian Septiyanto dan Tusianti (2020) yang menemukan bahwa upah minimum, tingkat partisipasi angkatan kerja, dan persentase tenaga kerja sektor industri berpengaruh terhadap TPT di Jawa Barat tahun 2013–2017 dengan analisis spasial.

Penelitian ini akan menggunakan peubah penjelas yang didasarkan pada penelitian sebelumnya tentang peubah yang berpengaruh terhadap TPT di provinsi lain. Berdasarkan pemaparan tersebut, maka penelitian ini akan berfokus pada penggunaan regresi data panel untuk melakukan pemodelan TPT di Jawa Barat pada periode 2018 hingga 2022 serta mengetahui peubah-peubah yang memengaruhinya.

2. Metodologi

2.1 Bahan dan Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diperoleh dari website Badan Pusat Statistik (BPS) dan *Open Data* Jawa Barat. Data dalam penelitian ini merupakan data panel dengan unit individu sebanyak 27 kabupaten/kota di Jawa Barat dalam kurun waktu lima tahun dari 2018 hingga 2022. Peubah yang diamati terdiri dari satu peubah respon dan sepuluh peubah penjelas dengan tipe data numerik. Adapun rincian peubah dapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1 Daftar peubah dalam penelitian

Kode	Peubah	Satuan	Sumber Pustaka
TPT	Tingkat Pengangguran Terbuka	Persen	-

Kode	Peubah	Satuan	Sumber Pustaka
TPAK	Tingkat Partisipasi Angkatan Kerja	Persen	Septiyanto dan Tusianti (2020)
RLS	Rata-Rata Lama Sekolah	Tahun	Arjun et al. (2017)
PPK	Pengeluaran per Kapita	Ribu Rupiah	-
LPP	Laju Pertumbuhan Penduduk	Persen	Tantri dan Ratnasari (2016)
PPM	Persentase Penduduk Miskin	Persen	Arjun et al. (2017)
APK	Angka Partisipasi Kasar SMA/Sederajat	Persen	Tantri dan Ratnasari (2016)
PDRB	Produk Domestik Regional Bruto per Kapita Atas Dasar Harga Konstan	Ribu Rupiah	Maharani (2020)
UMK	Upah Minimum Kabupaten/Kota	Rupiah	Septiyanto dan Tusianti (2020)
PMA	Penanaman Modal Asing	Rupiah	Widayanti (2021)
PMDN	Penanaman Modal Dalam Negeri	Rupiah	Widayanti (2021)

2.2 Regresi Data Panel

Data panel merupakan gabungan antara data *cross-section* dan data *time series*, dimana unit *cross-section* yang sama diukur pada waktu yang berbeda (Baltagi 2005). Menurut Brooks (2008), terdapat tiga pendekatan yang digunakan dalam mengestimasi model regresi data panel yaitu model gabungan, model pengaruh tetap, dan model pengaruh acak. Secara umum, persamaan model regresi data panel dinyatakan dalam persamaan (1).

$$y_{it} = \beta_0 + x'_{it}\beta + \mu_{it} \quad (1)$$

dengan y_{it} adalah peubah respon unit individu ke- i dan unit waktu ke- t , β_0 merupakan intersep, x'_{it} merupakan vektor peubah penjelas ukuran $1 \times k$ untuk unit individu ke- i dan unit waktu ke- t , dengan k merupakan banyaknya peubah penjelas, β merupakan vektor *slope* atau koefisien peubah penjelas dengan ukuran $k \times 1$, dan μ_{it} merupakan komponen acak atau galat unit individu ke- i dan unit waktu ke- t .

2.3 Model Gabungan/*Common Effect Model* (CEM)

Model gabungan merupakan model dengan asumsi setiap unit individu memiliki intersep dan *slope* yang sama (Juanda dan Junaidi 2012). Metode pendugaan parameter yang digunakan dalam model ini adalah *Ordinary Least Square* (OLS) (Gujarati 2004). Bentuk model yang dihasilkan pada model ini sama dengan model umum regresi (Juanda dan Junaidi 2012).

2.4 Model Pengaruh Tetap/*Fixed Effect Model* (FEM)

Model pengaruh tetap merupakan model yang mempertimbangkan pengaruh individu dan waktu. Model ini memiliki asumsi bahwa intersep antar individu dan waktu berbeda tetapi nilai koefisien regresi konstan untuk semua individu dan waktu. Pendugaan parameter pada model ini menggunakan *Least Square Dummy Variable Regression* (LSDV) untuk menghasilkan penduga tak bias (Baltagi 2005). Model komponen galat satu arah dengan pengaruh individu dinyatakan dalam persamaan (2), model komponen galat satu arah dengan pengaruh waktu dinyatakan dalam persamaan (4), dan model komponen galat dua arah dinyatakan dalam persamaan (6).

$$y_{it} = \beta_{0i} + x'_{it}\beta + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\beta_{0i} = \beta_0 + \gamma_i \quad (3)$$

$$y_{it} = \beta_{0t} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_{it} \quad (4)$$

$$\beta_{0t} = \beta_0 + \delta_t \quad (5)$$

$$y_{it} = \beta_{0it} + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \mu_{it} \quad (6)$$

$$\beta_{0it} = \beta_0 + \gamma_i + \delta_t \quad (7)$$

dengan y_{it} adalah peubah respon unit individu ke- i dan unit waktu ke- t , β_{0i} merupakan intersep unit individu ke- i , β_{0t} merupakan intersep unit waktu ke- t , β_0 merupakan intersep, γ_i merupakan pengaruh tetap unit individu ke- i , dan δ_t merupakan pengaruh tetap unit waktu ke- t .

2.5 Model Pengaruh Acak/*Random Effect Model* (REM)

Model pengaruh acak merupakan model yang memasukkan komponen galat dari pengaruh individu atau waktu ke dalam komponen galat model. Kondisi tersebut menyebabkan korelasi antar galat sehingga estimasi model yang tepat menggunakan metode *Generalized Least Square* (GLS) (Hsiao 2003). Secara umum, model pengaruh acak dinyatakan dalam persamaan (8).

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + w_{it} \quad (8)$$

Komponen galat satu arah dengan pengaruh individu

$$w_{it} = \gamma_i + \mu_{it} \quad (9)$$

Komponen galat satu arah dengan pengaruh waktu

$$w_{it} = \delta_t + \mu_{it} \quad (10)$$

Komponen galat dua arah

$$w_{it} = \gamma_i + \delta_t + \mu_{it} \quad (11)$$

dengan y_{it} adalah peubah respon unit individu ke- i dan unit waktu ke- t , β_0 merupakan intersep, γ_i merupakan pengaruh tetap unit individu ke- i yang bersifat acak dengan nilai rataan nol dan ragam σ_y^2 , dan δ_t merupakan pengaruh tetap unit waktu ke- t yang bersifat acak dengan nilai rataan nol dan ragam sebesar σ_y^2 .

2.6 Seleksi Model

Pemilihan model regresi data panel yang sesuai dapat dipilih melalui uji Chow dan uji Hausman, sedangkan uji Breusch-Pagan digunakan untuk melihat adanya pengaruh spesifik (Baltagi 2005).

1. Uji Chow digunakan untuk menentukan model estimator terbaik antara model gabungan dan model pengaruh tetap dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0: \beta_{01} = \beta_{02} = \dots = \beta_{0N} = \beta_0$ (model gabungan)

$H_1: \text{minimal ada satu } \beta_{0i} \neq \beta_0 \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, N$ (model pengaruh tetap)

Statistik uji:

$$F = \frac{(JKG_1 - JKG_2)/(N - 1)}{JKG_2/(NT - N - K)} \quad (12)$$

dengan JKG_1 adalah jumlah kuadrat galat dari model gabungan, JKG_2 adalah jumlah kuadrat galat dari model pengaruh tetap, N adalah banyaknya individu, T adalah banyaknya deret waktu, dan K adalah banyaknya peubah penjelas.

Tolak H_0 jika diperoleh $F \geq F_{(N-1, NT-N-K, \alpha)}$ sehingga model yang terpilih adalah model pengaruh tetap.

2. Uji Hausman digunakan untuk menentukan model estimator terbaik antara model pengaruh acak dan model pengaruh tetap dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Korelasi(x_{it}, γ_i) = 0 (model pengaruh acak)

H_1 : Korelasi(x_{it}, γ_i) ≠ 0 (model pengaruh tetap)

Statistik uji:

$$\chi^2_{hit} = (\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})' Var(\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta})^{-1} (\mathbf{b} - \boldsymbol{\beta}) \quad (13)$$

dengan \mathbf{b} adalah vektor koefisien peubah penjelas dari model pengaruh acak dan $\boldsymbol{\beta}$ adalah vektor koefisien peubah penjelas dari model pengaruh tetap.

Tolak H_0 jika $H > \chi^2(db)$ sehingga model yang terpilih adalah model pengaruh tetap.

3. Uji Breusch-Pagan perlu dilakukan jika model yang terpilih adalah model pengaruh tetap atau model pengaruh acak. Tujuannya untuk mengetahui adanya efek dua arah, efek individu, maupun efek waktu pada model yang terbentuk. Kaidah keputusan tolak H_0 jika nilai-p kurang dari taraf nyata 5% yang artinya terdapat pengaruh spesifik pada model yang terbentuk.

2.7 Prosedur Analisis

Prosedur analisis data yang dilakukan dalam penelitian ini sebagai berikut:

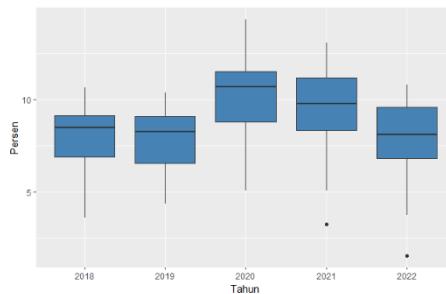
1. Melakukan eksplorasi data untuk melihat gambaran umum TPT di Jawa Barat tahun 2018 hingga 2022 serta melihat pola hubungan antara peubah penjelas dengan peubah respon.
2. Melakukan pemeriksaan multikolinearitas antar peubah penjelasnya. Jika terdapat peubah penjelas yang memiliki nilai VIF > 10, maka salah satu dari peubah tersebut akan dieliminasi.
3. Melakukan analisis regresi data panel yang terdiri dari 27 kabupaten/kota sebagai unit individu dan periode waktu lima tahun (2018–2022) sebagai unit waktu, serta satu peubah respon dan sepuluh peubah penjelas dengan tahapan sebagai berikut:
 - a. Melakukan pendugaan parameter model gabungan dan model pengaruh tetap.
 - b. Melakukan pemilihan model tahap pertama menggunakan uji Chow untuk memilih antara model gabungan atau model pengaruh tetap.
 - c. Jika pada poin (b) terpilih model pengaruh tetap maka dilakukan pendugaan parameter model pengaruh acak, kemudian dilanjutkan uji Hausman untuk memilih antara model pengaruh tetap dan model pengaruh acak.
 - d. Jika pada poin (b) terpilih model gabungan maka dilakukan pendugaan parameter model pengaruh acak, kemudian dilanjutkan dengan uji Lagrange Multiplier untuk memilih antara model gabungan atau model pengaruh acak.
 - e. Jika pada poin (c) model yang terpilih adalah model pengaruh tetap atau model pengaruh acak maka dilanjutkan dengan pengujian Breusch-Pagan untuk melihat adanya pengaruh dua arah, individu, maupun waktu dalam model. Jika pada saat menguji model terdapat pengaruh dua arah, tetapi pada saat pengujian spesifik individu dan waktu terdapat salah satu yang tidak berpengaruh signifikan, maka model yang terpilih adalah model dengan pengaruh satu arah saja yaitu pengaruh individu atau pengaruh waktu.
 - f. Jika pada poin (c) model yang terpilih adalah model gabungan maka dilanjutkan ke tahap 4.
4. Melakukan pengujian asumsi klasik pada model yang terpilih, meliputi asumsi kenormalan sisaan melalui uji Jarque Bera, asumsi kehomogenan ragam sisaan melalui Breusch-Pagan, dan asumsi kebebasan sisaan melalui uji Breusch-Godfrey. Jika pada pengujian tersebut terdapat asumsi yang tidak terpenuhi, maka permasalahan tersebut perlu ditangani terlebih dahulu.

5. Melakukan interpretasi model terbaik dan peubah-peubah penjelas yang berpengaruh signifikan terhadap TPT di Jawa Barat pada tahun 2018 hingga 2022.

3. Hasil dan Pembahasan

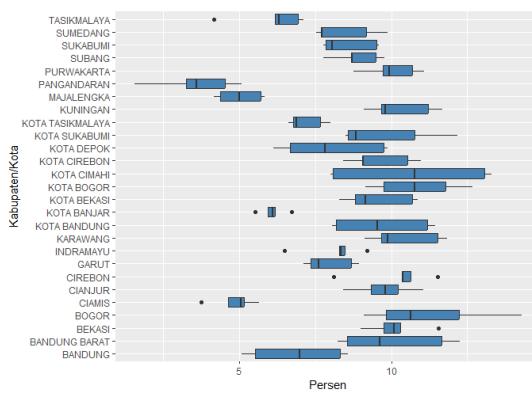
3.1 Eksplorasi Data

Berdasarkan data BPS, TPT di Jawa Barat tahun 2022 mencapai 8,31%. Meskipun mengalami penurunan dari tahun sebelumnya, nilai tersebut menjadi yang tertinggi dibandingkan dengan provinsi lain. Pasalnya, jumlah angkatan kerja pada Agustus 2022 di Jawa Barat juga mengalami peningkatan sebesar 0,83 juta orang dari tahun 2021. Perkembangan TPT di Provinsi Jawa Barat dapat dilihat pada Gambar 1.



Gambar 1 Diagram kotak garis perkembangan TPT di Provinsi Jawa Barat

Gambar 1 menunjukkan data TPT di Provinsi Jawa Barat mengalami kenaikan drastis pada tahun 2020 dan kembali menurun pada tahun 2021. Setelah ditelusuri, kenaikan TPT pada tahun 2020 merupakan salah satu dampak dari pandemi Covid-19 yang menyebabkan banyak masyarakat kehilangan pekerjaan. Perbedaan nilai yang cukup signifikan ini mengindikasikan adanya pengaruh waktu pada data TPT di Jawa Barat. Secara keseluruhan, kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat memiliki nilai rataan TPT yang beragam seperti yang ditunjukkan pada Gambar 2.



Gambar 2 Diagram kotak garis TPT kabupaten/kota di Jawa Barat dari tahun 2018–2022

Gambar 2 menunjukkan Kabupaten Bogor memiliki kontribusi tertinggi dalam menyumbang TPT di Provinsi Jawa Barat, diikuti oleh Kota Bogor dan Kota Cimahi. Secara keseluruhan pada periode tahun 2018 hingga 2022, kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat memiliki keragaman yang cenderung berbeda. Keragaman TPT yang tertinggi dimiliki oleh Kota Cimahi, sedangkan yang terendah dimiliki oleh Kota Banjar. Hal ini mengindikasikan pergerakan nilai TPT di Kota Cimahi sangat berfluktuatif, sedangkan di Kota Banjar relatif konstan. Di sisi lain, terdapat beberapa kabupaten/kota yang memiliki keragaman cenderung sama, seperti Kota Bandung dan Kabupaten Bandung yang mengindikasikan pergerakan nilai TPT di kedua wilayah

tersebut relatif sama. Berdasarkan kondisi keragaman nilai TPT tersebut, maka diduga adanya pengaruh individu dari masing-masing kabupaten/kota di Provinsi Jawa Barat. Selanjutnya, dilakukan pemeriksaan korelasi antar seluruh peubah yang bertujuan untuk melihat adanya keeratan dan arah hubungan antar peubah tersebut. Korelasi antar seluruh peubah dalam penelitian ini ditampilkan pada Tabel 2.

Peubah respon TPT memiliki korelasi negatif kuat dengan TPAK, namun memiliki korelasi positif kuat dengan UMK. Ketika peubah TPAK mengalami peningkatan, maka peubah respon TPT akan cenderung mengalami penurunan. Sedangkan, ketika peubah UMK mengalami peningkatan, maka peubah respon TPT akan cenderung mengalami peningkatan juga. Di sisi lain, TPT memiliki hubungan yang cenderung lemah dengan delapan peubah penjelas lainnya. Peubah PMA memiliki nilai korelasi yang cukup tinggi dengan peubah PMDN. Adanya korelasi yang cukup tinggi dapat mengindikasikan adanya multikolinearitas.

Tabel 2 Korelasi antar seluruh peubah

	TPT	TPAK	RLS	PPK	LPP	PPM	APK	PDRB	UMK	PMA	PMDN
TPT	1,00										
TPAK	-0,57	1,00									
RLS	0,23	-0,23	1,00								
PPK	0,26	-0,13	0,77	1,00							
LPP	0,10	-0,17	0,24	0,21	1,00						
PPM	-0,10	0,13	-0,68	-0,69	-0,32	1,00					
APK	-0,04	0,07	0,59	0,60	0,16	-0,52	1,00				
PDRB	0,36	-0,09	0,38	0,56	0,12	-0,41	0,29	1,00			
UMK	0,54	-0,24	0,48	0,60	0,45	-0,56	0,17	0,56	1,00		
PMA	0,26	-0,09	0,01	0,15	0,43	-0,24	0,12	0,64	0,53	1,00	
PMDN	0,26	-0,06	0,24	0,39	0,47	-0,45	0,18	0,61	0,65	0,78	1,00

3.2 Pemeriksaan Multikolinearitas

Pemeriksaan multikolinearitas dilakukan dengan memeriksa nilai *Variance Inflation Vector* (VIF) untuk mengidentifikasi adanya hubungan linier antar peubah penjelas dalam penelitian. Hasil deteksi multikolinearitas dapat dilihat pada Tabel 3 yang menunjukkan seluruh peubah penjelas memiliki nilai VIF kurang dari 10, artinya multikolinearitas yang terdapat pada data masih dapat ditoleransi karena tidak menyebabkan ketidakstabilan koefisien (Akinwande et al. 2015).

Tabel 3 Nilai VIF peubah penjelas

Peubah	TPAK	RLS	PPK	LPP	PPM
VIF	1,20076	3,59574	4,88816	1,74508	2,51147
Peubah	APK	PDRB	UMK	PMA	PMDN
VIF	2,34766	3,42724	3,24254	5,11668	3,66731

3.3 Spesifikasi Model

Spesifikasi model dilakukan melalui tiga pendekatan, yakni model gabungan, model pengaruh tetap, dan model pengaruh acak. Model gabungan mengkombinasikan data individu dan deret waktu menjadi satu kesatuan tanpa memperhatikan pengaruh individu maupun waktu. Hasil pendugaan model gabungan memberikan nilai yang sama dengan hasil analisis regresi linear berganda. Pendugaan parameter dengan model gabungan secara simultan menghasilkan model

yang berpengaruh nyata terhadap TPT di Jawa Barat. Secara parsial, terdapat empat peubah yang berpengaruh pada taraf nyata 5% yaitu TPAK, LPP, PPM, dan UMK. Model ini menghasilkan nilai R^2 sebesar 0,6031 yang artinya peubah penjelas dalam model dapat menjelaskan peubah respon TPT di Jawa Barat sebesar 60,31%. Adapun persamaan model gabungan yang terbentuk adalah sebagai berikut.

$$\widehat{TPT}_i = 5,411 \times 10^{-16} - 0,4820TPAK_i^* + 0,0333RLS_i - 0,0932PPK_i - 0,1529LPP_i^* \\ + 0,3382PPM_i^* + 0,0728APK_i + 0,1761PDRB_i + 0,6610UMK_i^* \\ - 0,0939PMA_i + 0,0029PMDN_i$$

*Signifikan pada taraf nyata 5%
dengan $i = 1, 2, 3, \dots, 135$

Selanjutnya dilakukan pendugaan model pengaruh tetap. Pendugaan model ini akan dilakukan dengan tiga tahap yaitu model pengaruh tetap individu, waktu, dan dua arah. Adapun persamaan model pengaruh tetap yang terbentuk adalah sebagai berikut.

a) Model pengaruh tetap individu

$$\widehat{TPT}_{it} = \gamma_i - 0,1135TPAK_{it} - 1,6991RLS_{it}^* - 3,1078PPK_{it}^* - 0,0111LPP_{it} \\ - 0,3094PPM_{it} + 0,0871APK_{it} - 0,0520PDRB_{it} + 2,4998UMK_{it}^* \\ + 0,1128PMA_{it} - 0,0540PMDN_{it}$$

*Signifikan pada taraf nyata 5%
dengan γ_i merupakan pengaruh individu, $i = 1, 2, 3, \dots, 27$ dan $t = 1, 2, 3, 4, 5$

b) Model pengaruh tetap waktu

$$\widehat{TPT}_{it} = \delta_t - 0,4748TPAK_{it}^* + 0,0239RLS_{it} + 0,0351PPK_{it} - 0,1282LPP_{it} \\ + 0,2594PPM_{it}^* - 0,0286APK_{it} + 0,1474PDRB_{it} + 0,0507UMK_{it}^* \\ + 0,0101PMA_{it} - 0,0338PMDN_{it}$$

*Signifikan pada taraf nyata 5%
dengan δ_t merupakan pengaruh waktu, $i = 1, 2, 3, \dots, 27$ dan $t = 1, 2, 3, 4, 5$

c) Model pengaruh tetap dua arah

$$\widehat{TPT}_{it} = \gamma_i + \delta_t - 0,1303TPAK_{it}^* - 0,9210RLS_{it}^* + 0,3455PPK_{it} - 0,1157LPP_{it} \\ - 1,3173PPM_{it}^* + 0,0065APK_{it} + 0,4920PDRB_{it} + 0,0477UMK_{it} \\ + 0,1066PMA_{it} + 0,1007PMDN_{it}$$

*Signifikan pada taraf nyata 5%
dengan γ_i merupakan pengaruh individu, δ_t merupakan pengaruh waktu, $i = 1, 2, 3, \dots, 27$ dan $t = 1, 2, 3, 4, 5$.

Ketiga model tersebut secara simultan berpengaruh nyata terhadap TPT di Jawa Barat. Secara parsial, model pengaruh tetap individu menghasilkan peubah yang berpengaruh pada taraf nyata 5% yaitu RLS, PPK, dan UMK dengan nilai R^2 sebesar 63,37%. Berbeda dengan hasil model pengaruh tetap waktu, peubah yang berpengaruh pada taraf nyata 5% yaitu TPAK, PPM, dan UMK dengan nilai R^2 sebesar 63,40%. Kemudian, pada model pengaruh tetap dua arah, peubah yang berpengaruh nyata pada taraf 5% yaitu TPAK, RLS, dan PPM dengan nilai R^2 sebesar 41,43%.

Setelah mendapatkan pendugaan parameter dari model gabungan dan model pengaruh tetap, selanjutnya dilakukan pemilihan model menggunakan uji Chow. Hasil analisis uji Chow dapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4 Hasil uji Chow

Spesifik	Statistik Uji	Nilai-p
Individu	12,3390	< 2,22×10 ⁻¹⁶
Waktu	8,6171	3,79×10 ⁻⁶

Dua Arah	18,9950	$< 2,22 \times 10^{-16}$
----------	---------	--------------------------

Hasil perhitungan uji Chow menunjukkan pada pengaruh individu maupun pengaruh waktu menghasilkan nilai-p kurang dari 0,05. Berdasarkan hasil tersebut, maka dapat ditarik kesimpulan bahwa terdapat pengaruh individu dan waktu, sehingga model sementara yang terpilih adalah model pengaruh tetap dua arah. Tahapan analisis selanjutnya yaitu melakukan pendugaan parameter dengan model pengaruh acak yang dapat dilihat pada Tabel 5.

Tabel 5 Hasil pendugaan parameter model pengaruh acak

Peubah	Koefisien	Nilai-p
Intersep	$3,278 \times 10^{-16}$	1,0000
TPAK	-0,2737	$1,779 \times 10^{-12}*$
RLS	0,0422	0,7742
PPK	0,0002	0,9991
LPP	-0,1554	0,0019*
PPM	0,2416	0,0772
APK	-0,0044	0,9539
PDRB	0,0839	0,5250
UMK	0,5462	$6,516 \times 10^{-5}*$
PMA	0,0435	0,6840
PMDN	0,0527	0,4811
R^2		0,4171
R^2 -adj		0,3702
Statistik Uji		88,7582
Nilai-p		$9,438 \times 10^{-15}$

*Signifikan pada taraf nyata 5%

Tabel 5 menunjukkan model pengaruh acak dua arah menghasilkan peubah yang berpengaruh terhadap TPT di Jawa Barat pada taraf nyata 5% yaitu TPAK, LPP, dan UMK. Model ini memiliki nilai R^2 sebesar 0,4171 yang artinya peubah penjelas dalam model dapat menjelaskan peubah respon TPT di Jawa Barat sebesar 41,71%.

Model pengaruh acak yang terbentuk dibandingkan dengan model pengaruh tetap dua arah melalui uji Hausman. Hasil analisis uji Hausman menunjukkan statistik uji sebesar 11,727 dan nilai-p sebesar 0,3037. Nilai-p lebih dari taraf nyata 5% menandakan bahwa model pengaruh acak dua arah lebih tepat digunakan untuk mengestimasi TPT di Jawa Barat. Selanjutnya, dilakukan uji Breusch-Pagan untuk melihat adanya pengaruh individu, waktu, maupun pengaruh dua arah pada model pengaruh acak. Hasil uji Breusch-Pagan dapat dilihat pada Tabel 6.

Tabel 6 Hasil uji Breusch-Pagan

Pengaruh Spesifik	Statistik Uji	Nilai-p	Kesimpulan
Dua arah	102,290	$< 2,22 \times 10^{-16}$	Minimal terdapat pengaruh spesifik individu dan/ waktu
Individu	49,753	$1,74 \times 10^{-12}$	Ada pengaruh spesifik individu

Waktu	52,537	$4,22 \times 10^{-13}$	Ada pengaruh spesifik waktu
-------	--------	------------------------	-----------------------------

Tabel 6 menunjukkan bahwa hasil nilai-p dari setiap pengaruh spesifik memiliki nilai kurang dari taraf nyata 5% artinya model tersebut memiliki pengaruh spesifik baik individu maupun waktu atau yang disebut pengaruh spesifik dua arah. Dari hasil uji Chow, uji Hausman, dan uji Breusch-Pagan dapat disimpulkan bahwa model terbaik adalah model pengaruh acak dengan spesifik dua arah.

3.4 Pengujian Asumsi

Pengujian asumsi dilakukan terhadap model yang terpilih yaitu model pengaruh acak dua arah. Menurut Lestari dan Setyawan (2017), pengujian asumsi tidak lagi relevan dilakukan pada model pengaruh acak. Hal ini dikarenakan model pengaruh acak menggunakan metode *Generalized Least Square* (GLS) dalam mengestimasi parameter modelnya dimana pendugaan parameter tersebut telah menghasilkan model yang BLUE (Gujarati dan Porter 2009). Berbeda dengan Religi dan Purwanti (2017) yang berpendapat bahwa metode GLS masih perlu memenuhi asumsi normalitas dan multikolinearitas. Oleh sebab itu, pengujian asumsi pada penelitian ini tetap akan menguji asumsi normalitas dan memeriksa ada atau tidaknya multikolinearitas pada model.

Pemeriksaan multikolinearitas telah dilakukan pada tahapan sebelumnya seperti yang terlihat pada Tabel 3 yang menunjukkan bahwa model telah bebas dari masalah multikolinearitas. Kemudian dilakukan pengujian asumsi normalitas atau kenormalan sisaan menggunakan uji Jarque-Bera sesuai dengan persamaan 19. Statistik uji yang diperoleh sebesar 1,588 dengan nilai-p sebesar 0,452. Berdasarkan hasil tersebut, dengan nilai statistik uji kurang dari nilai $\chi^2_{(0,05;2)}$ sebesar 5,99 dan nilai-p lebih dari taraf nyata 5% menandakan bahwa sisaan yang diperoleh menyebar normal sehingga dapat dikatakan asumsi normalitas terpenuhi.

3.5 Interpretasi Model

Model terbaik yang diperoleh pada penelitian ini adalah model pengaruh acak dua arah dengan bentuk persamaan model sebagai berikut.

$$\widehat{TPT}_{it} = 3,278 \times 10^{-16} + \gamma_i + \delta_t - 0,2737TPAK_{it}^* + 0,0422RLS_{it} + 0,0002PPK_{it} \\ - 0,1554LPP_{it}^* + 0,2416PPM_{it} - 0,0044APK_{it} + 0,0839PDRB_{it} \\ + 0,5462UMK_{it}^* + 0,0435PMA_{it} + 0,0527PMDN_{it}$$

*Signifikan pada taraf nyata 5%

Hasil pendugaan parameter model pengaruh acak dua arah yang ditampilkan pada Tabel 5 menunjukkan nilai R^2 sebesar 0,4171 yang artinya peubah penjelas dalam model dapat menjelaskan peubah respon TPT di Jawa Barat sebesar 41,71%, sedangkan 58,29% sisanya dijelaskan oleh peubah lain di luar model. Peubah yang berpengaruh signifikan pada taraf nyata 5% terhadap peubah respon TPT di Jawa Barat adalah TPAK, LPP, dan UMK. Peubah TPAK memiliki hubungan negatif terhadap TPT dengan nilai koefisien sebesar 0,27368 artinya setiap kenaikan 1 persen TPAK akan menurunkan dugaan nilai rataan TPT sebesar 0,27368% dengan asumsi peubah penjelas lainnya tetap. Peubah LPP juga memiliki hubungan negatif terhadap TPT dengan koefisien sebesar 0,15540 artinya setiap kenaikan 1 persen LPP akan menurunkan dugaan nilai rataan TPT sebesar 0,15540% dengan asumsi peubah penjelas lainnya tetap. Berbeda dengan peubah UMK yang memiliki hubungan positif dengan nilai koefisien sebesar 0,54620 artinya setiap kenaikan 1 rupiah UMK akan meningkatkan dugaan nilai rataan TPT sebesar 0,54620% dengan asumsi peubah penjelas lainnya tetap.

4. Simpulan

Model pengaruh acak dengan pengaruh spesifik dua arah merupakan model terbaik yang terpilih untuk menggambarkan tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Barat tahun 2018–2022 dengan nilai R^2 sebesar 41,71%. Pengaruh spesifik dua arah menandakan bahwa tingkat pengangguran terbuka di Jawa Barat dipengaruhi oleh karakteristik masing-masing kabupaten/kota dan setiap periode waktu. Peubah-peubah yang berpengaruh signifikan terhadap TPT di Jawa Barat pada taraf nyata 5% yaitu tingkat partisipasi angkatan kerja, laju pertumbuhan penduduk, dan upah minimum kabupaten/kota.

Daftar Pustaka

- Akinwande MO, Dikko HG, Samson A. 2015. *Variance inflation factor: as a condition for the inclusion of suppressor variable(s) in regression analysis*. Open Journal of Statistics. 5: 754–767. doi: 10.4236/ojs.2015.57075.
- Arjun DA, Sifriyani, Syaripuddin. 2019. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka di Kalimantan menggunakan regresi nonparametrik *spline truncated*. Prosiding Seminar Nasional Matematika, Statistika, dan Aplikasinya; 2019 Okt 5; Samarinda, Indonesia. Samarinda: Universitas Mulawarman. hlm 115–121; [diakses 2023 Feb 11]. <http://jurnal.fmpa.unmul.ac.id/index.php/SNMSA/article/view/558/252>
- Baltagi BH. 2005. *Econometrics Analysis of Panel Data*. Ed ke-3. Chichester: John Wiley & Sons, Ltd.
- Briandi MAR. 2022. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka di kabupaten/kota Provinsi Banten tahun 2017–2021 [skripsi]. Yogyakarta (ID): Universitas Islam Indonesia.
- Brooks C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance*. Ed ke-2. New York: Cambridge University Press.
- Gujarati DN. 2004. *Basic Econometric*. Ed ke-4. New York (US): McGraw-Hill.
- Gujarati DN, Porter DC. 2009. *Basic Econometrics*. Ed ke-5. New York (NY): McGraw-Hill/Irwin.
- Hsiao C. 2003. *Analysis of Panel Data*. Ed ke-2. New York (NY). Cambridge University Press.
- Juanda B, Junaidi. 2012. *Ekonometrika Deret Waktu*. Bogor: IPB Pr.
- Kurniawan AB. 2014. Analisis pengaruh pertumbuhan ekonomi, upah minimum, dan investasi terhadap jumlah pengangguran di Kabupaten Gresik [skripsi]. Malang (ID): Universitas Brawijaya.
- Lestari A, Setyawan Y. 2017. Analisis regresi data panel untuk mengetahui faktor yang mempengaruhi belanja daerah di Provinsi Jawa Tengah. *Jurnal Statistika dan Komputasi*. 2(1): 1–11.
- Maharani R. 2022. Analisis regresi data panel pada kasus tingkat pengangguran terbuka (TPT) di Provinsi Jawa Barat. Bogor (ID): Institut Pertanian Bogor.
- Religi S, Purwanti D. 2017. Analisis perbandingan pengaruh modal dan tenaga kerja terhadap pertumbuhan ekonomi antar tipe klasifikasi kabupaten/kota. *Jurnal Aplikasi Statistika dan Komputasi Statistik*. 9(2): 66–77.
- Septiyanto WG, Tusianti E. 2020. Analisis spasial tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Jawa Barat. *Jurnal Ekonomi Indonesia*. 9(2): 119–131. doi: 10.52813/jei.v9i2.40.
- Sisnita A, Prawoto N. 2017. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka di Provinsi Lampung (periode 2009-2015). *Journal of*

- Economics Research and Social Sciences.* 1(1): 1–7. doi: 10.18196/jerss.v1i1.9057.
- Tantri E, Ratnasari V. 2016. Pengaruh indikator kependudukan terhadap tingkat pengangguran terbuka di Indonesia dengan pendekatan regresi panel. *Jurnal Sains dan Seni ITS.* 5(2): 2337–3520.
- Widayanti H. 2021. Analisis faktor-faktor yang mempengaruhi tingkat pengangguran terbuka (TPT) di kabupaten/kota Provinsi Jawa Barat tahun 2012–2019 [skripsi]. Yogyakarta (ID): Universitas Islam Indonesia.